

Fatores determinantes da localização industrial no Brasil: 1970 e 1975 *

DONALD A. HAY **

Com base em dados do censo industrial ao nível de três dígitos da SIC, este trabalho procura explicar os determinantes empíricos da localização regional do setor industrial no Brasil em 1970 e 1975. A versão simplista do modelo de vantagens comparativas que tem por base as disponibilidades regionais de capital físico e humano é rejeitada ao nível teórico e empírico. Desenvolve-se, alternativamente, um modelo que incorpora economias de escala, diferenciação de produtos e custos de transportes. A conclusão básica é de que os efeitos de demanda inter-regional não são importantes e que existem poucas evidências de especialização inter-regional da produção. O padrão de desenvolvimento industrial de cada uma das regiões explica-se mais satisfatoriamente pelas condições de oferta e demanda em cada uma delas.

1 — Introdução

Em um trabalho anterior [Hay (1979)], examinamos o padrão de localização da indústria manufatureira no Brasil entre 1939 e 1959. Concluímos, então, que a teoria da localização (incluindo economias de escala e custos de transportes), além de ser mais satisfatória do ponto de vista teórico, mostrou-se também como a melhor explicação de tal padrão. O trabalho está sujeito a críticas em dois aspectos: primeiro, a análise empírica restringiu-se a um nível demasiadamente agregado, isto é, classificação a dois dígitos da indús-

Nota do Editor: Tradução não revista pelo autor.

* Este artigo apresenta os resultados de uma pesquisa iniciada quando de nossa visita, em 1981, ao CEDEPLAR/UFMG, órgão que merece toda a nossa gratidão pelo incentivo e apoio financeiro. F. Harrigam e P. Townroe comentaram detalhadamente uma versão anterior do trabalho.

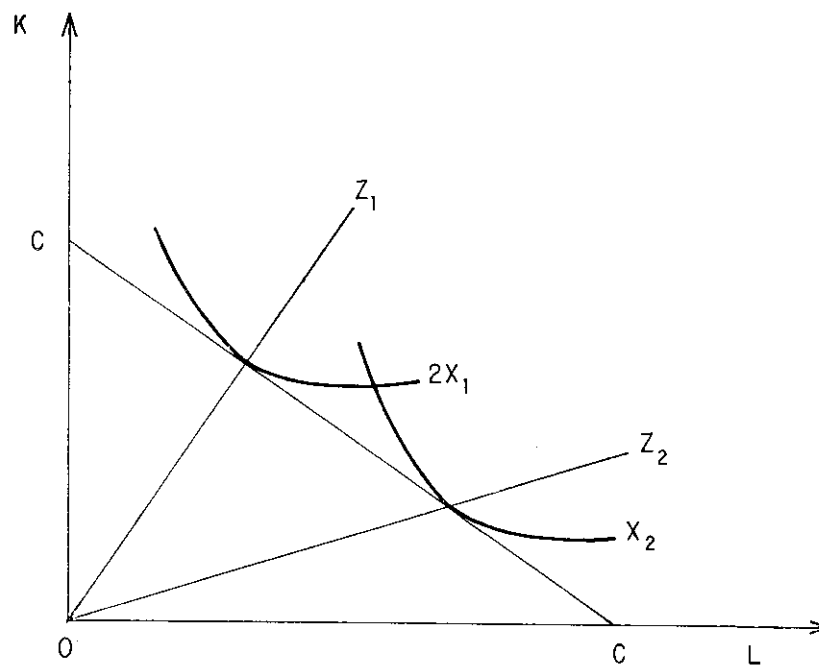
** Do Jesus College, Universidade de Oxford.

tria; e, segundo, falta-lhe um tratamento regional detalhado da demanda. O presente trabalho pretende remediar estas falhas analisando a situação em 1970 e 1975, anos em que a informação a três dígitos está disponível no censo industrial por Estados. A seguir, examinamos a influência teórica em geral da demanda regional e dos custos de transporte sobre a localização e apresentamos um modelo específico de demanda inter-regional por indústria. As conclusões do trabalho podem ser resumidas como se segue: a teoria neoclássica fundada na teoria de Hecksher-Ohlin pode ser inequivocamente rejeitada, teórica e empiricamente, como uma explicação para a especialização industrial regional. Na Seção 2, a adição das variáveis economias de escala, diferenciação do produto e custo de transporte melhora o nível de explicação, mas está sujeita a objeção por ser um procedimento *ad hoc* sem justificação teórica. Na Seção 4, testes específicos do modelo de oferta e demanda regional não conseguem identificar quaisquer efeitos de demanda inter-regional. Nossa conclusão é de que os mercados regionais brasileiros estavam imperfeitamente integrados no início dos anos 70, e de que o padrão de desenvolvimento industrial dentro dos limites de cada Estado em separado pode ser melhor entendido na sua vinculação com as condições que afetam oferta e demanda no interior do próprio Estado.

2 — Vantagem comparativa regional e especialização na produção

A teoria neoclássica da estrutura setorial da produção, a nível nacional ou regional, que se fundamenta no modelo de Hecksher-Ohlin, tem sido aplicada quase que exclusivamente em questões de comércio internacional. Vale notar que: trata-se de uma teoria primordialmente de estrutura de produção, e não de comércio; Ohlin aplicou-a igualmente ao problema regional; e sua teoria original era muito mais rica que seu desenvolvimento neoclássico formal. Contudo, começamos nossa análise com a versão neoclássica [Hay (1979)].

As hipóteses importantes são as seguintes: *a*) competição perfeita em todos os mercados; *b*) ausência de economias de escala; *c*) tecnologia comum (e especialmente homotética com respeito à escala de produção) a todas as economias, regional e nacional; *d*) pelo menos alguns fatores de produção imóveis; *e*) ausência de barreiras ao comércio, tarifas ou custos de transporte; e *f*) pleno emprego de todos os fatores relevantes. O ponto de partida da análise são os preços dos bens finais em mercados internacionais. Dados os preços relativos, podemos determinar coeficientes de uso de fatores de produção em cada produto. Por exemplo, suponhamos que os preços dos bens X_1 e X_2 impliquem que troquemos dois de X_1 por um de X_2 , e que a produção desses bens requiera dois fatores somente, K e L . Sabemos que o custo dos fatores tem de ser o mesmo na produção de dois X_1 e um X_2 (no gráfico a seguir este custo é representado pela reta de isocusto CC).



O conceito de eficiência exige que a produção ocorra nos pontos de tangência da reta de isocusto com as isoquantas correspondentes a dois X_1 e um X_2 . Deduzimos então que a razão dos fatores de produção nos é dada pelo raio OZ^1 e OZ^2 no caso de X_1 e X_2 , respectivamente. Podemos também derivar os coeficientes de uso de fatores de produção em X_1 e X_2 , os quais vão se aplicar a nível internacional, dadas as suposições do modelo. Conhecendo esses coeficientes, calculamos o padrão de produção em uma economia com dotações \bar{L} e \bar{K} dos dois fatores:

$$\begin{aligned} a_{11} X_1 + a_{12} X_2 &= \bar{L} \\ a_{21} X_1 + a_{22} X_2 &= \bar{K} \end{aligned}$$

onde a_{ij} são os coeficientes relevantes.

As soluções X_1 e X_2 destas equações constituem as quantidades de equilíbrio de produto. Podemos deduzir que um país com uma razão K/L de fatores mais alta que outras economias se especializará na produção de bens intensivos em capital (no caso, o bem X_1).

Mas, se tivermos mais de dois produtos, a teoria não provê resultados definidos (ou, mais rigorosamente, soluções únicas não existem em casos onde o número de bens excede o número de fatores). Por exemplo, as equações seguintes não têm solução única:

$$\begin{aligned} a_{11} X_1 + a_{12} X_2 + a_{13} X_3 + \dots + a_{1n} X_n &= \bar{L} \\ a_{21} X_1 + a_{22} X_2 + a_{23} X_3 + \dots + a_{2n} X_n &= \bar{K} \end{aligned}$$

Qualquer padrão de produção (estrutura setorial) poderia, numa situação dessas, aparecer. As conclusões simples do caso "dois bens-dois fatores" não mais se aplicam.

