

Determinantes do crescimento da construção civil no Brasil e no Rio Grande do Sul: evidências da análise de dados em painel*

*Adelar Fochezatto***

*Doutor em Economia pela UFRGS.
Professor Titular da PUCRS.*

*Cristiano Ponzoni Ghinis****

*Pesquisador do CNPq
Economista e Mestre em Economia pelo
PPGE/FACE/PUCRS*

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar a trajetória e identificar alguns determinantes da produção da construção civil no Brasil e no Rio Grande do Sul, durante o período 1990-2008. Para tanto, foram observados alguns indicadores do setor ao longo desses anos e estimou-se um modelo econométrico a partir da análise de dados em painel. Como resultado, observou-se que a produção da construção civil no período em análise vem crescendo exponencialmente, tanto em nível nacional como estadual. Como determinantes deste comportamento, com base em dados coletados para os anos 2002-2007, identificou-se que a produção do setor é positivamente influenciada pela renda real, pelo fator trabalho não qualificado e pelo crescimento populacional; e inversamente relacionada com os preços do setor e com o spread entre as taxas de juros reais de curto e de longo prazo.

Palavras-chave

Construção civil; economias brasileira e gaúcha.

* Versão original, apresentada no 5º Encontro de Economia Gaúcha 2010.

**E-mail: adelar@pucrs.br

***Email: cristiano.ghinis@acad.pucrs.br

Abstract

This paper aims to analyze the trajectory and identify some output determinants of residential construction in Brazil and Rio Grande do Sul during the period 1990-2008. It was studied some sector indicators over the years and estimated an econometric panel data model. It was observed that the residential construction output during this period is increasing exponentially, both in national and state levels. As determinants of this behavior, based on data collected for the years 2002-2007, it was identified that sector output is positively related to real income, unskilled labor and population growth, and negatively associated with sector prices and the spread between short and long term real interest rates.

Key words

Residential construction; Economies of Brazil and Rio Grande do Sul.

Classificação JEL: O41, C33.

Introdução

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 intuitivamente 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.

Talvez isso ocorra devido às particulares características 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 (2009b) e do Ministério do Trabalho e Emprego (RAIS 2008, 2009), 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 deste trabalho 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, na seção 1 são apresentados alguns aspectos conceituais sobre o setor e são analisados alguns indicadores de produção, emprego e estoque de capital. E na seção 2 são demonstrados, em resumo, os pressupostos teóricos sobre as variáveis que influenciam o comportamento da produção do setor, especificando-se, a partir daí, o modelo econométrico a ser estimado através da análise de dados em painel.

1 Conceito, significado econômico e tendências da construção civil no Brasil e no Rio Grande do Sul

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

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 (IBGE, 2009b) 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.

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.

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 (IBGE, 2009b), 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 ano.⁴ 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

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, 2009d).

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).

Quadro 1

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

FONTES: IBGE. **Pesquisa anual da indústria da construção**. Rio de Janeiro, 2007. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/paic/2007/default.shtm>>. Acesso em: nov. 2009b.

Em termos de emprego formal, o setor proporcionou, segundo informações do Ministério do Trabalho e Emprego (RAIS 2008, 2009), 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%).

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

(continua)

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 (%)
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		1.914.596	100,00

FONTE: IBGE. **Pesquisa anual da indústria da construção.** Rio de Janeiro, 2007. Disponível em:

< <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/paic/2007/default.shtm>>. Acesso em: nov. 2009b.

RELAÇÃO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS – RAIS 1990-2008. Disponível em: <http://www.mte.gov.br/pdet/Acesso/RaisOnLine.asp>. Acesso em: nov. 2009.

Ademais, deve-se destacar que, no Brasil, 70,8% do total de empregados da construção civil podiam ser classificados como não qualificados⁵ em 2008. E, no Rio Grande do Sul, este percentual correspondia a 74,8%. Para o total dos setores produtivos, a participação do trabalho não qualificado no emprego total no mesmo período foi de 41,3% e 45% no País e no Estado, respectivamente (RAIS 2008, 2009). 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

⁵ Optou-se por classificar como empregados não qualificados 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.

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.

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, 2009b).

