Diferenciais de produtividade industrial e estrutura urbana *

HAMILTON C. TOLOSA **

1 — Introdução

Dentro de uma concepção econômica, a cidade é o resultado das decisões locacionais das firmas, consumidores e governo. É evidente que tais decisões não são determinadas exclusivamente por considerações econômicas e fatores de naturza sócio-política afetam os agentes econômicos em maior ou menor grau, dependendo inclusive do estágio de desenvolvimento em que se encontra o país. No Brasil, a indústria desempenha o papel de líder no processo de crescimento e, devido à crescente complexidade e interdependência da economia, os demais segmentos da sociedade são amplamente afetados pelas decisões tomadas no setor industrial. Ademais, na medida em que o governo se preocupe com objetivos do tipo de ocupação territorial e/ou reorganização do sistema urbano, será preciso, antes de mais nada, dispor de instrumentos de política econômica capazes de regular o comportamento locacional da indústria. Contudo, este setor não forma um todo homogêneo e na prática os vários gêneros de indústria baseiam suas decisões em fatores locacionais os mais diferenciados.

O objetivo do presente artigo é identificar e testar empiricamente os principais fatores locacionais na indústria de transformação, procurando associá-los às atuais características do sistema de cidades brasileiras. Dentre estes fatores, foram selecionados como mais importantes os seguintes: tamanho urbano, acessibilidade ao mercado, interdependência industrial e tipo de região.

* O autor agradece os comentários de Cláudio R. Contador, Wilson Suzigan, Annibal V. Villela e a assistência de Leila M. Matzenbacher na fase de computação e análise crítica dos dados.

** Do Instituto de Pesquisas do IPEA.

Convém ressaltar que o principal interesse deste estudo reside no fato de que a unidade básica de observação é a cidade ou, em outras palavras, as equações de produtividade média foram estimadas com base em uma *cross-section* para 1969, individualizada por gênero industrial e por centro urbano.[1] Infelizmente não foi possível dispor de uma desagregação industrial maior que dois dígitos.

As seções que se seguem começam com uma breve discussão teórica do modelo da função de produção, procurando destacar o papel das economias de aglomeração como fator de mudanças tecnológicas neutras. A terceira seção faz uma análise crítica das informações estatísticas e a quarta apresenta e interpreta os resultados das estimações econométricas. Finalmente, a quinta seção resume as principais conclusões do estudo e procura indicar futuras linhas de pesquisa.

2 — Formulação teórica: a função de produção

Suponhamos inicialmente que a função de produção de uma determinada indústria tenha a forma genérica

$$V = f\ (K, L) \tag{1}$$

onde V representa o valor adicionado gerado pela indústria em certo período de tempo, geralmente um ano; K é o estoque de capital e L o volume de mão-de-obra empregada na obtenção de V. Supõe-se, ainda, que a função de produção satisfaça as condições neoclássicas usuais, isto é, produtos marginais positivos e decrescentes. Admite-se também que a taxa marginal de substituição entre K e L dependa apenas da relação K/L ou, em outras palavras, que a curvatura da isoquanta independa da escala de produção, V.[2]

1 Em geral, os estudos para o caso brasileiro utilizam informações a nível estadual. Ver, por exemplo, C.A. Rocca, "Productivity in Brazilian Manufacturing", *in* J. Bergsman, *Brazil: Industrialization and Trade Policies* (London: Oxford University Press, 1970); e D. Garcia Munhoz, *Diferenças Interregionais na Eficiência Industrial* (Departamento de Economia, Universidade de Brasília), Textos para Discussão, n.º 4 (novembro de 1972), mimeo.

2 Tal função de produção é dita homotética.

A grande maioria dos estudos empíricos sobre funções de produção adota formas onde as elasticidades (de escala e de substituição) são supostas constantes. Se o objetivo é verificar as possibilidades de substituição entre insumos, emprega-se a função CES, escrita como:

$$V = A\,[\delta\, K^{-\rho} + (1 - \delta)\, L^{-\rho}]^{-v/\rho} \tag{2}$$

ou dividindo por L, obtém-se a seguinte expressão para a produtividade média da mão-de-obra

$$V/L = A\ L^{v-1}\,[(1 - \delta)] + \delta (K/L)^{-\rho}]^{-v/\rho} \tag{3}$$

onde A é o parâmetro de eficiência técnica. Uma variação de A altera a produtividade média sem afetar a taxa marginal de substituição entre o capital e a mão-de-obra. Representa, pois, uma mudança tecnológica neutra. Da mesma forma, qualquer alteração no grau de homogeneidade ou elasticidade de escala v resulta numa mudança tecnológica neutra. Quando $v = 1$ a função de produção apresenta rendimentos constantes de escala; quando $v \neq 1$, os rendimentos são variáveis. Finalmente, δ é o parâmetro distributivo e, σ, a elasticidade de substituição, definida como:

$$\sigma = \frac{d\ log\ (K/L)}{d\ log\ (f_L/f_K)} = \frac{1}{1 + \rho} \tag{4}$$

A elasticidade de substituição mede o grau de curvatura da isoquanta, ou seja, a facilidade de substituição entre capital e trabalho.

A estimação empírica dos parâmetros da equação (3) é complexa e emprega métodos não-lineares.[3] Como alternativa mais simples, as elasticidades de escala e de substituição podem ser estimadas diretamente a partir da equação da demanda de mão-de-obra. Admitindo a existência de um mercado competitivo, onde os empresários maxi-

[3] É possível, contudo, obter uma aproximação linear da equação (3). Para isto, o termo não-linear é expandido numa série de Taylor para $\rho = 0$, desprezando-se os termos maiores que segunda ordem. Este método é devido a J. Kmenta, "On the Estimation of the CES Production Function", *in International Economic Review*, vol. 8 (1967), pp. 180-189.

mizam os seus lucros, a condição de eficiência econômica no mercado de trabalho é escrita como:

$$f_L = \omega \tag{5}$$

ou seja, a produtividade marginal deve igualar a taxa de salário real (ω).

Derivando a CES com relação a L, substituindo em (5) e tomando os logaritmos de ambos os membros, obtém-se:

$$log\ (V/L) = a + b\ log\ \omega + c\ log\ L \tag{6}$$

onde $b = v/(v + \rho)$ e $c = -\rho\ (1 - v)\ (v + \rho)$. Por sua vez, a elasticidade de substituição é calculada pela relação $\sigma = b/(1 + c)$.

No caso especial de rendimentos constantes de escala $(v = 1)$, resulta que $c = 0$ e $b = \sigma$, donde a equação (6) toma a forma:

$$log\ (V/L) = a + \sigma\ log\ \omega \tag{7}$$

O grau de homogeneidade da CES pode ser testado através da equação (6). No caso de um valor para c significantemente diferente de zero, há evidência de rendimentos variáveis de escala. O valor da elasticidade de escala pode então ser calculado a partir da relação:

$$v = 1 + c/(1 + b)$$

porém a qualidade dessa estimativa depende fundamentalmente do desvio de b em relação à unidade. [4] Quando v é igual a zero, a equação (7) permite uma estimativa mais precisa da elasticidade de substituição uma vez que σ aparece nessa equação como um parâmetro de primeira ordem.

