



Universidade de Brasília  
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da  
Informação e Documentação - FACE  
Departamento de Economia

CÁLCULO DA ELASTICIDADE DE SUBSTITUIÇÃO DA INDÚSTRIA BRASILEIRA E DUAS  
APLICAÇÕES AO COMÉRCIO INTERNACIONAL

VINÍCIUS LUIZ ANTUNES ARAÚJO

BRASÍLIA

AGOSTO DE 2014



Universidade de Brasília  
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da  
Informação e Documentação - FACE  
Departamento de Economia

CÁLCULO DA ELASTICIDADE DE SUBSTITUIÇÃO DA INDÚSTRIA BRASILEIRA E DUAS  
APLICAÇÕES AO COMÉRCIO INTERNACIONAL

VINÍCIUS LUIZ ANTUNES ARAÚJO

ORIENTADOR: PROFESSOR DR. MAURÍCIO BARATA DE PAULA PINTO

Dissertação apresentada ao Departamento de  
Economia da Universidade de Brasília, como  
requisito parcial para conclusão do curso de  
mestrado em Economia

BRASÍLIA

AGOSTO DE 2014

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central da Universidade de  
Brasília. Acervo 1017486.

Araújo, Vinícius Luiz Antunes  
A663c Cálculo da elasticidade de substituição da indústria  
brasileira e duas aplicações ao comércio internacional  
/ Vinícius Luiz Antunes Araújo. -- 2014.  
vi, 70 f. : il. ; 30 cm.

Dissertação (mestrado) - Universidade de Brasília,  
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade  
e Ciência da Informação e Documentação, Departamento  
de Economia, 2014.

Inclui bibliografia.

Orientação: Maurício Barata de Paula Pinto.

1. Elasticidade (Economia). 2. Indústrias - Brasil.  
3. Comércio internacional. I. Pinto, Maurício Barata  
de Paula. II. Título.

CDU 339.5



Universidade de Brasília  
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da  
Informação e Documentação - FACE  
Departamento de Economia

CÁLCULO DA ELASTICIDADE DE SUBSTITUIÇÃO DA INDÚSTRIA BRASILEIRA E DUAS  
APLICAÇÕES AO COMÉRCIO INTERNACIONAL

VINÍCIUS LUIZ ANTUNES ARAÚJO

BANCA EXAMINADORA:

PROFESSOR MAURÍCIO BARATA DE PAULA PINTO (ORIENTADOR)

Universidade de Brasília

PROFESSOR MOISÉS DE ANDRADE RESENDE FILHO

Universidade de Brasília

PROFESSOR TITO BELCHIOR SILVA MOREIRA

Universidade Católica de Brasília

BRASÍLIA

AGOSTO DE 2014

## AGRADECIMENTOS

Agradeço inicialmente ao meu orientador, Professor Maurício Barata de Paula Pinto, pela paciência, pelos ensinamentos e, sobretudo, pela dedicação a este trabalho. A convivência com o Professor Maurício durante esses anos de vida acadêmica foi um grande privilégio. Agradeço também ao Professor Moisés de Andrade Resende Filho e ao Professor Tito Belchior Silva Moreira por participarem da minha banca examinadora e pelas sugestões dadas a essa dissertação. Todos os erros e omissões presentes, porém, são de inteira responsabilidade do autor.

Meus agradecimentos a Fábio Pereira Leitão por disponibilizar os dados usados em sua dissertação. Sem eles, esse trabalho não seria possível.

Agradeço ao corpo docente e aos funcionários do Departamento de Economia da Universidade de Brasília, bem como aos colegas do mestrado.

Por fim, agradeço à minha família e aos meus amigos pelo contínuo e irrestrito apoio, essenciais para a conclusão deste trabalho.

## RESUMO

Esse trabalho tem dois propósitos. O primeiro é testar a validade da hipótese de Rodrik para o setor industrial brasileiro. Rodrik (1997) afirma que setores de uma economia mais expostos ao comércio internacional possuem curvas de demanda por trabalho mais elásticas que setores menos expostos. O segundo objetivo é testar, usando a metodologia proposta por Minhas (1961), a hipótese de irreversibilidade da intensidade de uso dos fatores, pressuposto essencial à teoria de comércio internacional de Heckscher-Ohlin. Em poucas palavras, a hipótese afirma que se, para um preço relativo entre trabalho e capital, uma indústria possui maior intensidade de capital do que outra, então essa relação vale para qualquer preço relativo entre trabalho e capital. Usamos dados do IBGE para a indústria brasileira desagregados por quatro dígitos da CNAE para a estimação do parâmetro de interesse: a elasticidade de substituição entre capital e trabalho. Também construímos cinco medidas de abertura comercial: a tarifa nominal, a tarifa real, a tarifa efetiva, o coeficiente de penetração e o coeficiente de terceirização. Conclui-se que ambas as hipóteses são razoáveis para os dados brasileiros.

Palavras-chave: demanda por trabalho, comércio internacional, elasticidade de substituição entre capital e trabalho, hipótese de Rodrik, hipótese de irreversibilidade da intensidade de uso dos fatores

## ABSTRACT

This dissertation has two main objectives. The first is to test the validity of Rodrik's hypothesis for the Brazilian manufacturing sector. Rodrik (1997) states that sectors of a given economy will face a more elastic labor demand curve as more open they are to international trade. The second goal is use the methodology in Minhas (1961) to test the no factor-intensity reversal hypothesis, a crucial point in the Heckscher-Ohlin's theory of trade. Briefly speaking, this hypothesis states that if, for a relative price between capital and labor, an industry has more capital intensity than another then this relationship holds for any relative price between capital and labor. We use data from the IBGE (government's statistical office) for the manufacturing industry disaggregated by four digits of the CNAE (classification of industrial aggregates) and a CES production function for the estimates of the parameter of interest: the elasticity of substitution between capital and labor. Also we construct five measures of openness to trade: the legal tariff, the real tariff, the effective tariff, the coefficient of penetration and the outsourcing coefficient. We conclude that both hypothesis holds fairly well with the Brazilian data.

Keywords: labor demand, international trade, elasticity of substitution between capital and labor, Rodrik's hypothesis, no factor-intensity reversal hypothesis

## SUMÁRIO

ÍNDICE DE TABELAS	v
INDICE DE FIGURAS	vi
INTRODUÇÃO	1
PARTE I	2
1 Considerações teóricas	2
2 Revisão de literatura	8
3. Metodologia	16
3.1 Dados	22
3.1.1 Produto, emprego e salário	22
3.1.2 Medidas de abertura comercial	24
4. Resultados	28
PARTE II	36
1. Considerações teóricas	36
2 Revisão de literatura	48
3. Metodologia	52
4. Resultados	57
CONCLUSÃO	64
BIBLIOGRAFIA	66

## ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1 - Resumo dos estudos empíricos da hipótese de Rodrik	14
Tabela 2 – Resumo estatístico das variáveis de abertura comercial	27
Tabela 3 - Estimação por MQO da equação (4.1)	29
Tabela 4 - Estimação por efeitos fixos da equação (4.4)	30
Tabela 5 - Estimação por Arellano-Bond da equação (4.5)	32
Tabela 6 - Estimação por Arellano-Bond da equação (4.8)	34
Tabela 7 - Taxa de crescimento do investimento por divisão da CNAE	54
Tabela 8 - Estimação de (7.16) por SUR com 2 setores	58
Tabela 9 - Estimação de (7.16) por SUR com 3 setores	59
Tabela 10 - Pontos de reversibilidade para 3 setores	60
Tabela 11- Estimação de (7.16) por SUR com 6 setores	60
Tabela 12 - Pontos de reversibilidade para 6 setores	61
Tabela 13 - Estimação de (7.16) por SUR com 12 setores	62
Tabela 14 - Pontos de reversibilidade para 12 setores	63

## ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 - Solução do sistema (5.13) com a HIF	39
Figura 2– Solução do sistema (5.13) sem a HIF	40
Figura 3 – Cones de diversificação com a HIF	41
Figura 4 – Cones de diversificação sem a HIF	42
Figura 5 – EMI com 2 setores	46
Figura 6 – EMI com $N$ setores	47
Figura 7 – Gráfico da equação (7.17) para 3 setores	59
Figura 8 – Gráfico da equação (7.17) para 6 setores	61
Figura 9 – Gráfico da equação (7.17) para 12 setores	63

## INTRODUÇÃO

O objetivo dessa dissertação é propor dois métodos empíricos para duas hipóteses teóricas de comércio internacional. A primeira hipótese, exposta em Rodrik (1997), afirma que a abertura comercial tende a tornar a demanda por trabalho mais elástica, potencializando os efeitos negativos de um choque exógeno à economia sobre o mercado de trabalho, especialmente sobre os detentores do fator trabalho. Chamaremos essa hipótese de hipótese de Rodrik.

A segunda hipótese tratada nesse trabalho será a hipótese de irreversibilidade da intensidade de uso dos fatores, abreviada por HIF. Essa é uma hipótese fundamental ao modelo clássico de comércio internacional de Heckscher-Ohlin, assim como em suas extensões. A HIF basicamente afirma que podemos ordenar os bens produzidos pela economia com base na razão capital-trabalho independentemente do preço relativo entre fatores de produção. Isto é, dado que, para determinado preço relativo, a razão capital-trabalho envolvida na produção de um bem é maior do que em outro, ela o será para qualquer preço relativo. A HIF é fundamental para os principais teoremas do modelo.

Dessa forma, estruturaremos essa dissertação em duas partes. A primeira tratará da hipótese de Rodrik e será separada em quatro seções. A primeira seção tratará dos argumentos teóricos da hipótese, onde procuraremos mostrar os possíveis canais do comércio internacional sobre a elasticidade da demanda por trabalho. Na segunda seção, mostraremos a revisão de literatura sobre o tema, principalmente o teste proposto por Slaughter (2001). Na terceira seção, trataremos da metodologia, expondo os motivos para a utilização, de forma gradual, dos estimadores de mínimos quadrados ordinários, de efeitos fixos e de Arellano-Bond. Por fim, serão apresentados os resultados.

A segunda parte também seguirá a estrutura em quatro seções. Na primeira, apresentaremos o papel da HIF dentro do modelo de Heckscher-Ohlin e em suas extensões. Na segunda seção, revisaremos a literatura sobre o tema e apresentaremos o teste de Minhas (1962), que será a inspiração do teste proposto por essa dissertação. Na terceira seção, apresentaremos a metodologia de estimação através da técnica de *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR), bem como a proposta de teste da HIF. Finalmente, na quarta seção serão apresentados os resultados.

Por fim, faremos uma breve conclusão dos resultados das duas partes e buscaremos responder se essas duas hipóteses são plausíveis. Apesar de aparentemente não relacionadas, as duas partes estão ligadas pela metodologia empregada. Em ambos os casos, utilizaremos uma função de produção CES para estimar o parâmetro de interesse: a elasticidade de substituição entre capital e trabalho. Além disso, em ambos os testes usaremos a Pesquisa Industrial Anual – Empresas (divulgada pelo IBGE) para os anos de 1997 a 2010. Inovaremos aqui pela desagregação utilizada: trataremos os dados de mais de 250 classes da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE).

## PARTE I

### 1 Considerações teóricas

Rodrik (1997) argumenta que os efeitos do comércio internacional sobre o mercado de fatores de produção vão além dos preditos pelo modelo teórico de Heckscher-Ohlin. Na realidade, a questão redistributiva que emerge através do teorema de Stolper-Samuelson, ponto extensamente abordado pela literatura empírica<sup>1</sup>, não exaure todas as possibilidades de pesquisa em relação à abertura comercial e seus resultados sobre o mercado de trabalho.

Rodrik postula que a abertura econômica não altera apenas as quantidades e os preços dos fatores utilizados na produção nacional, mas também a elasticidade preço da demanda dos respectivos fatores de produção, em especial a elasticidade preço da demanda por trabalho. Posto de outra forma, a hipótese de Rodrik afirma que países ou setores de uma economia mais abertos ao comércio internacional possuem, em módulo, maior elasticidade preço da demanda por trabalho.

Apesar de reconhecer e aceitar os ganhos de bem-estar promovidos pelo comércio internacional, Rodrik se atenta aos possíveis malefícios sobre trabalhadores advindos de uma demanda por trabalho mais elástica. São enumerados três canais. Primeiro, uma demanda por trabalho mais elástica faz com que os custos de um imposto sobre a folha salarial, por exemplo, se movam do empregador para o empregado. Em segundo lugar, choques exógenos sobre a demanda por trabalho tornam os efeitos sobre o emprego ou sobre os salários mais voláteis. Por fim, uma maior elasticidade da demanda por trabalho diminui o poder de barganha do trabalho sobre a distribuição da renda de firmas que possuem lucros extranormais.

É interessante notar que a discussão em torno da hipótese de Rodrik se estende além da questão redistributiva do comércio entre países industrializados e não industrializados. Como ditado pelo modelo tradicional de Heckscher-Ohlin, é o comércio entre países com dotações relativas diferentes entre capital e trabalho (ou entre trabalho qualificado e não qualificado, para analisar o diferencial de renda) que motiva o efeito magnificação, isto é, um aumento mais que proporcional do preço do insumo utilizado intensamente no bem exportado com relação ao preço do bem exportado.

Por outro lado, o aumento em módulo da elasticidade da demanda por trabalho ocasionado pelo comércio internacional independe das dotações de fatores de produção. Esse é um fenômeno mais geral, consequência de um ambiente econômico mais integrado. Posto de outra forma, Rodrik defende que a abertura internacional facilita a substituição de fatores nacionais por fatores importados através do comércio de bens, de fluxos de capitais, da possibilidade de terceirização, imigração e implementação de novas tecnologias de produção.

---

<sup>1</sup> Em Baldwin (2008) é feita uma ampla revisão sobre essa literatura.

Críticas podem ser levantadas contra a esse argumento, como faz Panagariya (1999) ao mostrar que a hipótese de Rodrik é somente um caso específico dentro de um modelo do tipo Heckscher-Ohlin ou de fatores específicos<sup>2</sup>. Além disso, ao se preocupar somente com a volatilidade do emprego, Rodrik esquece de observar o potencial efeito na geração de novos postos de trabalho que advém do comércio internacional. Dessa forma, o suposto malefício da volatilidade poderia ser mais do que compensado pelo benefício na criação de novos empregos. Outro ponto a se destacar é a necessidade de um paradigma de equilíbrio parcial para o argumento de Rodrik, enquanto que modelos de equilíbrio geral são mais adequados para a avaliação dos efeitos da abertura comercial sobre uma economia.

Os canais mencionados anteriormente condensam boa parte do receio comum em relação ao comércio internacional. O recente comércio com a China, por exemplo, trouxe receios<sup>3</sup> ao setor industrial no Brasil, levando setores da indústria de transformação a recorrer a medidas de *antidumping* contra produtos chineses<sup>4</sup>. Entretanto, devemos tornar apropriado esse argumento. Considerando apenas dois fatores de produção (capital e trabalho), em primeiro lugar vamos mostrar, através de uma função de produção CES, como a elasticidade preço da demanda por trabalho pode ser separada em dois efeitos: efeito substituição e efeito escala.

A função CES com retornos constantes de escala é descrita por:

$$Y = [\alpha L^\rho + (1 - \alpha)K^\rho]^{\frac{1}{\rho}}, 0 < \alpha < 1, -\infty < \rho < 1 \quad (1.1)$$

Assumindo competição perfeita, os fatores são remunerados por sua produtividade marginal. Dessa forma, sendo  $p$  o preço do produto:

$$r = p(1 - \alpha)Y^{1-\rho}K^{\rho-1} \quad (1.2)$$

$$w = p\alpha Y^{1-\rho}L^{\rho-1} \quad (1.3)$$

As parcelas do trabalho e do capital sobre a renda podem ser escritas como:

$$s_K = \frac{rK}{pY} = (1 - \alpha) \left(\frac{K}{Y}\right)^\rho \quad (1.4)$$

$$s_L = \frac{wL}{pY} = \alpha \left(\frac{L}{Y}\right)^\rho = 1 - s_K \quad (1.5)$$

Tomando o diferencial total de (1.1) e fazendo as substituições adequadas<sup>5</sup>, teremos:

$$d\ln L = d\ln Y - s_K(d\ln K - d\ln L) \quad (1.6)$$

<sup>2</sup> Por outro lado, ao afirmar que a hipótese de Rodrik não é um caso geral, essa crítica torna a investigação empírica mais interessante ainda.

<sup>3</sup> . Esse mesmo receio esteve presente, por exemplo, no comércio entre EUA e Japão na década de 80.

<sup>4</sup> As resoluções de medidas *antidumping* podem ser acessadas no site <http://www.camex.gov.br>.

<sup>5</sup> Basta ver que  $dY = Y^{1-\rho} \left[ \alpha L^\rho \frac{dL}{L} + (1 - \alpha)K^\rho \frac{dK}{K} \right] \Rightarrow \frac{dY}{Y} = d\ln Y = \alpha \left(\frac{L}{Y}\right)^\rho \frac{dL}{L} + (1 - \alpha) \left(\frac{K}{Y}\right)^\rho \frac{dK}{K}$

Considerando que a elasticidade preço da demanda pelo produto é dada por  $\eta = \left| \frac{d \ln Y}{d \ln p} \right|$ , podemos reescrever a equação como (1.6):

$$d \ln L = -\eta d \ln(p) - s_K(d \ln K - d \ln L) \quad (1.7)$$

Como queremos derivar a elasticidade da demanda por trabalho, estamos interessados na mudança percentual da quantidade demanda dado um aumento percentual do preço trabalho e mantido o preço do capital constante. Dessa forma,  $dr = 0$ . Além disso, sabemos que em concorrência perfeita a condição de lucro zero dita que  $p = (wL + rK)/Y$ . Diferenciando totalmente essa equação, chegaremos a:

$$d \ln(p) = s_L d \ln(w) \quad (1.8)$$

Tomando a razão entre as equações (1.3) e (1.2), chegaremos a:

$$\frac{w}{r} = \frac{\alpha L^{\rho-1}}{(1-\alpha)K^{\rho-1}} \quad (1.9)$$

Como a elasticidade de substituição entre capital e trabalho é definida por  $d \ln \left( \frac{K}{L} \right) / d \ln \left( \frac{w}{r} \right) = \sigma$ , vemos que  $\sigma = 1/(1 - \rho)$ . Usando essa relação e diferenciando totalmente a equação (1.9), teremos:

$$\ln K - \ln L = \sigma \ln w \quad (1.10)$$

Substituindo (1.8) e (1.10) em (1.7) e sabendo que  $s_K = (1 - s_L)$  concluiremos que a elasticidade preço da demanda por trabalho é igual a:

$$\frac{d \ln L}{d \ln w} = \eta_{LL} = -(1 - s_L)\sigma - \eta s_L \quad (1.11)$$

O primeiro termo da direita representa o efeito substituição. Pela própria definição de  $\sigma$ , é a elasticidade preço da demanda por trabalho com o produto constante. Percebe-se, portanto, que, tudo mais constante, quanto maior for a facilidade de substituição entre dois insumos, maior (em módulo) a elasticidade preço da demanda por trabalho. Dessa forma, o efeito substituição é uma consequência da primeira lei da demanda derivada de Hicks-Marshall.

O segundo termo da direita representa o efeito escala. É uma consequência da segunda lei da demanda derivada de Hicks - Marshall: a demanda por um fator de produção é menos elástica quando a demanda pelo produto é menos elástica. Observe que  $\eta$  é a elasticidade preço da demanda pelo produto da indústria (e não da firma), e, dessa forma,  $\eta < \infty$ . Percebemos também que se o valor absoluto da elasticidade preço da demanda pelo produto excede o valor da elasticidade de substituição entre capital e trabalho, a curva de demanda é mais elástica quanto maior for a parcela do trabalho sobre a renda.

Sabemos que um efeito notório do comércio internacional é o aumento da elasticidade preço da demanda pelo produto via maior competição entre firmas (Panagariya *et. al.* (2001)).

Isto é, sendo  $e$  uma medida qualquer de abertura comercial, a experiência empírica mostra que  $\partial\eta/\partial e \geq 0$ . Como  $\partial\eta_{LL}/\partial\eta < 0$ , estamos admitindo que, via efeito escala, a abertura comercial atuará no sentido de, pelo menos, não deixar a curva de demanda por trabalho menos elástica.

Retornando à equação (1.11), vamos assumir que a parcela do trabalho na renda ( $s_L$ ) independente da variável de abertura comercial. Essa última hipótese pode parecer pouco razoável, ainda levando em conta que o comércio internacional de fato influencia o movimento intersetorial, ou seja, o movimento entre indústrias, como mostrado por Jean (2000)<sup>6</sup> (entretanto, isso não é um consenso empírico, como mostra Wacziarg e Wallack (2004)).

Porém, como o período considerado nesse estudo é reduzido (no máximo 14 anos), a hipótese da constância de  $s_L$  é mais plausível. De fato, regredindo  $s_L$  contra o tempo, em apenas 8 indústrias (tomadas a 2 dígitos da CNAE, totalizando 26 agregados) percebeu-se uma correlação significativa (a 5%)<sup>7</sup>. Além disso, quando significativos, os coeficientes eram de pequena magnitude, restringindo-se ao intervalo [-0,006 , 0,002].

Com a argumento do parágrafo anterior e diferenciando a equação (1.11) com relação à variável de abertura comercial  $e$ , chega-se a :

$$\frac{\partial\eta_{LL}}{\partial e} = -(1 - s) \frac{\partial\sigma}{\partial e} - s \frac{\partial\eta}{\partial e} \quad (1.12)$$

Sabendo que  $\partial\eta/\partial e \geq 0$ , resta saber o sinal e a significância de  $\partial\sigma/\partial e$ . De fato, o canal entre a abertura comercial e a elasticidade de substituição foi pouco explorado pela literatura. Modelos teóricos de crescimento, como o de Grossman e Helpman (1993), mostram que, sob certas condições, o comércio internacional impulsiona o crescimento econômico através de inovações. Obviamente, essa relação é ligada à mudança tecnológica, porém o modelo não faz menção direta à elasticidade de substituição.

É intuitivo pensar que o comércio internacional ao expandir a gama de bens intermediários torne mais fácil a substituição entre capital e trabalho, ao expandir também o conjunto de técnicas de produção. Entretanto, a experiência empírica pode se mostrar contrária a essa ideia. Em Falk e Koebel (2002), além das próprias elasticidades preço-cruzada da demanda por fatores nacionais (trabalho heterogêneo e capital) se mostrarem pouco sensíveis ao preço dos insumos importados, a elasticidade preço-cruzada da demanda por trabalho em relação ao preço do capital permaneceu constante no período considerado. Conclui-se, portanto, que o efeito do comércio sobre a mudança na técnica de produção foi, no máximo, secundário.

---

<sup>6</sup> Não cabe aqui invocar a lei de Bowley, já que estamos tratando de setores da economia, e não da economia como um todo.

<sup>7</sup> Slaughter (1999) também desconsidera o efeito do comércio sobre  $s_L$  em sua análise, usando o seguinte argumento: como o comércio altera os preços dos bens, ele também altera o preço relativo dos fatores. Com isso, os setores mudam a composição dos fatores na produção. Dessa forma, o efeito do aumento de preço é compensado pela diminuição do uso do fator.

Essa aparente contradição pode ser explicada por Saam (2008). Nesse trabalho é considerado um modelo Heckscher-Ohlin com dois países, dois fatores de produção e tecnologia idêntica, porém com dois bens intermediários, transacionáveis entre países, e um bem final, não comercializável. A tecnologia de produção de cada bem é dada por uma função CES da seguinte forma:

$$X_{1i} = A[\alpha K_{1i}^\psi + (1 - \alpha)L_{1i}^\psi]^{\frac{1}{\psi}} \quad (1.13)$$

$$X_{2i} = B[\beta K_{2i}^\psi + (1 - \beta)L_{2i}^\psi]^{\frac{1}{\psi}} \quad (1.14)$$

$$Y_i = C[\gamma X_{1i}^\phi + (1 - \gamma)X_{2i}^\phi]^{\frac{1}{\phi}} \quad (1.15)$$

O subscrito  $i = H, F$  indexa o país nacional ou estrangeiro. As dotações de cada país são restritas por  $L_i = L_{1i} + L_{2i}$  e  $K_i = K_{1i} + K_{2i}$ . Admite-se também que não há especialização completa, ou seja, cada país produz os dois bens intermediários. Em (1.13) e (1.14) considera-se a mesma elasticidade de substituição na produção de bens intermediários  $\left(\frac{1}{1-\psi}\right)$  para evitar questões quanto à reversibilidade da intensidade de uso dos fatores.

Em uma economia descrita pelas equações (1.13), (1.14) e (1.15) e levando em consideração a dinâmica de crescimento do estoque de capital de cada país, Saam mostra que a passagem do país doméstico de uma situação de autarquia para comércio produzirá um efeito sobre a elasticidade de substituição entre capital e trabalho<sup>8</sup> ditado por:

$$\frac{\partial \sigma}{\partial e} = \left[1 + \left(1 - \frac{0,5k_H}{k_{av}}\right) \left(\frac{g_{kF}}{g_{kH}} - 1\right)\right]^{-1} \quad (1.16)$$

Em (1.16),  $k_H$  é a razão capital-trabalho do país doméstico ( $k_H = k_{1H} + k_{2H}$ ),  $k_{av}$  é a média aritmética entre as razões capital-trabalho dos dois países e  $g_{ki}, i = F, H$  é a taxa de crescimento do estoque de capital.

