

Diferenciais de produtividade industrial e estrutura urbana

HAMILTON C. TOLOSA

Instituto de Pesquisas do IPEA

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 natureza sociopolítica 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, à medida 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 trabalho é identificar e testar, empiricamente, os principais fatores locacionais na indústria de transformação,

* 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.

procurando associá-los às atuais características do sistema de cidades brasileiras. Dentre estes fatores foram selecionados, como mais importante, os seguintes: tamanho urbano, acessibilidade ao mercado, interdependência industrial e tipo de região.

Convém resaltar 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,

$$V = f(K, L) \quad (1)$$

onde V representa o valor adicionado gerado pela indústria em um 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 às 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 independe da escala de produção, V (2).

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

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

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

$$V/L = AL^{(v-1)} \{ (1 - \delta) + \delta (K/L)^{-\rho} \}^{-v/\rho} \quad (3)$$

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, e representa, pois, uma mudança tecnológica neutra. Da mesma forma, qualquer alteração no grau de homogeneidade ou elasticidade da 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 é a elasticidade de substituição definida como

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

A elasticidade de substituição mede o grau de curvatura da isoquanta ou, em outras palavras, 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 por mão-de-obra. Admitindo a existência de um mercado competitivo, onde os empresários maximizam seus lucros, a condição da eficiência econômica no mercado de trabalho é escrita como:

$$f_L = w \quad (5)$$

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

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

$$\log (V/L) = a + b \log w + c \log L \quad (6)$$

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:

$$\log (V/L) = a + \sigma \log w \quad (7)$$

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 a unidade (4). Quando v é igual a um, a equação 7 permite uma estimativa mais precisa da elasticidade de substituição, uma vez que σ aparece nessa equação com um parâmetro de primeira ordem.

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:

$$V = A K^\alpha L^\beta \quad (8)$$

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 calculado 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,

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

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 localizar-se em um determinado centro urbano depende, de um lado, dos preços dos insumos e serviços de infraestrutura e, de outro, das economias de aglomeração obtidas 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, quanto mais a firma estará disposta a pagar um preço mais alto pelos serviços de 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 taxa 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 estarão 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 do 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 da mão-de-obra qualificada e serviços de infra-estrutura em nível adequa-

do, o acesso às inovações tecnológicas, novos métodos de organização e informações sobre o mercado, bem como a 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.

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 da produtividade industrial entre cidades.

De um 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-padrões 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,

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

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 de 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 grau, com outros fatores da 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 e a função da produção 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).
 C_{ih} = consumo industrial de energia elétrica (Cr\$ 1.000).
 NE_{ih} = número de estabelecimentos.

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 do 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 como a capacidade instalada. Alternativamente, foi também testada uma medida do excedente, definido como $(VTI-FS)/PO$, 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 a 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 aglomerações 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.

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 da 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 isso, 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 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 evidente, também, que este 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 em 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).

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 próximas seções. Supõe-se que não ocorram 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. Substituibilidade entre a mão-de-obra e o capital

Os resultados da estimação da condição marginal da mão-de-obra na CES são apresentados no Quadro I. 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 ao grau de homogeneidade diferir 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 princí-

pio, um valor de c significativamente 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 Comunicações e Fumo, em todos os demais gêneros foi possível estimar a magnitude da elasticidade de substituição. Observa-se, pela última coluna do Quadro I, 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 Couros, 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 por 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 do Quadro I, isto é, dois dígitos, poderão mostrar uma elasticidade de substituição igual a unidade (Cobb-Douglas). Na medida que cidades com baixos níveis salariais se especializam em ramos e sub-ramos intensivos de mão-de-obra e cidades que pagam altos salários se especializam 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 pelo Quadro I 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 a unidade. Na medida que esses desvios sejam pequenos, conforme se pode ver pela última coluna do Quadro I, os valores da elasticidade de escala se tornam instáveis e pouco confiáveis. Por esta razão, optou-se pela estimação daquela elasticidade a partir da própria função de 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 fins de explicar os diferenciais de produtividade industrial entre cidades.

QUADRO I

Equação da demanda de mão-de-obra por Gênero Industrial

	Constante	Log W	Log L	R ²	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 Artefato 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. R² = coeficiente de determinação múltipla. 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 H₀ : σ = 1 é rejeitada a um nível de significância igual ou superior a 1%.

