

O impacto da abertura comercial sobre mark-up e produtividade industrial brasileira.

Pedro Cavalcanti Ferreira* e Osmani T. de C. Guillén†

Julho 31, 2001

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar o comportamento da indústria de transformação após as reformas implantadas na década de noventa. Verificamos se o processo de abertura gerou aumentos da produtividade média da indústria de transformação. Adicionalmente, estimamos o mark-up de diferentes setores industriais e testamos se este se modificou após a abertura comercial. Contrariamente ao que se poderia esperar nossas estimativas de mark-up revelaram uma prática não concorrencial em um número pequeno de setores. Não há indicação significativa de queda no poder de mercado destes setores após a abertura comercial. Verificou-se também aumento da produtividade em grande parte dos setores industriais após a redução das barreiras comerciais.

Abstract

This paper studies the impact of trade liberalization on the productivity and mark-up of Brazilian manufacturing industries during the nineties. We use a panel of 16 sectors from 1985 to 1997 and estimated that mark-ups are not significantly different from one in most industries, indicating perfect competition, and also that they did not change after liberalization. Moreover, we found that in a large number of sectors there were shifts in productivity after 1990.

Key words: Productivity; trade liberalization; market power

Palavras-chaves: produtividade; abertura; mark-up

Área de classificação da ANPEC: 04

Código de classificação do JEL: D24

*EPGE/FGV-RJ

†Banco Central do Brasil e EPGE/FGV-RJ

1 Introdução

A questão do aumento da produtividade industrial em um contexto de abertura comercial e crescente competição internacional vem preocupando um número crescente de economistas acadêmicos e profissionais. No que pese argumentos contrários a liberalização comercial por um pequeno mais vocal grupo de políticos, economistas e grupos de interesses, os ganhos de eficiência e os potenciais ganhos de produtividades causados pela redução de barreiras ao comércio internacional estão bem estabelecidos na literatura teórica e empírica.

Um primeiro argumento normalmente colocado por economistas a favor da flexibilização das relações comerciais, é suportado pela idéia que barreiras comerciais têm como consequência principal a redução da eficiência do setor industrial. Em primeiro lugar, em um mercado caracterizado por barreiras a entrada, com ausência de competidores internacionais, as firmas domésticas poderão ter poder de mercado e excesso de lucro. O resultado deste arranjo econômico é que as firmas poderão produzir com um mínimo de eficiência e ter o maior lucro possível a partir do seu produto dados os insumos utilizados. Em segundo lugar, em mercado caracterizados por concorrência imperfeita, proteção comercial pode atrair pequenos produtores ineficientes, que implicam em custos de produção crescentes. Como pode ser verificado amplamente na literatura, estes efeitos na organização do tecido industrial são umas das maiores causas de perda de bem-estar.

Um segundo argumento forte a favor da abertura, oriundo dos estudos clássicos de comércio internacional, sustenta que existe um elevado custo pago pela alocação de recursos de maneira equivocada em áreas nas quais o país não tem vantagem comparativa. Um terceiro argumento favorável para uma maior exposição internacional é que ela seria a principal responsável pelo incremento das taxas de crescimento motivada pela aceleração da taxa de mudança tecnológica. Em uma economia sem restrições comerciais, as empresas domésticas podem aumentar a qualidade de seus produtos e sua produtividade fazendo uso de uma gama maior de (melhores) insumos antes restritos por barreiras comerciais. Além disto, há ainda um crescimento potencial do acesso a novas tecnologias.

Finalmente, uma política de redução de tarifas de importação e de barreiras não-tarifárias, como a implantada a partir de 1990 pelo governo brasileiro, implicaria também na ampliação do mercado a um número maior de firmas, aumentando a concorrência, o que poderia vir a diminuir a as margens de lucro, o que por sua vez implicaria num aumento da eficiência alocativa da nossa economia. Isto pode ter um resultado positivo de aumento de produtividade. Do ponto de vista do consumidor, há um incremento de bem estar, porque em primeiro lugar, as firmas são obrigadas a ter um comportamento competitivo ou, em outro arranjo, poderão existir um número maior de firmas num sistema de concorrência oligopolista, levando a redução de margens de lucro. Em segundo lugar, o conjunto de escolha de produtos disponíveis cresce e espera-se que a qualidade dos produtos de uma economia aberta seja superior aos de uma fechada.

O objetivo deste artigo é analisar o comportamento da indústria de transformação perante a mudança de ambiente gerada pelas reformas implantadas na década de noventa. Em primeiro lugar, existe a preocupação de verificar se o processo de abertura gerou, como apontado pela literatura, aumentos da produtividade média da indústria de transformação¹, e se existe um deslocamento do nível de produtividade causado unicamente por estas reformas. Em segundo lugar, estimamos o mark-up de diferentes setores industriais e testamos se este se modifica após a abertura comercial. A hipótese aqui utilizada é que após a abertura o aumento da concorrência teria forçado uma queda nas margens de lucro. Em terceiro lugar, verificamos a importância de considerar a escala do setor industrial na estimação da produtividade dos diferentes setores industriais. A análise foi realizada mediante a estimação de um modelo econométrico, com dados de um painel de dezesseis setores da indústria de transformação brasileira no período 1985-1997.

Exercícios de contabilidade de crescimento que buscam analisar variações da produtividade industrial via de regra assumem concorrência perfeita e retornos constantes de escala. Entretanto, se o mercado for de fato não concorrencial antes da abertura comercial e se após esta as margens de lucro se reduzirem, os resultados neste exercício podem estar enviesados, como mostra Harrison[4]. Assim, ao levarmos em conta a estrutura concorrencial e a escala – de fato nós as estimamos – estamos adotando não só uma estrutura mais flexível mas também técnicas econométricas mais consistentes.

O presente artigo encontra-se dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda seção faz uma análise da literatura brasileira e internacional relacionada a este assunto. A terceira seção apresenta o modelo teórico proposto. A quarta seção descreve a estimação do modelo a partir de várias explicações. A quinta seção conclui o trabalho.

2 Literatura

A pesquisa pioneira de Hall [3] documenta a disparidade entre preço e custo marginal na indústria americana, encontrando que as variações cíclicas do fator mão-de-obra são menores que as variações do produto, o que revela comportamento de concorrência imperfeita. Em fases de alto crescimento as firmas produzem consideravelmente mais vendendo por um preço que excede o custo marginal dos insumos.