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

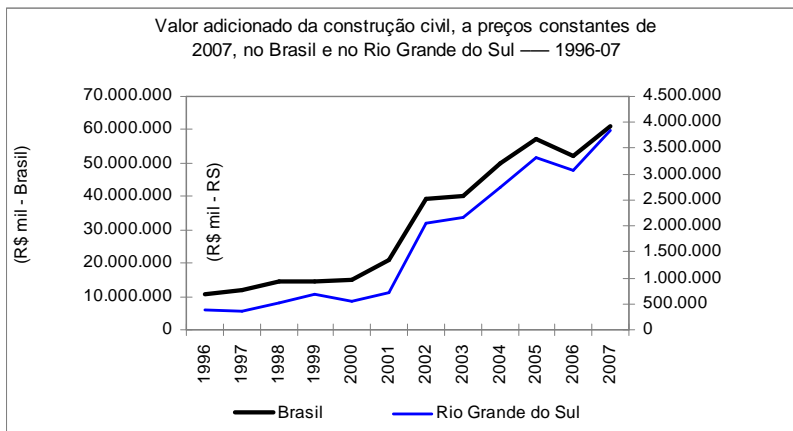
Tal crescimento foi acentuado, fundamentalmente, a partir do ano de 2002, quando o regime de metas inflacionárias já estava consolidado e, por conseguinte, teve início o processo de queda da taxa de juros básica, que veio a se confirmar a partir de 2004. No período 2002-2007, a taxa de crescimento anual 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 (IBGE, 2009b).

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 (já que antes as taxas de juros reais na economia gaúcha ainda permaneciam elevadas⁷), passando de 3,46%, em 2001, para 6,3%, em 2007, o que representa um aumento de 1,8 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.

⁷ As taxas de juros reais para a economia gaúcha correspondem às taxas de juros básicas nacionais (SELIC) em relação aos índices de preço do Rio Grande do Sul obtidos em IBGE (23009a).

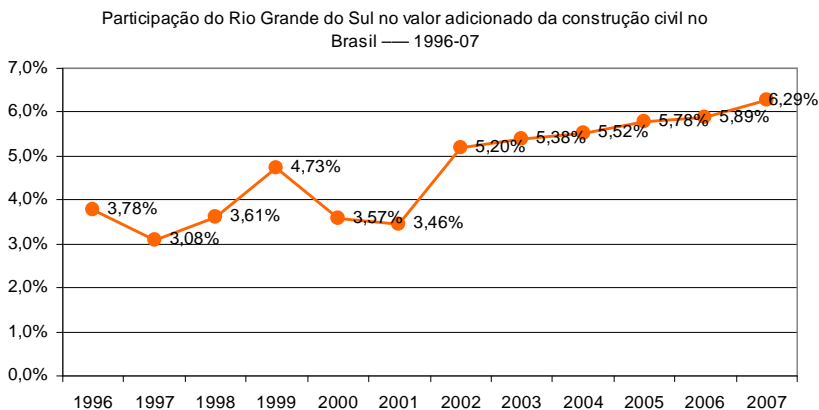
Gráfico 1



FONTE: IBGE. **Pesquisa anual da indústria da construção.** Rio de Janeiro, 2007. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/paic/2007/default.shtm>>. Acesso em: nov. 2009b.

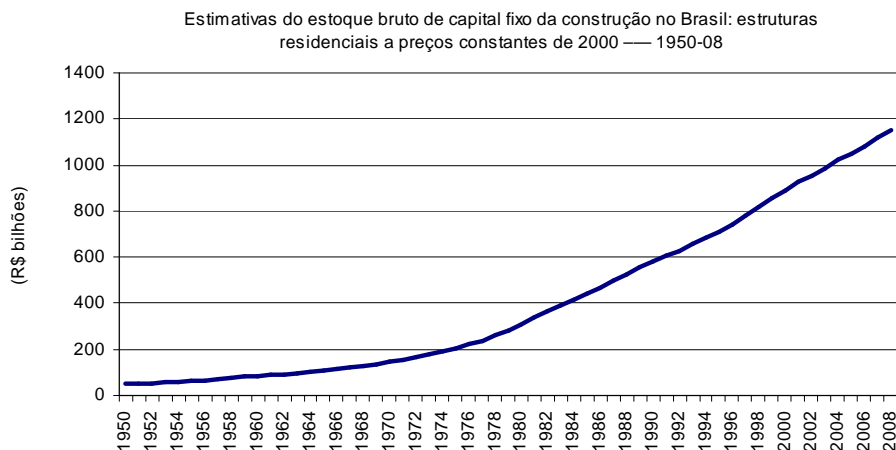
NOTA: Dados deflacionados pelos índices de preço da construção civil do Brasil e do Rio Grande do Sul, obtidos diretamente das Contas Regionais do Brasil/IBGE.