4 Griliches e Ringstad argumentam que raramente o valor de b se afasta muito da unidade, o que conduz a estimativas pouco confiáveis de v; ver Z. Griliches, V. Ringstad: *Economies of Scale and the Form of the Production Function* (Amsterdam: North-Holland Publishing, Co., 1971), p. 12.

Quando $\sigma = 1$, a função de produção pode ser especificada na forma mais simples de uma função Cobb-Douglas (CD).[5] A *CD* é, assim, um caso especial da *CES* e pode ser escrita como:

$$V = A \ K^{\alpha} \ L^{\beta} \tag{8}$$

onde as variáveis são interpretadas como anteriormente e os parâmetros α e β são, respectivamente, as elasticidades do produto em relação ao capital e à mão-de-obra. Nesse caso, a elasticidade de escala, ou grau de homogeneidade da função, é calculada pela soma desses dois parâmetros. Analogamente à função anterior, A representa o parâmetro de eficiência técnica e progresso tecnológico neutro.

A função de produção CD para um estabelecimento típico ou representativo da indústria poderia então ser escrita como:

$$V/E = A \ (K/E)^{\alpha} \ (L/E)^{\beta}$$

onde E representa o número de estabelecimentos na indústria. Dividindo ambos os membros da equação por L/E, resulta que

$$V/L = A \ (K/L)^{\alpha} \ (L/E)^{(\alpha + \beta - 1)} \tag{9}$$

Embora seja indiferente estimar os parâmetros da CD pela equação (8) ou (9), esta última apresenta a vantagem de introduzir explicitamente a variável tamanho médio dos estabelecimentos (L/E), o que permite, conforme veremos na Seção 3, corrigir algumas distorções da amostra. Além disso, a elasticidade da produtividade média em relação ao tamanho médio dos estabelecimentos indica diretamente em que medida a indústria se afasta de um modelo com rendimentos constantes de escala.

2.1 — As economias de aglomeração como fator determinante de mudanças tecnológicas neutras

A decisão de uma firma de localizar-se em determinado centro urbano depende, de um lado, dos preços dos insumos e serviços de infra-estrutura, e de outro, das economias de aglomeração obtidas

[5] Ver M. Brown, *On The Theory and Measurement of Technological Change* (Cambridge: Cambridge University Press, 1966).

nesse centro. Agindo racionalmente, a firma compara, para cada tipo de cidade, os custos da infra-estrutura com as vantagens derivadas das economias de aglomeração, escolhendo finalmente aquele tamanho urbano que lhe maximize os lucros. Quanto maiores as economias de aglomeração, mantido constante o nível dos lucros, a firma estará disposta a pagar um preço mais alto pelos serviços da infra-estrutura.

De maneira geral, os custos da infra-estrutura são positivamente correlacionados com o tamanho da cidade.[6] A composição da demanda e a qualidade desses serviços variam com a estrutura e dimensão da cidade. Ademais, é plausível admitir que os preços que as firmas estarão dispostas a pagar crescem a taxas decrescentes com o tamanho urbano, ou podem mesmo apresentar um máximo, denotando a presença de deseconomias líquidas de aglomeração após certo tamanho crítico. É com base nessas duas curvas, de custos da infra-estrutura (oferta) e de preços que os empresários estão dispostos a pagar (demanda), que o tamanho urbano ótimo, do ponto de vista da firma, será determinado.[7]

É evidente que a prática é bem mais complexa que a discussão acima deixa antever. Considerações quanto ao número de firmas competidoras, interdependência industrial e indivisibilidades tornam difícil a generalização do modelo. A localização industrial nos grandes centros significa a proximidade de intermediários financeiros e serviços especializados de reparo e manutenção de equipamentos, a disponibilidade de mão-de-obra qualificada e serviços de infra-estrutura em nível adequado, o acesso às inovações tecnológicas, novos métodos de organização e informações sobre o mercado, bem como proximidade dos fornecedores de insumos (e, conseqüentemente, a redução dos estoques médios de peças e componentes) e consumidores intermediários e finais. Pelo lado negativo, podem ocorrer deseconomias de aglomeração devido ao congestionamento de tráfego, altos salários, elevação do custo de vida, preços da terra crescentes, poluição ambiental, etc.

6 Ver H. C. Tolosa, "Macroeconomia da Urbanização Brasileira", *in Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 3, n.º 3 (1973).

7 Para uma discussão completa desse modelo, ver E. Von Boventer, "Optimal Spatial Structure and Regional Development", *in Kyklos*, vol. 23, n.º 4 (1970), pp. 903-926.

Em qualquer situação, contudo, as economias de aglomeração sobressaem como um fator extremamente importante para explicar as decisões locacionais da indústria e, como conseqüência, os diferenciais de produtividade industrial entre cidades.

Do ponto de vista empírico, é difícil distinguir os efeitos dos diferentes tipos de economias de aglomeração. As economias de urbanização, por exemplo, são suficientemente gerais e abrangentes para incluir vários dos efeitos comumente associados com as economias de localização. Nessas condições, a multicolinearidade entre as variáveis independentes causa o aparecimento de grandes desvios-padrão para as estimativas dos parâmetros (de eficiência técnica) da função de produção.

Intuitivamente, a presença das economias de aglomeração conduz a mudanças tecnológicas não-neutras, isto é, afeta a taxa marginal de substituição entre capital e trabalho. Nesse caso, a função de produção poderia ser escrita genericamente como:

$$V = F\ (K, L, S) \text{ e } f_{K/L,\,S} \neq 0$$

onde S denota um efeito de escala devido às economias de aglomeração. Na prática, devido às dificuldades de estimação econométrica, supõe-se que o efeito de escala seja do tipo neutro,[8] isto é, que,

$$V = A\ (S)\ g\ (K, L) \text{ e } g_{K/L,\,S} = 0 \qquad (10)$$

onde $A\ (S)$ é o parâmetro (ou função) de eficiência técnica.

Finalmente, é conveniente ressaltar que nem sempre é possível distinguir com clareza os efeitos das economias de aglomeração de outros efeitos,[9] tais como as diferenças na qualidade da mão-de-obra, que não dependem exclusivamente da escala de operação da indústria ou do centro urbano. Esse é o caso, por exemplo, das características demográficas da força de trabalho (idade, sexo) e, de certo modo, da educação (genérica). O mesmo ocorre, em menor

[8] Note-se que esta é uma hipótese bastante restritiva, principalmente quando se considera que as economias de aglomeração normalmente afetam os preços relativos dos fatores de produção.

[9] Para a discussão dessas questões, ver J.T. Bridge, *Applied Econometrics* (Amsterdam: North-Holland and Publishing Co., 1971), Cap. VI, especialmente pp. 365-371.

grau, com outros fatores de produção, tal como a capacidade empresarial, que depende de fatores históricos (tradição industrial) e culturais (aversão ao risco).

3 — Dados e definição das variáveis

As equações da demanda de mão-de-obra (6) e a função de produção (10) foram estimadas para o total da Indústria de Transformação e para cada um dos 21 gêneros (2 dígitos) daquela indústria em 99 cidades com população urbana igual ou superior a 50 mil habitantes em 1970. Teríamos assim um total de 22 equações de demanda de mão-de-obra e 22 funções de produção estimadas com base em um máximo de 99 observações. Note-se, entretanto, que com exceção do total da indústria de transformação, nenhum dos 21 gêneros industriais encontrava-se presente em todos os centros urbanos da amostra.

