



Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade
de Ribeirão Preto
Universidade de São Paulo

Texto para Discussão

Série Economia

TD-E 03 / 2012

**COMPETIÇÃO NA INDÚSTRIA
BRASILEIRA – MEDIDAS
AGREGADAS DE MARK UP**

Prof. Leandro Garcia Meyer



Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto
Universidade de São Paulo

Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
de Ribeirão Preto

Reitor da Universidade de São Paulo
João Grandino Rodas

Diretor da FEA-RP/USP
Sigismundo Bialoskorski Neto

Chefe do Departamento de Administração
Sonia Valle Walter Borges de Oliveira

Chefe do Departamento de Contabilidade
Vinícius Aversari Martins

Chefe do Departamento de Economia
Sérgio Kannebley Junior

CONSELHO EDITORIAL

Comissão de Pesquisa da FEA-RP/USP

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto
Avenida dos Bandeirantes, 3900
14040-905 Ribeirão Preto - SP

A série TEXTO PARA DISCUSSÃO tem como objetivo divulgar: i) resultados de trabalhos em desenvolvimento na FEA-RP/USP; ii) trabalhos de pesquisadores de outras instituições considerados de relevância dadas as linhas de pesquisa da instituição. Veja o site da Comissão de Pesquisa em www.cpq.fearp.usp.br.
Informações: e-mail: cpq@fearp.usp.br

COMPETIÇÃO NA INDÚSTRIA BRASILEIRA – MEDIDAS AGREGADAS DE MARK UP

RESUMO

Muitas análises econômicas de políticas públicas se baseiam, implícita ou explicitamente, em medidas de produtividade. No entanto, o uso de medidas de produtividade baseadas na suposição de concorrência perfeita geralmente leva a conclusões incorretas sobre a eficácia de tais políticas. Neste sentido, a presente pesquisa busca analisar, para a indústria de transformação brasileira, a divergência entre o ideal da competição perfeita e o que é efetivamente observado. Para tanto, foram utilizadas duas metodologias com dados da PIA-IBGE, uma diretamente relacionada com o resíduo de Solow, como em [Hall \(1986\)](#), e outra, envolvendo a estimação da função de produção, conforme proposto por [Loecker e Warzynski \(2009\)](#). Os resultados apontam que, em média, o preço é 2,409 superior ao custo marginal, rejeitando a validade da hipótese de concorrência perfeita para a indústria brasileira e indicando que análises que não levam em conta tal padrão de competição geram resultados viesados.

Classificação JEL: D22, D43, L13.

Palavras-chave: 1. *Mark up* 2. Função de produção 3. Setor Industrial

ABSTRACT

Many economic analysis of public polices are supported, implicitly or explicitly, by total factor productivity measures. However, the usage of such measures based on the perfect competition assumption usually leads to incorrect conclusions about these public polices efficiency. In this sense, the present research aims to analyze the differences between the ideal of perfect competition and what is observed in the Brazilian industry. This study was carried out by the Solow residual analysis, as in [Hall \(1986\)](#), and by the production function estimation, as [Loecker e Warzynski \(2009\)](#). The data used are from the PIA-Empresa for both methodologies. The results indicated that the prices are, in general, 2.409 above marginal cost, which shows that the perfect competition hypothesis is not valid for the Brazilian industry and indicate that not considering the competition pattern leads to biased results.

JEL Classification: D22, D43, L13.

Keywords: 1. Mark up 2. Production Function 3. Industrial sector

1 Introdução

Muitas análises sobre os efeitos de políticas públicas assumem, direta ou indiretamente, a premissa de concorrência perfeita nos diferentes setores da economia. Desde estudos macroeconômicos que se baseiam em estimativas de Produtividade Total dos Fatores, como por exemplo em [Filho et al. \(2010\)](#), até estudos baseados em modelos de Equilíbrio Geral Computável, como o de [Domingues et al. \(2012\)](#), todos se baseiam na suposição de preço sendo igual a custo marginal.

Esta premissa, que simplifica bastante tanto manipulações algébricas quanto cálculos numéricos, não é inócua. Um dos primeiros estudos a detalhar os problemas potenciais associados à esta simplificação foi [Hall \(1986\)](#). Além disso, já existem algumas evidências que apontam nesta direção, como os estudos de [Clezar et al. \(2010\)](#) e [Ferreira e Guillén \(2004\)](#) que estimam diferenças significativas entre preço e custo marginal para grande parte da indústria nacional, sendo que este último estudo evidencia que análises empíricas que ignoram o efeito da concorrência podem gerar resultados distorcidos.

Um exemplo de aplicação de equilíbrio geral em concorrência perfeita para avaliação de políticas públicas é o estudo de [Domingues et al. \(2012\)](#), em que os autores aplicam um modelo de equilíbrio geral ao setor industrial, obtendo estimativas do impacto da desoneração sobre a folha de salários na economia. Os resultados indicam que o impacto da desoneração fiscal é positivo. Contudo, as considerações obtidas dependem da hipótese de concorrência perfeita e, caso ela não seja válida empiricamente, a magnitude e, até mesmo, o sinal das variações simuladas deve sofrer significativas alterações.

Outro exemplo, utilizando medidas agregadas de produtividade supondo concorrência perfeita, é o debate sobre se a abertura comercial da economia brasileira teve efeitos positivos sobre a produtividade.¹ [Ferreira e Guillén \(2004\)](#) encontram evidências de que o aumento da produtividade usualmente é sobreestimado ao empregar uma metodologia que permite separar o efeito da diferença entre preço e custo marginal. Ademais, as estimativas mostram que os indicadores de competição, fator que era considerado um dos mais relevantes promotores da produtividade, não tiveram alterações significativas. Ou seja, diversos estudos empíricos sobreestimam o efeito da abertura comercial sobre a produtividade da indústria brasileira por ignorar a diferença entre preço e custo marginal. Isso ressalta a importância de se estimar a

¹Como é possível observar em [Moreira \(1999\)](#), [Ferreira e Junior \(2001\)](#), [Garcia \(2003\)](#) e [Muendler \(2004\)](#), por exemplo.

relação entre estas variáveis.