Gráfico 2



FONTE: IBGE. **Pesquisa anual da indústria da construção.** Rio de Janeiro, 2007. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/paic/2007/default.shtm>>. Acesso em: nov. 2009b.

Gráfico 3



FONTE: MORANDI, L.; REIS E. J. **Estoque de capital fixo no Brasil - 1950-2002**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., João Pessoa, 2004. João Pessoa : ANPEC, 2004. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A042.pdf>. Acesso em: nov. 2009.

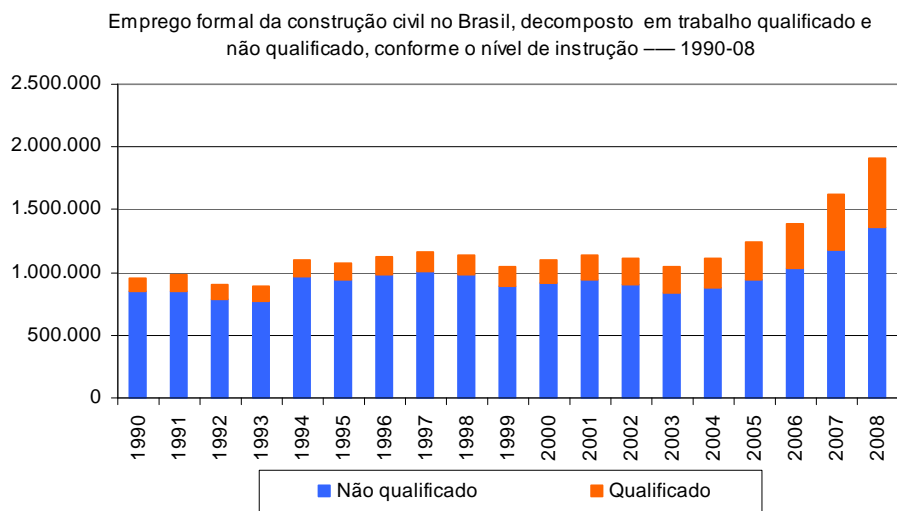
NOTA: Valor do estoque de capital bruto em construções de estruturas residenciais calculado pelo método do estoque perpétuo.

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, cujas estimativas estão disponíveis para um período relativamente longo (Gráfico 3)⁸. 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

⁸ Estas estimativas foram obtidas diretamente de Morandi e Reis (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.

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.

Gráfico 4

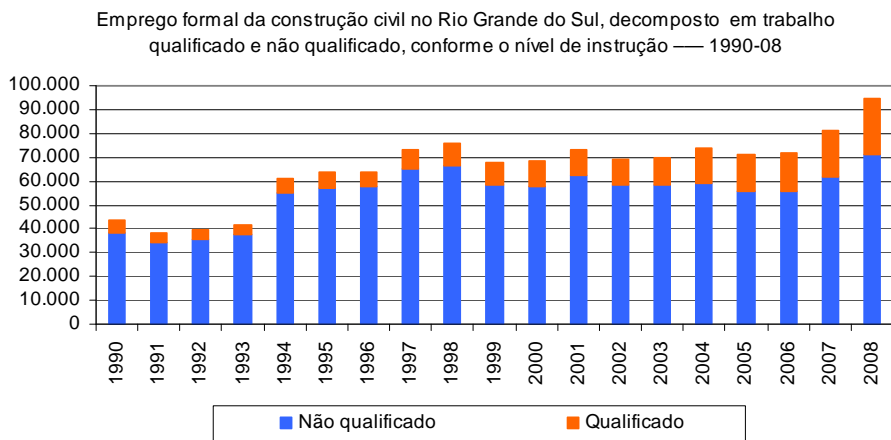


FONTE: RELAÇÃO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS – RAIS 1990-2008. Disponível em: <http://www.mte.gov.br/pdet/Acesso/RaisOnLine.asp>. Acesso em: nov. 2009.