4.2. Fatores explicativos dos diferenciais de produtividade

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

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

onde, como antes $A(S)$ é a função da 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:

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

onde A_0 é uma constante, N representa o tamanho da cidade e é medido pela produção 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-se os logaritmos de ambos os membros, obtém-se a função de produção a ser estimada econometricamente,

$$\log \frac{V}{L} = \text{constante} + \alpha \log \frac{K}{L} + (\alpha + \beta - 1)$$

$$\log \frac{L}{E} + \gamma_1 \log N + \gamma_2 \log M + \gamma_3 \log Q + r + u$$

onde u 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.

Medidos pelos coeficientes de determinação e pelos erros padrões 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 o de algumas indústrias dinâmicas, o fator mercado (N , M) mostra-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 coeficiente é não-significativo, o seu sinal mostra-se sistematicamente positivo, fa-

tos estes que sugerem a ocorrência generalizada de economias de escala na grande maioria dos gêneros industriais. Ademais, a comparação entre os resultados dos Quadros I e II mostram que, em geral, quando o coeficiente de log L é significativo 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 se esperar, o tamanho urbano afeta positivamente a variável dependente. Pelo Quadro II verifica-se que esse efeito tem particular importância nas indústrias dinâmicas, tais como a Mecânica, Material de Transporte, 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).

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, esta 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 indústrias 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 delinear 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 do Quadro II mostram claramente a preferência da Indústria 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 dos 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.

QUADRO II

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	Sμ	GL
Indústria de Transformação	1,023	(0,442) 0,327 (5,012)a (0,206)	(0,132) 0,073 (1,614)d (0,324)	+	+	-	+	(0,243) 0,093 (2,704)a	0,63	0,130	95
Minerais Não-Metálicos	0,403	0,313 (6,773)a	0,230 (3,681)a (0,434)	+	0,096 (2,342)b (0,198)	-	+	+	0,78	0,138	59
Metalurgia	0,424	+	0,168 (3,094)a	+	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 (0,272)	(0,282) 0,141 (2,578)b (0,346)	(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	48
Material Elétrico e de Comunicações	0,691	0,172 (1,562)d (0,512)	0,120 (1,965)c (0,537)	+	0,094 (1,973)c	-	-	+	0,72	0,106	18
Material de Transportes	0,356	0,401 (3,537)a (0,433)	0,432 (3,385)a (0,227)	0,143 (2,644)b (0,280)	+	-	-	0,174 (1,742)c (0,218)	0,69	0,163	25
Madeira	0,187	0,363 (3,824)a	0,161 (2,044)b	0,111 (2,531)b	+	-	-	0,100 (1,943)c (0,312)	0,62	0,159	50
Mobiliário	0,891	+	+	+	+	(-0,432) -0,07 (3,689)a	+	0,127 (2,667)b (0,417)	0,52	0,142	53
Papel e Papelão	-0,469	+	(0,483) 0,371 (3,375)a (0,424)	(0,220) 0,096 (1,503)d	+	-	+	0,254 (2,830)b	0,61	0,205	31
Borracha	0,417	(0,360) 0,251 (2,003)c (0,250)	(0,293) (2,701)b (0,320)	+	0,093 (1,124)d	+	-	+	0,74	0,184	20
Couros, Peles e Produtos Similares	0,785	0,191 (1,614)d (0,417)	0,134 (2,066)b (0,174)	+	+	+	-	+	0,35	0,144	39
Química	0,641	0,308 (3,147)a	0,156 (1,293)d (0,595)	(0,295) 0,192 (2,202)b	+	+	-	+	0,46	0,290	48
Produtos Farmacêuticos e Medicinais	0,508	+	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	0,236 (2,001)c (0,425)	+	+	0,161 (2,109)b	+	+	+	0,58	0,210	19
Produtos de Materiais Plásticos	0,015	0,431 (3,289)a (0,465)	0,176 (1,881)c (-0,386)	0,131 (2,419)b	+	-	-	0,234 (3,207)a (0,226)	0,86	0,138	17
Têxtil	1,657	0,371 (4,407)a (0,165)	-0,236 (3,610)a (0,518)	+	+	-	-	0,137 (2,103)b	0,66	0,221	52
Vestuário, Calçados e Artefatos de Tecidos	0,200	0,116 (1,370)d (0,559)	0,239 (4,288)a (0,205)	+	+	-	0,231 (1,282)d (0,208)	+	0,60	0,146	49
Produtos Alimentares	0,208	0,489 (5,637)a (0,148)	0,155 (2,337)b (0,579)	+	+	-	0,471 (2,563)b	0,098 (1,192)c	0,74	0,159	69
Bebidas	0,555	0,103 (1,125)d	0,310 (4,495)a (1,124)	+	+	-	-	0,075 (1,261)d	0,71	0,149	37
Fumo	-0,743	+	0,874 (5,570)a (0,265)	+	+	(0,396) 0,113 (1,736)d	-	+	0,86	0,162	11
Editorial e Gráfica	0,875	0,326 (3,832)a (0,421)	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	0,330 (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. R₂ = coeficiente de determinação múltipla, Sμ = erro padrão da estimativa. GL = graus de liberdade. Os números entre parênteses abaixo dos parâmetros são os valores delta 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 correspondente.