O estudo da relevância da competição imperfeita para modelos que estudam flutuações econômicas pode ser encontrado em Domowitz, Hubbard e Petersen [2]. Estes autores propõem uma nova metodologia para a estimação de markups do preço sobre o custo marginal e a importância de se levar em conta a influência da estrutura de mercado sobre os movimentos cíclicos do produto. Para explicar o

¹Este fato já foi explorado por Rossi e Ferreira[8].

markup em alguns setores são importantes medidas como concentração industrial, competição com produtos importados e sindicalização dos setores estudados. Os autores mostram que as margens estimadas flutuam consideravelmente sobre o ciclo e que existem diferenças substanciais entre as flutuações das margens de indústrias de bens duráveis e não duráveis.

O artigo de Harrison [4], usando um painel de firmas do setor manufatureiro da Costa do Marfim, mede as alterações das margens de lucro e a variação de produtividade que resulta da reformas comerciais de 1985. Este estudo também explora as diferenças de proteção entre os diferentes setores e o fato de que podem ser encontradas estimativas viesadas se não se leva em conta o impacto da liberalização comercial sobre a competição.

Nos artigos Tybout, Melo e Corbo [8] e Tybout e Westbrook [7] são analisados os impactos da reforma comercial sobre as variações de desempenho da indústria das economias chilena e mexicana. Uma evidência interessante é que condições macroeconômicas adversas podem mascarar os efeitos positivos das reformas comerciais. Para a economia mexicana os autores encontram que os custos médios caem, especialmente para bens comercializados com o exterior.

Existem poucos artigos que estudem os efeitos da abertura comercial sobre a produtividade da indústria brasileira. Rossi e Cavalcanti [8] analisam um painel da indústria de transformação brasileira, mostrando que o processo de abertura pode ser considerado um marco para a produtividade. Seja qual for a medida de produtividade que for utilizada, podem ser caracterizados dois períodos claramente distintos. Oprimeiro, antes da abertura comercial, onde se observa um claro processo de estagnação da produtividade e o segundo marcado por taxas de crescimento significativas após a abertura.

3 O modelo

Seguindo a metodologia proposta por Hall [3] e Harrison [4], definimos a função de produção da firma i na indústria j no tempo t :

$$Y_{ijt} = A_{jt} f_{it} G(L_{ijt}, K_{ijt}) \quad (1)$$

onde Y_{ijt} é o produto da firma i na indústria j no tempo t , que utiliza como insumos trabalho, L_{ijt} , e capital, K_{ijt} . A_{jt} é um índice de progresso tecnológico neutro no sentido de Hicks, específico da indústria, enquanto que f_{it} é um parâmetro específico da firma que permite diferenças de tecnologia entre elas. Diferenciando totalmente (1) e dividindo pelo produto da i -ésima firma Y_{ijt} ,

$$\frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} + \frac{\partial Y_{ijt}}{\partial L_{ijt}} \frac{dL_{ijt}}{Y_{ijt}} + \frac{\partial Y_{ijt}}{\partial K_{ijt}} \frac{dK_{ijt}}{Y_{ijt}} \quad (2)$$

os elementos $\partial Y_{ijt}/\partial L_{ijt}$ e $\partial Y_{ijt}/\partial K_{ijt}$ fazem parte da equação (2) porque consideramos que as empresas que detêm poder de mercado não igualam o produto

marginal ao preço do fator de produção. Assumindo que as firmas enfrentam um ambiente que pode ser descrito pelo modelo de Cournot, como mostrado no apêndice B, derivamos as seguintes condições de primeira ordem para maximização de lucro para o insumo mão de obra,

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial L_{ijt}} = \frac{w_{jt}/P(Y_{jt})}{[1 + S_{ijt}/e_j]} \mu_{ij}^L, \quad (3)$$

e capital,

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial K_{ijt}} = \frac{r_{jt}/P(Y_{jt})}{[1 + S_{ijt}/e_j]} \mu_{ij}^K \quad (4)$$

onde S_{ijt} representa a participação da i -ésima firma no produto total do setor, μ_{ij}^K e μ_{ij}^L são os mark-up sobre os fatores de produção e $P(Y_{jt})$ é o preço praticado pela firma i no setor j dado o produto de todas as outras empresas do setor. Finalmente, os preços dos fatores de produção são representados por w (salário) e r (custo de aluguel do capital). Substituindo as condições de primeira ordem (3) e (4) em (2),

$$\frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} = \frac{w_{jt}/P(Y_{jt})}{[1 + S_{ijt}/e_j]} \mu_{ij}^L \frac{dL_{ijt}}{Y_{ijt}} + \frac{r_{jt}/P(Y_{jt})}{[1 + S_{ijt}/e_j]} \mu_{ij}^K \frac{dK_{ijt}}{Y_{ijt}} + \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} \quad (5)$$

Podemos pensar numa hipótese simplificadora, que ajudará na estimação do modelo, supondo que a participação de mercado das firmas em um mesmo setor não difere muito, o que equivale a pensar que o fator de markup varia apenas entre os diferentes setores e que o markup é igual para os diferentes insumos utilizados, $\mu_{ij}^L = \mu_{ij}^K = \mu_j$,

$$\frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} = \mu_j \left[\frac{w_{jt}L_{ijt}}{P(Y_{jt})Y_{ijt}} \frac{dL_{ijt}}{L_{ijt}} + \frac{r_{jt}K_{ijt}}{P(Y_{jt})Y_{ijt}} \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} \right] + \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} \quad (6)$$

Sabemos que $w_{jt}L_{ijt}/P(Y_{jt})Y_{ijt}$ é a participação do fator trabalho no produto total, que será denotada de α_L , e $r_{jt}K_{ijt}/P(Y_{jt})Y_{ijt}$ é a participação do fator capital no produto total, que aqui será denotada de α_K ,

$$\frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} = \mu_j \left[\alpha_L \frac{dL_{ijt}}{L_{ijt}} + \alpha_K \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} \right] + \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} \quad (7)$$

