**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Impactos socioeconômicos da expansão do setor sucroenergético:
uma análise espacial dinâmica sobre o bem-estar social no Estado
de São Paulo (2000-2008)**

Luiz Fernando Satolo

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2012**

Luiz Fernando Satolo
Bacharel em Ciências Econômicas

Impactos socioeconômicos da expansão do setor sucroenergético: uma análise espacial dinâmica sobre o bem-estar social no Estado de São Paulo (2000-2008)

Orientadora:
Profa. Dra. **MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2012**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - ESALQ/USP**

Satolo, Luiz Fernando

Impactos socioeconômicos da expansão do setor sucroenergético: uma análise espacial dinâmica sobre o bem-estar social no Estado de São Paulo (2000-2008) / Luiz Fernando Satolo. - - Piracicaba, 2012.

185 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2012.

1. Bem-estar social 2. Impactos socioeconômicos 3. Painel espacial dinâmico 4. Renda per capita 5. Setor sucroenergético I. Título

CDD 338.476641
S253i

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

*Mãe, pai,
é pra vocês!*

AGRADECIMENTOS

A meus pais e ao meu irmão, pelo apoio incondicional.

À Prof^a Mirian, que me acolheu como seu orientado ainda na graduação e que me concedeu a oportunidade de trabalhar com uma das maiores especialistas no mercado de etanol no Brasil – e, conseqüentemente, no mundo. Muito obrigado pelo apoio durante todos esses anos, pelos merecidos “puxões de orelha”, pela confiança em mim depositada e, principalmente, por não ter permitido que a minha teimosia colocasse tudo a perder.

À Prof^a Ana L. Kassouf, à Prof^a Márcia A. F. D. Moraes e ao Sr. Bernardo F. T. Rudorff, que contribuíram de forma decisiva para a melhoria deste estudo.

À Luiza C. M. Valente, que me apresentou à econometria espacial, viabilizando o desenvolvimento deste estudo na forma como ele foi conduzido.

A todos os meus superiores nas empresas onde trabalhei durante a maior parte do doutorado, que me proporcionaram as condições necessárias para concluir com sucesso esse grande desafio. Foram muitos, e mesmo correndo o risco de esquecer alguém, faço questão de deixar meu agradecimento registrado a: Luis Rodrigues, Walfredo Linhares, Leonardo Erthal, Rogério Manso, D’Arcy Carroll, Adriano Dalbem, Ivan Melo F^o, Marcelo Mancini, Luciano Libório, Cláudio Oliveira e Leonardo Gadotti F^o.

A toda minha família, aos meus amigos, à galera do doutorado e aos meus colegas de trabalho na Brenco, na ETH e na Raízen. Muito obrigado pela torcida, pela solidariedade, pela paciência e, inclusive, pela compreensão nas minhas faltas.

A todos os professores do LES e a toda comunidade esalqueana que, direta ou indiretamente, contribuíram para a minha formação. Deixo registrado um agradecimento especial também à Maielli, que tem sido o anjo da guarda dos alunos do PPG-EA durante todos esses anos.

Esse trabalho é parte integrante do projeto temático “*Environmental and socioeconomic impacts associated with the production and consumption of sugarcane ethanol in south central Brazil*”, programa BIOEN, convênio PRONEX/CNPq/FAPESP.

SUMÁRIO

RESUMO.....	9
ABSTRACT	11
LISTA DE FIGURAS	13
LISTA DE GRÁFICOS.....	15
LISTA DE TABELAS	17
1 INTRODUÇÃO	21
2 PERFIL SOCIOECONÔMICO E DEMOGRÁFICO DOS MUNICÍPIOS PAULISTAS (2000 – 2008)	25
2.1 Configuração espacial e demográfica.....	26
2.2 Desenvolvimento urbano	34
2.3 Atividade econômica.....	46
3 AGROPECUÁRIA E EXPANSÃO DO SETOR SUCROENERGÉTICO NO ESTADO DE SÃO PAULO (2000-2008)	55
3.1 Sobre o recente ciclo de investimentos no setor sucroenergético	68
4 EVOLUÇÃO DO PIB <i>PER CAPITA</i> NOS MUNICÍPIOS PAULISTAS ENTRE 2000 E 2008	83
5 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	95
5.1 Sobre o bem-estar social	95
5.2 Sobre a relação entre o setor sucroenergético e o bem-estar social.....	98
6 REFERENCIAL TEÓRICO E METODOLOGIA	101
6.1 Fundamentação teórica	101
6.2 Modelo econômico.....	105
6.3 Fontes de dados	109
6.4 Metodologia	110
6.4.1 Definição da matriz de pesos espaciais e especificação do modelo de painel espacial dinâmico.....	124
6.4.2 Interpretação dos resultados.....	128
7 RESULTADOS	133
8 CONCLUSÃO	155
REFERÊNCIAS.....	159
ANEXOS	167

RESUMO

Impactos socioeconômicos da expansão do setor sucroenergético: uma análise espacial dinâmica sobre o bem-estar social no Estado de São Paulo (2000-2008)

Na primeira década dos anos 2000, houve uma intensa expansão do setor sucroenergético no Estado de São Paulo. O objetivo desse trabalho é avaliar os impactos socioeconômicos dessa expansão, tendo como base a representação de bem-estar social proposta por Deaton & Muellbauer (2009). Os impactos da expansão do setor sucroenergético sobre o nível médio da renda *per capita* e sobre sua distribuição entre os municípios paulistas foi estimado através de um modelo de painel espacial dinâmico desenvolvido a partir da decomposição da renda *per capita* em seus principais determinantes proposta por Barros et al. (2004). Além da proporção de adultos na população municipal, da taxa de utilização da força de trabalho e do rendimento médio dos vínculos empregatícios, também foram incluídas como variáveis de controle no modelo a taxa de utilização da força de trabalho na agropecuária e o rendimento médio dos vínculos empregatícios na agropecuária. Adicionalmente, para isolar os impactos socioeconômicos da expansão do setor sucroenergético, a participação da agropecuária na área do município, a participação da agricultura na área da agropecuária, a participação da cana-de-açúcar na área da agricultura e uma *dummy* para os municípios com usina em operação foram incluídas no modelo. As séries abrangem os 645 municípios paulistas no período de 2000 a 2008. Os resultados do modelo Método Generalizado de Momentos em Sistema – GMM-SYS evidenciam a existência de relação de dependência espacial e temporal positiva no PIB real *per capita*. Os efeitos diretos e indiretos estimados indicam que a expansão do setor sucroenergético apresentou um impacto positivo sobre o nível médio da renda *per capita* e, como a expansão do setor ocorreu em municípios de PIB real *per capita* inferior à média paulista, também sobre sua distribuição. Dessa forma, constatou-se que a expansão do setor sucroenergético apresentou um impacto socioeconômico positivo.

Palavras-chave: Setor sucroenergético; Renda *per capita*; Painel espacial dinâmico

ABSTRACT

Impact of sugarcane sector expansion on social-economical concerns: a dynamic spatial analysis about social welfare in Sao Paulo State (2000-2008)

The Brazilian sugarcane sector experienced an intense expansion in Sao Paulo State during the 2000s. The aim of this study is to evaluate the socioeconomic impacts of such expansion, based on the social welfare representation proposed by Deaton & Muellbauer (2009). The impacts of sugarcane sector expansion over the average per capita income and over its distribution between Sao Paulo State's municipalities were estimated through a dynamic spatial panel developed from the decomposition of per capita income into its main determinants proposed by Barros et al. (2004). Besides the municipal rate of adults in the population, rate of workforce employment and average wage, two other variables were included in the model to control regional differences observed in Sao Paulo State's economy: rate of workforce employment in agriculture and farming – A&F and its respective average wage. Additionally, in order to determine the socioeconomic impacts of the sugarcane sector expansion, the share of A&F in the municipal area, the share of agriculture in A&F area, the share of sugarcane in agriculture area and a dummy for cities with mills in operation were also included in the model. The balanced panel for the 645 cities in Sao Paulo State ranges from 2000 to 2008. The results of the system generalized method of moments – GMM-SYS highlight that per capita GDP presents positive lags in both time and space. The estimated direct and indirect effects indicate that sugarcane sector expansion had a positive impact over the average per capita income and, then, also over its distribution throughout Sao Paulo State – since sugarcane sector expansion occurred mainly in cities with per capita GDP lower than the State's average. Accordingly, the conclusion of this study is that sugarcane sector expansion that occurred between 2000 and 2008 presented a positive socioeconomic impact in Sao Paulo State.

Keywords: Sugarcane sector; Per capita income; Dynamic spatial panel

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Mesorregiões do Estado de São Paulo	25
Figura 2 – Densidade demográfica dos municípios paulistas segundo o Censo Demográfico de 2010	29
Figura 3 – Pirâmide etária da população paulista em 2000 e 2008.....	30
Figura 4 – Proporção de adultos na população do Estado de São Paulo (2000 e 2008), em níveis percentuais	32
Figura 5 – Grau de urbanização dos municípios paulistas em 2000 e 2010	37
Figura 6 – Índice de Desenvolvimento Humano Municipal no Estado de São Paulo em 2000	41
Figura 7 – Evolução do Índice Paulista de Responsabilidade Social, 2000 e 2008 ..	44
Figura 8 – Valor adicionado da agricultura (% do PIB) nos municípios paulistas, 2000 e 2008	48
Figura 9 – Regionalização PAER, Estado de São Paulo, 2003	50
Figura 10 – Taxa de utilização (%) média da força de trabalho no Estado de São Paulo, 2000 e 2008	54
Figura 11 – Área com pastagens nos municípios paulistas, em hectares, 2000-2008	57
Figura 12 – Área plantada da lavoura permanente nos municípios paulistas, em hectares, 2000 e 2008.....	61
Figura 13 – Área plantada da silvicultura de <i>eucaliptus</i> e <i>pinus</i> nos municípios paulistas, em hectares, 2000 e 2008.....	64
Figura 14 – Área plantada da lavoura temporária nos municípios paulistas, em hectares, 2000 e 2008.....	67
Figura 15 – Municípios com usinas e/ou destilarias em operação no Estado de São Paulo, 2000 e 2008	70
Figura 16 – Áreas cultivadas com cana-de-açúcar no município de Barretos, safras 2003/04 e 2008/09	72
Figura 17 – Evolução da área cultivada com cana-de-açúcar no município de Morro Agudo, safras 2003/04 – 2008/09	76

Figura 18 – Participação da lavoura de cana-de-açúcar na agricultura dos municípios paulistas, em % da área plantada, 2000 e 2008	77
Figura 19 – PIB real <i>per capita</i> (R\$ de 2008) dos municípios paulistas, 2000 e 2008	89
Figura 20 – Rendimento real médio dos vínculos empregatícios nos municípios do Estado de São Paulo, 2000 e 2008 (em R\$ de 2008).	93
Figura 21 – Rendimento real médio dos vínculos empregatícios na agropecuária nos municípios do Estado de São Paulo, 2000 e 2008 (em R\$ de 2008)	94
Figura 22 – Decomposição da renda <i>per capita</i> em seus fatores determinantes....	107
Figura 23 – Modelos para dados em painel espacial dinâmico	126
Figura 24 – Renda média <i>per capita</i> em uma localidade hipotética	179

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Grau de urbanização das mesorregiões paulistas, 2000 e 2010	36
Gráfico 2 – IDHM versus PIB <i>per capita</i> dos municípios paulistas em 2000	38
Gráfico 3 – Distribuição do número de municípios nas mesorregiões paulistas por grupo de IDHM, em 2000.....	39
Gráfico 4 – Número de municípios por grupo do Índice Paulista de Responsabilidade Social, 2000 e 2008	43
Gráfico 5 – Distribuição dos municípios paulistas segundo as classes de IDHM condicionada aos grupos de IRPS, em 2000	45
Gráfico 6 – Distribuição dos municípios paulistas segundo os grupos de IRPS condicionada às classes de IDHM, em 2000	46
Gráfico 7 – Evolução da área ocupada por lavouras permanentes, lavouras temporárias e pastagens no Estado de São Paulo, 2000-2008.....	55
Gráfico 8 – Área de pastagens no Estado de São Paulo, por tipo, 2000-2008	58
Gráfico 9 – Área plantada das lavouras permanentes no Estado em São Paulo, por cultura, 2000-2008.....	60
Gráfico 10 – Área das florestas plantadas de <i>eucaliptus</i> e <i>pinus</i> no Estado de São Paulo, 2000-2008.....	62
Gráfico 11 – Área plantada das lavouras temporárias no Estado em São Paulo, em por cultura, 2000-2008	65
Gráfico 12 – Número de municípios com unidade industrial do setor sucroenergético em operação, por mesorregião, em 2000 e 2008	69
Gráfico 13 – Função densidade de probabilidade da participação da cana-de-açúcar nas áreas cultivadas dos municípios paulistas, 2000-2008	78
Gráfico 14 – Área cultivada da cana <i>versus</i> sua participação na área total da agricultura dos municípios, 2000 e 2008.....	78
Gráfico 15 – Evolução e variação do PIB real (total e <i>per capita</i>) no Estado de São Paulo, 2000-2008.....	84
Gráfico 16 – Variação anual do PIB real nas mesorregiões paulistas, 2001-2008....	87
Gráfico 17 – Variação anual do PIB real <i>per capita</i> nas mesorregiões paulistas, 2001-2008.....	88

Gráfico 18 – Coeficiente de variação ao quadrado <i>versus</i> coeficiente de dependência espacial.....	185
---	-----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Configuração espacial e demográfica das mesorregiões paulistas	27
Tabela 2 – Ranking dos municípios paulistas por área	28
Tabela 3 – Estrutura etária da população nas mesorregiões paulistas, em % (2000 e 2008)	31
Tabela 4 – Maiores e menores variações da proporção de adultos na população dos municípios paulistas entre 2000 e 2008	33
Tabela 5 – Distribuição dos municípios paulistas por tamanho da população urbana	35
Tabela 6 – Número de municípios nas mesorregiões paulistas por grupo de IDHM, em 2000.....	39
Tabela 7 – Municípios com os maiores e menores IDHM, por mesorregião do Estado de São Paulo, em 2000	40
Tabela 8 – Valor adicionado pelos setores na economia paulista, 2000-2008.....	47
Tabela 9 – Número de unidades locais de indústria, por número de empregados e tipo de atividade, em 2001	51
Tabela 10 – Número de unidades locais de serviços, por tipo de atividade, em 2001	52
Tabela 11 – Número de unidades locais de comércio, por tipo de atividade, em 2001	53
Tabela 12 – Área com pastagens nas mesorregiões paulistas, em milhões de hectares, anos selecionados.....	56
Tabela 13 – Área plantada das lavouras permanentes nas mesorregiões paulistas, em mil hectares, anos selecionados	59
Tabela 14 – Área de florestas plantadas nas mesorregiões paulistas, em mil hectares, anos selecionados.....	63
Tabela 15 – Área plantada das lavouras temporárias nas mesorregiões paulistas, em mil hectares, anos selecionados	66
Tabela 16 – Área total e área plantada com cana-de-açúcar, municípios com e sem unidades industriais do setor sucroenergético em operação, 2000 e 2008	69

Tabela 17 – Área cultivada com cana-de-açúcar nas mesorregiões paulistas, em mil hectares, safras 2003/04 – 2008/09.....	73
Tabela 18 – Área disponível para a colheita e participação na área total cultivada de cana-de-açúcar no Estado de São Paulo, por mesorregião, safras 2003/04 – 2008/09	74
Tabela 19 – Variação da área plantada de cana-de-açúcar e variação da área cultivada da agricultura entre 2000 e 2008, por mesorregião, em pontos percentuais do território	80
Tabela 20 – Variação da área cultivada pela agricultura e variação da área ocupada pela agropecuária entre 2000 e 2008, por mesorregião, em pontos percentuais do território	81
Tabela 21 – PIB real (total e <i>per capita</i>) nas mesorregiões paulistas, 2000-2008	86
Tabela 22 – Ranking dos municípios paulistas segundo PIB real <i>per capita</i> (mil R\$ de 2008), 2000 e 2008	90
Tabela 23 – Algumas características da distribuição do PIB real <i>per capita</i> e do rendimento médio real nos municípios paulistas, 2000 e 2008.....	91
Tabela 24 – Estatísticas descritivas das variáveis contínuas	135
Tabela 25 – Teste do Índice de Moran (I) para autocorrelação espacial global	136
Tabela 26 – Matriz de correlações contemporâneas (2000-2008)	138
Tabela 27 – Estatísticas descritivas associadas à variável discreta.....	139
Tabela 28 – Distribuição das observações por transição da variável binária ao longo do tempo	139
Tabela 29 – Resultados da estimativa do modelo GMM-SYS.....	142
Tabela 30 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. da participação da agropecuária na área do município sobre o PIB real <i>per capita</i> (em R\$ de 2008).....	143
Tabela 31 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. da participação da agricultura na agropecuária sobre o PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008)	144
Tabela 32 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. na participação da cana-de-açúcar na agricultura sobre o PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008).....	145

Tabela 33 – Impacto do início das operações em uma unidade industrial do setor sucroenergético sobre o PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008)	148
Tabela 34 – Efeito total da expansão do setor sucroenergético sobre PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008), considerando que toda a expansão da cana-de-açúcar ocorre em substituição a outras lavouras	151
Tabela 35 – Efeito total da expansão do setor sucroenergético sobre PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008), considerando que a participação da cana-de-açúcar na agricultura permanece constante (substituição de pastagens e florestas plantadas)	152
Tabela 36 – Efeito total da expansão do setor sucroenergético sobre PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008), considerando que a participação da cana na agricultura e da agricultura na agropecuária permanecem constantes (sem substituição)	153
Tabela 37 – Resultados da estimativa do modelo GMM-SYS (versão alternativa)	169
Tabela 38 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. na participação da cana-de-açúcar na agropecuária sobre o PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008), versão alternativa	170
Tabela 39 – Impacto do início das operações em uma unidade industrial do setor sucroenergético sobre o PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008), versão alternativa	170
Tabela 40 – Resultados da estimativa do modelo GMM-SYS (modelo proposto, sem as variáveis w^A e u^A)	171
Tabela 41 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. na participação da cana-de-açúcar na agricultura sobre o PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008), modelo proposto sem as variáveis w^A e u^A	172
Tabela 42 – Impacto do início das operações em uma unidade industrial do setor sucroenergético sobre o PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008), modelo proposto sem as variáveis w^A e u^A	172
Tabela 43 – Resultados da estimativa do modelo GMM-SYS (versão alternativa, sem as variáveis w^A e u^A)	173

Tabela 44 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. na participação da cana-de-açúcar na agropecuária sobre o PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008), versão alternativa sem as variáveis w^A e u^A	174
Tabela 45 – Impacto do início das operações em uma unidade industrial do setor sucroenergético sobre o PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008), versão alternativa sem as variáveis w^A e u^A	174
Tabela 46 – Resultados da estimativa do modelo GMM-SYS (modelo proposto, desdobrando w e u)	175
Tabela 47 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. na participação da cana-de-açúcar na agricultura sobre o PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008), modelo proposto desdobrando w e u	176
Tabela 48 – Impacto do início das operações em uma unidade industrial do setor sucroenergético sobre o PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008), modelo proposto desdobrando w e u	176
Tabela 49 – Resultados da estimativa do modelo GMM-SYS (versão alternativa, desdobrando w e u)	177
Tabela 50 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. na participação da cana-de-açúcar na agropecuária sobre o PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008), versão alternativa desdobrando w e u	178
Tabela 51 – Impacto do início das operações em uma unidade industrial do setor sucroenergético sobre o PIB real <i>per capita</i> municipal (em R\$ de 2008), versão alternativa desdobrando w e u	178
Tabela 52 – Dinâmica da renda <i>per capita</i> após o choque de \$5 no município J, com coeficiente de dependência espacial de 0,2	183
Tabela 53 – Comparativo do aumento na renda <i>per capita</i> dos municípios J e B sob diferentes níveis de dependência espacial	184

1 INTRODUÇÃO

Na última década, o Estado de São Paulo apresentou uma significativa expansão no cultivo de cana-de-açúcar, passando de quase 2,5 milhões de hectares em 2000 para cerca de 5 milhões de hectares em 2010 (IBGE, 2011). Apenas entre 2005 e 2008, o crescimento da área colhida de cana-de-açúcar no estado superou 1,8 milhões de hectares, 53,0% em substituição a áreas de pastagens, 46,7% em substituição a outras lavouras da agricultura paulista e 0,3% em substituição a florestas (NASSAR et al., 2008).

Chagas et al. (2010a) destacam que, apesar das adversidades regionais que pode gerar, o cultivo de cana-de-açúcar apresenta efeitos positivos sobre a renda e o emprego regional. E isso se deve principalmente ao uso mais intenso de mão de obra por hectare, maior rentabilidade por hectare e maior integração entre lavoura e indústria do que os observados em outras culturas de larga escala¹.

A vigorosa expansão do setor sucroenergético na primeira década dos anos 2000 gerou vários questionamentos relacionados aos seus impactos econômicos, sociais e ambientais. Do ponto de vista socioeconômico, um dos aspectos mais importantes a ser abordado é o efeito desse crescimento sobre o bem-estar social.

Um estudo pioneiro no sentido de avaliar e mensurar os impactos socioeconômicos do setor sucroenergético nos municípios do Estado de São Paulo é o de Silva (2008). O modelo proposto pela autora utilizou o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal – IDH-M como *proxy* das condições socioeconômicas, tendo como variáveis explicativas *dummies* para indicar a presença do setor sucroenergético no município e variáveis de controle. Conforme indicado pela própria autora, os resultados não conclusivos de seu estudo podem estar relacionados tanto à escolha do IDH-M como variável dependente para representar o nível de bem-estar, quanto ao fato do modelo econométrico não levar em consideração os efeitos espaciais das externalidades positivas geradas pelo setor sucroenergético.

¹ Atualmente, observa-se uma retração do emprego da mão de obra na atividade canavieira em função da mecanização da colheita. Mesmo assim, ainda é grande o contingente de trabalhadores alocados nessa atividade.

O IDH-M é uma adaptação para a esfera municipal do Índice de Desenvolvimento Humano – IDH calculado para mais de 100 países pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento – PNUD. Ambos os índices são compostos pela média aritmética simples de três subíndices referentes a longevidade, educação e renda. O subíndice IDH-M relativo à longevidade é obtido a partir do indicador de esperança de vida ao nascer. No caso da educação, o subíndice é uma média ponderada de índices que representam a taxa de alfabetização e a frequência escolar. Já o subíndice relativo à dimensão renda é calculado a partir da renda *per capita* média (PNUD, 2011).

Mesmo sendo uma referência mundial utilizada para mensurar e comparar o desenvolvimento humano entre localidades, a composição desses índices (médias de médias) dificulta inferências estatísticas sobre a sua dinâmica. Se, por um lado, o IDH-M é um indicador geral e sintético do bem-estar social, por outro, a forma como é calculado suaviza a variância apresentada pelos subíndices ao longo do tempo, o que pode resultar em uma baixa significância dos coeficientes estimados nos modelos que são ajustados para medir impacto nessa variável.

O conceito de bem-estar social já foi amplamente discutido na vasta literatura existente sobre o tema (BERGSON, 1938; SEN, 1970; DEATON, 1980; BOADWAY & BRUCE, 1984; BARR, 1998; FELDMAN & SERRANO, 2006) entre outros. Destaca-se, entretanto, uma proposta recente de Deaton & Muellbauer (2009). Partindo da teoria do consumidor, os autores mostram que o bem-estar social pode ser representado pelo produto entre o dispêndio total *per capita* real médio e o nível de igualdade em sua distribuição. E como renda e dispêndio constituem uma das mais notórias identidades da economia, pode-se dizer então que o bem-estar social também pode ser avaliado pelo produto entre a renda total *per capita* real média e o nível de igualdade em sua distribuição.

Alguns desenvolvimentos recentes na literatura sobre as diferenças regionais do nível e da distribuição de renda evidenciaram quais são os seus principais determinantes. Barros et al. (2004) relacionam o nível de renda *per capita* a sete de seus determinantes mais diretos, dentre eles: a razão de dependência demográfica (ou seja, a proporção de adultos na população), a taxa de utilização da força de trabalho em atividades econômicas, a renda média do trabalho por adulto ocupado (que, por sua vez, é determinada pelo poder médio de barganha do

trabalhador, qualificação média da força de trabalho e qualidade do posto de trabalho) e as rendas oriundas de outras fontes.

Com relação à dimensão geográfica dos impactos socioeconômicos do setor sucroenergético, o estudo de Chagas et al. (2010a) foi pioneiro ao introduzir controles espaciais em um modelo de painel dinâmico. Segundo os autores, a dispersão regional da produção de cana-de-açúcar implica na existência de uma relação espacial entre os municípios. Por esse motivo, o modelo proposto pelos autores para verificar o efeito da presença e da expansão das lavouras de cana-de-açúcar sobre as receitas fiscais dos municípios paulistas contempla, além das variáveis de controle necessárias para caracterizar cada município, a defasagem espacial da variável dependente.

Tendo em vista esses recentes desdobramentos teóricos e metodológicos e buscando responder a alguns questionamentos da literatura existente, o objetivo desse trabalho é avaliar os impactos socioeconômicos da expansão do setor sucroenergético. Para tanto, serão estimados os efeitos do início das operações em uma unidade industrial do setor sucroenergético e do aumento no cultivo da cana-de-açúcar sobre a renda média dos municípios paulistas.

A estrutura do presente trabalho é a seguinte: no Capítulo 2, é apresentado um panorama geral dos municípios paulistas (em termos de socioeconômicos e demográficos) durante o período analisado, chegando à caracterização das diferenças regionais na atividade econômica do Estado de São Paulo; no Capítulo 3, são exploradas as diferenças regionais da agropecuária paulista, culminando com a caracterização da expansão do setor sucroenergético no estado entre 2000 e 2008; no Capítulo 4, são apresentadas as evoluções no tempo e no espaço do PIB real per capita municipal em SP; no Capítulo 5, há uma breve revisão da literatura sobre bem-estar social e sobre alguns estudos com temática relacionada à deste trabalho; no Capítulo 6, dedicado à metodologia, são apresentados o embasamento teórico, o modelo econômico e os procedimentos econométricos utilizados; nos Capítulos 7 e 8, são apresentadas, respectivamente, a análise dos resultados e a conclusão.

2 PERFIL SOCIOECONÔMICO E DEMOGRÁFICO DOS MUNICÍPIOS PAULISTAS (2000 – 2008)

*Everything is related to everything else,
but near things are more related than distant things.*

1ª Lei da Geografia (Waldo Tobler)

O Estado de São Paulo possui 645 municípios agrupados em 63 microrregiões e 15 mesorregiões geográficas, conforme classificação do IBGE. Na Figura 1, pode-se observar a divisão espacial das 15 mesorregiões de SP.

Figura 1 – Mesorregiões do Estado de São Paulo

Fonte: Elaborado a partir da base cartográfica do IBGE (2011)

De acordo com o critério utilizado pelo IBGE, as mesorregiões são subdivisões dos estados brasileiros que congregam diversos municípios de uma mesma área geográfica com similaridades econômicas e sociais. Por esse motivo, essas unidades territoriais serão utilizadas para caracterizar as diferenças regionais

existentes no Estado de São Paulo, destacando-se, sempre que possível, as heterogeneidades existentes dentro de cada grupo.

2.1 Configuração espacial e demográfica

Como pode ser observado na Tabela 1, São José do Rio Preto é a mesorregião que possui o maior número de municípios. Ocupando quase 12% da área do estado, essa também é a maior de SP. Por outro lado, Litoral Sul Paulista é a mesorregião com menor número de municípios, mas Marília – que ocupa menos de 4% da área do estado – é a menor mesorregião de SP.

O maior município de SP é Iguape, com quase 2 mil km², localizado na mesorregião Litoral Sul Paulista. O menor município é Águas de São Pedro, com apenas 3,6 km², localizado na mesorregião de Piracicaba. Um ranking com os 10 maiores, os 10 menores e a posição relativa do maior e menor município de cada mesorregião no estado está organizado na Tabela 2.

Concentrando mais de 50% da população de SP entre 2000 e 2008 (Tabela 1), a mesorregião Metropolitana de São Paulo foi a mais populosa do estado. Com mais de 2.000 habitantes/km², essa também foi a região mais povoada de SP. Durante o período analisado, Marília foi a mesorregião menos populosa do estado e também a que apresentou menor crescimento populacional – quase a metade do observado no restante de SP entre 2000 e 2008. Entretanto, as mesorregiões menos povoadas de SP em 2008 foram Litoral Sul Paulista e Presidente Prudente.

Entre os municípios, São Paulo (capital) foi o mais populoso², enquanto Diadema foi o mais povoado³. Ambos estão localizados na mesorregião Metropolitana de São Paulo. Por outro lado, o município menos populoso foi Borá, localizado na mesorregião de Assis, enquanto o município menos povoado foi Iporanga, localizado na mesorregião de Itapetininga. A concentração espacial da população nos municípios paulistas está representada na Figura 2.

² O termo populoso refere-se à população residente absoluta.

³ O termo povoado refere-se à densidade demográfica (hab./km²).

Tabela 1 – Configuração espacial e demográfica das mesorregiões paulistas

Mesorregião	Número de municípios	Área		População				Var. anual média da pop. (% a.a.)	Densidade pop. (habitantes/km²)	
				2000		2008			2000	2008
		mil km²	%	mil hab.	%	mil hab.	%			
Estado de São Paulo	645	248,2	100,0%	36.974,4	100,0%	40.419,8	100,0%	1,1%	149,0	162,9
São José do Rio Preto	109	29,4	11,8%	1.419,0	3,8%	1.538,3	3,8%	1,0%	48,3	52,3
Ribeirão Preto	66	27,5	11,1%	2.101,3	5,7%	2.322,1	5,7%	1,3%	76,4	84,4
Araçatuba	36	16,8	6,8%	634,9	1,7%	683,3	1,7%	0,9%	37,8	40,7
Bauru	56	26,7	10,8%	1.307,6	3,5%	1.425,6	3,5%	1,1%	49,0	53,4
Araraquara	21	9,5	3,8%	718,2	1,9%	792,2	2,0%	1,2%	75,6	83,4
Piracicaba	26	9,0	3,6%	1.216,8	3,3%	1.345,1	3,3%	1,3%	135,2	149,5
Campinas	49	14,2	5,7%	3.265,3	8,8%	3.679,1	9,1%	1,5%	229,9	259,1
Presidente Prudente	54	24,0	9,7%	803,2	2,2%	840,5	2,1%	0,6%	33,5	35,0
Marília	20	7,2	2,9%	417,7	1,1%	436,0	1,1%	0,5%	58,0	60,6
Assis	35	12,7	5,1%	516,9	1,4%	546,7	1,4%	0,7%	40,7	43,0
Itapetininga	36	20,2	8,1%	747,6	2,0%	811,1	2,0%	1,0%	37,0	40,2
Macro Metropolitana Paulista	36	12,3	5,0%	2.245,5	6,1%	2.563,9	6,3%	1,7%	182,6	208,4
Vale do Paraíba Paulista	39	16,2	6,5%	1.988,5	5,4%	2.209,8	5,5%	1,3%	122,7	136,4
Litoral Sul Paulista	17	13,2	5,3%	423,2	1,1%	455,9	1,1%	0,9%	32,1	34,5
Metropolitana de São Paulo	45	9,3	3,7%	19.168,7	51,8%	20.770,1	51,4%	1,0%	2.061,2	2.233,3

Fonte: Elaborado a partir de SEADE (2011) e IBGE (2011)

Tabela 2 – Ranking dos municípios paulistas por área

	Município	Mesorregião	Área (km ²)	Ranking UF	Ranking Mesorregião
os 10 maiores de SP	Iguape	Litoral Sul Paulista	1.980,9	1	1
	Itapeva	Itapetininga	1.826,8	2	1
	Itapetininga	Itapetininga	1.792,1	3	2
	Eldorado	Litoral Sul Paulista	1.656,7	4	2
	Capão Bonito	Itapetininga	1.641,0	5	3
	Rancharia	Presidente Prudente	1.584,7	6	1
	Barretos	Ribeirão Preto	1.563,6	7	1
	Teodoro Sampaio	Presidente Prudente	1.556,7	8	2
	São Paulo	Metrop. de São Paulo	1.523,0	9	1
	Botucatu	Bauru	1.482,9	10	1
outros maiores das mesorregiões	Cunha	Vale do Paraíba Paulista	1.407,2	11	1
	Piracicaba	Piracicaba	1.369,5	13	1
	Sto. Antônio do Aracanguá	Araçatuba	1.306,1	14	1
	Marília	Marília	1.170,1	22	1
	São Carlos	Araraquara	1.140,9	25	1
	Santa Cruz do Rio Pardo	Assis	1.116,4	26	1
	Ibiúna	Macro Metrop. Paulista	1.059,7	32	1
	Novo Horizonte	São José do Rio Preto	932,9	48	1
	Casa Branca	Campinas	865,5	54	1
outros menores das mesorregiões	Mongaguá	Litoral Sul Paulista	143,2	521	17
	Brejo Alegre	Araçatuba	104,8	579	36
	Areiópolis	Bauru	86,0	595	56
	Alvinlândia	Marília	85,0	596	20
	Torre de Pedra	Itapetininga	71,3	613	36
	Trabiju	Araraquara	63,4	620	21
	Canitar	Assis	57,4	625	35
	Taquaral	Ribeirão Preto	54,2	628	66
	Vitória Brasil	São José do Rio Preto	49,8	630	109
	Lindóia	Campinas	48,6	632	49
	Potim	Vale do Paraíba Paulista	44,7	633	39
	Várzea Paulista	Macro Metrop. Paulista	34,6	636	36
	Nova Guataporanga	Presidente Prudente	34,1	637	54
os 10 menores de SP	Vargem Grande Paulista	Metrop. de São Paulo	33,5	638	39
	Diadema	Metrop. de São Paulo	30,7	639	40
	Ferraz de Vasconcelos	Metrop. de São Paulo	30,1	640	41
	Taboão da Serra	Metrop. de São Paulo	20,5	641	42
	Jandira	Metrop. de São Paulo	17,5	642	43
	Poá	Metrop. de São Paulo	17,2	643	44
	São Caetano do Sul	Metrop. de São Paulo	15,4	644	45
	Águas de São Pedro	Piracicaba	3,6	645	26

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011) e IBGE (2011)

Figura 2 – Densidade demográfica dos municípios paulistas segundo o Censo Demográfico de 2010

Fonte: SIDRA/IBGE (2011)

Além da concentração populacional, outra característica demográfica que apresenta distribuição heterogênea – e que passou por transformações significativas nos últimos anos – foi a estrutura etária da população. Como se pode observar através da Figura 3, entre 2000 e 2008, ocorreu um estreitamento da base da pirâmide etária do Estado de São Paulo e um alargamento das partes intermediária e superior. Em 2000, a maior parte da população paulista possuía de 15 a 19 anos. Já em 2008, a maior parte tinha de 25 a 29 anos. Essas transformações representam não apenas o envelhecimento da população, mas também a redução do crescimento populacional ao longo do período.

Figura 3 – Pirâmide etária da população paulista em 2000 e 2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

Entre as mesorregiões do estado, como pode ser observado na Tabela 3, a Litoral Sul Paulista apresenta maior proporção de crianças e jovens em sua população. Por outro lado, São José do Rio Preto não apenas apresenta a menor proporção de jovens e crianças, como também é a mesorregião que apresenta maior proporção de idosos em sua população. Essa heterogeneidade na estrutura etária da população entre as mesorregiões é consequência da diferença na proporção de adultos residentes nos municípios, que pode ser observada na Figura 4.

