UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

EXTERNALIDADES DA AGLOMERAÇÃO:

MICROFUNDAMENTAÇÃO E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

André Luís Squarize Chagas

Orientador: Prof. Dr. Rudinei Toneto Júnior
Co-Orientador: Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni

SÃO PAULO

2004

Prof. Dr. Adolpho José Melfi
Reitor da Universidade de São Paulo

Profa. Dra. Maria Tereza Leme Fleury
Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Ricardo Abramovay
Chefe do Departamento de Economia

Profa. Dra. Basília Maria Baptista Aguirre
Coordenadora do Programa de Pós-Graduação em Economia

ANDRÉ LUÍS SQUARIZE CHAGAS

EXTERNALIDADES DA AGLOMERAÇÃO:

MICROFUNDAMENTAÇÃO E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Rudinei Toneto Júnior
Co-Orientador: Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni

SÃO PAULO

2004

Dissertação defendida e aprovada no Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – Programa de Pós-Graduação em Economia, pela seguinte banca examinadora:

Prof. Dr. Rudinei Toneto Júnior

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni

Prof. Dr. Ciro Biderman

Chagas, André Luís Squarize
Externalidades da aglomeração: microfundamentação e evidências empíricas / André Luís Squarize Chagas. -- São Paulo, 2004.
132 f.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2004
Bibliografia.

1. Economia 2. Aglomerações urbanas 3. Econometria 4. Geografia econômica I. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP II. Título.

CDD – 330

Para E., P. A. e A. L. ou L. A.,

razões pelas quais tudo vale a pena.

AGRADECIMENTOS

Tecer uma lista de agradecimentos por um trabalho realizado em tão longo período é sempre uma aventura inglória. Há riscos de esquecer muitas pessoas, pois a mente humana tem dessas falhas que servem de inspiração para muitas teses no campo da psicologia. Há outros riscos, como o de não dar o agradecimento julgado merecido. Finalmente, existem aquelas pessoas que não desejam ser mencionadas, posto que entendem sua ajuda como um ato gracioso e delas não esperam nem recompensa e nem reconhecimento. Para a pessoa que agradece sempre permanecerá o receio de não ter se esquecido de ninguém e a dúvida de ter dado a todos os créditos merecidos.

No entanto, como é de praxe nesse espaço agradecer às pessoas que se considera especial e que a mente permite lembrar, não vou me furtar a esse ofício. Sou grato a todo o pessoal de apoio do Instituto de Pesquisas Econômicas, pessoas que foram fundamentais na realização daquelas tarefas, pretensamente simples, mas que são indispensáveis à consecução do trabalho. Às secretárias dos programas de mestrado, Márcia e Beth, agradeço, desculpando-me pelo trabalho que todo o mestrando sempre dá. Aos estagiários do NEREUS, Edgar, Fausto e Mirela, a quem atrapalhei por um curto período de tempo, durante a realização do trabalho..

Agradeço a alguns colegas de mestrado, de minha turma ou não, com quem pude trocar conhecimentos muito além dos limites desse tema, Alexandre (Minduba), Sérgio Sakurai, Fabiana de Felício, Robson (o homem mais sério do mundo). Um agradecimento especial ao Gustavo Barros e ao Júlio Pinho, que além de tudo suportaram um companheiro de república muitas vezes mal-humorado, bem como a todos os amigos da FECAP, em especial a professora Maria Sylvia Saes, Matheus Albergaria, Glauco, Fábio Barbieri.

Meus agradecimentos são também devidos ao pessoal do grupo de estudos do livro do Fujita, Krugman, Venables, extensivo aos membros do NEREUS: Tatiane Menezes, Bruno Herman, Raul Cristóvão, Eduardo Haddad, entre outros. Agradeço igualmente ao professor Raul da Mota Silveira, pelos comentários preciosos à versão preliminar desse trabalho.

Sou grato também à FIPE e à CAPES, que durante a maior parte do tempo forneceram recursos escassos para a sustentação deste pesquisador. Espero que o resultado do trabalho e as externalidades que ele tenha gerado ou venha a gerar sirvam de retribuição a esse investimento.

Agradecimentos especiais devem ser dados ao professor Marco Antônio Sandoval de Vasconcelos, pela confiança depositada - muitas vezes não tão merecida assim; ao professor Carlos Roberto Azzoni, por pacientemente analisar o trabalho e acompanhá-lo com sugestões e contribuições sempre muito pertinentes; e ao professor Rudinei Toneto Jr., que desde o início confiou neste autor e deu a liberdade necessária para que o trabalho fosse concluído da forma como está. Agradeço igualmente a eles pela dedicação e a solicitude com que trataram este mestrando. Sou grato, ainda, a todos os que, de alguma forma, colaboraram na elaboração e revisão deste trabalho, em especial à Eny Elza Ceotto, que paciente e preciosamente contribuiu para, sem dúvida, melhorar e tornar inteligível o presente texto. Muito embora todo o esforço empreendido por estas pessoas, a elas não cabe a culpa pelos erros remanescentes.

À minha família e meus amigos, presentes ou distantes, sócios nessa empreitada, agradeço o carinho e a compreensão devotados durante todos estes anos e pela paciência ao suportarem meus momentos de mau humor. A meus amores, Elisandra, Pedro Afonso e meu bebê que está por nascer. Ao pensar em vocês lembro, a cada dia, a maravilha que é essa aventura: viver.

"... e vós sereis como deuses, versados

no bem e no mal."

Gênesis 3, 5.

RESUMO

Este trabalho realiza uma revisão da literatura pertinente à aglomeração urbana e sua explicação pela teoria econômica. Nele resgatamos os resultados teóricos que estabelecem a limitação dos pressupostos neoclássicos em entender o fenômeno econômico no espaço, concluindo pela viabilidade da inclusão de imperfeições de mercado para dar conta desses problemas. Um modelo de economia com dois setores é proposto com base nos modelos da *New Economic Geography*. A diferença desse modelo para o ora aqui desenvolvido está na modelagem de um setor com retornos crescentes à escala e outro setor com retornos decrescentes à escala. Uma determinada combinação desses setores pode ser responsável pelo resultado empírico de retornos constantes para o agregado da economia. Os coeficientes de escala dos setores estariam na base das forças de aglomeração de desaglomeração urbanas. Para verificar a validade desse modelo, testes empíricos são realizados, valendo-se de dados do Censo Demográfico para os municípios paulistas dos anos de 1980, 1991 e 2000 e onze setores que agregam as atividades econômicas. Testes para os dados médios também são incluídos. Dada a natureza dos dados utilizados, controles espaciais são realizados. Para isso, construímos modelos de regressão espacial para dados de painel com efeito fixo. Nossos resultados sugerem que os setores da indústria, construção civil, outras indústrias, transporte e comunicação, serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica, social e outras atividades apresentam retornos crescentes à escala, sendo responsáveis pela força de aglomeração urbana, enquanto que os setores da agropecuária, prestação de serviços e administração pública são responsáveis pela força de desaglomeração urbana, pois apresentam deseconomias de escala. O setor do comércio apresentou retornos constantes à escala. No agregado, verificou-se um predomínio das forças de desaglomeração. Concluímos que o modelo proposto é corroborado pelas evidências aqui levantadas e sugerimos, ao final, possibilidades de estudos futuros.

ABSTRACT

This work provides a revision of the literature pertinent to the phenomenon of urban agglomeration and its explanation by the economic theory. We review the theoretical results that establish the limits of the mainstream assumptions in understanding the economic phenomenon in the space and conclude for the viability of market imperfections to account for these problems. We consider an economic model with two sectors based in the models of the New Economic Geography. The difference between these models and ours is that the latter deals with a sector with increasing returns to scale and another sector with decreasing returns to scale. A determined combination of these sectors can be responsible for the empirical result of constant returns for the aggregate of the economy. The sectors' coefficients of scale would be in the base of the urban agglomeration's forces and the urban dispersion's forces. To verify the validity of this model, empirical tests are carried through, using data of the demographic Census for the cities of state of São Paulo for the years of 1980, 1991 and 2000, taking into account the economic activities aggregated in eleven sectors. Tests for the average data also are enclosed. Given the nature of the data, space controls are carried through. In order to do this, we construct space regression's models for panel data with fixed effect. Our results suggest that the sectors of industry, civil construction, other industries, transport and communication, technical and auxiliary of the economic activity services, social and other activities present increasing returns to scale, being responsible for the urban agglomeration's force; while the sectors of farming one, rendering of services and public administration are responsible for the urban dispersion's force, therefore they present diseconomies to scale. The sector of commerce presented constant returns to scale. In the aggregate, a predominance of the dispersion's forces was verified. We conclude that the considered model is corroborated by the evidences raised here and suggests possibilities of future studies.

SUMÁRIO

ÍNDICE DE TABELAS E FIGURAS 3
1 INTRODUÇÃO 5
1.1 Justificativa 5
1.2 Objetivos 10
1.3 Plano da Obra 11
2 AGLOMERAÇÃO ECONÔMICA, O PROBLEMA DA ESCOLHA DA LOCALIZAÇÃO E A IMPOSSIBILIDADE DE EQUILÍBRIO COMPETITIVO COM INDIVISIBILIDADES E ESPAÇO HOMOGÊNEO 13
2.1 O modelo de Von Thünen 16
2.2 Outras teorias da localização 20
2.3 O problema quadrático da escolha da localização 23
2.4 O teorema da impossibilidade espacial 26
2.5 Um modelo de tamanho de cidades e retornos crescentes 37
3 AGLOMERAÇÃO URBANA, CONCORRÊNCIA MONOPOLÍSTICA E VARIEDADE DE INSUMOS: MICROFUNDAMENTAÇÃO 45
3.1 O setor de bem de consumo final 45
3.2 Introduzindo custos de transporte 49
3.3 As firmas no setor de insumos intermediários do bem composto 50
3.4 A regulação no setor de serviço local 54
4 PROCEDIMENTOS ADOTADOS, DADOS UTILIZADOS E VARIÁVEIS SELECIONADAS 57
4.1 Estratégias de identificação 57

4.1.1 Desvios em relação à “cidade média” ... 57

4.1.2 Identificação dos retornos à escala ... 60

4.2 Econometria espacial ... 63

4.2.1 Noção de vizinhança ... 64

4.2.2 Matrizes de vizinhança e matriz de pesos espaciais ... 66

4.2.3 Testando a existência de correlação espacial ... 69

4.2.4 Controlando a autocorrelação espacial com dados em painel ... 71

4.3 Amostra ... 80

4.4 Variáveis utilizadas ... 84

4.4.1 Variáveis dependentes ... 84

4.4.2 Estoque de trabalhadores ... 86

4.4.3 Variáveis de controle ... 86

4.5 Estratégias de estimação ... 92

5 RESULTADOS ... 95

5.1 Testes iniciais ... 95

5.2 Testes incluindo controles ... 98

5.3 Testes com defasagem espacial nas variáveis de controle ... 102

5.4 Controle espacial SAC ... 105

5.5 Controle espacial SAR ... 108

5.6 Controle espacial SEM ... 110

5.7 Análise geral ... 113

6 CONCLUSÃO ... 115

REFERÊNCIAS ... 119

APÊNDICE ... 124

ÍNDICE DE TABELAS E FIGURAS

Figura 1 - Solução gráfica do modelo de Von Thünen... 19

Figura 2 - Uma ilustração da contigüidade.. 67

Quadro 1: Setores econômicos 83

Tabela 4.1: Índice de Infra-estrutura: pesos calculados pelo método de componentes principais.. 88

Tabela 4.2: Índice de Consumo: pesos calculados pelo método de componentes principais.. 89

Tabela 5.1: Efeito escala - dados em painel com efeito fixo 97

Tabela 5.2: Efeito escala - dados em painel com efeito fixo e variáveis de controle........ 100

Tabela 5.3: Efeito escala - dados em painel com efeito fixo, variáveis de controle e controles defasados espacialmente 104

Tabela 5.4: Efeito escala - modelo SAC com efeito fixo, variáveis de controle e controles defasados espacialmente 107

Tabela 5.5: Efeito escala - modelo SAR com efeito fixo, variáveis de controle e controles defasados espacialmente 109

Tabela 5.6: Efeito escala - modelo SEM com efeito fixo, variáveis de controle e controles defasados espacialmente 111

1 INTRODUÇÃO

1.1 Justificativa

Um fato comumente evidenciado na literatura diz respeito à evidente correlação existente entre crescimento econômico, grau de industrialização e taxa de urbanização das nações. De fato, a história econômica mundial dos últimos séculos tem sido marcada pela expansão da renda mundial *per capita*, pelo aumento da participação do emprego industrial no emprego total e pelo crescimento da população urbana em relação à população rural. Em anos mais recentes, a participação do emprego industrial vem declinando relativamente à participação do emprego no setor serviços, sendo que o aumento do emprego neste último também se correlaciona à taxa de urbanização.

A urbanização, por sua vez, não ocorre de forma linear e homogênea, ou seja, com os núcleos urbanos apresentando a mesma estrutura, porte e importância econômica. Este fato, já reconhecido pela literatura, levou à formulação da teoria dos lugares centrais, segundo a qual se buscava determinar a forma como as cidades se organizariam em redes de importância de acordo com os serviços ofertados por cada uma delas. De fato, o que se verifica é que cidades de maior porte, além de disporem de todos os tipos de serviços que existem nas cidades de porte menor, apresentam ainda uma gama de serviços mais especializados, serviços estes que os moradores das cidades de menor porte, situadas no entorno de cidades maiores, demandam dessas cidades grandes mais próximas, e não das mais distantes.

O fenômeno da urbanização em si sugere a existência de algum tipo de economia externa decorrente da aglomeração de pessoas e firmas em pequenas áreas geográficas. A economia que decorre do processo de divisão do trabalho, que já era salientada por Adam Smith, pode também estar associada aos ganhos oriundos da aglomeração da atividade econômica em núcleos urbanos. Marshall ([1920]1996), por sua vez, chamava a atenção para a existência de ganhos externos provenientes dos transbordamentos do conhecimento de pessoas e firmas, advindos das facilidades de trocas de informação entre os agentes próximos uns dos outros. Todas essas idéias têm suporte no fato de que é nas cidades que ocorrem as trocas de informações e nos grandes centros urbanos é que se dão as inovações tecnológicas. Ainda que a cidade não prescinda do campo para fornecimento de gêneros alimentícios, não se pode negar que nos tempos atuais as novas soluções que permitem o melhor uso do solo decorrem das pesquisas realizadas nos centros urbanos (Jacobs, 1969).

Do ponto de vista da teoria econômica, entretanto, um modelo neoclássico tradicional não consegue dar conta da existência de economias de aglomeração. De fato, dados os pressupostos neoclássicos de mobilidade perfeita (ausência de custos de transporte de pessoas e insumos), divisibilidade e retornos constantes de escala (homogeneidade na produção), os fatores tornam-se ubíquos, e a não ser por conta de heterogeneidade espacial (como acidentes geográficos, dotação de recursos naturais entre outras), externa ao modelo, não se consegue explicar a existência de núcleos urbanos. Alguma forma de imperfeição, no sentido neoclássico do termo, deve ser assumida para que um modelo econômico possa gerar aglomerações urbanas tais como as que conhecemos.

De fato, um resultado teórico importante refere-se ao problema de escolha espacial já apontado por Koopmans e Beckmann (1957), e também demonstrado por Starret (1978) no teorema da impossibilidade espacial. De acordo com esses autores, em uma economia onde o espaço é homogêneo nenhum equilíbrio competitivo é possível com a existência de indivisibilidades e custos de transporte. O que esses resultados implicam é que existe algum grau de imperfeição em uma economia espacial.

Modelos econômicos que geram retornos crescentes têm sido propostos por vários autores. Contudo, uma dificuldade desses modelos é que eles não são compatíveis com os resultados de equilíbrio geral. (Sraffa, 1926). O que se intui dessa incompatibilidade é que o produto gerado pelos fatores em um contexto de retornos crescentes é maior que a contribuição marginal dos mesmos. A remuneração dos fatores, portanto, pela sua produtividade marginal, não esgotaria o produto. Uma parte deste teria que ser distribuído de outra forma.

Uma tentativa seminal de incluir retornos crescentes em um modelo espacial de equilíbrio geral no contexto urbano foi proposta por Henderson (1974). Neste modelo, o autor lida com o problema de escolha do tipo de indústria que um planejador local deve fazer para que sua cidade se especialize de forma a determinar o porte do município que gere a maior utilidade para seus moradores. O caráter *ad hoc* de seus pressupostos, no entanto, tem sido a maior crítica a essa estratégia.

Recentemente, modelos de concorrência monopolística *a la* Dixit e Stiglitz (1977) vêm sendo utilizados nos estudos entre regiões. Grosso modo, esses modelos preservam os principais resultados de equilíbrio geral e geram retornos crescentes a partir das preferências (no caso dos consumidores) ou demandas técnicas (no caso das firmas) por variedades.

Apesar de, teoricamente, um modelo que gere aglomerações ter que trabalhar com retornos crescentes, os resultados empíricos utilizando dados agregados para os municípios não sugerem, no entanto, a existência de tais retornos. Um *puzzle* para a literatura dessa área refere-se à *rank size rule*, também conhecida como Lei de Zipf. De acordo com esse resultado empírico a dispersão do *ranking* dos municípios segundo o porte segue uma lei de potência. Uma forma de se testar esse resultado é regredir o ln (logaritmo neperiano) do *ranking* dos municípios contra o ln do porte dos mesmos. O resultado obtido é um coeficiente de regressão negativo e que tende a um, resultado este que tem sido verificado para diferentes amostras de diferentes países. De acordo com Fujita, Krugman e Venables (2001), tal resultado sugere um crescimento paralelo dos municípios, o que não seria consistente com a existência de retornos crescentes no nível agregado. Dessa forma, ainda segundo os autores, existiria a necessidade de se trabalhar com modelos que lidassem com retornos crescentes no nível das firmas e indivíduos e que gerassem retornos constantes no agregado.

O presente trabalho tem por objetivo lidar com essas questões, gerando um modelo de equilíbrio geral com um setor de bens finais operando de forma competitiva e com retornos constantes de escala e dois setores de bens intermediários, sendo um setor competitivo, que opera com retornos crescentes e custos de transporte, e um setor de serviço local regulamentado, que não pode ser transportado entre cidades, e que opera com retornos decrescentes. A idéia é associar a microfundamentação proposta nos modelos da *New Economic Geography* (Fujita, Krugman e Venables, 2001) com a proposta de Henderson (1974), de existência de um setor com externalidades negativas na aglomeração. O resultado que se espera de nosso modelo é que mesmo que um setor de bens intermediários opere com retornos crescentes o resultado para o agregado dependerá de como se comporta o outro setor.

Uma primeira dificuldade para se testar empiricamente esse modelo é referente, como de praxe nos trabalhos empíricos, às unidades de medida utilizadas para tal. Alguma normalização deve ser feita, uma vez que a teoria é construída trabalhando-se com unidades reais e sem erros de medida, enquanto que os dados disponíveis são expressos em valores nominais e com significativos erros de medida. Nossa estratégia para superar a primeira dessas dificuldades é trabalhar com desvios em torno da média. Neste caso, nossa unidade de medida consistirá de unidades de desvios em torno da média amostral. Esta estratégia também atenua os erros de medida se eles não forem sistemáticos.

Uma outra dificuldade para se testar tal teoria refere-se à disponibilidade dos dados em nível municipal. No Brasil, o acesso a tais informações tem melhorado significativamente, o que tem permitido a realização de recentes estudos envolvendo municípios. O IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) é o principal responsável pelo levantamento, produção e disponibilização da maior parte dos dados disponíveis sobre os municípios brasileiros.[1] Uma informação essencial para a análise dos retornos crescentes à escala seria um agregado de produto em nível de município. Entretanto, o PIB municipal, ainda é um dado bastante complicado de se obter. A obtenção direta desse indicador não é possível com as informações hoje disponíveis (ver, a respeito, Vergolino, Gomes e Monteiro Neto, s/d). Uma alternativa que pode ser usada para contornar este problema é lançar mão de *proxies* ou fazer a modelagem de uma outra variável para tentar captar a dinâmica econômica municipal. Glaeser *et al*. (1995), Andrade e Serra (1998) e Chagas e Toneto Jr. (2003) utilizam como medida da dinâmica municipal a variação na população local e a variação na renda do trabalho em nível municipal.

Neste trabalho, nossa estratégia será modelar a dinâmica de uma localidade e resolver para o salário médio dessa localidade (e seus setores econômicos). Dessa forma, teremos uma regressão de salários, e os coeficientes assim estimados permitirão identificar os efeitos escala.

---

[1] Os Censos Demográficos permanecem como as principais fontes de levantamento de dados para os municípios. Mas outras bases também são relevantes. A RAIS, divulgada anualmente pelo Ministério do Trabalho, também possui dados importantes sobre o mercado de Trabalho Local. Para o Estado de São Paulo, a Fundação SEADE faz um levantamento satisfatório de informações para todos os municípios paulistas.

Para os erros sistemáticos, na tradição das novas pesquisas econômicas empíricas buscaremos modelá-los a partir de controles espaciais.

As contribuições deste trabalho podem ser assim resumidas: revisão da literatura teórica pertinente ao assunto e seu ordenamento sistemático; geração de um modelo teórico microfundamentado incorporando retornos crescentes e decrescentes à escala; e estimação do modelo empírico utilizando técnicas econométricas para dados em painel com efeito fixo não utilizadas nos estudos de econometria espacial no País.

1.2 Objetivos

Este trabalho tem por objetivo analisar o fenômeno da aglomeração urbana do ponto de vista da teoria econômica, ou seja, encontrar, por exemplo, resposta para a seguinte indagação: como um modelo econômico pode explicar a existência de aglomeração de pessoas e firmas no espaço? A principal hipótese para responder essa questão reside na existência de economias de aglomeração que se manifesta por meio dos retornos crescentes à escala. Em outras palavras: um aumento de uma dada magnitude no número de habitantes (trabalhadores) de uma certa localidade geraria um impacto positivo mais que proporcional no produto dessa localidade.

Buscaremos, portanto, microfundamentar os efeitos de escala a partir de um modelo de concorrência monopolística com uma função de produção agregada cuja parcela significativa dos insumos que a compõem é dada por uma combinação de variedades de produtos substitutos imperfeitos entre si. A existência de um setor desse tipo justificaria a existência de retornos crescentes no produto e economias de aglomeração.

Por outro lado, a existência concomitante de um setor com retornos decrescentes à escala poderia ser suficiente para, no agregado, obtermos retornos constantes à escala - o que explicaria resultados nesse sentido. (Segal, 1976).

Buscaremos, ademais, verificar as evidências empíricas desse modelo a partir da elaboração de um teste que leve em conta, de um lado, a diferença de rendimento do trabalho em torno da média para cada período, com vistas a corrigir os erros de medida, e, de outro, a estrutura econômica espacial das localidades, como forma de corrigir o grau de interdependência entre as localidades que emerge de nosso modelo.

1.3 Plano da Obra

Este trabalho está organizado da seguinte forma. No próximo capítulo é feita uma revisão da literatura sobre economias de aglomeração, destacando a limitação dos pressupostos neoclássicos à abordagem desta questão pelos economistas, uma vez que explica a decisão de localização dos agentes por fatores não-econômicos. Importantes contribuições, para uma teoria da localização, foram dadas por vários autores, as quais serão abordadas, de forma sucinta, no próximo capítulo. Dois importantes argumentos são colocados, a seguir,, acerca da impossibilidade de se tratar o fenômeno da aglomeração urbana usando um modelo competitivo e com retornos constantes. Tais argumentos são devidos a Koopmans e Beckmann (1957) e Starret (1978), para os quais em uma economia com indivisibilidades, espaço homogêneo e custos de transporte não emerge um equilíbrio competitivo. Este resultado abre espaço para a inclusão dos retornos crescentes - que gerariam economias de aglomeração e poderiam justificar a atual estrutura urbana existente. O trabalho seminal de Henderson (1974) inclui essa questão em um arcabouço de equilíbrio geral.

No capítulo subseqüente, incorporando a modelagem da *New Economic Geography* - para a qual o presente trabalho pode ser considerado como uma contribuição, ainda que limitada -, propomos um modelo teórico que incorpora um setor de bens intermediários com retornos crescentes e um setor de bens intermediários com retornos decrescentes. A conjugação de ambos os setores poderia explicar, por um lado, a emergência de economias de aglomeração, e, por outro, as evidências de retornos constantes no agregado.

O quarto capítulo discute as alternativas de estimação do modelo, incorporando a modelagem da dependência espacial para a variável dependente defasada espacialmente, bem como para o termo de erro espacialmente defasado. Para essa discussão, faz-se necessário discorrer sobre os conceitos relacionados à econometria espacial - para a qual Anselin (1988) é um referencial significativo -, em especial os conceitos de matriz de pesos espaciais, autocorrelação espacial, dentre outros.

O capítulo 5 reporta os resultados obtidos em nosso trabalho empírico. Nele são realizados os testes envolvendo as técnicas econométricas discutidas no capítulo anterior e é analisada a relevância dos resultados obtidos. O último capítulo é dedicado às conclusões do trabalho.

2 AGLOMERAÇÃO ECONÔMICA, O PROBLEMA DA ESCOLHA DA LOCALIZAÇÃO E A IMPOSSIBILIDADE DE EQUILÍBRIO COMPETITIVO COM INDIVISIBILIDADES E ESPAÇO HOMOGÊNEO

O estudo acerca do surgimento e crescimento de cidades, do ponto de vista econômico, está vinculado aos estudos sobre aglomerações. A questão principal que se pretende responder, se é que é possível fazer tal generalização, é: por que existem cidades? Ou, dito de outra forma, quais são os fatores que determinam que os agentes econômicos vivam próximos uns dos outros?

A abordagem dessa questão, a partir da posição aqui adotada é, evidentemente, nos baseando na teoria econômica. O modelo paradigmático para o *mainstream* econômico é o modelo neoclássico, no qual um ambiente competitivo é assumido, e os agentes, firmas e indivíduos não necessitam mais que informações sobre os preços relativos para realizarem suas escolhas e tornarem máximos seus lucros e utilidade. A apresentação mais elegante desse modelo é, sem dúvida, devida a Arrow e Debreu (1954). A economia desse modelo é descrita por um conjunto de agentes (famílias e firmas) e produtos (bens e serviços). As firmas possuem um conjunto de planos de produção possíveis, com cada um deles descrevendo uma possível relação input-output. Cada família possui uma relação de preferência, uma dotação inicial de recursos e uma parcela dos lucros das firmas. O resultado do modelo estabelece que, sendo as preferências das famílias e as tecnologias das firmas convexas, existe um sistema de preços (único para cada produto), um plano de produção para cada firma e uma cesta de consumo para cada família que satisfazem as condições de equilíbrio entre oferta e demanda para cada produto, maximizam o lucro da firma sujeito a seu conjunto de produção e maximizam a utilidade da família sujeita à sua restrição orçamentária.

A implicação desse modelo é automática e impessoal: cada agente não precisa conhecer mais do que a relação entre preços de cada produto para tomar sua decisão de alocação de recursos. Para inserir a dimensão espacial nesse modelo, cada produto deve ser definido e diferenciado não apenas em termos físicos, mas também em termos do local onde é produzido e consumido. Ou seja, o local de produção e consumo é também um atributo do produto. Dito de outra forma, as firmas devem incorporar em sua função de custo a decisão de localização.

Tal decisão é um tema bastante discutido entre vários autores. O primeiro modelo econômico, de que se tem notícia, a lidar com a questão da localização da atividade produtiva no espaço é, certamente, o modelo de Von Thünen ([1826]1966). A questão que o autor buscava responder era como a localização da atividade agrícola e a renda terra eram determinadas. O resultado do modelo, contudo, não oferece explicação para a existência e o tamanho das cidades. A possibilidade de retornos de escala foi, desde o início, a explicação econômica para a aglomeração urbana.

Um resultado teórico importante que fortalece esse argumento é o referente ao teorema da impossibilidade espacial. Este teorema estabelece que um equilíbrio competitivo em um espaço homogêneo com indivisibilidades e custos de transporte não é possível. Alguma imperfeição deve existir para justificar a aglomeração. Tal colocação foi feita primeiramente por Koopmans e Beckmann (1957), sendo que Starret (1978) dá um tratamento um pouco mais moderno para a questão.[2]

---

[2] Razão pela qual, referências a esse resultado também são encontradas na literatura como teorema de Starret.

A proposta neoclássica (Heffley, 1972) é atribuir a fatores naturais (geográficos) a explicação para a aglomeração - mas essa solução implica abandonar o pressuposto de espaço homogêneo, além de imputar a fatores não-econômicos as explicações para a grande divergência nos tamanhos das cidades. Uma outra possibilidade, igualmente válida em um modelo de equilíbrio geral, é trabalhar com o pressuposto de retornos crescentes. Henderson (1974) é um artigo seminal no qual os retornos crescentes são assumidos para explicar o tamanho de cada cidade. Esse modelo explica, de forma original, como diferentes cidades podem ter diferentes tamanhos em uma situação de equilíbrio. No entanto, os pressupostos do modelo para a emergência das externalidades são totalmente *ad hoc*.

