

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO

CRISTIANO PONZONI GHINIS

**CONSTRUÇÃO CIVIL: DETERMINANTES DA PRODUÇÃO E EFEITOS SOBRE A
DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA RENDA E A REDUÇÃO DA POBREZA NO
BRASIL E NO RIO GRANDE DO SUL, 1985-2008**

Porto Alegre

2011

CRISTIANO PONZONI GHINIS

**CONSTRUÇÃO CIVIL: DETERMINANTES DA PRODUÇÃO E EFEITOS SOBRE A
DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA RENDA E A REDUÇÃO DA POBREZA NO
BRASIL E NO RIO GRANDE DO SUL, 1985-2008**

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Orientador: Prof. Dr. Adelar Fochezatto

Porto Alegre

2011

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

G424c Ghinis, Cristiano Ponzoni
Construção civil: determinantes da produção e efeitos sobre a distribuição espacial da renda e a redução da pobreza no Brasil e no Rio Grande do Sul, 1985-2008 / Cristiano Ponzoni Ghinis. – Porto Alegre, 2011.
135 f.

Diss. (Mestrado) – Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, Pós-Graduação em Economia. PUCRS.

Orientador: Prof. Dr. Adelar Fochezatto.

1. Construção Civil. 2. Geração de Emprego. 3. Distribuição de Renda. I. Fochezatto, Adelar. II. Título.

CDD 331

Bibliotecária Responsável
Ginamara Lima Jacques Pinto
CRB 10/1204

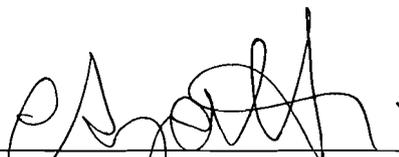
CRISTIANO PONZONI GHINIS

CONSTRUÇÃO CIVIL: DETERMINANTES DA PRODUÇÃO E EFEITOS SOBRE A DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA RENDA E A REDUÇÃO DA POBREZA NO BRASIL E NO RIO GRANDE DO SUL, 1985-2008

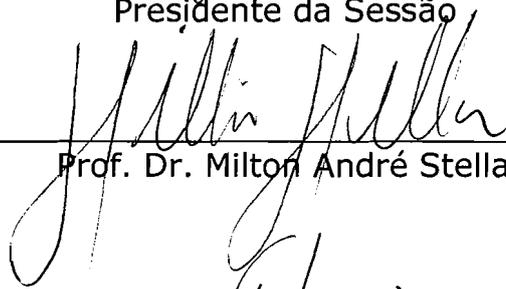
Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia, pelo Mestrado em Economia do Desenvolvimento da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Aprovada em 19 de janeiro de 2011, pela Banca Examinadora.

BANCA EXAMINADORA:



Prof. Dr. Adelar Fochezatto
Presidente da Sessão



Prof. Dr. Milton André Stella



Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Júnior



Profa. Dra. Izete Pengo Bagolin

Dedico este trabalho ao meu pai, pessoa de extrema bondade, para a qual o meu agradecimento é mais do que proporcional à imensa saudade que eu sinto; à minha mãe, minha base de luta e força, que sempre me apoiou e me mostrou o caminho do bem; à minha amada, essencial em todos os momentos da minha vida, com todo o meu amor; aos meus sogros e cunhados, por todos os momentos de confraternização e alegria e por fazerem parte da minha família; e aos meus sinceros amigos.

AGRADECIMENTOS

Agradeço, em primeiro lugar, a Deus, por tudo que tem me proporcionado.

Especialmente, ao meu orientador e amigo, professor Adelar, por todo o apoio, ensinamento, atenção e confiança, fundamentais na realização deste e de todos os trabalhos com ele realizados.

Aos professores da banca, por todas as preciosas críticas e sugestões, essenciais para o aprimoramento do trabalho, além de todo o conhecimento que dedicaram a mim e aos meus colegas ao longo do mestrado.

A todos os meus colegas que de forma direta ou indireta colaboraram com este trabalho, principalmente através dos debates em sala na fase de elaboração do projeto de pesquisa.

Em particular, à CAPES, por ter concedido a bolsa de estudos, sem a qual a realização do mestrado e, por conseguinte, deste trabalho não seria possível.

RESUMO

Este estudo procura identificar alguns determinantes da produção e analisar os efeitos do emprego formal da construção civil sobre a distribuição espacial da renda do trabalho e a redução da pobreza no Brasil e no Rio Grande do Sul nas últimas décadas. Para tanto, são estimados modelos a partir da análise de dados em painel estático e dinâmico, pelos métodos de efeitos aleatórios e fixos, cada qual com o período e os cortes seccionais delimitados pela disponibilidade dos dados nas diversas fontes. As evidências encontradas sugerem que a produção do setor é positivamente relacionada com a renda real e com o nível populacional; e negativamente associada com os preços do setor e com o *spread* entre as taxas de juros reais de curto e de longo prazo. Os resultados indicam, também, que o crescimento do emprego formal da construção civil tem contribuído significativamente para a redução da desigualdade espacial da renda do trabalho no Brasil e, de forma mais expressiva, no Rio Grande do Sul. E que este crescimento tem sido pró-pobre tanto no curto quanto no longo prazo no País, com os maiores efeitos do emprego formal do setor sobre a redução da pobreza, relativamente às demais atividades econômicas. Dentre os estados brasileiros, estima-se que o crescimento do emprego formal da construção civil tem sido pró-pobre também no Rio Grande do Sul, que, embora ocupe uma posição intermediária com relação à elasticidade pobreza-crescimento do setor, apresenta ainda um maior efeito quando comparado ao estimado em comum para todas as unidades da federação.

Palavras-chave: Construção civil. Produção e distribuição de renda. Dados em painel.

ABSTRACT

This study seeks to identify some output determinants and analyze the effects of formal employment growth of residential construction on the spatial distribution of labor income and poverty reduction in Brazil and Rio Grande do Sul in the last decades. It makes use of static and dynamic panel data models, with fixed and random effects methods, each with period and cross section observations defined by the availability of data at different sources. The evidences suggest that sector output is positively related to real income and population levels, and negatively associated with sector prices and the spread between short and long term real interest rates. The results also indicate that formal employment growth of residential construction has contributed to reduce spatial inequality of labor income in Brazil and, more significantly, in Rio Grande do Sul. And that this growth has been pro-poor both in the short and long run in the Country, with the largest effects of the sector formal employment on poverty reduction, compared with other economic activities. Among the Brazilian states, it is estimated that formal employment growth of residential construction has been pro-poor also in Rio Grande do Sul, which, while occupying an intermediate position with respect to the poverty-growth elasticity of the sector, presents a higher effect when compared to the estimated in common for all federation units.

Keywords: Residential construction. Output and income distribution. Panel data.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Mapa de <i>clusters</i> espaciais para o emprego formal da indústria, em termos de quocientes locacionais, no Rio Grande do Sul – 2008.....	52
Figura 2 – Mapa de <i>clusters</i> espaciais para o emprego formal da construção civil, em termos de quocientes locacionais, no Rio Grande do Sul – 2008.....	53
Figura 3 – Mapa de <i>clusters</i> espaciais para o emprego formal da indústria, em termos de quocientes locacionais, no Brasil – 2008.....	54
Figura 4 – Mapa de <i>clusters</i> espaciais para o emprego formal da construção civil, em termos de quocientes locacionais, no Brasil – 2008.....	55
Figura 5 – Mapa dos hiatos de renda anual média por trabalhador, em relação à estadual, dos municípios gaúchos especializados no emprego formal da construção civil em 2008.....	58
Figura 6 – Mapa dos hiatos de renda anual média por trabalhador, em relação à nacional, dos municípios brasileiros especializados no emprego formal da construção civil em 2008.....	59

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Valor adicionado da construção civil, a preços constantes de 2007, no Brasil e no Rio Grande do Sul – 1996-2007.....	24
Gráfico 2 – Participação do Rio Grande do Sul no valor adicionado da construção civil no Brasil – 1996 – 2007.....	25
Gráfico 3 – Estimativas do estoque bruto de capital fixo da construção no Brasil: estruturas residenciais a preços constantes de 2000 – 1950-2008.....	25
Gráfico 4 – Emprego formal da construção civil no Brasil, decomposto em trabalho de baixa e de alta escolaridade – 1990-2008.....	27
Gráfico 5 – Emprego formal da construção civil no Rio Grande do Sul, decomposto em trabalho de baixa e de alta escolaridade – 1990-2008.....	28
Gráfico 6 – Quocientes locacionais do emprego formal da construção civil no Rio Grande do Sul em relação ao Brasil – 1994-2008.....	29
Gráfico 7 – Índices de Gini para a remuneração anual média municipal do emprego formal no Brasil e no Rio Grande do Sul – 1990-2008.....	41
Gráfico 8 – Diagramas de dispersão de Moran para os quocientes locacionais do emprego formal da indústria e da construção civil no Rio Grande do Sul – 2008.....	51
Gráfico 9 – Diagramas de dispersão de Moran para os quocientes locacionais do emprego formal da construção civil e da indústria no Brasil – 2008.....	53
Gráfico 10 - Hiato médio de renda por trabalhador, em relação à média estadual, do conjunto de municípios gaúchos especializados no emprego formal da construção civil - 1985-2008..	61
Gráfico 11 - Hiato médio de renda por trabalhador, em relação à média nacional, do conjunto de municípios brasileiros especializados no emprego formal da construção civil - 1985-2008.....	62
Gráfico 12 - Índices de base fixa para o emprego formal da construção civil e dos demais setores de atividade econômica no conjunto de municípios gaúchos com $QL_c > 1$ (base: 1985 = 100) - 1985-2008.....	63
Gráfico 13 - Índices de base fixa para o emprego formal da construção civil e dos demais setores de atividade econômica no conjunto de municípios brasileiros com $QL_c > 1$ (base: 1985 = 100) - 1985-2008.....	64

Gráfico 14 – Participação do trabalho de baixa escolaridade no emprego total, para a construção civil e para o total dos setores de atividade econômica, no Brasil e no Rio Grande do Sul - 1985-2008.....	77
Gráfico 15 – Índices de base fixa para o emprego formal da construção civil e do total dos setores de atividade econômica no Brasil e no Rio Grande do Sul – 1985-2008 (base: 1985 = 100).....	78
Gráfico 16 – Índices de base fixa para o emprego formal de baixa escolaridade da construção civil e do total dos setores de atividade econômica no Brasil e no Rio Grande do Sul – 1985-2008 (base: 1985 = 100).....	79
Gráfico 17 – Coeficientes de correlação entre o emprego formal total e o de baixa escolaridade, para a construção civil e para o total dos setores de atividade econômica, no Rio Grande do Sul e no Brasil - 1985-2008.....	80
Gráfico 18 – Proporção de domicílios pobres no Brasil e no Rio Grande do Sul – 1985-2008.....	86
Gráfico 19 – Proporção de domicílios indigentes no Brasil e no Rio Grande do Sul – 1985-2008.....	87
Gráfico 20 – Índices de Gini para a renda domiciliar <i>per capita</i> entre os indivíduos no Brasil e no Rio Grande do Sul – 1985-2008.....	88

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Códigos e descrição das atividades produtivas da indústria da construção segundo a CNAE 1.0.....	19
Quadro 2 – Fontes dos dados para as variáveis do modelo.....	34
Quadro 3 – Tipos de autocorrelação espacial.....	50

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Valor adicionado e emprego formal da construção civil nos estados brasileiros – 2007/08.....	21
Tabela 2 – Resultados do modelo estimado através de dados em painel estático equilibrado – Variável dependente: LVA.....	37
Tabela 3 – Índices de Gini para a remuneração anual média municipal do emprego formal e salários médios, nominais e reais, por trabalhador, segundo as unidades da federação – 2008.....	42
Tabela 4 – Resultados do modelo estimado para o Rio Grande do Sul – Variável dependente: $\ln H $	67
Tabela 5 – Resultados do modelo estimado para o Brasil – Variável dependente: $\ln H $	69
Tabela 6 – Emprego formal da construção civil e do total dos setores de atividade econômica, por níveis de escolaridade, no Brasil – 2008.....	81
Tabela 7 – Emprego formal da construção civil e do total dos setores de atividade econômica, por níveis de escolaridade, no Rio Grande do Sul – 2008.....	82
Tabela 8 – Remuneração média por trabalhador da construção civil e do total dos setores de atividade econômica, por níveis de escolaridade selecionados, no Brasil – 2008.....	83
Tabela 9 – Remuneração média por trabalhador da construção civil e do total dos setores de atividade econômica, por níveis de escolaridade selecionados, no Rio Grande do Sul – 2008.....	83
Tabela 10 – Proporção de domicílios pobres nos estados brasileiros - 1992/2008.....	89
Tabela 11 – Resultados do modelo estimado de curto prazo - Equação (2).....	96
Tabela 12 – Resultados do modelo estimado de longo prazo - Equação (1).....	98
Tabela 13 – Resultados do modelo estimado com a especificação dos efeitos do emprego formal da construção civil por estado (β_{4i}) - Equação 3.....	100
Tabela 14 – Resultados do VAR para as equações 4 e 5 e do teste de Wald para os coeficientes a_{15} e a_{21}	101

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	15
2 TENDÊNCIAS E DETERMINANTES DA PRODUÇÃO DA CONSTRUÇÃO CIVIL NO BRASIL E NO RIO GRANDE DO SUL NAS DUAS ÚLTIMAS DÉCADAS: EVIDÊNCIAS DA ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL ESTÁTICO.....	17
2.1 CONCEITO, SIGNIFICADO ECONÔMICO E TENDÊNCIAS DA CONSTRUÇÃO CIVIL NO BRASIL E NO RIO GRANDE DO SUL.....	18
2.1.1 Dimensão conceitual e econômica do setor.....	18
2.1.2 Tendências da construção civil nas economias brasileira e gaúcha: observações de um crescimento exponencial.....	23
2.2 DETERMINANTES DA PRODUÇÃO DO SETOR: UMA ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL ESTÁTICO EQUILIBRADO.....	30
2.2.1 Aspectos teóricos.....	30
2.2.2 Metodologia.....	32
2.2.3 Resultados.....	35
3 EFEITOS DO EMPREGO FORMAL DA CONSTRUÇÃO CIVIL SOBRE A DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA RENDA DO TRABALHO NO BRASIL E NO RIO GRANDE DO SUL, 1985-2008.....	38
3.1 INDICADORES DA CONCENTRAÇÃO ESPACIAL DA RENDA DO TRABALHO.....	40
3.2 DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DAS ATIVIDADES ECONÔMICAS: ASPECTOS TEÓRICOS E OBSERVAÇÕES DA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS.....	43
3.2.1 Revisão teórica.....	43
3.2.2 Análise estatística espacial: Indústria <i>versus</i> construção civil.....	47
3.2.2.1 Análise exploratória de dados espaciais.....	48
3.2.2.2 Resultados.....	50
3.3 UMA ANÁLISE DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS E GAÚCHOS ESPECIALIZADOS NO EMPREGO FORMAL DA CONSTRUÇÃO CIVIL.....	56
3.3.1 Hiato médio de renda do trabalho.....	56

3.3.2 Crescimento do emprego formal: construção civil <i>versus</i> demais setores de atividade econômica.....	62
3.4 EFEITOS DA CONSTRUÇÃO CIVIL SOBRE OS HIATOS DE RENDA DO TRABALHO: UMA ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL ESTÁTICO DESEQUILIBRADO.....	64
3.4.1 Metodologia.....	65
3.4.2 Resultados.....	66
4 CONSTRUÇÃO CIVIL E CRESCIMENTO PRÓ-POBRE NO RIO GRANDE DO SUL E NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL DINÂMICO, 1985-2008.....	70
4.1 ASPECTOS TEÓRICOS SOBRE CRESCIMENTO PRÓ-POBRE.....	71
4.2 O PERFIL PRÓ-POBRE DO MERCADO DE TRABALHO DA CONSTRUÇÃO CIVIL.....	76
4.3 INDICADORES DA POBREZA NO BRASIL E NO RIO GRANDE DO SUL.....	84
4.4 CONSTRUÇÃO CIVIL E CRESCIMENTO PRÓ-POBRE: EVIDÊNCIAS DA ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL DINÂMICO.....	90
4.4.1 Metodologia.....	90
4.4.2 Resultados.....	95
4.4.2.1 Efeitos de curto prazo.....	95
4.4.2.2 Efeitos de longo prazo.....	96
4.4.2.3 Diferenças de sensibilidade entre os estados brasileiros.....	98
4.4.2.4 Teste de causalidade de Granger.....	100
5 CONCLUSÃO.....	102
REFERÊNCIAS.....	111
ANEXO A - Teste de Hausman para simultaneidade.....	117
ANEXO B – Escolha do modelo.....	119
ANEXO C - Teste LM Breusch-Pagan para heterocedasticidade.....	121
ANEXO D – Escolha do modelo.....	122
ANEXO E - Teste LM Breusch-Pagan para heterocedasticidade: modelo para o Rio Grande do Sul.....	125

ANEXO F - Teste LM Breusch-Pagan para heterocedasticidade: modelo para o Brasil.....	126
ANEXO G - Teste de causalidade de Granger.....	127
ANEXO H - Valores para as linhas de pobreza conforme a metodologia do IPEA.....	129
ANEXO I – Escolha do modelo.....	131
ANEXO J – Testes de raiz unitária e de cointegração.....	133
ANEXO L – Teste LM Breusch-Pagan para heterocedasticidade.....	135

1 INTRODUÇÃO

A construção civil se caracteriza por ser um setor de atividade econômica intensivo em trabalho e, ainda, altamente dependente da produção de mão-de-obra de baixa escolaridade, tanto no Rio Grande do Sul como no Brasil, comparativamente à média do total dos setores produtivos (RAIS/MTE, 2008). Apesar dos avanços significativos no processo produtivo que vêm ocorrendo nos últimos anos, com a utilização de instrumentos e técnicas que aceleram a produção do setor, outra especificidade da construção civil é a baixa produtividade média do trabalho, em relação ao total das atividades econômicas. A partir do cruzamento de dados da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego (RAIS/MTE) e da Pesquisa Anual da Indústria da Construção (PAIC/IBGE), observa-se que, em 2008, o valor adicionado gerado por trabalhador ao ano no setor foi 37,8% inferior à média para o total das atividades produtivas no Brasil. Analogamente, foi também inferior em 24,9%, na comparação com o total dos setores, no Rio Grande do Sul.

Grande parte dos trabalhos sobre o setor na área econômica, ao menos no Brasil, atualmente tem o abordado sob a análise insumo-produto, em função dos seus fortes encadeamentos setoriais para trás e para frente com as demais atividades produtivas, na tentativa de estimar o PIB da cadeia produtiva do setor e, também, estabelecer as bases conceituais destas relações intersetoriais e o desenvolvimento econômico (por exemplo, em KURESKI *ET AL*, 2008 e em SOUZA, 2009). Ou mesmo estudos que abordam o setor indiretamente, na busca de estimativas do estoque e da produtividade do capital fixo no Brasil (como em MORANDI; REIS, 2004 e MORANDI, 2005).

No entanto, observam-se claras lacunas na literatura empírica com relação à pelo menos três abordagens do setor potencialmente iminentes, seja no Rio Grande do Sul ou no Brasil: as explicações para o seu crescimento exponencial, particularmente em termos de produção no período pós-Plano Real; seus potenciais efeitos sobre a distribuição espacial da renda do trabalho formal, uma vez que, em função de suas características, o setor tende a ser mais disperso espacialmente do que a indústria, podendo reduzir, deste modo, a desigualdade espacial da renda do trabalho; e sua contribuição ao crescimento pró-pobre, pois já se tem uma idéia bem difundida, embora ainda pouca explorada, de que ele pode proporcionar a inclusão de pessoas com baixos níveis de qualificação e renda no mercado de trabalho, mesmo que se deixe de considerar as diversas outras dimensões não-renda da pobreza.

A confirmação dessas potencialidades da construção civil representa, por um lado, a identificação de um setor capaz de gerar um mecanismo autônomo, no sentido de não depender exclusivamente de políticas públicas, de redistribuição de renda em termos espaciais e entre os indivíduos da sociedade (no que se refere à redução da proporção de pobres). E, por outro, significa assimilar um instrumento alternativo para os *policy makers* em relação à própria execução de políticas públicas, uma vez que estímulos ao crescimento da produção do setor podem, indiretamente, influenciar a distribuição de renda, gerando uma melhora distributiva.

Atualmente estes estímulos já vêm sendo utilizados através de políticas de médio e longo prazo como o PAC (Plano de Aceleração do Crescimento), que na verdade abrange todo o setor de infra-estrutura do País. E também através de políticas de curto prazo, como a prorrogação da redução do IPI sobre materiais de construção (ABMH, 2010). Mas, neste caso, para fins de controle inflacionário. Isso porque, como já mencionado, a construção civil tem apresentado um crescimento exponencial da produção principalmente ao longo da última década, ao ponto de comprometer, em 2010, a estabilidade do sistema de metas inflacionárias em vigência no Brasil, o que reforça a importância econômica deste setor.

Para estudar a construção civil sob os enfoques acima abordados o trabalho está organizado em três capítulos, além desta introdução e da conclusão.

No primeiro capítulo busca-se, com base nos pressupostos teóricos, especificar e estimar um modelo econométrico capaz de contribuir na explicação para o crescimento expressivo da produção do setor nos últimos anos. No segundo, pretende-se verificar se a construção civil pode contribuir significativamente para a redução da desigualdade espacial da renda do trabalho entre os municípios brasileiros e gaúchos. E o último capítulo tem por finalidade analisar o setor sob a ótica do crescimento pró-pobre.

2 TENDÊNCIAS E DETERMINANTES DA PRODUÇÃO DA CONSTRUÇÃO CIVIL NO BRASIL E NO RIO GRANDE DO SUL NAS DUAS ÚLTIMAS DÉCADAS: EVIDÊNCIAS DA ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL ESTÁTICO

Nos últimos anos, mais precisamente, nas duas últimas décadas, a construção civil tem seguido uma trajetória de crescimento exponencial, particularmente em termos de produção, seja no Brasil ou no Rio Grande do Sul. Embora os fatores que podem contribuir para a explicação deste crescimento possam ser conhecidos, não há uma vasta literatura econômica com modelos econométricos formais sobre o tema. Ao contrário, este tipo de abordagem parece ser ainda incipiente na literatura.

Isso ocorre, em grande parte, devido às particularidades já referidas do processo produtivo da construção civil, pois se trata de um setor trabalho-intensivo, com baixa produtividade do trabalho em comparação às atividades produtivas de tecnologia avançada, mais intensivas em capital. Contudo, o setor é contabilizado e é responsável por uma parcela significativa da formação bruta de capital fixo. Além disso, principalmente no período pós-Plano Real, com a estabilidade macroeconômica o ritmo de crescimento da produção do setor em termos reais se acelerou e ele vem aumentando seu significado econômico tanto no País quanto no Estado.

Nesse contexto, conforme informações do IBGE (2007) e do Ministério do Trabalho e Emprego (RAIS, 2008), o Rio Grande do Sul já ocupa a quinta posição entre os maiores estados produtores da construção civil, perdendo somente para São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Bahia. E, em termos de emprego formal, a economia gaúcha ocupa a sexta colocação, sendo superada apenas pelos estados brasileiros acima relacionados e também pelo Paraná.

Sendo assim, o objetivo geral deste capítulo é analisar as tendências e identificar alguns determinantes para esse desempenho da produção da construção civil no Rio Grande do Sul e no Brasil nas últimas duas décadas. Para isso, ele está dividido em duas seções. Na seção 2.1 são apresentados alguns aspectos conceituais sobre o setor e são analisados alguns indicadores de produção, emprego e estoque de capital. Na seção 2.2 são demonstrados, em resumo, os pressupostos teóricos sobre as variáveis que podem influenciar o comportamento da produção do setor, especificando-se, a partir daí, o modelo econométrico, a metodologia e as fontes dos dados que são utilizados. Por fim, são apresentados os principais resultados da estimação do modelo.

2.1 CONCEITO, SIGNIFICADO ECONÔMICO E TENDÊNCIAS DA CONSTRUÇÃO CIVIL NO BRASIL E NO RIO GRANDE DO SUL

2.1.1 Dimensão conceitual e econômica do setor

A construção civil pertence ao código 45 da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) do IBGE¹, que contempla uma ampla gama de atividades produtivas da construção, conforme demonstrado no Quadro 1, a seguir. Ela abrange, conforme informações da Comissão Nacional de Classificação também do IBGE (CONCLA)², as atividades de preparação do terreno, as obras de edificações e de engenharia civil, as instalações de materiais e equipamentos necessários ao funcionamento dos imóveis e as obras de acabamento, contemplando tanto as construções novas, como as grandes reformas, as restaurações de imóveis e a manutenção corrente.

Pertencem ao setor, também, as atividades de montagem de casas pré-fabricadas e a instalação e a reparação de equipamentos incorporados a edificações (como elevadores, escadas rolantes, e assim por diante), quando realizadas por unidades especializadas. As obras de edificações e de engenharia civil podem ser realizadas tanto por unidades responsáveis pelo conjunto da construção, quanto por conta própria ou através da subcontratação de terceiros, como as unidades especializadas na realização de parte dessas obras (escavações para construção, terraplenagem, drenagem, andaimes, concretagem, etc.) normalmente subcontratadas.

¹ Devido a modificações na CNAE ao longo do tempo, há alguns critérios de correspondência entre as diferentes versões de classificação fornecidos pelo próprio IBGE. Os códigos acima apresentados foram extraídos diretamente da última PAIC (de 2007) e correspondem a versão da CNAE 1.0.

² Órgão responsável pelas classificações estatísticas nacionais, para temas selecionados, usados no sistema estatístico e nos cadastros administrativos do Brasil e de classificações internacionais a elas associadas.

Código	Descrição das atividades
45	Construção
45.1	Construção do terreno
45.11-0	Demolição e preparação do terreno
45.12-8	Sondagens e fundações destinadas à construção
45.13-6	Grandes movimentações de terra
45.2	Construção de edifícios e obras de engenharia civil
45.21-7	Edificações (residenciais, industriais, comerciais e de serviços)
45.22-5	Obras viárias
45.23-3	Obras de arte especiais
45.25-0	Obras de montagem
45.29-2	Obras de outros tipos
45.3	Obras de infra-estrutura para engenharia elétrica e para telecomunicações
45.31-4	Obras para geração e distribuição de energia elétrica
45.33-0	Obras para telecomunicações
45.4	Obras de instalações
45.41-1	Instalações elétricas
45.42-0	Instalações de sistemas de ar condicionado, de ventilação e refrigeração
45.43-8	Instalações hidráulicas, sanitárias, de gás e de sistema de prevenção contra incêndio
45.49-7	Outras obras de instalações
45.5	Obras de acabamento
45.50-0	Obras de acabamento
45.6	Aluguel de equipamentos para a construção e demolição com operador
45.60-8	Aluguel de equipamentos de construção e demolição com operador

Quadro 1 - Códigos e descrição das atividades produtivas da indústria da construção segundo a CNAE 1.0

Fonte: Pesquisa Anual da Indústria da Construção (PAIC)/IBGE. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/paic/2007/default.shtm>> Acesso em: 20 nov. 2009.

As atividades de instalação, por seu turno, incluem a instalação de todo tipo de materiais e equipamentos necessários ao funcionamento dos prédios ou de outros tipos de edificações. Em geral, são atividades realizadas no local da obra, por exemplo: instalações elétricas (antenas, alarmes), de ventilação e refrigeração, hidráulicas, sanitárias e de gás (inclusive os serviços de manutenção e reparação desses equipamentos e materiais). E os serviços de acabamento envolvem todas as atividades que contribuem para a finalização da construção, tais como: pintura, revestimentos, polimento, colocação de vidros, limpeza de fachadas, dentre outros.

Sob o conceito e a dimensão operacional acima apresentada e de acordo com os dados da Pesquisa Anual da Indústria da Construção do IBGE, em 2007, o setor foi responsável pela geração de R\$ 61,2 bilhões de valor adicionado (VA) no Brasil, e de R\$ 3,9 bilhões no Rio Grande do Sul³. Estes valores representavam, respectivamente, 4,9% e 4,3% do VA total produzido nas economias nacional e estadual naquele ano⁴. Além disso, a participação do VA da construção civil gerado na economia gaúcha no VA do setor em nível nacional foi da ordem de 6,3% em 2007. Estes indicadores posicionaram o Rio Grande do Sul como o quinto maior estado produtor brasileiro da construção civil no período em análise, perdendo somente para São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Bahia, cujas participações no VA do setor no País foram de, respectivamente, 27,3%, 11,4%, 9,4% e 6,7% (Tabela 1).

Em termos de emprego formal, o setor proporcionou, segundo informações do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE/RAIS), cerca de 1,92 milhões de postos de trabalho no Brasil em 2008. No Rio Grande do Sul, a construção civil foi responsável por ocupar 94,7 mil trabalhadores nesse ano e, deste modo, o Estado ocupou a sexta colocação em relação aos maiores volumes de emprego desta atividade produtiva dentre os estados brasileiros (Tabela 1). A participação da economia gaúcha no emprego formal do setor no País foi de 4,9% no período em estudo, parcela inferior apenas aos estados de São Paulo (26,9%), Minas Gerais (13,6%), Rio de Janeiro (9,5%), Paraná (5,1%) e Bahia (5,0%).

³ O valor adicionado é uma aproximação do Produto Interno Bruto (PIB) do setor, não sendo contabilizada, apenas, a parcela do valor que se refere aos impostos indiretos sobre produtos. Ou seja, refere-se ao PIB da construção civil líquido de impostos indiretos.

⁴ Estes indicadores correspondem somente à produção direta do setor. Kureski et al (2008) apresenta as estimativas de PIB e emprego do macrossetor da construção civil na economia brasileira em 2004, com a utilização da matriz de insumo-produto do Brasil do IBGE para este ano. Sob esta abordagem, o PIB do setor é mais amplo, pois é contabilizada toda a cadeia produtiva da construção civil e, portanto, tudo o que é gerado direta e indiretamente por esta atividade. Os resultados mostraram que o PIB do macrossetor da Construção Civil correspondia a 7,59% da economia brasileira em 2004. Neste ano, sob a ótica apenas da produção direta, o setor era responsável por cerca de 3,0% do PIB do País (IBGE/PAIC, 2004).

Tabela 1 – Valor adicionado e emprego formal da construção civil nos estados brasileiros – 2007/08

Unidades da Federação	Valor adicionado em 2007 (R\$ mil)	Participação (%)	Unidades da Federação	Emprego formal em 2008	Participação (%)
São Paulo	16.713.451	27,30	São Paulo	514.364	26,87
Rio de Janeiro	6.995.841	11,43	Minas Gerais	259.470	13,55
Minas Gerais	5.781.734	9,45	Rio de Janeiro	182.636	9,54
Bahia	4.108.605	6,71	Paraná	97.194	5,08
Rio Grande do Sul	3.850.930	6,29	Bahia	95.826	5,01
Paraná	3.379.479	5,52	Rio Grande do Sul	94.721	4,95
Santa Catarina	2.434.792	3,98	Santa Catarina	75.901	3,96
Distrito Federal	1.944.697	3,18	Pernambuco	69.720	3,64
Goiás	1.870.760	3,06	Goiás	57.991	3,03
Pará	1.725.320	2,82	Espírito Santo	54.331	2,84
Espírito Santo	1.692.074	2,76	Pará	50.956	2,66
Pernambuco	1.591.820	2,60	Distrito Federal	47.105	2,46
Ceará	1.186.500	1,94	Ceará	45.715	2,39
Mato Grosso	1.076.555	1,76	Maranhão	40.482	2,11
Amazonas	991.567	1,62	Paraíba	29.925	1,56
Maranhão	962.505	1,57	Rio Grande do Norte	28.578	1,49
Tocantins	897.069	1,47	Mato Grosso	27.898	1,46
Mato Grosso do Sul	699.726	1,14	Amazonas	25.373	1,33
Rio Grande do Norte	640.477	1,05	Mato Grosso do Sul	24.546	1,28
Sergipe	535.073	0,87	Sergipe	20.997	1,10
Paraíba	498.544	0,81	Piauí	19.575	1,02
Alagoas	490.270	0,80	Alagoas	13.634	0,71
Piauí	386.402	0,63	Tocantins	13.348	0,70
Rondônia	267.091	0,44	Rondônia	10.157	0,53
Acre	190.356	0,31	Acre	6.632	0,35
Amapá	160.551	0,26	Roraima	4.264	0,22
Roraima	141.905	0,23	Amapá	3.257	0,17
Brasil	61.214.095	100,00	Brasil	1.914.596	100,00

Fonte: Pesquisa Anual da Indústria da Construção (PAIC)/IBGE. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/paic/2007/default.shtm>>

Acesso em: 20 nov. 2009.

Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 20 nov. 2009.

Ademais, deve-se destacar que, no Brasil, 70,8% do total de empregados da construção civil podiam ser classificados como sendo de baixa escolaridade⁵ em 2008. E, no Rio Grande do Sul, este percentual correspondia a 74,8%. Para o total dos setores produtivos,

⁵ Optou-se por classificar como empregados de baixa escolaridade aqueles cujo grau de instrução fica restrito ao nível médio incompleto. Isso porque, na categoria de nível médio completo, são incluídos cursos técnicos profissionalizantes que poderiam qualificar, mesmo que de forma limitada, os profissionais para o mercado de trabalho da construção civil. E os empregados de alta escolaridade são aqueles com ensino médio completo até doutorado.

a participação do trabalho de baixa escolaridade no emprego total no mesmo período foi de 41,3% e 45% no País e no Estado, respectivamente (MTE/RAIS, 2008). Estes indicadores apontam para um fenômeno a ser enfatizado, embora se tenha uma idéia já difundida, do que ocorre no mercado de trabalho do setor: grande parte da produção é realizada por empregados com menor grau de instrução. Este fator pode ser negativo, sob o ponto de vista de que contribui para a baixa produtividade do trabalho. De fato, através do cruzamento de informações do IBGE e do MTE, pode-se concluir que, no Brasil, enquanto a produtividade média da construção civil foi de aproximadamente R\$ 37,8 mil de VA por trabalhador em 2007, o mesmo indicador para o total das atividades econômicas foi significativamente mais elevado, qual seja, de R\$ 60,8 mil. Analogamente, um comportamento similar pode ser verificado no Rio Grande do Sul, ainda que, no Estado, a produtividade média do setor tenha sido substancialmente mais elevada do que a nacional em 2007: R\$ 47,6 mil de VA por trabalhador na construção civil contra R\$ 63,4 mil no total dos setores produtivos da economia gaúcha.

Mas, mesmo com essa característica de baixa produtividade do trabalho, deve-se levar em conta, de outra parte, um aspecto extremamente importante proporcionado pela dinâmica do setor, a saber, a inclusão de pessoas financeiramente menos favorecidas no mercado de trabalho, já que baixos níveis de instrução estão, em geral, associados a menores níveis de renda. Assim, cabe ressaltar, com respeito ao volume de emprego, que o setor foi responsável por 4,9% e 3,8% do emprego total registrado nas economias brasileira e gaúcha em 2008, respectivamente.

Esses indicadores mais recentes do emprego e da produção resultam de um crescimento acelerado da construção civil no Brasil e no Rio Grande do Sul nos últimos 17 anos e, fundamentalmente, na última década. Neste período, em contraste ao contexto inflacionário observado no final da década de 1980 e no início dos anos 1990, se verifica uma combinação de fatores favoráveis à expansão do setor, que se traduz em elevadas taxas de crescimento da produção, do emprego e da própria formação bruta de capital.

2.1.2 Tendências da construção civil nas economias brasileira e gaúcha: observações de um crescimento exponencial

A produção da construção civil, medida pelo valor adicionado a preços constantes de 2007⁶, vem crescendo exponencialmente, tanto no Brasil quanto no Rio Grande do Sul (Gráfico 1). No período 1994-2007, a estabilidade macroeconômica na fase pós-Plano Real, ainda que com a taxa de juros básica (SELIC) consideravelmente alta em grande parte dos anos, favoreceu as condições de financiamento de longo prazo da habitação, principalmente, em função da estabilização inflacionária. Nesse contexto, o valor adicionado da construção civil cresceu, em média, 19,6% ao ano no Brasil, ao longo de mais de uma década aqui analisada, mais precisamente, entre os anos de 1996-2007 (IBGE/PAIC).

Tal crescimento foi acentuado, fundamentalmente, a partir do ano de 2002, quando o regime de metas inflacionárias já estava consolidado e, por conseguinte, teve início o processo de queda da taxa de juros básica, que veio a se confirmar a partir de 2004. No período 2002-2007, a taxa de crescimento anual média do setor no País, se comparada à média para o total dos anos 1996-2007, foi então ainda mais elevada, de 23%. Efetivamente, nos últimos anos, a expansão nacional da construção civil está em linha com o crescimento do PIB e com a formação bruta de capital fixo, a qual avançou 13,5% em 2007, assinalando o maior acréscimo desde o início da série histórica, em 1996. Em resumo, a atividade empresarial da construção vem sendo influenciada positivamente por um conjunto de fatores diretamente relacionados à dinâmica do setor, tais como: o crescimento da renda familiar e do emprego, o aumento do crédito ao consumidor, a maior oferta de crédito imobiliário e a manutenção da redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) de diversos insumos da construção (PAIC, 2007).

⁶ Trata-se, portanto, da análise de variação da produção do setor em termos reais.

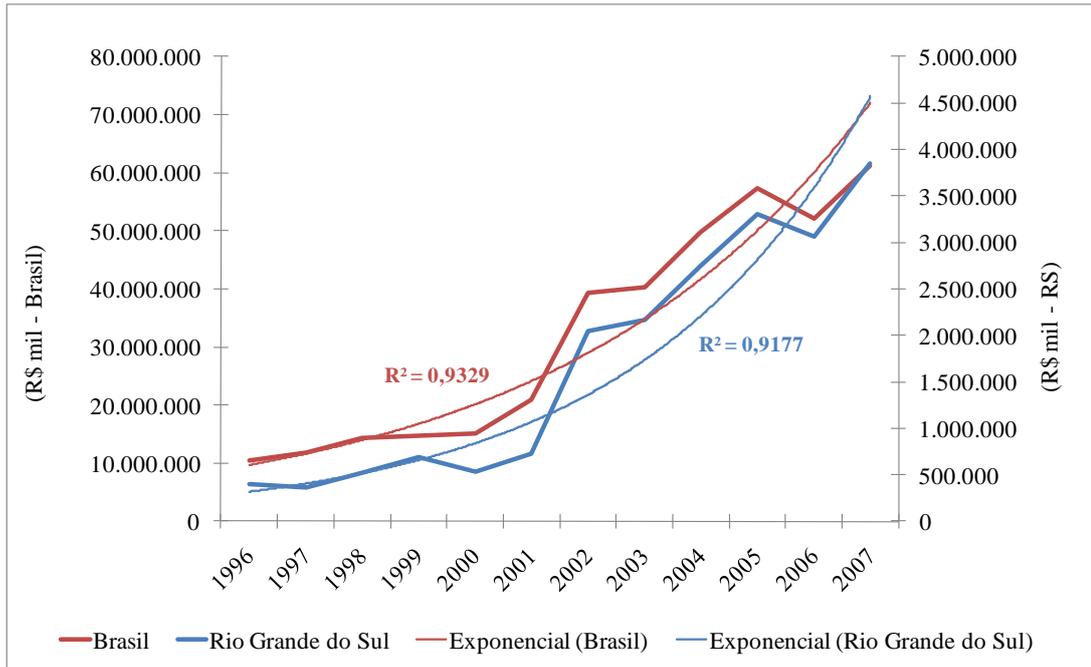


Gráfico 1 – Valor adicionado da construção civil, a preços constantes de 2007, no Brasil e no Rio Grande do Sul – 1996-2007

Fonte: Pesquisa Anual da Indústria da Construção (PAIC)/IBGE. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/paic/2007/default.shtm>> Acesso em: 20 nov. 2009.

Nota: Dados deflacionados pelos índices de preço da construção civil do Brasil e do Rio Grande do Sul, obtidos diretamente das Contas Regionais do Brasil/IBGE. Foram adicionadas aos dados as linhas de tendência exponencial para cada caso, com indicadores (R^2) que apontam para graus de ajuste consideravelmente altos (acima de 90%), indicando que o crescimento do valor adicionado da construção civil ao longo do tempo pode ser representado, de fato, por funções exponenciais, no caso do País e do Estado.

