

3

Fontes de vantagens comparativas: Teoria e aplicabilidade empírica para o Brasil²⁵

3.1.

Introdução

Uma das principais preocupações da literatura do comércio internacional se relaciona com as transformações produtivas ocorridas como resultado dos processos de integração dos mercados entre países. Sob a teoria de Heckscher-Ohlin (HO), postula-se que os países tendem a produzir e exportar os bens intensivos em seus fatores mais abundantes e a importar aqueles bens intensivos em seus fatores escassos. Desta forma, os fluxos comerciais podem revelar as fontes de vantagens comparativas nas economias.

Uma das características do modelo de HO é que analisa simultaneamente o comércio entre os países. Existe, porém, uma vertente da literatura empírica que estuda as implicações de HO para somente um país. Esta consiste na modelagem econométrica dos fluxos comerciais dos produtos ou setores como função de variáveis de intensidade de uso dos fatores de produção, o que permite inferir sobre a abundância relativa de fatores. Esta forma de análise, entretanto, sofreu várias críticas pela falta de uma relação clara com o arcabouço teórico do modelo de HO.

Afortunadamente, as críticas de certos autores - como Leamer e Bowen (1981) e Aw (1981) - possibilitaram conciliar, em alguma medida, essa modelagem empírica para um só país com a teoria, através de uma versão do teorema de HO estabelecida no modelo de Heckscher-Ohlin-Vaneck (HOV). Esta compatibilização, porém, não leva em conta as observações mais recentes a esta teoria de comércio, das quais as diferenças tecnológicas são uma das mais importantes na análise das implicações do comércio entre países.

As apreciações acima se constituem em uma primeira motivação para a elaboração deste capítulo. Apresenta-se uma primeira seção onde, além de estudar

²⁵ Este artigo foi escrito em co-autoria com Cristina Terra.

a teoria e a literatura empírica em mais detalhe, propõem-se dois refinamentos que possibilitam harmonizar melhor a teoria com a modelagem econométrica: considerando as diferenças tecnológicas entre países e entre períodos.

A primeira observação é motivada pelos refinamentos teóricos feitos nos estudos de HOV para multi-países a respeito das disparidades tecnológicas entre as economias (ver, por exemplo, Bowen et al., 1987; Trefler, 1993 e 1995; e Davis e Weinstein, 1998). Com base nesses refinamentos, desenvolve-se uma estratégia simples que permite controlar tais diferenças tecnológicas nas estimações econométricas especificadas para um só país.

O último refinamento é motivado pelo confronto das fontes de vantagens comparativas no tempo. Neste caso, a simples comparação dos resultados entre períodos não seria adequada, já que as variações dos requerimentos de fatores de produção respondem não somente ao comércio internacional, mas também às inovações tecnológicas. Discute-se então uma simples estratégia empírica que possibilita a separação desses dois tipos de choques, o que possibilita comparar os resultados empíricos entre períodos e fazer inferências com um maior grau de confiabilidade sobre as mudanças relativas nas dotações de fatores nas regressões.

Em termos gerais, o desenvolvimento destes refinamentos leva às seguintes conclusões. Por um lado, as diferenças tecnológicas entre países podem modificar a especificação econométrica estipulada para somente uma economia, mas também podem ser satisfatoriamente controladas nas estimações. Por outro lado, as variações tecnológicas no tempo distorcem os coeficientes estimados nas regressões, pelo que o ajustamento dos requerimentos de fatores será sempre aconselhado quando existam variações de produtividade não desprezíveis entre os períodos de análise.

A elaboração da segunda seção do capítulo apresenta uma motivação um pouco diferente à descrita para a primeira seção. Com base na discussão teórica e empírica, estudam-se as fontes de vantagens comparativas reveladas pelo comércio na economia brasileira. Esta análise é de especial interesse por dois motivos principais. Primeiro porque existem poucos estudos nesta linha de pesquisa, nenhum dos quais usa a abordagem econométrica discutida no capítulo. Segundo porque no início da década de noventa houve um profundo e rápido processo de liberalização comercial, o que permite analisar possíveis mudanças nas fontes de vantagens comparativas reveladas pelo comércio no tempo.

A literatura empírica para o Brasil apresenta certos avanços qualitativos na análise das fontes de vantagens comparativas, com base em apenas dois fatores de produção. Hidalgo (1985), Sales (1993) e Nonnenberg (1995), por exemplo, utilizam alguns índices de vantagens comparativas supondo dois fatores: trabalho e capital (este último é mensurado pelo investimento ou pelo valor adicionado). Os resultados, entretanto, não são conclusivos enquanto à determinação da abundância relativa dos fatores. Outras pesquisas consideram duas categorias de trabalho: não-qualificados e qualificados. Usando algumas variáveis relacionadas com as vantagens comparativas, os autores, como Tayler (1972), Roca e Barros (1972), Carvalho e Haddad (1977), Machado (1997) e Soares (2002), coincidem em apontar que o Brasil é rico em mão-de-obra não qualificada quando comparada com a qualificada.

Nesta seção estudam-se as fontes de vantagens comparativas reveladas pelo comércio brasileiro através de regressões de dados de painel para 50 produtos industriais. As exportações líquidas são modeladas como função dos requerimentos diretos (implícitos no valor adicionado) e indiretos (deduzidos do consumo intermediário), considerando quatro fatores de produção: trabalho não-qualificado, trabalho qualificado, capital e terra.

As fontes de dados usadas vêm principalmente das contas nacionais - matriz insumo-produto, censos econômicos, pesquisas e indicadores do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) e os índices de preços da FGV (Fundação Getúlio Vargas). As bases de dados permitiram mensurar as variáveis para oito anos: 1980, 1985 e 1990-1995 de forma agregada e desagregada a nível 80. Assim, pôde-se delimitar dois períodos de análise de acordo com a política comercial. O primeiro, representado aqui como 1980 e 1985, caracteriza-se pelo elevado grau de restrições tarifárias e não tarifárias às importações. O segundo, 1990-1995, marca o período de liberalização comercial e o avanço em certos acordos comerciais com outros países.

A comparação das fontes de vantagens comparativas entre períodos é baseada nos requerimentos de fatores tanto observados quanto ajustados pelas mudanças tecnológicas no tempo, de acordo com a estratégia empírica explicitada na primeira seção. Este ajustamento nos dados é motivado pelos ganhos não desprezíveis de produtividade experimentados no Brasil no período 1990-1995,

como muitos autores documentam (ver, por exemplo, Bonelli e Fonseca, 1998; Rossi e Ferreira, 1999; Muendler, 2002, e Lisboa et al., 2002).

Em termos gerais, encontram-se diferenças nos resultados econométricos entre as duas formas de mensuração dos requerimentos de fatores, essencialmente para 1990-1995. Nesse período, os coeficientes estimados com base nos dados observados estariam (em termos absolutos) superestimados, e no caso da terra apresentaria um sinal contrário à regressão estimada com os dados ajustados. Isto mostra a relevância da consideração das distorções tecnológicas na determinação dos usos de fatores de produção na economia brasileira.

Os resultados econométricos - controlando pelas mudanças tecnológicas - para o primeiro período, 1980-1985, mostram que o comércio revela o Brasil como um país rico em terra, capital e mão-de-obra não qualificada, e escasso em trabalho qualificado. Esses resultados qualitativos mantêm-se durante 1990-1995, e somente no caso do trabalho qualificado a desvantagem comparativa do fator torna-se menos evidente nesse período. Isto sugere que, com exceção do trabalho qualificado, as restrições às importações não favoreceram de forma significativa o uso de algum fator de produção, pelo menos não em comparação com os primeiros anos do processo de abertura.

Por fim, para reforçar os resultados das estimações anteriores, elaboram-se testes de abundância relativa de fatores à Leamer (1980) baseados no modelo de HOV, para os anos 1980, 1985, 1990 e 1995. Em termos gerais, encontram-se resultados consistentes com os derivados da análise econométrica descrita acima.

3.2.

Fontes de vantagens comparativas: Discussão teórica e empírica

Esta seção estuda a teoria e a modelagem empírica em torno da análise das fontes de vantagens comparativas para somente um país, e expõe a relevância das mudanças tecnológicas nesse cenário. A seção está organizada em cinco subseções. A seguir, descreve-se brevemente o arcabouço teórico de HOV. A subseção dois estuda a literatura empírica e as críticas a respeito da sua compatibilidade com HO. Posteriormente discutem-se os refinamentos sobre as diferenças tecnológicas entre países e entre períodos. Na quarta subseção

analisam-se as modificações aos testes de abundância derivados de tais refinamentos. Por fim, apresentam-se as principais conclusões.

3.2.1. Teoria

A teoria neoclássica do comércio internacional, especificamente o modelo de Hecksher-Ohlin (HO), determina as fontes de vantagens comparativas a partir das diferenças relativas nas dotações dos fatores de produção entre países e do uso intensivo desses insumos na produção dos distintos bens. A existência e direção do comércio entre países são especificadas com base nos seguintes supostos: a) tecnologias de produção idênticas nos países, com retornos constantes de escala; b) concorrência perfeita no mercado de bens; c) pleno emprego, com perfeita mobilidade de fatores de produção dentro de cada país, mas não entre eles, e flexibilidade nos retornos dos fatores; d) não reversão na intensidade do uso de fatores;²⁶ e e) preferências iguais para todos os indivíduos, descritas através de uma função de utilidade homotética (isto é com elasticidade da renda igual a um).

Na sua versão de dois bens, dois fatores de produção e dois países, o teorema de Hecksher-Ohlin - sob os supostos acima - estabelece que: com o livre comércio, cada país exportará o bem que usa intensivamente o seu fator relativamente mais abundante e importará o outro bem.

A intuição do teorema pode ser explicada como segue. Sob diferentes dotações relativas de fatores de produção, os preços relativos dos bens em autarquia são distintos entre as economias, isto porque o retorno do fator abundante em um dado país será relativamente mais barato (com respeito ao outro fator), conduzindo a um custo unitário menor na produção do bem que usa intensivamente esse fator e, sob concorrência perfeita, no preço dele. Com livre comércio esse bem será então exportado por ser relativamente mais barato (com respeito ao outro bem) quando comparado com o outro país, e o outro bem será importado. Os volumes de comércio crescerão até que os preços sejam igualados.

No modelo mais geral de J bens e I fatores de produção maiores que dois, porém, não é possível ter uma previsão tão precisa sobre os fluxos comerciais dos

²⁶ Isto significa que a produção do bem intensivo no uso de um fator dado continua usando relativamente intensivamente esse fator.

produtos. Pode-se apenas garantir que os países tendem, na média, a exportar os bens que fazem um uso intensivo dos fatores relativamente mais abundantes do país, e tendem a importar, na média, aqueles bens que usam intensivamente os fatores escassos.

Uma forma de estudar as relações comerciais entre os países com J bens e I insumos maiores a dois é através do conteúdo de fatores de produção implícito nos bens.²⁷ Esta modalidade de análise é conhecida na literatura como o modelo de Heckscher-Ohlin-Vaneck (HOV): sob os supostos anteriores, estabelece-se que o país rico em certos fatores de produção tenderá a exportar os serviços desses fatores e tenderá a importar os serviços dos fatores escassos. Especificando $c=1,2,\dots,C$ como o identificador de país, T_c como o vetor $J \times 1$ de exportações líquidas dos bens no país c , A ($=A_c, \forall c$) a matriz $I \times J$ de requerimentos de insumos, e E_c o vetor $I \times 1$ de dotações de fatores no país c , o teorema de HOV estabelece que "existe um conjunto positivo de escalares s_c tais que as exportações líquidas, as intensidades de uso dos fatores e as dotações podem ser relacionadas da seguinte maneira" (Leamer, 1980):

$$AT_c = E_c - s_c E_w \quad (3.1)$$

onde $E_w = \sum E_c$ é o vetor de dotações mundial e AT_c é um vetor $I \times 1$ que representa as exportações líquidas dos serviços dos fatores de produção.

A equação (3.1) pode ser deduzida da relação de equilíbrio entre as exportações líquidas, o produto (Q) e o consumo doméstico (C). Para um dado país c a seguinte identidade deve ser cumprida: $T_c = Q_c - C_c$, que, multiplicando pela matriz A , pode ser escrita como $AT_c = AQ_c - AC_c$. Sob os supostos de pleno emprego de fatores e preferências idênticas e homotéticas, determina-se o lado direito de (3.1) a partir da condição de equilíbrio: $AQ_c = E_c$ e $AC_c = s_c AC_w = s_c AQ_w = s_c E_w$. O escalar s_c representa a parcela do consumo do país c com relação ao consumo mundial e pode ser derivado também dessa relação de equilíbrio: multiplicando-a pelos preços encontra-se que $s_c = (y_c - b_c)/y_w$, onde y_c e y_w são,

²⁷ Ver Ethier (1984) para uma discussão sobre o modelo de Heckscher-Ohlin com bens e fatores de produção maiores a dois.

respectivamente, as rendas do país c e do mundo, e b_c representa o superávit da balança comercial.

A equação anterior permite determinar as relações entre o comércio dos serviços de fatores e as dotações. Defina-se o vetor $F_c = AT_c$ com elementos F_{ic} , $i=1,2,...,I$. Então, para um dado fator i a equação estabelece que o país c exporta (mais do que importa) o fator i , $F_{ic} > 0$, se, e somente se, esse fator é mais abundante naquele país do que no mundo, $E_{ic}/(s_c E_{iw}) > 1$. Desta maneira, pode se estabelecer matematicamente uma correspondência entre os sinais dos dois lados de (3.1)

Comparando dois fatores, i e i' , em uma dada economia c , o comércio pode também revelar a abundância relativa desses fatores: se o conteúdo do fator i nas exportações líquidas (como proporção da sua dotação mundial) for maior do que o conteúdo do fator i' (como proporção da sua dotação mundial), $F_{ic}/E_{iw} > F_{i'c}/E_{i'w}$, o país será relativamente melhor dotado do fator i do que i' quando comparado com o mundo, $E_{ic}/E_{i'c} > E_{iw}/E_{i'w}$. A implicação é também válida em sentido contrário (ver Bowen et al., 1987).