Se subtrairmos a taxa de variação do capital, dK_{ijt}/K_{ijt} , de cada lado da equação (7) e rescrevermos esta equação de maneira conveniente, fazendo $\beta = \mu_j (\alpha_L + \alpha_K)$, obtemos,

$$\frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} - \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} = \mu_j \alpha_L \left[\frac{dL_{ijt}}{L_{ijt}} - \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} \right] + [\beta - 1]_{ijt} \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} + \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} \quad (8)$$

Fazendo $y = \ln(Y/K)$ e $l = \ln(L/K)$, podemos rescrever (8),

$$dy_{ijt} = \mu_j \alpha_l dl_{ijt} + [\beta - 1]_{ijt} \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} + \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} \quad (9)$$

Se β é igual a um a tecnologia possui retornos constantes de escala, i.e., a soma das participações dos fatores de produção, $\alpha_l + \alpha_k$, será igual a $1/\mu$. Na presença de concorrência perfeita, quando o fator de mark-up μ for igual a um, a medida de Solow de produtividade, dA/A , será igual a medida de produtividade estimada. Se consideramos concorrência imperfeita, $\mu_j > 1$, a estimativa de variação de produtividade, dA/A , será enviesada. Se β é maior do que um, a tecnologia é caracterizada por retornos crescentes de escala. Para estudar o comportamento das empresas perante a abertura comercial, faremos a soma das participações dos fatores igual a β , que será maior do que um sob retornos crescentes de escala e menor do que um sobre retornos decrescentes de escala.

4 Estimação

4.1 Dados

Para investigar os efeitos gerados nos diversos setores da indústria pela queda de barreiras e reforma tarifária utilizamos um painel com observações do período de 1985 a 1997 de dezesseis setores da indústria de transformação brasileira².

Da Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física (PIM-PF) extraímos dados agregados de produção de cada setor. Da Pesquisa Industrial Mensal - Dados Gerais (PIM-DG) obtivemos o pessoal ocupado na produção e o número de horas trabalhadas na produção. São utilizados dados de pessoal e total de horas empregadas na produção porque estes dados são menos sensíveis ao processo de terceirização observado neste período, e não levariam a uma superestimação da produtividade.

Como medida de capital utilizamos estimativas do "capital efetivamente utilizado" que é obtido mediante o produto da medida de utilização da capacidade, calculada pelo IBRE-EPGE, em cada setor pelo estoque de capital de cada setor. O estoque de capital foi calculado através do método do estoque perpétuo³, onde o investimento setorial é obtido a partir da Pesquisa Industrial Anual do IBGE, levando-se em conta somente o investimento em máquinas e equipamentos, os únicos dados disponíveis. Estes dados são deflacionados utilizando o deflator da formação bruta do capital fixo, disponível nos dados de contas nacionais do IBGE.

²Quais sejam: Transformação de produtos minerais não-metálicos, Metalurgia, Mecânica, Material elétrico e de comunicações, Material de transportes, Papel e papelão, Borracha, Química, Produtos farmacêuticos e veterinários, Perfumaria, sabões e velas, Produtos de materiais plásticos, Têxtil, Vestuário, calçados e artefatos de tecidos, Alimentícia, Bebidas e Fumo.

³ $\bar{K}_{i,t} = (1 - \delta)K_{i,t-1} + I_t$, usamos o capital de cada setor em 1985, adicionado o investimento em máquinas e equipamentos e levando em conta a depreciação δ .

4.2 Modelo com retornos constantes de escala

A partir da equação (8), iremos assumir, em primeiro lugar, empresas com retornos constantes de escala ($\beta = 1$), de forma que obtemos,

$$\frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} - \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} = \mu_j \alpha_l \left[\frac{dL_{ijt}}{L_{ijt}} - \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} \right] + \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} \quad (10)$$

Chamando de z o logaritmo da razão entre o produto e o fator capital, o incremento infinitesimal desta nova variável pode ser representado por $dz_{ijt} = [dY_{ijt}/Y_{ijt} - dK_{ijt}/K_{ijt}]$, enquanto que se x representa o logaritmo da razão entre os insumos trabalho e capital, seu incremento infinitesimal será $dx_{ijt} = [dL_{ijt}/L_{ijt} - dK_{ijt}/K_{ijt}]$, a equação (10) poderá ser expressa como

$$dz_{ijt} = \mu_j \alpha_l dx_{ijt} + \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} \quad (11)$$

O termo da produtividade, dA_{jt}/A_{jt} , pode ser visto como uma média do crescimento de produtividade da indústria j , que pode ser capturado por um coeficiente C_{0j} .

Para estimar o de markup de cada setor, substituímos o termo que representa o markup da indústria, μ_j , por um coeficiente C_{1j} que captará a diferença entre o preço e o custo marginal para o setor j . Para verificar se houve mudança de comportamento das firmas, como por exemplo redução da margem de markup, com a implantação do processo de abertura, incluímos um coeficiente C_{2j} que estará associado a uma variável dummy que marcará o ponto do tempo em que as medidas foram implantadas. A variável dummy de implantação da abertura comercial, aqui chamada de D , é igual a um no período 1985-1990 e igual a zero no período restante, quando assumimos que grande parte das medidas de redução e remoção de barreiras comerciais já estavam implementadas.

Para captar possíveis deslocamentos de produtividade induzidos nos diferentes setores pela reforma comercial incluímos um coeficiente C_{3j} que estará associado a dummy D . O termo específico da firma, df_{it}/f_{it} , pode ser decomposto numa constante específica de planta, g_i , e um termo aleatório, u_{it} . Com as modificações introduzidas em (11), chegamos ao modelo a ser estimado,

$$dz_{ijt} = C_{0j} + C_{1j} \alpha_l dx_{ijt} + C_{2j} D \alpha_l dx_{ijt} + C_{3j} D + g_i + u_{it} \quad (12)$$

Esperamos que, se a redução de barreiras não-comerciais e a redução de tarifas implicam em crescimento da produtividade média da indústria no período estimado, o coeficiente C_0 deva ser positivo. Se existe comportamento não competitivo, o coeficiente que mede poder de mercado, C_1 , indicará o mark-up praticado no setor, para aqueles em que o coeficiente for significativamente diferente de um. Esperamos que a estimativa do coeficiente C_2 seja negativa refletindo um comportamento mais competitivo, isto é queda do markup praticado em virtude da maior exposição a competição internacional. Finalmente, se as reformas

introduzidas implicam em um salto de produtividade dos diferentes setores, o coeficiente C_3 deve ser positivo.