Neste sentido, o presente trabalho possui como objetivo estimar a relação entre preço e custo marginal para uma amostra grande de indústrias brasileiras, usando dados da PIA-Empresa/IBGE. Para isto, serão utilizadas duas metodologias, a primeira delas a de [Hall \(1986\)](#), diretamente baseada no conhecido Resíduo de Solow da função de produção. Tal metodologia foi utilizada em [Ferreira e Guillén \(2004\)](#) e [Clezar et al. \(2010\)](#), com a diferença que aqui são utilizados dados mais atualizados.

Outro avanço importante do presente artigo, ainda sobre a relação entre preço e custo marginal, é que se adota aqui uma metodologia robusta a evidências de retornos que não sejam constantes à escala. [Loecker e Warzynski \(2009\)](#) propõem uma forma de estimar a relação entre preço e custo marginal que parte das estimativas da função de produção, procedimento cujas conclusões não dependem dos retornos de escala.² Dessa forma, a análise do resíduo de Solow e da função de produção apresentam características complementares e devem gerar constatações relevantes sobre a relação entre preço e custo marginal.

Para obtenção de inferências sobre a relação entre preço e custo marginal da indústria brasileira, é preciso abordar os principais aspectos das metodologias a serem aplicadas. Para isso, os procedimentos de estimação do *mark up* por meio do resíduo de Solow e da função de produção são abordados a seguir. A análise será realizada em nível setorial. Por isso, as indústrias serão agrupadas em setores na seção 3, na qual também é apresentada a base de dados. Na sequência, os resultados são analisados e, por fim, a conclusão encerra a pesquisa.

2 Metodologia

2.1 Resíduo de Solow

Ao analisar dados do uso de insumos e da produção das indústrias norte-americanas, [Hall \(1986\)](#) constatou que entre 1953 e 1984 houve presença de *mark up* superior a unidade, evidenciando que a hipótese de igualdade entre preço e custo marginal não era empiricamente válida para a maior parte das indústrias americanas naquele período. Um dos principais aspectos encontrados é que, em fases de alto crescimento, as firmas produzem mais vendendo por um preço que excede o custo marginal dos insumos. Os trabalhos de [Domowitz et al. \(1986\)](#) e de [Shapiro \(1987\)](#) foram os mais relevantes que seguiram essa linha metodológica. Am-

²Até onde se conhece, o presente artigo é o primeiro a aplicar esta metodologia de [Loecker e Warzynski \(2009\)](#) para a indústria brasileira.

bos analisaram a indústria norte-americana partindo dessa abordagem e realizaram estimativas complementares que os levaram a constatações semelhantes.

Essa abordagem de estimação do *mark up* parte da análise da função de produção $Q = F(K, N; \theta)$, sendo Q o produto, K o capital, N o trabalho e θ a mudança técnica. É considerado o caso em que esta mudança não altera as taxas marginais de substituição dos fatores de produção, simplesmente aumentando ou diminuindo o produto obtido dado o uso dos insumos. É considerado também que a mudança técnica seja dada por uma taxa de crescimento acrescida de um termo que representa o choque de produtividade, definido como e_t . Seguindo o procedimento exposto em Hall (1986), as variáveis em minúsculo são definidas como a taxa de crescimento do valor agregado (Δq_{it}) e do trabalho (Δn_{it}), ambas descontadas da taxa de crescimento do capital, a contribuição do trabalho no produto é definida como $\alpha_i^n = w_i N_i / p_i Q_i$, em que w_i e p_i representam o preço do trabalho e do produto, respectivamente, e o *mark up* é considerado constante no período de análise, sendo resultado da divisão do preço pelo custo marginal ($\mu_i = p_i / x_i$). Dessa forma, chega-se à seguinte especificação:

$$\Delta q_{it} = \mu_{it} \alpha_{it}^n \Delta n_{it} + \theta_i + e_t \quad (1)$$

A equação (1) expressa a ideia básica dessa metodologia de estimação do *mark up*. Na regressão de Δq_{it} por Δn_{it} , o coeficiente obtido é a contribuição do trabalho no produto multiplicada pelo *mark up* ($\mu_i \alpha_i^n$). As estimativas de *mark up* são obtidas ao dividir o coeficiente obtido na regressão da equação (1) pela contribuição do trabalho no produto (α_i^n), que pode ser obtida diretamente dos dados. Sendo o resultado da regressão (1) a influência da variação do uso do trabalho no produto, é possível entender esse procedimento da seguinte forma: em momentos de expansão do produto, é possível que esta não seja justificada apenas pela expansão no uso de insumos, havendo espaço também para o aumento do preço em relação ao custo marginal; supõe-se então que seja possível isolar este efeito ao dividir o coeficiente da regressão pela contribuição do trabalho no produto. Neste ponto fica evidente a principal limitação da metodologia, já que retornos crescentes de escala também podem explicar que a contribuição do trabalho observada pode ser superior à calculada.

O emprego deste procedimento para estimação do *mark up* possui uma importante característica: como o trabalho e os choques de produtividade podem ser correlacionados, esta especificação requer o uso de variáveis instrumentais. Por isso é necessária a escolha de um instrumento que deva causar importantes variações no produto e no emprego e não ter correla-

ção com os choques de produtividade. Hall (1986) utilizou gastos militares, preço mundial do petróleo e partido do presidente norte-americano, variáveis que não parecem ser adequadas para o caso da indústria brasileira. Outro trabalho relevante que faz uso das variáveis instrumentais é Charles e Perloff (1993), com destaque para o uso da oferta de moeda. O uso desta variável é justificado por ser esperado que ela não ocasione nem reflita movimentações na produtividade e por poder causar importantes movimentações no produto e no emprego, uma vez que gera estímulo à demanda. Sobre a literatura nacional, o único trabalho encontrado que aborda a escolha de variáveis instrumentais para a aplicação desta metodologia é Ferreira e Guillén (2004). Apesar de os autores não utilizarem variáveis instrumentais em suas estimações por afirmarem não haver mudanças significativas nos resultados com o emprego destas, é possível encontrar no trabalho indicações sobre os instrumentos a serem utilizados, com destaque para taxa de câmbio.