Os dados industriais foram obtidos a partir de tabulações especiais da Produção Industrial [10] em 1969 para os 99 centros urbanos selecionados, cinco dos quais constituem áreas metropolitanas. [11] As variáveis básicas obtidas nessas tabulações, onde i é o setor ou gênero industrial e h a cidade, são as seguintes:

VTI_{ih} = valor da Transformação Industrial em 1969 (Cr$ 1.000)

PO_{ih} = pessoal ocupado em 31 de dezembro de 1969 (número de pessoas)

FS_{ih} = folha anual de salários (Cr$ 1.000)

CI_{ih} = consumo industrial de energia elétrica (Cr$ 1.000)

NE_{ih} = número de estabelecimentos.

10 IBGE — DEICOM, *Produção Industrial 1969* (Rio de Janeiro, 1971).

11 Foram incluídas nessas áreas apenas as cidades mais importantes em termos de população urbana e/ou produção industrial. São as seguintes as áreas metropolitanas: Grande Porto Alegre (Porto Alegre, Alvorada, Cachoeirinha, Canoas, Esteio, São Leopoldo e Novo Hamburgo); Grande Belo Horizonte (Belo Horizonte e Contagem); Grande Recife (Recife, Olinda e Paulista); Grande Rio (Guanabara, Niterói, São Gonçalo, Duque de Caxias, Nilópolis, Nova Iguaçu e São João de Meriti); Grande São Paulo (São Paulo, Diadema, Guarulhos, Mauá, Osasco, Mogi das Cruzes, São Bernardo do Campo, Santo André, São Caetano do Sul e Carapicuíba).

Com base nessas informações, pode-se definir as variáveis utilizadas nas equações (6) e (10) como:

produtividade média $(V/L) = VTI_{ih}/PO_{ih}$
taxa de salário $(W) = FS_{ih}/PO_{ih}$
relação capital/mão-de-obra $(K/L) = CI_{ih}/PO_{ih}$
tamanho médio dos estabelecimentos $(L/E) = PO_{ih}/NE_{ih}$
quantidade de mão-de-obra empregada $(L) = PO_{ih}$

Cabem aqui alguns comentários acerca da definição dessas variáveis. De um lado, o *VTI* é um substituto imperfeito para o valor adicionado na indústria, uma vez que compreende despesas, tais como propaganda, publicidade, etc., não incluídas na definição de valor adicionado. De outro, não se dispõe de informações sobre o número de horas trabalhadas, sem dúvida uma medida mais representativa do insumo de trabalho na função de produção que o número de pessoas ocupadas.[12] Tanto o *VTI* como a folha de salários são expressos em termos anuais, de modo que a unidade de medida da produtividade e da taxa de salários é em Cr$ 1.000 por ano.

A relação capital/mão-de-obra é uma variável fundamental na função de produção. Na ausência de informações sobre o estoque de capital ou mesmo sobre a força motriz instalada, decidiu-se utilizar o consumo de energia elétrica para fins industriais como uma *proxy* para o capital. Esse procedimento tem a vantagem de utilizar um insumo (eletricidade) homogêneo, não-estocável, e de qualidade invariante e, por isso, não apresenta problemas de mensuração e agregação.[13] O consumo de energia elétrica é dessa forma diretamente associado com a utilização efetiva do estoque de capital e não com a capacidade instalada. Alternativamente, foi também tes-

[12] O número de homens-horas trabalhadas incorpora diferenças em dias trabalhados por ano, horas extras, etc., e, portanto, reflete melhor a utilização efetiva da mão-de-obra.

[13] Em um interessante estudo sobre a Inglaterra, Heathfield conclui que o consumo de energia elétrica como medida de utilização de capital é útil para comparações (*cross-section*) inter-regionais de grupos de indústrias similares. Ver D.F. Heathfield, "The Measurement of Capital Usage using Eletricity Consumption Data for the U.K.", *in Journal of the Royal Statistics Society* (A, 135, 1972), especialmente pp. 208-210.

tada uma medida do excedente, definido como $(VTI\text{-}FS)/PO$, como segunda *proxy* para a relação capital/mão-de-obra.

A amostra do IBGE/DEICOM discrimina contra os pequenos estabelecimentos.[14] Por essa razão, o tamanho médio dos estabelecimentos foi calculado apenas para aquelas unidades de tamanho igual ou maior que 20 pessoas ocupadas, introduzindo, assim, um viés para cima na variável L/E.[15]

Em conseqüência, os resultados das equações ajustadas passam a ser especialmente válidos para aquele estrato de tamanho.

Finalmente, é preciso definir as variáveis que compõem a função $A(S)$. Conforme vimos na seção anterior, as economias de aglomeração exercem influência sobre a produtividade média através de quatro variáveis: o tamanho da cidade, a acessibilidade ao mercado nacional, a estrutura de produção da cidade e a região onde se encontra localizada a indústria.

Na ausência de uma medida que melhor represente o tamanho da cidade, utilizou-se a população urbana de cada centro segundo o Censo Demográfico de 1970. Para representar a acessibilidade ao mercado nacional, foram testadas duas variáveis alternativas. A primeira mede o potencial de cada centro urbano na amostra com relação a todas as cidades brasileiras com população igual ou superior a 20 mil habitantes. A segunda variável mede a distância até a área metropolitana mais próxima, ponderada pelo tipo de via de acesso. Embora utilizadas alternativamente, essas duas variáveis têm interpretações diferentes. Com efeito, o potencial representa acessibilidade ao mercado em termos nacionais enquanto a distância tem um sentido mais regional, uma vez que se refere apenas à área metropolitana (principal mercado regional) mais próxima.

14 O critério da amostra do IBGE/DEICOM estabelece que, para cada gênero industrial, os estabelecimentos são incluídos segundo a ordem decrescente do seu valor das vendas até que seja atingido 90% do total das vendas em cada gênero.

15 Admite-se que os estabelecimentos com mais de 20 pessoas estejam integralmente representados na amostra. Dessa forma, a variável tamanho médio dos estabelecimentos passou a ser calculada através da fórmula:

$$PO_{ih}\ (> 20\ pessoas)/NE_{ih}\ (> 20\ pessoas)$$

Por sua vez, o índice de potencial urbano foi calculado de duas maneiras. Primeiramente, utilizou-se o potencial de renda estimado por Babarovic[16] para 78 dos 99 centros de amostra, com base na fórmula:

$$P_j = \sum_{i=1}^{n} \frac{s_i N_i}{d_{ij}}$$

onde P_j é o potencial do centro j, N_i é a população urbana do centro i em 1967, obtida aplicando-se à população de 1960 as taxas de crescimento da última década, d_{ij} é a distância virtual ou ponderada pelo tipo de via de acesso[17] entre os centros i e j e, finalmente, s_i são ponderações calculadas a partir da renda familiar média em cada cidade.[18]

Numa segunda versão, calculou-se o potencial de população, isto é, fazendo $s_i = 1$ para todo i, e empregando-se para isto a população urbana segundo o Censo de 1970. Conforme veremos mais adiante, em termos econométricos os dois procedimentos conduzem a resultados muito semelhantes, tendo-se assim optado pela versão mais simples, ou seja, a do potencial de população.