Tabela 3 – Estrutura etária da população nas mesorregiões paulistas, em % (2000 e 2008)

Mesorregião		Grupos etários										
		menos de 15	15 - 19	20 - 24	25 - 29	30 - 34	35 - 39	40 – 44	45 – 49	50 - 54	55 - 59	60 ou mais
2000	São José do Rio Preto	23,7%	9,4%	8,9%	7,9%	8,0%	7,9%	7,2%	6,0%	5,1%	4,2%	11,8%
	Ribeirão Preto	26,4%	9,9%	9,2%	8,2%	7,9%	7,7%	6,9%	5,7%	4,7%	3,6%	9,7%
	Araçatuba	24,5%	9,4%	9,0%	8,3%	8,1%	7,9%	7,0%	5,9%	5,0%	4,0%	11,0%
	Bauru	26,0%	9,8%	9,2%	8,2%	7,7%	7,6%	6,8%	5,8%	4,6%	3,6%	10,7%
	Araraquara	25,2%	9,8%	9,3%	8,3%	8,0%	7,9%	7,0%	5,8%	4,7%	3,6%	10,3%
	Piracicaba	25,9%	9,9%	9,3%	8,3%	8,0%	7,8%	7,0%	5,8%	4,7%	3,5%	9,8%
	Campinas	25,6%	9,7%	9,4%	8,5%	8,3%	8,0%	7,2%	5,9%	4,7%	3,5%	9,3%
	Presidente Prudente	25,5%	9,5%	8,8%	7,9%	8,0%	7,7%	6,7%	5,6%	4,8%	4,0%	11,4%
	Marília	25,2%	9,6%	9,2%	8,2%	7,7%	7,6%	6,9%	5,7%	4,8%	3,8%	11,3%
	Assis	26,3%	9,7%	8,7%	7,8%	7,7%	7,6%	6,7%	5,7%	4,8%	3,9%	10,9%
	Itapetininga	30,0%	10,3%	9,0%	7,9%	7,4%	7,2%	6,2%	5,2%	4,3%	3,4%	9,1%
	Macro Metropolitana Paulista	27,2%	10,1%	9,5%	8,4%	8,0%	7,8%	6,9%	5,6%	4,5%	3,3%	8,8%
	Vale do Paraíba Paulista	27,6%	10,2%	9,6%	8,5%	8,0%	7,8%	6,9%	5,7%	4,5%	3,2%	7,9%
	Litoral Sul Paulista	31,1%	10,5%	9,1%	7,6%	6,9%	6,6%	5,9%	5,1%	4,2%	3,6%	9,4%
Metropolitana de São Paulo	26,4%	9,8%	9,8%	9,0%	8,4%	7,8%	6,9%	5,8%	4,5%	3,2%	8,2%	
	Estado de São Paulo	26,3%	9,8%	9,5%	8,7%	8,2%	7,8%	6,9%	5,8%	4,6%	3,4%	9,0%
2008	São José do Rio Preto	19,7%	7,9%	8,6%	8,5%	8,1%	7,6%	7,4%	6,9%	6,1%	5,1%	14,1%
	Ribeirão Preto	22,1%	8,6%	9,1%	9,0%	8,3%	7,5%	7,0%	6,5%	5,7%	4,6%	11,7%
	Araçatuba	20,3%	8,1%	8,5%	8,5%	8,2%	7,9%	7,4%	6,9%	6,0%	5,0%	13,3%
	Bauru	22,0%	8,5%	8,8%	8,7%	8,2%	7,5%	7,0%	6,5%	5,7%	4,7%	12,4%
	Araraquara	21,0%	8,3%	9,1%	9,0%	8,4%	7,6%	7,2%	6,7%	5,8%	4,7%	12,2%
	Piracicaba	21,8%	8,4%	9,0%	9,1%	8,4%	7,6%	7,1%	6,6%	5,7%	4,6%	11,7%
	Campinas	21,3%	8,3%	9,0%	9,2%	8,6%	7,8%	7,4%	6,7%	5,8%	4,6%	11,3%
	Presidente Prudente	21,0%	8,4%	8,5%	8,1%	7,9%	7,5%	7,3%	6,8%	5,9%	4,9%	13,8%
	Marília	21,0%	8,2%	8,6%	8,4%	8,0%	7,5%	7,1%	6,6%	5,9%	4,9%	13,8%
	Assis	22,3%	8,5%	8,5%	8,1%	7,8%	7,3%	7,0%	6,7%	5,8%	4,9%	13,1%
	Itapetininga	25,2%	9,2%	8,7%	8,5%	7,9%	7,3%	6,6%	6,1%	5,3%	4,3%	11,0%
	Macro Metropolitana Paulista	22,8%	8,6%	9,0%	9,0%	8,5%	7,7%	7,1%	6,5%	5,6%	4,4%	10,7%
	Vale do Paraíba Paulista	23,2%	8,7%	8,9%	8,9%	8,5%	7,7%	7,1%	6,5%	5,7%	4,5%	10,2%
	Litoral Sul Paulista	26,7%	9,0%	7,6%	7,5%	7,5%	6,9%	6,3%	5,9%	5,3%	4,7%	12,6%
Metropolitana de São Paulo	22,8%	8,3%	9,1%	9,4%	8,8%	7,9%	7,2%	6,4%	5,5%	4,4%	10,2%	
	Estado de São Paulo	22,4%	8,4%	9,0%	9,1%	8,6%	7,8%	7,2%	6,5%	5,6%	4,5%	11,0%

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

Figura 4 – Proporção de adultos na população do Estado de São Paulo (2000 e 2008), em níveis percentuais

Fonte: Elaborado pelo autor através do software ArcView a partir de SEADE (2011)

A proporção de adultos na população⁴ pode ser entendida como uma *proxy* para a força de trabalho existente em cada município. No Estado de São Paulo, entre 2000 e 2008, 75,5% da população possuía mais de 15 anos. Mas a proporção de adultos na população variou de 63,6% a 92,5% nos municípios paulistas, caracterizando a existência de diferentes níveis de disponibilidade de mão-de-obra dentro do estado.

Além disso, como pode ser observado na Tabela 4, a variação da proporção de adultos na população apresentou padrões distintos entre os municípios paulistas. Por exemplo, no que apresentou o menor crescimento durante o período analisado, União Paulista, a proporção de adultos na população passou de 75,85% em 2000 para 76,51% em 2008. Já em Balbinos, município que apresentou o maior crescimento, essa proporção passou de 73,25% em 2000 para 89,13% em 2008.

Tabela 4 – Maiores e menores variações da proporção de adultos na população dos municípios paulistas entre 2000 e 2008

Período	Menor expansão (ou maior retração)			Maior expansão		
	Município	Mesorregião	Δ	Município	Mesorregião	Δ
00 - 01	Holambra	Campinas	-0,03%	Balbinos	Bauru	5,15%
01 - 02	Holambra	Campinas	0,07%	Balbinos	Bauru	5,02%
02 - 03	União Paulista	São José do Rio Preto	-0,26%	Balbinos	Bauru	4,30%
03 - 04	Holambra	Campinas	0,00%	Balbinos	Bauru	4,03%
04 - 05	Queiroz	Marília	0,05%	Balbinos	Bauru	3,13%
05 - 06	Itaóca	Itapetininga	0,00%	Borá	Assis	1,47%
06 - 07	São Caetano do Sul	Metrop. de São Paulo	0,01%	Trabiju	Araraquara	1,59%
07 - 08	Gastão Vidigal	São José do Rio Preto	-0,03%	Nova Campina	Itapetininga	1,30%
00 - 08	União Paulista	São José do Rio Preto	0,87%	Balbinos	Bauru	21,68%

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

⁴ Devido à disponibilidade de dados, a proporção de adultos na população foi calculada como o número de habitantes com mais de 15 anos sobre a população total.

2.2 Desenvolvimento urbano

Como pode ser observado na Tabela 5, em 2000 e em 2010, a maior parte dos municípios paulistas era composta por centros de pequeno porte. Dados o crescimento populacional (Tabela 1) e aumento do grau de urbanização (Gráfico 1), entretanto, o número de municípios com até 100 mil habitantes sofreu uma redução, passando de 587 em 2000 para 572 em 2010.

Em 2000, as duas cidades com mais de 1 milhão de habitantes, São Paulo (capital) e Guarulhos, estão localizadas na mesorregião Metropolitana de São Paulo. Em 2010, o município de Campinas, pertencente à mesorregião de mesmo nome, juntou-se a esse grupo, denominado metrópoles de 1ª ordem. Outras seis cidades destacam-se na categoria de metrópoles de 2ª ordem, com população urbana de 500 mil a 1 milhão de habitantes em 2010: São Bernardo do Campo, Santo André e Osasco (pertencentes à mesorregião Metropolitana de São Paulo), São José dos Campos (mesorregião Vale do Paraíba Paulista), Ribeirão Preto (mesorregião Ribeirão Preto) e Sorocaba (mesorregião Macro Metropolitana Paulista).

Por outro lado, a mesorregião Litoral Sul Paulista destaca-se pela ausência de municípios de médio e grande porte. Os dois maiores municípios da região, Itanhaém e Peruíbe, possuíam de 50 mil a 100 mil habitantes em 2010. Já na mesorregião de Presidente Prudente, observa-se a existência de apenas 1 município de médio porte (o de mesmo nome da mesorregião). Todos os demais municípios dessas duas mesorregiões possuíam menos de 50 mil habitantes.

Além de possuir as maiores cidades do estado, a mesorregião Metropolitana de São Paulo também é a que apresenta o maior grau de urbanização, que chegou a 98,9% em 2010, como pode ser observado no Gráfico 1. Por outro lado, a mesorregião com menor grau de urbanização é Itapetininga, com apenas 81,8% no mesmo ano.

No agregado, observa-se um aumento no grau de urbanização de todas as mesorregiões paulistas. Entretanto, 75 municípios espalhados por todas as mesorregiões (exceto Araraquara) apresentaram uma redução em seu grau de urbanização. Em outros 24 municípios, localizados principalmente na mesorregião Metropolitana de São Paulo, não houve alteração no grau de urbanização entre

2000 e 2010, uma vez que o nível máximo (100%) já tinha sido atingido no início do período. A evolução do grau de urbanização dos municípios paulistas está representada na Figura 5.

Tabela 5 – Distribuição dos municípios paulistas por tamanho da população urbana

	Menos de 50 mil hab. (pequeno)	De 50 mil a 100 mil hab. (méd.-peq.)	De 100 mil a 250 mil hab. (médio)	De 250 mil a 500 mil hab. (grande)	De 0,5 a 1 milhão hab. (metróp. de 2a ordem)	Mais de 1 milhão de hab. (metróp. de 1a ordem)
São José do Rio Preto						
2000	105	2	1	1	-	-
2010	104	3	1	1	-	-
Ribeirão Preto						
2000	60	4	-	1	1	-
2010	59	3	2	1	1	-
Araçatuba						
2000	32	3	1	-	-	-
2010	32	2	2	-	-	-
Bauru						
2000	50	3	2	1	-	-
2010	50	3	2	1	-	-
Araraquara						
2000	18	1	2	-	-	-
2010	17	2	2	-	-	-
Piracicaba						
2000	21	2	2	1	-	-
2010	21	1	2	2	-	-
Campinas						
2000	35	7	6	-	1	-
2010	30	11	7	-	-	1
Presidente Prudente						
2000	53	-	1	-	-	-
2010	53	-	1	-	-	-
Marília						
2000	18	1	1	-	-	-
2010	18	1	1	-	-	-
Assis						
2000	33	2	-	-	-	-
2010	33	1	1	-	-	-
Itapetininga						
2000	33	2	1	-	-	-
2010	33	1	2	-	-	-
Macro Metropolitana Paulista						
2000	26	6	2	2	-	-
2010	25	3	6	1	1	-
Vale do Paraíba Paulista						
2000	28	7	3	-	1	-
2010	28	6	3	1	1	-
Litoral Sul Paulista						
2000	15	2	-	-	-	-
2010	15	2	-	-	-	-
Metropolitana de São Paulo						
2000	12	6	14	8	3	2
2010	10	5	15	10	3	2
Estado de São Paulo						
2000	539	48	36	14	6	2
2010	528	44	47	17	6	3

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IBGE (2011)

Mas a concentração da população em grandes centros urbanos não necessariamente é desejável do ponto de vista de bem estar. O agravamento de problemas sociais como poluição, criminalidade, deficiência nos serviços públicos, entre outros, levou à criação de indicadores socioeconômicos que medissem de forma mais fidedigna as condições de vida da população nos municípios.

Gráfico 1 – Grau de urbanização das mesorregiões paulistas, 2000 e 2010

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE e IBGE (2011)

Como já foi mencionado, considerando que a renda *per capita* é insuficiente como único indicador de condições de vida de uma população, o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento – PNUD propôs o Índice de Desenvolvimento Humano – IDH. Além da renda *per capita*, o IDH contempla também a longevidade e a escolaridade, constituindo-se, portanto, em um indicador mais abrangente das condições de vida da população. No Brasil, com base nas informações coletadas pelos Censos Demográficos, é calculado também o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal – IDHM, o qual permite a comparação das condições de vida entre as cidades.

Na prática, como pode ser observada através do Gráfico 2, a inclusão dos indicadores de longevidade e escolaridade no cálculo do IDHM atenua a importância da renda na medida de qualidade de vida da população. Embora os municípios com maiores PIB *per capita* tendam a apresentar maiores IDHM, essas variáveis apresentam uma relação log-linear, indicando que aumentos sucessivos no PIB *per capita* perdem importância para o bem-estar da população medido através do IDHM, que também leva em conta aspectos relacionados a saúde e educação.

Figura 5 – Grau de urbanização dos municípios paulistas em 2000 e 2010

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IBGE (2011)

Gráfico 2 – IDHM versus PIB *per capita* dos municípios paulistas em 2000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

O PNUD também definiu um critério para agrupar os países em termos de desenvolvimento humano, tendo como referência os quartis da distribuição do IDH no mundo. Aplicando-se esse mesmo conceito de classificação relativa aos municípios paulistas observa-se que, em 2000, as mesorregiões de São José do Rio Preto, Itapetininga e Presidente Prudente concentraram 47% dos municípios paulistas com IDHM baixo no Estado de São Paulo (ver Tabela 6). Por outro lado, 43% dos municípios com IDHM muito alto estavam localizados nas mesorregiões de Campinas, Ribeirão Preto e São José do Rio Preto.

Como pode ser observado no Gráfico 3, as mesorregiões de Campinas e Piracicaba podem ser apontadas como as que apresentam melhores condições de vida no Estado de São Paulo, uma vez que mais de 90% dos municípios nessas mesorregiões apresentam IDHM alto ou muito alto. Em Itapetininga e no Litoral Sul Paulista, entretanto, mais de 80% dos municípios apresentam IDHM baixo e médio e, por isso, pode-se dizer que essas mesorregiões apresentam as piores condições de vida do estado.

Tabela 6 – Número de municípios nas mesorregiões paulistas por grupo de IDHM, em 2000

	Baixo (0,645 - 0,757)	Médio (0,758 - 0,779)	Alto (0,780 - 0,801)	Muito Alto (0,802 - 0,919)
São José do Rio Preto	27	40	22	20
Ribeirão Preto	7	21	16	22
Araçatuba	8	10	9	9
Bauru	14	16	13	13
Araraquara	3	5	8	5
Piracicaba	1	1	10	14
Campinas	1	3	17	28
Presidente Prudente	22	13	15	4
Marília	10	3	5	2
Assis	10	14	7	4
Itapetininga	26	5	4	1
Macro Metropolitana Paulista	6	9	10	11
Vale do Paraíba Paulista	10	10	7	12
Litoral Sul Paulista	9	5	2	1
Metropolitana de São Paulo	5	10	14	16
Estado de São Paulo	159	165	159	162

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

Gráfico 3 – Distribuição do número de municípios nas mesorregiões paulistas por grupo de IDHM, em 2000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

Com IDHM de 0,919 em 2000, São Caetano do Sul foi o município que apresentou as melhores condições de vida em SP. No extremo oposto, Itapirapuã Paulista, com IDHM de 0,645 no mesmo ano, foi o município que apresentou as piores condições de vida no estado. Na Tabela 7 encontram-se dispostos os municípios com maiores e menores IDHMs em cada mesorregião e a Figura 6 ilustra a distribuição espacial do IDHM no Estado de São Paulo.

Tabela 7 – Municípios com os maiores e menores IDHM, por mesorregião do Estado de São Paulo, em 2000

Mesorregião	Maior IDHM			Menor IDHM		
	Município	Índice	ranking SP	Município	Índice	ranking SP
São José do Rio Preto	S. José do Rio Preto	0,834	25	Nova Canaã Pta.	0,726	616
Ribeirão Preto	Ribeirão Preto	0,855	6	Serra Azul	0,742	569
Araçatuba	Ilha Solteira	0,850	10	Lourdes	0,737	592
Bauru	Lins	0,827	42	Guarantã	0,727	614
Araraquara	São Carlos	0,841	17	Dobrada	0,745	559
Piracicaba	Águas de S. Pedro	0,908	2	Mombuca	0,750	535
Campinas	Vinhedo	0,857	4	Pedra Bela	0,733	599
Presidente Prudente	Pres. Prudente	0,846	14	Caiuá	0,710	627
Marília	Marília	0,821	58	Arco-Íris	0,708	630
Assis	Assis	0,829	37	Tejupá	0,704	634
Itapetininga	Cerquilha	0,825	51	Itapirapuã Pta.	0,645	645
Macro Metr. Paulista	Jundiaí	0,857	5	Tapiraí	0,738	587
Vale do Paraíba Pta.	S. José dos Campos	0,849	11	Arapeí	0,716	625
Litoral Sul Pta.	Ilha Comprida	0,803	151	Barra do Turvo	0,663	641
Metr. de São Paulo	S. Caetano do Sul	0,919	1	Francisco Morato	0,738	588

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

Compartilhando o paradigma que sustenta o IDH, a Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados – SEADE criou o Índice Paulista de Responsabilidade Social – IPRS. Esse índice preserva as três dimensões que compõem o IDH (renda, escolaridade e longevidade), mas é construído com base em variáveis aptas a captar mudanças nas condições de vida do município em curto espaço de tempo e com periodicidade que permite sua atualização nos anos entre os censos demográficos.

O IPRS é composto de quatro indicadores: três setoriais, que mensuram as condições atuais de renda, escolaridade e longevidade, e uma tipologia constituída de cinco grupos, que resume a situação dos municípios segundo as três dimensões

consideradas. Cabe ressaltar, entretanto, que os componentes dos indicadores setoriais utilizados no IDHM e no IPRS são distintos.

Figura 6 – Índice de Desenvolvimento Humano Municipal no Estado de São Paulo em 2000

Fonte: Dados do PNUD Brasil (2011)

Na dimensão renda, por exemplo, o IPRS avalia a riqueza dos municípios através do consumo de energia elétrica (nas residências, na agricultura, no comércio e nos serviços), da remuneração média dos empregados com carteira assinada e do valor adicionado fiscal *per capita*. No IDHM, entretanto, a variável utilizada para essa mesma finalidade é a renda municipal *per capita*⁵.

A dimensão escolaridade é avaliada no IPRS através da porcentagem de crianças de 5 e 6 anos que frequentam a pré-escola, da porcentagem de jovens de 15 a 17 anos com pelo menos 4 anos de escolaridade, da porcentagem de jovens de 15 a 17 anos que concluíram o ensino fundamental e da porcentagem de jovens de 18 e 19 anos que concluíram o ensino médio. Mas o acesso à educação é medido no IDHM através da porcentagem de pessoas alfabetizadas entre os moradores com mais de 15 anos e da taxa de frequência bruta a salas de aula.

Já a dimensão longevidade é abordada no IPRS pelas taxas de mortalidade perinatal, infantil, de pessoas entre 15 e 39 anos e de pessoas acima de 60 anos. No IDHM, o critério utilizado é a esperança de vida ao nascer.

Além dos três indicadores setoriais, conforme destacado anteriormente, o IPRS também classifica os municípios em 5 categorias:

- Grupo 1 - Municípios com nível elevado de riqueza e bons níveis nos indicadores sociais;
- Grupo 2 - Municípios que, embora com níveis de riqueza elevados, não exibem bons indicadores sociais;
- Grupo 3 - Municípios com nível de riqueza baixo, mas com bons indicadores nas demais dimensões;
- Grupo 4 - Municípios que apresentam baixos níveis de riqueza e nível intermediário de longevidade e/ou escolaridade;
- Grupo 5 - Municípios mais desfavorecidos, tanto em riqueza com nos indicadores sociais.

Como pode ser observado no Gráfico 4, a maior parte dos municípios paulistas enquadrava-se nos grupos de baixa riqueza com indicadores sociais bons ou intermediários em 2000 e 2008. E, apesar das pequenas alterações no número

⁵ Valores extraídos do questionário da amostra do Censo. Considera todo tipo de renda obtida pelos moradores daquele município: salários, pensões, aposentadorias e transferências governamentais, entre outros (PNUD, 2012).

absoluto de municípios que pertencem a cada grupo nesse período, uma ressalva precisa ser feita: os critérios utilizados para qualificar a riqueza e os indicadores sociais dos municípios são relativos e definidos para cada ano. Dessa forma, a simples comparação do IRPS em 2000 e 2008 não retrata adequadamente a dinâmica do desenvolvimento no estado ao longo do período.

A distribuição espacial dos grupos de IRPS em 2000 e 2008, tendo como base os critérios de 2000, está representada na Figura 7. É interessante observar que, em 2008, nenhum dos municípios se enquadrava no grupo de baixa riqueza e baixos indicadores sociais segundo os padrões de 2000, indicando uma expressiva melhora nas condições de vida no Estado de São Paulo.

Gráfico 4 – Número de municípios por grupo do Índice Paulista de Responsabilidade Social, 2000 e 2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

Figura 7 – Evolução do Índice Paulista de Responsabilidade Social, 2000 e 2008

Fonte: SEADE (2011)

Embora o IDHM e o IPRS sejam indicadores de condições de vida da população conceitualmente parecidos, o caráter essencialmente normativo (e, muitas vezes, até subjetivo) da avaliação do bem-estar social pode resultar em algumas inconsistências entre os indicadores. Ou seja, dependendo do critério utilizado, as condições de vida da população de um mesmo município em determinado ano podem ser consideradas boas por um indicador e ruins por outro.

Como pode ser observado através do Gráfico 5, a distribuição das classes de IDHM condicionada aos grupos do IPRS revela que quase 90% dos municípios paulistas com elevada riqueza e bons indicadores sociais (grupo 1 do IPRS) também apresentaram IDHM muito alto em 2000. Contudo, a distribuição dos grupos de IPRS condicionada às classes de IDHM (Gráfico 6) indica que mais de 60% dos municípios paulistas com IDHM muito alto possuía baixa riqueza ou baixos indicadores sociais segundo o IPRS.

Gráfico 5 – Distribuição dos municípios paulistas segundo as classes de IDHM condicionada aos grupos de IPRS, em 2000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

Gráfico 6 – Distribuição dos municípios paulistas segundo os grupos de IRPS condicionada às classes de IDHM, em 2000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

2.3 Atividade econômica

Entre 2000 e 2008, o setor preponderante na economia paulista foi o de comércio e serviços, responsável por 67,0% do valor adicionado no estado. A indústria foi o segundo setor mais importante, com 30,9% do valor adicionado na economia paulista. E mesmo com a agropecuária representando apenas 2,1% do valor adicionado no estado, esse setor desempenha um papel fundamental na economia do interior paulista – onde, muitas vezes, responde por mais de 15% do valor adicionado (ver Tabela 8 e Figura 8).

Em 57,8% dos municípios, espalhados por todas as mesorregiões do Estado de São Paulo, a participação do valor adicionado pela agropecuária aumentou de 2000 para 2008. Na outra metade, onde a dispersão das atividades de produção em

alguns polos industriais⁶ foi acompanhada por um movimento de interiorização dos setores de comércio e serviços, a importância relativa da agropecuária para a economia desses municípios foi reduzida.

Tabela 8 – Valor adicionado pelos setores na economia paulista, 2000-2008

	Agropecuária	Indústria	Comércio e serviços
2000	1,4%	31,5%	67,1%
2001	2,3%	30,1%	67,6%
2002	2,7%	30,2%	67,1%
2003	2,5%	31,6%	65,9%
2004	2,2%	33,8%	64,0%
2005	1,8%	31,7%	66,5%
2006	2,2%	30,1%	67,7%
2007	2,0%	29,6%	68,4%
2008	1,5%	29,5%	69,0%

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

Segundo Cleps (2003), a desconcentração industrial e comercial da capital em direção ao interior paulista, promoveu uma divisão territorial do trabalho que privilegiou não só a cidade de São Paulo, mas toda a sua Região Metropolitana – RMSP. Dados da Pesquisa da Atividade Econômica Regional – PAER/SP de 2001, organizados nas Tabelas 9 a 11, evidenciam que mais de 50% das unidades industriais de todos os portes (com destaque para a produção de bens de capital e consumo duráveis), 45% das unidades de comércio (com destaque para o segmento de atacado) e 60% das unidades de serviços (com destaque para as atividades de informática) estavam concentradas na RMSP⁷.

⁶ Campinas, São José dos Campos, Paulínia, Taubaté, Jundiaí, São Carlos, Piracicaba, Sorocaba, Amparo, Indaiatuba, Rio Claro, Americana, Araraquara, Santa Bárbara D'Oeste, Sumaré, Pindamonhangaba, Salto, Itu, Botucatu, entre outros.

⁷ De acordo com a classificação da Fundação SEADE, os municípios da RMSP são: Arujá, Barueri, Biritiba-Mirim, Caieiras, Cajamar, Carapicuíba, Cotia, Diadema, Embu, Embu-Guaçu, Ferraz de Vasconcelos, Francisco Morato, Franco da Rocha, Guararema, Guarulhos, Itapeverica da Serra, Itapevi, Itaquaquecetuba, Jandira, Juquitiba, Mairiporã, Mauá, Mogi das Cruzes, Osasco, Pirapora do Bom Jesus, Poá, Ribeirão Pires, Rio Grande da Serra, Salesópolis, Santa Isabel, Santana de Parnaíba, Santo André, São Bernardo do Campo, São Caetano do Sul, São Lourenço da Serra, São Paulo, Suzano, Taboão da Serra e Vargem Grande Paulista. Na classificação do IBGE, além dos 39 municípios supracitados, também pertencem à RMSP: Bertioga, Cubatão, Guarujá, Praia Grande, Santos e São Vicente.

Figura 8 – Valor adicionado da agricultura (% do PIB) nos municípios paulistas, 2000 e 2008

Fonte: Elaborado pelo autor através do software ArcView a partir de SEADE (2011)

Ainda segundo a PAER/SP, a segunda região administrativa mais importante em número de unidades de indústria, comércio e serviços foi Campinas. Com 20% das unidades industriais de bens intermediários, 25% das unidades de varejo especializado em máquinas e aparelhos e 26% dos serviços para agricultura, essa

região administrativa incorpora as mesorregiões de Campinas e Piracicaba segundo a classificação do IBGE.

A região Norte do Estado de São Paulo, que agrega as mesorregiões de São José do Rio Preto, Ribeirão Preto e Araraquara, estava quase no mesmo patamar da região de Campinas em unidades de comércio e serviços. Com 19% do varejo em pequenos mercados e 18% dos serviços para agricultura, a região Norte também se destacou pelo número de hipermercados e supermercados e pelos serviços de alojamento. Com relação à indústria, 15% das unidades de produção de bens de consumo não duráveis estavam localizados nessa mesorregião.

A especialização da indústria local na produção de bens de consumo não duráveis foi observada na Região Metropolitana, na Baixada Santista, no Norte e no Oeste do Estado São Paulo. Já nas regiões de Campinas, Sorocaba e São José dos Campos, a maior parte da indústria local dedicava-se à produção de bens intermediários. O varejo especializado representava quase 40% das unidades de comércio em todas as regiões de SP. E, entre os serviços, os estabelecimentos especializados em alimentação prevaleceram em quase todas as regiões do estado – exceto na RMSP, onde seu número foi superado pelo de estabelecimentos que prestam serviços auxiliares às empresas.

A concentração de indústria, comércio e serviços na RMSP e na região de Campinas leva a uma maior utilização da força de trabalho local, representada pela razão entre o número de vínculos empregatícios e a população em idade economicamente ativa na Figura 10. Em 2000, a média da taxa de utilização da força de trabalho nos municípios paulistas foi 20,4%, com o mínimo de 2,9% em Barra do Chapéu (mesorregião de Itapetininga) e o máximo de 293,6% em Morungaba (mesorregião Macro Metropolitana Paulista). Já em 2008, a média aumentou para 27,0%, com mínimo de 6,9% em Francisco Morato (mesorregião Metropolitana de São Paulo) e máximo de 212,9% em Borá (mesorregião de Assis).

Figura 9 – Regionalização PAER, Estado de São Paulo, 2003

Fonte: SEADE (2011)

Tabela 9 – Número de unidades locais de indústria, por número de empregados e tipo de atividade, em 2001

Atividades	Regiões Administrativas							Total Estado de São Paulo
	Campinas	São José dos Campos	Sorocaba	Baixada Santista e Registro	Metropolitana de São Paulo	Norte	Oeste	
TOTAL	9.054	1.513	3.051	831	26.563	5.772	3.911	50.695
até 29 pessoas	7.084	1.155	2.320	734	21.128	4.784	3.247	40.452
30 a 99 pessoas	1.273	223	485	71	3.651	680	436	6.819
100 a 499 pessoas	594	106	218	21	1.559	267	186	2.951
mais de 500 pessoas	103	29	28	5	225	41	42	473
Bens de Consumo Não Duráveis	3.738	487	1.130	471	11.594	3.423	2.068	22.911
até 29 pessoas	3.052	419	906	434	9.891	2.856	1.662	19.220
30 a 99 pessoas	444	42	130	32	1.168	385	255	2.456
100 a 499 pessoas	210	21	80	5	466	155	119	1.056
mais de 500 pessoas	32	5	14	-	69	27	32	179
Bens Intermediários	3.979	792	1.597	293	10.032	1.697	1.439	19.829
até 29 pessoas	3.138	617	1.221	250	7.606	1.425	1.261	15.518
30 a 99 pessoas	570	118	281	27	1.640	201	123	2.960
100 a 499 pessoas	235	43	92	13	706	64	48	1.201
mais de 500 pessoas	36	14	3	3	80	7	7	150
Bens de Capital e de Consumo Duráveis	1.337	234	324	67	4.937	652	404	7.955
até 29 pessoas	894	119	193	50	3.631	503	324	5.714
30 a 99 pessoas	259	63	74	12	843	94	58	1.403
100 a 499 pessoas	149	42	46	3	387	48	19	694
mais de 500 pessoas	35	10	11	2	76	7	3	144

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

Tabela 10 – Número de unidades locais de serviços, por tipo de atividade, em 2001

Atividades	Regiões Administrativas							Total do Estado de São Paulo
	Campinas	São José dos Campos	Sorocaba	Baixada Santista e Registro	Metropolitana de São Paulo	Norte	Oeste	
TOTAL	43.431	14.729	15.811	14.700	232.955	37.050	26.242	384.918
Serv. Agricultura	511	57	152	51	687	348	182	1.988
Serv. Técnicos às Empresas	2.580	1.204	920	984	26.196	3.155	1.497	36.536
Ativ. Imobiliárias	2.179	617	662	921	12.531	1.332	780	19.022
Serv. Aux. às Empresas	5.473	1.561	1.860	1.254	42.467	2.746	2.098	57.459
Transporte	5.204	1.367	1.584	1.694	19.387	4.329	2.778	36.343
Telecomunicações	82	20	19	29	898	149	33	1.230
Correio	169	64	99	71	770	214	201	1.588
Ativ. Informática	1.547	447	348	269	20.378	745	488	24.222
Ativ. Lazer/Cultura	1.515	733	929	670	9.309	2.431	1.091	16.678
Alojamento	502	670	111	898	1.701	951	930	5.763
Alimentação	10.114	4.152	4.486	3.836	41.243	9.418	8.174	81.423
Saúde	2.376	904	780	512	14.024	2.010	1.094	21.700
Educação Formal	1.497	478	432	481	7.114	1.090	753	11.845
Educação Não-Formal	764	302	279	173	3.555	764	564	6.401
Energia, Gás e Água	137	84	161	48	689	243	339	1.701
Limp. Urbana/Esgoto	46	17	24	10	252	17	2	368
Serv. Pessoais, Ativ. Assistenciais e Outros	8.736	2.051	2.966	2.798	31.754	7.106	5.237	60.648

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

Tabela 11 – Número de unidades locais de comércio, por tipo de atividade, em 2001

Atividades	Regiões Administrativas							Total Estado de São Paulo
	Campinas	São José dos Campos	Sorocaba	Baixada Santista e Registro	Metrop. de São Paulo	Norte	Oeste	
TOTAL	58.659	20.395	25.780	15.716	182.378	55.462	41.485	399.875
Com. Veículos Automotores e Motoc. e Varejo de Combustíveis	6.176	1.565	2.654	1.314	17.544	6.112	4.015	39.381
Atacado	5.450	830	1.371	1.404	21.351	3.398	2.286	36.090
Varejo Hipermercados e Supermercados	1.134	341	488	259	1.860	1.134	1.168	6.385
Varejo Pequenos Mercados, Mercarias e Lojas de Conveniência	6.068	2.910	3.180	1.648	13.489	7.351	3.983	38.629
Varejo Não Espec. sem Prod. Alimentares	1.082	16	763	442	2.929	67	536	5.835
Varejista de Prod. Alimentícios, Bebidas e Fumo	6.739	3.296	2.752	1.991	24.341	7.325	7.936	54.380
Varejista de Tecidos, Artigos de Armarinho, Vestuário, Calçados	7.093	3.372	3.740	2.293	23.734	7.048	6.163	53.443
Varejo de Máq. e Aparelhos	1.970	315	707	47	3.818	582	442	7.881
Varejo Especializado e Outros	22.946	7.747	10.122	6.314	73.307	22.444	14.955	157.835

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

Figura 10 – Taxa de utilização (%) média da força de trabalho no Estado de São Paulo, 2000 e 2008

Fonte: Elaborado pelo autor através do software ArcView a partir de SEADE (2011)

3 AGROPECUÁRIA E EXPANSÃO DO SETOR SUCROENERGÉTICO NO ESTADO DE SÃO PAULO (2000-2008)

Segundo dados do IBGE e do Instituto de Economia Agrícola – IEA, a área ocupada pela agropecuária no Estado de São Paulo oscilou ao redor de 17 milhões de hectares entre os anos 2000 e 2008. A área dedicada à silvicultura cresceu mais de 30% ao longo desse período, enquanto a área plantada das lavouras permanentes apresentou redução de 5%. Juntas, florestas plantadas de eucaliptus e pinus e lavouras permanentes ocuparam cerca de 2 milhões de hectares em SP. A área dedicada ao cultivo das lavouras temporárias, conforme pode ser observada através do Gráfico 7, passou de 4,7 milhões de hectares em 2000 para 6,6 milhões de hectares em 2008, crescimento de 40%. Já a área ocupada por pastagens sofreu redução de 17%, passando de 10,2 milhões de hectares em 2000 para 8,4 milhões de hectares em 2008.

Gráfico 7 – Evolução da área ocupada por lavouras permanentes, lavouras temporárias e pastagens no Estado de São Paulo, 2000-2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IBGE (2011) e IEA (2012)

Essa redução da área com pastagens não ocorreu de forma homogênea. Entre 2000 e 2004, por exemplo, a expansão das pastagens em algumas mesorregiões, com destaque para Itapetininga e Macro Metropolitana Paulista, foi compensada pela retração em outras, com destaque para Litoral Sul Paulista e Campinas, deixando a área total de pastagens em SP praticamente inalterada. Já entre 2004 e 2008, como se pode observar na Tabela 12, a redução na área de pastagens ocorreu em todas as mesorregiões de SP. No acumulado de 2000 a 2008, a única mesorregião que não apresentou retração na área de pastagens foi Itapetininga, com crescimento de 6,7%.

Tabela 12 – Área com pastagens nas mesorregiões paulistas, em milhões de hectares, anos selecionados

	2000	2004	2008	Δ 00-04	Δ 04-08	Δ 00-08
São José do Rio Preto	1,60	1,61	1,26	0,3%	-21,8%	-21,6%
Ribeirão Preto	1,00	1,00	0,82	-0,9%	-17,6%	-18,3%
Araçatuba	0,76	0,75	0,62	-2,4%	-16,9%	-18,8%
Bauru	1,11	1,09	0,86	-1,9%	-20,9%	-22,4%
Araraquara	0,29	0,29	0,26	1,9%	-11,3%	-9,6%
Piracicaba	0,53	0,53	0,42	-0,4%	-21,0%	-21,4%
Campinas	0,81	0,74	0,64	-8,7%	-14,5%	-22,0%
Presidente Prudente	1,03	1,04	0,89	1,0%	-14,4%	-13,5%
Marília	0,18	0,17	0,12	-5,4%	-29,6%	-33,4%
Assis	0,38	0,39	0,32	1,4%	-17,8%	-16,6%
Itapetininga	0,42	0,55	0,44	33,1%	-19,8%	6,7%
Macro Metr. Paulista	0,42	0,47	0,41	11,2%	-10,9%	-0,9%
Vale do Paraíba Paulista	0,60	0,57	0,52	-4,9%	-9,7%	-14,2%
Litoral Sul Paulista	0,30	0,27	0,20	-9,8%	-27,9%	-35,0%
Metr. de São Paulo	0,73	0,72	0,65	-1,3%	-9,7%	-10,8%
Estado de São Paulo	10,17	10,18	8,42	0,1%	-17,3%	-17,2%

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IEA (2012)

A distribuição espacial das pastagens está representada na Figura 11. Em 2000, cerca de 83% dos municípios paulistas possuíam até 30 mil hectares de pastagens. Em 2008, essa proporção já havia aumentado para 88%, mas ainda foi observada uma concentração de municípios com mais de 30 mil hectares de pastagens na região de Sorocaba e na região Oeste de SP. Além disso, cabe

ressaltar que, de 2000 para 2008, a área de pastagens aumentou em 156 municípios espalhados por todas as mesorregiões paulistas, permaneceu inalterada em outros 61 e foi reduzida nos demais 428.