Como é bem sabido, a aplicação do modelo de dois fatores no caso do comércio internacional logrou resultados inesperados. Por exemplo, estudos sucessivos concluíram que os Estados Unidos exportam produtos intensivos em trabalho e importam produtos intensivos em capital. As fraquezas empíricas da teoria desencadearam uma procura por uma estrutura de maior abrangência:

a) A estrita teoria Heckscher-Ohlin tem sido mais ou menos abandonada. Uma teoria geral da oferta a substituiu: oferta abundante,

em termos relativos, de certos fatores de produção são um incentivo à produção em setores intensivos nesses fatores (esta hipótese não pode basear-se diretamente na teoria de Heckscher-Ohlin).

b) Mais de dois fatores de produção são introduzidos na análise. A metodologia empregada é a seguinte:

— primeiro, faz-se uma regressão *cross section* por setores da economia, em que uma medida de exportações líquidas é explicada por indicadores de uso de fatores:

$$x_i = \alpha_0 + \alpha_1 F_{1i} + \alpha_2 F_{2i} + \alpha_3 F_{3i} + \dots$$

onde x_i é a medida de exportações líquidas no setor i , F_{hi} é a medida de uso do fator h no setor i e α_j são os coeficientes de regressão; e

— segundo, os valores derivados de α_j , que são indicadores da importância de cada fator para explicar as exportações líquidas, são examinados em vista de uma possível associação com a abundância relativa desses fatores na economia. Por exemplo, no caso do padrão de comércio internacional de um único país, o ordenamento do valor numérico de α_j deveria ser correlacionado com a dotação de fatores de sua economia em relação ao resto do mundo. À guisa de segundo exemplo, podemos relacionar num estudo de vários países os valores de um dado α_h em *cross section* com outros indicadores de dotação do recurso h nesses países. Para ilustrar este método, relatamos, a seguir, dois estudos recentes de comércio internacional:

O primeiro é um trabalho sobre comércio dos Estados Unidos, de Harkness, que incluiu 18 fatores de produção na equação, sendo nove naturais, três insumos de capital e seis diferentes qualidades de mão-de-obra, que são os fatores básicos encontrados na tabela apropriada de insumo-produto da economia americana.

Os coeficientes de uso do fator incluem usos diretos e indiretos do fator. A variável dependente na equação é a razão exportações líquidas/produção interna. As variáveis independentes são as participações respectivas de cada fator no valor da produção de cada produto. Não há constante na equação de Harkness, já que ele supõe retornos constantes de escala.

As variáveis significativas (ao nível de 99%) eram:

Positivas	Negativas
Capital fixo	Minério de ferro
Minerais químicos	Minerais não-ferrosos
Cientistas e engenheiros	Petróleo
Mão-de-obra qualificada	Minerais não-metálicos
	Mão-de-obra não-qualificada

Harkness comparou os valores de α_j com os indicadores da dotação relativa de fatores. Os indicadores eram a razão da oferta de um fator em particular nos Estados Unidos/valor da oferta deste fator no resto do mundo. A correlação de ordem com os valores α_j foi significativa ao nível de 90% (coeficiente de Spearman = 0,70).

O segundo estudo foi o de Balassa (1977), que estudou o padrão de comércio internacional de 184 produtos em 36 países, sendo 18 do Terceiro Mundo. A variável dependente era uma medida de exportações líquidas. As variáveis independentes eram capital fixo e capital "humano" por trabalhador, com os coeficientes sendo calculados com base no uso dos fatores destes setores nos Estados Unidos. (Observe-se a hipótese implícita de que a tecnologia é internacionalmente móvel.) Balassa conclui que o capital humano era a variável mais importante para explicar as exportações líquidas na maioria dos países em questão. No segundo estágio de sua pesquisa, ele correlacionou valores de α_j com índices de dotação de capital fixo e humano em cada país. Grandes valores para α_j ocorreram em conjunção com altas dotações em termos relativos.

A conclusão desses estudos é que não é possível negar a importância das variáveis do lado da oferta para se explicar o comércio internacional. Contudo, restam duas dúvidas: primeiro, o objetivo

desses estudos é explicar o comércio internacional, embora o modelo de Heckscher-Ohlin seja antes de tudo um modelo de estrutura industrial, só se tornando uma teoria de comércio quando a demanda é acrescentada, a menos que suponhamos que os gostos sejam não somente idênticos mas também homotéticos nos diferentes países; a segunda dúvida é com respeito à significância da mão-de-obra especializada na explicação empírica. A medida habitual é a diferença entre os salários médios de um empregado no setor e de um trabalhador não-qualificado, a qual, entretanto, pode refletir outros determinantes, como, por exemplo, alta produtividade relacionada com economias de escala ou técnica produtiva mais avançada. Mesmo que a medida esteja realmente retratando o capital humano, há ainda outro problema: não sabemos se a força de trabalho qualificada supre apropriadamente as condições das diversas indústrias, ou se a própria indústria *cria* a mão-de-obra qualificada depois de se instalar numa economia por alguma outra razão.

Nesta seção relatamos alguns resultados de uma tentativa de aplicação do mesmo tipo de método à questão da localização da indústria no Brasil em 1970. Um estudo regional traz consigo várias vantagens em comparação com estudos de comércio internacional: primeiro, o padrão não está influenciado ou viesado por barreiras ao comércio como tarifas ou quotas; segundo, é fácil comparar a estrutura da produção diretamente em vez de fluxos líquidos de comércio; e, terceiro, é mais provável que o nível técnico não varie numa indústria localizada em diferentes regiões de um mesmo país do que se localizada em diferentes países. Mas também traz desvantagens: está longe de ser óbvio que as unidades geográficas usadas como unidades de produção (no caso brasileiro, nos Estados) representem unidades econômicas propriamente ditas; além do mais, o grau de abertura de uma região ao comércio tem igual contrapartida no grau de abertura ao movimento de fatores e, desta forma, dotações de fatores não podem ser tidas como fixas. (Voltaremos a este ponto adiante.)

Os resultados para 1970 são dados na Tabela 1. Uma equação em separado foi testada para cada Estado brasileiro onde havia mais

de 25 setores industriais a três dígitos com dados adequados. A variável dependente é definida como a participação de um setor na economia regional em relação à participação deste mesmo setor na economia nacional. Por exemplo, se o setor i produz x_{ij} por cento de produto na região k e x_i por cento de produto manufatureiro nacional, então o índice é x_{ik}/x_i .¹

Exploramos dois indicadores de uso de fator usando dados nacionais. Um deles era a participação de cada fator de produção no valor adicionado. No caso do capital fixo, isto foi medido subtraindo-se custos de salários e outras despesas diversas do valor adicionado e expressando-se o resíduo como uma fração deste (do valor adicionado).²

Para o "capital humano", a folha de salários em cada setor foi ajustada subtraindo-se aquela porção que teria englobado mão-de-obra totalmente não-qualificada. Esta porção foi estimada simplesmente multiplicando-se o número de trabalhadores pelo salário mínimo médio (média ponderada de todas as regiões do País).

A maneira alternativa seria expressar as medidas de capital fixo e humano por trabalhador, em vez de como parcela do valor adicionado. No entanto, esses indicadores provaram-se insatisfatórios em equações de regressão, apesar de terem em geral o mesmo sinal. Portanto, não são incluídos nos resultados apresentados.

Havíamos idealizado introduzir índices de uso de recursos naturais na produção em cada setor. Na falta de dados necessários, testamos duas variáveis *dummy* em setores vinculados à produção mineral. No entanto, estas revelaram-se insatisfatórias, já que as dotações precisas de fatores de cada Estado diferem. Estes setores foram então omitidos da análise de regressão (este problema será

¹ Na análise de regressão, observações nos extremos foram suprimidas para alguns Estados menos industrializados, onde um ou dois setores eram responsáveis por uma proporção substancial da produção industrial (heterocedasticidade não foi um problema para estes conjuntos de dados).

² Este procedimento está sujeito à objeção de que as despesas diversas incluem alguns itens (e. g., pagamento de juros) que são na verdade retornos do capital. Isto criará tendenciosidade na nossa medida se o grau de endividamento (*gearing*) variar através dos setores de algum modo sistematizado.

objeto de outras considerações adiante, quando examinarmos os resultados por Estado).

Os coeficientes para capital fixo e os de capital humano em cada setor como variáveis independentes na explicação da estrutura industrial em 12 Estados brasileiros são dados nas duas primeiras linhas da Tabela 1.³ O primeiro ponto a se constatar é que ou pelo menos um dos coeficientes é estatisticamente significativo ou então ambos o são nos Estados mais industrializados (Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul). A exceção é Minas Gerais. Fora deste grupo de Estados, raramente um coeficiente é significativo (com exceção do caso marginal, que é Mato Grosso). A possível explicação para este padrão está no fato de que a industrialização fora dos Estados mais desenvolvidos é de caráter mais acidental e, também, porque a estrutura industrial em qualquer Estado em particular é menos sistematicamente determinada. O padrão de coeficientes obtido para o estoque de capital não é surpreendente: positivo para o Rio de Janeiro e São Paulo e negativo para os demais Estados, se nos ativermos somente aos valores estatisticamente significativos. Para capital humano, o Rio de Janeiro apresenta de novo um coeficiente fortemente positivo. São Paulo, inesperadamente, tem um coeficiente negativo e não-significativo. Temos, contudo, um problema aqui: São Paulo é um Estado tão mais industrializado que chega a ser responsável por mais da metade da produção industrial brasileira e, dessa forma, seus índices de especialização industrial tendem a exibir uma variância bem pequena.

Mesmo admitindo defeitos na análise empírica (a saber, agregação de fatores de produção em dois tipos — capital e capital huma-

³ As regressões foram processadas inicialmente apenas com o capital fixo e o capital humano como variáveis independentes. Quando variáveis adicionais foram acrescentadas num estágio ulterior da análise (como testes convencionais *F* o demonstraram que elas deveriam ser), os coeficientes permaneceram razoavelmente estáveis. Para evitar repetição, a Tabela 1 fornece os resultados somente para a regressão com as variáveis adicionais.