Note-se que as causalidades anteriores demandam o conhecimento do comércio dos serviços de fatores e dotações do mundo. Afortunadamente, Leamer (1980) mostra que é possível relacionar as exportações líquidas dos serviços de fatores de produção com as suas respectivas dotações com base em somente as variáveis de um país. Os supostos do modelo permitem determinar a seguinte relação: $Z_{ic} = s_c E_{iw}$, onde Z_{ic} representa o conteúdo do fator i no consumo dos J bens no país c . Seguindo a lógica de Leamer, determina-se então os seguintes testes de abundância:

$$F_{ic} > 0 (< 0) \Leftrightarrow E_{ic} - Z_{ic} > 0 (< 0) \quad (3.2)$$

$$F_{ic}/Z_{ic} > (<) F_{i'c}/Z_{i'c} \Leftrightarrow E_{ic}/Z_{ic} > (<) E_{i'c}/Z_{i'c} \quad (3.3)$$

As expressões anteriores mostram que o comércio do país revela a abundância (relativa) dos fatores com respeito ao mundo de duas formas. Em (3.2) as exportações líquidas do fator i são positivas (negativas) se, e somente se, a dotação de i for maior (menor) do que o seu uso para consumo. Já (3.3) mostra que a normalização das variáveis pelo conteúdo de fatores respectivos no

consumo permite determinar uma correspondência direta entre elas: as "exportações líquidas normalizadas" do fator i são maiores (menores) do que i' se, e somente se, a "dotação normalizada" de i for maior (menor) que i' . Note-se que esta premissa é verdadeira independentemente dos sinais de F_{ic} e $F_{i'c}$. Assim, a normalização resume os vários casos explicitados por Leamer (1980).

3.2.2.

Literatura empírica

A literatura empírica tem analisado as implicações de Heckscher-Ohlin para uma determinada economia através de comparações entre seus produtos ou setores. Inicialmente foram estudadas correlações entre as exportações líquidas por setor e a intensidade de uso dos diversos fatores de produção. A partir da década de setenta, com a pesquisa publicada por Baldwin (1971), a prática deu lugar à análise de regressões múltiplas, motivada muitas vezes pelo paradoxo de Leontief (1953).²⁸

De forma genérica, as regressões foram especificadas da seguinte maneira (ver também Harkness e Kyle, 1975; Branson e Monoyios, 1977; Stern e Maskus, 1981; Sveikauskas, 1983; Crafts e Thomas, 1986; e Wright, 1990):

$$\tilde{T}_c = \mathbf{1}\beta_0 + \tilde{A}_c' \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (3.4)$$

onde $\tilde{T}_c$ é o vetor coluna $J \times 1$ de variáveis do comércio dos setores no país c , $\tilde{A}_c$ é uma matriz $I \times J$ cujo elemento $\tilde{a}_{ij}$ representa uma variável de uso do fator i na produção do setor j , β_0 e $\boldsymbol{\beta}$ são respectivamente a constante e o vetor $I \times 1$ de coeficientes a serem estimados, e $\boldsymbol{\varepsilon}$ é o vetor $J \times 1$ de erros de especificação ou medida nas séries.

A literatura geralmente mensura $\tilde{T}_c$ como o vetor de exportações líquidas, porém, em alguns casos também é especificado simplesmente como o vetor de

²⁸ Leontief encontrou que na economia norte-americana as exportações dos serviços de capital em termos de trabalho eram menores do que as importações desses serviços relativos. Estipulou-se como um paradoxo porque esse resultado parecia inferir, em princípio, que esse país era relativamente mais pobre em capital do que em trabalho.

exportações ou importações. Já para determinar os elementos $\tilde{a}_{ij}$ considera-se o uso dos fatores como proporção do trabalho ou simplesmente em níveis.²⁹

Os insumos usualmente considerados são: capital físico, variáveis *proxies* de capital humano (ou qualificação) e mão-de-obra. Nesta modelagem a evolução da ciência e da tecnologia é analisada incluindo outros fatores de produção, como o número de cientistas e engenheiros ou as despesas em pesquisa e desenvolvimento (ver, por exemplo, Stern e Maskus, 1981; Sveikauskas, 1983; Noland, 1995; e Engelbrecht, 1998).

A regressão (3.4) é entendida na literatura empírica como uma forma de explicar o comércio de um dado país através dos seus fatores determinantes pelo lado da oferta. A partir desta relação é possível fazer inferências sobre a abundância de recursos: um coeficiente estimado β_i^* positivo (negativo) sugere que a economia é abundante (escassa) no fator i e existe, portanto, vantagens comparativas (desvantagens comparativas) na produção dos bens intensivos no uso desse fator (com relação, em alguns casos, ao trabalho, o que depende da especificação de $\tilde{A}_c$).

As magnitudes dos coeficientes estimados são muitas vezes interpretadas como a extensão das vantagens (ou desvantagens) comparativas do uso dos fatores no país, o que permite realizar certas inferências entre períodos. Alguns autores (como, por exemplo, Stern e Maskus, 1981; e Wright, 1990) estimam a regressão (3.4) para vários anos, já outros (como Maskus, 1983; e Noland, 1995) usam dados de painel. Geralmente os resultados mostram mudanças não desprezíveis nesses coeficientes no tempo, observando variações significativas nos fatores determinantes do comércio nas economias estudadas.

As regressões da forma (3.4) são usualmente confrontadas com várias críticas. Uma primeira observação consiste na maneira de mensurar a variável dependente. O volume de comércio de um bem depende da sua demanda, que pode ser pequena mesmo que seja produzido essencialmente com o fator mais abundante do país. Harkness e Kyle (1975) explicitam este problema no cálculo dos coeficientes de regressão com um simples exemplo: supondo uma economia

²⁹ Existe, porém, uma outra forma de determinar o requerimento de fatores, dada por Harkness (1978), especificando-os como as proporções de gastos com respeito ao custo total. O autor, no entanto, deriva a análise empírica de uma relação matemática um pouco diferente à aqui tratada.

com J bens e dois fatores de produção, capital e trabalho, relacionados com as exportações líquidas como a razão capital/trabalho, se o país fosse rico em capital esperar-se-ia que os bens produzidos com razões capital/trabalho altas tendam a exportar e aqueles com razões baixas a importar. Entretanto, a estimação econométrica de (3.4) adiciona a restrição de que as exportações líquidas tenham uma monotonicidade crescente com essa razão o que, de fato, não é estipulado por Heckscher-Ohlin. Esta distorção pode limitar, em alguma medida, a estimação e interpretação dos coeficientes.

Uma maneira resolver o problema assinalado foi estabelecido por Harkness e Kyle (1975). Eles transformaram as exportações líquidas em uma variável binária - igual a um quando as exportações líquidas do bem j eram positivas e igual a zero em caso contrário - e estimaram (3.4) usando o método Logit. Balassa (1986) apresenta uma segunda forma de solucionar os efeitos do tamanho da demanda. Ele normaliza a variável dependente como $(X_c^j - M_c^j)/(X_c^j + M_c^j)$, onde X_c^j e M_c^j representam, respectivamente, as exportações e importações do bem j no país c . Esta variável assumiria valores entre -1 e 1.

Uma questão ligada à anterior refere-se à possibilidade de transformar todas as variáveis por algum fator de escala. Quando os montantes de consumo podem se relacionar diretamente com o tamanho da produção do bem e com a magnitude absoluta do seu comércio então a variância dos erros muda com esse tamanho, convertendo-se em um problema de heteroscedasticidade. Esse problema foi usualmente corrigido ponderando as variáveis pela raiz quadrada do valor bruto de produção de cada bem (ver Harkness e Kyle, 1975; e Branson e Monoyios, 1977).

Além dos potenciais problemas de escala nas estimativas econométricas, entretanto, a literatura observa também que as regressões da forma (3.4) não têm uma relação clara com a teoria de Heckscher-Ohlin. A este respeito, encontram-se duas críticas principais à metodologia. A primeira crítica questiona o próprio teste sobre a hipótese de Heckscher-Ohlin, já que este prediz uma relação entre três componentes - o comércio, a intensidade de uso de fatores e a abundância deles - que são estabelecidos em quantidades mensuráveis de forma independente. Por esse motivo, as análises que usam somente dois desses três conceitos, como é no

caso de (3.4), não poderiam ser determinados como um teste do modelo (ver Leamer, 1984).³⁰

A segunda crítica se relaciona com a primeira e refere-se à confiabilidade das inferências feitas nas estimações econométricas sobre a abundância de fatores. Leamer e Bowen (1981) e Aw (1983) mostram que quando a regressão da forma (3.4) é derivada da teoria, especificamente do modelo de HOV, o sinal do vetor de coeficientes estimados (β^*) pode ser diferente do sinal do vetor do conteúdo de fatores nas exportações líquidas e, portanto, revelar de forma incorreta a riqueza relativa de recursos do país. Para compreender o motivo, considere que a matriz $\tilde{A}_c$ em (3.1) pode ser interpretada como a matriz de requerimentos de insumos A e que $\tilde{T}_c$ representa as exportações líquidas T_c . Neste caso, a regressão seria especificada como:

$$T_c = A' \beta + \epsilon \quad (3.5)$$

e o vetor de coeficientes estimados β^* em (3.5) estaria determinado como:

$$\beta^* = (AA')^{-1} AT_c = (AA')^{-1} F_c \quad (3.6)$$

Lembre-se que a equação (3.1) define o conteúdo de fatores nas exportações líquidas (F_c) como sendo igual à abundância relativa das dotações de fatores do país c com respeito ao mundo ($E_c - s_c E_w$). Assim, os elementos do vetor β^* predizem corretamente a abundância de fatores nesse país se, e somente se, a matriz $(AA')^{-1}$ não altera o sinal de F_c . Aw (1983) mostra que esta premissa será sempre verdadeira para o caso de dois fatores de produção. Entretanto, com mais de dois fatores, a premissa é garantida apenas se a matriz $(AA')^{-1}$ for diagonal com elementos estritamente positivos, condição que é satisfeita quando a produção de cada bem emprega somente um tipo de fator.

Bowen e Sveikauskas (1992), entretanto, argumentam que a complementaridade entre fatores - elementos diferentes de zero em $(AA')^{-1}$ fora da

³⁰ Existem alguns estudos empíricos, como Tan (1992) e Balassa (1986), que usam os três conceitos nas estimações econométricas. Entretanto, essa metodologia também apresenta um embasamento teórico pouco claro.

diagonal - pode não ser relevante empiricamente e, portanto, os sinais dos coeficientes estimados podem ser indicadores confiáveis da abundância de fatores revelada pelo comércio. Para comprovar essa afirmativa, os autores realizam estimativas dos sinais das exportações líquidas dos serviços de fatores das indústrias para 35 países usando dois métodos: primeiro, calculando-os diretamente e, segundo, através dos coeficientes estimados em regressões da forma (3.5). Os resultados dos autores mostram que os dois métodos revelam o mesmo sinal para a abundância relativa de fatores na maior parte dos casos. Entretanto, o problema de complementaridade nos fatores tende a aumentar com o seu maior nível de desagregação dos fatores. Já outros autores, como Sveikauskas (1983) e Crafts e Thomas (1986), suplementam os resultados econométricos estimando os testes de abundância relativa da forma estabelecida por Leamer (1980).

Uma questão importante abordada por Bowen e Sveikauskas (1992) no momento de estimar (3.5) diz respeito ao ajustamento que deve ser dado ao vetor de fluxos comerciais, de forma que os sinais dos coeficientes estimados tenham uma correspondência com, o que eles chamam, "a verdadeira medida de abundância relativa de fatores". Para determinar esse ajuste, os autores desagregam o escalar s_c em dois: $s_c = \alpha_c - \lambda_c$, onde $\alpha_c = y_c/y_w$ e $\lambda_c = b_c/y_w$, e expressam a equação de HOV, (3.1), da seguinte forma:

$$AT_c - \lambda_c E_w = E_c - \alpha_c E_w \quad (3.7)$$

Lembrando que $E_w = A Q_w$, tem-se finalmente que:

$$A(T_c - b_c H) = E_c - \alpha_c E_w \quad (3.8)$$

onde H é um vetor coluna $J \times 1$ cujo elemento $h^j = Q_w^j/y_w$. A regressão (3.5) é então redefinida como:

$$T_c - b_c H = A' \beta + \epsilon \quad (3.9)$$

onde o vetor de coeficientes estimados é determinado agora como: $\beta^* = (AA')^{-1} (T_c - b_c H) = (AA')^{-1} F_c^B$. Esta modificação permite que o comércio revele a abundância relativa de fatores, onde o vetor de dotações mundial é ajustado (para fins de comparação) pela parcela da renda mundial do país c , α_c .