2.2 Estimativas de *mark up* por meio da função de produção

De acordo com Mundlak (1963), as estimativas das elasticidades dos fatores de produção podem gerar evidências sobre concorrência. Tais evidências podem ser obtidas por meio da comparação entre as elasticidades-valor agregado dos fatores de produção e a contribuição dos insumos no valor agregado, definida pelo autor como *factor share*. Caso a hipótese conjunta de concorrência perfeita e retornos constantes de escala seja válida, estes dois valores devem ser estatisticamente iguais. Baseando-se nessa comparação, Loecker e Warzynski (2009) e Loecker (2011) propõem uma forma de mensurar o *mark up* por meio da divisão entre a elasticidade do trabalho pela contribuição deste insumo no valor agregado da seguinte forma:

$$\mu_{it} = \frac{\beta_{it}^n}{\alpha_{it}^n}, \quad (2)$$

sendo μ_i o *mark up*, β_i^n a elasticidade-valor agregado do trabalho e α_i^n a medida *factor share*. Nota-se aqui que há certa semelhança entre este procedimento e o que parte da análise do resíduo de Solow. Novamente, é considerada a influência do trabalho no produto, anteriormente obtida por meio da regressão entre as variáveis e neste caso obtida por meio da função de produção. Em ambas metodologias, as estimativas de *mark up* provém da divisão do coeficiente estimado pela contribuição do trabalho no produto obtida diretamente dos dados (*factor share*). Evidentemente, é necessário obter estimativas não viesadas das elasticidades dos fatores de

produção.

O procedimento para obtenção de estimativas não viesadas dos parâmetros da função de produção é uma área que possui literatura bastante desenvolvida. O primeiro aspecto relevante é a forma funcional considerada. No presente estudo é utilizada a função de produção Cobb-Douglas por esta ser difundida na literatura. Outro aspecto que se destaca sobre a estimação da função de produção é que a estimativa via mínimos quadrados ordinários (MQO) é viesada. Griliches e Mairesse (1995) afirmam que cada abordagem de tratamento desse viés corresponde a uma interpretação diferente sobre a fonte da endogeneidade. Dessa forma, há diversas abordagens possíveis para obtenção de tais estimativas. Na presente pesquisa, os parâmetros da função de produção foram estimados por meio da instrumentalização pela defasagem das variáveis explicativas (System GMM).

Tal abordagem faz uso da premissa de que a quantidade de um fator de produção utilizado no ano anterior tem grande correlação com a quantidade utilizada no ano seguinte e não tem correlação com os choques de produtividade do ano seguinte, o que permite a utilização das variáveis explicativas defasadas como instrumento. Seguindo essa abordagem, de acordo com Blundell e Bond (1998), há a necessidade de assumir que os choques de produtividade apresentam persistência, o que gera a especificação dinâmica da função de produção utilizada na presente pesquisa:

$$q_{it} = \beta^k k_{it} - \rho \beta^k k_{it-1} + \beta^n n_{it} - \rho \beta^n n_{it-1} + \rho q_{it-1} + (\gamma_t - \rho \gamma_{t-1}) + (\eta_i(1 - \rho) + e_{it} + m_{it} - \rho m_{it-1}) \quad (3)$$

ou

$$q_{it} = \pi_1 k_{it} - \pi_2 k_{it-1} + \pi_3 n_{it} - \pi_4 n_{it-1} + \pi_5 q_{it-1} + \gamma_t^* + (\eta_i^* + w_{it}^*) \quad (4)$$

sendo $\gamma_t^* = (\gamma_t - \rho \gamma_{t-1})$, $\eta_i^* = (\eta_i(1 - \rho))$ e $w_{it}^* = e_{it} + m_{it} - \rho m_{it-1}$. A equação (4) está sujeita a duas restrições não lineares: $\pi_2 = -\pi_1 \pi_5$ e $\pi_4 = -\pi_3 \pi_5$. Com estimativas consistentes do vetor de parâmetros $\pi = (\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4, \pi_5)$ e $var(\pi)$, estas restrições podem ser impostas e testadas para obter os parâmetros do vetor (β^n, β^k, ρ) . As restrições podem ser verificadas pelo teste dos fatores comuns (COMFAC), que possui como hipótese nula que tais restrições são satisfeitas. Esta é a especificação utilizada pelo presente trabalho para obtenção dos parâmetros da função de produção.

Conforme anteriormente destacado, as estimativas via Mínimos Quadrados Ordinários

(MQO) dos parâmetros da função de produção especificada na equação (4) são inconsistentes. O caminho apontado pela literatura foi o de retirar a primeira diferença e instrumentalizar a equação com as variáveis em nível (Anderson e Hsiao (1981) e Arellano e Bond (1991)). Apesar de corrigirem adequadamente o problema, tais metodologias usualmente apresentam resultados insatisfatórios, com baixos e insignificantes coeficientes do capital e com estimativas de retornos de escala pouco plausíveis, conforme exposto em Griliches e Mairesse (1995). De acordo com Blundell e Bond (1998), esse problema ocorre porque as séries utilizadas apresentam grande persistência, o que faz com que a variável em nível e a variável em diferença guardem pouca correlação. Para melhorar este aspecto da instrumentalização, os autores assumem condições de momento adicionais que podem ser testadas e propõem a estimação conjunta da equação em nível instrumentalizada pela defasagem das diferenças, gerando o estimador System GMM.