Para determinar a distância à metrópole mais próxima, identificou-se primeiramente as regiões de influência de cada uma das nove áreas metropolitanas brasileiras,[19] procedendo-se, em seguida, ao

[16] I. Babarovic, "Polos de Desarrollo y Superación de La Marginalidad Rural" (Rio de Janeiro: IPEA, 1967), mimeo.

[17] As distâncias virtuais foram calculadas multiplicando-se a distância mais curta em quilômetros entre dois centros por um dos seguintes pesos: 1 para via rodoviária pavimentada, 2 para vias melhoradas, 3 para estrada de terra, 1 para via ferroviária de bitola larga, 2 para bitola estreita e 4 para navegação fluvial ou de cabotagem. Essas ponderações foram estabelecidas com base na velocidade média por quilômetro e representam a maior ou menor dificuldade do percurso e, portanto, o grau de acessibilidade a um determinado centro urbano. Para maiores detalhes ver Babarovic, *op. cit.*, documento 2, Seção 3.3.

[18] Esses pesos foram obtidos a partir de pesquisas sobre Orçamentos Familiares da Fundação Getulio Vargas, 1961/1963.

[19] Essas regiões foram delineadas com base no estudo do IBGE, *Divisão do Brasil em Regiões Funcionais Urbanas* (Rio de Janeiro, 1972).

cálculo da menor distância virtual entre os centros pertencentes a uma mesma região de influência e o foco (área metropolitana) dessa região.

É fato conhecido que o desempenho de uma indústria depende da proximidade e escala dos seus fornecedores de insumos, consumidores, da existência de mão-de-obra qualificada e de outros fatores intimamente associados com o grau de diversificação da estrutura industrial da cidade. É também evidente que esse fenômeno de interdependência industrial difere de indústria para indústria, sendo mais importante nos setores mais dinâmicos e de tecnologia mais sofisticada, tais como bens intermediários e de capital. De maneira geral, o grau de diversificação ou especialização de uma cidade determina a medida de verticalização da indústria, os padrões de subcontratação e até mesmo a decisão do empresário de localizar-se num determinado centro urbano.

Com o intuito de testar o efeito da estrutura de produção da cidade sobre os diferenciais de produtividade segundo os gêneros da indústria, inclui-se na função *A (S)* uma medida do grau de especialização de cada centro urbano, no caso o chamado coeficiente de especialização industrial. [20] Em essência, o coeficiente de especialização consiste apenas na comparação entre duas distribuições de percentagens. A primeira mostra a distribuição percentual do *VTI* para cada cidade da amostra segundo os 21 gêneros da indústria de transformação. A segunda, e que serve como base de comparação, representa a distribuição setorial média para o Brasil. [21]

20 Ver W. Isard *et alii, Methods of Regional Analysis* (Cambridge: The MIT Press, 1960), Cap. VII, especialmente pp. 270-279.

21 Mais precisamente, o coeficiente de especialização (Q) para cada cidade h é calculado pela fórmula:

$$Q_h = \frac{\sum_{i=1}^{21} | VTI_{ih} / VTI_h - VTI_i / VTI |}{2} \cdot 100$$

onde o termo de comparação no numerador foi estimado a partir de uma amostra expandida para 218 cidades a fim de ganhar representatividade, ou seja,

$$VTI_i / VTI = \sum_{h=1}^{218} VTI_{ih} / \sum_{h=1}^{218} \sum_{i=1}^{21} VTI_{ih}$$

Dessa maneira, o coeficiente de especialização mede os desvios da estrutura industrial de um determinado centro urbano com relação ao padrão médio nacional. Na medida em que as duas distribuições sejam idênticas, o coeficiente de especialização toma o valor zero e a cidade é dita perfeitamente diversificada. No caso inverso, o coeficiente aproxima-se de 100 e a cidade é dita completamente especializada.

É certo que a qualidade do índice utilizado para representar o grau de especialização industrial depende não somente da variável empregada no seu cálculo, como por exemplo, o *VTI* ou a mão-de-obra, mas também da distribuição usada como base de comparação. Pode-se, por outro lado, questionar a validade ou existência de um padrão médio nacional, mesmo porque tal média tende a ser muito influenciada pelos grandes centros industrializados, como é o caso do Grande São Paulo. Além do coeficiente de especialização, pode-se recorrer a outros índices supostamente menos sujeitos a imperfeições, muito embora para os objetivos do presente estudo o emprego de tais índices não deva necessariamente conduzir a melhores resultados. [22]

Finalmente, foi ainda incluída na função de eficiência técnica $A(S)$ uma variável binária (*dummy*), de modo a representar fatores residuais para a explicação dos diferenciais de produtividade industrial, dentre os quais destacam-se as diferenças regionais de capacidade empresarial. Ficou estabelecido que a variável binária (r) tomaria o valor 1 para todas as cidades da região Centro-Sul e zero para os centros localizados nas demais regiões.

4 — Os resultados empíricos

As estimativas das equações de demanda de mão-de-obra e da função de produção, obtidas pelo método dos mínimos quadrados ordinários, são apresentadas nas duas subseções seguintes. Supõe-se que não ocor-

22 Ver, por exemplo, E.C. Amemiya, "Measurement of Economic Differentiation", *in Journal of Regional Science*, vol. V (verão de 1963).

ram problemas relativos à simultaneidade nas estimativas dessas equações. A Subseção 4.1 concentra atenção nos valores da elasticidade de substituição, visando a determinar a forma mais adequada da função de produção face às limitações dos dados disponíveis. Na subseção seguinte discute-se, em detalhe, o papel das economias de aglomeração como fator de concentração locacional na indústria brasileira.

4.1 — Substitutibilidade entre a mão-de-obra e o capital

Os resultados da estimação da condição marginal da mão-de-obra na CES são apresentados na Tabela 1. Essa condição foi estimada em duas etapas; primeiramente, na forma da equação (7), comumente denominada de *ACSM* [23] e que pressupõe rendimentos constantes de escala.

Numa segunda etapa, essa hipótese foi relaxada, introduzindo-se o termo $log\ L$ (equação 6), isto é, permitindo-se que o grau de homogeneidade diferisse da unidade. Na forma *ACSM*, a elasticidade de substituição (σ) é estimada diretamente como um parâmetro de primeira ordem, ou seja, é igual ao coeficiente de $log\ w$. Na equação (6), entretanto, σ é calculada indiretamente através da relação $\sigma = b/(1 + c)$. Em princípio, um valor de c significantemente diferente de zero indica a presença de rendimentos variáveis de escala na função de produção. Este ponto entretanto, será discutido com mais detalhes abaixo.