TABELA I

Estrutura industrial regional: resultado das regressões para 1970

Variáveis independentes	Pernambuco	Paraíba	Ceará	Bahia	Espírito Santo	Minas Gerais	Mato Grosso	Rio de Janeiro	São Paulo	Paraná	Santa Catarina	Rio Grande do Sul
Participação do capital no valor adicionado (Q_3)	0,33 (1,33)	3,43 (4,43)	-0,70 (4,34)	-1,63 (1,06)	-0,50 (1,20)	0,33 (1,33)	-0,57 (7,66)	2,30* (0,81)	0,57* (0,27)	-5,17* (2,29)	-7,30* (2,12)	-0,90 (0,62)
Participação do capital "humano" no valor adicionado (Q_4)	-2,29 (2,60)	-7,22 (5,35)	-4,22 (6,36)	-1,29 (1,37)	1,07 (1,50)	2,80 (2,25)	-19,95* (9,84)	7,81* (1,74)	-0,16 (0,40)	-5,18 (3,63)	0,05 (3,22)	-2,38* (0,98)
Elasticidade de custos com respeito à escala (Y_{11})	0,19 (2,05)	23,11* (4,01)	19,06* (5,08)	-0,47 (2,92)	-0,68 (2,85)	2,82 (1,72)	51,98 (34,7)	0,29 (1,82)	-0,94* (0,42)	14,33* (3,07)	1,57 (3,10)	-1,38 (0,88)
Intensidade de propaganda (Y_{14})	0,70 (0,19)*	-0,75 (0,45)	-0,56 (0,89)	0,25 (0,15)	0,66* (0,21)	-0,09 (0,17)	-4,22 (5,11)	-0,06 (0,10)	-0,08* (0,04)	-0,17 (0,28)	-0,45 (0,34)	0,11 (0,08)
Valor dos fretes/vendas (Y_{15})	0,26 (0,16)	-0,42 (0,32)	0,03 (0,37)	0,25* (0,08)	0,34* (0,11)	0,68* (0,12)	0,64 (0,57)	0,02 (0,06)	-0,20* (0,02)	0,59* (0,22)	0,01 (0,19)	0,09 (0,05)
Variável <i>dummy</i> do complexo metalúrgico (Y_{16})	-0,16 (0,46)	0,19 (1,32)	-0,52 (1,40)	-0,03 (0,33)	-0,26 (0,30)	1,20 (0,34)	-3,15 (2,71)	-0,36 (0,19)	-0,09 (0,07)	-0,19 (0,65)	-1,65* (0,68)	—
Número de observações	72	32	44	50	26	94	25	73	122	86	78	92
Teste F	4,44*	8,67*	3,51*	3,88*	4,63*	7,74*	2,53*	4,56*	15,41*	8,37*	3,77*	3,92*
R^2	0,29	0,67	0,35	0,30	0,58	0,35	0,44	0,29	0,44	0,39	0,24	0,18

* Significativos a pelo menos 90%.

OBS.: Os valores entre parênteses são os erros-padrão dos coeficientes.

no — e falta de dados para recursos naturais que servem de insumo), não se depreende dos resultados muita esperança de que a teoria neoclássica venha a produzir uma explicação para a especialização regional no Brasil. Isto não é inesperado. Não podemos esperar bons resultados de uma teoria que ignora os custos de transporte e a distribuição da demanda regional. Mas existe uma outra crítica ao enfoque neoclássico em termos do seu próprio modelo, isto é, a ausência de razões para se acreditar na falta de mobilidade dos fatores produtivos entre regiões do Brasil. Explicações do comércio internacional enfatizam o papel do capital humano. Mas o trabalho qualificado é provavelmente mais móvel do que qualquer outro fator de produção, com exceção talvez do capital financeiro.

Vários estudos do comércio internacional responderam a este fraco poder explicativo das variáveis de intensidade do fator acrescentando outras variáveis relacionadas às características industriais [Helleiner (1976)]. A racionalidade da introdução destas variáveis pode ser esboçada da seguinte maneira:

a) Economias de escala. O argumento de senso comum da teoria da localização é que, onde o setor exhibe grandes economias de escala, a produção tenderá a se concentrar em umas poucas localidades enquanto os custos de transporte não forem tão altos a ponto de ultrapassarem os ganhos de escala. A expectativa é de que as instalações produtivas estarão localizadas perto dos grandes mercados, senão neles próprios. Assim, grandes economias produzirão e exportarão produtos intensivos em escala e pequenas economias deverão procurar vantagens comparativas naqueles setores onde a escala de produção não é importante.

b) Comércio intra-industrial. Desde a contribuição de Grubel e Lloyd (1975), muita atenção tem sido dispensada ao fenômeno do comércio intra-industrial. Isto se depreende da observação de que o comércio entre economias avançadas inclui o fluxo em ambas as direções de bens similares, porém diferenciados. O comércio de automóveis é um bom exemplo. As condições para este tipo de comércio são produtos diferenciados e suficientes economias de escala na sua produção (cobrindo custos de transporte), implican-

do que cada economia se especializará numa ou mais gamas de produtos diferenciados, mas não produzirá todas. Tem havido, recentemente, um bom número de tentativas de pôr em modelo tal especialização [Krugman (1980), Das (1982) e Ethier (1982)], formalmente dentro de uma estrutura de competição monopolista. Estudos empíricos [Caves (1981)] introduziram variáveis relacionadas principalmente com atividades de diferenciação de produto — pesquisa e desenvolvimento de novos produtos e despesas com *marketing* e propaganda. Não esperamos que este tipo de especialização e comércio seja uma característica importante do comércio inter-regional no Brasil. No máximo seria uma característica do comércio entre centros industriais do Centro-Sul. Mesmo que fosse importante, podemos notar que não faria nenhuma diferença para nossas medidas de especialização de produção. Cada região produziria consoante o seu mercado “doméstico”, mas comerciaria alguns de seus produtos diferenciados para obter de outras regiões aqueles tipos que ela própria não produz.

c) O comércio entre nações desenvolvidas e em desenvolvimento tem sido freqüentemente atribuído a uma combinação das teorias do *gap* tecnológico e do ciclo do produto. A teoria do ciclo do produto propõe que um fluxo de produtos novos e diferenciados é inicialmente produzido nas economias desenvolvidas e exportado para os países em desenvolvimento. À medida que o mercado para esses produtos torna-se estabelecido, e os bens tornam-se padronizados, sua produção passará para os países em desenvolvimento. Esta teoria, contudo, requer uma teoria de *gap* tecnológico para explicar a localização inicial da produção nos países desenvolvidos. A variável óbvia a ser considerada é a oferta de um fator crítico em pesquisa e desenvolvimento, notadamente cientistas e engenheiros qualificados. Na medida em que as estimativas de capital humano baseadas nos salários refletem plenamente a contribuição da mão-de-obra qualificada para a produção de diferentes produtos, esta teoria aparentemente não requereria nenhuma nova variável na análise empírica. A teoria do *gap* tecnológico parece bem apropriada para explicar as diferenças entre regiões no Brasil. O processo de substituição de importações gerou uma estrutura industrial crescentemente sofisticada. É inteiramente plausível imaginar que os setores

mais novos e dinâmicos tenderão a se localizar no Centro-Sul, onde a oferta de mão-de-obra qualificada é relativamente abundante e a infra-estrutura industrial e financeira é bem desenvolvida. O que nos parece mais duvidoso é se houve alguma transferência real da produção de setores menos sofisticados e mais antigos desta para outras regiões. Uma razão poderia ser que a migração para a região desenvolvida manteve elástica a oferta de mão-de-obra semi-qualificada e não-qualificada. Portanto, não há incentivo para estes setores mudarem-se.

d) A existência de barreiras ao comércio há muito foi reconhecida a nível internacional como importante determinante do comércio e da especialização. Dentro dos limites de um país, barreiras tarifárias e não-tarifárias não aparecem, mas o fator distância permanece como entrave ao comércio. Não se trata apenas de um problema de custos de transporte: as dificuldades de se fazer negócio a longa distância aumentam os custos (tempo do vendedor, telefone, etc.) e surtirão o mesmo efeito. O efeito dos custos de transporte (grosseiramente definidos) sobre a especialização da produção não pode ser considerado como um problema à parte da questão das economias de escala. Se não há economias de escala na produção de um produto homogêneo, a existência de qualquer custo de transporte implicará que qualquer produção será local e para satisfazer uma demanda local. Onde economias de escala estão presentes, os altos custos de transporte encorajarão a produção local, em vez da produção concentrada em um ou mais centros. O mercado local está protegido contra a entrada de produtores de mais baixo custo localizados a uma distância ponderável. O efeito sobre a especialização pode ser então previsto: para dadas economias de escala, maiores custos de transporte significarão que economias regionais menores se especializarão (relativamente) nesses setores, já que produzirão para demandas locais. Mas, em setores com baixos custos de transporte, economias regionais menores não poderão competir com firmas localizadas em economias regionais maiores capazes de auferir economias de escala.