4.2.1 Modelo com deslocamento de produtividade igual para todos os setores

O modelo (12) foi estimado por mínimos quadrados ordinários e variáveis instrumentais. O resultado destas duas estimações encontram-se na Tabela 1. Nesta primeira estimação impusemos a restrição de igualdade do coeficiente que mede o salto de produtividade, o que equivale a dizer que a produtividade comporta-se da mesma maneira para todos os setores após a abertura. Como estamos utilizando dados agregados por setores, a constante específica de planta é considerada igual a zero. Considerando estimativas utilizadas freqüentemente na literatura internacional, em que a participação do capital no produto total é igual a um terço e a participação do trabalho no produto total é igual a dois terços, assumimos que a participação do trabalho no produto total de cada setor, α_1 , é igual a 0,65. Para a estimação por variáveis instrumentais encontramos como melhores instrumentos, a variação da taxa de câmbio real externo, a variação da razão capital horas trabalhadas em cada setor, a variação da razão capital mão de obra utilizada em cada setor e estas variáveis defasadas.

O teste de Hausman, realizado equação por equação, é utilizado neste exercício para verificar se as estimativas por mínimos quadrados ordinários e variáveis instrumentais diferem significativamente. O resultado do teste não rejeita a hipótese de igualdade de coeficientes entre as estimativas de todas as equações estimadas, e a maioria dos coeficientes estimados pelos dois métodos apresentam um comportamento bastante semelhante. Existem porém diferenças: na estimação por variáveis instrumentais o coeficiente de poder de mercado, é significativamente diferente de um somente para um setor. Diante dos resultados obtidos, usaremos a estimação por mínimos quadrados ordinários para análise do comportamento dos diferentes setores.

O coeficiente estimado de produtividade média, C_0 , não é significativo em três setores (Material de transporte, Papel e papelão e Produtos farmacêuticos e veterinários), nos demais setores o coeficiente estimado é significativo. Como se poderia esperar os coeficientes estimados são todos positivos, mas há uma relativa dispersão nestes valores indicando diferentes padrões de produtividade por setor: a razão entre o maior e o menor coeficientes estimados (da indústria de Fumo e da de Transformação de Minerais não Metálicos, respectivamente) é de quase 90%.

O mark-up do preço sobre o custo marginal, estimado pelo coeficiente C_1 , é significativo para todos os setores da indústria de transformação. A indicação de validade do poder de mercado pode ser verificada testando para quais setores o coeficiente estimado é significativamente diferente de um. Usando o nível de significância de cinco por cento, o teste indica a prática de poder de mercado em

três setores somente (Perfumaria, sabões e velas, Vestuário, calçados e artefatos de tecidos e Fumo). Usando um nível de significância de oito por cento podemos aceitar a hipótese que também o coeficiente da indústria Têxtil é significativamente diferente de um.

O coeficiente que revela alteração no tipo de comportamento de mercado das empresas, C_2 , só é significativo para o setor de Produtos farmacêuticos e veterinários. Apesar de não ter sido obtido um coeficiente significativo de markup para este setor, o valor positivo da estimativa indica um decréscimo da margem de mark-up para este setor após da abertura.

O deslocamento de produtividade, estimado pelo coeficiente C_3 , para o qual é imposto o mesmo valor entre todos os setores, indica que houve um deslocamento positivo da produtividade de todos os setores. Em outras palavras, este resultado estaria nos dizendo que há um salto na produtividade industrial após a liberalização comercial.

Em resumo, os resultados obtidos nesta seção indicam poder de mercado em três ou quatro setores somente, com decréscimo da margem de mark-up somente no setor de produtos farmacêuticos e variação positiva de produtividade em todos os setores já que o coeficiente estimado da dummy de -0,057 indica que a produtividade total dos fatores é maior após a abertura. Neste último caso convém lembrar que imputamos valor um para os anos pré-abertura comercial.

4.2.2 Modelo com deslocamento de produtividade diferente para cada setor

Neste segundo exercício estimamos o modelo (12) por mínimos quadrados ordinários e variáveis instrumentais, permitindo que cada setor tenha seu próprio salto de produtividade, i.e., o coeficiente C_3 será diferente entre os setores. Os coeficientes estimados encontram-se descritos na Tabela 2 a seguir,

O teste de Hausman não indica que exista diferença entre os coeficientes estimados por mínimos quadrados ordinários e variáveis instrumentais, quando aplicado para cada equação. As estimações apresentam um padrão semelhante quando comparamos a interseção dos coeficientes significativos estimados, embora nas estimações por variáveis instrumentais tenha se observado uma ligeira redução dos coeficientes estatisticamente significativos.

O mark-up do preço sobre o custo marginal, estimado pelo coeficiente C_1 , não é significativo em duas indústrias (Mecânica e Material elétrico e de comunicações). Dos setores restantes, este coeficiente é significativamente diferente de um em cinco setores (Química, Perfumaria, sabões e velas, Vestuário, Calçados e artefatos de tecido, Alimentícia e Fumo). Se usarmos um nível de significância de sete por cento, podemos novamente incluir a indústria têxtil cujo coeficiente é significativamente diferente de um.

A variação do mark-up do preço sobre o custo marginal, estimada pelo coeficiente C_2 , é significativa somente para a indústria alimentícia. O coeficiente

negativo neste caso revela um acréscimo do poder de mercado, o que pode indicar, de maneira contrária a esperada, um comportamento menos competitivo desta indústria.

O deslocamento de produtividade, C_3 , indica aumento da produtividade em todos os 16 setores após a abertura comercial, embora o coeficiente estimado somente seja significativo em sete destes setores (Material de transporte, Papel e papelão, Química, Produtos de materiais plásticos, Têxtil, Vestuário, calçados e artefatos de tecidos e Alimentícia). Finalmente, o resultado para os coeficiente C_0 reproduz aqueles obtidos na seção anterior.