Este procedimento econométrico consiste em um sistema que estima a equação dinâmica da função de produção em primeira diferença instrumentalizada pelas defasagens em nível e a função de produção dinâmica especificada em nível instrumentalizada pelas diferenças defasadas das variáveis. Os autores mostram por meio de simulações que o System GMM aumenta o nível de significância dos coeficientes estimados e gera estimativas de retorno de escala mais plausíveis.

Um aspecto relevante deste procedimento é que ele aumenta o conjunto de informações utilizado na instrumentalização por supor condições de momento adicionais, sendo que sua adequabilidade depende da validade de tais condições. Para isso, o teste de Sargan e o teste de Sargan em diferenças (D-Sargan) devem ser realizados. O teste de Sargan possui como hipótese nula que as condições de momento assumidas para instrumentalização da equação em diferença são adequadas, enquanto que a hipótese nula do teste D-Sargan é que as condições adicionais de momento assumidas para instrumentalização da equação em nível são adequadas. Dessa forma, tendo sido realizada a estimação dos parâmetros, deve-se observar o COMFAC, os testes Sargan e D-Sargan. A literatura também indica a necessidade da realização do teste de autocorrelação serial de segunda ordem do resíduo AR(2), que possui como hipótese nula a não existência de autocorrelação deste termo. Este teste é necessário para avaliar a validade das premissas do modelo com relação às defasagens utilizadas na instrumentalização.

Diferente das estimativas de *mark up* obtidas por meio do resíduo de Solow, as obtidas por meio da função de produção não são afetadas pelos retornos de escala. Por isso, adicionalmente, será analisada a hipótese de retornos constantes de escala para a comparação das

estimativas. Há diferentes formas de se obter inferências a esse respeito, que vão desde o teste direto da soma dos coeficientes até abordagens mais sofisticadas. No presente estudo, lançamos mão de um teste calculado a partir da função de produção, que é rearranjada da seguinte forma:

$$q_{it} - k_{it} = \beta^n(n_{it} - k_{it}) - \rho\beta^n(n_{it-1} - k_{it-1}) + (\beta^n + \beta^k - 1)k_{it} - \rho(\beta^n + \beta^k - 1)k_{it-1} + \rho(q_{it-1} - k_{it-1}) + n_i^* + e_{it} \quad (5)$$

ou

$$q_{it} - k_{it} = \pi_1(n_{it} - k_{it}) + \pi_2(n_{it-1} - k_{it-1}) + \pi_3k_{it} + \pi_4k_{it-1} + \pi_5(q_{it-1} - k_{it-1}) + n_i^* + e_{it} \quad (6)$$

que está sujeita às restrições não lineares $\pi_2 = -\pi_1\pi_5$ e $\pi_4 = -\pi_3\pi_5$. De maneira análoga à estimação da função de produção, estas restrições podem ser testadas pelos fatores comuns (COMFAC). Neste caso, ao testarmos a restrição $\pi_4 = -\pi_3\pi_5$ está sendo indiretamente testada a hipótese de que os coeficientes β^n e β^k somam a unidade, como é possível observar ao comparar as equações (5) e (6). Esta é justamente a hipótese de retornos constantes de escala, de forma que o teste desta restrição pode ser interpretado como um teste cuja hipótese nula é de retornos constantes de escala, o que será utilizado para verificação desta hipótese.

3 Dados

Os dados utilizados no presente estudo provêm da Pesquisa Industrial Anual (PIA-Empresa). Foram consideradas as indústrias classificadas como de extração e de transformação, o que totalizou 104 indústrias. O período analisado vai de 1996 a 2007.³ A diversidade existente entre os tipos de atividades das indústrias presentes na PIA gera a necessidade do estabelecimento de critérios de agrupamento. Na Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), os dois primeiros algarismos englobam indústrias com atividades semelhantes, o que serviu como critério principal para a definição dos setores a serem analisados.

Este critério, no entanto, gerou alguns grupos com pequeno número de indústrias. Para estes casos, foi analisado se tais indústrias possuem atividades semelhantes a alguns dos setores já definidos pelo primeiro critério. As características levadas em conta são o tipo de

³Para os anos de 2008 e 2009, foram realizadas alterações significativas na classificação das indústrias, sendo que a CNAE 2.0 passou a ser utilizada no lugar da 1.0. Com isso, algumas indústrias que existiam na amostra que abrange o período entre 1996 e 2007 deixaram de existir em 2008 e 2009.

atividade realizada e o uso dos bens produzidos. Como ainda assim restaram grupos com poucas observações, estes foram classificados em um grupo denominado outros. Este grupo não gerará resultados de interesse analítico por abrigar indústrias de atividades diversas. A adoção de tais critérios gerou onze setores além do grupo composto pelas indústrias classificadas em outros. O número de indústrias em cada setor varia entre seis e doze, como é possível observar na tabela (1), que também descreve o código das indústrias que compõem cada setor.⁴

Tabela 1: Lista dos setores definidos

Setor	Nº Indústrias	Código das Indústrias
Extrativista	6	10.0; 11.2; 13.1; 13.2; 14.1; 14.2
Alimentos	9	15.1; 15.2; 15.3; 15.4; 15.5; 15.6; 15.7; 15.8; 15.9
Têxtil	12	17.1; 17.2; 17.3; 17.4; 17.5; 17.6; 17.7; 18.1; 18.2; 19.1; 19.2; 19.3
Florestal	6	20.1; 20.2; 21.1; 21.2; 21.3; 21.4
Química	9	24.1; 24.2; 24.3; 24.4; 24.5; 24.6; 24.7; 24.8; 24.9
Minerais não metálicos	5	26.1; 26.2; 26.3; 26.4; 26.9
Metalurgia básica	10	27.1; 27.2; 27.3; 27.4; 27.5; 28.1; 28.2; 28.3; 28.4; 28.9
Máquinas e equipamentos	8	29.1; 29.2; 29.3; 29.4; 29.5; 29.6; 29.7; 29.8
Eletrônico	12	30.1; 30.2; 31.1; 31.2; 31.3; 31.4; 31.5; 31.6; 31.9; 32.1; 32.2; 32.3
Equipamentos gerais	5	33.1; 33.2; 33.3; 33.4; 33.5
Veículos automotores	9	34.1; 34.2; 34.3; 34.4; 34.5; 35.1; 35.2; 35.3; 35.9
Outros	13	16.0; 22.1; 22.2; 22.3; 23.1; 23.2; 23.4; 25.1; 25.2; 36.1; 36.9; 37.1; 37.2

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da PIA.