A partir de (1.16), se  $\phi = \psi$  e sem especialização completa, o modelo conclui que o comércio internacional aumenta a elasticidade de substituição no país com maior crescimento do estoque de capital e diminui a elasticidade de substituição no país com menor crescimento do estoque de capital. Se  $\phi \neq \psi$ , a afirmação anterior ainda é válida se a elasticidade de substituição da economia fechada não variar muito com a razão capital-trabalho ( $k$ ).

---

<sup>8</sup> Nesse caso, não trata-se da elasticidade de substituição de cada setor, mas da elasticidade de substituição da economia, sendo definida por  $\sigma = \frac{\partial \ln k_H}{\partial \ln p} \frac{\partial \ln p}{\partial \ln \left(\frac{w}{r}\right)}$ , onde  $p$  é o preço relativo dos bens intermediários e  $\frac{w}{r}$  o preço relativo dos fatores de produção. Isso é condizente com o modelo de Heckscher-Ohlin, já que as remunerações dos fatores de produção são dadas em função dos preços dos bens transacionáveis.

Portanto, pelo argumento anterior, o efeito do comércio internacional sobre a o efeito substituição em (1.12) não está bem especificado. De fato, é possível que o comércio diminua a elasticidade de substituição entre o trabalho e o capital, atuando para tornar a elasticidade preço da demanda menos elástica.

A breve exposição do modelo de Samms serviu somente como um ponto ilustrativo, já que o modelo trata da elasticidade agregada (ou macroeconômica) de substituição entre capital e trabalho, e não das elasticidades de substituição de setores da economia. No entanto, queremos argumentar que é o efeito substituição a variável de interesse para o teste da hipótese de Rodrik. Nesse caso, testar a hipótese de Rodrik seria também um teste alternativo para averiguar os efeitos do comércio internacional sobre a mudança tecnológica da indústria brasileira.

Sobre esse último ponto, podemos citar o teste empírico de Bahia e Furtado (2003). Usando dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e da Secretaria de Comércio Exterior (Secex), os autores questionam se o nível tarifário influencia na estrutura tecnológica dos setores da indústria de transformação brasileira, medida pelo grau de instrução médio do trabalhador (anos de estudo) ou pela Classificação Brasileira de Ocupações (CBO).

A ideia dos autores é verificar se setores que se tornaram mais abertos após a reforma comercial da década de 90 mudaram a composição da mão de obra para técnicas de produção mais intensivas em tecnologia. Ou seja, o ponto é verificar se após a abertura comercial o fator trabalho dos setores mais abertos se tornou mais qualificado.

Apesar de sugerir cautela na apreciação dos resultados, em decorrência da particularidade da base de dados usada no estudo, a conclusão é que o nível tecnológico da indústria brasileira de fato foi afetado pela abertura comercial. Temos, portanto, algum indício de que, para o caso brasileiro, o efeito substituição agiria para tornar a curva de demanda por trabalho mais elástica<sup>9</sup>.

Por fim, o referencial teórico para a derivação de uma curva de demanda por trabalho usado nesse estudo será o mais simples possível. Partiremos de uma função de produção CES, cuja função custo é dada por:

$$C(w, r, Y) = \min wL + rK \text{ s. a } Y = (\alpha L^\rho + (1 - \alpha)K^\rho)^{\frac{1}{\rho}} \Rightarrow$$

$$C(w, r, Y) = Y[\alpha^\sigma w^{1-\sigma} + (1 - \alpha)^\sigma r^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (1.17)$$

Usando o lema de Shephard em (1.17), obteremos a demanda condicional por trabalho de cada setor:

---

<sup>9</sup> Até aqui tratamos da substituição entre trabalho e capital, porém o mesmo argumento pode se estender para a substituição entre trabalho qualificado e trabalho não qualificado.

$$\frac{\partial C}{\partial w} = L^*(w, r, Y) = Y[\alpha^\sigma w^{1-\sigma} + (1 - \alpha)^\sigma r^{1-\sigma}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \alpha^\sigma w^{-\sigma} \quad (1.18)$$

Usaremos as equações (1.2) e (1.3) para substituir  $\alpha^\sigma$  e  $(1 - \alpha)^\sigma$  em (1.18):

$$L^*(w, r, Y) = Y \left[ \frac{wL+rK}{Y} \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \alpha^\sigma w^{-\sigma} = Y \alpha^\sigma w^{-\sigma} \quad (1.19)$$

Onde a última igualdade vem da propriedade de retornos constantes de escala da função de produção. Por fim, a equação utilizada para a estimação será:

$$\ln L^* = \alpha'' - \sigma \ln w + \ln Y \quad (1.20)$$

Em (1.20),  $L$  é a quantidade de trabalho demanda,  $\alpha''$  é uma constante,  $w$  é o salário real,  $\sigma$  é a elasticidade de substituição entre capital e trabalho e  $Y$  é o valor adicionado. Essa é a proposta para a estimação de  $\sigma$  usada em Arrow *et al* (1961). A equação (1.20) possui duas vantagens para a abordagem empírica. Em primeiro lugar, a estimação independe de uma série para o preço do capital, o que evita as limitações mencionadas em Clark e Freeman (1979). Além disso, o coeficiente de  $\ln w$  nos dá diretamente a elasticidade de substituição, que, interagida com a variável de abertura comercial, torna simples o teste da hipótese de Rodrik.

## 2 Revisão de literatura

A literatura aplicada sobre o tema é relativamente recente. Serão comentados com maior atenção os trabalhos com a metodologia voltada especificamente para ligação entre abertura comercial e a elasticidade preço da demanda por trabalho. Entretanto, essa seção não excluirá outros trabalhos relevantes sobre o tema de demanda por trabalho e abertura comercial. Inicialmente serão apresentados estudos que testam a hipótese de Rodrik para países específicos. Após isso, serão considerados os (poucos) estudos para um conjunto de países, seja por uma análise de painel ou tomados individualmente. Por fim, serão mencionados com alguma brevidade estudos que possuem temas semelhantes ao tratado aqui.

Slaughter (2001) pode ser considerado um estudo pioneiro sobre o tema<sup>10</sup>. Os dados considerados em seu artigo referem-se à economia americana dentro do período de 1958 a 1991, com base no banco de dados do *National Bureau of Economic Research* (NBER). Os dados estão agregados pela *Standard Industrial Classification* (SIC) (agregação semelhante à usada pelo IBGE), totalizando 450 atividades da indústria de transformação. Essas 450 atividades são agregadas em 8 subgrupos, onde para cada um deles é estimado um modelo.

A especificação usada por Slaughter é uma relação log-linear de demanda por cada tipo de trabalho: qualificado (não ligado à produção) e não qualificado (ligado à produção). Além disso, é considerado um modelo para o cálculo da elasticidade com produto constante (efeito

---

<sup>10</sup> A primeira versão desse trabalho é de 1999, sendo um texto para discussão do Departamento de Economia da Faculdade de Dartmouth.

substituição) e um modelo para o cálculo da elasticidade total (efeito substituição mais efeito escala)<sup>11</sup>. Portanto, para cada subgrupo e cada tipo de trabalho é estimado o seguinte modelo:

$$\ln L_{j,t}^{u,s} = \sum_i \alpha_{i,j,t} \ln(w_{i,j,t}) + \beta_{j,t} \ln(Y_{j,t}) + e_{j,t} \quad (2.1)$$

$$\ln L_{j,t}^{u,s} = \sum_i \Gamma_{i,j,t} \ln(w_{i,j,t}) + \delta_{j,t} \ln(D_{j,t}) + e_{j,t} \quad (2.2)$$

Em (2.1) e (2.2), os sobrescritos  $u$  e  $s$  referem-se, respectivamente, aos trabalhos não qualificado e qualificado,  $j$  é o índice de indústrias de cada subgrupo,  $t$  é o índice temporal e  $i$  é o índice para os preços dos fatores de produção (trabalho não qualificado, trabalho qualificado, capital, energia e materiais). Em (2.1),  $Y_{j,t}$  é o produto real e em (2.2)  $D_{j,t}$  é um conjunto de controles da demanda, como renda *per capita* americana, renda média dos principais importadores e taxas de câmbio ponderadas pelo peso de cada país importador. A equação (2.1), portanto, procura medir a elasticidade produto constante (efeito substituição) e a equação (2.2) procura medir a elasticidade total (efeito substituição mais efeito escala). A estimação de (2.1) e (2.2) foi feita por mínimos quadrados ordinários com os dados diferenciados (em três, cinco e dez anos).

Após a estimação de (2.1) e (2.2), Slaughter usa as estimativas das elasticidades preço da demanda ( $\hat{\alpha}_i$  e  $\hat{\Gamma}_i$ ) em uma segunda regressão:

$$(EPD)_{j,t} = a + \sum_k b_k (\text{fatores exógenos}_{j,k,t}) + \sum_J \gamma_J (DI_J) + \sum_t \delta_t (DT_t) + e_{j,t} \quad (2.3)$$

Em (2.3),  $(EPD)_{j,t}$  é a elasticidade preço da demanda estimada do subgrupo  $J$ ,  $(\text{fatores exógenos}_{j,k,t})$  são variáveis de abertura comercial e mudança tecnológica,  $(DI_J)$  é o conjunto de *dummies* industriais de cada subgrupo e  $(DT_t)$  é o conjunto de *dummies* temporais. O teste da hipótese de Rodrik, segundo Slaughter, é testar se as variáveis possuem o valor esperado e são estatisticamente significativas. A equação (2.3) é estimada por mínimos quadrados generalizados, para levar em consideração o erro de medida da variável dependente (já que esta é estimada, e não observada)<sup>12</sup>.

São enumerados três resultados após a estimação de (2.1), (2.2) e (2.3). Em primeiro lugar, a elasticidade preço da demanda para trabalhadores não qualificados se tornou maior, em módulo, com o passar do tempo para cinco dos oito subgrupos. Em 1971, o valor médio era de -0,5, caindo para -1,0 em 1991. Em segundo lugar, a elasticidade preço da demanda por trabalho qualificado permaneceu constante ao longo do tempo, com estimativas entre -0,5 e -0,8. Por fim, a hipótese de Rodrik tem, no máximo, um suporte vago. Para os trabalhadores não qualificados, as variáveis de abertura comercial mostraram significância e o sinal esperado apenas na especificação sem a inclusão de *dummies* temporais. Quando estas foram incluídas em (2.3), as

<sup>11</sup> Na metodologia de Slaughter, o efeito total não é bem especificado, já que, em módulo, é menor do que o efeito substituição. Nesse caso, o efeito escala seria positivo, que, pela definição, é absurdo.

<sup>12</sup> O erro na variável dependente não é tão sério quanto o erro de medida nas variáveis independentes.

variáveis de abertura comercial deixavam de explicar a variação na elasticidade preço da demanda.

Porém, para o trabalho qualificado, as variáveis de abertura comercial são significativas e possuem o sinal esperado mesmo com a presença das *dummies* de tempo, o que apoia a hipótese de Rodrik. Slaughter conclui afirmando que, assim como nos estudos sobre desigualdade salarial, existe um considerável resíduo não explicado para mudanças nas elasticidades da demanda por trabalho.

Krishna *et al* (2001) partem de um referencial de competição monopolística para derivar a curva de demanda por trabalho. O modelo teórico prevê a seguinte demanda por trabalho:

$$\ln V_{l,i,j} = \gamma_0 + \sum_k \gamma_k \ln \left( \frac{w_k}{\bar{P}_j} \right) \quad (2.4)$$

Em (2.4),  $V_{l,i,j}$  é a quantidade demanda do insumo  $l$  pela firma  $i$  da indústria  $j$ . As variáveis  $\gamma$  são funções da elasticidade da demanda pelo produto da firma,  $w_k$  é o preço do  $k$ -ésimo insumo e  $\bar{P}_j$  é o nível de preços do produto da indústria  $j$ .

O equivalente empírico de (2.4) usado para estimação da demanda por trabalho por parte das firmas é:

$$\ln l_{i,j,t} = \delta_0 + \delta_1 \ln r_{j,t} + \delta_2 \ln m_{j,t} + \delta_3 \ln f_{j,t} + \delta_4 \ln w_{i,j,t} + \delta_5 \ln w_{i,j,t} * \Delta + e_{i,j,t} \quad (2.5)$$

Em (2.5),  $l_{i,j,t}$  é a quantidade de trabalho demandado pela firma  $i$ , da indústria  $j$  e no período  $t$ ,  $r_{j,t}$ ,  $m_{j,t}$  e  $f_{j,t}$  são, respectivamente, os preços do capital, de materiais e de combustível referentes à indústria  $j$  no tempo  $t$  (os dados não estão disponíveis por planta). Por último,  $w_{i,j,t}$  é o salário real para a firma  $i$ , da indústria  $j$  no momento  $t$  e  $\Delta$  é a *dummy* de abertura comercial. Nesse caso, o coeficiente de interesse é  $\delta_5$ , referente à interação entre o logaritmo do salário e o indicador de abertura comercial. A equação (2.5) é calculada para cada indústria  $j$ <sup>13</sup> e foi estimada tanto por efeitos fixos como por efeitos aleatórios.

Os dados são originários da economia turca para os anos 1983 a 1986, onde são acompanhadas 600 plantas divididas por 10 setores industriais. Considerando que a economia turca passou por uma abrangente política de liberalização comercial,  $\Delta$  é uma variável que assume o valor 1 para os anos pós 1984 e 0 para os demais. Nesse caso, se  $\delta_5$  na equação (2.5) é significativo e negativo, será uma evidência de que a abertura comercial de fato torna a demanda por trabalho mais elástica.

Ao contrário de Slaughter, os resultados de Krishna *et al* não são ambíguos. Em sete das dez indústrias não observou-se qualquer relação entre maior abertura comercial e aumento, em módulo, da elasticidade da demanda por trabalho. Esses resultados são robustos quanto a

---

<sup>13</sup> Em seu estudo, Krishna quis permitir que os coeficientes variassem de acordo com a indústria. Nesse trabalho, por conta da estrutura dos dados, essa abordagem não será utilizada.

outras especificações, como diferentes tipos de trabalho e com dados agrupados. Para as demais indústrias somente em algumas especificações os resultados foram condizentes com a hipótese de Rodrik.

Hasan *et al* (2007) usam dados da economia indiana para aferir o efeito da abertura comercial pela qual o país passou no início da década de 90 na elasticidade da demanda por trabalho. A base de dados se estende pelos anos de 1980 a 1997, separada por dezoito agregados industriais e por 15 estados indianos. A equação utilizada para a estimação é semelhante à de Krishna *et al*, entretanto é considerada a variação institucional no mercado de trabalho, já que cada estado indiano possui leis próprias (que variam de flexíveis a rígidas) sobre as relações de emprego.

A equação é dada por:

$$\ln L_{ist} = \sum_f \delta_f \ln f_{ist} + \delta_{TP} TP_{it} + \sum_f \delta_{fTP} (\ln f_{ist}) TP_{it} + \sum_f \delta_{fFLEX} (\ln f_{ist}) FLEX_s + \delta_Q Q_{ist} + \sum_t \phi_t Y_t + \mu_{is} + \epsilon_{ist} \quad (2.6)$$

onde  $i$  é o agregado industrial,  $s$  é o estado,  $t$  é o tempo e  $f$  é o preço de cada fator de produção (aqui considerados como  $w$  para salários,  $r$  para o preço de uso do capital e  $m$  para o índice de preços de materiais).  $L_{ist}$  é a quantidade de trabalho demanda pela indústria  $i$ , no estado  $s$  e no ano  $t$ ,  $TP_{it}$  é a política comercial referente à indústria  $i$  no ano  $t$ ,  $FLEX_s$  é a flexibilidade da lei trabalhista do estado  $s$ ;  $Q_{ist}$  é o produto real;  $Y_t$  são *dummies* temporais e  $\mu_{is}$  é o efeito individual.

Pela especificação log-linear, as elasticidades são dadas diretamente por  $\delta_f$ , e a influência da abertura comercial sobre as elasticidades é dada por  $\delta_{fTP}$ . A política comercial é medida por três formas. A primeira leva em consideração a reforma comercial pela qual o país passou em 1991. Portanto, será uma variável *dummy* que assume o valor 1 para os anos pós 1991 e 0 para os demais. A segunda medida é a tarifa nominal vigente para cada agregado industrial. A terceira é a porcentagem de produtos, para cada agregado industrial, cobertos por barreiras não tarifárias.

Ao contrário de Slaughter (2001) e Krishna *et al* (2001), os resultados em Hasan *et al* apoiam de forma contundente a hipótese de Rodrik. Para toda as medidas de abertura comercial, o sinal de  $\delta_{wTP}$  foi o esperado (isto é, negativo para a *dummy* pós reforma e positivo para o nível tarifário e a cobertura das barreiras não tarifárias) e significativo. Além disso, foi significativo o efeito da flexibilidade da legislação trabalhista sobre a elasticidade da demanda por trabalho.

Os três últimos estudos referiram-se a um único país (Estados Unidos, Turquia e Índia). Serão mencionados agora dois casos em que um conjunto de países é considerado. Em Hijzen e Swain (2010) a base de dados abrange 11 países da OCDE, 20 agregados industriais e 23 anos (1980-2002). A metodologia do trabalho segue a proposta por Slaughter (2001). Inicialmente são estimadas as elasticidades condicional (efeito substituição) e incondicional

(efeito substituição mais efeito escala)<sup>14</sup>. As equações do modelo são (para simplificar serão omitidos os subscritos de tempo e de país):

$$\ln L_i = \alpha_0^c + \sum_j \alpha_j^c \ln w_j + \beta_k^c \ln k_i + \beta_y^c \ln y_i + \epsilon_i \quad (2.7)$$

$$\ln L_i = \alpha_0^u + \sum_j \alpha_j^u \ln w_j + \beta_k^u \ln k_i + \epsilon_i \quad (2.8)$$

Os sobrescritos *c* e *u* referem-se ao modelo condicional e ao modelo incondicional,  $w_j$  é o preço do fator *j* (trabalho e bens intermediários), *k* é o estoque de capital e *y* é a produção. As equações (2.7) e (2.8) são estimadas por MQO usando dados diferenciados para levar em conta a heterogeneidade não observada (diferenças em três e cinco anos). Novamente, as elasticidades são dadas diretamente por  $\alpha_j^c$  (efeito substituição) e  $\alpha_j^u$  (efeito substituição mais efeito escala).

Na mesma linha de Slaughter, Hijzen e Swain perceberam que de fato a demanda por trabalho se tornou mais elástica com o passar do tempo. Em módulo, o valor da elasticidade preço da demanda por trabalho passou de 0,2 no início da década de 80 para 0,5 no final da década de 90<sup>15</sup>. Esses resultados ainda são robustos quando a possível endogeneidade do salário e custos de ajustamento (dinâmica na demanda por trabalho) são considerados na estimação das equações (2.7) e (2.8).

A segunda parte do estudo consiste em ligar essa tendência com mudanças comerciais ou tecnológicas. Para tanto, as equações (2.7) e (2.8) são estimadas novamente, porém com controles adicionais. São incluídas a intensidade de pesquisa e desenvolvimento de cada agregado industrial (medida pelo valor em *R&D* sobre o valor adicionado), a penetração das importações no consumo interno e a interação entre o logaritmo do salário e o coeficiente de terceirização. Essa última medida busca dar uma resposta à hipótese de Rodrik.

Além dos controles adicionais, os dados foram separados de acordo com a flexibilidade da legislação trabalhista de cada país, sendo duas categorias: estrita e flexível. Os resultados encontrados são semelhantes aos de Hasan *et al* (2007). O termo de interação entre o logaritmo do salário e a medida de abertura comercial (dada pelo coeficiente de terceirização) foi significativo e negativo apenas para os países com uma legislação trabalhista flexível. Ou seja, os autores argumentam que a hipótese de Rodrik seja vista de forma condicional às características de cada país, de forma que esta é uma questão puramente empírica.

Fajnzylber e Maloney (2005) é o único estudo sobre o tema acerca de países latino-americanos, quais sejam: México, Colômbia e Chile. O período considerado para cada país é de 1984 a 1990 para o México, 1977 a 1991 para a Colômbia e 1979 a 1995 para o Chile. Todos os países durante o período considerado passaram por significativas mudanças na política

<sup>14</sup> Hijzen e Swain passam pelo mesmo problema de Slaughter ao especificar o efeito escala.

<sup>15</sup> É interessante notar que a elasticidade do mercado de trabalho norte americano é, em módulo, maior que a dos países da OCDE (composta majoritariamente por países europeus). Provavelmente essa observação é explicada pela rígida regularização do mercado de trabalho europeu.

comercial, movendo-se de uma economia fechada, com exaustivo uso de barreiras não tarifárias, para uma economia aberta, com redução tarifária e desuso de outros instrumentos de política comercial.

Novamente, a metodologia é semelhante à de Slaughter (2001). Isto é, é adotada, para cada país, uma especificação log-linear, separando o trabalho entre não qualificado (ligado à produção) e qualificado (não ligado à produção). Fajnzylber e Maloney também incorporam o aspecto dinâmico à demanda por trabalho e, por fim, estimam as seguintes equações para cada um dos três países:

$$\ln L_{ijt}^s = \alpha + \beta_0 \ln L_{ij,t-1}^s + \sum_{l=u}^s \sum_{k=t-1}^t \beta_{lk} \ln w_{ijk}^l + \psi q_{jt} + \mu_t + \mu_i + \epsilon_{ijt} \quad (2.9)$$

$$\ln L_{ijt}^u = \alpha + \beta_0 \ln L_{ij,t-1}^u + \sum_{l=u}^s \sum_{k=t-1}^t \beta_{lk} \ln w_{ijk}^l + \psi q_{jt} + \mu_t + \mu_i + \epsilon_{ijt} \quad (2.10)$$

Em (2.9) e (2.10) os sobrescritos  $u$  e  $s$  ( $l = (u, s)$ ) referem-se, respectivamente, ao trabalho não qualificado e qualificado e os subscritos  $i$ ,  $j$  e  $t$  referem-se à planta, ao agregado industrial e ao tempo.  $L$  e  $w$  representam a demanda e o preço por cada tipo de trabalho,  $q_{jt}$  é o produto médio do agregado industrial  $j$  no período  $t$ ,  $\mu_t$  são *dummies* temporais e  $\mu_i$  é a heterogeneidade não observada. Os dados são observados por plantas e os agregados industriais são classificados de acordo com o *International Standard Industrial Classification* (ISIC).

Como nos trabalhos anteriores, os autores de fato perceberam que nos três países (sendo mais nítido para o Chile) a elasticidade preço da demanda por trabalho aumentou em módulo. Como em Slaughter (2001), essa tendência foi mais marcante para o trabalho não qualificado (*blue-collar*), sendo que a elasticidade do trabalho qualificado permaneceu relativamente constante.

Para testar a viabilidade da hipótese de Rodrik para os países mencionados, foram feitas novas regressões acrescentando a (2.9) e (2.10) interações entre os preços de ambos os trabalhos e as quantidades defasadas com medidas de abertura comercial (taxa de câmbio, tarifas e penetração de importações). Os resultados não são favoráveis à hipótese de Rodrik, onde somente para México e Colômbia e usando a taxa de câmbio como medida de abertura comercial o coeficiente foi coerente com a hipótese. Para os outros casos, entretanto, os sinais dos coeficientes de cada medida de abertura comercial comportaram-se exatamente ao contrário ao predito pela hipótese.

Os resultados dos estudos discutidos anteriormente podem ser sumarizados de acordo com a seguinte tabela:

Tabela 1 – Resumo dos estudos empíricos da hipótese de Rodrik

Estudo	Países	Especificação	Medidas de abertura	Hipótese de Rodrik
Slaughter (2001)	Estados Unidos	Log-linear e elasticidades estimadas	Coefficiente de terceirização; razão importação – consumo; razão exportação-consumo; outras	Ambíguo
Krishna <i>et al.</i> (2001)	Turquia	Log-linear e interação	<i>Dummy</i> temporal	Desfavorável
Hasan <i>et al.</i> (2007)	Índia	Log-linear e interação	<i>Dummy</i> temporal, tarifa nominal e barreiras não tarifárias	Favorável
Hijzen e Swain (2010)	OCDE	Log-linear e interação	Razão importação – consumo e coeficiente de terceirização	Favorável
Fajnzylber e Maloney (2005)	Chile, Colômbia e México	Log-linear e interação	Taxa de câmbio, tarifa nominal e razão importação - consumo	Desfavorável

Serão brevemente mencionados adiante estudos mais recentes sobre os possíveis canais da abertura comercial no mercado de trabalho (quantidades e preços). Apesar de não ser um tratamento direto sobre o tema em questão, o mínimo de exposição é necessário, pois são assuntos correlatos. Além disso, essa apresentação é útil para expor onde se coloca a hipótese de Rodrik.

Em Revenga (1992) não é feito um teste explícito sobre a validade da hipótese de Rodrik, isto é, se setores mais abertos ao comércio internacional possuem, em módulo, maior elasticidade preço da demanda por trabalho. Entretanto, por ser correlacionado com o tema e por se tratar de uma grande economia (Estados Unidos), merece ser mencionado, servindo de introdução aos próximos estudos.