Sintetizando, os resultados obtidos nesta seção indicam um crescimento da produtividade média da maioria dos setores incluídos neste exercício, existe o indício de poder de mercado em seis setores industriais, a variação de mark-up é significativa para a indústria alimentícia (mas o resultado é contrário ao esperado indicando um comportamento menos competitivo desta indústria) e por último, existe um deslocamento de produtividade induzido pela abertura em sete setores industriais.

4.3 Modelo com retornos crescentes de escala

A partir da equação (8), utilizamos a mesma metodologia aplicada na seção 4.2, chamamos de z o logaritmo da razão entre o produto e o fator capital, o incremento infinitesimal que é igual a diferença desta nova variável pode ser representado por $dz_{ijt} = [dY_{ijt}/Y_{ijt} - dK_{ijt}/K_{ijt}]$, enquanto que se x representa o logaritmo da razão entre os insumos trabalho e capital, seu incremento infinitesimal será $dx_{ijt} = [dL_{ijt}/L_{ijt} - dK_{ijt}/K_{ijt}]$ e a taxa de variação do capital $dk_{ijt} = dK_{ijt}/K_{ijt}$ a equação (10) será,

$$dz_{ijt} = \mu_j \alpha_1 dx_{ijt} + [\beta - 1]_{ijt} dk_{ijt} + \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} \quad (13)$$

aproveitando a mesma notação da seção 4.2 e chamando de $C_{4j} = \beta - 1$ o coeficiente que capta a escala do setor, chegamos ao modelo a ser estimado,

$$dz_{ijt} = C_{0j} + C_{1j} \alpha_1 dx_{ijt} + C_{2j} D \alpha_1 dx_{ijt} + C_{3j} D + C_{4j} dk_{ijt} + g_i + u_{it} \quad (14)$$

O modelo (??) foi estimado pelo método de mínimos quadrados ordinários e variáveis instrumentais. O resultado destas estimações encontram-se na Tabela 3. Na estimação impusemos a restrição de igualdade do coeficiente que mede o salto de produtividade, o que equivale a dizer que a produtividade comporta-se da mesma maneira para todos os setores após a abertura. A constante específica de planta é igual a zero porque estamos utilizando dados agregados por setores.

O resultado do teste de Hausman, aplicado equação por equação, não rejeita a hipótese nula de igualdade de coeficientes entre as estimativas de todas as equações. Novamente, como nos casos anteriores, as estimações apresentam um

padrão bastante semelhante. Diante destes resultados, usaremos para análise a estimação por mínimos quadrados ordinários.

O coeficiente de produtividade média estimado, C_0 , é significativo em sete setores industriais (Metalurgia, Mecânica, Borracha, Perfumaria, sabões e velas, Vestuário, calçados e artefatos de tecido, Bebidas e Fumo). O coeficiente de poder de mercado estimado, C_1 , é significativo em oito setores industriais (Metalurgia, Mecânica, Produtos farmacêuticos e veterinários, Perfumaria, sabões e velas, Têxtil, Vestuário, calçados e artefatos de tecidos, Bebidas e Fumo), porém não é significativamente diferente de um em nenhum destes setores.

A variação do markup do preço sobre o custo marginal, estimada pelo coeficiente C_2 , é significativa somente para o setor de Produtos de materiais plásticos, revelando um acréscimo do poder de mercado, o que pode indicar como no caso anterior, e de maneira contrária a esperada, um comportamento menos competitivo desta indústria.

O deslocamento de produtividade, estimado pelo coeficiente C_3 , para o qual é imposto o mesmo valor entre todos os setores, indica que houve um deslocamento positivo da produtividade de todos os setores.

O coeficiente de escala, C_4 , apesar de significativo em quatro setores industriais, indica um resultado não esperado e pouco intuitivo pois os coeficientes estimados são menores que um, o que indicaria rendimentos decrescentes de escala..

5 Conclusão

Contrariamente a pesquisa existente, que visa concentrar-se nas implicações da abertura comercial sobre variações de produtividade da indústria, esta pesquisa amplia o leque de efeitos estudados. Além de estimarmos o poder de mercado, o que possui interesse em si mesmo, estudamos os possíveis efeitos das reformas sobre este poder de mercado, o deslocamento de produtividade induzido e a escala dos diferentes setores da indústria de transformação brasileira.

O modelo com retornos crescentes de escala apresenta um comportamento parecido com os modelos de retornos constantes de escala, mas os resultados do coeficiente de escala podem levar a interpretação que a indústria comporta-se com retornos decrescentes, este resultado pode estar sendo estimado de maneira errônea por causa da agregação dos dados.

A principal provocação deste trabalho para o ambiente acadêmico do nosso país é a de sugerir a importância da estrutura de mercado em estudos de produtividade industrial, bem como na análise de efeitos de mudanças no ambiente macroeconômico.

Referências

- [1] Bowden, R.J. e Turkington, 1984, Instrumental Variables, *Econometric Society Monographs in Quantitative Economics*.
- [2] Domowitz, I., Hubbard, R.G. e Petersen B.C., 1988, Market structure and Cyclical fluctuations in US Manufacturing, *The review of economics and statistics* v. 70, 55-66.
- [3] Hall, R.E., 1988, The relation between price and marginal cost in U.S. industry, *Journal of Political Economy* 96, no. 5, 921-947
- [4] Harrison, A.E., 1994, Productivity, imperfect competition and trade reform, *Journal of International Economics* 36, 53-73
- [5] Hsiao, C,1986, Analysis of panel data, *Econometric Society Monographs*.
- [6] Tybout, J., de Melo, J., Corbo, V., 1991, The effects of trade reforms on scale and technical efficiency. New evidence from Chile, *Journal of International Economics*, 31, 231-250
- [7] Tybout, J.R., Westbrook, M.D., 1995, Trade liberalization and the dimensions of efficiency change in Mexican manufacturing industries, *Journal of International Economics*, 39, 53-78
- [8] Rossi Jr., JL, Ferreira, PC, 1999, Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial, *Pesquisa e Planejamento Econômico* v. 29, 1-36