Com as indústrias classificadas em setores, a etapa seguinte no que se refere à organização da base de dados é a descrição das variáveis utilizadas. Busca-se obter séries para valor agregado, trabalho e capital. Para o valor agregado, foi utilizado o valor da transformação industrial dividido pelo número de firmas de cada indústria. Para a construção da série trabalho foi utilizado o número médio de trabalhadores por firma multiplicado pela jornada média de trabalho de 2.112 horas/homem por ano. Para a série de capital, o presente trabalho faz uso do método do estoque perpétuo, que considera um estoque de capital para o primeiro ano da amostra, acrescentando investimentos e retirando uma taxa de depreciação fixa, gerando os valores da série para os anos restantes.

Foram calculados os coeficientes da distribuição funcional da renda para a construção

⁴A lista completa dos códigos e de suas indústrias correspondentes está disponível em <http://www.cnae.ibge.gov.br/>.

do estoque de capital para o ano inicial.⁵ O coeficiente do trabalho (α_i^n) foi obtido dividindo a massa total de salários e remunerações, incluídos encargos sociais, pelo valor adicionado. O coeficiente do capital (α_i^k) é o complementar do coeficiente do trabalho. O estoque de capital é então estimado a partir de valores conhecidos: o valor agregado, o custo total da mão-de-obra e o número médio de empregados por ano como proposto por Garcia (2003):

$$k_{it} = \frac{(q_{it})^{\frac{1}{\alpha_i^k}}}{(A_i * n_{it})^{\frac{1-\alpha_i^k}{\alpha_i^k}}} \quad (7)$$

sendo k_{it} o estoque de capital para o primeiro ano da amostra, q_{it} o valor agregado e n_{it} o trabalho.

Dessa forma, tendo o estoque de capital de 1996 calculado, é descontada uma taxa de 5% referente à depreciação, somando-se o valor investido em aquisições e melhorias do ativo imobilizado médios por firma, ambas as séries disponíveis na PIA. Chega-se então à série de capital utilizada. As médias entre os anos de 1996 e 2007 do valor agregado, do trabalho, do capital e dos coeficientes do capital e do trabalho para cada setor podem ser observadas na tabela (2).

Tabela 2: Distribuição do valor agregado, do capital (em mil R\$), do trabalho (em mil horas) médias por setor e coeficientes de distribuição funcional da renda do capital e do trabalho.

Setor	Valor Adicionado	Trabalho	Capital	α_i^n	α_i^k
Extrativista	176.877,90	335,72	83.558,10	0,382	0,618
Alimentos	5.117,57	99,06	26.327,95	0,383	0,617
Têxtil	1.437,54	55,22	5.701,67	0,299	0,701
Florestal	9.723,54	58,78	92.334,17	0,497	0,503
Química	8.699,26	61,52	38.367,98	0,351	0,649
Minerais não metálicos	3.583,50	37,34	41.637,30	0,330	0,670
Metalurgia básica	7.361,69	65,67	118.843,30	0,397	0,603
Máquinas e equipamentos	4.942,83	84,57	16.556,88	0,422	0,578
Eletrônico	5.179,94	68,59	16.928,61	0,481	0,519
Equipamentos gerais	2.167,74	40,65	6.218,02	0,441	0,559
Veículos automotores	27.224,03	205,99	253.776,40	0,441	0,559
Outros	20.662,24	77,08	101.885,80	0,480	0,500

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da PIA.

Por fim, a respeito das variáveis instrumentais a serem utilizadas na análise do resíduo de Solow, estas séries possuem as seguintes fontes: para a oferta de moeda, foi utilizada a série

⁵Foi considerada a possibilidade de integrar a média do investimento dos primeiros anos da amostra a partir de 1980 como forma de se obter o estoque de capital. Contudo, este procedimento gerou valores muito baixos e até mesmo negativos para o estoque de capital em alguns casos.

"Papel moeda em poder público"; e para a taxa de câmbio foi utilizada a "Taxa de câmbio comercial - compra - média", ambas disponibilizadas pelo Banco Central.

4 Resultados

Os resultados obtidos por meio da análise do resíduo de Solow mostraram que há influência do uso das variáveis instrumentais nos resultados. Contudo, o uso das variáveis instrumentais selecionadas gerou estimativas de *mark up* inferiores à unidade para mais da metade da amostra. Como as estimativas realizadas representam o resultado da divisão do preço pelo custo marginal, valores inferiores à unidade indicam que o custo marginal excede o preço. Este tipo de resultado não faz sentido se considerarmos que nessa situação há prejuízo para as empresas, algo que dificilmente se manteria ao longo do período analisado para uma indústria como um todo. Dessa forma, tais estimativas sugerem que há problemas com o uso de todas as variáveis instrumentais conjuntamente.