A ideia em Revenga é se aproveitar dos movimentos da taxa de câmbio americana durante o período de 1977 a 1987 para inferir se a maior competição dos importados de fato diminuiu o emprego ou os salários dos trabalhadores industriais. Como no início do período considerado houve uma grande apreciação do dólar e no final uma grande depreciação, o estudo

argumenta a existência de um experimento natural. Com base em dados por agregados industriais, o estudo conclui que a apreciação da moeda norte-americana entre 1980 e 1985 foi responsável por uma queda de 2% no salário industrial médio e de 4,5% a 7,5% no emprego industrial.

Em Hijzen *et al* (2005) é analisado o mercado de trabalho inglês para os anos de 1982 a 1996. Os autores fazem uso de uma função de custo *translog*<sup>16</sup> para derivar a curva de demanda condicional por trabalho, separado por três qualificações (pouco qualificado, qualificado e muito qualificado). Além de levar em conta mudanças tecnológicas (medidas pelo dispêndio em *R&D*), procura-se responder se a intensidade de terceirização de cada setor afeta a demanda por trabalho. Na realidade, os autores entendem que a terceirização, como medida de abertura comercial, é responsável pela mudança na tecnologia de produção, ao permitir a substituição entre fatores nacionais e internacionais motivada pela diferença de preços. Para o caso do Reino Unido, percebe-se que o efeito da terceirização é negativo e significativo apenas sobre a demanda por trabalho não qualificado.

Mouelhi (2007) utiliza micro dados da economia da Tunísia entre os anos de 1983 a 1994 para testar os efeitos da liberalização econômica, pela qual o país passou no período, sobre a demanda por trabalho por parte das firmas. O modelo parte de uma função de produção Cobb-Douglas<sup>17</sup> e a medida de abertura é dada pela tarifa de importação. Os resultados do autor são interessantes e diferenciam-se dos anteriores: a abertura comercial favorece o emprego em firmas exportadoras e pune o emprego em firmas voltadas ao mercado doméstico. A conclusão é que o choque tecnológico representado pela liberalização comercial é condicional à eficiência da firma.

Já em Falk e Koebel (2002), para o mercado de trabalho industrial alemão, os efeitos do comércio internacional não são significativos. Os autores estimam um sistema de demanda por fatores através de uma função custo do tipo Box-Cox<sup>18</sup>. Entre os fatores de produção considerados, estão três qualificações de trabalho (não qualificado, qualificado e muito qualificado) e insumos importados. Uma maneira de testar se o efeito do comércio internacional é significativo é calcular as elasticidades preço-cruzadas entre cada tipo de trabalho e o insumo importado e verificar o sinal e a significância do parâmetro.

Os autores percebem que os efeitos na variação do produto e no estoque de capital são mais importantes para explicar mudanças nas quantidades demandas de trabalho do que o efeito substituição entre insumos importados e o trabalho nacional. Na realidade, para todos os tipos de trabalho, a elasticidade preço-cruzada com insumos importados se mostrou pequena e não significativa. Da mesma forma, o crescimento na demanda por insumos importados deve-se muito

---

<sup>16</sup> A função de produção *translog* é definida por  $\ln Y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln X_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln X_i \ln X_j$ . A função custo associada é  $C(Y, p) = H(Y) [\beta_0 + \sum_i \beta_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln p_i \ln p_j]$ .

<sup>17</sup> O autor, entretanto, não impõe restrições sobre os parâmetros ao realizar a estimação.

<sup>18</sup> A função é construída através da aplicação da transformação de Box-Cox nos preços e nos insumos.

mais ao crescimento do produto ou do capital do que mudanças nos preços relativos dos fatores. Dessa forma, conclui-se que o efeito escala é mais importante para explicar movimentos nas quantidades demandadas do que o efeito substituição.

Por fim, sobre os efeitos da liberalização comercial sobre o mercado de trabalho brasileiro, iremos mencionar Souza (2010). Além da similaridade dos temas, a inclusão dessa referência é importante pelo uso da mesma base de dados utilizada pelo presente trabalho. Souza analisa o impacto da abertura comercial, medida aqui pela alíquota verdadeira (ou tarifa real) do imposto de importação, sobre os rendimentos e o emprego da mão-de-obra brasileira. Utilizando um modelo de fatores específicos, estendido para o caso de  $N$  setores (tomados pelos setores da matriz de insumo-produto), Souza conclui que zerando a alíquota verdadeira do imposto de importação implica, de forma geral, um aumento de 0,62% na renda real do trabalhador (entretanto, em alguns setores da economia a renda real do trabalho diminui). Além disso, percebe-se também a realocação do trabalho dos setores importáveis para os exportáveis.

Além de apresentar a referência sobre o tema, essa seção teve também outro objetivo. Percebe-se que a questão da hipótese de Rodrik ainda não chegou a um consenso empírico, sendo os resultados sensíveis aos países utilizados na amostra, à forma de agregação dos dados e às medidas de abertura comercial utilizadas. Além disso, como também aparenta ser o caso para a discussão mais ampla sobre demanda por trabalho e comércio internacional, a hipótese de Rodrik pode ser condicional às características do país (ou conjunto de países), como a legislação trabalhista ou outras instituições próprias. Nesse caso, como notam Hijzen e Swain (2010), a hipótese de Rodrik é eminentemente uma questão empírica.

### 3 Metodologia

O modelo partirá da especificação dada pela equação (1.20), onde será acrescentado o termo de interação da variável de abertura comercial com a elasticidade de substituição entre capital e trabalho:

$$\ln L_{it} = \alpha + \beta_1 \ln w_{it} + \beta_2 e_{it} * \ln w_{it} + \beta_3 \ln y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.1a)$$

Em (3.1a),  $e$  representa a variável de abertura comercial do setor  $i$  no tempo  $t$ , sendo que as demais variáveis já foram descritas anteriormente. Contrapondo a equação (1.20) com a equação (3.1a) vemos que:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \ln w} = -\sigma = (\beta_1 + \beta_2 e) \Rightarrow \frac{\partial \sigma}{\partial e} = -\beta_2 \quad (3.1b)$$

Não foram consideradas variáveis institucionais por dois motivos. Primeiro porque não há variabilidade institucional entre os grupos, pois todos os setores seguem a mesma legislação trabalhista. Em segundo lugar, considerando o período analisado nesse trabalho, não existiu qualquer variabilidade institucional na legislação trabalhista. Uma possibilidade seria o uso de

empregados ligados a sindicatos, como feito por Slaughter (2001). Porém, essa informação não está disponível no banco de dados utilizado.

Antes de continuar, é preciso notar um sério obstáculo quanto à estimação da equação (3.1a), que também permeia outros trabalhos da literatura. As séries observadas para o emprego e salário são na verdade pontos de equilíbrio de um sistema de demanda e oferta de trabalho. Desta forma, (3.1a) deveria ser estimada através de técnicas de equações simultâneas.

Entretanto, a ausência de uma boa especificação para a equação de oferta e a reduzida quantidade de boas variáveis instrumentais (Hamermesh (1993), página 70) torna essa tarefa árdua. Desse modo, será adotada aqui uma hipótese comum na literatura sobre o tema: a curva de oferta de trabalho para todos os setores será perfeitamente elástica. Dessa forma, poderemos considerar o salário exógeno e estimar (3.1a) sem a necessidade de especificar uma equação para a oferta de trabalho.

A hipótese anterior é uma hipótese delicada, tornando-se ainda mais problemática quando são tratados dados de setores muito agregados, como em Hasan *et al* (2007) e Hijzen e Swain (2010). Porém, como nota Hamermesh (1993), essa hipótese torna-se mais plausível quando os dados são provenientes de pequenas unidades, como plantas, firmas ou até pequenas áreas geográficas. Dessa forma, torna-se razoável argumentar que essas unidades deparam-se com curvas de demanda perfeitamente elásticas no longo prazo. Apesar dos dados utilizados nesse trabalho não serem provenientes de plantas ou firmas<sup>19</sup>, eles são consideravelmente desagregados por atividades econômicas. Espera-se, portanto, que essa estrutura de dados atenuie esse problema.

O propósito dessa parte é determinar se setores ou atividades da economia que possuem maior abertura comercial também possuem, em módulo, maior elasticidade preço da demanda por trabalho. Portanto, em (3.1a) o termo de interação entre os respectivos salários reais e a medida de abertura comercial visa responder a essa pergunta. Posto de outra forma, o teste da hipótese de Rodrik consiste em verificar o sinal e a significância de  $\beta_2$ , de acordo com a variável de abertura comercial utilizada. Além disso, por consistência teórica, esperamos que  $\beta_1$  seja negativo e será imposta a restrição, para cada setor, de que  $\beta_3 = 1$ .

A proposta é começar pelo modelo mais simples e depois passar para modelos mais elaborados. Com essa ideia, (3.1a) será estimada inicialmente por MQO, sendo sempre reportados os erros padrão robustos, já que não é mantida a hipótese de erros esféricos. Para tanto, serão computados também testes de correlação dos resíduos e de heterocedasticidade.

---

<sup>19</sup> Os dados serão descritos na próxima seção.

Contudo, a estimação por MQO pode levar a estimadores inconsistentes se não for considerada a heterogeneidade de cada atividade econômica. Nesse caso, aproveitando a estrutura dos dados em painel, será estimado também o seguinte modelo:

$$\ln L_{it} = \alpha + \beta_1 \ln w_{it} + \beta_2 e_{it} * \ln w_{it} + \beta_3 \ln y_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3.2)$$

onde  $u_i$  é o efeito de heterogeneidade não observado.

A estimação por MQO de (3.2) não será a mais indicada, pois os estimadores não serão consistentes ou eficientes. O ponto é saber se o efeito não observado  $u_i$  é correlacionado com as variáveis explicativas. Se a hipótese de exogeneidade de  $u_i$  é mantida (se  $E[u_i|X_i] = E[u_i] = 0$ ), a estimação adequada será a de efeitos aleatórios. Por outro lado, se existe correlação de  $u_i$  com as demais variáveis, então a estimação por efeitos fixos ou em primeiras diferenças será a indicada.

Para decidir sobre a estimação apropriada, será computado o teste de Hausman (1978), cuja estatística é dada por:

$$H = (\hat{\beta}_{fe} - \hat{\beta}_{re})' [Av\hat{a}r(\hat{\beta}_{fe}) - Av\hat{a}r(\hat{\beta}_{re})]^{-1} (\hat{\beta}_{fe} - \hat{\beta}_{re}) \quad (3.3)$$

Em (3.3),  $\hat{\beta}_{fe}$  é o vetor de estimadores por efeitos fixos,  $\hat{\beta}_{re}$  é o vetor de estimadores por efeitos aleatórios,  $Av\hat{a}r(\hat{\beta}_{fe})$  é a matriz assintótica de variância-covariância estimada de  $\hat{\beta}_{fe}$  e  $Av\hat{a}r(\hat{\beta}_{re})$  a matriz de variância-covariância estimada de  $\hat{\beta}_{re}$ . Sendo  $X_i = (X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iT})$  a matriz de variáveis explicativas,  $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{iT})$  o vetor de erros e  $I_T$  a matriz identidade da dimensão  $T$ , sob as seguintes hipóteses<sup>20</sup>:

$$(a) E[\varepsilon_{it}|X_i, u_i] = 0$$

$$(b) E[u_i|X_i] = E[u_i] = 0$$

$$(c) E[\varepsilon_i \varepsilon_i' | X_i, u_i] = \sigma_\varepsilon^2 I_T, E[u_i^2 | X_i] = \sigma_u^2$$

$H$  possui distribuição assintótica  $\chi^2$  com  $K$  graus de liberdade, onde  $K$  é o número de linhas dos vetores  $\hat{\beta}_{fe}$  e  $\hat{\beta}_{re}$ .

Deve-se notar que a hipótese (c) acima é necessária para a validade do teste de Hausman. Como nota Wooldridge (2001), a falha da hipótese (c) (ou seja, a existência de heterocedasticidade ou correlação serial em  $\varepsilon_i$ ) faz com que a estatística não assuma, assintoticamente, uma distribuição  $\chi^2$ <sup>21</sup>. Nesse caso, é proposto o seguinte teste. Primeiro, estima-se o seguinte modelo por MQO com erro padrão robusto:

<sup>20</sup> Em (3.8), a matriz  $[Av\hat{a}r(\hat{\beta}_{fe}) - Av\hat{a}r(\hat{\beta}_{re})]^{-1}$  deve ser positiva definida e não singular.

<sup>21</sup> Na realidade, não assume nenhuma distribuição padrão.

$$(y_{it} - \hat{\theta}\bar{y}_i) = (X_{it} - \hat{\theta}\bar{X}_i)' \beta + (X_{it} - \bar{X}_i)' \gamma + erro_{it} \quad (3.4)$$

Em (3.4),  $\bar{y}_i$  é a média temporal da variável dependente,  $\bar{X}_i$  é a matriz de médias temporais das variáveis explicativas e  $\hat{\theta}$  é a ponderação feita pela estimação por efeitos aleatórios. Após a estimação de (3.4), é feito o teste da hipótese conjunta  $H_0: \gamma = 0$ . Aceitando-se  $H_0$ , o modelo de efeitos aleatórios é apropriado; negando-se  $H_0$ , o modelo de efeitos fixos é o apropriado. Dessa forma, verificando-se a existência de heterocedasticidade ou correlação serial, será computado o teste robusto de Hausman.

O estimador de primeiras diferenças não será considerado aqui. Esse motivo deve-se às razões expostas por Griliches e Hausman (1986) quando existe a possibilidade de erro de medida em alguma variável independente. Supondo que o modelo verdadeiro siga:

$$y_{it} = \beta z_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (3.5)$$

Porém, por erro de medida, somente é possível observar  $x_{it} = z_{it} + v_{it}$ ,  $v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$ . Nesse caso, a inconsistência das estimações por efeitos fixos e primeiras diferenças será:

$$plim(b_d) = \beta \left(1 - \frac{2\sigma_v^2}{var(x_d)}\right) \quad plim(b_{EF}) = \beta \left(1 - \frac{(T-1)}{T} \frac{\sigma_v^2}{var(x_{EF})}\right) \quad (3.6)$$

Em (3.6),  $x_d = x_{it} - x_{i,t-1}$  e  $x_{EF} = x_{it} - \bar{x}_i$ .

Pode-se mostrar que para  $T > 2$ ,  $z_{it}$  com correlação serial positiva e decrescente com o tempo (que é o caso para as séries desse trabalho):

$$var(x_d) < \frac{2T}{T-1} var(x_{EF}) \quad (3.7)$$

Ou seja, a estimação por primeiras diferenças com a presença de erros de medida envia  $b_d$  para zero. Aparentemente, (3.7) se mantém para os dados usados nesse trabalho. Apesar de não constar nos resultados, os coeficientes estimados de (3.2) por primeiras diferenças se mostraram, em módulo, consideravelmente menores do que a estimação por efeitos fixos e não significantes.

Por fim, será estimado também um modelo onde os custos de ajustamento do trabalho serão considerados. Porém, não será tratada aqui a revisão de literatura sobre esse tema, e não serão levantadas especificidades sobre os modelos teóricos. A intenção é apresentar apenas um referencial teórico e as técnicas de estimação envolvidas.

Considerar os custos de ajustamento, na realidade, é uma maneira de incorporar uma dinâmica para a equação (3.2). Nesse sentido, estamos admitindo que a quantidade de trabalho demandado por cada setor pode se afastar da quantidade de equilíbrio. A ideia teórica, portanto, parte de um referencial de maximização intertemporal de lucros.

Uma maneira simples de incorporar dinâmica ao modelo seria admitir de forma *ad hoc* que a quantidade de emprego se ajusta como:

$$\ln \dot{L}_t = \psi(\ln L^* - \ln L_t) \quad (3.8)$$

onde  $\psi$  é uma constante,  $\ln \dot{L} = \frac{\partial \ln L}{\partial t}$  e  $\ln L^*$  é a quantidade ótima de trabalho demandada (como função dos preços dos insumos e do produto, isto é, a demanda condicional de longo prazo). O equivalente empírico de (3.8) é:

$$\Delta \ln L_t = \ln L_t - \ln L_{t-1} = \psi(\ln L^* - \ln L_{t-1}) \quad (3.9)$$

A partir de (3.9) estimaríamos a seguinte equação:

$$\ln L_{it} = \alpha + \delta_0 \ln L_{i,t-1} + \beta_1 \ln w_{it} + \beta_2 e_{it} * \ln w_{it} + \beta_3 \ln y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.10)$$

A incorporação da questão dinâmica a partir de (3.10) não parece ser a ideal, pois não assume qualquer forma para a formação das expectativas. Gould (1968) nota que a equação de ajustamento proposta por (3.8) é condizente em um modelo onde as expectativas sobre as variáveis exógenas futuras são estáticas, o que contraria a observação empírica. Adicionar expectativas racionais à estimação de (3.1a) não impõe grande dificuldade. Como nota Hamermesh (1993), assumindo custos de ajustamento quadráticos e formação linear das expectativas, para incorporar expectativas racionais ao modelo basta estimar a seguinte equação:

$$\ln L_{it} = \alpha + \delta_0 \ln L_{i,t-1} + \psi e_{it} * \ln w_{it} + \sum_{n=0}^N \beta_n \ln w_{i,t-n} + \sum_{n=0}^N \gamma_n \ln y_{i,t-n} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3.11)$$

Em (3.11),  $\beta$  e  $\gamma$  são os coeficientes das variáveis explicativas correntes e defasadas, sendo  $N$  a última defasagem das variáveis exógenas que adiciona alguma informação à demanda por trabalho no período  $t$ . Esse é o modelo usado por Nickell e Symons (1990).

As equações (3.10) e (3.11) não podem ser estimadas pelos métodos tradicionais de painel, isto é, MQO agrupado, efeitos fixos ou efeitos aleatórios. Para ver que os três estimadores seriam viesados na presença da variável defasada, basta seguir Baltagi (2005). Primeiro, é necessário notar que a variável defasada é uma função do efeito individual  $u_i$ . Portanto, mesmo que  $u_i$  não seja correlacionado com as demais variáveis, os estimadores de MQO serão viesados.

O método de efeitos fixos elimina o efeito individual ao subtrair do modelo as médias temporais. Entretanto, a variável defasada ainda será correlacionada com o termo de erro. Para mostrar esse fato, por simplicidade chamaremos a variável dependente de  $y$ . Então, pela transformação de efeitos fixos, a variável dependente defasada será  $(y_{i,t-1} - \bar{y}_i)$ , onde  $\bar{y}_i = \frac{\sum_{t=2}^T y_{i,t-1}}{T-1}$ . Porém, o termo de erro será  $(\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)$ , sendo  $\bar{\varepsilon}_i = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}}{T}$ , que contém  $\varepsilon_{i,t-1}$  e que é correlacionado com  $y_{i,t-1}$ . Dessa forma, os estimadores de efeitos fixos também serão inconsistentes.

Na realidade, a consistência dos estimadores de efeitos fixos dependerá do tamanho da dimensão temporal do painel. Se o número de períodos é grande, a estimação por efeitos fixos poderia ser a recomendada. Judson e Owen (1999) conduzem experimentos de Monte Carlo para estimar o tamanho razoável da dimensão temporal em que os estimadores de efeitos fixos são consistentes. Simulando um painel com  $N=100$  e  $T=30$ , os autores percebem que os estimadores ainda são viesados e inconsistentes. Como a dimensão temporal dos dados utilizados nesse trabalho é de no máximo 14 anos, a técnica de efeitos fixos deve ser descartada.

Pelo mesmo motivo, os estimadores de feitos aleatórios são problemáticos. A transformação de efeitos aleatórios sobre a variável defasada é  $(y_{i,t-1} - \theta \bar{y}_i)$ , que é correlacionada com o termo de erro  $(\epsilon_{it} - \theta \bar{\epsilon}_i)$ . Uma solução seria tomar primeiras diferenças para eliminar o efeito individual e usar como instrumento para  $\Delta y_{i,t-1} = (y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$  a defasagem  $\Delta y_{i,t-2}$  ou mesmo  $y_{i,t-2}$ . Os instrumentos não serão correlacionados com o termo de erro  $\Delta \epsilon_{i,t}$  enquanto os erros  $\epsilon_{i,t}$  forem não correlacionados. Essa é a proposta de Anderson e Hsiao (1982).

Entretanto, apesar de consistente, o estimador de Anderson e Hsiao não é necessariamente o eficiente. Nesse caso, o estimador recomendado para a estimação das equações (3.10) e (3.11) seria o proposto por Arellano e Bond (1991), que se aproveita do uso das demais defasagens da variável dependente como instrumentos. De fato, qualquer  $y_{i,t-j}, j \geq 2$ , pode ser usado como instrumento para  $\Delta y_{i,t-1}$ , já que os termos são não correlacionados com o termo de erro  $\Delta \epsilon_{it}$ .

Para mencionar brevemente o estimador de Arellano-Bond, vamos assumir por simplicidade um processo AR(1):

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + u_i + \epsilon_{it} \quad (3.12)$$

Para eliminar o efeito individual, são tomadas primeiras diferenças em (3.12), o que resulta em:

$$\Delta y_{it} = \delta \Delta y_{i,t-1} + \Delta \epsilon_{it} \quad (3.13)$$

Observando que  $E[(\Delta \epsilon_{it})^2] = E[(\epsilon_{it}^2 - 2\epsilon_{it}\epsilon_{i,t-1} + \epsilon_{i,t-1}^2)] = 2\sigma_\epsilon^2$ ,  $E[\Delta \epsilon_{it}\Delta \epsilon_{i,t-1}] = E(\epsilon_{it}\epsilon_{i,t-1} - \epsilon_{it}\epsilon_{i,t-2} - \epsilon_{i,t-1}^2 + \epsilon_{i,t-1}\epsilon_{i,t-2}) = -\sigma_\epsilon^2$ ,  $E[\Delta \epsilon_{it}\Delta \epsilon_{i,t-j}] = 0, j \geq 2$ . Logo, a matriz de variância-covariância, sendo  $\Delta \epsilon' = (\epsilon_{13} - \epsilon_{12}, \dots, \epsilon_{1T} - \epsilon_{1,T-1}, \dots, \epsilon_{n3} - \epsilon_{n2}, \dots, \epsilon_{nT} - \epsilon_{n,T-1})$  (já que não há observação para  $T = 1$  e não há instrumentos para  $T = 2$ ), é dada por:

$$E(\Delta \epsilon \quad \Delta \epsilon') = \sigma_\epsilon^2 (I_n \otimes G), G = \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \dots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & 2 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -1 & 2 \end{pmatrix}_{(T-2) \times (T-2)} \quad (3.14)$$

A matriz de instrumentos para cada grupo  $i$  será<sup>22</sup>:

$$W_i = \begin{pmatrix} y_{i1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & [y_{i1}, y_{i2}] & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & [y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT-1}] \end{pmatrix} \quad (3.15)$$

A partir de (3.15), a matriz de instrumentos será  $W = [W_1, W_2, \dots, W_N]$  e as condições de momento serão  $E[W_i' \Delta \epsilon_i] = 0$ . Empilhando a equação (3.13) e multiplicando-a por  $W'$  chega-se a:

$$W' \Delta y = W' \Delta y_{-1} \delta + W' \Delta \epsilon \quad (3.16)$$

Aplicando o método de Mínimos Quadrados Generalizados em (3.16), chega-se ao estimador consistente preliminar (*one step*):

$$\hat{\delta}_1 = [(\Delta y_{-1})' W (W' (I_n \otimes G) W)^{-1} W' (\Delta y_{-1})]^{-1} [(\Delta y_{-1})' W (W' (I_n \otimes G) W)^{-1} W' (\Delta y)] \quad (3.17)$$

A partir de (3.17) serão calculados os resíduos  $\Delta \hat{\epsilon}$ . Após isso, o estimador de Arellano-Bond é dado por:

$$\hat{\delta}^* = [(\Delta y_{-1})' W \hat{V}^{-1} W' (\Delta y_{-1})]^{-1} [(\Delta y_{-1})' W \hat{V}^{-1} W' (\Delta y)] \quad (3.18)$$

Em (3.18),  $\hat{V} = \sum_{i=1}^N W_i' (\Delta \hat{\epsilon}_i) (\Delta \hat{\epsilon}_i)' W_i$ . O estimador final não requer conhecimento sobre a distribuição de  $u_i$  ou  $\epsilon_{it}$ . Porém,  $\hat{\delta}$  e  $\hat{\delta}^*$  serão assintoticamente equivalentes se  $\epsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\epsilon^2)$ . Como a validade dos instrumentos depende da ausência de correlação dos resíduos, sempre será computado o teste para verificar se de fato essa é a situação.

Por fim, é importante notar que esse trabalho busca apenas validar se a hipótese de Rodrik é razoável para o mercado de trabalho brasileiro. Disto não parte nenhuma conclusão se de fato uma curva de demanda por trabalho mais elástica é necessariamente maléfica ao bem-estar dos detentores do fator trabalho ou ao bem-estar geral.

### 3.1 Dados

#### 3.1.1 Produto, emprego e salário

Os dados sobre as séries de emprego, salário e produção foram retirados da Pesquisa Industrial Anual (PIA) – Empresas. Os dados são anuais e estão disponíveis para o período de 1996 a 2011. Entretanto, como as variáveis de abertura comercial, descritas adiante, não estão disponíveis para todos os anos desse período, não será utilizada a amostra completa da PIA.