A Tabelas

	Estimação OLS				Estimação IV				T Hausman ^a
	C0	C1	C2	C3	C0	C1	C2	C3	
Transformação de produtos minerais não-metálicos	0.046 (0.0228)	0.919 (0.3346)	0.380 (0.5188)	-0.057 (0.0102)	0.040 (0.0292)	0.809 (0.4100)	0.542 (0.7031)	-0.059 (0.0183)	0.26
Metalurgia	0.066 (0.0203)	1.269 (0.3952)	-0.302 (0.5515)	-0.057 (0.0102)	0.068 (0.0259)	1.317 (0.5171)	-0.387 (0.8667)	-0.059 (0.0183)	0.02
Mecânica	0.055 (0.0197)	0.649 (0.2852)	0.074 (0.5058)	-0.057 (0.0102)	0.035 (0.0320)	0.436 (0.4802)	0.987 (1.2148)	-0.059 (0.0183)	1.26
Material elétrico e de comunicações	0.058 (0.0244)	0.823 (0.3940)	0.019 (1.2278)	-0.057 (0.0102)	0.052 (0.0313)	0.758 (0.5033)	4.294 (7.0733)	-0.059 (0.0183)	0.38
Material de transporte	0.024 (0.0226)	0.812 (0.2563)	0.113 (0.3216)	-0.057 (0.0102)	0.046 (0.0275)	1.015 (0.3112)	-0.349 (0.4365)	-0.059 (0.0183)	2.94
Papel e papelão	0.042 (0.0229)	0.871 (0.3832)	0.201 (0.5066)	-0.057 (0.0102)	0.042 (0.0276)	0.921 (0.5628)	0.042 (0.8439)	-0.059 (0.0183)	0.18
Borracha	0.055 (0.0202)	1.179 (0.2403)	-0.071 (0.5798)	-0.057 (0.0102)	0.041 (0.0292)	0.935 (0.3784)	0.972 (1.8790)	-0.059 (0.0183)	0.98
Química	0.066 (0.0231)	1.527 (0.5894)	-0.012 (0.6398)	-0.057 (0.0102)	0.070 (0.0257)	1.777 (0.8436)	-0.517 (1.1967)	-0.059 (0.0183)	0.29
Produtos farmacêuticos e veterinários	0.019 (0.0181)	0.986 (0.2633)	1.066 (0.5303)	-0.057 (0.0102)	0.007 (0.0205)	0.812 (0.3136)	0.734 (0.8290)	-0.059 (0.0183)	5.37
Perfumaria, sabões e velas	0.058 (0.0194)	1.489 (0.1852)	-0.041 (0.6337)	-0.057 (0.0102)	0.061 (0.0215)	1.440 (0.2067)	-0.533 (0.7464)	-0.059 (0.0183)	2.99
Produtos de materiais plásticos	0.048 (0.0210)	1.319 (0.2693)	-0.469 (0.3859)	-0.057 (0.0102)	0.059 (0.0411)	1.278 (0.6283)	-0.874 (1.2561)	-0.059 (0.0183)	5.14
Têxtil	0.067 (0.0216)	1.542 (0.3119)	-1.267 (0.7877)	-0.057 (0.0102)	0.080 (0.0277)	1.610 (0.3859)	-2.115 (1.1660)	-0.059 (0.0183)	1.83
Vestuário, calçados e artefatos de tecidos	0.051 (0.0209)	1.514 (0.2221)	-0.269 (0.4033)	-0.057 (0.0102)	0.055 (0.0249)	1.547 (0.3215)	-0.323 (0.7528)	-0.059 (0.0183)	0.08
Alimentícia	0.057 (0.0186)	1.348 (0.3006)	-0.877 (0.6603)	-0.057 (0.0102)	0.059 (0.0214)	1.347 (0.3258)	-0.783 (0.8690)	-0.059 (0.0183)	0.04
Bebidas	0.062 (0.0185)	0.822 (0.1855)	0.246 (0.3095)	-0.057 (0.0102)	0.054 (0.0208)	0.819 (0.2003)	0.388 (0.3568)	-0.059 (0.0183)	1.39
Fumo	0.087 (0.0188)	1.453 (0.1898)	-0.032 (0.2275)	-0.057 (0.0102)	0.077 (0.0213)	1.112 (0.2950)	0.510 (0.4268)	-0.059 (0.0183)	2.35

a Instrumentos: Taxa de câmbio real externa, horas trabalhadas, razão capital/horas trabalhadas, razão capital/mão de obra empregada e suas respectivas defasagens
b O valor do teste é 7,81. Um valor maior indica a rejeição da hipótese nula de igualdade de estimativa pelos dois métodos.