Foram obtidas então estimativas por meio do uso das variáveis instrumentais separadamente, o que permitiu observar que o uso da taxa de câmbio como instrumento não gera resultados com esse tipo de característica. Porém, seu impacto nas estimativas é bastante reduzido. Ademais, o emprego desta variável como instrumento aumenta consideravelmente o desvio padrão das estimativas de *mark up* obtidas. Por tais motivos, as estimativas consideradas adequadas para comparação com as estimativas obtidas por meio da função de produção são as calculadas sem o uso de variáveis instrumentais, da mesma forma que realizado por [Ferreira e Guillén \(2004\)](#). Fica evidente neste ponto uma das limitações da aplicação da metodologia proposta por [Hall \(1986\)](#), uma vez que há o conhecimento da presença de endogeneidade na especificação, mas a correção é impossibilitada pela dificuldade em encontrar instrumentos adequados.

Para obtenção do *mark up* por meio da função de produção em nível setorial, foi realizada a estimação dos parâmetros da função de produção por meio do System GMM para cada setor. Alguns setores apresentaram problemas na instrumentalização, o que tornou necessário a estimação com o uso de diferentes defasagens como instrumento. Na tabela 3 são apresentadas as estimativas dos coeficientes da função de produção e os testes econométricos realizados com instrumentalização a partir da segunda defasagem para a maior parte dos setores e com defasagens maiores para os setores químico, metalurgia básica, máquinas e equipamentos, eletro

eletrônico, equipamentos gerais e veículos automotores.⁶

Tabela 3: Estimativa dos parâmetros da função de produção via System GMM (t-2).

	Extrativista	Alimentos	Têxtil	Florestal	Química**	Minerais não metál.
β^n	0,925 (0,090)	0,604 (0,083)	1,137 (0,036)	1,338 (0,042)	0,787 (0,185)	0,868 (0,019)
β^k	0,207 (0,077)	0,396 (0,117)	0,339 (0,051)	0,298 (0,035)	0,531 (0,155)	0,497 (0,056)
Sargan	0,054	0,575	0,765	0,105	0,251	0,099
D-Sargan	0,568	1,000	1,000	0,324	0,966	0,549
Comfac	0,057	0,103	0,293	0,068	0,810	1,000
AR(2)	0,217	0,883	0,671	0,830	0,173	0,437
	Metal. básica***	Máq. e equi.***	Eletro eletrônico*	Equi. gerais	Veículos auto.**	Outros
β^n	1,246 (0,166)	0,768 (0,221)	0,830 (0,039)	1,073 (0,054)	1,208 (0,066)	0,867 (0,066)
β^k	0,219 (0,086)	0,290 (0,032)	0,571 (0,342)	0,405 (0,135)	0,339 (0,049)	0,378 (0,284)
Sargan	0,063	0,997	0,992	0,868	0,976	0,000
D-Sargan	0,244	0,961	1,000	0,583	0,698	0,000
Comfac	0,811	0,590	0,784	1,000	0,389	0,306
AR(2)	0,238	0,167	0,873	0,514	0,394	0,033

P-valor dos testes apresentados. Comfac: Ho = Restrições dos fatores comuns são válidas; Sargan e Hansen: Ho = Instrumentalização para GMM adequada; D-Sargan e D-Hansen: Ho = Instrumentalização para o System GMM adequada; AR(2): Não há correlação serial de segunda ordem do resíduo. Desvio padrão entre parênteses.

*A equação em diferença foi instrumentalizada a partir da quarta defasagem; **A equação em diferença foi instrumentalizada a partir da sétima defasagem; *** A equação em diferença foi instrumentalizada a partir da nona defasagem.

Fonte: Resultados da pesquisa.

O *mark up* é obtido por meio da divisão da estimativa do coeficiente do trabalho calculado pela função de produção (β_i^n) pela estimativa obtida por *factor share* (α_i^n) conforme visto na seção 2.2. Na tabela (4) são expostos os *mark ups* obtidos por meio dessa divisão, bem como os obtidos por meio do resíduo de Solow e o p-valor do teste de retornos constantes de escala.

Os resultados da tabela (4) mostram que, ao nível de significância de 5%, a hipótese de retornos constantes de escala é rejeitada para os setores veículos automotores, florestal e extrativista. Sendo esta hipótese rejeitada, a observação da soma dos coeficientes da função de produção pode ser utilizada para verificar qual hipótese é mais provável, a de retornos crescentes ou decrescentes de escala.

⁶Foram testadas diversas defasagens para instrumentalização da equação em diferença destes setores, sendo que as instrumentalizações apresentadas foram as que geraram os melhores resultados em termos dos testes econométricos e da significância dos coeficientes estimados.

Tabela 4: Retornos de escala, coeficientes da função de produção e estimativas de *mark up*.

	Retornos constantes		<i>Mark up</i>	
	de escala*	$\beta^n + \beta^k$	Resíduo de Solow	Função de produção
Veículos automotores	0,000	1,546 (0,103)	2,349 (0,053)	2,513 (0,112)
Florestal	0,021	1,636 (0,078)	3,421 (0,076)	3,812 (0,121)
Extrativista	0,002	1,132 (0,167)	3,582 (0,074)	2,417 (0,235)
Têxtil	0,294	1,476 (0,086)	2,134 (0,050)	2,289 (0,072)
Metalurgia básica	0,074	1,465 (0,252)	2,805 (0,063)	2,955 (0,394)
Equipamentos gerais	0,085	1,478 (0,175)	2,463 (0,058)	2,435 (0,089)
Alimentos	0,524	1,001 (0,200)	3,840 (0,088)	2,022 (0,277)
Química	0,950	1,318 (0,340)	3,327 (0,077)	2,383 (0,560)
Minerais não metálicos	0,053	1,365 (0,075)	3,196 (0,073)	2,187 (0,047)
Máquinas e equipamentos	0,706	1,057 (0,094)	2,234 (0,053)	1,598 (0,130)
Elétro eletrônico	0,719	1,401 (0,564)	2,635 (0,061)	1,884 (0,502)

*P-valor dos testes apresentados (Ho= retornos constantes de escala).
Desvio padrão entre parênteses.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para o setor veículos automotores, a soma dos coeficientes indica haver retornos crescentes de escala. Caso de fato isto ocorra, a estimativa da relação entre preço e custo marginal obtida por meio do resíduo de Solow deve ser subestimada. O fato de o *mark up* calculado por meio da função de produção, que não é afetado por retornos de escala, ser superior ao obtido por meio do resíduo de Solow indica que a relação entre preço e custo marginal calculada por meio do resíduo de Solow é de fato subestimada. Contudo, é importante ressaltar que os desvios padrão das estimativas de *mark up* obtidas por meio do resíduo de Solow e por meio da função de produção não permitem afirmar que há diferença estatisticamente significativa entre as estimativas.