Uma limitação evidente na estimação da regressão acima diz respeito à disponibilidade de informação sobre o produto e renda mundiais. Para contornar este problema, Bowen e Sveikauskas fazem uso dos supostos de demanda - preferências idênticas e homotéticas - que lhes permite utilizar as variáveis de somente um país. Neste caso, a proporção do gasto do bem j na renda no país c é igual do que no mundo, isto é: $P^j C_c^j / (y_c - b_c) = P^j C_w^j / y_w$, e como o consumo mundial é igual do que o produto mundial tem-se finalmente que: $Q_w^j / y_w = P^j C_c^j / (y_c - b_c)$. Corrigindo a variável dependente pelos saldos comerciais totais, os autores encontram que as estimações melhoram a confiabilidade dos coeficientes como indicadores da riqueza relativa de recursos.

3.2.3.

Modelagem empírica sob mudanças tecnológicas

Uma vantagem evidente da análise empírica discutida anteriormente é que permite estudar com mais detalhe a estrutura e trajetória do comércio de somente um país, através de seus determinantes de oferta, sem nenhuma preocupação direta com o resto do mundo. Essa análise possibilita a inferência, com certa confiabilidade, das previsões do modelo de Hecksher-Ohlin (HO) sobre as fontes de vantagens comparativas do país. Além disso, como se viu acima, os resultados podem ser fundamentados teoricamente com base no modelo de HOV.

Entretanto, a literatura recente tem apontado a relevância da consideração das diferenças tecnológicas na análise das implicações socioeconômicas do comércio internacional. A questão é então conhecer de que maneira essas disparidades modificam a modelagem empírica descrita acima. Nesta seção discutem-se dois refinamentos para controlar tais diferenças. O primeiro estuda a incidência das diferenças tecnológicas do resto do mundo sobre a economia em estudo, com base na literatura de multi-países (ver os trabalhos pioneiros de Bowen et al., 1987; Treffer, 1993 e 1995). O segundo refinamento considera as

distorções das mudanças tecnológicas entre períodos sobre as estimações econométricas de uma mesma economia, que se fazem importantes no momento de comparar as fontes de vantagens comparativas reveladas pelo comércio no tempo.

3.2.3.1.

Diferenças tecnológicas entre países

A primeira observação diz respeito à relevância empírica das diferenças tecnológicas entre países. Como foi assinalado, alguns estudos interpretam a ciência e tecnologia como possíveis fontes de vantagens comparativas, e introduzem variáveis *proxies* relacionadas com esses conceitos nas regressões. Essas *proxies* são, na maior parte dos casos, consideradas como outros fatores de produção. Entretanto, surge uma preocupação enquanto à sua interpretação quando há uma estreita relação com os demais usos de insumos. Em particular, a literatura assinala que as inovações podem ser viesadas ao maior (ou menor) uso de algum fator, afetando diretamente a matriz A (ver, por exemplo, Jones, 1965; e Haskel e Slaughter, 1998).

Foi Leontief (1953) o primeiro a notar que as disparidades tecnológicas entre as economias são um fator relevante na determinação da abundância relativa de fatores. Com base em dois insumos, capital e trabalho, ele sugeriu que, para um dado nível de capital, o trabalho de um homem norte-americano pode ser equivalente a três homens no resto do mundo em um mesmo período. Trefler (1993 e 1995), na sua análise de multi-países, formalizou a hipótese de Leontief mostrando que quando as matrizes de requerimentos de fatores são diferentes - produtividades diferentes - entre as economias, as dotações de fatores podem ser ajustadas por essas discrepâncias e mensuradas em unidades equivalentes, observando que essa hipótese é suportada empiricamente.

Para entender as implicações da análise de Trefler na discussão da modelagem empírica, considere, sem perda de generalidade, que existem somente dois países: a economia doméstica, c , e o resto do mundo, c' . Seja $\pi_{ic'}$ o parâmetro com a interpretação de que se $E_{ic'}$ é a dotação do fator i no resto do mundo então $\tilde{E}_{ic'} = \pi_{ic'} E_{ic'}$ é a correspondente dotação de i em "unidades de produtividade equivalentes" com respeito ao país c . Se, por exemplo, o fator i no país doméstico

for duas vezes mais produtivo do que no resto do mundo então $\pi_{ic'} = 1/2$. Assim, as diferenças tecnológicas internacionais são supostas *factor-augmenting* e as matrizes de requerimentos de fatores não são mais iguais entre países; $A_c \neq A_{c'}$. Mantendo os demais supostos do modelo de HO, é possível simplesmente definir uma correspondência entre A_c e $A_{c'}$ como $A_c = \Pi_{c'} A_{c'}$, onde $\Pi_{c'}$ é definida como uma matriz diagonal com elementos $\pi_{ic'}$ na diagonal. A expressão (3.7) pode ser redefinida então como segue:

$$A(T_c - b_c H) = E_c - \alpha_c \tilde{E}_w \quad (3.10)$$

onde: $\tilde{E}_w = E_c + \tilde{E}_{c'} (= E_c + \Pi_{c'} E_{c'})$. Intuitivamente, este refinamento a HOV baseia-se na premissa de que as diferenças tecnológicas fazem com que um dado fator seja na prática distinto entre países e, portanto, a agregação das dotações estaria levando em consideração essas disparidades determinando cada fator em uma mesma unidade de medida.

Note-se que essa mudança não modifica a regressão a estimar - (3.5) ou (3.9)- já que se trabalha somente com o lado esquerdo de (3.10). Entretanto, outros autores sugerem que as diferenças dos requerimentos de fatores por unidade de produto entre importações e exportações deveriam ser consideradas explicitamente na contabilidade dos serviços de fatores (ver Davis e Weinstein (1998) e Trefler e Chun Zhu (2000) para uma discussão sobre o tema). Para entender esta observação, considere as duas economias, c e c' , que produzem somente bens para consumo final, a equação de HOV é então modificada por:

$$A_c X_c - A_{c'} M_{c'} - \lambda_c \tilde{\tilde{E}}_w = E_c - \alpha_c \tilde{\tilde{E}}_w + \text{erro} \quad (3.11)$$

onde: $\tilde{\tilde{E}}_w = E_c + E_{c'} (= A_c Q_c + A_{c'} Q_{c'})$. Note-se que agora os conteúdos de fatores de produção nos fluxos comerciais e nas dotações são aqueles efetivamente utilizados em cada país, sem levar em conta as suas diferenças em termos de produtividade. Esta alteração da equação de HOV, entretanto, adiciona uma expressão adicional, o *erro*, que deve ser considerado nulo para que o lado direito da equação faça sentido como medida de abundância relativa de fatores.

Trefler e Zhu (2000), porém, observam que esse componente é relevante no momento de estudar os testes de abundância, mas, ao mesmo tempo, não pertence ao lado direito de HOV. Uma possibilidade é considerar que o *erro* tem relação com alguma modificação do mundo hipotético de HO: Trefler (1995), por exemplo, encontra que os serviços de fatores do comércio são geralmente menores que as diferenças nas dotações (*missing trade*), mostrando que este fenômeno se relaciona com as tarifas de importação.

Neste caso a regressão a estimar se modifica, pois não é possível fatorar diretamente a matriz A_c do lado esquerdo da equação da forma explicitada em (3.10). Entretanto, usando alguns truques matemáticos, o vetor $T_c - b_c H$ pode ser especificado de forma alternativa, trocando-o por $T_c - b_c H + \xi_c$. O vetor ξ_c pode ser definido como (sob ausência de insumos intermediários): $\xi_c = A_c' (A_c A_c')^{-1} (I - \Pi_{c'}^{-1}) A_c (M_c + \lambda_c Q_c)$.³¹

Com insumos intermediários a determinação de ξ_c torna-se mais complexa, já que as exportações do país c são produzidas não somente com produtos nacionais mas também com insumos importados, e pela sua vez parte dessas exportações podem se encontrar implícitas nas importações. Qualquer seja o caso, entretanto, sempre será possível expressar os fluxos comerciais ajustados com um componente adicional.

Note-se que a relevância de ξ_c depende, entre outros, das disparidades tecnológicas entre países, mensuradas por: $I - \Pi_{c'}^{-1}$. O elemento na diagonal $1 - 1/\pi_{ic'}$ dessa matriz é positivo quando o fator de produção i no país c é menos produtivo do que no resto do mundo, c' , e é negativo se o fator i em c é mais produtivo do que em c' . Em termos absolutos observa-se que quanto maiores são as diferenças tecnológicas entre países, os componentes na diagonal são mais altos, demarcando uma maior relevância desta consideração na modelagem econométrica através de ξ_c . Quando, pelo contrário, não se apresentam disparidades tecnológicas significativas então: $\Pi_{c'}^{-1} \approx I$ e $\xi_c \approx 0$.

Note-se que a mensuração de ξ_c demanda o conhecimento de informação do resto do mundo - as matrizes $\Pi_{c'}^{-1}$ (ou $A_{c'}$) e $Q_{c'}$ - o que pode ser difícil de obter

na análise para um só país. Na modelagem econométrica propõe-se então estimá-lo como um vetor de componentes não observados em modelos de dados de painel no lado direito da regressão, isto é:

$$T_c - b_c H = -\xi_c + A_c' \beta + \epsilon \quad (3.12)$$

Onde o vetor ξ_c estaria, em princípio, composto de um valor característico para cada bem j (e para cada período t). Observe-se que será sempre possível dividir ξ_c em uma constante e um vetor $\tilde{\xi}_c$ que mede a heterogeneidade nos bens: $\tilde{\xi}_c = \mathbf{1}\varphi + \xi_c$, o que justificaria também a inclusão de uma constante nas regressões.

O vetor de coeficientes seria neste caso determinado como: $\beta^* = (A_c A_c')^{-1} (A_c T_c + \xi_c - b_c H) = (A_c A_c')^{-1} (A_c X_c - A_c M_c - \lambda_c \tilde{E}_w) = (A_c A_c')^{-1} \tilde{F}_c^B$, onde $\tilde{F}_c^B$ representa o conteúdo de fatores de produção implícito nas exportações líquidas, ajustado pelos saldos comerciais e levando em conta as diferenças tecnológicas (na matriz de requerimentos de fatores) entre países.

Em resumo, esta seção mostra que os refinamentos feitos a HOV em torno das disparidades tecnológicas podem ser também considerados e controlados na modelagem econométrica para um só país. É necessário assinalar que a discussão teórica e empírica em torno de qual seria a modificação à equação de HOV mais adequada, (3.10) ou (3.11), escapa aos propósitos deste estudo. É importante aqui compreender simplesmente que qualquer seja o arcabouço teórico considerado, a análise das fontes de vantagens comparativas reveladas pelo comércio - através de regressões da forma (3.12) - será consistente com ambas as alternativas, já que ξ_c - quando relevante estatisticamente - controla para quaisquer efeitos não observados.

³¹ O lado esquerdo da equação de (3.11) pode ser escrito como: $A_c X_c - A_c M_c + (A_c - A_c') M_c - \lambda_c [A_c (Q_c + Q_c') - (A_c - A_c') Q_c] = A_c (T_c - \lambda_c Q_c) + (A_c - A_c') (M_c + \lambda_c Q_c) = A_c (T_c - b_c H) + (I - \Pi_c^{-1}) A_c (M_c + \lambda_c Q_c) = A_c [(T_c - b_c H) + A_c' (A_c A_c')^{-1} (I - \Pi_c^{-1}) A_c (M_c + \lambda_c Q_c)] = A_c [T_c - b_c H + \xi_c]$.

3.2.3.2. Mudanças tecnológicas entre períodos

Uma segunda questão diz respeito ao crescimento da produtividade no tempo. A preocupação centra-se aqui sobre a distorção do vetor de coeficientes estimados para os diversos anos e, portanto, na sua posterior interpretação quando comparados entre períodos.

Para entender o problema com mais detalhe considere dois períodos de análise, t e $t+1$, sendo diferentes unicamente na matriz de requerimentos de fatores de produção (A). Suponha (seguindo a lógica de Trefler, 1993 e 1995) que essas disparidades são suportadas através de uma matriz diagonal Π de dimensão $I \times I$, de forma que é possível ter uma relação $A_{t+1} = \Pi A_t$. O vetor de coeficientes em $t+1$ será então: $\beta_{t+1}^* = \Pi^I \beta_t^*$. Assim, os coeficientes estimados serão diferentes entre períodos, sem nenhuma justificação vinda de mudanças relativas nas fontes de vantagens comparativas na economia.

Considere, por exemplo, que os elementos da matriz Π são $\pi_i = 1, \forall i \neq K, U$, $\pi_K > 1$ e $\pi_U < 1$. A matriz altera então os seguintes coeficientes: $\beta_{U,t+1}^* = \beta_{U,t}^* / \pi_U$ e $\beta_{K,t+1}^* = \beta_{K,t}^* / \pi_K$. Se a economia c for abundante em U e escassa em K de forma que $\beta_{U,t}^* > 0$ e $\beta_{K,t}^* < 0$, os coeficientes estimados em $t+1$ preverão de forma incorreta mudanças nas fontes de vantagens comparativas favoráveis à utilização de U e K , quando simplesmente existiu um maior uso de capital e menor uso de trabalho não-qualificado na produção dos bens.

Um segundo exemplo simples considera que a inovação tecnológica é Hicks-neutra igual para todos os produtos e países. Nesse caso, os requerimentos de insumos nos dois períodos poderiam ser expressos como: $A_{t+1} = \pi A_t$, onde π (< 1) representa a inovação tecnológica. Mantendo todo o demais constante tem-se então: $\beta_{i,t+1}^* = \beta_{i,t}^* / \pi, \forall i$. Assim, todos os coeficientes estimados são, em termos absolutos, maiores em $t+1$ do que em t , mas não refletem variações nas fontes de vantagens comparativas na economia.