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 características 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 economia de aglomeração.

Dos experimentos com a equação de 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, 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 locacionais 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 ficaram embutidos na variável *M* (potencial e distância). Por sua vez, outros fatores tais como amenidades, clima e formação histórica da cidade simplesmente não foram considerados.

NOTAS

- (1) Em geral os estudos para o caso brasileiro utilizam informações a nível estadual, ver por exemplo C. A. Rocca "Productivity in Brazilian Manufacturing" em J. Bergsman *Brazil: Industrialization and Trade Policies* (London: Oxford University Press, 1970) e D. Garcia Munhoz *Diferenças Inter-regionais na Eficiência Industrial* (Departamento de Economia, Universidade de Brasília, Textos para Discussão n.º 4, novembro 1972, mimeo.).
- (2) Tal função de produção é dita homotética.
- (3) É possível, contudo, obter uma aproximação linear da equação 3. Para isto, o termo não-linear é expandido numa série de Taylor para $\epsilon = 0$, desprezando-se os termos maiores que segunda ordem. Este método é devido a J. Kmenta "On the Estimation of the CES Production Function" *International Economic Review* (Vol. 8, 1967), pp. 180-189.
- (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 *Economics of Scale and the Form of the Production Function* (Amsterdam, North-Holland Publishing, Co., 1971), p. 12.
- (5) Ver B. Brown, *On the Theory and Measurement of Technological Change* (Cambridge, Cambridge University Press, 1966).
- (6) Ver H. C. Tolosa, "Macroeconomia da Urbanização Brasileira" *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" *Kyklos* (Vol. 23, n.º 4, 1970), pp. 903-926.
- (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.
- (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).
- (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 para a Inglaterra, Heathfield conclui que o consumo da 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 Electricity Consumption Data for the U. K. *Journal of the Royal Statistics Society*" (A, 135, 1972), especialmente pp. 208-210.
- (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 passa a ser calculada através da fórmula:

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

- (16) I. Babarovic "Polos de Desarrollo y Superación de La Marginalidad Rural" (Rio de Janeiro, mimeo, IPEA, 1967).
- (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 delimitadas com base no estudo do IBGE, *Divisão do Brasil em Regiões Funcionais Urbanas* (Rio de Janeiro, 1972).
- (20) Ver W. Isard et al *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:

$$Q_h = \frac{\sum_{i=1}^{21} \frac{VT_{ih}/VT_{ih} - VT_{i}/VT_{i}}{2}}{\sum_{i=1}^{21} \frac{VT_{ih}/VT_{ih} - VT_{i}/VT_{i}}{2}} \times 100$$

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,

$$VT_{i}/VT_{i} = \sum_{h=1}^{218} \frac{VT_{ih}}{\sum_{i=1}^{21} \sum_{h=1}^{218} VT_{ih}}$$

- (22) Ver, por exemplo, E. C. Amemiya "Measurement of Economic Differentiation" *Journal of Regional Science* (Vol. V, Verão 1963).
- (23) Devido aos autores que desenvolveram a função CES, Arrow, Chenery Solow e Minhas, ver M. Brown op. cit.
- (24) Griliches e Ringstad op. cit. Apêndice C; ver também J. Minasian "Elasticities of Substitution and Constant-Output Demand Curves for Labor" *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 frequente 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" *Review of Economics and Statistics* (Vol. III, n.º 1, Fevereiro 1970), pp. 48-49.
- (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" *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).