Para o setor florestal, o *mark up* obtido por meio do resíduo de Solow é inferior ao obtido por meio da função de produção. Assim como no caso do setor veículos automotores, isto pode ser explicado pelo fato de os retornos de escala serem crescentes, o que é indicado

pela soma dos coeficientes dos parâmetros da função de produção. Isto faz com que o setor florestal seja caracterizado como um dos setores de maior *mark up* de todos analisados, com preço quase quatro vezes superior ao custo marginal.

No caso do setor extrativista, a metodologia de análise do resíduo de Solow gerou estimativas maiores em relação à metodologia da função de produção. Este fato representa que o cálculo da relação entre preço e custo marginal obtido pelo resíduo de Solow pode ser sobreestimado, o que indica presença de retornos decrescentes de escala para o setor extrativista. A soma dos coeficientes estimados pela função de produção é próxima à unidade, de forma que não é possível descartar a hipótese de retornos decrescentes de escala apesar de esta soma ser superior à unidade. Portanto, no caso do setor extrativista a análise conjunta do teste de retornos constantes de escala, dos coeficientes da função de produção e dos *mark ups* estimados indicam que a relação entre preço e custo marginal obtida pelo resíduo de Solow é sobreestimada por haver retornos decrescentes de escala neste setor.

Dessa forma, para os setores cuja hipótese de retornos constantes de escala foi rejeitada os coeficientes dos parâmetros da função de produção indicaram haver influência dos retornos de escala nas estimativas obtidas por meio do resíduo de Solow da maneira indicada por [Charles e Perloff \(1993\)](#).

Para os demais setores, a hipótese de retornos constantes de escala não foi rejeitada. Neste caso, é esperado que as estimativas *mark up* estimadas por resíduo de Solow e pela função de produção sejam próximas. É o que ocorre no caso dos setores têxtil, metalurgia básica e equipamentos gerais. Com isso, o setor de metalurgia básica também se destaca pela grande diferença entre preço e custo marginal estimada, com *mark up* próximo de três.

No caso dos setores de alimentos, químico, minerais não metálicos, máquinas e equipamentos e equipamentos gerais, as estimativas de *mark up* obtidas por meio do resíduo de Solow superam as obtidas por meio da função de produção. Isto indica que os retornos de escala podem ser decrescentes nestes casos apesar de a hipótese de retornos constantes de escala não ser rejeitada. Ao observar a soma dos coeficientes da função de produção, essa hipótese parece ser plausível apenas para alguns setores. Nos demais casos, a diferença entre as estimativas não parece ter relação com os retornos de escala, o que indica que essa diferença pode ser atribuída ao viés presente na estimação por resíduo de Solow. Este viés deveria ser corrigido por meio de variáveis instrumentais, mas permanece presente em decorrência da dificuldade em encontrar variáveis instrumentais com as características demandadas.

Pelas características das metodologias apresentadas, fica evidente que os resultados mais consistentes são os obtidos por meio da função de produção, com estimativas robustas a diferentes retornos de escala e com instrumentalização adequada. A esse respeito, uma vantagem considerável da utilização do System GMM como forma de estimar a função de produção é a possibilidade de utilizar diferentes defasagens para a instrumentalização, o que permitiu encontrar estimativas com coeficientes significativos e com estatísticas que atestam a adequabilidade da instrumentalização.

Levando em conta as estimativas de *mark up* por meio da função de produção, nove dos onze setores apresentaram preço mais do que duas vezes maior do que o custo marginal. Destaque para o setor florestal, que apresentou *mark up* de 3,812. Os setores de metalurgia básica, veículos automotores, equipamentos gerais e extrativista seguem a lista das maiores relações entre preço e custo marginal, com estimativas de 2,955, 2,513, 2,435 e 2,417, respectivamente. No grupo das estimativas intermediárias estão os setores químico, têxtil, minerais não metálicos e alimentício apresentaram, com *mark ups* de 2,383, 2,289, 2,187 e 2,022, respectivamente. Os setores com menor relação entre preço e custo marginal foram o de eletro eletrônicos, com *mark up* de 1,884 e o de máquinas e equipamentos, com estimativa de 1,598.

Considerando as estimativas obtidas por meio da função de produção, a média dos *mark ups* estimados foi de 2,409. No caso da relação entre preço e custo marginal obtida por meio do resíduo de Solow, a média de todos setores foi de 2,908. Ambas estimativas apresentaram valores próximos à média da relação entre preço e custo marginal calculada por Hall (1988) para as indústrias norte-americanas entre 1953 e 1984, que foi de 2,786 para todos os setores e de 2,450 desconsiderando os setores de transportes, comércio, serviços e finanças (setores que não foram analisados na presente pesquisa).

Dessa forma, os resultados são claros no que se refere à diferença entre preço e custo marginal. Os *mark ups* estimados, mesmo considerando seus desvios padrão, são bastante superiores à unidade. Isso representa que deve haver problemas em estudos empíricos que partem da premissa de concorrência perfeita, uma vez que esta condição possui como uma de suas principais características a igualdade entre preço e custo marginal. Ademais, para alguns setores a hipótese de retornos constantes de escala foi rejeitada, o que também é relevante já que esta hipótese é de grande importância para a aplicação empírica de diversos modelos.