Figura 11 – Área com pastagens nos municípios paulistas, em hectares, 2000-2008

Fonte: Elaborado pelo autor através do software ArcView a partir de IEA (2012)

Conforme pode ser observada através do Gráfico 8, a redução na área incidiu proporcionalmente sobre pastagens cultivadas e naturais. Em termos absolutos, entretanto, isso quer dizer que a área de pastagens cultivadas sofreu a maior retração: mais de 80% dos 1,75 milhões de hectares que a pecuária perdeu entre 2000 e 2008 eram de pastagens cultivadas.

Gráfico 8 – Área de pastagens no Estado de São Paulo, por tipo, 2000-2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IEA (2012)

Como já foi dito, as lavouras permanentes também perderam espaço no Estado de São Paulo durante esse período. E, embora a redução tenha sido de apenas 5% no agregado, nas duas mesorregiões com maior área dedicada ao cultivo de lavouras permanentes – São José do Rio Preto e Ribeirão Preto – a retração chegou a 14%. Mas parte desse movimento foi compensado pela expansão nas mesorregiões de Bauru, Marília e Macro Metropolitana Paulista (Tabela 13).

Tabela 13 – Área plantada das lavouras permanentes nas mesorregiões paulistas, em mil hectares, anos selecionados

Mesorregiões	Área plantada das lavouras permanentes			Variação da área plantada			Principal cultura em área plantada		
	2000	2004	2008	00-04	04-08	00-08	2000	2004	2008
Estado de São Paulo	1.026,1	1.009,6	974,7	-1,6%	-3,5%	-5,0%	Laranja	Laranja	Laranja
São José do Rio Preto	221,1	215,8	190,1	-2,4%	-11,9%	-14,0%	Laranja	Laranja	Laranja
Ribeirão Preto	195,9	174,4	167,4	-11,0%	-4,0%	-14,6%	Laranja	Laranja	Laranja
Araçatuba	13,4	14,8	13,8	9,9%	-6,8%	2,4%	Café	Borracha	Borracha
Bauru	64,3	74,4	80,6	15,7%	8,3%	25,3%	Laranja	Laranja	Laranja
Araraquara	135,1	125,1	121,8	-7,4%	-2,7%	-9,9%	Laranja	Laranja	Laranja
Piracicaba	73,5	62,2	68,9	-15,4%	10,8%	-6,2%	Laranja	Laranja	Laranja
Campinas	152,4	161,8	154,7	6,1%	-4,4%	1,5%	Laranja	Laranja	Laranja
Presidente Prudente	17,6	24,7	19,1	40,1%	-22,4%	8,7%	Café	Café	Café
Marília	27,1	29,4	32,6	8,6%	10,9%	20,4%	Café	Café	Café
Assis	23,2	30,4	19,3	31,0%	-36,6%	-16,9%	Café	Café	Café
Itapetininga	26,3	27,1	29,1	3,3%	7,3%	10,9%	Laranja	Laranja	Laranja
Macro Metr. Paulista	18,4	22,4	22,5	21,9%	0,3%	22,2%	Uva	Uva	Uva
Vale do Paraíba Paulista	5,1	2,4	2,5	-52,7%	4,8%	-50,4%	Banana	Banana	Banana
Litoral Sul Paulista	49,9	42,7	50,2	-14,5%	17,7%	0,6%	Banana	Banana	Banana
Metr. de São Paulo	2,9	2,2	2,2	-22,8%	-0,6%	-23,2%	Caqui	Caqui	Caqui

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IBGE (2011)

Ainda com relação aos dados da Tabela 13, observa-se uma especialização regional em determinadas culturas da lavoura permanente: a laranja predomina no Centro e Norte e o café, no extremo Oeste do estado. A produção de banana, borracha, uva e caqui também se destacam como as mais importantes em algumas mesorregiões, mas como pode ser observada através do Gráfico 9, a sua relevância em termos de área plantada é bem menor que a das duas primeiras.

Gráfico 9 – Área plantada das lavouras permanentes no Estado em São Paulo, por cultura, 2000-2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IBGE (2011)

Como se pode observar na Figura 12, a maior parte dos municípios paulistas possuía até 5 mil hectares dedicados à produção de lavouras permanentes em 2000 e 2008. E mesmo apresentando uma redução de 12%, Itápolis (mesorregião de Araraquara) foi o município com maior área plantada de lavouras permanentes durante o período. Em 2000, Limeira (mesorregião de Piracicaba) ocupava o segundo lugar – mas em 2008, com uma retração de 32% na área plantada, perdeu

a posição para Casa Branca (mesorregião de Campinas), que apresentou crescimento de 19% durante o período.

Figura 12 – Área plantada da lavoura permanente nos municípios paulistas, em hectares, 2000 e 2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IBGE (2011)

Ao contrário do que aconteceu com as áreas de pastagens e lavouras permanentes, a área dedicada à silvicultura no Estado de São Paulo apresentou um

expressivo crescimento entre 2000 e 2008. Se, por um lado, a área das florestas plantadas de *pinus* mantiveram-se praticamente inalteradas ao longo do período, por outro, como pode ser observado através do Gráfico 10, a área das florestas plantadas de *eucaliptus* cresceram cerca de 40%, passando de 720 mil hectares em 2000 para 1 milhão de hectares em 2008.

Gráfico 10 – Área das florestas plantadas de *eucaliptus* e *pinus* no Estado de São Paulo, 2000-2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IEA (2012)

Também no caso da silvicultura, a variação da área plantada não ocorreu de maneira uniforme ao longo do estado. Como pode ser observado na Tabela 14, a área de florestas plantadas cresceu significativamente, entre 2000 e 2008, em quase todas as principais regiões de cultivo de *eucaliptus* e *pinus* no Estado de São Paulo – exceto na região de Ribeirão Preto, onde apresentou uma redução de 5,5%. O maior crescimento ocorreu na mesorregião de Itapetininga, onde a área de florestas plantadas mais que dobrou no período analisado. Já, a maior redução ocorreu na mesorregião de Assis – onde, apesar da expansão de quase 20% entre 2000 e 2004, houve uma retração de quase 40% entre 2004 e 2008.

Tabela 14 – Área de florestas plantadas nas mesorregiões paulistas, em mil hectares, anos selecionados

	2000	2004	2008	Δ 00-04	Δ 04-08	Δ 00-08
Estado de São Paulo	890,9	1.044,9	1.173,6	17,3%	12,3%	31,7%
São José do Rio Preto	99,2	114,7	149,1	15,6%	30,0%	50,3%
Ribeirão Preto	106,6	102,1	100,7	-4,2%	-1,4%	-5,5%
Araçatuba	11,8	11,1	14,2	-6,7%	28,8%	20,2%
Bauru	127,8	148,2	199,0	16,0%	34,3%	55,7%
Araraquara	24,0	27,4	29,8	14,0%	8,7%	23,8%
Piracicaba	64,2	96,3	92,6	49,9%	-3,8%	44,2%
Campinas	99,4	89,7	99,3	-9,7%	10,6%	-0,1%
Presidente Prudente	32,9	31,3	45,7	-4,9%	46,1%	38,9%
Marília	7,7	8,7	7,8	12,0%	-9,6%	1,2%
Assis	43,6	51,9	31,5	19,0%	-39,2%	-27,6%
Itapetininga	79,7	154,4	165,1	93,7%	6,9%	107,1%
Macro Metr. Paulista	91,1	98,5	122,3	8,1%	24,2%	34,2%
Vale do Paraíba Paulista	34,6	33,9	37,1	-1,9%	9,4%	7,3%
Litoral Sul Paulista	8,9	12,3	15,4	38,2%	25,5%	73,4%
Metr. de São Paulo	59,4	64,6	64,0	8,8%	-1,0%	7,8%

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IEA (2012)

A Figura 13 ilustra a distribuição espacial das áreas de florestas plantadas nos municípios paulistas. Apesar do expressivo crescimento apontado em diversas mesorregiões do estado, a maior parte dos municípios paulistas possuía até 6 mil hectares dedicados à silvicultura. Com 38,9 mil hectares de florestas plantadas em 2000 e 79,3 mil hectares em 2008, o município de Itararé (mesorregião Metropolitana Paulista) foi não só o maior, mas também o que apresentou maior crescimento, em área, na silvicultura paulista.

Dos sete municípios com mais de 19,5 mil hectares de florestas plantadas em 2000, apenas Itabera (mesorregião de São José do Rio Preto) apresentou retração na área de silvicultura. Os demais municípios, junto com outros nove que apresentaram expressivo crescimento da área de florestas plantadas durante o período, faziam parte desse grupo em 2008. A maior parte desses municípios está concentrada na região de Sorocaba, revelando uma especialização da agropecuária regional para a silvicultura.

Figura 13 – Área plantada da silvicultura de *eucaliptus* e *pinus* nos municípios paulistas, em hectares, 2000 e 2008

Fonte: Elaborado pelo autor através do software ArcView a partir de IEA (2012)

No caso das lavouras temporárias⁸, conforme pode ser observado no Gráfico 11, o crescimento da área plantada foi puxado pela expansão do setor sucroenergético no estado. Dentre as principais culturas da lavoura temporária, a cana foi a única que cresceu continuamente durante o período analisado. O milho e

⁸ Segundo a classificação do IBGE, esse grupo de lavouras também inclui culturas semiperenes como é o caso da cana-de-açúcar.

a soja, apesar das expansões e retrações observadas ao longo do período, apresentaram uma redução líquida na área cultivada entre 2000 e 2008.

Gráfico 11 – Área plantada das lavouras temporárias no Estado em São Paulo, em por cultura, 2000-2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IBGE (2011)

A área plantada das lavouras temporárias cresceu em quase todas as regiões do interior paulista. Conforme pode ser observado na Tabela 15, houve redução apenas nas mesorregiões Vale do Paraíba Paulista, Litoral Sul Paulista e Metropolitana de São Paulo. Entre 2000 e 2008, a maior mesorregião de cultivo das lavouras temporárias foi Ribeirão Preto, mas a maior expansão em área ocorreu na mesorregião de São José do Rio Preto.

Em média, os municípios paulistas apresentaram quase 17 mil hectares dedicados à produção das lavouras temporárias durante o período analisado. Nesse caso, também, a distribuição da área plantada ao longo do estado não é uniforme: como pode ser observado através da Figura 14, as maiores áreas de cultivo situavam-se na região Norte de SP e na divisa do estado com o PR.

Tabela 15 – Área plantada das lavouras temporárias nas mesorregiões paulistas, em mil hectares, anos selecionados

Mesorregiões	Área plantada das lavouras temporárias			Variação da área plantada			Principal cultura em área plantada		
	2000	2004	2008	00-04	04-08	00-08	2000	2004	2008
Estado de São Paulo	4.716,2	5.468,9	6.602,4	16,0%	20,7%	40,0%	Cana	Cana	Cana
São José do Rio Preto	422,2	542,2	798,4	28,4%	47,2%	89,1%	Cana	Cana	Cana
Ribeirão Preto	1.449,6	1.470,6	1.600,6	1,5%	8,8%	10,4%	Cana	Cana	Cana
Araçatuba	277,9	404,3	545,1	45,5%	34,8%	96,2%	Cana	Cana	Cana
Bauru	445,0	506,2	643,4	13,7%	27,1%	44,6%	Cana	Cana	Cana
Araraquara	275,3	305,8	386,2	11,1%	26,3%	40,3%	Cana	Cana	Cana
Piracicaba	280,2	290,5	343,8	3,7%	18,4%	22,7%	Cana	Cana	Cana
Campinas	320,4	393,3	404,8	22,7%	2,9%	26,4%	Cana	Cana	Cana
Presidente Prudente	196,7	331,9	410,4	68,7%	23,7%	108,6%	Cana	Cana	Cana
Marília	44,2	57,5	91,9	30,1%	59,8%	107,9%	Amendoim	Amendoim	Cana
Assis	618,5	669,8	759,7	8,3%	13,4%	22,8%	Milho	Milho	Cana
Itapetininga	272,6	383,2	504,7	40,6%	31,7%	85,1%	Milho	Milho	Milho
Macro Metr. Paulista	68,6	76,2	80,7	11,1%	5,8%	17,6%	Milho	Milho	Milho
Vale do Paraíba Paulista	34,6	32,5	28,3	-6,3%	-12,8%	-18,3%	Milho	Milho	Arroz
Litoral Sul Paulista	5,0	2,8	2,5	-44,5%	-9,7%	-49,9%	Arroz	Arroz	Arroz
Metr. de São Paulo	5,4	2,1	1,8	-60,7%	-14,5%	-66,4%	Milho	Milho	Milho

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IBGE (2011)

Figura 14 – Área plantada da lavoura temporária nos municípios paulistas, em hectares, 2000 e 2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IBGE (2011)

3.1 Sobre o recente ciclo de investimentos no setor sucroenergético

A cana-de-açúcar destacou-se no Estado de São Paulo não apenas como a principal cultura, mas também como a que apresentou maior crescimento na agricultura paulista durante o período analisado. Em 2000, segundo dados do IBGE, os canaviais ocuparam 2,5 milhões de hectares, equivalente a 43% da área cultivada com lavouras temporárias e permanentes no estado. Já em 2008, o cultivo da cana-de-açúcar foi realizado em 4,5 milhões de hectares, 60% da área total plantada com lavouras.

A cana-de-açúcar é uma cultura altamente perecível depois de ser colhida e, como destaca Mutton (2008), “a fase em que a matéria-prima é mais suscetível à deterioração é a que corresponde ao tempo decorrido entre o corte e a moagem”. Recomenda-se que a cana seja processada em até 24 horas após a colheita, o que representa um importante limitador da distância entre canaviais e unidades industriais, caracterizando a existência de uma relação de dependência espacial na localização desses segmentos produtivos do setor sucroenergético.

A mesorregião de Ribeirão Preto, uma das mais tradicionais no cultivo de cana-de-açúcar, também é a que possui maior número de municípios com usina e/ou destilaria em operação. Mas, como pode ser observada através do Gráfico 12, a expansão do setor sucroenergético ocorreu com a instalação de novas unidades industriais em todo extremo Norte e extremo Oeste do estado, com destaque para a mesorregião de São José do Rio Preto, onde o número de municípios com usina e/ou destilaria em operação dobrou entre 2000 e 2008.

A distribuição espacial dos municípios com unidade industrial do setor sucroenergético em 2000 e 2008 está representada na Figura 15. E, como era de se esperar, o cultivo da cana-de-açúcar está concentrado nesse grupo: os 109 municípios com usina e/ou destilaria em 2000 representaram 23% da área de SP, mas concentraram 57% da área plantada de cana-de-açúcar no estado; já em 2008, os 143 municípios desse grupo representaram 29% da área de SP, mas 55% das áreas de canaviais (Tabela 16).

Gráfico 12 – Número de municípios com unidade industrial do setor sucroenergético em operação, por mesorregião, em 2000 e 2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de levantamento de dados.

Tabela 16 – Área total e área plantada com cana-de-açúcar, municípios com e sem unidades industriais do setor sucroenergético em operação, 2000 e 2008

		Com usina e/ou destilaria	Sem usina e/ou destilaria	Total
2000	Municípios	109	536	645
		16,90%	83,10%	100,00%
	Área total (milhões ha)	5,77	19,05	24,82
		23,20%	76,80%	100,00%
	Canaviais (milhões ha)	1,42	1,07	2,48
		57,30%	42,70%	100,00%
2008	Municípios	143	502	645
		22,20%	77,80%	100,00%
	Área total (milhões ha)	7,3	17,52	24,82
		29,40%	70,60%	100,00%
	Canaviais (milhões ha)	2,48	2,06	4,54
		54,60%	45,40%	100,00%

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de levantamento de dados e IBGE (2011)

Figura 15 – Municípios com usinas e/ou destilarias em operação no Estado de São Paulo, 2000 e 2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de coleta primária de dados⁹.

⁹ O levantamento sobre quais usinas estavam em operação entre os anos 2000 e 2008 foi realizado com a consulta de fontes diversas, dentre elas: Diários Oficiais da União – DOU; sites de usinas e destilarias; Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento – MAPA; União dos Produtores de Bioenergia – UDOP.

Por outro lado, a redução da participação dos canaviais no grupo de municípios com usinas e/ou destilarias em operação evidencia um crescimento relativamente maior da área plantada com cana-de-açúcar no grupo de municípios que não as possuíam. Isso pode ser explicado pelo fato de muitas unidades industriais do setor sucroenergético localizarem-se em áreas rurais próximas às fronteiras municipais. Assim, mesmo que os canaviais transbordassem os limites de um município, ainda poderiam estar sobre a influência de uma usina e/ou destilaria de uma localidade vizinha.

Esse é o caso de Barretos, município da mesorregião de Ribeirão Preto que – segundo dados do Projeto Canasat (RUDORFF ET AL., 2010) – apresentou a maior expansão, em hectares, da área cultivada entre as safras 2003/04 e 2008/09. Apesar do município não apresentar unidade industrial do setor sucroenergético em operação durante o período analisado, quatro municípios no seu entorno já as possuíam (a saber: Olímpia, Severínia, Morro Agudo e Guaíra) e em outros dois elas entraram em operação em 2004 e 2006 (respectivamente, Guaraci e Colômbia). As imagens do mapeamento da cana via satélite, Figura 16, permitem observar essa expansão do cultivo da cana-de-açúcar no município.

Por se tratar de uma cultura semiperene, com colheita anual e ciclos de renovação (replantio) do canavial que podem chegar a 5-7 anos, a área cultivada de cana-de-açúcar pode ser subdividida quatro classes: expansão, soca, em reforma e reformada. Expansão denota áreas onde lavouras de cana estão disponíveis para a colheita pela primeira vez ou que foram reconvertidas ao seu uso após serem ocupadas por outras lavouras durante duas ou mais safras. As áreas de soca são os canaviais que já passaram por, pelo menos, um corte e estão disponíveis para serem colhidos novamente. As áreas que não estão disponíveis para a colheita em determinada safra por causa da renovação do canavial são conhecidas como áreas em reforma. Já as áreas reformadas são as lavouras que passaram pela renovação na safra anterior e estão novamente disponíveis para a colheita.

Além de possuir o maior número de unidades industriais, a mesorregião de Ribeirão Preto também é a mais importante no cultivo da cana-de-açúcar (Tabela 17). Entre as safras 2003/04 e 2008/09, a área cultivada nessa mesorregião cresceu mais de 30%, passando de 1,0 para 1,3 milhão de hectares. Por outro lado, o expressivo crescimento observado em outras três mesorregiões importantes (122%

em São José do Rio Preto, 60% em Bauru e 127% em Araçatuba) fez com que sua participação na área total cultivada com cana-de-açúcar no estado apresentasse uma redução de 33% em 2003/04 para 27% em 2008/09.

Paralelamente ao aumento da área cultivada, os dados do Projeto Canasat evidenciam também um aumento na proporção da área disponível para a colheita em todas as principais mesorregiões produtoras de cana-de-açúcar (Tabela 18).

Figura 16 – Áreas cultivadas com cana-de-açúcar no município de Barretos, safras 2003/04 e 2008/09

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de Projeto Canasat, Rudorff et al. (2010)

Tabela 17 – Área cultivada com cana-de-açúcar nas mesorregiões paulistas, em mil hectares, safras 2003/04 – 2008/09

Mesorregiões	2003/04		2004/05		2005/06		2006/07		2007/08		2008/09	
	mil ha	%	mil ha	%	mil ha	%	mil ha	%	mil ha	%	mil há	%
Estado de São Paulo	3.002,7	100,0%	3.165,4	100,0%	3.364,7	100,0%	3.661,2	100,0%	4.249,9	100,0%	4.873,9	100,0%
São José do Rio Preto	339,4	11,3%	370,1	11,7%	406,9	12,1%	483,8	13,2%	604,3	14,2%	753,3	15,5%
Ribeirão Preto	999,3	33,3%	1.035,6	32,7%	1.080,2	32,1%	1.147,7	31,3%	1.225,3	28,8%	1.326,2	27,2%
Araçatuba	211,0	7,0%	233,5	7,4%	248,0	7,4%	279,3	7,6%	373,7	8,8%	478,5	9,8%
Bauru	372,3	12,4%	390,9	12,4%	413,3	12,3%	440,7	12,0%	529,2	12,5%	596,8	12,2%
Araraquara	263,1	8,8%	271,1	8,6%	282,4	8,4%	303,9	8,3%	327,4	7,7%	361,8	7,4%
Piracicaba	241,8	8,1%	249,1	7,9%	271,4	8,1%	278,3	7,6%	293,5	6,9%	300,6	6,2%
Campinas	166,8	5,6%	174,3	5,5%	181,0	5,4%	191,1	5,2%	212,6	5,0%	226,2	4,6%
Presidente Prudente	114,7	3,8%	131,9	4,2%	151,1	4,5%	184,3	5,0%	248,7	5,9%	341,2	7,0%
Marília	7,0	0,2%	9,1	0,3%	14,0	0,4%	15,9	0,4%	32,4	0,8%	48,8	1,0%
Assis	238,4	7,9%	247,4	7,8%	254,8	7,6%	271,1	7,4%	318,5	7,5%	349,8	7,2%
Itapetininga	29,1	1,0%	31,5	1,0%	38,2	1,1%	41,1	1,1%	57,7	1,4%	62,6	1,3%
Macro Metr. Paulista	19,8	0,7%	20,9	0,7%	23,4	0,7%	23,9	0,7%	26,6	0,6%	28,1	0,6%
Vale do Paraíba Paulista	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-
Litoral Sul Paulista	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-
Metr. de São Paulo	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de Projeto Canasat, Rudorff et al. (2010)

Tabela 18 – Área disponível para a colheita e participação na área total cultivada de cana-de-açúcar no Estado de São Paulo, por mesorregião, safras 2003/04 – 2008/09

Mesorregiões	2003/04		2004/05		2005/06		2006/07		2007/08		2008/09	
	mil ha	% área cultivada	mil ha	% área cultivada	mil há	% área cultivada	mil ha	% área cultivada	mil ha	% área cultivada	mil há	% área cultivada
Estado de São Paulo	2.571,3	85,6%	2.889,9	91,3%	3.047,0	90,6%	3.354,5	91,6%	3.961,9	93,2%	4.445,3	91,2%
São José do Rio Preto	276,2	81,4%	342,0	92,4%	372,8	91,6%	446,0	92,2%	570,7	94,4%	678,0	90,0%
Ribeirão Preto	844,9	84,5%	928,4	89,6%	984,8	91,2%	1.047,2	91,2%	1.132,2	92,4%	1.201,0	90,6%
Araçatuba	186,4	88,3%	220,8	94,6%	225,6	91,0%	254,5	91,1%	353,3	94,5%	439,8	91,9%
Bauru	325,7	87,5%	362,9	92,8%	372,2	90,1%	408,4	92,7%	495,5	93,6%	551,5	92,4%
Araraquara	221,2	84,1%	243,3	89,7%	250,3	88,6%	274,1	90,2%	294,6	90,0%	324,3	89,6%
Piracicaba	220,5	91,2%	232,1	93,1%	245,5	90,5%	253,4	91,1%	272,9	93,0%	276,4	92,0%
Campinas	147,8	88,6%	156,2	89,6%	162,5	89,8%	174,2	91,1%	196,5	92,4%	209,1	92,4%
Presidente Prudente	96,9	84,5%	121,7	92,3%	141,5	93,7%	172,3	93,5%	237,5	95,5%	319,3	93,6%
Marília	5,9	84,3%	8,1	88,8%	13,3	95,3%	15,2	95,6%	31,4	97,0%	46,3	94,9%
Assis	198,8	83,4%	226,3	91,5%	222,2	87,2%	248,9	91,8%	297,0	93,3%	314,9	90,0%
Itapetininga	27,7	95,3%	28,5	90,6%	34,8	91,0%	38,3	93,2%	55,3	95,9%	58,4	93,3%
Macro Metr. Paulista	19,3	97,1%	19,6	94,2%	21,5	91,8%	22,1	92,3%	25,0	94,0%	26,2	93,3%
Vale do Paraíba Pta.	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-
Litoral Sul Paulista	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-
Metr. de São Paulo	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de Projeto Canasat, Rudorff et al. (2010)

A área disponível para colheita é a soma das áreas de expansão, de soca e reformadas, ou seja, é a diferença entre as áreas cultivada e em reforma. É importante ressaltar que, apesar do aumento na proporção da área disponível para colheita ser aparentemente benéfica ao setor sucroenergético à primeira vista, a manutenção dessa tendência ao longo de muitos anos pode acarretar uma perda de competitividade na produção de açúcar e etanol por causa da diminuição na produtividade agrícola da cana-de-açúcar.

Em Morro Agudo (mesorregião de Ribeirão Preto), município com a maior área cultivada de cana-de-açúcar no Estado de São Paulo, os canaviais ocuparam mais de 80% de toda área cultivada no período de 2004/05 a 2008/09 (Figura 17). Em outros municípios de menor expressividade na produção de cana-de-açúcar – como é o caso de Américo Brasiliense (mesorregião de Araraquara), Penápolis (mesorregião de Araçatuba), Rafard, Charqueada e Mombuca (mesorregião de Piracicaba), entre outros – os canaviais chegaram a ocupar mais de 90% de toda área cultivada entre 2000 e 2008. A distribuição espacial da participação da cana-de-açúcar na área cultivada com lavouras temporárias e permanentes dos municípios paulistas pode ser observada na Figura 18. O aumento da importância da cana-de-açúcar para a agricultura local foi notório em quase toda região Norte e Oeste do estado.

Na média dos municípios paulistas, os canaviais ocuparam quase 31,0% da área cultivada com lavouras de 2000 a 2008. Mas, como pode ser observada através do Gráfico 13, a importância da cana-de-açúcar para a agricultura local é fortemente influenciada pela presença de unidade industrial do setor sucroenergético no município: no grupo de municípios sem usina e/ou destilaria em operação a média da participação da cana-de-açúcar na área cultivada com lavouras foi 23,0%; no grupo de municípios com usina e/ou destilaria em operação, a média foi 64,2%.

Contudo, independente da existência de unidades do setor sucroenergético em operação no município, há uma relação positiva entre a área cultivada com cana-de-açúcar e sua participação na área total cultivada com lavouras - conforme pode ser observado no Gráfico 14.

Figura 17 – Evolução da área cultivada com cana-de-açúcar no município de Morro Agudo, safras 2003/04 – 2008/09

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de Projeto Canasat, Rudorff et al. (2010)

Figura 18 – Participação da lavoura de cana-de-açúcar na agricultura dos municípios paulistas, em % da área plantada, 2000 e 2008

Fonte: Elaborado pelo autor através do software ArcView a partir de IBGE (2011)

Gráfico 13 – Função densidade de probabilidade da participação da cana-de-açúcar nas áreas cultivadas dos municípios paulistas, 2000-2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IBGE (2011)

Gráfico 14 – Área cultivada da cana *versus* sua participação na área total da agricultura dos municípios, 2000 e 2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IBGE (2011)

A variação da área plantada de cana-de-açúcar e da área total cultivada da agricultura nas mesorregiões paulistas entre 2000 e 2008 pode ser observada na Tabela 19. É interessante observar que a expansão da cana-de-açúcar foi superior à expansão da agricultura em quatro das cinco mesorregiões que apresentaram os maiores crescimentos relativos da agricultura: Araçatuba, São José do Rio Preto, Assis e Araraquara. A exceção foi Itapetininga, onde a área cultivada da agricultura apresentou um crescimento equivalente a 11,6 pontos percentuais (p.p.) do território da mesorregião, a área plantada de cana-de-açúcar cresceu apenas 1,7 p.p.

Por outro lado, o cultivo de cana-de-açúcar apresentou um crescimento equivalente a 15,5 p.p. na mesorregião de Ribeirão Preto, enquanto a área cultivada da agricultura cresceu apenas 4,4 p.p. – o que significa dizer que a cana-de-açúcar substituiu outras lavouras em uma área equivalente a 11,1% do território dessa mesorregião. Em menor escala, essa substituição também foi observada em São José do Rio Preto (3,2%), Araraquara (2,6%) e Piracicaba (1,4%). Em alguns municípios das mesorregiões de Ribeirão Preto¹⁰ e Assis¹¹, essa substituição ocorreu em uma área superior a 20% do território município. Mas é importante destacar que, na média dos municípios, a cana-de-açúcar substituiu outras lavouras em uma área equivalente a 1,3% do território. Ao todo, entre 2000 e 2008, essa substituição ocorreu em 0,9% da área total do Estado de São Paulo.

Na Tabela 20, a variação da área cultivada pela agricultura é apresentada em relação à área ocupada pela agropecuária. O cultivo de lavouras substituiu a pecuária e a silvicultura em quase todas as mesorregiões paulistas – exceto na RMSP, no Vale do Paraíba Paulista e no Litoral Sul Paulista. Em média, a agricultura substituiu as demais atividades da agropecuária em uma área equivalente a 6,0% do território dos municípios paulistas. Ao todo, silvicultura e pecuária foram substituídas pela agricultura em 7,3% da área total do estado.

¹⁰ Ipuã (50,43%), Ituverava (41,59%), Guará (37,29%), Nuporanga (32,6%), Guaira (32,07%), São José da Bela Vista (29,35%), Colômbia (29,04%), Ribeirão Corrente (28,58%), Miguelópolis (27,84%), Colina (24,89%), Viradouro (23,14%), Jaborandi (21,96%).

¹¹ Tarumã (48,82%), Florínia (48,82%), Palmital (24,94%).

Tabela 19 – Variação da área plantada de cana-de-açúcar e variação da área cultivada da agricultura entre 2000 e 2008, por mesorregião, em pontos percentuais do território

	Cana-de-açúcar			Agricultura			Diferença (Δ agricult. – Δ cana)		
	Menor variação municipal	Variação média	Maior variação municipal	Menor variação municipal	Variação média	Maior variação municipal	Menor variação municipal	Variação média	Maior variação municipal
Estado de São Paulo	-24,2	8,3	50,7	-35,2	7,4	80,3	-50,4	-0,9	80,2
São José do Rio Preto	-14,6	14,9	47,2	-16,5	11,7	49,5	-18,5	-3,2	14,2
Ribeirão Preto	-24,2	15,5	50,7	-26,5	4,4	25,5	-50,4	-11,1	20,2
Araçatuba	2,2	16,8	29,8	-0,6	16,0	54,9	-13,1	-0,9	30,6
Bauru	-16,6	6,8	38,3	-17,3	8,0	39,3	-10,6	1,2	16,3
Araraquara	-1,7	13,0	30,6	-9,7	10,3	37,5	-10,3	-2,6	7,8
Piracicaba	-11,3	7,9	29,0	-12,9	6,5	32,9	-15,6	-1,4	7,5
Campinas	-12,0	5,9	33,2	-12,3	6,1	44,1	-10,1	0,2	14,8
Presidente Prudente	-3,1	9,3	38,5	-4,4	9,0	49,6	-7,0	-0,4	12,3
Marília	-0,2	6,1	29,8	-7,0	7,4	27,8	-7,3	1,4	11,4
Assis	-7,0	10,9	37,3	-35,2	10,8	53,0	-48,8	-0,1	38,4
Itapetininga	0,0	1,7	12,5	-4,8	11,6	80,3	-14,4	9,9	80,2
Macro Metr. Pta.	-0,2	0,4	4,5	-8,1	1,3	8,8	-8,1	0,9	8,4
Vale do Paraíba Pta.	-0,3	0,0	0,4	-5,7	-0,5	8,8	-5,7	-0,6	8,8
Litoral Sul Pta.	-0,2	0,0	0,4	-4,8	-0,2	3,0	-4,8	-0,2	3,0
Região Metr. de São Paulo	0,0	0,0	0,0	-1,8	-0,5	0,0	-1,8	-0,5	0,0

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IBGE (2011)

Tabela 20 – Variação da área cultivada pela agricultura e variação da área ocupada pela agropecuária entre 2000 e 2008, por mesorregião, em pontos percentuais do território

	Agricultura			Agropecuária			Diferença (Δ agropec. – Δ agricult.)		
	Menor variação municipal	Variação média	Maior variação municipal	Menor variação municipal	Variação média	Maior variação municipal	Menor variação municipal	Variação média	Maior variação municipal
Estado de São Paulo	-35,2	7,4	80,3	-73,2	0,1	255,6	-75,4	-7,3	254,7
São José do Rio Preto	-16,5	11,7	49,5	-42,1	-0,3	98,9	-54,3	-12,0	82,1
Ribeirão Preto	-26,5	4,4	25,5	-59,7	-0,4	23,6	-71,5	-4,8	10,0
Araçatuba	-0,6	16,0	54,9	-43,0	-0,5	50,2	-60,2	-16,5	0,4
Bauru	-17,3	8,0	39,3	-66,2	0,1	49,2	-62,4	-7,9	49,3
Araraquara	-9,7	10,3	37,5	-14,8	0,4	32,6	-26,1	-9,9	12,9
Piracicaba	-12,9	6,5	32,9	-40,1	0,0	31,6	-40,9	-6,5	22,3
Campinas	-12,3	6,1	44,1	-26,7	0,6	255,6	-23,6	-5,5	254,7
Presidente Prudente	-4,4	9,0	49,6	-66,0	-0,3	57,1	-67,5	-9,3	58,8
Marília	-7,0	7,4	27,8	-43,3	0,5	76,1	-43,9	-6,9	72,6
Assis	-35,2	10,8	53,0	-39,3	-0,2	43,5	-61,2	-11,0	9,2
Itapetininga	-4,8	11,6	80,3	-23,8	2,6	81,3	-44,5	-9,0	72,2
Macro Metr. Pta.	-8,1	1,3	8,8	-73,2	0,2	51,9	-75,4	-1,1	60,0
Vale do Paraíba Pta.	-5,7	-0,5	8,8	-72,4	0,2	48,6	-72,4	0,7	50,4
Litoral Sul Pta.	-4,8	-0,2	3,0	-19,6	0,0	17,8	-22,6	0,2	16,7
Região Metr. de São Paulo	-1,8	-0,5	0,0	-59,7	-0,3	79,4	-59,4	0,2	80,5

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de IBGE (2011)

4 EVOLUÇÃO DO PIB *PER CAPITA* NOS MUNICÍPIOS PAULISTAS ENTRE 2000 E 2008

A abordagem econômica sobre bem-estar envolve alguns conceitos como preferências, utilidade e função de bem-estar social. Nesses termos, a mensuração do bem-estar de um indivíduo é arbitrária e a comparação do bem-estar entre os indivíduos é questionável. E isso não apenas priva a economia de um importante campo de investigação, como também priva a abordagem estatística de precisão e coerência metodológica (DEATON, 1980).

Já, nas discussões empíricas sobre mensuração do bem-estar, os conceitos centrais envolvidos são renda, renda real e renda real *per capita* – com referência ocasional à mensuração da desigualdade. Essas medidas são vistas como indicadores estatísticos essencialmente objetivos e, dessa forma, permitem tanto medir o bem-estar dos indivíduos quanto realizar comparações e até combinações para avaliar o bem-estar de uma comunidade (DEATON, 1980).

Assim, o objetivo desse capítulo é caracterizar as diferenças regionais no nível do PIB real *per capita*, bem como sua distribuição entre os municípios do Estado de São Paulo, tendo em vista que o mesmo pode ser considerado como uma *proxy* para a renda real *per capita*. Em conjunto com a contextualização demográfica, socioeconômica e da expansão do setor sucroenergético apresentada nos capítulos anteriores, essa caracterização deverá servir tanto para discutir quanto para corroborar os resultados do modelo desenvolvido para avaliar os impactos da expansão do setor sucroenergético sobre o bem-estar.

Em 2008, o PIB do Estado de São Paulo ultrapassou a marca de R\$ 1 trilhão, acumulando um crescimento real de 13,7% em relação 2000. Nesse mesmo período, a população residente em SP cresceu quase 9,3%, chegando 40,4 milhões de habitantes em 2008. Em consequência, o PIB real *per capita* cresceu cerca 3,7% em SP entre 2000 e 2008, chegando a R\$ 24.457 no último ano.

Conforme pode ser observado no Gráfico 15, a maior expansão do PIB real (total e *per capita*) no estado ocorreu em 2005, ano em que o ambiente internacional favorável proporcionou um crescimento de 33% ao superávit comercial brasileiro.

Por outro lado, apesar do crescimento acumulado entre 2000 e 2008, também ocorreram períodos de retração do PIB real (total e *per capita*) – com destaque para 2002, ano em que aconteceu uma grave crise na Argentina¹² que repercutiu na economia de alguns países.

Gráfico 15 – Evolução e variação do PIB real (total e *per capita*) no Estado de São Paulo, 2000-2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011), dados deflacionados pelo IGP-DI.

Mas esse crescimento do PIB real não foi uniforme em todo o Estado de São Paulo. As diferenças na atividade econômica dos municípios paulistas evidenciadas nos capítulos anteriores proporcionaram taxas de crescimento regionais bastante distintas (Tabela 21). Por exemplo, nas mesorregiões de maior expansão do PIB, Macro Metropolitana Paulista, Itapetininga e Piracicaba, a taxa de crescimento foi praticamente o dobro da média observada no estado. Já em Vale do Paraíba Paulista e Araçatuba houve retração do PIB real entre 2000 e 2008.