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 infraestrutura e de edificações (IBGE, 2009b).

Gráfico 5



FONTE: RELAÇÃO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS – RAIS 1990-2008. Disponível em: <http://www.mte.gov.br/pdet/Acesso/RaisOnLine.asp>. Acesso em: 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 coeficientes locacionais do emprego absoluto e do trabalho qualificado e não qualificado do setor no Estado, em comparação ao País, calculado da seguinte forma :

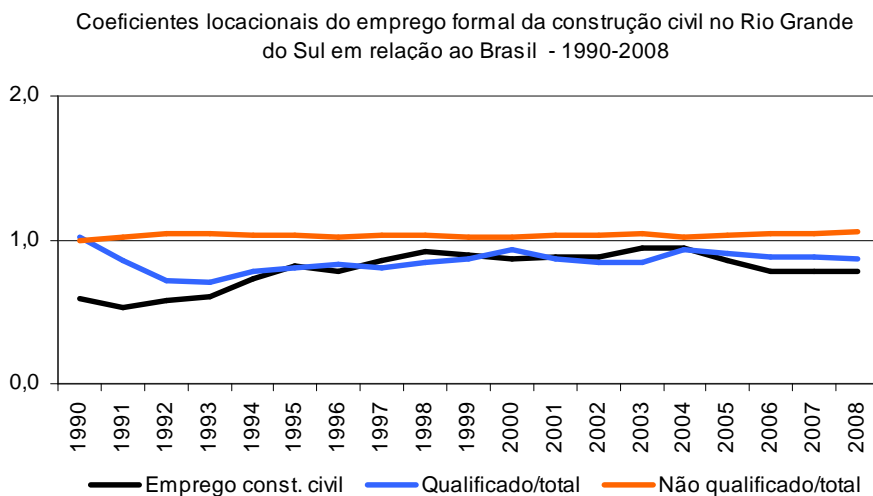
$$Q_C = \frac{E_C^{RS} / E_T^{RS}}{E_C^{BR} / E_T^{BR}}$$

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 Brasileira⁹.

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 coeficiente locacional tenha se situado muito próximo da igualdade entre os graus de especialização em alguns anos. Este fato pode contribuir na explicação para o maior ritmo de crescimento da produção do setor no Estado, se comparado ao País. Intuitivamente, por se tratar de um setor cujo processo de produção é trabalho-intensivo, há uma tendência de que o emprego aumente em maior proporção do que o capital e, deste modo, o acréscimo de empregados tende a gerar uma produtividade marginal do trabalho decrescente. Logo, o maior volume de emprego em nível nacional deve estar associado a uma menor produtividade do trabalho, o que, de fato, vem sendo observado. Como já mencionado, enquanto no Brasil a produtividade média da construção civil foi de aproximadamente R\$ 37,8 mil de VA por trabalhador em 2007, no Rio Grande do Sul este indicador chegou a atingir a cifra de R\$ 47,6 mil no mesmo ano, o que representa uma produtividade 25,9% maior no Estado, comparativamente ao País.

⁹ Se $Q_C > 1$, o coeficiente 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 coeficientes para o emprego qualificado e não qualificado em relação ao emprego total do setor no Estado, comparativamente ao Brasil, e os resultados têm a mesma interpretação.

Gráfico 6



FONTE: RELAÇÃO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS – RAIS 1990-2008. Disponível em: <http://www.mte.gov.br/pdet/Acesso/RaisOnLine.asp>. Acesso em: nov. 2009.

Todavia, 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 qualificado do que o Brasil, mesmo que com coeficientes locacionais 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 coeficiente permaneceu praticamente estável entre 0,85 e 0,93 a partir de 2000. De outra parte, o indicador para o trabalho não qualificado 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 coeficientes apontam para uma determinada rigidez na relação entre trabalho qualificado e não qualificado do setor. Efetivamente, no período em estudo (1990-2008) houve apenas uma suave queda de participação do trabalho não qualificado 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 não qualificado, seja no Rio Grande do Sul ou no Brasil.