Podemos agora relatar nossa tentativa de incorporar variáveis relacionadas com economias de escala, diferenciação de produto e

custos de transporte na nossa análise da estrutura industrial regional no Brasil:

a) Economias de escala. A fonte utilizada [Tavares (1980)] fornece informações relativas aos quatro maiores estabelecimentos industriais e à média da respectiva indústria, ambas referentes ao nível de três dígitos na classificação dos setores industriais. Nossa análise usou informação relacionada com a produtividade e tamanho do estabelecimento em cada categoria. Mais especificamente, calculamos a elasticidade da produção com escala como a razão da variação percentual da produtividade para a mudança percentual no tamanho à medida que passávamos da média da indústria para a média dos quatro maiores estabelecimentos. Para as indústrias a três dígitos menores, os índices relevantes estavam disponíveis apenas para grupos de indústrias, e tivemos de supor que uma mesma elasticidade aplicava-se a todas as indústrias no grupo.

A interpretação desta variável suscita alguma dúvida. Primeiro, aumentos de produtividade podem ser atribuídos a maior intensidade de capital, assim como a economias de escala. Segundo, a média da indústria inclui os quatro maiores estabelecimentos. Suponha-se, por exemplo, que uma indústria tenha economias de escala tais que somente grandes estabelecimentos podem sobreviver. Neste caso haverá, então, bem pouca diferença na produtividade ou na escala à medida que passamos da média da indústria para os quatro maiores estabelecimentos. A dificuldade de interpretação é sublinhada pelos resultados inesperados obtidos (ver linha 3 da Tabela 1). Nosso entendimento teórico era de que economias de escala estariam associadas com especialização nas maiores economias regionais. No entanto nossa variável aparece com um significativo sinal negativo para São Paulo, embora sendo positiva e significativa para pequenas economias regionais como o Paraná e o Ceará (sem falar na Paraíba). De fato, observando-se os sinais dos coeficientes para todas as regiões, vemos que são quase o oposto do esperado: positivo para regiões pequenas e freqüentemente negativo para as grandes. Concluímos que usamos uma medida de elasticidade inadequada.

b) Diferenciação de produtos como indicador de setores onde é de se esperar a existência de comércio intra-industrial. A variável

usada aqui é o gasto com propaganda como uma percentagem do valor adicionado no setor. Isto provê um indicador do grau de diferenciação do produto somente no caso de bens de consumo. Também não capta a idéia de complexidade tecnológica em bens intermediários, não sendo portanto um teste da teoria do *gap* tecnológico da especialização. Entretanto, esperamos que a medida de capital humano seja adequada para captar este aspecto. Infelizmente, informação sobre gasto com propaganda só está disponível a nível de dois dígitos. Na prática, a variável contribui muito pouco para a equação. Mas chamamos a atenção para o coeficiente negativo e significativo para São Paulo. A interpretação para isto é que a variável está atuando como um indicador da presença de indústrias de bens de consumo. Como São Paulo tem um grande setor de bens intermediários, a participação de indústrias de bens de consumo na produção total de manufaturados no Estado é provavelmente menor do que em relação ao Brasil como um todo.

c) A importância de custos de transporte em cada setor também foi mensurada pela razão despesas de frete/valor adicionado. Mais uma vez, só havia dados disponíveis para setores a nível de dois dígitos. Os resultados na Tabela 1 mostram que esta foi uma variável relativamente importante na análise de regressão, e os sinais dos coeficientes correspondem às nossas expectativas teóricas. O coeficiente para São Paulo é negativo, e no resto do País predominam coeficientes positivos. Outras economias regionais são capazes de manter indústrias locais protegidas das pressões competitivas de São Paulo devido aos custos de transporte mais altos.

d) A última variável introduzida na equação é uma variável *dummy*, para aqueles setores identificados como pertencentes ao complexo metalúrgico na tabela de insumo-produto brasileira de 1970 [Silva (1980)]. O método usado foi o de considerar os coeficientes insumo-produto com valor maior que $1/n$, onde n é o número de setores considerados. Os setores foram então ordenados de maneira a formar com seus coeficientes um bloco padrão triangular, grupando assim aqueles setores com vínculos interindustriais maiores. As indústrias de matérias-primas metalúrgicas, incluindo desde a produção de ferro, aço e metais, até a produção de maquinaria e automóveis, formaram um bloco bem definido no pro-

cesso de agrupamento. Outros setores também formaram blocos, mas com vínculos interindustriais bem mais fracos.

A razão para identificar blocos desta maneira deriva do reconhecimento de que grupos de setores com vínculos industriais terão forte razão para se localizarem lado a lado, de forma a reduzir custos de transporte entre estabelecimentos e indústrias integrados verticalmente, e para se beneficiarem de economias internas. O desempenho empírico da variável *dummy* nas regressões foi baixo, com a notável exceção de Minas Gerais, onde o coeficiente é positivo e altamente significativo, refletindo a ênfase dada à indústria pesada no Estado.

Tendo observado cada variável separadamente na discussão anterior, voltamos agora a atenção para os resultados relativos a diferentes regiões:

Primeiro, notamos que a análise está restrita àqueles Estados onde existem mais de 25 setores a três dígitos. Todas as equações relatadas são significativas (teste *F*) aos níveis de, no mínimo, 90% e, no máximo, de 95%. Estatisticamente, a equação mais satisfatória é para São Paulo, onde quatro entre seis coeficientes individuais são significativos ao nível de 95%. Afora os intrigantes coeficientes negativos nas variáveis de economia de escala, os resultados não são contrários às expectativas. Mas poder-se-ia esperar que o capital humano tivesse um coeficiente positivo e significativo, em vez de ter-se mostrado não-significativo. A confiabilidade das equações tendeu a diminuir à medida que foram considerados Estados mais distantes do Centro-Sul. Isto não é meramente um problema de significância estatística: mesmo a interpretação de variáveis significativas foi mais difícil.

Segundo, no processo de obtenção de resultado para um certo número de regiões, foi necessário suprimir alguns setores em particular. Num primeiro momento, foram observados alguns resíduos positivos relativamente grandes. Uma análise destes setores mostrou que eles se constituem de indústrias relacionadas com o processamento de matérias-primas agrícolas (madeira e couros e peles). A supressão destes setores da análise melhorou notavelmente o

desempenho das equações de regressão. Entretanto, o fato de não termos podido incorporar estas indústrias na análise não deveria obscurecer sua importância na compreensão das vantagens comparativas regionais e na especialização no território brasileiro. A atividade industrial de muitas regiões está de fato dominada pelo primeiro estágio de processamento das matérias-primas localmente produzidas. Presumivelmente, estas são a seguir canalizadas para as regiões industriais do Brasil, ou exportadas. Clima, solo e outros recursos naturais tornam-se os fundamentos para a especialização.

3 — Vantagem comparativa regional e mudanças na especialização da produção: 1970/75

Nosso trabalho anterior sobre localização industrial no Brasil para o período 1939/75 [Hay (1979)] discutiu o ajustamento da estrutura produtiva de uma região na medida em que esta se abre ao comércio inter-regional. No contexto da teoria de Hecksher-Ohlin de dois fatores, o desenvolvimento do comércio introduz na região um novo conjunto de preços de produto. Sugeriu-se que recursos fluiriam rapidamente na direção daqueles setores onde a disparidade entre o novo preço e os custos regionais fosse maior e saíam daqueles setores mais atingidos pela competição. Tentamos aplicar uma metodologia similar às mudanças na especialização regional do Brasil no período 1970/75. Entretanto, a exemplo da seção anterior, procuramos explicar as vantagens e desvantagens regionais com respeito a uma gama de características industriais: intensidade de capital, intensidade de capital humano, economias de escala, intensidade de custo de frete, intensidade de propaganda e se a indústria era ou não parte do complexo metalúrgico. A variável dependente foi definida como a razão crescimento regional numa indústria em 1970 e 1975/crescimento nacional na indústria no mesmo período:

$$\frac{\text{Valor adicionado regional em 1975}}{\text{Valor adicionado regional em 1970}} \bigg/ \frac{\text{Valor adicionado nacional em 1975}}{\text{Valor adicionado nacional em 1970}}$$

Desta maneira, uma indústria regional com a mesma experiência de crescimento que a mesma indústria ao nível nacional apresentaria um índice unitário. Os desempenhos fracos corresponderiam a valores menores que 1, e os excepcionais a valores maiores que 1. A expectativa do modelo é de que o desempenho regional excepcional identifique-se com indústrias cujas características confirmem à região uma vantagem comparativa em relação às outras.