No Rio Grande do Sul, a produção da construção civil (medida também pelo VA a preços constantes de 2007) cresceu a taxas superiores às observadas no Brasil no período 1996-2007. Mais especificamente, a taxa anual média de crescimento do setor neste período foi de 30,4% no Estado. E, seguindo a tendência nacional, tal expansão se acelerou entre os anos de 2002 e 2007, chegando a atingir, em média, 42,4% ao ano neste período.

Com efeito, a participação do Estado no VA da construção civil no Brasil cresceu significativamente, principalmente a partir do ano de 2002, passando de 3,78%, em 2001, para 6,3%, em 2007, o que representa um aumento de 1,7 vezes (Gráfico 2). Esse comportamento do setor na economia gaúcha revela, de um lado, a importância que vem ganhando a construção civil no contexto das demais atividades produtivas desenvolvidas no Estado e, de outro, o potencial de crescimento do setor relativamente elevado no Rio Grande do Sul, quando comparado ao Brasil.

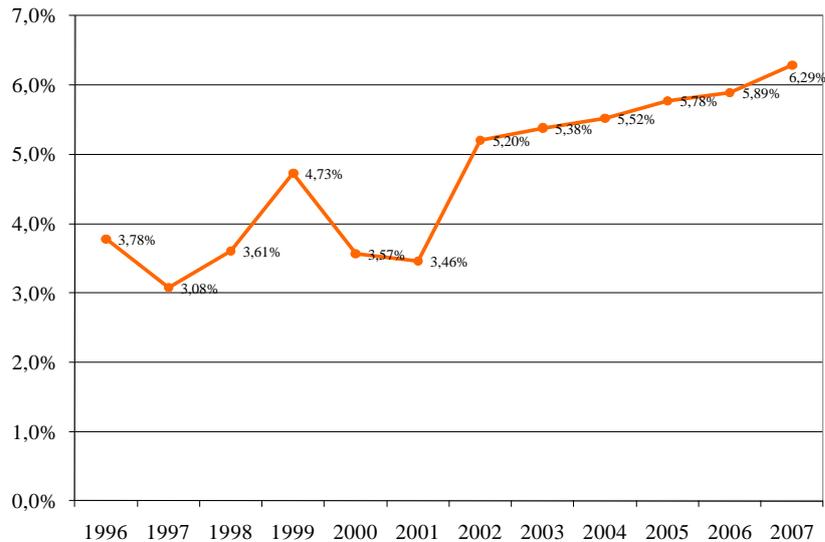


Gráfico 2 – Participação do Rio Grande do Sul no valor adicionado da construção civil no Brasil – 1996 – 2007

Fonte: Pesquisa Anual da Indústria da Construção (PAIC)/IBGE. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/paic/2007/default.shtm>> Acesso em: 20 nov. 2009.

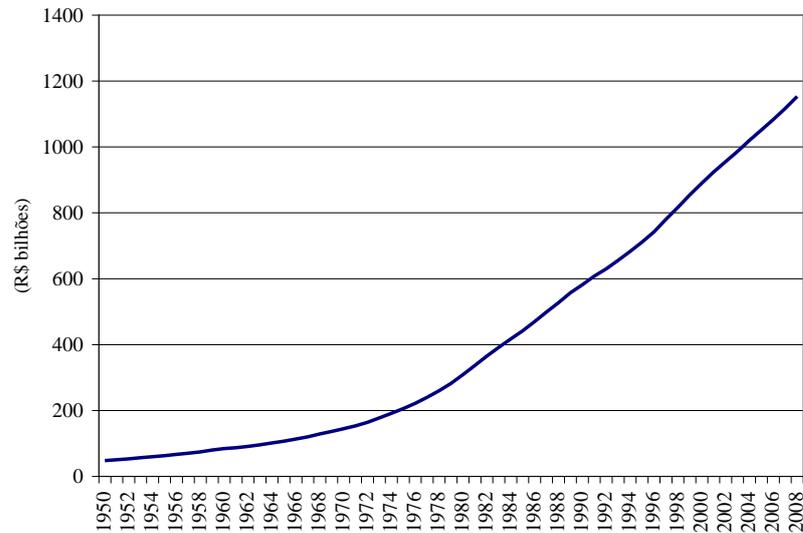


Gráfico 3 – Estimativas do estoque bruto de capital fixo da construção no Brasil: estruturas residenciais a preços constantes de 2000 – 1950-2008

Fonte: Morandi, L. & E. J. Reis. Estoque de capital fixo no Brasil - 1950-2002. XXXII Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 07-10 de dezembro, João Pessoa, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A042.pdf>> Acesso em: 20 nov. 2009.

Nota: Valor do estoque de capital bruto em construções de estruturas residenciais calculado pelo método do estoque perpétuo.

Em nível nacional, outro indicador que confirma a tendência de crescimento exponencial da construção civil é o estoque bruto de capital fixo das estruturas residenciais,

cuja estimativas estão disponíveis para um período relativamente longo (Gráfico 3)⁷. Segundo Morandi, L. e Reis E. J. (2009), ao se analisar as séries de investimento bruto da economia brasileira, observa-se a grande importância relativa do investimento em construções, que teve uma participação de aproximadamente 64% do investimento bruto total no período 1947-2004. Por consequência, destaca-se no estoque de capital fixo a elevada parcela do estoque de residências, que representava, em média, cerca de 39% do estoque total e quase 47% do estoque do setor privado no período em análise. As residências chegaram a perder importância relativa no estoque de capital fixo em meados de 1970, em decorrência do crescimento da indústria brasileira, mas entre os anos 1950 e 60, foram o principal item do estoque. A participação relativa deste componente voltou a crescer já a partir da década de 1980, quando o aumento da incerteza, em função da crise da dívida externa e do aumento espetacular das taxas de inflação, puderam explicar o aumento da participação na riqueza privada de ativos fixos, como, por exemplo, os imóveis. No período mais recente, entretanto, o crescimento do estoque de residências pode ser explicado em um contexto bem mais favorável, em grande parte, pela estabilidade macroeconômica a partir da implementação do Plano Real, que contribuiu para o aumento da oferta de crédito imobiliário de longo prazo, dentre outros fatores. Em termos absolutos, o estoque bruto de capital fixo da construção na economia brasileira cresceu, em média, 5,6% ao ano em todo o período 1950-2008.

⁷ Estas estimativas foram obtidas diretamente de Morandi, L. e Reis E. J. (2009). Os autores utilizam o método do estoque perpétuo que estima o estoque de capital fixo de forma indireta, acumulando os fluxos macroeconômicos brutos de investimento para diversas categorias de ativo, deduzindo a depreciação física ou perda de eficiência que ocorre ao longo da vida útil de cada categoria.

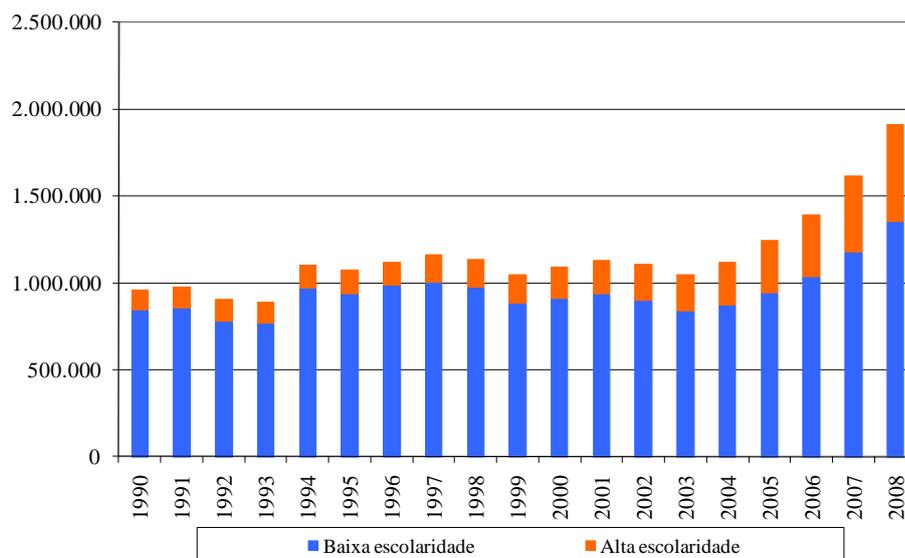


Gráfico 4 – Emprego formal da construção civil no Brasil, decomposto em trabalho de baixa e de alta escolaridade – 1990-2008

Fonte: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 21 nov. 2009.

A tendência do emprego formal do setor não difere substancialmente dos indicadores já analisados, exceto pelo menor ritmo de crescimento. No Brasil, o emprego da construção civil cresceu, em média, 4,3% ao ano no período 1990-2008, ou seja, durante quase duas décadas (Gráfico 4). E passou a se acelerar a partir de 2004, alcançando uma taxa de crescimento média de 12,9% nos anos 2004-2008. No Rio Grande do Sul, de forma análoga ao caso da produção, a taxa de crescimento anual média do emprego do setor entre os anos 1990 e 2008 foi superior à nacional, qual seja, de 5,1% (Gráfico 5). Porém foi inferior no período 2004-2008: embora o crescimento do emprego tenha se acelerado no Estado nestes últimos anos, atingiu apenas uma taxa de 6,5% ao ano, suavemente superior ao total dos anos 1990-2008, mas inferior à média nacional neste período (como já enfatizado, de 12,9% ao ano). Isto pode ser explicado pelo desenvolvimento industrial da Zona Franca de Manaus; pela instalação de novas indústrias no Nordeste atraídas por incentivos fiscais concedidos pelos governos estaduais e por menores custos de terrenos e de mão-de-obra; pela expansão do turismo, que impulsionou obras no setor hoteleiro; e pela continuidade da expansão da fronteira agropecuária em direção às Regiões Centro-Oeste e Norte, que resultou na instalação de agroindústrias, no crescimento populacional e na urbanização, impulsionando a execução de obras de infra-estrutura e de edificações (IBGE/PAIC, 2007).

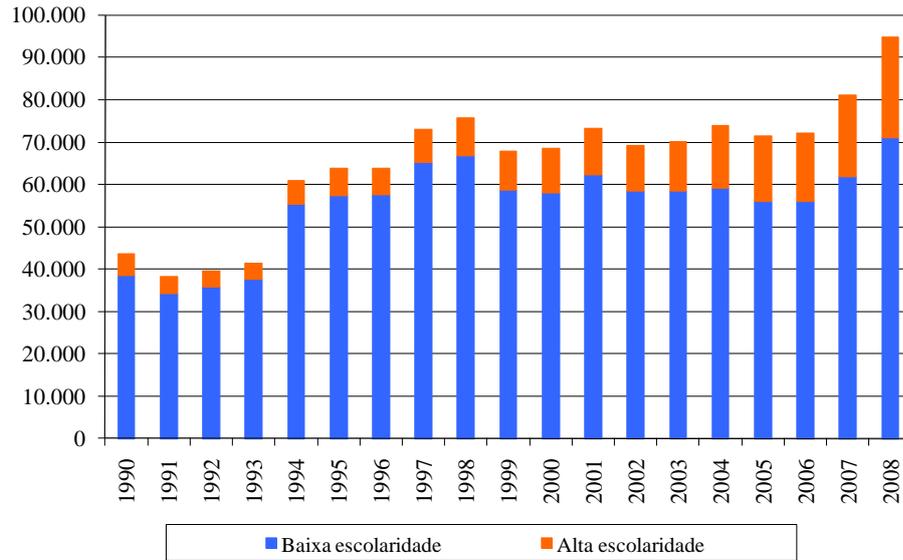


Gráfico 5 – Emprego formal da construção civil no Rio Grande do Sul, decomposto em trabalho de baixa e de alta escolaridade – 1990-2008

Fonte: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 21 nov. 2009.

Além disso, deve-se considerar algumas particularidades do mercado de trabalho da construção civil no Rio Grande do Sul, em relação ao Brasil. O Gráfico 6 apresenta os quocientes locacionais do emprego absoluto e do trabalho de alta e de baixa escolaridade do setor no Estado, em comparação ao País, calculado da seguinte forma:

$$Q_C = \frac{E_C^{RS} / E_T^{RS}}{E_C^{BR} / E_T^{BR}}$$

onde: E_C^{RS} é o emprego formal da construção civil no Rio Grande do Sul, E_T^{RS} é o emprego formal total da economia gaúcha, E_C^{BR} é o emprego formal da construção civil no Brasil e E_T^{BR} é o emprego formal total da economia brasileira⁸.

⁸ Se $Q_C > 1$, o quociente indica que o Rio Grande do Sul possui um maior grau de especialização no emprego formal da construção civil do que o Brasil. O inverso ocorre quando $Q_C < 1$. Quando $Q_C = 1$, não há diferença entre o grau de especialização no emprego formal do setor entre o Estado e o País. Analogamente, foram calculados estes quocientes para o emprego de alta e de baixa escolaridade em relação ao emprego total do setor no Estado, comparativamente ao Brasil, e os resultados têm a mesma interpretação.

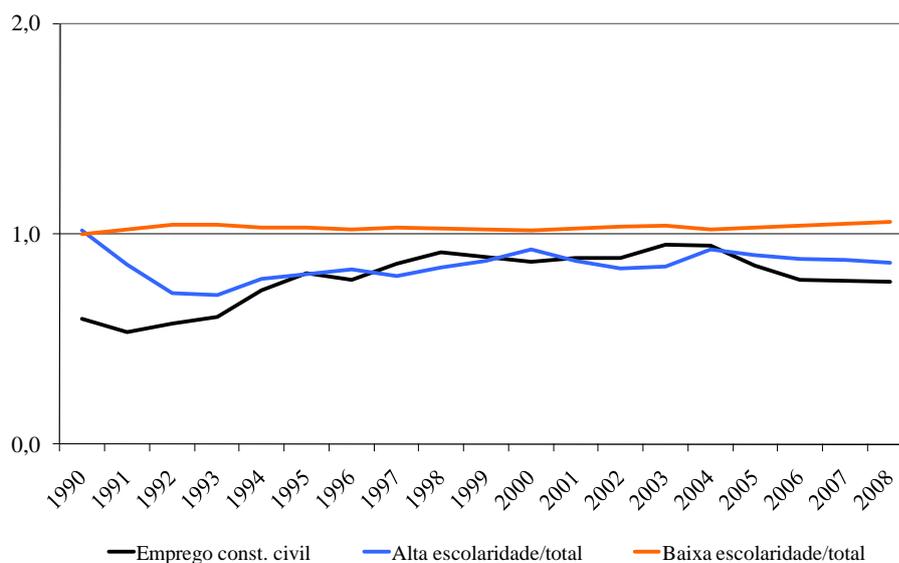


Gráfico 6 – Quocientes locais do emprego formal da construção civil no Rio Grande do Sul em relação ao Brasil – 1994-2008

Fonte: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 21 nov. 2009.

Como resultado, pode-se observar que, durante todo o período 1990-2008, o Rio Grande do Sul foi menos especializado no emprego formal da construção civil do que o Brasil, ainda que o quociente locacional tenha se situado muito próximo da igualdade entre os graus de especialização em alguns anos.

Exceto em 1990, em todos os anos entre 1991 e 2008 o setor da construção civil no Rio Grande do Sul foi menos especializado em trabalho de alta escolaridade do que o Brasil, mesmo que com quocientes locais muito próximos da unidade, principalmente a partir da última década. Mais especificamente, as diferenças significativas se concentraram na primeira metade da década de 1990, e o quociente permaneceu praticamente estável entre 0,85 e 0,93 a partir de 2000.

De outra parte, o indicador para o trabalho de baixa escolaridade da construção civil permaneceu praticamente igual a unidade em todo o período em análise, indicando que não há diferença entre o Estado e o País. Estes quocientes apontam para uma determinada rigidez na relação entre trabalho de alta e de baixa escolaridade do setor. Efetivamente, no período em estudo (1990-2008) houve apenas uma suave queda de participação do trabalho de baixa escolaridade no emprego total, tanto no Rio Grande do Sul como no Brasil. Após quase duas décadas, tal participação diminuiu de 88,2% e 88,4%, em 1990, para 74,8% e 70,2%, em 2008, no Estado e no País, respectivamente. Ou seja, permaneceu ao longo dos anos a

característica da construção civil de uma dinâmica de produção altamente dependente de trabalho de baixa escolaridade, seja no Rio Grande do Sul ou no Brasil.

2.2 DETERMINANTES DA PRODUÇÃO DO SETOR: UMA ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL ESTÁTICO EQUILIBRADO

2.2.1 Aspectos teóricos

Os investimentos na construção civil são híbridos, uma vez que contêm elementos de consumo para a habitação e/ou componentes especulativos, em função da expectativa de valorização dos imóveis ou mesmo de apreciação de títulos de dívida imobiliária, através dos quais os consumidores buscam maximizar a utilidade e os investidores maximizar as taxas de retorno das aplicações (Evans, 2004).

Um exemplo de fins especulativos e suas conseqüências, que não se deve deixar de mencionar, foi a alta dos preços dos imóveis na economia norte-americana em contraste com a queda brusca dos níveis de renda e elevadas taxas de desemprego em 2001. A partir deste ano, a ampla liquidez existente nos Estados Unidos, resultante, em grande parte, da condução da política monetária, foi responsável por gerar uma forte onda de valorização dos ativos imobiliários, que adquiriu contornos de uma bolha especulativa. A continuidade deste processo foi viabilizada pela atuação das instituições financeiras privadas mediante a utilização de produtos financeiros estruturados de derivativos de crédito. Por conseguinte, em agosto de 2007 teve início a crise imobiliária no segmento *subprime* dos EUA, cujo ponto nevrálgico foi a declaração de falência do quarto maior banco de investimento norte-americano, o Lehman Brothers (Borça Jr. e Torres, 2008)⁹.

Entretanto, o interesse neste trabalho não é avaliar o que provoca a (des)valorização de imóveis na esfera puramente financeira, mas os fatores que influenciam a produção da

⁹ Segundo os autores, dois fatores podem explicar o boom do mercado imobiliário norte-americano e a posterior crise: a inclusão no mercado daquele segmento de agentes econômicos que, pelas normas de concessão de crédito das instituições privadas e públicas, não tinham condições de arcar com as parcelas de seus respectivos financiamentos, os chamados *subprimes* (dos quais faziam parte alguns devedores denominados de NINJA – *No Income, No Job, No Assets*); e a ampliação do processo de securitização destes créditos *subprime*, sendo que as instituições financeiras atuavam no sentido de originar as operações, ao concederem financiamentos imobiliários, e, simultaneamente, como distribuidoras do risco, ao securitizarem tais créditos e vendê-los no mercado de capitais a investidores institucionais.

construção civil em termos reais. Teoricamente, a variação real da produção do setor depende, em boa medida, do crescimento populacional, particularmente no longo prazo, que está, em geral, associado ao aumento do número de famílias. Pode estar relacionada, ainda, ao custo e a disponibilidade de crédito, bem como às flutuações na renda real da economia.

Mais precisamente, uma alternativa para explicar o comportamento da produção da construção civil é o desenvolvimento de uma teoria do estoque ótimo de construções, relacionado ao estoque desejado pelos agentes econômicos, sendo este positivamente correlacionado com a renda, disponibilidade de crédito e nível populacional; e negativamente influenciado por custos da construção, incluindo preços e custos de crédito, isto é, as taxas de juros. As variações da produção do setor, assim, são dadas pela diferença entre o estoque desejado pela sociedade e o estoque defasado ofertado pelos produtores. Tal estoque ofertado é defasado devido à característica de um processo produtivo relativamente lento da construção civil, o que faz com que a oferta não acompanhe, simultaneamente, a demanda (Evans, 2004).

Teoricamente, aumentos na renda real, na disponibilidade de crédito e o próprio crescimento populacional provocam a expansão do estoque desejado de construções pelos agentes econômicos e, portanto, a ampliação da diferença em relação ao estoque defasado ofertado, já que a oferta não acompanha a demanda, o que força um aumento da produção do setor. Assim, em termos diretos ou de fluxo, o crescimento da renda real, do crédito e da população provocam a expansão da produção da construção civil¹⁰. E o inverso ocorre com aumentos no nível de preços e nas taxas de juros.

Além disso, outro aspecto importante é a diferença, ou *spread*, entre as taxas de juros de curto e de longo prazo, que não tem uma relação bem definida, em termos teóricos, com a produção do setor. Por um lado, com *spreads* elevados as instituições financeiras têm baixo retorno, por exemplo, com títulos do Tesouro Nacional, uma vez que um aumento das taxas de juros provoca uma redução do valor de face destes títulos, e uma das opções para as instituições é aumentar a oferta de crédito imobiliário. Por outro, sob a ótica dos tomadores de empréstimo, dependendo das condições de financiamento, uma ampliação do *spread* entre as taxas de juros representa um aumento do custo de crédito no longo prazo, que pode ter efeitos acumulativos perversos. Deste modo, os impactos da variável *spread* sobre a produção do setor dependem, em grande parte, do efeito líquido desses dois movimentos.

Evans (2004), com base em dados anuais da economia norte-americana no período 1950-2000, aponta para algumas evidências empíricas interessantes. Segundo o autor, não há

¹⁰ A interpretação dos resultados do modelo a ser estimado será sempre efetuada nestes termos diretos ou de fluxo.

correlação entre a renda real e o número de unidades habitacionais construídas no longo prazo; há uma forte correlação positiva entre o volume de novas construções e alterações na população, particularmente entre 20 e 25 anos de idade; e as altas taxas de juros e as condições restritivas de crédito são negativamente correlacionadas com a produção de construções. Entretanto, o autor não demonstra um modelo formal, mas apenas uma análise descritiva das informações. Neste trabalho, em contraste, busca-se a formalização de um modelo capaz de identificar alguns determinantes da produção da construção civil, com base em dados de todos os estados brasileiros.

2.2.2 Metodologia

É importante salientar, inicialmente, as já referidas particularidades do processo produtivo da construção civil, no qual existe uma assimetria entre a oferta e a demanda do setor no curto prazo: de um lado, a demanda pode variar substancialmente de forma quase que imediata, mas, de outro, uma mudança significativa da oferta poderá ocorrer somente em prazos mais longos. Assim, os coeficientes estimados com o objetivo de mensurar os efeitos de curto prazo de algumas variáveis sobre a produção do setor estarão associados, em grande medida, à demanda, e não à oferta¹¹.

A partir da análise de dados em painel, pode-se estimar os parâmetros do modelo a ser especificado de acordo com os seguintes métodos: constante comum, sob a hipótese de homogeneidade da produção do setor entre os estados brasileiros, isto é, considerando-se que o intercepto não varia entre os estados; efeitos fixos, assumindo-se que o intercepto varia entre os estados e/ou entre os anos; ou efeitos aleatórios, nos quais, ao invés de se tratar o intercepto para cada estado e/ou período como fixo, supõe-se que há um valor médio comum para o intercepto e que as diferenças individuais no intercepto de cada estado e/ou período se refletem num termo de erro aleatório¹².

¹¹ O Anexo A apresenta uma análise prévia da existência de simultaneidade entre o preço e a quantidade produzida do setor (medida pelo valor adicionado a preços constantes de 2007), a partir do teste de Hausman. Os resultados apontam para a inexistência deste viés, não sendo necessária a utilização de um modelo de equações simultâneas. Deste modo, é possível estimar, isoladamente, os determinantes da produção do setor sob a ótica da demanda.

¹² Ademais, no caso em análise, não se pode estimar as diferenças entre os coeficientes angulares de cada estado devido ao tamanho limitado da amostra em termos de unidades de tempo.

Teoricamente, se o número de cortes seccionais for grande e as unidades de tempo forem pequenas, haverá diferenças significativas entre as estimativas dos parâmetros obtidas a partir dos métodos de efeitos fixos e aleatórios. O modelo de efeitos aleatórios é recomendado quando as unidades da amostra forem consideradas como extrações aleatórias, uma vez que a inferência estatística não é condicional (Gujarati, 2006)¹³. De qualquer modo, um teste formal pode ser efetuado, a saber, o teste de Hausman, o qual aponta, neste caso, para a escolha do método de efeitos aleatórios (o procedimento e os resultados do teste são apresentados no Anexo B).

O modelo trabalhado é o logarítmico, cuja forma funcional permite interpretar os resultados como elasticidades, sendo estas constantes e iguais aos coeficientes angulares, estimados através de mínimos quadrados generalizados (MQG)¹⁴. O modelo especificado, com base nos pressupostos teóricos, é o seguinte¹⁵:

$$LVA_{it} = (C + v_i) + \beta_1 LREND A_{it} + \beta_2 LP_{it} + \beta_3 LFHAB_{it} + \beta_4 LSPRCPLP_{it} + \beta_5 LPOP_{it} + u_{it}$$

Ou,

$$LVA_{it} = C + \beta_1 LREND A_{it} + \beta_2 LP_{it} + \beta_3 LFHAB_{it} + \beta_4 LSPRCPLP_{it} + \beta_5 LPOP_{it} + (v_i + u_{it})$$

Onde:

i e t = subscritos indicando que os valores das variáveis estão sendo observados no estado “i” e no ano “t”;

LVA_{it} = logaritmo natural do valor adicionado da construção civil, a preços constantes de 2007, isto é, trata-se do valor efetivamente produzido pelo setor, em termos reais e líquido de impostos indiretos sobre produtos;

C = valor médio comum para o intercepto entre os estados brasileiros;

v_i = termo de erro aleatório que reflete as diferenças individuais no intercepto de cada estado, com média zero e variância constante;

¹³ Para maiores detalhes ver Gujarati (2006) e Asteriou e Hall (2007).

¹⁴ Este é o método mais adequado para o modelo de efeitos aleatórios, pois os estimadores resultantes de mínimos quadrados ordinários (MQO) neste caso seriam ineficientes.

¹⁵ A seleção do modelo é realizada, primeiramente, com base nas concepções teóricas acima abordadas. E, em segundo lugar, a partir de alguns critérios estatísticos básicos como, por exemplo, o R-quadrado ajustado, que penaliza a inclusão deliberada de variáveis explicativas. Assim, busca-se a escolha de um modelo mais parcimonioso. Optou-se então pela não inclusão da taxa de juros de curto prazo no modelo, que não contribui positivamente em termos de significância, R-quadrado ajustado, estatística F e assim por diante, provocando uma perda de precisão na estimação dos parâmetros. Ademais, deve-se destacar a baixa correlação entre esta variável excluída e as demais variáveis explicativas do modelo, de modo a não provocar um viés de variável omitida mais grave nos parâmetros a serem estimados.

$LRENDA_{it}$ = logaritmo natural do valor adicionado total, a preços constantes de 2007, ou seja, trata-se da renda efetivamente gerada em todas as atividades produtivas, em termos reais e líquida de impostos indiretos sobre produtos;

LP_{it} = logaritmo natural do índice de preços da construção civil¹⁶;

$LFHAB_{it}$ = logaritmo natural do valor total de financiamentos habitacionais;

$LSPRCPLP_{it}$ = logaritmo natural do *spread*, ou diferença, entre as taxas de juros reais de curto prazo (SELIC) e de longo prazo (TJLP)¹⁷;

$LPOP_{it}$ = logaritmo natural do número de habitantes.

Os dados utilizados são coletados para todos os estados brasileiros no período 2002-2007, com um corte seccional de 27 unidades geográficas e de 6 períodos no tempo, totalizando 162 observações para cada variável a ser analisada. Deste modo, é construído um painel equilibrado, sem lacunas de observações tanto em *cross-section* quanto ao longo dos anos. A restrição temporal é determinada em função da disponibilidade dos dados nas diversas fontes, e permite a estimação dos parâmetros de curto prazo através da análise de dados em painel estático. As fontes dos dados são apresentadas no Quadro 2, a seguir.

Variáveis	Fonte
VA	Pesquisa Anual da Indústria da Construção (PAIC) / IBGE
RENDA	Contas Regionais do Brasil / IBGE
P	Contas Regionais do Brasil / IBGE
LQ	Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) / Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)
LNQ	Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) / Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)
FHAB	Banco Central do Brasil (BACEN)
SPRCPLP	Banco Central do Brasil (BACEN)
POP	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)

Quadro 2 – Fontes dos dados para as variáveis do modelo

Fonte: O autor (2009).

¹⁶ O IBGE, em convênio com a CEF (Caixa Econômica Federal) e de acordo com os objetivos do SINAPI (Sistema Nacional de Pesquisa de Custos e Índices da Construção Civil), é o órgão responsável pela produção das séries de preços da construção civil, que se referem a indicadores estimados a partir de um sistema de acompanhamento de custos e adequação de materiais para empreendimentos no setor habitacional e de infraestrutura urbana.

¹⁷ As taxas de juros reais para os estados brasileiros são estimadas a partir da relação entre as taxas de juros nacionais e os índices de preço de cada estado obtidos das Contas Regionais do Brasil/IBGE.

2.2.3 Resultados

Conforme se observa na Tabela 2, a estatística F indica que os coeficientes estimados são conjuntamente significativos. E, a partir da estatística t, pode-se concluir que todos os parâmetros estimados são individualmente significativos, mesmo ao nível de 1% de significância, exceto o coeficiente da variável explicativa financiamento habitacional, porém um aspecto sobre ela deve ser matizado. Nas informações de financiamento habitacional do Banco Central do Brasil (BACEN), observa-se uma trajetória bem definida de crescimento do crédito imobiliário no Brasil como um todo e no Rio Grande do Sul, mas entre os estados brasileiros há uma acentuada volatilidade em quase todos os anos. Assim, apesar dos resultados do modelo, deve-se considerar que o crescimento da produção da construção civil vem ocorrendo num contexto de expansão do crédito imobiliário nas economias brasileira e gaúcha.

Ademais, segundo o R-quadrado ajustado, 84,7% da variabilidade da produção da construção civil pode ser explicada por variações conjuntas das variáveis independentes, o que indica um poder explicativo consideravelmente alto do modelo¹⁸.

Com respeito aos sinais dos coeficientes estimados, todos os parâmetros significativos apresentam os sinais esperados de acordo com a teoria. E, como principais conclusões, considerando tudo o mais constante (*coeteris paribus*), pode-se afirmar que: aumentos de 1% na renda real e na população estão associados a aumentos de aproximadamente 0,64% e 0,31% da produção da construção civil, respectivamente; e elevações de 1% no nível de preços do setor e no *spread* entre as taxas de juros reais de curto e de longo prazo estão relacionadas a, respectivamente, reduções em torno de 0,96% e 0,27% da produção da construção civil. A produção do setor é, então, mais sensível ao preço e à renda, se comparada ao *spread* entre as taxas de juros reais de curto e de longo prazo e à população¹⁹.

É importante salientar, também, que a taxa de juros real de curto prazo não é significativa no modelo, prejudicando, inclusive, a estatística F e o R-quadrado ajustado, e optou-se pela não inclusão desta variável. Este resultado pode proporcionar um *insight*

¹⁸ Observa-se, também, que a estatística de Durbin-Watson é próxima de 2, indicando a inexistência de autocorrelação de primeira ordem dos resíduos. Além disso, a estimação é realizada com a correção de *White cross-section standard errors and covariance*, de modo a atenuar o problema de heterocedasticidade nos dados de corte seccional, possibilitando a inferência estatística. O teste formal para a existência de heterocedasticidade é apresentado no Anexo C.

¹⁹ Cabe lembrar que estes são efeitos estimados de curto prazo, a partir de dados em painel estático, e correspondem aos fatores explicativos da produção do setor sob a ótica da demanda.

interessante, qual seja: o que pode influenciar significativamente a demanda no curto prazo e, por conseguinte, a produção da construção civil é o efeito acumulativo que se espera das taxas de juros reais no longo prazo, mas não os efeitos das taxas de juros de curto prazo propriamente ditas sobre o custo de crédito. Efetivamente, como já mencionado, o *spread* entre as taxas de juros reais de curto e de longo prazo é significativo, indicando que, embora os juros de curto prazo não tenham significância estatística, o efeito acumulativo esperado, em termos de custo de crédito, resultante destas taxas no longo prazo afeta negativamente a produção da construção civil. Além disso, como já abordado, com *spreads* elevados as instituições financeiras têm baixo retorno, por exemplo, com títulos do Tesouro Nacional, pois o aumento das taxas de juros provoca uma redução do valor de face destes títulos, e uma das alternativas para as instituições é aumentar a oferta de crédito imobiliário. Logo, de acordo com as estimativas apresentadas, pode-se constatar que, no curto prazo, este efeito positivo gerado pela expansão do crédito é, em geral, superado pelo impacto negativo do aumento de custo do crédito, e o efeito líquido corresponde à influência negativa sobre a produção da construção civil.

Por fim, no que diz respeito especificamente ao Rio Grande do Sul, o tamanho da amostra limitado pela disponibilidade dos dados não permite a estimação dos coeficientes angulares para o Estado, que representariam as diferenças de sensibilidade da produção da construção civil às variáveis analisadas na economia gaúcha, comparativamente as demais unidades da federação. Contudo, com base no efeito aleatório (*random effect*) estimado para o Estado, o valor do intercepto, isto é, o valor médio da produção do setor na economia gaúcha (quando as demais variáveis são iguais à zero) é levemente superior à média do País (Tabela 2).

Tabela 2 – Resultados do modelo estimado através de dados em painel estático equilibrado – Variável dependente: LVA

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística-t	Valor P
C	2.32868	0.78708	2.95865	0.00357
LRENDA	0.64076	0.08227	7.78835	0.00000
LP	-0.96054	0.23068	-4.16396	0.00005
LFHAB	-0.00325	0.00366	-0.88572	0.37713
LSPRCPLP	-0.27463	0.07547	-3.63884	0.00037
LPOP	0.30743	0.08617	3.56777	0.00048
Efeitos aleatórios (v_i) por estado – <i>Cross-section</i>				
AC	0.00633			
AL	-0.37144			
AM	0.06268			
AP	-0.05568			
BA	0.06261			
CE	-0.20308			
DF	-0.09992			
ES	0.19272			
GO	0.13154			
MA	-0.08078			
MG	0.10377			
MS	0.10693			
MT	-0.04100			
PA	0.02990			
PB	-0.10753			
PE	-0.12596			
PI	-0.34985			
PR	-0.22171			
RJ	0.22654			
RN	-0.10956			
RO	-0.20085			
RR	0.12670			
RS	0.03447			
SC	0.14123			
SE	-0.02816			
SP	0.18475			
TO	0.58535			
R-quadrado	0.85141	Valor P (Estatística-F)		0.00000
R-quadrado ajustado	0.84665	Durbin-Watson		2.20210
Estatística-F	178.77088			

Fonte: O autor (2009).

3 EFEITOS DO EMPREGO FORMAL DA CONSTRUÇÃO CIVIL SOBRE A DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA RENDA DO TRABALHO NO BRASIL E NO RIO GRANDE DO SUL, 1985-2008

Embora o crescimento expressivo da construção civil observado no capítulo anterior seja, por si só, relevante do ponto de vista econômico, deve-se considerar, também, sua possível repercussão sobre a distribuição espacial da renda do trabalho. Pois é consenso no debate atual que um dos grandes entraves para o desenvolvimento econômico, particularmente nos países em desenvolvimento, é a desigualdade de renda e a pobreza, mesmo que se deixe de considerar as diversas e complexas outras dimensões não-renda.

Estudos como o de Barros, Henriques e Mendonça (2000) têm apontado que o Brasil, nas últimas décadas, vem confirmando uma tendência histórica de enorme desigualdade na distribuição de renda e elevados níveis de pobreza. No contexto nacional o Rio Grande do Sul enquadra-se não como um estado pobre, já que, por exemplo, em 2001 o PIB *per capita* gaúcho era 31,3% superior à média nacional (COMIM; BAGOLIN, 2002) e, em 2007, permaneceu ainda 15,4% mais elevado (IBGE/CONTAS REGIONAIS, 2007). Contudo, assim como o Brasil, o Rio Grande do Sul apresenta níveis expressivos de desigualdade de renda e pobreza.

Como agravante, esse quadro se verifica mesmo na análise delimitada para a renda gerada no mercado formal de trabalho brasileiro e gaúcho. Especialmente, a partir da análise de dados do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE/RAIS, 1985-2008), observa-se a persistência (embora tenha havido uma tendência de suave desconcentração) de uma distribuição altamente concentrada da renda do trabalho municipal, com poucos municípios apresentando um alto desempenho econômico e a grande maioria registrando uma performance pobre em termos desta renda.

Isso porque, em geral, a atividade econômica tende a mostrar determinados padrões de aglomeração produtiva, formando *clusters* espaciais. Este é um debate teórico que percorre décadas, na tentativa de explicar e relacionar a aglomeração das atividades produtivas com o crescimento econômico local, sob o enfoque do desenvolvimento regional. Assim, o principal ponto de convergência entre as diferentes abordagens é a importância da proximidade entre os agentes econômicos, com relação à concentração espacial.

Em geral, desde a teoria clássica da aglomeração até estudos mais recentes, que abordam as aglomerações econômicas sob um enfoque dinâmico, a fundamentação teórica

para a formação de *clusters* espaciais é focada essencialmente na indústria. Teoricamente, este setor é amplamente beneficiado pela concentração espacial. Tais benefícios são traduzidos, em grande parte, nas externalidades de diferentes tipos, que variam de acordo com a abordagem teórica que se trata.

Entretanto, mesmo que essas teorias possam ser aplicadas a outras atividades produtivas, como no caso dos serviços estritamente ligados a determinados setores industriais, deve-se considerar que certos setores não necessariamente seguem este padrão de aglomeração espacial, como é o caso da construção civil.

A construção civil se caracteriza por possuir, como já mencionado, um processo produtivo de baixa intensidade tecnológica, sendo trabalho-intensivo e, assim, não se beneficiando, pelo menos com a mesma intensidade com que ocorre na maior parte dos setores industriais, das externalidades tecnológicas ou não-pecuniárias, associadas aos *spillovers* de conhecimento. Além disso, o setor pode crescer mesmo à margem dos grandes centros urbanos, em regiões com baixo desempenho econômico, uma vez que, onde houver crescimento populacional, mesmo que lento, haverá um certo nível de produção do setor. De fato, como observado na seção 2.2.3, um dos fatores que influenciam significativamente o volume de produção da construção civil é o crescimento da população, indicando a dependência do setor em relação à dinâmica populacional das regiões.

Deste modo, espera-se que a construção civil apresente um menor grau de concentração espacial do que a indústria e, assim, o crescimento do emprego formal do setor pode estar associado a uma melhora na distribuição espacial da renda do trabalho no Brasil e no Rio Grande do Sul. Em outras palavras, o setor em estudo pode contribuir para atenuar o quadro indesejável do acentuado grau de desigualdade municipal da renda do trabalho no País e no Estado.

Para essa análise, o capítulo é organizado em quatro seções. Na seção 3.1 são apresentados indicadores da concentração espacial da renda do trabalho formal no Brasil e no Rio Grande do Sul no período 1985-2008. Na seção 3.2 são demonstrados os aspectos teóricos para a distribuição espacial das atividades econômicas, que são focados essencialmente na indústria, e, também, as evidências da análise exploratória de dados espaciais (AEDE) para o padrão de distribuição espacial da construção civil, comparativamente ao setor industrial. Na seção 3.3 realiza-se uma análise dos municípios gaúchos e brasileiros especializados no emprego formal da construção civil, em termos dos hiatos em relação à renda anual média por trabalhador no Rio Grande do Sul e no Brasil, respectivamente. Além da própria evolução do emprego formal da construção civil,

comparada com o emprego das demais atividades econômicas, nestas regiões. Na seção 3.4 são estimados, com base na análise de dados em painel estático, os efeitos do emprego formal da construção civil e dos demais setores sobre os hiatos de renda do trabalho dos municípios gaúchos e brasileiros analisados na seção 3.3. Ou seja, busca-se testar se, de fato, o crescimento do emprego do setor em estudo está significativamente relacionado com a redução dos hiatos de renda destas regiões, diminuindo a desigualdade existente entre estes municípios gaúchos e brasileiros de baixa renda e as médias estadual e nacional. E, assim, contribuindo para a melhora na distribuição espacial da renda do trabalho no Rio Grande do Sul e no Brasil.