---

<sup>22</sup> A notação  $W_i = \begin{pmatrix} 0 \\ [y_{i1}, y_{i2}] \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$  significa  $W_i = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ y_{i1} & y_{i2} \\ 0 & 0 \\ \vdots & \vdots \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$ .

A agregação foi feita com base na Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) por classes (quatro dígitos mais dígito verificador). Entretanto, a classificação adotada pelo IBGE é revista periodicamente: de 1996 a 2002 a classificação é feita conforme a CNAE 95, de 2003 a 2006 é feita conforme a CNAE 1.0 e de 2007 a 2011 é feita conforme a CNAE 2.0. Felizmente, o IBGE dispõe de tabelas de conversão para compatibilizar as diferentes classificações<sup>23</sup>. Desse modo, as séries foram todas agregadas seguindo a CNAE 1.0. A razão da escolha da agregação pela CNAE 1.0 deve-se ao fato de existir correspondências apenas entre a CNAE e CNAE 1.0 e a CNAE 1.0 e a CNAE 2.0. Desse modo, evitamos o trabalho e os possíveis erros que poderiam existir ao passar da CNAE para a CNAE 2.0 (ou vice-versa).

A variável da PIA escolhida para representar a série de emprego foi “Pessoal ocupado”, que, de acordo com IBGE (2011), possui a seguinte definição:

*“Pessoas assalariadas com ou sem vínculo empregatício. Estão incluídas as pessoas afastadas em gozo de férias. Não são consideradas as pessoas que se encontram afastadas por licença e pelo seguro por acidentes por mais de 15 dias. Não estão incluídos os membros dos conselhos administrativo, diretor ou fiscal, que não desenvolveram qualquer outra atividade na empresa, os autônomos, e, ainda, o pessoal que trabalha dentro da empresa, mas é remunerado por outras empresas. ”*

Foi considerado o número médio de pessoas ocupadas, ou seja, o somatório mensal da quantidade de empregados dividido pelo número de meses em que a empresa operou<sup>24</sup>. Para a construção da série de remuneração do trabalho, foi escolhida a série “Salários, retiradas e outras remunerações”, cuja definição é:

*“Importâncias pagas no ano, a título de salários fixos, pró-labore, retiradas de sócios e proprietário, honorários, comissões sobre vendas, ajuda de custo, décimo terceiro salário, abono de férias, gratificações e participação nos lucros. “*

Os salários foram então construídos como a razão entre “Salários, retiradas e outras remunerações” e “Pessoal ocupado”.

Os dados para a variável de produção foram retirados da série de “Valor da transformação industrial”, cuja definição é, novamente segundo IBGE (2011):

*“Valor da transformação industrial: diferença entre o valor bruto da produção industrial e os custos das operações industriais. “*

*“Custos das operações industriais: custos ligados diretamente à produção industrial, ou seja, é o resultado da soma do consumo de matérias-primas, materiais auxiliares e componentes, da*

---

<sup>23</sup> As tabelas de correspondência entre as classificações estão disponíveis em: <http://concla.ibge.gov.br/classificacoes/correspondencias/atividades-economicas>

<sup>24</sup> Pela própria definição do IBGE: “Quantidade total de pessoas ocupadas no ano dividida pelo número de meses em que a empresa operou”.

*compra de energia elétrica, do consumo de combustíveis e peças e acessórios; e dos serviços industriais de manutenção e reparação de máquinas e equipamentos ligados à produção prestados por terceiros. “*

Apesar dessa série não ser a ideal, e sim o valor adicionado (isto é, a diferença entre o valor bruto da operação industrial e o consumo intermediário), esta última somente está disponível a partir de 2007. Além disso, a correlação entre as duas séries é alta e significativa<sup>25</sup>, onde espera-se, portanto, que o valor da transformação industrial atue como *proxy* para o valor adicionado. Todas as séries em valores correntes (“Salários, retiradas e outras remunerações” e “Valor da transformação industrial”) foram deflacionadas pelo Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA) – Produtos Industriais da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

### 3.1.2 Medidas de abertura comercial

Para testar as especificações do modelo, foram consideradas cinco variáveis de abertura comercial. As duas primeiras são as tarifas nominal (ou legal) e real (ou verdadeira) do imposto de importação. As séries são originárias da Receita Federal e foram obtidas em Leitão (2013). Os valores em dólares da base de cálculo para o imposto de importação (valor *free on board* mais seguro e frete) foram convertidos com base na taxa de câmbio vigente no dia de registro da importação no Sistema de Integrado de Comércio Exterior (Siscomex) .

A tarifa nominal é a alíquota do imposto de importação definida pela tarifa externa comum (TEC), no âmbito do Mercosul, variando de 0% a 35%. Seu cálculo é feito pela razão entre o valor do imposto de importação calculado e o valor da base de cálculo. Já a tarifa real é definida como a razão entre o valor do imposto de importação efetivamente recolhido e o valor da base de cálculo.

A diferença entre as duas tarifas consiste no fato de a tarifa real levar em consideração acordos e instrumentos de política comercial não considerados pela tarifa nominal. Entram no seu cálculo, portanto, tarifas preferencias e regimes especiais de importação, como *drawback*. Desse modo, a tarifa real reflete melhor a política comercial e, conseqüentemente, a abertura comercial de cada setor.

Os dados originais das tarifas nominal e real não estão classificados de acordo com a CNAE (utilizada nos dados do IBGE), mas sim de acordo com a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), se estendo por mais de 9000 produtos. Para compatibilizar as duas fontes de dados, utilizou-se novamente da tabela de conversão disponibilizada pelo IBGE. Os valores da base de cálculo, do imposto de importação calculado e do imposto de importação efetivamente recolhido foram agregados linearmente pela CNAE. Além disso, a seguinte regra foi adotada: se a correspondência de uma NCM for para mais de uma CNAE, os valores serão jogados integralmente em cada CNAE.

---

<sup>25</sup> O coeficiente de correlação entre as duas séries é de 0,97 e significativa a 1%.

Para exemplificar, vamos supor que à NCM 12345678 correspondem a CNAE 0123 e a CNAE 4567. Se em determinado ano a NCM 12345678 teve R\$ 100 de base de cálculo, R\$ 50 de imposto de importação calculado e R\$ 50 de imposto de importação recolhido, então serão jogados para a CNAE 0123 e CNAE 4567 R\$ 100 de base de cálculo, R\$ 50 de imposto de importação calculado e R\$ 50 de imposto de importação recolhido.

Espera-se que essa regra não cause grandes transtornos, já que as alíquotas são calculadas com base na razão entre o imposto calculado ou recolhido e a base de cálculo. Além disso, em mais de 90% dos casos cada NCM está associada a apenas uma CNAE. Essa regra foi adotada para dar conveniência à construção da base de dados e por não existir os pesos de cada CNAE em cada NCM.

A segunda medida de abertura comercial utilizada foi a tarifa efetiva. Segundo Corden (1966), a tarifa efetiva é definida pela percentagem adicionada ao valor adicionado por unidade em uma determinada atividade econômica permitida por uma estrutura tarifária relativa à situação onde inexistem tarifas, mas onde a taxa de câmbio permanece a mesma. De forma sucinta, sendo  $v'$  o valor adicionado por unidade na presença de tarifas e  $v$  o valor adicionado por unidade na ausência de tarifas, a tarifa efetiva é definida por<sup>26</sup>:

$$g = \frac{v' - v}{v} \quad (3.19)$$

A equação (3.19) pode ser reescrita em termos dos coeficientes técnicos de cada atividade e em termos das tarifas impostas a cada atividade. Considerando a atividade  $j$ , a tarifa efetiva será dada por:

$$g_j = \frac{t_j - \sum_{i=1}^n a_{ij} t_i}{1 - \sum_{i=1}^n a_{ij}} \quad (3.20)$$

Na equação (3.20),  $t_j$  é a tarifa nominal da atividade  $j$ ,  $t_i$  é a tarifa nominal da atividade  $i$  e  $a_{ij}$  é o coeficiente técnico de produção do insumo  $i$  na atividade  $j$  na ausência de tarifas (ou coeficiente técnico de livre comércio).

Para calcular (3.20), seguiu-se a proposta de Kume *et al* (2003). Primeiramente, o coeficiente técnico de livre comércio é descrito como:

$$a_{ij} = \frac{a_{ij}^d (1 + t_j)}{1 + t_i} + m_{ij} (1 + t_j) \quad (3.21)$$

Em (3.21),  $a_{ij}^d$  e  $m_{ij}$  são, respectivamente, os coeficientes técnicos distorcidos<sup>27</sup> do insumo nacional  $i$  usado na atividade  $j$  e do insumo importado  $i$  usado na atividade  $j$ . Após isso, a

<sup>26</sup> Observe que, por essa definição, nada impede que a tarifa efetiva seja negativa. De fato, se for esse o caso, a estrutura tarifária estimulará a importação.

<sup>27</sup> Coeficientes técnicos na presença de uma estrutura tarifária. Na realidade, deveriam ser consideradas também barreiras não tarifárias ao comércio internacional. Porém, como o uso desse instrumento não

equação (3.21) é inserida em (3.20) e são calculadas as tarifas efetivas para cada atividade  $j$ . Os dados sobre os coeficientes técnicos de produção (de insumos nacionais e importados) pode ser encontrados nas tabelas de insumo-produto disponibilizadas pelo IBGE. Infelizmente, o IBGE dispõe de somente dois anos para o período considerado: em 2000 e 2005.

Para superar esse problema, admitiu-se que os coeficientes técnicos de produção dos anos de 1997 a 2002 são os mesmos que os encontrados nas tabelas de insumo-produto para o ano de 2000. Já os coeficientes técnicos de produção dos anos de 2003 a 2010 são os mesmos que os encontrados nas tabelas de insumo-produto do ano de 2005. A decisão tomada teve como base o menor intervalo de tempo de um ano para outro, mas é bastante arbitrária. Além disso, a classificação dos coeficientes técnicos é feita com base na classificação do Sistema de Contas Nacionais a 110 produtos (SCN110). Novamente, a compatibilização com a classificação CNAE foi feita com uma tabela de conversão disponibilizada pelo IBGE.

A quarta medida de abertura comercial considerada foi o coeficiente de penetração das importações. A definição dessa variável é a razão, para cada atividade  $j$ :

$$CPM_j = \frac{M_j}{CA_j} \quad (3.22)$$

Em (3.22),  $M_j$  é o total importado pela atividade  $j$  e  $CA_j$  é o consumo aparente da atividade  $j$  (isto é, o valor da produção mais importações e menos exportações). Esta é uma medida comum usada na literatura (às vezes com algumas modificações).

Os dados para o cálculo do coeficiente de penetração das importações foram retirados do IBGE, através da dissertação de Leitão (2013). Como no caso da tarifa efetiva, os dados estão agregados pelo SCN110, e foram convertidos para a CNAE através da tabela de correspondência. Para essa variável, os dados estão disponíveis somente para os anos de 2000 a 2009.

A quinta e última medida de abertura comercial é o coeficiente de terceirização, como sugerido por Feenstra e Hanson (1996). A medida é definida, para cada atividade  $j$ , como:

$$out_j = \frac{CI_j^{imp}}{CI_j^{total}} \quad (3.23)$$

Em (3.23),  $CI_j^{imp}$  é o consumo intermediário importado total na atividade  $j$  e  $CI_j^{total}$  é o consumo intermediário total da atividade  $j$ . A ideia da variável é, portanto, medir a fragmentação da produção de cada atividade econômica<sup>28</sup>.

---

chega a ser expressivo para o período pós abertura comercial, espera-se que a sua desconsideração não cause maiores problemas.

<sup>28</sup> Feenstra e Hanson (1996) separam entre o coeficiente de terceirização amplo (*broad outsourcing*), dado por (3.37), e o coeficiente de terceirização restrito (*narrow outsourcing*), onde é considerado no numerador apenas o consumo intermediário importado na própria indústria  $j$ .

Os dados necessários para calcular o coeficiente de terceirização estão disponíveis nas tabelas de insumo-produto. Entretanto, o IBGE disponibiliza esses dados apenas para os anos de 2000 e 2005, o que reduziria bastante a variabilidade da amostra. Para contornar esse problema, foram usados os dados estimados pelo Núcleo de Economia Regional e Urbana (NEREUS), da Universidade de São Paulo, estimados a partir de Guilhoto e Sesso Filho (2005) e Guilhoto e Sesso Filho (2010). Com isso, é possível calcular o coeficiente de terceirização para os anos de 2000 a 2009. Novamente, os dados foram agregados por SCN110 e foram compatibilizados para a classificação CNAE. A tabela seguinte traz o resumo estatístico das variáveis de abertura comercial:

Tabela 2 – Resumo estatístico das variáveis de abertura comercial

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Disponibilidade	Agregação
Tarifa nominal	0,14	0,06	0	0,57	1997 a 2010	NCM
Tarifa real	0,09	0,06	0	0,37	1997 a 2010	NCM
Tarifa efetiva	0,15	0,13	-1,05	1,94	1997 a 2010	SCN
Penetração de importações	0,13	0,12	0	0,86	2000 a 2009	SCN
Coeficiente de terceirização	0,11	0,05	0,01	0,31	2000 a 2009	SCN

A tarifa nominal e a tarifa real passam do limite máximo estipulado pela política comercial brasileira (de 35%). Provavelmente, isso deve-se à forma de como essas variáveis foram construídas. Entretanto, esse erro não se configura uma preocupação. Apenas para as classes “Fabricação de carrocerias para ônibus”, “Fabricação de caminhões e ônibus”, “Fabricação de automóveis, camionetas e utilitários”, “Fabricação de brinquedos e jogos recreativos” “Fabricação de tênis de qualquer material” e “Fabricação de calçados de outros materiais” e somente nos anos de 1997, 1998, 2006 e 2009 essa anormalidade foi percebida.

Percebemos também o comportamento extremo da tarifa efetiva. Seu menor valor, de -1,05, foi para a classe “Refino de petróleo” nos anos de 2005 e 2006. O maior valor, de 1,94, foi para a classe “Fabricação de automóveis, camionetas e utilitários” em 1997. Vemos, portanto, que a tarifa efetiva reflete bem a política industrial brasileira.

#### 4. Resultados

Como ressaltado anteriormente, os resultados serão apresentados a partir do modelo mais simples, que é a estimação por MQO. Relembrando a equação:

$$\ln L_{it} = \alpha + \beta_1 \ln w_{it} + \beta_2 e_{it} * \ln w_{it} + \beta_3 \ln y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

Os resultados da regressão estão na tabela 3. O teste para heterocedasticidade foi feito através de um teste de White (1980) (hipótese nula: erros homocedásticos) e o teste para correlação dos resíduos (hipótese nula: ausência de correlação) com base em Wooldridge (2001). A estatística do teste de White é dada por:

$$nR^2 \sim \frac{\chi^2_{k(k+1)}}{2} \quad (4.2)$$

onde  $R^2$  é o coeficiente de determinação da regressão dos quadrados dos resíduos de MQO da equação original sobre os produtos e os quadrados das variáveis explicativas.

O teste de Wooldridge parte da simples observação de que se os resíduos são não correlacionados (isto é,  $E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}] = 0 \forall t \neq s$ ), então a correlação entre as primeiras diferenças dos resíduos será  $Corr(\Delta\varepsilon_{it}, \Delta\varepsilon_{is}) = -0,5$  se  $s = t - 1$  e 0 caso contrário. A estratégia, portanto, é guardar os resíduos de MQO da estimação da equação original, tomar primeiras diferenças, estimar a equação auxiliar:

$$\widehat{\Delta\varepsilon}_{it} = \rho \widehat{\Delta\varepsilon}_{i,t-1} + \vartheta_{it} \quad (4.3)$$

e testar se  $\hat{\rho} = -0,5$ .

Voltando aos resultados, vemos pela tabela 3 que todos os coeficientes são significativos, já levando em conta os erros padrão da matriz de covariância robusta. Com relação à elasticidade de substituição, relembrando a equação (3.1b), sabemos que  $\sigma = -(\beta_1 + \beta_2 e)$ . Vamos usar os valores da tabela 2 para averiguar se as estimativas de  $\sigma$  são consistentes com a teoria (ou seja, se são positivas) e se estão de acordo com os achados empíricos. Para tanto, vamos usar os valores médios de cada variável de abertura comercial. Dessa forma, vemos que as estimativas de  $\sigma$  se estendem de 1,15 a 1,74. De fato, são consistentes teoricamente, porém os valores se distanciam da previsão empírica, como, por exemplo, a encontrada em Arrow *et al* (1961).

Sobre o teste da hipótese de Rodrik, devemos nos ater ao sinal e à significância de  $\beta_2$ . Para as variáveis tarifa nominal, tarifa real e tarifa efetiva esperamos que a hipótese de Rodrik se mantenha se  $\beta_2 > 0$ . Isto é, quanto maior o nível de proteção dado ao setor, menos elástica é a curva de demanda por trabalho. Por outro lado, para o coeficiente de penetração de importações e o coeficiente de terceirização a hipótese de Rodrik se mantém se  $\beta_2 < 0$ . Por enquanto, os resultados não deixam dúvidas quanto à validade da hipótese de Rodrik, já que todas as variáveis de abertura comercial se mostraram significativas e com o sinal esperado.

Tabela 3 – Estimação por MQO da equação (4.1)

Variável dependente: <i>lnL</i>	Tarifa Nominal	Tarifa Real	Tarifa Efetiva	Coefficiente de penetração da importações	Coefficiente de Terceirização
$\beta_1$	-1,28 (0,01)***	-1,25 (0,01)***	-1,33 (0,02)***	-1,44 (0,02)***	-1,62 (0,04)***
$\beta_2$	0,76 (0,07)***	1,05 (0,07)***	0,33 (0,04)***	-0,15 (0,03)***	-1,11 (0,14)***
$\beta_3$	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
Teste de White para heterocedasticidade	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$
Teste de correlação dos resíduos	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$

Nota: \*\*\*1%, \*\*5%, \*10%; Erros-padrão robustos

Entretanto, como ressaltado anteriormente, a estimação por MQO não será a ideal com a presença de efeitos individuais. Nesse caso, devemos estimar:

$$\ln L_{it} = \alpha + \beta_1 \ln w_{it} + \beta_2 e_{it} * \ln w_{it} + \beta_3 \ln y_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4.4)$$

Os resultados são apresentados na tabela 4.

Antes de iniciar a discussão sobre os coeficientes estimados, devemos fazer a escolha quanto ao método de estimação. Na seção sobre a metodologia, foi ressaltado que o teste de Hausman não é válido se a hipótese de erros esféricos é quebrada. Nesse caso, temos uma preocupação adicional quanto aos testes de heterocedasticidade e correlação serial para os dados em painel. Se verificados, devemos usar o teste robusto de Hausman. Pelos resultados obtidos, percebemos a existência de correlação e heterocedasticidade nos resíduos, o que nos força a usar o teste robusto de Hausman. A hipótese nula do teste de Hausman é que o estimador de efeitos aleatórios é eficiente (e consistente). Como essa hipótese é negada em todos os casos, a equação (4.4) foi estimada por efeitos fixos, deixando de lado a estimação por primeiras diferenças pelas razões expostas anteriormente.

Tabela 4 – Estimação por efeitos fixos da equação (4.4)

Variável dependente: $\ln L$	Tarifa Nominal	Tarifa Real	Tarifa Efetiva	Coefficiente de penetração da importações	Coefficiente de Terceirização
$\beta_1$	-0,50 (0,05)***	-0,51 (0,04)***	-0,73 (0,02)***	-0,83 (0,04)***	-0,72 (0,04)***
$\beta_2$	0,36 (0,17)**	0,43 (0,13)***	0,05 (0,02)**	-0,14 (0,08)*	-0,70 (0,14)***
$\beta_3$	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
Teste de White para heterocedasticidade	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$
Teste de correlação dos resíduos	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$

Nota: \*\*\*1%, \*\*5%, \*10%; Erros-padrão robustos

Em relação aos resultados anteriores, estimados por MQO, a estimação por efeitos fixos gera coeficientes significativamente diferentes. O primeiro ponto digno de nota é a magnitude da elasticidade de substituição. Enquanto que na estimação por MQO o valor de  $\sigma$  se estendia de 1,15 a 1,74, na estimação por efeitos fixos esse intervalo vai de 0,45 a 0,85. Entretanto, esse intervalo se encaixa melhor com a observação empírica, como mostra a compilação feita por Nerlove (1967).

Também é perceptível algumas mudanças sobre a hipótese de Rodrik. Percebemos que o efeito da variável de abertura comercial sobre a elasticidade de substituição se reduziu bastante ao comparado com o estimado por MQO. Entretanto, em todos os casos o sinal e a significância do coeficiente  $\beta_2$  ainda corrobora a hipótese de Rodrik, isto é, positivo para a tarifa nominal, para a tarifa real e para a tarifa efetiva e negativo para o coeficiente de penetração das importações e para o coeficiente de terceirização.

Por fim, iremos analisar os modelos que levam em consideração custos de ajustamento do trabalho. Coerente com a exposição adotada, será apresentado primeiro o modelo com expectativas estáticas, dado pela equação de ajustamento em (3.8):

$$\ln L_{it} = \alpha + \delta_0 \ln L_{i,t-1} + \beta_1 \ln w_{it} + \beta_2 e_{it} * \ln w_{it} + \beta_3 \ln y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.5)$$

Os resultados da estimação se encontram na tabela 5. Tanto nesse modelo como no próximo trataremos as variáveis explicativas como estritamente exógenas ( $E[x_{it}\varepsilon_{is}] = 0, \forall s, t$ ). Também não iremos mais impor a restrição  $\beta_3 = 1$ , já que essa relação é válida apenas no longo prazo.

Isto é, a demanda de curto prazo (onde custos de ajustamento são relevantes) é dada por (4.5). Já a relação de longo prazo, quando  $L_{it} = L_{i,t-1} = L_{it}^*$ , é dada por:

$$\ln L_{it} = \alpha + \frac{\beta_1}{1-\delta_0} \ln w_{it} + \frac{\beta_2}{1-\delta_0} e_{it} * \ln w_{it} + \frac{\beta_3}{1-\delta_0} \ln y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.6)$$

Nesse caso, para a consistência teórica da função de produção, devemos averiguar se  $\frac{\beta_3}{1-\delta_0}$  é próximo ou igual a 1.

Como mencionado, a estimação por Arellano-Bond necessita que os erros de (4.5) sejam não correlacionados. Portanto, deveremos computar o teste que comprove que essa situação é válida. Como no primeiro estágio da estimação são tomadas primeiras diferenças, se os erros  $\varepsilon_{it}$  são não correlacionados, então os erros  $\Delta\varepsilon_{it}$  deverão seguir um processo AR(1). Isto é, como assumimos que  $E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}] = 0$ ,  $t \neq s$ , então  $\Delta\varepsilon_{it}$  será correlacionado com  $\Delta\varepsilon_{i,t-1}$ , mas não será correlacionado com  $\Delta\varepsilon_{i,t-k}$ ,  $k \geq 2$ . Para ver isso, basta notar que  $Cov[\Delta\varepsilon_{it}, \Delta\varepsilon_{i,t-1}] = Cov[\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-1} - \varepsilon_{i,t-2}] = -Cov[\varepsilon_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-1}] \neq 0$ .

O teste apropriado, portanto, é verificar se os erros  $\Delta\varepsilon_{it}$  seguem um processo autoregressivo de ordem 1 ou se existem correlações de ordens superiores. Portanto, para implementar o teste serão consideradas três defasagens dos resíduos estimados de  $\Delta\varepsilon_{it}$  e depois atestaremos se os coeficientes de correlação são significativos. O teste consistirá em estimar:

$$\widehat{\Delta\varepsilon}_{it} = \rho_1 \widehat{\Delta\varepsilon}_{i,t-1} + \rho_2 \widehat{\Delta\varepsilon}_{i,t-2} + \rho_3 \widehat{\Delta\varepsilon}_{i,t-3} + \vartheta_{it}, \vartheta_{it} \sim N(0, \sigma^2) \quad (4.7)$$

e testar  $\rho_1 \neq 0$  e  $\rho_2, \rho_3 = 0$ . Para todos os casos, o teste de autocorrelação mostra que os estimadores de Arellano-Bond são consistentes.

Os resultados da estimação de (4.5) mostram que a quantidade demanda por trabalho (e pela hipótese de oferta perfeitamente elástica, também a quantidade efetivamente empregada) no período anterior é relevante para explicar a quantidade demanda no período presente. Esta é uma evidência de que os setores deparam-se com custos de ajustamento.

Uma das vantagens da estimação feita acima é que a elasticidade de substituição pode ser separada na elasticidade de curto prazo, dada por  $-(\beta_1 + \beta_2 e)$ , e na elasticidade de longo prazo, dada por  $-(\beta_1/(1-\delta_0) + \beta_2/(1-\delta_0)e)$ . As estimativas da elasticidade de substituição de curto prazo situaram-se entre 0,35 e 0,51, enquanto que as de longo prazo situaram-se entre 0,54 e 1,18. Esse resultado adiciona consistência teórica ao modelo (podemos invocar aqui o princípio de LeChatelier-Samuelson), já que de fato percebemos que a elasticidade de curto prazo é menor do que a de longo prazo.

Vemos também que o valor de  $\beta_3/(1-\delta_0)$  situou-se próximo a 1. De fato, utilizando os intervalos de 95% de confiança para  $\beta_3$  e  $\delta_0$  para construir a razão anterior, em todos casos o valor 1 se encontrou dentro desse intervalo. Sobre a hipótese de Rodrik, percebemos algumas modificações em relação aos modelos anteriores. Para a tarifa nominal e para a tarifa efetiva, o

coeficiente  $\beta_2$  não apresentou significância estatística, o que poderia levar à conclusão de que a variável de abertura comercial não influencia a elasticidade de substituição.