2 Determinantes da produção do setor: uma análise de dados em painel estático equilibrado

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 repentina e súbita 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.; Torres, 2008)¹⁰.

¹⁰ 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

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 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 civil¹¹. 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

distribuidoras do risco ao securitizarem tais créditos e vendê-los no mercado de capitais a investidores institucionais.

¹¹ A interpretação dos resultados do modelo a ser estimado será sempre efetuada nestes termos diretos ou de fluxo.

acumulativos perversos. Deste modo, os impactos da variável *spread* sobre a produção do setor dependem, em grande parte, do efeito líquido desses dois movimentos.

Deve-se mencionar, ainda, algumas variáveis estritamente relacionadas ao processo produtivo da construção civil, como os fatores de produção capital e trabalho, os quais, se espera, sejam positivamente correlacionados com a produção do setor.

Evans (2004), com base em dados anuais da economia norte-americana no período 1950-2000, apontou para algumas evidências empíricas interessantes. Segundo o autor, não há correlação entre a renda real per capita 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 provocam a queda da 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 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 oferta.

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.

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 foi efetuado, a saber, o Teste de Hausman (ver Anexo I), e optou-se então pelo método de efeitos aleatórios.

O modelo trabalhado foi 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, foi o seguinte¹⁵:

$$LVA_{it} = (\alpha + v_i) + \beta_1 LREND A_{it} + \beta_2 LP_{it} + \beta_3 LLQ_{it} + \beta_4 LLN Q_{it} + \beta_5 LFHAB_{it} + \beta_6 LSPRCPLP_{it} + \beta_7 LPOP_{it} + u_{it}$$

Ou

$$LVA_{it} = a + \beta_1 LREND A_{it} + \beta_2 LP_{it} + \beta_3 LLQ_{it} + \beta_4 LLN Q_{it} + \beta_5 LFHAB_{it} + \beta_6 LSPRCPLP_{it} + \beta_7 LPOP_{it} + (v_i + u_{it})$$

Onde:

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

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 foi 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, buscou-se a escolha de um modelo mais parcimonioso, já que, para o método de efeitos aleatórios, os critérios de Akaike e Schwarz não são reportados. Optou-se então pela não inclusão do capital e da taxa de juros de curto prazo no modelo, que não contribuíam positivamente em termos de significância, R-quadrado ajustado, estatística F, e assim por diante, provocando uma perda de precisão na estimação dos parâmetros.

LVA_{it} = logaritmo natural do valor adicionado da construção civil, a preços constantes de 2007, no estado i e no ano t , isto é, trata-se do valor efetivamente produzido pelo setor, em termos reais e líquido de impostos indiretos sobre produtos;

α = 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;

$LRENDA_{it}$ = logaritmo natural do valor adicionado total, a preços constantes de 2007, no estado i e no ano t , 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 civil, no estado i e no ano t ;

LLQ_{it} = logaritmo natural do número de empregados qualificados da construção civil, no estado i e no ano t ;

$LLNQ_{it}$ = logaritmo natural do número de empregados não qualificados¹⁶ da construção civil, no estado i e no ano t ;

$LFHAB_{it}$ = logaritmo natural do valor total de financiamentos habitacionais, no estado i e no ano t ;

$LSPRCPLP_{it}$ = logaritmo natural do *spread*, ou diferença, entre as taxas de juros reais de curto prazo (SELIC) e de longo prazo (TJLP), no estado i e no ano t ¹⁷;

$LPOP_{it}$ = logaritmo natural do número de habitantes, no estado i e no ano t .

Os dados utilizados foram 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

¹⁶ Cabe lembrar que se optou por classificar como empregados não qualificados aqueles cujo grau de instrução fica restrito ao nível médio incompleto, já que na categoria de ensino médio completo são incluídos cursos técnicos profissionalizantes que poderiam qualificar, ainda que de modo limitado, os empregados do setor. E os qualificados são aqueles com ensino médio completo até doutorado.