¹² Segundo Fernandes (2003), “no período 2001/2002, a Argentina sofreu uma crise de âmbito social, econômica (fiscal, financeira e corporativa), política e institucional (Suprema Corte) que foi sem precedentes em sua história devido ao seu escopo e sua magnitude”.

Como pode ser observado no Gráfico 16, todas as mesorregiões apresentaram anos de expansão e retração do PIB real ao longo do período analisado. As maiores variações anuais – tanto positivas quanto negativas – ocorreram na mesorregião de Araraquara, que apresentou um crescimento de 26% em 2003, seguido de uma redução de 22% em 2004. As menores amplitudes de variação do PIB real entre 2000 e 2008 foram observadas nas mesorregiões de Assis e Presidente Prudente.

Em termos do PIB real *per capita*, entretanto, a dinâmica regional não foi a mesma. Enquanto apenas duas mesorregiões paulistas apresentaram retração do PIB real entre 2000 e 2008, a combinação de diferentes taxas de crescimento regionais do produto e da população levaram a uma retração do PIB real *per capita* em 8 das 15 mesorregiões paulistas (Tabela 21). As maiores reduções ocorreram em Vale do Paraíba Paulista e Araçatuba e Litoral Sul Paulista, e os maiores aumentos em Macro Metropolitana Paulista, Itapetininga e Piracicaba.

Mesmo assim, conforme pode ser observado no Gráfico 17, a mesorregião com as maiores variações anuais (positiva e negativa) do PIB real *per capita* também foi Araraquara – com um crescimento de 23,8% em 2003, seguido por uma redução de 23,6% em 2004. Também nesse caso, as menores amplitudes de variação foram observadas em Assis e Presidente Prudente.

Durante o período analisado, a média do PIB real *per capita* no Estado de São Paulo foi R\$ 22.276,17. E, como se pode observar através da Figura 19, a maior parte dos municípios com PIB real *per capita* acima da média estava localizada nas mesorregiões Metropolitana de São Paulo e Macro Metropolitana Paulista. Um ranking com os municípios que apresentaram os 10 maiores e os 10 menores PIB real *per capita* em 2000 e 2008 encontra-se disposto na Tabela 22.

Tabela 21 – PIB real (total e *per capita*) nas mesorregiões paulistas, 2000-2008

	Mesorregião	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Δ (00-08)
PIB real (em milhões de reais de 2008)	São José do Rio Preto	21.294,14	21.454,01	20.000,26	20.382,18	19.476,15	21.747,56	24.247,84	24.085,75	23.760,88	11,58%
	Ribeirão Preto	38.718,21	38.243,64	36.628,35	39.835,02	38.651,41	39.271,33	44.723,98	42.960,64	41.756,74	7,85%
	Araçatuba	10.570,60	9.831,44	9.180,74	9.253,68	9.247,41	9.920,90	10.813,47	10.635,23	10.406,07	-1,56%
	Bauru	18.872,80	18.642,05	17.012,56	18.127,54	18.187,91	20.212,66	22.759,41	22.400,88	22.307,60	18,20%
	Araraquara	15.899,98	15.286,86	13.868,84	17.455,01	13.547,67	14.698,03	15.706,11	15.803,23	16.859,47	6,03%
	Piracicaba	23.067,06	23.552,99	21.616,56	24.176,71	22.722,27	25.181,04	27.623,94	28.211,04	28.308,19	22,72%
	Campinas	81.227,61	78.264,17	68.851,50	73.480,93	76.351,77	84.804,45	89.171,59	91.209,12	93.285,30	14,84%
	Presidente Prudente	10.105,51	10.161,43	9.562,10	9.687,27	9.524,29	10.296,69	11.076,34	10.600,75	10.658,87	5,48%
	Marília	5.608,53	5.439,40	4.757,83	5.164,00	5.117,76	5.304,44	5.561,29	5.784,45	5.940,92	5,93%
	Assis	7.229,98	7.642,54	7.240,89	7.629,81	7.162,04	7.251,21	7.780,13	7.753,94	7.769,44	7,46%
	Itapetininga	9.572,25	9.436,67	8.700,56	9.979,96	9.947,58	10.534,94	10.889,86	11.600,59	12.308,61	28,59%
	Macro Metr. Paulista	47.252,42	47.558,74	41.365,90	45.135,49	47.151,74	50.975,25	56.304,66	62.838,86	61.906,53	31,01%
	Vale do Paraíba Paulista	57.616,31	54.308,45	46.350,87	44.868,78	47.513,70	48.210,51	49.017,18	49.807,83	51.989,16	-9,77%
	Litoral Sul Paulista	3.737,63	3.731,20	3.476,98	3.572,27	3.330,07	3.674,14	3.876,08	3.799,27	3.884,95	3,94%
	Metr. de São Paulo	530.981,07	530.515,50	447.367,86	472.216,41	466.594,86	532.959,43	563.282,65	592.661,91	611.872,43	15,23%
	Estado de São Paulo	881.754,10	874.069,10	755.981,79	800.965,06	794.526,64	885.042,57	942.834,53	980.153,49	1.003.015,16	13,75%
PIB real <i>per capita</i> (em reais de 2008)	São José do Rio Preto	14.866,24	14.774,75	13.587,23	13.660,10	12.879,50	14.192,09	15.619,43	16.033,51	15.171,65	2,05%
	Ribeirão Preto	18.231,92	17.733,23	16.725,78	17.914,82	17.123,48	17.141,51	19.239,79	19.175,46	17.911,50	-1,76%
	Araçatuba	16.535,17	15.225,96	14.077,03	14.047,94	13.900,48	14.766,96	15.940,75	15.928,01	14.975,23	-9,43%
	Bauru	14.276,83	13.880,47	12.469,11	13.079,78	12.922,54	14.143,65	15.689,93	15.866,72	15.048,99	5,41%
	Araraquara	21.887,44	20.696,70	18.468,98	22.866,22	17.463,53	18.646,27	19.616,83	20.383,45	21.175,52	-3,25%
	Piracicaba	18.715,04	18.755,52	16.897,38	18.554,48	17.126,51	18.644,83	20.101,61	21.472,36	20.717,83	10,70%
	Campinas	24.541,19	23.187,77	20.007,35	20.946,42	21.358,65	23.286,64	24.046,53	25.654,34	24.995,56	1,85%
	Presidente Prudente	12.518,09	12.495,20	11.671,72	11.737,37	11.455,60	12.294,24	13.130,04	12.949,51	12.441,48	-0,61%
	Marília	13.320,34	12.766,20	11.035,13	11.836,58	11.594,36	11.878,85	12.313,12	13.485,64	13.234,66	-0,64%
	Assis	13.869,70	14.481,53	13.553,08	14.106,96	13.082,64	13.087,26	13.877,31	14.334,31	13.783,59	-0,62%
	Itapetininga	12.668,67	12.298,62	11.167,12	12.615,81	12.387,85	12.926,29	13.169,36	14.691,57	14.776,74	16,64%
	Macro Metr. Paulista	20.713,13	20.378,30	17.330,55	18.494,55	18.905,70	20.006,92	21.644,69	25.778,41	24.188,08	16,78%
	Vale do Paraíba Paulista	28.605,99	26.468,53	22.178,37	21.081,26	21.927,96	21.859,71	21.845,73	23.254,49	23.252,04	-18,72%
	Litoral Sul Paulista	8.676,63	8.444,75	7.675,08	7.693,56	7.001,75	7.545,13	7.779,90	8.622,09	8.385,63	-3,35%
	Metr. de São Paulo	27.416,69	26.987,13	22.421,94	23.320,19	22.709,59	25.568,36	26.644,62	28.566,12	29.024,07	5,86%
	Estado de São Paulo	23.586,08	23.009,72	19.587,13	20.427,22	19.950,32	21.883,81	22.964,74	24.619,64	24.456,85	3,69%

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011), dados deflacionados pelo IGP-DI.

Gráfico 16 – Variação anual do PIB real nas mesorregiões paulistas, 2001-2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011), dados deflacionados pelo IGP-DI.

Gráfico 17 – Variação anual do PIB real *per capita* nas mesorregiões paulistas, 2001-2008

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011), dados deflacionados pelo IGP-DI.

Figura 19 – PIB real *per capita* (R\$ de 2008) dos municípios paulistas, 2000 e 2008

Fonte: Elaborado pelo autor através do software ArcView a partir de SEADE (2011)

Tabela 22 – Ranking dos municípios paulistas segundo PIB real *per capita* (mil R\$ de 2008), 2000 e 2008

	2000				2008			
	Município	Mesorregião	PIB real <i>per capita</i>	Rank	Município	Mesorregião	PIB real <i>per capita</i>	Rank
os 10 maiores de SP	Paulínia	Campinas	195,3	1	Louveira	Macro M. P.	171,5	1
	Luís Antônio	Rib. Preto	112,2	2	Jambeiro	Vale P. P.	115,1	2
	Ouroeste	S. J. R. P.	98,3	3	Araçariguama	Macro M. P.	112,7	3
	Barueri	Metr. S. P.	98,1	4	Alumínio	Macro M. P.	105,0	4
	Jambeiro	Vale P. P.	94,8	5	Barueri	Macro S. P.	102,6	5
	São Sebastião	Vale P. P.	67,2	6	Paulínia	Campinas	82,6	6
	Holambra	Campinas	64,1	7	Vinhedo	Campinas	71,3	7
	Matão	Araraquara	64,1	8	S. Caetano do Sul	Metr. S. P.	67,4	8
	Jaguariúna	Campinas	62,1	9	Cordeirópolis	Piracicaba	66,9	9
	Cubatão	Metr. S. P.	58,7	10	Matão	Araraquara	66,5	10
outros maiores das mesorregiões	Ilha Solteira	Araçatuba	58,5	11	Cerquilha	Itapetininga	62,9	13
	Louveira	Macro M. P.	57,3	12	Ariranha	S. J. R. P.	62,4	14
	Cerquilha	Itapetininga	51,3	16	Sandovalina	Pres. Prud.	44,2	20
	Sandovalina	Pres. Prud.	50,0	18	Luís Antônio	Rib. Preto	42,2	23
	Florínia	Assis	33,7	25	Ilha Solteira	Araçatuba	41,6	25
	Águas de S. Pedro	Piracicaba	25,5	44	Queiroz	Marília	36,0	32
	Macatuba	Bauru	25,1	47	Florínia	Assis	33,2	36
	Pompéia	Marília	19,5	95	Macatuba	Bauru	30,7	40
	Cajati	Litoral S. P.	13,8	201	Cajati	Litoral S. P.	14,6	215
outros menores das mesorregiões	Santa Lúcia	Araraquara	8,3	521				
	Charqueada	Piracicaba	8,2	524	Charqueada	Piracicaba	8,2	542
	Barrinha	Rib. Preto	7,0	588	Oriente	Marília	7,8	559
	Palmares Pta.	S. J. R. P.	6,9	593	Vargem	Macro M. P.	7,1	586
	Satutaiá	Assis	6,7	597	Sta. Cruz Palmeiras	Campinas	7,0	589
	Álvaro de Carvalho	Marília	6,7	599	Santa Lucia	Araraquara	6,8	607
	Barbosa	Araçatuba	6,7	601	Canitar	Assis	6,5	616
	Pedra Bela	Campinas	6,3	613	Barbosa	Araçatuba	6,3	621
	Júlio Mesquita	Bauru	6,3	615	Serra Azul	Rib. Preto	5,8	631
	Vargem	Macro M. P.	5,7	632				
os 10 menores de SP	Euclides da Cunha Pta.	Pres. Prud.	5,7	634				
	Miracatu	Litoral S. P.	5,4	636	Ribeira	Itapetininga	5,6	636
	Potim	Vale P. P.	5,3	637	Itariri	Litoral S. P.	5,3	637
	Ribeirão Branco	Itapetininga	5,2	638	Palmares Pta.	S. J. R. P.	5,1	638
	Iporanga	Itapetininga	4,9	639	Torre de Pedra	Itapetininga	5,1	639
	Barra do Chapéu	Itapetininga	4,7	640	Pracinha	Pres. Prud.	5,0	640
	Ribeira	Itapetininga	4,6	641	Iporanga	Itapetininga	5,0	641
	Itapirapuã Paulista	Itapetininga	4,5	642	Francisco Morato	Metr. S. P.	4,8	642
	Francisco Morato	Metr. S. P.	4,5	643	Barra do Turvo	Litoral S. P.	4,8	643
	Cunha	Vale P. P.	4,3	644	Cunha	Vale P. P.	4,7	644
	Barra do Turvo	Litoral S. P.	3,8	645	Balbinos	Bauru	4,6	645

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

Como já foi dito anteriormente, o PIB *per capita* pode ser considerado uma *proxy* da renda *per capita*. E, segundo Barros et al. (2004), alguns dos

determinantes mais importantes do nível e da distribuição da renda são o nível e a distribuição do rendimento do trabalho. Por essa razão, algumas das principais características da distribuição dessas variáveis estão dispostas na Tabela 23. É interessante observar que, tanto no caso do PIB real *per capita* quanto no rendimento médio real de todos os vínculos empregatícios e também quando são considerados apenas os vínculos empregatícios na agropecuária, a mediana da distribuição entre os municípios paulistas é inferior à média municipal. Isso indica que, nos três casos, as distribuições apresentaram assimetria positiva – ou seja, os valores abaixo da média foram mais frequentes do que os valores acima da média.

Entretanto, cabe ressaltar que, enquanto a média do PIB real *per capita* nos municípios paulistas apresentou crescimento de 7,9% e a média do rendimento real dos vínculos empregatícios na agropecuária apresentou crescimento de 8,8%, a média do rendimento real de todos os vínculos empregatícios apresentou uma redução de 5,5% durante o período analisado. Além disso, o crescimento apresentado pelo 90º percentil do PIB real *per capita* e do rendimento real na agropecuária foi superior ao aumento observado nas médias das respectivas distribuições. Já no caso do rendimento real de todos os vínculos empregatícios, a redução apresentada pelo 90º percentil superou a que foi observada na média.

Tabela 23 – Algumas características da distribuição do PIB real *per capita* e do rendimento médio real nos municípios paulistas, 2000 e 2008

		PIB real <i>per capita</i>	Rendimento médio dos vínculos empregatícios	
			Total	Agropecuária
2000	Mediana	11.077,04	1.039,58	639,17
	Média	14.360,05	1.131,74	697,32
	90º percentil	22.483,21	1.648,02	942,93
2008	Mediana	11.806,23	975,96	703,14
	Média	15.498,43	1.068,88	758,57
	90º percentil	24.232,28	1.452,39	1.034,93

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de SEADE (2011)

A distribuição espacial do rendimento real médio de todos os vínculos empregatícios nos municípios do Estado de São Paulo está representada na Figura

20. Em 2000, os maiores níveis de rendimento concentravam-se nas regiões de Campinas, São José dos Campos e RMSP. E, como a redução do rendimento real médio ocorreu em quase todo estado, sua distribuição espacial em 2008 continuava a apresentar uma concentração dos maiores níveis nas mesmas regiões.

Mas, como se pode observar na Figura 21, a distribuição espacial do rendimento real médio na agropecuária apresentou um padrão distinto. Em 2000, os maiores níveis dessa variável foram observados na RMSP, na região de Campinas e na região Norte. Mas, em 2008, foi notório o aumento do rendimento médio da agropecuária no interior do estado, com destaque para a região Oeste.

PIB real *per capita* e rendimento médio real de todos os vínculos empregatícios apresentaram distribuições espaciais semelhantes, evidenciando a importância do rendimento do trabalho para explicar as diferenças no nível de renda *per capita* dos municípios paulistas. Em contrapartida, o fato de o rendimento médio real dos vínculos empregatícios na agropecuária apresentar uma distribuição espacial distinta também é relevante para o escopo desse estudo. Não se pode atribuir toda a melhoria observada no rendimento real médio da agropecuária apenas à expansão do setor sucroenergético e, caso essa diferença na distribuição espacial das três variáveis acima mencionadas não seja considerada na análise, o impacto da expansão do setor sucroenergético sobre o bem-estar social no Estado de São Paulo poderá ser superestimado.

Figura 20 – Rendimento real médio dos vínculos empregatícios nos municípios do Estado de São Paulo, 2000 e 2008 (em R\$ de 2008).

Fonte: Elaborado pelo autor através do software ArcView a partir de SEADE (2011)

Figura 21 – Rendimento real médio dos vínculos empregatícios na agropecuária nos municípios do Estado de São Paulo, 2000 e 2008 (em R\$ de 2008)

Fonte: Elaborado pelo autor através do software ArcView a partir de SEADE (2011)

5 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Esse capítulo está dividido em duas seções. A primeira, dedicada à revisão da literatura sobre o bem-estar social, evidencia os desafios encontrados e as limitações discutidas em alguns dos principais trabalhos teóricos e empíricos desenvolvidos. A segunda seção aborda estudos relacionados ao impacto do setor sucroenergético sobre o bem-estar social.

5.1 Sobre o bem-estar social

Um critério simples para a comparação de bem-estar é associado a Pareto (1897). Nessa abordagem, duas regras são utilizadas:

- Se todos os indivíduos em uma sociedade são indiferentes entre duas situações sociais alternativas s_A e s_B , então a sociedade também deve ser indiferente entre essas situações;
- Se pelo menos um indivíduo prefere estritamente s_A a s_B , e todos os indivíduos consideram s_A pelo menos tão bom quanto s_B , então a sociedade deve preferir s_A a s_B .

Entretanto, se um indivíduo prefere s_A a s_B e outro prefere s_B a s_A , a regra de Pareto não pode ser utilizada para comparar as situações sociais, independentemente de como o resto da sociedade avalia s_A vis-a-vis s_B (SEN, 1970).

Bergson (1938) propôs e Samuelson (1947) desenvolveu o conceito de que o bem-estar social pode ser representado por uma função que assume valores reais, os quais dependem de todas as variáveis que poderiam afetá-lo. Entre elas, estão as quantidades de cada fator de produção (exceto trabalho) que são empregadas nas diferentes unidades de produção, as quantidades dos diversos bens consumidos, as quantidades dos diferentes tipos de trabalho realizados e a unidade de produção para a qual esse trabalho é realizado por cada indivíduo da comunidade durante o período de tempo em questão. Essa função, conhecida como Função de Bem-Estar Econômico, tem como variáveis explicativas os elementos

supracitados, mas Bergson (1938) ressalta que, para poder estimá-la, é necessário conhecer as funções de produção de cada bem de consumo e as curvas de indiferença de cada indivíduo.

Arrow (1950) investigou os requisitos necessários para que uma Função de Bem-Estar Social possa representar as preferências sociais a partir dos mapas de preferências dos indivíduos, a saber: racionalidade, universalidade, consistência de Pareto, independência de alternativas irrelevantes e não-imposição. Entretanto, um dos desdobramentos mais importantes desse trabalho é o Teorema da Impossibilidade de Arrow, que afirma não existir regra que consiga converter as preferências individuais em uma ordenação social e, simultaneamente, atender aos cinco requisitos. Isso acontece porque qualquer função de bem-estar que atende aos quatro primeiros necessariamente viola o último.

Rothenberg (1961), partindo da descoberta de Arrow, examinou uma grande variedade de abordagens na literatura de bem-estar com o intuito de avaliar a consistência interna, o poder de aplicação e a relevância do critério de bem-estar para os valores prevaletentes na comunidade. Segundo o autor, desenvolvimentos em ciências próximas como antropologia, sociologia e psicologia social sugerem a existência de valores amplamente aceitos, que servem de suporte para características cruciais de uma comunidade. Tais valores, que aparentemente atendem ao critério de valor social, são revelados através das escolhas sociais. Mas, análises baseadas nessa abordagem não permitem avaliar o bem-estar social e, sim, apenas apontar o estado social prevaletente.

Sen (1970) argumenta que, se o objetivo de Arrow ao definir os requisitos de uma função de bem-estar social foi garantir existência de uma alternativa escolhida em qualquer ambiente, esse objetivo continuaria a ser atingido se a condição de transitividade fosse relaxada para aciclicidade¹³. Dessa forma, o autor define a Função de Decisão Social, uma função de escolha gerada por uma relação de preferência social que é determinada pelo conjunto de ordenamentos individuais. De maneira geral, a Função de Bem-Estar Social é uma categoria especial de Função

¹³ Se x_1 é preferido em relação a x_2 , x_2 a x_3 , e assim adiante até x_n , então a aciclicidade exige que x_1 seja considerado pelo menos tão preferido quanto x_n . Obviamente, essa é uma condição muito mais fraca do que transitividade, que exigiria que x_1 fosse estritamente preferido a x_n e que, por conseguinte, exigiria a transitividade de indiferença (SEN, 1970).

de Decisão Social e ambas apresentam problemas similares ao combinar diferentes princípios para formar sistemas que expressem as preferências individuais.

Deaton (1980) afirma que o consumo de bens é a base para o bem-estar econômico e, pressupondo que o consumidor se comporta de forma a maximizar utilidade sujeito a uma restrição orçamentária, adota a utilidade métrica monetária (derivada através do problema dual de minimização do custo sujeito a determinado nível de utilidade) como medida básica de bem-estar. O autor também demonstra que a utilidade métrica monetária pode ser estimada deflacionando o dispêndio total por um índice de custo de vida. Dessa forma, comparações interpessoais poderiam ser realizadas e a função de bem-estar social seria simplesmente um agregado das utilidades métricas monetárias dos indivíduos.

Boadway & Bruce (1984) discutem a utilização da variação compensatória como medida da variação do bem-estar. Definida como o montante de renda que o indivíduo precisaria receber ou deixar de ter para permanecer no mesmo nível de utilidade após uma alteração nos preços relativos, a variação compensatória também é derivada através do problema de minimização da função custo. Mas as variações compensatórias só podem ser agregadas se todos os indivíduos possuírem a mesma utilidade marginal da renda. Segundo os autores, essa é uma condição muito restritiva e, do ponto de vista de bem-estar social, não se poderia agregar as variações compensatórias.

Partindo de uma Função de Bem-Estar utilitariana (ou seja, assumindo que o bem-estar social pode ser representado pela soma das utilidades dos indivíduos), Barr (1998) argumenta que o bem-estar pode ser representado como uma função da renda total (monetária e não-monetária) dos indivíduos. Nesse caso, as propriedades formais de uma função de bem-estar social¹⁴ implicam nos seguintes pressupostos: todos os indivíduos possuem funções-utilidade idênticas (ou seja, apresentam os mesmos gostos), a utilidade de um indivíduo é função apenas da própria renda (não há interdependência do bem-estar entre indivíduos) e a utilidade-marginal social da renda é decrescente (uma pequena redistribuição da renda de rico para pobre eleva o bem-estar social). Alguns desses pressupostos são

¹⁴ Não-decrescente, simétrica, aditiva, côncava e aversão à desigualdade relativa constante. Para maiores detalhes, ver Barr (1998).

considerados demasiadamente restritivos e foram relaxados em trabalhos posteriores.

Feldman & Serrano (2006) avaliam a utilização de funções de escolha social para representar as preferências de uma população. Diferentemente da função de bem-estar social, que produz um ordenamento de todos os estados sociais alternativos a partir das preferências dos indivíduos, a função de escolha social indica apenas a melhor alternativa a partir dos mapas de preferências. Entretanto, de forma análoga ao Teorema da Impossibilidade de Arrow para as funções de bem-estar social, o Teorema da Impossibilidade de Gibbard-Satterthwaite afirma que não existe uma função de escolha social que atenda a todos os requisitos necessários para representar de forma adequada as preferências individuais (que, nesse caso, são universalidade, não-degeneração, não-manipulação e não-imposição). Isso porque, também nesse caso, o último requisito é violado em qualquer função de escolha social que satisfaça os demais.

Analisando diferentes estruturas para a função de bem-estar social, Deaton & Muellbauer (2009) argumentam que números-índices de preços e escalas de equivalência entre os indivíduos podem ser utilizados como base para a comparação interpessoal do bem-estar. A representação da função de bem-estar social proposta pelos autores está fundamentada na existência de uma relação entre desigualdade e bem-estar, explicitada pioneiramente em Kolm (1969, 1976) e Atkinson (1970). A abordagem descrita pelos autores adapta medidas convencionais de desigualdade de renda para o propósito mais fundamental de medir a desigualdade de bem-estar. Por se tratar da abordagem escolhida para avaliar o bem-estar nesse trabalho, sua formulação será apresentada detalhadamente no próximo capítulo.

5.2 Sobre a relação entre o setor sucroenergético e o bem-estar social

Conforme destacado anteriormente, o cultivo de cana-de-açúcar apresentou uma significativa expansão no Estado de São Paulo entre 2000 e 2008. Entretanto, de acordo com Deuss (2009), a avaliação dos impactos desse *boom* do setor sucroenergético sobre as economias dos municípios paulistas não é simples. Se, por um lado, esse crescimento proporcionou um aumento de oportunidades de emprego e geração de renda dentro do setor, por outro, à medida a cana-de-açúcar substitui

as outras culturas, cresce também a preocupação de que o setor monopolize a agricultura e as atividades econômicas dos municípios.

A literatura existente sobre o tema é bastante recente, sendo o trabalho Silva (2008) pioneiro no sentido de mensurar os impactos socioeconômicos do setor sucroenergético. Como já foi destacado anteriormente, a autora utilizou o IDH-M para representar as condições socioeconômicas nos municípios do Estado de São Paulo, mas os resultados do trabalho não foram conclusivos. Sem considerar possíveis efeitos cruzados com outras variáveis, a presença do setor sucroenergético apresentou um impacto positivo sobre as condições socioeconômicas. Entretanto, quando o efeito do setor sucroenergético sobre outras variáveis e o impacto das mesmas sobre o IDH-M foram levados em consideração, o resultado se inverteu.

Posteriormente, outros estudos buscaram avaliar a relação entre a expansão do setor sucroenergético e o crescimento econômico dos municípios. Analisando diferentes indicadores de bem-estar, Walter et al. (2008) mostraram que, em 2000, os municípios com usinas ou com produção significativa de cana-de-açúcar¹⁵ apresentaram renda *per capita* estatisticamente maior do que a observada nos demais municípios.

Spavorek et al. (2009), quantificando os efeitos da mudança no uso da terra, verificou que os municípios caracterizados pela presença do setor sucroenergético apresentaram um crescimento maior do PIB do que os demais. Por outro lado, Deuss (2009), utilizando a metodologia “propensity score-based estimators”, não encontrou evidências da existência de uma relação causal entre o crescimento do setor sucroenergético e da economia dos municípios paulistas entre 2002 e 2006.

Oliveira (2011) comparou diferentes indicadores socioeconômicos nos municípios dos principais estados brasileiros que produzem de cana-de-açúcar. Foram analisados aspectos relacionados a educação, distribuição de renda, saúde/longevidade e desenvolvimento nos anos 1970, 1980, 1990 e 2000. De modo geral, segundo a autora, não houve evidências de que a atividade canavieira proporcionasse desvantagens do ponto de vista socioeconômico. Pelo contrário, no Estado de São Paulo, todos os indicadores nos municípios com produção

¹⁵ Os autores consideraram significativa a produção dos municípios que, em ordem decrescente, totalizava 90% da produção do Estado.

significativa de cana-de-açúcar foram melhores do que os observados no grupo de controle, ao nível de significância de 5%.

Cabe ressaltar que nenhum dos estudos supracitados levou em consideração a existência de uma possível relação de dependência espacial no fenômeno analisado. O trabalho pioneiro nesse sentido foi Chagas et al. (2010a), que analisou o impacto da expansão do setor sucroenergético sobre a receita fiscal dos municípios paulistas através de um modelo de painel dinâmico com controles espaciais.

Desde então, outros trabalhos buscando estimar o efeito da produção da cana-de-açúcar sobre o desenvolvimento regional já incorporaram esse componente espacial. Em Chagas et al. (2010b), um modelo “propensity score matching” espacial foi utilizado para estimar o efeito da produção de cana-de-açúcar sobre o IDH-M e os resultados indicaram que a presença do setor não é relevante para determinar as condições sociais nas localidades produtoras. Já em Chagas et al. (2011), a mesma metodologia foi aplicada para avaliar o efeito da produção de cana-de-açúcar sobre o crescimento do PIB *per capita* e, nesse caso, os resultados indicaram que as regiões onde o cultivo da cana-de-açúcar cresceu apresentaram um crescimento do PIB *per capita* maior do que o observado nas regiões comparáveis (ou seja, nas regiões onde a expansão da cana-de-açúcar poderia ter acontecido, mas não ocorreu).

6 REFERENCIAL TEÓRICO E METODOLOGIA

*What is important is that theory and measurement should match
so that each can suggest developments in the other.*

Angus Deaton, 1980

6.1 Fundamentação teórica

O objetivo dessa seção é apresentar o arcabouço teórico que, partindo da teoria do consumidor, permite avaliar o bem-estar social através do nível e da distribuição da renda *per capita*. Os conceitos e as ideias aqui apresentados estão baseados em Deaton & Muellbauer (2009).

As preferências, tanto individuais quanto sociais, são definidas em relação a um conjunto de estados sociais, $s_1, s_2, \dots, s_m$, no qual m pode ser infinito. Cada estado pode ser, por exemplo, um vetor Hn listando o nível de consumo de cada bem n em cada domicílio H . As preferências de cada indivíduo ou domicílio em relação aos estados sociais podem ser representadas pelas funções de utilidade $v^h(\cdot)$ definidas no espaço amostral de estados sociais.

Na representação de Arrow (1950), entretanto, a escolha social deve depender apenas das preferências dos indivíduos, e não de sua representação particular. Assim, qualquer preferência social baseada no ordenamento de $v^h(\cdot)$ não deve ser afetada se essa função sofrer uma transformação monotônica crescente arbitrária, $\phi^h(\cdot)$, a qual pode ser diferente para cada h . Uma forma de expressar isto é dizer que, na regra de escolha social de Arrow, as preferências dos indivíduos são ordinais e não podem ser comparadas.

Entretanto, se as preferências sociais puderem ser representadas por uma função de utilidade social, a regra de escolha social é um procedimento que gera uma função tomando como argumentos todas as funções de utilidade individuais. Os dados de entrada nesse caso são, portanto, as preferências ou crenças dos indivíduos em si, e não os valores das utilidades individuais, enquanto os dados de saída são um ordenamento de preferências.

Assim, a função de bem-estar social pode ser formulada genericamente em relação aos vetores de consumo de cada indivíduo (q^h):

$$W = f(q^1, q^2, \dots, q^h, \dots, q^H) \quad (1)$$

Essa representação permite observar o que cada indivíduo deveria ou não consumir, mas necessita de algumas restrições adicionais para guardar relação com as preferências individuais. A restrição mais óbvia é:

$$W = V(u^1, u^2, \dots, u^h, \dots, u^H) \quad (2)$$

com $u^h = v^h(q^h)$, $h = 1, \dots, H$. Essa é a função de bem-estar social de Bergson-Samuelson. Nesse caso, a maximização de W implica necessariamente na maximização de cada função $v^h(\cdot)$ sujeita ao dispêndio total necessário para se obter o ótimo social em cada domicílio.

Assumindo que as diferenças em preferências podem ser atribuídas a diferenças em características (a^h), as funções utilidade de todos os domicílios podem ser expressas na forma genérica:

$$u^h = v(q^h, a^h) = \psi(x^h, p, a^h) \quad (3)$$

com a respectiva função custo $c(u^h, p, a^h)$, sendo x^h a restrição orçamentária do domicílio e p os preços vigentes. Além disso, considerando que uma curva de indiferença representa o menor gasto necessário para se atingir determinado nível de utilidade a determinados preços (p^0) para as características do domicílio referência (a^0), tem-se que:

$$u^h = c[\psi(x^h, p, a^h), p^0, a^0] \quad (4)$$

Assim, para um nível de preços constante ($p = p^0$) e se todos os domicílios forem idênticos ($a^h = a^0$), o bem-estar pode ser simplesmente representado pela receita monetária ou pelo dispêndio total ($u^h = x^h$). De forma mais geral, entretanto, a Eq. (4) pode ser reescrita como:

$$u^h = x^h \cdot \frac{c[\psi(x^h, p, a^h), p^0, a^0]}{c[\psi(x^h, p, a^h), p^0, a^h]} \cdot \frac{c[\psi(x^h, p, a^h), p^0, a^h]}{c[\psi(x^h, p, a^h), p, a^h]} = \frac{x^h}{m^h P^h} \quad (5)$$

onde m^h é a escala de equivalência entre o domicílio com característica a^h e o domicílio referência a^0 , representada pelo inverso da primeira fração na Eq. (5), e P^h é o verdadeiro índice de custo de vida do domicílio, representado pelo inverso da segunda fração na mesma equação.

Se as características a^h são diretamente mensuráveis (por exemplo, número de crianças, idade, cor), análises econométricas podem estimar os parâmetros da função representada na Eq. (4), assumindo-se que preferências e padrões de comportamento permanecem inalterados. Dessa forma, as escalas de equivalência e os índices de preço podem então ser calculados.

Combinando Eq. (2) e Eq. (5), tem-se que:

$$W = V(x_*^1, x_*^2, \dots, x_*^H) \quad (6)$$

onde $x_*^h = x^h / m^h P^h$ é o dispêndio real equivalente *per capita* da família h .

Nessa representação, tanto as diferenças nas necessidades de cada domicílio quanto as diferenças relativas de preços são corrigidas (através de m^h e P^h , respectivamente) e a função de bem-estar social apresenta a propriedade de anonimato (ou simetria). Considerando $V(\cdot)$ quasi-côncava, as curvas de indiferença sociais são convexas em relação à origem. Nesse caso, dada a propriedade de anonimato, a quasi-concavidade implica na preferência por uma distribuição mais uniforme de x_*^h .

Outra importante propriedade a ser considerada é a homoteticidade. Com $V(\cdot)$ ordinal, pode-se assumir homogeneidade linear: se x_* de cada domicílio dobra, então o bem-estar social também dobra, mas o formato dos contornos do bem-estar social não é afetado pelo aumento. Dada a condição de homogeneidade, pode-se reescrever a Equação 6 como:

$$W = \bar{x}_* \cdot V\left(\frac{x_*^1}{\bar{x}_*}, \frac{x_*^2}{\bar{x}_*}, \dots, \frac{x_*^H}{\bar{x}_*}\right) \quad (7)$$

sendo $\bar{x}_*$ o dispêndio equivalente *per capita* real médio. Se x_*^h apresenta uma distribuição uniforme, então W é simplesmente proporcional a $\bar{x}_*$, com a constante de proporcionalidade $V(1,1,\dots,1)$. Caso essa constante não seja igual à unidade, a função de bem-estar social pode ser convenientemente redimensionada de tal forma que, sob perfeita igualdade tem-se:

$$W = \bar{x}_* \quad (8)$$

Logo, o bem-estar social pode ser medido através do dispêndio total *per capita* (equivalente) real médio. Essa medida convencional será considerada um extremo do bem-estar social, uma vez que a quasi-concavidade e a simetria de V implicam na preferência pela distribuição mais igualitária. Dada a homogeneidade de V e usando $V(1,1,\dots,1)=1$, sabe-se que:

$$\begin{aligned} \bar{x}_* &= \bar{x}_* \cdot V(1,1,\dots,1) \\ &= V(\bar{x}_*, \bar{x}_*, \dots, \bar{x}_*) \geq V(x_*^1, x_*^2, \dots, x_*^H) = W \end{aligned} \quad (9)$$

A desigualdade na distribuição de x_*^h reduz W a um nível inferior do seu máximo teórico $\bar{x}_*$ e, por isso, o nível de igualdade (E) pode ser medido pela razão entre W e $\bar{x}_*$. Dessa forma, o bem-estar social pode ser expresso como:

$$W = \bar{x}_* \cdot E = \bar{x}_* (1 - I) \quad (10)$$

onde I é o nível de desigualdade.

Logo, o bem-estar social pode ser medido através do dispêndio total *per capita* médio e sua respectiva distribuição. E como dispêndio e renda constituem uma importante identidade da economia, o bem-estar também pode ser representado pela renda média *per capita* e sua respectiva distribuição.

6.2 Modelo econômico

Com base no que foi exposto na seção anterior, pretende-se neste estudo avaliar o impacto da expansão do setor sucroenergético sobre o nível e sobre a distribuição da renda média *per capita*. Se, por exemplo, a expansão do setor sucroenergético contribuiu para o crescimento da renda *per capita* e para a redução da desigualdade em sua distribuição, pode-se concluir que o setor apresentou um efeito positivo sobre o bem-estar social no Estado de São Paulo. Por outro lado, se o impacto sobre a renda *per capita* foi negativo e a concentração de renda aumentou, pode-se dizer que a expansão do setor sucroenergético provocou uma deterioração do bem-estar no estado.

O primeiro aspecto a ser abordado é o impacto da expansão do setor sucroenergético sobre a renda *per capita* média – e o ponto de partida é uma adaptação do modelo desenvolvido por Barros et al. (2004) para decompor as variações da renda *per capita* em seus principais determinantes, os quais foram utilizados neste como variáveis de controle para tratar as diferenças regionais evidenciadas nos Capítulos 2 e 3.