Por fim, Fujita, Krugman e Venables (2001), assumindo uma economia com dois setores, com o setor agrícola adotando um comportamento de concorrência perfeita, e o setor manufatureiro, de concorrência monopolística (Dixit e Stiglitz, 1977), além de incorporarem custos de transporte do tipo *iceberg* (Samuelson, 1952b), tentam explicar não apenas a localização, mas o tamanho e o surgimento de novas cidades. A microfundamentação do comportamento econômico das firmas e indivíduos é a grande contribuição de toda essa literatura, que vem sendo chamada de *New Economic Geography*.

Como os próprios autores reconhecem, a modelagem atual, valendo-se desse ferramental, ainda não é capaz de assegurar a geração de retornos constantes no nível agregado. Nosso trabalho buscará se basear nesse tipo de modelagem para um setor de bens finais, competitivo, um setor com retornos crescentes à escala, incorporando também a idéia de Henderson de um setor com retornos decrescentes. A combinação desses elementos pode, em casos particulares, gerar retornos constantes no agregado.

Antes de prosseguirmos com o trabalho que nos propusemos a realizar, dedicaremos mais atenção às idéias acima expostas.

2.1 O modelo de Von Thünen

Thünen concebe seu modelo como o de um mundo deliberadamente irreal e abstrato, onde uma cidade-estado, totalmente desconectada geográfica e economicamente das demais cidades, subsiste em um território plano. Esse é o *estado isolado* cuja concepção abstrata do mundo o torna um pioneiro no uso de um método hoje bastante assimilado pela teoria econômica. Nesse mundo, os agricultores (produtores) têm que se organizar da melhor forma para produzirem e ofertarem seu produto à cidade. Os produtores diferem tanto em sua produtividade por hectare, que é dada em coeficientes fixos, quanto pelo custo de serem transportados do local de produção até o local de consumo - que o modelo assume ser o centro da cidade.[3] Duas questões são colocadas por Thünen: (a) em tal situação, como a terra será alocada em torno da cidade para minimizar os custos de produção e transporte? e (b) como a terra será alocada realmente se os produtores e proprietários de terra agem de forma não planejada, buscando seu auto-interesse?

Não necessariamente essas duas questões têm a mesma resposta, mas a solução do modelo de Thünen é que a competição entre os produtores de terra faz com que a renda da terra seja máxima. Ela declina de um máximo próximo ao centro da cidade até zero na área

---

[3] O modelo não resolve a questão da localização da cidade. Ao contrário, Thünen assume explicitamente a existência de um centro urbano e também que a produção se organizará no entorno dessa cidade.

cultivável limite. Como a produtividade dos produtos é diferente, e também o custo de movimentar a produção no espaço até o local de consumo, um padrão concêntrico de distribuição da produção se estabelece.

Sucintamente, o modelo de Thünen pode ser apresentado da forma a seguir descrita.[4] Existem *n* atividades $i = 1, ..., n$, cada uma com um conjunto de produtores agrícolas produzindo um mesmo produto em quantidades semelhantes e usando a mesma tecnologia. A produção de uma unidade do bem *i* requer apenas o uso de a_i unidades de terra - a_i é uma constante positiva que independe da localização. Pode-se considerar que a unidade de terra requerida é, na verdade, uma combinação de terra e trabalho ou ainda que o preço recebido pelo produtor já está descontado de todos os custos que não o custo da terra. Desse modo, cada unidade de terra a uma distância *r* do centro da cidade alocada à produção do bem *i* acrescenta ao produto total uma quantia igual a

$$q_i(r) = \frac{1}{a_i} \tag{2.1.1}$$

O modelo está preocupado no uso da terra, de tal forma que os preços dos bens agrícolas na cidade são supostos dados e constantes, ou seja, existe concorrência perfeita no mercado de produtos. Tomemos p_i o preço CIF do um produto *i* no centro da cidade. Esse produto é transportado no espaço sujeito a uma tarifa t_i por unidade de produto e por unidade de distância. A tarifa difere apenas entre os produtos, de modo que também existe concorrência perfeita no transporte. Chamemos de *r* a distância que o produto percorrerá entre o local de produção e o centro da cidade.

---

[4] Uma visão mais aprofundada do modelo pode ser vista em Fujita e Thisse (2002, capítulo 3, p. 62ss.).

Há concorrência perfeita também no mercado de terra em todas as localizações produtivas no espaço. Von Thünen assume um processo de "leilão" para a determinação da localização das culturas. Existiria uma função de renda da terra (*bid rent*), de forma que as terras mais próximas - e, portanto sujeitas aos menores custos de transporte - seriam alocadas para aqueles produtores que tivessem maior capacidade de pagamento da renda da terra. Como a capacidade de pagamento é definida em função do excedente que a atividade gera, aquelas atividades capazes de gerar maiores excedentes acabariam ficando mais próximas do centro da cidade. No entanto, o excedente varia não apenas com a atividade, mas também com a localização. Dessa forma, uma atividade que gera um alto excedente mais próxima do centro pode, a partir de um certo ponto, deixar de gerá-lo (devido aos custos de transporte que aumentam com a distância). A partir desse ponto uma outra atividade passaria a ter um excedente maior.

Uma função *bid rent* pode ser definida como

$$\Phi i(r) \equiv (p_i - t_i r)/a_i \qquad (2.1.2)$$

Assumindo que os produtores rurais maximizam lucro por unidade de terra, o mesmo será dado por

$$\pi_i(r) = (p_i - t_i r)\, q_i(r) - R(r) \qquad (2.1.3)$$

onde $R(r)$ é a renda por unidade de terra que vigora na distância r. Substituindo (2.1.1) e (2.1.2) em (2.1.3), temos

$$\pi_i(\mathrm{r}) = \Phi_i(r) - R(r) \qquad (2.1.4)$$

Se o lucro recebido na distância r pela atividade i for zero - um resultado obtido em um modelo de concorrência perfeita, por exemplo -, a renda de mercado da terra equivale à função *bid rent*. Em outras palavras, no equilíbrio de um mercado de alocação de terras competitivo cada localização produtiva disponível será ocupada por aquele produtor cuja atividade lhe possibilita pagar o maior lance pela terra.

A figura 1 abaixo mostra graficamente uma solução possível para o modelo de Thünen no caso de três atividades diferentes. A origem do gráfico é o centro da cidade. A orientação dos eixos r´s mede a distância em relação ao centro da cidade em duas direções quaisquer. Como se assume que o espaço é homogêneo, pode-se tomar apenas uma dessas direções para análise. O eixo R mede a renda da terra como em (2.1.4).

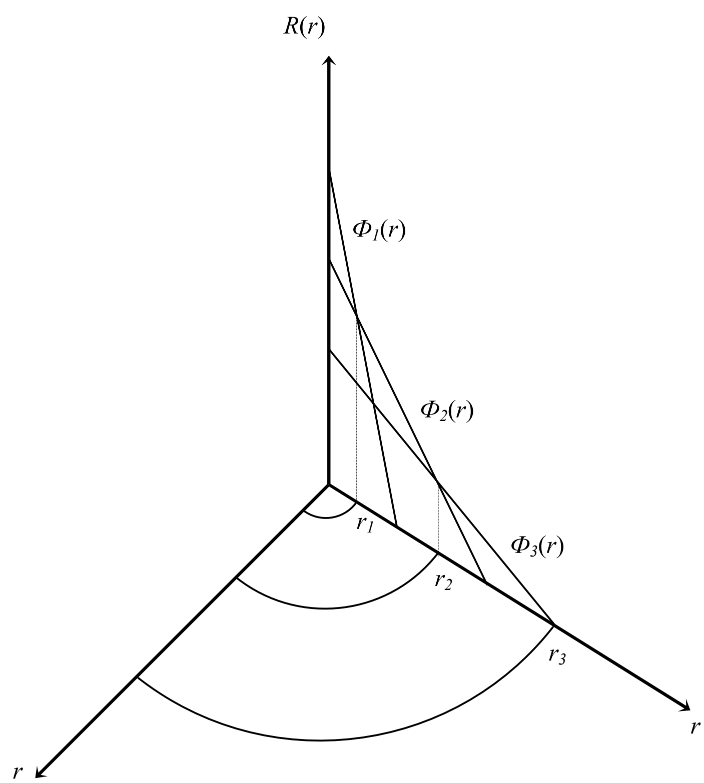


Figura 1 - Solução gráfica do modelo de Von Thünen

A atividade 1 é aquela cuja receita no centro da cidade é maior e, portanto, é a atividade de maior produtividade. No entanto, é a que apresenta maior tarifa de transporte por unidade de produto e de distância. Esse produto ocupará o primeiro anel no entorno da cidade, indo do centro - origem no gráfico - até a distância r_1. A partir desse ponto a capacidade de pagamento pela renda da terra dos produtores agrícolas engajados nessa atividade passa a ser menor que a capacidade de pagamento dos produtores envolvidos na segunda atividade. O segundo produto apresenta a segunda maior produtividade, uma tarifa de transporte por unidade de produto e distância menor que a da primeira atividade, mas maior que a tarifa de transporte por unidade de produto e distância da terceira atividade e, portanto, ocupará o segundo anel, da distância r_1 até a distância r_2, e assim por diante.

O resultado obtido por Thünen pode, de certa forma, ser visto como precursor dos modelos marginalistas. No entanto, seu pressuposto de coeficientes fixos ainda o torna próximo dos economistas clássicos. Isso torna o modelo pouco adequado para a moderna abordagem da questão. Um outro fator limitante do modelo é que não existe qualquer tentativa de explicar o surgimento da aglomeração urbana ou cidade. O modelo assume que a cidade existe. É evidente que essa não era a preocupação original do autor, mas hoje essa questão é de interesse crucial. Isto, no entanto, não desqualifica suas conclusões, antes o torna limitado.

2.2 Outras teorias da localização

Dentre outras importantes contribuições para a abordagem econômica acerca do problema da localização merecem destaque os trabalhos de Weber ([1909] 1959), Christaller ([1933] 1966) e Lösch (1954).[5] O trabalho do primeiro autor concentra-se na determinação da localização pelo mínimo custo. Seu objetivo é obter explicações para a escolha locacional da indústria.

Christaller, por sua vez, elabora a Teoria dos Lugares Centrais.[6] Segundo o autor, existiriam elementos reguladores sobre o número, tamanho e distribuição das cidades. A idéia básica é intuitiva. Tome-se uma planície habitada por inúmeros produtores agrícolas espalhados por ela. Imaginemos que algumas atividades não possam estar espalhadas porque estão sujeitas a economias de escala: administração, manufaturas de ferramentas etc. Da conjugação de retornos de escala com custo de transporte emergirá "lugares centrais" que concentrarão essas atividades e servirão a um conjunto de produtores rurais.

Independentes do seu tamanho, cada um desses núcleos é considerado um "lugar central" equipado de funções centrais. Christaller propõe a existência de uma hierarquia de "lugares centrais". Existiria um grande número de vilas, cada grupo de vilas se organizaria em torno de um centro administrativo (que também conteria serviços característicos aos das vilas, mas concentraria outros que aquelas não comportassem) e assim por diante.

Infelizmente, para a visão moderna, as proposições de Christaller não se baseiam em fundamentos microeconômicos - e, portanto, seu trabalho oferece uma maneira sofisticada e elegante de descrever a realidade, mas não de explicar adequadamente[7] seu surgimento e desenvolvimento.

---

[5] Não pertence ao escopo desse trabalho discorrer sobre todas as contribuições de todos os autores à teoria da localização, mas sim destacar aquelas que, para nossos interesses, são mais relevantes. Dentre os autores que não explicitamos no texto, podemos destacar, no entanto, os trabalhos de Isard (1956) e Söderman (1975), dentre outros. Para uma boa visão sobre essas teorias ver Azzoni (1982).

[6] Alguns autores também traduzem *central-place theory* por teoria das localidades centrais.

[7] É difícil definir precisamente o que vem a ser uma descrição adequada da realidade por uma teoria. As questões metodológicas sobre o assunto são ricas, mas não faz parte do escopo deste trabalho discuti-las. Para uma visão acerca do debate metodológico em economia, Gala e Rego (2003) podem trazer um melhor entendimento sobre o que está sendo afirmado aqui. De nossa parte, consideraremos adequado a um tratamento moderno do assunto aqueles trabalhos que buscam fundamentar suas proposições partindo de

A outra contribuição relevante para o assunto tem origem nos trabalhos de Lösch (1954). Esse autor não se preocupou em tecer explicações sobre como a escolha da localização é feita, mas em determinar os critérios segundo os quais uma determinada escolha de localização é a melhor escolha. Notem que essa distinção não faria sentido em um modelo supondo concorrência perfeita e divisibilidades. Nessas condições, a melhor escolha possível é também aquela que é feita. O modelo de Lösch, no entanto, considera que não é possível um modelo de concorrência perfeita com retornos constantes gerar aglomeração. Para ele, o que explica concentração de pessoas e firmas são os retornos crescentes; e o que impede que em uma mesma localização se situem todos os indivíduos e firmas são os custos de transporte.

Lösch desenvolve um modelo de equilíbrio espacial e argumenta que a escolha do espaço orientada para o planejamento eficiente deve ser feita considerando o lucro máximo e não o custo mínimo (como em Weber). Novamente essa distinção só se torna relevante se as condições de demanda forem suficientemente diferentes no espaço, não fazendo sentido se a demanda for constante no espaço. No entanto, sua inclusão na análise destaca o papel da demanda na determinação da localização espacial.

Cada produtor, ao buscar maximizar seus lucros sujeitos às suas restrições tecnológicas e à demanda espacial, se localizaria no centro de uma região. Se todos os produtores estão sujeitos à mesma restrição tecnológica e de demanda, eles se disporiam no centro de regiões hexagonais regulares de igual tamanho. Cada hexágono formaria a região de mercado de cada um.

---

modelos que tentam descrever os resultados agregados a partir da modelagem do comportamento de famílias (ou indivíduos) e firmas. De acordo com o entendimento metodológico corrente, essa é uma opção deliberada do autor por um programa de pesquisa específico. Tal opção é feita de maneira consciente e sua explicitação aqui é apenas para registrar o não desconhecimento da discussão de método em economia e dos eventuais problemas decorrentes dessa opção.

Uma teoria moderna deveria conter, no entanto, os pressupostos comportamentais para que esse padrão fosse verificado. Destarte, as contribuições de Lösch são significativas no sentido de construir um modelo de equilíbrio espacial supondo dois fatores fundamentais até hoje para o estudo regional: retornos crescentes à escala e custo de transporte.

Um argumento importante que contribui para justificar o estudo do fenômeno da aglomeração no espaço, não se valendo do pressuposto de retornos constante,[8] se deve, sem dúvida, ao problema quadrático da escolha da localização e, como conseqüência, ao teorema da impossibilidade espacial proposto por Starret (1978). Na próxima seção vamos nos deter mais sobre essa questão.

2.3 O problema quadrático da escolha da localização

O problema quadrático da escolha locacional foi originalmente proposto por Koopmans e Beckmann (1957). Os autores consideraram o problema da escolha da localização como sendo um problema de maximização de lucros. Como a função-objetivo a ser maximizada, proposta por eles, envolveria um termo quadrático, por essa razão eles deram o nome, a esse programa de maximização, de problema quadrático. Resumidamente, a questão considerada por eles pode ser assim colocada: existem M firmas ($i = 1, ..., M$) que escolherão se localizar em M localidades ($r = 1, ..., M$). Cada firma é indivisível, de modo que cada uma delas só pode escolher uma única localização. Por outro lado, cada localização pode acomodar apenas uma única firma. Cada firma produz um montante

[8] Pressuposto fundamental para os resultados de eficiência alocativa no modelo neoclássico.

positivo de bens usando um montante positivo de bens produzidos por outras firmas. Deslocar um bem de uma firma para outra envolve custos de transporte.

Sem perda de generalidade, vamos assumir que a firma *i* escolha a localização *i*. Dessa forma, cada firma é caracterizada pelo índice da localização que escolheu e vice-versa. O problema é encontrar um sistema de preços $\{p_i(r); i, r = 1, ..., M\}$ que dê suporte a essa escolha. Em tal situação, o lucro da firma *i* na localização *i* será dado por:

$$\pi_i(i) = a_i + p_i(i)\sum_{j=1}^{M} q_{ij} - \sum_{j=1}^{M} p_j(i) q_{ji} \qquad (2.3.1)$$

onde a_i são as receitas da firma que independem de sua localização, q_{ij} são as vendas da firma *i* localizada em *i* para todas as outras *j*´s firmas localizadas nas outras *j*´s localizações e q_{ji} são as compras da firma *i* localizada em *i* de todas as outras *j*´s firmas das outras *j*´s localizações. Do ponto de vista do bem-estar para a economia como um todo, um problema de escolha ótima envolve a maximização do lucro total da economia, ou seja, a maximização de

$$\sum_{i=1}^{M}\sum_{j=1}^{M} \pi_i(j) \qquad (2.3.2)$$

Um sistema de preços que seja solução para esse problema deve satisfazer a restrição imposta por Samuelson (1952a), qual seja,

$$p_i(j) = p_i(i) + t_i(i, j) > p_i(i) \qquad (2.3.3)$$

onde $t_i(i, j)$ é o custo positivo por unidade de produto de transportar o produto i da localidade i até a localidade j. Ou seja, o preço do produto da firma i vendido na localização j deve ser igual ao preço na localização i mais o custo de transportá-lo até a localização j. Podemos, sem perda de generalidade, considerar $p_i(i)$ o preço FOB, enquanto que $p_i(j)$ é o preço CIF.

Para resolver (2.3.2) vamos considerar duas distintas firmas, r e s, localizadas em duas regiões distintas, r e s, respectivamente. Neste caso, o lucro total dessas duas firmas será dado por:

$$\pi_r(r) + \pi_s(s) = a_r + p_r(r)q_{rs} - p_s(s)q_{sr} + a_s + p_s(s)q_{sr} - p_r(s)q_{rs} \Rightarrow$$

$$(a_r + a_s) + [p_r(r) - p_r(s)]q_{rs} + [p_s(s) - p_s(r)]q_{sr} \Rightarrow$$

$$(a_r + a_s) - t_r(r,s)q_{rs} - t_s(s,r)q_{sr}$$

onde na última passagem usamos (2.3.3). Desta forma, somando o lucro das firmas para todas as regiões possíveis teremos

$$\sum_{i=1}^{M}\sum_{j=1}^{M}\pi_i(j) = \sum_{i=1}^{M}a_i - \sum_{i=1}^{M}\sum_{j=1}^{M}t_i(i,j)q_{ij} \qquad (2.3.4)$$

que é positivo se $\sum_{i=1}^{M}a_i$ for suficientemente grande. Como o termo $\sum_{i=1}^{M}a_i$ é constante e independe do arranjo escolhido, o problema de maximização de lucros se resume a um problema de minimização de custos. Note-se, no entanto, que a condição de mínimo custo impõe que $t_i(i,j)=0, \forall i,j$, o que não é possível, pois assumimos custo de transporte positivo.

Heffley (1972) mostrou que esse resultado é sensível ao pressuposto de que $\sum_{i=1}^{M} a_i$ seja constante, independente do arranjo escolhido. De fato, o autor argumenta que a receita da firma tende a ser influenciada por fatores locacionais - e esse é um pressuposto fundamental para a teoria ricardiana dos ganhos comparativos. No entanto, assumir que a_i seja variável implica assumir heterogeneidade no espaço e resolver, trivialmente, o problema de localização por razões não-econômicas.

O que o resultado de Koopmans e Beckmann aponta é que

> "transportation of intermediate commodities from one plant to another makes the relative advantage of a given location for a given plant dependent on the locations of other plants. This dependence of one man's decision criterion on other men's decisions appears to leave no room for efficient price-guide allocation." (Koopmans, 1957, p. 154).

Esse resultado será explorado com mais minúcia no teorema da impossibilidade espacial, na seqüência.

2.4 O teorema da impossibilidade espacial

A formulação desse resultado, que pode ser vista como análoga à proposta por Koopmans e Beckmann (1957), foi colocada por Starret (1978). Nossa apresentação aqui torna mais adequada à notação que vimos utilizando e mais próxima à notação corrente, em particular aquela empregada para a apresentação dos modelos de equilíbrio geral.

Consideremos uma economia espacial formada por M regiões que podem acomodar um número muito grande de firmas e famílias. Cada região r é dotada de um montante igual de terra L. Há n bens nessa economia (não contando a terra e os serviços de transporte) e cada um desses bens pode ser transportado entre as regiões usando os serviços de transporte. Há K firmas e N famílias em cada região. Por questões de notação, K e N também representam os conjuntos de firmas e famílias.

Em um modelo estático, as firmas e famílias, antes de realizarem a escolha que maximiza os seus planos de produção e de consumo, respectivamente, são "a-espaciais". A escolha inicial da localização não envolve custos. Depois que a firma $f \in K$ escolhe uma região $r \in M$, um plano de produção dessa firma é dado por um vetor $\mathbf{y}_{fr}$ de n bens (um componente positivo nesse vetor é um produto, ao passo que um componente negativo é um insumo) e por um montante de terra l_{fr} da mesma região r. O conjunto de produção da firma é representado por $Y_{fr} \subset \Re^{n+1}$; esse conjunto pode variar de acordo com a região em que a firma está estabelecida.

Já as famílias $h \in N$ residem e trabalham na mesma região $r \in M$ e seu plano de consumo é dado pelo vetor $\mathbf{x}_{hr}$ de n bens (um componente positivo nesse vetor significa que a família tem uma demanda positiva pelo bem, enquanto que um componente negativo significa que a família é ofertante do bem – como trabalho, por exemplo) e um montante positivo de terra l_{hr} da mesma região r. O conjunto de consumo das famílias é definido como $X_{hr} \subset \Re^{n+1}$. Esse conjunto pode mudar de acordo com a região em que a família está localizada. A família h tem uma função de utilidade U_{hr} definida sobre o conjunto de consumo X_{hr}. Tem ainda uma dotação inicial de bens $\boldsymbol{\omega}_h$ e uma dotação inicial de terra λ_h.

Ao considerarmos a localização um atributo separado, podemos assumir, sem perda de generalidade, que uma mesma dotação inicial de bens disponível para uma família em uma dada região de residência possa estar disponível em qualquer região que essa família decida residir ou trabalhar. Por outro lado, a dotação de terra é imóvel.

O transporte de bens dentro de uma mesma região não tem custo, mas movimentá-lo entre as regiões requer o consumo de recursos. Imaginemos que o transporte entre as regiões seja feito por uma firma transportadora (ou atacadista) que compra bens em uma determinada região aos preços de mercado vigentes nessa região e os revenda em outra região aos preços de mercado correspondentes usando como insumos bens e terra em cada região. O transportador movimenta um plano de exportação (não-negativo) $E_{rs} \in \Re^n$ de bens da região r para a região s usando um vetor não-positivo $\mathbf{y}_{trs} \in \Re^n$ de insumos e um montante não-negativo de terra l_{trs} localizados em r. O conjunto de planos de transporte possíveis para o transportador é representado por $Z_t \in \Re^{R[2n(R-1)+1]}$.

Vamos definir K e N como o conjunto das firmas e famílias, respectivamente, de forma que $K = K_1 \cup ... \cup K_M$ e $N = N_1 \cup ... \cup N_M$. Uma *alocação* é definida pelo conjunto Nr de famílias residentes na região $r \in M$, pelo conjunto Kr de firmas localizadas na região $r \in M$, por N planos de consumo ($\mathbf{x}_{hr}$, l_{hr}), por K planos de produção ($\mathbf{y}_{fr}$, l_{fr}) e por $M(M\text{-}1)$ planos de exportação $\mathbf{E}_{rs}$, cada um associado a um vetor de insumos $\mathbf{y}_{trs}$ e uso de terra l_{trs}. Portanto, uma alocação descreve tanto as atividades de produção e consumo de cada firma e família quanto às atividades de transporte desempenhadas pelo transportador.

Para uma alocação ser possível, estabelecemos as seguintes condições a serem satisfeitas. Para os bens em cada região $r \in M$:

$$\sum_{h \in N_r} \mathbf{x}_{hr} + \sum_{s \in M, s \neq r} (\mathbf{E}_{rs} - \mathbf{y}_{trs}) = \sum_{h \in N_r} \boldsymbol{\omega}_h + \sum_{f \in K_r} \mathbf{y}_{fr} + \sum_{s \in M, s \neq r} \mathbf{E}_{sr} \qquad (2.4.1)$$

onde $(\mathbf{x}_{hr}, l_{hr}) \in X_{hr}$, $(\mathbf{y}_{fr}, l_{fr}) \in Y_{fr}$ e $(\mathbf{E}_{rs}, \mathbf{y}_{trs}, l_{trs}) \in Z_t$. Ou seja, a cesta de bens consumidos pelas famílias na região r somada aos bens exportados para as demais s regiões e os bens da região r utilizados pelos transportadores em sua atividade de movimentação deve ser igual à dotação de bens disponíveis às famílias na região somada aos bens produzidos pela firma na região e aos bens importados para região r de outras regiões.

Para a terra em cada região $r \in M$:

$$\sum_{h \in N_r} l_{hr} + \sum_{f \in K_r} l_{fr} + \sum_{s \in M, s \neq r} l_{trs} \leq \sum_{h \in N} \lambda_{hr} \equiv L \qquad (2.4.2)$$

ou seja, a terra utilizada pelas famílias, firmas e pela transportadora em uma dada região r não pode ser maior do que a terra de propriedade das famílias de todas as regiões naquela região. Note que é possível que haja terra ociosa, no sentido de que o total de terra utilizado pode ser menor do que sua disponibilidade.

Um equilíbrio competitivo é dado por um sistema de preços – ou seja, M vetores de preços $\mathbf{p}_r$ para os bens e um padrão para a renda da terra $(R_1, \ldots, R_M)$ – e uma alocação possível, tal que (1) todos os mercados se equilibrem em cada região: ou seja, (2.4.1) e (2.4.2) valem; (2) cada firma $f \in K_r$ maximiza seu lucro ao escolher a localização e um plano de produção factível

$$\pi_{fr} = \mathbf{p}_r \cdot \mathbf{y}_{fr} - R_r l_{fr} \geq \mathbf{p}_s \cdot \hat{\mathbf{y}}_{fs} - R_s \hat{l}_{fs} \qquad (2.4.3)$$

para todo $(\hat{\mathbf{y}}_{fs}, \hat{l}_{fs}) \in Y_{fs}$ e $s \in M$; (3) cada família $h \in N_r$ maximiza sua utilidade ao escolher a localização e o plano de consumo sujeito à restrição orçamentária:

$$U_{hr}(\mathbf{x}_{hr}, l_{hr}) \geq U_{hs}(\hat{\mathbf{x}}_{hs}, \hat{l}_{hs}) \tag{2.4.4}$$

para todo $(\hat{\mathbf{x}}_{hs}, \hat{l}_{hs}) \in X_{hs}$ e $s \in M$ tal que

$$\mathbf{p}_r \cdot \mathbf{x}_{hr} + R_r l_{hr} \leq \mathbf{p}_r \cdot \boldsymbol{\omega}_h + \sum_{r \in R} R_r \lambda_{hr} + \sum_{r \in R} \sum_{f \in M_r} \theta_{hf} \pi_{fr} + \theta_{ht} \pi_t$$

onde θ_{hf} é a parcela da família h nos lucros das f's firmas e θ_{ht} é a parcela da família h no lucro do transportador π_t; e (4) o transportador maximiza suas receitas líquidas definida como

$$\pi_t = \sum_{r \in M} \left(\mathbf{p}_r \cdot \sum_{\substack{s \in M \\ s \neq r}} \mathbf{E}_{sr} - \mathbf{p}_r \cdot \sum_{\substack{s \in M \\ s \neq r}} \mathbf{E}_{rs} + \mathbf{p}_r \cdot \sum_{\substack{s \in M \\ s \neq r}} \mathbf{y}_{trs} - R_r \sum_{\substack{s \in M \\ s \neq r}} l_{trs} \right) \tag{2.4.5}$$

ou seja, em cada região $r \in M$ o transportador recebe o montante referente às importações realizadas para r aos preços vigentes nessa região e paga esses mesmos preços para o montante exportado para todas as demais regiões $s \in M$. Nessa atividade ele consome bens e terra.

O espaço é considerado homogêneo quando: (i) a função de utilidade U_h e o conjunto de consumo X_h são os mesmos, independente da região onde a família h resida; e (ii) o conjunto de produção Y_f é independente da região escolhida pela firma f. Em outras palavras, consumidores e produtores não têm qualquer preferência intrínseca por nenhuma das regiões.