3.1 INDICADORES DA CONCENTRAÇÃO ESPACIAL DA RENDA DO TRABALHO

Como se observa no Gráfico 7, a partir dos índices de Gini calculados para a remuneração anual média municipal, tanto o Brasil como o Rio Grande do Sul se caracterizam pela elevada concentração espacial da renda do trabalho, com indicadores sempre superiores a 0,80 ao longo de todo o período 1990-2008. Isso ocorre principalmente em função da dinâmica da acentuada concentração do emprego formal e da massa salarial nas regiões metropolitanas do Brasil, segundo informações da RAIS (MTE, 1985-2008). Deve-se levar em conta, no entanto, um lento processo de desconcentração no Estado e no País, que passa a se consolidar a partir de 1995, após o início do Plano Real²⁰. Este plano marcou, em certa medida, a redução da desigualdade de renda no Brasil, ainda que esta permaneça, até hoje, em níveis preocupantes tanto na economia brasileira quanto na gaúcha.

²⁰ Na verdade, até 1994, observa-se no Rio Grande do Sul uma certa instabilidade em relação a distribuição espacial da renda do trabalho, com uma tendência, em linhas gerais, de aumento da concentração. Mas deve-se levar em conta o grande aumento no número de municípios emancipados que, num primeiro momento, apresentam baixa renda do trabalho, e, portanto, agravam a concentração da renda do trabalho municipal no Estado. Isso já não ocorre mais principalmente a partir de 1996, quando passam a haver relativamente poucos municípios gaúchos a serem ainda emancipados, proporcionando uma maior homogeneidade para a comparação da distribuição espacial da renda do trabalho ao longo do tempo, a qual segue então um processo semelhante ao nacional de suave desconcentração.

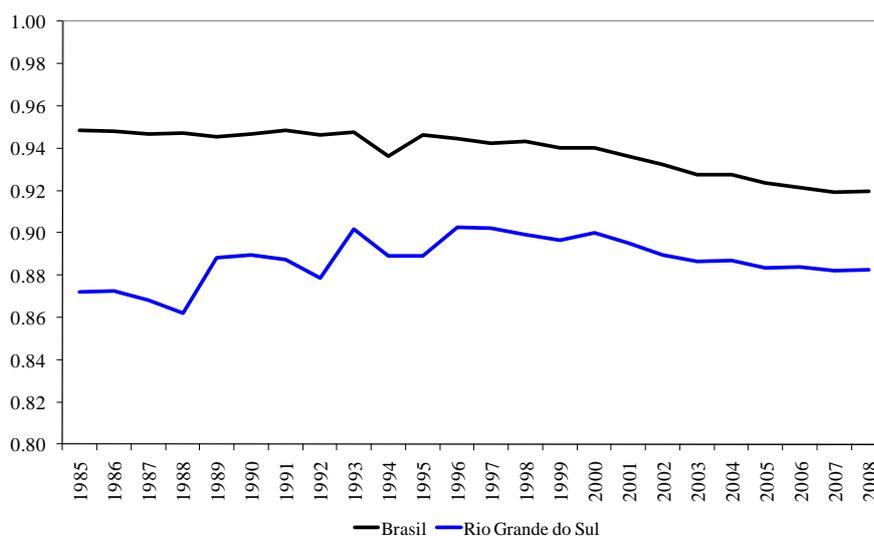


Gráfico 7 – Índices de Gini para a remuneração anual média municipal do emprego formal no Brasil e no Rio Grande do Sul – 1990-2008

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego(MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 21 abr. 2010.

Nota: Os índices de Gini foram calculados para o Brasil considerando o número total de municípios com renda do trabalho declarada na RAIS em cada ano. Para o Rio Grande do Sul, foi possível ainda efetuar o controle direto das mudanças do número de municípios ao longo do tempo a partir de informações da Fundação de Economia e Estatística (FEE). Cabe lembrar que os índices de Gini são limitados ao intervalo de 0 a 1. Quanto mais próximo de 1, maior a concentração.

Dentre os estados brasileiros, o Rio Grande do Sul ocupa uma posição intermediária em termos da concentração espacial da renda municipal do trabalho formal (Tabela 3), considerando a massa salarial dos municípios em 2008, mas com um coeficiente de Gini inferior ao nacional. No que diz respeito à renda anual média por trabalhador, tanto em termos nominais como reais, a economia gaúcha se situa muito próxima à média do País. No entanto, é importante salientar que apenas o Distrito Federal apresentou uma média salarial superior a R\$ 2,6 mil por trabalhador no ano de 2008, ampliando a média nacional. E, excluindo este estado, o Rio Grande do Sul, analogamente ao caso do PIB *per capita*, supera a renda anual média por trabalhador do Brasil em 8,1% e 12,1%, em termos nominais e reais, respectivamente.

Chama a atenção, em todos os estados, os elevados índices de Gini estimados, indicando, ainda, a persistência da acentuada concentração espacial da renda do trabalho formal no Brasil, com relação à massa salarial dos municípios. De fato, segundo informações da RAIS (MTE, 2008), em unidades da federação como o Amazonas, Piauí e Rio Grande do Norte, nos quais se observam os maiores indicadores, somente um município concentrava a

maior parte do total da renda do trabalho estadual gerada em 2008. Mais precisamente, neste ano, 90,5% da massa salarial do Amazonas ficou concentrada em Manaus, de 62 municípios do Estado; 78,5% em Teresina, de 223 municípios do Piauí; e 64% em Natal, de 167 municípios do Rio Grande do Norte²¹. No caso do Rio Grande do Sul, que apresentou um coeficiente de Gini de 0,882, Porto Alegre foi responsável por 38% da renda do trabalho formal total do Estado em 2008, composto por 496 municípios.

Tabela 3 – Índices de Gini para a remuneração anual média municipal do emprego formal e salários médios, nominais e reais, por trabalhador, segundo as unidades da federação - 2008

Unidade da Federação	Índice de Gini espacial (1)	Remuneração média nominal por trabalhador (R\$)	Remuneração média real por trabalhador (R\$) (2)
Amazonas	0,9522	1.444	1.346
Piauí	0,9180	1.021	953
Rio Grande do Norte	0,9080	1.071	1.013
Maranhão	0,9068	1.026	964
Rio de Janeiro	0,9067	1.562	1.426
São Paulo	0,9040	1.573	1.513
Goiás	0,9030	1.106	1.047
Roraima	0,9029	1.444	1.319
Amapá	0,8963	1.698	1.603
Acre	0,8946	1.376	1.268
Paraíba	0,8925	931	876
Minas Gerais	0,8917	1.125	1.037
Ceará	0,8877	957	866
Pernambuco	0,8875	1.039	965
Bahia	0,8855	1.112	1.035
Tocantins	0,8854	1.157	1.075
Rio Grande do Sul	0,8824	1.313	1.265
Paraná	0,8745	1.197	1.148
Sergipe	0,8630	1.185	1.087
Alagoas	0,8616	985	934
Pará	0,8603	1.142	1.071
Rondônia	0,8525	1.202	1.147
Espírito Santo	0,8441	1.207	1.135
Santa Catarina	0,8425	1.184	1.090
Mato Grosso do Sul	0,8205	1.207	1.080
Mato Grosso	0,8170	1.157	1.075
Distrito Federal	-	2.836	2.635
Brasil	0,9197	1.357	1.267

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego(MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em:<<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 21 abr. 2010.

Notas: (1) Calculados para os 5.560 municípios dos estados brasileiros com renda do trabalho formal declarada em 2008 na RAIS.

(2) Corresponde ao salário nominal em relação ao índice de preços de cada estado, obtido das Contas Regionais do Brasil/IBGE.

²¹ Estes números correspondem aos municípios por estado com renda do trabalho declarada na RAIS em 2008.

Esses altos níveis de concentração da renda do trabalho formal ocorrem, principalmente, porque a atividade econômica tende a demonstrar determinados padrões de aglomeração espacial, formando *clusters* espaciais, essencialmente no caso de grande parte dos setores da indústria e atividades fortemente relacionadas. No entanto, a construção civil não necessariamente segue este padrão de concentração espacial, como será abordado a seguir.

3.2 DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DAS ATIVIDADES ECONÔMICAS: ASPECTOS TEÓRICOS E OBSERVAÇÕES DA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

3.2.1 Revisão teórica

A distribuição espacial das atividades econômicas é resultado de um processo complexo de diversas influências, sendo difícil determinar quais as que predominam, nas diferentes situações, para a formação, ou não, de *clusters* espaciais. Este é um importante debate que percorre décadas, na tentativa de explicar e relacionar a aglomeração das atividades produtivas com o crescimento econômico local, sob a análise do desenvolvimento regional. Em geral, desde a teoria clássica da aglomeração, que parte do trabalho de Marshall (1982)²², até estudos mais recentes, que abordam as aglomerações econômicas sob um enfoque dinâmico, como os estudos de Glaeser *et al* (1992) e Henderson (1995), a análise da concentração espacial é focada essencialmente na indústria.

Embora possa haver variações conceituais entre as diferentes abordagens sobre aglomeração produtiva, conforme Porter (2003), um *cluster* pode ser definido como:

"A geographically proximate group of interconnected companies, suppliers, service providers and associated institutions in a particular field, linked by externalities of various types." (PORTER, 2003, p. 562)

²² Ano de publicação da tradução em português da obra original de Marshall (1890).

Trata-se, portanto, de um conceito amplo, mas que atribui às externalidades²³ um papel central na formação de *clusters* para as atividades econômicas. De fato, uma breve revisão da evolução das teorias sobre aglomeração produtiva revela a importância dessas externalidades de diferentes tipos geradas a partir da concentração espacial, particularmente no caso da indústria.

Sob a abordagem clássica da teoria da aglomeração, pode-se mencionar pelo menos três vantagens para a aglomeração das atividades industriais apontadas por Marshall (1982), nas suas concepções sobre a organização industrial, que ficaram conhecidas, posteriormente, como a tríade Marshalliana, ou mesmo como as externalidades Marshallianas: um mercado de trabalhadores com mão-de-obra qualificada; a disponibilidade de serviços e fornecedores de matéria-prima especializada; e a presença de *spillovers* de tecnologia e conhecimento. Estas seriam as primeiras explicações para a atividade industrial, em determinadas regiões, apresentar economias de escala externas à firma²⁴ mas internas a indústria, ligadas à especialização e conhecidas na literatura como externalidades de localização.

Em contraste, há autores como Jacobs (1969) que destacam a importância da concentração espacial com a diversificação das atividades econômicas como a principal fonte de externalidades, constituindo-se no principal referencial para as economias de urbanização, sob o argumento de que a diversidade potencializa o que se chama de *cross-fertilization of ideas*. Estas podem ser classificadas como externalidades de urbanização, que são externas à firma, e, também, à indústria.²⁵

Deve-se mencionar, ainda, outra importante distinção na classificação das externalidades sugeridas por Scitovsky (1954): as pecuniárias, baseadas nos benefícios econômicos gerados pelas interações de mercado, que podem ser mensuradas pelos mecanismos de preços; e as tecnológicas ou não-pecuniárias, que ocorrem nas interações de fora do mercado, associadas aos *spillovers* de conhecimento e muito mais complexas de serem medidas.

²³ Cabe lembrar que as externalidades são os efeitos indiretos de uma atividade de produção ou de consumo sobre as demais. E podem ser negativas ou positivas (PINDICK; RUBINFELD, 1999). As abordagens teóricas aqui analisadas têm como base as externalidades positivas.

²⁴ Uma empresa apresenta economias de escala quando, por exemplo, sua produção pode ser duplicada com menos do que o dobro do aumento nos custos originais dos insumos (PINDICK; RUBINFELD, 1999). Neste sentido, as economias são internas às firmas. Já as economias externas de escala referem-se às economias ao nível das indústrias, externas às firmas, também conhecidas como economias de aglomeração.

²⁵ Resumidamente, conforme Jacobs (1969), a diversificação produtiva nas regiões urbanas, onde ocorrem as principais transformações econômicas inovadoras, pode gerar um maior intercâmbio de diferentes idéias entre os agentes econômicos, conduzindo ao crescimento. Isso ocorre porque a diversidade de oferta de produtos nas cidades leva a geração de novos tipos de trabalho, o que eleva a capacidade de adicionar mais bens e serviços.

Além da teoria clássica da aglomeração, Bekele e Jackson (2006) propõem uma revisão das abordagens teóricas mais recentes, das quais faz parte a Nova Geografia Econômica (NGE)²⁶. Nesta visão, a configuração espacial das atividades produtivas resulta de duas forças opostas: as de aglomeração, baseadas, em grande medida, nas externalidades Marshallianas, que induzem as atividades econômicas ao *clustering*; e as de dispersão, ou *congestion effects*, que incluem custos de transporte, a imobilidade da mão-de-obra, efeitos externos do meio ambiente, dentre outros. As externalidades, nessa abordagem, são geradas por um mecanismo baseado nas forças de interação do mercado, através dos *backward linkages*, transações da empresa com os fornecedores, e *forward linkages*, transações da empresa com os consumidores. Assim sendo, como referem Fujita, Krugman e Venables (2002), a NGE está impondo um caráter pecuniário às externalidades, como determinantes da concentração e dispersão espacial da indústria.

De outra parte, a Escola de Especialização Flexível analisa as mudanças espaciais da organização produtiva, diferentemente das abordagens que se concentram nos benefícios econômicos das aglomerações, considerando também os aspectos sociais e culturais relacionados a cada região. Nesta concepção são abordados os “Novos Distritos Industriais”, caracterizados pela produção em pequena escala, especialização produtiva e maior cooperação entre as firmas. Isso porque, com a crise econômica dos anos 1970, quando predominava o Fordismo²⁷, emergiram os sistemas de produção flexíveis, onde as redes sociais e culturais desempenhavam um papel importante na competitividade de firmas de pequeno e médio porte. Neste sentido, diversos estudos apontaram que a existência destas redes sociais, com relações inter-pessoais *face-to-face* e constantes fluxos de informações e culturas baseados na reciprocidade e na confiança entre os agentes, foram fundamentais para o sucesso de determinadas regiões num contexto de crise econômica (BEKELE; JACKSON, 2006). Conclui-se, deste modo, que a proximidade pode gerar externalidades principalmente através da formação dessas redes de cooperação entre as firmas, abrangendo as dimensões econômicas, sociais e culturais nesse ambiente.

Por seu turno, a Teoria da Competitividade de Porter se baseia na importância da formação de um ambiente competitivo entre firmas de uma mesma indústria, localizadas proximamente. Segundo o autor, os *clusters* capturam importantes *linkages*, complementaridades e *spillovers* em termos de tecnologia, habilidades, informações e das

²⁶ O nome dado a cada abordagem se baseia no trabalho de Bekele e Jackson (2006): “*Theoretical Perspectives on Industry Clusters*”. E a tradução fica por conta do autor.

²⁷ Sistema de produção em massa, caracterizado pela rigidez produtiva, que correspondia ao principal modo de produção nas economias capitalistas desenvolvidas naquele período (BEKELE; JACKSON, 2006).

próprias necessidades de consumo referentes a cada firma ou indústria (PORTER, 1998; 2000). Estas vantagens fazem com que as firmas que compõem um determinado *cluster* sejam mais produtivas em relação às demais e tenham maiores estímulos à inovação, aumentando, assim, a competitividade. Esta aumenta em função das relações de rivalidade mais intensas entre firmas geograficamente próximas, ao mesmo em que é estabelecido um determinado nível de cooperação mutuamente benéfico entre as mesmas. Por conseguinte, as externalidades, no sentido de Porter, se referem principalmente às tecnológicas ou não-pecuniárias. Em síntese, a idéia principal é que o desempenho econômico local está ligado principalmente à concentração espacial de firmas, fornecedores e outros serviços de uma mesma indústria, de suas interações competitivas e de colaboração, além dos *spillovers* de conhecimento.

Cabe destacar, ainda, a abordagem das Externalidades Dinâmicas, cuja formalização dos três principais argumentos teóricos é desenvolvida, pioneiramente, em Glaeser *et al* (1992). Esta abordagem parte das novas teorias de crescimento que consideram o progresso tecnológico como endógeno, testando a relação existente entre as externalidades de conhecimento e o crescimento econômico, dando um sentido dinâmico ao conceito de economias de aglomeração. Mais precisamente, como referem os autores, a abordagem é focada em três proposições teóricas, todas baseadas em externalidades tecnológicas (*knowledge spillovers*): as de Marshall (1890), Arrow (1962) e Romer (1986), ou o modelo Marshall-Arrow-Romer (MAR), conhecido também como externalidades MAR; as de Jacobs (1969), ou externalidades Jacobs; e as de Porter (1990), ou externalidades Porter. A partir das externalidades tecnológicas, as inovações de uma determinada firma provocam, grosso modo, o aumento da produtividade, sem incrementos significativos nos custos, das demais. Pois, com a proximidade e a subsequente interação entre os agentes, as pessoas capturam partes do conhecimento umas das outras, sem incorrer em qualquer custo para isso. Esta transmissão pode ocorrer: entre firmas de uma mesma indústria, sob os argumentos teóricos do tipo MAR, sugerindo que a especialização produtiva é o fator determinante das externalidades e do crescimento local; ou entre firmas de diferentes indústrias, de acordo com a fundamentação teórica do tipo Jacobs, o que sugere que a principal fonte de externalidades e do crescimento é a diversificação produtiva. Neste contexto, as externalidades do tipo Porter se aproximam dos argumentos de Jacobs com relação à competição, mas ocorrem em um ambiente especializado (VALENTINI, 2008).

Portanto, como referem Britto e Albuquerque (2002), a importância da formação de *clusters* industriais tem sido enfatizada, no plano teórico, por análises que se encontram na

fronteira entre a literatura de organização industrial, a partir da teoria clássica da aglomeração; e estudos de economia regional, que buscam explicar e relacionar a formação desses *clusters* com o crescimento econômico local. O principal ponto de convergência entre estas abordagens é que todas buscam explicar, ainda que com argumentos, às vezes, mutuamente exclusivos, a importância da proximidade entre os agentes econômicos, em termos da concentração espacial. De fato, empiricamente, Fujita, Krugman e Venables (2002) apontam que boa parte das evidências indica que as indústrias são mais aglomeradas do que as teorias-padrão podem prever.

Todavia, mesmo que essas teorias possam ser aplicadas a outras atividades produtivas, como no caso dos serviços estritamente relacionados a determinados setores industriais, deve-se considerar que a construção civil não necessariamente segue o mesmo padrão de aglomeração espacial da indústria. Talvez porque seja um setor com baixa intensidade tecnológica, sendo trabalho-intensivo e, assim, não se beneficiando, pelo menos com a mesma intensidade com que ocorre na maior parte dos setores industriais, das externalidades tecnológicas ou não-pecuniárias. Ou ainda porque a construção civil pode crescer mesmo à margem dos grandes centros urbanos, em regiões com menor desempenho econômico, uma vez que, onde houver crescimento populacional, mesmo que lento, haverá um certo nível de produção do setor. Efetivamente, como estimado na seção 2.2.3, um dos fatores que está diretamente relacionado com o volume de produção da construção civil é o nível populacional, o que indica a interação do setor, dentre outros elementos, com a dinâmica populacional das regiões²⁸. Deste modo, espera-se que a construção civil apresente um menor grau de concentração espacial do que a indústria.

3.2.2 Análise estatística espacial: Indústria versus construção civil

Para comparar os padrões de distribuição espacial da construção civil e da indústria são coletadas informações do emprego formal destes setores na RAIS para os 496 e 5.560 municípios gaúchos e brasileiros, respectivamente, em 2008²⁹. Em seguida, são calculados os indicadores de especialização setorial no emprego para cada município, em geral

²⁸ Cabe lembrar que, de acordo com o modelo estimado na seção 2.2.3, além da população, o nível de preços do setor, o *spread* entre as taxas de juros reais de curto e de longo prazo, o fator trabalho não qualificado e a própria renda foram significativos para explicar o nível de produção da construção civil.

²⁹ Número de municípios brasileiros com renda do trabalho declarada na RAIS neste ano.

denominados de quocientes locacionais (QL)³⁰ e normalmente utilizados para a identificação de *clusters*. Então, estes são usados para a aplicação da técnica da análise exploratória de dados espaciais (AEDE).

3.2.2.1 Análise exploratória de dados espaciais

A AEDE fundamenta-se na análise de estatísticas de autocorrelação espacial que possibilitam identificar a formação de *clusters*. Para determinadas variáveis de interesse, que neste caso correspondem aos quocientes locacionais para a indústria (QLi) e para a construção civil (QLc), um *cluster* é definido como um aglomerado de municípios vizinhos cujos atributos são similares.

Mesmo sendo uma definição que captura somente a noção de proximidade geográfica, focando a análise na dimensão espacial da formação de *clusters*, mas não abrangendo plenamente a amplitude conceitual de um *cluster*, que pode variar entre as diferentes abordagens teóricas (como a noção de competitividade em Porter), este parece ser o conceito mais apropriado para os objetivos do trabalho. Pois, por exemplo, caso exista um padrão homogêneo no qual municípios mais especializados na indústria tendam a estar localizados na vizinhança de municípios também com maior espacialização industrial, estes resultados indicam que o crescimento do emprego formal do setor pode estar associado a um aumento da concentração espacial da renda do trabalho. De forma análoga, a mesma análise é efetuada para a construção civil.

³⁰ Por exemplo, o quociente locacional para a construção civil de um determinado município gaúcho pode ser calculado da seguinte forma:

$$QL_C = \frac{E_C^i / E_T^i}{E_C^{RS} / E_T^{RS}}$$

onde: E_C^i é o emprego formal da construção civil no município “i”, E_T^i é o emprego formal total do município “i”, E_C^{RS} é o emprego formal da construção civil no Rio Grande do Sul e E_T^{RS} é o emprego formal total da economia gaúcha. Se $Q_C > 1$, o coeficiente indica que o município “i” possui um maior grau de especialização no emprego formal da construção civil do que o Rio Grande do Sul. O inverso ocorre quando $Q_C < 1$. Quando $Q_C = 1$, não há diferença entre os graus de especialização do município e do Estado. Analogamente, são calculados estes indicadores para a indústria e também para o caso dos municípios brasileiros.

Dentre as ferramentas da AEDE, são calculados os índices globais de associação ou correlação espacial, o I-Moran, e demonstrados os diagramas de dispersão espacial de Moran e os mapas com os municípios brasileiros e gaúchos onde os *clusters* são estatisticamente significativos, a partir do cálculo do Índice Local de Associação Espacial (LISA). O diagrama de dispersão espacial de Moran consiste numa representação gráfica do índice I-Moran.

O I-Moran fornece uma medida geral da correlação espacial existente no conjunto dos dados e seu valor varia de -1 a 1. Valores próximos de zero para o indicador apontam a inexistência de autocorrelação espacial significativa, ou seja, a variável de interesse não apresenta padrões espaciais de aglomeração bem definidos. Se o I-Moran for positivo, então existe autocorrelação espacial positiva, isto é, valores altos da variável tendem a estar localizados na vizinhança de valores altos. Se for negativo, então existe autocorrelação espacial negativa, ou seja, valores altos da variável tendem a estar localizados na vizinhança de valores baixos. O I-Moran é calculado por:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} x_i x_j}{\sum_{i=1}^n x_i^2}$$

Onde:

n = número de observações;

w_{ij} = elementos da matriz de peso espacial que define as relações de vizinhança³¹;

x_i e x_j = valores da variável analisada em desvios da média nos municípios “i” e “j”.

Já a estatística LISA é um indicador que permite identificar a existência de valores semelhantes de uma variável entre municípios vizinhos. Se o valor da estatística LISA for diferente de zero e significativo, então o município está espacialmente associado com os seus vizinhos. Neste caso, a estatística LISA permite identificar a formação de *clusters* espaciais e a AEDE possibilita avaliar se tal aglomerado é estatisticamente significativo. Seu cálculo é gerado pela seguinte expressão:

³¹ É utilizada na estimação a usual contigüidade de ordem 1. Isto é, na matriz de pesos espaciais, municípios vizinhos que fazem fronteira, mesmo que de canto (*queen*), recebem valor um e, os demais, valor zero. Este é o método mais adequado para abordar a noção de proximidade geográfica em um *cluster*.

$$L_i = \frac{x_i \sum_{j=1}^n w_{ij} x_j}{\sum_{i=1}^n x_i^2}$$

A partir dos resultados da estatística LISA, pode-se estabelecer quatro tipologias de autocorrelação espacial, as quais representam a formação de *clusters* (Quadro 3). As tipologias *High-High* e *Low-Low* capturam padrões homogêneos de associação espacial, ou seja, municípios com valores altos (baixos) da variável localizados na vizinhança de municípios com valores também altos (baixos). Já as tipologias *High-Low* e *Low-High* capturam padrões heterogêneos de associação espacial, isto é, municípios com valores altos (baixos) da variável localizados na vizinhança de municípios com valores baixos (altos).

Tipo de autocorrelação	Descrição
<i>High-High</i>	Valores altos com vizinhos apresentando valores altos
<i>High-Low</i>	Valores altos com vizinhos apresentando valores baixos
<i>Low-High</i>	Valores baixos com vizinhos apresentando valores altos
<i>Low-Low</i>	Valores baixos com vizinhos apresentando valores baixos

Quadro 3 – Tipos de autocorrelação espacial

Fonte: O autor (2010).

3.2.2.2 Resultados

O Gráfico 8 apresenta os valores obtidos para o I-Moran e os diagramas de dispersão espacial de Moran para os quocientes locais do emprego formal da indústria e da construção civil no Rio Grande do Sul em 2008. Como se pode observar, a indústria se caracteriza, de fato, por apresentar uma autocorrelação espacial positiva relativamente alta, de 0,548, indicando um padrão homogêneo no qual os municípios gaúchos com maior especialização industrial tendem a estar localizados na vizinhança de municípios também fortemente especializados (Gráfico 8(A)).

Em contraste, o indicador estimado para a construção civil ficou próximo de zero, mais precisamente, 0,101, apontando que o setor se distribuiu quase que aleatoriamente no território estadual (Gráfico 8(B)). Neste caso, o I-Moran indica então a inexistência de

padrões de associação espacial bem definidos, ou seja, estes resultados apontam para uma acentuada dispersão espacial da construção civil no Rio Grande do Sul, em termos de especialização produtiva, comparativamente à indústria.

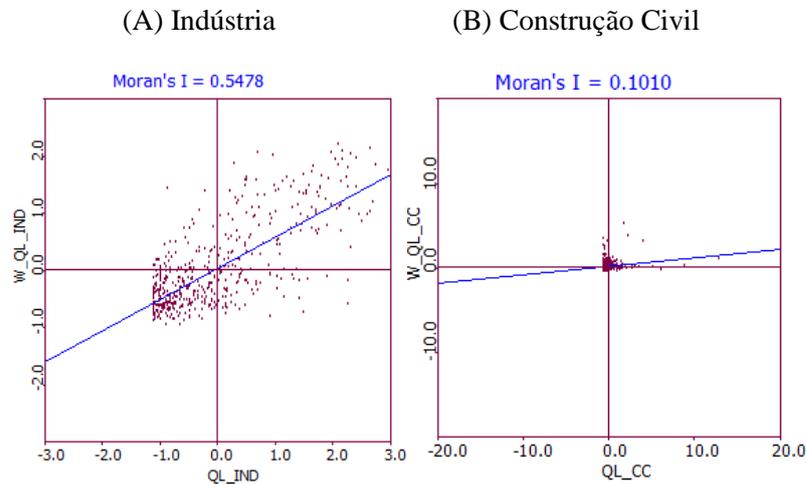


Gráfico 8 – Diagramas de dispersão de Moran para os quocientes locais de emprego formal da indústria e da construção civil no Rio Grande do Sul – 2008

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 21 abr. 2010.

Como pressupõem as abordagens teóricas anteriormente estudadas, a estatística LISA aponta que a indústria realmente tende a mostrar um padrão de aglomeração produtiva bem definido para o caso do Estado. Observa-se a nítida formação de um *cluster high-high* para a atividade industrial no eixo Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA)-Caxias do Sul (Figura 1). Cabe lembrar que tal *cluster* é composto por municípios altamente especializados no emprego industrial, associados espacialmente com os seus vizinhos também fortemente especializados, ao nível de 5% de significância para a estatística LISA. Estes municípios são majoritariamente concentrados, considerando as meso-regiões, na RMPA e na Região Nordeste do Estado. De outra parte, observa-se a formação de *clusters low-low*, principalmente, nas meso-regiões Noroeste, Sudoeste e Centro-Occidental Rio-Grandense. Estes resultados apontam para a predominância, de fato, de padrões homogêneos de aglomeração, com raros casos do tipo *high-low* e *low-high*, o que vem a reforçar o claro padrão de aglomeração produtiva da indústria, isto é, ou os municípios vizinhos tendem a ser altamente especializados, ou os mesmos apresentam baixos níveis de especialização.

Já em relação à construção civil, os resultados apontam para uma diversidade das tipologias de *clusters*, além do próprio pequeno número de municípios espacialmente

associados identificados a partir da estatística LISA, o que aponta a maior dispersão espacial do setor no território estadual, levando-se em conta os níveis de especialização produtiva (Figura 2). Como *clusters high-high*, foram identificados os municípios de Capão da Canoa, Xangri-lá, Osório, Maquiné, Itati, Terra de Areia, Esteio, Parai, São Leopoldo e Chapada. Destacam-se, portanto, os municípios do Litoral Norte do Estado. Segundo informações da RAIS (MTE, 2008), a participação da construção civil no total do emprego formal dos municípios desta região, identificados como *clusters high-high*, foi, em média, 5,1 vezes maior do que esta mesma participação para o Estado como um todo, indicando que a região, realmente, vem se tornando fortemente especializada. Isso ocorre, em grande parte, pelo crescimento acentuado da construção civil nestes municípios, ao mesmo tempo em que se observa a baixa concentração, ou mesmo ausência, das demais atividades produtivas, particularmente no caso da indústria e, em boa medida, da agropecuária.

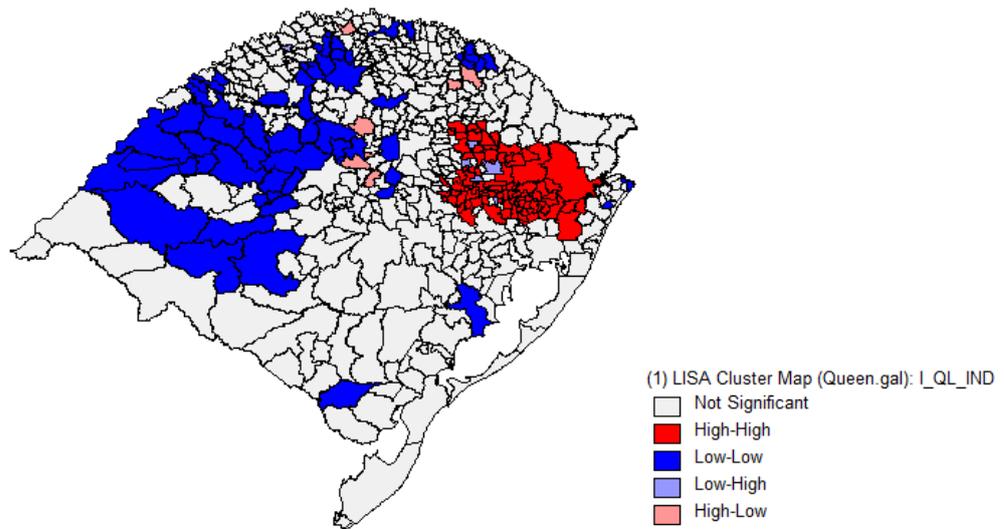


Figura 1 – Mapa de *clusters* espaciais para o emprego formal da indústria, em termos de quocientes locacionais, no Rio Grande do Sul – 2008

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 21 abr. 2010.

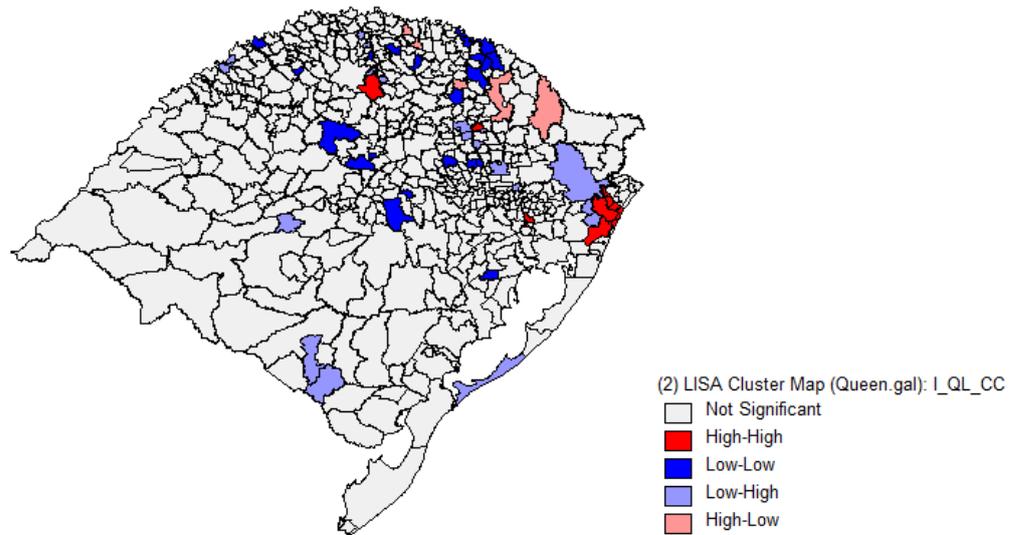


Figura 2 – Mapa de *clusters* espaciais para o emprego formal da construção civil, em termos de quocientes locacionais, no Rio Grande do Sul – 2008

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 21 abr. 2010.

Em nível nacional, como se pode observar no Gráfico 9, tanto a indústria como a construção civil apresentam semelhantes padrões de associação espacial, ou seja, a primeira apresenta uma autocorrelação espacial positiva (I-Moran = 0,4312 – Gráfico 9(A)) e, para a segunda, o I-Moran tende a zero (I-Moran = 0,0470 – Gráfico 9(B)).

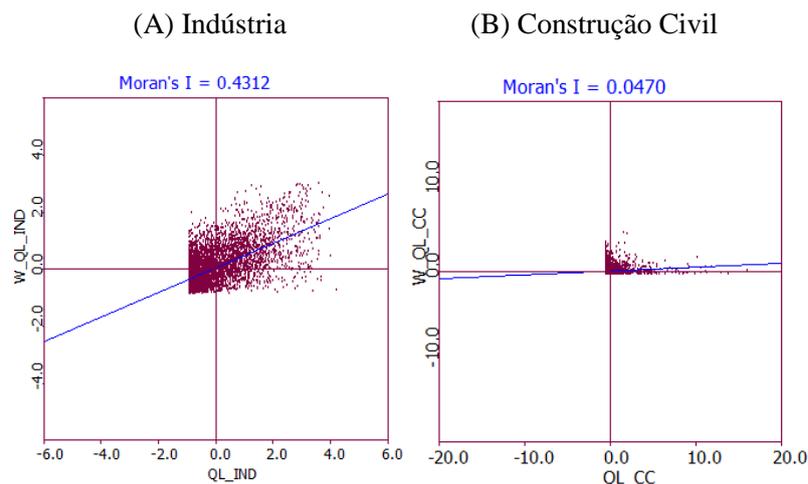


Gráfico 9 – Diagramas de dispersão de Moran para os quocientes locacionais do emprego formal da construção civil e da indústria no Brasil – 2008

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 21 abr. 2010.

Analogamente ao caso do Rio Grande do Sul, a estatística LISA aponta para a formação de grandes aglomerações de municípios vizinhos altamente especializados no emprego industrial no Brasil (Figura 3). Com base nos dados da RAIS (MTE, 2008), a formação de *clusters high-high*, ao nível de 5% de significância, concentra-se, majoritariamente, nas regiões Sul e Sudeste, nos estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, Minas Gerais e São Paulo. Cada um sendo responsável, respectivamente, por 18,9%, 21,6%, 16,9%, 11,9% e 23,9% do total de municípios identificados como *clusters high-high* no País, o que totaliza 93,2% destes *clusters* para o emprego industrial no Brasil. Ademais, também em nível nacional se verifica a predominância de padrões homogêneos de associação espacial, com poucos casos de *clusters high-low*, confirmando a nítida tendência de aglomeração produtiva da indústria, com municípios vizinhos ora amplamente especializados, ora com baixos graus de especialização. Este último padrão de aglomeração espacial, para a tipologia de *clusters low-low*, concentra-se, grosso modo, no eixo centro-norte do País.

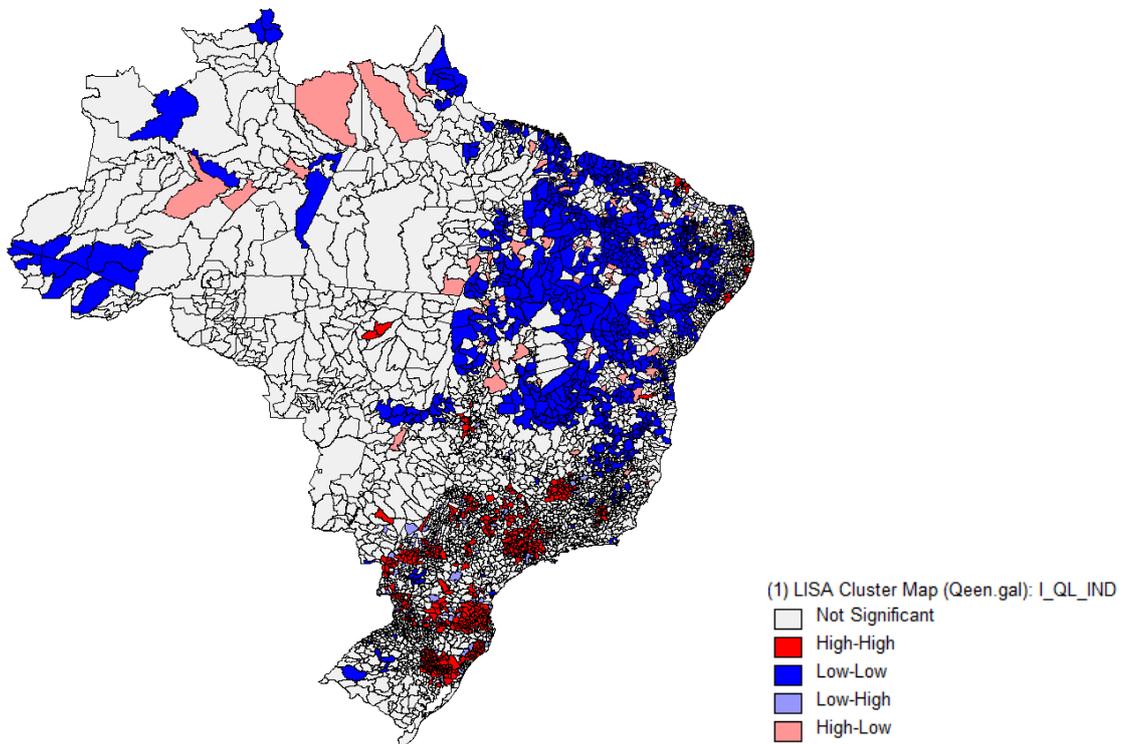


Figura 3 – Mapa de *clusters* espaciais para o emprego formal da indústria, em termos de quocientes locais, no Brasil – 2008

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 21 abr. 2010.

É justamente nesse eixo, por outro lado, que se verifica grande parte dos *clusters high-high* para a construção civil, indicando a importância relativa, também para o caso do Brasil, do setor em regiões com menor nível de especialização industrial, onde a construção civil se destaca em função da baixa concentração ou ausência das demais atividades produtivas, principalmente relacionadas à indústria (Figura 4). Além disso, como no caso do Rio Grande do Sul, observa-se a diversidade das tipologias de *clusters* para o setor, bem como o pequeno número de municípios espacialmente associados identificados a partir da estatística LISA, o que indica a maior dispersão espacial da construção civil no território nacional, no que diz respeito à especialização produtiva. Tal estatística apontou para a formação de pequenos e dispersos grupos de municípios vizinhos que se constituem em *clusters high-high* para os quocientes locais de emprego formal do setor no País (tratam-se de 120 municípios do Brasil).