Com exceção de dois casos, Material Elétrico e de Comunicações e Fumo, em todos os demais gêneros foi possível estimar a magnitude da elasticidade de substituição. Observa-se pela última coluna da Tabela 1 que esses valores mantêm-se muito próximos da unidade. Nos gêneros para os quais prevalece a forma *ACSM*, testou-se a hipótese H_0: $\sigma = 1$, verificando-se que apenas em um caso, o de Cou-

23 Devido aos autores que desenvolveram a função CES, Arrow, Chenery, Solow e Minhas, ver M. Brown, *op. cit.*

ros, Peles e Produtos Similares, a hipótese nula é rejeitada, significando que nesse gênero há evidência de uma elasticidade de substituição diferente de um. Nos demais casos, a hipótese nula é aceita ao nível de 5 ou 10%, indicando que na maioria dos gêneros industriais não há suficiente evidência para rejeitar uma função de produção do tipo Cobb-Douglas.

A estimativa dos parâmetros da condição marginal da CES, ou equação da demanda de mão-de-obra, depende da qualidade das informações sobre L e da qualidade e dispersão da taxa de salário nominal e do preço do produto na amostra. Griliches e Ringstad [24] demonstraram que quando a variável L é medida com erro, por exemplo, se L não reflete diferenças na qualidade da mão-de-obra ou ainda quando se supõe que o preço do produto não varia entre regiões, a estimativa de σ é viesada para a unidade. Nessas condições, a utilização do número de pessoas empregadas e do salário nominal introduzem erro na especificação da equação da demanda de mão-de-obra. [25]

Ao que tudo indica, entretanto, a principal causa das estimativas viesadas de σ reside na agregação dos dados industriais. Mesmo que a quatro ou três dígitos os ramos industriais possuam funções de produção do tipo Leontief ($\sigma = 0$), quando agregados ao nível da Tabela 1, isto é, dois dígitos, poderão mostrar uma elasticidade de substituição igual à unidade (Cobb-Douglas). Na medida em que cidades com baixos níveis salariais se especializem em ramos e sub-

[24] Griliches e Ringstad, *op. cit.*, Apêndice C; ver também J. Minasian, "Elasticities of Substitution and Constant-Output Demand Curves for Labor", *in Journal of Political Economy*, vol. LIX (1961), pp. 263-264.

[25] Essa questão poderia em princípio ser corrigida através de índices de qualidade tipo nível educacional. Não obstante, a experiência de alguns autores indica que o uso de tais índices normalmente não consegue corrigir de maneira satisfatória a tendenciosidade de σ. Outra causa freqüente de erro na especificação da condição marginal para a mão-de-obra é a correlação entre a taxa de salários e o preço do produto. Ver P. Zarembka, "On the Empirical Relevance of the CES Production Function", *in Review of Economics and Statistics*, vol. III, n.º 1 (fevereiro de 1970), pp. 48-49.

TABELA 1

Equação da Demanda de Mão-de-Obra por Gênero Industrial

	Constante	Log W	Log L	R^2	$\bar{S}_u$	G L	σ
Indústria de Transformação	0,918	1,015 (8,874)[a]	—0,083 (3,413)[a]	0,68	0,121	96	1,106
Minerais Não-Metálicos	0,281	1,153 (8,538)[a]	0,071 (2,324)[b]	0,79	0,142	74	1,076
Metalurgia	0,674	0,458 (2,227)[b]	0,055 (1,709)[c]	0,50	0,166	54	0,434
Mecânica	0,475	0,692 (4,967)[a]	0,074 (2,581)[b]	0,76	0,124	48	0,644
Material Elétrico e de Comunicações	0,907	+	0,087 (3,299)[a]	0,55	0,117	24	ND
Material de Transportes	0,601	0,357 (1,747)[c]	0,093 (2,119)[b]	0,66	0,164	26	0,326
Madeira	0,331	0,823 (5,557)[a]	0,094 (2,605)[b]	0,75	0,132	52	0,752
Mobiliário	0,538	0,789 (6,115)[a]	+	0,64	0,126	54	0,789[g]
Papel e Papelão	0,496	1,092 (5,518)[a]	+	0,69	0,181	33	1,092[f]
Borracha	0,479	0,937 (3,767)[a]	0,077 (2,414)[b]	0,71	0,182	24	0,870
Couros, Peles e Produtos Similares	0,686	0,568 (3,890)[a]	+	0,52	0,130	40	0,568

Química	0,880	0,768 (4,299)[a]	—	0,48	0,261	63	0,768[g]
Produtos Farmacêuticos e Medicinais	0,765	0,837 (4,251)[a]	+	0,72	0,178	17	0,837[g]
Produtos de Perfumaria, Sabões e Velas	0,883	0,754 (3,157)[a]	+	0,56	0,206	22	0,754[g]
Produtos de Materiais Plásticos	0,483	1,172 (5,574)[a]	+	0,75	0,196	23	1,172[g]
Têxtil	0,965	0,882 (6,114)[a]	−0,104 (2,723)[a]	0,61	0,225	66	0,984
Vestuário, Calçados e Artefatos de Tecidos	0,629	0,717 (4,352)[a]	+	0,52	0,153	51	0,717[f]
Produtos Alimentares	0,649	1,197 (8,904)[a]	—	0,68	0,179	91	1,197[g]
Bebidas	0,435	0,830 (3,991)[a]	0,109 (2,563)[b]	0,73	0,144	45	0,748
Fumo	0,001	+	0,550 (6,877)[a]	0,89	0,187	12	ND
Editorial e Gráfica	0,448	0,901 (9,241)[a]	+	0,77	0,110	58	0,901[g]
Diversos	0,456	1,096 (6,325)[a]	+	0,78	0,135	26	1,096[g]

Obs: Significativamente diferente de *zero* a $a = 1\%$, $b = 5\%$, $c = 10\%$. Nos casos onde a variável é não-significativa aparece na cela apenas o sinal do respectivo parâmetro. R^2 = coeficiente de determinação múltipla, $\bar{S}_u$ = erro-padrão da estimativa, GL = graus de liberdade, σ = estimativa da elasticidade de substituição. Elasticidade de substituição não-significativamente diferente da unidade a $f = 5\%$, $g = 10\%$. O gênero de Couros, Peles e Similares é o único onde a hipótese H_o: $\sigma = 1$ é rejeitada a um nível de significância igual ou superior a 1%.

ramos intensivos de mão-de-obra e cidades que pagam altos salários se especializem em atividades intensivas de capital, a agregação por gênero industrial (dois dígitos) pode produzir a ilusão estatística de substituição entre capital e mão-de-obra quando, na realidade, o que vem ocorrendo é a substituição entre produtos. [26]

Com respeito à elasticidade de escala, observa-se pela Tabela 1 que, além do total da Indústria de Transformação, 10 dos 21 gêneros industriais mostram evidência estatística de um grau de homogeneidade diferente da unidade. Este grupo compreende principalmente as chamadas indústrias dinâmicas, dentre as quais encontram-se as de Minerais Não-Metálicos, Metalurgia, Mecânica, Material Elétrico e de Comunicações e Materiais de Transporte. Conforme vimos anteriormente, a qualidade das estimativas da elasticidade de escala a partir da equação (6) depende dos desvios de σ em relação à unidade. Na medida em que esses desvios sejam pequenos, conforme se pode ver pela última coluna da Tabela 1, os valores da elasticidade de escala tornam-se instáveis e pouco confiáveis. Por esta razão, optou-se pela estimação daquela elasticidade a partir da própria função da produção.