Tabela 5 – Estimação por Arellano-Bond da equação (4.5)

Variável dependente: $lnl^u$	Tarifa Nominal	Tarifa Real	Tarifa Efetiva	Coeficiente de penetração da importações	Coeficiente de Terceirização
$\delta_0$	0,48 (0,05)***	0,47 (0,05)***	0,37 (0,02)***	0,46 (0,03)***	0,44 (0,05)***
$\beta_1$	-0,40 (0,05)***	-0,38 (0,04)***	-0,46 (0,02)***	-0,49 (0,08)***	-0,35 (0,08)***
$\beta_2$	0,12 (0,14)	0,25 (0,11)**	0,01 (0,03)	-0,22 (0,08)***	-0,07 (0,03)***
$\beta_3$	0,57 (0,03)***	0,57 (0,03)***	0,60 (0,01)***	0,63 (0,01)***	0,67 (0,23)***
$\frac{\beta_3}{1 - \delta_0}$	1,09	1,09	0,95	1,16	1,10
Teste de correlação dos resíduos em primeiras diferenças (Ordem e $p$ -valor)					
	1 – 0,00	1 – 0,00	1 – 0,00	1 – 0,00	1 – 0,00
	2 – 0,83	2 – 0,79	2 – 0,80	2 – 0,83	2 – 0,74
	3 – 0,79	3 – 0,77	3 – 0,77	3 – 0,71	3 – 0,08

Nota: \*\*\*1%, \*\*5%, \*10%; Erros-padrão robustos

Por outro lado, quando considerados a tarifa real, o coeficiente de penetração de importações e o coeficiente de terceirização a hipótese de Rodrik se mantém verdadeira, já que para essas variáveis todos os coeficientes apresentam o sinal esperado e são significantes. Vemos também que para a tarifa real e para o coeficiente de terceirização o efeito de curto prazo na elasticidade de substituição é menor do que o efeito estimado pelos modelos anteriores, enquanto que o efeito do coeficiente de penetração de importação se tornou mais intenso.

Por último, serão apresentados os resultados da estimação do modelo que leva em consideração a formação de expectativas racionais, como discutido na seção sobre a metodologia. A equação a ser estimada é:

$$lnL_{it} = \alpha + \delta_0 lnL_{i,t-1} + \psi e_{it} * lnw_{it} + \sum_{n=0}^N \beta_n lnw_{i,t-n} + \sum_n \gamma_n lny_{i,t-n} + u_i + \epsilon_{it} \quad (4.8)$$

Os resultados estão dispostos na tabela 6. Por economicidade, não iremos reportar os coeficientes das variáveis explicativas defasadas, porém indicaremos o número de defasagens utilizadas.

A escolha do número de defasagens foi feita com base na seguinte regra: primeiro, foi gerado o modelo usando todas as defasagens possíveis. Após isso, foram excluídas as defasagens das variáveis que não rejeitavam a hipótese nula, ou seja, que eram não significantes. Seguiu-se essa regra sucessivamente até chegar no número ideal de defasagens, isto é, onde as defasagens incorporam alguma informação ao modelo.

Os testes de correlação dos resíduos se mostraram novamente favoráveis à estimação por Arellano-Bond. Observe que o cálculo da elasticidade de longo prazo se altera quando consideramos defasagens do preço do fator. Supondo que a demanda de curto prazo seja dada por:

$$\ln L_{it} = \delta_0 \ln L_{i,t-1} + \psi e_{it} * \ln w_{it} + \beta_0 \ln w_{i,t} + \beta_1 \ln w_{i,t-1} + \gamma_0 \ln y + u_i + \epsilon_{it} \quad (4.9)$$

Como no longo prazo,  $\ln L_{i,t-1} = \ln L_{it} = \ln L_{it}^*$  e  $\ln w_{i,t-1} = \ln w_{it} = \ln w_{it}^*$ , para calcular a elasticidade preço de longo prazo por (4.9) devemos observar que:

$$\ln L_{it}^* = \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \delta_0} \ln w_{it}^* + \psi e_{it} \ln w_{it}^* + \dots + \epsilon_{it} \quad (4.10)$$

Vemos novamente que  $\delta_0$  é significativo no modelo, o que confirma a existência de custos de ajustamento. Vemos também que a elasticidade de substituição de curto prazo estimada não se distanciou da estimada pelo modelo (4.5). O efeito de longo prazo de  $\ln y$  também permaneceu consistente com a teoria, não se distanciando de 1. Por fim, as elasticidades de substituição de longo prazo estimadas situaram-se entre 0,65 e 0,90, um intervalo considerado empiricamente viável.

Sobre a hipótese de Rodrik, o modelo da equação (4.9) não traz novidades em relação ao modelo da equação (4.5). A única diferença em relação ao comentado anteriormente é que agora a tarifa nominal passa a ser significativa, enquanto a tarifa real deixa de ser significativa. A tarifa efetiva é novamente não significativa e os dois coeficientes são significantes e possuem o sinal previsto pela hipótese de Rodrik.

Já podemos adiantar algumas conclusões sobre esses resultados. A estimação por MQO se mostrou favorável à hipótese de Rodrik em todas as especificações. Isto é, as cinco variáveis de abertura comercial se mostraram significantes e com sinal predito pela hipótese. Entretanto, os valores estimados da elasticidade de substituição entre capital e trabalho se mostraram consideravelmente maiores do que a experiência empírica indica.

Com a estimação por efeitos fixos, procuramos levar em conta a heterogeneidade não observada de cada setor. Com esses resultados vimos que as estimativas para a elasticidade de substituição situaram-se de acordo com a literatura empírica. Além disso, vimos também que a

hipótese de Rodrik manteve-se relevante, já que novamente todas as variáveis de abertura comercial se mostraram significantes (pelo menos a 10%) e com o sinal consistente com a hipótese.

Tabela 6 – Estimação por Arellano-Bond da equação (4.8)

Variável dependente: $\ln L$	Tarifa Nominal	Tarifa Real	Tarifa Efetiva	Coeficiente de penetração importações	de Coeficiente de Terceirização das
$\delta_0$	0,43 (0,08)***	0,43 (0,08)***	0,45 (0,08)***	0,67 (0,10)***	0,57 (0,11)***
$\beta_0$	-0,49 (0,05)***	-0,45 (0,05)***	-0,45 (0,05)***	-0,46 (0,06)***	-0,39 (0,07)***
$\psi$	0,32 (0,12)***	0,07 (0,10)	0,01 (0,03)	-0,20 (0,10)*	-0,72 (0,29)***
$\gamma_0$	0,58 (0,02)***	0,58 (0,14)***	0,59 (0,02)***	0,58 (0,03)***	0,60 (0,03)***
Defasagens das variáveis independentes	$\ln w$ : 3 $\ln y$ : 2	$\ln w$ : 3 $\ln y$ : 2	$\ln w$ : 2 $\ln y$ : 2	$\ln w$ : 1 $\ln y$ : 1	$\ln w$ : 2 $\ln y$ : 1
Teste de correlação dos resíduos em primeiras diferenças (Ordem e $p$ -valor)					
	1 – 0,00	1 – 0,00	1 – 0,00	1 – 0,00	1 – 0,00
	2 – 0,36	2 – 0,38	2 – 0,21	2 – 0,86	2 – 0,83
	3 – 0,75	3 – 0,88	3 – 0,64	3 – 0,94	3 – 0,60

Nota: \*\*\*1%, \*\*5%, \*10%; Erros-padrão robustos

Por fim, foram estimados dois modelos com custos de ajustamento do trabalho: o primeiro com expectativas estáticas e o segundo com expectativas racionais, isto é, com defasagens das variáveis independentes. Nos dois casos, somente duas variáveis de abertura comercial se mostraram desfavoráveis à hipótese de Rodrik: a tarifa nominal e a tarifa efetiva no primeiro, e a tarifa real e a tarifa efetiva no segundo. Mesmo sem a imposição da restrição sobre o coeficiente de  $\ln y$  vimos que esse se mostrou consistente com a função de produção utilizada. Outro ponto a se destacar foi que de fato observamos que a elasticidade de substituição de curto prazo é menor do que a de longo prazo.

Em linhas gerais, concluímos que a hipótese de Rodrik é válida para a indústria brasileira, usando a metodologia proposta por esse trabalho. Ou seja, de fato observamos que setores mais abertos da indústria possuem, relativos aos mais fechados, maior elasticidade de substituição

entre capital e trabalho, e, por consequência da equação (1.11), uma curva de demanda por trabalho mais elástica.

## PARTE II

### 1. Considerações teóricas

Em primeiro lugar será feita a apresentação do modelo Heckscher-Ohlin de forma algébrica para definirmos formalmente o significado da hipótese de irreversibilidade da intensidade de uso dos fatores (HIF). Para essa exposição, seguiremos Feenstra (2003).

As hipóteses básicas do modelo tradicional de Heckscher – Ohlin são:

a) Dois fatores de produção, capital ( $K$ ) e trabalho ( $L$ ); dois setores, produzindo dois bens,  $Y_1$  e  $Y_2$ ; e dois países ( $A$  e  $B$ ), que transacionam livremente (sem tarifas e sem custos de transporte).

b) A função de produção  $Y_i = F(L_i, K_i)$  possui retornos constantes de escala (é homogênea de grau 1) e retornos marginais continuamente decrescentes. A tecnologia é a mesma para os dois países.

c) Os fatores de produção são imóveis entre os países, mas perfeitamente móveis entre os setores.

d) Cada país é dotado com uma quantidade fixa de trabalho e capital, sendo que as quantidades diferem entre países de modo que um é abundante em capital e o outro abundante em trabalho ( $\frac{K^A}{L^A} > \frac{K^B}{L^B}$ ). Os fatores empregados em cada setor de produção são restritos pelas dotações:

$$L_1 + L_2 \leq L \quad (5.1)$$

$$K_1 + K_2 \leq K \quad (5.2)$$

e) Mercado de bens e fatores de produção perfeitamente competitivos.

A análise primal do problema de maximização da economia pode ser entendida pela maximização da produção do bem 2, por exemplo, restrita a um determinado nível de produção do bem 1<sup>29</sup>:

$$\text{Max } G(P_1, P_2, Y_1, Y_2) = P_1 Y_1 + P_2 Y_2 \quad \text{s. a } Y_2 = h(Y_1, L, K) \quad (5.3)$$

Substituindo a restrição na função objetivo e tomando a derivada com relação a  $Y_1$ , chegaremos à condição de primeira ordem:

$$P_1 + P_2 \frac{\partial h}{\partial Y_1} = P_1 + P_2 \frac{\partial Y_2}{\partial Y_1} = 0 \Rightarrow \frac{P_1}{P_2} = - \frac{\partial Y_2}{\partial Y_1} \quad (5.4)$$

Ou seja, a reta de preço relativo tangencia a curva de possibilidades de produção.

---

<sup>29</sup> Isto é,  $\max Y_2 = F(K_2, L_2)$  s. a  $\bar{Y}_1 = F(K_1, L_1), K_1 + K_2 = K, L_1 + L_2 = L$ . A partir disso,  $Y_2$  pode ser descrito como uma função de  $Y_1$  e das dotações:  $Y_2 = h(Y_1, K, L)$ . Essa última função é a fronteira de possibilidades de produção da economia.

A análise dual é imediata. Como a função de produção apresenta retornos constantes de escala, podemos escrever o problema de minimização de custos como:

$$\text{Min}_{L_i, K_i} C_i(w, r) = wL_i + rK_i \text{ s. a } F(L_i, K_i) \geq 1 \quad (5.5)$$

A solução da minimização de custos nos dá  $C_i^*(w, r) = wa_{L_i} + ra_{K_i}$ , sendo  $a_{L_i}$  e  $a_{K_i}$  as demandas condicionais ótimas, ambas funções dos preços dos insumos:  $a_{L_i}(w, r)$  e  $a_{K_i}(w, r)$ . Diferenciando  $C_i^*$  com relação a  $w$  e a  $r$  obtemos:

$$\frac{\partial C_i^*}{\partial w} = a_{L_i} + w \frac{\partial a_{L_i}}{\partial w} + r \frac{\partial a_{K_i}}{\partial w} = a_{L_i} \quad (5.6)$$

$$\frac{\partial C_i^*}{\partial r} = a_{K_i} + w \frac{\partial a_{L_i}}{\partial r} + r \frac{\partial a_{K_i}}{\partial r} = a_{K_i} \quad (5.7)$$

Em (5.6) e (5.7) a última igualdade vem do teorema da envoltória<sup>30</sup>. Ou seja, diferenciando  $C_i^*$  com relação a  $w$  temos a quantidade necessária de trabalho para produzir uma unidade do bem  $i$ . Similarmente, diferenciando com relação a  $r$  temos a quantidade necessária de capital para produzir uma unidade do bem  $i$ .

Definindo a matriz de tecnologia como:

$$A = \begin{bmatrix} a_{L_1}(w, r) & a_{K_1}(w, r) \\ a_{L_2}(w, r) & a_{K_2}(w, r) \end{bmatrix} \quad (5.8)$$

Dizemos que não há reversibilidade da intensidade de fatores sempre que  $A$  é não-singular. Para tanto, basta que  $\det(A) \neq 0$ , ou que  $a_{L_1}(w, r)a_{K_2}(w, r) \neq a_{L_2}(w, r)a_{K_1}(w, r)$  para todo  $(w, r)$ . De outra forma, a HIF assume que  $\frac{a_{K_1}}{a_{L_1}} < \frac{a_{K_2}}{a_{L_2}}$  ou  $\frac{a_{K_1}}{a_{L_1}} > \frac{a_{K_2}}{a_{L_2}} \forall (w, r)$ . Como  $\frac{a_{K_i}}{a_{L_i}}$  é a razão capital-trabalho, devemos ter que, para qualquer vetor de preços dos fatores de produção, um setor é mais intensivo em capital do que o outro.

As equações que definem o equilíbrio do modelo (o vetor de produção  $(Y_1, Y_2)$  e o vetor de preços dos fatores  $(w, r)$ ) são:

$$P_1 = C_1^*(w, r) \quad (5.9)$$

$$P_2 = C_2^*(w, r) \quad (5.10)$$

$$L = a_{L_1}(w, r)Y_1 + a_{L_2}(w, r)Y_2 \quad (5.11)$$

$$K = a_{K_1}(w, r)Y_1 + a_{K_2}(w, r)Y_2 \quad (5.12)$$

A igualdade em (5.9) e (5.10) vem da hipótese de concorrência perfeita e a igualdade em (5.11) e (5.12) vem da condição de pleno emprego (*full employment*). Para comentar a importância da

---

<sup>30</sup> Para ver esse resultado basta aplicar o lema de Shephard a  $C_i^*$ .

HIF dentro do modelo, podemos demonstrar o lema de insensibilidade dos preços de fatores e o teorema de equalização de preços de fatores.

De (5.9) e (5.10), temos um sistema de duas equações e duas incógnitas  $(w, r)$ :

$$P = \begin{pmatrix} P_1 \\ P_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C_1^*(w, r) \\ C_2^*(w, r) \end{pmatrix} = C^*(w, r) \quad (5.13)$$

Entretanto, o sistema em (5.13) não é linear<sup>31</sup>, e portanto não basta apenas contar o número de equações e incógnitas para descobrir se a solução é única. Poderíamos usar o teorema da função implícita para argumentar a unicidade de uma solução local. Porém, podemos ir além e usar o seguinte teorema em Gale e Nikaidô (1965):

*“Se  $F: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$ , onde  $\Omega \in \mathbb{R}^n$  é um espaço retangular fechado ( $\{x|a \leq x \leq b\}$ ), é uma função diferenciável tal que a matriz jacobiana  $J(x)$  de  $F$  é uma  $P$ -matriz para todo  $x \in \Omega$ , então  $F$  é univalente em  $\Omega$ .”*

Pelo teorema do máximo,  $C^*$  é contínua em  $(w, r)$ . Por definição,  $A$  é uma  $P$ -matriz se todos menores principais forem positivos e se  $\det(A) \neq 0$ . O jacobiano de  $C^*(w, r)$  é:

$$A(w, r) = \begin{bmatrix} \frac{\partial C_1^*}{\partial w} & \frac{\partial C_1^*}{\partial r} \\ \frac{\partial C_2^*}{\partial w} & \frac{\partial C_2^*}{\partial r} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{L_1}(w, r) & a_{K_1}(w, r) \\ a_{L_2}(w, r) & a_{K_2}(w, r) \end{bmatrix} \quad (5.14)$$

A última igualdade vem do argumento exposto anteriormente. Para que  $A(w, r)$  seja uma  $P$ -matriz, basta assumir a HIF. Ou seja,  $\frac{a_{K_1}(w, r)}{a_{L_1}(w, r)} \neq \frac{a_{K_2}(w, r)}{a_{L_2}(w, r)} \quad \forall (w, r)$ . Admitindo que  $a_{L_1} > 0$  as condições do teorema serão satisfeitas e poderemos aplicá-lo a (5.13). Portanto, existirá uma correspondência única entre  $(P_1, P_2)$  e  $(w, r)$ .

Pode ser enunciado agora o lema de insensibilidade dos preços de fatores:

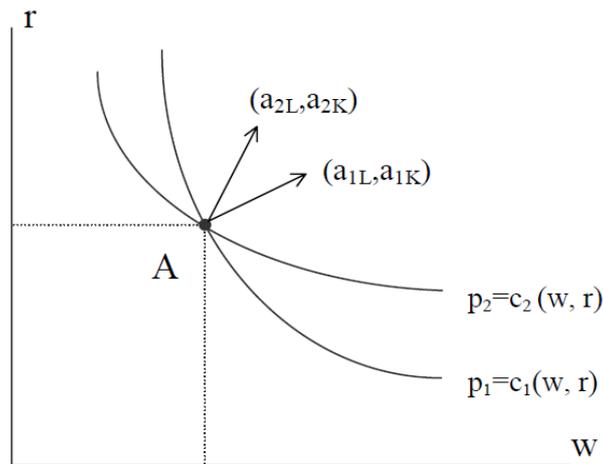
*“Admitindo a HIF e que ambos os bens são produzidos, a cada vetor de preços  $(P_1, P_2)$  corresponde apenas um vetor de preços dos fatores de produção  $(w, r)$ .”*

Em poucas palavras, o lema nos diz que os preços dos fatores não dependem das dotações de capital e trabalho de cada país. A discussão anterior pode ser analisada graficamente. Quando a HIF é válida, as curvas  $C_1^*$  e  $C_2^*$  intersectam-se apenas uma vez, o que faz com que a solução seja única:

---

<sup>31</sup> A não ser que assumíssemos uma função de produção Leontief. Ainda assim a matriz  $A$  deveria ser não singular.

Figura 1 – Solução do sistema (5.13) com a HIF



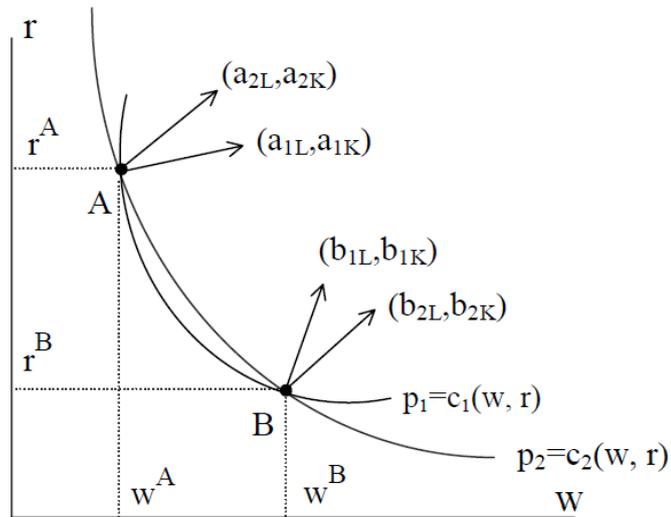
Fonte: Feenstra (2003)

Os vetores  $(a_{2L}, a_{2K})$  e  $(a_{1L}, a_{1K})$  são, respectivamente, os gradientes das funções  $C_1^*$  e  $C_2^*$ . A inclinação de cada um desses vetores é  $\frac{a_{iK}}{a_{iL}}$ , ou seja, a intensidade de capital de cada setor. Vemos pela figura 1 que para qualquer  $(w, r)$ , o setor 1 será mais intensivo em capital do que o setor 2.

Porém, na situação onde a HIF não é válida, as curvas se intersectam em mais de um ponto, o que faz com que a solução não seja única. Na figura 2, no ponto A o vetor gradiente do setor 2 é mais inclinado que o do setor 1. No ponto B, por outro lado, a inclinação do vetor gradiente do setor 1 é maior do que a do setor 2. Com isso, no ponto A o setor 2 é intensivo em capital e no ponto B o setor 1 é intensivo em capital.

Com a quebra da HIF, para um dado vetor  $(P_1, P_2)$  temos dois equilíbrios: no ponto A, com baixos salários e alto retorno do capital  $(w^A, r^A)$ , e no ponto B, com altos salários e baixo retorno do capital  $(w^B, r^B)$ . Para descobrir qual o equilíbrio de cada país, necessitamos das condições de pleno emprego em (5.11) e (5.12), o que condiciona os preços dos fatores às dotações de capital e trabalho e invalida o lema de insensibilidade dos preços de fatores.

Figura 2– Solução do sistema (5.13) sem a HIF



Fonte: Feenstra (2003)

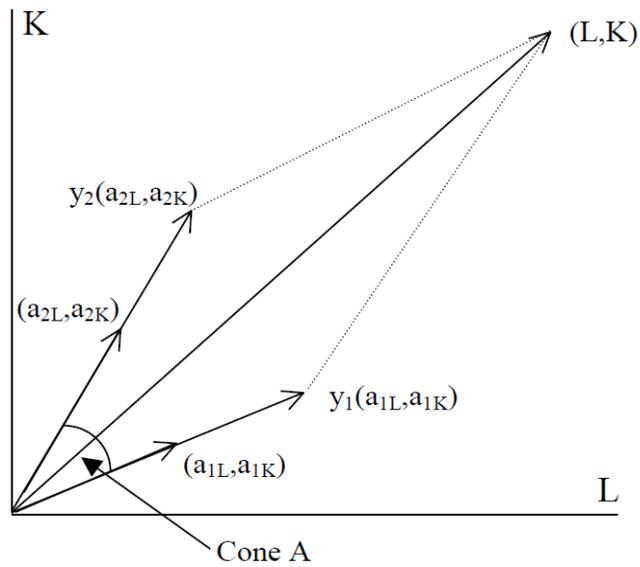
Para anunciar o teorema de equalização de preços de fatores precisamos aprofundar o argumento da última frase do parágrafo anterior. Pelas condições de pleno emprego, sabemos que:

$$\begin{pmatrix} a_{L_1}(w, r) \\ a_{K_1}(w, r) \end{pmatrix} Y_1 + \begin{pmatrix} a_{L_2}(w, r) \\ a_{K_2}(w, r) \end{pmatrix} Y_2 = \begin{pmatrix} L \\ K \end{pmatrix} \quad (5.15)$$

Ou seja, a soma dos vetores gradientes de cada setor multiplicados pela produção de cada setor resulta no vetor de dotações de fatores da economia:

O raciocínio contrário também é válido. Para qualquer vetor  $(L, K)$  existirá uma dupla de valores  $(Y_1, Y_2)$  tal que quando  $(a_{L_1}, a_{K_1})$  e  $(a_{L_2}, a_{K_2})$  forem multiplicados por essa quantidade e somados resultarão em  $(L, K)$ . Porém, as quantidades  $(Y_1, Y_2)$  somente serão positivas se a dotação  $(K, L)$  se encontrar entre os vetores  $(a_{L_1}, a_{K_1})$  e  $(a_{L_2}, a_{K_2})$ . Esse espaço é chamado de cone de diversificação, denotado na figura por Cone A. Se não for esse o caso, somente um bem será produzido.

Figura 3 – Cones de diversificação com a HIF



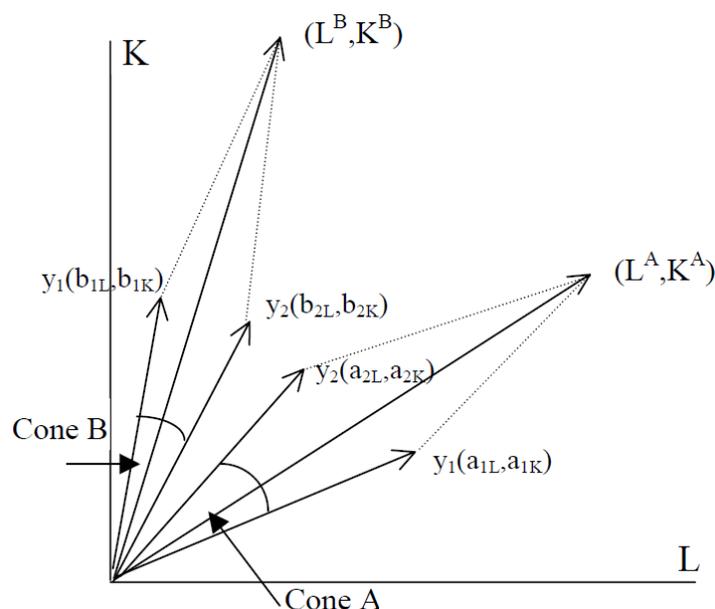
Fonte: Feenstra (2003)

Porém, se considerarmos a possibilidade de reversão da intensidade do uso de fatores, como na figura 2, teremos dois cones de diversificação. Se ambos os países produzem os dois bens, as dotações de cada país deverão se encontrar dentro de cada cone de diversificação. Dessa maneira, poderemos saber em qual equilíbrio cada país se encontra, como mostra a figura 3.