Barros et al. (2004) propõem que a renda *per capita* de uma família h , y_h , possui apenas dois determinantes imediatos: a renda média por adulto, a_h , e a proporção de indivíduos que são adultos na família, r_h . Ou seja:

$$y_h = a_h r_h \quad (11)$$

Além disso, os autores consideram que a renda por adulto na família h , a_h , pode provir essencialmente de três fontes distintas: rendimentos do trabalho (l_h), transferências de renda (t_h) e rendimentos de outros ativos (f_h). Dessa forma, pode-se escrever que:

$$a_h = l_h + t_h + f_h \quad (12)$$

Entretanto, conforme destacam os autores, é muito comum observar que a maior parcela da renda familiar advém dos rendimentos do trabalho. Substituindo a Eq. (11) na Eq. (12), tem-se que:

$$y_h = (l_h + t_h + f_h)r_h \quad (13)$$

Já a renda do trabalho por adulto na família h , l_h , pode ser decomposta em dois determinantes diretos: a proporção de adultos que se encontra ocupada, u_h , e a renda média do trabalho dos adultos que estão ocupados, w_h . Neste caso, tem-se que:

$$l_h = w_h u_h \quad (14)$$

Combinando a Eq. (13) e Eq. (14), chega-se a:

$$y_h = (w_h u_h + t_h + f_h)r_h = w_h u_h r_h + (t_h + f_h)r_h = w_h u_h r_h + o_h \quad (15)$$

onde o_h representa a parcela da renda *per capita* oriunda de outras fontes que não o trabalho.

A decomposição de diferenças no nível de renda *per capita* pode continuar até atingir seus seis determinantes mais básicos: a proporção de adultos na população, a proporção de adultos ocupados, a qualidade dos postos de trabalho, a qualificação dos trabalhadores, a renda por transferências e o rendimento de ativos (Figura 22).

Figura 22 – Decomposição da renda *per capita* em seus fatores determinantes

Fonte: Adaptado de Barros et al. (2004)

Mas, na versão simplificada do modelo, os autores assumiram “que as rendas não-derivadas do trabalho eram desprezíveis diante da magnitude da renda do trabalho” (BARROS et al., 2004, p. 46), ou seja, $o_h = 0$. Logo, pode-se estimar uma função φ tal que:

$$y_h = \varphi(w_h, u_h, r_h) \quad (16)$$

Ainda de acordo com os autores, as relações representadas na Eq. (16) podem ser extrapoladas para avaliar a renda *per capita* de um grupo de famílias pertencentes a uma determinada região ou país, desde que as variáveis utilizadas

sejam devidamente ponderadas. Assim, pode-se redefinir a função φ para o nível municipal:

$$y_i = \varphi(w_i, u_i, r_i) \quad (17)$$

e, neste caso, a renda *per capita* do município i , y_i , é expressa como função do rendimento médio do trabalho por ocupado (w_i), da taxa de utilização da força de trabalho (u_i) e da proporção de adultos na população municipal (r_i).

Tendo em vista as diferenças regionais apontadas na revisão da literatura, o rendimento médio do trabalho por ocupado na agricultura (w_i^A) e a taxa de utilização da força de trabalho na agricultura (u_i^A) também serão utilizados como variáveis explicativas no modelo. Em conjunto, w_i , w_i^A , u_i , u_i^A e r_i servirão como controles para diversos aspectos socioeconômicos e demográficos. Por exemplo, a diferença relativa entre a taxa de utilização de trabalho total (u_i) e na agricultura (u_i^A) pode ser considerada uma *proxy* para a diferença no grau de urbanização dos municípios. Já as diferenças na composição da economia dos municípios serão tratadas simultaneamente pelas diferenças relativas entre u_i e u_i^A e entre w_i e w_i^A . Maiores níveis de escolaridade e transferências governamentais refletem em níveis de rendimento médio nos municípios relativamente maiores – os quais, por sua vez, também representam melhores condições de acesso à saúde e à educação.

Com a finalidade de isolar o impacto do setor sucroenergético sobre a renda *per capita* média dos municípios paulistas, mais quatro variáveis foram incluídas no modelo:

- s_{agropec} : participação (%) da área ocupada pela agropecuária (agricultura, florestas plantadas e pastagens) na área total do município;
- $s_{\text{agricult}}^{\text{agropec}}$: participação (%) da área cultivada pela agricultura (lavouras temporárias e permanentes) na área ocupada pela agropecuária do município;
- $s_{\text{agricult}}^{\text{caca}}$: participação (%) da área plantada da cana-de-açúcar na área cultivada pela agricultura;
- D^U : variável *dummy* que assume o valor 1 quando o município apresentou usina e/ou destilaria em operação no ano analisado.

Na forma resumida, o modelo que se propõe estimar neste estudo é:

$$y_i = \phi(w_i, w_i^A, u_i, u_i^A, r_i, s_i^{\text{agropec}}, s_{\text{agropec}_i}^{\text{agricult}}, s_{\text{agricult}_i}^{\text{cana}}, D_i^U) \quad (18)$$

De forma análoga, a importância da cana-de-açúcar pode ser medida diretamente em relação à agropecuária ($s_{\text{agropec}}^{\text{caca}}$), omitindo-se a variável $s_{\text{agropec}}^{\text{agricult}}$. Os resultados dessa versão do modelo encontram-se no Anexo A. Outros modelos alternativos também foram estimados nessas duas versões: eliminando as variáveis w_i^A e u_i^A ; desdobrando w_i e u_i , respectivamente, em w_i^A e $\hat{w}_i$ e em u_i^A e $\hat{u}_i$, onde $\hat{w}_i$ e $\hat{u}_i$ foram obtidos através de filtros das variáveis w_i e u_i .

6.3 Fontes de dados

O PIB *per capita* (utilizado como proxy para a renda *per capita*), a participação da agricultura no valor adicionado, os rendimentos médios do trabalho (total e na agricultura), a proporção de adultos na população e os números de vínculos empregatícios (total e na agricultura, utilizados para estimativa da taxa de utilização da força de trabalho) de todos os municípios paulistas, de 2000 a 2008, foram obtidos na Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados – SEADE.

Tanto o PIB *per capita* quanto os rendimentos médios do trabalho foram deflacionados pelo IGP-DI geral centrado, obtido no IPEADATA.

A área plantada de cana-de-açúcar e a área total cultivada com agricultura em cada município paulista foram obtidas no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. A área de florestas plantadas (*eucalyptus* e *pinus*) e a área de pastagens foram obtidas no Instituto de Economia Agrícola – IEA.

O levantamento primário de dados sobre quais usinas estavam em operação entre os anos de 2000 a 2008 foi realizado com a consulta de fontes diversas, dentre elas: Diários Oficiais da União – DOU, sites de usinas e destilarias, Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento – MAPA, União dos Produtores de Bioenergia – UDOP.

A matriz de pesos espaciais foi gerada a partir do *shape file* com os 645 municípios do Estado de São Paulo (divisão territorial de 2005, ainda vigente em

2008) através do software GEODA. O tratamento dos dados em painel e a estimativa do modelo proposto foram realizados através do software STATA.

6.4 Metodologia

A análise de dados em painel permite explorar tanto a sua dimensão temporal quanto espacial. Além disso, algumas metodologias aplicadas a esse tipo de análise permitem contornar o problema de omissão de variáveis associadas a efeitos específicos não observáveis (i.e., não mensuráveis) que são constantes ao longo do tempo.

Em sua versão mais básica, um modelo que considera a existência de efeitos específicos não observáveis que não variam ao longo do tempo pode ser expresso da seguinte forma:

$$y_{it} = x_{it}\beta + z_i + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

onde os subscritos $i = 1, 2, \dots, n$ e $t = 1, 2, \dots, T$ denotam, respectivamente, os municípios e os anos; x_{it} representa as variáveis de controle por município; z_i é o efeito específico não observado em cada município (também conhecido como componente não observado, variável latente ou heterogeneidade não observada); ε_{it} é o termo de erro aleatório. Nesse tipo de modelo, a pressuposição de exogeneidade estrita, necessária para discussões de eficiência dos estimadores e inferência estatística, é condicional ao efeito não observado:

$$E(y_{it} | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT}, z_i) = E(y_{it} | x_{it}, z_i) \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (20)$$

ou seja, uma vez que x_{it} e z_i são controlados, x_{is} não apresenta efeito sobre y_{it} para $s \neq t$. A pressuposição de exogeneidade estrita também pode ser formulada em relação aos termos de erro:

$$E(\varepsilon_{it} | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT}, z_i) = 0 \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (21)$$

Isso implica que ε_{it} e z_i sejam não correlacionados e também que as variáveis explanatórias sejam não correlacionadas com o erro:

$$E(x'_{it}\varepsilon_{it}) = 0 \quad s, t = 1, 2, \dots, T \quad (22)$$

Embora essa seja uma pressuposição mais forte do que ausência de correlação contemporânea $E(x'_{it}\varepsilon_{it}) = 0$, a exogeneidade estrita condicionada ao componente não observado permite a existência de uma correlação arbitrária entre z_i e x_{it} para todo t .

Sob algumas hipóteses, o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO pode ser utilizado em um modelo de regressão *pooled* para obter um estimador consistente de β na Eq. (19). Reescrevendo o modelo como:

$$y_{it} = x_{it}\beta + v_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (23)$$

onde $v_{it} \equiv z_i + \varepsilon_{it}$ são os erros compostos. Para cada t , v_{it} é a soma do efeito não observado com um erro aleatório.

A estimação da Eq. (23) via MQO do modelo *pooled* é consistente se x_{it} e v_{it} forem não correlacionados:

$$E(x'_{it}v_{it}) = 0 \Rightarrow \begin{cases} E(x'_{it}\varepsilon_{it}) = 0 \\ E(x'_{it}z_i) = 0 \end{cases} \quad (24)$$

ou seja, a exogeneidade estrita não pode mais estar condicionada ao componente não observado. Mesmo assim, os erros compostos v_{it} serão correlacionados serialmente devido à presença de z_i em cada período de tempo e a inferência através de MQO do modelo *pooled* exige o estimador com matriz de variância robusta.

Se x_{it} e z_i são correlacionados, então x_{it} será correlacionado com o erro composto. Uma forma de tratar esse problema é estimar o modelo nas primeiras diferenças, eliminando o efeito específico z_i que não varia ao longo do tempo. Quando T é pequeno em relação a N , variáveis *dummies* Dt devem ser incluídas para captar mudanças da variável dependente em cada período de tempo. Assim, após a primeira diferenciação, a Eq. (23) pode ser escrita como:

$$\Delta y_{it} = Dt_t \alpha_t + \Delta x_{it} \beta + \Delta \varepsilon_{it} \quad t = 2, 3, \dots, T \quad (25)$$

Para que os testes estatísticos sejam robustos, $\Delta \varepsilon_{it}$ precisa ser não correlacionado ao longo do tempo, o que só acontece quando ε_{it} é um passeio aleatório. Mas, se ε_{it} for não correlacionado serialmente, o estimador de MQO no modelo de efeitos fixos é mais eficiente que o MQO no modelo *pooled* nas primeiras diferenças.

A transformação de efeitos fixos é um método alternativo que remove o efeito não observado z_i antes da estimação. Como z_i é fixo ao longo do tempo, a média da Eq. (19) pode ser escrita como:

$$\bar{y}_i = \bar{x}_i \beta + z_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (26)$$

onde $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$, $\bar{x}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it}$ e $\bar{\varepsilon}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}$. Subtraindo a Eq. (26) da Eq. (19)

chega-se a:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i) \beta + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (27)$$

ou

$$\ddot{y}_{it} = \ddot{x}_{it} \beta + \ddot{\varepsilon}_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (28)$$

A transformação de efeitos fixos também é conhecida como transformação *within* e o estimador de MQO no modelo *pooled* baseado nessa transformação é conhecido como estimador de efeitos fixos ou estimador *within*. Esse último nome vem do fato que o MQO na Eq. (28) utiliza a variação de y e x no tempo “dentro” de cada observação *cross-sectional*. Já o estimador *between*, obtido como o estimador de MQO na Eq. (26), ignora informações importantes sobre o comportamento das variáveis ao longo do tempo e é tendencioso quando z_i é correlacionado com $\bar{x}_i$.

Sob a pressuposição de exogeneidade estrita das variáveis explicativas, o estimador de MQO no modelo de efeitos fixos é não tendencioso. Mas, como pode existir uma correlação arbitrária entre z_i e x_{it} em algum período, qualquer variável explicativa que seja constante no tempo acaba sendo eliminada do modelo pela transformação de efeitos fixos. Outras pressuposições necessárias para uma análise de efeitos fixos ser válida são: os erros ε_{it} são homocedásticos e serialmente não correlacionados ao longo do tempo.

Wooldridge (2002b) afirma que é difícil testar se ε_{it} são não correlacionados após a estimação de efeitos fixos. Assim, para saber se o método mais adequado é MQO no modelo *pooled* de primeiras diferenças ou transformação de efeitos fixos, deve-se estimar o modelo com o primeiro método e testar a autocorrelação de $\Delta\varepsilon_{it} \equiv e_{it}$ através da regressão:

$$\hat{e}_{it} = \hat{\rho}_1 \hat{e}_{i,t-1} + \text{erro}_{it} \quad t = 3, 4, \dots, T \quad (29)$$

aplicando-se o teste-t de Student em $\hat{\rho}_1$. A hipótese nula sendo testada é $H_0 : \rho_1 = 0$, contra a hipótese alternativa $H_A : \rho_1 < 0$. Se H_0 é rejeitada, o estimador de MQO no modelo de efeitos fixos provavelmente é mais adequado. Caso contrário, o MQO no modelo *pooled* de primeiras diferenças pode ser utilizado.

Entretanto, se todas as pressuposições para a utilização do método de efeitos fixos são atendidas, mas o componente não observado é independente de cada variável explicativa em todos os períodos de tempo, a transformação para eliminar z_i resulta em estimadores ineficientes. A Eq. (19) é um modelo de efeitos aleatórios quando:

$$\text{Cov}(x_{it}, z_i) = 0 \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (30)$$

Nesse caso, o estimador de MQO no modelo *pooled* de primeiras diferenças resulta em estimadores consistentes, mas a permanência de z_i no termo erro composto v_{it} faz com que ele apresente uma correlação serial positiva:

$$\text{Corr}(v_{it}, v_{is}) = \frac{\sigma_z^2}{(\sigma_z^2 + \sigma_\varepsilon^2)} \quad t \neq s \quad (31)$$

onde $\sigma_z^2 = \text{Var}(z_i)$ e $\sigma_\varepsilon^2 = \text{Var}(\varepsilon_i)$. Como essa correlação serial pode ser significativa, mas não é captada pelos erros padrões de MQO no modelo *pooled* de primeiras diferenças, os testes estatísticos realizados a partir desse método estarão incorretos.

O método de Mínimos Quadrados Generalizados – MQG pode ser utilizado para resolver o problema de correlação serial. Sendo:

$$\lambda = 1 - \left[\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_a^2} \right]^{1/2} \quad (32)$$

a transformação de efeitos aleatórios pode ser expressa como:

$$y_{it} - \lambda \bar{y}_i = (x_{it} - \lambda \bar{x}_i) \beta + \varepsilon_{it} - \lambda \bar{\varepsilon}_i \quad (33)$$

Enquanto o estimador de MQO no modelo de efeitos fixos, Eq. (27), subtrai a média no tempo das respectivas variáveis, o estimador de MQG no modelo de efeitos aleatórios, Eq. (33), subtrai uma fração dela que depende de σ_z^2 , σ_ε^2 e do número de períodos considerados. Essa transformação permite a estimação de variáveis explicativas que são constantes no tempo, o que consiste em uma vantagem sobre os métodos de MQO no modelo de efeitos fixos e MQO no modelo *pooled* nas primeiras diferenças.

Na prática, o parâmetro λ nunca é conhecido, mas sempre pode ser estimado. Wooldridge (2002b) indica que $\hat{\lambda}$ geralmente assume a forma

$$\hat{\lambda} = 1 - \left[\frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2 + T\hat{\sigma}_a^2} \right]^{1/2} \quad (34)$$

onde $\hat{\sigma}_z^2$ e $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ são estimadores consistentes de σ_z^2 e σ_ε^2 , respectivamente. Esses estimadores podem estar baseados nos resíduos de MQO do modelo *pooled* nas primeiras diferenças ou do modelo de efeitos fixos, por exemplo.

A Eq. (33) permite relacionar os três métodos apresentados para dados em painel, os quais contemplam a existência de efeitos específicos não observáveis que não variam no tempo. No estimador de MQG do modelo de efeitos aleatórios:

- se $\lambda = 0$, obtêm-se o estimador de MQO do modelo *pooled* nas primeiras diferenças;
- se $\lambda = 1$, obtêm-se o estimador de MQO do modelo de efeitos fixos.

Quando $\hat{\lambda}$ aproxima-se de 0, as estimativas de MQG do modelo de efeitos aleatórios são próximas das estimativas de MQO do modelo *pooled* nas primeiras diferenças. Isso acontece quando σ_z^2 é pequena em relação a σ_ε^2 , indicando uma baixa relevância do componente não observado. Breusch & Pagan (1980) derivaram uma estatística utilizando o princípio do Multiplicador de Lagrange que permite testar $H_0 : \sigma_z^2 = 0$. Se a hipótese nula é rejeitada, o método de MQG no modelo de efeitos aleatórios é mais adequado. Caso contrário, o método mais indicado é o de MQO no modelo *pooled* de primeiras diferenças.

Mas é mais comum que σ_z^2 seja grande em relação a σ_ε^2 e, à medida que T aumenta, $\hat{\lambda}$ tende a 1. Nesse caso, as estimativas de MQG no modelo de efeitos aleatórios são próximas das estimativas de MQO no modelo de efeitos fixos. Hausman (1978) sugeriu que esses métodos sejam comparados testando a hipótese $H_0 : \tau = 0$ na equação:

$$(y_{it} - \lambda \bar{y}_i) = (x_{it} - \lambda \bar{x}_i)\beta + \ddot{x}_{it}\tau + v_{it} \quad (35)$$

onde $(y_{it} - \lambda \bar{y}_i)$ e $(x_{it} - \lambda \bar{x}_i)$ são as transformações de efeitos aleatórios e $\ddot{x}_{it}$ são os desvios em relação à média da transformação de efeitos fixos, conforme definido anteriormente. Se a hipótese nula é rejeitada, o método de MQG no modelo de efeitos aleatórios é o mais adequado. Caso contrário, o método MQO no modelo de efeitos fixos é mais indicado.

Contudo, esses três métodos pressupõem que as variáveis explicativas são estritamente exógenas (condicional ao efeito não-observado no caso de MQO no modelo de efeitos fixos e no modelo *pooled* de primeiras diferenças). Geralmente, esses métodos são inconsistentes se alguma variável explicativa, em algum período de tempo, é correlacionada com o erro aleatório. A seguir, serão apresentados métodos que resultam em estimadores consistentes quando as variáveis explicativas não são estritamente exógenas.

Partindo da Eq. (19), além de permitir que z_i e x_{it} apresentem uma correlação arbitrária, a possibilidade de ε_{it} ser correlacionado com os valores futuros das variáveis explicativas $(x_{i,t+1}, x_{i,t+2}, \dots, x_{iT})$ é introduzida. Assim, ao invés da exogeneidade estrita, a restrição passa a ser exogeneidade sequencial condicionada ao efeito não observado:

$$E(\varepsilon_{it} | x_{it}, x_{i,t-1}, \dots, x_{i1}, z_i) = 0 \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (36)$$

ou seja, depois que z_i e x_{it} são controlados, nenhum valor passado de x_{it} afeta o valor esperado de y_{it} . Sob essa restrição, todas as variáveis observadas em $t-1$ podem ser incluídas no modelo.

Entretanto, Wooldridge (2002a) destaca que os estimadores de MQO no modelo de efeitos fixos e no modelo *pooled* de primeiras diferenças são inconsistentes para modelos AR(1). A abordagem geral para estimar a Eq. (19) sob a restrição da Eq. (36) é utilizar uma transformação para eliminar z_i e depois procurar por variáveis instrumentais. Considerando a transformação de primeiras diferenças, Eq. (25), a pressuposição de exogeneidade sequencial pode ser expressa como:

$$E(x'_{is} \varepsilon_{it}) = 0 \quad s = 1, 2, \dots, t \quad (37)$$

o que implica nas condições de ortogonalidade:

$$E(x'_{is} \Delta \varepsilon_{it}) = 0 \quad s = 1, 2, \dots, t-1 \quad (38)$$

Sendo $x_{it}^o \equiv (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{it})$, então, $x_{i,t-1}^o$ podem ser considerados como instrumentos potenciais para Δx_{it} . Nesse caso, Arellano & Bond (1991) propõem que todos os instrumentos sejam utilizados em um procedimento Generalizado de Momentos em Diferenças – GMM-DIF (também conhecido como GMM padrão).

Um modelo AR(1) com efeitos específicos não observados para cada município i pode ser expresso como:

$$y_{it} = y_{i,t-1} \alpha + z_i + \varepsilon_{it} \quad |\alpha| < 1 \quad (39)$$

onde $z_i + \varepsilon_{it} = \nu_{it}$ é a decomposição de efeitos fixos usual do termo de erro. As pressuposições familiares de uma estrutura de componentes de erro para z_i e ε_{it}

$$\begin{cases} E(z_i) = 0, E(\varepsilon_{it}) = 0, E(\varepsilon_{it} z_i) = 0 & t = 2, 3, \dots, T \\ E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{is}) = 0 & \forall t \neq s \end{cases} \quad (40)$$

e a pressuposição padrão em relação às condições iniciais

$$E(y_{i1} \varepsilon_{it}) = 0 \quad t = 2, 3, \dots, T \quad (41)$$

resultam em restrições de momento que são suficientes para identificar e estimar α .

As restrições de homocedasticidade podem ser expressas como

$$E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_\varepsilon^2, E(z_i^2) = \sigma_z^2 \quad t = 2, 3, \dots, T \quad (42)$$

e, dessa forma:

$$E(v_i v_i') = \Omega = \sigma_z^2 J_{T-1} + \sigma_\varepsilon^2 I_{T-1} \quad (43)$$

onde $v_i' = (v_{i2}, v_{i3}, \dots, v_{iT})$ e J_{T-1} é uma matriz unitária $(T-1) \times (T-1)$ e I_{T-1} é uma identidade $(T-1) \times (T-1)$.

Na ausência de restrições adicionais ao processo gerador das condições iniciais, o modelo autorregressivo com componentes de erro implica nas seguintes condições de ortogonalidade:

$$\begin{cases} E(y_{i,t-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0 & t = 3, \dots, T \text{ e } s \geq 2 \\ E(y_{i,t-2} \Delta \varepsilon_{i,t-1} - y_{i,t-1} \Delta \varepsilon_{it}) = 0 & t = 4, \dots, T \end{cases} \quad (44)$$

as quais são lineares no parâmetro α . As condições de ortogonalidade da parte superior, em conjunto com a restrição da Eq. (41), simplesmente refletem a pressuposição de ausência de correlação serial em ε_{it} . Já as condições de ortogonalidade da parte inferior dependem da homocedasticidade de ε_{it} ao longo do tempo.

De forma mais compacta, as restrições de momento na Eq. (44) podem ser expressas como:

$$E(Z_i' \bar{\varepsilon}_i) = 0 \quad (45)$$

onde $\bar{\varepsilon}_i = (\Delta \varepsilon_{i3}, \Delta \varepsilon_{i4}, \dots, \Delta \varepsilon_{iT})$ é um vetor $(T-2)$ e Z_i é uma matriz empilhada $(T-2) \times m$ definida por:

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_1 & y_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -y_3 & y_1 & y_2 & y_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -y_4 & y_1 & y_2 & y_3 & y_4 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & -y_{T-1} & y_1 & \dots & y_{T-2} \end{bmatrix}$$

com $m = 0,5(T-1)(T-2) + (T-3)$.

Baseado nessas condições de momento, o estimador GMM minimiza a distância quadrática $(\bar{\varepsilon}'Z A_N Z' \bar{\varepsilon})$ para alguma métrica A_N , onde $Z' = (Z'_1, Z'_2, \dots, Z'_N)$ é uma matriz $m \times N(T-2)$ e $\bar{\varepsilon} = (\bar{\varepsilon}'_1, \bar{\varepsilon}'_2, \dots, \bar{\varepsilon}'_N)'$ é um vetor $N(T-2)$. Assim, o estimador GMM para α é:

$$\hat{\alpha} = (\bar{y}'_{-1} Z A_N Z' \bar{y}_{-1})^{-1} \bar{y}'_{-1} Z A_N Z' \bar{y} \quad (46)$$

onde $\bar{y}_i = (\Delta y_{i3}, \Delta y_{i4}, \dots, \Delta y_{iT})'$ e $\bar{y}_{i,-1} = (\Delta y_{i2}, \Delta y_{i3}, \dots, \Delta y_{i,T-1})'$ são vetores $(T-2)$.

Diferentes escolhas para os pesos A_N resultam em um conjunto de estimadores GMM baseados nas condições de momento da Eq. (45) que são consistentes para N grande e T finito, mas que diferem em eficiência assintótica. No estimador GMM de dois passos, os pesos ótimos geralmente são definidos por:

$$A_N = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N Z_i' \hat{\varepsilon}_i \hat{\varepsilon}_i' Z_i \right)^{-1} \quad (47)$$

onde $\hat{\varepsilon}_i$ são resíduos obtidos a partir de um estimador consistente inicial. Segundo Blundell & Bond (1998), uma opção de A_N para essa finalidade é:

$$A_N = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N Z_i' H Z_i \right)^{-1} \quad (48)$$

onde H é uma matriz $(T-2) \times (T-2)$ definida como:

$$H = \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \dots & 0 \\ 0 & -1 & 2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 2 \end{bmatrix}$$

Mas, segundo os autores, quando o valor do parâmetro autorregressivo α é alto e o número de observações nas séries temporais é baixo, os valores defasados são instrumentos fracos nas equações em diferenças do GMM-DIF. Com a inclusão de uma restrição adicional sobre as condições iniciais, valores defasados de Δy_{it} podem ser utilizados como instrumentos nas equações em nível, tem-se:

$$E(\varepsilon_{it} \Delta y_{i,t-1}) = 0 \quad t = 3, 4, \dots, T \quad (49)$$

A validade dessas restrições adicionais de momento pode ser tratada como uma questão empírica, uma vez que as restrições extras estão sobreidentificando restrições que podem ser testadas usando os procedimentos padrões. O cálculo dos estimadores GMM baseado nas condições da Eq. (49), conhecido como GMM-SYS, exige um sistema empilhado abrangendo $(T-2)$ equações nas primeiras diferenças e $(T-2)$ equações em nível correspondendo aos períodos $3, \dots, T$, para os quais instrumentos são observados.

A matriz de instrumentos para esse sistema pode ser escrita como:

$$Z_i^+ = \begin{bmatrix} Z_i & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i3} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{i,T-1} \end{bmatrix}$$

onde Z_i é definida como anteriormente. De forma análoga ao GMM-DIF, o estimador GMM-SYS de dois passos para o parâmetro α é:

$$\hat{\alpha} = \left(\bar{y}'_{-1} Z^+ A_N Z^+{}' \bar{y}_{-1} \right)^{-1} \bar{y}'_{-1} Z^+ A_N Z^+{}' \bar{y} \quad (50)$$

com

$$A_N = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N Z_i^+{}' \bar{H} Z_i^+ \right)^{-1} \quad (51)$$

e

$$\bar{H} = \begin{bmatrix} H & L \\ L' & \Gamma \end{bmatrix}$$

onde H é definida como anteriormente,

$$L = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

e

$$\Gamma = \begin{bmatrix} 1 + \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} & \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} & \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} & \dots & \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} \\ \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} & 1 + \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} & \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} & \dots & \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} \\ \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} & \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} & 1 + \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} & \dots & \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} & \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} & \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} & \dots & 1 + \frac{\sigma_z^2}{\sigma_\varepsilon^2} \end{bmatrix}$$

Kukenova & Monteiro (2009) explicam que, no contexto espacial, o principal argumento a favor da utilização de uma versão estendida do GMM-SYS é o fato de

que esse estimador, além de controlar os efeitos específicos que não variam no tempo e de tratar as variáveis explicativas potencialmente endógenas, também pode corrigir a endogeneidade da variável dependente defasada no espaço. Uma especificação básica de painel espacial dinâmico (também conhecido como modelo tempo-espaço simultâneo) pode ser formulada como:

$$y_{it} = y_{i,t-1}\alpha + [W_t y_t]_i \delta + x_{it}^{\text{exo}} \beta + x_{it}^{\text{endo}} \gamma + z_i + \varepsilon_{it} \quad (52)$$

onde W_t é a matriz de pesos espaciais (exógena ao modelo e não estocástica), x_{it}^{exo} é o vetor das variáveis explicativas exógenas, x_{it}^{endo} é o vetor das variáveis explicativas endógenas e as demais variáveis são definidas como anteriormente.

De acordo com o procedimento GMM-DIF estendido, a Eq. (52) pode ser reescrita nas primeiras diferenças para eliminar os efeitos específicos não observáveis que não variam ao longo do tempo:

$$\Delta y_{it} = \Delta y_{i,t-1}\alpha + \Delta [W_t y_t]_i \delta + \Delta x_{it}^{\text{exo}} \beta + \Delta x_{it}^{\text{endo}} \gamma + \Delta \varepsilon_{it} \quad (53)$$

a qual pode ser estimada com base nas seguintes condições de momento:

$$\begin{cases} E(y_{i,t-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0 & t = 3, \dots, T \quad \text{e} \quad 2 \leq s \leq t-1 \\ E(x_{i,t-s}^{\text{exo}} \Delta \varepsilon_{it}) = 0 & t = 3, \dots, T \quad \text{e} \quad 1 \leq s \leq t-1 \\ E(x_{i,t-s}^{\text{endo}} \Delta \varepsilon_{it}) = 0 & t = 3, \dots, T \quad \text{e} \quad 2 \leq s \leq t-1 \\ E([W_{t-s} y_{t-s}]_i \Delta \varepsilon_{it}) = 0 & t = 3, \dots, T \quad \text{e} \quad 2 \leq s \leq t-1 \end{cases} \quad (54)$$

Mas, de acordo com Kukenova & Monteiro (2009), esse estimador ainda pode resultar em coeficientes tendenciosos para amostras que abrangem um pequeno período de tempo. Para contornar esse problema, a versão estendida do GMM-SYS estima simultaneamente Eq. (52) e Eq. (53) com base na Eq. (54) e também nas seguintes condições de momento adicionais:

$$\begin{cases} E(\Delta y_{i,t-1} \varepsilon_{it}) = 0 & t = 3, \dots, T \\ E(\Delta x_{it}^{\text{exo}} \varepsilon_{it}) = 0 & t = 2, \dots, T \\ E(\Delta x_{i,t-1}^{\text{endo}} \varepsilon_{it}) = 0 & t = 3, \dots, T \\ E(\Delta[W_{t-1} y_{t-1}]_i \varepsilon_{it}) = 0 & t = 3, \dots, T \end{cases} \quad (55)$$

A consistência do estimador GMM-SYS depende da validade dessas condições de momento – as quais, por sua vez, pressupõem a ausência correlação serial nos resíduos em nível. No teste de especificação definido por Arellano & Bond (1991), essa propriedade é examinada através da covariância média entre o vetor de resíduos da equação em diferenças com duas defasagens ($\Delta \hat{\varepsilon}_{-2}$) e o respectivo vetor de resíduos $\Delta \hat{\varepsilon}$, que passa a ser representado por $\Delta \hat{\varepsilon}_*$ após ser compatibilizado com $\Delta \hat{\varepsilon}_{-2}$. Essas médias são variáveis aleatórias independentes entre as unidades e, sob a hipótese nula, apresentam média zero. Ou seja,

$$E(\Delta \hat{\varepsilon}'_{i(-2)} \Delta \hat{\varepsilon}_{i*}) = 0 \quad (56)$$

Assim, o teste estatístico para correlação serial de segunda ordem nos resíduos da equação em diferenças pode ser expresso como:

$$m_2 = \frac{\Delta \hat{\varepsilon}'_{-2} \Delta \hat{\varepsilon}_*}{\Delta \hat{\varepsilon}^{1/2}} \sim N(0,1) \quad (57)$$

com m_2 sendo definido apenas se $\min T_j \geq 5$ e apresentando normalidade assintótica. Mas a ausência de correlação serial de segunda ordem nos resíduos da equação em diferenças pode ser observada se os erros do modelo em nível forem não correlacionados serialmente ou se os erros do modelo em nível seguirem um processo de passeio aleatório. Para identificar qual é o caso, os autores propõem o cálculo da estatística m_1 , de forma análoga à Eq. (57), para testar a ausência de correlação serial de primeira ordem nos resíduos da equação em diferenças. Se a hipótese nula é rejeitada, os erros em nível seguem um passeio aleatório e tanto as

estimativas de MQO quanto GMM do modelo nas primeiras diferenças são consistentes. Caso contrário, o estimador GMM é o mais adequado.

6.4.1 Definição da matriz de pesos espaciais e especificação do modelo de painel espacial dinâmico

A necessidade de inclusão dos controles espaciais no modelo pode ser avaliada preliminarmente através do teste do Índice de Moran (I) para autocorrelação espacial global. Esse índice, desenvolvido por Moran (1950), é um dos mais antigos e efetivos indicadores da presença de autocorrelação espacial. O valor de uma variável em uma localidade qualquer é comparado com o seu valor em todas as outras localidades através da seguinte fórmula:

$$I = \frac{N \sum_i \sum_j W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\left(\sum_i \sum_j W_{ij} \right) \sum_i (X_i - \bar{X})^2} \quad (58)$$

onde N é o número total de combinações, X_i é o valor da variável na localidade i , X_j é o valor da variável na localidade j , $\bar{X}$ é a média da variável e W_{ij} é a ponderação aplicada para a comparação da localidade i com a localidade j (também conhecido como peso espacial).

De forma análoga ao coeficiente de correlação, o Índice de Moran varia entre -1 e 1. Valores elevados de I indicam a existência de elevada autocorrelação espacial e sua distribuição empírica pode ser comparada com a distribuição normal através do Teorema do Limite Central:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{S_{E(I)}} \quad (59)$$

onde $S_{E(I)}$ é uma estimativa do desvio-padrão teórico.

Com relação à definição dos pesos espaciais, LeSage (1998) explica que os aspectos locais dos dados podem ser quantificados de duas formas: por sua localização no espaço Cartesiano e/ou pela contiguidade das unidades de observação. No primeiro caso, a distância entre as observações pode ser calculada através da latitude e da longitude associada a cada ponto. No segundo caso, uma matriz binária é utilizada para representar a posição relativa das unidades regionais no espaço.

A contiguidade espacial, ou seja, o conceito de vizinhança pode ser expresso matematicamente de diferentes formas. Algumas das definições mais utilizadas são pautadas pela identificação dos vizinhos de primeira ordem. Nesse caso, tendo em vista que todas as observações estão associadas a polígonos em um sistema georreferenciado, o elemento $W_{i,j}$ da matriz de pesos espaciais assume o valor 1 quando os polígonos i e j são adjacentes e o valor 0 quando i e j não são adjacentes (KELEJIAN & ROBINSON, 1995; LESAGE, 1998; CARVALHO & ALBUQUERQUE, 2010).

De forma alternativa, os pesos espaciais podem ser definidos com base na proximidade dos polígonos, medida pela distância relativa da latitude e da longitude de seus centroides. Nesse caso, sendo d_{ij} a distância euclidiana entre cada par de observações i e j , o elemento $W_{i,j}$ da matriz de pesos espaciais assume o valor 1 quando:

$$d_{ij} \leq d_{\max i} \quad i \neq j \quad (60)$$

onde $d_{\max i}$ é a distância entre a i -ésima observação e seu m -ésimo vizinho mais próximo; nos demais casos, $W_{i,j}$ assume o valor 0. Adicionalmente, para evitar uma observação seja utilizada para explicar a si mesma, quando $i = j \rightarrow W_{i,i} = 0$ (PACE & BARRY, 1997).

O critério contiguidade adotado nesse estudo é o dos 15 municípios mais próximos. Por definição, a matriz de pesos espaciais W com elementos 0 ou 1 (conhecida como matriz de vizinhança não normalizada) é simétrica e apresenta zeros na diagonal principal. A matriz normalizada W^* é construída a partir da matriz

original, dividindo-se todos os elementos $W_{i,j}$ pela respectiva soma da linha na matriz W . Ou seja, na matriz normalizada:

$$W_{i,j}^* = \frac{W_{i,j}}{\sum_i W_{i,j}} \quad (61)$$

e todas as linhas possuem soma igual a 1. Diferentemente da matriz original de pesos espaciais, a matriz W^* não é simétrica e o produto W^*y resulta em uma nova variável que representa a média das observações nas regiões vizinhas.

Segundo Elhorst (2012), seis tipos de modelos diferentes podem ser utilizados para analisar a dinâmica das variáveis no tempo e no espaço. Como pode ser observado na Figura 23, o primeiro tipo de modelo combina tempo e espaço na especificação do componente de erro. No segundo caso, o modelo é especificado como um painel dinâmico com componente de erro espacial. Os demais casos resultam da imposição de restrições ao modelo espacial de Durbin estendido para incluir efeitos dinâmicos, o qual pode sofrer problemas de identificação.