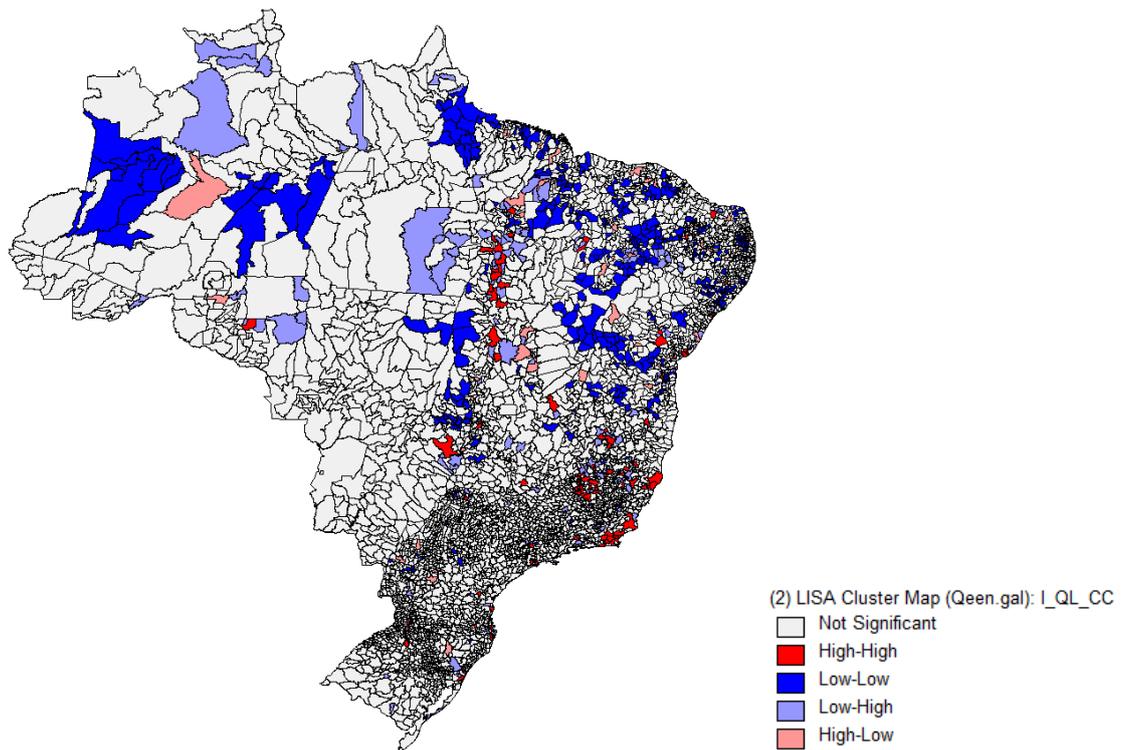


Figura 4 – Mapa de *clusters* espaciais para o emprego formal da construção civil, em termos de quocientes locais, no Brasil – 2008

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 21 abr. 2010.

Embora se observe, a partir dos indicadores da AEDE, que a construção civil apresenta um padrão de distribuição espacial mais disperso em relação à indústria, deve-se considerar, também, se o setor está localizado, majoritariamente, em regiões de baixa renda do trabalho. Pois, para uma maior contribuição na melhora da distribuição espacial desta renda entre os municípios brasileiros e gaúchos, é de pouca valia que o setor se concentre em regiões que apresentem um alto desempenho econômico, ainda que as mesmas sejam consideravelmente dispersas.

3.3 UMA ANÁLISE DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS E GAÚCHOS ESPECIALIZADOS NO EMPREGO FORMAL DA CONSTRUÇÃO CIVIL

Nessa seção analisa-se o total dos municípios especializados no emprego formal da construção civil, para avaliar todas as regiões onde a presença do setor é expressiva, independentemente dos municípios serem espacialmente associados em termos de especialização produtiva. Ou seja, considera-se, além dos *clusters high-high* identificados para o setor em estudo na seção 3.2.2.2, a totalidade dos municípios especializados no emprego formal da construção civil, mais precisamente, todos aqueles com quocientes locais maiores do que a unidade ($QLc > 1$).

A análise é efetuada com relação à evolução dos hiatos médios de renda do trabalho e ao comportamento do emprego formal da construção civil, comparativamente aos demais setores de atividade econômica, nessas regiões.

3.3.1 Hiato médio de renda do trabalho

Para os propósitos do estudo, o hiato médio de renda do trabalho é calculado, por exemplo, para o Rio Grande do Sul, a partir das diferenças entre a renda média por trabalhador de cada município gaúcho em estudo e a renda média por trabalhador no Estado, expressando estas diferenças como a média dos hiatos relativos de renda de todos os

municípios em análise³². Em outras palavras, trata-se da média dos hiatos (ou diferenças) de renda por trabalhador de cada município em questão em relação à renda média por trabalhador do Estado como um todo. Como já mencionado, esses hiatos são calculados para o conjunto de municípios identificados como *clusters high-high* para a construção civil e, também, para todos os municípios especializados no emprego formal do setor³³.

A partir desses cálculos, pode-se constatar que, no Rio Grande do Sul, os municípios identificados como *clusters high-high* para a construção civil apresentaram um hiato médio de renda por trabalhador de -25,3% em relação à estadual em 2008. E, levando-se em conta o total de 78 municípios gaúchos que apresentaram quocientes locacionais para o emprego formal do setor maiores do que a unidade ($QLc > 1$) neste ano³⁴, esse hiato foi muito próximo, a saber, de -21,8% (RAIS/MTE, 2008). Tal diferença foi ainda mais acentuada quando se considera somente os municípios do Litoral Norte do Estado, onde se identificou um forte *cluster high-high*, que registrou um hiato médio de -42,1%. Em termos monetários, enquanto a renda média por trabalhador da economia gaúcha foi de, aproximadamente, R\$ 1.313 em 2008, o conjunto de *clusters high-high* e o total de municípios especializados registraram, respectivamente, as médias de 982 e 1.027 reais neste ano.

No Brasil, os *clusters high-high* apresentaram um hiato médio de renda por trabalhador de -28,9% em relação à nacional em 2008. E, considerando o total de 647 municípios especializados no emprego formal da construção civil³⁵, este hiato foi de -30,7%. Mais especificamente, a renda média por trabalhador no País foi de R\$ 1.357 no ano em análise, ao passo que, no grupo de *clusters high-high* e no total de municípios especializados foi de R\$ 965 e R\$ 940, respectivamente.

Deve-se ponderar, todavia, que o hiato médio de renda pode ser considerado uma medida relativa da desigualdade de renda do trabalho entre os municípios, sendo capaz de medir a intensidade da mesma, mas não a extensão das regiões de baixa renda. Isso porque ele pode ser derivado tanto de uma grande quantidade de municípios com um nível de renda baixo como a partir de poucos municípios com um nível de renda muito baixo. Ele pode, inclusive, omitir casos de municípios com renda superior à média estadual e/ou nacional. Assim, é necessário decompor a análise acima efetuada.

³² A renda média por trabalhador é simplesmente a massa salarial dividida pelo número de empregados formais de um município em um determinado ano. E, para a renda média por trabalhador do Estado, procede-se ao mesmo cálculo, mas considerando a massa salarial total do Rio Grande do Sul em relação ao número de empregados formais da economia gaúcha.

³³ Esse mesmo procedimento é utilizado para o cálculo dos hiatos médios de renda do trabalho no Brasil, com base na média das diferenças de cada município brasileiro em relação à renda média por trabalhador do País.

³⁴ Esses 78 municípios poderão ser visualizados na Figura 6, em seguida.

³⁵ Esses 647 municípios poderão ser visualizados na Figura 7, mais adiante.

A Figura 5 apresenta os hiatos de renda do trabalho para todos os municípios gaúchos especializados no emprego formal da construção civil em 2008, decompostos em seis classes de hiatos segundo os graus de desigualdade, mais uma classe homogênea (em verde claro) que representa os municípios não especializados (com $QLc < 1$).

É importante salientar, primeiramente, que fica nítida a acentuada dispersão dos municípios especializados no emprego formal do setor em estudo (todos aqueles cuja cor difere da verde claro na Figura 5). Isso explica a baixa autocorrelação espacial demonstrada na seção 3.2.2.2, com um I-Moran estimado que tende a zero.

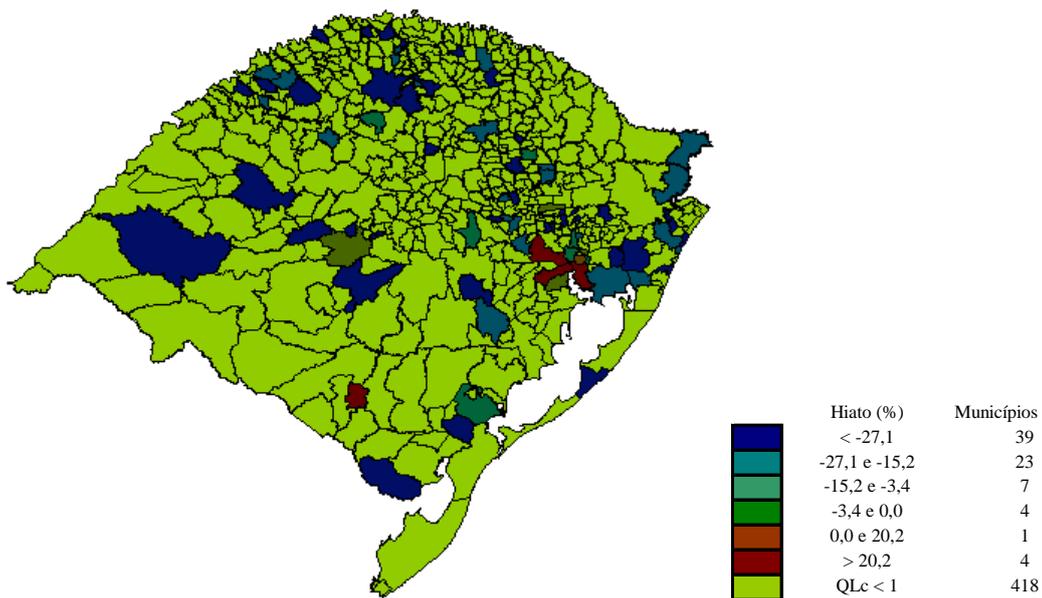


Figura 5 – Mapa dos hiatos de renda anual média por trabalhador, em relação à estadual, dos municípios gaúchos especializados no emprego formal da construção civil em 2008

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 22 abr. 2010.

E, com respeito aos hiatos, do total desses municípios especializados, apenas cinco apresentaram renda anual média por trabalhador superior à estadual em 2008: Porto Alegre, Canoas, Triunfo, Eldorado do Sul e Candiota. Os 73 restantes registraram, todos, indicadores inferiores ao do Estado, apontando que a construção civil, em termos de participação relativa, se concentra predominantemente em regiões de baixa renda do trabalho. Mais especificamente, desses 73 municípios, 39 enquadraram-se na classe com hiatos de renda por

trabalhador inferior a -27,1% à média estadual³⁶; e 23 no grupo entre -27,1% e -15,2%. Além das participações residuais de 7 municípios gaúchos na faixa entre -15,2% e -3,4%; e de 4 municípios que apresentaram hiatos menores situados na classe entre -3,4% e 0%³⁷.

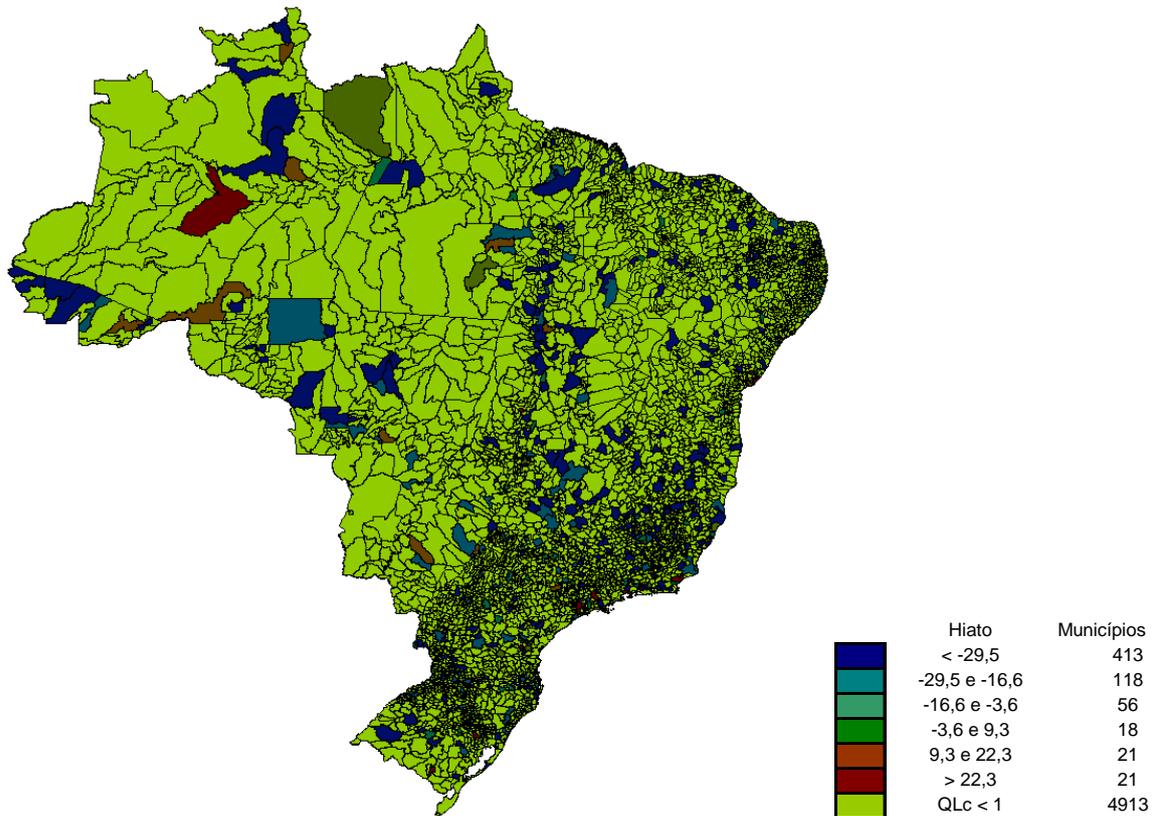


Figura 6 – Mapa dos hiatos de renda anual média por trabalhador, em relação à nacional, dos municípios brasileiros especializados no emprego formal da construção civil em 2008

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 22 abr. 2010.

No Brasil, pode-se observar um quadro semelhante ao do Rio Grande do Sul, com a elevada dispersão espacial do emprego formal da construção civil, em termos de especialização produtiva (todos os municípios cuja cor difere da verde claro na Figura 6). E, também, com a alta concentração do setor em regiões de baixa renda do trabalho: dos 647 municípios brasileiros especializados no emprego formal da construção civil, apenas 60 apresentaram renda anual média por trabalhador superior à nacional em 2008 (Figura 6). Isto é, 90,7% dos municípios com QLc > 1 no Brasil, ou quase a totalidade (587 municípios), registraram um hiato negativo em relação à renda média por trabalhador no País. Destes

³⁶ O hiato mais acentuado foi de -49,1%, registrado pelo município de São Domingos do Sul.

³⁷ Nesta classe todos os municípios também apresentaram hiatos negativos.

municípios, 413 enquadraram-se na classe com hiatos negativos inferiores a -29,5%³⁸, 118 na faixa entre -29,5 e -16,6% e 56 entre -16,6% e -3,6%³⁹.

Esses indicadores sugerem que, seja no Rio Grande do Sul ou no Brasil, além da construção civil apresentar um padrão distributivo relativamente mais disperso do que a atividade industrial, tende a se concentrar, em termos de especialização produtiva, em municípios de baixo desempenho econômico, no que se refere à renda do trabalho formal. Além disso, nos dois casos, os hiatos médios de renda do trabalho das regiões em análise (isto é, dos municípios com $QLc > 1$) são derivados, na maior parte, de um grande número de municípios com um nível de renda significativamente baixo. Trata-se, portanto, de um quadro problemático tanto em relação à intensidade da desigualdade quanto em termos da extensão das regiões de baixa renda, com uma grande quantidade de municípios gaúchos e brasileiros apresentando uma renda média por trabalhador consideravelmente inferior às médias estadual e nacional, respectivamente. Entretanto, a análise da evolução desses hiatos médios nas últimas décadas revela que essas desigualdades de renda do trabalho eram ainda maiores.

O Gráfico 10 demonstra a evolução dos hiatos médios de renda por trabalhador, em relação à média estadual, do conjunto de municípios gaúchos especializados no emprego formal da construção civil e do grupo de municípios identificados como *clusters high-high* na seção 3.2.2.2, para o período de 1985 a 2008. Observa-se claramente uma redução expressiva desses hiatos nos dois casos, sendo que, em 2008, foram praticamente a metade daqueles registrados em 1985. Mais precisamente, para o conjunto de municípios especializados houve uma redução de -45,7% para -21,8%, caindo, em média, aproximadamente 1,2% ao ano no período em análise⁴⁰. E, para o grupo de *clusters high-high*, o hiato médio diminuiu de -44,3%, em 1985, para -25,3%, em 2008, com uma redução anual média estimada em 1,4%⁴¹. Deste modo, pode-se observar uma queda dos hiatos, na média, um pouco mais acentuada neste último grupo de municípios, justamente onde a participação relativa da construção civil é ainda maior se comparada ao total de municípios especializados. Já que os *clusters high-high* são um grupo restrito de municípios especializados, espacialmente associados, com os maiores quocientes locacionais para o emprego formal da construção civil, quando

³⁸ O caso mais grave foi do município de São José do Bonfim, que registrou um hiato de -68,3%. Além deste, 258 municípios brasileiros apresentaram hiatos negativos inferiores a -40,3%.

³⁹ Na classe entre -3,6% e 9,3%, todos os municípios apresentaram hiatos positivos.

⁴⁰ Esta média pode ser visualizada no Gráfico 10 pelo coeficiente de “x” na equação de tendência linear estimada apresentada em azul, pois ele representa a tendência determinística (previsível) do hiato médio da renda do trabalho ao longo do tempo.

⁴¹ Ver coeficiente de “x” da equação em vermelho no Gráfico 10.

comparados ao total de municípios com $QLc > 1$, ou seja, com uma maior participação relativa do setor em estudo.

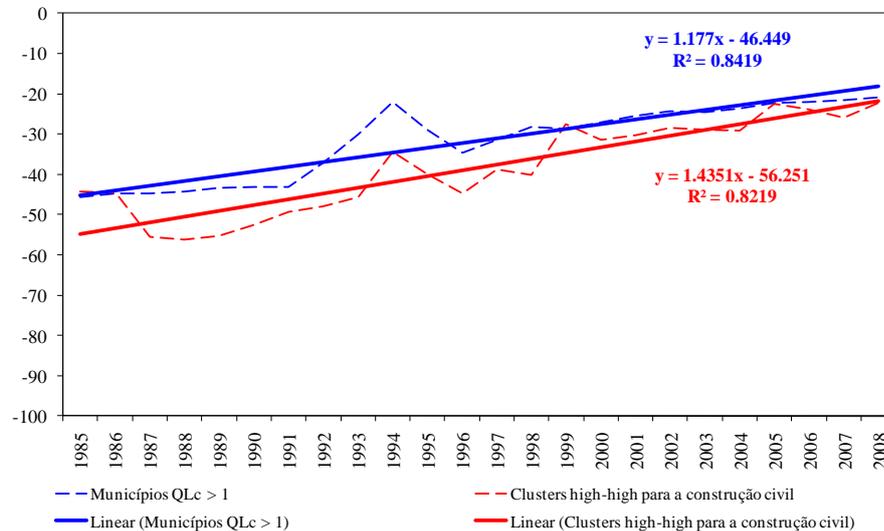


Gráfico 10 - Hiato médio de renda por trabalhador, em relação à média estadual, do conjunto de municípios gaúchos especializados no emprego formal da construção civil - 1985-2008

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 22 abr. 2010.

No Brasil, embora menos expressiva, também houve uma redução significativa dos hiatos médios de renda do trabalho dos municípios em análise (Gráfico 11). O hiato médio de renda por trabalhador do conjunto de municípios brasileiros especializados no emprego formal da construção civil, em relação à média nacional, caiu de -46,1%, em 1985, para -30,7%, em 2008, o que representa uma redução anual média aproximada de 0,62% ao ano. Para o grupo de *clusters high-high*, a redução do hiato foi de -44,8% para -28,9%, caindo, em média, 0,65% ao ano no período em estudo, sendo, analogamente ao caso do Rio Grande do Sul, levemente mais acentuada quando comparada ao total de municípios brasileiros especializados⁴².

Em linhas gerais, a menor queda dos hiatos de renda do trabalho em nível nacional pode ser explicada, em grande parte, pela maior heterogeneidade socioeconômica do Brasil, em relação ao Rio Grande do Sul. Se no Estado a desigualdade entre os municípios já se revela em níveis preocupantes, ela é substancialmente maior quando se considera todo o território brasileiro (como já mencionado desde a seção 3.1). Por conseguinte, o processo

⁴² Cabe lembrar que as reduções anuais médias dos hiatos são dadas pelos coeficientes de “x” estimados apresentados no Gráfico 11.

nacional de redução das desigualdades de renda do trabalho é significativamente mais lento, com uma redução anual média estimada dos hiatos sendo aproximadamente a metade da observada para o Rio Grande do Sul.

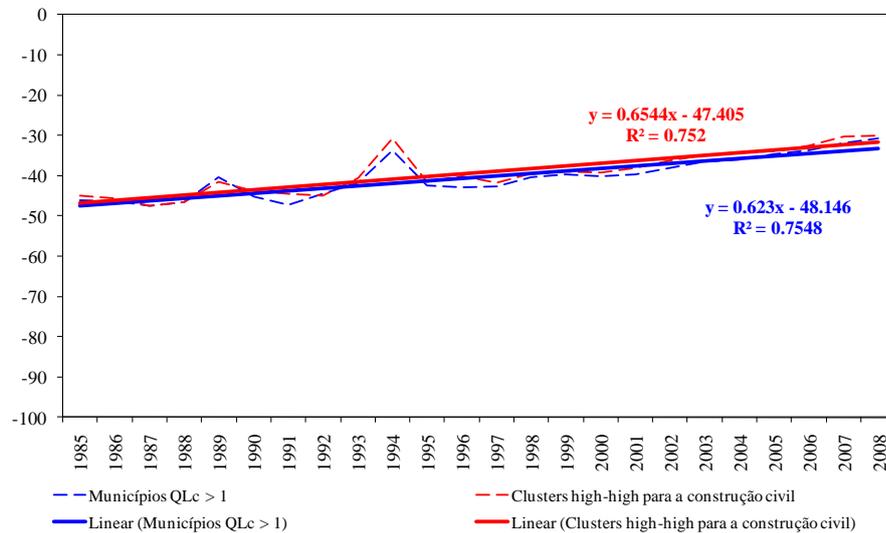


Gráfico 11 - Hiato médio de renda por trabalhador, em relação à média nacional, do conjunto de municípios brasileiros especializados no emprego formal da construção civil - 1985-2008

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 22 abr. 2010.

De qualquer modo, pode-se concluir que, nos dois casos, está havendo uma redução significativa dos hiatos de renda do trabalho formal. Isso pode estar ocorrendo em decorrência do crescimento do emprego da construção civil nas regiões em análise e/ou em função da expansão das demais atividades econômicas, ou mesmo devido às diferentes variações salariais entre os municípios. Assim, é importante avaliar diretamente a evolução do emprego formal nessas regiões, comparando a construção civil com os demais setores produtivos. Além disso, com a análise do emprego se utiliza uma variável não-monetária, de modo a verificar se o crescimento da renda do trabalho ocorre, simplesmente, pelo aumento do nível de salários ou, de fato, pela geração de emprego.

3.3.2 Crescimento do emprego formal: construção civil *versus* demais setores de atividade econômica

No Gráfico 12 são apresentados índices de base fixa (1985 = 100) para o emprego formal da construção civil e das demais atividades econômicas⁴³ no conjunto de municípios gaúchos com $QLc > 1$ (isto é, especializados no emprego formal da construção civil) no período 1985-2008⁴⁴. Observa-se, claramente, o crescimento mais acentuado do emprego da construção civil nas regiões em estudo, comparativamente aos demais setores produtivos. Mais especificamente, estima-se um crescimento anual médio de aproximadamente 5,9% a.a. do setor em análise, contra 1,2% a.a. das demais atividades econômicas⁴⁵. Desta forma, mesmo havendo variação salarial no período em análise, pode-se atribuir então ao aumento da renda do trabalho e, por conseguinte, à redução dos hiatos desta renda em relação à média estadual, principalmente, o aumento significativo do emprego formal nesses municípios, em particular o da construção civil.

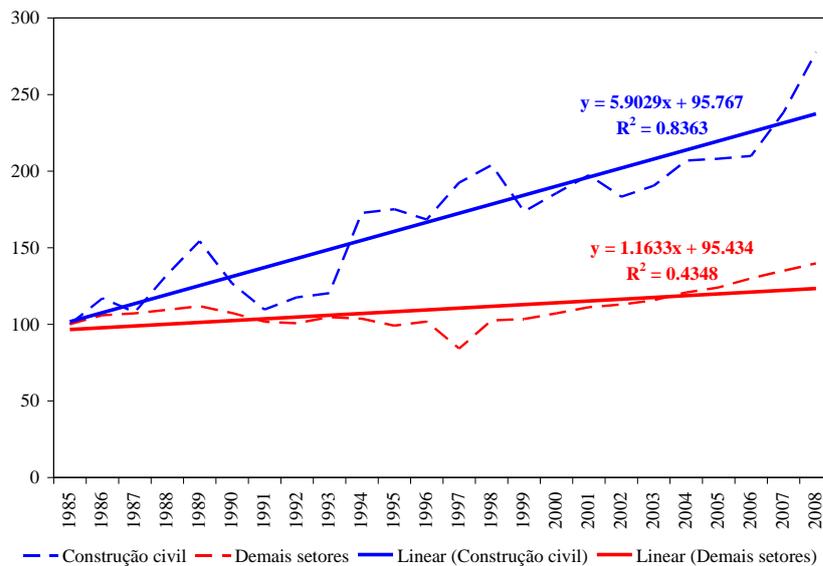


Gráfico 12 - Índices de base fixa para o emprego formal da construção civil e dos demais setores de atividade econômica no conjunto de municípios gaúchos com $QLc > 1$ (base: 1985 = 100) - 1985-2008

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 22 abr. 2010.

No Brasil, embora menos expressivo, verifica-se também um aumento mais acentuado do emprego formal da construção civil nos municípios com $QLc > 1$, em comparação com os

⁴³ Tratam-se de todas as atividades produtivas exceto a construção civil.

⁴⁴ Os índices de base fixa comparam o nível de emprego de cada ano sempre em relação a 1985.

⁴⁵ Estas taxas podem ser visualizadas pelos coeficientes de “x” no Gráfico 12, a partir das equações de tendência linear estimadas para cada caso.

demais setores produtivos (Gráfico 13). Mais precisamente, estima-se que a construção civil tem apresentado um crescimento anual médio de 3,0% a.a., ao passo que, para as demais atividades econômicas, esta taxa fica em torno de 2,8%⁴⁶. Assim, de forma análoga ao caso do Rio Grande do Sul, o crescimento do emprego formal da construção civil pode estar contribuindo, em boa medida, para o aumento da renda do trabalho e a redução dos hiatos desta renda dos municípios brasileiros em estudo em relação à média nacional.

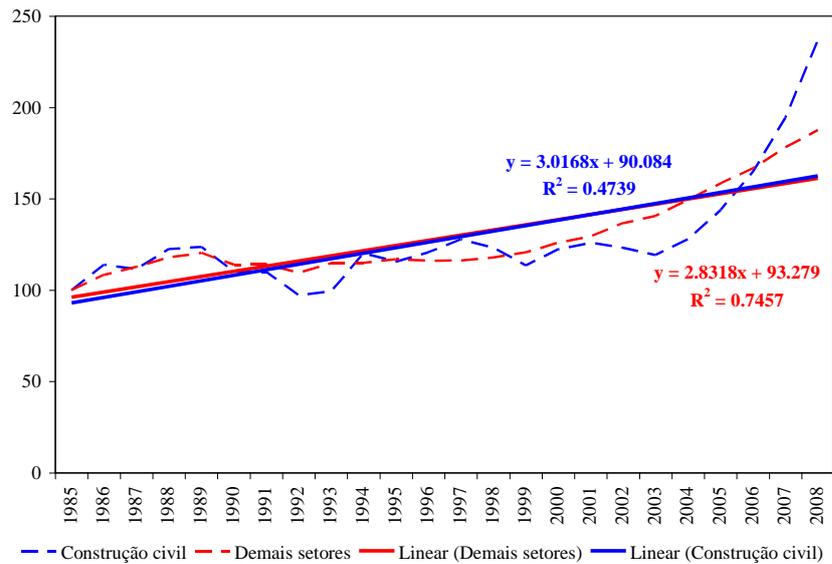


Gráfico 13 - Índices de base fixa para o emprego formal da construção civil e dos demais setores de atividade econômica no conjunto de municípios brasileiros com QLc > 1 (base: 1985 = 100) - 1985-2008

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 22 abr. 2010.

3.4 EFEITOS DA CONSTRUÇÃO CIVIL SOBRE OS HIATOS DE RENDA DO TRABALHO: UMA ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL ESTÁTICO DESEQUILIBRADO

Esta seção tem por objetivo testar a hipótese acima descrita de que o emprego formal da construção civil tem colaborado para a redução dos hiatos de renda do trabalho estudados na seção 3.3.1, contribuindo para a redução da desigualdade espacial da renda por trabalhador

⁴⁶ Ver os coeficientes de “x” no Gráfico 13.

entre os municípios brasileiros e gaúchos. Já que se observa um crescimento substancial do emprego formal do setor em regiões espacialmente dispersas e de baixo desempenho econômico, quando se considera a renda do trabalho.

3.4.1 Metodologia

Para verificar se, efetivamente, existe uma relação estatisticamente significativa entre esses hiatos e o emprego formal da construção civil, são utilizados os dados de renda do trabalho e de emprego formal demonstrados na seção 3.3, com base nas informações da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE).

Na estimação do modelo, utiliza-se as informações de praticamente a totalidade dos municípios gaúchos e brasileiros especializados no emprego formal da construção civil (com $QLc > 1$) vistos anteriormente, somente excluindo os casos em que os municípios apresentam hiatos positivos em relação à média (os quais foram demonstrados na seção 3.3.1). Além disso, é necessário desconsiderar poucos casos com uma grande quantidade de lacunas de informações na base de dados da RAIS ao longo do tempo.

Assim, para o Rio Grande do Sul, são incluídos no modelo 71 municípios⁴⁷, com informações ao longo de todo o período 1985-2008, o que totaliza uma amostra de 1.008 observações para cada variável a ser analisada. E, para o Brasil, são incluídos na estimação 587 municípios⁴⁸ durante o mesmo período, formando uma amostra de 13.014 observações. Deste modo, são construídos dois painéis estáticos (um para o Estado e outro para o País), em função do grande número de cortes seccionais em relação ao número de períodos a serem analisados⁴⁹. E, como persistem ainda algumas lacunas de informações na base de dados da RAIS, esses painéis são desequilibrados.

A partir de então, são estimados um modelo para o Rio Grande do Sul e outro para o Brasil, cada qual buscando explicar os hiatos de renda do trabalho de cada município em análise em função do emprego formal dos setores de atividade econômica, desagregados

⁴⁷ Cabe lembrar que o total de municípios gaúchos especializados no emprego formal da construção civil era de 78 em 2008. No modelo, 5 municípios são excluídos por apresentarem renda por trabalhador acima da média estadual e 2 pela inexistência de informações em quase todos os anos na RAIS.

⁴⁸ No caso do Brasil foi possível manter a totalidade dos municípios com renda por trabalhador inferior à média nacional em 2008, sendo necessário somente excluir, do total de 647 municípios especializados no emprego formal da construção civil, 60 municípios com hiatos positivos.

⁴⁹ Não há, portanto, problemas com a não estacionariedade das séries. Ademais, como se utiliza a análise de dados em painel estático, os parâmetros a serem estimados sempre irão se referir aos efeitos de curto de prazo.

segundo a classificação de 5 grandes setores da RAIS, que é compatível com o sistema de classificação setorial do IBGE⁵⁰. O modelo especificado para o Estado, por exemplo, é o seguinte⁵¹:

$$\ln|H_{it}| = \beta_{0i} + \beta_1 \ln CC_{it} + \beta_2 \ln IND_{it} + \beta_3 \ln COM_{it} + \beta_4 \ln SERV_{it} + \beta_5 \ln AGRO_{it} + \mu_{it}$$

Onde:

\ln = logaritmo natural das variáveis em análise;

i e t = subscritos indicando que os valores das variáveis estão sendo observados no município “ i ” e no ano “ t ”;

$|H|$ = hiato de renda por trabalhador, em módulo, em relação à média do Rio Grande do Sul;

β_{0i} = coeficiente de intercepto (ou constante) estimado para o município “ i ”⁵²;

CC = emprego formal da construção civil;

IND = emprego formal da indústria;

COM = emprego formal do comércio;

$SERV$ = emprego formal do setor de serviços;

$AGRO$ = emprego formal da agropecuária.

E o mesmo modelo é estimado para o Brasil, considerando como variável dependente o hiato de renda por trabalhador dos municípios, em módulo, em relação à média do País.

3.4.2 Resultados

Os resultados do modelo estimado para o Rio Grande do Sul são reportados na Tabela 4. Observa-se que cerca de 64,6% da variabilidade dos hiatos de renda do trabalho podem ser explicados por variações conjuntas das variáveis explicativas, levando-se em conta o R-

⁵⁰ É necessária, além da construção civil, essa inclusão das demais atividades econômicas no modelo para que não se incorra em viés de variável omitida nos parâmetros estimados, já que o emprego formal dos demais setores também pode estar contribuindo para a redução dos hiatos de renda do trabalho.

⁵¹ Neste caso, o modelo é estimado através de mínimos quadrados ordinários (MQO), pois o teste de Hausman aponta para a escolha do método de efeitos fixos (ver Anexo D).

⁵² Esses coeficientes de intercepto estimados para cada município a partir do método de efeitos fixos, embora sejam necessários para a estimação do modelo, não serão mais adiante demonstrados porque estão fora do escopo deste trabalho. Eles simplesmente indicam o valor médio do logaritmo natural do hiato de renda por trabalhador para cada município quando as variáveis explicativas são iguais a zero.

quadrado ajustado, o que revela, na prática, um poder explicativo razoavelmente alto do modelo. A estatística F indica que os coeficientes estimados são conjuntamente significativos para explicarem os hiatos de renda. Mas, conforme a estatística t, individualmente somente o emprego formal da construção civil é significativo, mesmo ao nível de 1% de significância⁵³.

Como demonstrado na seção 3.3.2, enquanto o emprego formal dos demais setores de atividade econômica cresceu, em média, 1,2% a.a. nos municípios gaúchos em estudo no período 1985-2008, a construção civil registrou uma taxa de crescimento anual média de 5,9% a.a.. Assim, os resultados do modelo vêm a confirmar que, de fato, é o crescimento do emprego formal da construção civil que está estatisticamente associado à redução dos hiatos de renda por trabalhador dos municípios gaúchos em análise, comparativamente à média estadual. Tal relação inversa é determinada pelo coeficiente negativo estimado de LNCC⁵⁴.

Tabela 4 – Resultados do modelo estimado para o Rio Grande do Sul – Variável dependente: $\ln|H|$

Variáveis	Coefficientes	Desvio-padrão	Estatística t	Valor P
C	3.84097	0.19323	19.87731	0.00000
lnCC	-0.06210	0.01290	-4.81454	0.00000
lnIND	-0.04535	0.02813	-1.61224	0.10720
lnCOM	-0.02459	0.04071	-0.60398	0.54600
lnSERV	-0.01660	0.03310	-0.50131	0.61630
lnAGRO	0.02417	0.01644	1.47087	0.14170
Especificação dos efeitos: efeitos fixos (variáveis <i>dummy</i>)				
R-quadrado	0.67278	Estatística F		25.54948
R-quadrado ajustado	0.64645	Valor P (estatística F)		0.00000
Durbin-Watson	1.66106			

Fonte: O autor (2010).

Outro ponto a se considerar é que o crescimento do emprego industrial não está significativamente relacionado à redução desses hiatos, mesmo ao nível de 10% de significância. Isso porque, como analisado na seção 3.2.2.3, o setor se concentra, em grande

⁵³ Além disso, a estatística de Durbin-Watson fica próxima de 2, o que indica a inexistência de autocorrelação de primeira ordem dos resíduos. E o modelo é estimado com a correção de *White cross-section standard errors and covariance*, de forma a atenuar o problema de heterocedasticidade nos dados de corte seccional, o que possibilita a inferência estatística. O teste formal para a existência de heterocedasticidade é apresentado no Anexo E.

⁵⁴ Optou-se por não avaliar diretamente a magnitude dos coeficientes estimados neste modelo. Pois, neste caso, procedeu-se à estimação ao nível municipal, incluindo um grande número de observações em *cross section* e, relativamente, um pequeno número de observações ao longo do tempo, o que pode gerar um viés de heterogeneidade. Mas, em média, pode-se concluir que, considerando tudo o mais constante (*coeteris paribus*), o aumento de 1% no emprego formal da construção civil está relacionado a uma redução de 0,062% no hiato de renda do trabalho de um município em relação à média estadual (considerando os municípios gaúchos em estudo).

parte, em regiões de alta renda do trabalho, que foram identificadas, inclusive, como *clusters high-high* para a renda média por trabalhador. Desta forma, ele não tem presença expressiva nos municípios de baixa renda em estudo, onde predomina, em termos de especialização produtiva, a construção civil.

No Brasil, de outra parte, observou-se um crescimento mais equilibrado entre os setores de atividade econômica no período 1985-2008, quando o emprego formal da construção civil cresceu, em média, 3,0% a.a., contra um crescimento anual médio de 2,8% a.a. das demais atividades produtivas nos municípios brasileiros em análise (como apresentado na seção 3.3.2). Como resultado, no modelo estimado para o País⁵⁵ pode-se verificar que, além da construção civil, o crescimento do emprego formal do comércio e da própria indústria está significativamente associado à redução dos hiatos de renda do trabalho dos municípios em estudo em relação à média nacional, ao nível de 5% de significância (Tabela 5)⁵⁶.

Todavia, observa-se que o efeito *coeteris paribus* do emprego formal da construção civil sobre esses hiatos, juntamente com o comércio, é praticamente o dobro daquele estimado para a indústria. Pois, como no caso do Rio Grande do Sul, observa-se no País uma presença mais expressiva do setor industrial em *clusters high-high* para a renda média por trabalhador, isto é, em regiões de alta renda do trabalho (como foi visto na seção 3.2.2.3), e não nos municípios de baixa renda em análise.

E, na comparação entre o Brasil e o Rio Grande do Sul, com respeito exclusivamente aos efeitos estimados do emprego formal da construção civil sobre os hiatos, observa-se que no País o efeito *coeteris paribus* do setor é relativamente inferior aquele encontrado para o Estado, com base na comparação entre os coeficientes de LNCC nos dois modelos apresentados nas Tabelas 4 e 5 (com coeficientes estimados para a variável em -0,045 e -0,062, nos casos do País e do Estado, respectivamente). Isso ocorre em decorrência do crescimento mais acelerado da construção civil nos municípios gaúchos em análise no

⁵⁵ Neste modelo, o R-quadrado ajustado aponta para um menor poder explicativo (31,8%), em comparação ao modelo estimado para o Rio Grande do Sul, pois se incluiu uma grande quantidade de municípios brasileiros na estimação (587), o que amplia os dados de corte seccional na amostra (Tabela 5). Contudo, a estatística F aponta que os coeficientes estimados são conjuntamente significativos. E a estatística t, que todos os coeficientes são, também, individualmente significativos. Ademais, a estatística de Durbin-Watson indica a inexistência de autocorrelação de primeira ordem dos resíduos. E, como no caso anterior, o modelo é estimado com a correção de *White cross-section standard errors and covariance*, sendo que o teste formal para a existência de heterocedasticidade é apresentado no Anexo F.

⁵⁶ Em contraste, o crescimento do emprego formal do setor de serviços e da agropecuária está relacionado ao aumento desses hiatos, pois os coeficientes estimados para estas variáveis foram significativos (ao nível de 5% de significância) e positivos. A explicação para tanto pode estar na baixa média salarial destes setores, quando se considera a renda do trabalho formal, segundo informações da RAIS.

período 1985-2008, ao mesmo tempo em que os hiatos de renda do trabalho também apresentaram reduções anuais médias mais acentuadas, quando comparadas às registradas no Brasil.