- (27) Na realidade não se dispõe de base teórica para afirmar ser este o tipo de especificação mais indicado, tendo sido adotado em virtude da facilidade de interpretação dos parâmetros como elasticidades.
- (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 da folha de salários manter, para a 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 isto 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 Econômicos" *Pesquisa e Planejamento* (Vol. 1, n.º 2, dezembro 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 na 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" *The Economic Journal* (junho 1971).
- (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 for uma CES com rendimentos constantes, e se em vez desta 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" *Econometria* (Vol. 35, n.º 3-4 julho-outubro 67), pp. 419-423.
- (33) Para uma discussão detalhada destes mecanismos ver A. W. Evans "The Pure Theory of City Size in an Industrial Economy" *Urban Studies* (fevereiro, 1972).
- (34) A multicolinearidade entre as variáveis independentes aumenta os erros padrões 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" *Urban Studies* (Vol. VIII, n.º 1, Fevereiro 1971).
- (36) Ver S. Kim "Interregional Differences in Neutral Efficiency for Manufacturing Industry: An Empirical Study" *Journal of Regional Science* (Vol. VIII, n.º 1, verão 1968) e D. Shefer "Localization Economies in SMSA'S: A Production Function Analysis" *Journal of Regional Science* (Vol. XIII, n.º 1, abril 1973).
- (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" *Swedish Journal of Economic* (dezembro 1972), pp. 468-485.

- (38) Alguns autores vêm experimentando 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 1973) e ainda os mesmos autores *Explaining the Economic Structures of Metropolitan Areas* (The Urban Institute, working paper 200-1, dezembro 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" *Pesquisa e Planejamento Econômico* (Vol. 2, n.º 1, junho 1972) e "Macroeconomia da Urbanização Brasileira", *op. cit.*, especialmente pp. 603-611.

SUMMARY

As an economic conception the town is the result of the local decisions of the enterprises, consumers and government. It is evident that such decisions are not determined exclusively by economical considerations and factors of socio-political nature affect the economical agents in a major or minor degree, depending yet on the step of development in which the country is. In Brazil the industry plays the role of leader in the process of growth and, due to the increasing complexity and interdependence of the economy, the other segments of the society are broadly affected by the decisions taken in the industrial sector. Besides, as the government is preoccupied with objectives like territorial occupation and/or urban system reorganization, will be necessary, first of all, to dispose of economic policy tools which will be able to rule the industry location behaviour. However, this sector don't compound a homogeneous conjunct as a hole, and in practice several kind of industries have based its decisions on the most diversified location factors.

The purpose of this work is to identify and testify empirically the main location factors in the transformation industry, searching to associate to the present characteristics of the Brazilian town systems. Among these factors were selected as the most important the following: urban size; accessibility to the market; industrial interdependency; and type of region.

It is worthy to point out that the main interest of this study is in the fact that the basic unity of observation is the town or, in other words, the equations of mean productivity were estimate based on a "cross-section" to 1969, individualized by a kind of industry and by an urban center. Unfortunately it wasn't possible to dispose of an industrial disaggregation greater than two digits.

The following section began with a short theoretic discussion of the function model of production, searching to stress the role of the agglomeration economies as a factor of neutral technologic changes. The third section makes an analysis criticizing the statistical data and the fourth shows and interprets the results of the econometric estimations. Finally the fifth section summarizes the main conclusions of the study and searches to outpoint the future research lines:

a) From the view point of this study and aware of the limitations imposed by its neoclassic hypothesis, the production function was taken as a start point to specify a behavioural relation more generalized which allowed to associate the performance of the industry, measured by the average productivity, with town's characteristics such as the urban size, accessibility and regional location or, in other words, searching to associate the productivity levels with the occurrence of economies of agglomeration.

b) From the experiments with the equation of the labourer demand it is made evident that the industrial kind (two digits) is considered as excessively aggregate when one intends to identify the factors that condition the patterns of the industry location. Otherwise, the solution of this problem wouldn't be reached only by a greater sectorial disaggregation. In conceptual terms, we should proceed according two stages. In the first and starting from a high degree of detail, the industrial branches and subbranches would be assembled in "clusters" that present the most similar location behaviour possible. Once defined such clusters, one would start then to the second stage where would be identified the determinant factors of the productive differentials.

c) The econometric results with a production function have shown that besides the relation capital/labourer and the medium size of the establishments, other variants such as town size, accessibility to the market and type of region are important to explain the performance of the industry.

d) Besides, the limitation of theoretic nature, the especification of the production function was also subjected to the availability of the statistical data. Thus, a serie of factors clearly relevants to the undertaker, location decisions were inserted in aggregate variants or were simply abstracted.