Suponhamos que o espaço seja homogêneo. O lucro da firma f localizada em uma região $i \in M$ é dado pela seguinte expressão:

$$\pi_{fi} = \mathbf{p}_i \,.\, \mathbf{y}_{fi} - R_i \, l_{fi} \tag{2.4.6a}$$

sendo o espaço homogêneo, o plano de produção ($\mathbf{y}_{fi}$, l_{fi}) é também possível na região $j \neq i$. Se a firma f se localizar na região j com a mesma planta produtiva de i seu lucro será, então

$$\pi_{fj} = \mathbf{p}_j \,.\, \mathbf{y}_{fi} - R_j \, l_{fi} \tag{2.4.6b}$$

Dessa forma, podemos definir uma função de incentivo para firma se mover de i para j como sendo a diferença nos lucros recebidos em cada uma das duas regiões:

$$I_f\,(i, j) = \pi_{fj} - \pi_{fi} = (\mathbf{p}_j - \mathbf{p}_i) \,.\, \mathbf{y}_{fi} - (R_j - R_i) \, l_{fi} \tag{2.4.7}$$

Consideremos agora a família h residente em uma região $i \in R$. Descontada a parcela dos lucros das firmas e a renda da terra recebida pelas famílias, que é independente do lugar de residência, a renda residual da família é definida pela expressão:

$$B_{hi} = \mathbf{p}_i \,\mathbf{.}\, (\boldsymbol{\omega}_h - \mathbf{x}_{hi}) - R_i \, l_{hi} \tag{2.4.8a}$$

Se essa família decidir se localizar na região $j \neq i$ com o mesmo plano de consumo ela derivará uma utilidade de ($\mathbf{x}_{hi}$, l_{hi}) e, portanto, somente a renda residual na região j importará:

$$B_{hj} = \mathbf{p}_j \,.\, (\boldsymbol{\omega}_h - \mathbf{x}_{hi}) - R_i\, l_{hi} \tag{2.4.8b}$$

Dessa forma, se não há saciedade, podemos definir o incentivo do consumidor se mover de i para j pela diferença na renda residual em cada uma das regiões:

$$I_h\,(i, j) = B_{hj} - B_{hi} = (\mathbf{p}_j - \mathbf{p}_i) \,.\, (\boldsymbol{\omega}_h - \mathbf{x}_{hi}) - (R_j - R_i)\, l_{hi} \tag{2.4.9}$$

Podemos, finalmente, definir o incentivo agregado para que todas as firmas e consumidores se movam para todos os possíveis pares de região como sendo:

$$I = \sum_j \sum_i \left[\sum_{f \in K_i} I_f\,(i, j) + \sum_{h \in N_i} I_h(i, j) \right] \tag{2.4.10}$$

Substituindo as equações (2.4.7) e (2.4.9) em (2.4.10), somando para todas as firmas e famílias em uma mesma região e considerando $r = i$ e $s = j$, teremos:

$$I = \sum_j \sum_i \left\{ (\mathbf{p}_j - \mathbf{p}_i) \cdot \left[\sum_{f \in K_r} \mathbf{y}_{fi} + \sum_{h \in N_r} (\boldsymbol{\omega}_h - \mathbf{x}_{hi}) \right] - (R_j - R_i) \left(\sum_{f \in K_r} l_{fi} + \sum_{h \in N_r} l_{hi} \right) \right\} \tag{2.4.11}$$

Em (2.4.11) substituímos (2.4.1) e (2.4.2), que são as condições necessárias para uma alocação de equilíbrio. Essas equações são restrições físicas que esgotam tanto os bens produzidos quanto a terra disponível.

$$I = \sum_j \sum_i \left\{ (\mathbf{p}_j - \mathbf{p}_i) \cdot \left[\sum_{\substack{j \in M \\ j \neq i}} (\mathbf{E}_{ij} - \mathbf{y}_{tij} - \mathbf{E}_{ji}) \right] + (R_j - R_i) \left(\sum_{\substack{j \in M \\ j \neq i}} l_{tij} + \phi_i - L \right) \right\} \tag{2.4.12}$$

onde ϕ_i é a parcela de terra ociosa na região $i \in M$. Seguindo Starret (1978), podemos separar essa expressão da seguinte forma:

$$I = I_1 + I_2$$

onde

$$I_1 = \sum_j \sum_i \mathbf{p}_i \cdot \left[\sum_{\substack{j \in M \\ j \neq i}} -(\mathbf{E}_{ij} - \mathbf{y}_{tij} - \mathbf{E}_{ji}) \right] - \sum_j \sum_i R_i \left(\sum_{\substack{j \in M \\ j \neq i}} l_{tij} + \phi_i - L \right)$$

$$I_2 = \sum_j \sum_i \mathbf{p}_j \cdot \left[\sum_{\substack{j \in M \\ j \neq i}} (\mathbf{E}_{ij} - \mathbf{y}_{tij} - \mathbf{E}_{ji}) \right] + \sum_j \sum_i R_j \left(\sum_{\substack{j \in M \\ j \neq i}} l_{tij} + \phi_i - L \right)$$

Tomando I_1, pode-se notar que o primeiro somatório do termo à direita da igualdade é M vezes a receita líquida do transportador, à exceção do termo que constitui o custo com a utilização da terra pelo transportador, que pode ser tomado do segundo somatório. Dessa forma, podemos escrever I_1 como sendo:

$$I_1 = M\pi_t - \sum_j \sum_i R_i (\phi_i - L)$$

Em I_2, rearranjando o somatório e cancelando os termos que se anulam, teremos:

$$I_2 = \sum_j \sum_i \mathbf{p}_j \cdot \left(- \sum_{\substack{j \in M \\ j \neq i}} \mathbf{y}_{tij} \right) + \sum_j \sum_i R_j \left(\sum_{\substack{j \in M \\ j \neq i}} l_{tij} \right) + \sum_j \sum_i R_j (\phi_i - L)$$

Finalmente, recombinando I_1 e I_2, teremos:

$$\frac{I}{M} = \pi_t + \sum_j \sum_i \frac{1}{M} \mathbf{p}_j \cdot \left(- \sum_{j \in M, j \neq i} \mathbf{y}_{tij} \right) + \sum_j \sum_i \frac{R_j}{M} \left(\sum_{j \in M, j \neq i} l_{tij} + \phi_i \right) \tag{2.4.13}$$

onde, para chegarmos a esse resultado, consideramos $R_i \phi_i = 0$, uma vez que quando existe um montante de terra ociosa em um dada região a renda dessa terra não pode ser positiva; e como consideramos que todas as regiões têm a mesma dotação L de terra, a soma dos termos que multiplicam L em I_1 e I_2 se anulam.

Analisando (2.4.13) pode-se perceber que o incentivo agregado à relocalização em um modelo com espaço homogêneo e indivisibilidade é não-negativo. Como o transportador é um agente maximizador de lucros, π_t não pode ser negativo. Por seu lado, $\mathbf{y}_{tij}$ foi definido como não-positivo, de modo que algum elemento desse vetor deve ser negativo. Finalmente, o último termo não pode conter elementos negativos. Assim sendo, todos os elementos de (2.4.13) são não-negativos e pelo menos um será positivo.

O teorema da impossibilidade espacial estabelece, portanto, que em uma economia com número finito de localidades, consumidores e firmas, se o espaço é homogêneo, existe custo de transporte e as preferências são localmente não saciadas, e, por conseguinte, não há um equilíbrio competitivo envolvendo transporte.

Se houver divisibilidades, um equilíbrio existirá, e cada localidade operará como uma autarquia. (Koopmans e Beckmann, 1957). Entretanto, com indivisibilidades haverá custo de transporte de bens ou pessoas entre regiões de algumas localidades. Se este é o caso, o teorema da impossibilidade espacial estabelece que não existe um equilíbrio.

Fujita e Thisse (2002) exploram ainda mais esse resultado. Com regiões não autárquicas, o sistema de preços que equilibra o sistema desempenha um papel duplo. Primeiro, ele garante a existência de comércio entre as regiões equilibrando os mercados de ambas as regiões. Segundo, ele torna inviável que as firmas e famílias se realoquem no espaço. Com espaço homogêneo, é impossível que o sistema de preços cumpra esses dois papéis.

Essa questão não está definitivamente solucionada. Retomando (2.3.4), Heffley (1972) sugere alterar o pressuposto de que $\sum_{i=1}^{M} a_i$ seja constante, independente do arranjo escolhido. Tal mudança, contudo, implicaria alterar as condições (2.4.6a), (2.4.6b), (2.4.8a) e (2.4.8b), uma vez que não seria mais possível para uma firma ou família replicar em uma outra localidade qualquer, a planta ou cesta de consumo escolhida para essa localidade específica. Dito de outra forma, a receita obtida pela firma não seria mais independente de sua escolha locacional.

Para melhor visualizar essa situação, consideremos que, como sugerido por Koopmans e Beckmann (1957), *a* para cada firma *i* seja a receita da firma líquida de todos os custos envolvidos na produção que não o custo de transporte. Ou seja, a_i é a receita da firma pela venda de seu produto, líquida dos custos diretos de produção e dos eventuais custos fixos incorridos para sua instalação e manutenção de sua planta. Dessa forma

$$a_i(i) = p_i(y_i)y_i - c_i(y_i)$$

onde p_i é o preço CIF recebido pela firma, que agora é uma função implícita das quantidades produzidas na localidade que maximiza seus lucros, e c_i são os custos incorridos na produção do bem (que também é uma função das quantidades produzidas na localidade ótima).

O que Heffley questiona no problema colocado por Koopmans e Beckmann é que y_i resulta da solução para um problema de escolha racional da firma, e que esta escolherá aquela região onde seu lucro é máximo. Dito de outra forma, a para cada firma i assume diferentes valores no espaço, e a firma racional tem essa informação e a utilizará para realizar sua escolha. Embora o autor não explicite, tal consideração implica, no entanto, abandonar o pressuposto de espaço homogêneo, como implicitamente se assume no problema quadrático da localização.[9]

A solução proposta por Heffley é particularmente interessante, pois pode ser tratada em um modelo neoclássico com tecnologia disponível para as firmas de qualquer localidade. Com heterogeneidade, a combinação de fatores que determina a_i é específica em cada região, e dependerá da dotação de fatores dessa região. Diferenças de produtividade e o fenômeno da aglomeração, no entanto, acabariam por ser explicadas por razões não-econômicas, como, por exemplo, pela dotação de um recurso natural específico de uma região.

Uma outra solução igualmente possível é preservar o pressuposto de espaço homogêneo e trabalhar com uma função de produção com retornos crescentes à escala. Esse pressuposto é particularmente interessante, pois gera, no interior de um modelo

---

[9] Essa explicitação é feita por Starret (1978), e é fundamental para o resultado do teorema da impossibilidade espacial.

econômico, o fator relevante para pressupor que a_i não seja constante no espaço - cada região teria um diferencial importante, dado não pela dotação inicial de fatores, mas pela sua capacidade de acumular o fator relevante para os retornos crescentes - trabalhador, capital por trabalhador, capital humano etc.

Por outro lado, existe uma dificuldade grande de se trabalhar com modelos que abandonem os retornos constantes à escala dentro de um arcabouço de equilíbrio geral. A possibilidade de retornos crescentes no nível da firma, por exemplo, confere à mesma um poder de monopólio que afetaria o vetor de preços e a solução de equilíbrio. Vários modelos, em várias áreas da economia, foram propostos assumindo não-homogeneidade de grau um na função de produção, a grande maioria trabalhando com equilíbrio parcial. Particularmente nos estudos de economia regional, uma tentativa bem sucedida de modelagem dos retornos crescentes em um modelo de equilíbrio geral foi proposta por Henderson (1974).

2.5 Um modelo de tamanho de cidades e retornos crescentes

Vários economistas empreenderam esforços no sentido de incluírem em um modelo de equilíbrio geral retornos crescentes de escala e aglomeração urbana. Um modelo seminal nessa direção é Henderson (1974). O problema colocado pelo autor é: por que as cidades comercializam entre si ao invés de produzirem todos os bens? Como vimos, a autarquia é um resultado possível para o problema da impossibilidade espacial, mas o que se observa é que existe um intenso fluxo de comércio entre as cidades. Para Henderson, aglomeração urbana e comércio não seriam inconsistentes devido ao fato de as economias de escala na produção serem externas às firmas, mas internas à indústria - como em

Marshall ([1920] 1996). Desta forma, as firmas que produzirem bens similares se beneficiarão pelo fato de se localizarem em uma mesma região. Assim, se as economias externas são continuadas em uma indústria, a especialização levará a uma melhor exploração do efeito escala.

Por outro lado, o acréscimo continuado de trabalhadores para a cidade geraria um custo de compensação (ou congestionamento), limitando o tamanho de uma dada aglomeração. Para o mesmo grau de eficiência global em dois setores, quando os trabalhadores residem na mesma cidade em que se engajam na produção de dois diferentes bens transacionáveis, o custo de congestionamento será maior do que quando eles residirem em cidades diferentes. Portanto, para custos de transporte suficientemente baixos, será mais eficiente para cada cidade ofertar um único bem transacionável.

Seguindo Fujita e Thisse (2002), uma versão simplificada do modelo de Henderson (1974) pode ser assim apresentada. Primeiramente assumimos que cada cidade se envolve no comércio produzindo e ofertando para as outras cidades um bem transacionável e comprando os bens transacionáveis produzidos por outras cidades. Vamos assumir que cada cidade i se especializa na produção de bens do setor i. Dessa forma, o índice i indexará simultaneamente tanto o setor quanto a cidade que nele é especializada.

Ademais, cada cidade também produz um bem que, para seguirmos Henderson, chamaremos de residencial. Esse bem sintetiza os bens não transacionáveis produzidos em cada cidade. Portanto, em cada cidade, dois tipos de bens são produzidos: um bem transacionável, específico a cada cidade, e um bem não transacionável.

A função de produção para o bem transacionável exibe retornos constantes no nível da firma, mas retornos crescentes para a indústria, da seguinte forma:

$$X_i = E_i(N_i)N_{if} \tag{2.5.1}$$

onde N_{if} é o número de residentes da cidade empregados no setor i, N_i é o número total de residentes da cidade, $E_i(N_i)$ é um fator hicksiano de deslocamento, tomado como dado por cada firma. Assumimos que $E_i^{'} > 0$.

Em cada cidade os bens residenciais são produzidos com retornos constantes de escala no nível da firma. No entanto, em vez de inserir outros pressupostos que captem os custos de congestionamento, vamos assumir que a produção agregada do bem residencial tenha externalidade negativa, da seguinte forma:

$$H_i = E_h(N_i)N_{ih} \tag{2.5.2}$$

onde N_{ih} é o número de residentes que trabalham no setor h e $E_h(N_h)$. Com $E_h^{'} < 0$ introduzimos as deseconomias externas no setor residencial. Como os dois efeitos de escala são assumidos serem externos, podemos aceitar que as firmas são tomadoras de preço.

Henderson (1987) assume formas funcionais particulares para os dois efeitos externos:

$$E_i(N_i) = e^{-\varphi_i / N_i} \tag{2.5.3}$$

onde $\varphi_i > 0$ é uma medida do grau de retornos crescentes na produção do bem i e

$$E_h(N_i) = N_i^{-\delta} \tag{2.5.4}$$

onde δ > 0 expressa a intensidade dos custos de congestionamento no interior de uma cidade.

Existem n bens transacionáveis e os consumidores têm a mesma função de preferência Cobb-Douglas dada por:

$$U = x_1^{a_1} \ldots x_n^{a_n} h^b \Rightarrow \prod_{i=1}^{n} x_i^{a_i} \cdot h^b \tag{2.5.5}$$

Um planejador municipal deve escolher o bem transacionável que será produzido, deixando o mercado competitivo determinar a produção individual no setor escolhido e no setor de bens não-transacionáveis. Uma vez que os consumidores são idênticos e livres para se moverem, o nível de utilidade de equilíbrio da cidade em que vivem será o mesmo que em qualquer outra cidade. Cada planejador escolherá o tamanho da população de sua cidade escolhendo o salário e tomando o nível de utilidade como dado.

A função de demanda direta dos consumidores para cada bem transacionável e para o bem não-transacionável será dada por $x_i = a_i\, y/p_i$ e $h = b\, y/p_h$, onde p_i é o preço de equilíbrio para o bem i e y é a renda do consumidor. De posse desse resultado, podemos substituir em (2.5.5) e calcular a função de utilidade indireta como sendo

$$U = \left(a_1 \frac{y}{p_1}\right)^{a_1} \ldots \left(an \frac{y}{p_n}\right)^{a_n} \left(a_h \frac{y}{p_h}\right)^{b} \Rightarrow \prod_{i=1}^{n} a_i^{a_i} p_i^{-a_i} b^b p_h^{-b} y \tag{2.5.6}$$

Podemos resolver para o lucro das firmas do setor de bens usando (2.5.1), (2.5.3) e (2.5.6). Isso nos dá

$$\pi_i = p_i x_i - c_i(N_{if}) \Rightarrow p_i e^{-\frac{\varphi_i}{N_i}} N_{if} - c_i(N_{if}) \tag{2.5.7}$$

onde $c_i(N_{if})$ é o custo de produção da firma *i* como função de sua escala de produção.

Da mesma forma, usando (2.5.2), (2.5.4) e (2.5.6) para calcularmos a função lucro do setor de bem não-comercializável, teremos:

$$\pi_h = p_h x_h - c_h(N_{ih}) \Rightarrow p_h N_i^{-\delta} N_{ih} - c_i(N_{ih}) \tag{2.5.8}$$

onde $c_i(N_{ih})$ é o custo de produção da firma *h* como função de sua escala de produção.

As condições de primeira ordem para (2.5.7) e (2.5.8) resultam que $p_i = c_i^{'}(N_{if}) e^{\varphi_i / N_i}$ e $p_h = c_h^{'}(N_{ih}) N_i^{\delta}$. Substituindo esses preços na função de utilidade indireta (2.5.6) resulta

$$U = \prod_{i=1}^{n} a_i^{a_i} \left[c_i^{'}(N_{if}) e^{\frac{\varphi_i}{N_i}} \right]^{-a_i} b^b \left[c_h^{'}(N_{ih}) N_i^{\delta} \right]^{-b} y \tag{2.5.9}$$

que nos dá a utilidade em função dos parâmetros técnicos das firmas de cada setor. O planejador escolherá o tamanho da população da cidade N_i que torne (2.5.9) máxima

$$\frac{\partial U}{\partial N_i} = 0 \Rightarrow N_i^* = \frac{\sum_{i=1}^{n} a_i}{b\delta} \varphi_i \tag{2.5.10}$$

Portanto, (2.5.10) estabelece que a população de equilíbrio de uma cidade que produz um bem transacionável *i* aumenta como o grau de retorno crescente da indústria, φ_i, e com a intensidade das preferências dos consumidores por bens comercializáveis, $\Sigma_i a_i$, ao passo que decresce com os custos de congestionamento (δ) do arranjo urbano.

Uma vez que o grau de retorno crescente de cada indústria varia entre as indústrias, cidades que se especializarem na produção de diferentes bens transacionáveis terão diferentes tamanhos. Grandes cidades seriam aquelas que se especializassem na produção de bens transacionáveis de maior grau de retornos crescentes.

Por outro lado, também existem aspectos negativos decorrentes da aglomeração e que esse modelo de Henderson trabalha criativamente. O autor chama a atenção para a possibilidade da existência de fatores negativos decorrentes do crescimento populacional. De fato, deve haver algum fator limitando o crescimento explosivo de uma localidade, caso contrário, uma única região colapsaria todos os agentes. Para Henderson, tal limitante decorreria dos custos adicionais à fabricação dos bens não-transacionáveis impostos pelo aumento do número de habitantes.

O modelo de Henderson é ainda considerado paradigmático, pois evidencia o papel dos retornos crescentes na geração de aglomeração urbana e na determinação do tamanho de cidades. A recente crítica feita ao mesmo se deve ao caráter *ad hoc* de seus pressupostos sobre os retornos crescentes. Recentemente, tem-se buscado trabalhar com modelos que consigam modelar o comportamento microeconômico e gerar externalidades positivas e/ou negativas no agregado.

Os esforços empreendidos pela *New Economic Geography*, especificamente Fujita, Krugman, e Venables (2001), se inserem nessa direção. Esses autores buscam microfundamentar a distribuição espacial da economia utilizando um modelo com retornos crescentes à escala, decorrentes da preferência por variedades (Dixit e Stiglitz, 1977), e incluindo os custos de transporte do tipo *iceberg.* (Samuelson, 1952b). O efeito aglomeração decorreria do primeiro fator, enquanto que os custos de transporte contribuiriam para limitá-la. Como apontado por Glaeser (1998), a redução sistemática nos custos de transporte deveria contribuir para aumentar a aglomeração urbana em grandes centros - o que não estaria sendo verificado nos anos recentes, pelo menos não para as cidades americanas.

Na próximo capítulo será desenvolvido um modelo que assume retornos crescentes, como proposto por Fujita, Krugman e Venables (2001), trabalhando-se com uma função de produção para uma cidade composta por um setor que utiliza variedades de insumos intermediários que podem ser comprados de várias localidades. A diversificação dessa composição geraria externalidades positivas - e, portanto, retornos crescentes. No entanto, introduzimos o espaço considerando os custos de transporte (assim como aqueles autores), o que limitaria o acesso a variedades produzidas em outras localidades e incentivaria a produção local. Colaborando com esse efeito, introduzimos um setor de bens com retornos decrescentes (como em Henderson) que captaria os efeitos negativos da aglomeração, como sugerido pela crítica de Glaeser.

3 AGLOMERAÇÃO URBANA, CONCORRÊNCIA MONOPOLÍSTICA E VARIEDADE DE INSUMOS: MICROFUNDAMENTAÇÃO

O objetivo desse capítulo é apresentar um modelo teórico microfundamentado e que gere economias e deseconomias de aglomeração. Tal modelo se insere nos esforços de tentar explicar economicamente a existência do fenômeno urbano e a diversidade no tamanho das localidades. Como em Fujita, Krugman e Venables (2001), trabalhamos com uma função de produção com externalidades positivas no número de variedades de bens intermediários (Dixit e Stiglitz, 1977) e com custos de transporte. Por outro lado, como em Henderson (1974), modelamos a existência de um setor específico para cada cidade que opera com externalidades negativas e que contribui para as deseconomias de aglomeração.

3.1 O setor de bem de consumo final

Vamos assumir que uma localidade se diferencia de outra pelo produto final que produz e pelos setores intermediários que abriga. O produto final de uma economia é um *mix* de bens e serviços produzidos a partir de insumos manufaturados oriundos das mais diversas localidades - sujeitos a custos de transporte - e de um bem regulado produzido no interior de uma localidade. A estas distintas localidades chamaremos de cidades. Cada cidade, portanto, produz um bem final característico.

Assumimos, por simplicidade, que existam dois setores de bens intermediários.[10] Os setores intermediários que se organizam no interior de cada cidade são do seguinte tipo: um setor de bens manufaturados, que opera com retornos crescentes de escala e pode ser movimentado no território; e um setor de serviço regulamentado, que opera com retornos decrescentes de escala, e não pode ser transportado.

Vamos assumir que o setor manufaturado opera em concorrência monopolística e que o bem manufaturado seja, na verdade, uma composição de variedades substitutas imperfeitas entre si. Na realidade, assumimos que existe uma elasticidade de substituição constante entre os bens. A estrutura desse mercado é semelhante à adotada por Dixit e Stiglitz (1977). Em cada cidade existe um conjunto de firmas, cada uma delas operando com retornos crescentes e produzindo uma só variedade do bem manufaturado. Existe um número potencialmente infinito de variedades. Todos esses fatores, juntos, implicam que nenhuma firma desse setor escolherá produzir uma única e específica variedade do bem.

Por outro lado, o bem regulamentado produzido é específico à cidade, e cada cidade possui apenas um bem público ofertado. Vamos igualmente assumir que a firma produtora desse bem (uma firma estatal, por exemplo) é capaz de identificar perfeitamente quem são os consumidores, cobrando deles pelo consumo. Se isso for possível, não há necessidade de um imposto incidente sobre a renda para financiar esse bem, e podemos considerar tal firma (ainda que estatal) como se fosse uma firma privada.[11]

---

[10] Esse pressuposto é absolutamente simplificador. Poderíamos modelar o produto da localidade com mais setores intermediários. Isto, entretanto, apenas traria complicações desnecessárias, que em nada acrescentariam ao entendimento da questão que aqui se objetiva estudar. Ademais, em nosso estudo empírico trabalharemos com um número maior de setores que, contudo, poderão ser agrupados nesses dois tipos de setores que aqui serão discutidos.

[11] Uma outra possibilidade, como veremos, é supor que esse mercado tem um equilíbrio dinâmico, com constante entrada e saída de firmas. O pressuposto de setor regulamentado é apenas para gerar um equilíbrio estável no sistema.

O mercado de trabalho é totalmente segmentado, de modo que os trabalhadores de um setor não podem trabalhar no outro setor.[12]

A combinação desses ingredientes resultará na existência de efeitos pró e contra aglomeração. Assim como para cada localidade, o produto final de um estado (definido como a união dos produtos finais de cada localidade que o compõe) também será uma composição de bens manufaturados e serviço regulamentado. Formalmente, vamos definir X como sendo o produto final desse estado. Esse setor de bens finais opera com retornos constantes de escala e competição perfeita. A função de produção para o bem de consumo final é do tipo Cobb-Douglas. Assim sendo:

$$X = M^{\alpha} H^{1-\alpha} \tag{3.1.1}$$

onde M é o conjunto de bens manufaturados utilizado pelo setor de bens finais, H é o serviço regulamentado e α é a proporção técnica com que o insumo M é utilizado para a produção do bem final. Assumimos que $0 < \alpha < 1$.

No entanto, M é um bem composto, dado da seguinte forma:

$$M = \left[\sum_{i=1}^{N} m_i^{\rho} \right]^{\frac{1}{\rho}} \tag{3.1.2}$$

---

[12] Uma outra possibilidade é assumir algum grau de substituição dos trabalhadores entre setores. Este pressuposto faria com que o salário de equilíbrio de um setor dependesse do salário de equilíbrio do outro setor, o que é uma complicação que reputamos desnecessária para o modelo. Agradecemos ao professor Raul da Mota Silveira a lembrança desse ponto.

onde $0 < \rho < 1$ e m_i representa a *i*-ésima variedade do bem composto *M*. *N* é o número (ou volume) de bens intermediários utilizados pelo setor de bens finais. Como essa é uma função CES, a elasticidade de substituição entre as variedades de insumos é constante e igual a $\sigma = 1/(1-\rho)$. Portanto, reinterpretamos (3.1.1) como sendo a função de produção de uma firma que tem retornos constantes de escala com respeito a um dado número *M* de insumos especializados (m_i). No entanto, essa função exibe retornos crescentes no número *M* de bens intermediários.

A quantidade de produto do setor de bens finais será definida de forma a maximizar a expressão $P^X X - \sum_{i=1}^{N} p_i^M m_i - P^H H$ [13], que é o lucro do setor dado pela sua tecnologia, pelo preço vigente para seu produto no mercado e pela restrição de gastos com os insumos.

Para o bem composto *M*, a solução do problema de maximização deriva da função de demanda da firma do setor por cada insumo intermediário do setor manufaturado, m_j, que será dada por

$$m_j = M\left(p_j^M\right)^{-\sigma}\left(P^M\right)^{\sigma} \tag{3.1.3}$$

onde $P^M = \left[\sum_i \left(p_i^M\right)^{-(\sigma-1)}\right]^{-\frac{1}{\sigma-1}}$ é o índice de preço do bem composto *M*.

Podemos definir uma função de custo mínimo despendido com *M* como sendo

$$\left[\sum_{j=1}^{N}\left(p_j^M\right)^{\frac{\rho}{\rho-1}}\right]^{\frac{\rho-1}{\rho}} M \Rightarrow P^M M \tag{3.1.4}$$

A decisão sobre as quantidades de cada bem a ser utilizadas na composição do produto final é feita maximizando a expressão $P^X\left(M^\alpha H^{1-\alpha}\right) - P^M M - P^H H$, que resulta nas funções de demanda Cobb-Douglas conhecidas $M = \alpha\left(P^X / P^M\right)X$ e $H = (1-\alpha)\left(P^X / P^H\right)X$.

3.2 Introduzindo custos de transporte

Como o bem *H* não pode ser transportado entre as localidades, o custo de transporte incidirá apenas sobre as variedades do bem *M*. Vamos assumir a existência de *R* regiões. As variedades produzidas e consumidas na mesma localidade não estão sujeitas a custos de transporte. O tamanho de uma localidade, como dito no início deste capítulo, é definido de conformidade com o bem de consumo produzido pelo setor de bens finais. Cada bem final produzido caracteriza uma localidade. Por conseguinte, para nossos objetivos, cada cidade tem apenas um setor de bem final - sendo, assim, uma localidade.