Tabela 5 – Resultados do modelo estimado para o Brasil – Variável dependente: $\ln|H|$

Variáveis	Coefficientes	Desvio-padrão	Estatística t	Valor P
C	3.60652	0.04920	73.30796	0.00000
lnCC	-0.04477	0.00581	-7.70246	0.00000
lnIND	-0.02402	0.01028	-2.33685	0.01950
lnCOM	-0.04869	0.01371	-3.55085	0.00040
lnSERV	0.02796	0.01108	2.52251	0.01170
lnAGRO	0.03436	0.00804	4.27112	0.00000
Especificação dos efeitos: efeitos fixos (variáveis <i>dummy</i>)				
R-quadrado	0.34874	Estatística F		11.25534
R-quadrado ajustado	0.31776	Valor P (estatística F)		0.00000
Durbin Watson	1.78188			

Fonte: O autor (2010).

Por conclusão, pode-se constatar que, no Brasil e, de forma mais acentuada, no Rio Grande do Sul, o emprego formal da construção civil tem contribuído significativamente para a redução dos hiatos de renda por trabalhador, de municípios espacialmente dispersos e com baixo desempenho econômico, em relação às médias nacional e estadual⁵⁷. E, deste modo, o setor tem colaborado substancialmente para a redução da desigualdade espacial da renda do trabalho entre os municípios brasileiros e gaúchos. Além disso, pode-se afirmar que, de um modo geral, no período 1985-2008 houve um processo de queda das desigualdades em todo o País e o Estado, o que fica evidenciado pela diminuição dos índices de Gini apresentados para a totalidade dos municípios brasileiros e gaúchos na seção 3.1, principalmente a partir de 1996. Deste modo, a redução das desigualdades dos municípios especializados no emprego formal da construção civil, nos quais o setor vem exercendo um papel fundamental para a diminuição dos hiatos de renda do trabalho, não vem sendo mais do que compensada por um possível movimento oposto (de aumento das desigualdades) nas demais regiões.

⁵⁷ O anexo G apresenta os testes de causalidade de Granger dos modelos estimados para o Estado e para o País. Seus resultados apontam que, realmente, é o emprego formal da construção civil que causa a redução dos hiatos de renda do trabalho nos dois casos, e não o inverso, não havendo, também, uma relação bi-causal entre as variáveis. Em outras palavras, estes testes vêm a ratificar a principal conclusão do capítulo acima descrita.

4 CONSTRUÇÃO CIVIL E CRESCIMENTO PRÓ-POBRE NO RIO GRANDE DO SUL E NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL DINÂMICO, 1985-2008

Desde a “segunda geração de economistas do desenvolvimento”, assim denominados por Meier (2001), o crescimento econômico deixou de ser visto como condição necessária e suficiente para a promoção do bem estar social. Como refere Sen (1999), é crucial avaliar o crescimento não somente como um fim, mas também como um meio de expandir as liberdades desfrutadas pelos membros de uma sociedade, considerando-se que a renda, embora não seja o único, diz respeito a um dos aspectos de grande importância que podem melhorar a condição de liberdade humana. Nesta concepção, além das dimensões não renda que devem ser avaliadas, a análise do crescimento deve ter como base não a sua quantidade, mas a sua qualidade, uma vez que a ampliação da base de recursos de uma sociedade somente se traduz em desenvolvimento humano quando ela é capaz de melhorar a qualidade de vida de sua população. É essencial, portanto, analisar não apenas o quanto uma economia cresceu, mas como foi este crescimento e, por consequência, qual o impacto distributivo do mesmo. Conforme Ribeiro, Comim e Porto Jr. (2004), essa mudança de ênfase na avaliação do impacto do crescimento econômico sobre a qualidade de vida dos indivíduos combina de maneira mais equilibrada o binômio eficiência-equidade na promoção do desenvolvimento humano.

Com base nessa perspectiva mais ampla do crescimento econômico, outro aspecto ainda pouco explorado na literatura empírica, ainda que se tenha uma idéia já bem difundida, é o perfil pró-pobre do crescimento da construção civil. Pois o setor pode proporcionar a inclusão de pessoas com baixa qualificação e renda no mercado de trabalho (como foi visto na seção 2.1.2). E, como estudado no capítulo anterior, o setor pode crescer mesmo a margem dos grandes centros urbanos, em municípios de baixo desempenho econômico. Assim, ele se enquadra, em boa medida, ao perfil pró-pobre do crescimento, que será com mais rigor abordado neste capítulo.

Para analisar a construção civil sob a ótica do crescimento pró-pobre, o capítulo está organizado em quatro seções. Na primeira busca-se estudar os aspectos teóricos sobre esta concepção de crescimento, que considera a relação entre crescimento econômico e redução da pobreza como um processo complexo e não-trivial. Na segunda analisa-se alguns indicadores da construção civil que possam evidenciar o seu perfil pró-pobre em relação à geração de

renda e emprego de baixa escolaridade. Em seguida, utiliza-se algumas medidas para a análise da evolução da pobreza no Brasil e no Rio Grande do Sul no período 1985-2008. E, finalmente, procede-se a especificação, a apresentação da metodologia e a estimação do modelo que busca testar se o crescimento do emprego formal da construção civil tem sido pró-pobre no Estado e no País no período em análise, tanto no curto quanto no longo prazo. Além de outras considerações complementares sobre tal relação, com respeito às diferenças de sensibilidade entre os estados brasileiros e aos resultados do teste de causalidade de Granger.

4.1 ASPECTOS TEÓRICOS SOBRE CRESCIMENTO PRÓ-POBRE

Em linhas gerais, não há um consenso para a definição do crescimento pró-pobre e a própria pobreza não é um fenômeno unidimensional, ligado estritamente a insuficiência de renda. Porém, mesmo quando se considera somente a dimensão renda da pobreza, como aponta Warr (2005), deve-se distinguir, inicialmente, as medidas de pobreza absoluta e relativa. A primeira contempla a mais básica e tradicional medida de insuficiência de renda, a proporção de pobres, na qual é definida uma linha de pobreza como uma renda ou gasto mínimo e indivíduos com renda abaixo deste mínimo são considerados todos como um grupo homogêneo de pobres, sendo estabelecida, a partir de então, uma medida de incidência relativa em termos do total da população. A principal crítica a esta medida é que ela é incapaz de medir a intensidade da pobreza, ou seja, o hiato, ou a diferença, existente entre a renda de cada indivíduo e a linha de pobreza. A segunda envolve medidas de insuficiência de renda que, justamente, consideram este hiato. Este é o caso do hiato médio de renda, que é calculado a partir das diferenças entre a renda dos indivíduos e a linha da pobreza e as expressa como a média dos hiatos relativos da renda de todos os indivíduos da população. Ou de outras medidas que comparam diretamente a desigualdade de renda (ou gastos) entre os pobres e os não-pobres, como os coeficientes de Gini. Tais medidas têm como principal problema o fato de não capturar a extensão da pobreza, pois um hiato médio de renda pode ser derivado tanto de uma grande quantidade de pessoas com um nível de renda baixo como a partir de poucas pessoas com um nível de renda muito baixo⁵⁸ (COMIM; BAGOLIN, 2002). De qualquer

⁵⁸ Para maiores detalhes sobre essas críticas e medidas alternativas de pobreza ver Comim e Bagolin (2002).

modo, a literatura do crescimento pró-pobre assume, geralmente, que o principal objetivo das políticas é minimizar a incidência da pobreza absoluta (WARR, 2005).

Sob tal ponto de vista, mesmo que restrito à dimensão renda da pobreza absoluta, permanecem ainda variações nas definições em torno do termo crescimento pró-pobre, as quais dependem da importância dada a níveis *versus* mudanças na caracterização da relação entre crescimento e pobreza.

Em relação aos níveis, alguns autores o compreendem como o crescimento capaz de reduzir significativamente a pobreza, de modo a beneficiar os pobres e incrementar seu acesso a oportunidades, mas não ficando claro o quanto significativa deve ser tal redução e como a evolução do crescimento pró-pobre deve ser mensurada e monitorada.

Já com respeito a mudanças na caracterização, as definições variam, essencialmente, em torno de aspectos distributivos da renda. Por um lado, considera-se como crescimento pró-pobre aquele capaz de reduzir a pobreza, sem levar em conta os aspectos ligados à distribuição de renda (RAVALLION; CHEN, 2003). Por outro, pressupõe-se que, para o crescimento ser considerado pró-pobre, a taxa de crescimento da renda dos pobres deve ser maior do que a taxa de crescimento da renda da população total. Deste modo, o crescimento pró-pobre está diretamente associado com a redução da desigualdade de renda (KAKWANI; PERNIA, 2000).

Apesar dessas eventuais discrepâncias acerca do conceito de crescimento pró-pobre, pode-se entendê-lo como aquele crescimento capaz de habilitar os pobres a participarem da atividade econômica, fazendo com que o aumento generalizado da renda os beneficie proporcionalmente mais do que aos não-pobres. Como o crescimento econômico pró-pobre faz referência à inclusão dos pobres, tanto em termos da geração do crescimento quanto do usufruto de seus resultados, muitas vezes ele é também chamado de crescimento de base ampla (RIBEIRO; COMIM; PORTO JR., 2004).

Somente a partir dessas oscilações conceituais do termo, fica claro que a literatura sobre o crescimento pró-pobre é ampla e diversificada. Como referem Kakwani e Pernia (2000), nos anos 1950/60 prevaleceram as teorias com ênfase no efeito *Trickle Down*, a partir do qual são estabelecidos fluxos verticais distributivos indiretos dos não-pobres para os pobres. Em resumo, a idéia é que os benefícios do crescimento econômico são primeiramente capturados pelos não-pobres e, em seguida, os pobres são beneficiados indiretamente, quando se inicia o processo de realização dos gastos dos ganhos obtidos pelos primeiros. Isso implica que os benefícios do crescimento direcionados aos pobres podem ser, na maioria das vezes, inferiores aos dos não-pobres e que a incidência da pobreza pode diminuir mesmo quando os

pobres recebem uma pequena parcela dos benefícios totais gerados. Por isso, este tipo de crescimento é também conhecido na literatura como crescimento econômico distributivamente neutro de base ampla. Nessa abordagem podem ser enquadrados autores como Aghion e Bolton (1997) e Dollar e Kray (2002), dentre outros.

Pode-se mencionar, ainda, os críticos ao crescimento articulados na posição do *Immiserising Growth*, como De Janvry e Sadoulet (1999). Nessa concepção é possível que altas taxas de crescimento econômico sejam acompanhadas pelo aumento da incidência da pobreza. Isso ocorre quando a desigualdade aumenta ao ponto de mais do que compensar os benefícios capturados pelos pobres no processo de crescimento, sendo este, por conseguinte, também conhecido como crescimento econômico de base restrita de natureza distributiva regressiva.

A partir dessas posições antagônicas na literatura, observa-se que a relação entre crescimento econômico e redução da pobreza é complexa e não-trivial. Como tal, diversos trabalhos têm apontado que ela deve ser vista como uma relação empírica, altamente específica, para cada país ou mesmo região, uma vez que ela não pode ser definida *a priori* por argumentos essencialmente teóricos. Por exemplo, Ravallion e Datt (1998) demonstraram que, para o caso da Índia, maiores níveis de produtividade agrícola contribuem significativamente para a redução da pobreza rural. Mas observaram também que o crescimento do PIB do setor não-agrícola exerce efeitos heterogêneos sobre a redução da pobreza entre os estados indianos (RAVALLION; DATT, 2002). Conforme os autores, o crescimento do setor não-agrícola:

“[...] is more pro-poor in states with higher initial farm yields, higher female literacy rates, lower infant mortality, lower urban-rural disparities in consumption levels and lower initial landlessness.” (RAVALLION; DATT, 2002, p. 393).

Deste modo, pode-se concluir que as condições de convertibilidade são dependentes do contexto no qual são analisadas, sendo possível explorar, ainda no plano teórico, um amplo conjunto de fatores que, conceitualmente, podem influenciar a conversão do crescimento econômico em redução da pobreza. Ribeiro, Comim e Porto Jr. (2004) apresentam um resumo de sete grupos de fatores.

O primeiro grupo está ligado ao aspecto espacial do crescimento, pois o padrão de desenvolvimento da atividade econômica reduz a pobreza conforme o padrão espacial de distribuição da mesma. Por exemplo, se os pobres se concentram na região X é de pouca valia

que o crescimento ocorra na região Y. Nessa perspectiva, é importante verificar se o padrão regional/local do crescimento coincide com os fatores regionais da pobreza. Particularmente nos países em desenvolvimento, a pobreza absoluta é concentrada em áreas rurais isoladas, onde a intensidade da pobreza é maior, sendo dificilmente resolvida por um crescimento industrial urbano.

O segundo se refere ao próprio grau de desigualdade da renda e da riqueza, uma vez que, sociedades com desigualdades crônicas são baixas conversoras de crescimento em redução da pobreza. Isto é, uma sociedade mais igualitária tem um impacto maior na redução da pobreza, relativamente á uma sociedade mais desigual.

O terceiro contempla as dimensões não-renda, dado que o bem-estar dos indivíduos depende também da variação existente nas dimensões não econômicas, como saúde, educação, discriminação e assim por diante. Estas dimensões estão intimamente relacionadas à capacidade das pessoas de participar e usufruir dos resultados do crescimento. Por exemplo, diferenciais nos níveis educacionais geram oportunidades desiguais de conversão do crescimento econômico em bem estar para diferentes grupos da sociedade.

O quarto envolve o padrão do gasto público, pois um baixo nível pró-pobre da focalização deste gasto, combinado com um baixo nível de desenvolvimento institucional, pode comprometer seriamente a eficiência das políticas públicas. Nesse sentido, trabalhos recentes do Banco Mundial (WDR, 2004) têm demonstrado que a qualidade do gasto público exerce uma influência importante sobre o bem-estar dos indivíduos mais pobres e, portanto, sobre as condições de conversão do crescimento econômico em qualidade de vida da população.

O quinto é referenciado ao impacto ambiental, sob a análise de que o crescimento econômico pode afetar desproporcionalmente os pobres através da degradação do meio ambiente, ao levar á erosão de sua base de ativos. Isso pode ocorrer em áreas rurais, onde as externalidades negativas causadas pela atividade econômica se traduzem na poluição, erosão e/ou contaminação de recursos previamente utilizados pelos pobres. Ou mesmo em áreas urbanas, nas periferias das grandes cidades, pela poluição de bacias hidrográficas ou marginalização de áreas urbanas em decorrência do impacto ambiental negativo de determinados projetos industriais. De fato, conforme Galeotti e Lanza (1999), diversos trabalhos recentes apontam para evidências estatisticamente significativas da relação direta entre o crescimento econômico e a emissão de poluentes, ainda que esta possa ser invertida nas etapas mais avançadas do processo de desenvolvimento.

Finalmente, os dois últimos grupos de fatores estão relacionados aos padrões setoriais do crescimento e ao grau de intensidade e uso dos fatores de produção.

No que diz respeito ao primeiro, ressalta-se a importância dos padrões setoriais porque o crescimento econômico ocorre dentro dos setores, e o seu impacto sobre a redução da pobreza vai depender então dos *links* com os setores abertos aos pobres. Nessa perspectiva, a maior parte dos trabalhos empíricos têm sido desenvolvidos com ênfase na agricultura e sua relação com a redução da pobreza rural. Pois, em países onde os pobres vivem, majoritariamente, em áreas rurais, o crescimento da produção agrícola pode reduzir a pobreza porque gera renda e demanda por bens e serviços que podem ser facilmente produzidos pelos pobres. Este é o caso do estudo de Ravallion e Datt para a Índia (1998), segundo o qual, entre as principais conclusões do trabalho, pode-se afirmar que o crescimento da produção agrícola contribuiu significativamente para a redução da pobreza rural (como já mencionado). Inclusive, os autores apontam que os efeitos da agricultura sobre a redução da pobreza foram maiores comparativamente aos impactos da indústria. E que a produção agrícola foi responsável por 85% da redução da pobreza na Índia. No entanto, “um tipo de crescimento diferente é necessário para combater o fenômeno recente mundial de metropolização da pobreza” (RIBEIRO, COMIM E PORTO JR., 2004, p. 3).

Já com relação ao grau de intensidade e uso dos fatores de produção, os melhores resultados na redução da pobreza podem estar associados a um padrão de crescimento que resulte na expansão relativamente alta do emprego de baixa qualificação. Deste modo, a redução da pobreza será mais elástica em relação ao crescimento quanto mais trabalho-intensivo for o mesmo. E, também, quanto maior o emprego de baixa qualificação gerado, ao menos no curto prazo, em função da dificuldade de qualificar os pobres para o mercado de trabalho.

Dentre os setores que, potencialmente, podem contribuir de forma significativa para a redução da pobreza, mesmo no que se refere ao fenômeno de sua metropolização, destaca-se a construção civil. Este é um setor trabalho-intensivo cuja produção é, na maior parte, gerada por trabalho de baixa escolaridade (como foi visto na seção 2.1.2). Por consequência, o seu crescimento pode estar relacionado à alta geração de emprego de baixa qualificação, promovendo a inclusão de pessoas com baixos níveis de instrução e renda no mercado de trabalho. Ademais, como demonstrado no capítulo anterior (na seção 3.3.1), a construção civil tem presença expressiva mesmo em regiões de baixo desempenho econômico, tomando como *proxy* a renda por trabalhador dos municípios gaúchos e brasileiros, segundo informações da RAIS. E, portanto, o setor pode se enquadrar ao perfil pró-pobre também no que diz respeito

ao aspecto espacial do crescimento, pois a expansão desta atividade econômica pode estar associada à redução da pobreza conforme o padrão espacial de distribuição da mesma. De fato, a principal conclusão do capítulo 3 foi que o emprego formal da construção civil tem contribuído significativamente para a redução da desigualdade espacial da renda do trabalho no Rio Grande do Sul e no Brasil, através da geração de emprego e renda em municípios com desempenho econômico inferior às médias estadual e nacional.

Como o aspecto espacial do crescimento foi razoavelmente explorado no capítulo anterior, a análise da próxima seção é focada essencialmente no perfil pró-pobre do mercado de trabalho da construção civil, em relação à geração de renda e emprego de baixa escolaridade.

4.2 O PERFIL PRÓ-POBRE DO MERCADO DE TRABALHO DA CONSTRUÇÃO CIVIL

Uma das características marcantes do processo produtivo da construção civil é a acentuada participação dos empregados de baixa escolaridade no total da força de trabalho. Embora principalmente nos últimos anos estejam surgindo maiores pressões, tanto no Rio Grande do Sul como no Brasil, de aumento da demanda por mão-de-obra qualificada no mercado de trabalho do setor, não acompanhada pela oferta (ou seja, há um excesso de demanda por empregados de maior qualificação), essa sua característica de forte dependência do emprego de baixa qualificação⁵⁹ para a produção percorre décadas.

Como se observa no Gráfico 14, desde 1985, segundo informações da RAIS, a participação de empregados de baixa escolaridade⁶⁰ no emprego total do setor foi superior em relação à mesma participação, ou à média, para o total das atividades produtivas, seja no Rio Grande do Sul ou no Brasil. Mais precisamente, em 1985, tal participação para a construção civil foi de 90,0% e 89,6% no Estado e no País, respectivamente, ao passo que, para o total dos setores de atividade econômica, foi de 71,9% e 70,6%. Estes percentuais chegaram a apresentar uma tendência de queda para a construção civil no período 1985-2008, caindo, no

⁵⁹ O termo baixa qualificação utilizado neste trabalho está sempre relacionado ao baixo nível de instrução, considerando os anos de estudo dos empregados.

⁶⁰ Cabe lembrar que se optou por classificar como empregados de baixa escolaridade aqueles cujo grau de instrução fica restrito ao nível médio incompleto, pois na categoria de ensino médio completo são incluídos cursos técnicos profissionalizantes que poderiam qualificar, mesmo que de forma limitada, os empregados do setor. E os de alta escolaridade são aqueles com ensino médio completo até doutorado. Além disso, como está sendo utilizada a base de dados da RAIS, trata-se sempre do emprego formal.

último ano, para 74,8% no Rio Grande do Sul e para 70,8% no Brasil. Mas permaneceram ainda relativamente mais elevados quando se considera o total das atividades produtivas, com percentuais de 45,0% e 41,3% no Estado e no País, respectivamente, em 2008.

Com base nessas informações pode-se constatar que, ao longo das últimas décadas, permanece a particularidade do processo produtivo da construção civil de alta dependência do trabalho de baixa qualificação. Na verdade, relativamente ao total dos setores produtivos, essa dependência tornou-se ainda maior no período em análise (1985-2008), já que a queda de participação do emprego de baixa escolaridade no total para o setor em estudo foi menor do que aquela apresentada para a totalidade das atividades econômicas, principalmente a partir do final da década de 90 (Gráfico 14). Em termos relativos, enquanto esta participação para a construção civil era superior em 19,0% e 18,1% no Rio Grande do Sul e no Brasil, na comparação com o total dos setores, em 1985, esta diferença ficou ainda maior em 2008, a saber, em 29,8% e 29,4%, respectivamente. Assim, essa especificidade do setor em estudo, relativamente ao total das atividades econômicas, vem se consolidando e até mesmo se ampliando ao longo do tempo.

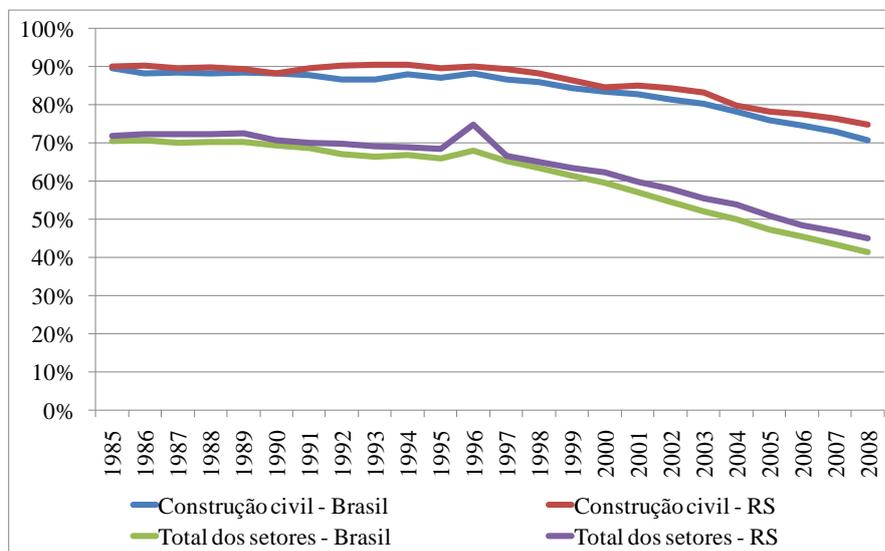


Gráfico 14 – Participação do trabalho de baixa escolaridade no emprego total, para a construção civil e para o total dos setores de atividade econômica, no Brasil e no Rio Grande do Sul - 1985-2008

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 30 jun. 2010.

Isso porque, de acordo com informações da RAIS, o emprego formal total das economias brasileira e gaúcha cresceu substancialmente ao longo dos anos 1985-2008, mas

somente no caso da construção civil, comparativamente à totalidade dos setores, tal crescimento esteve associado à alta geração de emprego de baixa escolaridade.

Conforme se observa no Gráfico 15, no período 1985-2008 houve um crescimento expressivo do emprego formal do setor em estudo e de todas as atividades econômicas no Estado e no País. No Rio Grande do Sul, o emprego formal da construção civil quase triplicou nos anos em análise, crescendo, em média, 6,8% ao ano; e, para o total dos setores produtivos, o emprego cresceu aproximadamente em 56%, na comparação do último com o primeiro ano (isto é, de 2008 com 1985), apresentando uma taxa de crescimento anual média de 1,9% a.a.. De forma análoga, no Brasil o emprego formal da construção civil mais do que duplicou ao longo destes anos, com uma taxa anual média de crescimento de 2,8% a.a.; e, para a totalidade das atividades econômicas, o emprego seguiu a mesma tendência, crescendo, em média, 3,1% ao ano, com uma expansão de 92,5% em 2008, relativamente ao ano inicial de 1985⁶¹.

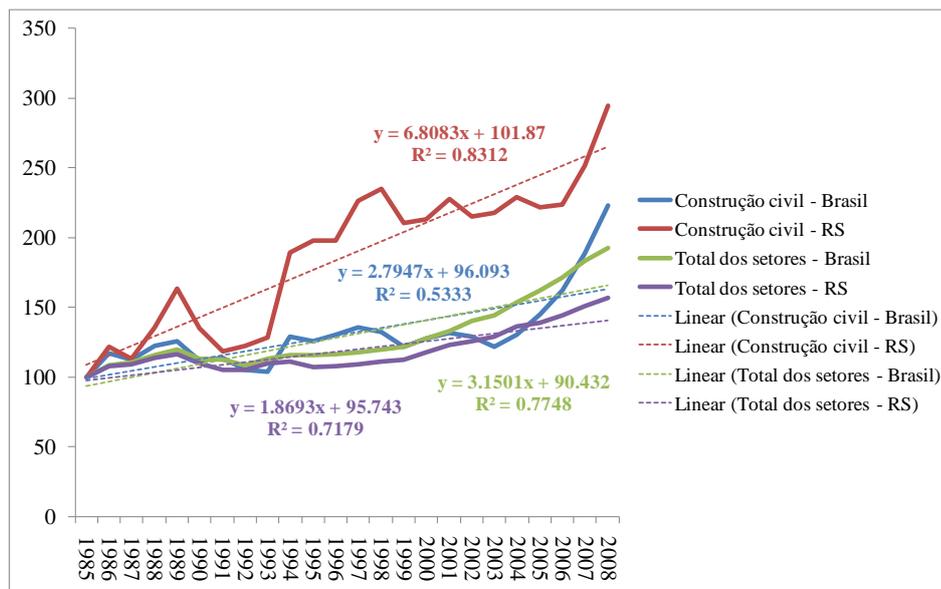


Gráfico 15 – Índices de base fixa para o emprego formal da construção civil e do total dos setores de atividade econômica no Brasil e no Rio Grande do Sul – 1985-2008 (base: 1985 = 100)

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 30 jun. 2010.

Nota: Os índices de base fixa comparam o nível de emprego de cada ano sempre em relação a 1985.

Contudo, como se observa no Gráfico 16, houve um crescimento acelerado do emprego de baixa escolaridade apenas no caso da construção civil nos anos 1985-2008,

⁶¹ Estas taxas podem ser visualizadas pelos coeficientes de “x” no Gráfico 15, a partir das equações de tendência linear estimadas para cada caso.

enquanto, para o total dos setores, observa-se uma certa estabilidade ou mesmo declínio desta categoria de empregados no período em análise. No Rio Grande do Sul, o emprego de baixa escolaridade da construção civil mais do que duplicou neste período, crescendo, em média, 5,1% ao ano, ao mesmo tempo em que se observa uma tendência de queda do emprego desta categoria para o total das atividades econômicas, caindo, em média, -0,52% ao ano. E, no Brasil, observa-se uma tendência semelhante para a categoria de empregados em análise, com um crescimento anual médio de 1,4% para a construção civil, quase duplicando nos anos em estudo; e uma expansão quase nula quando se considera o total dos setores, de apenas 0,04% ao ano⁶².

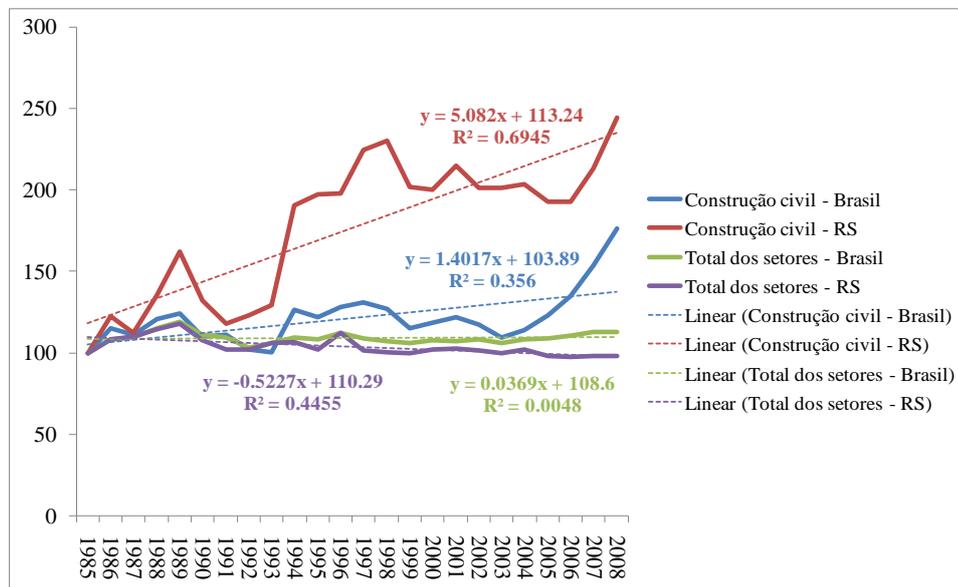


Gráfico 16 – Índices de base fixa para o emprego formal de baixa escolaridade da construção civil e do total dos setores de atividade econômica no Brasil e no Rio Grande do Sul – 1985-2008 (base: 1985 = 100)

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 30 jun. 2010.

Nota: Os índices de base fixa comparam o nível de emprego de cada ano sempre em relação a 1985.

Deste modo, estima-se para a construção civil coeficientes de correlação⁶³ positivos entre o emprego formal total e o de baixa escolaridade de 0,962 e de 0,975, nos casos do

⁶² Estas taxas podem ser observadas pelos coeficientes de “x” no Gráfico 16, com base nas equações de tendência linear estimadas para cada caso.

⁶³ O coeficiente de correlação mede o grau de associação linear entre duas variáveis (neste caso, entre o emprego formal total e o não qualificado nos anos 1985-2008). Ele varia entre -1 e 1. O sinal indica a direção e a magnitude mede a força da correlação entre as variáveis. Para maiores detalhes sobre o cálculo do coeficiente de correlação ver Gujarati (2006).

Brasil e do Rio Grande do Sul, respectivamente, no período 1985-2008 (Gráfico 17); ao passo que, para o total dos setores, estima-se uma correlação de 0,288, no País, e uma correlação negativa de -0,457, no Estado (ou seja, na economia gaúcha, a expansão do emprego formal total está associada à redução do emprego de baixa escolaridade, no que se refere à totalidade das atividades produtivas). Em outras palavras, com base nos dados da RAIS para o período 1985-2008, pode-se constatar que, em contraste ao total das atividades econômicas, o crescimento do emprego formal da construção civil é fortemente correlacionado com a geração de emprego de baixa qualificação, sendo que esta correlação fica próxima de um, seja no Rio Grande do Sul ou no Brasil.

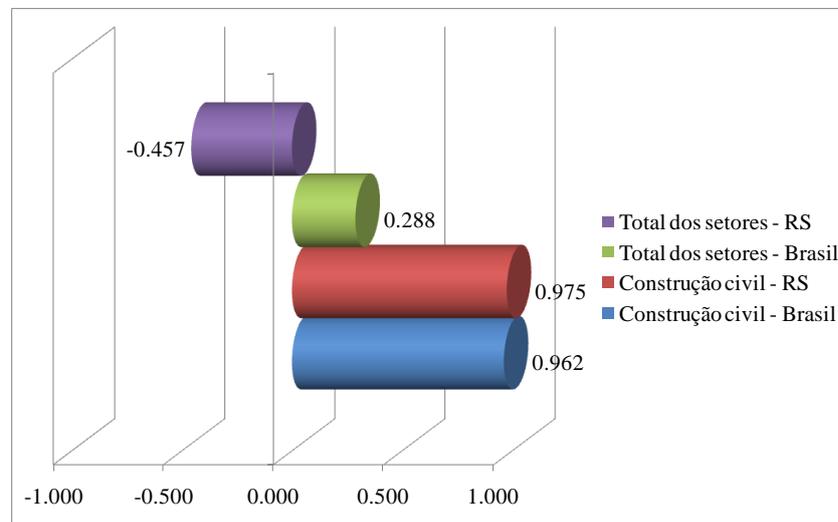


Gráfico 17 – Coeficientes de correlação entre o emprego formal total e o de baixa escolaridade, para a construção civil e para o total dos setores de atividade econômica, no Rio Grande do Sul e no Brasil - 1985-2008

Fonte dos dados brutos: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 30 jun. 2010.

A Tabela 6 apresenta o emprego formal da construção civil e do total dos setores de atividade econômica, por níveis de escolaridade, no Brasil em 2008. Dentre as categorias que podem ser incluídas no trabalho de baixa escolaridade, a maior participação no total do emprego da construção civil foi a dos empregados com ensino fundamental completo, qual seja, de 21,2%. Porém, comparativamente ao total dos setores, destaca-se a maior participação relativa de empregados com até o 5º ano incompleto do ensino fundamental, que representava cerca de 2,5 vezes a participação desta mesma categoria para a totalidade das atividades produtivas. Além das participações das categorias de empregados com o 5º ao 9º ano incompleto do ensino fundamental, que também representavam relativamente mais do que o

dobro de participação na comparação com o total dos setores. Em resumo, pode-se observar no Brasil a maior participação relativa, com relação ao total das atividades econômicas, em todas as categorias de empregados da construção civil com menores níveis de instrução, desde analfabetos até aqueles com ensino fundamental completo. E uma menor participação relativa em todas as classes de empregados com maiores níveis de escolaridade (nota-se que, nestes casos, a razão entre as participações “A/B” é menor do que a unidade).

Tabela 6 – Emprego formal da construção civil e do total dos setores de atividade econômica, por níveis de escolaridade, no Brasil – 2008

Nível de escolaridade	Construção civil		Total dos setores		A/B
	Número de empregados	Participação da categoria (%) - A	Número de empregados	Participação da categoria (%) - B	
Analfabeto	19.906	1,04	238.168	0,60	1,72
Até o 5ª ano incompleto do fundamental	185.118	9,67	1.541.047	3,91	2,47
5ª ano completo do fundamental	236.339	12,34	2.135.527	5,41	2,28
Do 6ª ao 9ª ano incompleto do fundamental	357.954	18,70	3.481.417	8,83	2,12
Fundamental completo	405.745	21,19	5.616.780	14,24	1,49
Médio incompleto	150.313	7,85	3.277.294	8,31	0,94
Médio completo	446.499	23,32	15.212.019	38,57	0,60
Superior incompleto	32.363	1,69	1.677.202	4,25	0,40
Superior completo	78.958	4,12	6.110.428	15,49	0,27
Mestrado completo	1.068	0,06	113.448	0,29	0,19
Doutorado completo	333	0,02	38.236	0,10	0,18
Total	1.914.596	100,00	39.441.566	100,00	-

Fonte: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 30 jun. 2010.

No Rio Grande do Sul, destaca-se a maior participação de empregados com o 6º ao 9º ano incompleto do ensino fundamental, que foram responsáveis por 26% do emprego formal da construção civil no Estado em 2008 (Tabela 7). E chama a atenção a maior participação relativa de analfabetos na força de trabalho do setor em análise, que representava cerca de 2,8 vezes a participação desta categoria para o total das atividades produtivas neste ano. Bem como a maior participação relativa dos empregados com até o 5º ano incompleto do ensino fundamental, que representava, aproximadamente, 2,6 vezes a participação desta classe de empregados para a totalidade dos setores. Além dos empregados com o 5º ao 9º ano incompleto do ensino fundamental, cujas participações foram, no mínimo, o dobro daquelas observadas para o total das atividades produtivas. Desta forma, analogamente ao caso brasileiro, no Rio Grande do Sul a construção civil registrou maiores participações relativas, na comparação com o total dos setores, em todas as categorias de empregados com menores

níveis de instrução, desde analfabetos até aqueles com ensino fundamental completo. E menores participações relativas em todas as classes de empregados com maiores níveis de escolaridade.

Tabela 7 – Emprego formal da construção civil e do total dos setores de atividade econômica, por níveis de escolaridade, no Rio Grande do Sul – 2008

Nível de escolaridade	Construção civil		Total dos setores		A/B
	Número de empregados	Participação da categoria (%) - A	Número de empregados	Participação da categoria (%) - B	
Analfabeto	778	0,82	7.312	0,29	2,83
Até o 5ª ano incompleto do fundamental	6.796	7,17	69.350	2,75	2,61
5ª ano completo do fundamental	10.222	10,79	108.039	4,29	2,52
Do 6ª ao 9ª ano incompleto do fundamental	24.620	25,99	327.447	12,99	2,00
Fundamental completo	20.882	22,05	386.455	15,33	1,44
Médio incompleto	7.553	7,97	235.652	9,35	0,85
Médio completo	19.367	20,45	862.700	34,22	0,60
Superior incompleto	2.057	2,17	160.078	6,35	0,34
Superior completo	2.428	2,56	355.116	14,08	0,18
Mestrado completo	14	0,01	6.637	0,26	0,06
Doutorado completo	4	0,00	2.525	0,10	0,04
Total	94.721	100,00	2.521.311	100,00	-

Fonte: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 30 jun. 2010.

Além disso, conforme se observa na Tabela 8, para o total de empregados a construção civil apresentou uma média salarial de R\$ 1.114,67 no Brasil em 2008, sendo inferior em - 17,9% na comparação com a média do total das atividades econômicas, qual seja, de R\$ 1.357,33. Mas, para o trabalho de baixa escolaridade, relativamente aos salários da mesma classe de empregados no total dos setores, o nível salarial da construção civil foi, em média, superior em 8,7%. Mais precisamente, enquanto a média salarial desta categoria de empregados para o total das atividades produtivas foi de R\$ 785,47, a construção civil registrou um salário médio de R\$ 853,80 em 2008. Outro ponto a se considerar é que, para o setor em estudo, dentre as classes que podem ser enquadradas no emprego de baixa escolaridade, todas apresentaram maiores salários relativos, comparativamente ao total dos setores, com destaque, inclusive, para os analfabetos.

Tabela 8 – Remuneração média por trabalhador da construção civil e do total dos setores de atividade econômica, por níveis de escolaridade selecionados, no Brasil – 2008

Nível de escolaridade	Construção Civil (R\$) - A	Total dos setores (R\$) - B	A/B (%)
Analfabeto	672.77	595.52	12.97
Até o 5ª ano incompleto do fundamental	812.18	762.99	6.45
5ª ano completo do fundamental	877.50	817.42	7.35
Do 6ª ao 9ª ano incompleto do fundamental	887.46	818.01	8.49
Fundamental completo	939.18	883.02	6.36
Médio incompleto	933.69	835.84	11.71
Média do empregado de baixa escolaridade	853.80	785.47	8.70
Total	1,114.67	1,357.33	-17.88

Fonte: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 30 jun. 2010.

Já no Rio Grande do Sul a média salarial do empregado da construção civil foi menor do que a nacional em 2008, de R\$ 954,47, sendo inferior em -27,3% em relação à média do total das atividades econômicas no Estado (Tabela 9). E a média salarial do empregado de baixa escolaridade da construção civil foi levemente superior à registrada pelo total dos setores, mais especificamente, em 1%. Entretanto, a exemplo do Brasil, na economia gaúcha pode-se observar que, para a maior parte das categorias de empregados de baixa escolaridade do setor em análise (até mesmo para analfabetos e empregados com até o 5º ano incompleto do ensino fundamental), os salários relativos foram maiores, na comparação com o total das atividades produtivas.

Tabela 9 – Remuneração média por trabalhador da construção civil e do total dos setores de atividade econômica, por níveis de escolaridade selecionados, no Rio Grande do Sul – 2008

Nível de escolaridade	Construção Civil (R\$) - A	Total dos setores (R\$) - B	A/B (%)
Analfabeto	689.72	672.53	2.56
Até o 5ª ano incompleto do fundamental	817.67	794.48	2.92
5ª ano completo do fundamental	840.24	835.33	0.59
Do 6ª ao 9ª ano incompleto do fundamental	853.18	836.18	2.03
Fundamental completo	864.58	903.55	-4.31
Médio incompleto	879.58	859.00	2.40
Média do empregado de baixa escolaridade	824.16	816.84	0.90
Total	954.47	1,312.97	-27.30

Fonte: Ministério do Trabalho e Emprego (MTE)/Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>> Acesso em: 30 jun. 2010.