$$dz_{jt} = C_{0j} + 0,65 * [C_{1j} + C_{2j} D] dx_{jt} + C_{3j} D + u_{jt}$$

Tabela 1

	Estimação OLS				Estimação IV				T Hausman ^b
	C0	C1	C2	C3	C0	C1	C2	C3	
Transformação de produtos	0.037	0.837	0.446	-0.043	0.030	0.712	0.589	-0.041	0.40
minerais não-metálicos	(0.0355)	(0.4145)	(0.5460)	(0.0444)	(0.0414)	(0.4990)	(0.7165)	(0.0556)	
Metalurgia	0.063	1.249	-0.302	-0.051	0.091	1.551	-0.608	-0.109	0.80
(0.0200)	(0.3198)	(0.4218)	(0.0307)	(0.0403)	(0.5889)	(0.8781)	(0.0721)		
Mecânica	0.031	0.507	0.040	-0.001	0.001	0.123	1.165	0.017	0.68
(0.0227)	(0.2653)	(0.4465)	(0.0341)	(0.0610)	(0.7242)	(1.4796)	(0.1090)		
Material elétrico e de	0.044	0.663	0.268	-0.036	0.049	0.718	4.047	-0.054	0.27
comunicações	(0.0392)	(0.5064)	(1.2573)	(0.0469)	(0.0595)	(0.8265)	(8.1095)	(0.0771)	
Material de transporte	0.068	1.126	-0.219	-0.124	0.075	1.186	-0.459	-0.113	4.91
(0.0333)	(0.2974)	(0.3509)	(0.0410)	(0.0403)	(0.3163)	(0.3671)	(0.0651)		
Papel e papelão	0.042	0.874	0.195	-0.058	0.046	0.965	-0.039	-0.067	0.40
(0.0169)	(0.2342)	(0.3374)	(0.0237)	(0.0278)	(0.4134)	(0.6880)	(0.0499)		
Borracha	0.062	1.221	-0.123	-0.070	0.049	0.955	1.370	-0.082	0.54
(0.0271)	(0.2539)	(0.5673)	(0.0369)	(0.0506)	(0.4597)	(3.0000)	(0.1194)		
Química	0.083	1.773	-0.490	-0.098	0.083	1.940	-0.865	-0.094	0.62
(0.0167)	(0.3655)	(0.4652)	(0.0260)	(0.0197)	(0.5323)	(0.7913)	(0.0334)		
Produtos farmacêuticos e	0.011	0.960	1.048	-0.036	0.037	0.982	0.302	-0.135	3.45
veterinários	(0.0385)	(0.4446)	(0.8850)	(0.0594)	(0.0500)	(0.5548)	(1.4594)	(0.0986)	
Perfumaria, sabões e velas	0.049	1.477	-0.329	-0.026	0.041	1.384	-0.803	0.003	1.50
(0.0299)	(0.2458)	(0.9791)	(0.0562)	(0.0409)	(0.2977)	(1.1051)	(0.0934)		
Produtos de materiais	0.086	1.587	-0.734	-0.123	0.054	1.222	-0.789	-0.054	2.60
plásticos	(0.0417)	(0.4204)	(0.5589)	(0.0547)	(0.0973)	(1.2829)	(2.2559)	(0.0916)	
Têxtil	0.081	1.639	-1.036	-0.094	0.093	1.739	-2.052	-0.091	1.19
(0.0284)	(0.3496)	(0.8770)	(0.0462)	(0.0565)	(0.6442)	(1.3954)	(0.1152)		
Vestuário, calçados e	0.066	1.594	-0.410	-0.085	0.047	1.528	-0.361	-0.040	0.37
artefatos de tecidos	(0.0257)	(0.2190)	(0.3950)	(0.0357)	(0.0487)	(0.3302)	(0.7651)	(0.1004)	
Alimentícia	0.061	1.369	-0.897	-0.066	0.063	1.363	-0.863	-0.070	0.15
(0.0114)	(0.1451)	(0.3095)	(0.0168)	(0.0148)	(0.1611)	(0.4658)	(0.0310)		
Bebidas	0.045	0.775	0.336	-0.019	0.018	0.717	0.590	0.033	0.88
(0.0287)	(0.2286)	(0.3847)	(0.0433)	(0.0603)	(0.2976)	(0.5464)	(0.1401)		
Fumo	0.071	1.406	0.051	-0.021	0.052	1.126	0.461	0.010	1.42
(0.0242)	(0.1962)	(0.2425)	(0.0371)	(0.0361)	(0.3506)	(0.5090)	(0.0737)		

a Instrumentos: Taxa de câmbio real externa, horas trabalhadas, razão capital/horas trabalhadas, razão capital/mão de obra empregada e suas respectivas defasagens
b O valor do teste é 9,49. Um valor maior indica a rejeição da hipótese nula de igualdade de estimativa pelos dois métodos.

$$dz_{jt} = C_{0j} + 0,65 * [C_{1j} + C_{2j} D] dx_{jt} + C_{3j} D + u_{jt}$$

Tabela 2

	Estimação OLS					Estimação IV					T Hausman ^b
	C0	C1	C2	C3	C4	C0	C1	C2	C3	C4	
Transformação de produtos	0.040	0.620	0.066	-0.042	-0.276	0.046	1.524	1.270	-0.055	0.831	1.65
minerais não-metálicos	(0.0216)	(0.4153)	(0.6737)	(0.0109)	(0.3420)	(0.0318)	(1.0535)	(1.3559)	(0.0190)	(1.1235)	
Metalurgia	0.058	1.146	-0.376	-0.042	-0.097	0.064	1.325	0.310	-0.055	0.309	1.49
(0.0193)	(0.4383)	(0.5707)	(0.0109)	(0.3204)	(0.0302)	(0.7915)	(1.2373)	(0.0190)	(0.8844)		
Mecânica	0.058	1.016	0.227	-0.042	0.295	0.045	0.745	1.111	-0.055	0.290	0.55
(0.0200)	(0.4006)	(0.4861)	(0.0109)	(0.2152)	(0.0412)	(0.7964)	(0.9297)	(0.0190)	(0.4806)		
Material elétrico e de	0.045	0.595	-0.147	-0.042	-0.079	0.056	0.766	-1.784	-0.055	-0.029	1.74
comunicações	(0.0252)	(0.5129)	(1.5418)	(0.0109)	(0.2409)	(0.0337)	(0.6522)	(4.4855)	(0.0190)	(0.3957)	
Material de transporte	0.018	0.321	-0.096	-0.042	-0.394	0.043	1.118	-0.292	-0.055	0.112	0.31
(0.0214)	(0.3630)	(0.3488)	(0.0109)	(0.2514)	(0.0292)	(0.7650)	(0.5434)	(0.0190)	(0.6609)		
Papel e papelão	0.035	0.708	0.286	-0.042	-0.118	0.042	1.262	0.203	-0.055	0.419	2.42
(0.0216)	(0.4599)	(0.4908)	(0.0109)	(0.3724)	(0.0291)	(0.9269)	(1.0106)	(0.0190)	(1.0559)		
Borracha	0.041	0.430	-0.650	-0.042	-0.602	0.040	0.271	-0.507	-0.055	-0.787	2.63
(0.0193)	(0.3675)	(0.5962)	(0.0109)	(0.2442)	(0.0286)	(0.5905)	(1.6712)	(0.0190)	(0.5266)		
Química	0.043	1.006	-0.352	-0.042	-0.416	0.094	2.400	0.262	-0.055	0.643	0.64
(0.0450)	(1.1136)	(1.2827)	(0.0109)	(0.9297)	(0.0990)	(2.4202)	(2.9159)	(0.0190)	(2.3413)		
Produtos farmacêuticos e	0.010	2.048	0.691	-0.042	0.717	0.006	0.469	0.510	-0.055	-0.278	0.40
veterinários	(0.0171)	(0.7216)	(0.5431)	(0.0109)	(0.4490)	(0.0216)	(2.2898)	(0.8524)	(0.0190)	(1.5234)	
Perfumaria, sabões e velas	0.054	0.938	0.075	-0.042	-0.375	0.057	0.887	-0.344	-0.055	-0.425	1.07
(0.0181)	(0.3726)	(0.6105)	(0.0109)	(0.2268)	(0.0229)	(0.6174)	(0.8071)	(0.0190)	(0.4302)		
Produtos de materiais	0.030	0.223	-0.763	-0.042	-0.648	0.027	0.810	0.362	-0.055	0.074	1.51
plásticos	(0.0201)	(0.3977)	(0.3723)	(0.0109)	(0.1876)	(0.0319)	(0.6966)	(0.8364)	(0.0190)	(0.4468)	
Têxtil	0.040	1.031	-0.999	-0.042	-0.439	0.022	0.776	-0.628	-0.055	-0.642	2.33
(0.0225)	(0.3570)	(0.7488)	(0.0109)	(0.1883)	(0.0385)	(0.5641)	(1.1670)	(0.0190)	(0.3699)		
Vestuário, calçados e	0.019	1.000	-0.322	-0.042	-0.306	-0.015	0.364	-0.088	-0.055	-0.795	0.77
artefatos de tecidos	(0.0253)	(0.3588)	(0.3834)	(0.0109)	(0.1876)	(0.0429)	(0.6640)	(0.6200)	(0.0190)	(0.3994)	
Alimentícia	0.046	0.757	-0.634	-0.042	-0.411	0.049	0.718	-0.757	-0.055	-0.474	3.80
(0.0183)	(0.6446)	(0.6539)	(0.0109)	(0.4251)	(0.0263)	(1.0356)	(0.9164)	(0.0190)	(0.7230)		
Bebidas	0.056	1.059	0.318	-0.042	0.178	0.053	0.974	0.361	-0.055	0.108	4.22
(0.0175)	(0.4471)	(0.2935)	(0.0109)	(0.2849)	(0.0237)	(0.9878)	(0.3753)	(0.0190)	(0.6729)		
Fumo	0.079	1.210	-0.077	-0.042	-0.217	0.081	1.319	-0.090	-0.055	-0.135	1.35
(0.0178)	(0.2895)	(0.2272)	(0.0109)	(0.2218)	(0.0225)	(0.3811)	(0.2940)	(0.0190)	(0.3102)		