Apesar da aparente relevância da consideração das mudanças tecnológicas sobre as estimações econométricas entre períodos para um dado país, não existe nenhum tratamento na literatura empírica a este respeito, possivelmente pela dificuldade de mensurar o impacto dessas inovações sobre os elementos da matriz

A na prática. Sob o suposto de que o país é pequeno e aberto, a teoria de Hecksher-Ohlin assinala que os requerimentos de fatores se modificam através de, basicamente, dois choques: variações nos preços dos bens e inovações tecnológicas. Prediz-se que o primeiro choque se relaciona com as mudanças relativas das dotações de fatores do resto do mundo (possivelmente em unidades de produtividade equivalente).³²

O segundo pode ser interno à economia ou pode ser transmitido do resto do mundo, tendo neste último caso uma relação com as mudanças da abundância de fatores em unidades de produtividade equivalente.

Para deduzir os efeitos dos choques tecnológicos sobre a matriz de requerimentos de insumos parte-se da lógica de Jones (1965). Considera-se que as variações percentuais dos usos de fatores entre dois períodos podem ser desagregadas linearmente nos dois choques assinalados anteriormente. Assim, para o fator i na produção do bem j tem-se a primeira expressão: a) $\hat{a}_{ij} = \hat{d}_{ij} - \hat{\pi}_i$ - $\hat{\pi}$ (descartando efeitos de segunda ordem); onde $\hat{a}_{ij}$ representa a mudança percentual observada do elemento a_{ij} da matriz de requerimentos de insumos, $\hat{d}_{ij}$ é a variação percentual que prevaleceria no caso de que não existam inovações tecnológicas no país c , e $\hat{\pi}_i$ e $\hat{\pi}$ representam, respectivamente, as taxas de crescimento das mudanças tecnológicas viesadas ao maior (ou menor) uso do fator i e Hicks-neutra, mantendo os preços dos bens inalterados (considerando que as inovações tecnológicas *factor-augmenting* suportam a hipótese de serem iguais na produção dos bens).

Defina-se θ_{ij} como o gasto no uso de i como proporção do custo total em j , $\hat{i}_c^j$ e $\hat{Q}_c^j$ como as taxas de variação do fator i e do produto, respectivamente, no setor j . Pode-se então determinar as seguintes identidades adicionais: b) $\sum_i \theta_{ij} d_{ij} = 0$, c) $\sum_i \theta_{ij} = 1$ e d) $\hat{a}_{ij} = \hat{i}_c^j - \hat{Q}_c^j$. As duas primeiras expressões são derivadas dos supostos do lado da oferta de bens do modelo de HO (concorrência perfeita e retornos constantes de escala) e a última representa simplesmente uma

³² Esta premissa é verdadeira quando o choque é derivado das mudanças nos preços internacionais. As variações das tarifas de importação (ou outras políticas comerciais), entretanto, também podem afetar os usos de insumos através do impacto sobre os preços domésticos.

igualdade. Fazendo uso de a), b) e c) tem-se: $\sum_i \theta_{ij} \hat{a}_{ij} = - \sum_i \theta_{ij} \hat{\pi}_i - \hat{\pi}$, que, utilizando ainda d) pode ser expressa finalmente como: $\hat{Q}_c^j = \sum_i \theta_{ij} \hat{i}_j + \sum_i \theta_{ij} \hat{\pi}_i + \hat{\pi}$. É possível então estimar os valores $\hat{\pi}_i$ e $\hat{\pi}$ econometricamente através da seguinte regressão:

$$\hat{Q}_c^j = \phi \times \left(\sum_i \theta_{ij} \hat{i}_j \right) + \phi_0 + \phi_1 \theta_{1j} + \dots + \phi_l \theta_{lj} + v_j \quad (3.13)$$

onde v_j é o erro de especificação ou medida nos dados, e os coeficientes ϕ_0 e ϕ_i representam as variações tecnológicas: $\phi_0^* \approx \hat{\pi}$ e $\phi_i^* \approx \hat{\pi}_i$. Note-se que (3.13) é uma forma alternativa de estimar o resíduo de Solow: a medida de ignorância encontra-se aqui determinada através de uma constante e uma ponderação sobre as participações dos custos.

A estimação econométrica de (3.13) permite determinar as mudanças dos usos de fatores entre dois períodos, t e $t+1$, que não são explicadas pelos choques tecnológicos: $(d_{ij,t+1}^* - d_{ij,t}^*) / d_{ij,t}^* \approx (a_{ij,t+1}^* - a_{ij,t}^*) / a_{ij,t}^* + \phi_0^* + \phi_i^*$. A partir desses cálculos pode se construir uma nova matriz de requerimentos de fatores, com elementos $d_{ij,t+1}^*$, substituí-la por A em (3.12) e, finalmente, estudar as fontes de vantagens comparativas uma vez excluídas, em alguma medida, as distorções provocadas pelas mudanças tecnológicas entre períodos.

É importante assinalar que a forma de estimação de variáveis não observadas, através de (3.13), segue a lógica de Leamer (1996a) na sua análise de *mandated wages*. Kahn e Lim (1998), com uma motivação diferente da tratada aqui, estudam as mudanças tecnológicas de uma forma parecida a (3.13). Eles consideram que a variável dependente é a produtividade total de fatores (*TFP*) igual a uma constante mais os $\phi_i \theta_{ij}$. Entretanto, esta forma de determinação da *TFP* pode ser tanto primal quanto dual; sendo que no último caso os coeficientes a estimar representariam as mudanças nos retornos dos fatores de produção e não assim as variações tecnológicas. Para evitar esta dupla interpretação, em (3.13) deixa-se explícito que a estimação é primal.

Por fim, nota-se também que a metodologia apresentada representa simplesmente uma forma de estimar as variações tecnológicas. Existem outras aproximações que também tratam esta temática na literatura, porém, em muitos casos não medem as inovações através dos coeficientes de requerimentos (como nas funções *translog*; ver Binswanger, 1974) ou usam parâmetros adicionais para poder identificar tais mudanças (como a determinação de elasticidades de substituição nos setores; ver Sato, 1974). Assim (3.13) expõe-se como a aproximação mais recomendável para determinar as mudanças dos requerimentos de fatores livres das variações tecnológicas.

3.2.3.3.

Aplicação empírica dos testes de abundância relativa de fatores

Uma forma de comprovar se os sinais dos coeficientes estimados β^* efetivamente predizem a abundância relativa de fatores é testando (3.2) e (3.3). Os testes, entretanto, sofrem certas modificações com as considerações de Bowen e Sveikauskas (1992) - sobre o ajustamento das exportações líquidas pela balança comercial (ver também Bowen et al., 1987) - e pelas diferenças tecnológicas estudadas acima. Para determinar a primeira modificação note-se que $F_c^B = (T_c - \tilde{b}_c H)$ é o vetor coluna $I \times 1$ do conteúdo de fatores nas exportações líquidas ajustadas pelos saldos comerciais, com elementos $F_{ic} = \sum_j a_{ij} (T_c^j - (b_c / (y_c - b_c)) C_c^j)$ e que $Z_c (= s_c E_w)$ é o vetor $I \times 1$ do conteúdo de fatores implícitos no consumo doméstico. A equação (3.8) pode ser especificada então como:

$$F_c^B = E_c - \frac{b_c}{y_c - b_c} Z_c \quad (3.14)$$

Assim, os testes de abundancia são definidos como:

$$F_{ic}^B > 0 (< 0) \Leftrightarrow E_{ic} - \frac{b_c}{y_c - b_c} Z_{ic} > 0 (< 0) \quad (3.15)$$

$$\frac{F_{ic}^B}{Z_{ic}} > (<) \frac{F_{i'c}^B}{Z_{i'c}} \Leftrightarrow \frac{E_{ic}}{Z_{ic}} > (<) \frac{E_{i'c}}{Z_{i'c}} \quad (3.16)$$

Com relação às diferenças tecnológicas entre países, discutiram-se dois tipos de refinamentos a HOV. O primeiro, especificado em (3.10) seguindo Trefler, é compatível com os testes descritos acima, pois $Z_c = s_c \tilde{E}_w$. No segundo caso, entretanto, os testes se modificam, pois os serviços de fatores são determinados de acordo com as matrizes de requerimentos de insumos de cada país e apresenta-se um vetor de *erros* no lado direito da equação (3.11). O problema desta segunda especificação é que é mais difícil de ser calculada empiricamente, já que requer do conhecimento da matriz de requerimentos de fatores de cada país, assim com o destino (consumo intermediário ou bem final) e a origem de cada bem importado. Uma alternativa é redefinir a equação (3.11) de maneira que possa ter as variáveis definidas em (3.14) com vetores de *erros* adicionais nos dois lados da equação. Entretanto, esses *erros* não necessariamente se relacionam com essa transformação de HOV, já que na prática existem múltiplos erros de mensuração nas variáveis em análise.

Um último aspecto a se levar em consideração é as mudanças tecnológicas entre períodos. Estas variações, entretanto, não modificam os testes de abundância, devido a que afetam tanto o lado direito quanto o esquerdo da equação de HOV. No primeiro teste, (3.15), o sinal será mantido e no segundo teste, (3.16) as magnitudes do conteúdo de fatores nas exportações e nas dotações permanecem, já que as variáveis encontram-se normalizadas.

3.2.4. Conclusões da seção

Nesta primeira seção discutiu-se a teoria e a modelagem empírica em torno da análise das fontes de vantagens comparativas reveladas pelo comércio para uma dada economia.

Aprecia-se que o desenvolvimento da literatura tem permitido conciliar a teoria e a prática através do modelo de Heckscher-Ohlin-Vaneck (HOV), mas com algumas limitações sobre a interpretação dos coeficientes estimados nas regressões das exportações líquidas sobre o uso dos requerimentos de fatores.

Neste debate discutem-se duas questões adicionais de relevância. A primeira mostra que as diferenças tecnológicas entre países podem modificar a

especificação econométrica estipulada para um país. Essas distorções, entretanto, podem ser satisfatoriamente controladas através da análise empírica com base em métodos de dados de painel. A segunda questão marca a relevância das distorções das inovações tecnológicas nas estimações econométricas, devido a que as variáveis explicativas no tempo refletem não somente mudanças relativas nos preços dos bens, mas também essas inovações. Assim, com base em Jones (1965), Leamer (1996a) e Kahn e Lim (1998), discute-se uma forma de separar esses dois efeitos nas variáveis.

Por fim, observa-se que os testes de abundância podem ser mensurados com um certo *erro* sob a consideração de mudanças tecnológicas entre países. Isto somente pode ser corrigido conhecendo as matrizes de requerimentos de fatores dos parceiros comerciais, assim como o consumo intermediário vindo das importações de cada um deles. A "mais adequada" transformação da equação de HOV como resultado dessas diferenças, no entanto, é um problema que ainda não foi resolvido na literatura.

3.3. Fontes de vantagens comparativas no Brasil

Esta seção focaliza-se no estudo das fontes de vantagens comparativas reveladas pelo comércio no Brasil, com base na metodologia discutida acima. A regressão genérica a ser estimada com dados de painel é:

$$\tilde{T} = -\xi + \tilde{A}'\beta + \varepsilon \quad (3.17)$$

Considera-se três variações na estimação de (3.17). Na primeira, determina-se simplesmente o vetor de exportações líquidas ($\tilde{T}=T$) como função dos requerimentos de fatores de produção ($\tilde{A}=A$). No segundo, leva-se em conta as observações de Bowen e Sveikauskas (1992) sobre a necessidade de incluir o fator de ajustamento dos saldos comerciais na variável dependente ($\tilde{T}=T - bH$). Por fim, considera-se a matriz de requerimentos de fatores ajustada pelas mudanças tecnológicas ($\tilde{A}=D$).

Adicionalmente à estimação de (3.17) elabora-se nesta seção análises econométricas alternativas e testes de abundância, para avaliar a robustez dos

resultados obtidos a partir de (3.17). As metodologias estudadas apresentam conclusões qualitativamente parecidas, mostrando que o comércio revela o Brasil como rico em terra, capital e mão-de-obra não qualificada, e escasso em trabalho qualificado.

A disponibilidade de informação primária permitiu a construção das variáveis para 50 produtos industriais a nível 80 nos anos 1980, 1985 e 1990-1995, que foram utilizadas nas estimações econométricas. Também foi possível determinar o conteúdo de fatores de produção agregado para todo o país, implícitos na produção, exportações líquidas e consumo, o que permitiu realizar os testes de abundância.

As fontes de dados usadas vêm essencialmente das contas nacionais - matriz insumo-produto, censos econômicos, pesquisas e indicadores do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Foram utilizados também os índices de preços da FGV (Fundação Getúlio Vargas). Toda a informação conjuntamente possibilitou a construção das variáveis em análise, fazendo-as compatíveis nas diferentes fontes e períodos. Para cada caso, entretanto, várias questões tiveram que ser resolvidas previamente. O detalhe deste trabalho é explicitado na primeira subseção.

A subseção dois expõe os resultados das estimações de (3.12) para posteriormente - na seguinte subseção - confrontá-los com especificações econométricas alternativas. Na subseção quatro detalham-se os testes de abundância. Por fim, apresentam-se as principais conclusões da seção.