RÉSUMÉ

Dans une conception économique et, suivant cet ordre d'idées, la ville es le produit des décisions prises par les entreprises, les consommateurs et le gouvernement portant sur leur choix de local. Il est évident que des décisions de cette sorte sont loin d'être mues par des considérations exclusivement économiques, et même des facteurs de nature sociale et politique affectent les agents économiques avec plus ou moins d'intensité suivant le degré de développement atteint par le pays. Au Brésil, l'industrie se trouve au poste de commandement dans la marche active de sa croissance et comme la complexité de l'économie ainsi que son interdépendance continuent toujours à s'étendre, les autres secteurs de la société sont très affectés par les décisions prises par l'industrie. D'ailleurs, dans la mesure que le gouvernement doit

s'occuper de plans du type de l'occupation territoriale et/ou la réorganisation du système urbain, plus il y aura lieu d'avoir avant tout a sa portée les instruments de politique économique permettant de régulariser la poussée de l'industrie dans le sens de la localité. Le secteur de l'industrie ne constitue pas, toutefois, un ensemble homogène et, en fait, les différentes activités de l'industrie décident sur leur choix de locaux basées sur des éléments les plus divers.

Le but de cet ouvrage est d'identifier et tester empiriquement les principaux facteurs affectant la localisation des industries manufacturières, cherchant à les associer aux caractéristiques actuelles du système des villes brésiliennes. Parmi ces facteurs, les suivants furent choisis comme étant les plus importants:

la grandeur urbaine, l'accessibilité du marché, l'interdépendance industrielle et le type de la région.

Il est nécessaire de faire remarquer que l'intérêt principal de cette étude se trouve dans le principe effectif que l'unité de base de l'observation est la ville ou, autrement dit, les équations de productivité moyenne furent estimées sur la base d'une "cross-section" pour 1969, individualisée par genre d'industrie et par centre urbain. Malheureusement il ne fut pas possible de disposer d'une désagrégation industrielle plus grande que deux digites.

Les sections qui suivent commencent par une brève discussion théorique sur le modèle de la fonction de production, cherchant à faire ressortir le rôle des économies de l'agglomération comme facteur de changements technologiques neutres. La troisième section fait une analyse critique des informations statistiques et la quatrième présente et interprète les résultats des estimations économétriques. Finalement, la cinquième section offre un sommaire des principales conclusions de l'étude et essaye d'indiquer les lignes de recherche à suivre à l'avenir.

a) Du point de vue de cette présente étude et sachant les limitations imposées par ses hypothèses néo-classiques, la fonction de production fut prise comme point de départ pour spécifier une raison de conduite plus générale permettant d'allier la performance de l'industrie mesurée par sa productivité moyenne, avec des points caractéristiques des villes, tels que la grandeur urbaine, l'accessibilité et la localisation régionale. Ou autrement dit, cherchant à associer les niveaux de productivité avec l'occurrence d'économies d'agglomération.

b) Il ressort des expériences faites avec l'équation de la demande de main-d'oeuvre que le genre industriel (deux digites) est considéré agrégé à excès quand le but est d'identifier les facteurs conditionnant les normes de localisation de l'industrie. Par ailleurs, la solution de ce problème ne se trouve pas seulement dans la plus grande désagrégation par secteur. En termes idéals, on devrait procéder en deux étapes. Dans la première étape et partant d'un haut degré de détail, les branches et les sous-branches industrielles seraient réunies en groupements ("clusters") dont le comportement du point de vue de localisation se rapprocherait le plus possible. Une fois ces groupements bien définis, on prendrait le chemin de la seconde étape où on identifierait les facteurs qui déterminent les différentielles de productivité.

c) Les résultats économétriques avec la fonction de production ont montré que, outre le rapport capital/main-d'oeuvre et la grandeur moyenne des établissements, il y a d'autres variables telles que la grandeur de la ville, accessibilité du marché et le type de la région qui sont importants pour expliquer la performance de l'industrie.

d) Au delà des limitations d'ordre théorique, la spécification de la fonction de production a aussi été conditionnée par la disponibilité d'informations statistiques. De ce fait, un nombre de facteurs notoirement importants pour les décisions prises par les chefs d'entreprises en matière de localisation, furent embités dans des variables agrégées ou furent simplement abstraits.