As informações necessárias estavam disponíveis para os 12 maiores Estados do Brasil, do Ceará ao Rio Grande do Sul. Os resultados da regressão não são relatados integralmente, já que eram completamente negativos. Em nenhum caso a equação de regressão foi significativa como um todo, nem os coeficientes individuais. Concluímos que não há um ajustamento da estrutura industrial no período 1970/75 que possa ser explicado em termos de uma vantagem comparativa regional identificável. Esta conclusão negativa pode ser reportada a três fontes possíveis: primeiramente, um período de cinco anos é simplesmente muito curto para que mudanças significativas possam ocorrer; a segunda fonte é que identificamos características industriais "erradas", embora seja difícil imaginar que substitutos poderiam ser derivados da análise econômica (é possível, naturalmente, que tenhamos identificado as características certas, mas usado nas regressões os "representantes" inadequados); a terceira possibilidade é que, ao nos direcionarmos para uma classificação a três dígitos de indústrias, tenhamos introduzido muita aleatoriedade (se um setor regional é bastante pequeno, seu crescimento — ou falta de crescimento — num período de cinco anos pode refletir nada mais do que as intempéries do mercado, da mesma maneira que elas afetam uma firma em particular).

4 — A distribuição de indústrias pelas regiões

A introdução de economias de escala, diferenciação de produto e custos de transporte nas seções anteriores representa mais do que um ajustamento *ad hoc* da teoria neoclássica. Esta teoria requer

que os mercados sejam competitivos para que a estrutura regional seja inteiramente explicável em termos de características do lado da oferta dos setores (destacando sua intensidade de fatores). Cada economia regional é um tomador de preços* no âmbito da economia nacional. Porém, os custos de transporte criam mercados separados espacialmente e a diferenciação de produto destrói a suposição de competição perfeita. A produção de uma dada indústria na região depende agora não só das condições de oferta (custos), mas também do acesso a mercados regionalmente separados e das condições de oferta em outras regiões. O foco da análise desloca-se da estrutura regional da produção para o equilíbrio geral de uma indústria entre mercados separados espacialmente. A seguir retratamos as condições de oferta regional, ao permitirmos que os custos difiram entre regiões (custos de salários em particular), e nos concentramos em elaborar um modelo de estrutura inter-regional da demanda. Portanto, a unidade da análise é a indústria, em vez da região.

Formalmente, decidimo-nos pela análise de uma indústria fabricante de produtos diferenciados, como é o caso mais geral [Hekman (1978)]. Consideramos o lado da oferta primeiro. Supomos que haja economia de escala na produção, onde a escala é dada mais pelo produto regional do que pelo produto da firma individual. Isto nos permite incorporar o efeito de economias externas à firma, mas comum à indústria. A seguir, procedemos à substituição entre fatores de produção. A função de custo pode então ser escrita desta maneira:

$$c = Q\beta f(p_1 \dots p_n)$$

onde c é o custo médio, Q o produto, β o parâmetro de elasticidade de escala e $p_1 \dots p_n$ os preços dos insumos.

Dado que a situação competitiva em cada região está mais para oligopólio do que para competição perfeita, supomos que as firmas adotam o sistema de *mark up* para fixação de preços, onde o *mark up* é convencionalmente determinado. A alternativa

* No original, *price taker*. (N. E.)

seria postular que as firmas na região comportam-se como um cartel sofisticado para explorar o seu monopólio espacial. Eles igualariam o custo marginal com a receita marginal da sua curva de demanda regional. Um tal sistema de fixação de preço parece-nos implausível e a suposição tornaria a análise inabordável. Assim, mantemos a hipótese simples de um sistema de fixação de preços baseado no *mark up*:

$$P = mQ^\beta f(p_1 \dots p_n)$$

onde m é o *mark up* convencional. Uma forma translogarítmica nos permite aproximar a função de custo por:

$$\begin{aligned} \log P = \log m + \beta \log Q + v_0 + \sum_i v_i \log p_i + \\ + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \log p_i \log p_j \end{aligned}$$

onde: $i, j = 1 \dots n$; e v_0, v_i e γ_{ij} são todos parâmetros. Se a função de produção for do tipo Cobb-Douglas, então $\gamma_{ij} = 0$, e v_i pode ser interpretado como as participações dos i insumos. Para simplificar o modelo, este tipo de função de produção foi suposto, correndo-se o risco de algum viés de especificação. Portanto, a equação oferta/preço tem a forma (para a região k):

$$\log P_k = \log m + \beta \log Q_k + v_0 + \sum_i v_i \log p_{ik} \quad (1)$$

A função de demanda apresenta várias dificuldades em matéria de especificação. Consideremos a demanda do produto da região k provindo de todas as regiões do sistema ($l = 1 \dots m$), incluindo o próprio k . A demanda do produto da região k na região l é uma função do preço daquele produto fornecido à região l (incluindo assim o custo de transporte), da renda *per capita* na região l e da população da região l . Considerações teóricas levariam-nos a incluir os preços dos produtos competidores de outras regiões fornecedoras da região l . Mas estes tiveram que ser omitidos para, de novo, não se correr o risco de viés de especificação. Então:

$$Q_{kl} = [P_k (1 + tx_{kl})]^\eta y_l^\alpha N_l$$

é a demanda da produção da região k na região l , onde y_l é a renda *per capita* na região l , N_l é a população e η e α são, respec-

tivamente, a elasticidade-preço e a elasticidade-renda da demanda. O preço de distribuição do produto é dado por $P_k (1 + tx_{kl})$. Isto não é uma especificação intuitivamente óbvia, já que o custo de transporte por unidade de distância está expresso como uma proporção do preço FOB e, depois, multiplicado pela distância entre k e l . A especificação mais convencional do custo de transporte como uma simples soma ao preço FOB tem mais apelo, mas na prática impede análises adicionais.

A demanda total do produto da região k é obtida pela agregação das demandas das regiões l (incluindo a própria demanda da região k):

$$Q_k = P_k^\eta \sum_l [(1 + tx_{kl})^\eta y_l^\alpha N_l] \quad (2)$$

As equações (1) e (2) nos dão, respectivamente, um sistema de oferta e demanda que pode ser resolvido para Q_k e P_k . Por motivos econométricos, deveríamos optar por examinar as duas como um só sistema, mas nos faltam dados sobre P_k . Por esta razão, somos obrigados a usar a forma reduzida em Q_k . Ademais, além de incluímos todas as regiões l independentemente, grupamo-las de acordo com a distância em relação a k , em faixas bastante amplas. A perda envolvida com este artifício é que não podemos, com os dados disponíveis, distinguir a renda *per capita* e a população nessas regiões agrupadas. Por isso, somos obrigados a usar a renda regional Y_l em vez das variáveis y_l e N_l , as quais seriam a nossa preferência. Consideramos duas faixas: regiões com seus maiores centros distantes até 1.000 km da região k ; e regiões com seus maiores centros distantes até 2.000 km de k . As rendas regionais nessas faixas são denominadas de Y_1 e Y_2 , respectivamente. A função de demanda (2) pode ser então escrita:

$$\log Q_k = \eta \log P_k + \log [Y_k + b_1 Y_1 + b_2 Y_2] \quad (3)$$

onde b_1 e b_2 são parâmetros correspondentes ao termo $(1 + tx_{kl})^\eta$. A maior falha desta formulação é a suposição implícita de que a elasticidade-renda da demanda é unitária para todos os bens.

Combinando (1) e (3) para eliminar P_k , derivamos:

$$\log Q_k = \frac{\eta}{1-\eta\beta} (\log m + v_0) + \frac{\eta}{1-\eta\beta} \sum_i v_i \log p_{ik} + \frac{1}{1-\eta\beta} \log (Y_k + b_1 Y_1 + b_2 Y_2) \quad (4)$$

Entretanto, Q_k não é, na prática, observável, já que temos apenas o valor do produto em cada região, isto é, $P_k Q_k$. Por esta razão, precisamos somar $\log P_k$ nos dois lados da equação (4) para obtermos:

$$\begin{aligned} \log Q_k + \log P_k &= \left(1 + \frac{\eta}{1-\eta\beta}\right) (\log m + v_0) + \\ &+ \left(1 + \frac{\eta}{1-\eta\beta}\right) \sum_i v_i \log p_{ik} + \beta \log Q_k + \\ &+ \frac{1}{1-\eta\beta} \log (Y_k + b_1 Y_1 + b_2 Y_2) \end{aligned}$$

Simplificando:

$$\begin{aligned} \log (PQ_k) &= \frac{1+\eta}{1-\eta\beta} (\log m + v_0) + \frac{1+\eta}{1-\eta\beta} \sum_i v_i \log p_{ik} + \\ &+ \frac{1+\beta}{1-\eta\beta} \log (Y_k + b_1 Y_1 + b_2 Y_2) \end{aligned} \quad (5)$$

Esta é a equação fundamental na qual se baseia toda a análise de regressão. Os parâmetros aqui são complexos e por isto não podemos inferir o sinal para eles. A razão é que no modelo, devido à elasticidade da demanda, maiores custos resultam em maiores preços, mas também em menores quantidades vendidas. O efeito sobre as vendas (PQ) é, portanto, ambíguo. Entretanto, exploramos uma gama de valores razoáveis na Tabela 2. Seria de se esperar que β , a elasticidade dos custos médios com respeito à escala, estivesse no intervalo 0 a $-2/3$. Com base em evidência técnica, Haldi e Whitcomb (1967) estimaram a mediana em -0.27 para 221 tipos de estabelecimentos industriais. Suprimimos deseconomias de escala.