3.3.1. Informação primária

3.3.1.1. Construção da variável dependente

Para determinar a variável dependente $\tilde{T}$ precisou-se a informação do vetor de exportações líquidas, T , e do vetor de ajustamento, $bH = [b/(y-b)]C$. A construção baseou-se principalmente nos dados proporcionados pelas contas nacionais, matriz insumo-produto do IBGE, fornecidos para os anos 1980, 1985 e 1990-1995. Essas contas contêm informação através de duas classificações: produto e atividade, onde uma dada atividade pode produzir vários produtos e um

dado produto pode ser produzido por várias atividades. Das contas por produto pode se obter informação da oferta total - produção nacional e importações, e da demanda total - exportações, investimento e consumo. Os dados encontram-se tanto a preços básicos, isto é livres de impostos e margens de comércio e transportação, quanto a preços de consumidor, isto é incluindo os impostos e as margens. A informação encontra-se desagregada a nível 100 (136 produtos) para o ano de 1980 e a nível 80 (80 produtos) para os restantes anos. Usando a relação entre os dois níveis de agregação fornecida pelo IBGE (19--) foi possível determinar as variáveis em todos os períodos a nível 80.

Os vetores T e C , foram construídos a nível produto a partir dos dados a preços básicos. T foi estimado como as exportações menos as importações cif, excluindo destas últimas as destinadas à exportação. O vetor C inclui o consumo final das famílias e da administração pública e os investimentos (formação bruta de capital fixo e variação de estoques). O fator $b/(y-b)$ foi calculado também a nível produto, mas a preços de consumidor. A renda nacional foi determinada como a produção nacional menos o consumo intermediário, tanto de produtos importados quanto nacionais, e a balança comercial foi elaborada sob o mesmo critério do vetor T .

A matriz-insumo produto permite determinar todos esses dados a preços correntes. Para corrigir as variáveis pela inflação foram usados o Índice de Preços por Atacado (IPA - média anual) elaborados pela FGV para todas as variáveis. Dado que os índices não se encontram desagregados a nível 80 fizeram-se compatibilizações prévias entre as bases de dados. A informação obtida do IPA permitiu delimitar as mudanças dos preços para 51 produtos industriais a nível 80 de acordo com a compatibilização proporcionada por Gonzaga et al. (2002) para 1988-1996 e as sugestões de Muendler (2001) para 1980 e 1985.³³

Para os produtos agropecuários utilizou-se o IPA gêneros alimentícios e para os restantes produtos, incluindo a indústria de petróleo e gás, o IPA média geral. Desta forma, a variável dependente foi determinada em milhões de R\$ a preços de agosto de 1994.

Obtidos os valores reais, construíram-se os fluxos comerciais ajustados. Das 80 observações, entretanto, somente aquelas que correspondem à indústria de

manufaturas foram usadas na análise econométrica. Essas observações somam um total de 52, porém, duas destas foram excluídas da amostra. A primeira, o petróleo e gás, apresentou dois problemas: o nível das suas importações representou um *outlier* e a atividade que a produz não tinha informação sobre o estoque de capital. A segunda, o gasoalcohol, não foi comercializado nenhum ano. Por esses motivos não foram consideradas nas regressões.

3.3.1.2.

Construção da matriz de requerimentos diretos e indiretos: matriz A

Os fatores de produção necessários para elaborar um dado produto provêm do uso direto destes e, indiretamente, através do consumo intermediário. Defina-se então $A_{(1)}$ como a matriz $I \times J$ de requerimentos diretos, onde para o caso do Brasil considera-se $I=4$: trabalho não-qualificado (U), trabalho qualificado (S), capital físico (K) e terra (L). Os elementos em cada linha são respectivamente: $a_{(1),Uj} = U_{(1)}^j / Q^j$, $a_{(1),Sj} = S_{(1)}^j / Q^j$, $a_{(1),Kj} = K_{(1)}^j / Q^j$ e $a_{(1),Lj} = L_{(1)}^j / Q^j$, onde Q^j representa o valor bruto do produto j e $i_{(1)}^j$ o requerimento direto do fator i na produção de j .

Seja $\overline{CI}$ a matriz $J \times J$ de insumos intermediários por unidade de produto, cujo elemento $\overline{ci}_{jj'}$ representa o uso do produto j na produção de j' . Essa matriz pode ser ainda desagregada em duas do mesmo tamanho como: $\overline{CI} = \overline{CI}_{(D)} + \overline{CI}_{(M)}$, onde os subscritos D e M representam, respectivamente, o consumo intermediário doméstico e importado. A matriz de requerimentos diretos e indiretos é então determinada como:

$$A = A_{(1)} ([I - \overline{CI}]^{-1})' \quad (3.18)$$

Uma questão inicial no momento de estimar a matriz A é que a informação sobre os fatores de produção encontra-se classificada por atividade e não por produto como a variável dependente. Já as contas sobre o consumo intermediário

³³ Para 1988-1995 foi possível fazer uma desagregação mais fina com a informação proporcionada por Gonzaga et al.

encontram-se como produto×atividade. Afortunadamente o IBGE fornece uma relação entre produtos e atividades através da chamada matriz **DE**.³⁴

Esta matriz permite o cálculo dos coeficientes técnicos entre atividades ou produtos e das variáveis econômicas a nível produto ou atividade (ver IBGE, 1989a).

Para estimar a matriz **A** a nível produto então o primeiro passo foi construir a matriz de requerimentos diretos $A_{(1)}$ a nível atividade, considerando os quatro fatores de produção. Com respeito ao trabalho, as contas da matriz insumo-produto fornecem informação de somente o emprego total por atividade, sem desagregar a mão-de-obra em qualificada e não qualificada. Para determinar a divisão por qualificação usaram-se então os dados fornecidos pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Definiram-se os qualificados como aqueles com 11 ou mais anos de estudo (com ao menos o segundo grau completo) e os não-qualificados como os restantes trabalhadores, considerando o estrato populacional compreendido entre os 25 aos 65 anos de idade. A PNAD foi implementada no período 1981-1995 com exceção dos anos 1991 e 1994. Os dados para 1980 foram então determinados a partir da taxa de crescimento média anual entre 1981 e 1985, e para 1991 e 1994 usaram-se as taxas de crescimento médias anuais entre 1990-1992 e 1993-1994 respectivamente.

A PNAD utiliza a mesma classificação de atividades que a matriz insumo-produto, porém, os dados encontram-se mais agregados, somando um total de 31 atividades. Foi necessário então fazer uma nova classificação da PNAD de forma que seja compatível a nível 100 para 1980 (90 atividades) e a nível 80 (42 atividades) para os restantes anos. Feita esta compatibilização, estimaram-se as proporções do trabalho qualificado, S , e não-qualificado, U , sobre o total - $S/(S+U)$ e $U/(S+U)$ - e aplicaram-se essas proporções sobre o emprego total das contas da matriz insumo-produto para finalmente determinar S e U . É importante assinalar aqui que as duas bases são amplamente consistentes, já que o emprego total nas contas da matriz é estimado a partir da PNAD (ver IBGE, 1991).

³⁴ A relação produto×atividade é construída sob duas hipóteses. A primeira é market share, isto é supõe-se que cada atividade atende à demanda pelo produto proporcionalmente a sua participação na produção do produto. Para alguns produtos onde sua produção não responde à demanda do mercado supõe-se que sua produção é proporcional a das atividades que as produzem. A segunda é "tecnologia de indústria", isto é supõe-se que todos os produtos produzidos em uma atividade têm a mesma estrutura de insumos.

O estoque de capital físico não é fornecido pelas contas nacionais do IBGE pelo que sua construção demandou o uso de outras fontes de dados. Para todas as atividades considerou-se como capital o ativo imobilizado em máquinas e equipamentos, meios de transporte, móveis e utensílios e equipamentos de processamento de dados. Para as atividades industriais foram utilizados o Censo Industrial de 1980 (ver IBGE, 1984a) e a Pesquisa Industrial Anual (PIA) de 1986-1990 e 1992-1995 (ver IBGE 1995a e 1995b). As duas fontes de dados são compatíveis com a classificação das contas nacionais por atividade.³⁵

Para quase todas as restantes atividades foi possível obter informação dos Censos e Inquéritos Especiais para o ano 1980 (ver IBGE 1984b), podendo construir, ao igual que no caso das atividades industriais, o estoque de capital através de seus quatro componentes assinalados acima. Para as atividades do Setor Público (Administração, Saúde e Educação Pública) e Utilidades Domésticas, o estoque de capital para 1980 foi estimado através do método do estoque perpétuo (ver Morandi (1998) para uma discussão da metodologia), usando os dados dos investimentos em capital fixo fornecidos pelo IBGE e determinando o tempo de vida do capital de acordo com as regras de contabilidade do Brasil. Por fim, não se conta com informação sobre o estoque de capital da atividade de petróleo e gás pelo que foi determinado supondo que a razão capital/produto é semelhante à média de todo o setor industrial.

O cálculo do estoque de capital em valores reais precisou de algumas considerações previas. O problema mais importante é que a revalorização dos ativos foi feita com base no índice de preços oficial de acordo com a Legislação Societária. Esse índice, que ao longo do tempo foi denominado de diferentes maneiras (Obrigação Reajustável do Tesouro Nacional, Bônus do Tesouro Nacional, Fator de Atualização Patrimonial e, finalmente, Unidade Fiscal de Referência), teve uma tendência semelhante ao índice de preços da economia até o início de 1970. A partir daí, entretanto, sua evolução foi menor por determinações

³⁵ O Censo fornece informação do ativo imobilizado para toda a indústria, já a Pesquisa considera uma amostra de firmas de tamanho médio e grande, ainda que é desenhada de forma a ser representativa a nível 100. Assim, é possível que exista uma relativa superestimação na determinação do requerimento do estoque de capital (por produto) com os dados da PIA nas atividades industriais, por não considerar empresas pequenas. Entretanto, estudando os Censos Industriais de 1980 e 1985 pode se concluir que o viés não parece ser relevante, uma vez que o valor da produção das firmas médias e grandes representa quase a totalidade do valor industrial (ver IBGE, 1984a e s.d.(a)).

políticas. Como resultado, as declarações do ativo imobilizado nas pesquisas foram subvalorizadas. No ano de 1991 uma mudança na normativa permitiu revalorizar os ativos de forma a corrigir o viés vindo do uso do preço oficial, porém, nos posteriores anos os ativos foram novamente calculados com base nesse índice (ver Muendler, 2001).

Para corrigir o problema assinalado anteriormente segue-se a metodologia de Muendler (2001) que é explicitada brevemente a continuação. Considera-se que um dado tipo de estoque de capital de uma dada atividade é composta por ι unidades, $\iota=1,2,\dots,N$, onde o valor de cada unidade no momento da compra t_0 é k_{t_0i} . Em cada período, cada unidade se deprecia e se revaloriza de acordo com a taxa de inflação. Assim, o estoque de capital no período t poderia ser determinado como:

$$K_t = \sum_{i=1}^N \frac{P_t}{P_{t_0i}} \Pi_{s=t_0i}^t \bar{\delta}_s k_{t_0i} \quad (3.19)$$

onde P é o índice de preços e $\bar{\delta}$ é a taxa de depreciação. O valor do estoque de capital declarado $K_t^{observado}$, porém, considera o índice de preços oficial, P^{of} , pelo que o valor verdadeiro com relação a esse poderia ser determinado como:

$$K_t = \frac{\sum_{i=1}^N \frac{P_t}{P_{t_0i}} \Pi_{s=t_0i}^t \bar{\delta}_s k_{t_0i}}{\sum_{i=1}^N \frac{P_t^{of}}{P_{t_0i}^{of}} \Pi_{s=t_0i}^t \bar{\delta}_s k_{t_0i}} K_t^{observado} \quad (3.20)$$

Para estimar (3.20) o autor faz três hipóteses. Primeiro, supõe que todas as firmas das atividades aplicam um método de depreciação linear. Segundo, delimita os anos de vida (v) dos ativos de interesse. Por último, considera que um dado tipo de estoque de capital é composto de N unidades. Seguindo as regras de contabilidade do Brasil, os anos de vida são aqui determinados como segue: máquinas e equipamentos e móveis e utensílios, 10 anos; meios de transporte e equipamentos de processamento de dados, 5 anos. Com base nesses supostos redefine-se (3.20) da seguinte maneira:

$$K_t = \frac{\sum_{m=1}^{12v} \frac{P_i}{P_m} \sigma_m}{\sum_{m=1}^{12v} \frac{P_m^{of}}{P_m^{of}} \sigma_m} K_t^{observado} \quad (3.21)$$

onde: $\sigma_m = m/((1+12v)6v)$ são as ponderações das unidades $i(m)$ do estoque de capital adquiridas no mês m que formam parte do de capital no período t .

Seguindo as recomendações do autor, na formula (3.21) utilizaram-se índices específicos mensais para cada tipo de capital, fornecidos pela FGV. Para as máquinas e equipamentos utilizou-se o IPA - máquinas e equipamentos, para os móveis e utensílios o IPA - média geral, para os meios de transporte usou-se a média não ponderada entre o IPA - bens de consumo duráveis e o IPA - veículos pesados para transporte e, por fim, para equipamentos de processamento de dados o IPA - utilidades domésticas. Uma vez obtidos os valores nominais revalorizados, foram deflacionados pelos respectivos índices de preços anuais de final de período para finalmente serem agregados. As series do estoque de capital encontram-se em valores de agosto de 1994 (milhões de R\$).

A fórmula (3.21) foi estimada para as atividades não industriais com dados do estoque de capital em 1980. Somente no setor agropecuário o fator de correção não foi utilizado por dois motivos. Primeiro, as declarações do capital no Censo Agropecuário não se encontram concebidas como ativos, mas como bens. Segundo, porque o valor do requerimento desse fator não corrigido é consistente com as características produtivas do setor. Ambas as observações mostrariam que as revalorizações foram as adequadas neste caso. Os requerimentos de capital por unidade de produto (em termos reais) foram estimados para 1980 usando adicionalmente os valores de vendas. Para os demais anos supôs-se que este coeficiente é fixo no tempo em todos os casos.³⁶

³⁶ É possível que este suposto subestime (ou superestime) os requerimentos de capital, entretanto, como a análise econométrica concentra-se nos produtos industriais, esse viés apresenta-se somente através do consumo intermediário dessas atividades. Nos setores industriais esse consumo representa em média ao redor do 35% do valor da produção total, dos quais os não industriais constituem apenas um 6% (aproximadamente 18% do consumo intermediário total). Isto mostra que o viés não seria relevante nas estimações econométricas.