a Instrumentos: Taxa de câmbio real externa, horas trabalhadas, razão capital/horas trabalhadas, razão capital/mão de obra empregada e suas respectivas defasagens

b O valor do teste é 9,49. Um valor maior indica a rejeição da hipótese nula de igualdade de estimativa pelos dois métodos.

$$dz_{jt} = C_{0j} + 0,65 * [C_{1j} + C_{2j} D] dx_{jt} + C_3 D + C_4 dk_{jt} + u_{it}$$

Tabela 3

B Problema de maximização das firmas

Se assumimos que as firmas do ambiente a ser modelado comportam-se segundo o modelo proposto por Cournot, o problema de maximização da i -ésima firma do setor j deverá levar em conta, o preço do produto do setor j , que é função da soma do produto de todas as firmas participantes deste setor, e o custo que a firma incorre no mercado de fatores. Em linguagem matemática podemos escrever o problema da firma como,

$$\underset{Y_{ijt}}{\text{Maximizar}} \Pi_i(Y_{1jt}, Y_{2jt}, \dots, Y_{njt}) = P(Y_{jt}) Y_{ijt} - C_i(Y_{ijt})$$

$$Y_{jt} = \sum_{i=1}^n Y_{ijt}$$

$$C_i(Y_{ijt}) = w_{jt}L_{ijt} + r_{jt}K_{ijt}$$

como a firma não é perfeitamente competitiva, o produto marginal será maior que o custo do fator,

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial K_{ijt}} \left[\frac{\partial P(Y_{jt})}{\partial Y_{ijt}} \frac{Y_{ijt}}{P(Y_{jt})} + 1 \right] P(Y_{ijt}) > r_{jt}$$

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial L_{ijt}} \left[\frac{\partial P(Y_{jt})}{\partial Y_{ijt}} \frac{Y_{ijt}}{P(Y_{jt})} + 1 \right] P(Y_{ijt}) > w_{jt}$$

seja S_{ijt} a participação da i -ésima firma no produto total do setor, o produto da i -ésima firma pode ser escrito como $Y_{ijt} = S_{ijt}Y_{jt}$,

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial K_{ijt}} \left[\frac{\partial P(Y_{jt})}{\partial Y_{ijt}} \frac{S_{ijt}Y_{jt}}{P(Y_{jt})} + 1 \right] = \frac{\partial Y_{ijt}}{\partial K_{ijt}} \left[\frac{S_{ijt}}{e_j} + 1 \right] > \frac{r_{jt}}{P(Y_{jt})}$$

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial L_{ijt}} \left[\frac{\partial P(Y_{jt})}{\partial Y_{ijt}} \frac{S_{ijt}Y_{jt}}{P(Y_{jt})} + 1 \right] = \frac{\partial Y_{ijt}}{\partial L_{ijt}} \left[\frac{S_{ijt}}{e_j} + 1 \right] > \frac{w_{jt}}{P(Y_{jt})}$$

seja $\mu_{jt}^K > 1$ e $\mu_{jt}^L > 1$ fatores de "mark-up" tais que,

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial K_{ijt}} \left[\frac{S_{ijt}}{e_j} + 1 \right] = \frac{r_{jt}}{P(Y_{jt})} \mu_{ij}^K \implies \frac{\partial Y_{ijt}}{\partial K_{ijt}} = \frac{r_{jt}/P(Y_{jt})}{[1 + S_{ijt}/e_j]} \mu_{ij}^K \quad (16)$$

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial L_{ijt}} \left[\frac{S_{ijt}}{e_j} + 1 \right] = \frac{w_{jt}}{P(Y_{jt})} \mu_{ij}^L \implies \frac{\partial Y_{ijt}}{\partial L_{ijt}} = \frac{w_{jt}/P(Y_{jt})}{[1 + S_{ijt}/e_j]} \mu_{ij}^L \quad (17)$$