Figura 23 – Modelos para dados em painel espacial dinâmico

Fonte: Adaptado de Elhorst (2012)

O modelo Durbin espacial dinâmico é o modelo 6 da Figura 23 sem nenhuma restrição sobre os coeficientes a serem estimados. Elhorst (2012), citando

Anselin et al. (2008), demonstra que essa especificação implica na utilização de duas matrizes de multiplicadores espaciais globais diferentes para um único processo de transbordamento espacial, o que pode causar problemas de identificação no modelo. Para evitá-los, uma das quatro restrições abaixo pode ser imposta aos parâmetros do modelo Durbin espacial dinâmico:

- Parâmetro de WX_t igual a 0 (modelo 3 na Figura 23): sob essa restrição, os efeitos indiretos locais¹⁶ são iguais a zero por construção e, por essa razão, a relação entre os efeitos indiretos e os efeitos diretos é a mesma para todas as variáveis explicativas;
- Parâmetro de WY_t igual a 0 (modelo 4 na Figura 23): sob essa restrição, os efeitos indiretos globais de todas as variáveis explicativas degeneram para zero no curto-prazo (ou seja, esse modelo não é adequado para análises cujo foco são os efeitos dos transbordamentos espaciais no curto-prazo);
- Parâmetro de WY_{t-1} igual a 0 (modelo 5 na Figura 23): embora esse modelo também limite a flexibilidade da relação entre os efeitos indiretos e os efeitos diretos, essa especificação é menos restritiva que as outras;
- Parâmetro de WY_{t-1} igual ao oposto da multiplicação dos parâmetros de Y_{t-1} e WY_t (modelo 6 na Figura 23): a vantagem dessa restrição é que o impacto de uma variável explicativa sobre a variável dependente pode ser decomposto em efeito no espaço e efeito no tempo. Entretanto, a relação entre os efeitos indiretos e diretos permanece constante no tempo para todas as variáveis explicativas.

Elhorst (2012) também destaca que os efeitos da interação espacial entre a variável dependente Y e/ou as variáveis explicativas X são mais importantes que os efeitos da interação espacial no componente de erro. Quando WY e/ou WX são omitidos, o estimador dos demais parâmetros perde a propriedade de ser

¹⁶ Em econometria espacial, efeito direto é a alteração da variável dependente em determinada localidade i , y_{it} , provocada por determinada alteração na variável explicativa da mesma localidade i , x_{it} . Já o efeito indireto é a alteração de y_{it} provocada pela alteração da variável explicativa em outra localidade j , x_{jt} , com $i \neq j$. O efeito indireto pode ser dividido em efeito indireto global, que se origina de todas as localidades consideradas na análise (esse efeito é observado em um modelo Durbin sempre que o coeficiente estimado para o parâmetro de WY_t é diferente de 0), e efeito indireto local, que se origina apenas do conjunto de municípios vizinhos (esse efeito é observado em um modelo Durbin sempre que o coeficiente estimado para o parâmetro de WX_t é diferente de 0).

consistente. Em contrapartida, quando os efeitos da interação espacial no componente de erro são ignorados, o estimador perde apenas a propriedade de ser eficiente.

Assim, por se tratar da forma menos restritiva e, ao mesmo tempo, atender aos objetivos desse trabalho, o painel espacial dinâmico a ser estimado nesse estudo assumirá a forma do modelo 5 na Figura 23, definida como:

$$Y_t = \tau Y_{t-1} + \delta W Y_t + X_t^{\text{exo}} \beta_1 + W X_t^{\text{exo}} \beta_2 + X_t^{\text{endo}} \theta + Z + \varepsilon_t \quad (62)$$

onde Y_t é um vetor $N \times 1$ composto pelas observações da variável dependente em cada unidade espacial ($i = 1, 2, \dots, N$) no ano t ($t = 1, 2, \dots, T$), X_t^{exo} é uma matriz $N \times K$ das variáveis exógenas, X_t^{endo} é uma matriz $N \times L$ das variáveis endógenas, Z é o vetor $N \times 1$ que contém os efeitos espaciais específicos que não variam ao longo do tempo e ε_t é o termo de erro.

A condição de estacionariedade para um modelo de painel espacial dinâmico estimado na forma da Eq. (62) pode ser expressa como (ELHORST, 2001; PARENT & LESAGE, 2011; ELHORST, 2012):

$$\begin{cases} -1 + \delta \omega_{\max} < \tau < +1 - \delta \omega_{\max} & \text{se } \delta \geq 0 \\ -1 + \delta \omega_{\min} < \tau < +1 - \delta \omega_{\min} & \text{se } \delta < 0 \end{cases} \quad (63)$$

onde $\omega_{\min}$ e $\omega_{\max}$ são, respectivamente, a menor e a maior raízes características não complexas da matriz $(I_N - \delta W)^{-1}(\tau I_N)$, construída a partir da matriz de pesos espaciais não normalizada W .

6.4.2 Interpretação dos resultados

Segundo Debarsy et al. (2012), modelos de painel espacial dinâmico produzem uma situação onde uma variação da j -ésima observação da k -ésima variável explicativa no período de tempo t resultará em respostas contemporâneas e

futuras da variável dependente em todas as regiões. Isso acontece devido à presença de um termo de defasagem no tempo ($y_{j,t-1}$, que captura a dependência temporal), um termo de defasagem espacial ($W^* y_{j,t}$, que considera a dependência espacial) e um termo de produto cruzado ($W^* x_{j,t}$, que reflete a difusão no tempo e no espaço do fenômeno analisado).

Nesse tipo de análise, o foco na interpretação dos resultados deve ficar sobre os efeitos das derivadas parciais associadas à alteração das variáveis explicativas. Por exemplo, $\partial y_{jt} / \partial x_{jt}^k$ representa o efeito direto contemporâneo (ou seja, de curto prazo) de uma alteração na k -ésima variável explicativa da região j sobre a variável dependente da própria região. Mas existe também uma derivada parcial cruzada $\partial y_{it} / \partial x_{jt}^k$ que mede o efeito do transbordamento espacial (designação utilizada para o efeito indireto contemporâneo) na região i , $i \neq j$.

Além dos efeitos contemporâneos, o modelo de painel espacial dinâmico permite calcular derivadas parciais que quantificam as respostas de cada região a alterações das variáveis explicativas no período t considerando diferentes horizontes de tempo $t+T$. A resposta T períodos à frente da variável dependente na região j a variações da k -ésima variável explicativa da própria região é medida por $\partial y_{j,t+T} / \partial x_{jt}^k$. E o efeito difusão, que reflete o impacto de uma alteração da variável explicativa na região j sobre a variável dependente de outra região ao longo do tempo, é medido por $\partial y_{i,t+T} / \partial x_{jt}^k$.

Debary et al. (2012, p. 164) derivaram a expressão geral para o impacto acumulado T períodos à frente de uma alteração permanente da k -ésima variável no período t . Levando em consideração a diferença entre as especificações do modelo estimado pelos autores e do modelo utilizado nesse trabalho¹⁷, a expressão que representa o impacto acumulado de uma variação permanente é tal que:

¹⁷ Debary et al. (2012) definem a expressão geral das derivadas parciais cruzadas a partir do modelo de Durbin estendido. Para compatibilizá-la com a especificação do modelo de painel espacial dinâmico utilizada neste estudo, é necessário impor a restrição parâmetro de WY_{t-1} igual a zero sobre a expressão geral desenvolvida pelos autores.

$$\partial Y_{t+T} / \partial X^k = \sum_{s=0}^T D_s [I_N \beta_{1k} + W \beta_{2k}] \quad (64)$$

onde X^k denota a k -ésima coluna da matriz X ($NT \times K$), β_{1k} e β_{2k} são os parâmetros definidos para a variável k na Eq. (62) e

$$D_s = (-1)^s \left[(I_N - \delta W)^{-1} (-\tau I_N) \right]^s (I_N - \delta W)^{-1} \quad (65)$$

Os elementos da diagonal principal da soma de matrizes $N \times N$ da Eq. (64) para o horizonte de tempo T representam os impactos observados a partir de alterações na variável explicativa da própria região que se propagaram, e que continuam a afetar a variável dependente no futuro devido à existência de relações de dependência temporal e espacial. A soma dos elementos dessas matrizes fora da diagonal principal medem os transbordamentos (derivadas parciais cruzadas contemporâneas) e as difusões (derivadas parciais cruzadas em períodos de tempo diferentes).

Elhorst (2012) define quatro indicadores sintéticos para representar o impacto de uma variável explicativa k sobre a variável dependente no tempo e no espaço:

$$\text{Efeito direto de curto prazo: } \left[(I_N - \delta W)^{-1} (\beta_{1k} I_N + \beta_{2k} W) \right]^{\bar{k}} \quad (66)$$

$$\text{Efeito indireto de curto prazo: } \left[(I_N - \delta W)^{-1} (\beta_{1k} I_N + \beta_{2k} W) \right]^{\bar{r}} \quad (67)$$

$$\text{Efeito direto de longoprazo: } \left\{ [(1-\tau)I_N - \delta W]^{-1} (\beta_{1k} I_N + \beta_{2k} W) \right\}^{\bar{d}} \quad (68)$$

$$\text{Efeito indireto de longoprazo: } \left\{ [(1-\tau)I_N - \delta W]^{-1} (\beta_{1k} I_N + \beta_{2k} W) \right\}^{\bar{r}} \quad (69)$$

onde o superscrito $\bar{d}$ denota o operador que calcula a média dos elementos diagonais da matriz e o superscrito $\bar{r}$ denota o operador que calcula a média da soma na linha dos elementos não diagonais.

Assim, após a estimativa do modelo proposto, os resultados foram discutidos com base nos indicadores propostos por Elhorst (2012), evidenciando a trajetória dos efeitos diretos e indiretos 10 períodos à frente com base na expressão desenvolvida por Debarsy et al. (2012).

7 RESULTADOS

A seguir, são apresentadas as séries utilizadas na estimativa do modelo. Na Tabela 24, encontram-se algumas estatísticas descritivas das variáveis contínuas, a saber: PIB real *per capita* municipal e defasado no espaço¹⁸ (respectivamente, y e W^*y), rendimento médio real de todos os vínculos empregatícios (w), rendimento médio real dos vínculos empregatícios na agricultura (w^A), proporção de adultos ocupados (u), proporção de adultos ocupados na agricultura (u^A), proporção de adultos na população municipal e defasada no espaço (respectivamente, r e W^*r), participação municipal e defasada no espaço da área ocupada pela agropecuária na área total do município (respectivamente, $s^{agropec}$ e $W^*s^{agropec}$), participação municipal e defasada no espaço da área cultivada da agricultura na área ocupada pela agropecuária (respectivamente, $s^{agricult}_{agropec}$ e $W^*s^{agricult}_{agropec}$), participação municipal e defasada no espaço da área plantada de cana-de-açúcar na área cultivada da agricultura (respectivamente, $s^{cana}_{agricult}$ e $W^*s^{cana}_{agricult}$). Essas séries constituem um painel balanceado, abrangendo os 645 municípios do Estado de São Paulo (malha municipal de 2005) no período de 2000 a 2008, totalizando 5.805 observações.

O teste do Índice de Moran para autocorrelação espacial global indica a existência de relação de dependência espacial positiva e significativa em todas as séries analisadas (Tabela 25). Entretanto, em linha com o que foi observado na literatura especializada sobre painéis espaciais dinâmicos, não foram definidos termos de defasagem espacial para as variáveis potencialmente endógenas do modelo. As séries de rendimento (w e w^A) e de taxa de utilização da força de

¹⁸ Tipicamente, W^* é a matriz de pesos espaciais normalizada na linha e, nesse caso, W^*y é a média de y nos municípios vizinhos. Consequentemente, o coeficiente estimado para W^*y representa o impacto da variação de y nos vizinhos sobre o município analisado. Para facilitar a análise e discussão dos resultados, a matriz de pesos espaciais utilizada nesse trabalho foi normalizada na coluna. Dessa forma, W^*y não pode ser entendido como a média da variável nos municípios vizinhos, mas o coeficiente estimado para essa variável representa o impacto da variação de y no município analisado sobre os vizinhos.

trabalho (u e u^A) podem ser consideradas endógenas por determinação simultânea com o PIB real *per capita* (y).

Por se tratar de uma análise de dados em painel, as variáveis podem ser decompostas nas dimensões *between* e *within*. A dimensão *between* representa a variação da média no tempo entre os municípios ($\bar{x}_j$), enquanto a dimensão *within* caracteriza os desvios em relação a cada média municipal ($x_{jt} - \bar{x}_j + \bar{\bar{x}}_j$, onde $\bar{\bar{x}}_j$ é a média total¹⁹). O PIB real *per capita*, por exemplo, variou de R\$ 3.412,53 a R\$ 230.042,40 durante o período analisado. Já a média no tempo do PIB real *per capita* dos municípios paulistas (*between*) variou de R\$ 4.080,85 a R\$ 136.037,20 e os desvios em relação a essas médias municipais (*within*) variaram de -R\$ 56.871,17 a R\$ 128.877,50. Mas isso não quer dizer que essas foram realmente as variações extremas do PIB real *per capita* de algum município em relação à sua própria média. De fato, como a média total foi adicionada ao número *within*, o menor e o maior desvios observados foram, respectivamente, -R\$ 71.714,95 e R\$ 114.033,72.

É interessante observar que alguns municípios apresentaram taxas de utilização da força de trabalho total (u) e na agricultura (u^A) superiores a 100%. Isso quer dizer que alguns municípios possuíram um número de vínculos empregatícios que superou a própria população adulta residente. Uma possível explicação para esse fenômeno é o acúmulo, por parte dos trabalhadores, de mais de um emprego nesses municípios. Outra explicação plausível é que muitos trabalhadores residem em municípios vizinhos ao do local de trabalho e, nesse caso, a taxa de utilização da força de trabalho é reduzida no município onde o trabalhador reside, mas aumentada no município que concentra os vínculos empregatícios.

Outra peculiaridade das séries analisadas é que a participação da área ocupada pela agropecuária (agricultura, silvicultura e pastagens) também superou 100% do território em alguns municípios. Mas isso pode ser explicado pelo fato de que alguns sistemas agroflorestais combinam silvicultura com lavouras e/ou pastagens em uma mesma área produtiva e pelo fato de que algumas lavouras temporárias podem ser combinadas para que uma mesma área produza duas ou até três safras ao ano.

¹⁹ A média total normalmente é adicionada ao desvio em relação à média apenas para tornar os valores *within* e *between* comparáveis.

Tabela 24 – Estatísticas descritivas das variáveis contínuas

Variável		Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Observações
y	Total	14.843,78	13.276,77	3.412,53	230.042,40	N = 5.805
	<i>Between</i>		12.442,62	4.080,85	136.037,20	n = 645
	<i>Within</i>		4.654,80	-56.871,17	128.877,50	T = 9
W^*y	Total	14.843,78	5.593,62	4.998,36	55.624,88	N = 5.805
	<i>Between</i>		5.357,68	5.761,66	42.804,98	n = 645
	<i>Within</i>		1.619,67	6.013,43	29.674,55	T = 9
w	Total	1.031,31	337,84	286,98	6.019,05	N = 5.805
	<i>Between</i>		306,20	621,37	2.608,42	n = 645
	<i>Within</i>		143,20	-315,49	5.570,56	T = 9
w^A	Total	680,73	262,42	0,00	7.960,00	N = 5.805
	<i>Between</i>		206,65	0,00	1.907,11	n = 645
	<i>Within</i>		161,93	-447,00	6.843,26	T = 9
u	Total	23,60	17,66	2,94	298,91	N = 5.805
	<i>Between</i>		16,04	5,65	247,05	n = 645
	<i>Within</i>		7,40	-102,50	132,48	T = 9
u^A	Total	4,48	6,97	0,00	197,02	N = 5.805
	<i>Between</i>		5,61	0,00	53,74	n = 645
	<i>Within</i>		4,14	-38,44	174,51	T = 9
r	Total	75,50	3,53	61,55	92,51	N = 5.805
	<i>Between</i>		3,15	63,64	85,49	n = 645
	<i>Within</i>		1,61	63,26	82,52	T = 9
W^*r	Total	75,50	8,57	26,62	110,14	N = 5.805
	<i>Between</i>		8,44	27,31	106,82	n = 645
	<i>Within</i>		1,54	71,38	78,82	T = 9
s^{agropec}	Total	69,90	32,00	0,00	330,88	N = 5.805
	<i>Between</i>		29,95	0,00	311,34	n = 645
	<i>Within</i>		11,34	-32,67	297,82	T = 9
W^*s^{agropec}	Total	69,90	24,79	0,69	133,19	N = 5.805
	<i>Between</i>		24,54	1,84	128,63	n = 645
	<i>Within</i>		3,61	50,12	85,96	T = 9
$s^{\text{agricult agropec}}$	Total	36,24	30,93	0,00	100,00	N = 5.805
	<i>Between</i>		29,37	0,00	99,16	n = 645
	<i>Within</i>		9,74	-52,65	125,13	T = 9
$W^*s^{\text{agricult agropec}}$	Total	36,24	22,92	0,00	103,63	N = 5.805
	<i>Between</i>		22,48	0,35	99,36	n = 645
	<i>Within</i>		4,57	18,33	78,59	T = 9
$s^{\text{cana agricult}}$	Total	31,00	33,13	0,00	99,21	N = 5.805
	<i>Between</i>		30,72	0,00	98,43	n = 645
	<i>Within</i>		12,47	-52,41	116,413	T = 9
$W^*s^{\text{cana agricult}}$	Total	31,00	23,80	0,00	92,11	N = 5.805
	<i>Between</i>		22,48	0,00	82,95	n = 645
	<i>Within</i>		7,88	2,14	76,26	T = 9

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 25 – Teste do Índice de Moran (I) para autocorrelação espacial global

Ano	Variável	I	E(I)	s (I)	Z	valor-p	Ano	Variável	I	E(I)	s (I)	Z	valor-p	Ano	Variável	I	E(I)	s (I)	z	valor-p
2000	y	0,113	-0,002	0,013	8,969	0,000	2003	y	0,095	-0,002	0,013	7,39	0,000	2006	y	0,085	-0,002	0,013	6,648	0,000
	w	0,399	-0,002	0,013	29,868	0,000		w	0,246	-0,002	0,013	19,207	0,000		w	0,342	-0,002	0,013	25,645	0,000
	w ^A	0,233	-0,002	0,013	17,997	0,000		w ^A	0,198	-0,002	0,013	15,016	0,000		w ^A	0,197	-0,002	0,013	14,807	0,000
	u	0,092	-0,002	0,012	7,714	0,000		u	0,072	-0,002	0,013	5,826	0,000		u	0,085	-0,002	0,013	6,825	0,000
	u ^A	0,191	-0,002	0,013	14,617	0,000		u ^A	0,121	-0,002	0,012	10,188	0,000		u ^A	0,144	-0,002	0,013	11,102	0,000
	r	0,517	-0,002	0,013	38,619	0,000		r	0,555	-0,002	0,013	41,384	0,000		r	0,558	-0,002	0,013	41,659	0,000
	D ^U	0,100	-0,002	0,013	7,549	0,000		D ^U	0,096	-0,002	0,013	7,275	0,000		D ^U	0,101	-0,002	0,013	7,645	0,000
	s ^{cana} _{agricult}	0,484	-0,002	0,013	36,136	0,000		s ^{cana} _{agricult}	0,502	-0,002	0,013	37,408	0,000		s ^{cana} _{agricult}	0,514	-0,002	0,013	38,351	0,000
	s ^{agropec}	0,524	-0,002	0,013	39,059	0,000		s ^{agropec}	0,565	-0,002	0,013	42,154	0,000		s ^{agropec}	0,608	-0,002	0,013	45,331	0,000
2001	y	0,137	-0,002	0,013	10,826	0,000	2004	y	0,107	-0,002	0,013	8,254	0,000	2007	y	0,112	-0,002	0,013	8,929	0,000
	w	0,393	-0,002	0,013	29,427	0,000		w	0,347	-0,002	0,013	26,004	0,000		w	0,326	-0,002	0,013	24,475	0,000
	w ^A	0,113	-0,002	0,011	10,358	0,000		w ^A	0,196	-0,002	0,013	14,786	0,000		w ^A	0,237	-0,002	0,013	17,806	0,000
	u	0,083	-0,002	0,012	6,942	0,000		u	0,078	-0,002	0,013	6,274	0,000		u	0,101	-0,002	0,013	7,829	0,000
	u ^A	0,120	-0,002	0,013	9,305	0,000		u ^A	0,113	-0,002	0,012	9,552	0,000		u ^A	0,135	-0,002	0,013	10,416	0,000
	r	0,534	-0,002	0,013	39,832	0,000		r	0,557	-0,002	0,013	41,569	0,000		r	0,560	-0,002	0,013	41,78	0,000
	D ^U	0,098	-0,002	0,013	7,441	0,000		D ^U	0,098	-0,002	0,013	7,404	0,000		D ^U	0,093	-0,002	0,013	7,054	0,000
	s ^{cana} _{agricult}	0,505	-0,002	0,013	37,659	0,000		s ^{cana} _{agricult}	0,514	-0,002	0,013	38,343	0,000		s ^{cana} _{agricult}	0,531	-0,002	0,013	39,572	0,000
	s ^{agropec}	0,568	-0,002	0,013	42,319	0,000		s ^{agropec}	0,569	-0,002	0,013	42,407	0,000		s ^{agropec}	0,615	-0,002	0,013	45,821	0,000
2002	y	0,104	-0,002	0,013	8,172	0,000	2005	y	0,102	-0,002	0,013	7,854	0,000	2008	y	0,122	-0,002	0,013	9,511	0,000
	w	0,299	-0,002	0,013	22,906	0,000		w	0,377	-0,002	0,013	28,246	0,000		w	0,277	-0,002	0,013	20,787	0,000
	w ^A	0,173	-0,002	0,013	13,355	0,000		w ^A	0,218	-0,002	0,013	16,443	0,000		w ^A	0,193	-0,002	0,013	14,522	0,000
	u	0,074	-0,002	0,012	6,075	0,000		u	0,099	-0,002	0,013	7,862	0,000		u	0,078	-0,002	0,013	6,028	0,000
	u ^A	0,126	-0,002	0,012	10,227	0,000		u ^A	0,151	-0,002	0,013	11,543	0,000		u ^A	0,073	-0,002	0,012	6,414	0,000
	r	0,548	-0,002	0,013	40,878	0,000		r	0,554	-0,002	0,013	41,365	0,000		r	0,560	-0,002	0,013	41,772	0,000
	D ^U	0,098	-0,002	0,013	7,441	0,000		D ^U	0,101	-0,002	0,013	7,624	0,000		D ^U	0,091	-0,002	0,013	6,882	0,000
	s ^{cana} _{agricult}	0,514	-0,002	0,013	38,317	0,000		s ^{cana} _{agricult}	0,507	-0,002	0,013	37,824	0,000		s ^{cana} _{agricult}	0,579	-0,002	0,013	43,159	0,000
	s ^{agropec}	0,577	-0,002	0,013	42,989	0,000		s ^{agropec}	0,593	-0,002	0,013	44,167	0,000		s ^{agropec}	0,568	-0,002	0,013	42,353	0,000
2003	y	0,104	-0,002	0,013	8,172	0,000	2006	y	0,102	-0,002	0,013	7,854	0,000	2009	y	0,122	-0,002	0,013	9,511	0,000
	w	0,299	-0,002	0,013	22,906	0,000		w	0,377	-0,002	0,013	28,246	0,000		w	0,277	-0,002	0,013	20,787	0,000
	w ^A	0,173	-0,002	0,013	13,355	0,000		w ^A	0,218	-0,002	0,013	16,443	0,000		w ^A	0,193	-0,002	0,013	14,522	0,000
	u	0,074	-0,002	0,012	6,075	0,000		u	0,099	-0,002	0,013	7,862	0,000		u	0,078	-0,002	0,013	6,028	0,000
	u ^A	0,126	-0,002	0,012	10,227	0,000		u ^A	0,151	-0,002	0,013	11,543	0,000		u ^A	0,073	-0,002	0,012	6,414	0,000
	r	0,548	-0,002	0,013	40,878	0,000		r	0,554	-0,002	0,013	41,365	0,000		r	0,560	-0,002	0,013	41,772	0,000
	D ^U	0,098	-0,002	0,013	7,441	0,000		D ^U	0,101	-0,002	0,013	7,624	0,000		D ^U	0,091	-0,002	0,013	6,882	0,000
	s ^{cana} _{agricult}	0,514	-0,002	0,013	38,317	0,000		s ^{cana} _{agricult}	0,507	-0,002	0,013	37,824	0,000		s ^{cana} _{agricult}	0,579	-0,002	0,013	43,159	0,000
	s ^{agropec}	0,577	-0,002	0,013	42,989	0,000		s ^{agropec}	0,593	-0,002	0,013	44,167	0,000		s ^{agropec}	0,568	-0,002	0,013	42,353	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como pode ser observado na Tabela 26, durante o período analisado, as maiores correlações contemporâneas ocorreram entre os seguintes pares de variáveis: $s_{agropec}^{agricult}$ e $W^*s_{agropec}^{agricult}$ (0,783); $s_{agricult}^{cana}$ e $W^*s_{agricult}^{cana}$ (0,739); $W^*s_{agropec}^{agricult}$ e $W^*s_{agricult}^{cana}$ (0,731); $s_{agropec}$ e $W^*s_{agropec}$ (0,707). Nos demais casos, o coeficiente de correlação ficou abaixo de 0,6. As correlações mais negativas ocorreram entre os seguintes pares de variáveis: w e $W^*s_{agropec}$ (-0,365); w e $s_{agropec}$ (-0,326). Nos demais casos o coeficiente de correlação ficou acima de -0,2. As duas variáveis explicativas que apresentaram maior coeficiente de correlação contemporânea com a variável dependente foram: rendimento médio de todos os vínculos empregatícios (w) e taxa de utilização da força de trabalho (u).

Na Tabela 27, são apresentadas algumas estatísticas descritivas relacionadas à única variável discreta do modelo: a *dummy* D^U , que assume o valor 1 quando o município apresentou usina e/ou destilaria em operação no ano considerado e o valor 0 caso contrário. A frequência total indica que 18,54% dos municípios paulistas apresentaram pelo menos uma unidade industrial do setor sucroenergético em operação durante todo o período analisado. Já a frequência *between* indica que 143 municípios apresentaram $D^U = 1$ em algum ano da amostra enquanto 536 apresentaram $D^U = 0$. Como a amostra é composta por 645 municípios, isso quer dizer que D^U sofreu alteração em 34 municípios de 2000 a 2008. E através da dimensão *within* pode-se constatar que, na média, os municípios que em algum momento apresentaram $D^U = 1$ permaneceram nesse nível durante 83,61% do período analisado.

Para capturar o efeito indireto (ou seja, o impacto sobre os 15 municípios mais próximos) da entrada em operação de uma usina e/ou destilaria, também foi incluída no modelo a defasagem espacial da variável binária (W^*D^U). Apesar de W^*D^U não ser uma variável binária, algumas de suas estatísticas descritivas também são apresentadas na Tabela 27, apenas para facilitar a comparação com a variável original D^U . Por exemplo, enquanto 143 municípios em algum momento apresentaram unidades do setor sucroenergético em operação, 515 municípios sofreram a sua influência (de acordo com o critério adotado para a definição de W^*).

Tabela 26 – Matriz de correlações contemporâneas (2000-2008)

	y	W^*y	w	w^A	u	u^A	r	W^*r	s^{agropec}	W^*s^{agropec}	$s^{\text{agricult agropec}}$	$W^*s^{\text{agricult agropec}}$	$s^{\text{cana agricult}}$	$W^*s^{\text{cana agricult}}$
y	1,000													
W^*y	0,262	1,000												
w	0,509	0,424	1,000											
w^A	0,210	0,198	0,302	1,000										
u	0,418	0,261	0,274	0,199	1,000									
u^A	0,080	-0,050	-0,128	0,188	0,339	1,000								
r	0,033	0,033	-0,098	0,142	0,037	0,003	1,000							
W^*r	-0,007	0,257	-0,024	0,040	0,084	0,014	0,298	1,000						
s^{agropec}	-0,064	-0,166	-0,326	0,059	-0,090	0,183	0,310	0,141	1,000					
W^*s^{agropec}	-0,095	-0,135	-0,365	0,084	-0,086	0,210	0,413	0,440	0,707	1,000				
$s^{\text{agricult agropec}}$	0,136	0,166	0,031	0,270	0,078	0,207	0,018	0,044	0,157	0,288	1,000			
$W^*s^{\text{agricult agropec}}$	0,095	0,250	0,007	0,281	0,106	0,228	0,087	0,170	0,292	0,393	0,783	1,000		
$s^{\text{cana agricult}}$	0,077	0,118	0,032	0,327	0,082	0,173	0,202	0,107	0,278	0,351	0,516	0,549	1,000	
$W^*s^{\text{cana agricult}}$	0,069	0,170	-0,047	0,307	0,093	0,220	0,345	0,220	0,377	0,512	0,567	0,731	0,739	1,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 27 – Estatísticas descritivas associadas à variável discreta

		Total		Between		Within
		Frequência	%	Frequência	%	%
D^U	0	4.729	81,46	536	83,10	98,03
	1	1.076	18,54	143	22,17	83,61
	Total	5.085	100,00	679	105,27	94,99
W^*D^U	0	1.267	21,83	144	22,33	97,76
	>0	4.538	78,17	515	79,84	97,91
	Total	5.805	100,00	659	102,17	97,88

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os dados da Tabela 28 evidenciam que 99,2% dos municípios que apresentaram $D^U = 0$ em algum momento continuaram sem apresentar unidade industrial do setor sucroenergético em operação no ano seguinte. De forma análoga, 98,8% dos municípios que apresentaram $W^*D^U = 0$ em algum momento continuaram sem estar sobre a influência indireta de uma usina e/ou destilaria em operação no ano seguinte. Além disso, é importante ressaltar que não houve casos de municípios que em algum momento apresentaram unidade industrial do setor sucroenergético em operação e posteriormente deixaram de apresentar, ou que estiveram sob sua área de influência e depois deixaram de estar. De 2000 a 2008, 34 municípios foram adicionados ao grupo de 109 municípios que já estavam sobre influência direta do setor e 14 foram adicionados ao grupo de 501 que já estavam sobre sua influência indireta no início do período.

Tabela 28 – Distribuição das observações por transição da variável binária ao longo do tempo

		Frequência			%		
		0	1	Total	0	1	Total
D^U	0	4.193	34	4.227	99,20	0,80	100,00
	1	0	933	933	0,00	100,00	100,00
	Total	4.193	967	5.160	81,26	18,74	100,00
		Frequência			%		
		0	>0	Total	0	>0	Total
W^*D^U	0	1.123	14	1.137	98,77	1,23	100,00
	>0	0	4.023	4.023	0,00	100,00	100,00
	Total	1.123	4.037	5.160	21,76	78,24	100,00

Fonte: Resultados da pesquisa.

No capítulo anterior, foram apresentadas diferentes metodologias que permitem a estimativa de modelos para dados em painel. Entretanto, antes de prosseguir com a análise dos resultados do modelo proposto, um breve comentário em relação à escolha da metodologia precisa ser feito.

Em uma análise *pooled*, assume-se que não há efeitos específicos não observáveis no tempo. Uma forma de contornar esse problema, caso ele exista, é utilizar modelos de efeito fixo ou de efeito aleatório. Se esses efeitos não observáveis forem correlacionados com um ou alguns dos regressores, o modelo de efeito aleatório é preferível ao de efeito fixo. Nos três modelos mencionados, assume-se exogeneidade estrita das variáveis e não é possível incluir dinâmica ao modelo. Para isso, surgem os modelos GMM-DIF e GMM-SYS, e a literatura especializada no tema aponta que o primeiro desses estimadores pode resultar em coeficientes tendenciosos quando o período de tempo é pequeno. Além do conhecimento do problema em si, testes estatísticos permitem avaliar com maior rigor a adequação de cada um dessas metodologias.

Em todos os cinco modelos citados considera-se que não há efeitos espaciais. Surgem, então, os modelos com controles espaciais para relaxar essa hipótese. Mas antes de usá-los é preciso garantir que há necessidade de tais controles, pois se não houver, eles são redundantes e poderão causar problemas decorrentes de erro de especificação pela inclusão de variáveis irrelevantes. Em contrapartida, uma vez que os controles espaciais necessários são incluídos no modelo, a hipótese de exogeneidade estrita é violada e os modelos *pooled*, de efeitos fixos e de efeitos aleatórios não podem ser estimados pelos métodos convencionais. Tendo em vista que o teste de autocorrelação espacial global do Índice de Moran aponta a existência de dependência espacial em todas as variáveis e o fato que algumas variáveis explicativas são potencialmente endógenas, o modelo GMM-SYS é o mais adequado para a análise realizada nesse estudo.

As estimativas dos parâmetros do modelo GMM-SYS, obtidas através do estimador de dois passos robusto²⁰, são apresentadas na Tabela 29. Os coeficientes

²⁰ Na estimação de dois passos, a matriz de covariância padrão é robusta à autocorrelação e à heterocedasticidade específica do painel, mas os erros-padrão são tendenciosos (para baixo). O procedimento de dois passos robusto corrige a matriz de covariância para o caso de amostra finita. Entretanto, cabe ressaltar que, neste último caso, não é possível realizar o teste de Sargan para verificar a adequação dos instrumentos utilizados na estimação do modelo.

associados às variáveis que filtram o tempo (y_{t-1}) e o espaço (W^*y), ambos diferentes de zero ao nível de significância de 1%, corroboram a existência de relações de dependência temporal moderada (0,568) e dependência espacial positiva um pouco menor (0,306) no PIB real *per capita*. O teste χ^2 de Wald indica que o conjunto de variáveis explicativas é adequado para prever o comportamento da variável dependente. O teste de autocorrelação de 2ª ordem (estatística m_2 de Arellano-Bond) indica ausência de autocorrelação serial nos resíduos em nível e o teste de autocorrelação de 1ª ordem (estatística m_1 de Arellano-Bond) confirma que o modelo GMM-SYS é o mais adequado.

Os resultados da estimativa de uma segunda versão do modelo, onde a participação da área plantada da cana-de-açúcar na área total cultivada da agricultura ($s_{\text{agricult}}^{\text{cana}}$) e a participação da área total cultivada da agricultura na área ocupada pela agropecuária ($s_{\text{agropec}}^{\text{agricult}}$) foram substituídas pela participação da área plantada da cana-de-açúcar na área ocupada pela agropecuária ($s_{\text{agropec}}^{\text{cana}}$), assim como dos demais modelos alternativos ajustados²¹, encontram-se no Anexo A. Foram utilizados os mesmos procedimentos (estimador de dois passos robusto), os coeficientes obtidos para y_{t-1} e W^*y foram próximos dos encontrados no modelo original, os testes de especificação continuam a indicar o modelo GMM-SYS como o mais adequado e não houve alteração de sinais nos coeficientes estimados para as variáveis associadas à expansão do setor sucroenergético (D^U , W^*D^U e as variáveis que denotam a expansão dos canaviais).

Cabe ressaltar, entretanto, que os coeficientes associados às variáveis explicativas e suas respectivas defasagens espaciais não podem ser interpretados diretamente. Diferentemente do que acontece em modelos estáticos, eles não representam derivadas parciais que medem a resposta da variável dependente a alterações das variáveis explicativas. Em um modelo de painel espacial dinâmico, as derivadas parciais são funções não lineares dos coeficientes estimados e dos termos autorregressivos no tempo e no espaço que assumem a forma de matrizes $N \times N$ para cada horizonte de tempo.

²¹ Ver página 98.

Tabela 29 – Resultados da estimativa do modelo GMM-SYS

	Coefficiente	Erro-padrão	z	Prob.> z
y_{t-1}	0,568	0,022	26,35	0,000
$W^* y$	0,306	0,071	4,31	0,000
D^U	3.456,043	1.060,243	3,26	0,001
$W^* D^U$	-2.400,948	2.667,930	-0,90	0,368
$s_{\text{agricult}}^{\text{cana}}$	12,583	5,617	2,24	0,025
$W^* s_{\text{agricult}}^{\text{cana}}$	-60,132	15,207	-3,95	0,000
$s_{\text{agropec}}^{\text{agricult}}$	20,669	8,505	2,43	0,015
$W^* s_{\text{agropec}}^{\text{agricult}}$	-23,194	20,274	-1,14	0,253
s_{agropec}	13,729	5,108	2,69	0,007
$W^* s_{\text{agropec}}$	6,474	12,453	0,52	0,603
r	22,762	138,061	0,16	0,869
$W^* r$	104,596	146,678	0,71	0,476
w	5,091	1,491	3,42	0,001
w^A	2,837	1,243	2,28	0,023
u	24,852	21,496	1,16	0,248
u^A	-127,360	53,828	-2,37	0,018
Constante	-14.964,800	4.933,162	-3,03	0,002
Instrumentos para equação em diferença $y_{t-2}, W^* y_{t-2}, w_{t-2}, w_{t-2}^A, u_{t-2}, u_{t-2}^A$				
Instrumentos para equação em nível $\Delta y_{t-1}, \Delta W^* y_{t-1}, \Delta w_{t-1}, \Delta w_{t-1}^A, \Delta u_{t-1}, \Delta u_{t-1}^A$				
Wald (Prob.)		0,000		
Autocorrelação de 1ª ordem (Prob.)		0,042		
Autocorrelação de 2ª ordem (Prob.)		0,517		
Observações		5.805		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os efeitos diretos e indiretos sobre o PIB real *per capita* municipal do aumento permanente de 10 pontos percentuais (p.p.) na participação da área ocupada pela agropecuária na área total do município (s^{agropec}) são apresentados na Tabela 30. O efeito contemporâneo direto indica que, em média, um aumento de 10 p.p. na área da agropecuária eleva em R\$ 139,67 o PIB real *per capita* do município onde essa expansão ocorreu. Além disso, o efeito indireto contemporâneo indica

que há um pequeno transbordamento positivo, equivalente a um aumento de R\$ 10,10 no PIB real *per capita* de cada um dos 15 municípios mais próximos²².