O país abundante<sup>32</sup> em capital ( $L^B, K^B$ ) situa-se no cone de diversificação B, entre os vetores  $(b_{L_1}, b_{K_1})$  e  $(b_{L_2}, b_{K_2})$ . Da figura 2, sabemos que esse é o equilíbrio do ponto B, onde o salário é alto e o retorno do capital é baixo. O país abundante em trabalho ( $L^A, K^A$ ), por outro lado, situa-se no cone de diversificação A e está no equilíbrio do ponto A, com salário baixo e alto retorno do capital.

<sup>32</sup> Abundância sempre se refere à quantidade relativa, e não à quantidade absoluta.

Figura 4 – Cones de diversificação sem a HIF



Fonte: Feenstra (2003)

Feita essa breve exposição, podemos prosseguir para o teorema de equalização de preços de fatores, como enunciado por Samuelson (1949):

*“Suponha dois países em livre comércio, com a mesma tecnologia de produção, mas com diferentes dotações de fatores. Se ambos os países produzem os dois bens e a HIF é válida, então os preços de fatores  $(w, r)$  são iguais entre os países.”*

O teorema refere-se ao caso da figura 3, onde não há reversibilidade da intensidade de uso dos fatores. Assim, o cone de diversificação é o mesmo para ambos os países. Como é assumido que os dois países produzem os dois bens (são diversificados), então só pode ser o caso em que as dotações de cada país estão dentro do cone de diversificação.

Como os países estão engajados em livre comércio, os preços  $P_1$  e  $P_2$  são equalizados entre os países. Porém, pelas hipóteses do teorema, sabemos que o lema de insensibilidade dos preços de fatores é válido. Portanto, conclui-se que os preços dos fatores de produção são os mesmos em cada país<sup>33</sup>. Observe que as hipóteses do teorema são mais fortes do que a do lema, já devemos supor, além da HIF, livre comércio é mesma tecnologia entre países.

É interessante notar que a HIF também é, implicitamente, necessária para o teorema de Rybczynski (1955). O teorema enuncia que:

<sup>33</sup> Com a validade do teorema de equalização de preços, a hipótese de imobilidade dos fatores de produção entre países parece redundante, já que não existiriam incentivos para a migração.

*“O aumento relativo na dotação de um fator de produção aumenta a produção no setor que o usa intensivamente e diminui a produção do outro setor.”*

A prova para o teorema parte da diferenciação total das equações (5.11) e (5.12):

$$dL = a_{L_1}(w, r)dY_1 + a_{L_2}(w, r)dY_2 \quad (5.16)$$

$$dK = a_{K_1}(w, r)dY_1 + a_{K_2}(w, r)dY_2 \quad (5.17)$$

Observe que as equações (5.16) e (5.17) somente são válidas se os coeficientes  $a_{L_i}$  e  $a_{K_i}$  são mantidos fixos, isto é, não dependem de  $K$  e  $L$ . Porém, essa situação somente é válida se o lema de insensibilidade dos preços de fatores é verdadeiro.

O teorema de Heckscher-Ohlin também necessita da HIF para a sua conclusão. Seu enunciado é:

*“Suponha dois países com demandas idênticas e homotéticas, com a mesma tecnologia de produção e ausência de reversibilidade da intensidade do uso de fatores. Com o livre comércio, cada país exporta o bem que usa intensivamente seu fator de produção abundante.”*

Para a prova, basta notar que com o mesmo preço relativo dos bens (pelo livre comércio) e com demandas idênticas, os dois bens são consumidos na mesma proporção pelos dois países. Isto é, sendo a demanda do país  $A$  pelo bem  $i$  definida por  $D_{Y_i}$  e a demanda do país  $B$  definida por  $D_{Y_i}^*$ , então:

$$\frac{D_{Y_1}}{D_{Y_2}} = \frac{D_{Y_1}^*}{D_{Y_2}^*} = \frac{D_{Y_1} + D_{Y_1}^*}{D_{Y_2} + D_{Y_2}^*} \quad (5.18)$$

A última igualdade vem do fato de que se as proporções demandas são as mesmas em ambos os países, então essa proporção é a mesma para a demanda mundial.

Supondo que o país  $A$  seja abundante em capital e o bem  $Y_1$  intensivo em capital, pelo teorema de Rybczynski a oferta relativa do bem intensivo em capital será maior no país  $A$  do que no país  $B$ :

$$\frac{S_{Y_1}}{S_{Y_2}} > \frac{S_{Y_1}^*}{S_{Y_2}^*} \quad (5.19)$$

Como em equilíbrio a oferta iguala a demanda e o comércio é balanceado, teremos que:

$$\frac{D_{Y_1} + D_{Y_1}^*}{D_{Y_2} + D_{Y_2}^*} = \frac{S_{Y_1} + S_{Y_1}^*}{S_{Y_2} + S_{Y_2}^*} \quad (5.20)$$

De (5.19) e (5.20) só pode ser o caso em que:

$$\frac{S_{Y_1}}{S_{Y_2}} > \frac{D_{Y_1}}{D_{Y_2}} = \frac{S_{Y_1} + S_{Y_1}^*}{S_{Y_2} + S_{Y_2}^*} = \frac{D_{Y_1}^*}{D_{Y_2}^*} > \frac{S_{Y_1}^*}{S_{Y_2}^*} \quad (5.21)$$

De (5.21), observamos que o país abundante em capital exporta o bem intensivo em capital e o país abundante em trabalho importa o bem intensivo em capital. Pelo mesmo raciocínio, o país abundante em trabalho exporta o bem intensivo em trabalho e o país abundante em capital importa o bem intensivo em trabalho.

Se a HIF é quebrada, para determinado intervalo de preço relativo dos fatores um bem intensivo em capital no país  $A$  pode ser intensivo em trabalho no país  $B$ . Se existe essa reversibilidade, não pode ser garantida a desigualdade em (5.19) e nem a relação dada por (5.21). Desse modo, o padrão de comércio não seria determinado e o teorema de Heckscher-Ohlin seria inválido.

A HIF ainda permanece relevante em extensões do modelo de Heckscher-Ohlin. Podemos considerar o modelo de Vanek (1968) com  $N$  bens e  $N$  fatores de produção (isto é, o mesmo número de bens e fatores). Para cada setor  $i = 1, \dots, N$ , a função de produção  $Y_i = f_i(v_i)$  é positiva, crescente, côncava e homogênea de grau um em  $v_i$ . O vetor  $v_i = (v_{i1}, \dots, v_{iN})$  é o vetor dos  $N$  fatores de produção.

As funções custos associadas a cada setor serão:

$$c_i = \min(w'v_i | f_i(v_i) \geq 1) \quad (5.22)$$

Em (5.22), o vetor  $w = (w_1, \dots, w_N)$  é o vetor de preços dos insumos. Assumindo concorrência perfeita e pleno emprego, as condições são impostas de forma semelhante ao caso de dois bens e dois fatores de produção:

$$P_i = c_i(w), i = 1, \dots, N \quad (5.23)$$

$$\sum_{i=1}^N a_{ij}(w)Y_i = V_j, i = 1, \dots, N \quad (5.24)$$

As notações em (5.23) são as usuais e em (5.24)  $V_j$  é a dotação do fator  $j$ . Pelo mesmo argumento usado anteriormente,  $\frac{\partial c_i}{\partial w} = a_i(w) = (a_{i1}(w), \dots, a_{iN}(w))$ . Utilizando notação matricial e empilhando todos os setores em (5.23) teremos:

$$P = Aw, A = \begin{bmatrix} a_1(w) \\ \vdots \\ a_N(w) \end{bmatrix}_{n \times n} \quad (5.25)$$

Nesse caso, a HIF significa dizer que não existe nenhuma coluna em  $A$  proporcional a outra, de tal maneira que  $A$  é não singular. Além disso, para garantir uma solução única em (5.25) dado um vetor de preços  $P > 0$  devemos ter que:

$$0 < b \leq a_{11}, \begin{vmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{vmatrix}, \dots, \begin{vmatrix} a_{11} & \dots & a_{1N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{N1} & \dots & a_{NN} \end{vmatrix} < B \quad (5.26)$$

Ou seja, os menores principais de  $A$  devem ser positivos e limitados.

Porém, a condição em (5.26) é de difícil tratamento para o teste proposto nessa parte. Se considerarmos mais de dois fatores de produção, ordenar os bens com base na razão entre os usos de dois fatores deixa de ter significado. Entretanto, ainda podemos considerar extensões do modelo base de Heckscher-Ohlin com apenas dois fatores de produção, mas com  $N$  bens. Nesse caso, a possibilidade de ordenar os produtos com base na intensidade de uso de um fator independentemente do preço relativo dos fatores (que é a própria HIF) ainda é uma questão relevante.

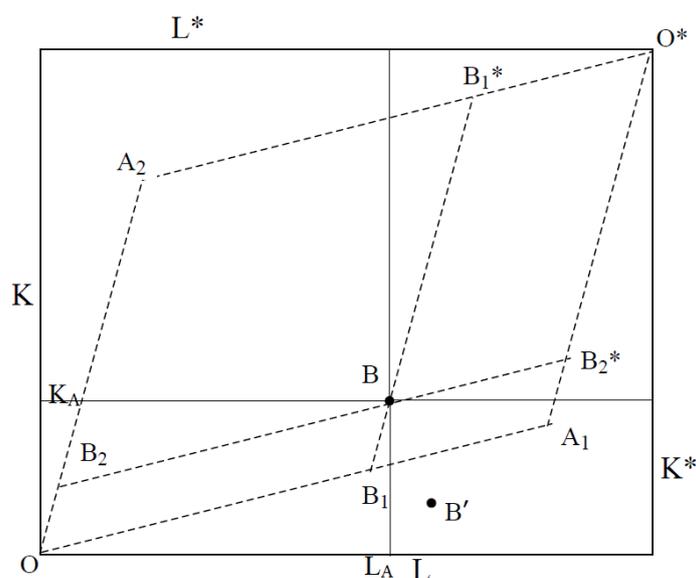
Retornando por um momento ao modelo com dois fatores e dois bens, será comentado o conceito de economia mundial integrada (EMI), como apresentado em Samuelson (1949). Primeiro, é suposto que a hipótese de imobilidade de fatores entre países é quebrada, e o capital e o trabalho são livres para escolher o país em que irão residir. Dessa forma, os preços dos fatores são equalizados nos dois países. Então, o que importa para a determinação dos preços dos fatores é a dotação mundial de fatores de produção.

O ponto  $O^*$  na figura 5 é a dotação mundial de fatores, sendo que nos eixos verticais e horizontais temos as quantidades de fatores empregados no país  $A$  (com origem em  $O$ ) e no país  $B$  (com origem em  $O^*$ ). Suponha que essa alocação seja o ponto  $B$ . Como os preços dos fatores estão equalizados e a tecnologia de produção é a mesma em ambos os países, os preços de equilíbrio de  $Y_1$  e  $Y_2$  também serão iguais entre países.

Da mesma forma, os preços dos fatores determinam a demanda por capital e trabalho. Como os preços estão equalizados, a matriz de tecnologia também será a mesma em cada país. Com esses argumentos, sabemos que o cone de diversificação será o mesmo em cada país. Na figura 5, os cones formam o paralelogramo  $OA_1O^*A_2$ . Observe que o vetor  $A_1$  é proporcional aos requisitos de capital e trabalho para a produção de uma unidade do bem  $Y_1$  no país  $A$  (a mesma ideia vale para  $A_2$ ,  $B_1$  e  $B_2$ ). De fato, sendo  $D_1^w$  a demanda mundial pelo bem  $Y_1$  e  $D_2^w$  a demanda mundial pelo bem  $Y_2$ ,  $A_1 = (a_{L_1}, a_{K_1})D_1^w$  e  $A_2 = (a_{L_2}, a_{K_2})D_2^w$ . Disto, vemos que a soma dos vetores  $A_1$  e  $A_2$  resulta na dotação mundial de fatores.

A questão agora é saber se com a hipótese de imobilidade dos fatores de produção entre países, as duas economias poderiam permanecer no equilíbrio de preços como no ponto  $B$ . Sabemos que se os países produzem os dois bens e a HIF é mantida, então os cones de diversificação serão os mesmos em cada país. Basta, portanto, que as dotações de cada país estejam no ponto  $B$ , (para o país  $A$ , seriam as dotações  $(L_A, K_A)$ ).

Figura 5 – EMI com 2 setores



Fonte: Feenstra (2003)

De fato, o país A poderia dedicar  $OB_2$  de capital e trabalho para a produção do bem  $Y_2$  e  $OB_1$  para a produção de  $Y_1$ . Da mesma forma, o país B poderia dedicar  $O^*B_1^*$  de capital e trabalho para a produção do bem  $Y_1$  e  $O^*B_2^*$  para a produção do bem  $Y_2$ . Na verdade, para qualquer outro ponto dentro de  $OA_1O^*A_2$  o equilíbrio de EMI seria replicado e os preços equalizados entre os países. Por outro lado, para um ponto fora, como  $B'$ , o comércio internacional não seria capaz de replicar o equilíbrio de EMI<sup>34</sup>.

Portanto, o conjunto  $OA_1O^*A_2$  é chamado de conjunto de equalização de preços de fatores (*FPE Set*). A extensão desse raciocínio para o caso em que mais de dois bens são produzidos é imediata. Considerando  $N$  bens e admitindo a HIF, os bens podem ser ordenados de acordo com a intensidade de uso do capital. Isto é, para qualquer preço relativo dos fatores, temos que  $\frac{a_{K1}}{a_{L1}} > \frac{a_{K2}}{a_{L2}} > \dots > \frac{a_{KN}}{a_{LN}}$ .

Usando novamente o raciocínio da EMI e admitindo que o vetor de preços dos produtos seja consistente com a diversificação de cada país<sup>35</sup>, poderemos novamente montar o conjunto de equalização de preços dos fatores. Começando pelo país A, com origem em O, multiplicando cada vetor  $(a_{L_i}, a_{K_i})$  pela demanda mundial  $D_i^w$  e somando-os, chegaremos a:

<sup>34</sup> Nesse caso, haveria especialização por parte de algum dos países e não valeria o teorema de equalização de preços.

<sup>35</sup> Essa é uma hipótese delicada, já que não permite determinar a quantidade produzida em cada país. Como existem mais produtos que fatores, o sistema dado pelas condições de pleno emprego será indeterminado no caso em que todos os bens são produzidos.

$$\sum_{i=1}^N (a_{L_i}, a_{K_i}) D_i^w = (L^w, K^w) \quad (5.27)$$

sendo  $(L^w, K^w)$  a dotação mundial. Utilizando o mesmo raciocínio para o país  $B$ , com o origem em  $O^*$ , chegaremos ao conjunto de equalização de preços de fatores, como na figura 6.

Se as dotações dos países estiverem, por exemplo, no ponto  $B$ , então o comércio internacional, posto que todos os países produzem todos os  $N$  bens e a HIF é válida, equalizará os preços do capital e do trabalho entre os dois países e simulará o equilíbrio de EMI. Novamente, para qualquer dotação dentro do conjunto, o teorema de equalização de preços de fatores valerá.

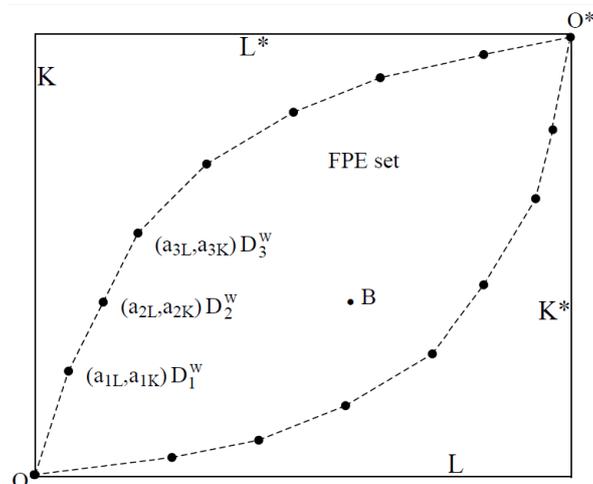
Em Dornbusch *et al* (1980) o modelo com dois fatores de produção é generalizado para um contínuo de bens. Entretanto, as condições para a equalização dos preços dos fatores de produção não se alteram muito em relação às condições para um número discreto de bens. Assumindo uma função de produção com as propriedades anteriores (crescente, côncava e homogênea nos insumos):

$$y(z) = f[L(z), K(z), z], z \in [0,1] \quad (5.28)$$

$$c(w, r, z) = \min\{wL(z) + rK(z) | f[L(z), K(z), z] \geq 1\} \quad (5.29)$$

a HIF é equivalente a dizer que a razão  $\frac{a_K(w,r,z)}{a_L(w,r,z)}$  é não decrescente (ou não crescente) em  $z$ . Se o vetor de preços de equilíbrio do comércio internacional for tal que cada país é diversificado, então o mesmo raciocínio da EMI se aplica ao caso. Em Wu (1987) é feita uma generalização do teorema de equalização de preços de fatores para o caso de dois fatores e  $N$  bens discretos, onde o lado da demanda é levado em consideração e os preços dos bens são determinados endogenamente. Nesse caso, uma das hipóteses para equalização através do comércio internacional é a HIF.

Figura 6 – EMI com  $N$  setores



Fonte: Feenstra (2003)

Não mencionaremos para o caso de  $N$  bens e dois fatores de produção os demais teoremas do modelo de Heckscher-Ohlin, já que demandaria um tratamento extenso. Porém, podemos citar Choi (2003) como uma boa referência para a generalização desses teoremas em extensões do modelo base. A HIF, entretanto, ainda permanece relevante. Como mostra Ethier (1982) o teorema de Heckscher-Ohlin pode ser generalizado para  $N$  bens e dois fatores de produção assumindo a HIF e ausência de equalização de preços de fatores. Essa seção procurou mostrar a importância teórica da HIF, não somente dentro do modelo base, mas também em suas extensões. Na próxima seção, citaremos as principais referências de testes explícitos da HIF, bem como duas referências de aplicações da teoria de Heckscher-Ohlin para a economia brasileira.

## 2. Revisão da literatura

Apesar de não ser o primeiro estudo empírico da teoria de Heckscher-Ohlin, começaremos descrevendo o teste proposto por Minhas (1962), já que é a principal referência e motivação para essa parte. A originalidade em Minhas está em propor, a partir da estimação de uma função CES, um teste simples para a HIF. Usando dados de seis agregados industriais da economia dos Estados Unidos, o teste procura responder se existe algum intervalo de preço relativo dos fatores de produção, capital e trabalho, no qual a intensidade capital-trabalho de algum setor se torna maior ou menor do que a intensidade capital-trabalho de outro setor. Em cada intervalo desse tipo ocorrerá uma reversão da intensidade do uso de fatores.

Primeiro, é necessário notar o acerto do uso da função de produção CES. Para testar a HIF, devemos permitir a possibilidade de ocorrência da reversibilidade. Por exemplo, caso fosse uma função de produção Cobb-Douglas, para cada setor  $j$  a elasticidade de substituição entre capital e trabalho ( $\sigma_j$ ) seria igual a um. Vamos supor que para um intervalo inicial de preço relativo de fatores um setor seja mais intensivo em capital do que outro. Se ambos os setores seguem uma função de produção Cobb-Douglas, variando o preço relativo, a razão capital-trabalho variará de forma igual entre os setores, já que a elasticidade de substituição é a mesma. Dessa forma, assumir uma função Cobb-Douglas é o mesmo que assumir *a priori* a HIF.

Já uma função CES permite que a elasticidade de substituição entre os setores seja diferente. Utilizando o mesmo raciocínio do parágrafo anterior, vamos supor que para um intervalo inicial de preço relativo a razão capital-trabalho seja maior em um setor do que no outro. Porém, vamos considerar que a elasticidade de substituição no primeiro setor é menor do que no segundo. À medida em que alteramos o preço relativo dos fatores, o segundo setor substituirá com maior facilidade trabalho por capital, onde existirá algum valor para o preço relativo em que a razão capital-trabalho do segundo setor se tornará maior do que a do primeiro.

Com essa lógica, Minhas manipula a função de produção CES para chegar à seguinte dupla de equações:

$$\ln x_i = \sigma_i \ln \left( \frac{A_i}{a_i} \right) + \sigma_i \ln \left( \frac{w}{r} \right) \quad (6.1)$$

$$\ln x_j = \sigma_j \ln \left( \frac{A_j}{a_j} \right) + \sigma_j \ln \left( \frac{w}{r} \right) \quad (6.2)$$

$A_i$  e  $a_i$  são parâmetros da função CES,  $x_i$  é a razão capital-trabalho  $\left(\frac{K}{L}\right)_i$  e  $\sigma_i$  é a elasticidade de substituição entre capital e trabalho. Igualando as duas equações, chegaremos ao valor crítico de  $\frac{w}{r}$  onde existirá a reversibilidade. Como as equações (6.1) e (6.2) expressam uma relação linear, se  $\sigma_i \neq \sigma_j$  necessariamente existirá um valor para  $w/r$  onde as duas retas se intersectarão. A proposta do teste, portanto, é observar se de fato é verdade que  $\sigma_i \neq \sigma_j$ . Se a última relação se mantém, então resta perguntar se a reversibilidade ocorre em um intervalo empiricamente viável para a economia americana. Podemos chamar a primeira hipótese de HIF global e a segunda de HIF local.

A partir de (6.1) e (6.2), Minhas calcula para cada par de setores o valor crítico para a reversibilidade, dado por:

$$\ln \left( \frac{w}{r} \right) = - \frac{1}{\sigma_i - \sigma_j} \left[ \sigma_i \ln \left( \frac{A_i}{a_i} \right) - \sigma_j \ln \left( \frac{A_j}{a_j} \right) \right] \quad (6.3)$$

Das quinze possíveis reversões entre os pares industriais, são consideradas como relevantes apenas sete. Dessas sete, cinco são consideradas dentro do intervalo empiricamente viável<sup>36</sup> de preço relativo dos fatores. A conclusão, portanto, é que os setores não podem ser ranqueados por sua intensidade de capital independentemente do preço relativo de fatores, o que mostra que a HIF não é razoável.

Para cristalizar seu argumento, Minhas propõe um segundo teste<sup>37</sup>, baseado no seguinte raciocínio: se as tecnologias são iguais entre os países, então para a HIF ser válida cada país deverá seguir o mesmo ranking setorial de intensidade de capital, não importando a abundância de fatores de cada país. Considerando vinte setores das economias americana e japonesa e ranqueando-os de acordo com a razão capital-trabalho, apenas nos dois primeiros setores a correspondência é igual<sup>38</sup>. Minhas conclui, agora de forma definitiva, afirmando que reversibilidades são fatos no comércio internacional, e que os modelos teóricos devem se adequar a esse fenômeno.

Três críticas foram levantadas ao trabalho de Minhas. A primeira parte de Hucheson (1969), ao questionar porque Minhas não testou de forma geral a hipótese  $\sigma_j = \sigma^* \forall j$ . De fato,

<sup>36</sup> Esse intervalo tem como limite inferior a razão  $\frac{w}{r}$  para países pobres, representada pela média dos países asiáticos de baixa renda à época, e a razão  $\frac{w}{r^*}$  para países industrializados, representada como a média dos Estados Unidos e Canadá.

<sup>37</sup> Esse teste, entretanto, não será tratado aqui.

<sup>38</sup> A validade do teste é feita através do índice de correlação de Spearman. O coeficiente não se mostra estatisticamente diferente de zero.

Minhas exclui uma reversibilidade entre dois setores de sua análise pois as elasticidades de substituição nos dois setores não eram estatisticamente diferentes. Essa questão é ainda mais relevante dado o curto intervalo em que se encaixam as elasticidades estimadas no trabalho de Minhas, entre 0,721 e 1,011.

Para testar de forma adequada a HIF global, Hucheson segue a seguinte metodologia. Primeiro, estima, a partir de uma função CES, o modelo irrestrito, onde é permitido variar a elasticidade de substituição entre os setores. Isto é, para cada setor a seguinte equação é estimada:

$$\text{Modelo irrestrito: } \ln\left(\frac{V}{L}\right)_i = \sigma_i \ln a_i + \sigma_i \ln w_i + \epsilon_i \quad (6.4)$$

Na equação acima,  $\frac{V}{L}$  é o produto adicionado por unidade de trabalho e  $w$  é o preço do fator trabalho. Após isso, é estimado o modelo restrito, onde é imposta a mesma elasticidade de substituição para cada setor:

$$\text{Modelo restrito: } \ln\left(\frac{V}{L}\right)_i = \sigma^* \ln a_i + \sigma^* \ln w_i + \epsilon_i \quad (6.5)$$

A estatística  $F$  computada para o teste  $H_0: \sigma_i = \sigma^*$  é dada por:

$$F[J, n - K] = \frac{\frac{(R^2 - R_*^2)}{J}}{\frac{1 - R^2}{n - K}} \quad (6.6)$$

onde  $R^2$  é o coeficiente de determinação do modelo irrestrito,  $R_*^2$  é o coeficiente de determinação do modelo restrito,  $J$  é o número de restrições,  $n$  o número de observações e  $K$  o número de coeficientes estimados. O valor encontrado em Hucheson foi  $F = 0,563$ , não sendo possível rejeitar a hipótese nula. Portanto, por esse teste, a HIF global é válida e as reversibilidades encontradas por Minhas foram frutos de um descuido estatístico.