Aquelas variedades consumidas em localidades diferentes das que foram produzidas estão sujeitas, no entanto, a custos de transporte do tipo *iceberg*.[14] Isto significa dizer que se uma unidade do bem *i* for deslocada da localidade *r* para a localidade *s*, apenas uma fração, $1/\Upsilon^{rs}$, do bem chegaria ao seu local de destino. O restante se dissiparia pelo

---

[13] Nessa expressão, P^X, p_i^m e P^H são, respectivamente, os preços dos bens finais, manufaturados e de serviço regulamentado.

[14] Esse tipo de custo de transporte para a análise econômica foi introduzido originalmente por Von Thünen ([1826] 1966). Modernamente, Samuelson (1952b) o reintroduziu nas discussões.

caminho, como ocorre com um *iceberg*, que à medida que se afasta da geleira da qual se desprendeu vai se derretendo. A constante Υ^{rs} é o montante pago pelo despacho de uma unidade da variedade produzida na localidade *r* para *s*. Dessa forma, respeitando (2.3.3) temos que

$$p_i^M(r,s) = p_i^M(r)\Upsilon^{rs} \tag{3.2.1}$$

onde $p_i^M(r)$ é o preço, na localidade *r*, da variedade *i* produzida nesta localidade e $p_i^M(r,s)$ é o preço pago na localidade *s* por essa variedade.

Assumindo, convenientemente, que os preços de todas as variedades produzidas em uma mesma localidade são iguais, podemos reescrever o índice de preços P^M como sendo

$$P^M(s) = \left\{ \sum_{r=1}^{R} N(r)\left[p^M(r)\Upsilon^{rs} \right]^{1-\sigma} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}} \tag{3.2.2}$$

3.3 As firmas no setor de insumos intermediários do bem composto

A tecnologia de produção de cada insumo intermediário m_i é a mesma para todas as variedades. Existem economias de escala no nível das variedades, mas não existem economias de escopo. Vamos assumir que a produção em uma determinada localidade *r* envolva um custo fixo *F*(*r*) e um custo marginal $c^M(r)$. O único insumo utilizado na produção é o trabalho. Por simplicidade, assumimos que a produção da quantidade *m* da variedade i na localidade r requeira o emprego de $l_i(r)$ quantidades de trabalho. Ou seja, a função de produção das firmas do setor de bens m é dada por

$$l_i^M(r) = F(r) + c^M(r)m_i(r) \tag{3.3.1}$$

Com retornos crescentes da produção no número de variedades, e sendo potencialmente ilimitado o número de variedades, nenhuma firma escolherá produzir a mesma variedade já produzida por outra firma. Dessa forma, uma variedade em específico só será produzida em uma única cidade.

O lucro da i-ésima firma será então dado por:

$$\begin{aligned} &\pi_i^M(r) = p_i^M(r)m_i(r) - w^M(r)l_i^M(r) \Rightarrow \\ &\pi_i^M(r) = p_i^M(r)m_i(r) - w^M(r)F(r) - w^M(r)\left[c^M(r)m_i(r)\right] \end{aligned} \tag{3.3.2}$$

onde $w^M(r)$ é o salário comum vigente para o setor manufaturado na localidade r. Como a demanda é simétrica entre as firmas de bens intermediários, e a elasticidade é a mesma entre os bens desse setor, a maximização de (3.3.2) implica que o preço de equilíbrio é o mesmo entre as firmas de uma mesma localidade e igual ao custo marginal de produção (que, por sua vez, é comum a todas as firmas). Ou seja:

$$p^M(r) = p_i^M(r) = \frac{w^M(r)c^M(r)}{\rho} \tag{3.3.3}$$

A existência de lucros ou prejuízos econômicos fará com que novas firmas entrem ou saiam do mercado de bens intermediários, forçando o lucro para zero. Essa condição, juntamente com a estrutura de produção das firmas do setor implicam que

$$m(r) \equiv m_i(r) = \frac{F(r)}{c^M(r)} \frac{\rho}{1-\rho} \tag{3.3.4}$$

A quantidade produzida por cada firma na localidade *r* será dada por (3.3.4). Para a produção dessa quantidade, cada firma deverá empregar $l(r)$ quantidades de trabalhadores. Usando (3.3.1) e (3.3.4) obtemos

$$l(r) = l_i(r) = \frac{F(r)}{1-\rho} \tag{3.3.5}$$

Assumindo que $L^M(r)$ trabalhadores sejam empregados na produção de *M* na localidade *r*, teremos que

$$L^M(r) = N(r)l(r) \Rightarrow L^M(r) = N(r)\frac{F(r)}{1-\rho} \tag{3.3.6}$$

onde $N(r)$ é o número de equilíbrio de variedades do bem *M* na localidade *r*. Portanto,

$$N(r) = (1-\rho)\frac{L^M(r)}{F(r)} \tag{3.3.7}$$

Isso significa que o número de firmas de bens intermediários é crescente no tamanho da força de trabalho e decrescente no custo fixo. Em outras palavras, o processo de especialização é limitado pelo tamanho do mercado de trabalho (L^M) e pela presença dos custos fixos no setor intermediário (F). O número de equilíbrio de bens intermediários também aumenta com o grau de diferenciação do produto que caracteriza o setor (menor ρ).

Sem perda de generalidade, podemos decompor nas r´s regiões a produção do bem manufaturado M como sendo $M^{\rho} = \sum_{r=1}^{R} \left[M(r) \right]^{\rho}$. Dessa forma, em cada localidade r, a produção do bem composto $M(r)$ será dada por $M(r) = \left[\sum_{i=1}^{N(r)} m_i^{\rho} \right]^{\frac{1}{\rho}}$. Como para cada variedade i do bem M a quantidade produzida, m_i, é constante [dada pela equação (3.3.4)], isto implica $M(r) = \left[N(r) m(r)^{\rho} \right]^{\frac{1}{\rho}}$.

Portanto,

$$M(r) = \left[(1-\rho) \frac{L^M(r)}{F(r)} \right]^{\frac{1}{\rho}} \left[\frac{F(r)}{c^M(r)} \frac{\rho}{1-\rho} \right] \Rightarrow A(r) \left[L^M(r) \right]^{\frac{1}{\rho}} \tag{3.3.8}$$

onde $A(r) = \left[F(r) \right]^{(\rho-1)/\rho} \rho (1-\rho)^{(1-\rho)/\rho} \left[c^M(r) \right]^{-1}$. Portanto, para $0 < \rho < 1$, $\partial M(r) / \partial L^M(r) > 0$, o que implica retornos crescentes no fator.

Usando (3.3.3), temos que o salário no setor manufaturado é dado por

$$w^M(r) = \frac{\rho}{c^M(r)} p^M(r)$$

e sabendo que $P^M(r) = \left\{ \sum_{s=1}^{R} N(s) \left[p^M(s) \Upsilon^{sr} \right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} \right\}^{\frac{\rho-1}{\rho}}$, obtemos

$$w^M(r) = A(r)\Psi(r)\left[L^M(r) \right]^{\frac{1-\rho}{\rho}} \tag{3.3.9}$$

onde $\Psi(r) = \left\{ \left[P^M(r) \right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} - \sum_{\substack{s=1 \\ s \neq r}}^{R} N(s) \left[p^M(s) \Upsilon^{sr} \right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} \right\}^{\frac{1-\rho}{\rho}}$. O termo $A(r)$ capta os efeitos dos custos fixos e marginais, específicos a cada localidade, sobre o salário local no setor manufaturado. Já $\Psi(r)$ capta o efeito sobre os salários devido ao diferencial no custo de vida entre a localidade r e as demais localidades. Por fim, $L^M(r)$ capta os efeitos da aglomeração de trabalhadores no setor de bens manufaturados em uma localidade sobre o salário setorial local. Como $(1-\rho)/\rho > 0$, o setor apresenta retornos crescentes à escala. Nosso trabalho empírico consiste, pois, em buscar estratégias de identificação desse efeito usando (3.3.9).

3.4 A regulação no setor de serviço local

Por simplicidade, a tecnologia de produção do serviço em cada localidade é a mesma, e sujeita a retornos decrescentes de escala, e não existe possibilidade de se obter economias de escopo. A produção está sujeita a um fator de deslocamento c^H e não existem custos fixos. Também nesse setor o único insumo utilizado na produção é o trabalho. Estamos assumindo que para a produção da quantidade H do bem temos o seguinte custo:

$$L^H = c^H H^\gamma \tag{3.4.1}$$

onde $\gamma > 1$.

Note-se que para que haja um resultado de equilíbrio geral a firma produtora do bem H não pode se comportar de forma privada. Se não vejamos.

A função lucro da firma será dada por:

$$\Pi^H = P^H H - w^H c^H H^\gamma$$

O comportamento privado de uma firma atuando nesse setor implicaria que a quantidade produzida seria tal que o preço de mercado praticado fosse resultado de um processo de maximização de lucros dado por

$$\frac{\partial \Pi^H}{\partial H} = 0 \Rightarrow P^H = \gamma w^H c^H H^{\gamma-1}$$

Entretanto, em equilíbrio geral o lucro econômico no setor deveria ser zero, de forma que

$$\Pi^H = 0 \Rightarrow P^H = w^H c^H H^{\gamma-1}$$

Igualando as duas condições para P^H, temos que $\gamma w^H c^H H^{\gamma-1} = w^H c^H H^{\gamma-1}$, o que só é possível se $\gamma = 1$. Como assumimos, inicialmente, que $\gamma > 1$, qualquer solução privada para o setor implicaria que o serviço local seria ofertado a preços acima daquele necessário para que o lucro econômico fosse zero. Em tal situação, no entanto, os lucros econômicos seriam sinalizadores para a entrada de novas firmas no mercado. Como não existem custos para a entrada, o ingresso de muitas firmas levaria a uma queda dos preços para níveis inferiores àqueles de lucro máximo, fazendo com que as firmas se retirassem do mercado. Tal comportamento colocaria uma instabilidade sistemática no modelo.

Um planejador, como o de Henderson (1974), interviria no mercado regulando-o. Estamos assumindo que esta regulação é feita de modo a fixar o preço em níveis suficientes para que não haja nem lucro e nem prejuízo econômico. Deste modo, a regulação no mercado impõe que

$$P^H = w^H c^H H^{\gamma-1} \tag{3.4.2}$$

o que implica que o salário no setor é dado por $w^H = P^H \left(c^H\right)^{-1} H^{1-\gamma}$. Substituindo a condição técnica para a produção de H [equação (3.4.1)] teremos

$$w^H = P^H \left(c^H\right)^{-\frac{1}{\gamma}} \left(L^H\right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} \tag{3.4.3}$$

como $\gamma > 1$, $(1-\gamma)/\gamma < 0$. Portanto, os salários crescem menos que proporcionalmente ao montante de trabalhadores empregados no setor.

No próximo capítulo exploraremos os detalhes empíricos para a identificação dos coeficientes de retornos à escala da aglomeração.

4 PROCEDIMENTOS ADOTADOS, DADOS UTILIZADOS E VARIÁVEIS SELECIONADAS

4.1 Estratégias de identificação

4.1.1 Desvios em relação à "cidade média"

Nossa primeira estratégia para identificar o modelo descrito no capítulo anterior é definir uma cidade fictícia como sendo a "cidade média" e usar os resultados obtidos para cada uma das cidades em nossa amostra em relação a essa cidade média. Dessa forma, o produto do setor de bens finais dessa cidade fictícia seria definido como $\overline{X} = \left(\prod_{r=1}^{R} X(r)\right)^{1/R}$. Tudo o mais calculado seguindo tal raciocínio, o salário no setor de bens manufaturados para a cidade média seria dado por

$$\overline{w^M} = \overline{A}\overline{\Psi}\overline{L^M}^{\frac{1-\rho}{\rho}} \tag{4.1.1}$$

e no setor de serviço regulamentado seria dado por

$$\overline{w^H} = \overline{P^H}\left(\overline{c^H}\right)^{-1/\gamma}\left(\overline{L^H}\right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} \tag{4.1.2}$$

O salário médio dessa cidade fictícia pode ser calculado como uma média geométrica dos salários de cada setor ponderada pela participação de cada setor no emprego total. Dessa forma

$$\overline{w} = \left(\overline{w^M}\right)^{\varphi} \left(\overline{w^H}\right)^{1-\varphi} \tag{4.1.3}$$

onde φ é a proporção de trabalhadores empregada no setor *M*. Assim sendo, $\overline{L^M} = \varphi\overline{L}$. Substituindo esse fato e os resultados para os salários de cada setor obtemos

$$\overline{w} = \overline{B}\overline{\Phi}\overline{L}^{\eta} \tag{4.1.4}$$

onde $\overline{B} = \varphi^{\varphi(1-\rho)/\rho}(1-\varphi)^{(1-\varphi)(1-\gamma)/\gamma}\overline{A}^{\varphi}\left(\overline{c^H}\right)^{-(1-\varphi)/\gamma}$, $\overline{\Phi} = \overline{\Psi}^{\varphi}\,\overline{P^H}^{(1-\varphi)}$ e $\eta = \varphi(1-\rho)/\rho + (1-\varphi)(1-\gamma)/\gamma$.

Definamos também o salário médio para uma localidade *r* como sendo uma média geométrica dos salários recebidos em cada um dos setores dessa localidade ponderados pela participação média dos trabalhadores em cada setor, φ, e um termo de erro específico para cada localidade. Dessa forma

$$w(r) = \left[w^M(r)\right]^{\varphi}\left[w^H(r)\right]^{1-\varphi} e^{\varepsilon(r)} \tag{4.1.5}$$

Substituindo em (4.1.5) as equações (3.3.9) e (3.4.3) para os salários em cada setor na localidade *r* teremos

$$w(r) = B(r)\Phi(r)L(r)^{\eta} e^{\varepsilon(r)} \tag{4.1.6}$$

onde $B(r)=\varphi(r)^{\varphi(1-\rho)/\rho}\left[1-\varphi(r)\right]^{(1-\varphi)(1-\gamma)/\gamma} A(r)^{\varphi}\left[c^{H}(r)\right]^{-(1-\varphi)/\gamma}$ e $\Phi(r)=\Psi(r)^{\varphi}P^{H}(r)^{1-\varphi}$.

Assim sendo, o diferencial entre o salário médio observado em cada localidade e o salário médio da "cidade média" será dado pela razão de (4.1.6) e (4.1.4), ou seja, $w(r)\big/\overline{w}=B(r)\Phi(r)L(r)^{\eta}e^{\varepsilon(r)}\big/\overline{B}\overline{\Phi}\overline{L}^{\eta}$. Definindo $X*(r)=X(r)\big/\overline{X}$ e aplicando nessa equação, o modelo a ser estimado para o salário médio é dado por

$$w*(r)=B*(r)\Phi*(r)\left[L*(r)\right]^{\eta}e^{\varepsilon(r)} \tag{4.1.7}$$

onde $B*(r)$ capta os efeitos dos custos fixos e marginais de cada um dos setores de cada localidade r em relação à média, $\Phi*(r)$ é uma medida do diferencial de preços de cada localidade em relação à média, $L*(r)$ o desvio da força de trabalho de uma localidade r em relação à força de trabalho média, η é uma medida do efeito escala e $\varepsilon(r)$ é um termo errático a ser modelado.

De forma menos complicada podemos calcular para o emprego no setor M os desvios da remuneração do setor na localidade r em relação à remuneração do setor relativamente à "cidade média" pela razão de (3.3.9) e (4.1.1), ou seja, $w^{M}(r)\big/\overline{w^{M}}=A(r)\Psi(r)\left[L^{M}(r)\right]^{1-\rho/\rho}\big/\overline{A}\overline{\Psi}\overline{L^{M}}^{(1-\rho)/\rho}$. Assim, um modelo para estimar esse diferencial pode ser dado por

$$w^{M}*(r)=A*(r)\Psi*(r)\left[L^{M}*(r)\right]^{\frac{1-\rho}{\rho}} \tag{4.1.8}$$

onde $A*(r)$ mede o diferencial em relação à média dos custos fixos e marginais das firmas no setor M localizadas em r, $\Psi*(r)$ mede o diferencial do índice de preços da localidade r em relação à média e $L^M * (r)$ mede a diferença da força de trabalho empregada nas firmas do setor M na localidade r em relação à média. Uma estimativa eficiente e positiva para o parâmetro $(1-\rho)/\rho$ será uma medida do retorno crescente à escala no setor.

E para o emprego no setor de bens regulamentados podemos calcular os desvios de sua remuneração na localidade r em relação à remuneração do setor na "cidade média" pela razão de (3.4.3) e (4.1.2), ou seja, $w^H(r)\big/\overline{w^H} = P^H(r)\left[c^H(r)\right]^{1/\gamma}\left[L^H(r)\right]^{1-\gamma/\gamma}\Big/\overline{P^H}\overline{\left(c^H\right)^{1/\gamma}}\overline{\left(L^H\right)^{(1-\gamma)/\gamma}}$. Assim, um modelo para estimar esse diferencial pode ser dado por

$$w^H * (r) = P^H * (r)\left[c^H * (r)\right]^{\frac{1}{\gamma}}\left[L^H * (r)\right]^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} \tag{4.1.9}$$

Dessa forma, as equações (4.1.7), (4.1.8) e (4.1.9) são nossas referências para estimação dos retornos à escala. Nosso próximo passo é construir um modelo utilizando variáveis observáveis que permitam identificar esse coeficiente.

4.1.2 Identificação dos retornos à escala

O resultado de (4.1.8) oferece uma forma de calcular os retornos à escala a partir da identificação do parâmetro associado ao diferencial do emprego na localidade r em relação ao emprego médio para as localidades. Para tanto, podemos linearizar (4.1.8) e estimar, a partir de um conjunto de dados observáveis, a seguinte expressão

$$\ln w^M * = \ln A * + \ln \Psi * + \frac{1-\rho}{\rho} \ln L^M * \tag{4.1.9}$$

Assumimos que os diferenciais de custos fixos e marginais de cada localidade em relação à média são proporcionais às características observáveis específicas de cada município, da forma:

$$\ln A* = \mathbf{X}\upsilon^M + \xi_A^M \tag{4.1.10a}$$

onde **X** é uma matriz $R \times k$ de variáveis observadas para as r's localidades, υ^M é um vetor $k \times 1$ de parâmetros a serem estimados, enquanto que ξ_A^M é um vetor $R \times 1$ de erro.[15]

Por outro lado, a estrutura dos diferenciais de preços que emerge de nosso modelo impõe uma interdependência entre as várias localidades, dada pelo termo Υ^{rs}, que é uma medida dos custos de transporte entre as localidades. Estamos assumindo que o custo de transporte pode ser aproximado pela distância física entre as localidades e que esta pode ser medida por um sistema de coordenadas polares. Dessa forma, assumimos que o diferencial de preços em cada localidade é determinado pelas suas características específicas e pela distância que o separa das demais localidades, da seguinte forma:

$$\ln \Psi* = \mathbf{WX}\delta^M + \xi_\Psi^M \tag{4.1.10b}$$

[15] Essa estratégia vem sendo amplamente utilizada nos trabalhos empíricos dos anos recentes e é devida, principalmente, a Glaeser *et al*. (1992). Outros trabalhos que se valem dessa estratégia é Andrade e Serra (1999) e Chagas e Toneto Jr. (2003).

onde **W** é uma matriz $R \times R$ de pesos espaciais que será explorada adiante, mas que, por ora importa dizer, capta os efeitos espaciais acima mencionados. Ela relaciona a importância das variáveis $\mathbf{x}_{rs}$ de cada localidade $r \neq s$ na determinação dos preços do setor manufaturado em r. δ^M é um vetor $k \times 1$ de parâmetros a serem estimados, enquanto que ξ_Ψ^M é um vetor $R \times 1$ de erros distribuídos de forma independente de ξ_A^M.

Substituindo (4.1.10a) e (4.1.10b) em (4.1.9), obtemos

$$\ln w^M * = \mathbf{X}\upsilon^M + \mathbf{WX}\delta^M + \frac{1-\rho}{\rho}\ln L^M * + \xi^M \tag{4.1.11}$$

onde $\xi^M = \xi_A^M + \xi_\Psi^M$.

Para o setor de bens regulamentados, uma vez que o mesmo é, por pressuposição, não transacionável entre municípios, o modelo se simplifica. Para esse setor assumimos que não existe a interferência de fenômenos espaciais impactando as variáveis explicativas - o que não significa assumir que as variáveis observáveis para esse setor não sejam autocorrelacionadas espacialmente.

Dessa forma, linearizando (4.1.9) e assumindo que $\ln\left[P^H * (r)\right] + 1/\gamma \ln\left[c^H * (r)\right] = \mathbf{X}\upsilon^H + \xi^H$ obtemos

$$\ln w^H * = \mathbf{X}\upsilon^H + \frac{1-\gamma}{\gamma}\ln L^M * + \xi^H \tag{4.1.12}$$

Finalmente, para estimar os retornos à escala da aglomeração, a partir de (4.1.7), linearizamos essa equação e assumimos pressupostos semelhantes a (4.1.10a) e (4.1.10b), obtendo

$$\ln w* = \mathbf{X}\upsilon + \mathbf{WX}\delta + \eta \ln L^{M} * + \xi \text{ [16]} \tag{4.1.13}$$

4.2 Econometria espacial

O leitor deve notar que os modelos em (4.1.11), (4.1.12) e (4.1.13) são semelhantes, e para um painel de localidades em diferentes instantes do tempo todos têm a seguinte estrutura:

$$y_{i,t} = \mathbf{Z}_{i,t}\beta + \zeta_{i,t} \tag{4.2.1}$$

onde $y_{i,t}$ é a variável dependente da localidade i no instante t, $Z_{i,t}$ é um vetor de variáveis explicativas independentes associadas à localidade i no instante t, β é um vetor de coeficientes a serem estimados e $\zeta_{i,t}$ são erros a serem modelados.

Dadas as características espaciais do problema estudado, não é incorreto supor a existência de algum tipo de correlação espacial dos resíduos com as variáveis explicativas, o que tornaria os resultados obtidos pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) inconsistentes, bem como qualquer uma de suas variações que desconsidere a relação espacial das variáveis. A estrutura dos dados observados, tanto para a variável explicada quanto para as variáveis explicativas, quando coletados em localidades

---

[16] Um pressuposto adicional deverá ser feito para obtermos (4.1.13). Subjacente a esse resultado estão os pressupostos de que $\ln B* = \mathbf{X}\beta + \xi_B$ e de que $\ln \Phi* = WX\delta + \xi_\Phi$. Portanto, nosso resultado em (4.1.13) depende de que $\xi = \xi_B + \xi_\Phi + \varepsilon$ e de que cada um desses componentes de ξ seja distribuído de forma independente.

diferentes e com algum tipo de ligação econômica, faz emergir problemas de correlação espacial. Problemas desse tipo - ou mais genericamente, problemas de dependência espacial - confirmariam um teorema fundamental dos estudos em economia regional: o espaço importa.[17] Uma forma de verificar a existência de autocorrelação espacial nos resíduos de uma regressão por MQO é o teste *I* de Moran. Outros testes também existem e são discutidos em detalhes em Anselin (1988) e LeSage (1999). Todos estes testes prescindem de uma matriz de pesos espaciais para seu cômputo. O significado dessa matriz bem como dos testes de autocorrelação espacial serão expostos adiante. Antes, porém, vamos estabelecer alguns fundamentos para a análise estatística da questão.

4.2.1 Noção de vizinhança

Para explorar esta questão, vamos considerar, como em nosso problema de estudo, um conjunto de dados observados como um conjunto de dados de áreas. Consideremos uma região R limitada e com área finita, em um espaço bidimensional, particionada em várias localidades R_r, com $R_r \cap R_s = \emptyset$, para R_r, $R_s \in R$ e $R_r \neq R_s$. Algumas vezes nos referiremos à área R_r como simplesmente r. Consideremos também um vetor de variáveis aleatórias $\mathbf{T} = [t_1\ t_2\ ...\ t_R]$, onde associamos a variável t_r à localidade R_r. Em geral, t_r refere-se a uma soma ou agregação sobre toda a área R_r. Dessa forma, não faz sentido associar t_r a uma posição geográfica específica dentro da área r. Por outro lado, é bastante conveniente, para estudos empíricos como o nosso, identificar toda a área r a um ponto de R_r. Esse ponto é, geralmente, o centro de gravidade (c_1, c_2), também conhecido como centróide de

---

[17] Em nosso modelo, desenvolvido no capítulo anterior, expusemos uma microfundamentação para esse teorema.

R_r, onde c_1 e c_2 são coordenadas do plano. Uma forma de calcular o centróide de uma área r é

$$(c_1, c_2) = \left(\int_{R_r} x_1 dx_1 dx_2 , \int_{R_r} x_2 dx_1 dx_2\right) = \left(\int_{R_r} x dx\right) \quad (4.2.2)$$

Essa medida é facilmente calculada pelos atuais pacotes de econometria espacial. Assim, os valores observados de **T** são associados aos centróides das regiões de R, de modo a fazer com que não existam valores dessa variável em posições intermediárias entre esses centróides.

A distribuição de **T** pode ser afetada por diversos fatores. Quando um valor t_r de **T** é afetado por outros valores medidos de **T** nas demais regiões de R, dizemos que existe autocorrelação espacial nas variáveis de **T**. Ademais, uma regra bastante intuitiva, e que é seguida nas metodologias que consideram o fenômeno espacial, é que a distância entre os centróides (ou qualquer outro ponto de referência) dos municípios impõe um padrão na distribuição das variáveis, que faz com que as localidades mais próximas afetem uma determinada área r mais intensamente que localidades mais distantes.[18] Ao observarmos dados distribuídos no espaço é comum verificar que uma determinada localidade exibe um padrão mais parecido com o de seus vizinhos mais próximos do que daquelas localidades mais distantes. Um critério de vizinhança que emerge, então, é atribuir pesos menores àquelas regiões mais distantes.

Uma outra forma de captar esse mesmo fenômeno, sem levar em conta alguma medida de distância, é considerar algum critério de contigüidade que reflita a posição de

[18] Detalhes sobre essas regras podem ser encontrados em Anselin (1988).

uma unidade no espaço relativa a todas as demais. Medidas de contigüidade levam em conta o tamanho e a posição da fronteira entre duas localidades distintas. Um critério de vizinhança usando a contigüidade poderia ser estabelecido considerando como vizinhas localidades que obedeçam ao critério de contigüidade e não-vizinhas as que não o satisfaçam.

Esses dois conceitos de vizinhança se conciliam ao se levar em conta a distância entre dois centróides, atribuir-se como vizinho aqueles centróides que estão a uma distância máxima, preestabelecida pelo pesquisador por algum critério.

Uma forma operacional de expressar esses conceitos é por meio de uma matriz de pesos espaciais. Cada um desses conceitos de vizinhança dá origem a um tipo de matriz de vizinhança, que exploraremos na seqüência.

4.2.2 Matrizes de vizinhança e matriz de pesos espaciais

Uma matriz de vizinhança, **W,** de dimensão $R \times R$, grosso modo, quantifica o grau de associação (ou de proximidade espacial) entre as várias localidades. Esta matriz é formada por 0´s na diagonal principal, ou seja, $\omega_{rs} = 0$ para $r = s$. Para $r \neq s$, os elementos obedecem ao critério de vizinhança escolhido. Abaixo apresentamos alguns tipos de matrizes de vizinhança espaciais que podem ser construídas. A figura 2, extraída de LeSage (1999), ajuda a entender melhor cada um desses critérios para cinco regiões.