Portanto, além do crescimento do emprego formal da construção civil no Rio Grande do Sul e no Brasil estar fortemente correlacionado com a geração de emprego de baixa qualificação, promovendo a inclusão de indivíduos com baixos níveis de instrução e renda no mercado de trabalho, o setor proporciona, para os empregados de baixa escolaridade, maiores salários relativos, na comparação com o total das atividades econômicas. Deste modo, pode-se afirmar que as particularidades do mercado de trabalho da construção civil enquadram-se, em boa medida, ao conceito de crescimento pró-pobre, como um crescimento que, em resumo, habilita os pobres a participarem da atividade econômica e a usufruírem dos seus resultados.

Nos últimos anos, concomitantemente ao crescimento expressivo da construção civil supracitado neste trabalho, diversos estudos têm apontado para a redução da pobreza no Rio Grande do Sul e no Brasil, ainda que ela permaneça em níveis elevados, tanto no Estado quanto no País.

4.3 INDICADORES DA POBREZA NO BRASIL E NO RIO GRANDE DO SUL

A pobreza é um fenômeno multidimensional, não ligado estritamente à insuficiência de renda. Ela abrange aspectos absolutos e relativos como, por exemplo, a fome, a doença, a vulnerabilidade econômica, a falta de moradia, a exclusão social, a impossibilidade de um nível de consumo satisfatório, a baixa escolaridade, dentre outros.

Todavia, predominam ainda no debate acadêmico e na orientação das políticas de combate a pobreza as medidas quantitativas (ou monetárias) de mensuração da mesma, tais como as linhas de pobreza. Dentre as principais justificativas para tanto, destacam-se: o alto grau de correlação entre a insuficiência de renda e as demais privações que estão associadas à pobreza; a indisponibilidade de estatísticas sociais; a dificuldade de agregação e de ponderação de diferentes dimensões sociais; e a necessidade de medidas homogêneas que possibilitem comparações entre diferentes regiões ou localidades (COMIM; BAGOLIN, 2002).

Nessa perspectiva, mesmo reconhecendo o seu caráter multidimensional, este trabalho se restringe, como em grande parte dos estudos empíricos, ao uso de medidas monetárias da pobreza, ligadas à insuficiência de renda⁶⁴. Especificamente, utiliza-se a metodologia de

⁶⁴ Para uma análise qualitativa da pobreza no Rio Grande do Sul ver, por exemplo, Comim e Bagolin (2002).

linhas de pobreza desenvolvida pelo Instituto Nacional de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), que determina uma cesta básica de alimentos que satisfaz os requisitos nutricionais em cada região brasileira. É definida, assim, a linha de extrema pobreza, que é uma estimativa do valor de uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente uma pessoa numa determinada região, com base em recomendações da FAO (Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação) e da OMS (Organização Mundial da Saúde). E a linha de pobreza é considerada como o dobro do valor monetário desta linha de extrema pobreza (os valores para estas medidas são apresentados no Anexo H).

A partir desta metodologia, como já mencionado, a linha de pobreza é definida como uma renda ou gasto mínimo e indivíduos com renda abaixo deste mínimo são considerados todos como um grupo homogêneo de pobres. E, relativizando-os ao total da população, ou, em outros termos, considerando-os como uma fração da população total, gera-se a tradicional medida da proporção de pobres⁶⁵.

O Gráfico 18 apresenta a evolução da proporção de domicílios pobres no Brasil e no Rio Grande do Sul no período 1985-2008. Trata-se da proporção dos domicílios com renda domiciliar *per capita* inferior à linha de pobreza, segundo os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) e de acordo com as linhas de pobreza do IPEA. Pode-se observar, com base nestes dados, a redução da pobreza no País e no Estado praticamente em todo o período em análise. Exceto no final dos anos 80, quando a economia brasileira sofria um processo inflacionário crônico, beirando a hiperinflação. Deste modo, enquanto a proporção de domicílios pobres era de 34,7% e de 24,2% no Brasil e no Rio Grande do Sul, respectivamente, em 1985, estes percentuais se reduziram, aproximadamente, pela metade no final dos anos em estudo, passando para 17,2% no País e para 10,7% no Estado em 2008. Além disso, deve-se destacar que a economia gaúcha apresentou em todo o período menores níveis de pobreza do que o Brasil.

⁶⁵ Cabe lembrar que se trata de uma medida de pobreza absoluta.

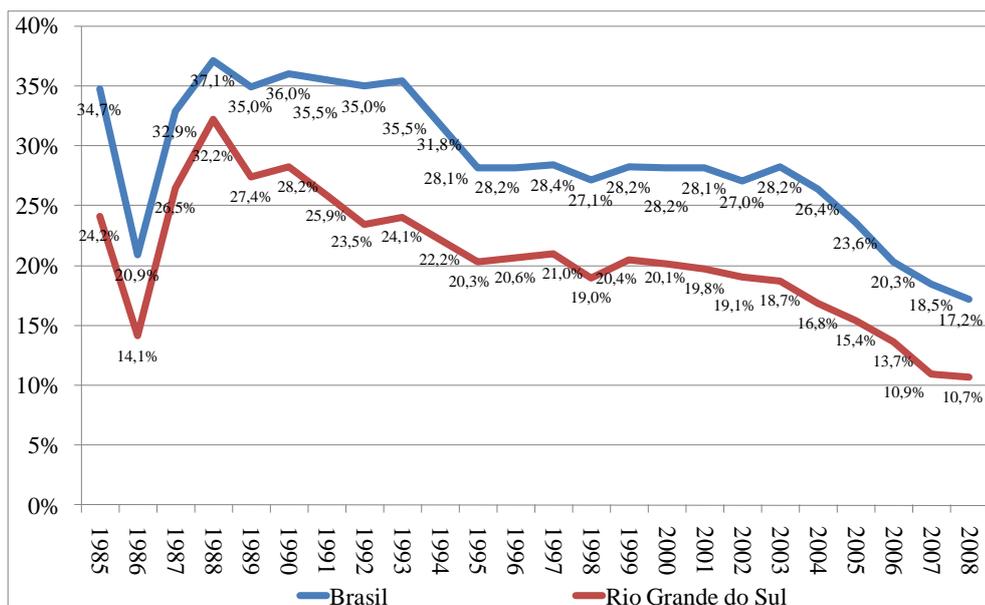


Gráfico 18 – Proporção de domicílios pobres no Brasil e no Rio Grande do Sul – 1985-2008

Fonte: Instituto Nacional de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?SessionID=297599406&Tick=1289238183165&VAR_FUNCAO=Ser_Temas%281413839281%29&Mod=S> Acesso em: 30 jun. 2010.

Nota: Proporção dos domicílios com renda domiciliar per capita inferior à linha de pobreza. Série revista conforme reponderação divulgada pelo IBGE em 2009 e apresentada a preços de 1º de outubro de 2008 segundo o deflator da PNAD/IBGE. Segue a metodologia de linhas de pobreza do IPEA (Anexo H).

Com respeito aos indicadores de extrema pobreza, observa-se praticamente as mesmas tendências no Brasil e no Rio Grande do Sul no período 1985-2008, com reduções em quase todos os anos (exceto no final dos anos 80). Mais precisamente, a proporção de domicílios extremamente pobres (ou indigentes) no País caiu de 13,6%, em 1985, para 5,9%, em 2008. E o Estado apresentou menores níveis de indigência em todo o período em estudo, com uma redução da proporção de domicílios extremamente pobres de 7,0%, em 1985, para 3,1%, em 2008 (Gráfico 19).

Apesar da tendência de queda dos indicadores em análise, dois aspectos sobre eles devem ser ponderados. Em primeiro lugar, estes números podem ser considerados ainda elevados, principalmente com relação aos níveis de pobreza, já que continuam, nos últimos anos, representando parcelas significativas do total de domicílios do País e do Estado. Em segundo, é importante salientar que eles contemplam apenas as condições mínimas de sobrevivência dos indivíduos, particularmente relacionadas à alimentação. Assim, variações conceituais mais abrangentes em torno das diversas dimensões da pobreza, que incluíssem outras necessidades humanas básicas, poderiam ampliar estes dados de forma expressiva.

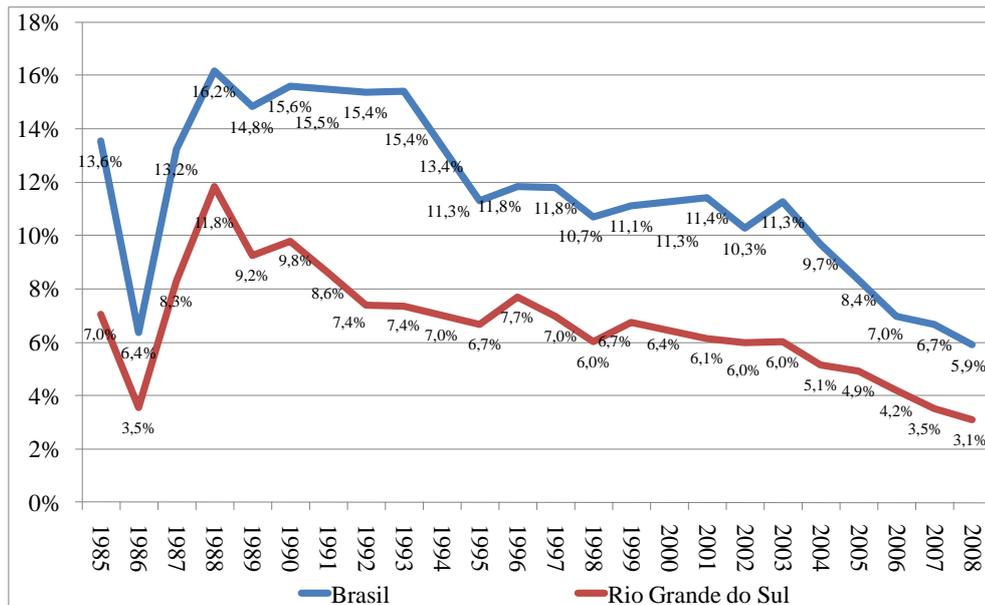


Gráfico 19 – Proporção de domicílios indigentes no Brasil e no Rio Grande do Sul – 1985-2008

Fonte: Instituto Nacional de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?SessionID=297599406&Tick=1289238183165&VAR_FUNCAO=Ser_Temas%281413839281%29&Mod=S> Acesso em: 30 jun. 2010.

Nota: Proporção dos domicílios com renda domiciliar per capita inferior à linha de extrema pobreza. Série revista conforme reponderação divulgada pelo IBGE em 2009 e apresentada a preços de 1º de outubro de 2008 segundo o deflator da PNAD/IBGE. Segue a metodologia de linhas de pobreza do IPEA (Anexo H).

Ademais, outro aspecto a se avaliar, de acordo com o conceito mais amplo de crescimento pró-pobre apresentado na seção 4.1, é se a redução da pobreza tem sido acompanhada pela melhora distributiva da renda entre os indivíduos da sociedade. Neste sentido, o Gráfico 20 apresenta a evolução dos índices de Gini para a renda domiciliar *per capita* entre os indivíduos no Brasil e no Rio Grande do Sul nos anos 1985-2008. Com base neste indicador, pode-se observar que, simultaneamente ao processo de redução da pobreza no período em estudo, houve uma melhora significativa na distribuição de renda entre os indivíduos no País e no Estado, principalmente a partir do início da década de 90. Isso significa que, nos anos em análise, a taxa de crescimento da renda dos pobres tem sido superior a taxa de crescimento da renda da população total, tanto na economia brasileira quanto na gaúcha. Assim, o processo de redução da pobreza que vem ocorrendo no País e no Estado se enquadra, em boa medida, ao conceito mais abrangente de crescimento pró-pobre, que considera, também, a necessidade da melhora distributiva da renda entre a população. Além disso, no Rio Grande do Sul, a exemplo dos menores níveis de pobreza e de indigência analisados anteriormente, destaca-se a menor concentração de renda ao longo de todo o período 1985-2008, comparativamente ao Brasil.

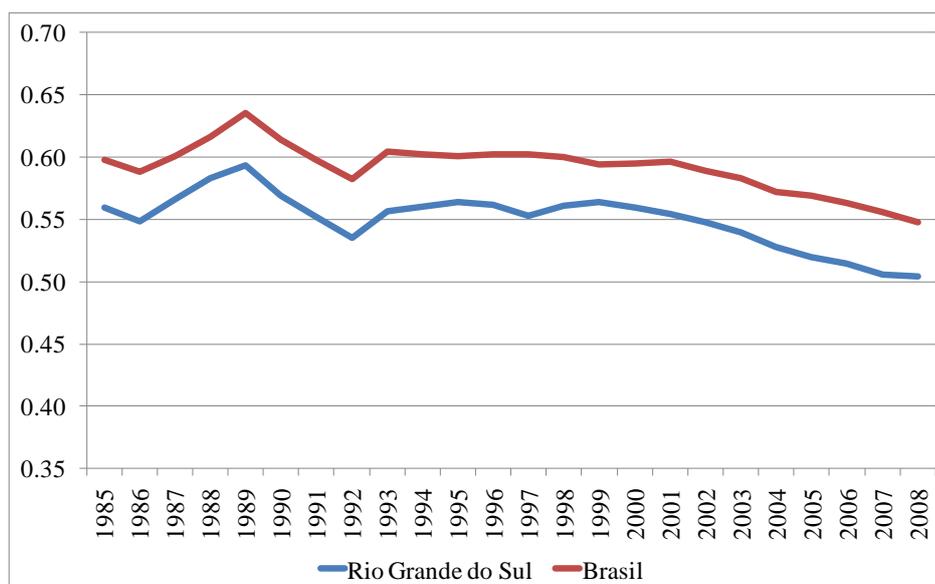


Gráfico 20 – Índices de Gini para a renda domiciliar *per capita* entre os indivíduos no Brasil e no Rio Grande do Sul – 1985-2008

Fonte: Instituto Nacional de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?SessionID=297599406&Tick=1289238183165&VAR_FUNCAO=Ser_Temas%281413839281%29&Mod=S> Acesso em: 30 jun. 2010.

Nota: Mede o grau de desigualdade na distribuição da renda domiciliar *per capita* entre os indivíduos. Seu valor pode variar teoricamente desde 0, quando não há desigualdade (as rendas de todos os indivíduos têm o mesmo valor), até 1, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula). Série calculada a partir das respostas à Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE).

Dentre os estados brasileiros, a economia gaúcha ocupava a penúltima posição, em termos da proporção de domicílios pobres, em 1992⁶⁶, sendo superior somente a São Paulo (Tabela 10). Ou seja, neste ano, o Rio Grande do Sul era o segundo estado com o menor nível de pobreza do Brasil. E, em 2008, o Estado passou a ocupar a 18ª posição, perdendo algumas posições relativas, mas permanecendo, ainda, bem abaixo da média nacional. Nesta perspectiva, os demais estados da região Sul também registraram menores níveis de pobreza do que a média do País, com destaque para Santa Catarina, que, em 2008, apresentou a menor proporção de domicílios pobres do Brasil. Além da região Sudeste, onde São Paulo se destacou, em 1992, pelo menor nível de pobreza do *ranking* nacional e, em 2008, permaneceu ainda entre os estados menos pobres, ficando atrás, justamente, apenas de Santa Catarina. Dentre as posições intermediárias, observa-se a continuidade, em linhas gerais, dos estados da região Centro-Oeste nos anos em análise. E, entre os mais pobres, que em termos de posições relativas, comparativamente as demais regiões do País, mudaram pouco sua situação no

⁶⁶ Optou-se pela análise a partir deste ano porque foi quando, de acordo com os dados do IPEA (Gráfico 18), teve início de forma mais consistente o processo de redução da pobreza no País.

período em estudo, destacam-se, majoritariamente, os estados do Norte e do Nordeste. Deste modo, pode-se verificar que, durante praticamente duas décadas, o mapa da pobreza no Brasil, com algumas exceções, permaneceu praticamente inalterado, o que aponta a grande dificuldade das regiões mais pobres (Norte e Nordeste) para saírem dessas condições de pobreza, ainda que ela tenha se reduzido em todos os estados brasileiros.

Tabela 10 – Proporção de domicílios pobres nos estados brasileiros - 1992/2008

1992			2008		
Unidade da Federação	% Domicílios Pobres	Posição	Unidade da Federação	% Domicílios Pobres	Posição
Piauí	68,63	1º	Alagoas	39,85	1º
Paraíba	62,76	2º	Maranhão	38,24	2º
Maranhão	62,34	3º	Pernambuco	37,17	3º
Ceará	61,05	4º	Piauí	36,18	4º
Tocantins	59,77	5º	Paraíba	33,60	5º
Rio Grande do Norte	59,64	6º	Bahia	32,64	6º
Pernambuco	58,65	7º	Ceará	31,57	7º
Bahia	57,09	8º	Sergipe	31,07	8º
Alagoas	56,96	9º	Rio Grande do Norte	27,69	9º
Sergipe	53,78	10º	Acre	27,49	10º
Pará	48,68	11º	Amazonas	26,96	11º
Amazonas	43,80	12º	Pará	26,67	12º
Amapá	39,58	13º	Tocantins	23,72	13º
Rondônia	38,90	14º	Roraima	23,54	14º
Paraná	36,17	15º	Amapá	21,56	15º
Acre	35,32	16º	Rondônia	20,39	16º
Mato Grosso	32,77	17º	Rio de Janeiro	11,45	17º
Espírito Santo	31,37	18º	Rio Grande do Sul	10,72	18º
Minas Gerais	29,81	19º	Distrito Federal	10,71	19º
Goiás	28,80	20º	Paraná	10,31	20º
Mato Grosso do Sul	28,26	21º	Mato Grosso	10,10	21º
Roraima	26,78	22º	Goiás	9,94	22º
Distrito Federal	24,52	23º	Minas Gerais	9,85	23º
Santa Catarina	24,00	24º	Mato Grosso do Sul	9,29	24º
Rio de Janeiro	23,60	25º	Espírito Santo	9,28	25º
Rio Grande do Sul	23,48	26º	São Paulo	8,59	26º
São Paulo	19,96	27º	Santa Catarina	5,87	27º
Brasil	34,96	-	Brasil	17,17	-

Fonte: Instituto Nacional de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?SessionID=297599406&Tick=1289238183165&VAR_FUNCAO=Ser_Temas%281413839281%29&Mod=S> Acesso em: 30 jun. 2010.

Nota: Proporção dos domicílios com renda domiciliar per capita inferior à linha de pobreza. Série revista conforme reponderação divulgada pelo IBGE em 2009 e apresentada a preços de 1º de outubro de 2008 segundo o deflator da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/IBGE). Segue a metodologia de linhas de pobreza do IPEA (Anexo H).

4.4 CONSTRUÇÃO CIVIL E CRESCIMENTO PRÓ-POBRE: EVIDÊNCIAS DA ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL DINÂMICO

Esta seção tem por objetivo testar a hipótese de que o crescimento do emprego formal da construção civil tem sido pró-pobre no Brasil e no Rio Grande do Sul nos anos 1985-2008, contribuindo para o processo de redução da pobreza que se observa no País e no Estado neste período. Considera-se na análise os efeitos de curto e de longo prazo do setor; a discriminação desses impactos para cada estado brasileiro, destacando-se o caso do Rio Grande do Sul; e o teste de causalidade de Granger, para identificar se é, realmente, o crescimento do emprego formal da construção civil que causa a redução da pobreza, e não o inverso, ou mesmo se não há uma relação bi-causal entre as variáveis.

4.4.1 Metodologia

Para tanto, são utilizadas informações do emprego formal da RAIS; da proporção de domicílios pobres e de indicadores de distribuição de renda do IPEA; dos gastos do governo com educação da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda; e de índices gerais de preços das Contas Regionais do Brasil/IBGE. Estes dados são coletados para todos os estados brasileiros no período 1985-2008, com um corte seccional, portanto, de 27 unidades geográficas e, temporal, de 24 anos. Deste modo, é construído um painel desequilibrado, com poucas lacunas em função da inexistência de informações nas bases de dados utilizadas, totalizando uma amostra de 638 observações para cada variável.

O modelo utilizado é especificado a partir da análise de trabalhos teóricos e empíricos que abordam a relação entre crescimento econômico e pobreza, como em Ravallion e Datt (1998 e 2002); Kakwani e Pernia (2000); Ribeiro, Comim e Porto Jr. (2004); Tejada *et al* (2008); dentre outros. Assim, utiliza-se a medida de pobreza em função do emprego formal dos setores agrícola e não-agrícola, com o diferencial de desagregar setorialmente a construção civil. Ademais, a exemplo de Ribeiro, Comim e Porto Jr. (2004), também se inclui como variáveis explicativas os gastos do governo com educação e a inflação. A primeira é utilizada como variável exógena de controle de políticas governamentais que podem contribuir para a redução da pobreza. E a segunda porque, teoricamente, a alta dos preços

prejudica proporcionalmente mais os pobres do que os não-pobres, ou seja, a inflação é, em princípio, pobreza-crescente. Além disso, inclui-se um indicador de distribuição de renda entre os indivíduos, contemplando, desta forma, o conceito mais amplo de crescimento pró-pobre, que considera necessário que a redução da pobreza seja acompanhada pela melhora distributiva da renda, como em Kakwani e Pernia (2000). Mais precisamente, busca-se estimar o modelo apresentado a seguir⁶⁷.

$$\ln P1_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 \ln IG_{it} + \beta_2 \ln X1_{it} + \beta_3 \ln X2_{it} + \beta_4 \ln X3_{it} + \beta_5 \ln GOV_{it} + \beta_6 \ln INF_{it} + \beta_7 \ln INF_{it} * PR_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

Onde:

\ln = logaritmo natural das variáveis em análise;

i e t = subscritos indicando que os valores das variáveis estão sendo observados no município “ i ” e no ano “ t ”;

$P1$ = proporção de domicílios pobres segundo a metodologia de linhas de pobreza desenvolvida pelo IPEA (apresentada na seção 4.3)⁶⁸;

β_{0i} = coeficiente de intercepto (ou constante) estimado para o estado “ i ”⁶⁹;

IG = índice de Gini para a renda domiciliar *per capita* entre os indivíduos;

$X1$ = emprego formal do setor agrícola;

$X2$ = emprego formal do setor não-agrícola;

$X3$ = emprego formal da construção civil;

GOV = gasto real *per capita* do governo com educação⁷⁰;

INF = índice geral de preços;

PR = variável *dummy* que assume valor um no período pós-Plano Real, isto é, a partir de 1994⁷¹.

⁶⁷ O modelo é estimado através de mínimos quadrados ordinários (MQO), pois o teste de Hausman apontou para a escolha do método de efeitos fixos (ver Anexo I).

⁶⁸ Cabe lembrar que os valores monetários para as linhas de pobreza são apresentados no Anexo H.2.

⁶⁹ Esses coeficientes de intercepto estimados para cada estado a partir do método de efeitos fixos, mesmo sendo necessários para a estimação do modelo, não serão mais adiante reportados porque estão fora do escopo deste trabalho. Eles somente indicam o valor médio do logaritmo natural da medida de pobreza para cada estado quando as variáveis explicativas são iguais a zero.

⁷⁰ Corresponde ao gasto do governo com educação, dividido pelo número de habitantes (IBGE) e em relação aos índices de preços obtidos para cada estado (Contas Regionais/IBGE). Esta variável é considerada com uma defasagem de três anos (ou seja, para o período 1992-2005), primeiramente, em função da disponibilidade dos dados; e, em segundo lugar, porque os investimentos em educação somente geram retornos mais expressivos em termos de renda no médio ou longo prazo.

⁷¹ Este procedimento é necessário em função de uma quebra estrutural na tendência do nível geral de preços da economia brasileira a partir de então. Até 1993, o Brasil sofria com um processo inflacionário crônico, beirando

É importante salientar que a utilização de um painel com séries temporais relativamente longas (de 24 anos), com um número proporcional de cortes seccionais (27 estados brasileiros), requer a realização de alguns testes adicionais de raiz unitária, para analisar se as séries são estacionárias⁷². Neste caso, os testes de raiz unitária apresentados no Anexo J.1 apontam que as séries em estudo são integradas de ordem 1 (I(1)), ou seja, são estacionárias somente em primeira diferença (por exemplo, $\ln X_{3it} - \ln X_{3it-1}$, ou $\Delta(\ln X_{3it})$, para o caso do emprego formal da construção civil, onde os subscritos “t” e “t-1” indicam ano corrente e defasado em um período, respectivamente). Assim, pode-se utilizar o Mecanismo de Correção de Erros (MCE), que relaciona mudanças em uma variável a afastamentos do equilíbrio de longo prazo no período anterior. Todavia, esta estimação só faz sentido na existência de vetor(es) de cointegração, pois se as séries temporais não caminham juntas, os resíduos desta regressão tendem a aumentar ao longo do tempo em valores absolutos, isto é, o resíduo será não-estacionário ou integrado de ordem 1 (I(1)), de modo a se incorrer em regressão espúria⁷³. Em contraste, se o resíduo for estacionário, as séries serão cointegradas, o que, do ponto de vista econômico, significa que existe uma relação de equilíbrio, ou de longo prazo, entre as variáveis (ASTERIOU e HALL, 2009). Assim, apesar de individualmente as séries serem não-estacionárias, ou seja, I(1), serão cointegradas, existindo uma relação de longo prazo estável entre elas. Neste aspecto, o teste de KAO dos resíduos para cointegração entre as séries do painel em estudo aponta para a existência de pelo menos um vetor de cointegração (Anexo J.2), permitindo a estimação do MCE.

Desta forma, a análise pode ser efetuada a partir de dados em painel dinâmico, sendo que os coeficientes do modelo (1) indicam as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis dependente e explicativas. Mais precisamente, o principal coeficiente de interesse, o β_4 , corresponde à relação de longo prazo estimada entre o emprego formal da construção civil e a medida de pobreza. Isto é, a estimação de um coeficiente $\beta_4 < 0$ significativo indica que o crescimento do emprego formal da construção civil tem sido pró-pobre no Brasil no longo prazo; já um coeficiente $\beta_4 > 0$ aponta que tal crescimento tem sido empobrecedor; e, para o caso de $\beta_4 = 0$, os resultados passam a ser inconclusivos.

a hiperinflação, que se iniciou na década de 80. Mas, a partir de 1994, com a implementação do Plano Real e do subsequente sistema de metas inflacionárias, o país passou a registrar índices de inflação consideravelmente menores e relativamente mais estáveis ao longo dos anos.

⁷² Quando uma série não é estacionária ela apresenta uma determinada tendência e suas médias e variâncias mudam ao longo do tempo.

⁷³ Regressão espúria se refere a uma estimação em que os resultados são espúrios, sem sentido, ou duvidosos. Ocorre quando uma relação entre duas ou mais séries temporais não-correlacionadas simplesmente existe porque cada uma delas tem uma tendência, é uma série temporal I(1) ou ambas.

Além disso, a partir do MCE é possível estimar os efeitos de curto prazo e o coeficiente de ajuste do desequilíbrio de curto prazo na variável dependente ($\ln P1$). O procedimento consiste em estimar um novo modelo com todas as variáveis do modelo (1) em primeira diferença (por exemplo, $\ln P1_{it} - \ln P1_{it-1}$, ou $\Delta(\ln P1_{it})$), incluindo mais uma variável explicativa μ_{it-1} , que se trata dos resíduos estimados no modelo (1) defasados em 1 período (um ano). Mais especificamente, a equação é a seguinte:

$$\begin{aligned} \Delta(\ln P1_{it}) = & \beta_{0i} + \beta_1 \Delta(\ln IG_{it}) + \beta_2 \Delta(\ln X1_{it}) + \beta_3 \Delta(\ln X2_{it}) + \beta_4 \Delta(\ln X3_{it}) \\ & + \beta_5 \Delta(\ln GOV_{it}) + \beta_6 \Delta(\ln INF_{it}) + \beta_7 \Delta(\ln INF_{it} * PR_{it}) + \delta \mu_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

Onde:

Δ = valores das variáveis em primeira diferença;

μ_{it-1} = resíduo estimado no modelo (1) para o estado “i” no ano “t-1”, isto é, defasado em um período (um ano);

δ = coeficiente que indica a velocidade do ajustamento, ou seja, qual a proporção do desequilíbrio de curto prazo na variável dependente ($\ln P1$) que é corrigida a cada período (no caso, a cada ano).

ε_{it} = novo termo de erro (ou resíduo) estimado para o estado “i” no ano “t”.

Cabe salientar que a interpretação para o β_4 é similar ao caso do modelo (1), porém indica a relação de curto prazo entre o emprego formal da construção civil e a medida de pobreza.

Após a realização desses procedimentos é possível a estimação das diferenças de sensibilidade nessa relação entre os estados brasileiros, já que estes efeitos podem ser heterogêneos⁷⁴. Para isso, é realizada uma regressão auxiliar semelhante ao modelo (1). A única diferença é a inclusão de uma variável *dummy* para cada estado em $\ln X3$, que vai interagir com esta variável e gerar um vetor de β 's₄ composto pelos coeficientes estimados para cada unidade da federação⁷⁵. Deste modo, é possível analisar se o efeito do crescimento do emprego formal do setor sobre a redução da pobreza é significativo para o caso específico do Rio Grande do Sul. O modelo alternativo para a estimação é o seguinte:

⁷⁴ Na estimação dos efeitos para cada estado a análise é efetuada somente em termos das relações de equilíbrio de longo prazo.

⁷⁵ A variável *dummy* assumirá, por exemplo, valor um para o Rio Grande do Sul na estimação do coeficiente angular β_4 para o Estado.

$$\ln P1_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 \ln IG + \beta_2 \ln X1_{it} + \beta_3 \ln X2_{it} + \beta_{4i} \ln(X3_{it} * D_i) + \beta_5 \ln GOV_{it} + \beta_6 \ln INF_{it} + \beta_7 \ln INF_{it} * PR_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

Onde:

β_{4i} = coeficiente angular estimado para o estado “i”;

D_i = variável *dummy* que assume valor 1 para o estado “i”.

Finalmente, deve-se levar em conta, como demonstrado no capítulo 2, que a dinâmica da construção civil pode depender das flutuações da renda real. Logo, mesmo com os modelos acima abordados, não se pode ter uma idéia precisa da direção da causalidade entre o emprego do setor e a redução da pobreza. Ou seja, assim como a construção civil pode causar uma redução na proporção de pobres, a relação inversa pode ser verdadeira, ou ambos. Para um teste formal da direção desta causalidade, pode-se estimar um modelo alternativo a partir do método de vetores autoregressivos (VAR), supondo-se que não há concepções teóricas bem definidas sobre o tema e não se sabe definir as variáveis dependentes e explicativas, como no modelo demonstrado a seguir⁷⁶:

$$\ln P1_{it} = a_{10i} + a_{11} \ln P1_{it-1} + a_{12} \ln IG_{it-1} + a_{13} \ln X1_{it-1} + a_{14} \ln X2_{it-1} + a_{15} \ln X3_{it-1} + a_{16} \ln GOV_{it-1} + a_{17} \ln INF_{it-1} + a_{18} \ln INF_{it-1} * PR_{it-1} + \mu_{1it} \quad (4)$$

$$\ln X3_{it} = a_{20i} + a_{21} \ln P1_{it-1} + a_{22} \ln IG_{it-1} + a_{23} \ln X1_{it-1} + a_{24} \ln X2_{it-1} + a_{25} \ln X3_{it-1} + a_{26} \ln GOV_{it-1} + a_{27} \ln INF_{it-1} + a_{28} \ln INF_{it-1} * PR_{it-1} + \mu_{2it} \quad (5)$$

Onde os subscritos “t” e “t-1” indicam que a variável está sendo analisada no ano corrente e no anterior (isto é, está defasada em um período), respectivamente.

A partir do VAR, é realizado o teste de causalidade de Granger, que indica a direção da causalidade nos dois casos. Por exemplo, se o coeficiente de $\ln X3_{it-1}$ for significativo em (4), mas o parâmetro de $\ln P1_{it-1}$ em (5) for não significativo, pode-se concluir, a partir deste teste, que é o emprego formal da construção civil que causa a redução da pobreza, e não o inverso.

⁷⁶ Aqui somente são apresentadas as equações referentes à medida de pobreza e ao emprego formal da construção civil como variáveis dependentes, para fins de simplificar a demonstração. Contudo, na estimação do VAR são incluídas todas as variáveis do modelo.

4.4.2 Resultados

4.4.2.1 Efeitos de curto prazo

A Tabela 11 apresenta os resultados da estimação do modelo (2) para os efeitos de curto prazo no Brasil. Observa-se, primeiramente, que o coeficiente de ajuste ϕ , associado à variável μ_{it-1} , aponta para um ajustamento consideravelmente rápido, qual seja, cerca de 48,5% da discrepância entre o valor efetivo (de curto prazo) e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio, de $\ln P1$ é eliminada ou corrigida a cada período. Em outras palavras, este ajustamento é estabelecido em aproximadamente dois anos.

Com respeito à relação entre pobreza e distribuição de renda, nota-se que, no curto prazo, o coeficiente de $\ln IG$ estimado é positivo e significativo, ao nível de 5% de significância. Pode-se constatar, assim, que a redução da pobreza no País está, de fato, estatisticamente relacionada com a melhora distributiva da renda entre os indivíduos nos anos 1985-2008 (confirmando a análise gráfica da seção 4.3).

Ademais, como propõem grande parte dos estudos teóricos e empíricos, como é o caso do trabalho de Ravallion e Datt para a Índia (1998), os resultados do modelo indicam que o crescimento do emprego formal do setor agrícola tem sido pró-pobre no Brasil no curto prazo. E que a inflação tem sido pobreza-crescente no País no período em análise, ou seja, níveis altos de inflação têm prejudicado proporcionalmente mais os pobres do que os não-pobres. Em contraste, os resultados para o setor não-agrícola são inconclusivos, com um coeficiente de curto prazo não significativo, mesmo ao nível de 10% de significância⁷⁷.

Com relação ao caso específico da construção civil, verifica-se claramente que o crescimento do emprego formal do setor tem sido pró-pobre no Brasil no curto prazo. Chama a atenção, inclusive, a maior elasticidade da pobreza em relação ao emprego desta atividade econômica, mesmo na comparação com o setor agrícola. Mais precisamente, considerando tudo o mais constante (*coeteris paribus*), o aumento de 1% no emprego formal do setor em estudo está associado à redução de 0,27% da proporção de domicílios pobres. Assim, a construção civil possui, relativamente às demais atividades produtivas, o maior impacto sobre a redução da pobreza.

⁷⁷ Além disso, como em Ribeiro, Comim e Porto Jr. (2004), os resultados apontam que os gastos do governo com educação têm um impacto de aumento da pobreza.

Tabela 11 – Resultados do modelo estimado de curto prazo - Equação (2)

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t	Valor P
C	-0.02575	0.01272	-2.02425	0.04340
$\Delta(\ln IG)$	0.17044	0.06637	2.56801	0.01050
$\Delta(\ln X1)$	-0.18923	0.03297	-5.73889	0.00000
$\Delta(\ln X2)$	0.12690	0.08889	1.42769	0.15390
$\Delta(\ln X3)$	-0.27449	0.04965	-5.52881	0.00000
$\Delta(\ln GOV)$	0.02709	0.00668	4.05413	0.00010
$\Delta(\ln INF)$	0.08848	0.01704	5.19195	0.00000
$\Delta(\ln INF*PR)$	-0.01241	0.01358	-0.91393	0.36110
μ_{it-1}	-0.48477	0.03570	-13.57981	0.00000
Especificação dos efeitos: efeitos fixos (variáveis <i>dummy</i>)				
R-quadrado	0.34515	Estatística F		8.91355
R-quadrado ajustado	0.30643	Valor P (estatística F)		0.00000
Durbin-Watson	1.71029			

Fonte: O autor (2010).

4.4.2.2 Efeitos de longo prazo

Em termos de efeitos de longo prazo, como se observa na Tabela 12, os resultados do modelo (1) apontam para uma maior sensibilidade na relação entre pobreza e distribuição de renda no País (o que pode ser visualizado pelo maior coeficiente de $\ln IG$ estimado, comparativamente à Tabela 11)⁷⁸. Isso faz sentido na medida em que se espera que os efeitos distributivos da renda se façam perceber, de forma mais expressiva, principalmente no longo prazo.

No que se refere ao emprego formal do setor agrícola, ao contrário, observa-se que o impacto sobre a pobreza não é significativo⁷⁹. Nesta perspectiva, cabe lembrar o fenômeno recente mundial, enfatizado por Ribeiro, Comim e Porto Jr. (2004), de metropolização da pobreza. Pois, se a tendência no Brasil é de aumento da pobreza fora das áreas rurais, o crescimento da agricultura não será necessariamente pró-pobre no longo prazo, como apontam os resultados do modelo (1). Efetivamente, os autores encontraram o mesmo resultado, não significativo estatisticamente, para a relação entre pobreza e renda agrícola no País, com base em dados para o período 1981-2002.

Com respeito à inflação, destaca-se que, para o total dos anos 1985-2008, ela tem sido pobreza-crescente também no longo prazo. Todavia, no período pós-Plano Real, observa-se

⁷⁸ O modelo é estimado com a correção de *White cross-section standard errors and covariance*, sendo que o teste formal para a existência de heterocedasticidade é apresentado no Anexo L.

⁷⁹ Bem como os gastos do governo com educação.

uma relação inversa (pelo coeficiente negativo e significativo estimado de $\ln INF^*PR$). Isso se deve a uma quebra estrutural na tendência do nível geral de preços a partir de 1994. Quando o Brasil, em contraste à década de 80, passou a registrar taxas de inflação mais moderadas, embora ainda positivas, concomitantemente ao processo de redução da pobreza que se consolidava no País. Deste modo, pode-se considerar o período 1994-2008 como um caso atípico no qual a inflação tem sido pró-pobre no Brasil. Porém, para a totalidade dos anos em estudo (1985-2008), inflações mais altas têm um impacto de aumento da pobreza, seja no curto ou no longo prazo.

Já o efeito do emprego do setor não agrícola tem sido pró-pobre no Brasil no longo prazo, ao nível de 10% de significância, com uma elasticidade pobreza-crescimento de -0,13%⁸⁰. No entanto, deve-se levar em conta a limitação deste resultado, já que pressupõe um padrão homogêneo nesta relação em todas as regiões do País⁸¹. Neste aspecto, trabalhos recentes têm incluído *dummies* regionais para diferenciar as elasticidades da pobreza em relação ao crescimento nas diferentes regiões do Brasil, mesmo intra-estaduais, como em Tejada *et al* (2008), que considera as microrregiões de Alagoas.

De qualquer modo, em média, pode-se observar que a construção civil apresenta também o maior efeito sobre a redução da pobreza no Brasil no longo prazo. Especificamente, o crescimento de 1% do emprego formal do setor em análise está relacionado, *coeteris paribus*, à redução de 0,20% da proporção de domicílios pobres. Deste modo, as estimativas levam a principal conclusão de que, tanto no curto quanto no longo prazo, o crescimento do emprego formal do setor em estudo tem sido pró-pobre no País no período 1985-2008. E, além disso, o setor tem apresentado a maior elasticidade pobreza-crescimento, relativamente às demais atividades econômicas. Tais resultados se justificam, em grande parte, pela alta geração de emprego de baixa qualificação da construção civil, bem como pelos maiores salários relativos proporcionados para os empregados não qualificados do setor, na comparação com o total das atividades produtivas (como demonstrado na seção 4.2).

Entretanto, é necessário salientar, novamente, que esses efeitos podem ser heterogêneos entre os estados brasileiros, em função das acentuadas diferenças socioeconômicas entre as regiões do Brasil.

⁸⁰ Cabe lembrar que tal elasticidade se refere à variação percentual da proporção de domicílios pobres em função do aumento de 1% do emprego formal dos setores. Neste caso, o crescimento de 1% do emprego formal do setor não agrícola está associado à redução de 0,13% da proporção de domicílios pobres.

⁸¹ As diferenças de sensibilidade não são demonstradas, neste caso, porque o trabalho é focado essencialmente na construção civil.

Tabela 12 – Resultados do modelo estimado de longo prazo - Equação (1)

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística t	Valor P
C	6.81911	0.74225	9.18705	0.00000
lnIG	0.21262	0.07262	2.92794	0.00350
lnX1	0.06802	0.08253	0.82424	0.41013
lnX2	-0.13881	0.07840	-1.77052	0.07710
lnX3	-0.20478	0.04686	-4.36988	0.00000
lnGOV	-0.00138	0.00244	-0.56324	0.57350
lnINF	0.08771	0.01774	4.94422	0.00000
lnINF*PR	-0.06611	0.02204	-3.00016	0.00280
Especificação dos efeitos: efeitos fixos (variáveis <i>dummy</i>)				
R-quadrado	0.75130	Estatística F		55.29052
R-quadrado ajustado	0.73771	Valor P (estatística F)		0.00000
Durbin-Watson	1.03731			

Fonte: O autor (2010).