Para as atividades industriais, a PIA fornece informação para o período 1985-1990 e 1992-1995.³⁷ Foi possível aplicar a metodologia diretamente para 1985-1990. Considerando a normativa de 1991, porém, para os anos 1992-1995 o fator de correção (3.21) foi construído supondo que em dezembro de 1991 os ativos foram revalorizados de acordo com o "verdadeiro aumento nos preços", mas usando novamente o índice de preços oficial para os meses posteriores. Entretanto, um segundo problema surge no momento de estimar o estoque de capital para 1992-1995, já que a PIA nesses anos não apresenta informação do ativo imobilizado desagregado em seus componentes. Assim, supôs-se que o requerimento médio do capital de análise por unidade de produto (em termos reais) de 1988-1990 é igual para 1992 e que a taxa de crescimento desse capital é igual do que o ativo imobilizado total para 1992-1995.³⁸

A revalorização do ativo imobilizado total nesse período foi calculada determinando-se 14 anos o tempo de vida, de acordo com as sugestões de Muendler, e usando a média não ponderada dos quatro índices de preços aplicados ao capital de análise.³⁹

A classificação dos setores da PIA é compatível com a matriz insumo-produto, porém, a informação encontra-se mais desagregada, contando com 63 atividades industriais a nível 100. Assim, foi necessário agregar os dados a nível 80. Feita esta compatibilização calcularam-se os coeficientes capital/produto com os dados da PIA, usando as receitas líquidas de vendas (em termos reais) como o valor da produção.⁴⁰

Por fim, o fator terra foi construído a partir do Censo Agropecuário de 1995-1996 obtido do IBGE (ver www.ibge.gov.br). Nessa base apresenta-se o confronto dos resultados dos censos de 1980, 1985 e 1995-1996 de onde foi possível obter os hectares utilizados de terra para esses anos. O fator foi determinado como a agregação do seu uso nas lavouras (temporárias e

³⁷ Apesar de que a Pesquisa se inicia em 1986, durante 1986-1990 o questionário teve informação sobre o ativo imobilizado do período corrente e anterior. Isto permitiu obter informação para 1985.

³⁸ O ativo imobilizado, além de considerar os quatro tipos de capital já assinalados, inclui terrenos, edificações e outras imobilizações.

³⁹ A Figura 6.3 no Apêndice apresenta as séries do estoque de capital em valores reais sem e com a correção da inflação para as atividades industriais, o que permite notar a relevância da consideração do fator de correção nas séries.

⁴⁰ As receitas líquidas são as receitas brutas menos as vendas canceladas e descontos adicionais, impostos incidentes sobre vendas e Pis/Pasep e Cofins. Essas receitas excluem a revenda bruta de mercadorias.

permanentes) e pastagem e matas (naturais e plantadas). A informação para o período 1990-1994 derivou-se do suposto de que a taxa de crescimento média anual entre 1985 e 1995 foi constante no tempo.

Uma vez obtidos os coeficientes de requerimentos diretos de fatores por atividade, $A_{(1)}$, o segundo passo foi construir a matriz de consumo intermediário, ou coeficientes técnicos, atividade×atividade. A matriz insumo-produto contém informação sobre o consumo intermediário, nacional e estrangeiro, a preços básicos para cada actividade de acordo com os produtos que usa (atividade×produto). Os dados foram então deflacionados pelos respectivos preços e transformados a nível atividade×atividade fazendo uso da matriz **DE** descrita acima. Isto permitiu calcular (3.18) a nível atividade. Uma vez encontrada essa matriz, utilizou-se novamente **DE** para encontrar a matriz de requerimentos diretos e indiretos a nível produto.

3.3.1.3.

Construção dos custos de produção

O cálculo dos custos de fatores demandou a construção inicial dos preços anuais dos fatores de produção. Com respeito ao trabalho, os dados da matriz insumo-produto contém informação sobre a massa salarial total sem discriminação por qualificação. Assim utilizaram-se, além das proporções de mão-de-obra qualificada e não qualificada, a razão do rendimento médio do trabalho qualificado (W_S) sobre o rendimento médio total (W) calculada dos dados da PNAD: W_S / W . A massa salarial do trabalho qualificado foi então calculada como: massa salarial total×(W_S/W)×($S/(S+U)$), e o custo do trabalho não-qualificado como a diferença entre as massas salariais, total e qualificada. Esses custos foram deflacionados pelo IPA média geral para obter os valores em termos reais.

Para o cálculo do aluguel do capital determinou-se uma média entre as várias estimações encontradas na literatura brasileira (ver Reis da Silva, s.d.), ficando em 15% para todos os períodos. Esse valor foi multiplicado ao estoque de capital real estimado previamente.

O aluguel da terra foi estimado pelo método de "fluxo de caixa descontado". Calculou-se a taxa de juros real média do período de análise através da taxa de juros dos Títulos Brasileiros negociados no mercado americano (C-Bonds) e o

índice de preços IGP da FGV. O preço da terra foi deduzido dos dados sobre o valor e os hectares de terra dos Censos Agropecuários de 1980, 1985 e 1995-1996 (ver IBGE 1984b e s.d.(b)). O valor da terra foi deflacionado pelo IPA gêneros alimentícios e estimado para 1990-1994 supondo uma taxa de crescimento anual constante durante 1985 e 1995. Para 1980 o aluguel calculado foi de 10% do valor real da terra, montante que se supôs constante para os demais períodos. Uma vez obtidos os custos dos fatores, estes se dividiram pelos respectivos valores brutos de produção (ou valor de vendas no caso do estoque de capital da indústria), que foram previamente deflacionados simplesmente pelo IPA média geral.

A construção da matriz de custos de fatores foi feita de maneira semelhante à de requerimentos diretos e indiretos. Defina-se $\Theta_{(1)}$ como a matriz $I \times J$ de custos diretos dos fatores de produção, com elementos para cada linha $\theta_{(1),Uj} = W_U U_{(1)}^j / (P^j Q^j)$, $\theta_{(1),Sj} = W_S S_{(1)}^j / (P^j Q^j)$, $\theta_{(1),Kj} = W_K K_{(1)}^j / (P^j Q^j)$, $\theta_{(1),Lj} = W_L L_{(1)}^j / (P^j Q^j)$, onde W_i é o salário do fator i e P^j e Q^j representam, respectivamente, o preço e a quantidade do produto j . Seja $\overline{\overline{CI}}$ a matriz $J \times J$ dos custos dos insumos intermediários proporcionais ao valor da produção. A matriz de custos de fatores diretos e indiretos é calculada como:

$$\Theta = \Theta_{(1)} ([I - \overline{\overline{CI}}]^{-1})' \quad (3.22)$$

De forma semelhante à matriz A , o primeiro passo foi construir a matriz ao nível de atividade para posteriormente, com ajuda de DE , passar ao nível de produto. Neste caso o valor de produção foi deflacionado pelo IPA média geral.

Uma vez obtidos os coeficientes θ_{ij} , os custos dos fatores foram igualados ao valor bruto de produção, supondo que a diferença vem do custo de algum outro fator de produção não considerado, de forma que a hipótese de retornos constantes de escala seja mantida para a produção de todos os produtos: isto é a soma dos θ_{ij} seja igual a um. Sob a conjectura de que esse fator reflete essencialmente o ativo não incluído na definição do estoque de capital (edificações, terrenos, patentes, etc.), aplicou-se o custo do capital 15% para determinar esse fator de produção ($= \theta_{ij} P^j Q^j / 0.15$) e estimar a expressão: $\sum_i \theta_{ij} \hat{i}_j$ que é necessária para determinar

as mudanças tecnológicas dos usos de fatores. As taxas de crescimento para $i=U,S,K,L$ foram facilmente deduzidas uma vez construída a matriz de requerimentos diretos e indiretos de fatores.

3.3.2.

Análise Econométrica

3.3.2.1.

Discussões preliminares

O primeiro passo prévio à análise econométrica foi estudar a consistência dos dados entre períodos. Inicialmente pesquisaram-se possíveis mudanças estruturais nos fluxos comerciais, que podem indicar, *a priori*, variações nas fontes de vantagens comparativas. A Figura 6.4 no Apêndice B apresenta as exportações líquidas ajustadas dos produtos a nível 50, para os anos 1980, 1985, 1990 e 1995. Ordenando-os pelos volumes do comércio de 1995 em ordem crescente, é possível apreciar algumas tendências interessantes. Primeiro, entre 1980 e 1985, com exceção dos produtos de refino e siderúrgicos, não se apresentam alterações significativas nos (sinais) dos fluxos comerciais. Destacam, com os valores positivos mais altos, os produtos de automóveis, caminhões e ônibus, os alimentos (carnes, produtos alimentícios beneficiados, produtos do café e óleos), os produtos de couro e calçados e ferro e outros minerais, e com o valor negativo mais baixo as máquinas e equipamentos.

Segundo, as tendências em 1990 são semelhantes a 1980-1985, entretanto, os fluxos geralmente são menores, principalmente quando são positivos e altos. A exceção encontra-se nos siderúrgicos que tem o valor positivo mais alto nesse ano. Por fim, em 1995 definem-se melhor os produtos brasileiros com desvantagens. Os equipamentos eletrônicos, os produtos de refino e as máquinas e equipamentos - que já apresentavam fluxos negativos em anos anteriores - expõem-se como os mais deficitários, chegando a ter os déficit mais altos nos anos de análise. Duas categorias de bens que tinham exportações positivas tornam-se negativas nesse ano: caminhões, automóveis e ônibus e têxteis. Já os produtos com os maiores superávits são aqueles de anos anteriores, destacando-se neste caso também as exportações líquidas do açúcar.

Em termos de correlações (ver Tabela 6.7 no Apêndice B) observa-se que, tanto para as exportações líquidas ajustadas quanto para aquelas não ajustadas pelos saldos comerciais, os coeficientes são altos para 1980-1985 e para 1990-1995, com valores entre 0.75 e 0.97. No entanto, as correlações são menos significativas a medida em que a brecha por anos aumenta. Entre 1980 e 1995, por exemplo, o coeficiente é um pouco maior a 0.5. Isto sugere que os padrões dos fluxos comerciais tiveram uma tendência a mudar no tempo, porém não foi suficientemente significativo.

Uma segunda questão sobre a consistência dos dados diz respeito à não reversão da intensidade de uso dos fatores de produção nos períodos de análise. Isto é, se as características relativas de requerimento dos fatores entre produtos são semelhantes no tempo. A Figura 6.5 no Apêndice B expõe os usos relativos dos fatores de produção - trabalho qualificado, capital e terra - como proporção do trabalho não-qualificado para as médias 1980-1985 e 1990-1995. Tanto para os dados observados quanto para aqueles ajustados pelas mudanças tecnológicas (dados que são discutidos mais adiante) encontra-se uma alta correlação nas intensidades de uso dos fatores entre períodos. Isto mostra que existe uma estabilidade nos requerimentos relativos de fatores no tempo.

Avaliada a consistência dos dados entre períodos, o seguinte passo foi ajustar os coeficientes de requerimentos diretos e indiretos de fatores pelas mudanças tecnológicas a partir da estimação econométrica (3.13) explicitada na seção anterior. Para esta análise considerou-se o ano 1990 como base e corrigiram-se todos os coeficientes de acordo com as características tecnológicas desse ano. Para os dois períodos estimaram-se as variações tecnológicas médias anuais através de dados de painel, para diminuir os efeitos dos ciclos nesses períodos.⁴¹ A Tabela 3.1 apresenta os resultados desta análise.

A primeira parte da Tabela apresenta as estimações de (3.13). Nessa regressão a constante representa a mudança tecnológica Hicks-neutra - $\phi_0^* \approx \hat{\pi}$ - e os coeficientes estimados dos custos as variações tecnológicas viesadas ao maior (ou menor) uso dos respectivos fatores de produção: $\phi_i^* \approx \hat{\pi}_i$. Em alguns casos,

⁴¹ Devido à alta volatilidade da variável independente, excluíram-se os valores extremos de acordo com a sua distribuição. Em 1980-1985 foram excluídos 5% em cada lado e em 1990-1995 2.5%.

foram excluídas as variáveis das regressões porque não foram estatisticamente significativas.

No final da Tabela expõem-se as mudanças estimadas nos requerimentos de fatores vindos dos choques tecnológicos: $\phi_0^* + \phi_i^*$. Observa-se algumas características interessantes. Primeiro, o período 1980-1985 - com respeito ao ano base 1990 - apresenta uma taxa de crescimento tecnológico Hicks-neutro positivo (3.2% ao ano). Entretanto, para 1990-1995 não se experimenta uma mudança estatisticamente significativa. Segundo, as variações tecnológicas viesadas ao uso de trabalho não-qualificado são qualitativamente diferentes entre períodos. Para 1980-1985 o coeficiente é negativo, refletindo um maior uso desse trabalho. Em 1990-1995, no entanto, estima-se uma variação tecnológica poupadora do fator alta, que ascende a uma taxa do 18.6% ao ano.