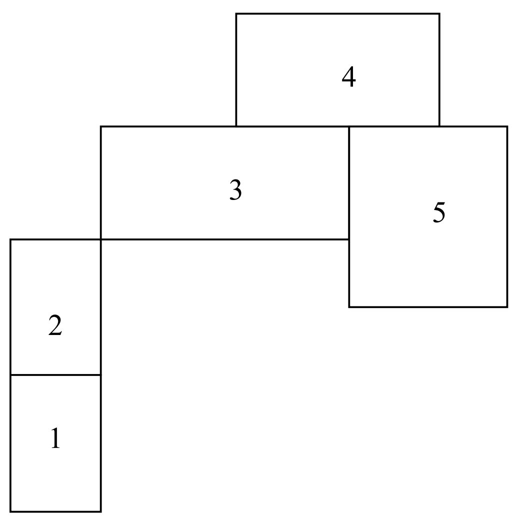
<u>a) Considerando o critério de contigüidade:</u>

i) Contigüidade linear: define $\omega_{rs} = 1$ para todas aquelas localidades s que possuem fronteira comum, de tamanho significativamente maior que 0, à direita ou à esquerda de r (região de interesse); e $\omega_{rs} = 0$ para as demais localidades. No nosso exemplo, para a região 1 teríamos todos os elementos $\omega_{1s} = 0$, para $s = 1, ..., 5$.

ii) Contigüidade *rook*: define $\omega_{rs} = 1$ para todas aquelas localidades s que possuem fronteira comum, de tamanho significativamente maior que zero, a leste, oeste, norte ou sul de r (região de interesse); e $\omega_{rs} = 0$ para as demais localidades. No exemplo, para a região 1 teríamos $\omega_{12} = 1$ e $\omega_{1s} = 0$ para $s \neq 2$. Para a região 3, teríamos $\omega_{34} = 1$ e $\omega_{35} = 1$ e $\omega_{3s} = 0$ para $s \neq 4$ e 5.

iii) Contigüidade *bishop*: define $\omega_{rs} = 1$ para todas aquelas localidades s que possuem um vértice comum a r (região de interesse); e $\omega_{rs} = 0$ para as demais localidades. Para a região 2, do exemplo, teríamos $\omega_{23} = 1$ e $\omega_{2s} = 0$ para $s \neq 3$.

iv) Contigüidade bilinear: define $\omega_{rs} = 1$ para duas localidades s à direita ou à esquerda de r; e $\omega_{rs} = 0$ para as demais localidades. No nosso exemplo, o resultado seria igual ao da contigüidade linear.



Extraída de LeSage (1999: 12).

Figura 2 - Uma ilustração da contigüidade

vi) Contigüidade bi-*rook*: define ω_{rs} = 1 para duas localidades a direita, a esquerda, a norte ou a sul de *r*; e ω_{rs} = 0 para as demais localidades. Em nosso exemplo, o resultado seria similar ao da contigüidade *rook*.

b) Matrizes binárias considerando o centróide:

i) Distância máxima: define ω_{rs} = 1 se o centróide da localidade *s* dista até uma distância *d* máxima do centróide da localidade *r*; e ω_{rs} = 0 em caso contrário.

ii) Vizinhos máximos: define ω_{rs} = 1 se o centróide da localidade *s* é um dos *j* centróides mais próximos ao centróide da localidade *r*; e ω_{rs} = 0 em caso contrário. Notem que nesse caso a matriz de vizinhança pode não ser simétrica.

c) Matrizes considerando graus de vizinhança:

i) Seja d_{rs} a distância entre os centróides das localidades *r* e *s*. Então, defina-se $\omega_{rs} = 1/(1+d_{rs}^{\theta})$, com $\theta > 0$. Este modelo produz uma matriz cheia, com muitos valores diferentes, mas muito próximos de zero. Por conveniência computacional, pode-se estabelecer uma distância máxima, *D*, suficientemente grande, a partir da qual o grau de vizinhança seja zero. Ou seja, $\omega_{rs} = 1/(1+d_{rs}^{\theta})$ se $d_{rs} \leq D$, $\omega_{rs} = 0$, caso contrário.

ii) Outra forma de introduzir graus de vizinhança é considerar o tamanho da fronteira comum a duas localidades *r* e *s*. Seja z_{rs} o comprimento da fronteira comum a *r* e *s* e seja z_r o perímetro da área r. Então, $\omega_{rs} = z_{rs} / z_r$. Note-se que, neste caso, $0 < \omega_{rs} < 1$.

d) Outras matrizes de vizinhança:

Pode ser interessante, em alguns estudos, obter medidas de vizinhança que não sejam apenas resultado de distância ou determinadas pelas posições e limites geográficos.

Relações econômicas ou barreiras naturais podem fornecer critérios interessantes de proximidade, em especial para estudos econométricos. Exemplos de variáveis que podem ajudar a compor uma matriz de vizinhança entre duas regiões são: intensidade do fluxo de comércio, tempo de deslocamento, número de ligações telefônicas etc.

Uma matriz de vizinhança gerada por qualquer um dos critérios mencionados acima pode servir de base para uma matriz de pesos espaciais. A característica de uma matriz de pesos espaciais é que os elementos de uma linha qualquer dessa matriz são calculados de modo que a soma dos elementos dessa linha seja zero. Isto é, uma matriz de pesos espaciais é linha-padronizada. Então, para transformar uma matriz de vizinhança em uma matriz **W** padronizada de pesos espaciais dividimos cada elemento ω_{rs}, por ω_r, onde $\omega_r = \sum_{s=1}^{R} \omega_{rs}$.

4.2.3 Testando a existência de correlação espacial

O teste *I* de Moran é certamente o conceito mais utilizado para se testar a existência de autocorrelação espacial nos resíduos de uma regressão. Tomando uma matriz de vizinhança definida por um dos critérios mencionados acima, a estatística *I* de Moran pode ser calculada usando a fórmula

$$I = (n/S)\left[(\mathbf{e'We})/(\mathbf{e'e})\right] \qquad (4.2.3)$$

onde **e** é um vetor de resíduos de uma regressão, **W** é uma matriz de vizinhança, *n* é o número de observações e *S* é um fator de padronização igual à soma de todos os elementos da matriz de vizinhança. Para uma matriz de vizinhança normalizada, em que todos os elementos de cada linha somam um (uma matriz de pesos espaciais, como definida acima), a expressão (4.2.3) simplifica-se para

$$I = \left[(\mathbf{e'We}) / (\mathbf{e'e}) \right] \tag{4.2.4}$$

De acordo com Anselin (1988), a interpretação desse teste não é tão simples quanto sua utilização faz supor. Na verdade, indubitavelmente a hipótese nula desse teste é a ausência de dependência espacial nos resíduos da regressão. No entanto, um significado preciso para a hipótese alternativa não existe.

A distribuição assintótica para a estatística de I de Moran com resíduos de uma regressão, para uma variável apropriadamente transformada, corresponde a uma normal padrão (ver Anselin, 1988, p. 102). A transformação usual é

$$z_I = \frac{I - E[I]}{\mathrm{var}[I]} \tag{4.2.5}$$

onde I é a estatística I de Moran, como calculada acima, $E[I]$ sua média, e $\mathrm{var}[I]$ sua variância derivada sob a hipótese nula de ausência de dependência espacial. Se uma distribuição normal é assumida para os resíduos da regressão, a seguinte expressão resulta para o caso de uma matriz de vizinhança geral (não padronizada)

$$E[I] = \frac{(n/S)\,\mathrm{tr}(\mathbf{MW})}{(n-k)}$$

$$\mathrm{var}[I] = (n/S)^2 \, \frac{\left\{ tr(\mathbf{MWMW'}) + tr(\mathbf{MW})^2 + \left[tr(\mathbf{MW}) \right]^2 \right\}}{(n-k)(n-k-2)} - \left\{ E[I] \right\}^2 \tag{4.2.6}$$

onde tr(·) é o traço da matriz (·) e $\mathbf{M} = \mathbf{I}_n - \mathbf{X}(\mathbf{X'X})^{-1}\mathbf{X'}$ com $\mathbf{I}_n$ uma matriz identidade de dimensão $n \times n$.

Para o caso de trabalharmos com uma matriz de vizinhança linha-padronizada (matriz de pesos espaciais), essa expressão se simplifica para

$$E[I] = \frac{\mathrm{tr}(MW)}{(n-k)}$$

$$\mathrm{var}[I] = \frac{\left\{tr(\mathbf{MWMW'}) + tr(\mathbf{MW})^2 + \left[tr(\mathbf{MW})\right]^2\right\}}{(n-k)(n-k-2)} - \left\{E[I]\right\}^2 \tag{4.2.7}$$

Apesar das várias dificuldades relacionadas à utilização desse teste, Anselin (1988) registra que seus resultados apresentam bastante poder no diagnóstico de problemas relacionados à presença de dependência espacial.

Existem várias outras abordagens para verificar a presença de correlação espacial nos resíduos de uma regressão. Os testes baseados na razão de máxima verossimilhança, o teste de Wald e o teste de multiplicadores de Lagrange são feitos para testar a presença de dependência espacial nos resíduos.[19]

4.2.4 Controlando a autocorrelação espacial com dados em painel

Tomando o modelo expresso em (4.2.1), $y_{i,t} = \mathbf{Z}_{i,t}\beta + \zeta_{i,t}$. Caso consideremos $\zeta_{i,t}$ como termos erráticos para todo i e t, com média zero e variância constante, na presença de

---

[19] Mais detalhes desses testes podem ser vistos em Anselin (1988) e LeSage (1999).

um relevante regressor espacialmente variável, tal modelo não consegue captar a heterogeneidade espacial, produzindo regressores inconsistentes. Unidades espaciais, por serem espaço-específico e, potencialmente, tempo-invariantes, são, em geral, difíceis de medir ou obter. Não considerá-las, contudo, aumenta o risco de se obter resultados enviesados. Uma tentativa de solução, amplamente utilizada, é introduzir uma variável de intercepto específica para cada unidade espacial, μ_i, que captaria os efeitos da variável omitida peculiares a cada unidade espacial observada. Dessa forma, (4.2.1) resulta em

$$y_{i,t} = \mathbf{Z}_{i,t}\beta + \mu_i + \zeta_{i,t} \tag{4.2.8}$$

Dependendo da especificação dessa variável intercepto, o modelo pode ser estimado por efeito fixo ou por efeito aleatório. No efeito fixo uma variável *dummy* é introduzida para cada unidade espacial como uma medida da variável intercepto. Neste modelo as variáveis são calculadas como desvios de sua média no tempo. Considerando $z_{i\bullet} = (1/T)\sum_{t=1}^{T} z_{i,t}$ a média da variável $z_{i,t}$ ao longo do tempo, para (4.2.8) resulta em $y_{i\bullet} = \mathbf{Z}_{i\bullet}\beta + \mu_i + \zeta_{i\bullet}$, que subtraindo de (4.2.8) implica

$$(y_{i,t} - y_{i\bullet}) = (\mathbf{Z}_{i,t} - \mathbf{Z}_{i\bullet})\beta_{within} + (\zeta_{i,t} - \zeta_{i\bullet}) \tag{4.2.8a}$$

onde β_{within} é o parâmetro estimado por esse método.

No efeito aleatório, a variável de intercepto de cada indivíduo é tratada como uma variável aleatória que é independente e identicamente distribuída com média zero e variância constante. Ademais, é preciso assumir nesse modelo que as variáveis aleatórias μ_i e ζ_{it} são independentes umas das outras.[20]

Definindo $z_{\bullet t} = (1/N)\sum_{n=1}^{N} z_{i,t}$ a média da variável $z_{i,t}$ entre os indivíduos em um mesmo instante de tempo, é possível estimar um parâmetro β a partir de $(y_{i,t} - y_{\bullet t}) = (\mathbf{Z}_{i,t} - \mathbf{Z}_{\bullet t})\beta_{between} + (\zeta_{i,t} - \zeta_{\bullet t})$, onde $\beta_{between}$ é o parâmetro estimado por esse método. Baltagi (2001) demonstra que o parâmetro estimado pelo modelo de efeitos aleatórios pode ser obtido por

$$\beta_{random\ effect} = \mathbf{K}\beta_{within} + (\mathbf{I} - \mathbf{K})\beta_{between}$$

onde **K** é um ponderador obtido a partir do inverso da variação de β_{within} e $\beta_{between}$.[21]

Ainda que a variável-intercepto controle, em certa extensão, a heterogeneidade espacial, ela não é capaz de garantir que a autocorrelação seja controlada. Um teste *I* de Moran pode ser aplicado sobre o erro dessa regressão para verificar a existência de autocorrelação espacial nos resíduos. Caso isto seja constatado, uma extensão natural seria modelar o termo de erro, incorporando o controle espacial. Na seqüência veremos algumas formas de implementar esta idéia.

a) Modelos de regressão incorporando a dependência espacial

Três modelos podem ser aplicados, a depender da natureza da autocorrelação espacial. Um modelo com variável dependente defasada espacialmente, um modelo com

[20] Detalhes desses modelos para os casos tradicionais, não incluindo regressores espaciais, podem obtidos em Greene (2000), Wooldridge (2001) e Baltagi (2001).

[21] Ver Baltagi (2001, p. 15ss.).

autocorrelação espacial nos resíduos e um modelo combinando os outros dois. O primeiro modelo é conhecido como modelo SAR (*Spatial Autoregressive*), ou autocorrelação global, o segundo é conhecido como modelo SEM (*Spatial Error Model*), ou autocorrelação local, e o terceiro é conhecido como SAC (*Spatial Autocorrelation*).[22] Veremos brevemente esses três modelos na seqüência.

i) Modelo SAR

Um modelo de efeito fixo estendido para incluir a variável espacialmente defasada, ou de controle da autocorrelação global (modelo SAR), pode ser especificado como

$$y_t = \mathbf{Z}_t \beta + \mu + \zeta_t$$

e

$$\zeta_t = \lambda(\mathbf{W} \otimes \mathbf{I}_t) y_t + \varsigma_t$$

onde $y_t = [y_1\ y_2\ \ldots\ y_n]$, $\mathbf{Z}_t = [z_1\ z_2\ \ldots\ z_n]$ é uma matriz de variáveis explicativas, com elementos vetoriais, $\mu = [\mu_1\ \mu_2 \ldots \mu_n]$, $\mathbf{W}$ é uma matriz de pesos espaciais de dimensão $n \times n$ calculada por algum critério dentre os apresentados acima, $\mathbf{I}_t$ é uma matriz identidade de dimensão $t \times t$, λ é o coeficiente de autocorrelação espacial e $\varsigma_{i,t} \sim \mathrm{N}(0, \sigma_\varsigma^2)$.

Substituindo esse termo de erro no modelo original, obtemos

---

[22] Para detalhes sobre esses modelos ver Anselin (1988), Anselin (2002) e Elhorst (2003).

$$y_t = \mathbf{Z}_t\beta + \lambda(\mathbf{W}\otimes\mathbf{I}_t)y_t + \mu + \varsigma_t \tag{4.2.9}$$

Este modelo pode ser estimado eliminando os interceptos β_1 e μ_i da equação de regressão construindo variáveis *dummies* e estimando essa equação transformada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e subseqüentemente recuperando os interceptos β_1 e μ_i. Para estimar β_1 e μ_i separadamente, no entanto, devemos impor uma restrição do tipo $\sum_i \mu_i = 0$. Uma outra forma de estimar essa equação é por máxima verossimilhança (MV). A única diferença é que o estimador de MV não faz correções para os graus de liberdade. A função de log-máxima verossimilhança correspondendo à equação da variável espacialmente defasada é

$$-\frac{nt}{2}\ln(2\pi\sigma^2) + t\sum_{i=1}^{n}(1-\lambda\omega_i) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^{t} e_t{}'e_t \tag{4.2.10}$$

onde ω_i é o i-ésimo auto-valor da matriz **W**, $e_t = [\mathbf{I}_{nt} - \lambda(\mathbf{W}\otimes\mathbf{I}_t)](y_t - \overline{y}) - (\mathbf{Z}_t - \overline{\mathbf{Z}})\beta$ é um vetor de erros, $\overline{y} = [\overline{y}_1 \ \overline{y}_2 \ ...\overline{y}_n]$ e $\overline{\mathbf{Z}} = [\overline{\mathbf{Z}}_1 \ \overline{\mathbf{Z}}_2 \ ...\overline{\mathbf{Z}}_n]$.

Um dos problemas deste modelo está associado ao parâmetro incidental. Somente os coeficientes de inclinação podem ser estimados consistentemente no caso de painéis curtos (onde t é fixo e $n \to \infty$). Como no caso de painéis não espaciais, os coeficientes do efeito fixo espacial não podem ser estimados consistentemente porque o número de observações disponíveis para estimar μ_i é limitado a t observações. Entretanto, a inconsistência desse parâmetro não é transmitida para o estimador dos coeficientes de inclinação, porquanto este estimador não é uma função do μ_i estimado (Lee 2004). O problema do parâmetro incidental não é relevante quando o interesse reside na estimativa dos β´s e não dos μ_i´s - o que é o nosso caso.

Um outro problema para painéis nos quais a dimensão *cross-section* é grande ($n \to \infty$) é que o cálculo dos autovalores da matriz de pesos espaciais pode ser problemático (Kelejian e Prucha, 1999). Uma possível solução é baseada no método de estimação por máxima verossimilhança não expressa em termos do Jacobiano, mas nos coeficientes de um polinômio característico (Smirnov e Anselin, 2001) ou uma aproximação em termos do Jacobiano em sua forma original usando uma aproximação por Monte Carlo (Barry e Pace, 1999). Este último procedimento é adotado na rotina elaborada por James P. LeSage e disponível em *www.spatial-econometrics.com.*[23] Para testarmos esse modelo usamos um teste-F, no qual um modelo restrito, com todos os coeficientes de intercepto iguais a zero, serve como base de comparação.

ii) Modelo SEM

Já um modelo de efeito fixo estendido para incluir uma correção para a autocorrelação espacial serial, ou que controla a autocorrelação local (modelo SEM), pode ser especificado como

$$y_t = \mathbf{Z}_t \beta + \mu + \zeta_t$$

e

---

[23] As rotinas disponibilizadas gratuitamente no site são escritas para *cross-section* e as generalizamos para dados em painel.

$$\zeta_t = \lambda(\mathbf{W} \otimes \mathbf{I}_t)\zeta_t + \varsigma_t$$

onde λ é o coeficiente de autocorrelação espacial serial e $\varsigma_{i,t} \sim \mathrm{N}(0, \sigma_{\varsigma}^2)$.

Substituindo esse termo de erro no modelo original, obtemos

$$y_t = \mathbf{Z}_t \beta + \mu + \frac{\varsigma_t}{\mathbf{I}_{nt} - \lambda(\mathbf{W} \otimes \mathbf{I}_t)} \tag{4.2.10}$$

Também este modelo pode ser estimado por MQO a partir das variáveis transformadas. Para estimar essa equação por máxima verossimilhança, a função de log-máxima verossimilhança correspondendo à equação da variável espacialmente defasada é

$$-\frac{nt}{2}\ln(2\pi\sigma^2) + t\sum_{i=1}^{n}(1 - \lambda\omega_i) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^{t} e_t{}' e_t \tag{4.2.11}$$

onde ω_i é o i-ésimo autovalor da matriz $\mathbf{W}$, $e_t = [\mathbf{I}_{nt} - \lambda(\mathbf{W} \otimes \mathbf{I}_t)][(y_t - \bar{y}) - (\mathbf{Z}_t - \overline{\mathbf{Z}})\beta]$ é um vetor de erros e $\bar{y} = [\bar{y}_1 \ \bar{y}_2 \ ...\bar{y}_n]$ e $\overline{\mathbf{Z}} = [\overline{\mathbf{Z}}_1 \ \overline{\mathbf{Z}}_2 \ ...\overline{\mathbf{Z}}_n]$. Os mesmos problemas do caso anterior também se verificam neste caso. E as estratégias de solução são semelhantes.[24]

iii) Modelo SAC

---

[24] Detalhes sobre as formas de estimação desses modelos e de outras extensões podem ser vistos em Elhorst (2003).

Um modelo de efeito fixo estendido para incluir uma correção espacial para o termo auto-regressivo quanto à autocorrelação do termo de erro (modelo SAC) pode ser especificado como

$$y_t = \lambda_1(\mathbf{W_1} \otimes \mathbf{I}_t)y_t + Z_t\beta + \zeta_t$$

e

$$\zeta_t = \lambda_2(\mathbf{W_2} \otimes \mathbf{I}_t)\zeta_t + \varsigma_t$$

onde $\mathbf{W_1}$ e $\mathbf{W_2}$ são matrizes de vizinhanças, λ_1 é o coeficiente auto-regressivo e λ_2 o coeficiente da autocorrelação espacial serial e $\varsigma_{i,t} \sim \mathrm{N}(0, \sigma_\varsigma^2)$.

Substituindo esse termo de erro no modelo original, obtemos

$$y_t = \lambda_1(\mathbf{W_1} \otimes \mathbf{I}_t)y_t + \mathbf{Z}_t\beta + \mu + \frac{\varsigma_t}{\mathbf{I}_{nt} - \lambda_2(\mathbf{W_2} \otimes \mathbf{I}_t)} \tag{4.2.12}$$

Este modelo também pode ser estimado por MQO a partir das variáveis transformadas. Para estimar essa equação por máxima verossimilhança, a função de log-máxima verossimilhança correspondendo à equação da variável espacialmente defasada é

$$-\frac{nt}{2}\ln(2\pi\sigma^2) + t\sum_{i=1}^{n}(1-\lambda_1\omega_{1i}) + t\sum_{i=1}^{n}(1-\lambda_2\omega_{2i}) - \frac{1}{2\sigma^2}t\sum_{i=1}^{n}e_t{}'e_t \tag{4.2.13}$$

onde ω_{1i} e ω_{2i} são os i-ésimos autovalores das matrizes $\mathbf{W_1}$ e $\mathbf{W_2}$, respectivamente, $e_t = [\mathbf{I}_{nt} - \lambda_2(\mathbf{W_2} \otimes \mathbf{I}_t)]\{[\mathbf{I}_{nt} - \lambda_1(\mathbf{W_1} \otimes \mathbf{I}_t)](y_t - \bar{y}) - (\mathbf{Z}_t - \overline{\mathbf{Z}})\beta\}$ e $\bar{y} = [\bar{y}_1\ \bar{y}_2\ ...\bar{y}_n]$ e $\overline{\mathbf{Z}} = [\overline{\mathbf{Z}}_1\ \overline{\mathbf{Z}}_2\ ...\overline{\mathbf{Z}}_n]$. Além dos problemas já verificados para os modelos anteriores, problemas adicionais podem surgir se $\mathbf{W_1} = \mathbf{W_2}$.

<u>b) Escolhendo entre os modelos</u>

A dúvida que emerge naturalmente é sobre qual dos modelos utilizar. Uma regra de bolso (LeSage, 1999) que pode ser implementada é, identificando a existência de autocorrelação nos resíduos de uma regressão, proceder a uma estimação do modelo SAC, estimando os termos auto-regressivos global e local. Caso, para algum modelo, ao menos um desses parâmetros não se mostrar significativo, estimamos um modelo SAR, controlando autocorrelação global, e implementamos um teste LM (Anselin, 1988 e LeSage, 1999) para verificar se o erro dessa regressão ainda se apresenta espacialmente dependente.

O teste LM verifica a hipótese nula de que $\lambda_2 = 0$ em (4.2.12). Este teste toma a seguinte forma

$$\mathrm{LM} = \left(e'\mathbf{W_2}e/\sigma^2\right)^2\ \left[T_2 - (T_1)^2\ \mathrm{var}(\lambda_1)\right]^{-1} \sim \chi^2(1) \qquad (4.2.14)$$

onde e é o vetor de resíduos do modelo SAR, $T_1 = \mathrm{tr}[(\mathbf{W_2} \approx \mathbf{I}_t)(\mathbf{W_1} \approx \mathbf{I}_t)\mathbf{A}^{-1} + (\mathbf{W_2} \approx \mathbf{I}_t)'(\mathbf{W_1} \approx \mathbf{I}_t)\mathbf{A}^{-1}]$, $T_2 = \mathrm{tr}[(\mathbf{W_2} \approx \mathbf{I}_t)(\mathbf{W_2} \approx \mathbf{I}_t) + (\mathbf{W_2} \approx \mathbf{I}_t)'(\mathbf{W_2} \approx \mathbf{I}_t)]$, $\mathbf{A} = [\mathbf{I}_{nt} - \lambda_1(\mathbf{W_1} \approx \mathbf{I}_t)]$ e var (λ_1) é a variância do parâmetro λ_1 no modelo estimada por máxima verossimilhança.

Em caso de aceitação da hipótese nula, o modelo SAR é uma boa especificação para controle da dependência espacial. Caso contrário, o modelo SEM é o mais indicado.

4.3 Amostra

Isto posto, generalizando os modelos (4.1.11), ln $w^M* = \mathbf{X}\upsilon^M + \mathbf{WX}\delta^M + [(1 - \rho)/\rho] \ln L^M* + \xi^M$, (4.1.12), ln $w^H* = \mathbf{X}\upsilon^H + [(1 - \gamma)/\gamma] \ln L^H* + \xi^H$, e (4.1.13), $\ln w* = \mathbf{X}\upsilon + \mathbf{WX}\delta + \eta \ln L^M * + \xi$, como em (4.2.8), $y_{i,t} = \mathbf{Z}_{i,t}\beta + \mu_i + \zeta_{i,t}$, podemos estimá-los para verificar os retornos à escala da aglomeração urbana, considerando os fenômenos espaciais como discutido até aqui. Para tanto, baseamos nosso estudo fundamentalmente em dados extraídos dos censos demográficos, de responsabilidade do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística),[25] e referentes aos anos de 1980, 1991 e 2000, formando um painel cuja dimensão temporal tem tamanho igual a três.

Uma característica importante dessa base de dados, para efeitos do presente trabalho, é o fato de a mesma conter dados desagregados em nível de pessoas e domicílios para cada município. Dessa forma, a agregação dos dados pode ser obtida de forma consistente com o nosso modelo.

Os levantamentos censitários realizados pelo IBGE compreendem dois grupos. O grupo censitário, no qual é aplicado o questionário básico, abrange 100% da população residente, enquanto que o questionário amostral, contendo, além das perguntas que também constam do questionário básico, outras questões mais detalhadas sobre características do domicílio e das pessoas, tais como religião, migração, escolaridade, fecundidade, mão-de-obra e rendimento, e é aplicado para uma amostra selecionada a partir de estimativas para

[25] Salvo exceção para a variável "condições de saúde", como veremos, cuja construção foi baseada em dados da Fundação SEADE.

os municípios. Para o ano de 1980 esta amostra representou 25% da população residente do País. Já para o ano de 1991 e 2000 o questionário de amostra foi aplicado em 20% da população residente em cidades com população estimada até 15.000 habitantes e 10% da população para as demais cidades. Como a base é amostral, no processo de agregação dos dados deve-se levar em conta o peso de cada pessoa e de cada domicílio para o município agregado. Esses pesos são calculados a partir do procedimento de mínimos quadrados generalizados, conforme IBGE (2002).

Os dados podem ser agregados por município, microrregião, Estado ou macrorregião. Nossa definição de localidade considerou a menor unidade de desagregação espacial compatível com a natureza de nossos dados, de modo que temos por foco os municípios. Entretanto, como vários municípios foram criados no espaço de tempo entre os censos, desconsiderar tal fato poderia enviesar nossos resultados. Assim sendo, tomamos como base o ano de 1980 e consideramos a divisão territorial, à época, como base de nosso estudo. As informações para os municípios criados nesse período foram agregadas aos municípios que os originaram. No total, foram analisados os dados para 571 municípios do Estado de São Paulo.

Para incluir a dimensão espacial em nosso estudo computamos uma matriz de vizinhança a partir das distâncias geográficas entre os centróides dos municípios, com os dados disponíveis no IBGE.[26] Nenhuma distância máxima é assumida, mas os dados são linha-normalizados, de modo a torná-la uma matriz de pesos espaciais, como discutido acima. Esse procedimento permite-nos obter uma matriz de dimensão 571 × 571 -

---

[26] IBGE (s/d). Cidades e Vilas. Disponível em http://www2.ibge.gov.br/pub/Organizacao_do_Territorio/Cidades_e_Vilas/. Acessado em março de 2004.

associando pesos entre pares de municípios. Uma defasagem espacial é obtida pré-multiplicando um vetor de dados por essa matriz.

Uma generalização do modelo (4.2.8) é ainda testada incluindo, para cada município, um vetor de características defasadas espacialmente. Tal vetor é construído pré-multiplicando o vetor de características observáveis incluído em (4.2.8) pela matriz de pesos espaciais discutida acima. O modelo geral estimado é, portanto

$$w_{r,t}^{m}* = \mathbf{X}_{r,t}^{'}\beta + \mathbf{WX}_{r,t}\delta + \eta^{m}\ln L_{r,t}^{m} + \mu_{r} + \zeta_{r,t} \qquad (4.3.1)$$

onde m é um índice que varia de acordo com o modelo estimado, podendo representar o setor competitivo, o setor de serviços regulamentados ou a média do município; $w_{r,t}^{m}*$ é a variável a ser explicada do município r no instante t; $\mathbf{X}_{r,t}$ é um vetor $k \times 1$, de características observáveis, e $\mathbf{WX}_{r,t}$ é a r-ésima linha da matriz $\mathbf{WX}$ obtida da multiplicação de $\mathbf{W}$ por $\mathbf{X}$, onde $\mathbf{W}$ é uma matriz de pesos espaciais, de dimensão $n \times n$, e $\mathbf{X}$ é uma matriz $n \times k$ obtida do empilhamento de $\mathbf{X}_{r,t}^{'}$, linha a linha, para as n observações. O vetor $k \times 1$ $\mathbf{WX}_{r,t}$ é a defasagem espacial do vetor $\mathbf{X}_{r,t}^{'}$. $L_{r,t}^{m}*$ é o total de trabalhadores no setor m; β e δ são vetores $k \times 1$ de parâmetros a serem estimados. η^{m} é o parâmetro de retornos à escala que se deseja estimar. Para setores competitivos, η^{m} é positivo, enquanto que para os setores de serviços regulamentados, η^{m} é negativo. Para a média do município, η^{m} dependerá da composição desses setores no produto total. μ_i é um efeito específico a cada localidade. Por fim, $\zeta_{i,t}$ é um erro que pode ser modelado para incorporar dependência espacial, como discutido acima.