Em resumo, ao nível de agregação por gênero industrial, a evidência empírica disponível sobre a elasticidade de substituição indica que a função de produção Cobb-Douglas representa uma aproximação aceitável para o fim de explicar os diferenciais de produtividade industrial entre cidades.

26 O mesmo fenômeno pode ocorrer quando existe dualismo tecnológico por razões históricas, capacidade empresarial ou imperfeições do mercado. Ver F.W. Bell, "The Relation of the Region, Industrial Mix and Production Function to Metropolitan Wage Levels", *in Review of Economics and Statistics*, vol. XLIX, n.º 3 (agosto de 1967), especialmente p. 371. Outros autores chegaram à mesma conclusão quanto à estimativa de σ ao nível de dois dígitos. Zarembka argumenta ainda que o fato das estimativas de σ estarem situadas em ambos os lados da unidade indica que não há evidência de que amostras maiores modifiquem aquela conclusão. Ver Zarembka, *op. cit.* Para o caso brasileiro, ver Rocca, *op. cit.*, p. 231, e W. Tyler, "Labor Absorption with Import Substitution Industrialization: an Examination of Elasticities of Substitution in the Brazilian Manufacturing Sector" (mimeo, s/d).

4.2 — Fatores explicativos dos diferenciais de produtividade

Tomando-se como base a equação (10) especificada na forma Cobb-Douglas, pode-se, então, escrever:

$$\frac{V}{L} = A(S) \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha} \left(\frac{L}{E}\right)^{(\alpha + \beta - 1)} \qquad (11)$$

onde, como antes, $A\ (S)$ é a função de eficiência técnica, K/L é a relação capital/mão-de-obra e L/E o tamanho médio dos estabelecimentos. Dentre os parâmetros a serem estimados, α, é a elasticidade do produto em relação ao capital e $(\alpha + \beta - 1)$ é a elasticidade de escala. Por sua vez, admite-se que a função $A\ (S)$ seja especificada na forma exponencial, [27] ou seja

$$A(S) = A_0\ N^{\gamma_1}\ M^{\gamma_2}\ Q^{\gamma_3}\ e\ r \qquad (12)$$

onde A_0 é uma constante, N representa o tamanho da cidade e é medido pela população urbana, M é a medida de acessibilidade ao mercado, representada por duas variáveis alternativas, o potencial de população e a distância à área metropolitana mais próxima, Q é o coeficiente de especialização de cada centro e, finalmente, r denota a variável binária regional. Substituindo (12) em (11) e tomando os logaritmos de ambos os membros, obtém-se a função de produção a ser estimada econometricamente,

$$log \left(\frac{V}{L}\right) = constante + \alpha\, log \left(\frac{K}{L}\right) + (\alpha + \beta - 1)\ log \left(\frac{L}{E}\right) + \\ + \gamma_1\ log\ N + \gamma_2\ log\ M + \gamma_3\ log\ Q + r + \mu$$

onde μ é o erro aleatório da equação estimada. Os parâmetros γ_1, γ_2 e γ_3 medem respectivamente as elasticidades da produtividade média em cada gênero industrial com respeito ao tamanho urbano, acessibilidade e grau de especialização industrial da cidade.

[27] Na realidade, não se dispõe de base teórica para afirmar ser esse o tipo de especificação mais indicado, tendo sido adotado em virtude da facilidade de interpretação dos parâmetros como elasticidades.

Tabela 2

Estimativas da Função de Produção por Gênero Industrial

	Constante	Log (K/L)	Log (L/E)	Log N	Log Pot.	Log Dist.	Log Q	r	R^2	$\bar{S}_u$	GL
Indústria de Transformação	1,026	(0,442) 0,327 (5,012)[a]	(0,132) 0,073 (1,614)[d]	+	+	—	+	(0,243) 0,093 (2,704)[a]	0,63	0,130	95
Minerais Não-Metálicos	0,403	(0,206) 0,313 (6,773)[a]	(0,324) 0,230 (3,681)[a]	+	(0,206) 0,096 (2,342)[b]	—	+	+	0,78	0,138	59
Metalurgia	0,424	+	(0,434) 0,168 (3,094)[a]	+	(0,198) 0,075 (1,414)[d]	—	+	(0,149) 0,074 (1,117)[d]	0,55	0,152	39
Mecânica	0,358	(0,246) 0,251 (2,444)[b]	(0,282) 0,141 (2,578)[b]	(0,373) 0,140 (3,315)[a]	+	—	(—0,197) —0,329 (1,821)[c]	(0,455) 0,263 (4,089)[a]	0,70	0,139	46
Material Elétrico e de Comunicações	0,691	(0,272) 0,172 (1,562)[d]	(0,346) 0,120 (1,965)[c]	+	(0,360) 0,004 (1,973)[c]	—	—	+	0,72	0,106	18
Material de Transportes	0,356	(0,512) 0,401 (3,537)[a]	(0,537) 0,432 (3,385)[a]	(0,386) 0,143 (2,644)[b]	+	—	—	(0,256) 0,174 (1,742)[c]	0,69	0,160	25
Madeira	0,187	(0,433) 0,363 (3,824)[a]	(0,227) 0,161 (2,044)[b]	(0,280) 0,111 (2,531)[b]	+	—	—	(0,218) 0,100 (1,943)[c]	0,62	0,159	50
Mobiliário	0,891	+	+	+	+	(—0,432) —0,07 (3,689)[a]	+	(0,312) 0,127 (2,667)[b]	0,52	0,142	53
Papel e Papelão	—0,469	+	(0,483) 0,371 (3,375)[a]	(0,220) 0,096 (1,503)[d]	+	—	+	(0,417) 0,254 (2,830)[b]	0,61	0,205	31
Borracha	0,417	(0,360) 0,251 (2,003)[c]	(0,434) 0,293 (2,701)[b]	+	(0,206) 0,093 (1,124)[d]	+	—	+	0,74	0,184	20
Couros, Peles e Produtos Similares	0,785	(0,250) 0,191 (1,614)[d]	(0,320) 0,134 (2,066)[b]	+	+	+	—	+	0,35	0,144	39

Química	0,641	(0,417) 0,308 (3,147)^{a}	(0,174) 0,156 (1,293)^{d}	(0,295) 0,192 (2,202)^{b}	+	+	—	+	0,46	0,290	48
Produtos Farmacêuticos e Medicinais	0,508	+	(0,595) 0,372 (3,524)^{a}	+	+	—	+	(0,348) 0,187 (2,060)^{c}	0,79	0,148	15
Produtos de Perfumaria, Sabões e Velas	0,869	(0,375) 0,236 (2,001)^{c}	+	+	(0,396) 0,161 (2,109)^{b}	+	+	+	0,58	0,210	19
Produtos de Materiais Plásticos	0,015	(0,425) 0,431 (3,289)^{a}	(0,249) 0,176 (1,881)^{c}	(0,301) 0,131 (2,419)^{b}	+	—	—	(0,431) 0,234 (3,207)^{a}	0,86	0,138	17
Têxtil	1,657	(0,465) 0,371 (4,407)^{a}	(−0,386) −0,236 (3,610)^{a}	+	+	—	—	(0,226) 0,137 (2,103)^{b}	0,66	0,221	52
Vestuário, Calçados e Artefatos de Tecidos	0,200	(0,165) 0,116 (1,370)^{d}	(0,518) 0,239 (4,288)^{a}	+	+	—	(0,146) 0,231 (1,282)^{d}	+	0,60	0,146	49
Produtos Alimentares	0,208	(0,559) 0,489 (5,637)^{a}	(0,205) 0,155 (2,337)^{b}	+	+	—	(0,208) 0,471 (2,563)^{b}	(0,193) 0,098 (1,912)^{c}	0,74	0,159	69
Bebidas	0,555	(0,148) 0,103 (1,125)^{d}	(0,579) 0,310 (4,495)^{a}	+	+	—	—	(0,153) 0,075 (1,261)^{d}	0,71	0,149	37
Fumo	−0,743	+	(1,124) 0,874 (5,570)^{a}	+	+	(0,386) 0,113 (1,736)^{d}	—	+	0,86	0,162	11
Editorial e Gráfica	0,875	(0,385) 0,326 (3,832)^{a}	(0,265) 0,188 (2,386)^{b}	—	+	(−0,207) −0,036 (1,907)^{c}	—	(0,308) 0,124 (3,066)^{a}	0,71	0,125	55
Diversos	1,275	(0,421) 0,330 (2,371)^{b}	+	+	+	+	—	+	0,42	0,195	26