¹⁷ As taxas de juros reais para os estados brasileiros foram estimadas a partir da relação entre as taxas de juros nacionais e os índices de preço de cada estado obtidos em IBGE (2009a).

cada variável a ser analisada. Deste modo, foi construído um painel equilibrado, sem lacunas de observações tanto em *cross-section* quanto ao longo dos anos. A restrição temporal foi determinada em função da disponibilidade dos dados nas diversas fontes, e permitiu 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.

Quadro 2

Fontes dos dados para as variáveis do modelo

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)

FONTE: Elaboração dos autores.

2.3 Resultados

Conforme se observa na Tabela 2, a estatística F indica que os coeficientes estimados foram conjuntamente significativos. E, a partir da estatística t, pode-se concluir que todos os parâmetros estimados foram individualmente significativos, mesmo ao nível de 1% de significância, exceto os coeficientes das variáveis explicativas trabalho qualificado e financiamento habitacional, porém dois aspectos sobre elas devem ser matizados. Primeiro, como já demonstrado na seção 1.2, o emprego do setor é composto, majoritariamente, por trabalho não qualificado, isto é, por empregados com baixo grau de instrução, ao passo que o nível de emprego qualificado é substancialmente baixo. Os resultados do modelo, portanto, não são contraditórios com este fato, uma vez que o coeficiente estimado para o trabalho não qualificado foi significativo. Segundo, nas informações de financiamento habitacional do Banco Central do Brasil (BACEN), observou-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 houve 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, 85,7% 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 apresentaram 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, no fator trabalho não qualificado do setor e na população provocam aumentos de aproximadamente 0,65%, 0,22% e 0,20% 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 geram, respectivamente, reduções em torno de 0,94% e 0,30% da produção da construção civil. A produção do setor é, então, mais sensível ao preço e à renda, e, de certo modo, mais elástica em relação ao *spread* entre as taxas de juros reais de curto e de longo prazo, se comparada à população e ao trabalho não qualificado.

O coeficiente negativo estimado para os preços do setor vem a confirmar a assimetria entre a oferta e a demanda da construção civil no curto prazo, pois os parâmetros estimados foram, de fato, mais associados à demanda, e não à oferta. É importante salientar, também, que a taxa de juros real de curto prazo não foi 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* 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 foi significativo, indicando que, embora os juros de

¹⁸ Observa-se, também, que a estatística de Durbin-Watson foi próxima de 2, o que indica a inexistência de autocorrelação de primeira ordem dos resíduos. E a estimação foi 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 II.

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 permitiu 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 ao resto do Brasil. Contudo, aparentemente, pode-se esperar uma maior elasticidade da produção do setor no Estado, especialmente com relação ao trabalho não qualificado, já que, nos últimos anos, a produtividade média do trabalho da construção civil no Rio Grande do Sul tem sido superior à nacional (como já demonstrado). De outra parte, 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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.715710	0.702611	3.865168	0.0002
LRENDA_?	0.648526	0.140686	4.609726	0.0000
LP_?	-0.942446	0.241982	-3.894686	0.0001
LLQ_?	-0.125857	0.146763	-0.857557	0.3925
LLNQ_?	0.219082	0.069971	3.131031	0.0021
LFHAB_?	-0.002934	0.003457	-0.848536	0.3975
LSPRCPLP_?	-0.298702	0.083657	-3.570565	0.0005
LPOP_?	0.204913	0.065425	3.132026	0.0021
Random Effects (Cross)				
AC--C	0.008667			
AL--C	-0.365507			
AM--C	0.143615			
AP--C	-0.043884			
BA--C	0.104980			
CE--C	-0.162674			
DF--C	-0.144220			
ES--C	0.123796			
GO--C	0.102073			
MA--C	0.062407			
MG--C	0.035498			
MS--C	0.064700			
MT--C	-0.026013			
PA--C	0.055619			
PB--C	-0.108612			
PE--C	-0.108368			
PI--C	-0.345542			
PR--C	-0.229525			
RJ--C	0.219504			
RN--C	-0.137839			
RO--C	-0.132823			
RR--C	0.134191			
RS--C	0.001212			
SC--C	0.106828			
SE--C	-0.092152			
SP--C	0.164626			
TO--C	0.569445			
Weighted Statistics				
R-squared	0.863587	Mean dependent var		5.695699
Adjusted R-squared	0.857386	S.D. dependent var		0.570504
S.E. of regression	0.215447	Sum squared resid		7.148253
F-statistic	139.2748	Durbin-Watson stat		2.179059
Prob(F-statistic)	0.000000			

FONTE: Elaboração dos autores.