Para $-1 < \eta < 0$, esperaríamos que $\frac{1 + \eta}{1 - \eta\beta}$ fosse positivo e aproximadamente menor que 1. Esta expressão assume seu menor valor quando $\beta = 0$ (ausência de economias de escala), assumindo um valor igual à unidade mais a elasticidade negativa da demanda. Para $-\infty < \eta < -1$, o valor de $\frac{1 + \eta}{1 - \eta\beta}$ é ambíguo. Mas, por exemplo, com $\beta = -1/3$, assume um valor negativo para $-3 < \eta < -1$ e positivo para $\eta < -3$. $\frac{1 + \eta}{1 - \eta\beta}$ apresenta dificuldades similares de interpretação. O numerador é sempre positivo, dado o espectro de β . O denominador será positivo, a menos que o produto da elasticidade de escala pela elasticidade da demanda

TABELA 2

Valores teóricos dos parâmetros da equação (5)

	$\frac{1 + \eta}{1 - \eta\beta}$	Elasticidade do custo médio com respeito à escala (β)					
		0	-0,05	-0,1	-0,2	-0,4	-0,6
Elasticidade-preço da demanda (η)	0	+1,0	+1,0	+1,0	+1,0	+1,0	+1,0
	-0,5	+0,5	+0,51	+0,53	+0,56	+0,63	+0,71
	-1,0	0	0	0	0	0	0
	-3,0	-2,0	-2,35	-2,86	-5,0	+10,0	2,5
	-10,0	-9,0	-18,0	$-\infty$	+9,0	+3,0	+1,8
	-20,0	-19,0	$-\infty$	+19,0	+6,3	+2,71	+1,73
	$\frac{1 + \eta}{1 - \eta\beta}$	Elasticidade do custo médio com respeito à escala (β)					
		0	-0,05	-0,1	-0,2	-0,4	-0,6
Elasticidade-preço da demanda (η)	0	+1,0	+0,95	+0,9	+0,8	+0,6	+0,4
	-0,5	+1,0	+0,97	+0,95	+0,89	+0,75	+0,57
	-1,0	+1,0	+1,0	+1,0	+1,0	+1,0	+1,0
	-3,0	+1,0	+1,12	+1,29	+2,0	-3,0	-0,5
	-10,0	+1,0	+1,9	$+\infty$	-0,8	-0,2	-0,08
	-20,0	+1,0	$+\infty$	-1,0	-0,27	-0,09	-0,0

seja maior que a unidade; neste caso, pode ser negativo. A interpretação é que grandes economias de escala podem pressionar para baixo os valores unitários das vendas tão substancialmente a ponto de ter um efeito negativo sobre PQ .

A investigação empírica da equação (5) foi feita por etapas. Nas duas primeiras equações, incluímos apenas a própria renda da região, ignorando o efeito de demanda de regiões vizinhas, o que nos possibilitou considerar separadamente os efeitos da renda *per capita* e do tamanho da região (população) na equação:

$$\begin{aligned} \log (PQ_k) = & A_1 + A_2 \sum_{i=1,2} v_i \log p_{ik} + A_3 v_{i=3} + \\ & + A_4 \log Y_k + A_5 \log N_k \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \log (PQ_k) = & B_1 + B_2 \sum_{i=1,2} v_i \log p_{ik} + B_3 v_{i=3} + \\ & + B_4 \log Y_k \end{aligned} \quad (7)$$

onde $i = 1$ ou 2 conforme se refira a trabalhadores produtivos e não-produtivos, respectivamente, e $i = 3$ representa insumo de capital. O objetivo dessas duas equações era o de medir o grau de erro de especificação envolvido quando em equações subseqüentes usarmos o produto agregado regional Y , em vez dos seus componentes renda *per capita* e população, separadamente.

As próximas duas equações aparecem ao adicionarmos sucessivamente à equação (7) a renda das regiões distantes da região k até 1.000 km e a das regiões de 1.000 km a 2.000 km distantes de k :

$$\begin{aligned} \log (PQ_k) = & C_1 + C_2 \sum_{i=1,2} v_i \log p_{ik} + C_3 v_{i=3} + \\ & + C_4 \log (Y_k + C_5 Y_1) \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \log (PQ_k) = & D_1 + D_2 \sum_{i=1,2} v_i \log p_{ik} + D_3 v_{i=3} + \\ & + D_4 \log (Y_k + D_5 Y_1 + D_6 Y_2) \end{aligned} \quad (9)$$

Finalmente, experimentamos ainda outra equação com uma especificação que incorporou um julgamento *ad hoc* sobre o padrão

de localização inter-regional. Onde existem economias de escala, seria de se esperar que o padrão de localização de uma indústria estivesse geograficamente mais concentrado do que a demanda. Pode-se conjecturar que os custos de transporte possam ser minimizados localizando os estabelecimentos industriais nos maiores mercados regionais, a partir dos quais os mercados vizinhos podem ser servidos. Assim, para a região k onde k é grande, poder-se-ia esperar que Y_1 afetasse a demanda do produto da região k positivamente. Mas onde a região é pequena a presença de uma grande região entre seus vizinhos tenderá a afetar a demanda *negativamente*, já que as ofertas da região maior estarão penetrando no seu próprio mercado. Esta descrição representa um distanciamento da teoria discutida previamente nesta seção, na medida em que assume um papel maior para a competição de preço entre produtores de diferentes regiões. Seguindo este raciocínio, a equação (10) inclui o valor Y_1 somente para as sete maiores regiões (por magnitude de renda). A nova variável Y_{13} tem valor Y para estas regiões e 0 para as outras:

$$\begin{aligned} \log (PQ_k) = & E_1 + E_2 \sum_{i=1,2} v_i \log p_{ik} + E_3 v_{i=3} + \\ & + E_4 \log (Y_k + E_5 Y_{13}) \end{aligned} \quad (10)$$

Seguimos o costume convencional de medir o valor do produto pelo valor adicionado. Este procedimento, na medida em que custos de matérias-primas e energia variam de região para região (o que afetará o preço do produto do nosso modelo de *mark up*), introduz um viés. A variável v_i , para $i = 1, 2, 3$, representa, respectivamente, a participação dos trabalhadores envolvidos na produção, a dos não envolvidos e a do capital no valor adicionado para a indústria nacional agregada. A variável p_{ik} , para i representando os tipos 1 e 2 de trabalhadores acima referidos, denota os custos de salário por trabalhador, calculados para a indústria na região k dividindo-se a referida folha de salários pelo número de trabalhadores. Não foi possível, naturalmente, considerar diferentes qualidades de trabalho inter-regionalmente. Custos de capital não estão disponíveis, mas na indústria manufatureira provavelmente não ocorrem grandes variações entre regiões. Isto explica a presença de $v_{i=3}$ como uma

variável independente nas equações (6) a (10): $\log p_{3k}$ é suposto invariável entre as regiões k e fica, portanto, subentendido nos coeficientes A_3 a E_3 .

Para a obtenção dos dados necessários à estimação das cinco equações foi necessário agregar para dois dígitos todos os setores a três dígitos que entram em cada indústria. Esta prática é ilegítima se os verdadeiros valores dos parâmetros m , β e η variam entre setores a três dígitos no interior de uma indústria. Tal variação é de se esperar. Para moderar a “perturbação” introduzida desta forma nas equações, omitimos aqueles setores a três dígitos para os quais tínhamos razões para acreditar que adotam uma tecnologia muito diferente do resto do setor. Este foi, especialmente, o caso do primeiro estágio de processamento de produtos agrícolas e outros produtos naturais.

Já que a nível nacional setores a três dígitos no interior de cada indústria variam muito em tamanho, a variável dependente usada na equação (5) foi a participação da região k no setor a três dígitos agregado nacionalmente. Para corresponder a isso, as medidas de renda Y foram também expressas como proporções da renda nacional.

As equações (8), (9) e (10) não podem ser estimadas por técnicas habituais de mínimos quadrados devido à não-linearidade do último termo de cada uma delas. Isto tornou necessário o uso dos métodos de máxima verossimilhança com informação completa (FIML). Os mesmos métodos foram então usados com referência às equações (6) e (7) para facilitar a comparação de resultados. Algumas equações tiveram que ser abandonadas, seja porque o processo iterativo FIML não convergiu, seja porque geraram valores negativos para as variáveis. Como os logaritmos não são definidos para valores negativos, o método não pode ser aplicado.

Os resultados referentes às 18 indústrias para as quais havia dados suficientes são fornecidos nas Tabelas 3 e 4: a primeira dá os resultados para as equações (6) e (7) e a segunda mostra o efeito de se somar efeitos de demanda inter-regional às equações básicas (somente

os coeficientes das variáveis adicionais estão relatados, já que os de custo e a demanda da própria região são razoavelmente estáveis).