Obs: Significativamente diferente de *zero* a $a = 1\%$, $b = 5\%$, $c = 10\%$, $d = 15\%$. Nos casos onde a variável é não-significativa aparece na cela apenas o sinal do respectivo parâmetro. R^2 = coeficiente de determinação múltipla, $\bar{S}_u$ = erro-padrão da estimativa, GL = graus de liberdade. Os números entre parênteses abaixo dos parâmetros são os valores de t e os acima os valores do coeficiente beta, sendo este último definido multiplicando-se o valor do parâmetro pela relação do desvio-padrão da variável independente sobre o desvio-padrão da variável dependente.

Considerando-se os coeficientes de determinação e os erros-padrão das estimativas, os ajustamentos podem ser considerados bons face à precariedade dos dados, especialmente da relação capital/mão-de-obra.[28] De maneira geral, os sinais dos parâmetros comportam-se de acordo com o indicado pela teoria. Os sinais das elasticidades do produto em relação ao capital são consistentemente não-negativos e com valores muito próximos daqueles encontrados em outros estudos para o caso brasileiro.[29] De acordo com os coeficientes beta, a relação capital/mão-de-obra e o tamanho médio dos estabelecimentos destacam-se como as variáveis que mais contribuem para explicar o comportamento da produtividade média, embora, em certos casos, como os de algumas indústrias dinâmicas, o fator mercado (N, M) mostre-se igualmente importante.

Com exceção da indústria têxtil, todos os demais gêneros industriais mostram evidência estatística de economias de escala,[30] muito embora os valores obtidos para o coeficiente de $log\ (L/E)$, indiquem que essas economias são pouco pronunciadas na maioria dos gêneros. Tal resultado já era esperado, uma vez que se refere a uma distribuição de tamanhos truncada para estabelecimentos com 20 ou mais pessoas ocupadas.[31] Note-se, ainda, que mesmo nos casos onde o

28 A utilização do excedente como *proxy* para a relação capital/mão-de-obra eleva substancialmente os coeficientes de determinação, obtendo-se valores sistematicamente acima de 95%. Tal resultado deve-se, de um lado, ao mesmo denominador (pessoal ocupado) usado para definir a produtividade e o excedente e, de outro, ao fato de a folha de salários manter, na maioria dos gêneros industriais, uma relação aproximadamente constante com o *VTI*. Nessas condições, decidiu-se abandonar o excedente em favor do consumo médio de energia elétrica por pessoa ocupada, muito embora isso implique em coeficientes de determinação mais baixos. Ver K. King, "O Emprego de Deflatores Inadequados e o Problema de Erro Comum nas Variáveis em Estudos Econométricos", *in Pesquisa e Planejamento,* vol. 1, n.º 2 (dezembro de 1971).

29 Ver Rocca, *op. cit.,* e Tyler, *op. cit.*

30 Na função Cobb-Douglas, a rejeição da hipótese nula H_0: $\alpha + \beta - 1 = 0$ significa evidência de rendimentos variáveis de escala. Quando o parâmetro for positivo implica a existência de economias de escala.

31 Por outro lado, persistem ainda os já tradicionais problemas de definição e mensuração do tamanho médio de um estabelecimento. Ver a esse respeito F.L. Pryor, "The Size of Production Establishments in Manufacturing", *in The Economic Journal* (junho de 1971).

coeficiente é não-significativo, o seu sinal mostra-se sistematicamente positivo, fatos esses que sugerem a ocorrência generalizada de economias de escala na grande maioria dos gêneros industriais. Ademais, a comparação entre os resultados das Tabelas 1 e 2 indicam que, em geral, quando o coeficiente de $log\ L$ é significante na forma *ACSM* o coeficiente de $log\ (L/E)$ também o é na função de produção, reforçando a evidência de rendimentos variáveis. [32]

Conforme seria de esperar, o tamanho urbano afeta positivamente a variável dependente. Pela Tabela 2 verifica-se que esse efeito tem particular importância nas indústrias dinâmicas, tais como a Mecânica, Material de Transportes, Papel e Papelão, Química e Produtos de Materiais Plásticos. Nesses gêneros, o tamanho do mercado local, a proximidade dos fornecedores de insumos e o acesso a um amplo mercado de mão-de-obra qualificada são elementos cruciais para a decisão do empresário quanto à localização da indústria. Em resumo, a variável população ou tamanho urbano estaria representando dois efeitos distintos: de um lado, o tamanho do mercado local e, de outro, as condições do mercado para os fatores de produção, em especial mão-de-obra e terra. Condições favoráveis em termos de salários e disponibilidade de trabalho com a requerida qualificação exercem um efeito de atração sobre aquelas indústrias, enquanto altos custos e escassez da terra para uso industrial atuam como força de repulsão. [33]

[32] Mesmo na ausência de erros nas variáveis, o viés da elasticidade de escala devido à especificação errada da função pode ser importante. Maddala e Kadame mostram, por exemplo, que se a função de produção verdadeira for uma *CES* com rendimentos constantes, e se em vez dela for ajustada uma Cobb-Douglas com rendimentos variáveis, o viés da elasticidade de escala será negligível apenas quando as variáveis L e K forem independentes e com distribuição lognormal. No caso de L e K serem independentes, porém, com distribuição uniforme, as estimativas da elasticidade de escala serão viesadas para cima quando $\sigma < 1$ e para baixo quando $\sigma > 1$ e esses vieses podem ser feitos arbitrariamente grandes. Ver G.S. Maddala e J.B. Kadame, "Estimation of Returns to Scale and the Elasticity of Substitution", *in Econometrica*, vol. 35, n.º 3-4 (julho-outubro de 1967), pp. 410-422.

[33] Para uma discussão detalhada destes mecanismos, ver A.W. Evans, "The Pure Theory of City Size in an Industrial Economy", *in Urban Studies* (fevereiro de 1972).