4.4.2.3 Diferenças de sensibilidade entre os estados brasileiros

A Tabela 13 apresenta os resultados da estimação do modelo (3), que inclui as *dummies* regionais para diferenciar as elasticidades pobreza-crescimento da construção civil entre os estados do País. Observa-se que, mesmo com as diferenças inter-regionais, o crescimento do emprego formal do setor em análise tem sido pró-pobre, nos anos 1985-2008, na maior parte dos estados do Brasil, mais precisamente, em 18 das 27 unidades da federação.

Nesse contexto, com os maiores efeitos estimados destacam-se Goiás, Minas Gerais e Rio de Janeiro, onde a redução da pobreza é mais do que proporcional ao crescimento do emprego do setor em estudo (ou seja, as elasticidades pobreza-crescimento são maiores do que a unidade). Por exemplo, em Goiás, o aumento de 1% do emprego formal da construção civil está associado, *coeteris paribus*, à redução de 1,26% da proporção de domicílios pobres.

Além disso, cabe lembrar que a elasticidade comum estimada para todos os estados brasileiros no modelo (1) foi de -0,20%. Desta forma, destacam-se também pela elevada sensibilidade da pobreza em relação ao crescimento do emprego do setor em análise os estados do Espírito Santo (-0,90%), Santa Catarina (-0,86%), São Paulo (-0,83%), Mato Grosso do Sul (-0,78%) e Ceará (-0,61%)⁸².

Com relação ao Rio Grande do Sul, pode-se constatar, igualmente, que o crescimento do emprego formal da construção civil tem sido pró-pobre no período 1985-2008, com uma

⁸² Os números entre parênteses correspondem às elasticidades pobreza-crescimento estimadas para cada caso (Tabela 13).

elasticidade pobreza-crescimento de - 0,54%. Ou seja, o aumento de 1% do emprego deste setor está relacionado, considerando tudo o mais constante, à queda de 0,54% da proporção de domicílios pobres no Estado. Assim, a economia gaúcha ocupa uma posição intermediária, dentre as unidades da federação, com respeito aos impactos do setor sobre a redução da pobreza, mas com um efeito ainda superior ao estimado em comum para todos os estados do Brasil (de -0,20%).

Como já mencionado, estudos como o de Ravallion e Datt (2002) enfatizam que as condições de convertibilidade do crescimento em redução da pobreza são dependentes do contexto no qual são avaliadas. Segundo os autores, nos estados indianos, observa-se que, em geral, o crescimento tem sido mais pró-pobre nas regiões que partem com melhores condições socioeconômicas iniciais. Em certa medida, isto se aplica aos resultados encontrados para os estados brasileiros, no caso específico da construção civil. Pois a pobreza tem sido mais elástica ao crescimento em estados como Goiás, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Espírito Santo, Santa Catarina, São Paulo, Mato Grosso do Sul e o próprio Rio Grande do Sul; os quais apresentaram, desde o início da década de 90, menores níveis de pobreza do que a média nacional (como foi visto na Tabela 10).

Contudo, pode-se verificar, também, que o crescimento do emprego formal da construção civil tem sido pró-pobre mesmo em grande parte das regiões Norte e Nordeste, que, historicamente, registraram os piores indicadores de pobreza do País. Isso ocorre, em boa medida, em função do perfil pró-pobre do mercado de trabalho do setor supracitado, além de sua presença expressiva inclusive nessas regiões mais pobres. Em 2008, de acordo com informações da RAIS, as participações da construção civil no total do emprego formal das regiões Norte e Nordeste foram de, respectivamente, 5,5% e 5,2%; ao passo que, nacionalmente, tal participação foi de 4,9%. Deste modo, o emprego da construção civil tem se localizado e contribuído significativamente para a redução da pobreza também em estados como o Ceará, Piauí, Pernambuco, Paraíba, Bahia, Rio Grande do Norte, Sergipe, Rondônia e Maranhão⁸³.

⁸³ De outra parte, os resultados são inconclusivos para o Distrito Federal, Paraná, Tocantins, Pará, Alagoas, Amazonas e Amapá. E o crescimento do emprego do setor tem sido empobrecedor somente nos estados do Acre e Roraima.

Tabela 13 – Resultados do modelo estimado com a especificação dos efeitos do emprego formal da construção civil por estado (β_{4i}) - Equação 3

Variável: lnX3	Coefficiente (β_{4i})	Desvio-padrão	Estatística t	Valor P
Goiás	-1.25584	0.22632	-5.54902	0.00000
Minas Gerais	-1.25232	0.19689	-6.36058	0.00000
Rio de Janeiro	-1.03524	0.19871	-5.20973	0.00000
Espírito Santo	-0.90309	0.09598	-9.40875	0.00000
Santa Catarina	-0.86388	0.08625	-10.01607	0.00000
São Paulo	-0.82527	0.11232	-7.34779	0.00000
Mato Grosso do Sul	-0.78026	0.14835	-5.25957	0.00000
Ceará	-0.60529	0.27204	-2.22496	0.02650
Rio Grande do Sul	-0.54111	0.11791	-4.58899	0.00000
Mato Grosso	-0.48429	0.14943	-3.24086	0.00130
Piauí	-0.46498	0.15666	-2.96811	0.00310
Pernambuco	-0.45566	0.17345	-2.62709	0.00880
Paraíba	-0.42216	0.11362	-3.71570	0.00020
Bahia	-0.34241	0.15226	-2.24886	0.02490
Rio Grande do Norte	-0.32786	0.10144	-3.23215	0.00130
Sergipe	-0.25902	0.08818	-2.93725	0.00340
Rondônia	-0.21050	0.10875	-1.93564	0.05340
Maranhão	-0.14385	0.08267	-1.74005	0.08240
Acre	0.17062	0.04974	3.43003	0.00060
Roraima	0.37745	0.18997	1.98685	0.04740
Coeficientes não significativos, mesmo ao nível de 10% de significância				
Paraná	-0.50027	0.55028	-0.90911	0.36370
Tocantins	-0.16385	0.13932	-1.17609	0.24000
Distrito Federal	-0.13878	0.15140	-0.91665	0.35970
Pará	-0.12149	0.07808	-1.55591	0.12030
Alagoas	-0.09691	0.15203	-0.63743	0.52410
Amazonas	-0.08105	0.13294	-0.60970	0.54230
Amapá	0.15541	0.18105	0.85836	0.39110
Especificação dos efeitos: efeitos fixos (variáveis <i>dummy</i>)				
R-quadrado	0.80440	Estatística F		40.28930
R-quadrado ajustado	0.78444	Valor P (estatística F)		0.00000

Fonte: O autor (2010).

4.4.2.4 Teste de causalidade de Granger

Por fim, a Tabela 14 demonstra os resultados do VAR para as equações (4) e (5) e do teste de Wald para a significância dos coeficientes de interesse a_{15} e a_{21} . Cabe lembrar que o primeiro se refere ao efeito do emprego formal da construção civil ($\ln X_{3it-1}$) sobre a medida de pobreza ($\ln P_{1it}$), de acordo com a equação (4). E o segundo se trata do inverso, isto é, do impacto da pobreza ($\ln P_{1it-1}$) sobre o emprego do setor em análise ($\ln X_{3it}$), conforme a

equação (5). O teste de causalidade de Granger consiste em analisar a significância destes coeficientes nos dois casos.

Segundo os resultados do teste de Wald, verifica-se que o coeficiente de $\ln X3_{it-1}$ em (4) é significativo, mesmo ao nível de 1% de significância; e que o parâmetro de $\ln P1_{it-1}$ também é significativo em (5), ao nível de 5% de significância. Por conclusão, pode-se constatar que o crescimento do emprego formal da construção civil, efetivamente, causa a redução da pobreza. Porém o oposto também é verdadeiro, ou seja, a diminuição da pobreza causa, analogamente, o aumento do emprego do setor em estudo. Tal relação inversa se deve aos coeficientes negativos estimados no VAR para ambos os casos. Desta forma, em síntese, pode-se concluir que existe uma relação bi-causal entre as variáveis.

Tabela 14 – Resultados do VAR para as equações 4 e 5 e do teste de Wald para os coeficientes a_{15} e a_{21}

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t	Valor P
Variável dependente: $\ln P1_{it} - \ln X3_{it-1}$ causa $\ln P1_{it}$ (Equação 4)				
C	4.53951	0.73348	6.18901	0.00000
$\ln P1_{it-1}$	0.53233	0.03731	14.26766	0.00000
$\ln IG_{it-1}$	0.10660	0.06525	1.63373	0.10286
$\ln X1_{it-1}$	0.12159	0.02921	4.16292	0.00004
$\ln X2_{it-1}$	0.02916	0.04369	0.66744	0.50476
$\ln X3_{it-1}$	-0.32789	0.07069	-4.63845	0.00000
$\ln GOV_{it-1}$	-0.00595	0.00221	-2.69934	0.00715
$\ln INF_{it-1}$	0.01879	0.01531	1.22669	0.22044
$\ln INF_{it-1} * PR_{it-1}$	-0.34374	0.10520	-3.26758	0.00115
Variável dependente: $\ln X3_{it} - \ln P1_{it-1}$ causa $\ln X3_{it}$ (Equação 5)				
C	-0.35083	0.52881	-0.66343	0.50732
$\ln P1_{it-1}$	-0.06169	0.02690	-2.29363	0.02217
$\ln IG_{it-1}$	-0.05616	0.04705	-1.19370	0.23309
$\ln X1_{it-1}$	0.04511	0.02106	2.14235	0.03258
$\ln X2_{it-1}$	0.26389	0.05096	5.17793	0.00000
$\ln X3_{it-1}$	0.66641	0.03150	21.15391	0.00000
$\ln GOV_{it-1}$	-0.00294	0.00159	-1.85037	0.06477
$\ln INF_{it-1}$	-0.02520	0.01105	-2.28175	0.02287
$\ln INF_{it-1} * PR_{it-1}$	0.00657	0.07588	0.08665	0.93098
Teste de Wald - Hipótese nula: $a_{15} = 0$ (Equação 4)				
Teste	Valor		Valor P	
Estatística F	21.51526		0.00000	
Qui-quadrado	21.51526		0.00000	
Teste de Wald - Hipótese nula: $a_{21} = 0$ (Equação 5)				
Teste	Valor		Valor P	
Estatística F	5.26074		0.02220	
Qui-quadrado	5.26074		0.02180	

Fonte: O autor (2010).

5 CONCLUSÃO

Este trabalho buscou estudar e suprir três lacunas na literatura empírica relacionadas à construção civil, tanto no Rio Grande do Sul quanto no Brasil: as explicações para o seu crescimento exponencial, em termos de produção no período pós-Plano Real; seus potenciais efeitos sobre a distribuição espacial da renda do trabalho formal; e sua contribuição ao crescimento pró-pobre.

No capítulo 2 procurou-se analisar as tendências da construção civil no País e no Estado nas últimas duas décadas, bem como identificar alguns determinantes da produção do setor neste período. O primeiro passo foi definir a dimensão conceitual do setor, a partir de informações da Comissão Nacional de Classificação (CONCLA) do IBGE. No segundo, procedeu-se a análise da evolução de alguns indicadores de produção, emprego formal e estoque de capital da construção civil. Em seguida, na busca para identificar alguns determinantes da produção, foi realizada preliminarmente uma revisão dos pressupostos teóricos sobre o comportamento da produção do setor, de modo a dar sustentação à especificação do modelo a ser utilizado. Por fim, foi realizada a estimação deste modelo e, também, avaliados os seus resultados.

Após definida a amplitude conceitual do setor em estudo, com base nos dados de produção da PAIC/IBGE, observou-se uma tendência de crescimento exponencial da construção civil, tanto no País como no Estado. O valor adicionado do setor cresceu, em média, 19,6% ao ano no Brasil entre os anos de 1996-2007. No mesmo período, o setor no Estado registrou uma taxa de crescimento anual média significativamente superior à nacional, de 30,4%, o que elevou a participação do Rio Grande do Sul na produção nacional da construção civil de 3,78%, em 1996, para 6,29%, em 2007. Ou seja, tal participação aumentou aproximadamente 1,7 vezes ao longo de pouco mais de uma década. Esse comportamento do setor na economia gaúcha revela a importância que vem ganhando a construção civil no contexto das demais atividades produtivas desenvolvidas no Estado e, ainda, o potencial de crescimento do setor relativamente elevado no Rio Grande do Sul, quando comparado ao Brasil. Em 2007, a construção civil foi responsável pela geração de R\$ 61,2 bilhões de valor adicionado (VA) no País, e de R\$ 3,9 bilhões no Estado. Estes valores representavam, respectivamente, 4,9% e 4,3% do VA total produzido nas economias naquele ano.

Em termos de emprego, o crescimento do setor no período foi menos acelerado, mas, a exemplo da produção, caracterizou-se por ser praticamente contínuo, e com taxas de

crescimento anuais médias superiores no Estado, comparativamente ao País: o emprego formal da construção civil no período 1990-2008 cresceu, em média, 5,1% e 4,3% no Rio Grande do Sul e no Brasil, respectivamente.

Com respeito aos determinantes da produção do setor, a análise de dados em painel estático equilibrado, pelo método de efeitos aleatórios, para todos os estados brasileiros no período 2002-2007 foi capaz de fornecer alguns *insights* importantes. Em primeiro lugar, as variáveis individualmente significativas foram: renda real, preço do setor, *spread* entre as taxas de juros reais de curto e de longo prazo e população. Todos os sinais destes coeficientes foram compatíveis com os pressupostos teóricos e, como principais conclusões das estimativas, pode-se afirmar que, considerando tudo o mais constante (*coeteribus paribus*): aumentos de 1% na renda real e na população estão relacionados à expansão da produção da construção civil em 0,64%, e 0,31%, respectivamente; e, em contraste, elevações do nível de preços do setor e do *spread* entre as taxas de juros reais de curto e de longo prazo em 1% estão associadas a, respectivamente, reduções em torno de 0,96% e 0,27% desta produção. Pode-se observar, portanto, que a produção da construção civil é mais sensível ao preço do setor e à renda, se comparada ao *spread* entre as taxas de juros de curto e de longo prazo e à população.

É importante salientar, também, que as taxas de juros de curto prazo não foram significativas, ao contrário do *spread* em relação às taxas de longo prazo. Este resultado pode proporcionar um *insight* interessante: o que pode influenciar significativamente a demanda no curto prazo e, por consequência, a produção da construção civil é o efeito acumulativo que se espera das taxas de juros reais no longo prazo, mas não os efeitos das taxas de juros de curto prazo propriamente ditas sobre o custo do crédito.

Ademais, apesar dos resultados do modelo, segundo os quais o financiamento habitacional não foi significativo, deve-se considerar que o crescimento da produção da construção civil vem ocorrendo num contexto de expansão do crédito imobiliário nas economias brasileira e gaúcha.

Em relação especificamente ao Rio Grande do Sul, o tamanho da amostra limitado pela disponibilidade dos dados não permitiu a estimação dos coeficientes angulares para o Estado. Entretanto, o efeito aleatório estimado indica que o valor do intercepto, isto é, o valor médio da produção do setor no Rio Grande do Sul (quando as demais variáveis são iguais à zero) é suavemente superior à média do País.

O capítulo 3 se propôs a avaliar os potenciais efeitos do crescimento da construção civil, no que diz respeito ao emprego formal, sobre a distribuição espacial da renda do

trabalho, sob a hipótese de que o setor não segue a mesma tendência de concentração espacial que a indústria.

Em primeiro lugar, foi demonstrada, a partir de informações da RAIS, a elevada concentração espacial da renda do trabalho formal no Brasil e no Rio Grande do Sul, considerando a massa salarial dos municípios. Isso porque as atividades econômicas tendem a mostrar determinados padrões de concentração espacial, formando *clusters* espaciais, particularmente no caso da indústria.

Efetivamente, com uma breve revisão teórica sobre a distribuição das atividades econômicas no espaço geográfico estudou-se que, desde a abordagem clássica da teoria da aglomeração, que parte dos trabalhos de Marshall, até estudos mais recentes, que abordam as aglomerações econômicas sob um enfoque dinâmico, a fundamentação teórica para a formação de *clusters* espaciais é focada essencialmente na indústria. Teoricamente, este setor é amplamente beneficiado pela concentração espacial. Tais benefícios são traduzidos, em grande parte, nas externalidades de diferentes tipos, que variam de acordo com a abordagem teórica que se trata.

Entretanto, a construção civil não necessariamente segue este padrão, já que, por se tratar de um setor trabalho-intensivo, com a produção altamente dependente de mão-de-obra não qualificada, não se beneficia, pelo menos com a mesma intensidade que se observa na maior parte dos setores industriais, com as externalidades tecnológicas ou não-pecuniárias, associadas aos *spillovers* de conhecimento. Além disso, a distribuição espacial do setor é determinada, em boa medida, pela dinâmica populacional, pois onde houver um crescimento da população, mesmo que lento, haverá um determinado nível de produção do setor. Assim, partiu-se do pressuposto de que a construção civil se caracteriza pela elevada dispersão espacial, ao contrário da indústria.

Para a confirmação dessas hipóteses, foram coletados dados da RAIS/MTE para o emprego formal total, da indústria e da construção civil, para todos os municípios brasileiros e gaúchos em 2008. Em seguida, procedeu-se ao cálculo de indicadores de especialização no emprego setorial, mais precisamente, os quocientes locacionais, que são geralmente utilizados para a identificação de *clusters*. E estes foram usados na aplicação da técnica da análise exploratória de dados espaciais (AEDE). Em resumo, a AEDE apontou que, de fato, a indústria se caracteriza por mostrar um padrão homogêneo de associação espacial, no qual municípios com ampla especialização industrial tendem a estar localizados na vizinhança de municípios também fortemente especializados, o que confirma a alta concentração espacial da indústria, formando *clusters* espaciais (identificados a partir da estatística LISA). Como

indicador global da associação espacial, o I-Moran estimado para a indústria foi de 0,5478 e 0,4312, para o Rio Grande do Sul e para o Brasil, respectivamente, o que indica a existência de autocorrelação espacial positiva. Em contraste, para a construção civil o I-Moran foi estimado em 0,1010 para o Estado e 0,0470 para o País, apontando que o setor se distribui quase que aleatoriamente no espaço geográfico. E a estatística LISA apontou para uma diversidade de padrões homogêneos e heterogêneos de correlação espacial, além do próprio pequeno número de *clusters* significativos observados para o setor, o que confirma uma acentuada dispersão espacial da construção civil, relativamente à indústria.

Contudo, para contribuir na melhora da distribuição espacial da renda do trabalho, além da construção civil se caracterizar pela elevada dispersão espacial, o setor deve se concentrar, predominantemente, em regiões de baixo desempenho econômico, com renda por trabalhador inferior às médias estadual (no caso do Rio Grande do Sul) e nacional (para o Brasil). Deste modo, buscou-se focar na totalidade dos municípios gaúchos e brasileiros especializados no emprego formal da construção civil (com $QLc > 1$), analisando a evolução dos hiatos médios de renda do trabalho e o comportamento do emprego formal da construção civil, comparativamente aos demais setores de atividade econômica, nessas regiões. Assim, constatou-se que, tanto no Brasil quanto no Rio Grande do Sul, o setor em estudo se concentra, em termos de especialização produtiva (ou participação relativa) quase que totalmente em regiões de baixo desempenho econômico, com renda por trabalhador inferior às médias nacional e estadual em 2008. Mas, ao longo do período 1985-2008, no Brasil e, de modo mais acentuado, no Rio Grande do Sul, houve uma queda expressiva destes hiatos de renda do trabalho, simultaneamente a um crescimento mais acelerado do emprego formal do setor nesses municípios em análise, quando comparado ao crescimento das demais atividades produtivas nessas regiões.

Para verificar se, de fato, o emprego formal da construção civil tem contribuído significativamente para a redução desses hiatos de renda do trabalho dos municípios em estudo, foram construídos dois painéis estáticos desequilibrados, um para o Estado e outro para o País, com dados da RAIS para o período 1985-2008. E, então, foram estimados, a partir do método de efeitos fixos, dois modelos que buscam explicar a redução dos hiatos de renda em função do emprego dos setores de atividade econômica.

Como resultado, observou-se que, no Rio Grande do Sul, somente o coeficiente associado ao emprego formal da construção civil foi significativo e negativo, indicando que, realmente, o crescimento do emprego do setor está estatisticamente relacionado à redução dos hiatos de renda do trabalho desses municípios, mesmo ao nível de 1% de significância. E,

para o Brasil, resultados semelhantes foram encontrados, mas com um efeito *coeteris paribus* um pouco menor da construção civil sobre os hiatos, relativamente ao caso do Estado. Ademais, no modelo estimado para o País, os efeitos do comércio e, em menor medida, da indústria, também foram significativos. De qualquer modo, pode-se concluir que, seja no Rio Grande do Sul ou no Brasil, o emprego formal da construção civil tem colaborado expressivamente para a redução dos hiatos de municípios de baixa renda por trabalhador, espacialmente dispersos, em relação às médias estadual e nacional. E, desta forma, o setor tem contribuído significativamente para a redução da desigualdade espacial da renda do trabalho entre os municípios gaúchos e brasileiros.

No capítulo 4 buscou-se analisar a construção civil sob o enfoque do crescimento pró-pobre, pressupondo que o setor pode estar colaborando, também, para a redução da pobreza no Brasil e no Rio Grande do Sul no período 1985-2008.

Inicialmente, foi realizada uma revisão dos principais aspectos teóricos sobre tal crescimento. Assim, demonstrou-se que, embora recente, a literatura sobre ele é ampla e controversa, mesmo quando se considera apenas a dimensão renda da pobreza. Conceitualmente, alguns autores o compreendem como aquele crescimento capaz de reduzir significativamente a pobreza, mas não deixam claro o quão significativa deve ser tal redução. Já outros levam em conta os aspectos distributivos da renda, considerando que, para o crescimento ser pró-pobre, a renda dos pobres deve crescer a taxas superiores às da renda da população total. Deste modo, a diminuição da pobreza estaria diretamente relacionada com a melhora distributiva da renda entre os indivíduos da sociedade. De qualquer forma, em resumo, pode-se entendê-lo como aquele crescimento capaz de habilitar os pobres a participarem da atividade econômica, fazendo com que o aumento generalizado da renda os beneficie proporcionalmente mais do que aos não-pobres. Como ele faz menção à inclusão dos pobres, seja em termos da geração do crescimento ou do usufruto de seus resultados, muitas vezes é também chamado de crescimento de base ampla.

A partir deste conceito, observou-se na literatura que a relação entre crescimento econômico e redução da pobreza é complexa e não-trivial. Como tal, diversos trabalhos têm apontado que ela deve ser vista como uma relação empírica, altamente específica, para cada país ou região, uma vez que ela não pode ser definida *a priori* por argumentos predominantemente teóricos. Na prática, estudou-se que, dentre os diversos grupos de fatores que podem influenciar nesta relação, está o grau de intensidade e uso dos fatores de produção. Neste aspecto, os melhores resultados na redução da pobreza podem estar associados a um padrão de crescimento que resulte na expansão relativamente alta do emprego de baixa

qualificação. Pois a redução da pobreza será mais elástica em relação ao crescimento quanto mais trabalho-intensivo for o mesmo. E, também, quanto maior o emprego de baixa qualificação gerado, ao menos no curto prazo, em decorrência da dificuldade de qualificar os pobres para o mercado de trabalho.

Nesse sentido, procurou-se analisar o perfil pró-pobre do mercado de trabalho formal da construção civil. Observou-se que, desde 1985, uma das características marcantes do setor, tanto no Rio Grande do Sul quanto no Brasil, foi a acentuada participação dos empregados de baixa escolaridade no total da força de trabalho. Embora tenha havido uma tendência de queda desta participação nos anos 1985-2008, em termos relativos, comparativamente ao total das atividades econômicas, pode-se constatar que esta particularidade do setor em análise vem se consolidando e se ampliando ao longo do tempo. Isto porque, em contraste ao observado para o total dos setores, estimou-se que o crescimento da construção civil é fortemente correlacionado com a geração de emprego de baixa qualificação no período em estudo, com coeficientes de correlação entre o emprego formal total e o de baixa escolaridade estimados em 0,975, para o Rio Grande do Sul, e em 0,962, para o Brasil. Em 2008, o trabalho de baixa escolaridade era responsável por 74,8% e 70,8% do total do emprego formal do setor no Estado e no País, respectivamente; enquanto, para o total das atividades produtivas, estes percentuais eram de 45,0% e 41,3%. Além disso, verificou-se que a construção civil também proporciona, para os empregados de baixa escolaridade, maiores salários relativos, na comparação com a totalidade das atividades econômicas. Desta forma, o setor se enquadra, em boa medida, ao conceito de crescimento pró-pobre, como um crescimento que, em síntese, habilita os pobres a participarem da atividade econômica e a usufruírem dos seus resultados.

Em seguida, foram analisados alguns indicadores da evolução da pobreza no Brasil e no Rio Grande do Sul, a partir da metodologia das linhas de pobreza do IPEA. Assim, observou-se a tendência de redução da pobreza em quase todo o período 1985-2008, exceto no final dos anos 80, quando a economia brasileira sofria um processo inflacionário crônico. Especificamente, enquanto a proporção de domicílios pobres era de 34,7% e de 24,2% no Brasil e no Rio Grande do Sul, respectivamente, em 1985, estes percentuais se reduziram, aproximadamente, pela metade no final dos anos em estudo, passando para 17,2% no País e para 10,7% no Estado em 2008. Ademais, deve-se destacar que a economia gaúcha apresentou em todo o período menores níveis de pobreza do que o Brasil. Destarte, o Rio Grande do Sul sempre se posicionou, nos anos de 1985 e de 2008, entre os estados brasileiros menos pobres, acompanhado pela maior parte dos estados das regiões Sul e Sudeste (com destaque para São Paulo e Santa Catarina). Já as regiões Norte e Nordeste continuaram com

os piores indicadores de pobreza do Brasil, mesmo com a queda da proporção de domicílios pobres no período em análise.

Para verificar se o emprego formal da construção civil tem contribuído significativamente para esse processo de redução da pobreza que vem ocorrendo no Estado e no País nos anos 1985-2008, ou, alternativamente, para testar se o seu crescimento tem sido pró-pobre, foram utilizadas informações do emprego formal da RAIS; da proporção de domicílios pobres e de indicadores de distribuição de renda do IPEA; dos gastos do governo com educação da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda; e de índices gerais de preços das Contas Regionais do Brasil/IBGE. Estes dados foram coletados para todos os estados brasileiros ao longo do período em estudo (1985-2008), construindo-se, assim, um painel dinâmico desequilibrado. Desta forma, foi possível estimar, a partir do método de efeitos fixos, os efeitos de curto e de longo prazo do emprego formal da construção civil sobre a medida de pobreza; as diferenças de sensibilidade nesta relação entre os estados brasileiros; e se de fato é o emprego do setor que causa a redução pobreza, e não o inverso, ou também se não há uma relação bi-causal entre as variáveis.

Observou-se, então, que o crescimento do emprego formal da construção civil tem sido pró-pobre no Brasil tanto no curto quanto no longo prazo. Mais precisamente, no curto prazo, considerando tudo o mais constante, o aumento de 1% no emprego formal do setor em estudo está associado à redução de 0,27% da proporção de domicílios pobres. E, no longo prazo, estimou-se que esta elasticidade pobreza-crescimento é muito próxima, a saber, de -0,20%, isto é, o crescimento de 1% do emprego formal do setor em análise está relacionado, *coeteris paribus*, à queda de 0,20% da proporção de domicílios pobres. Assim, verificou-se que a construção civil possui, seja no curto ou no longo prazo, o maior impacto sobre a redução da pobreza, relativamente às demais atividades econômicas, mesmo quando se considera o emprego do setor agrícola. Apesar da heterogeneidade destes efeitos entre os estados brasileiros, observou-se que este crescimento tem sido pró-pobre em 18 das 27 unidades da federação. Neste contexto, o crescimento do emprego formal do setor tem sido pró-pobre também no Rio Grande do Sul, que, apesar de ocupar uma posição intermediária no *ranking* nacional com relação a estes impactos, possui uma elasticidade pobreza-crescimento ainda superior à comum estimada para todos os estados do País. Especificamente, o aumento de 1% do emprego formal da construção civil está associado, considerando tudo o mais constante, à redução de 0,54% da proporção de domicílios pobres no Estado. Por fim, o teste de causalidade de Granger apontou que, efetivamente, o crescimento do emprego formal do

setor causa a redução da pobreza, porém o inverso também é verdadeiro, ou seja, existe uma relação bi-causal entre as variáveis.

Em síntese, como principais conclusões do trabalho, os resultados das estimações dos capítulos 3 e 4 vêm a confirmar as potencialidades da construção civil, seja no Rio Grande do Sul ou no Brasil, de gerar um mecanismo autônomo, não dependente exclusivamente de políticas públicas, de redistribuição de renda em termos espaciais e entre os indivíduos da sociedade (no que se refere à redução da pobreza). De outra parte, com estes atributos, o setor pode ser utilizado mesmo como um instrumento alternativo para a própria execução de políticas públicas. Pois estímulos ao crescimento da construção civil influenciam, indiretamente, a distribuição de renda, gerando espacialmente uma melhora distributiva da mesma e, também, reduzindo a pobreza.

Para tanto, como apontam os resultados das estimações do capítulo 2, dentre as variáveis de controle dos *policy makers* é relevante a continuidade de medidas que estimulem a queda de preços do setor, como a redução do IPI sobre materiais de construção, mas não apenas emergencialmente para fins de controle inflacionário. E, mais importante do que a redução da taxa de juros básica (SELIC) no curto prazo, é a manutenção da trajetória de queda dos juros no longo prazo, que pode ser obtida principalmente através da estabilidade macroeconômica do País, já em processo desde a adoção do regime de metas de inflação. Deve-se salientar, além disso, mesmo com os resultados inconclusivos para esta variável, a grande importância de medidas que continuem a impulsionar a expansão do crédito imobiliário nas economias brasileira e gaúcha; além do aumento dos investimentos na formação bruta de capital fixo, através de políticas de médio e longo prazo como o PAC, que, mesmo abrangendo todo o setor de infra-estrutura do País, podem exercer efeitos diretos e indiretos expressivos para o crescimento da construção civil.

Os resultados dessas medidas podem ser potencializados no Rio Grande do Sul, já que para o Estado são estimados os maiores efeitos do emprego formal do setor em estudo, no sentido de melhorar a distribuição espacial da renda do trabalho e de reduzir a pobreza, comparativamente ao Brasil como um todo. Entretanto, destaca-se também que é fundamental a adoção destas políticas em nível nacional, em função da maior heterogeneidade socioeconômica do País, que dificulta o processo de redução das desigualdades e da pobreza e, portanto, aumenta a necessidade de estímulos a mecanismos re-distributivos de renda.

Finalmente, cabe lembrar que esses resultados buscam somente contribuir para algumas abordagens da construção civil ainda incipientes na literatura. Assim, pode-se

aprofundar nas investigações empíricas sobre o seu potencial econômico, através da evolução para novas abordagens, agregação de novas metodologias e ampliação das bases de dados.

REFERÊNCIAS

AGHION, Philippe; BOLTON, Patrick. A theory of trickle-down growth and development. **The Review of Economic Studies**, v. 64, n. 2, p. 151-172, abr. 1997. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2971707.pdf>> Acesso em: 03 jun. 2010.

ARROW, Kenneth J. The economic implications of learning by doing. **The Review of Economic Studies**, v. 29, n. 3, p. 155-173, jun. 1962. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2295952>> Acesso em: 02 jun. 2010.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DOS MUTUÁRIOS DA HABITAÇÃO (ABMH). **Prazo maior para redução do IPI dará fôlego e ânimo para o setor de construção civil**. Belo Horizonte, 2010. Disponível em: <http://www.abmh.com.br/x/index.php?option=com_content&view=article&id=334:prazo-maior-para-reducao-do-ipi-dara-folego-e-animo-para-o-setor-de-construcao-civil&catid=71:casa-propria&Itemid=111> Acesso em: 17 maio 2010.

ASTERIOU, D.; HALL S. G. *Applied Econometrics*. New York: Palgrave Macmillan, 2007. 397 p.

COMIM, Flávio V.; BAGOLIN, Izete P. Aspectos qualitativos da pobreza no Rio Grande do Sul. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 23, n. especial, p. 467-490, 2002. Disponível em: <<http://revistas.fee.tche.br/index.php/ensaios/article/viewPDFInterstitial/2017/2398>> Acesso em: 13 maio 2010.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BACEN). **Economia e finanças**. Política monetária. Brasília: 1996-2008. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?ECONOMIA>> Acesso em: 28 nov. 2009.

BARROS, Ricardo P.; HENRIQUES, Ricardo; MENDONÇA, Rosane. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 15, n. 42, p. 123-142, fev. 2000. Disponível em: <http://www.biblioteca.planejamento.gov.br/.../at_managed_file.2009-09-17.7136953977/> Acesso em: 13 maio 2010.

BEKELE, Gashawbeza W.; JACKSON, Randall W. Theoretical perspectives on industry clusters. **Research Paper**, Morgantown, Regional Research Institute/West Virginia University, maio 2006. Disponível em: <<http://www.rri.wvu.edu/pdffiles/bekelewp2006-5.pdf>> Acesso em: 03 maio 2010.

BORÇA JÚNIOR, Gilberto Rodrigues; TORRES FILHO, Ernani Teixeira. Analisando a crise do subprime. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v. 15, n.30, p. 129-159, dez. 2008.

BRITTO, Jorge; ALBUQUERQUE, Eduardo da Motta. *Clusters* industriais na economia brasileira: uma análise exploratória a partir de dados da RAIS. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 32, n.1, p. 71-102, jan./mar. 2002. Disponível em: <<http://www.usp.br/estecon/index.php/estecon/article/viewFile/451/162>> Acesso em: 11 maio 2010.

DE JANVRY, Alain; SADOULET, Elisabeth. Growth, poverty, and inequality in Latin America: a causal analysis, 1970-94. **Conference on Social Protection and Poverty**, Washington, Inter-American Development Bank, p. 1-17, fev. 1999. Disponível em: <http://www-agecon.ag.ohio-state.edu/class/aede438/banerjee/images/growth_poverty_inequality.pdf> Acesso em: 03 jun. 2010.

DOLLAR, David; KRAY, Aart. Growth is good for the poor. **Journal of Economic Growth**, p. 1-43, mar. 2002. Disponível em: <http://siteresources.worldbank.org/DEC/Resources/22015_Growth_is_Good_for_Poor.pdf> Acesso em: 03 jun. 2010.

EVANS, Michael K. **Macroeconomics for Managers**. Malden (USA): Blackwell Publishing, 2004. 825 p.

FOSTER, James; GREER, Joel; THORBECKE, Erik. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, n. 3, p. 761-766, maio 1984. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1913475>> Acesso em: 04 jun. 2010.

FUJITA, Masahisa; KRUGMAN, Paul; VENABLES, Anthony J. **Economia Espacial: urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo**. São Paulo: Futura, 2002. 391p.

GALEOTTI, Marzio; LANZA, Alessandro. Desperately seeking (environmental) Kuznets. **Development Studies Working Paper**, University of Oxford, n. 63, jan. 1999. Disponível em: <http://www.dagliano.unimi.it/media/WP2000_137.pdf> Acesso em: 04 jun. 2010.

GLAESER, Eduard L.; KALLAL, Hedi D.; SCHEINKMAN, José A.; SHLEIFER, Andrei. Growth in cities. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 6, p. 1126-1152, dez. 1992. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2138829>> Acesso em: 02 jun. 2010.

GOODCHILD, Michael F. *et al.* Toward spatially integrated social science. **International Regional Science Review**, v.23, n. 2, p. 139-159, abr. 2000. Disponível em: <<http://www.geog.ucsb.edu/~good/papers/328.pdf>> Acesso em: 11 maio 2010.

GUJARATI, Damodar. N. **Econometria Básica**. Rio de Janeiro: Campus/Elsevier, 2006. 812 p.

HENDERSON, J. Vernon; KUNCORO, Ari; TURNER, Matt. Industrial development in cities. **Journal of Political Economy**, v. 103, n. 5, p. 1067-1090, out.1995. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2138755>> Acesso em: 02 jun. 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Comissão Nacional de Classificação**. Rio de Janeiro: IBGE, 2009. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/concla/default.php>> Acesso em: 02 dez. 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Contas Regionais do Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasregionais/2003_2007/default.shtm> Acesso em: 26 nov. 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Anual da Indústria da Construção (PAIC)**. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/paic/2007/default.shtm>> Acesso em: 23 nov. 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema de Contas Nacionais do Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasnacionais/referencia2007/default.shtm>> Acesso em: 23 nov. 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema IBGE de Recuperação de Automática – SIDRA**. Rio de Janeiro: IBGE, 2009. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/>> Acesso em: 19 nov. 2009

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Brasília: IPEA, 2009. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?310013062>> Acesso em: 13 nov. 2009.

JACOBS, Jane. Strategies for helping cities. **The American Economic Review**, v. 59, n. 4, p. 652-656, set. 1969. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1813237>> Acesso em: 02 jun. 2010.

KAKWANI, Nanak; PERNIA, Ernesto M. What is pro-poor growth? **Asian Development Review**, Asian Development Bank, v. 18, n. 1, p. 1-16, 2000. Disponível em: <http://www.policyinnovations.org/ideas/policy_library/data/01158/_res/id=sa_File1/> Acesso em: 02 jun. 2010.

KURESKI, Ricardo; RODRIGUES, Rossana Lott; MORETTO, Antonio Carlos; SESSO FILHO, Umberto Antonio; HARDT, Letícia Peret Antunes. O macrossetor da construção civil na economia brasileira em 2004. **Ambiente Construído**, Porto Alegre, v. 8, n. 1, p. 7-19, jan./mar. 2008. Disponível em: <www.seer.ufrgs.br/index.php/ambienteconstruido/article/download/.../2187> Acesso em: 13 nov. 2009.

MARQUES, Luís David. Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão de literatura. CEMPRE, Faculdade de economia do Porto, **Texto para Discussão**, n. 100, Porto, out. 2000. Disponível em: <<http://www.fep.up.pt/investigacao/workingpapers/wp100.PDF>> Acesso em: 11 maio 2010.

MARSHALL, Alfred. **Princípios de economia**. São Paulo: Abril Cultural, 1982. 272 p.

MEIER, Gerald M. The Old Generation of Development Economists and the New. In: MEIER, Gerald M.; STIGLITZ, Joseph E. **Frontiers of development economics: the future in perspective**. Oxford: Oxford University Press, p. 13-50, 2001.

MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO (MTE). **Relação Anual de Informações Sociais (RAIS)**. Brasília: MTE, 2009. Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/pdet/Acesso/RaisOnLine.asp>> Acesso em: 18 nov. 2009.

MORANDI, Lucilene. Estoque e produtividade de capital Fixo - Brasil, 1940-2004. **Texto para Discussão**. Universidade Federal Fluminense: Rio de Janeiro, n.174, ago. 2005. Disponível em: <http://www.uff.br/econ/download/tds/UFF_TD174.pdf> Acesso em: 28 nov. 2009.

MORANDI, Lucilene; REIS, Eustáquio J. Estoque de capital fixo no Brasil - 1950-2002. Trabalho apresentado no **XXXII Encontro Nacional de Economia - ANPEC**, 07-10 de dezembro, João Pessoa, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A042.pdf>> Acesso em: 28 nov. 2009.

PINDYCK, Robert; RUBINFELD, Daniel L. **Microeconomia**. São Paulo: Makron Books, 1999. 791 p.

PORTER, Michael E. Clusters and the new economics of competition. **Harvard Business Review**, v.76, n. 6, p.77-90, nov./dez. 1998. Disponível em: <<http://www.econ-pol.unisi.it/didattica/ecreti/Porter1998.pdf>> Acesso em: 11 maio 2010.

PORTER, Michael E. Location, competition, and economic development: local clusters in a global economy. **Economic Development Quarterly**, v.14, n. 1, p. 15-34, fev. 2000. Disponível em: <<http://edq.sagepub.com/cgi/reprint/14/1/15>> Acesso em: 11 maio 2010.