Em Ball (1966) é feita uma crítica ao segundo teste de Minhas, onde são ordenados pela razão capital-trabalho setores agregados das economias americana e japonesa. Ball argumenta que a exclusão de poucas indústrias da amostra usada por Minhas tornaria o coeficiente de correlação de Spearman positivo e significativo, o que confirmaria a HIF. De fato, utilizando uma amostra maior do que a de Minhas, porém com a exclusão de setores agrícolas, o coeficiente de correlação se mostrou extremamente significativo.

Segundo Ball, a exclusão é justificável, já que espera-se um contraste significativo entre as técnicas de produção para produtos agrícolas dos Estados Unidos e Japão. Além disso, o agregado dos setores agrícolas é muito mais diversificado (entre os setores e entre os países) do que os agregados manufaturados. Dessa forma, a inclusão da agricultura nesse tipo de teste não é correta, já que, na realidade, estariam sendo comparadas indústrias diferentes.

Já o setor de manufaturados possui bens homogêneos entre países, além de técnicas de produção semelhantes. Ao conduzir o segundo teste de Minhas apenas para as indústrias manufatureiras e de energia, somando um total de 18 setores, o coeficiente de correlação de Spearman é de 0,92 e significativo a 1%. Portanto, o ranking da razão capital-trabalho desses setores é muito semelhante entre os dois países.

Por fim, a crítica mais contundente ao teste de Minhas parte de Leontief (1964). Usando os mesmos dados que Minhas, o estudo estende a estimação das equações (6.1), (6.2) e (6.3) para 21 setores<sup>39</sup>. Das 210 possíveis reversibilidades entre os setores, foram verificadas apenas 17 no intervalo empiricamente plausível para os preços dos fatores de produção. Apesar de não fazer o teste para a HIF global, Leontief argumenta que o número pequeno de reversões mostra-se favorável à não existência de reversibilidades. De fato, os resultados obtidos por Leontief se encaixam bem com os resultados do teste de ranking de Ball.

As críticas anteriores mostram que a HIF parece mais plausível do que o suposto pelo teste de Minhas. Moroney (1967) leva em consideração as observações feitas por Ball para produzir um teste da HIF com base no ranking da razão capital-trabalho. Ao invés de usar dados de países, o estudo utiliza dados de regiões americanas, argumentando que nesse caso as possíveis diferenças nas técnicas de produção seriam minimizadas.

Deve-se observar que existe uma preocupação quanto à similaridade da abundância de fatores e, dessa forma, dos preços relativos dos fatores de produção de cada região. O autor mostra, entretanto, que as regiões americanas são suficientemente diferentes para permitir um intervalo amplo no preço do capital e do trabalho, o que de fato se comprova nas diferentes proporções usadas em mesmos setores de regiões diferentes.

São usadas duas amostras para a condução do teste, onde será verificado depois a correlação dos rankings<sup>40</sup> de cada região com base na razão capital-trabalho. Na primeira amostra, com seis regiões e 14 indústrias, o coeficiente de correlação é de 0,92, significante a 1%. Na segunda amostra, com cinco regiões e 16 indústrias, o coeficiente de correlação é de 0,89 e significante a 1%.

Por fim, iremos mencionar dois estudos sobre a aplicação da teoria de Heckscher-Ohlin à economia brasileira. Apesar de ambos não tratarem de um teste explícito da HIF, as referências são importantes por uma questão de coerência com o tema tratado nessa parte. Além disso, os resultados desse presente trabalho podem contribuir para a validação dos resultados dos trabalhos anteriores.

---

<sup>39</sup> Também é questionado o método de estimação dos parâmetros da função CES, necessários para as equações (6.1), (6.2) e (6.3). Enquanto Minhas não deixa explícito seu cálculo, Leontief sugere uma maneira para a estimação desses parâmetros.

<sup>40</sup> Como são mais de dois rankings, o coeficiente de correlação utilizado é o de Kendall.

Vamos citar inicialmente Barrantes-Hidalgo (1985), já que mesmo não sendo o trabalho pioneiro<sup>41</sup>, é um dos primeiros a dar um tratamento metodológico adequado aos dados. Considerando dois fatores de produção (capital e trabalho) e três bens (exportáveis, importáveis e domésticos), Hidalgo usa dados da matriz de relações intersetoriais do ano de 1970 (disponibilizada pelo IBGE) para aferir se as exportações brasileiras são intensivas em trabalho, que é o fator abundante da economia. Hidalgo conclui que de fato o teorema de Heckscher-Ohlin é válido para a economia brasileira, já que as exportações se mostraram intensivas em trabalho, apesar de toda a estrutura de incentivos dada à indústria pelo governo da época.

Em Machado (1997) também é feito o teste do teorema de Heckscher-Ohlin para a economia brasileira, porém considerando, ao invés de trabalho e capital, trabalho qualificado e trabalho não qualificado. Sabendo que no Brasil o trabalho qualificado é escasso e o trabalho não qualificado é abundante, o teste consiste em verificar se as exportações são intensivas em trabalho não qualificado e as importações intensivas em trabalho qualificado. Utilizando dados censitários sobre os setores da economia (agropecuária, indústria e comércio) e a matriz de insumo-produto do ano de 1980 (além de dados complementares da RAIS), Machado conclui que o padrão de comércio brasileiro é condizente com a teoria de Heckscher-Ohlin, confirmando os resultados de Hidalgo.

Essa breve compilação da literatura teve o intuito de mostrar a divergência empírica sobre a HIF. Enquanto o teste seminal de Minhas rejeita a hipótese de irreversibilidade, testes posteriores mostraram que essa hipótese pode ser de fato razoável. As próximas seções mostrarão a aplicação e os resultados do primeiro teste de Minhas usando dados de setores da economia brasileira. Serão levadas em consideração as críticas relevantes ao teste original e, com algumas mudanças metodológicas, procuraremos atestar a validade da HIF.

### 3. Metodologia

Usaremos novamente a função de produção CES para a estimação da elasticidade de substituição entre capital e trabalho dos setores. Isto é, partiremos de:

$$\ln L = \alpha'' - \sigma \ln w + \ln Y \quad (7.1)$$

A estimação de (7.1) passa pelo mesmo problema de especificação discutido na seção de metodologia da parte anterior. Isto é, deveria ser considerada também uma equação para a oferta de trabalho, o que formaria um sistema de equações com preço  $w$  e quantidade  $L$  de equilíbrio. Porém, como usaremos a mesma base de dados (PIA), o argumento de oferta perfeitamente

---

<sup>41</sup>Tyler (1970).é o trabalho pioneiro, porém suas conclusões são limitados por dois motivos. Ao invés de usar a razão capital-trabalho é usada a razão valor adicionado por trabalhador como a medida de intensidade do capital. Tyler também não considera os efeitos indiretos para o cálculo da intensidade fatorial.

elástica pode novamente ser usado, já que as unidades de observação são bastante desagregadas.

A base de dados será a mesma usada na parte anterior, ou seja, a PIA desagregada pelas classes da CNAE 1.0. As correspondências entre a classificação anterior, a CNAE, e a posterior, a CNAE 2.0, também se aplicam aqui. A base de dados se estende de 1997 a 2010, com dados anuais, e é composta por 250 setores. Os dados para as séries de emprego e produto são os mesmos descritos na parte anterior: “Pessoal ocupado” e “Valor da transformação industrial”. Da mesma forma, a série para remuneração do trabalho foi criada como a razão entre as variáveis “Salários, retiradas e outras remunerações” e “Pessoal ocupado”. Todas as variáveis em valores correntes foram deflacionadas pelo IPA – Produtos Industriais da FGV.

Ao invés de separar os setores pelas divisões<sup>42</sup> da CNAE, que seria seguir a ideia do teste original de Minhas, iremos separar os setores com base na razão capital-trabalho das classes da CNAE. Por exemplo, se quisermos separar a indústria em dois setores (o que seria um teste do modelo Heckscher-Ohlin original), calcularemos a razão capital-trabalho para cada classe e definiremos um valor para a razão tal que a amostra seja dividida em duas partes iguais. No mesmo raciocínio, se quisermos testar o modelo com três setores, definiremos dois valores para a razão capital-trabalho tal que a amostra seja separada em três partes iguais.

Para o cálculo do estoque de capital usamos o método do inventário perpétuo, descrito a seguir de forma sucinta. Para cada classe  $i$ , o estoque de capital no momento  $t$  é dado por:

$$K_{it} = I_{i,t-1} + (1 - \delta)K_{i,t-1} \quad (7.2)$$

Em (7.2),  $I$  é o investimento a preços constantes e  $0 < \delta < 1$  é a taxa de depreciação. Substituindo sucessivamente o estoque de capital no lado direito de (7.2), chega-se a:

$$K_{it} = \sum_{j=0}^{\infty} I_{i,t-1-j} (1 - \delta)^j \quad (7.3)$$

De (7.3), podemos escrever o estoque inicial de capital como  $K_{i0} = \sum_{j=0}^{\infty} I_{i,-1-j} (1 - \delta)^j$ . Assumindo que a taxa de crescimento real do investimento é constante e positiva,  $I_{it}$  pode ser reescrito como:

$$I_{it} = (1 + g_i)I_{i,t-1} = (1 + g_i)^2 I_{i,t-2} = \dots = (1 + g_i)^t I_{i,0} = (1 + g_i)^{t+1} I_{i,-1} = \dots \quad (7.4)$$

Usando (7.4) na expressão para o estoque inicial de capital chegaremos a:

$$K_{i0} = \sum_{j=0}^{\infty} I_0 (1 + g_i)^{-1-j} (1 - \delta)^j = I_0 (1 + g_i)^{-1} \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{1 - \delta}{1 + g_i} \right)^j = \frac{I_0}{g_i + \delta} \quad (7.5)$$

---

<sup>42</sup> A taxonomia da CNAE segue a ordem, do maior para o menor: seção, divisão, grupo, classe e subclasse. A divisão está separada em 27 agregados.

já que  $0 < \left(\frac{1-\delta}{1+g_i}\right) < 1$ . Dessa forma, o estoque de capital é calculado com base na primeira observação do investimento, na taxa de crescimento real do investimento (usualmente a média do crescimento do investimento a preços constantes) e no valor da taxa de depreciação.

Também usaremos os dados da PIA para o cálculo do estoque de capital. Entretanto, como notam Alves e Silva (2008), a PIA sofre de um alto índice de não resposta (*missing values*) para a série de investimento por parte das firmas. Sem um método de imputação de dados adequado, não poderemos usar, para o cálculo de  $g_i$ , a série de investimento de cada classe (isto é, código de quatro dígitos). Para contornar esse problema, usamos como a taxa de crescimento do investimento de cada classe da CNAE a taxa de crescimento do investimento da divisão (2 dígitos) correspondente<sup>43</sup>. A variável usada para a série de investimentos foi “Ativo imobilizado – Aquisições – Máquinas e equipamentos”, cuja definição é:

*“Custos das aquisições e da produção própria para o ativo imobilizado. Incluem os gastos necessários para colocar os itens especificados em local e condições de uso no processo operacional da empresa.”*

Como os dados estão em valores correntes, usou-se o deflator implícito de formação bruta de capital fixo das Contas Nacionais, disponibilizado pelo IBGE, para convertê-los em valores constantes (a preços de 1997).

Após isso, usamos (7.5) para calcular o estoque de capital inicial e (7.2) para calcular o estoque dos anos seguintes. Com base em Ferreira e Guillen (2004) escolhemos  $\delta = 0,1$ . A ideia desse procedimento é levar em conta as críticas feitas ao teste de Minhas. De fato, se agrupássemos grandes setores da economia, poderíamos incorretamente estar incluindo subsetores com técnicas de produção diferentes. Ao agrupar pela razão capital-trabalho, por outro lado, estaremos agregando setores homogêneos. Para dar um exemplo, na mesma divisão da CNAE “Fabricação de produtos alimentícios e bebidas”, temos as classes “Preparação de carne, banha e produtos de salsicharia não associada ao abate” e “Fabricação de malte, cervejas e chopes”. Enquanto que a média da razão capital-trabalho (para os anos de 1997 a 2010) da primeira classe foi de R\$ 28.172 por trabalhador, na segunda a média foi de R\$ 190.764 por trabalhador.

Poderia existir uma preocupação quanto à correta mensuração do estoque de capital para a aplicação desse método. Entretanto, a classificação segue a ordem comumente encontrada na literatura. Por exemplo, da maior para menor intensidade de capital, o primeiro setor do ranking foi “Refino de petróleo” e o último “Fabricação de calçados de couro”. Essa classificação segue de perto a de Maroney (1967).

---

<sup>43</sup> À primeira vista, esse método pode parecer contraditório, porém o estoque de capital de cada classe ainda irá variar pelo valor do investimento inicial  $I_0$ . Para suprimir os *missing values* da série de investimento, consideramos que em que cada ano que esse valor não foi observado, ele cresceu à taxa  $g_i$  em relação ao ano anterior.

Tabela 7 – Taxa de crescimento do investimento por divisão da CNAE

Código CNAE	Setor	Taxa de Crescimento (g)
10	Extração de carvão mineral	6,1%
11	Extração de petróleo e serviços relacionados	6,2%
13	Extração de minerais metálicos	9,5%
14	Extração de minerais não-metálicos	6,1%
15	Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	12,2%
16	Fabricação de produtos do fumo	20,6%
17	Fabricação de produtos têxteis	8,8%
18	Confecção de artigos do vestuário e acessórios	7,3%
19	Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro	10,3%
20	Fabricação de produtos de madeira	12,5%
21	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	18,6%
22	Edição, impressão e reprodução de gravações	8,8%
23	Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares	23,0%
24	Fabricação de produtos químicos	10,7%
25	Fabricação de artigos de borracha e plástico	8,9%
26	Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	9,5%
27	Metalurgia básica	12,1%
28	Fabricação de produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos	11,6%
29	Fabricação de máquinas e equipamentos	10,1%
30	Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	9,2%
31	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	11,0%
32	Fabricação de material eletrônico	10,5%
33	Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares	13,6%
34	Fabricação e montagem de veículos automotores	11,3%
35	Fabricação de outros equipamentos de transporte	17,1%
36	Fabricação de móveis e indústrias diversas	8,9%

A técnica de estimação usada será a proposta por Zellner (1962), conhecida como *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR). Essa decisão deve-se a dois motivos. Primeiro, se acreditamos que os erros são correlacionados entre os setores, então o estimador de MQO não será o eficiente (apesar de ainda permanecer consistente). É razoável admitir que os setores da economia possuem relações complementares ou substitutas, como na produção de meios de transporte e na produção de máquinas e equipamentos. Se essa é a situação verificada, então o estimador SUR será eficiente. Em segundo lugar, a estimação por SUR torna simples o teste de hipóteses entre equações. Como um dos propósitos é verificar a validade da HIF global ( $\sigma_i = \sigma^* \forall i$ ), esse teste é imediato em um modelo SUR.

Para expor brevemente o estimador SUR, vamos seguir Greene (2012). Considerando um exemplo com  $M$  setores e  $T$  observações para cada setor, temos:

$$y_i = X_i\beta_i + \varepsilon_i, i = 1, \dots, M \quad (7.6)$$

Definindo o vetor de erros  $MT \times 1$  como  $\varepsilon = [\varepsilon'_1, \dots, \varepsilon'_M]'$ , assumimos a hipótese de exogeneidade e homocedasticidade:

$$E[\varepsilon | X_1, X_2, \dots, X_M] = 0 \quad (7.7)$$

$$E[\varepsilon_m \varepsilon'_m | X_1, X_2, \dots, X_M] = \sigma_{mm} I_T \quad (7.8)$$

Porém, assumiremos que os erros são correlacionados entre as equações (porém, são não correlacionados entre as observações):

$$E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{js} | X_1, X_2, \dots, X_M] = \sigma_{ij}, \text{ se } t = s \text{ e } 0 \text{ caso contrário} \quad (7.9)$$

Com (7.8) e (7.9), a matriz condicional de variância dos erros será:

$$E[\varepsilon \varepsilon' | X_1, X_2, \dots, X_M] = \begin{pmatrix} \sigma_{11} I_T & \sigma_{12} I_T & \dots & \sigma_{1M} I_T \\ \sigma_{21} I_T & \sigma_{22} I_T & \dots & \sigma_{2M} I_T \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1} I_T & \sigma_{M2} I_T & \dots & \sigma_{MM} I_T \end{pmatrix}, \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1M} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1} & \sigma_{M2} & \dots & \sigma_{MM} \end{pmatrix} \quad (7.10)$$

A partir de (7.6) e (7.10), o modelo SUR pode ser resumido como:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_M \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_2 & \dots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & X_M \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_M \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_M \end{pmatrix} \quad (7.11)$$

$$\Omega = \Sigma \otimes I_T = \begin{pmatrix} \sigma_{11} I_T & \sigma_{12} I_T & \dots & \sigma_{1M} I_T \\ \sigma_{21} I_T & \sigma_{22} I_T & \dots & \sigma_{2M} I_T \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1} I_T & \sigma_{M2} I_T & \dots & \sigma_{MM} I_T \end{pmatrix} \quad (7.12)$$

O vetor de estimadores de mínimos quadrados generalizados (MQG) para (7.11) e (7.12) é:

$$\hat{\beta} = [X' \Omega^{-1} X]^{-1} X' \Omega^{-1} y = [X' (\Sigma^{-1} \otimes I_T) X]^{-1} X' (\Sigma^{-1} \otimes I_T) y \quad (7.13)$$

Entretanto, como raramente a matriz  $\Sigma$  é conhecida, (7.13) é substituído pelo estimador de mínimos quadrados generalizados factíveis, onde a matriz de variância dos resíduos é estimada através dos resíduos de MQO do sistema (7.11), sendo:

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{e_i e_j}{T}, \hat{\Sigma} = \begin{pmatrix} \hat{\sigma}_{11} & \hat{\sigma}_{12} & \dots & \hat{\sigma}_{1M} \\ \hat{\sigma}_{21} & \hat{\sigma}_{22} & \dots & \hat{\sigma}_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{\sigma}_{M1} & \hat{\sigma}_{M2} & \dots & \hat{\sigma}_{MM} \end{pmatrix} \quad (7.14)$$

Para verificar a correlação dos erros, será computado o teste de Breusch e Pagan (Greene (2012), página 298), cuja estatística é:

$$\lambda = \left(\frac{T}{2}\right) [\text{traço}(R'R) - M] \sim \chi^2 \left(\frac{M(M-1)}{2}\right) \quad (7.15)$$

onde  $R$  é a matriz das correlações amostrais dos resíduos da estimação por MQO.

Dessa forma, retornando à equação (7.1), estimaremos para cada setor:

$$\ln L_i = \alpha'_i + \beta_i \ln w_i + \gamma_i \ln y_i + \varepsilon_i \quad (7.16)$$

Para adequar a equação (7.16) à teoria, vamos impor a restrição  $\gamma_i = 1 \forall i$ . Como Minhas (1962) não explicita a forma de cálculo dos parâmetros da função CES, eles serão calculados com uma metodologia própria. Isto é, com estimativas consistentes das elasticidades de substituição ( $\sigma_i$ ), usaremos a condição de primeira ordem (1.3) para a estimação de  $\alpha$  (tomaremos a média dos anos). Após isso, serão feitos os testes da HIF global e da HIF local.

Como dito, o teste da HIF global é imediato, bastando testar se  $H0: \sigma_i = \sigma^*$ . Rejeitando a HIF global, conduziremos o teste da HIF local, que consiste no cálculo dos pontos de reversibilidades a partir da equação (6.3). Posto de outra forma, para cada setor  $i$ , teremos a seguinte relação linear:

$$\ln \left( \frac{K}{L} \right)_i = \sigma_i \ln \left( \frac{1-\alpha_i}{a_i} \right) + \sigma_i \ln \left( \frac{w}{r} \right)_i \quad (7.17)$$

Para uma dupla de setores  $i$  e  $j$ , o valor de  $\left( \frac{w}{r} \right)$  onde ocorre a reversibilidade (ou seja, quando  $\ln \left( \frac{K}{L} \right)_i = \ln \left( \frac{K}{L} \right)_j$ ) será dado por:

$$\ln \left( \frac{w}{r} \right) = -\frac{1}{\sigma_i - \sigma_j} \left[ \sigma_i \ln \left( \frac{1-\alpha_i}{a_i} \right) - \sigma_j \ln \left( \frac{1-\alpha_j}{a_j} \right) \right] \quad (7.18)$$

Usando (7.18) procuraremos responder se as reversibilidades ocorrem dentro de algum intervalo de  $\ln \left( \frac{w}{r} \right)$  que seja realmente observado. Chamaremos esse intervalo de intervalo de preços de fatores empiricamente relevante.

#### 4. Resultados

Inicialmente serão considerados apenas dois setores: o setor 1, com intensidade média de capital de R\$ 39.426 por trabalhador, e o setor 2, com intensidade média de capital de R\$ 136.232 por trabalhador. Os resultados são:

Tabela 8 – Estimação de (7.16) por SUR com 2 setores

	$\sigma$	$\alpha$
Setor 1	0,95 (0,02)***	0,24
Setor 2	1,04 (0,02)***	0,22
$N=1666$		
Teste de Breusch-Pagan:		Rejeita $H_0$
$H_0$ : Resíduos independentes		
Teste da HIF global:		Rejeita $H_0$
$H_0$ : $\sigma_i = \sigma \forall i$		

Nota: \*\*\*1%, \*\*5%, \*10%; Erros padrão em parênteses,  $N$ : número de observações por setor

Primeiro, nota-se que é negada a hipótese de ausência de correlação dos erros, e, portanto, o estimador SUR é o eficiente. Também vemos que a HIF global é rejeitada, já que as elasticidades de substituição entre capital e trabalho dos dois setores são estatisticamente diferentes.

Para a HIF local é necessário primeiro estabelecer o que seria um intervalo de preço relativo entre capital e trabalho empiricamente relevante. De fato, há uma reversibilidade no ponto em que  $\ln\left(\frac{w}{r}\right) = -1,45 \Rightarrow \frac{w}{r} = 0,23$ . Resta indagar se esse valor é realmente plausível. Portanto, para a construção do intervalo iremos seguir Minhas (1962) e tomar como o limite inferior a razão entre o salário médio da indústria e a taxa de retorno do capital de uma economia em desenvolvimento (Brasil) e como limite superior a razão entre o salário médio da indústria e o retorno do capital de uma economia avançada (Estados Unidos).

Para o salário médio industrial, foram usados os valores disponíveis no banco de dados *Occupational Wages around the World*<sup>44</sup> (OWW) do NBER (valores em dólares americanos). Para o custo do capital foram usadas as taxas de juros reais anualizadas para empréstimos ao setor privado publicadas pelo Banco Mundial<sup>45</sup>. Ambos os valores foram tomados como a média do período 1997-2008. Para o Brasil, o valor de  $w/r$  foi de 11.625,29, com um salário industrial médio de US\$ 5.806,25 e uma taxa de juros média de 49% ao ano. Para os Estados Unidos, a razão  $w/r$  foi de 665.559,10, com um salário industrial médio de US\$ 30.118,02 e uma taxa de juros média de 4,52% ao ano. Portanto, vamos considerar  $A = [11.625, 665.559]$  o intervalo empiricamente relevante para o preço relativo dos fatores de produção.

Como,  $0,23 \notin A$ , aceitamos a HIF local para o modelo com dois setores. Porém, é lícito indagar se a inclusão de mais setores ao modelo básico de Heckscher-Ohlin invalida a HIF.

<sup>44</sup> <http://www.nber.org/oww/>. Os valores são para salários mensais. Os salários anuais foram calculados simplesmente pela multiplicação dos salários mensais por 12.

<sup>45</sup> <http://data.worldbank.org/indicator/FR.INR.RINR>.

Portanto, usando o mesmo procedimento anterior, iremos estender o teste da HIF para três, seis e doze setores. Por simplicidade, vamos primeiro apresentar todos os resultados e depois discuti-los.

Nas tabelas 9, 11 e 13 estão as elasticidades estimadas, os parâmetros ( $\alpha$ ) calculados, e o resultado do teste da HIF global. Nas tabelas 10, 12 e 14 estão listados todos os pontos de reversibilidade ( $\ln(w/r)$ ) entre os setores, sendo que em parênteses estão os valores para  $w/r$ . Nas figuras 7, 8 e 9 estão os gráficos construídos a partir da equação (7.17) para cada setor, onde no eixo das abscissas temos o intervalo empiricamente relevante do preço relativo entre capita e trabalho.