Em virtude de sua interpretação como medida da demanda local, a população urbana apresenta um alto grau de multicolinearidade com as demais variáveis de mercado, ou seja, com o potencial de população *(R = 0,81)* e com a distância *(R = — 0,68)*. Nessas condições, torna-se muito difícil distinguir os efeitos isolados de cada uma dessas variáveis sobre a produtividade média. [34] Por outro lado, o tamanho urbano tende a ser positivamente correlacionado com a diversificação da estrutura industrial da cidade, [35] muito embora na presente amostra de cidades essa relação não chegue a ter muita importância.

Quando tomadas em conjunto, as variáveis população e potencial mostram que o efeito de mercado (local e nacional) é importante para, praticamente, todas as chamadas industriais dinâmicas. Por sua vez, a variável distância é estatisticamente superior ao potencial em apenas três gêneros do tipo tradicional. Para o Mobiliário e Editorial e Gráfica, o sinal negativo do parâmetro indica que a produtividade média cai à medida que essas indústrias se afastam dos principais mercados regionais (áreas metropolitanas). Para o Fumo, onde o sinal é positivo, ocorre o fenômeno inverso, indicando talvez uma orientação para as fontes de matéria-prima. Ainda que consideremos apenas os sinais da variável distância, é difícil identificar alguma regularidade no comportamento dos diferentes gêneros industriais. Não obstante, pode-se afirmar a partir da análise conjunta de N e M (potencial e distância) que a maior eficiência econômica da indústria brasileira tende a favorecer a concentração locacional nos grandes centros metropolitanos.

Com referência aos efeitos da diversificação industrial, [36] os resultados da Tabela 2 mostram claramente a preferência da indústria

34 A multicolinearidade entre as variáveis independentes aumenta os erros-padrão dos parâmetros, reduzindo a confiabilidade das estimativas.

35 A esse respeito, ver Tolosa, "Macroeconomia da Urbanização Brasileira", *op. cit.*, e F. Clemente e R.B. Sturgis, "Population Size and Industrial Diversification", *in Urban Studies*, vol. VIII, n.º 1 (fevereiro de 1971).

36 Ver S. Kim, "Interregional Differences in Neutral Efficiency for Manufacturing Industry: An Empirical Study", *in Journal of Regional Science*, vol. VIII, n.º 1 (verão de 1968) e D. Shefer, "Localization Economies in SMSA'S: a production function analysis", *in Journal of Regional Science*, vol. XIII, n.º 1 (abril de 1973).

Mecânica pelos grandes centros urbanos com estrutura diversificada, enquanto que os gêneros de Vestuário, Calçados, Artefatos de Tecidos e Produtos Alimentares procuram cidades mais especializadas. Os sinais de Q revelam ainda que a maioria das indústrias dinâmicas segue o comportamento da Mecânica, muito embora no grupo das tradicionais as preferências sejam menos definidas. Finalmente, a significância estatística da variável binária em 13 das 22 equações vem confirmar a importância das variações regionais na capacidade empresarial e gerencial e na qualidade dos fatores da produção para explicar os diferenciais de produtividade industrial entre cidades.

5 — Considerações finais

O emprego da função de produção como um modelo para medir empiricamente os padrões de eficiência da indústria tem sido recentemente alvo de duras críticas. Ademais, convém lembrar que a própria noção de eficiência possui diferentes interpretações. Na equação da demanda de mão-de-obra, a combinação ótima dos fatores de produção é escolhida de modo a maximizar os lucros da firma, ou seja, igualando a taxa de salários ao valor da produtividade marginal do trabalho. A equação da demanda de mão-de-obra refere-se, portanto, à eficiência de preços. Por sua vez, quando se diz que a função de produção indica o máximo do produto que é possível obter com determinadas quantidades dos fatores, estamos nos referindo à eficiência técnica. [37]

Do ponto de vista do presente estudo e ciente das limitações impostas pelas suas hipóteses neoclássicas, a função de produção foi tomada como ponto de partida para especificar uma relação de comportamento mais geral, que permitisse associar o desempenho da indústria, medido pela produtividade média, com característica das cidades tais como o tamanho urbano, acessibilidade e localização regional. Ou em outras palavras, procurando associar os níveis de produtividade com a ocorrência de economias de aglomeração.

[37] Para uma excelente discussão dos conceitos de eficiência de preços e eficiência técnica, ver B. Carlsson, "The Measurement of Efficiency in Production: An Application to Swedish Manufacturing Industries 1968", *in Swedish Journal of Economics* (dezembro de 1972), pp. 468-485.

Dos experimentos com a equação da demanda de mão-de-obra ficou evidente que o gênero industrial (dois dígitos) é considerado como demasiadamente agregado quando se pretende identificar os fatores que condicionam os padrões de localização da indústria. Por outro lado, a solução desse problema não seria conseguida apenas pela maior desagregação setorial. Em termos ideais, deveríamos proceder segundo duas etapas. Na primeira, e partindo de um alto grau de detalhe, os ramos e sub-ramos industriais seriam reunidos em grupamentos (*clusters*) que apresentassem comportamento locacional o mais semelhante possível.[38] Uma vez definidos tais grupamentos, partir-se-ia então para a segunda etapa, onde seriam identificados os fatores determinantes dos diferenciais de produtividade.

Os resultados econométricos com a função de produção mostraram que além da relação capital/mão-de-obra e do tamanho médio dos estabelecimentos, outras variáveis, tais como o tamanho da cidade, acessibilidade ao mercado e tipo de região, são importantes para explicar o desempenho da indústria. A importância da variável binária, isto é, o tipo de região, implica dizer que, para a análise da urbanização brasileira, não é suficiente apenas estratificar as cidades segundo o seu tamanho, sendo também imprescindível considerar a sua localização regional.[39]

Para concluir, deve-se ressaltar que além das limitações de natureza teórica, a especificação da função de produção foi também condicionada pela disponibilidade de informações estatísticas. Assim, uma série de fatores sabidamente relevantes para as decisões locacio-

38 Alguns autores vêm experimentando com a Análise Fatorial para a definição desses *clusters*. Ver J. Bergsman, P. Greenston e R. Healy, *A Classification of Economic Activities Based on Location Patterns* (The Urban Institute, working paper 0717-2, abril de 1973) e, ainda, dos mesmos autores, *Explaining the Economic Structures of Metropolitan Areas* (The Urban Institute, working paper 200-1, dezembro de 1971).

39 Tais resultados, se por um lado vêm confirmar conclusões deste autor em trabalhos anteriores, por outro reforçam as críticas que apontavam os perigos de não se considerar a dimensão regional da distribuição brasileira de tamanhos urbanos. Ver H.C. Tolosa, "Política Nacional de Desenvolvimento Urbano: Uma Visão Econômica", *in Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 2, n.º 1 (junho de 1972) e "Macroeconomia da Urbanização Brasileira", *op. cit.*, especialmente pp. 603-611.

nais dos empresários ficaram embutidos em variáveis agregadas ou simplesmente foram abstraídos. Tomando o fator mercado como exemplo, seria conveniente distinguir entre os efeitos de proximidade dos fornecedores de insumos e de acessibilidade aos consumidores (intermediários e finais) do produto. Na função de produção, ambos os efeitos foram incluídos na variável M (potencial e distância). Por sua vez, outros fatores, tais como amenidades, clima e formação histórica da cidade, simplesmente não foram considerados.