Para analisar os setores que apresentam retornos, crescentes ou não, à escala, dividimos a força de trabalho de cada município em onze setores, como definidos no

Quadro 4.1. Dessa forma, promovemos mais uma generalização do modelo discutido no capítulo 3, considerando para o trabalho empírico onze setores, mais o salário médio do município. As atividades econômicas foram agrupadas em setores seguindo a classificação padrão mais agregada adotada pelo IBGE.

Quadro 1: Setores econômicos

Atividades agropecuárias, de extração vegetal e pesca
Indústria de transformação
Indústria da construção civil
Outras atividades industriais (extração mineral e serviços industriais de utilidade pública)
Comércio de mercadorias
Transporte e comunicação
Serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica (técnico-profissionais e auxiliares das atividades econômicas)
Prestação de serviços (alojamento e alimentação, reparação e conservação, pessoais, domiciliares e diversões)
Social (comunitárias, médicas, odontológicas e ensino)
Administração Pública (Administração Pública, Defesa Nacional e Segurança Pública).
Outras atividades (instituições de crédito, seguros e capitalização, comércio e administração de imóveis e valores mobiliários, organizações internacionais e representações estrangeiras, atividades não compreendidas nos demais ramos e atividades mal definidas ou não declaradas)

Esses municípios, a depender do efeito escala estimado, podem ser classificados em setor com retornos crescentes à escala, caso o coeficiente estimado seja positivo; setor com retorno decrescente à escala, caso ele seja negativo; setor com retorno constante, caso seja zero ou não significante.

4.4 Variáveis utilizadas

4.4.1 Variáveis dependentes

<u>a) Salário médio do município e da cidade média</u>

O salário-hora nominal médio para um município foi calculado utilizando a informação de rendimento do trabalho principal e horas trabalhadas semanais no trabalho principal (convertidas para horas mensais). Foi calculada a média geométrica do salário do município, utilizando os pesos reportados pelo IBGE para a expansão da amostra. Deste modo, a informação de salário utilizada nesse trabalho foi calculada da seguinte forma

$$\ln w(r) = \frac{1}{\sum_{a=1}^{l(r)} \omega_a} \sum_{a=1}^{l(r)} \omega_a \ln \frac{W_a}{h_a}$$

onde W é o salário do trabalho principal de um a indivíduo na amostra censitária do município r, h são suas horas mensais de trabalho, ω é o peso desse indivíduo para a expansão da amostra e $l(r)$ é o total de indivíduos da amostra na localidade r.

O salário para a "cidade média" é obtido a partir da média geométrica do salário médio de cada localidade r, ou seja

$$\ln w = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^{R} \ln w(r)$$

onde R é o total de municípios na amostra. Por fim, o desvio de cada localidade em relação à "cidade média" é obtido fazendo

$$\ln w*(r) = \ln w(r) - \ln w$$

b) Salário médio do setor no município e na cidade média

De forma semelhante à anterior, o salário-hora nominal médio para um determinado setor de um município é calculado utilizando a informação de rendimento do trabalho principal e horas trabalhadas semanais no trabalho principal (convertidas para horas mensais), dos trabalhadores desse setor. Ou seja

$$\ln w^m(r) = \frac{1}{\sum_{a=1}^{l^m(r)} \omega_a^m} \sum_{a=1}^{l^m(r)} \omega_a^m \ln \frac{W_a^m}{h_a^m}$$

onde W^m é o salário do trabalho principal de um a indivíduo na amostra censitária do município r, empregado no setor m, h^m são suas horas mensais de trabalho, ω^m é o peso desse indivíduo para a expansão da amostra e $l^m(r)$ é o total de indivíduos da amostra na localidade r, empregados no setor m.

O salário do setor m para a "cidade média" é obtido a partir da média geométrica do salário médio do setor m em cada localidade r, ou seja

$$\ln w^m = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^{R} \ln w^m(r)$$

onde R é o total de municípios na amostra. Por fim, o desvio de cada localidade em relação à "cidade média" é obtido como na expressão abaixo

$$\ln w^m * (r) = \ln w^m(r) - \ln w^m$$

4.4.2 Estoque de trabalhadores

A informação de trabalhadores total em cada localidade é obtida também da amostra censitária. Para os objetivos desse trabalho foram considerados trabalhadores todos aqueles que declararam ao Censo possuir rendimento de ao menos uma fonte de trabalho. Utilizamos o peso desse indivíduo na amostra para calcular o total de trabalhadores do município.

De forma semelhante, para cada setor considerado levamos em conta a informação do setor de trabalho declarada pelo indivíduo cuja renda do trabalho era não nula. O total de trabalhadores para o setor foi também obtido a partir do peso de cada indivíduo na população total.

Finalmente, para a cidade média, o total de trabalhadores e total de trabalhadores por setor é obtido a partir da média geométrica de cada uma dessas variáveis.

4.4.3 Variáveis de controle

Para compor o vetor de características observáveis de cada localidade consideramos as variáveis Índice de Infra-estrutura, Índice de Potencial de Consumo, Índice de Condições de Saúde e Índice de Educação.

De uma forma geral, essas variáveis são consideradas variáveis de controle cujo efeito sobre os salários de cada localidade não são objeto desse estudo. Sua inclusão visa reduzir o viés de variável relevante omitida. Elas captam o ambiente socioeconômico de cada localidade em cada instante de tempo da forma como podemos observá-lo.

Os três primeiros índices buscam controlar os efeitos da qualidade do custo de vida local não observável refletido nessas variáveis. O índice de infra-estrutura capta as condições estruturais de uma localidade no que tange aos serviços públicos oferecidos e sua universalidade, e podem ter um impacto na remuneração cobrada pelo trabalhador na medida em que representam amenidades urbanas. Já o índice de potencial de consumo pode captar o efeito demonstração para os migrantes em potencial, os ganhos da renda não-trabalho de uma dada localidade e a facilidade de acesso aos bens de consumo duráveis. O índice de saúde controla as condições gerais de saúde da população local - que se supõe relacionada ao custo de vida local. Já o índice de educação busca controlar o efeito sobre o salário devido apenas ao fato de a população local apresentar um maior estoque de capital humano.

A seguir, discutimos a construção de cada uma dessas variáveis.

a) Infra-estrutura

A tabela 4.1 reporta os pesos apurados para o índice de infra-estrutura a partir do Método de Componentes Principais. O Índice de Infra-estrutura foi calculado utilizando-se de cinco indicadores comuns a todos os anos, a saber: porcentual de domicílios com acesso à rede de água, porcentual de domicílios com água canalizada em pelo menos um cômodo, porcentual de domicílios com acesso à rede de esgoto, porcentual de domicílios com acesso à rede de energia elétrica, taxa de urbanização. Os pesos apurados para os bancos de dados individuais de cada censo encontram-se nas colunas respectivas a cada ano censitário. A coluna média reporta a média aritmética das colunas anteriores. Na última coluna da tabela, os pesos foram apurados juntando-se os bancos de dados dos três anos anteriores. Nosso objetivo é analisar como cada variável selecionada influi no Índice de Infra-Estrutura a cada ano, bem como sua variação ao longo do tempo, e compará-la ao resultado da última coluna.

Na tabela, podemos perceber uma tendência de queda na participação da variável rede de água na composição do Índice de Infra-Estrutura entre os anos considerados. De 1980 a 2000, sua participação cai para aproximadamente 0,3 pontos porcentuais. Quando tomamos o modelo geral, nota-se, no entanto, que o peso apurado está muito mais próximo do peso do para o ano 2000 do que para o ano inicial. Contudo, essa variável é a que apresenta a maior estabilidade quando comparamos o peso médio com aquele apurado considerando a variância total. A diferença é de 0,11 pontos porcentuais.

Tabela 4.1: Índice de Infra-estrutura: pesos calculados pelo método de componentes principais

Variáveis	Pesos				
	1980[a]	**1991**[b]	**2000**[c]	**Média**	**Geral**[d]
rede de água	21.70	21.60	21.42	21.58	21.47
água canalizada	21.19	20.16	19.34	20.23	20.72
rede esgoto	19.39	18.30	19.60	19.10	19.38
energia	18.75	18.95	18.77	18.82	19.43
taxa de urbanização	18.91	20.92	20.87	20.23	19.01

[a] Para 1980, a primeira componente responde por 78,13% da variância total.
[b] Para 1991, a primeira componente responde por 68,53% da variância total.
[c] Para 2000, a primeira componente responde por 67,91% da variância total.
[d] Para os cálculos juntando todos os bancos de dados, a primeira componente responde por 80,01% da variância total.

Todas as demais variáveis apresentam grande oscilação em seus pesos entre os anos. A maior delas é a variação da taxa de urbanização entre os anos de 1980 e 1991, quando o peso para essa variável sobe pouco mais de 2,0 pontos porcentuais. Quando comparamos os pesos médios com o geral, essa variável também é a que tem a maior diferença entre ambos: cerca de 1,2 pontos porcentuais.

Vale registrar, no entanto, que mesmo sendo essa a maior diferença apurada, não se trata de uma diferença considerável, de modo que, tomando o modelo geral, percebe-se que todas as variáveis têm pesos próximos, variando no intervalo de 19% a 21,5%.

b) Consumo

O Índice de consumo foi apurado de forma similar ao índice de infra-estrutura, ou seja, a partir do método de componentes principais e com a mesma estrutura temporal. As variáveis utilizadas para a composição desse indicador foram: porcentual de domicílios com ao menos um aparelho de rádio, porcentual de domicílios com ao menos uma geladeira elétrica, porcentual de domicílios com ao menos uma linha telefônica, porcentual de domicílio com ao menos um aparelho televisor, preto e branco ou colorido e porcentual de domicílios com ao menos um automóvel de uso particular.

Tabela 4.2: Índice de Consumo: pesos calculados pelo método de componentes principais

Variáveis	**Pesos**				
	1980[a]	**1991**[b]	**2000**[c]	**Média**	**Geral**[d]
% domicílios com rádio	15.34	20.53	19.60	18.49	18.80
% domicílios com geladeira	22.54	21.07	20.60	21.40	21.16
% domicílios com telefone	19.27	17.53	18.00	18.27	19.11
% domicílios com televisor	22.08	21.02	22.22	21.77	20.79
% domicílios com automóvel	20.19	19.88	19.57	19.88	20.28

[a] Para 1980, a primeira componente responde por 68,63% da variância total.
[b] Para 1991, a primeira componente responde por 68,18% da variância total.
[c] Para 2000, a primeira componente responde por 68,64% da variância total.
[d] Para os cálculos juntando todos os bancos de dados, a primeira componente responde por 79,57% da variância total.

Na tabela 4.2 podemos perceber que a variável cujo peso sofre menos variações de os anos é o porcentual de domicílios com automóveis, que varia no intervalo de 19,57% a 20,19%. Todas as demais variáveis apresentam variações maiores. Merece destaque o porcentual de domicílios com rádio, que varia 5,2 pontos porcentuais entre os anos de 1980 e 1991. Quando comparamos os pesos médios com o geral, a variável porcentual de domicílios com aparelho de televisão é o que apresenta a maior diferença: quase 1,0 ponto porcentual. E a menor diferença é para o porcentual de domicílios com geladeira: variação de pouco mais de 0,2 pontos porcentuais.

Novamente, essas diferenças não apresentam magnitudes consideráveis, de modo que, tomando o modelo geral, percebe-se que todas as variáveis têm pesos próximos, variando no intervalo de 18,8% a 21,2%.

c) Condições de Saúde

Para sintetizar as condições de saúde dos municípios, utilizaremos neste trabalho a taxa de mortalidade infantil. Uma estimativa para esse indicador é disponibilizada anualmente pela Fundação SEADE para quase todos os municípios do Estado. A escolha de apenas um indicador para essa variável, ao contrário das duas anteriores, foi uma restrição imposta pela indisponibilidade de dados para o período considerado e para todos os municípios analisados.

Afora esse problema com a variável, ainda detectamos outros dois. Primeiro, a série de dados disponível para a taxa de mortalidade infantil para os municípios paulistas encontra-se truncada para vários municípios. Outro problema se deve ao fato de que para muitos municípios, em especial os municípios muito pequenos, esse indicador apresenta uma variação muito grande, uma vez que a morte de uma criança em um município com taxa de natalidade muito pequena, em um determinado ano, implica em uma taxa de mortalidade elevada. Portanto, a opção de trabalharmos com os dados disponíveis para os anos censitários se mostrou falha, por implicar perda de muita informação e, além disso, especificamente em um ano censitário, pelo fato de o indicador poder estar enviesado pela ocorrência de algum fenômeno totalmente idiossincrático, não tendo nenhuma relação com o objetivo para o qual escolhemos tal indicador.

A solução encontrada foi trabalhar com dados médios calculados a partir da série disponível. Como os dados disponíveis para esse indicador na fundação SEADE referem-se ao período 1980-2002, arbitrariamente escolhemos como informação-base, para o ano de 1980, a média do período 1980-1985, para o ano de 1991, a média do período 1986-1995, e para o ano de 2000, a média do período 1996-2002.

d) Educação

Uma variável que busque medir a importância da educação em um determinado município se justifica como medida para o que entendemos por capital humano, conhecimento técnico ou especializado etc. Esses conceitos são importantes, uma vez que várias teorias têm chamado a atenção para as questões associadas aos ganhos de renda e educação em nível pessoal, e para o conhecimento técnico e o crescimento econômico em nível agregado.

Para a qualidade de vida, uma melhor formação técnica da população local terá impacto positivo sobre a produtividade, uma vez que aumenta tanto a renda local quanto o nível de qualidade de vida coletivo. Pode-se conjecturar acerca da existência de externalidades positivas advindas do fato de o conjunto da população ser mais educado. Tais externalidades poderiam se dar, por exemplo, por amenidades locais – uma melhor vizinhança, menores problemas no trânsito, menos criminalidade etc.

Como medida para educação, optamos pelos anos de estudos médios do conjunto de seus moradores. Como toda medida de tendência central, também essa apresenta a dificuldade de captar o que ocorre com as pontas da distribuição. Duas cidades com o mesmo número de anos médios de estudos podem apresentar quantidades diferentes de indivíduos mais ou menos educados, podendo uma ser mais homogênea na distribuição da educação entre seus habitantes do que a outra.

Embora tal problema não seja de se desprezar, o que se observa empiricamente é que a heterogeneidade na distribuição dos anos de estudos guarda estreita relação com o tamanho do município. Municípios maiores tendem a ser mais heterogêneos na composição de sua população – não apenas, mas inclusive, no que se refere aos anos de estudos – que os municípios menores, e o que se busca captar com essa medida é a importância relativa da educação formal no município.

4.5 Estratégias de estimação

Como discutido anteriormente, os modelos em painel assumem, em geral, que os efeitos específicos podem ser de duas naturezas. Esses efeitos podem ser estimados considerando-os fixos ao longo do tempo ou podem ser considerados como sendo aleatórios. A estimação por efeito fixo é feita a partir de um modelo com variáveis *dummies* para cada localidade, considerando a variação entre localidades no mesmo instante de tempo como espúria. Já o modelo de efeitos aleatórios pondera tanto a variação no tempo para a mesma localidade como a variação entre localidades no mesmo instante de tempo.

Tendo em vista que estamos lidando com as mesmas localidades ao longo do tempo, o que implica que nosso painel não é desbalanceado, e tendo em vista a forma como construímos nossas observações,[27] o modelo de efeito fixo nos parece o mais adequado.

Nossa estratégia de estimação é, inicialmente, testar um modelo mais restrito, regredindo a variável dependente contra a variável que mede o estoque de trabalhador, por setor e para média, utilizando um painel com efeitos fixos. Os resultados deste teste são considerados como uma primeira aproximação para a identificação dos retornos crescentes nos setores e para a média do município. Os erros dessas regressões são avaliados pelo teste *I* de Moran para autocorrelação dos resíduos. Em seguida, incluímos as variáveis de controle em nível, refazendo os testes e analisando novamente seus resíduos. Finalmente, consideramos um modelo mais geral, incluindo as variáveis defasadas espacialmente e analisamos a autocorrelação dos seus resíduos.

Para os setores que continuaram apresentando erros espacialmente relacionados, implementamos um teste do tipo SAC e analisamos a significância dos coeficientes espaciais auto-regressivos, tanto para a variável dependente quanto para o erro. Para aqueles modelos em que pelo menos um desses coeficientes não tenha sido estatisticamente diferente de zero, implementamos um modelo do tipo SAR,[28] controlando a autocorrelação global.

Nesse modelo, não apenas o coeficiente auto-regressivo da variável dependente é levado em conta, mas também o teste LM para erro espacialmente dependente, como descrito acima - isto, para verificarmos se ainda persiste nos erros algum componente

---

[27] Ver seção 4.1.1 e construção das variáveis acima.

[28] Essa é a estratégia sugerida por LeSage (1999).

espacial não explicado. Caso isso não se verifique, ou seja, caso aceitemos a hipótese nula de não existência de dependência espacial a 5%, o modelo SAR é uma boa especificação para o controle da defasagem espacial. Em caso negativo, procedemos a um teste do tipo SEM, controlando a autocorrelação local. No próximo capítulo, reportamos os resultados obtidos para os modelos estimados.

5 RESULTADOS

5.1 Testes iniciais

Nesse primeiro modelo, realizamos um teste da variável dependente - desvios dos salários nominais médios municipais em relação à média dos municípios em cada período - contra a variável independente que mede a aglomeração de pessoas em cada setor do município e no município como um todo (desvios do número de trabalhador de cada município, em cada setor, em relação ao estoque médio do setor no estado, em cada período). Esse modelo equivale a um simples teste de dados de painel controlando o efeito fixo de cada município. Os resultados são reportados na tabela 5.1.

Como era de se esperar, os termos constantes não se apresentaram significativos a 10%, e quando isto aconteceu, o parâmetro estimado foi praticamente zero. Este resultado se deveu à forma como nossas variáveis foram construídas, ou seja, como desvios em relação à média. Isto ocorreu para todos os testes realizados, razão pela qual a estimativa não é aqui reportada.

As estimativas do parâmetro associado ao estoque de trabalhadores sugerem a existência de retornos crescentes para os setores da indústria, construção civil, outras indústrias, transporte e comunicação, serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica, social e outras atividades. Já os setores agropecuário, prestação de serviços e administração pública apresentaram retornos decrescentes à escala. A estimativa do parâmetro para o setor de comércio não se apresentou significativa, o que sugere que o setor apresenta retornos constantes à escala. Todos esses parâmetros são significativos a 1%.

Os setores com os maiores retornos à escala são os relativos às outras atividades (0,74) e serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica (0,52), sugerindo a existência de uma menor elasticidade de substituição entre as diferentes variedades produzidas por esse setor - que poderia resultar, dentre outros fatores, em uma maior especificidade dessas variedades às demandas dos agentes. Já os setores com retornos decrescentes à escala foram os de prestação de serviços e administração pública, refletindo a estrutura tecnológica dos setores e a natureza dos serviços prestados.

Como é comum em modelos de envolvendo dados de *cross-section,* o R-quadrado dos modelos é relativamente baixo, não ultrapassando 0,5. Entretanto, a estatística F para o modelo não permite aceitar a hipótese nula de que este não é significativo. Apenas para o setor de comércio isto não se verifica. O teste para verificar a inexistência de efeito fixo em todas as unidades territoriais aceita esta hipótese apenas para o setor das outras indústrias. Já o teste I de Moran identifica dependência espacial a 10% de significância para as outras indústrias, transporte e comunicações, serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica, social, agropecuária, comércio, prestação de serviços e administração pública.

Realizamos o mesmo teste com os dados médios para os municípios e verificamos o predomínio de um efeito escala negativo - o que poderia ser explicado pela maior presença de setores com retornos decrescentes à escala em relação aos demais setores. Este modelo apresenta ajustes melhores (melhores R quadrados), e os testes F’s sugerem a existência do modelo e a adequação do controle do efeito fixo. O teste I de Moran, por sua vez, indica a presença de dependência espacial nos resíduos dessa regressão.

Tabela 5.1: Efeito escala - dados em painel com efeito fixo

método	efeito fixo											
var. dependente	desvio do salário médio do setor em relação ao salário médio do setor da "cidade média"											
setor	indústria	const.civ.	out. ind.	trns.com.	serv. tec.	social	out. ativ.	agro-pec.	comércio	prst. serv.	adm. pub.	sal. méd.
num. trab. Setor	0.2008	0.0894	0.1725	0.3220	0.5180	0.2856	0.7369	-0.0838	ns	-0.1286	-0.1074	-0.0777
estat-t	9.91	4.87	4.94	10.16	11.97	10.39	18.71	-3.54		-6.06	-5.98	-4.45
R-quadrado												
within	0.0792	0.0204	0.0209	0.0829	0.116	0.0864	0.2347	0.0109	0.0001	0.0312	0.0304	0.0171
between	0.4026	0.2751	0.2163	0.2213	0.3313	0.1489	0.2170	0.0271	0.1517	0.2320	0.4355	0.5256
overall	0.2603	0.1634	0.011	0.1329	0.1913	0.0787	0.1529	0.0110	0.0654	0.1084	0.2367	0.4378
estat-F regressão	98.17	23.71	24.38	103.14	143.36	107.93	349.94	12.55	0.07	36.69	35.77	19.82
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0004	0.7859	0.0000	0.0000	0.0000
estat-F ef. fixo[1]	1.77	1.91	0.90	1.65	1.31	1.31	1.91	3.03	1.34	2.11	2.15	5.86
Prob > F	0.0000	0.0000	0.9224	0.0000	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
I de Moran	-0.0017	0.0026	0.0378	0.0072	0.0287	0.0109	0.0020	0.0749	0.0116	0.0400	0.0052	0.0606
Prob > I	0.3141	0.2268	0.0000	0.0048	0.0000	0.0000	0.2866	0.0000	0.0000	0.0000	0.0408	0.0000

[1] Teste que o efeito fixo para todos os municípios é igual a zero.
ns: não-significativo.

5.2 Testes incluindo controles

Incluímos as variáveis de controle citadas no capítulo anterior e que podem afetar os resultados de nosso teste inicial. Refizemos as estimativas considerando, portanto, as variáveis índice de infra-estrutura, índice de consumo, índice de saúde e índice de anos de estudos. O modelo estimado consistiu, então, de um teste de dados em painel com controle para o efeito fixo individual e inclusão de variáveis de controle. Os resultados encontram-se na tabela 5.2.

Também nesse modelo os termos constantes não se apresentaram significativos a 10%, e quando isto aconteceu, o parâmetro estimado foi praticamente zero. Este resultado também era esperado no caso em questão, e se deve à forma como nossas variáveis foram construídas, isto é, como desvios em relação à média. Isso se deu para todos os testes realizados envolvendo esse modelo, razão pela qual a estimativa não é aqui reportada.

Também neste teste as estimativas do parâmetro associado ao estoque de trabalhadores sugere a existência de retornos crescentes para os setores da indústria, construção civil, outras indústrias, transporte e comunicação, serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica, social e outras atividades. Já os setores agropecuário, prestação de serviços e administração pública apresentaram retornos decrescentes à escala. A estimativa do parâmetro para o setor de comércio não se apresentou significativa, o que sugere que o setor apresenta retornos constantes à escala. Todos esses parâmetros são significativos a 1%. As variações nas magnitudes das estimativas dos parâmetros do modelo anterior para este não são expressivas, merecendo destaque as estimativas relativas aos setores agropecuário (variação de 15,9%), construção civil (variação de 12,5%) e outras indústrias (variação de 11,9%). A ordenação dos setores com maiores e menores retornos à escala permaneceram inalterados.

Os coeficientes estimados para as variáveis de controle, para a maior parte dos modelos, apresentam os sinais esperados, quando são significativos. As estimativas são estimadas e consideradas tomando o nível de 1% de significância, quando não expresso em contrário. O sinal negativo para os índices de infra-estrutura e de consumo se associa às amenidades existentes nos municípios com maiores indicadores em cada uma dessas áreas, reduzindo os custos pecuniários ou não de se residir em tais municípios e, portanto, reduzindo o preço exigido pelo trabalhador na oferta de trabalho, com apenas duas exceções: os setores outras indústrias e serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica (impacto positivo do índice de infra-estrutura) e prestação de serviços (índice de consumo). Provavelmente o resultado está associado às relações específicas dos setores com o índice de infra-estrutura: a maior disponibilidade pode gerar uma maior demanda por profissionais desses setores e, portanto, uma maior remuneração, em média, para seus trabalhadores.

Como o índice de saúde é maior para municípios que têm maior mortalidade infantil, o sinal do coeficiente desta variável sinaliza para o efeito negativo que condições de saúde menos favoráveis têm sobre a produtividade e, portanto, sobre a remuneração média dos setores. Por outro lado, setores como social e administração pública, que contêm trabalhadores das áreas de saúde, por serem mais demandados, em condições adversas são melhores remunerados. O resultado para o setor de comércio sugere que em municípios com piores condições de saúde os custos de contratação de trabalhadores para este setor são majorados.

Tabela 5.2: Efeito escala - dados em painel com efeito fixo e variáveis de controle

método	efeito fixo com controles											
var. dependente	desvio do salário médio do setor em relação ao salário médio do setor da "cidade média"											
Setor	indústria	const.civ.	out. ind.	trns.com.	serv. tec.	social	out. ativ.	agro-pec.	comércio	prst. serv.	adm. pub.	sal. méd.
num. trab. setor	0.2114	0.1006	0.1930	0.3149	0.5357	0.2898	0.7358	-0.0705	ns	-0.1255	-0.1055	-0.0566
estat-t	9.40	5.43	5.53	9.93	12.34	10.76	18.76	-3.01		-5.88	-5.72	-3.40
controles												
ind. De infra-estr.	ns	-0.2372	2.5375	ns	1.5945	-0.4116	-1.4404	-0.2305	-0.4611	-0.2703	-0.2172	-0.3675
estat-t		-1.91***	5.33		3.26	-2.39*	-3.82	-1.72***	-2.37*	-1.89***	-2.05**	-6.98
Índice de consumo	ns	ns	ns	ns	ns	-1.9638	ns	ns	ns	.6914.	ns	0.1950
estat-t						-5.54				2.36*		1.82***
Índice de saúde	ns	ns	-0.9824	ns	-0.8947	0.3269	ns	ns	0.9684	ns	0.1951	ns
estat-t			-2.41*		-2.13**	2.21**			5.73		2.21**	
anos de estudos	0.1452	0.1966	ns	0.1959	ns	0.1356	0.2424	0.2947	0.1137	0.0841	0.1735	0.1757
estat-t	2.09**	5.11		2.32*		2.49*	2.04**	6.99	1.85***	1.87***	5.36	10.69
R-quadrado												
within	0.0843	0.0513	0.0516	0.0920	0.1271	0.1424	0.2527	0.0547	0.0437	0.0408	0.0615	0.1410
between	0.3953	0.2186	0.1600	0.2214	0.3280	0.1527	0.2097	0.1768	0.0375	0.1641	0.1152	0.0566
overall	0.2557	0.1403	0.0841	0.1315	0.1923	0.0980	0.1565	0.1277	0.0000	0.0665	0.0373	0.0224
estat-F regressão	20.93	12.3	12.38	23.03	33.12	37.77	76.88	13.15	10.40	9.67	14.91	37.32
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
estat-F ef. fixo[1]	1.73	1.91	0.98	1.61	1.32	1.38	1.90	2.15	1.40	1.91	1.95	5.91
Prob > F	0.0000	0.0000	0.6115	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
I de Moran	-0.0033	0.0022	0.0227	0.0031	0.0181	0.0050	0.0020	0.0606	0.0116	0.0428	0.0044	0.0467
Prob > I	0.1771	0.2373	0.0000	0.1488	0.0000	0.0370	0.2544	0.0000	0.0000	0.0000	0.0585	0.0000

[1] Teste que o efeito fixo para todos os municípios é igual a zero.
ns: não-significativo.
* significativo a 2%.
** significativo a 5%.
*** significativo a 10%.

Já os resultados para o índice de anos de estudos estão em conformidade com o esperado pela teoria, sinalizando que municípios com maiores anos de estudos têm, em média, maiores salários para os principais setores da economia. Apenas para os setores da indústria, outras indústrias, transporte e comunicação, serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica e outras atividades a estimativa não foi significante a 10%.