Os coeficientes de custo (A_2 , B_2 , A_3 , B_3) são em geral positivos. Teoricamente, espera-se que A_3 e B_3 tenham o mesmo sinal que A_2 e B_2 , e é este o caso para a maioria dos resultados estatisticamente significativos expostos na Tabela 3. Comparações dos valores estimados para A_2 e B_2 com previsões teóricas da Tabela 2 sugerem a existência de fortes economias de escala ou altas elasticidades de demanda (ou ambos os casos), que são condições necessárias para a obtenção de coeficientes positivos e elevados. A implicação é que baixos custos de mão-de-obra numa região têm uma influência marcante sobre a produção regional em setores onde a demanda é suficientemente elástica e economias de escala estejam presentes. Certamente, diferenciais regionais de custo e economias de escala não deveriam ser ignorados em estudos que explorem a distribuição regional da indústria no Brasil.

Passemos agora para o lado da demanda do modelo. A equação (6) separa a renda regional nos componentes renda *per capita* e tamanho da população da região. Assim, os coeficientes A_4 e A_5 podem ser comparados com o coeficiente B_4 , da mesma forma que apenas a renda regional na equação (7). Esperamos que A_4 difira de A_5 na medida em que a elasticidade da demanda em relação à renda *per capita* difira da unidade. O exame dos coeficientes sugere que este é, deveras, o caso na maioria dos setores. Portanto, a equação (7) está certamente mal especificada. Mas a comparação da boa qualidade da estimativa de (6) e (7), como indicado pela função de verossimilhança logarítmica, sugere que a perda de poder explicativo deve ser pequena. Isto nos conforta quando voltamos para as equações (8), (9) e (10), onde devemos forçar a elasticidade de renda da demanda a ser unitária, por motivos computacionais.

Observando agora a Tabela 4, que mostra os resultados para as equações (8), (9) e (10), podemos adotar imediatamente a seguinte conclusão: não há evidência nesta especificação de que os efeitos de demanda inter-regional sejam importantes na explicação da produção regional. Nem um único coeficiente (C_5 , D_5 , E_5 e D_6) alcança sequer um nível de 10% de significância. Este resultado é de certa maneira surpreendente, e duas razões para isso podem ser sugeridas.

Determinantes da produção regional por indústria — 1970

Setores	Equações	A ₁ , B ₁	A ₂ , B ₂	A ₃ , B ₃	A ₄ , B ₄ '	A ₅	N	SSR	LLF
10 — Materiais Não-Metálicos	(6)*	1,522 (0,98) -3,139	1,714 (1,88) 1,465 (1,85)	-2,349 (-1,15) -7,284	0,742 (2,85) 1,048	1,231 (6,99)	102	120,253	-153,127
11 — Metalúrgica	(6)	-3,006 (-2,14) -16,033 (-5,51)	6,201 (3,71) 6,239 (3,74)	6,805 (1,84) 7,006 (1,89)	1,185 (5,08) 1,155 (8,10)	1,135 (4,86)	75	53,451	-93,720
12 — Mecânica	(6)*	-3,963 (-2,54) -13,705 (-8,24)	2,347 (3,28) 2,431 (2,50)	3,457 (2,36) 3,585 (1,74)	1,966 (9,00) 1,522 (12,84)	1,115 (6,12)	65	33,780	-70,961
13 — Material Elétrico	(6)	-16,524 (-4,745) -26,691 (-8,03)	7,400 (5,54) 7,416 (5,68)	18,030 (4,48) 18,060 (4,66)	1,455 (2,89) 1,464 (6,57)	1,473 (3,04)	40	38,268	-35,872
14 — Material de Transporte	(6)	0,270 (0,06) -8,363 (-2,33)	1,769 (0,84) 1,345 (0,57)	-3,018 (-4,041) -4,700	2,524 (5,70) 1,620	0,905 (2,97)	46	69,102	-74,631
15 — Madeira (exclusive 151)	(6)*	-5,861 (-1,30) -11,883 (-3,44)	4,796 (1,64) 6,724 (2,90)	2,507 (0,48) 4,750 (0,80)	1,737 (3,17) 0,739 (1,97)	0,199 (0,57)	38	50,984	-59,504
16 — Mobiliário	(6)	-0,522 (0,23) -8,726 (-4,91)	4,067 (1,58) 4,024 (1,92)	-1,284 (0,54) -1,283 (-0,55)	1,157 (3,64) 1,183 (8,11)	1,200 (7,09)	42	57,124	-61,665
17 — Papel	(6)	-15,475 (-2,16) -23,587 (-4,09)	3,514 (1,03) 5,717 (1,92)	16,319 (7,75) 18,351 (2,29)	2,284 (2,42) 1,110 (3,26)	0,345 (0,52)	25	13,650	-32,616
18 — Borracha (exclusive 181)	(6)*	-21,482 (-3,77) -28,946 (-6,90)	13,803 (3,54) 16,984 (6,03)	21,415 (3,50) 19,176 (4,22)	1,308 (2,34) 1,116 (5,29)	1,342 (5,09)	20	6,968	-17,835
	(7)						20	9,760	-21,204

19 --- Couros e Peles	(6)*	1.108 (0,10)	5.178 (1,57)	-5,921 (-0,77)	1.054 (2,04)	0,513 (1,41)	22	14,837	--26,884
20 - Química	(7)	-3,717 (-0,73)	3,630 (1,60)	-5,642 (-0,83)	0,721 (3,30)	15,272	22	15,272	--27,201
23 - Matérias Plásticas	(7)	-38,73 (-0,49)	2,703 (1,20)	0,492 (0,10)	1,213 (3,13)	0,723 (1,94)	69	120,512	-117,145
24 --- Têxtil (exclusive 241)	(6)*	-10,497 (-1,19)	6,709 (0,81)	-5,300 (-0,02)	1,202 (6,52)	0,376 (0,58)	69	126,139	--118,726
25 --- Vestuário e Calçados	(6)	-10,318 (-3,55)	8,451 (1,46)	7,803 (0,82)	2,281 (1,88)	31,535	27	35,138	--41,875
26 --- Produtos Alimentares	(7)	-3,018 (-0,52)	2,143 (0,75)	1,552 (0,22)	1,294 (2,90)	0,734 (2,49)	45	57,507	-49,370
27 --- Bebidas	(6)*	-9,210 (-2,66)	2,623 (1,49)	1,682 (0,27)	0,934 (5,08)	1,088 (3,37)	45	58,691	--69,829
28 --- Editoriais e Gráficas	(7)	-5,339 (-1,19)	3,560 (1,09)	5,351 (1,00)	1,550 (3,23)	58,439	48	58,439	-72,832
29 --- Diversas	(6)	-14,280 (-3,90)	4,639 (1,72)	3,827 (1,10)	1,237 (7,61)	55,069	48	55,069	--73,089
	(6)	-0,173 (-0,04)	6,290 (3,41)	-1,969 (-0,44)	0,923 (3,85)	1,016 (6,74)	131	155,655	--197,176
	(7)	-6,931 (-1,86)	6,098 (3,40)	-2,069 (-0,46)	0,983 (9,65)	195,748	131	195,748	-107,215
	(6)*	-21,398 (3,51)	11,048 (4,72)	21,557 (3,29)	0,771 (2,81)	0,869 (3,47)	50	45,772	--68,738
	(7)	-27,793 (-5,76)	11,164 (5,66)	22,107 (3,83)	0,838 (6,01)	45,880	50	45,880	--68,797
	(6)	3,819 (0,99)	0,909 (0,51)	-7,210 (-1,41)	1,568 (4,04)	1,020 (5,02)	39	11,675	--31,819
	(7)	-4,379 (-1,78)	1,650 (0,93)	-7,194 (-2,11)	1,177 (6,82)	12,004	39	12,004	--33,312
	(6)	-7,118 (-2,17)	5,895 (3,02)	3,986 (1,01)	1,898 (5,99)	0,509 (2,52)	60	51,070	--80,302
	(7)	-13,739 (-4,58)	6,206 (6,31)	4,986 (1,21)	1,931 (8,51)	60,578	60	60,578	--85,424

*Estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários quando o programa FIML falhou.

NOTAS: N = número de observações.

SSR = soma dos resíduos ao quadrado.

LLF = função de verossimilhança em logaritmo.

Os valores entre parênteses são as estatísticas t.