5 Conclusão

Os resultados obtidos indicam que a hipótese de concorrência perfeita não é válida para a indústria brasileira. O preço e o custo marginal diferem para todos os setores analisados, com estimativas de *mark up* significativamente maiores do que a unidade. Dentre os onze setores analisados, nove apresentam preço mais do que duas vezes maior do que o custo marginal. Dessa forma, diversos trabalhos empíricos que assumem concorrência perfeita devem gerar resultados distorcidos. Conforme Hall (1986) evidencia e Ferreira e Guillén (2004) constata empiricamente para o caso da indústria brasileira, desconsiderar os aspectos concorrenciais gera viés no cálculo da produtividade e do crescimento do produto. Os estudos que assumem concorrência perfeita como uma de suas hipóteses não se limitam aos estudos de crescimento econômico, sendo que modelos de equilíbrio geral computável, como o aplicado por Domingues et al. (2012), também devem apresentar importantes alterações em suas considerações caso os efeitos da diferença entre preço e custo marginal passem a ser considerados.

Além de ressaltar a necessidade de incorporar aspectos concorrenciais nos estudos empíricos, os resultados obtidos fornecem importantes indicadores para políticas públicas. As estimativas obtidas por meio da função de produção estimaram, em média, um preço 2,409 superior ao custo marginal para a indústria brasileira de extração e transformação. Destaque para os setores florestal, veículos automotores, equipamentos gerais e extrativista, que apresentaram os preços mais altos em relação ao custo. A busca pelos fatores determinantes das estimativas de *mark up* encontradas é uma possível extensão do esforço empreendido nesta pesquisa e deve aumentar ainda mais as relevantes contribuições em termos de políticas públicas que a estimação da relação entre preço e custo marginal gera.

Acerca da discussão metodológica, ficaram evidentes as limitações da metodologia que parte do resíduo de Solow, as quais se devem principalmente à dificuldade para encontrar variáveis instrumentais com as características desejadas e ao fato de esta metodologia gerar estimativas não robustas a diferentes retornos de escala. Já a metodologia que parte da estimação dos parâmetros da função de produção demonstrou ser mais consistente, sendo robusta a diferentes retornos de escala e com instrumentalização com adequabilidade verificada por testes econométricos. Outra questão metodológica relevante é o comportamento das estimativas obtidas por meio do resíduo de Solow em relação aos retornos de escala, que estiveram em acordo com o indicado pela literatura.

REFERÊNCIAS

ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Estimation of dynamic models with error components. *Journal of the American Statistical Association*, American Statistical Association, v. 76, n. 375, p. 598–606, 1981. ISSN 01621459.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some testes of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, Vol.58, No. 2, pp 277-297, 1991.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Gmm estimation with persistent panel data: an application to production functions. *The institute for fiscal studies, Department of Economics, UCL, Working paper*, 1998.

CHARLES, H.; PERLOFF, J. M. Can market power be estimated? *Working Paper N° 689, Department of Agricultural and Resource Economics, UCB, UC Berkeley*, 1993.

CLEZAR, R. V.; TRICHES, D.; MORAES, R. Poder de mercado, escala e a produtividade da indústria brasileira entre 1994 e 2007. In: *Anpec Sul*. [S.l.: s.n.], 2010.

DOMINGUES, E. P.; CARDOSO, F. D.; SOUZA, K.; MOTTA, G. P.; CARVALHO, T. S.; SNATIAGO, F. S.; MAGALHÃES, A. S.; JUNIOR, A. A. B. Crescimento, emprego e produção setorial: efeitos da desoneração de tributos sobre a folha de salários no brasil. *Texto para discussão N°456, CEDEPLAR, UFMG*, 2012.

DOMOWITZ, I.; HUBBARD, R. G.; PETERSEN, B. C. Business cycles and the relationship between concentration and price-cost margins. *The RAND Journal of Economics*, v. 17, p. 1–17, 1986.

FERREIRA, P. C.; GUILLÉN, O. T. de C. Estrutura competitiva, produtividade industrial e liberalização comercial no brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 4, n. 58, p. 507–532, 2004.

FERREIRA, P. C.; JUNIOR, J. L. R. New evidence on trade liberalization and productivity growth. Agosto 2001. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10438/399>>.

FILHO, F. H. B.; SAMUEL, A.; VELOSO, F. A. Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira com Ênfase no capital humano - 1992-2007. *Revista Brasileira de Economia*, v. 64 (2), p. 91–113, 2010.

GARCIA, F. A evolução da produtividade total de fatores na economia brasileira: uma análise do período pós-real. *Núcleo de Pesquisas e Publicações, EAESP/FGV/NPP*, 2003.

GRILICHES, Z.; MAIRESSE, J. *Production Functions: The Search for Identification*. [S.l.], 1995.

HALL, R. E. Market structure and macroeconomic fluctuations. *Brookings Paper on Economic Activity*, v. 17, p. 285–338, 1986.

HALL, R. E. The relation between price and marginal cost in u.s. industry. *The Journal of Political Economy*, v. 96, p. 921–947, 1988.

LOECKER, J. D. Recovering markups from production data. *International Journal of Industrial Organization*, v. 29, p. 350 – 355, May 2011.

LOECKER, J. de; WARZYNSKI, F. Markups and firm-level export status. *NBER Working Paper series*, 2009. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w15198>>.

MOREIRA, M. M. A indústria nos anos 90. o que já se pode dizer. 1999. Disponível em: <http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos-conhecimento/livro/eco90_09.pdf>.

MUENDLER, M.-A. Trade, technology, and productivity: a study of brazilian manufactures, 1986-1986. *University of California, San Diego and CESifo*, February 2004.

MUNDLAK, Y. *Estimation of Production and Behavioral Functions from a Combination of Cross-Section and Time-Series Data*. [S.l.]: Stanford University Press, 1963.

SHAPIRO, M. D. Measuring market power in u.s. industry. *NBER Working Paper*, n. 2212, 1987.