Considerações finais

O objetivo desse trabalho foi analisar as tendências da construção civil no Brasil e no Rio Grande do Sul nas últimas duas décadas, bem como identificar alguns determinantes da produção do setor neste período.

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, 34,7% ao ano no Brasil entre os anos de 1994-2007. No mesmo período, o setor no Estado registrou uma taxa de crescimento anual média significativamente superior à nacional, de 53,3%, o que elevou a participação do Rio Grande do Sul na produção nacional do setor de 1,96%, em 1994, para 6,29%, em 2007. Ou seja, tal participação mais do que triplicou 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, também, o potencial de crescimento do setor relativamente elevado no Rio Grande do Sul, quando comparado ao Brasil. Em 2007, o setor 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 anual média 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. Outro ponto a ser considerado, embora se tenha uma idéia já difundida, é que grande parte da produção da construção civil é realizada por empregados com menor grau de instrução. Em 2008, 74,8% do emprego total do setor foi composto por trabalho não qualificado no Rio Grande do Sul e, no Brasil, este percentual foi muito próximo, de 70,8%.

Com respeito aos determinantes da produção da construção civil, 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 individuais estatisticamente significativas foram: renda real, preço do setor, trabalho não qualificado, *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, no fator trabalho não qualificado do setor e na população provocam a expansão da produção da

construção civil em 0,65%, 0,22% e 0,20%, 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% geram, respectivamente, reduções em torno de 0,94% e 0,30% desta produção. Pode-se observar, portanto, que a produção da construção civil é mais sensível ao preço do setor e à renda, e, em certa medida, mais elástica em relação ao *spread* entre as taxas de juros de curto e de longo prazo, se comparada à população e ao trabalho não qualificado.

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, através de uma análise mais intuitiva, pode-se esperar uma maior elasticidade da produção da construção civil particularmente com relação ao trabalho não qualificado, pois, nos últimos anos, a produtividade média do trabalho do setor no Rio Grande do Sul tem sido superior à nacional. Por fim, o efeito aleatório estimado para o Estado 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.

Anexo I

Teste F

a) Escolha entre o método com constante comum e o modelo de efeitos fixos:

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

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

$$F = \frac{(R_{EF}^2 - R_{CC}^2)/(N-1)}{(1 - R_{EF}^2)/(NT - N - K)} = \frac{(0,976 - 0,944)/(27 - 1)}{(1 - 0,976)/(27 * 6 - 27 - 7)} = 6,564$$

$$F_{calculado} = 6,564 > F_{crítico} \cong 1,95$$

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

Teste de Hausman

b) 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)

$$H = \frac{(\hat{\beta}_{fixo} - \hat{\beta}_{aleatório})^2}{[(\text{var}(\hat{\beta}_{fixo})) - (\text{var}(\hat{\beta}_{aleatório}))]}$$

Variáveis	$\beta_{\text{aleatório}}$	β_{fixo}	$(\beta_{\text{fixo}} - \beta_{\text{aleatório}})^2$ (A)	$[\text{var}(\beta_{\text{fixo}}) - \text{var}(\beta_{\text{aleatório}})]$ (B)	H (A/B)
RENDA	0,649	0,498	0,023	0,026	0,875
LP	-0,942	-0,931	0,000	0,000	0,718
LLQ	-0,126	-0,022	0,011	0,025	0,440
LLNQ	0,219	0,035	0,034	0,025	1,345
LFHAB	-0,003	0,003	0,000	0,000	0,964
LSPRCPLP	-0,299	-0,439	0,020	0,014	1,383
LPOP	0,205	1,039	1,548	1,279	1,211

$$H_{\text{calculado}} < \chi^2_{\text{crítico}} \cong 12,02$$

- 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 II

Teste LM Breusch-Pagan para Heterocedasticidade

a) Regressão auxiliar:

b)

$$\hat{u}_{it}^2 = a_1 + a_2 LRENDA_{it} + a_3 LP_{it} + a_4 LLQ_{it} + a_5 LLNQ_{it} + a_6 LFHAB_{it} + a_7 LSPRCPLP_{it} + a_8 LPOP_{it}$$

Onde:

$LRENDA_{it} \dots LPOP_{it}$ = as variáveis explicativas do modelo original estimado na seção 2.3;

\hat{u}_{it}^2 = quadrado dos resíduos obtidos do modelo estimado na seção 2.3 (sem a correção de White).