Tabela 3.1: Estimações das taxas de variação tecnológicas

Variável dependente	1980-1985	1990-1995
Constante	0.032 (3.370)	0.008 (0.510)
Custo, trabalho não-qualificado (θ_U)	-0.080 (-2.260)	0.186 (1.990)
Custo, trabalho qualificado (θ_S)	-----	-----
Custo do capital (θ_K)	-----	0.065 (1.810)
Custo da terra (θ_L)	-0.079 (-2.000)	-0.094 (-2.520)
Taxas de variação dos fatores ponderados pelos custos ($\Sigma \theta_i \hat{t}$)	0.504 (5.290)	0.638 (10.600)
Mudanças nos requerimentos de fatores derivadas das variações tecnológicas		
Mudança tecnológica neutra (ϕ_0^*)	3.167%	0.000%
Trabalho não-qualificado ($\phi_0^* + \phi_U^*$)	-4.850%	18.558%
Trabalho qualificado ($\phi_0^* + \phi_S^*$)	3.167%	0.000%
Capital ($\phi_0^* + \phi_K^*$)	3.167%	6.501%
Terra ($\phi_0^* + \phi_L^*$)	-4.737%	-9.429%
Número de observações	92	238

Notas: a) entre parêntesis encontram-se as estatísticas; b) todas as regressões foram estimadas usando mínimos quadrados generalizados; sob a estrutura de heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos erros.

Terceiro, observa-se que o trabalho qualificado não apresenta nenhum viés com respeito a seu maior ou menor uso, sendo que em 1980-1985 a queda do

coeficiente responde somente à mudança tecnológica Hicks-neutra. Já para o capital existiriam inovações tecnológicas significativas no último período, viesadas ao menor uso do fator. Por fim, com relação à terra, encontra-se que as inovações demandaram um maior uso do fator nos dois períodos que poderia ser explicado, em alguma medida, pelo maior uso das matérias primas agropecuárias.

Os resultados da Tabela sugerem que a rápida evolução da produtividade total de fatores experimentada no setor industrial no período de abertura - como alguns autores documentam (ver, por exemplo, Bonelli e Fonseca, 1998; e Rossi e Ferreira, 1999) - responde essencialmente a uma variação tecnológica poupadora de trabalho não-qualificado.

Uma vez estimadas as taxas de crescimento tecnológicas, estas foram utilizadas para calcular os requerimentos de fatores ajustados por esses choques para os anos 1981, 1985 e 1991-1995. Em particular, lembrando que a variação - entre t e $t+1$ - do requerimento de um dado fator i na produção de j não explicado pelas mudanças tecnológicas pode ser expresso como: $(d_{ij,t+1}^* - d_{ij,t}^*)/d_{ij,t}^* \approx (a_{ij,t+1}^* - a_{ij,t}^*)/a_{ij,t}^* + \phi_0^* + \phi_i^*$, é possível calcular os elementos $d_{ij,t+1}^*$ para construir a nova matriz de requerimentos de fatores D e substituí-la por A na regressão a estimar. Isto foi feito para os anos 1991-1995; já para 1980 e 1985, as variáveis calculadas foram $d_{ij,t}^*$, de forma a fazer possível a construção da nova matriz de requerimentos nesses anos com base nas características tecnológicas de 1990.

3.3.2.2. Resultados

Como se assinalou acima, a regressão (3.17) foi estimada de três maneiras: utilizando tanto o vetor de exportações líquidas não ajustadas quanto ajustadas pelos saldos comerciais na variável dependente, assim como a matriz de requerimentos de fatores controlada pelas mudanças tecnológicas. Esta estratégia econométrica foi elaborada para os dois períodos de estudo, o que permitiu realizar comparações sobre as fontes das vantagens comparativas reveladas pelo comércio no Brasil, antes e depois das políticas abertura comercial. No segundo período estimaram-se também regressões para 1993-1995, o que possibilitou

determinar melhor os anos de livre comércio, pois durante 1990-1992 ainda as tarifas estavam-se reduzindo (ver o capítulo quatro desta tese).

Foram estimadas nove regressões da forma (3.17), usando a metodologia de mínimos quadrados generalizados (MQG) para dados de painel, sob a estrutura de heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos erros.⁴²

Para 1990-1995 incluiu-se também variáveis *dummies* no período de 1990-1992 de forma a controlar, entre outros, as variações tarifárias. Esta consideração, entretanto, não modifica os resultados qualitativos encontrados.⁴³ A Tabela 2.2 apresenta as regressões estimadas.

Comparando inicialmente as regressões das exportações líquidas ajustadas e não ajustadas pelos saldos comerciais - (1) e (2), (4) e (5), (7) e (8) - observa-se que não existem diferenças importantes em nenhum dos períodos. Em todos os casos, os sinais dos coeficientes estimados são os mesmos e os coeficientes apresentam magnitudes parecidas. Este resultado é amplamente consistente com a correlação entre as duas medidas de fluxos comerciais que, para todos os anos, fica em torno de 0.99 (ver Tabela 6.7 no Apêndice B).

Confrontando os resultados entre os requerimentos de fatores ajustados e não ajustados pelos choques tecnológicos encontra-se, pelo contrário, diferenças não desprezíveis nas estimações. Em 1980-1985 os coeficientes nas regressões (2) e (3) são - com exceção da terra - estatisticamente distintos, porém, apresentam os mesmos sinais. Já no período 1990-1995 - comparando (5) com (6) - têm-se, em todos casos, estimações estatisticamente diferentes. Adicionalmente, a terra apresenta um coeficiente negativo e significativo ao 10% em (5), mas - quando os dados são corrigidos pelas mudanças tecnológicas - esse coeficiente é positivo, revelando vantagens comparativas no uso do fator no período. O sinal do coeficiente estimado com os dados ajustados, como se verá mais adiante, é consistente com a riqueza da terra no Brasil. Tais discrepâncias permanecem no último período de análise, 1993-1995 (ver regressões (8) e (9)).

⁴² Este método foi escolhido por dois motivos principais. Primeiro, porque foram encontrados esses problemas nos erros de regressão. Segundo, por que as variáveis explicativas não apresentam mudanças relevantes no tempo. Assim, a aplicação dos métodos de efeitos fixos e primeiras diferenças não estimariam corretamente os coeficientes.

⁴³ Considerou-se também uma variável para o ano 1993, pois em julho desse ano teve-se a última redução tarifária. Entretanto, resultou não ser significativa.

Uma segunda diferença relevante em 1990-1995 encontra-se na direção da brecha entre os coeficientes estimados. Aprecia-se - em (5) e (6) e em (8) e (9) - que os valores dos coeficientes de requerimentos de insumos em termos absolutos são superestimados com os dados observados em comparação com aqueles ajustados pelas mudanças tecnológicas: maiores quando positivos e menores quando negativos. Assim, enquanto a confrontação dos coeficientes entre períodos sugere que o processo de abertura comercial tem delimitado mais fortemente as fontes de vantagens comparativas com base nos requerimentos de fatores observados, esta característica não se faz evidente com os dados ajustados.

Por fim, é interessante notar também que os coeficientes estimados com os dados observados entre 1990-1995 e 1993-1995 são estatisticamente diferentes em todos os casos (ver regressões (5) e (8)). Já com os dados ajustados - (6) e (9) - a única diferença significativa apresenta-se no coeficiente da terra. Isto apóia a premissa de que as distorções sobre as estimações provocadas pelas mudanças tecnológicas foram importantes no período.

Uma segunda questão teórica relacionada com as diferenças tecnológicas diz respeito a aquelas confrontadas entre países. No caso hipotético de que os serviços de fatores sejam mensurados com base nas tecnologias de cada economia, estipulava-se que a regressão deveria considerar um vetor adicional, ξ_c , para controlar essas distorções. As regressões estimadas por MQG levam implicitamente esta consideração. Esse vetor seria determinado através de uma constante - igual para todos os produtos e períodos - e dos componentes heteroscedásticos e autocorrelacionados encontrados nos erros de regressão encontrados nas estimações por mínimos quadrados ordinários (MQO). Como se assinalou anteriormente, porém, tais componentes não necessariamente, ou unicamente, mensuram as possíveis disparidades tecnológicas entre países, já que existem múltiplas características não observadas próprias das exportações líquidas de cada produto industrial.

Tabela 3.2: Regressões de painel das exportações líquidas com respeito aos requerimentos (diretos e indiretos) de fatores de produção

Variável dependente	Período 1980 e 1985			Período 1990-1995			Período 1993-1995		
	Exportações líquidas	Exportações líquidas ajustadas pelos saldos comerciais		Exportações líquidas	Exportações líquidas ajustadas pelos saldos comerciais		Exportações líquidas	Exportações líquidas ajustadas pelos saldos comerciais	
Regressões / Variáveis exógenas	(1)	(2)	(3) ¹ Dados ajustados	(4)	(5)	(6) ¹ Dados ajustados	(7)	(8)	(9) ¹ Dados ajustados
Constante	533.32 (13.90)	668.26 (81.44)	874.43 (91.03)	325.49 (4.93)	241.48 (3.78)	173.54 (2.36)	-537.66 (-8.19)	-413.22 (-5.00)	-143.70 (-1.05)
Não-qualificados /produto	5.97 (25.63)	5.11 (74.53)	2.32 (42.70)	12.21 (6.63)	10.91 (5.48)	2.27 (4.47)	25.21 (15.60)	28.50 (12.06)	2.77 (4.04)
Qualificados/produto	-80.50 (-34.53)	-87.46 (-182.9)	-119.71 (-78.58)	-78.32 (-11.85)	-65.13 (-9.58)	-40.30 (-6.08)	-86.75 (-19.57)	-97.76 (-17.0)	-33.48 (-3.03)
Capital/produto	239.02 (43.62)	234.44 (115.94)	292.67 (35.03)	359.21 (7.57)	340.57 (7.05)	234.05 (5.08)	605.21 (15.24)	569.80 (11.33)	268.35 (4.21)
Terra/produto	0.19 (11.78)	0.25 (36.82)	0.25 (64.02)	-0.14 (-2.07)	-0.13 (-1.77)	0.11 (2.77)	-0.35 (-3.62)	-0.34 (-2.81)	0.45 (3.04)
Teste de Wald sob a hipótese de que o coeficiente estimado é igual do que no período 1980-1985: Probabilidade > χ^2 (quando menor a 0.05 a hipótese é rejeita ao 5% de significância)									
Não-qualificados/ produto				0.00	0.00	0.91	0.00	0.00	0.51
Qualificados/produto				0.74	0.00	0.00	0.16	0.07	0.00
Capital/produto				0.01	0.03	0.20	0.00	0.00	0.70
Terra/produto				0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.18
No de observações	100	100	100	300	300	300	300	300	300

(¹) Refere-se aos dados ajustados pelas mudanças tecnológicas

Notas: a) entre parêntesis encontram-se as estatísticas t ; b) em 1990-1995 incluíram-se variáveis *dummy* para 1990-1992; c) todas as regressões foram estimadas usando mínimos quadrados generalizados; sob a estrutura de heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos erros.

Comparando agora as fontes de vantagens comparativas entre períodos com base nos dados ajustados pelas mudanças tecnológicas - regressões (3) e (6) - encontra-se alguns resultados importantes. Inicialmente, a premissa de que o Brasil apresenta vantagens no uso de trabalho não-qualificado é apoiada nos dois períodos de análise, já que os coeficientes estimados são positivos e estatisticamente significativos ao nível de 1%. O teste de Wald, explicitado no final da Tabela, mostra que não existem diferenças significativas nesta fonte de vantagem comparativa com a mudança de política comercial. Esta observação é apoiada comparando o primeiro período com 1993-1995 (ver regressões (3) e (9)).

As desvantagens no uso de trabalho qualificado, por outro lado, são corroboradas com as estimações econométricas em todos os períodos, revelando uma relativa escassez do fator no Brasil, com relação a seus parceiros comerciais. Entretanto, observa-se - através do teste de Wald - que os coeficientes estimados para este fator aumentam no tempo e são estaticamente diferentes entre períodos. Isto sugere que esta desvantagem comparativa teve uma tendência a diminuir no tempo.

Na Tabela 3.2 aprecia-se também que os coeficientes estimados para o capital são positivos, o que sugere que o país seria bem dotado de capital físico, sem mudanças estatisticamente significativas entre os dois períodos de análise. Como se verá mais adiante (Tabela 3.3), parte desta vantagem comparativa é explicada pelas políticas comerciais restritivas que limitaram as importações de bens intensivos no uso desse fator de produção. Com o processo de abertura comercial essas importações estariam aumentando, entretanto, as mudanças parecem ocorrer lentamente.

Por fim, com respeito à terra, os resultados econométricos sugerem, em todos os casos, que existe vantagens comparativas no uso desse fator no país nos dois períodos de análise. Porém, as diferenças entre períodos não são claras, pois comparando (3) e (6) encontra-se coeficientes estatisticamente distintos, mas confrontando (3) e (9) não. A riqueza do fator refletida no comércio não é justamente mensurada pela quantidade de hectares, já que depende, além da produtividade dos solos, das mudanças climáticas. Isto poderia explicar as diferenças nos coeficientes estimados. Em todo caso, os resultados mostram que no Brasil manteve-se uma correspondência entre a quantidade e a "qualidade" das terras.

3.3.2.3.

Regressões complementares

Nesta subseção a robustez dos resultados econométricos descritos acima são avaliados através de dois tipos de regressões adicionais: considerando como variáveis de comércio às exportações e às importações separadamente, e utilizando os fatores de produção como proporção ao trabalho não-qualificado com variáveis explicativas. Esta análise não apresenta um embasamento teórico específico, mas é motivada pela literatura empírica discutida na primeira seção. A Tabela 3.3 expõe os resultados do primeiro tipo de regressões, estimadas também por MQG.