A inclusão de mais variáveis, como esperado, representou uma ligeira melhora no R-quadrado, e as estatísticas F's para todos os modelos não permitem aceitar a hipótese nula de que os modelos não são significativos. O teste para verificar a inexistência de efeito fixo para todos os indivíduos aceita novamente esta hipótese apenas para o setor das outras indústrias. O teste I de Moran identifica dependência espacial a 10% de significância, agora para as outras indústrias, serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica, social, agropecuária, comércio, prestação de serviços e administração pública.

Para os dados médios dos municípios, o resultado qualitativo permanece, mas com uma redução de quase 27,2 na magnitude do parâmetro (valor em módulo) - o que sugere que as variáveis incluídas são representativas para explicar o fenômeno. O resultado para o índice de infra-estrutura capta os efeitos das amenidades urbanas sobre os salários, como apontado acima. Por outro lado, o sinal para o índice de consumo no agregado indica um impacto positivo do efeito demonstração para os migrantes em potencial, aumentando os salários médios na proporção direta em que aumenta o estoque de bens de consumo do município. O índice de saúde não se mostrou significativo, enquanto que o coeficiente positivo do índice de anos de estudos tem explicação similar ao visto anteriormente.

Esse modelo não apresenta ajustes tão bons (R-quadrados), mas os testes F's sugerem a existência do modelo e a adequação do controle do efeito fixo. Já o teste I de Moran indica a presença de dependência espacial nos resíduos dessa regressão.

5.3 Testes com defasagem espacial nas variáveis de controle

O próximo teste incluiu também as variáveis de controle defasadas espacialmente, na tentativa de controlar o padrão espacial associado às mesmas. As estimativas foram refeitas para cada um dos setores, considerando agora, também, as variáveis índice de infra-estrutura, índice de consumo, índice de saúde e índice de anos de estudos, todas defasadas espacialmente, por meio da pré-multiplicação dessas variáveis por uma matriz de pesos espaciais linha padronizados, como discutido anteriormente. O modelo estimado consistiu, então, de um teste de dados em painel com controle para o efeito fixo individual e inclusão de variáveis de controle e variáveis de controle defasadas espacialmente. Reportamos os resultados na tabela 5.3.

Como nos modelos anteriores, os termos constantes não se apresentaram significativos a 10%, e quando isso aconteceu, o parâmetro estimado foi praticamente zero. A forma como nossas variáveis foram construídas explicam tais resultados.

As estimativas do parâmetro associado ao estoque de trabalhadores sugerem, também agora, a existência de retornos crescentes para os setores da indústria, construção civil, outras indústrias, transporte e comunicação, serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica, social e outras atividades. Novamente os setores agropecuário, prestação de serviços e administração pública apresentaram retornos decrescentes à escala, enquanto que a estimativa do parâmetro para o setor de comércio não se apresentou significativa, o que sugere que o mesmo apresenta retornos constantes à escala. Todos estes parâmetros são significativos a 1%. As variações nas magnitudes das estimativas dos parâmetros do modelo anterior em relação a este não são tão expressivas, porém vale destacar as mudanças nas estimativas relativas aos setores agropecuário (variação de

62,2%), outras indústrias (variação de 16%) e prestação de serviços (variação de 15,5%). No entanto, os setores com maiores e menores retornos à escala permaneceram inalterados.

Com relação aos controles, ocorrem significativas mudanças, com muitas variáveis em nível perdendo poder explicativo, ao passo que as variáveis defasadas espacialmente passam a ter poder explicativo, sinalizando a importância do efeito vizinhança na explicação do salário do município. Os resultados que merecem destaque referem-se ao efeito positivo relacionado ao índice de infra-estrutura defasado espacialmente que, ao contrário da variável em nível, afeta positivamente o salário; o coeficiente negativo do índice de consumo defasado espacialmente, diferindo significativamente da mesma variável em nível; e o índice de anos de estudos que, defasado espacialmente, tem o mesmo sinal da variável em nível.

Nota-se uma melhora significativa no ajustamento dos modelos (R-quadrados), e todas as estatísticas F's para os modelos não permitem aceitar a hipótese nula de que os modelos não são significativos. O teste para verificar a inexistência de efeito fixo em todas as unidades territoriais só é novamente aceito para o setor das outras indústrias. O teste I de Moran identifica dependência espacial a 10% de significância, agora para o setor da industria, outras indústrias, serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica, social, agropecuária, comércio, prestação de serviços e administração pública.

Considerando os dados médios dos municípios, o resultado qualitativo permanece. Contudo, com a estimativa do parâmetro de retorno à escala, volta a subir, em módulo, apresentando uma variação de 28,2%. As variáveis de controle conservam seus sinais, entretanto, com significativa variação nas magnitudes dos coeficientes estimados, salvo para a variável anos de estudos, que se apresenta estável. O coeficiente da variável índice de consumo é significativo e negativo, sugerindo que as amenidades dos municípios vizinhos podem impactar negativamente o salário médio.

Tabela 5.3: Efeito escala - dados em painel com efeito fixo, variáveis de controle e controles defasados espacialmente

método	efeito fixo com controles e controles defasados espacialmente											
var. dependente	desvio do salário médio do setor em relação ao salário médio do setor da "cidade média"											
setor	indústria	const.civ.	out. ind.	trns.com.	serv. tec.	social	out. ativ.	agro-pec.	comércio	prst. serv.	adm. pub.	sal. méd.
num. trab. setor	0.2182	0.1080	0.2240	0.3292	0.5710	0.3008	0.7575	-0.1144	ns	-0.1061	-0.1067	-0.0726
estat-t	9.63	5.76	6.41	10.23	12.96	10.70	18.96	-4.91		-4.87	-5.74	-4.11
Controles												
ind. de infra-estr.	ns	-0.4653	1.3886	ns	ns	-0.7280	-2.5725	ns	-0.8072	-0.6013	ns	-0.2321
estat-t		-2.71	2.15**			-2.99	-4.91		-2.95	-3.02		-3.06
índice de consumo	ns	ns	ns	ns	ns	-1.8457	ns	ns	ns	1.1771	ns	0.2824
estat-t						-4.74				3.69		2.41*
índice de saúde	ns	ns	ns	ns	ns	0.3393	ns	-0.3460	1.1699	ns	0.2413	ns
estat-t						2.08**		-2.83	6.34		2.47*	
anos de estudos	ns	0.1981	ns	ns	ns	0.1009	ns	0.1863	0.1119	0.0997	0.1849	0.1807
estat-t		4.73				1.70***		4.19	1.68***	2.05**	5.23	10.15
controles defasados espacialmente												
ind. de infra-estr.	ns	ns	8.0281	ns	8.1558	ns	4.3558	ns	ns	2.1075	ns	ns
estat-t			2.88		2.80		1.95**			2.48*		
índice de consumo	ns	ns	-33.112	ns	-20.715	ns	ns	-6.2640	-6.0382	-7.8457	ns	-2.2700
estat-t			-4.28		-2.59			-2.95	-1.89***	-3.36		-2.66
índice de saúde	ns	ns	-7.6783	ns	ns	ns	ns	5.0872	-2.4853	-1.8715	ns	ns
estat-t			-2.15**					5.17	-1.68***	-1.74***		
anos de estudos	1.0768	ns	ns	ns	ns	ns	1.9840	1.2346	ns	ns	ns	ns
estat-t	1.89***						2.01**	3.64				
R-quadrado												
within	0.0911	0.0581	0.0783	0.0993	0.1437	0.1455	0.2613	0.1226	0.0529	0.0605	0.0629	0.1537
between	0.4281	0.1833	0.1331	0.2380	0.3270	0.1586	0.2121	0.1270	0.0287	0.2301	0.1124	0.1772
overall	0.2775	0.1215	0.0858	0.1421	0.1986	0.1014	0.1596	0.1201	0.0000	0.0864	0.0365	0.1053
estat-F regressão	12.63	7.77	10.70	13.87	21.13	21.44	44.52	17.58	7.03	8.11	8.45	22.85
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
estat-F ef. fixo[1]	1.57	1.57	1.01	1.58	1.31	1.35	1.89	2.08	1.28	1.66	1.78	4.24
Prob > F	0.0000	0.0000	0.4304	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0003	0.0000	0.0000	0.0000
I de Moran	-0.0056	-0.0013	0.0077	0.0077	0.0085	0.0044	0.0000	0.0330	0.0056	0.0287	0.0039	0.0371
Prob > I	0.0504	0.3931	0.0000	0.1477	0.0000	0.0300	0.3698	0.0000	0.0082	0.0000	0.0460	0.0000

[1] Teste que o efeito fixo para todos os municípios é igual a zero.
ns: não-significativo.
* significativo a 2%.
** significativo a 5%.
*** significativo a 10%.

Neste modelo verifica-se uma melhora no ajuste (R-quadrados), enquanto que os testes F's sugerem a existência do modelo e a adequação do controle do efeito fixo. Já o teste I de Moran indica a presença de dependência espacial nos resíduos desta regressão.

5.4 Controle espacial SAC

Tomando o nível de significância de 5% para o teste *I* de Moran, constatamos que os setores da indústria, outras indústrias, serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica, social, agro-pecuária, comércio, administração pública e os dados médios apresentam correlação espacial nos resíduos. Seguindo a estratégia descrita anteriormente, realizamos um teste controlando, agora, a dependência espacial no termo de erro. Consideramos, inicialmente, o caso geral (modelo SAC), com dados em painel com controle para o efeito fixo individual e inclusão de variáveis de controle e variáveis de controle defasadas espacialmente. Os resultados são reportados na tabela 5.4.

O resultado para o termo constante nesse modelo foi semelhante aos anteriores, razão pela qual não o incluímos nas tabelas. As estimativas do parâmetro associado ao estoque de trabalhadores continuam sugerindo a existência de retornos crescentes para os setores da indústria, outras indústrias, serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica social, enquanto que os setores agropecuário, prestação de serviços e administração pública apresentaram retornos decrescente à escala. A estimativa do parâmetro para o setor de comércio mais uma vez não se apresentou significativa, sugerindo que o setor apresenta retornos constantes à escala.

Todos esses parâmetros são significativos a 1%. As variações nas magnitudes das estimativas dos parâmetros do modelo anterior para este não são expressivas. O setor de serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica é, dentre estes, o setor de maior retorno à escala, enquanto que os setores da agropecuária, prestação de serviços e administração pública passam a ter coeficientes muito mais parecidos.

Com relação aos controles, não ocorre nenhuma mudança qualitativa. No entanto, a mudança de magnitude é significativa, o que se justifica pela inclusão do controle da dependência espacial. Destaquem-se os coeficientes das variáveis de infra-estrutura - que se apresentam negativos e significativos a 10% para a administração pública; índice de infra-estrutura defasado espacialmente – que, agora, aparece positivo e significativo a 2% para a indústria e perde significância para o setor de prestação de serviços; índice de consumo defasado espacialmente - que se apresenta negativo e significativo a 10% para a indústria e perde significância para os setores da agropecuária, comércio e prestação de serviços; índice de saúde defasado espacialmente - que perde significância para o setor de prestação de serviços.

Já os coeficientes dos parâmetros auto-regressivos são, em geral, significativos. Apenas o resultado para o setor industrial é contra-intuitivo, sugerindo que o salário do referido setor tem um efeito negativamente correlacionado com o salário do setor de municípios mais próximos. Para todos os outros setores, o salário do setor é correlacionado positivamente com o salário do setor dos municípios vizinhos, bem como com os erros. Os coeficientes espaciais são significativos a 1%, quando não expressos em sentido contrário. Para os setores das outras indústrias e o comércio, os coeficientes de auto-regressão espacial não se apresentaram significativos, enquanto que para os setores social e a administração pública apenas o coeficiente de autocorrelação da variável dependente não se mostrou significativo. Para esses setores, estimaremos um modelo do tipo SAR, controlando a autocorrelação local, e realizaremos um teste LM para verificar se nos resíduos dessas regressões permanece alguma dependência espacial.

Tabela 5.4: Efeito escala - modelo SAC com efeito fixo, variáveis de controle e controles defasados espacialmente

método	modelo SAC com efeito fixo, controles e controles defasados espacialmente								
var. dependente	desvio do salário médio do setor em relação ao salário médio do setor da "cidade média"								
setor	indústria	Outras ind.	serv. tec.	social	agro-pecuária	comércio	prest. serv.	adm. pública	salário médio
num. trab. Setor	0.2186	0.2329	0.5695	0.3051	-0.1065	ns	-0.1013	-0.1067	-0.0740
estat-t	11.93	8.13	15.93	13.22	-5.73		-5.81	-7.05	-5.24
λ_1	-0.2210	ns	0.2980	ns	0.6190	ns	0.5370	ns	0.6310
estat-t	-3.13		4.07		4.75		4.97		7.60
λ_2	-0.2610	ns	0.2200	0.2060	0.5908	ns	0.5450	0.1570	0.6520
estat-t	-3.36		-1.68^{***}	3.57	6.08		4.49	2.97	4.29
Controles									
ind. de infra-estr.	ns	1.4120	ns	-0.7321	ns	-0.8081	-0.5905	-0.2251	-0.2290
estat-t		2.69		-3.71		-3.63	-3.73	-1.89^{***}	-3.85
índice de consumo	ns	ns	ns	-1.8769	ns	ns	0.9767	ns	0.2142
estat-t				-5.91			3.81		2.32^{*}
índice de saúde	ns	ns	ns	0.3381	-0.3385	1.1702	ns	0.2419	ns
estat-t				2.55^{*}	-3.52	7.81		3.05	
anos de estudos	ns	ns	ns	0.1008	0.1941	0.1115	0.1062	0.1846	0.1825
estat-t				2.09^{**}	5.54	2.06	2.76	6.43	13.09
controles defasados espacialmente									
ind. de infra-estr.	2.3682	6.3258	6.6349	ns	ns	ns	ns	ns	ns
estat-t	2.43^{*}	2.52^{*}	2.64						
índice de consumo	-4.7841	-27.3444	-15.4086	ns	ns	ns	ns	ns	ns
estat-t	-1.82^{***}	-3.82	-2.14^{**}						
índice de saúde	ns	-7.0768	ns	ns	4.0711	-2.6436	ns	ns	ns
estat-t		-2.32^{*}			4.6485	-2.15^{**}			
anos de estudos	1.0940	ns	ns	ns	0.6691	ns	ns	ns	ns
estat-t	2.53^{*}				2.18^{**}				
R-quadrado									
within	0.0951	0.0830	0.1499	0.1469	0.1722	0.0559	0.1027	0.0645	0.2099
between	0.4945	0.2249	0.4008	0.2481	0.5218	0.2916	0.4631	0.5690	0.7799
overall	0.2965	0.1141	0.2263	0.1288	0.3583	0.1386	0.2764	0.3360	0.6738
estat-F regressão	13.23	11.40	22.20	21.68	26.18	7.46	14.41	8.68	33.44
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
estat-F ef. fixo[1]	0.40	0.26	0.34	0.34	0.59	0.33	0.47	0.45	1.19
Prob > F	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.0067

[1] Teste que o efeito fixo para todos os municípios é igual a zero.
ns: não-significativo.
* significativo a 2%.
** significativo a 5%.
*** significativo a 10%.

Nota-se uma significativa melhora no ajustamento dos modelos (R-quadrados), e todas as estatísticas F's para os modelos não permitem aceitar a hipótese nula de que os modelos não são significativos. Percebe-se que a inclusão do controle espacial explica totalmente o efeito fixo dos municípios, o que pode ser notado pelo resultado da estatística F, que verifica a inexistência de efeito fixo em todas as unidades territoriais. Este resultado sugere que todos os efeitos fixos são iguais a zero.

Considerando os dados médios dos municípios, verifica-se que o resultado qualitativo permanece o mesmo do modelo anterior. As variáveis de controle em nível conservam seus sinais com relativa estabilidade, à exceção do índice de consumo, que tem uma variação de quase 24% para baixo. Todas as variáveis defasadas espacialmente não têm poder explicativo neste modelo. Por outro lado, ambos os coeficientes auto-regressivos espaciais são positivos e significativos a 1%. Verifica-se uma melhora substancial no ajuste (R-quadrados), enquanto que o teste F sugere a existência do modelo. Note-se que, diferente do verificado para os setores, considerando os dados médios para o município, o teste F, que verifica a adequação do controle do efeito fixo, não nos permite descartar essa hipótese.

5.5 Controle espacial SAR

Para os setores em que pelo menos um dos parâmetros auto-regressivos não se apresentou significativo no modelo anterior, estimamos um teste do tipo SAR, com controle para o efeito fixo e variáveis de controle em nível e defasadas espacialmente. Como vimos, esses setores foram os setores das outras indústrias, social, comércio e administração pública. Os resultados encontram-se na tabela 5.5.

Tabela 5.5: Efeito escala - modelo SAR com efeito fixo, variáveis de controle e controles defasados espacialmente

Método	modelo SAR com efeito fixo, controles e controles defasados espacialmente			
var. dependente	desvio do salário médio do setor em relação ao salário médio do setor da "cidade média"			
setor	outras indústrias	social	comércio	adm. pública
num. trab. Setor	0.2289	0.3013	ns	-0.1066
estat-t	8.05	13.18		-7.05
Λ	0.3190	0.0670	0.2700	ns
estat-t	2.38*	1.95**	1.94**	
Controles				
Ind. de infra-estr.	1.3967	-0.7280	-0.8085	-0.2245
estat-t	2.66	-3.68	-3.63	-1.88***
índice de consumo	ns	-1.8491	ns	ns
estat-t		-5.84		
índice de saúde	ns	0.3392	1.1708	0.2418
estat-t		2.55	7.81	3.05
anos de estudos	ns	0.1008	0.1118	0.1847
estat-t		2.09**	2.07**	6.43
controles defasados espacialmente				
Ind. de infra-estr.	6.2284	1.5231	ns	ns
estat-t	2.61	1.80***		
índice de consumo	-28.2178	ns	ns	ns
estat-t	4.28			
índice de saúde	-6.9468	ns	-2.6311	ns
estat-t	-2.38		-2.19**	
anos de estudos	ns	ns	ns	ns
estat-t				
R-quadrado				
within	0.0825	0.1456	0.0560	0.0641
between	0.2242	0.2482	0.2911	0.5677
overall	0.1117	0.1271	0.1377	0.3340
estat-F regressão	11.32	21.46	7.46	8.62
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
estat-F ef. fixo[1]	0.26	0.34	0.33	0.45
Prob > F	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
Teste LM	23.36	3.55	10.99	6.01
prob > LM	0.0000	0.0596	0.0000	0.0142

[1] Teste que o efeito fixo para todos os municípios é igual a zero.
ns: não-significativo.
* significativo a 2%.
** significativo a 5%.
*** significativo a 10%.

O resultado para o termo constante nesse modelo, semelhante aos anteriores, não se mostrou significativamente diferente de zero e, por isto, não foi incluído nas tabelas. As estimativas do parâmetro associado ao estoque de trabalhadores continuam sugerindo a existência de retornos crescentes para os setores das outras indústrias e social, ao passo que o setor da administração pública, mais uma vez, apresenta retornos decrescentes. A estimativa do parâmetro para o setor de comércio novamente não se apresentou significativa, sugerindo que o setor apresenta retornos constantes à escala. As variações nas magnitudes dos coeficientes estimados não são significativas.

Para as variáveis de controle em nível, não ocorreu qualquer mudança digna de nota, quer em relação ao resultado qualitativo, quer para o quantitativo. Já para as variáveis de controle defasadas espacialmente, a principal mudança refere-se ao coeficiente da variável índice de infra-estrutura defasado espacialmente para o setor social - aparece positivo e significativo a 1%.

Os coeficientes de auto-regressividade da variável dependente são todos positivos e significativos, salvo para a administração pública, que não apresentou significância estatística. Os coeficientes positivos para os demais setores sugerem efeito vizinhança positivo. O ajuste do modelo não é significativamente diferente do modelo anterior e os testes F´s de existência do modelo nos sugere a aceitação da existência dos mesmos. Como no modelo anterior, o controle espacial é suficiente para explicar os efeitos fixos para os dados de setores - o que é visto considerando o teste F para efeito fixo. O teste LM para verificar a permanência de dependência espacial nos resíduos do modelo SAR sugere que, a 1% de significância, essa hipótese deve ser rejeitada apenas para os setores social e administração pública, mas a 5%, somente para o setor social. Por esta razão, estimaremos um modelo do tipo SEM, controlando a autocorrelação local, para os setores das outras indústrias, comércio e administração pública.

5.6 Controle espacial SEM

Estimamos um teste do tipo SEM, com controle para o efeito fixo, e variáveis de controle em nível e defasadas espacialmente, para os setores das outras indústrias, comércio e administração pública, como sugerido pelo resultado do teste LM para o modelo SAR. Reportamos os resultados na tabela 5.6.

Tabela 5.6: Efeito escala - modelo SEM com efeito fixo, variáveis de controle e controles defasados espacialmente

método	modelo SEM com efeito fixo, controles e controles defasados espacialmente		
var. dependente	desvio do salário médio do setor em relação ao salário médio do setor da "cidade média"		
Setor	outras indústrias	comércio	adm. pública
num. trab. Setor	0.2240	ns	-0.1067
estat-t	7.89		-7.05
Λ	0.1960	0.1420	0.1420
estat-t	3.28	2.81	2.80
controles			
ind. De infra-estr.	1.3886	-0.8071	-0.2235
estat-t	2.64	-3.6262	-1.87**
Índice de consumo	ns	ns	ns
estat-t			
Índice de saúde	ns	1.1699	0.2413
estat-t		7.80	3.05
anos de estudos	ns	0.1119	0.1849
estat-t		2.07**	6.43
controles defasados espacialmente			
ind. De infra-estr.	8.0281	1.6246	ns
estat-t	3.38	1.65***	
Índice de consumo	-33.1116	-6.0382	ns
estat-t	-4.94	-2.22*	
Índice de saúde	-7.6783	-2.4853	ns
estat-t	-2.54	-2.01**	
anos de estudos	ns	ns	ns
estat-t			
R-quadrado			
within	0.0808	0.0542	0.0638
between	0.2295	0.2919	0.5672
overall	0.1131	0.1338	0.3312
estat-F regressão	11.07	7.22	8.59
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000
estat-F ef. fixo[1]	0.26	0.33	0.45
Prob > F	1.0000	1.0000	1.0000

[1] Teste que o efeito fixo para todos os municípios é igual a zero.
ns: não significativo
* significativo a 2%.
** significativo a 5%.
*** significativo a 10%.

Novamente, como era esperado, o resultado para os termos constantes nesse modelo não se apresentou significativamente diferente de zero, e assim não o incluímos nas tabelas. As estimativas do parâmetro associado ao estoque de trabalhadores continuam sugerindo a existência de retornos crescentes para o setor das outras indústrias e retornos decrescentes para a administração pública. A estimativa do parâmetro para o setor de comércio novamente não se apresentou significativa, sugerindo que o setor exibe retornos constantes à escala. As variações nas magnitudes dos coeficientes estimados não são significativas.

Para as variáveis de controle em nível não ocorreu qualquer nenhuma mudança que mereça ser ressaltada, quer em relação ao resultado qualitativo, quer para o quantitativo. Já para as variáveis de controle defasadas espacialmente, as principais mudanças dizem respeito aos coeficientes das variáveis índice de infra-estrutura defasado espacialmente para os setores das outras indústrias - que aumentou em mais de 25% - e comércio - que passou a ser positivo e significativo a 10%; índice de consumo defasado espacialmente para os setores das outras indústrias - que variou cerca de 17%; e comércio - que passou a ser não-significativo; e índice de saúde para o setor das outras indústrias - variação de 10%. Os coeficientes de auto-regressão dos resíduos se mostraram significativos a 1% para todos os setores, e positivos, o que sugere um efeito vizinhança positivo sobre os erros.

O ajuste do modelo (R-quadrados) não é significativamente diferente do modelo anterior, e os testes F´s, de existência do modelo, sugerem a aceitação da existência dos mesmos. Como no modelo anterior, o controle espacial é suficiente para explicar os efeitos fixos para os dados relativos aos setores - o que é visto considerando o teste F para efeito fixo.

5.7 Análise geral

Os resultados de todos os testes realizados sugerem que os efeitos de aglomeração urbana - identificados com os retornos crescentes dos setores localizados em uma cidade - são devidos aos setores da indústria, construção civil, outras atividades industriais, transporte e comunicação, serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica e social. Por outro lado, os efeitos de desaglomeração urbana são provenientes dos setores agropecuário, prestação de serviços e administração pública. A combinação desses dois efeitos, pelo menos no período considerado, sugere a predominância dos fatores de desaglomeração urbana. Esse último resultado pode estar associado à redução dos fluxos migratórios para o Estado de São Paulo, em especial para a capital na última década.

Os resultados dos coeficientes das variáveis de controle utilizadas em nossas regressões mostraram-se, em geral, intuitivos, sugerindo que o salário médio de um setor em um município e o salário médio de um município são afetados por amenidades urbanas captadas pela infra-estrutura, condições de consumo, saúde e anos médios de estudos. Os resultados contra-intuitivos que permanecem como possibilidade de estudos futuros referem-se ao impacto positivo sobre o salário médio do comércio decorrentes de piores condições de saúde.

A inclusão das variáveis defasadas espacialmente se mostrou pertinente para vários setores, sugerindo que, pelo menos para dados desagregados, o salário médio de um setor pode ser afetado pelas condições gerais de vida das cidades que estão nas vizinhanças à localidade onde o setor está instalado. Também aqui as piores condições de saúde dos municípios vizinhos afetando positivamente o salário médio do setor agropecuário permanecem como algo a ser melhor investigado.

Somente para os setores da construção civil, transporte e comunicação e outras atividades não encontramos evidência de dependência espacial. Isto sugere que para estes setores os efeitos de vizinhança, quando existentes, são totalmente captados por variáveis observáveis.

Para os demais setores, verificamos evidência de autocorrelação global ou local. Os setores da indústria, serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica, social, agropecuária e prestação de serviços, bem como os dados médios dos municípios, apresentaram autocorrelação espacial, tanto global quanto local. Já o setor social apresentou autocorrelação global, e os setores das outras indústrias, comércio e administração pública, autocorrelação local. Os resultados desses coeficientes são, em geral, intuitivos, sugerindo um efeito vizinhança positivo - apenas para a indústria o resultado é contra-intuitivo e pode ser explorado em trabalhos futuros.

No capítulo subseqüente, dedicado às conclusões, retomaremos a discussão dos resultados. encontrados.

6 CONCLUSÃO

A urbanização - fenômeno que inclui a aglomeração de pessoas e firmas - sempre foi um tema de pesquisa abordado pela ciência econômica, haja vista sua alta correlação com a industrialização e o crescimento econômica. Como visto, seu tratamento teórico requer o emprego de modelos não-lineares e não-homogêneos. A dificuldade de se lidar com tais modelos pode ser um dos motivos pelos quais este tema não tenha recebido tanta atenção pelo *mainstream* econômico. O modelo neoclássico, paradigma da moderna ciência econômica, não consegue explicar, a não ser por fatores não-econômicos externos ao modelo, a existência de centros urbanos e de aglomerações econômicas. Este fato é conhecido na literatura como o teorema da impossibilidade espacial.

Esse teorema, como visto, estabelece que em uma economia com indivisibilidades e número finito de localidades, consumidores e firmas, se o espaço é homogêneo, existe custo de transporte e as preferências são localmente não-saciadas, então não há um equilíbrio competitivo envolvendo transporte. Tal resultado justifica a inclusão de imperfeições e não-linearidades em um modelo microfundamentado. Isto foi feito em outros estudos, como em Henderson (1974) e nos novos estudos da *New Economic Geography*.

O modelo teórico desenvolvido neste trabalho integra os esforços de entender a questão da aglomeração urbana de uma perspectiva diferente da tradicional. Nele incorporamos uma função de produção para um setor competitivo, do tipo Dixit-Stiglitz. Como visto, em uma economia espacial, efeitos de aglomeração emergem da comercialização de variedades de insumos intermediários produzidos nas diversas localidades e transacionável no espaço. De acordo com nossos pressupostos, se na produção de cada variedade for utilizado o fator trabalho e as firmas possuírem um custo fixo específico a cada localidade, os retornos crescentes à escala externos às firmas concorrentes, mas internos à indústria, geram a força necessária à aglomeração. A elasticidade de substituição entre as variedades é determinante para o efeito escala. Um efeito-substituição maior implica em uma menor efeito-escala.

No entanto, a existência de um setor que opera com retornos decrescentes à escala gera os efeitos de desaglomeração que limitam o tamanho das cidades. Diferentemente de Henderson (1974), em nosso modelo os retornos decrescentes à escala são também microfundamentados. Mostramos que um setor desse tipo deve operar sem restrições à entrada ou saída de firmas e com uma estrutura de custos tal que exige regulamentação para operar em um equilíbrio estável de longo prazo.