Resultados

Dependent Variable: UTSQ_? = \hat{u}_{it}^2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.420717	0.496661	0.847092	0.3983
LRENDA_?	-0.040928	0.066766	-0.613001	0.5408
LP_?	0.579708	0.104034	5.572305	0.0000
LLQ_?	-0.003021	0.090993	-0.033197	0.9736
LLNQ_?	0.052380	0.078477	0.667463	0.5055
LFHAB_?	-0.006330	0.004002	-1.581632	0.1158
LSPRCPLP_?	-0.071296	0.101342	-0.703513	0.4828
LPOP_?	-0.026432	0.059346	-0.445396	0.6567
R-squared	0.206246	Mean dependent var		0.085562
Adjusted R-squared	0.170167	S.D. dependent var		0.275952
S.E. of regression	0.251379	Akaike info criterion		0.124415
Sum squared resid	9.731506	Schwarz criterion		0.276889
Log likelihood	-2.077601	Hannan-Quinn criter.		0.186322
F-statistic	5.716410	Durbin-Watson stat		1.584071
Prob(F-statistic)	0.000007			

FONTE: Elaboração dos autores.

b) 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) 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.

$$LM = 162 * 0,206246 = 33,41 > \chi^2_{p-1, \alpha} = 14,07$$

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

Referências

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

BORÇA JR, G. R; TORRES, E. T. Analisando a crise do subprime. **Revista do BNDES**, v. 15, n.30, p 129-159, dez. 2008.

EVANS, M. K. *Macroeconomics for managers*. Malden : Blackwell, 2004.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2006.

IBGE. **Comissão nacional de classificação**. Rio de Janeiro, 2009. Disponível em: < <http://www.ibge.gov.br/concla/default.php>>. Acesso em: dez. 2009.

IBGE. **Contas regionais do Brasil**. Rio de Janeiro, 2007. Disponível em: < http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasregionais/2003_2007/default.shtm>. Acesso em: nov. 2009a.

IBGE. **Pesquisa anual da indústria da construção**. Rio de Janeiro: IBGE, 2004. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/paic/2004/default.shtm>> Acesso em: nov. 2009d.

IBGE. **Pesquisa anual da indústria da construção**. Rio de Janeiro, 2007. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/paic/2007/default.shtm>>. Acesso em: nov. 2009b.

IBGE. **Sistema de contas nacionais do Brasil**. Rio de Janeiro, 2008. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasnacionais/referencia2007/default.shtm>>. Acesso em: nov. 2009c.

IBGE. **Sistema IBGE de recuperação de automática – SIDRA**. Rio de Janeiro, 2009. Disponível em: < <http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: nov. 2009d.

IPEA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?310013062>>. Acesso em: nov. 2009.

KURESKI, R. *et al.* O macrossetor da construção civil na economia brasileira em 2004. **Ambiente Construído**, Porto Alegre, v.8, n.1, p.7-19, jan./mar. 2008.

MORANDI, L. **Estoque e produtividade de capital fixo – Brasil 1940-2004**. Rio de Janeiro : UFF, 2005. (Texto para discussão, n.174).

MORANDI, L.; REIS E. J. **Estoque de capital fixo no Brasil - 1950-2002**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., João Pessoa, 2004. João Pessoa :ANPEC, 2004. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A042.pdf>. Acesso em: nov. 2009.

PINDYCK, R.; RUBINFELD, D.L. **Microeconomia**. São Paulo: Makron Books, 1999.

RELAÇÃO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS – RAIS 1990-2008. Disponível em: <http://www.mte.gov.br/pdet/Acesso/RaisOnLine.asp>. Acesso em: nov. 2009.