Tabela 30 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. da participação da agropecuária na área do município sobre o PIB real *per capita* (em R\$ de 2008)

	Efeito municipal médio		Efeito municipal médio acumulado	
	Direto	Indireto	Direto	Indireto
Contemporâneo	139,67	10,10	139,67	10,10
1	81,54	10,46	221,21	20,56
2	48,21	9,80	269,42	30,36
3	28,94	8,72	298,36	39,08
4	17,68	7,54	316,04	46,62
Anos à frente	5	11,02	327,06	53,02
6	7,03	5,37	334,09	58,39
7	4,59	4,48	338,67	62,87
8	3,07	3,71	341,74	66,58
9	2,10	3,06	343,84	69,64
10	1,47	2,52	345,32	72,17
:				
Longo prazo			390,60	83,72

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Os impactos foram calculados com base nas Eq. (64), Eq. (68) e Eq. (69), páginas 130 e 130. Efeitos indiretos foram divididos por 15 para tornar os resultados comparáveis na esfera municipal.

Como o modelo é dinâmico, esse choque na área da agropecuária se propaga no espaço ao longo do tempo e, após 10 anos, o efeito direto acumulado é equivalente a um aumento de R\$ 345,32 no PIB real *per capita* do município onde a expansão da agropecuária ocorreu, associado a um aumento equivalente a R\$ 72,17 no PIB real *per capita* de cada um dos 15 municípios vizinhos mais próximos. No longo prazo, o efeito direto acumulado é um aumento de R\$ 390,60 e o efeito

²² Sob a pressuposição simplificadora de que os efeitos indiretos ficariam restritos apenas aos 15 municípios mais próximos, os mesmos foram divididos por 15 para tornar os resultados comparáveis aos efeitos diretos no nível municipal. Como o coeficiente de dependência espacial estimado para a variável independente é pequeno, os impactos se dissipam rapidamente no espaço – ficando a maior parte do efeito indireto concentrada nos 15 municípios mais próximos. Mas cabe ressaltar que os efeitos indiretos calculados através das Eq. (64), Eq. (67) e Eq. (69) representam a soma dos impactos da alteração de uma variável independente em determinado município sobre as variáveis dependentes de todos os outros 644 municípios no Estado de São Paulo.

indireto acumulado é equivalente a um aumento médio de R\$ 83,72 no PIB real *per capita* dos 15 municípios mais próximos.

Na Tabela 31, encontram-se os efeitos diretos e indiretos sobre o PIB real *per capita* de um aumento permanente de 10 p.p. da participação (em área) da agricultura na agropecuária ($s_{\text{agropec}}^{\text{agricult}}$). Contemporaneamente, esse crescimento relativo da agricultura apresenta um efeito direto positivo de R\$ 202,94 sobre o PIB real *per capita* do município onde essa expansão acontece e um pequeno efeito indireto negativo de, em média, R\$ 15,96 sobre o PIB real *per capita* dos 15 municípios mais próximos. Após 10 anos, o efeito total acumulado é equivalente a um aumento de R\$ 460,62 no município onde a expansão ocorreu e uma redução de R\$ 42,60 em cada um dos 15 municípios vizinhos mais próximos. No longo prazo, o efeito direto acumulado é um aumento de R\$ 461,49 e o efeito indireto acumulado é equivalente a uma redução média de R\$ 44,14 no PIB real *per capita* dos 15 municípios mais próximos.

Tabela 31 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. da participação da agricultura na agropecuária sobre o PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008)

	Efeito municipal médio		Efeito municipal médio acumulado	
	Direto	Indireto	Direto	Indireto
Contemporâneo	202,94	-15,96	202,94	-15,96
1	113,37	-9,54	316,30	-25,50
2	63,47	-5,86	379,77	-31,36
3	35,61	-3,71	415,38	-35,06
4	20,03	-2,42	435,42	-37,49
5	11,30	-1,64	446,71	-39,13
Anos à frente	6	6,39	453,10	-40,29
	7	3,62	456,72	-41,13
	8	2,06	458,78	-41,75
	9	1,17	459,95	-42,23
	10	0,67	460,62	-42,60
	:			
Longo prazo			461,49	-44,14

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Os impactos foram calculados com base nas Eq. (64), Eq. (68) e Eq. (69), páginas 130 e 130. Efeitos indiretos foram divididos por 15 para tornar os resultados comparáveis na esfera municipal.

Já os efeitos diretos e indiretos de um aumento permanente de 10 p.p. da área plantada de cana-de-açúcar na área cultivada pela agricultura ($s_{agricult}^{cana}$) podem ser observados na Tabela 32. Contemporaneamente, o PIB real *per capita* aumenta R\$ 113,29 no município onde essa expansão ocorre e diminui, em média, R\$ 53,25 nos 15 municípios mais próximos. Após 10 anos, o efeito total acumulado é equivalente a um aumento de R\$ 197,65 no PIB real *per capita* no município onde essa expansão ocorreu e uma redução de R\$ 237,20 em cada um dos 15 municípios vizinhos mais próximos. No longo prazo, o efeito direto acumulado é um aumento de R\$ 190,38 e o efeito indireto acumulado é equivalente a uma redução média de R\$ 264,57 no PIB *per capita* dos 15 municípios mais próximos.

Tabela 32 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. na participação da cana-de-açúcar na agricultura sobre o PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008)

	Efeito municipal médio		Efeito municipal médio acumulado	
	Direto	Indireto	Direto	Indireto
Contemporâneo	113,29	-53,25	113,29	-53,25
1	55,90	-41,13	169,19	-94,38
2	25,91	-32,35	195,10	-126,73
3	10,57	-25,77	205,67	-152,50
4	3,00	-20,72	208,67	-173,21
5	-0,52	-16,76	208,14	-189,97
Anos à frente	6	-1,96	206,18	-203,59
7	-2,38	-11,10	203,80	-214,69
8	-2,32	-9,06	201,47	-223,74
9	-2,07	-7,40	199,41	-231,15
10	-1,76	-6,06	197,65	-237,20
⋮				
Longo prazo			190,38	-264,57

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Os impactos foram calculados com base nas Eq. (64), Eq. (68) e Eq. (69), páginas 130 e 130. Efeitos indiretos foram divididos por 15 para tornar os resultados comparáveis na esfera municipal.

Dessa forma, com base nos resultados apresentados na Tabela 30, pode-se dizer que a expansão da agropecuária nos municípios paulistas apresentou um impacto positivo sobre o PIB real *per capita*. Mas o aumento da importância da agricultura para a agropecuária de um município apresentou impacto negativo sobre

o PIB real *per capita* (Tabela 31) quando se considera o seu efeito total no Estado de São Paulo²³.

Isso não quer dizer que a expansão da agricultura nos municípios paulistas apresentou um impacto negativo sobre o PIB real *per capita*. Como os efeitos diretos e indiretos estão sendo calculados a partir de uma análise de estática comparativa, os resultados encontrados para as variáveis $s_{\text{agropec}}^{\text{agricult}}$ e s^{agropec} podem ser combinados para melhor avaliar o impacto da expansão da agricultura nos municípios paulistas sobre o PIB real *per capita*.

Em um extremo está o caso onde a expansão da agricultura ocorre apenas sobre áreas que já eram ocupadas pela agropecuária, em substituição à pecuária e/ou à silvicultura ($\Delta s_{\text{agropec}}^{\text{agricult}} \mid s^{\text{agropec}} = \text{constante}$). Nesse primeiro caso, os efeitos diretos e indiretos apresentados na Tabela 31 representam também o impacto da expansão da agricultura no município. No outro extremo está o caso onde a expansão da agricultura é acompanhada por uma expansão da pecuária e/ou da silvicultura, de forma que sua participação na agropecuária permanece inalterada ($\Delta s^{\text{agropec}} \mid s_{\text{agropec}}^{\text{agricult}} = \text{constante}$). Nesse segundo caso, os efeitos diretos e indiretos apresentados na Tabela 30 representam também o impacto da expansão da agricultura no município.

Para os demais casos, o resultado é intermediário e depende da variação relativa apresentada por $s_{\text{agropec}}^{\text{agricult}}$ e s^{agropec} . Assim, pode-se dizer que o impacto da expansão da agricultura (em área) sobre o PIB real *per capita* de um município pode ser positivo ou negativo, condicionado à proporção em que essa expansão ocorrer em substituição a pastagens ou florestas plantadas.

Esse mesmo raciocínio pode ser estendido aos efeitos da variável que representa a participação da área plantada de cana-de-açúcar na área cultivada da agricultura. De acordo com os resultados da Tabela 32, o aumento da importância da cana-de-açúcar para a agricultura de um município apresentou impacto negativo sobre o PIB real *per capita*. Consequentemente, os efeitos de uma expansão de canavial que ocorre completamente em substituição a outras lavouras ($\Delta s_{\text{agricult}}^{\text{cana}} \mid s_{\text{agropec}}^{\text{agricult}}, s^{\text{agropec}} = \text{constante}$) são equivalentes aos apresentados na Tabela 32. Se essa expansão de canavial for acompanhada por um aumento das demais

²³ Impacto = Efeito total no Estado de São Paulo = Efeito Direto + 15*(Efeito Indireto Médio)

lavouras de tal forma $\Delta s_{\text{agricult}}^{\text{cana}} = 0$, os efeitos são análogos aos definidos anteriormente para a expansão da agricultura.

Logo, o impacto da expansão da cana-de-açúcar (em área) sobre o PIB real *per capita* também pode ser positivo ou negativo, condicionado à proporção em que essa expansão ocorrer em substituição a outras atividades da agropecuária.

Já os efeitos diretos e indiretos do início das operações de uma usina e/ou destilaria sob o PIB real *per capita* encontram-se na Tabela 33. No ano em que a unidade industrial entra em operação, o PIB real *per capita* aumenta R\$ 3.426,12 no município onde ela foi instalada e diminui, em média, R\$ 127,01 nos 15 municípios mais próximos. Após 10 anos do início do funcionamento da usina e/ou destilaria, o efeito total acumulado é equivalente a um aumento de R\$ 7.949,45 no PIB real *per capita* do município onde a indústria foi instalada e uma redução média de R\$ 34,07 nos 15 municípios vizinhos mais próximos. É interessante observar que a partir de seu terceiro ano de funcionamento, essa indústria também apresenta efeitos indiretos positivos que, mesmo sendo pequenos em relação à magnitude dos efeitos diretos, acabam se sobrepondo aos efeitos indiretos negativos iniciais. No longo prazo, o efeito direto acumulado é um aumento de R\$ 8.007,10 e o efeito indireto acumulado é equivalente a um aumento médio de R\$ 25,10 no PIB real *per capita* dos 15 municípios mais próximos.

Tanto para os canaviais como para as unidades industriais do setor sucroenergético foram observados efeitos indiretos negativos, embora os efeitos diretos estimados sejam sempre positivos. Contudo, duas ressalvas precisam ser feitas. No primeiro caso, conforme discutido anteriormente, o efeito indireto negativo não decorre da expansão da cana-de-açúcar *per se*, mas sim do aumento da sua importância para a agricultura, agropecuária e, conseqüentemente, economia dos municípios. Quando a expansão dos canaviais ocorre na mesma proporção que as demais atividades da agropecuária, os efeitos indiretos também são positivos. Já, no segundo caso, os efeitos indiretos negativos nos dois primeiros anos podem ser explicados por um esvaziamento socioeconômico dos municípios mais próximos, uma vez que a instalação da usina e/ou destilaria pode representar um importante polo de atração de mão de obra e outros investimentos para o município. Mas como os efeitos diretos da indústria são positivos e muito maiores que os efeitos indiretos

dos três primeiros anos, a dependência espacial positiva acaba distribuindo o crescimento do PIB real *per capita* também para os municípios mais próximos.

Tabela 33 – Impacto do início das operações em uma unidade industrial do setor sucroenergético sobre o PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008)

	Efeito municipal médio		Efeito municipal médio acumulado	
	Direto	Indireto	Direto	Indireto
Contemporâneo	3.426,12	-127,01	3.426,12	-127,01
1	1.937,69	-46,18	5.363,81	-173,19
2	1.102,07	-5,53	6.465,88	-178,72
3	631,13	13,54	7.097,01	-165,18
4	364,47	21,23	7.461,48	-143,95
5	212,64	23,09	7.674,12	-120,86
Anos à frente	6	125,60	7.799,71	-98,72
	7	75,28	7.875,00	-78,77
	8	45,91	7.920,90	-61,39
	9	28,55	7.949,45	-46,56
	10	18,14	7.967,60	-34,07
	:			
Longo prazo			8.007,10	25,10

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Os impactos foram calculados com base nas Eq. (64), Eq. (68) e Eq. (69), páginas 130 e 130. Efeitos indiretos foram divididos por 15 para tornar os resultados comparáveis na esfera municipal.

Conhecendo-se os efeitos diretos e indiretos da expansão dos canaviais e da entrada em operação de usina e/ou destilaria, é possível então calcular o impacto da expansão do setor sucroenergético sobre o PIB real *per capita* dos municípios paulistas. Os resultados da estimativa do modelo de painel espacial dinâmico estimado permitem avaliar esse impacto quando uma unidade industrial entra em operação sob três cenários diferentes para a expansão da cana-de-açúcar: quando ocorre em substituição a outras lavouras (Tabela 34), quando ocorre em substituição a pastagens e florestas plantadas (Tabela 35) e quando ocorre em áreas que antes não eram ocupadas pela agropecuária (Tabela 36). Esses efeitos totais, ou seja, esses impactos foram obtidos pela combinação linear dos efeitos totais apresentados pelas variáveis s^{agropec} , $s^{\text{agricult}}_{\text{agropec}}$, $s^{\text{cana}}_{\text{agricult}}$ e D^U .

Assim, pode-se observar que a expansão do setor sucroenergético apresenta impacto positivo sobre o PIB real *per capita* dos municípios quando a expansão da área plantada de cana-de-açúcar, associada ao início das operações

de uma nova usina e/ou destilaria, não ocorre em substituição a outras lavouras (Tabela 35 e Tabela 36). Caso a expansão do plantio da cana-de-açúcar aconteça em detrimento às demais culturas (Tabela 34), o impacto pode ser positivo ou negativo, dependendo da intensidade em que essa substituição ocorre. Por exemplo, assumindo que $\Delta s^{\text{agropec}} = 0$ e $\Delta s^{\text{agricult}}_{\text{agropec}} = 0$, a expansão do setor sucroenergético apresenta um impacto positivo sobre o PIB real *per capita* se a expansão da área plantada da cana-de-açúcar for inferior a 22,19 pontos percentuais do território do município. A partir desse patamar, os efeitos indiretos negativos que se originam da menor diversificação da agricultura se sobrepõem aos efeitos diretos positivos gerados pela expansão do setor e o impacto passa a ser negativo.

É muito comum que a expansão dos canaviais não fique limitada às fronteiras do município onde a unidade industrial do setor sucroenergético foi instalada e transborde para os municípios mais próximos. Como a análise é indiferente sobre onde ocorre essa expansão, os impactos do setor sucroenergético são equivalentes se a expansão da área plantada de cana-de-açúcar for X pontos percentuais do território de apenas um município ou X/n pontos percentuais do território dos n municípios mais próximos.

Os resultados discutidos até agora evidenciam o impacto da expansão do setor sucroenergético sobre o PIB real *per capita* dos municípios paulistas. Entretanto, o objetivo deste trabalho é avaliar o impacto da expansão do setor sucroenergético sobre o bem-estar no Estado de São Paulo. De acordo com o modelo apresentado na Seção 6.1 (pág. 101), isso pode ser feito pela avaliação dos impactos da expansão do setor sucroenergético sobre o nível médio da renda *per capita* e sua distribuição no Estado de São Paulo.

Considerando o PIB real *per capita* como uma *proxy* da renda real *per capita*, os efeitos totais estimados através do modelo proposto permitem inferir que a expansão do setor sucroenergético apresenta um impacto positivo sobre o nível médio da renda *per capita* no Estado de São Paulo quando a expansão dos canaviais ocorre sobre áreas que antes não eram ocupadas pela agropecuária ou em substituição a áreas de pastagens e florestas plantadas. Caso a expansão dos provoque a substituição de outras lavouras em uma área inferior à proporção que

equivale a 22,19% do território do município onde a usina foi instalada, o impacto da expansão do setor sucroenergético sobre o nível médio da renda *per capita* também é positivo.

Tomando-se a distribuição do PIB real *per capita* entre os municípios paulistas como referência para a distribuição da renda real *per capita* no estado, os resultados estimados através do modelo de painel espacial dinâmico também permitem inferir sobre o impacto da expansão do setor sucroenergético na distribuição da renda *per capita* no Estado de São Paulo²⁴.

Tendo em vista a acentuada desigualdade na distribuição do PIB real *per capita* no estado, a concentração dos maiores níveis de renda *per capita* na Região Metropolitana de São Paulo e na mesorregião Macro Metropolitana Paulista, a relação de dependência espacial positiva existente entre o PIB real *per capita* dos municípios paulistas e o fato da expansão do setor sucroenergético ter ocorrido essencialmente nas regiões Norte e Oeste do estado (elevando a renda *per capita* de localidades menos favorecidas), pode-se dizer que a desigualdade na distribuição da renda média *per capita* foi reduzida quando a expansão do setor sucroenergético apresentou um impacto positivo sobre nível médio da renda *per capita*. Ou seja, no caso da expansão do setor sucroenergético, um impacto positivo sobre o nível médio da renda *per capita* implicou em um impacto positivo sobre a sua distribuição entre os municípios paulistas.

Logo, nos casos onde se observou um impacto positivo sobre o PIB real *per capita*, pode-se dizer que também houve um impacto positivo da expansão do setor sucroenergético sobre o bem-estar social no Estado de São Paulo.

²⁴ No Anexo B, um exemplo numérico simplificado foi desenvolvido para demonstrar que, conhecendo a distribuição inicial da renda *per capita* entre os municípios e a relação de dependência espacial existente nessa variável, pode-se inferir sobre o impacto de sua expansão em determinada localidade sobre a distribuição inicial da renda *per capita* nos municípios.

Tabela 34 – Efeito total da expansão do setor sucroenergético sobre PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008), considerando que toda a expansão da cana-de-açúcar ocorre em substituição a outras lavouras

	Expansão da área plantada de cana-de-açúcar (em pontos percentuais da área do município)											
	0	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100	
Curto prazo	1.520,94	835,50	150,07	-535,36	-1.220,80	-1.906,23	-2.591,66	-3.277,10	-3.962,53	-4.647,96	-5.333,40	
1	2.765,94	1.519,43	272,91	-973,60	-2.220,12	-3.466,63	-4.713,15	-5.959,66	-7.206,18	-8.452,70	-9.699,21	
2	3.785,09	2.079,28	373,47	-1.332,34	-3.038,14	-4.743,95	-6.449,76	-8.155,56	-9.861,37	-11.567,18	-13.272,98	
3	4.619,33	2.537,56	455,79	-1.625,99	-3.707,76	-5.789,54	-7.871,31	-9.953,08	-12.034,86	-14.116,63	-16.198,41	
4	5.302,24	2.912,70	523,17	-1.866,37	-4.255,90	-6.645,43	-9.034,97	-11.424,50	-13.814,04	-16.203,57	-18.593,10	
Anos à frente	5	5.861,24	3.219,78	578,32	-2.063,14	-4.704,60	-7.346,06	-9.987,52	-12.628,98	-15.270,44	-17.911,90	-20.553,36
6	6.318,84	3.471,16	623,47	-2.224,21	-5.071,89	-7.919,57	-10.767,25	-13.614,93	-16.462,62	-19.310,30	-22.157,98	
7	6.693,42	3.676,93	660,43	-2.356,06	-5.372,55	-8.389,04	-11.405,53	-14.422,02	-17.438,51	-20.455,00	-23.471,50	
8	7.000,04	3.845,36	690,69	-2.463,99	-5.618,66	-8.773,34	-11.928,01	-15.082,69	-18.237,36	-21.392,04	-24.546,72	
9	7.251,03	3.983,24	715,45	-2.552,34	-5.820,13	-9.087,92	-12.355,71	-15.623,50	-18.891,29	-22.159,08	-25.426,87	
10	7.456,49	4.096,11	735,73	-2.624,66	-5.985,04	-9.345,43	-12.705,81	-16.066,19	-19.426,58	-22.786,96	-26.147,35	
⋮												
Longo prazo	8.383,55	4.605,37	827,20	-2.950,98	-6.729,15	-10.507,33	-14.285,51	-18.063,68	-21.841,86	-25.620,03	-29.398,21	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Os impactos foram calculados com a combinação dos resultados apresentados na Tabela 32 e na Tabela 33.

Tabela 35 – Efeito total da expansão do setor sucroenergético sobre PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008), considerando que a participação da cana na agricultura permanece constante (substituição de pastagens e florestas plantadas)

	Expansão da área plantada de cana-de-açúcar (em pontos percentuais da área do município)											
	0	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100	
Curto prazo	1.520,94	1.484,54	1.448,14	1.411,74	1.375,34	1.338,94	1.302,54	1.266,14	1.229,74	1.193,35	1.156,95	
1	2.765,94	2.699,75	2.633,56	2.567,36	2.501,17	2.434,97	2.368,78	2.302,59	2.236,39	2.170,20	2.104,00	
2	3.785,09	3.694,50	3.603,92	3.513,33	3.422,75	3.332,16	3.241,58	3.151,00	3.060,41	2.969,83	2.879,24	
3	4.619,33	4.508,79	4.398,24	4.287,69	4.177,14	4.066,59	3.956,04	3.845,49	3.734,94	3.624,39	3.513,84	
4	5.302,24	5.175,34	5.048,45	4.921,56	4.794,67	4.667,77	4.540,88	4.413,99	4.287,10	4.160,20	4.033,31	
Anos à Frente	5	5.861,24	5.720,97	5.580,70	5.440,43	5.300,16	5.159,89	5.019,62	4.879,35	4.739,08	4.598,81	4.458,54
	6	6.318,84	6.167,62	6.016,40	5.865,17	5.713,95	5.562,73	5.411,51	5.260,29	5.109,07	4.957,84	4.806,62
	7	6.693,42	6.533,23	6.373,04	6.212,86	6.052,67	5.892,49	5.732,30	5.572,11	5.411,93	5.251,74	5.091,56
	8	7.000,04	6.832,52	6.664,99	6.497,47	6.329,94	6.162,42	5.994,89	5.827,37	5.659,85	5.492,32	5.324,80
	9	7.251,03	7.077,50	6.903,97	6.730,44	6.556,91	6.383,38	6.209,85	6.036,32	5.862,79	5.689,26	5.515,73
	10	7.456,49	7.278,05	7.099,60	6.921,15	6.742,70	6.564,26	6.385,81	6.207,36	6.028,91	5.850,46	5.672,02
⋮												
Longo prazo	8.383,55	8.182,92	7.982,28	7.781,65	7.581,01	7.380,38	7.179,75	6.979,11	6.778,48	6.577,84	6.377,21	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Os impactos foram calculados com a combinação dos resultados apresentados na Tabela 31 e na Tabela 33.

Tabela 36 – Efeito total da expansão do setor sucroenergético sobre PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008), considerando que não há substituição de outras atividades da agropecuária

	Expansão da área plantada de cana-de-açúcar (em pontos percentuais da área do município)											
	0	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100	
Curto prazo	1.520,94	1.812,17	2.103,41	2.394,65	2.685,88	2.977,12	3.268,36	3.559,59	3.850,83	4.142,07	4.433,31	
1	2.765,94	3.295,58	3.825,22	4.354,86	4.884,50	5.414,14	5.943,77	6.473,41	7.003,05	7.532,69	8.062,33	
2	3.785,09	4.509,87	5.234,66	5.959,45	6.684,24	7.409,03	8.133,82	8.858,61	9.583,40	10.308,18	11.032,97	
3	4.619,33	5.503,87	6.388,41	7.272,94	8.157,48	9.042,01	9.926,55	10.811,08	11.695,62	12.580,15	13.464,69	
4	5.302,24	6.317,54	7.332,84	8.348,14	9.363,44	10.378,74	11.394,04	12.409,34	13.424,64	14.439,94	15.455,24	
Anos à frente	5	5.861,24	6.983,59	8.105,93	9.228,27	10.350,62	11.472,96	12.595,30	13.717,64	14.839,99	15.962,33	17.084,67
	6	6.318,84	7.528,80	8.738,77	9.948,74	11.158,70	12.368,67	13.578,63	14.788,60	15.998,56	17.208,53	18.418,49
	7	6.693,42	7.975,11	9.256,80	10.538,49	11.820,18	13.101,88	14.383,57	15.665,26	16.946,95	18.228,64	19.510,34
	8	7.000,04	8.340,44	9.680,85	11.021,26	12.361,66	13.702,07	15.042,47	16.382,88	17.723,28	19.063,69	20.404,10
	9	7.251,03	8.639,50	10.027,97	11.416,44	12.804,90	14.193,37	15.581,84	16.970,31	18.358,77	19.747,24	21.135,71
	10	7.456,49	8.884,30	10.312,11	11.739,92	13.167,74	14.595,55	16.023,36	17.451,17	18.878,98	20.306,79	21.734,60
⋮												
Longo prazo	8.383,55	9.988,88	11.594,21	13.199,53	14.804,86	16.410,19	18.015,52	19.620,85	21.226,17	22.831,50	24.436,83	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Os impactos foram calculados com a combinação dos resultados apresentados na Tabela 30 e na Tabela 33.

8 CONCLUSÃO

A avaliação dos impactos socioeconômicos da expansão do setor sucroenergético, realizada através de uma análise espacial dinâmica do bem-estar social no Estado de São Paulo entre 2000 e 2008, evidenciou o efeito da expansão dos canaviais e o efeito do início das operações de novas usinas e/ou destilarias sobre o nível médio e a distribuição do PIB real *per capita* nos municípios paulistas.

A utilização do modelo GMM-SYS permitiu a estimativa de um painel espacial dinâmico que relacionou as variações da renda *per capita* nos municípios paulistas a alguns de seus principais determinantes: rendimento médio do trabalho, taxa de ocupação da força de trabalho e proporção de adultos na população. No modelo proposto, essas variáveis serviram de controle para as diferenças municipais, em termos de PIB real *per capita*, originadas a partir de diferentes níveis de qualificação dos trabalhadores e qualidade dos postos de trabalho (ambos representados pelo rendimento médio), diferenças na relação entre oferta e demanda do mercado de trabalho local (representadas pela taxa de ocupação) e diferenças na estrutura etária da população dos municípios (representadas pela proporção de adultos).

Com o intuito de auxiliar no controle de outras diferenças socioeconômicas observadas entre os municípios paulistas durante o período analisado, o rendimento médio do trabalho na agropecuária e a taxa de ocupação da força de trabalho na agropecuária também foram incluídos no modelo. Devido à disponibilidade de dados, as diferenças no grau de urbanização dos municípios foram controladas indiretamente através das diferenças relativas da taxa de ocupação da força de trabalho total e na agropecuária. Já as diferenças na composição da atividade econômica dos municípios foram controladas indiretamente através das diferenças relativas da taxa de ocupação (total e na agropecuária) e do rendimento médio (total e na agropecuária).

Como os municípios paulistas possuem diferentes níveis de aptidão para as atividades da agropecuária, a sua participação (em área) no território municipal também foi incluída no modelo. Além disso, como a agricultura paulista apresentou um crescimento expressivo e heterogêneo durante o período analisado,

impulsionado principalmente pela expansão dos canaviais no estado, a participação da agricultura na área da agropecuária municipal e a participação da cana-de-açúcar na área da agricultura municipal também foram controladas. Os efeitos estimados dessas três variáveis permitiram avaliar o impacto da expansão do cultivo da cana no Estado de São Paulo sob três diferentes cenários: quando ocorreu em substituição a outras culturas da agricultura paulista, quando ocorreu em substituição a pastagens e florestas plantadas e quando não houve substituição das atividades da agropecuária.

Já os efeitos do início das operações em uma unidade industrial do setor sucroenergético sobre o PIB real *per capita* municipal foram captados através de uma *dummy* construída para essa finalidade. Entre 2000 e 2008, observou-se a instalação de novas usinas e/ou destilarias nas mesorregiões de São José do Rio Preto, Araçatuba, Ribeirão Preto, Bauru, Presidente Prudente, Assis e Itapetininga. E apesar do crescimento observado do PIB real *per capita* ser inferior ao crescimento médio do estado em quase todas essas mesorregiões (exceto Bauru e Itapetininga), o impacto estimado sobre a renda *per capita* municipal do início das operações em uma unidade industrial do setor sucroenergético foi positivo.

Com o critério utilizado para a definição da matriz de pesos espaciais (15 municípios mais próximos), o PIB real *per capita* apresentou relação de dependência espacial e de dependência temporal estatisticamente significativas. Os coeficientes estimados para as variáveis exógenas que foram incluídas no modelo para denotar a expansão do setor sucroenergético, conjuntamente com os coeficientes estimados para suas defasagens espaciais, permitiram a estimativa de seus efeitos diretos e indiretos sobre o PIB real *per capita* dos municípios paulistas.

Considerando o impacto da expansão do setor sucroenergético como a soma do efeito total do início das operações em uma usina e/ou destilaria e do efeito total da expansão dos canaviais, observou-se um impacto positivo da expansão do setor sucroenergético sobre o nível médio do PIB real *per capita* municipal quando a expansão dos canaviais não ocorreu exclusivamente em substituição a outras lavouras da agricultura paulista. Com a instalação de uma nova unidade industrial do setor, caso a expansão dos canaviais provoque a substituição de outras culturas (sem haver expansão da área total cultivada pela agricultura e sem ocorrer variações na área total da agropecuária), o impacto ainda é positivo se essa expansão ocorrer em uma área equivalente a até 22,19% do território municipal.

Entre 2000 e 2008, observou-se o início das operações de usinas e/ou destilarias em 34 novos municípios do Estado de São Paulo. Já os canaviais cresceram uma área equivalente a 8,3% do território do estado. Como a agricultura paulista cresceu em uma área equivalente a 7,4%, pode-se dizer que a expansão da cana-de-açúcar provocou a substituição de outras lavouras em menos de 1% da área do Estado de São Paulo. Além disso, como a área ocupada pela agropecuária permaneceu praticamente inalterada ao longo do período, constata-se que a maior parte da expansão dos canaviais ocorreu sobre áreas de pastagens e florestas plantadas.

Considerando-se o início de operações em unidades industriais do setor sucroenergético em 34 novos municípios, pode-se dizer que o impacto total no Estado de São Paulo seria positivo se a expansão dos canaviais ocorresse exclusivamente em substituição a outras culturas em uma área equivalente a até 1,17% do território do estado²⁵. Além disso, como o efeito total é significativamente maior quando a expansão dos canaviais ocorre sobre pastagens e florestas plantadas, conclui-se que a expansão do setor sucroenergético apresentou um impacto positivo sobre o nível do PIB real *per capita* municipal no Estado de São Paulo.

Dados o impacto positivo sobre o PIB real *per capita* e a existência de uma relação de dependência espacial positiva nessa variável, pode-se inferir que a expansão do setor sucroenergético também melhorou a distribuição de renda entre os municípios paulistas. Em 2000, os maiores níveis de renda *per capita* do estado estavam concentrados nas mesorregiões de Campinas, Metropolitana de São Paulo e Vale do Paraíba Paulista. E, já que a expansão do setor sucroenergético durante o período analisado ocorreu essencialmente fora dessas mesorregiões, o impacto positivo da expansão do setor sobre o nível do PIB *per capita* municipal também proporcionou uma melhoria em sua distribuição no Estado de São Paulo. Dessa forma, conclui-se que a expansão do setor sucroenergético ocorrida entre 2000 e

²⁵ Os resultados do modelo estimado indicam a entrada em operação de uma unidade industrial do setor sucroenergético em 1 município apresenta impacto positivo se a expansão dos canaviais a ela associada não ocorrer exclusivamente em substituição a outras culturas em uma proporção de até 22,19% do território municipal. Como, durante o período analisado, isso ocorreu em 34 dos 645 municípios paulistas, o limiar para que essa expansão apresente impacto positivo no Estado de São Paulo é $34 \times 22,19\% / 645 = 1,17\%$.

2008 apresentou um impacto positivo sobre o bem-estar social no Estado de São Paulo.

Além da disponibilidade de dados, as maiores limitações deste trabalho foram: a definição da matriz de pesos espaciais e restrições metodológicas dos softwares estatísticos. A primeira limitação é compartilhada com a maior parte dos estudos em econometria espacial. Já a segunda limitação se origina pelo fato do modelo e da metodologia utilizada nesse estudo serem compostos por desenvolvimentos recentes da literatura especializada. Fica como sugestão para trabalhos futuros, a estimativa do modelo considerando outros critérios para a definição matriz de pesos espaciais e especificações alternativas para o modelo de painel espacial dinâmico.

REFERÊNCIAS

ANSELIN, L.; LE GALLO, J.; JAYET, H. Spatial panel econometrics. In: MÁTYÁS, L.; SEVESTRE, P. (Ed.). **The econometrics of panel data, fundamentals and recent developments in theory and practice**. Kluwer: Dordrecht, 2008. 950 p.

ARELLANO, M. ; BOND, S.R. Some tests specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations. **Review of Economic Studies**, Oxford, v.58, n.2, p.277-297, 1991.

ARROW, K.J. A difficulty in the concept of social welfare. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v.58, p.328-346, 1950.

ATKINSON, A.B. On the measurement of inequality. **Journal of Economic Theory**, Ithaca, v.2, p.244-263, 1970.

BARR, N. **The economics of welfare**. Palo Alto: Stanford University Press, 1998. 471 p.

BARROS, R.P. de; CARVALHO, M. de; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Acesso ao trabalho e produtividade no Brasil: implicações para crescimento, pobreza e desigualdade**. Rio de Janeiro: IPEA, 2004. 196 p.

BERGSON, A. A reformulation of certain aspects of welfare economics. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v.52, n.2, p.310-334, 1938.

BLUNDELL, R.; BOND, S.R. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**. Atlanta, v.87, n.1, p.115-143, 1998.

BOADWAY, R.W.; BRUCE, N. **Welfare economics**. Oxford: Basil Blackwell Publisher Limited, 1984. 352 p.

BRASIL. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. **Ipeadata**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 20 mar. 2011.

BREUSCH, T.S.; PAGAN, A.R. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **Review of Economic Studies**. Oxford, v.47, p.239-254, 1980.

CARVALHO, A.X.Y.; ALBUQUERQUE, P.H.M. **Tópicos em econometria espacial para dados cross-section**. Brasília: IPEA, 2010. 43 p. (Texto para discussão n. 1508).

CHAGAS, A.L.S.; TONETO, R. Jr.; AZZONI, C.R. The expansion of sugar cane cultivation and its impacts on municipal revenues. In: AMANN, E.; BAER, W.; COES, D.V. (Ed.). **Energy, bio fuels and development: comparing Brazil and the United States**. New York: Routledge, 2010a. 368 p.

CHAGAS, A.L.S.; TONETO, R. Jr.; AZZONI, C.R. Avaliando os impactos da produção de cana-de-açúcar sobre indicadores sociais de regiões produtoras por meio de propensity score matching espacial. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010. Campo Grande. **Anais...** Brasília: SOBER, 2010b. 1 CD-ROM.

CHAGAS, A.L.S.; TONETO, R. Jr.; AZZONI, C.R. **Sugar cane, land use and regional development**. Texto para Discussão 009/2011 (Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2011.

CLEPS, G.D.G. A desconcentração industrial do Estado de São Paulo e a expansão do comércio e do setor de serviços. **Caminhos de Geografia**, 2003. Disponível em: <www.ig.ufu.br/caminhos_de_geografia.html>. Acesso em: 10 abr. 2011.

DEATON, A. **The measurement of welfare: theory and practical guidelines**. Washington: The World Bank, 1980. 92 p. (Working Paper n.7).