Tabela 9 – Estimação de (7.16) por SUR com 3 setores

	$\sigma$	$\alpha$
Setor 1	0,93 (0,02) <sup>***</sup>	0,23
Setor 2	0,83 (0,02) <sup>***</sup>	0,12
Setor 3	1,03 (0,03) <sup>***</sup>	0,19
$N=1101$		
Teste de Breusch-Pagan:		Rejeita $H_0$
$H_0$ : Resíduos independentes		
Teste da HIF global:		Rejeita $H_0$
$H_0$ : $\sigma_i = \sigma \forall i$		

Nota: \*\*\*1%, \*\*5%, \*10%; Erros padrão em parênteses,  $N$ : número de observações por setor

Figura 7 – Gráfico da equação (7.17) para 3 setores

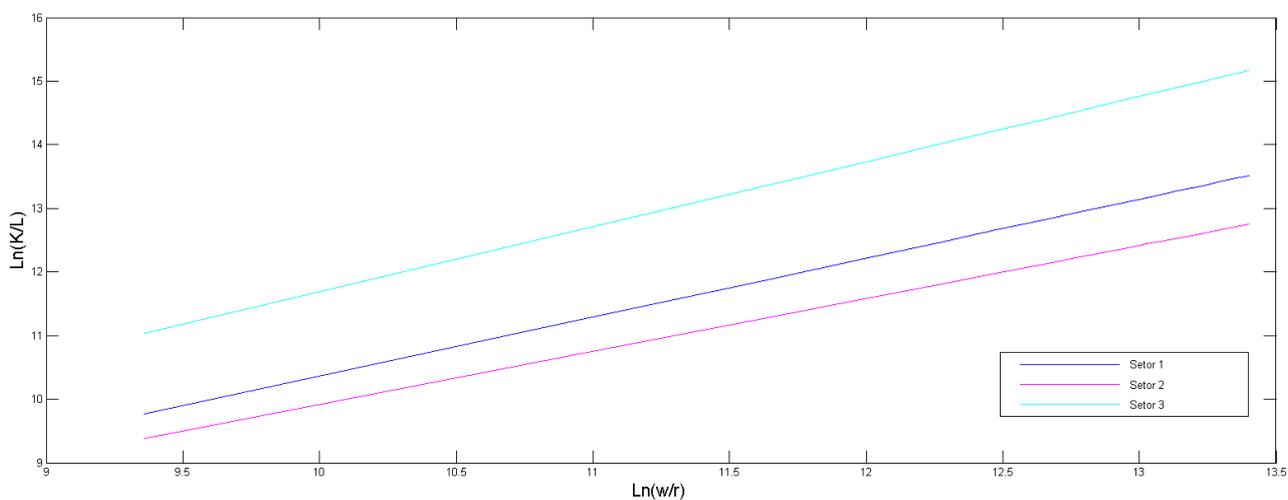


Tabela 10 – Pontos de reversibilidade para 3 setores

$\ln\left(\frac{w}{r}\right)$	Setor 1	Setor 2	Setor 3
Setor 1	-	-	-
Setor 2	5,43 (228,17)	-	-
Setor 3	-3,99 (0,01)	0,75 (2,12)	-

Em parênteses, estão os valores para  $w/r$

Tabela 11 – Estimação de (7.16) por SUR com 6 setores

	$\sigma$	$\alpha$
Setor 1	0,98 (0,03) <sup>***</sup>	0,29
Setor 2	0,73 (0,03) <sup>***</sup>	0,09
Setor 3	0,77 (0,03) <sup>***</sup>	0,10
Setor 4	0,79 (0,03) <sup>***</sup>	0,08
Setor 5	0,88 (0,03) <sup>***</sup>	0,11
Setor 6	0,79	0,05
$N=550$	(0,05) <sup>***</sup>	
Teste de Breusch-Pagan:		Rejeita $H_0$
$H_0$ : Resíduos independentes		
Teste da HIF global:		Rejeita $H_0$
$H_0$ : $\sigma_i = \sigma^* \forall i$		

Nota: \*\*\*1%, \*\*5%, \*10%; Erros padrão em parênteses,  $N$ : número de observações por setor

Figura 8 – Gráfico da equação (7.17) para 6 setores

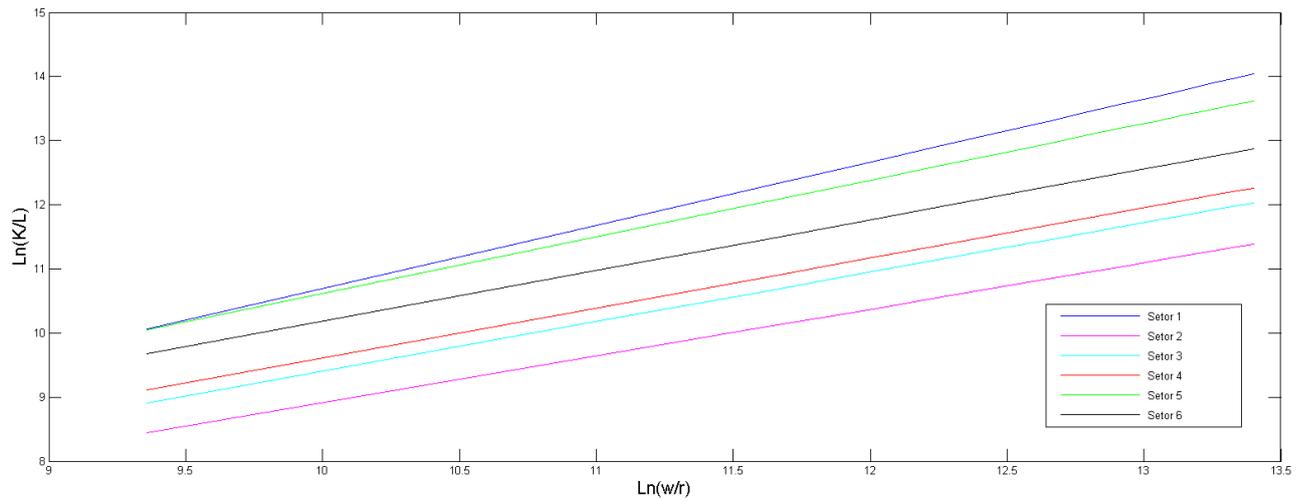


Tabela 12 – Pontos de reversibilidade para 6 setores

$\ln\left(\frac{w}{r}\right)$	Setor 1	Setor 2	Setor 3	Setor 4	Setor 5
Setor 2	3,10 (22,11)	-	-	-	-
Setor 3	3,87 (48,16)	-0,42 (0,66)	-	-	-
Setor 4	4,70 (109,78)	-3,05 (0,05)	-21,68 (0)	-	-
Setor 5	9,16 (9.543,66)	-0,72 (0,49)	-0,72 (0,43)	0,46 (1,59)	-
Setor 6	7,40 (1.642,64)	-10,39 (0)	-40,21 (0)	-53,70 (0)	5,58 (264,37)

Em parênteses, estão os valores para  $w/r$

Tabela 13 – Estimação de (7.16) por SUR com 12 setores

	$\sigma$	$\alpha$
Setor 1	1,10 (0,05)***	0,39
Setor 2	0,85 (0,04)***	0,17
Setor 3	0,58 (0,06)***	0,03
Setor 4	0,77 (0,03)***	0,10
Setor 5	0,83 (0,04)***	0,15
Setor 6	0,72 (0,04)***	0,06
Setor 7	0,60 (0,04)***	0,02
Setor 8	0,90 (0,05)***	0,15
Setor 9	0,91 (0,05)***	0,13
Setor 10	0,79 (0,04)***	0,07
Setor 11	0,57 (0,06)***	0,01
Setor 12	0,55 (0,06)***	0,03
$N=273$	(0,06)***	
Teste de Breusch-Pagan:		Rejeita $H_0$
$H_0$ : Resíduos independentes		
Teste da HIF global:		Rejeita $H_0$
$H_0$ : $\sigma_i = \sigma^* \forall i$		

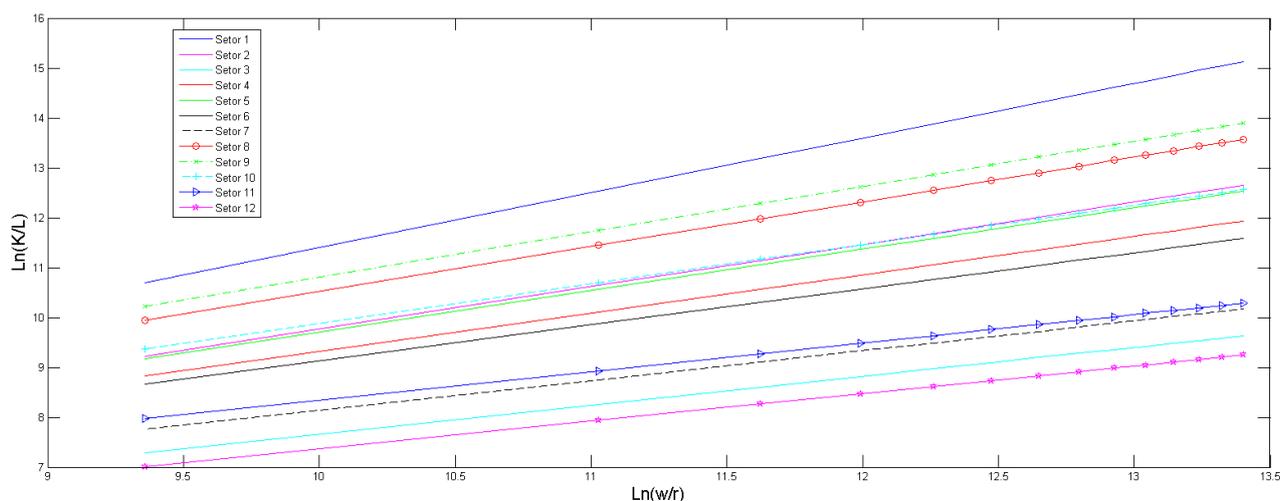
Nota: \*\*\*1%, \*\*5%, \*10%; Erros padrão em parênteses,  $N$ : número de observações por setor

Tabela 14 – Pontos de reversibilidade para 12 setores

$\ln\left(\frac{w}{r}\right)$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
2	3,43	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
3	2,74	2,10	-	-	-	-	-	-	-	-	-
4	3,64	4,31	1,18	-	-	-	-	-	-	-	-
5	3,68	6,93	1,73	3,48	-	-	-	-	-	-	-
6	3,90	4,84	-0,29	5,76	4,46	-	-	-	-	-	-
7	3,45	3,48	-18,18	3,10	3,20	2,13	-	-	-	-	-
8	5,55	-4,96	0,98	0,71	-1,69	2,02	2,07	-	-	-	-
9	6,82	-6,92	0,42	-0,60	-3,64	0,95	1,43	-15,74	-	-	-
10	5,03	11,98	-0,59	-15,70	14,5	-1,22	0,96	4,05	2,19	-	-
11	4,13	4,76	115,22	4,95	4,60	4,70	18,46	3,25	2,62	2,85	-
12	2,59	1,88	-0,25	0,99	1,53	-0,28	-6,95	0,88	0,36	-0,55	-33,96

Obs.: Por economicidade de espaço, suprimimos os valores para  $w/r$

Figura 9 – Gráfico da equação (7.17) para 12 setores



Primeiro, vemos que em todos os casos não aceitamos o teste da HIF global, o que nos distancia dos resultados de Hucheson (1969). Porém, mesmo com a inclusão de mais setores, a HIF local aparenta ser extremamente plausível. Com três e seis setores, não foi verificada nenhuma reversibilidade dentro do intervalo empiricamente relevante. Quando considerados 12 setores, foi verificada apenas uma reversibilidade: no ponto  $\ln\left(\frac{w}{r}\right) = 11,98$  existe uma reversibilidade entre o setor 2 e o setor 10. Por outro lado, as demais 65 reversões ocorreram fora do intervalo  $A$ . Dessa forma, nossos resultados se aproximam dos de Leontief (1964) e concluímos que se existe alguma fraqueza empírica no modelo Heckscher-Ohlin, essa fraqueza não deve-se à HIF.

## CONCLUSÃO

Essa dissertação buscou responder a duas hipóteses de comércio internacional utilizando o banco de dados da PIA desagregada por classes da CNAE. Em ambos os casos, usamos uma função de produção CES com dois fatores de produção para o cálculo da elasticidade de substituição entre capital e trabalho. Na primeira parte, foi analisada a hipótese de Rodrik e a consequência do comércio internacional sobre a elasticidade da demanda por trabalho. Na segunda parte foi analisada a hipótese de irreversibilidade da intensidade de uso dos fatores (HIF) e sua importância dentro do modelo clássico de Heckscher-Ohlin e também em suas extensões.

Para o teste da hipótese de Rodrik consideramos três estimadores (MQO, efeitos fixos e Arellano-Bond) e cinco medidas de abertura comercial (tarifa nominal, tarifa real, tarifa efetiva, coeficiente de penetração e coeficiente de terceirização), de forma a tornar o teste robusto a diferentes especificações. Com os resultados de MQO, percebemos a validade da hipótese de Rodrik em todas as especificações da variável de abertura econômica. Porém, o modelo se afastou da observação empírica com relação aos valores da elasticidade de substituição. Com a estimação por efeitos fixos, a hipótese de Rodrik também se manteve em todas as especificações, porém em menor intensidade. Além disso, percebemos que o modelo trouxe resultados mais plausíveis para a elasticidade de substituição. Os modelos de estrutura dinâmica se mostraram, em parte, favoráveis à hipótese de Rodrik, já que em duas variáveis de abertura comercial o sinal do coeficiente não se mostrou estatisticamente diferente de zero. Entretanto, para as demais variáveis os coeficientes se mostraram significativos e com sinal condizente. Os modelos dinâmicos também mostraram a relevância dos custos de ajustamento do trabalho, de forma que também concluímos que a elasticidade de substituição de longo prazo é significativamente maior do que a de curto prazo.

Para o teste da HIF, seguimos o teste seminal de Minhas (1962), porém com algumas modificações. Primeiro, como de fato percebemos que os erros eram correlacionados entre setores, utilizamos o estimador SUR. Em segundo lugar, tornamos o teste mais completo ao incluir uma proposta para o teste da HIF global. Por fim, ao agrupar os setores da economia, procuramos levar em consideração as críticas feitas ao trabalho de Minhas.

Os resultados do teste da HIF se distanciaram dos resultados do teste original, ainda considerando o amplo intervalo de preço relativo que foi utilizado. De fato, vimos que a HIF é uma hipótese plausível dentro do modelo Heckscher-Ohlin e de suas extensões. Concluímos, portanto, que críticas ao desempenho de tais modelos devem se firmar sobre outras hipóteses, como tecnologia igual entre países ou a imobilidade dos fatores de produção. Além disso, nossos resultados confirmam a validade da teoria de Heckscher-Ohlin para a economia brasileira encontrada em trabalhos anteriores.

Em ambas as partes percebemos oportunidades para pesquisas futuras, porém a incorporação de um modelo estrutural de demanda e oferta representaria um avanço nos dois

tópicos. A hipótese de oferta de trabalho infinitamente elástica é, certamente, uma limitação à estimação de modelos sobre o mercado de trabalho. Sobre a hipótese de Rodrik, existe a necessidade de uma melhor qualificação entre a relação de um mercado de trabalho mais elástico e o bem-estar dos trabalhadores, o que poderia indicar um avanço teórico na área. Pelo lado empírico, o uso de uma função de produção flexível e que incorpore mais fatores de produção (como o trabalho qualificado) representará um avanço importante no tema. Já em relação ao teste da HIF, podemos sugerir como pesquisa futura uma melhor forma de cálculo do intervalo empiricamente relevante de preço relativo dos fatores de produção. Nessa dissertação, o intervalo foi calculado conforme o proposto por Minhas (1962). Porém, não foram dadas demais evidências de que essa metodologia é realmente razoável.

## Bibliografia

- Alves, Patrick, e Alexandre Messa Silva. *Estimativa do estoque de capital das empresas industriais brasileiras*. Texto para Discussão nº1325, Brasília: IPEA, 2008.
- Anderson, T.W, e C. Hsiao. "Estimation of dynamic models with error components." *Journal of the American Statistical Association*, 1982: 598-606.
- Arellano, M., e S. Bond. "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations." *Review of Economic Studies*, 1991: 277-297.
- Arrow, K., H. Chenery, B. Minhas, e R. Solow. "Capital-labor substitution and economic efficiency." *The Review of Economics and Statistics*, 1961: 225-250.
- Bahia, Luiz Dias e Furtado, Paulo. *A influência do nível tarifário no nível tecnológico das empresas industriais brasileiras em 1993-2000: um exercício a partir dos setores do ECIB*. Texto para Discussão nº 1004, Brasília: IPEA, 2003.
- Baldwin, Robert E. *The Development and Testing of Heckscher-Ohlin Trade Models*. MIT Press, 2008.
- Ball, David. S. "Factor-intensity reversals in international comparison of factor costs and factor use." *Journal of Political Economy*, 1966: 77-80.
- Baltagi, Badi H. *Econometric Analysis of Panel Data*. Londres: John Wiley & Sons, 2005.
- Barrantes-Hidalgo, A. "Intensidade fatoriais na economia brasileira: novo teste empírico do teorema de Heckscher-Ohlin." *Revista Brasileira de Economia*, 1985: 27-55.
- Baum, Christopher F. "Residual diagnostics for cross-section time series regression models." *Stata Journal*, 2001: 101-104.
- Cameron, A. Colin, e Pravin K. Trivedi. *Microeconometrics Using Stata*. Stata Press, 2009.
- Choi, E. Kwan. "Implications of many industries in the Heckscher-Ohlin model." Em *Handbook of International Trade*, por E. Kwan Choi e James Harrigan. Blackwell, 2003.
- Clark, Kim B., e Richard B. Freeman. *How elastic is the demand for labor?* Working Paper nº309, NBER, 1979.
- Corden, W. M. "The structure of a tariff system and the effective protective rate." *Journal of Political Economy*, 1966: 221-237.
- Dornbusch, R., S. Fischer, e P. A. Samuelson. "Heckscher-Ohlin trade theory with a continuum of goods." *The Quarterly Journal of Economics*, 1980: 203-224.
- Drukker, David M. "Testing for serial correlation in linear panel-data models." *Stata Journal*, 2003: 168-177.

- Ethier, W. J. *Higher dimensional issues in trade theory*. Seminar Paper 218, Estocolmo: Institute for International Economic Studies, 1982.
- Fajnzylber, Pablo, e William F. Maloney. "Labor demand and trade reform in Latin America." *Journal of International Economics*, 2005: 423-446.
- Falk, Martin, e Bertrand Koebel. "Outsourcing, imports and labour demand ." *The Scandinavian Journal of Economics*, 2002: 567-586.
- Feenstra, Robert C. *Advanced International Trade: Theory and Evidence*. Princeton University Press, 2004.
- Feenstra, Robert C., e Gordon H. Hanson. "Globalisation, outsourcing and wage inequality." *The American Economic Review*, 1996: 240-245.
- Ferreira, Pedro Cavalcanti, e Osmani T. C. Guillén. "Estrutura competitiva, produtividade industrial e liberalização comercial no Brasil." *Revista Brasileira de Economia*, 2004: 507-532.
- Gale, D., e H. Nikaidô. "The jacobian matrix and global univalence of mappings." *Matematische Annalen*, 1965: 81-93.
- Garcia, F. A. *A evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise do período pós-Real*. Relatório de Pesquisa NPP nº13/2003, São Paulo: EAESP/FGV, 2003.
- Gould, J. P. "Adjustment costs in the theory of investment of the firm." *The Review of Economic Studies*, 1968: 47-55.
- Greene, William. *Econometric Analysis*. Prentice Hall, 2012.
- Griliches, Zvi, e Jerry A. Hausman. "Erros in variables panel data." *Journal of Econometrics*, 1986: 93-118.
- Grossman, Gene, e Elhanan Helpman. *Innovation and growth in the global economy*. The MIT Press, 1993.
- Guilhoto, J.J.M., e U. A. Sesso Filho. "Estimação da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das Contas Nacionais." *Economia Aplicada*, 2005: 277-299.
- . "Estimação da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das Contas Nacionais: aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005." *Economia e Tecnologia*, 2010: 53-62.
- Hamermesh, Daniel S. *Labor Demand*. Princeton: Princeton University Press, 1993.
- Hasan, Rana, Devashish Mitra, e K. V. Ramaswamy. "Trade reforms, labor regulations, and labour-demand elasticities: empirical evidence from India ." *The Review of Economics and Statistics*, 2007: 466-481.
- Hausman, J.A. "Specification tests in econometrics." *Econometrica*, 1978: 1251-1271.

- Hijzen, Alexander, e Paul Swaim. "Offshoring, labour market institutions and the elasticity of labour demand." *European Economic Review*, 2010: 1016-1034.
- Hijzen, Alexander, Holger Görg, e Robert C. Hine. "International outsourcing and the skill structure of labour demand in the United Kingdom." *The Economic Journal*, 2005: 860-878.
- Hutcheson, Thomas L. "Factor intensity reversals and the CES production function." *The Review of Economics and Statistics*, 1969: 468-470.
- IBGE. *Pesquisa Industrial*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2011.
- Jean, Sébastien. "The effect of international trade on labor-demand elasticities: intersectoral matters." *Review of International Economics*, 2000: 504-516.
- Judson, R., e A. L. Owen. "Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists." *Economic Letters*, 1999: 9-15.
- K. Arrow, H. Chenery, B. Minhas, R. Solow. "Capital-labor substitution and economic efficiency." *The Review of Economics and Statistics*, 1961: 225-250.
- Krishna, Pravin, Devashish Mitra, e Sajjid Chinoy. "Trade liberalization and labor demand elasticities: evidence form Turkey." *Journal of International Economics*, 2001: 391-409.
- Kume, Honório, G. Piani, e C. F. Souza. *A política brasileira de importação no período 1987-1998: descrição e avaliação*. Brasília: IPEA, 2003.
- Leitão, Fábio Pereira. *Política comercial e proteção tarifária: uma análise comparativa entre a alíquota legal e a alíquota verdadeira*. Dissertação de Mestrado, Brasília: Universidade de Brasília, 2013.
- Leontief, Wassily. "An international comparison of factor costs and factor use: a review article by Bagicha Singh Minhas." *The American Economic Review*, 1964: 335-345.
- Machado, Danniell Lafetá. "A qualificação da mão-de-obra no comércio internacional brasileiro: um teste do teorema de Heckscher-Ohlin." *20º Prêmio BNDES de Economia*, 1997.
- Minhas, B. S. "The homohypallagic production function, factor-intensity reversals, and the Heckscher-Ohlin theorem." *Journal of Political Economy*, 1962: 138-156.
- Moroney, John R. "The strong-factor-intensity hypothesis: a multisectoral test." *Journal of Political Economy*, 1967: 241-249.
- Mouelhi, Rim Ben Ayed. "Impact of trade liberalization on firm's labour demand by skill: The case of Tunisian manufacturing." *Labour Economics*, 2007: 539-563.
- Nerlove, Marc. "Recent empirical studies of the CES and related production functions." Em *The Theory and Empirical Analysis of Production*, por Murray Brown. NBER Book Series Studies in Income and Wealth - Columbia University Press, 1967.

- Nickell, Stephen, e James Symons. "The real wage-employment relationship in the United States." *Journal of Labor Economics*, 1990: 1-15.
- OCDE. *Measuring capital: measurement of capital stocks, consumption of fixed capital and capital services*. OECD Manual, Organisation for Economic Co-Operation and Development, 2001.
- Panagariya, Arvind. *Trade openness: consequences for the elasticity of demand for labor and wages outcome*. Working Paper, University of Maryland: Department of Economics, 1999.
- Panagariya, Arvind, Shekhar Shah, e Deepak Mishra. "Demand elasticities in international trade: are they really low?" *Journal of Development Economics*, 2001: 313-342.
- Revenge, Ana L. "Exporting jobs?: The impact of import competition on employment and wages in U.S manufacturing." *The Quarterly Journal of Economics*, 1992: 255-284.
- Rodrik, Dani. *Has Globalization Gone Too Far?* Washington D.C: Institute for International Economics, 1997.
- Rybczynski, T.N. "Factor endowments and relative commodity prices." *Economica*, 1955: 34-55.
- Saam, Marianne. "Openness to trade as a determinant of the macroeconomic elasticity of substitution." *Journal of Macroeconomics*, 2008: 691-702.
- Samuelson, Paul A. "International factor price equalization once again." *The Economic Journal*, 1949: 181-197.
- Slaughter, Matthew J. "International trade and labor demand-elasticities." *Journal of International Economics*, 2001: 27-56.
- Souza, Frederico Hartmann de. *Protecionismo, salários reais e emprego no Brasil*. Dissertação de Mestrado, Brasília: Universidade de Brasília, 2010.
- Tyler, William. "A combinação de fatores de produção nas exportações industriais do Brasil." *Revista Brasileira de Economia*, 1970: 109-128.
- Vanek, Jaroslav. "The factor proportions theory: the N-factor case." *Kyklos*, 1968: 749-754.
- Wacziarg, Romain, e Jessica Seddon Wallack. "Trade liberalization and intersectoral labor movements." *Journal of International Economics*, 2004: 411-439.
- White, Halbert. "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity." *Econometrica*, 1980: 817-838.
- Wooldridge, Jeffrey M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, 2001.
- Wu, Ho-mou. "The equalization of factor prices in general equilibrium when commodities outnumber factors." *Journal of International Economics*, 1987: 343-356.

Zellner, Arnold. "An efficient method of estimating seemingly unrelated and tests for aggregation bias ." *Journal of the American Statistical Association*, 1962: 348-368.