Dessa forma, nossas contribuições para o debate da questão referem-se à modelagem microfundamentada das economias e deseconomias de aglomeração a partir dos retornos crescentes e decrescentes no nível das indústrias existentes em uma localidade. Nossa modelagem combina os modelos da *New Economic Geography* com a proposta de Henderson (1974). Futuros estudos poderão ser realizados analisando em maior profundidade as condições de estabilidade desse modelo, e simulações poderão ser feitas com dados históricos para verificar sua adequação à história urbana brasileira.

Não foi essa a estratégia seguida neste trabalho. Antes, buscamos dados recentes da história urbana do Estado de São Paulo para testar a pertinência das afirmações que emergem do modelo, especialmente ao que tange os efeitos de retornos a escala.

Uma estimativa apropriada destes efeitos, no entanto, requer correta identificação dos parâmetros de um modelo de regressão. Portanto, a principal contribuição de nosso trabalho empírico refere-se à implementação testes econométricos incorporando o controle dos efeitos do espaço sobre os dados efetivamente observados, em sintonia com os estudos recentes da econometria espacial.

Estes modelos referem-se à incorporação de parâmetros de controle sobre a autocorrelação espacial e a implementação de testes de hipóteses sobre essas estimativas para verificar sua significância, em linha com o que é usualmente utilizado pela literatura dessa área. Deve-se notar que poucos estudos, incorporando esses controle, foram realizados para modelos de dados em painel e, até essa data, desconhece-se estudos empíricos dessa natureza para o Brasil.

Nossos resultados empíricos dão sustentação à existência de dois conjuntos distintos de setores econômicos. Um conjunto de setores, tradicionalmente tido como competitivo, é responsável pelas forças de aglomeração urbanas. Compõem esse conjunto os setores da indústria, construção civil, outras atividades industriais, transporte e comunicação, serviços técnicos e auxiliares da atividade econômica e social, enquanto que os setores tradicionalmente tidos como atrasados, dentre eles os setores agropecuário, prestação de serviços e administração pública, são responsáveis pelas forças de expulsão. Tais resultados são consistentes para diferentes testes, inclusive para os controles espaciais desenvolvidos especialmente para este trabalho e discutidos pelo mesmo.

A combinação dos dois efeitos, tanto o aglomerativo como o desaglometivo, pelo menos para o período aqui analisado, sugere uma predominância dos fatores de desaglomeração urbana.

Em especial, os resultados para o coeficiente da administração pública sugerem a importância deste setor para o resultado médio encontrado. Isto pode ser devido à relevância deste setor no emprego total, bem como pode estar refletindo algum efeito *crownding out* que provavelmente perdurou no período analisado. O “avanço” do setor público na geração de emprego, em detrimento da iniciativa privada, tem uma explicação potencial para o efeito de retorno decrescente à escala estimado para o setor.

Futuros trabalhos poderão ser também realizados com essas novas ferramentas de análise, verificando sua pertinência para outros assuntos envolvendo o estudo empírico de fenômenos espaciais. Além disto, a inclusão de outras variáveis de controle, incorporando outros fenômenos específicos e que também influenciam e são influenciados por fatores regionais (como o mercado de trabalho, a concentração industrial etc.), poderão sugerir avanços aos resultados aqui obtidos.

Nossas conclusões, contudo, ainda sugerem a total incapacidade de análise da aglomeração urbana a partir de um arcabouço tradicional, e apontam para a necessidade de se tratar as imperfeições de mercado, como a concorrência monopolística, os efeitos de vizinhança etc., dentro dos modelos teóricos e empíricos para uma mais correta apreensão do fenômeno do espaço. Nesse sentido, a incorporação de não-linearidades nos modelos aqui discutidos não é mera futilidade. Por outro lado, acreditamos que este trabalho é inteiramente passível de críticas, uma vez que não cremos ser possível a apreensão total da verdade, por mais que dela nos aproximemos.

REFERÊNCIAS

ANDRADE, Thompson A.; SERRA, Rodrigo V. Crescimento econômico nas cidades médias brasileiras". **Anais do XXVI Encontro Nacional de Economia**. Vitória: ANPEC, 1988.

ANDRADE, Thompson A.; SERRA, Rodrigo Valente. **Estimativas para o Produto Interno Bruto dos municípios brasileiros**: 1975, 1980, 1985 e 1996. Rio de Janeiro/RJ, 1999. Mimeo.

ANSELIN, Luc. **Spatial econometrics**: methods and models. Dordecht: Kluwer, 1988.

ANSELIN, Luc. **Spatial externalities, spatial multipliers and spatial econometrics.** Spatial Analysis Laboratory. Department of Agricultural and Consumer Economics, 2002. Disponível em: www. agec221.agecon.uiuc.edu/users/ anselin/papers/anselin_externalities.pdf. Acessado em abr/2004.

ARROW, Keneth; DEBREU, Gerard. Existence of an equilibrium for a competitive economy. **Econometrica**, 22, p. 265-290, 1954.

AZZONI, Carlos R. Evolução das teorias de localização da atividade econômica. *In* COMUNE, Antônio E. *et al*. **Economia urbana**: localização e relações intersetoriais. São Paulo: IPE, 1982.

AZZONI, Carlos R.; CAPELATO, Rodrigo. **Cálculo e acompanhamento da renda regional**: estimativas através de *proxies*. São Paulo.SP: FEA/USP, 1994. Mimeo.

AZZONI, Carlos R. **Distribuição pessoal de renda nos estados e desigualdade de renda entre estados no Brasil**: 1960, 70, 80 e 91. Trabalho desenvolvido no âmbito do NEMESIS – Núcleo de Estudos Sistêmicos, 1998. Disponível em: www.nemesis.com.br. Acessado em mar/2004.

BALTAGI, Badi H. **Econometric analysis of panel data**. Chichester: John Wiley, 2001.

BARRO, Robert J.; SALA-I-MARTIN, Xavier. Convergence across states and regions. **Brookins Papers on Economic Activity**, 1, p. 107-182, 1991.

BAUMOL, William J. Productivity growth, convergence, and welfare: what does the long run data show. **American Economic Review**, 76, p. 1072-1085, 1986.

BARRY, Ronald P.; PACE, R. Kelley. Monte Carlo estimates of the log determinant of large sparce matrices. **Linear Algebra and its Aplications**, 289, p. 41-54, 1986.

CHAGAS, André L. S.; TONETO JR., Rudinei. Fatores determinantes do crescimento local - evidências a partir de dados dos municípios brasileiros para o período 1980-1991. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 2, p. 349-85, 2003.

CHRISTALLER, Walter. [1933] **Central-places in southern Germany**. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1966.

CLEMENTE, Ademir; HIGACHI, Hermes. **Economia e desenvolvimento regional**. São Paulo: Atlas, 2000.

DIXIT, Avinash. K; STIGLITZ, Joseph E. Monopolistic competition and optimun product diversity. **American Economic Review**, 67, p. 297-308, 1977.

ELHORST, J. Paul. Specification and estimation of spatial panel data models. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, p. 244-268, 2003.

FERREIRA, Afonso H. B. Evolução recente das rendas per capita estaduais no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 18, n. 1 (69), p. 90-97, 1998.

FUJITA, Masahisa; KRUGMAN, Paul; VENABLES, Anthony J.. **The spatial economy**. Cambridge: MIT Press, 2001.

FUJITA, Masahisa; THISSE, Jacques-François. **Economics of agglomeration**: cities, industrial location, and regional growth. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.

GALA, Paulo; REGO, José M. (orgs.). **A história do pensamento econômico como teoria e retórica**: ensaios sobre metodologia em economia. São Paulo: ed. 34, 2003.

GIERSCH, Herbert (ed.). **Urban agglomeration and economic growth**. New York: Springer, 1993.

GLAESER, Edward L. Are cities dying? **Journal of Economic Perspectives**, v. 12, n. 2, p. 139-60, 1998.

GLAESER Edward L. *et. al*. Growth in cities. **Journal of Political Economy**, v. 100, p. 1126-1152, 1992.

GLAESER, Edward L.; SCHEINKMAN, José A.; SHLEIFER, Andrei Economic growth in a cross-section of cities. **NBER Working Paper Series** **N.** 5013, 1995.

GREENE, William H. **Econometric analysis**. 4^{th} ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000.

HEFFLEY, Dennis. The quadratic assignment problem: a note. **Econometrica**, v. 40, n. 6, p. 1155-63, 1972.

HENDERSON, J. V. The sizes and types of cities. **American Economic Review**, 64, p. 640-656, 1974.

HENDERSON, J. V. Systems of cities and inter-city trade. *In:* HANSEN, P. *et al.* **Systems of cities and facility location**. Chur: Harwood Academic Publishers, 1987, p. 71-119.

HURIOT, Jean-Marie; THISSE, Jacques-François. **Economics of cities**. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.

IBGE. **Censo demográfico 2000**: documentação dos microdados da amostra. Rio de Janeiro, 2002.

IBGE. **Cidades e vilas**. Rio de Janeiro, s/d. Disponível em http://www2.ibge.gov.br/pub/Organizacao_do_Territorio/Cidades_e_Vilas/. Acessado em março de 2004.

ISARD, W. **Location and space economy**: a general theory relating to industrial location, market areas, land use, trade, and urban structure. New York: John Wiley, 1956.

JACOBS, Jane. **The economy of cities**. New York: Vintage, 1969.

KELEJIAN, Harry H.; PRUCHA Ingmar R. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. **International Economic Review**, 92, p. 455-65, 1999.

KOOPMANS, Tjalling C. **Three essays on the state of economic science**. New York: McGraw Hill, 1957.

KOOPMANS, Tjalling C.; BECKMANN, Martin. Assignment problems and the location of economic activities. **Econometrica**, v. 25, n. 1, p. 53-76, 1957.

LEE, Lung-Fei. **Asymptotic distributions of quais-maximum likelihood estimators for spatial autogresseve models.** 2004. Mimeo. Disponível em http://economics.sbs.ohio-state.edu/lee/. Acessado em setembro de 2004.

LESAGE, James P. **The theory and practice of spatial econometrics.** 1999. Mimeo. Disponivel em www.spatial-econometrics.com. Acessado em agosto de 2004.

LÖSCH, A. **The economics of location**. New Haven: Yale University, 1954.

LUCAS JR., Robert E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economic**, 22, p. 3-42, 1988.

MANKIW, N. Gregory; ROMER, David; WEIL, David N. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, 107, p. 407-437, 1992.

MARSHALL, Alfred [1920]. **Princípios de economia**. São Paulo: Nova Cultural, 1996.

ROMER, Paul M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economic**, 94, p. 1002-1037, 1986.

SAMUELSON, Paul A. .Spatial price equilibrium and linear programming. **American Economic Review**, v. 42, n. 3, p. 283-303, 1952a.

SAMUELSON, Paul A. The transfer problem and transport costs. **The Economic Journal**, 62, p. 278-304, 1952b.

SEGAL, David. Are returns to scale in city size? **The Review of Economics Statistics**, v. 56, n. 3, p. 339-350, 1976.

SÖDERMAN, S. **Industrial location planning**: a empirical investigation of company approaches to the problem of locating new plants. Estocolmo: John Wiley, 1975.

SMIRNOV, Oleg; ANSELIN, Luc. Fast maximum likelihood estimation of very large spatial autoregressive models: a characteristic polynomial approach. **Computational Statistics & Data Analysis**, 35, p. 301-319, 2001.

SRAFFA, Piero. The laws of returns under competitive conditions. **The Economic Journal***,* v. 36, n. 144, p. 535-550, 1926.

STARRET, David. Market allocations of location choice in a model with free mobility. **Journal of Economic Theory**, v. 17, n. 1, p. 21-37, 1978.

TEMPLE, Jonathan. The new growth evidence. **Journal of Economic Literature**, v. XXXVII, p. 112-156, 1999.

VERGOLINO, José R. O.; GOMES, Gustavo M.; MONTEIRO NETO, Aristides. **Produtos internos brutos dos municípios brasileiros**: 1970, 1975, 1980, 1985, 1990 e 1996 (Metodologia de Estimação). IPEA, Texto para Discussão, s/d.

VON THÜNEN, J. H. [1826]. **Von Thunen's isolated state**. Osford: Pergamon, 1966.

WEBER, A. [1909]. **Theory of location of industries**. 2nd ed. Chicago: University of Chicago Press, 1959

WOOLDRIGDEGE, Jeffrey M. **Econometric Analysis of cross-section and panel data**. Cambridge: MIT Press, 2001.

ZINI JR., Álvaro A. Regional income convergence in Brazil and its socio-economics determinants. **Economia Aplicada**, v. 2, n. 2, p. 383-411, abr./jun. 1998.

APÊNDICE

DEMONSTRAÇÕES DAS PASSAGENS DO MODELO OMITIDAS DO TEXTO

I.1 Dedução de (3.1.3)

O problema da firma é maximizar suas receitas, dadas sua restrição técnica e os preços dos insumos de cada bem intermediário. Dessa forma

$$\max \Pi = P^X \left[\left(\sum_{i=1}^{N} m_i^{\rho} \right)^{\frac{\alpha}{\rho}} H^{1-\alpha} \right] - \sum_{i=1}^{N} p_i^M m_i + p^H H$$

Podemos resolver esse problema para as variedades de M tomando-as duas a duas. O problema de primeira ordem da firma para a *k*-ésima variedade, será

$$\frac{\partial \lambda}{\partial m_k} = 0 \Rightarrow \frac{\alpha}{\rho} P^X \left[\sum_{i=1}^{N} m_i^{\rho} \right]^{\frac{\alpha}{\rho}-1} H^{1-\alpha} \rho m_k^{\rho-1} - p_k^M - = 0$$

e, para a *j*-ésima variedade

$$\frac{\partial \lambda}{\partial m_j} = 0 \Rightarrow \frac{\alpha}{\rho} P^X \left[\sum_{i=1}^{N} m_i^{\rho} \right]^{\frac{\alpha}{\rho}-1} H^{1-\alpha} \rho m_j^{\rho-1} - p_j^M - = 0$$

Portanto, resolvendo para os preços dos insumos intermediários e comparando-os dois a dois, teremos que

$$\frac{p_k^M}{p_j^M} = \frac{m_k^{\rho-1}}{m_j^{\rho-1}} \Rightarrow m_k^{\rho-1} = m_j^{\rho-1}\frac{p_k^M}{p_j^M} \Rightarrow m_k = m_j\left(\frac{p_j^M}{p_k^M}\right)^{\frac{1}{1-\rho}}$$

Como $\left[\sum_k m_k^\rho\right]^{\frac{1}{\rho}} = M$, então

$$\left[\sum_k m_j^\rho\left(\frac{p_j^M}{p_k^M}\right)^{\frac{\rho}{1-\rho}}\right]^{\frac{1}{\rho}} = M \Rightarrow \left[m_j^\rho\left(p_j^M\right)^{\frac{\rho}{1-\rho}}\sum_k\left(\frac{1}{p_k^M}\right)^{\frac{\rho}{1-\rho}}\right]^{\frac{1}{\rho}} = M$$

Haja vista que $k = i, \forall k$, então temos (3.1.3)

$$m_j = \frac{\left(p_j^M\right)^{\frac{1}{\rho-1}}}{\left[\sum_i\left(p_i^M\right)^{\frac{\rho}{\rho-1}}\right]^{\frac{1}{\rho}}}M$$

I.2 Dedução de (3.1.4)

Uma função de custo mínimo com *M* pode ser deduzida considerando que o gasto da firma produtora do bem de consumo final com o bem composto *M* é dado pela soma dos gastos em cada variedade *j* de insumo intermediário, ou seja, $\sum_{j=1}^N p_j^M m_j$. Substituindo (3.1.3) nessa expressão, teremos

$$\sum_{j=1}^{N} p_j^M \frac{\left(p_j^M\right)^{\frac{1}{\rho-1}}}{\left[\sum_i \left(p_i^M\right)^{\frac{\rho}{\rho-1}}\right]^{\frac{1}{\rho}}} M$$

Retirando para fora do somatório os termos que não são indexados por j, temos

$$\frac{M}{\left[\sum_i \left(p_i^M\right)^{\frac{\rho}{\rho-1}}\right]^{\frac{1}{\rho}}} \sum_{j=1}^{N} p_j^M \left(p_j^M\right)^{\frac{1}{\rho-1}} \Rightarrow \frac{\sum_{j=1}^{N} \left(p_j^M\right)^{\frac{\rho}{\rho-1}}}{\left[\sum_i \left(p_i^M\right)^{\frac{\rho}{\rho-1}}\right]^{\frac{1}{\rho}}} M$$

Como j e i indexam as mesmas variedades, então

$$\left[\sum_{j=1}^{N} \left(p_j^M\right)^{\frac{\rho}{\rho-1}}\right]^{1-\frac{1}{\rho}} M \Rightarrow \left[\sum_{j=1}^{N} \left(p_j^M\right)^{\frac{\rho}{\rho-1}}\right]^{\frac{\rho-1}{\rho}} M$$

I.3 Demonstração da passagem de (3.3.2) para (3.3.3)

$$\pi_i^M(r) = p_i^M(r) m_i(r) - w^M(r) F(r) - w^M(r)\left[c^M(r) m_i(r)\right]$$

substituindo (3.1.3) na expressão acima, obtemos

$$\begin{aligned} \pi_i^M(r) = p_i^M(r) M \left[p_i^M(r)\right]^{-\sigma} \left[P^M(r)\right]^{\sigma-1} - w^M(r) F(r) + \\ - w^M(r) c^M(r) M \left[p_i^M(r)\right]^{-\sigma} \left[P^M(r)\right]^{\sigma-1} \end{aligned}$$

A condição de primeira ordem para o lucro máximo da i-ésima firma localizada em r é dado por $\partial\pi_i^M(r)\big/\partial p_i^M(r)=0$, ou seja

$$(1-\sigma)\left[p_i^M(r)\right]^{-\sigma}+\sigma w^M(r)c^M(r)\left[p_i^M(r)\right]^{-\sigma-1}\left[P^M(r)\right]^{\sigma-1}=0\Rightarrow$$

$$\frac{(1-\sigma)}{-\sigma}\frac{\left[p_i^M(r)\right]^{-\sigma}}{\left[p_i^M(r)\right]^{-\sigma-1}}=w^M(r)c^M(r)\Rightarrow\frac{\sigma-1}{\sigma}p_i^M(r)=w^M(r)c^M(r)$$

Portanto,

$$p_i^M(r)=\frac{w^M(r)c^M(r)}{\rho}$$

Como $w^M(r)$, $c^M(r)$ e ρ são constantes iguais para todas as i's variedades produzidas na localidade r, os preços das variedades produzidas nessa localidade serão iguais, o que implica (3.3.3).

I.4 Dedução de (3.3.4)

Substituindo em (3.3.2) o preço obtido em (3.3.3) e a condição de lucro zero, obtida a partir do processo de entrada e saída de firmas no mercado de produção de bens de insumos intermediários, teremos

$$\pi_i^M(r)=0\Rightarrow p_i^M(r)m_i(r)-w^M(r)F(r)-w^M(r)\left[c^M(r)m_i(r)\right]=0$$

$$\frac{w^M(r)c^M(r)}{\rho}m_i(r)-w^M(r)F(r)-w^M(r)\left[c^M(r)m_i(r)\right]=0$$

Dividindo ambos os lados dessa expressão por $w^M(r)$ obtemos

$$\frac{c^M(r)}{\rho} m_i(r) - F(r) - c^M(r) m_i(r) = 0$$

Agrupando os termos que multiplicam $m_i(r)$ temos que

$$\left[\frac{c^M(r)}{\rho} - c^M(r)\right] m_i(r) - F(r) = 0$$

que, isolando $m_i(r)$ nessa equação, resulta na quantidade produzida por cada firma na localidade r. Como $c^M(r)$, $F(r)$ e ρ são constantes iguais em r, a quantidade produzida de cada variedade i nessa localidade será igual para todas as variedades dessa localidade, o que implica (3.3.4).

I.5 Dedução do salário no setor *M* na localidade *r* (3.3.9)

Tomando o índice de preços na localidade r dos insumos produzidos em todas as s's localidades (que inclui a localidade r), temos

$$P^M(r) = \left\{ \sum_{s=1}^{R} N(s) \left[p^M(s) \Upsilon^{sr} \right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} \right\}^{\frac{\rho-1}{\rho}}$$

Podemos decompor separando os termos que se referem à localidade *r* dos termos referentes a todas as outras *s*'s localidades, ou seja

$$N(r)\left[p^M(r)\right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} + \sum_{\substack{s=1\\s\neq r}}^{R} N(s)\left[p^M(s)\Upsilon^{sr}\right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} = \left[P^M(r)\right]^{\frac{\rho}{\rho-1}}$$

onde, nesta última passagem, usamos o fato de que $\Upsilon^{rr} = 1$. Resolvendo essa expressão para $p^M(r)$ obtemos

$$\left[p^M(r)\right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} = \left[N(r)\right]^{-1}\left\{\left[P^M(r)\right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} - \sum_{\substack{s=1\\s\neq r}}^{R} N(s)\left[p^M(s)\Upsilon^{sr}\right]^{\frac{\rho}{\rho-1}}\right\} \Rightarrow$$

$$p^M(r) = \left[N(r)\right]^{-\frac{\rho-1}{\rho}}\left\{\left[P^M(r)\right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} - \sum_{\substack{s=1\\s\neq r}}^{R} N(s)\left[p^M(s)\Upsilon^{sr}\right]^{\frac{\rho}{\rho-1}}\right\}^{-\frac{\rho-1}{\rho}}$$

Substituindo acima a expressão (3.3.7) para o número de firmas *N*(*r*) na localidade *r*, obtemos

$$p^M(r) = \left[(1-\rho)\frac{L^M(r)}{F}\right]^{-\frac{\rho-1}{\rho}}\left\{\left[P^M(r)\right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} - \sum_{\substack{s=1\\s\neq r}}^{R} N(s)\left[p^M(s)\Upsilon^{sr}\right]^{\frac{\rho}{\rho-1}}\right\}^{-\frac{\rho-1}{\rho}}$$

Substituindo essa expressão para o preço das variedades produzidas em r na expressão para o salário, obtida a partir de (3.3.3), chegamos em (3.3.9).

$$w^M(r) = \frac{\rho}{c^M(r)} p^M(r) \Rightarrow$$

$$w^M(r) = \frac{\rho}{c^M(r)} \left[(1-\rho)\frac{L^M(r)}{F} \right]^{-\frac{\rho-1}{\rho}} \left\{ \left[P^M(r) \right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} - \sum_{\substack{s=1 \\ s\neq r}}^{R} N(s) \left[p^M(s) \Upsilon^{sr} \right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} \right\}^{-\frac{\rho-1}{\rho}} \Rightarrow$$

$$w^M(r) = A(r)\Psi(r)\left[L^M(r) \right]^{\frac{1-\rho}{\rho}}$$

onde $A(r)$ e $\Psi(r)$ são da forma definida no texto.

I.6 Dedução de 3.4.3

A função de custo para o setor de serviços regulados estabelece que

$$L^H = c^H H^\gamma$$

Resolvendo para H, obtemos

$$H^\gamma = \left(c^H\right)^{-1} L^H \Rightarrow H = \left(c^H\right)^{-\frac{1}{\gamma}} \left(L^H\right)^{\frac{1}{\gamma}}$$

A partir dessa expressão pode-se observar os retornos decrescentes à escala. Para melhor visualizar esse ponto basta notar que $\left(\partial H / \partial L^H\right) / H < 1$. Substituindo a expressão acima na equação do salário do setor obtida a partir de (3.4.2), teremos

$$w^H = P^H \left(c^H\right)^{-1} H^{1-\gamma} \Rightarrow$$

$$w^H = P^H\left(c^H\right)^{-1}\left[\left(c^H\right)^{-\frac{1}{\gamma}}\left(L^H\right)^{\frac{1}{\gamma}}\right]^{1-\gamma} \Rightarrow P^H\left(c^H\right)^{-1-\frac{1-\gamma}{\gamma}}\left(L^H\right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} \Rightarrow P^H\left(c^H\right)^{-\frac{1}{\gamma}}\left(L^H\right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}}$$

I.7 Dedução de 3.6.4

Tomando os salários do setor de bem de consumo intermediário (setor *M*) e do setor de serviço regulamentado (setor *H*) calculados para a "cidade média", dados pelas equações (3.6.1) e (3.6.2), e aplicando-os a (3.6.3), obtemos

$$\overline{w} = \left(\overline{A}\overline{\Psi}\overline{L^M}^{(1-\rho)/\rho}\right)^{\lambda}\left[\overline{P^H}\left(\overline{c^H}\right)^{-1/\gamma}\left(\overline{L^H}\right)^{(1-\gamma)/\gamma}\right]^{1-\lambda}$$

Usando o fato de que $\overline{L^M} = \lambda\overline{L}$ - e, portanto, $\overline{L^H} = (1-\lambda)\overline{L}$ - e substituindo estas expressões na expressão acima, resulta

$$\overline{w} = \left[\overline{A}\overline{\Psi}\left(\lambda\overline{L}\right)^{(1-\rho)/\rho}\right]^{\lambda}\left\{\overline{P^H}\left(\overline{c^H}\right)^{-1/\gamma}\left[(1-\lambda)\overline{L}\right]^{(1-\gamma)/\gamma}\right\}^{1-\lambda} \Rightarrow$$

$$\overline{w} = \left(\overline{A}\overline{\Psi}\lambda^{(1-\rho)/\rho}\overline{L}^{(1-\rho)/\rho}\right)^{\lambda}\left[\overline{P^H}\left(\overline{c^H}\right)^{-1/\gamma}(1-\lambda)^{(1-\gamma)/\gamma}\overline{L}^{(1-\gamma)/\gamma}\right]^{1-\lambda}$$

Rearranjando essa última expressão e coletando os termos adequadamente obtemos (3.6.4).

$$\overline{w} = \lambda^{\lambda(1-\rho)/\rho}\overline{A}^{\lambda}\overline{\Psi}^{\lambda}\overline{L}^{\lambda(1-\rho)/\rho}\overline{P^H}^{(1-\lambda)}\left(\overline{c^H}\right)^{-(1-\lambda)/\gamma}(1-\lambda)^{(1-\lambda)(1-\gamma)/\gamma}\overline{L}^{(1-\lambda)(1-\gamma)/\gamma} \Rightarrow$$

$$\overline{w} = \overline{B}\overline{\Phi}\overline{L}^{\eta}$$

onde $\overline{B}$, $\overline{\Phi}$ e η são definidos como no texto.

I.8 Dedução de 3.6.6

Tomando as equações para os salários dos setores de bem de consumo intermediário (setor *M*) e de serviço regulamentado (setor *H*), calculadas para cada localidade r, dados pelas equações (3.3.9) e (3.4.3), e aplicando-as a (3.6.5), obtemos

$$w(r) = \left\{ A(r)\Psi(r)\left[L^M(r)\right]^{\frac{1-\rho}{\rho}} \right\}^{\lambda} \left\{ P^H(r)\left[c^H(r)\right]^{-\frac{1}{\gamma}} \left[L^H(r)\right]^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} \right\}^{1-\lambda} e^{\varepsilon(r)}$$

Novamente usamos os fatos de que $\overline{L^M} = \lambda\overline{L}$ e $\overline{L^H} = (1-\lambda)\overline{L}$. Substituindo estas expressões na equação acima, resulta

$$w(r) = \left\{ A(r)\Psi(r)\lambda(r)^{\frac{1-\rho}{\rho}} L(r)^{\frac{1-\rho}{\rho}} \right\}^{\lambda} \left\{ P^H(r)\left[c^H(r)\right]^{-\frac{1}{\gamma}} \left[1-\lambda(r)\right]^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} L(r)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} \right\}^{1-\lambda} e^{\varepsilon(r)} \Rightarrow$$

Rearranjando essa última expressão e coletando os termos adequadamente obtemos (3.6.6).

I.9 Dedução de 3.6.7

Para melhor visualizar o significado da expressão (3.6.7), consideremos o salário médio da localidade *r*, dado por (3.6.6), e o salário médio da “cidade média”, dado por (3.6.4). O desvio do salário médio da localidade r em relação à “cidade média” é dado pela razão $w(r)/\overline{w}$, que implica

$$\frac{B(r)\Phi(r)L(r)^{\eta}e^{\varepsilon(r)}}{\overline{B}\overline{\Phi}\overline{L}^{\eta}} \Rightarrow \frac{B(r)}{\overline{B}}\frac{\Phi(r)}{\overline{\Phi}}\left(\frac{L(r)}{\overline{L}}\right)^{\eta} e^{\varepsilon(r)}$$

Portanto, definindo $w*(r) = w(r)/\overline{w}$, $B*(r) = B(r)/\overline{B}$, $\Phi*(r) = \Phi(r)/\overline{\Phi}$ e $L*(r) = L/\overline{L}$, obtemos (3.6.7).