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. **Economics and consumer behavior**. New York: Cambridge University Press, 2009. 450 p.

DEBARSY, N.; ERTUR, C.; LESAGE, J.P. Interpreting dynamic space-time panel data models. **Statistical Methodology**, Texas, v.9, p.158-171, 2012.

DEUSS, A. **Did sugarcane expansion lead to GDP growth in São Paulo state?** An analysis at municipal level using propensity score-based estimators. Cornell University, 2009. Disponível em: < https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=res_phd_2010&paper_id=174>. Acesso em: 20 jan. 2011.

ELHORST, J.P. Dynamic models in space and time. **Geographical Analysis**, Columbus, v.33, n.2, p.119–140, 2001.

ELHORST, J.P. Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences. **Journal of Geographical Systems**, Berlin, v.14, n.1, p.5-28, jan. 2012.

FELDMAN, A.M.; SERRANO, R. **Welfare economics and social choice theory**. New York: Springer, 2006. 403 p.

FERNANDES, V.B.A. **Argentina: crise e recuperação**. Cenários PUC Minas: Conjuntura internacional, nov. 2003. Disponível em: <<http://www.pucminas.br/conjuntura>>. Acesso em: 13 fev. 2012.

FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISE DE DADOS – SEADE. **Informações dos municípios paulistas**. Disponível em: <<http://www.seade.gov.br/produtos/imp/>>. Acesso em: 05 abr. 2011.

HAUSMAN, J.A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**. New York, v.46, n.6, p.1251-1272, 1978.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Banco de dados agregados**: sistema IBGE de recuperação automática – SIDRA. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 10 mar. 2011.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA – IEA. **Banco de dados**: Área e produção. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/index.php>>. Acesso em: 26 jan. 2012.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Ipeadata**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 15 mar. 2011.

KELEJIAN, H.H.; ROBINSON, D.P. Spatial correlation: a suggested alternative to the autoregressive model. In: ANSELIN, L.; FLORAX, R.J.G.M. (Ed.). **New directions in spatial econometrics**. Berlin: Springer, 1995. 420 p.

KOLM, S.C. The optimal production of social justice. In: MARGOLIS, J.; GUITTON, H. **Public economics**: an analysis of public production and consumption and their relations in private sectors. New York: Macmillan, 1969. 574 p.

KOLM, S.C. Unequal inequalities I. **Journal of Economic Theory**. Ithaca, v.12, p.416-442, 1976.

KUKENOVA, M.; MONTEIRO, J.A. **Spatial dynamic panel model and system GMM**: a Monte Carlo investigation. MPRA Paper n.14319, Munich Personal RePEc Archive, 2009.

LESAGE, J.P. **Spatial econometrics**. (Circulated for Review) University of Toledo, 1998. Disponível em: <<http://www.spatial-econometrics.com/html/wbook.pdf>>. Acesso em: 12 abr. 2011.

MARIN, F.R.; LOPES-ASSAD, M.L.; ASSAD, E.D.; VIAN, C.E.; SANTOS, M.C. Sugarcane crop efficiency in two growing seasons in São Paulo State, Brazil.

Pesquisa Agropecuária Brasileira. Brasília, v.43, n.11, p.1449-1455, nov. 2008.

MORAN, P.A.P. Notes on continuous stochastic phenomena. **Biometrika**. Oxford, v.37, n.1-2, p.17-23, jun. 1950.

MUTTON, M.J.R. **Reflexos da qualidade da matéria-prima sobre a fermentação etanólica**. Jaboticabal, 2008. Disponível em:

<http://www.apta.sp.gov.br/cana/anexos/position_paper_painel2_marcia.pdf>.

Acesso em: 23 fev. 2012.

NASSAR, A.M.; RUDORFF, B.F.T.; ANTONIAZZI, L.B.; AGUIAR, D.A. de; BACCHI, M.R.P.; ADAMI, M. Prospects of the sugarcane expansion in Brazil: impacts on direct and indirect land use changes. In: ZUURBIER, P.; VOOREN, J. van der.

Contributions to climate change mitigation and the environment. Wageningen: Wageningen Academic Publishers, p.63-93, 2008. Disponível em: <<http://www.mdpi.com/2071-1050/4/4/574>>. Acesso em: 20 jun. 2012.

OLIVEIRA, J.G. de. **Indicadores sócio-econômicos em estados produtores de cana-de-açúcar**: análise comparativa entre municípios. 2011. 219 p. Tese (Doutorado em Planejamento de Sistemas Energéticos) – Faculdade de Engenharia Mecânica, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2011.

PACE, R.K.; BARRY, R. Sparse spatial autoregressions. **Statistics & Probability Letters**, East Lansing, v.33, p.291-297, 1997.

PARENT, O.; LESAGE, J.P. A space-time filter for panel data models containing random effects. **Computational Statistics & Data Analysis**, Los Angeles, v.55, n.1, p.475–490, 2011.

PARETO, V. **Cours d'économie politique**. Lausanne: Rouge, 1897. v.2, 426 p.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO – PNUD.

Desenvolvimento humano: entenda os indicadores. Disponível em:

<<http://www.pnud.org.br/home/>>. Acesso em: 10 mar. 2011.

ROTHENBERG, J. **The measurement of social welfare**. Englewood Cliffs:

Prentice-Hall, 1961. 357 p.

RUDORFF, B. F. T.; AGUIAR, D. A.; SILVA, W. F.; SUGAWARA, L. M.; ADAMI, M.; MOREIRA, M. A. Studies on the Rapid Expansion of Sugarcane for Ethanol Production in São Paulo State (Brazil) Using Landsat Data. **Remote Sensing**, v.2, n.4, p.1057-1076, 2010. doi: <10.3390/rs2041057>.

SAMUELSON, P.A. **Foundations of economic analysis**. Cambridge: Harvard University Press, 1947. 632 p,

SEN, A.K. **Collective choice and social welfare**. San Francisco Holden Day: Oliver and Boyd, 1970. 225 p.

SILVA, R. Setor sucroalcooleiro no Estado de São Paulo: mensurando impactos sócio-econômicos. In: WORKSHOP DO OBSERVATÓRIO DO SETOR SUCROALCOOLEIRO, 2008. Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: FEA-RP, 2008. 1 CD-ROM.

SPAVOREK, G.; BARRETO, A.; BERNDES, G.; MARTINS, S.; MAULE, R. **Environmental, land-use and economic implications of Brazilian sugarcane expansion 1996-2006**. Mitig Adapt Strateg Glob Change, p.285-298, 2009. DOI 10.1007/s11027-008-9164-3

WALTER, A.; DOLZAN, P.; QUILODRÁN, O.; GARCIA, J. SILVA, C. da; PIACENTE, F.; SEGERSTEDT, A. **A sustainability analysis of the Brazilian ethanol**. In: BIOCOMBUSTÍVEL BRASILEIRO: uma análise de sustentabilidade. Campinas: UNICAMP, 2008. 167 p.

WOOLDRIDGE, J.M. **Econometric analysis of cross section and panel data.**
Cambridge: MIT Press, 2002a. 752 p.

WOOLDRIDGE, J.M. **Introductory econometrics:** a modern approach. Mason:
South-Western, 2002b. 865 p.

ANEXOS

ANEXO A

Tabela 37 – Resultados da estimativa do modelo GMM-SYS (versão alternativa)

	coeficiente	erro-padrão	z	Prob.> z
y_{t-1}	0,574	0,049	11,76	0,000
$W^* y$	0,336	0,075	4,51	0,000
D^U	2.998,552	1.096,84	2,73	0,006
$W^* D^U$	-2.672,684	2.545,470	-1,05	0,294
$s_{\text{agropec}}^{\text{cana}}$	58,130	14,435	4,03	0,000
$W^* s_{\text{agropec}}^{\text{cana}}$	-116,494	28,549	-4,08	0,000
s_{agropec}	13,592	4,867	2,79	0,005
$W^* s_{\text{agropec}}$	13,765	11,982	1,15	0,251
r	-21,200	153,543	-0,14	0,890
$W^* r$	121,000	161,238	0,75	0,453
w	5,151	1,673	3,08	0,002
w^A	2,005	1,160	1,73	0,084
u	22,946	22,649	1,01	0,311
u^A	-129,000	60,251	-2,14	0,032
Constante	-13.811,120	5.279,495	-2,92	0,009
Instrumentos para equação em diferença $y_{t-2}, W^* y_{t-2}, w_{t-2}, w_{t-2}^A, u_{t-2}, u_{t-2}^A$				
Instrumentos para equação em nível $\Delta y_{t-1}, \Delta W^* y_{t-1}, \Delta w_{t-1}, \Delta w_{t-1}^A, \Delta u_{t-1}, \Delta u_{t-1}^A$				
Wald (Prob.)		0,000		
autocorrelação de 1ª ordem (Prob.)		0,042		
autocorrelação de 2ª ordem (Prob.)		0,528		
Observações		5.805		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 38 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. na participação da cana-de-açúcar na agropecuária sobre o PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008), versão alternativa

	Efeito municipal médio		Efeito municipal médio acumulado	
	Direto	Indireto	Direto	Indireto
Contemporâneo	556,96	-95,77	556,96	-95,77
1	304,55	-71,04	861,51	-166,80
2	164,90	-54,89	1.026,41	-221,69
3	87,85	-43,84	1.114,27	-265,53
4	45,55	-35,90	1.159,81	-301,43
5	22,50	-29,93	1.182,31	-331,36
6	10,11	-25,27	1.192,42	-356,63
7	3,58	-21,52	1.196,00	-378,15
8	0,27	-18,43	1.196,26	-396,59
9	-1,30	-15,85	1.194,97	-412,44
10	-1,94	-13,66	1.193,04	-426,09
⋮				
Longo prazo			1.176,08	-513,46

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Efeitos indiretos foram divididos por 15 para tornar os resultados comparáveis.

Tabela 39 – Impacto do início das operações em uma unidade industrial do setor sucroenergético sobre o PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008), versão alternativa

	Efeito municipal médio		Efeito municipal médio acumulado	
	Direto	Indireto	Direto	Indireto
Contemporâneo	2.956,77	-164,38	2.956,77	-164,38
1	1.681,16	-83,75	4.637,92	-248,13
2	960,88	-39,55	5.598,81	-287,68
3	552,74	-15,64	6.151,54	-303,32
4	320,48	-3,02	6.472,02	-306,34
5	187,64	3,37	6.659,66	-302,98
6	111,19	6,32	6.770,85	-296,65
7	66,87	7,43	6.837,71	-289,23
8	40,93	7,55	6.878,65	-281,67
9	25,59	7,19	6.904,23	-274,48
10	16,38	6,61	6.920,61	-267,88
⋮				
Longo prazo			6.959,66	-221,07

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Efeitos indiretos foram divididos por 15 para tornar os resultados comparáveis.

Tabela 40 – Resultados da estimativa do modelo GMM-SYS (modelo proposto, sem as variáveis w^A e u^A)

	Coefficiente	Erro-padrão	z	Prob.> z
y_{t-1}	0,579	0,024	24,08	0,000
$W^* y$	0,286	0,065	4,42	0,000
D^U	3.358,476	994,985	3,38	0,001
$W^* D^U$	-3.300,806	2.417,882	-1,37	0,172
$s_{\text{agricult}}^{\text{cana}}$	10,871	5,676	1,92	0,055
$W^* s_{\text{agricult}}^{\text{cana}}$	-51,166	15,257	-3,35	0,001
$s_{\text{agropec}}^{\text{agricult}}$	20,984	7,988	2,63	0,009
$W^* s_{\text{agropec}}^{\text{agricult}}$	-23,852	18,875	-1,26	0,206
s_{agropec}	16,611	4,908	3,38	0,001
$W^* s_{\text{agropec}}$	1,301	12,088	0,11	0,914
r	12,497	145,823	0,09	0,932
$W^* r$	169,564	160,032	1,06	0,289
w	6,937	1,158	5,99	0,000
u	-0,697	12,666	-0,05	0,956
Constante	-18.687,490	3.566,209	-5,24	0,000
Instrumentos para equação em diferença				
	$y_{t-2}, W^* y_{t-2}, w_{t-2}, u_{t-2}$			
Instrumentos para equação em nível				
	$\Delta y_{t-1}, \Delta W^* y_{t-1}, \Delta w_{t-1}, \Delta u_{t-1}$			
Wald (Prob.)	0,000			
Autocorrelação de 1ª ordem (Prob.)	0,042			
Autocorrelação de 2ª ordem (Prob.)	0,458			
Observações	5.160			

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 41 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. na participação da cana-de-açúcar na agricultura sobre o PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008), modelo proposto sem as variáveis w^A e u^A

	Efeito municipal médio		Efeito municipal médio acumulado	
	Direto	Indireto	Direto	Indireto
Contemporâneo	98,89	-44,19	98,89	-44,19
1	50,37	-33,66	149,26	-77,85
2	24,49	-26,05	173,75	-103,91
3	10,93	-20,41	184,68	-124,32
4	4,02	-16,13	188,70	-140,45
5	0,66	-12,83	189,36	-153,28
6	-0,85	-10,25	188,51	-163,52
7	-1,40	-8,21	187,11	-171,74
8	-1,50	-6,59	185,61	-178,33
9	-1,39	-5,30	184,22	-183,63
10	-1,20	-4,27	183,02	-187,90
⋮				
Longo prazo			178,13	-205,63

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Efeitos indiretos foram divididos por 15 para tornar os resultados comparáveis.

Tabela 42 – Impacto do início das operações em uma unidade industrial do setor sucroenergético sobre o PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008), modelo proposto sem as variáveis w^A e u^A

	Efeito municipal médio		Efeito municipal médio acumulado	
	Direto	Indireto	Direto	Indireto
Contemporâneo	3.310,63	-215,33	3.310,63	-215,33
1	1.883,84	-121,25	5.194,47	-336,58
2	1.074,97	-68,17	6.269,44	-404,75
3	615,39	-38,21	6.884,83	-442,96
4	353,61	-21,30	7.238,44	-464,26
5	204,08	-11,78	7.442,52	-476,04
6	118,38	-6,42	7.560,90	-482,45
7	69,08	-3,42	7.629,97	-485,87
8	40,59	-1,75	7.670,56	-487,62
9	24,05	-0,83	7.694,61	-488,45
10	14,38	-0,34	7.708,99	-488,79
⋮				
Longo prazo			7.732,46	-487,77

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Efeitos indiretos foram divididos por 15 para tornar os resultados comparáveis.

Tabela 43 – Resultados da estimativa do modelo GMM-SYS (versão alternativa, sem as variáveis w^A e u^A)

	Coefficiente	Erro-padrão	z	Prob.> z
y_{t-1}	0,585	0,024	24,89	0,000
$W^* y$	0,311	0,065	4,83	0,000
D^U	2.802,329	961,308	2,92	0,004
$W^* D^U$	-4.023,654	2.370,137	-1,70	0,090
$s_{\text{agropec}}^{\text{cana}}$	56,858	12,436	4,57	0,000
$W^* s_{\text{agropec}}^{\text{cana}}$	-105,790	26,001	-4,07	0,000
s^{agropec}	15,405	4,748	3,24	0,001
$W^* s^{\text{agropec}}$	7,329	11,962	0,61	0,540
r	-23,539	142,936	-0,16	0,869
$W^* r$	162,192	157,380	1,03	0,303
w	6,419	1,186	5,41	0,000
u	-0,038	12,050	-0,00	0,997
Constante	-16.104,170	3.451,454	-4,67	0,000
Instrumentos para equação em diferença		$y_{t-2}, W^* y_{t-2}, w_{t-2}, u_{t-2}$		
Instrumentos para equação em nível		$\Delta y_{t-1}, \Delta W^* y_{t-1}, \Delta w_{t-1}, \Delta u_{t-1}$		
Wald (Prob.)		0,000		
Autocorrelação de 1ª ordem (Prob.)		0,043		
Autocorrelação de 2ª ordem (Prob.)		0,473		
Observações		5.160		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 44 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. na participação da cana-de-açúcar na agropecuária sobre o PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008), versão alternativa sem as variáveis w^A e u^A

	Efeito municipal médio		Efeito municipal médio acumulado	
	Direto	Indireto	Direto	Indireto
Contemporâneo	548,53	-83,95	548,53	-83,95
1	308,44	-60,81	856,97	-144,76
2	172,45	-45,69	1.029,42	-190,45
3	95,56	-35,42	1.124,98	-225,87
4	52,20	-28,16	1.177,18	-254,03
5	27,86	-22,82	1.205,04	-276,85
6	14,31	-18,76	1.219,35	-295,61
7	6,84	-15,59	1.226,19	-311,20
8	2,80	-13,04	1.228,99	-324,24
9	0,69	-10,97	1.229,68	-335,21
10	-0,36	-9,25	1.229,31	-344,46
⋮				
Longo prazo			1.220,30	-396,23

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Efeitos indiretos foram divididos por 15 para tornar os resultados comparáveis.

Tabela 45 – Impacto do início das operações em uma unidade industrial do setor sucroenergético sobre o PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008), versão alternativa sem as variáveis w^A e u^A

	Efeito municipal médio		Efeito municipal médio acumulado	
	Direto	Indireto	Direto	Indireto
Contemporâneo	2.730,60	-300,30	2.730,60	-300,30
1	1.555,97	-204,20	4.286,57	-504,49
2	885,85	-144,40	5.172,41	-648,90
3	503,36	-106,06	5.675,77	-754,96
4	285,02	-80,60	5.960,79	-835,56
5	160,43	-63,02	6.121,22	-898,58
6	89,43	-50,41	6.210,64	-948,99
7	49,06	-41,04	6.259,70	-990,03
8	26,22	-33,83	6.285,93	-1.023,86
9	13,39	-34,15	6.299,32	-1.058,00
10	6,27	-17,57	6.305,58	-1.075,58
⋮				
Longo prazo			6.311,74	-1.202,84

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Efeitos indiretos foram divididos por 15 para tornar os resultados comparáveis.

Tabela 46 – Resultados da estimativa do modelo GMM-SYS (modelo proposto, desdobrando w e u)

	Coefficiente	Erro-padrão	Z	Prob.> z
y_{t-1}	0,581	0,019	31,36	0,000
$W^* y$	0,281	0,070	4,01	0,000
D^U	4.053,592	1.145,469	3,54	0,000
$W^* D^U$	-3.288,500	2.506,725	-1,31	0,190
$s_{\text{agricult}}^{\text{cana}}$	8,462	5,922	1,43	0,153
$W^* s_{\text{agricult}}^{\text{cana}}$	-47,152	14,175	-3,33	0,001
$s_{\text{agropec}}^{\text{agricult}}$	14,832	7,394	2,01	0,045
$W^* s_{\text{agropec}}^{\text{agricult}}$	-17,815	20,472	-0,87	0,384
s_{agropec}	7,121	5,286	1,35	0,178
$W^* s_{\text{agropec}}$	-16,467	12,101	-1,36	0,174
r	108,995	143,060	0,76	0,446
$W^* r$	35,289	146,128	0,24	0,809
$\hat{w}$	5,040	1,638	3,08	0,002
w^A	4,577	1,252	3,66	0,000
$\hat{u}$	20,260	17,003	1,19	0,233
u^A	-96,067	52,290	-1,84	0,066
Constante	-9.834,688	4.374,994	-2,25	0,025
Instrumentos para equação em diferença $y_{t-2}, W^* y_{t-2}, \hat{w}_{t-2}, w_{t-2}^A, \hat{u}_{t-2}, u_{t-2}^A$				
Instrumentos para equação em nível $\Delta y_{t-1}, \Delta W^* y_{t-1}, \Delta \hat{w}_{t-1}, \Delta w_{t-1}^A, \Delta \hat{u}_{t-1}, \Delta u_{t-1}^A$				
Wald (Prob.)		0,000		
Autocorrelação de 1ª ordem (Prob.)		0,043		
Autocorrelação de 2ª ordem (Prob.)		0,531		
Observações		5.160		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 47 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. na participação da cana-de-açúcar na agricultura sobre o PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008), modelo proposto desdobrando w e u

	Efeito municipal médio		Efeito municipal médio acumulado	
	Direto	Indireto	Direto	Indireto
Contemporâneo	75,65	-40,92	75,65	40,92
1	37,83	-31,49	113,48	-72,41
2	17,73	-24,57	131,20	-96,98
3	7,29	-19,37	138,50	-116,36
4	2,06	-15,39	140,56	-131,75
5	-0,39	-12,29	140,17	-144,04
6	-1,41	-9,85	138,76	-153,89
7	-1,70	-7,92	137,06	-161,80
8	-1,66	-6,37	135,40	-168,18
9	-1,47	-5,14	133,92	-173,32
10	-1,25	-4,14	132,67	-177,46
⋮				
Longo prazo			127,71	-194,86

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Efeitos indiretos foram divididos por 15 para tornar os resultados comparáveis.

Tabela 48 – Impacto do início das operações em uma unidade industrial do setor sucroenergético sobre o PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008), modelo proposto desdobrando w e u

	Efeito municipal médio		Efeito municipal médio acumulado	
	Direto	Indireto	Direto	Indireto
Contemporâneo	4.010,52	-196,42	4.010,52	-196,42
1	2.310,91	-96,77	6.321,43	-293,20
2	1.336,63	-42,85	7.658,06	-336,05
3	776,57	-14,42	8.434,63	-350,46
4	453,60	-0,08	8.888,22	-350,54
5	266,63	6,58	9.154,85	-343,96
6	157,92	9,14	9.312,77	-334,83
7	94,37	9,59	9.407,14	-325,24
8	56,99	9,02	9.464,14	-316,22
9	34,84	8,03	9.498,98	-308,19
10	21,60	6,92	9.520,58	-301,27
⋮				
Longo prazo			9.561,40	-268,92

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Efeitos indiretos foram divididos por 15 para tornar os resultados comparáveis.

Tabela 49 – Resultados da estimativa do modelo GMM-SYS (versão alternativa, desdobrando w e u)

	Coefficiente	Erro-padrão	Z	Prob.> z
y_{t-1}	0,587	0,046	12,87	0,000
$W^* y$	0,322	0,075	4,29	0,000
D^U	3.633,041	1.237,125	2,94	0,003
$W^* D^U$	-5.678,861	2.563,264	-2,22	0,027
$s_{\text{agropec}}^{\text{cana}}$	54,362	15,782	3,44	0,001
$W^* s_{\text{agropec}}^{\text{cana}}$	-83,712	28,373	-2,95	0,003
s_{agropec}	6,968	4,753	1,47	0,143
$W^* s_{\text{agropec}}$	-6,702	11,598	-0,58	0,563
r	88,734	143,942	0,62	0,538
$W^* r$	5,744	149,130	0,04	0,969
$\hat{w}$	4,817	1,678	2,87	0,004
w^A	3,796	1,193	3,18	0,001
$\hat{u}$	17,256	18,188	0,95	0,343
u^A	-96,106	56,056	-1,71	0,086
Constante	-7.177,206	4.547,054	-1,58	0,114
Instrumentos para equação em diferença $y_{t-2}, W^* y_{t-2}, \hat{w}_{t-2}, w_{t-2}^A, \hat{u}_{t-2}, u_{t-2}^A$				
Instrumentos para equação em nível $\Delta y_{t-1}, \Delta W^* y_{t-1}, \Delta \hat{w}_{t-1}, \Delta w_{t-1}^A, \Delta \hat{u}_{t-1}, \Delta u_{t-1}^A$				
Wald (Prob.)		0,000		
Autocorrelação de 1ª ordem (Prob.)		0,044		
Autocorrelação de 2ª ordem (Prob.)		0,545		
Observações		5.160		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 50 – Impacto do aumento permanente de 10 p.p. na participação da cana-de-açúcar na agropecuária sobre o PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008), versão alternativa desdobrando *w* e *u*

	Efeito municipal médio		Efeito municipal médio acumulado	
	Direto	Indireto	Direto	Indireto
Contemporâneo	527,87	-64,07	527,87	-64,07
1	300,76	-45,09	828,64	-109,16
2	170,97	-33,10	999,61	-142,26
3	96,79	-25,27	1.096,40	-167,53
4	54,42	-19,94	1.150,81	-187,47
5	30,25	-16,16	1.181,06	-203,63
Anos à frente	6	16,50	1.197,56	-216,99
7	8,72	-11,21	1.206,27	-228,21
8	4,35	-9,51	1.210,62	-237,71
9	1,93	-8,12	1.212,55	-245,83
10	0,62	-6,97	1.213,17	-252,80
⋮				
Longo prazo			1.207,33	-297,54

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Efeitos indiretos foram divididos por 15 para tornar os resultados comparáveis.

Tabela 51 – Impacto do início das operações em uma unidade industrial do setor sucroenergético sobre o PIB real *per capita* municipal (em R\$ de 2008), versão alternativa desdobrando *w* e *u*

	Efeito municipal médio		Efeito municipal médio acumulado	
	Direto	Indireto	Direto	Indireto
Contemporâneo	3.525,84	-436,35	3.525,84	-436,35
1	2.007,36	-308,33	5.533,20	-744,69
2	1.139,90	-227,28	6.673,10	-971,97
3	644,37	-174,12	7.317,47	-1.146,09
4	361,51	-137,81	7.678,98	-1.283,90
5	200,32	-111,94	7.879,30	-1.395,84
Anos à frente	6	108,75	7.988,05	-1.488,55
7	57,01	-77,89	8.045,06	-1.566,44
8	28,04	-66,10	8.073,10	-1.632,55
9	12,05	-56,49	8.085,15	-1.689,04
10	3,44	-48,51	8.088,59	-1.737,55
⋮				
Longo prazo			8.046,22	-2.049,29

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Efeitos indiretos foram divididos por 15 para tornar os resultados comparáveis.

ANEXO B

Para avaliar o impacto da expansão do setor sucroenergético no bem-estar social do Estado de São Paulo, conforme demonstrado na primeira seção do Capítulo 6, também se faz necessário avaliar a sua influência sobre a distribuição da renda média *per capita* entre os municípios paulistas. Um exemplo numérico será utilizado a seguir para tratar de uma forma intuitiva o impacto na desigualdade a partir da distribuição espacial de uma variável e do coeficiente do componente espacial.

Considere uma localidade com 13 municípios cujos polígonos em um sistema georreferenciado, por simplificação, podem ser representados por quadrados – cuja distribuição da renda média *per capita* é ilustrada pela Figura 24.

Figura 24 – Renda média *per capita* em uma localidade hipotética

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para a seguinte sequência de municípios: A, B, C, D, E, F, G, H, I, J, K, L e M, a matriz de contiguidade rainha de primeira ordem associada a essa localidade pode ser, por exemplo:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

E, conseqüentemente, a matriz de vizinhança normalizada W^* é:

$$W^* = \begin{bmatrix} 0 & \frac{1}{3} & 0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{4} & 0 & \frac{1}{4} & 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{3} & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{2} & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{5} & \frac{1}{5} & 0 & \frac{1}{5} & 0 & \frac{1}{5} & 0 & \frac{1}{5} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{6} & \frac{1}{6} & 0 & \frac{1}{6} & 0 & \frac{1}{6} & \frac{1}{6} & \frac{1}{6} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{4} & 0 & 0 & \frac{1}{4} & 0 & 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & 0 & 0 & \frac{1}{4} & 0 & 0 & \frac{1}{4} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{6} & \frac{1}{6} & \frac{1}{6} & 0 & \frac{1}{6} & 0 & \frac{1}{6} & \frac{1}{6} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{4} & 0 & \frac{1}{4} & 0 & \frac{1}{4} & 0 & \frac{1}{4} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{3} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & 0 & \frac{1}{3} & 0 \end{bmatrix}$$

A multiplicação da matriz W^* pelo vetor de renda média *per capita* dos municípios gera uma nova variável que é incluída no modelo para captar a

influência, em termos de renda *per capita*, dos vizinhos sobre o município analisado. O coeficiente escalar dessa variável, δ , é um parâmetro autorregressivo que representa a dependência espacial inerente aos dados.

Primeiramente, pressupõe-se que uma nova indústria seja instalada no município J, elevando a renda *per capita* em 5 unidades monetárias (de \$20 para \$25). Conforme pode ser observado na Tabela 52, caso não se observe a existência de uma relação de dependência espacial ($\delta = 0$), a média da renda *per capita* na localidade aumenta de \$11,15 para \$11,54 e a desigualdade, medida pelo coeficiente de variação ao quadrado, é acentuada.

Caso se observe a existência de uma relação de dependência espacial positiva ($\delta > 0$), o aumento da renda *per capita* proporcionado pela instalação da nova indústria em J se propagará aos municípios vizinhos. Por exemplo, para $\delta = 0,2$, o aumento \$5 na renda *per capita* do município J resulta será transmitido aos municípios G, I, K e M nas proporções $\delta W_{i,J}^*$ com $i = G, I, K, M$:

$$\begin{cases} \delta W_{G,J}^* = 0,2 \cdot \frac{1}{4} = \frac{1}{20} \\ \delta W_{I,J}^* = 0,2 \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{30} \\ \delta W_{K,J}^* = 0,2 \cdot 1 = \frac{1}{5} \\ \delta W_{M,J}^* = 0,2 \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{15} \end{cases} \quad (70)$$

Assim, o aumento de \$5 na renda *per capita* no município J leva a um aumento de \$0,25 em G, \$0,17 em I, \$1 em K e \$0,33 em M. De forma análoga, o crescimento da renda *per capita* nesses quatro municípios é transmitido a todos os seus municípios vizinhos – inclusive J, que é retroalimentado. Esse processo continua até que o crescimento se dissipe por completo, sendo necessárias algumas interações para atingir o novo equilíbrio.

Nesse primeiro exemplo numérico, conforme pode ser observado na Tabela 52, o choque se dissipa na terceira iteração. A média da renda *per capita* converge para \$11,69 e a desigualdade em sua distribuição permanece praticamente inalterada se comparada com a observada logo após o choque ($\delta = 0$).

Em contraposição, considera-se que a indústria foi instalada no município B, localizado em uma região de renda *per capita* mais baixa. Assumindo que o efeito sobre a renda *per capita* do município seja o mesmo (ou seja, um aumento de \$5), só o fato de a indústria ter provocado o crescimento da renda *per capita* em uma região onde a mesma era relativamente menor já seria suficiente para provocar uma diminuição da desigualdade na distribuição de renda da localidade, medida através do coeficiente de variação ao quadrado – CV^2 .

Como pode ser observado através da Tabela 53, inicialmente o CV^2 da distribuição da renda *per capita* na localidade era igual a 0,1391. Na ausência de qualquer relação de dependência espacial ($\delta = 0$), o aumento de \$5 na renda *per capita* de J elevaria o CV^2 para 0,1998, enquanto a mesma variação em B reduziria o CV^2 para 0,1372. Ou seja, como era de esperar, o crescimento da renda em áreas mais ricas apenas acentua a desigualdade em sua distribuição. Por outro lado, o crescimento da renda em áreas mais pobres tende a amenizar a desigualdade, mas isso depende da relação de dependência espacial estabelecida com os municípios mais próximos.

O Gráfico 18 evidencia que, no caso de um aumento da renda *per capita* de um município mais rico que a média (o município J no exemplo numérico utilizado), a existência de uma relação de dependência espacial, seja positiva ou negativa, tende a agravar a desigualdade. Entretanto, no caso de um aumento da renda *per capita* em um município mais pobre que a média (no exemplo, o município B), à medida que a dependência espacial aumenta, a desigualdade na distribuição da renda *per capita* entre os municípios tende a diminuir.

Como já foi evidenciado nos Capítulos 3 e 4, a expansão do setor sucroenergético ocorreu principalmente em municípios com PIB *per capita* inferior à média. Assim, se os resultados do modelo estimado permitirem concluir que a expansão do setor sucroenergético teve um impacto positivo sobre o PIB *per capita* desses municípios e que existe uma relação de dependência espacial positiva no PIB *per capita* dos municípios do Estado de São Paulo, pode-se inferir que a expansão do setor também contribuiu a redução da desigualdade na distribuição do PIB *per capita*.

Tabela 52 – Dinâmica da renda *per capita* após o choque de \$5 no município J, com coeficiente de dependência espacial de 0,2

Município	Renda <i>per capita</i> inicial	Renda <i>per capita</i> após o choque	1ª interação	2ª interação	3ª interação	4ª interação
A	10	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00
B	10	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00
C	10	10,00	10,00	10,02	10,02	10,02
D	10	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00
E	10	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00
F	10	10,00	10,00	10,01	10,02	10,02
G	15	15,00	15,25	15,26	15,27	15,27
H	10	10,00	10,00	10,01	10,01	10,01
I	15	15,00	15,17	15,19	15,19	15,19
J	20	25,00	25,00	25,09	25,09	25,09
K	15	15,00	16,00	16,00	16,02	16,02
L	5	5,00	5,00	5,03	5,04	5,04
M	5	5,00	5,33	5,34	5,35	5,35
Média	11,15	11,54	11,67	11,69	11,69	11,69
Desvio padrão	4,16	5,16	5,21	5,22	5,22	5,22
Coeficiente de variação (CV)	0,3730	0,4470	0,4463	0,4469	0,4468	0,4468
CV ²	0,1391	0,1998	0,1992	0,1997	0,1997	0,1997

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 53 – Comparativo do aumento na renda *per capita* dos municípios J e B sob diferentes níveis de dependência espacial

Município	Renda <i>per capita</i> inicial	Coeficiente de dependência espacial										
		-0,5	-0,4	-0,3	-0,2	-0,1	0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
Instalação da nova indústria em J	A	10	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00	10,01	10,02
	B	10	9,98	9,99	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00	10,01	10,02	10,05
	C	10	10,10	10,06	10,04	10,02	10,00	10,00	10,02	10,05	10,10	10,18
	D	10	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00	10,01
	E	10	9,99	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00	10,00	10,01	10,02	10,04
	F	10	10,08	10,05	10,03	10,01	10,00	10,00	10,02	10,04	10,09	10,16
	G	15	14,32	14,48	14,62	14,75	14,88	15,00	15,13	15,27	15,42	15,84
	H	10	10,01	10,01	10,01	10,01	10,00	10,00	10,01	10,03	10,08	10,15
	I	15	14,64	14,71	14,78	14,85	14,92	15,00	15,09	15,19	15,32	15,69
	J	20	25,59	25,36	25,20	25,09	25,02	25,00	25,02	25,09	25,22	25,69
	K	15	12,20	12,85	13,44	13,98	14,50	15,00	15,50	16,02	16,56	17,84
	L	5	5,21	5,13	5,07	5,03	5,01	5,00	5,01	5,04	5,09	5,33
	M	5	4,09	4,31	4,49	4,67	4,83	5,00	5,17	5,35	5,56	6,12
	Média	11,15	11,25	11,30	11,36	11,42	11,47	11,54	11,61	11,69	11,79	12,09
Instalação da nova indústria em B	DP	4,16	5,21	5,17	5,14	5,14	5,16	5,19	5,22	5,28	5,35	5,44
	CV	0,3730	0,4632	0,4572	0,4529	0,4500	0,4481	0,4470	0,4466	0,4468	0,4475	0,4497
	CV ²	0,1391	0,2146	0,2090	0,2051	0,2025	0,2008	0,1998	0,1995	0,1997	0,2003	0,2023
	A	10	9,13	9,33	9,50	9,67	9,84	10,00	10,17	10,36	10,56	11,12
	B	10	15,32	15,20	15,11	15,05	15,01	15,00	15,01	15,06	15,13	15,45
	C	10	9,15	9,33	9,51	9,67	9,84	10,00	10,17	10,35	10,55	11,06
	D	10	10,33	10,21	10,12	10,05	10,01	10,00	10,01	10,06	10,14	10,48
	E	10	9,55	9,64	9,73	9,81	9,90	10,00	10,11	10,23	10,37	10,79
	F	10	9,64	9,71	9,78	9,85	9,92	10,00	10,09	10,19	10,31	10,65
	G	15	15,15	15,10	15,05	15,02	15,01	15,00	15,01	15,03	15,07	15,23
	H	10	10,10	10,07	10,04	10,02	10,00	10,00	10,00	10,02	10,05	10,20
	I	15	15,01	15,01	15,01	15,00	15,00	15,00	15,00	15,01	15,02	15,10
	J	20	19,98	19,99	20,00	20,00	20,00	20,00	20,00	20,00	20,01	20,05
	K	15	15,01	15,00	15,00	15,00	15,00	15,00	15,00	15,00	15,01	15,02
	L	5	4,98	4,99	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,01	5,06
	M	5	5,01	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,01	5,03
	Média	11,15	11,41	11,43	11,45	11,47	11,50	11,54	11,58	11,64	11,71	11,94
	DP	4,16	4,38	4,36	4,33	4,31	4,29	4,27	4,26	4,25	4,23	4,21
	CV	0,3730	0,3842	0,3811	0,3783	0,3756	0,3730	0,3704	0,3677	0,3648	0,3616	0,3577
	CV ²	0,1391	0,1476	0,1452	0,1431	0,1411	0,1391	0,1372	0,1352	0,1331	0,1307	0,1245

Fonte: Elaborado pelo autor.

Gráfico 18 – Coeficiente de variação ao quadrado *versus* coeficiente de dependência espacial

Fonte: Elaborado pelo autor.