TABELA 4

Determinante da produção regional: efeitos inter-regionais — 1970

Sétors	Equações	C ₄ , D ₄ , E ₄	C ₅ , D ₅	D ₆	E ₅	N	SSR	LLF
10 --- Minerais Não-Metálicos	(8)	1,054 (9,71)	0,017 (0,12)			102	122,231	---153,160
	(9)	1,111 (7,81)	0,016 (0,12)	0,026 (0,55)		102	121,711	- 153,742
	(10)	0,904 (7,20)			0,320 (1,00)	102	115,165	---130,923
11 --- Metalúrgica	(8)	1,106 (7,91)	-0,008 (-0,99)			75	52,41	- 92,980
	(9)	1,287 (8,89)	-0,005 (-0,55)	0,010 (1,396)		75	51,24	- -92,135
	(10)	1,094 (7,91)			0,075 (1,18)	75	51,78	- -92,523
12 --- Mecânica	(8)	1,597 (12,01)	0,009 (1,29)			65	36,29	---73,29
	(9)	1,554 (8,98)	0,007 (1,02)	-0,002 (-0,55)		65	36,13	- 73,15
	(10)	1,531 (12,32)			-0,014 (-0,47)	65	36,80	- -73,74
13 --- Material Elétrico	(8)	1,374 (5,90)	-0,026 (2,15)			40	34,925	---54,044
	(9)	1,464 (6,55)			0,001 (0,02)	40	38,247	- 55,861
14 --- Material de Transporte	(8)	1,694 (6,63)	0,008 (0,08)			46	78,313	- -77,509
	(9)	1,571 (9,21)	-0,007 (-0,88)	-0,001 (-0,26)		46	76,382	- -76,935
	(10)	1,620 (6,06)			0,00602 (0,0003)	46	77,620	- -77,304
15 --- Madeira (exclusive 151)	(8)	1,065 (2,25)	0,102 (1,20)			38	49,361	- -58,967
	(9)							
	(10)							

16 --- Mobiliário	(8)	1.192 (8,07)	0,005 (0,61)			42	13,54	- 35,825
	(9)	1.187 (6,96)	0,004 (0,53)	-0,0002 (-0,48)		42	13,54	- 35,825
	(10)	1.154 (7,38)			0,033 (0,47)	42	13,509	- 35,775
17 --- Papel	(8)	1.522 (3,31)	0,073 (1,57)			25	20,710	- 33,124
	(9)	1.238 (2,61)	0,033 (0,72)	-0,027 (-1,19)		25	20,482	- 32,982
	(10)	1.111 (3,18)		-0,059 (-0,05)		25	24,170	- 35,052
18 --- Borracha (exclusive 181)	(8)	1.122 (5,26)	0,0002 (0,017)			20	9,747	- 21,191
	(9)	1.608 (7,57)	-0,0002 (-0,04)	0,014 (0,86)		20	6,851	- 17,665
	(10)	1.354 (9,45)			-0,032 (-0,56)	20	6,379	- 16,951
19 --- Couros e Peles	(8)	0.702 (3,13)	-0,009 (0,15)			22	15,241	- 27,179
	(9)	0.792 (1,37)	-0,004 (-0,05)	0,017 (0,16)		22	15,065	- 27,051
	(10)	0.770 (3,23)			-0,050 (-0,62)	22	14,931	- 26,953
20 --- Química	(8)	0.990 (5,40)	-0,0004 (-0,01)			69	123,356	- 117,950
	(9)	1.267 (3,13)	-0,030 (-1,68)	0,035 (1,03)		69	97,110	- 109,697
	(10)	1.398 (2,76)	0,082 (1,22)			27	31,481	- 40,385
23 --- Matérias Plásticas	(9)	1.776 (2,10)	0,089 (1,18)			27	28,731	- 39,150
	(10)	0.757 (4,17)		0,043 (0,62)		45	57,061	- 69,195
24 --- Têxtil (exclusive 241)	(8)	0.900 (3,36)	-0,012 (-1,18)			45	55,838	- 68,707
	(9)	8.030 (4,54)		0,008 (0,62)		45	58,693	- 69,829
	(10)				0,0005 (0,03)	45		

(continua)

(conclusão)

Sectores	Equações	C ₄ , D ₄ , E ₄	C ₅ , D ₅	D ₆	F ₅	N	SSR	LLF
25 --- Vestuário e Calçados	(8)	1,269 (7,78)	0,014 (0,62)			48	58,338	-72,790
	(9)	1,500 (5,16)	0,025 (0,89)	0,021 (1,14)		48	56,634	-72,079
	(10)	1,256 (7,18)			-0,002 (-0,22)	48	59,049	-73,081
26 --- Produtos Alimentares	(8)	0,985 (9,63)	0,006 (0,59)			131	155,741	-197,212
	(9)	1,132 (7,70)	0,004 (0,36)	0,009 (1,51)		131	152,329	-195,761
	(10)	0,898 (8,00)			0,141 (0,95)	131	153,051	-196,071
27 --- Bebidas	(8)	0,816 (6,01)	-0,013 (-1,75)			50	43,300	-67,550
	(9)							
29 --- Editorial e Gráfica	(10)	0,861 (5,45)			-0,001 (-0,01)	50	45,865	-68,789
	(8)	1,181 (6,98)	0,004 (0,43)			39	12,509	-32,165
	(9)	1,244 (7,73)	0,004 (0,43)	0,004 (0,60)		39	11,909	-32,353
30 --- Diversas	(10)	1,239 (7,19)			-0,050 (-1,73)	39	11,869	-32,141
	(8)	1,032 (8,61)	0,0004 (0,03)			60	60,579	-85,424
	(9)	0,926 (7,35)	-0,0017 (-0,14)	-0,0085 (-1,59)		60	57,022	-83,609
	(10)	1,071 (8,48)			-0,047 (-1,19)	60	59,372	-84,82

NOTAS: N = número de observações.

SSR = soma dos resíduos ao quadrado.

LLF = função de verossimilhança em logaritmo.

Os valores entre parênteses são as estatísticas *t*.

A primeira é que Y_k tende a ser multicolinear com Y_1 e Y_2 , e em menor medida com Y_{13} , o que reflete a distribuição geográfica de regiões pobres e ricas no Brasil. Uma região rica tem um bom acesso a outras regiões, uma pobre somente a outras pobres. A segunda razão é que a acessibilidade a outros mercados regionais tende a ser nas duas direções. Uma região ganha demanda dos seus vizinhos, mas tem de aceitar que seu "mercado doméstico" seja penetrado por produtos das regiões vizinhas, especialmente onde os bens são diferenciados. A região em questão ganha então uma parcela de um mercado regional, mais amplo, parcela esta cuja dimensão é, a grosso modo, proporcional ao seu tamanho em relação ao mercado total. Esta explicação supõe que o comércio nas duas direções, no caso de bens similares porém diferenciados, é uma característica comum. Infelizmente, nenhum desses efeitos pode ser facilmente incorporado à nossa análise.

Entretanto, os resultados são consistentes com um modelo alternativo de desenvolvimento industrial regional que associa o crescimento de uma região somente à economia desta mesma região. As equações (6) e (7) demonstraram a força da demanda regional para explicar a produção regional. A demanda inter-regional não é importante, e isto é consistente com os resultados negativos da Seção 2 deste trabalho com respeito à especialização regional em 1970. Nesta interpretação, a produção num setor regional em particular é determinada pela demanda regional "doméstica", supondo que esta seja suficiente para explicar a localização de um estabelecimento industrial de escala mínima. A diversificação da estrutura regional pode ser explicada por estágios de implantação da indústria: primeiro, o processamento de matérias-primas locais e, segundo, o desenvolvimento do setor de bens de consumo, seguido, à medida que a economia regional cresce, por setores de bens intermediários e de capital. Neste modelo, as regiões são relativamente fechadas ao comércio inter-regional. Duas conclusões de política então se seguem: primeiro, parece ser o caso no Brasil, em 1970, de que o desenvolvimento industrial regional foi dominado pela saúde da economia regional local e, segundo, será de particular interesse re-

traçar as mudanças durante o período 1970/80, quando o transporte inter-regional foi sensivelmente melhorado numa tentativa de integrar a economia nacional. Uma questão de particular interesse é saber se a abertura comercial influenciou adversamente os produtores de pequena escala em economias regionais menores ou se algo como uma divisão regional do trabalho está começando a aparecer.

Bibliografia

- BALASSA, B. *A stages approach to comparative advantage*. World Bank Paper, out. 1977.
- CAVES, R. E. Intraindustry trade and market structure in the industrial countries. *Oxford Economic Papers*, 33:203-23, 1981.
- DAS, S. P. Economies of scale, imperfect competition and the pattern of trade. *Economic Journal*, 92:684-93, 1982.
- ETHIER, W. J. National and international returns to scale in the theory of international trade. *American Economic Review*, 72:389-405, 1982.
- GRUBEL, H. G., e LLOYD, P. J. *Intraindustry trade*. London, Macmillan, 1975.
- HALDI, J. S., e WHITCOMB, D. Economies of scale in industrial plants. *Journal of Political Economy*, 75:373-85, 1967.
- HARKNESS, H. Factor abundance and comparative advantage. *American Economic Review*, 68:784-800, 1978.
- HAY, D. A. The location of industry in a developing country: the case of Brazil. *Oxford Economic Papers*, 31:92-120, 1979.
- HEKMAN, J. S. An analysis of the changing location of iron and steel production. *American Economic Review*, 68:123-33, 1978.
- HELLEINER, G. K. Industry characteristics and the competitiveness of manufacturers from LDCs. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 112: 507-24, 1976.

KRUGMAN, P. Scale economies, product differentiation and the pattern of trade. *American Economic Review*, 70:950-9, 1980.

SILVA, Paulo Fontenele E. *Aspectos tecnológicos da estrutura industrial brasileira*. Rio de Janeiro, BNDE, 1980.

TAVARES, Maria da Conceição. *Estrutura industrial e empresas líderes*. Rio de Janeiro, FINEP, 1980.

(Originais recebidos em dezembro de 1982. Revisitos em outubro de 1983.)