Tabela 3.3: Regressões de painel - exportações e importações sobre os requerimentos de fatores ajustados pelas mudanças tecnológicas

Variável dependente Regressões / Variáveis exógenas	Período 1980-1985		Período 1990-1995	
	(10) Exportações	(11) Importações	(12) Exportações	(13) Importações
Constante	1213.73 (20.62)	767.81 (85.31)	1464.28 (18.36)	807.90 (15.45)
Não-qualificados /produto	-0.30 (-0.55)	-3.06 (-38.95)	1.30 (3.58)	-1.55 (-4.73)
Qualificados/produto	-98.48 (-7.89)	14.64 (9.82)	-46.97 (-11.82)	4.90 (1.26)
Capital/produto	216.52 (1.62)	-138.77 (-38.80)	91.74 (2.47)	-47.12 (-3.04)
Terra/produto	0.17 (3.48)	-0.03 (-8.74)	-0.01 (-0.27)	-0.07 (-2.86)
Número de observações	100	300	100	300

Notas: a) entre parêntesis encontram-se as estatísticas t ; b) em 1990-1995 incluíram-se variáveis *dummy* para 1990-1992 em (11) e (13) para controlar pelas variações tarifárias; c) todas as regressões foram estimadas usando mínimos quadrados generalizados; sob a estrutura de heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos erros.

Os resultados da Tabela mostram que os coeficientes estimados são amplamente compatíveis com aqueles observados na seção anterior. Nas regressões (10) e (12), os coeficientes estimados, quando significativos, mostram que os volumes de exportação se relacionam positivamente com o uso do trabalho não-qualificado, do capital e da terra, e negativamente com o requerimento do trabalho qualificado. Nota-se que o coeficiente do trabalho qualificado aumenta

entre períodos, mostrando que a relação negativa deste fator com as exportações diminui no tempo. Já as vantagens no uso do capital parecem mais modestas durante 1990-1995.

No caso das importações, observa-se, pelo contrário, que a variável se relaciona negativamente com o trabalho não-qualificado, o capital e da terra, e positivamente com o trabalho qualificado (ver regressões (12) e (13)). Com exceção da terra, nota-se que as magnitudes absolutas dos coeficientes diminuem no segundo período comparado com o primeiro, o que é compatível com as políticas de livre comércio.

A Tabela 3.4 expõe as regressões onde a variável dependente é o vetor de exportações líquidas ajustado pelos saldos comerciais e as variáveis explicativas são agora os usos dos fatores como proporção do trabalho não-qualificado. Esta forma alternativa de estudar as fontes de vantagens comparativas permite fazer inferências também sobre as características de abundância relativa.

Tabela 3.4: Regressões de painel - exportações líquidas ajustadas sobre usos relativos de fatores, ajustados pelas mudanças tecnológicas

Variável dependente Regressões / Variáveis exógenas	Período 1980-1985		Período 1990-1995	
	(14)		(15)	
	Coeficiente	Estatística t	Coeficiente	Estatística t
Constante	943.08	(187.72)	201.08	(4.55)
Qualificados/ Não-qualificados	-7998.62	(-225.35)	-898.49	(-3.29)
Capital/ Não-qualificados	26187.84	(72.25)	7224.79	(3.20)
Terra/ Não-qualificados	16.89	(65.73)	2.49	(0.63)
Número de observações	100		300	

Notas: a) todas as regressões foram estimadas usando mínimos quadrados generalizados; sob a estrutura de heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos erros.

Observa-se que a desvantagem do uso de trabalho qualificado como proporção ao não-qualificado é evidente no dois períodos de análise, já que o coeficiente é negativo e estatisticamente significativo. Este resultado é amplamente compatível com aqueles obtidos na Tabela 3.4.

Com respeito ao capital físico, nota-se que os sinais são positivos, sugerindo que este seria mais vantajoso no comércio do que o trabalho não-qualificado, revelando-se relativamente mais abundante. Por fim, O sinal da razão

terra/trabalho não-qualificado mostra também uma vantagem relativa do fator, já que é positivo em 1980-1985. Entretanto, esta tendência deixa de ser significativa no período posterior.

3.3.2.4.

Testes de Abundância

O último passo na análise empírica é determinar se os resultados das regressões anteriores são apoiados pelos testes de abundância. A diferença da análise econométrica, entretanto, todos os produtos da economia são utilizados para determinar as dotações de fatores do país, incluindo tanto os bens industriais quanto aqueles não industriais. Um exercício semelhante foi elaborado considerando somente os produtos da análise econométrica. Entretanto, os resultados qualitativos são parecidos aos expostos nesta seção.

Duas modalidades de cálculo foram elaboradas para fins de comparação. Primeiro, o vetor dos fluxos comerciais foi determinado simplesmente como a diferença entre as exportações e importações e, segundo, considerou-se a recomendação de Bowen e Sveikauskas (1992) ajustando o vetor pelos saldos comerciais. As Tabelas 3.5 e 3.6 apresentam os resultados desta análise para os anos extremos dos dois períodos de estudo.

O primeiro teste de abundância, derivado de (3.2) e (3.15), avalia a correspondência do sinal entre o conteúdo de fatores nas exportações líquidas e as dotações, descontando destes últimos aqueles incluídos no consumo. Observa-se que em todos os casos os sinais são coincidentes entre os dois tipos de estimações: um sinal positivo (negativo) do conteúdo de fatores implícitos nas exportações líquidas estaria determinando a abundância (escassez) relativa do fator de produção no país com respeito ao mundo.

Tanto para as exportações líquidas quanto para aquelas ajustadas pelos saldos comerciais, os sinais dos conteúdos de trabalho não-qualificado e terra são positivos em todos os anos, mostrando que o país seria bem dotado desses dois fatores de produção. O capital apresenta um comportamento semelhante aos casos anteriores, com a exceção de que em 1980 o sinal é negativo sobre o cálculo do conteúdo de fatores implícitos nas exportações líquidas não ajustadas. Já para o

trabalho qualificado os resultados não apresentam uma tendência clara no tempo, já que são negativos em alguns casos e positivos em outros.

Tabela 3.5: Primeiro teste de abundância dos fatores de produção

1. Exportações líquidas				
Fatores de produção	1980	1985	1990	1995
Conteúdo dos fatores de produção nas exportações líquidas				
Trabalho não-qualificado	1201840	3058382	1370450	315299
Trabalho qualificado	-107529	317596	162329	-182861
Capital (R\$ 000 de 08/94)	-292	42108	27377	1143
Terra (ha)	23815662	39231454	16647402	9449813
Conteúdo dos fatores no valor adicionado menos o consumo				
Trabalho não-qualificado	1201840	3058408	1370450	315300
Trabalho qualificado	-107529	317604	162329	-182861
Capital (R\$ 000 de 08/94)	-292	42109	27377	1143
Terra (ha)	23815660	39231260	16647410	9449820
2. Exportações líquidas ajustadas pelos saldos comerciais				
Fatores de produção	1980	1985	1990	1995
Conteúdo dos fatores de produção nas exportações líquidas				
Trabalho não-qualificado	1679887	1367219	957814	2297234
Trabalho qualificado	-14141	-52929	43944	442330
Capital (R\$ 000 de 08/94)	2124	30572	24732	13215
Terra (ha)	27538432	27373283	13804737	22660085
Conteúdo dos fatores no valor adicionado menos o consumo				
Trabalho não-qualificado	1679887	1367245	957814	2297234
Trabalho qualificado	-14141	-52922	43944	442330
Capital (R\$ 000 de 08/94)	2124	30573	24732	13215
Terra (ha)	27538430	27373080	13804740	22660090

Comparando os resultados do primeiro teste de abundância com a análise econométrica da Tabela 3.2, tinha-se que o comércio revelava ao país como rico em trabalho não-qualificado, capital e terra (este último em 1990-1995 com os dados ajustados pelas mudanças tecnológicas). Esses resultados são consistentes com este teste. Já para o trabalho qualificado, o comércio revela uma escassez desse fator que é apoiado pelo teste para alguns anos.

Não é possível conhecer com certeza o motivo das mudanças de sinal dos serviços dos fatores que se apresentam em alguns casos na Tabela 3.5. É razoável considerar, entretanto, que existem distorções na mensuração das variáveis devido a fatores tais como choques de curto prazo - que eventualmente criam maior ou menor emprego, maior ou menor produção, etc. -, diferenças tecnológicas entre países e erros de mensuração na informação primária, que explicariam as

assimetrias entre os anos. Essas distorções são levadas em consideração, em alguma medida, na análise econométrica através do método de dados de painel.

Tabela 3.6: Segundo teste de abundância dos fatores de produção

1. Exportações líquidas								
Proporções	1980		1985		1990		1995	
	Conteúdo de fatores nas exportações líquidas como proporção do conteúdo de fatores no consumo							
Trabalho não-qualificado	0.0348	2	0.0766	3	0.0317	3	0.0069	2
Trabalho qualificado	-0.0159	4	0.0363	4	0.0131	4	-0.0127	4
Capital	-0.0017	3	0.1546	1	0.0989	1	0.0041	3
Terra	0.0886	1	0.1401	2	0.0560	2	0.0310	1
	Conteúdo de fatores no valor adicionado como proporção do conteúdo de fatores no consumo							
Trabalho não-qualificado	1.0348	2	1.0766	3	1.0317	3	1.0069	2
Trabalho qualificado	0.9841	4	1.0363	4	1.0131	4	0.9873	4
Capital	0.9983	3	1.1546	1	1.0989	1	1.0041	3
Terra	1.0886	1	1.1401	2	1.0560	2	1.0310	1
1. Exportações líquidas ajustadas pelos saldos comerciais								
Proporções	1980		1985		1990		1995	
	Conteúdo de fatores nas exportações líquidas ajustadas como proporção do conteúdo de fatores no consumo							
Trabalho não-qualificado	0.0493	2	0.0328	3	0.0220	3	0.0526	2
Trabalho qualificado	-0.0021	4	-0.0058	4	0.0035	4	0.0321	4
Capital	0.0123	3	0.1077	1	0.0885	1	0.0497	3
Terra	0.1038	1	0.0938	2	0.0460	2	0.0778	1
	Conteúdo de fatores no valor adicionado como proporção do conteúdo de fatores no consumo							
Trabalho não-qualificado	1.0493	2	1.0328	3	1.0220	3	1.0526	2
Trabalho qualificado	0.9979	4	0.9942	4	1.0035	4	1.0321	4
Capital	1.0123	3	1.1077	1	1.0885	1	1.0497	3
Terra	1.1038	1	1.0938	2	1.0460	2	1.0778	1

Na Tabela 3.6 explicita-se o segundo teste que mede a abundância relativa dos fatores de produção, onde os conteúdos de fatores nas exportações líquidas e nas dotações são normalizadas pelos serviços de fatores implícitos no consumo, permitindo compará-los. Do lado direito de cada coeficiente encontra-se o lugar que ocupa o fator em cada ano. A primeira observação é que a ordem dada pelo conteúdo de fatores de produção nas exportações líquidas "normalizadas" é igual entre aquelas ajustadas e as não ajustadas pelos saldos comerciais. Adicionalmente, a ordem desses conteúdos é igual às respectivas dotações "normalizadas".

Em todos os casos evidencia-se que o Brasil perde na sua dotação de trabalho qualificado, já que o fator ocupa sempre o quarto lugar, o que é

amplamente consistente com a análise econométrica. O trabalho não-qualificado, por outro lado, disputa o segundo e terceiro lugar, porém nunca o primeiro. Já os cálculos sugerem que a terra é o fator relativamente mais abundante no Brasil, dado que se encontra entre o primeiro e o segundo lugar. Por fim, o capital se mostra alguns anos como o fator mais rico no Brasil, porém, em outros fica no terceiro lugar.

Esses resultados podem ser corroborados com as regressões da Tabela 3.4. Nos períodos de estudo, a tendência média mostraria que o Brasil se comporta como um país relativamente mais rico em capital e terra do que em trabalho, seja qualificado ou não-qualificado. Com respeito à terra, entretanto, a correspondência é menos evidente no segundo período com relação ao trabalho não-qualificado na análise econométrica.

3.3.3. Conclusões da seção

Ao longo da seção estudaram-se as fontes de vantagens comparativas reveladas pelo comércio no Brasil, considerando dois períodos que são delimitados pelas diferenças na política comercial: 1980-1985, caracterizado por restrições às importações de bens, e 1990-1995, coincidente com o processo de liberalização comercial no país. A estratégia da análise empírica tem-se desenvolvido com base na discussão teórica do modelo de Heckscher-Ohlin-Vaneck (HOV) e a literatura empírica sobre as fontes de vantagens comparativas reveladas pelo comércio para um só país, explicitadas na primeira seção do capítulo.

As exportações líquidas são modeladas como função dos requerimentos de fatores de produção ajustados e não ajustados pelas mudanças tecnológicas. Este ajustamento permite estudar as fontes de vantagens comparativas com maior confiabilidade, pois como os dados não ajustados as estimações econométricas parecem superestimadas, altamente voláteis e com sinais contrárias em alguns casos.

Os resultados econométricos, com base nos dados ajustados pelas mudanças tecnológicas, mostram que o comércio do Brasil revela vantagens comparativas no uso do trabalho não-qualificado, do estoque de capital físico e da terra, e apresenta

uma situação desfavorável na utilização de mão-de-obra qualificada. Esta característica mantém-se tanto antes como depois das políticas de abertura comercial, ainda que a desvantagem do uso do trabalho qualificado faz-se menos evidente no tempo. Os resultados das regressões complementares e testes de abundância corroboram estes resultados.