PORTER, Michael E. The economic performance of regions. **Regional Studies**, Londres, v. 37, p. 549-578, ago./out. 2003. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/taf/regstd/v37y2003i6-7p545-546.html>> Acesso em: 11 maio 2010.

RAVALLION, Martin; CHEN, Shaohua. Measuring pro-poor growth. **Policy Research Working Paper**, Washington, World Bank, n.2666, 2003. Disponível em: <http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2001/09/28/000094946_01092004013092/Rendered/PDF/multi0page.pdf> Acesso em: 02 jun. 2010.

RAVALLION, Martin; DATT, Gaurav. Farm productivity and rural poverty in India. Food Consumption and Nutrition Division (FCND), Washington, **Discussion Paper**, n. 42, mar. 1998. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/summary?doi=10.1.1.31.1852>> Acesso em: 03 jun. 2010.

RAVALLION, Martin; DATT, Gaurav. Why has economic growth been more pro-poor in some states of India than others? **Journal of Development Economics**, n. 68, p. 381-400, 2002. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6VBV-45HWS3X-2/2/c24c7eb0b959c7be933dec5cc58a7115>> Acesso em: 04 jun. 2010.

RIBEIRO, Eduardo P.; COMIM, Flávio V.; PORTO Jr., Sabino da Silva. Crescimento pró-pobre no Brasil: uma análise exploratória. Trabalho apresentado no **XXXII Encontro Nacional de Economia - ANPEC**, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A047.pdf>> Acesso em: 13 maio 2010.

ROMER, Paul M. Increasing returns and long-run growth. **The Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, out. 1986. Disponível em: <<http://links.jstor.org/sici?sici=0022-3808%28198610%2994%3A5%3C1002%3AIRALG%3E2.0.CO%3B2-C>> Acesso em: 29 maio 2010.

SCITOVSKY, Tibor. Two concepts of external economies. **Journal of Political Economy**, v. 62, p. 143-151, 1954. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1813249>> Acesso em: 29 maio 2010.

SEN, Amartya. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Companhia das Letras, 1999.

SOUZA, Vlamir Vieira. **Evolução do complexo da construção civil brasileiro entre 2000 e 2005: uma abordagem de insumo-produto**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, mar. 2008. Disponível em: <<http://verum.pucrs.br/ppgeco>> Acesso em: 13 maio 2010.

TEJADA, César Augusto Oviedo *et al.* **Pró-pobre ou empobrecedor: Qual a contribuição do crescimento econômico para Alagoas?** XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2008. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/9/213.pdf>> Acesso em: 02 jun. 2010.

VALENTINI, Paulo J. Z. **Estrutura produtiva e crescimento econômico nas regiões do Rio Grande do Sul, 1996-2005**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, ago. 2008. Disponível em: <<http://verum.pucrs.br/ppgeco>> Acesso em: 13 maio 2010.

WARR, Peter. Pro-poor growth. **Asian-Pacific Economic Literature**, v. 19, p. 1-17, 2005. Disponível em: <http://rspas.anu.edu.au/economics/prc/papers/apel_165_1.pdf> Acesso em: 02 jun. 2010.

WORLD BANK. Making Services Work for the Poor. **World Development Report 2004**, Washington, 2004. Disponível em: <<http://econ.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTRESEARCH/EXTWDRS/EXTWDR2004/0,,menuPK:477704~pagePK:64167702~piPK:64167676~theSitePK:477688,00.html>> Acesso em: 04 jun. 2010.

ANEXO A - Teste de Hausman para simultaneidade

A.1 - Forma reduzida

$$LP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LREND A_{it} + \alpha_2 LFHAB_{it} + \alpha_3 LSPRCPLP_{it} + \alpha_4 LPOP_{it} + v_{it}$$

Onde:

LP_{it} = variável endógena do modelo original estimado na seção 2.2.3;

$LREND A_{it} \dots LPOP_{it}$ = variáveis exógenas do modelo original estimado na seção 2.2.3.

Resultados do modelo estimado na forma reduzida

Variável dependente: LP

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística-t	Valor P
C	0.21516	0.17001	1.26557	0.20754
LREND A	0.01193	0.01727	0.69084	0.49069
LFHAB	0.00070	0.00101	0.69597	0.48748
LSPRCPLP	0.10329	0.06692	1.54353	0.12471
LPOP	-0.01466	0.02019	-0.72613	0.46884
R-quadrado	0.01328	Estatística-F		0.52818
R-quadrado ajustado	-0.01186	Valor P (Estatística-F)		0.71518

Fonte: O autor (2009).

A.2 - Teste de Hausman

$$LVA_{it} = \delta_0 + \delta_1 v_{it} + \delta_2 PF_{it} + e_{it}$$

Onde:

LVA_{it} = variável dependente do modelo original estimado na seção 2.3;

v_{it} = novo termo de erro aleatório obtido da estimação na forma reduzida;

PF_{it} = valores previstos para LP_{it} .

Teste de hipóteses

$$H_0 : \delta_1 = 0$$

$$H_a : \delta_1 \neq 0$$

Resultados do modelo estimado para o teste de Hausman

Variável dependente: LVA

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística-t	Valor P
C	13.61917	0.24295	56.05716	0.00000
VT	-0.85162	6.40469	-0.13297	0.89439
PF	-0.01796	3.29490	-0.00545	0.99566
R-quadrado	0.02041	Estatística-F		1.65651
R-quadrado ajustado	0.00809	Valor P (Estatística-F)		0.19408

Fonte: O autor (2009).

- Não se pode rejeitar H_0 , mesmo ao nível de 10% de significância, e, deste modo, não há evidências estatisticamente significativas da existência de simultaneidade.

ANEXO B – Escolha do modelo

B.1 - Teste F: escolha entre o método com constante comum e o modelo de efeitos fixos

$$H_0 : a_{AC} = a_{AL} = a_{AM} = a_{AP} = a_{BA} = a_{CE} \dots = a_{TO}$$

$$H_a : a_{AC} \neq a_{AL} \neq a_{AM} \neq a_{AP} \neq a_{BA} \neq a_{CE} \dots \neq a_{TO}$$

$$F = \frac{(R_{EF}^2 - R_{CC}^2)/(N - 1)}{(1 - R_{EF}^2)/(NT - N - K)} = \frac{(0,976 - 0,940)/(27 - 1)}{(1 - 0,976)/(27 * 6 - 27 - 5)} = 7,549$$

Onde:

R_{EF}^2 = R-quadrado obtido no modelo de efeitos fixos;

R_{CC}^2 = R-quadrado obtido no modelo de constante comum;

N = número de cortes seccionais (neste caso, 27 estados brasileiros);

T = número de períodos (isto é, 6 anos);

K = número de variáveis.

$$F_{calculado} = 7,549 > F_{crítico} \cong 1,95$$

- Rejeita-se H_0 , mesmo ao nível de 1% de significância, e, portanto, o método de constante comum não é o mais adequado.

B.2 - Teste de Hausman: escolha entre o método de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios

H_0 : estimadores do modelo de efeitos aleatórios são consistentes e eficientes

H_a : estimadores do modelo de efeitos aleatórios não são consistentes (embora eficientes)

$$H = (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA})' [Var(\hat{\beta}_{EF}) - Var(\hat{\beta}_{EA})]^{-1} (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}) \approx \chi^2(k)$$

Onde:

$\hat{\beta}_{EF}$ = coeficiente estimado no modelo de efeitos fixos;

$\hat{\beta}_{EA}$ = coeficiente estimado no modelo de efeitos aleatórios;

Var = variância;

χ^2 indica que a estatística H (Hausman) segue uma distribuição qui-quadrado.

Resultados do teste de Hausman (H)

Resumo dos resultados	Qui-quadrado (H)	Qui-quad.. d.f.	Valor P (H)
<i>Cross-section</i> : efeitos aleatórios	3.063552	5	0.8791

Comparações dos coeficientes estimados:

Variável	Efeitos fixos	Efeitos aleatórios
LRENDA	0.4903	0.6408
LP	-0.9326	-0.9605
LFHAB	0.0035	-0.0032
LSPRCPLP	-0.4406	-0.2746
LPOP	-1.0632	0.3074

Fonte: O autor (2009).

$$H_{\text{calculado}} = 3,06 < \chi^2_{\text{crítico}} \cong 9,24$$

- Não se pode rejeitar H_0 , mesmo ao nível de 10% de significância, e, por conseguinte, os estimadores do modelo de efeitos aleatórios são consistentes e eficientes, ou seja, deve-se optar por este modelo.

ANEXO C - Teste LM Breusch-Pagan para heterocedasticidade

C.1 - Regressão auxiliar:

$$\hat{u}_{it}^2 = a_1 + a_2 LREND A_{it} + a_3 LP_{it} + a_4 LFHAB_{it} + a_5 LSPRCPLP_{it} + a_6 LPOP_{it} + v_{it}$$

Onde:

$LREND A_{it} \dots LPOP_{it}$ = as variáveis explicativas do modelo original estimado na seção 2.2.3;

\hat{u}_{it}^2 = quadrado dos resíduos obtidos do modelo estimado na seção 2.2.3 (sem a correção de White).

Resultados

Variável dependente: \hat{u}_{it}^2

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística-t	Valor P
C	0.2418	0.3583	0.6749	0.5008
LREND A	-0.0164	0.0423	-0.3884	0.6983
LP	0.5842	0.0984	5.9372	0.0000
LFHAB	-0.0064	0.0037	-1.7403	0.0838
LSPRCPLP	-0.0823	0.0906	-0.9088	0.3648
LPOP	0.0006	0.0439	0.0137	0.9891
R-quadrado	0.2054	Estatística-F		8.0652
R-quadrado ajustado	0.1799	Valor P (Estatística-F)		0.0000

Fonte: O autor (2009).

C.2 - Formulação do teste de hipóteses:

$H_0: a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = a_6 = a_7 = 0$ (homocedasticidade)

H_a : pelo menos um dos coeficientes é diferente de zero (heterocedasticidade)

C.3 - Cálculo da estatística LM e conclusão:

$$LM = nR^2$$

Onde:

n = número de observações utilizadas para estimar a regressão auxiliar;

R^2 = coeficiente de determinação da regressão auxiliar.

$$LM = 162 * 0,2054 = 33,28 > \chi_{p-1, \alpha}^2 = 14,07$$

Conclusão: rejeita-se H_0 ao nível de 5% de significância e, portanto, há evidências estatisticamente significativas da existência de heterocedasticidade.

ANEXO D – Escolha do modelo

Modelo para o Rio Grande do Sul

D.1 - Teste F: escolha entre o método com constante comum e o modelo de efeitos fixos

$$F = \frac{(R_{EF}^2 - R_{CC}^2)/(N - 1)}{(1 - R_{EF}^2)/(NT - N - K)} = \frac{(0,943)/(70)}{(0,327)/(71 * 24 - 71 - 5)} = 66,99$$

Onde:

R_{EF}^2 = R-quadrado obtido no modelo de efeitos fixos;

R_{CC}^2 = R-quadrado obtido no modelo de constante comum;

N = número de cortes seccionais (neste caso, 71 municípios gaúchos);

T = número de períodos (isto é, 24 anos);

K = número de variáveis.

$$F_{calculado} = 66,99 > F_{crítico} \cong 1,47$$

- Rejeita-se H_0 , mesmo ao nível de 1% de significância, e, portanto, o método de constante comum não é o mais adequado.

D.2 - Teste de Hausman: escolha entre o método de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios

H_0 : estimadores do modelo de efeitos aleatórios são consistentes e eficientes

H_a : estimadores do modelo de efeitos aleatórios não são consistentes (embora eficientes)

$$H = (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA})' [Var(\hat{\beta}_{EF}) - Var(\hat{\beta}_{EA})]^{-1} (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}) \approx \chi^2(k)$$

Onde:

$\hat{\beta}_{EF}$ = coeficiente estimado no modelo de efeitos fixos;

$\hat{\beta}_{EA}$ = coeficiente estimado no modelo de efeitos aleatórios;

Var = variância;

χ^2 indica que a estatística H (Hausman) segue uma distribuição qui-quadrado.

Resultados do teste de Hausman (H)

Resumo dos resultados	Qui-quadrado (H)	Qui-quad.. d.f.	Valor P (H)
<i>Cross-section</i> : efeitos aleatórios	10.91205	5.00000	0.05320
Comparações dos coeficientes estimados:			
Variável	Efeitos fixos	Efeitos aleatórios	
lnCC	-0.06210	-0.08186	
lnIND	-0.04535	-0.04176	
lnCOM	-0.02459	-0.00499	
lnSERV	-0.01660	-0.00501	
lnAGRO	0.02417	0.02591	

Fonte: O autor (2010).

$$H_{\text{calculado}} = 10,91 > \chi^2_{\text{crítico}} \cong 9,24$$

- Rejeita-se H_0 , ao nível de 10% de significância, e, por conseguinte, os estimadores do modelo de efeitos aleatórios não são consistentes, isto é, deve-se optar pelo método de efeitos fixos.

Modelo para o Brasil

D.3 - Teste F: escolha entre o método com constante comum e o modelo de efeitos fixos

$$F = \frac{(R_{EF}^2 - R_{CC}^2)/(N-1)}{(1 - R_{EF}^2)/(NT - N - K)} = \frac{(0,478)/(586)}{(0,651)/(587 * 24 - 587 - 5)} = 16,91$$

Onde:

R_{EF}^2 = R-quadrado obtido no modelo de efeitos fixos;

R_{CC}^2 = R-quadrado obtido no modelo de constante comum;

N = número de cortes seccionais (neste caso, 587 municípios brasileiros);

T = número de períodos (isto é, 24 anos);

K = número de variáveis.

$$F_{\text{calculado}} = 16,91 > F_{\text{crítico}} \cong 1,15$$

- Rejeita-se H_0 , mesmo ao nível de 1% de significância, e, portanto, o método de constante comum não é o mais adequado.

D.4 - Teste de Hausman: escolha entre o método de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios

H_0 : estimadores do modelo de efeitos aleatórios são consistentes e eficientes

H_a : estimadores do modelo de efeitos aleatórios não são consistentes (embora eficientes)

$$H = (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA})' \left[\text{Var}(\hat{\beta}_{EF}) - \text{Var}(\hat{\beta}_{EA}) \right]^{-1} (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}) \approx \chi^2(k)$$

Onde:

$\hat{\beta}_{EF}$ = coeficiente estimado no modelo de efeitos fixos;

$\hat{\beta}_{EA}$ = coeficiente estimado no modelo de efeitos aleatórios;

Var = variância;

χ^2 indica que a estatística H (Hausman) segue uma distribuição qui-quadrado.

Resultados do teste de Hausman (H)

Resumo dos resultados	Qui-quadrado (H)	Qui-quad.. d.f.	Valor P (H)
<i>Cross-section</i> : efeitos aleatórios	48.70862	5.00000	0.00000

Comparações dos coeficientes estimados:

Variável	Efeitos fixos	Efeitos aleatórios
lnCC	-0.04477	-0.05109
lnIND	-0.02402	-0.05000
lnCOM	-0.04869	-0.04264
lnSERV	0.02796	0.02768
lnAGRO	0.03436	0.03372

Fonte: O autor (2010).

$$H_{calculado} = 48,71 > \chi^2_{critico} \cong 15,09$$

- Rejeita-se H_0 , mesmo ao nível de 1% de significância, e, por conseguinte, os estimadores do modelo de efeitos aleatórios não são consistentes, ou seja, deve-se optar pelo método de efeitos fixos.

ANEXO E - Teste LM Breusch-Pagan para heterocedasticidade: modelo para o Rio Grande do Sul

E.1 - Regressão auxiliar:

$$\hat{u}_{it}^2 = a_1 + a_2 \ln CC_{it} + a_3 \ln IND_{it} + a_4 \ln COM_{it} + a_5 \ln SERV_{it} + a_6 \ln AGRO_{it} + v_{it}$$

Onde:

$\ln CC_{it} \dots \ln AGRO_{it}$ = as variáveis explicativas do modelo original estimado na seção 3.4.2 para o Rio Grande do Sul;

\hat{u}_{it}^2 = quadrado dos resíduos obtidos do modelo estimado na seção 3.4.2 para o Rio Grande do Sul (sem a correção de White).

Resultados

Variável dependente: \hat{u}_{it}^2

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística-t	Valor P
C	0.261743	0.610578	0.428680	0.668300
lnCC	0.024324	0.037842	0.642774	0.520600
lnIND	0.017806	0.070117	0.253955	0.799600
lnCOM	0.004439	0.094245	0.047105	0.962400
lnSERV	-0.034652	0.102928	-0.336657	0.736500
lnAGRO	-0.008883	0.049457	-0.179613	0.857500
R-quadrado	0.242292	Estatística-F		3.383517
R-quadrado ajustado	0.170683	Valor P (Estatística-F)		0.000000
		Durbin-Watson		1.584071

Fonte: O autor (2010)

E.2 - Formulação do teste de hipóteses:

$$H_0: a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = a_6 = a_7 = 0 \text{ (homocedasticidade)}$$

Ha: pelo menos um dos coeficientes é diferente de zero (heterocedasticidade)

E.3 - Cálculo da estatística LM e conclusão:

$$LM = nR^2$$

Onde:

n = número de observações utilizadas para estimar a regressão auxiliar;

R^2 = coeficiente de determinação da regressão auxiliar.

$$LM = 858 * 0,242292 = 207,89 > \chi^2_{p-1, \alpha} = 11,07$$

Conclusão: rejeita-se H_0 , ao nível de 5% de significância, e, portanto, há evidências estatisticamente significativas da existência de heterocedasticidade.

ANEXO F - Teste LM Breusch-Pagan para heterocedasticidade: modelo para o Brasil

F.1 - Regressão auxiliar:

$$\hat{u}_{it}^2 = a_1 + a_2 \ln CC_{it} + a_3 \ln IND_{it} + a_4 \ln COM_{it} + a_5 \ln SERV_{it} + a_6 \ln AGRO_{it} + v_{it}$$

Onde:

$\ln CC_{it} \dots \ln AGRO_{it}$ = as variáveis explicativas do modelo original estimado na seção 3.4.2 para o Brasil;

\hat{u}_{it}^2 = quadrado dos resíduos obtidos do modelo estimado na seção 3.4.2 para o Brasil (sem a correção de White).

Resultados

Variável dependente: \hat{u}_{it}^2

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística-t	Valor P
C	1.133589	0.095795	11.833430	0.000000
lnCC	0.022449	0.009551	2.350415	0.018800
lnIND	-0.015582	0.016089	-0.968523	0.332800
lnCOM	-0.023270	0.020449	-1.137936	0.255200
lnSERV	-0.059719	0.017080	-3.496453	0.000500
lnAGRO	-0.017175	0.010782	-1.592836	0.111200
R-quadrado	0.081552	Estatística-F		1.866308
R-quadrado ajustado	0.037855	Valor P (Estatística-F)		0.000000
		Durbin-Watson		2.039407

Fonte: O autor (2010)

F.2 - Formulação do teste de hipóteses:

$$H_0: a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = a_6 = a_7 = 0 \text{ (homocedasticidade)}$$

H_a : pelo menos um dos coeficientes é diferente de zero (heterocedasticidade)

F.3 - Cálculo da estatística LM e conclusão:

$$LM = nR^2$$

Onde:

n = número de observações utilizadas para estimar a regressão auxiliar;

R^2 = coeficiente de determinação da regressão auxiliar.

$$LM = 13.014 * 0,081552 = 1.061,32 > \chi^2_{p-1, \alpha} = 11,07$$

Conclusão: rejeita-se H_0 , ao nível de 5% de significância, e, portanto, há evidências estatisticamente significativas da existência de heterocedasticidade.

ANEXO G - Teste de causalidade de Granger

Vetor Autoregressivo (VAR):

$$\ln H_{it} = a_{10i} + a_{11} \ln H_{it-1} + a_{12} \ln CC_{it-1} + a_{13} \ln IND_{it-1} + a_{14} \ln COM_{it-1} + a_{15} \ln SERV_{it-1} + a_{16} \ln AGRO_{it-1} + \mu_{1it} \quad (1)$$

$$\ln CC_{it} = a_{20i} + a_{21} \ln H_{it-1} + a_{22} \ln CC_{it-1} + a_{23} \ln IND_{it-1} + a_{24} \ln COM_{it-1} + a_{25} \ln SERV_{it-1} + a_{26} \ln AGRO_{it-1} + \mu_{2it} \quad (2)$$

□

$$\ln AGRO_{it} = a_{60i} + a_{61} \ln H_{it-1} + a_{62} \ln CC_{it-1} + a_{63} \ln IND_{it-1} + a_{64} \ln COM_{it-1} + a_{65} \ln SERV_{it-1} + a_{66} \ln AGRO_{it-1} + \mu_{6it} \quad (6)$$

Resultados do VAR para as equações 1 e 2 e do teste de Wald para os coeficientes a_{12} e a_{21} :
modelo para o Rio Grande do Sul

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t	Valor P
Variável dependente: $\ln H_{it} - \ln CC_{it-1}$ causa $\ln H_{it}$				
C	2.71897	0.48533	5.60235	0.00000
$\ln H_{it-1}$	0.22225	0.07306	3.04213	0.00240
$\ln CC_{it-1}$	-0.04827	0.02536	-1.90356	0.05730
$\ln IND_{it-1}$	-0.01251	0.01326	-0.94375	0.34560
$\ln COM_{it-1}$	-0.01787	0.05613	-0.31840	0.75030
$\ln SERV_{it-1}$	0.01775	0.04180	0.42466	0.67120
$\ln AGRO_{it-1}$	0.01145	0.01560	0.73366	0.46340
Variável dependente: $\ln CC_{it} - \ln H_{it-1}$ causa $\ln CC_{it}$				
C	0.66286	0.68891	0.96219	0.33620
$\ln H_{it-1}$	-0.01065	0.03448	-0.30880	0.75750
$\ln CC_{it-1}$	0.59684	0.04778	12.49033	0.00000
$\ln IND_{it-1}$	0.10727	0.04663	2.30026	0.02170
$\ln COM_{it-1}$	0.24089	0.08784	2.74250	0.00620
$\ln SERV_{it-1}$	-0.11009	0.07696	-1.43051	0.15290
$\ln AGRO_{it-1}$	0.08199	0.03350	2.44715	0.01460
Teste de Wald - Hipótese nula: $a_{12} = 0$ (Equação 1)				
Teste	Valor	Valor P		
Estatística F	3.62355	0.05730		
Qui-quadrado	3.62355	0.05700		
Teste de Wald - Hipótese nula: $a_{21} = 0$ (Equação 2)				
Teste	Valor	Valor P		
Estatística F	0.09536	0.75750		
Qui-quadrado	0.09536	0.75750		

Fonte: O autor (2010)

- Equação 1: Rejeita-se a hipótese nula de $a_{12} = 0$, ao nível de 10% de significância, e, assim, pode-se concluir que a variável $\ln CC$ causa $\ln H$.
- Equação 2: Não se pode rejeitar a hipótese nula de $a_{21} = 0$, mesmo ao nível de 10% de significância, isto é, a variável $\ln H$ não causa $\ln CC$.

Resultados do VAR para as equações 1 e 2 e do teste de Wald para os coeficientes a_{12} e a_{21} : modelo para o Brasil

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t	Valor P
Variável dependente: $\ln H_{it} - \ln CC_{it-1}$ causa $\ln H_{it}$				
C	3.32686	0.08419	39.51657	0.00000
$\ln H_{it-1}$	0.11050	0.01331	8.30343	0.00000
$\ln CC_{it-1}$	-0.03458	0.00778	-4.44331	0.00000
$\ln IND_{it-1}$	0.00449	0.01238	0.36231	0.71710
$\ln COM_{it-1}$	-0.03542	0.01428	-2.47944	0.01320
$\ln SERV_{it-1}$	-0.01960	0.01037	-1.89051	0.05870
$\ln AGRO_{it-1}$	0.02453	0.00491	5.00001	0.00000
Variável dependente: $\ln CC_{it} - \ln H_{it-1}$ causa $\ln CC_{it}$				
C	-0.79847	0.38860	-2.05474	0.03993
$\ln H_{it-1}$	-0.00601	0.00933	-0.64403	0.51957
$\ln CC_{it-1}$	0.60671	0.02291	26.47728	0.00000
$\ln IND_{it-1}$	0.02156	0.01344	1.60373	0.10880
$\ln COM_{it-1}$	0.27483	0.06029	4.55860	0.00001
$\ln SERV_{it-1}$	0.07994	0.01991	4.01483	0.00006
$\ln AGRO_{it-1}$	0.07876	0.01508	5.22365	0.00000
Teste de Wald - Hipótese nula: $a_{12} = 0$ (Equação 1)				
Teste	Valor	Valor P		
Estatística F	19.74300	0.00000		
Qui-quadrado	19.74300	0.00000		
Teste de Wald - Hipótese nula: $a_{21} = 0$ (Equação 2)				
Teste	Valor	Valor P		
Estatística F	0.41477	0.51957		
Qui-quadrado	0.41477	0.51956		

Fonte: O autor (2010)

- Equação 1: Rejeita-se a hipótese nula de $a_{12} = 0$, mesmo ao nível de 1% de significância, e, portanto, pode-se concluir que a variável $\ln CC$ causa $\ln H$.
- Equação 2: Não se pode rejeitar a hipótese nula de $a_{21} = 0$, ao nível de 10% de significância, ou seja, a variável $\ln H$ não causa $\ln CC$.

ANEXO H - Valores para as linhas de pobreza conforme a metodologia do IPEA

H.1 - Linhas de extrema pobreza

Regiões	2003 (em R\$)	2004 (em R\$)	2005 (em R\$)	2006 (em R\$)	2007 (em R\$)	2008 (em R\$)
Rio de Janeiro - Área Metropolitana	83,55	88,42	93,03	95,62	100,26	107,43
Rio de Janeiro - Área Urbana	70,89	75,03	78,94	81,14	85,07	91,15
Rio de Janeiro - Área Rural	63,80	67,52	71,04	73,02	76,56	82,04
São Paulo - Área Metropolitana	84,05	88,96	93,59	96,20	100,87	108,08
São Paulo - Área Urbana	74,43	78,78	82,88	85,19	89,32	95,71
São Paulo - Área Rural	60,76	64,31	67,66	69,54	72,92	78,13
Porto Alegre - Área Metropolitana	93,17	98,61	103,74	106,64	111,80	119,80
Curitiba - Área Metropolitana	76,96	81,46	85,70	88,09	92,36	98,96
Sul - Área Urbana	73,42	77,71	81,75	84,03	88,11	94,41
Sul - Área Rural	66,84	70,74	74,42	76,50	80,21	85,94
Fortaleza - Área Metropolitana	66,33	70,20	73,86	75,92	79,60	85,29
Recife - Área Metropolitana	87,09	92,18	96,98	99,68	104,51	111,99
Salvador - Área Metropolitana	82,03	86,82	91,34	93,89	98,44	105,47
Nordeste - Área Urbana	74,94	79,31	83,45	85,77	89,93	96,36
Nordeste - Área Rural	66,84	70,74	74,42	76,50	80,21	85,94
Belo Horizonte - Área Metropolitana	65,32	69,13	72,73	74,76	78,38	83,99
Leste - Área Urbana	58,74	62,17	65,40	67,23	70,49	75,53
Leste - Área Rural	50,13	53,05	55,82	57,37	60,16	64,46
Belém - Área Metropolitana	74,43	78,78	82,88	85,19	89,32	95,71
Norte - Área Urbana	76,96	81,46	85,70	88,09	92,36	98,96
Norte - Área Rural	67,34	71,28	74,99	77,08	80,82	86,59
Distrito Federal - Área Metropolitana	72,41	76,63	80,63	82,87	86,89	93,10
Centro-Oeste - Área Urbana	62,28	65,92	69,35	71,28	74,74	80,08
Centro-Oeste - Área Rural	54,69	57,88	60,89	62,59	65,62	70,32

Fonte: Instituto Nacional de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?SessionID=1678836906&Tick=1290777104767&VAR_FUNCAO=RedirecionaFrameConteudo%28%22iframe_dados_s.htm%22%29&Mod=S>

Acesso em: 30 jun. 2010.

Notas: As regiões denominadas urbanas excluem as áreas metropolitanas consideradas como regiões específicas. A região denominada Leste refere-se a Minas Gerais e Espírito Santo. Aqui somente são apresentados os valores referentes aos últimos seis anos. Para informações desde o ano de 1985, acessar o endereço especificado acima.

H.2 - Linhas de pobreza

Regiões	2003 (em R\$)	2004 (em R\$)	2005 (em R\$)	2006 (em R\$)	2007 (em R\$)	2008 (em R\$)
Rio de Janeiro - Área Metropolitana	167,09	176,85	186,06	191,25	200,52	214,86
Rio de Janeiro - Área Urbana	141,78	150,05	157,87	162,27	170,14	182,30
Rio de Janeiro - Área Rural	127,60	135,05	142,08	146,04	153,12	164,07
São Paulo - Área Metropolitana	168,11	177,92	187,19	192,41	201,73	216,16
São Paulo - Área Urbana	148,87	157,56	165,76	170,38	178,64	191,42
São Paulo - Área Rural	121,52	128,62	135,32	139,09	145,83	156,26
Porto Alegre - Área Metropolitana	186,34	197,21	207,49	213,27	223,61	239,60
Curitiba - Área Metropolitana	153,93	162,92	171,40	176,18	184,72	197,93
Sul - Área Urbana	146,84	155,41	163,51	168,07	176,21	188,81
Sul - Área Rural	133,68	141,48	148,85	153,00	160,42	171,88
Fortaleza - Área Metropolitana	132,66	140,41	147,72	151,84	159,20	170,58
Recife - Área Metropolitana	174,18	184,35	193,95	199,36	209,03	223,97
Salvador - Área Metropolitana	164,06	173,63	182,68	187,77	196,87	210,95
Nordeste - Área Urbana	149,88	158,63	166,89	171,54	179,86	192,72
Nordeste - Área Rural	133,68	141,48	148,85	153,00	160,42	171,88
Belo Horizonte - Área Metropolitana	130,64	138,26	145,47	149,52	156,77	167,98
Leste - Área Urbana	117,47	124,33	130,81	134,45	140,97	151,05
Leste - Área Rural	100,26	106,11	111,64	114,75	120,31	128,91
Belém - Área Metropolitana	148,87	157,56	165,76	170,38	178,64	191,42
Norte - Área Urbana	153,93	162,92	171,40	176,18	184,72	197,93
Norte - Área Rural	134,69	142,55	149,98	154,16	161,63	173,19
Distrito Federal - Área Metropolitana	144,82	153,27	161,25	165,75	173,78	186,21
Centro-Oeste - Área Urbana	124,56	131,83	138,70	142,57	149,48	160,17
Centro-Oeste - Área Rural	109,37	115,76	121,79	125,18	131,25	140,63

Fonte: Instituto Nacional de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?SessionID=1678836906&Tick=1290777104767&VAR_FUNCAO=RedirecionaFrameConteudo%28%22iframe_dados_s.htm%22%29&Mod=S>

Acesso em: 30 jun. 2010.

Notas: As regiões denominadas urbanas excluem as áreas metropolitanas consideradas como regiões específicas. A região denominada Leste refere-se a Minas Gerais e Espírito Santo. Aqui somente são apresentados os valores referentes aos últimos seis anos. Para informações desde o ano de 1985, acessar o endereço especificado acima.

ANEXO I – Escolha do modelo

I.1 - Teste F: escolha entre o método com constante comum e o modelo de efeitos fixos

$$F = \frac{(R_{EF}^2 - R_{CC}^2)/(N - 1)}{(1 - R_{EF}^2)/(NT - N - K)} = \frac{(0,812)/(26)}{(0,249)/(27 * 24 - 27 - 7)} = 77,13$$

Onde:

R_{EF}^2 = R-quadrado obtido no modelo de efeitos fixos;

R_{CC}^2 = R-quadrado obtido no modelo de constante comum;

N = número de cortes seccionais (neste caso, 27 estados brasileiros);

T = número de períodos (isto é, 24 anos);

K = número de variáveis.

$$F_{calculado} = 77,13 > F_{crítico} \cong 1,79$$

- Rejeita-se H_0 , mesmo ao nível de 1% de significância, e, portanto, o método de constante comum não é o mais adequado.

I.2 - Teste de Hausman: escolha entre o método de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios

H_0 : estimadores do modelo de efeitos aleatórios são consistentes e eficientes

H_a : estimadores do modelo de efeitos aleatórios não são consistentes (embora eficientes)

$$H = (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA})' [Var(\hat{\beta}_{EF}) - Var(\hat{\beta}_{EA})]^{-1} (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}) \approx \chi^2(k)$$

Onde:

$\hat{\beta}_{EF}$ = coeficiente estimado no modelo de efeitos fixos;

$\hat{\beta}_{EA}$ = coeficiente estimado no modelo de efeitos aleatórios;

Var = variância;

χ^2 indica que a estatística H (Hausman) segue uma distribuição qui-quadrado.

Resultados do teste de Hausman (H)

Resumo dos resultados	Qui-quadrado (H)	Qui-quad.. d.f.	Valor P (H)
<i>Cross-section</i> : efeitos aleatórios	33.50888	7.00000	0.00000

Comparações dos coeficientes estimados:

Variável	Efeitos fixos	Efeitos aleatórios
lnIG	0.21262	0.19980
lnX1	0.06802	0.07486
lnX2	-0.13881	-0.07820
lnX3	-0.20478	-0.18634
lnGOV	-0.00138	-0.00319
lnINF	0.08771	0.08849
lnINF*PR	-0.06611	-0.06243

Fonte: O autor (2010).

$$H_{\text{calculado}} = 33,51 > \chi^2_{\text{crítico}} \cong 18,47$$

- Rejeita-se H_0 , mesmo ao nível de 1% de significância, e, por conseguinte, os estimadores do modelo de efeitos aleatórios não são consistentes, isto é, deve-se optar pelo método de efeitos fixos.

ANEXO J – Testes de raiz unitária e de cointegração

J.1 – Testes de raiz unitária para as séries em nível e em primeira diferença

Pool unit root test: Summary														
Level	lnP1 _{it}		lnIG _{it}		lnX1 _{it}		lnX2 _{it}		lnX3 _{it}		lnGOV _{it}		lnINF _{it}	
Method	Statistic	Prob.**	Statistic	Prob.**	Statistic	Prob.**								
Null: Unit root (assumes individual unit root process)														
Im, Pesaran and Shin W-stat	1.8976	0.9711	-5.3818	0.0000	2.6926	0.9965	13.9299	1.0000	4.5980	1.0000	-5.0510	0.0000	0.6740	0.7498
ADF - Fisher Chi-square	49.7404	0.6393	119.7980	0.0000	36.1592	0.9704	1.2568	1.0000	25.2562	0.9997	81.6694	0.0089	31.0969	0.9948
PP - Fisher Chi-square	57.4123	0.3499	97.9634	0.0002	22.7718	0.9999	3.5320	1.0000	19.0966	1.0000	34.2160	0.9837	33.8930	0.9854
Null: Unit root (assumes individual unit root process)														
1st difference	lnP1 _{it}		lnIG _{it}		lnX1 _{it}		lnX2 _{it}		lnX3 _{it}		lnGOV _{it}		lnINF _{it}	
Method	Statistic	Prob.**	Statistic	Prob.**	Statistic	Prob.**								
Null: Unit root (assumes individual unit root process)														
Im, Pesaran and Shin W-stat	-33.7808	0.0000	-16.7829	0.0000	-17.8275	0.0000	-13.9669	0.0000	-17.9807	0.0000	-5.0294	0.0000	-15.0798	0.0000
ADF - Fisher Chi-square	698.9720	0.0000	350.1070	0.0000	358.3880	0.0000	294.8410	0.0000	365.4620	0.0000	110.8570	0.0000	300.2980	0.0000
PP - Fisher Chi-square	636.8860	0.0000	685.6240	0.0000	381.7050	0.0000	707.3840	0.0000	411.3870	0.0000	97.6494	0.0003	308.2640	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Fonte: O autor (2010).

Nota: Os testes foram realizados considerando o modelo de interceptos individuais.

- Conclusão dos testes em nível: Conforme a maior parte dos testes, não se pode rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, mesmo ao nível de 10% de significância e, portanto, as séries não são estacionárias em nível.
- Conclusão dos testes em primeira diferença: Rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária, mesmo ao nível de 1% de significância e, portanto, as séries são estacionárias em primeira diferença, isto é, são integradas de ordem 1 (I(1)).
- Observação: foram efetuados também os testes para os modelos com intercepto e tendência individuais e sem ambos. Em todos os casos os testes apontaram que as séries são I(1).

J.2 – Teste de KAO para cointegração

Kao Residual Cointegration Test				
Series: $\ln P1_{it}$ $\ln IG_{it}$ $\ln X1_{it}$ $\ln X2_{it}$ $\ln X3_{it}$ $\ln GOV_{it}$ $\ln INF_{it}$ $\ln INF_{it} * PR_{it}$				
Null Hypothesis: No cointegration				
Trend assumption: No deterministic trend				
Lag selection: fixed at 1				
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel				
			t-Statistic	Prob.
ADF			-7.7203	0.0000
Residual variance			0.0687	
HAC variance			0.0335	
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESID?)				
Method: Panel Least Squares				
Included observations: 22 after adjustments				
Cross-sections included: 27				
Total pool (unbalanced) observations: 583				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID?(-1)	-0.4638	0.0307	-15.1225	0.0000
D(RESID?(-1))	-0.1174	0.0291	-4.0329	0.0001
R-squared	0.4279	Mean dependent var		0.0128
Adjusted R-squared	0.4269	S.D. dependent var		0.2223
S.E. of regression	0.1683	Akaike info criterion		-0.7232
Sum squared resid	16.4482	Schwarz criterion		-0.7082
Log likelihood	212.8222	Hannan-Quinn criter.		-0.7174
Durbin-Watson stat	1.0125			

Fonte: O autor (2010).

- Rejeita-se a hipótese nula de inexistência de cointegração, mesmo ao nível de 1% de significância e, por conseguinte, o teste aponta para a existência de pelo menos um vetor de cointegração.

ANEXO L – Teste LM Breusch-Pagan para heterocedasticidade

L.1 - Regressão auxiliar:

$$\hat{u}_{it}^2 = a_1 + a_2 \ln IG_{it} + a_3 \ln X1_{it} + a_4 \ln X2_{it} + a_5 \ln X3_{it} + a_6 \ln GOV_{it} + a_7 \ln INF_{it} + a_8 \ln INF_{it} * PR_{it} + v_{it}$$

Onde:

$\ln IG_{it} \dots \ln INF_{it}$ = as variáveis explicativas do modelo original estimado na seção 4.4.2;

\hat{u}_{it}^2 = quadrado dos resíduos obtidos do modelo estimado na seção 4.4.2 (sem a correção de White).

Resultados

Variável dependente: \hat{u}_{it}^2

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística-t	Valor P
C	4.0189	1.2059	3.3328	0.0009
lnIG	-0.2377	0.1180	-2.0149	0.0444
lnX1	0.1393	0.0530	2.6281	0.0088
lnX2	-0.5521	0.1274	-4.3348	0.0000
lnX3	0.1579	0.0761	2.0742	0.0385
lnGOV	-0.0012	0.0040	-0.3125	0.7547
lnINF	0.0221	0.0288	0.7683	0.4426
lnINF*PR	-0.0406	0.0358	-1.1339	0.2573
R-quadrado	0.1028	Estatística-F		2.0979
R-quadrado ajustado	0.0538	Valor P (Estatística-F)		0.0004
		Durbin-Watson		2.1261

Fonte: O autor (2009).

L.2 - Formulação do teste de hipóteses:

$H_0: a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = a_6 = a_7 = 0$ (homocedasticidade)

H_a : pelo menos um dos coeficientes é diferente de zero (heterocedasticidade)

L.3 - Cálculo da estatística LM e conclusão:

$$LM = nR^2$$

Onde:

n = número de observações utilizadas para estimar a regressão auxiliar;

R^2 = coeficiente de determinação da regressão auxiliar.

$$LM = 638 * 0,1028 = 65,61 > \chi^2_{p-1, \alpha} = 14,07$$

Conclusão: rejeita-se H_0 ao nível de 5% de significância e, portanto, há evidências estatisticamente significativas da existência de heterocedasticidade.