



Textos PARA Discussão

n. 6

Análise do crescimento da
construção civil na Bahia e no Brasil:
uma abordagem em dados em
painel para o período 2002 a 2009

ANÁLISE DO CRESCIMENTO DA CONSTRUÇÃO CIVIL NA BAHIA E NO BRASIL: UMA ABORDAGEM EM DADOS EM PAINEL PARA O PERÍODO 2002 A 2009

*Alex Gama Queiroz dos Santos**
*Urandi Roberto Paiva Freitas***
*Armando Affonso de Castro Neto****
*Daniel Souza Costa*****

RESUMO

Este estudo tem como propósito analisar o crescimento da construção civil nas 27 unidades da Federação entre os anos de 2002 e 2009. Utilizou-se o modelo de estimação em dados em painel para analisar os determinantes do crescimento da construção civil. As variáveis explicativas adotadas foram: gastos com obras públicas, financiamentos habitacionais, Produto Interno Bruto (PIB) e o spread entre as taxas de juros reais de curto e longo prazo. Verificou-se que gastos públicos, financiamentos habitacionais e PIB apresentaram relações positivas e estatisticamente significativas com o valor adicionado da construção civil. Já a variável spread foi inversamente correlacionada com o setor da construção.

Palavras-chave: Construção civil. Estados brasileiros. Crescimento. Painel.

INTRODUÇÃO

A indústria da construção no Brasil, em função do seu comportamento favorável, promete ser o motor de crescimento da economia nos próximos anos. Tal propulsão é motivada pelas obras do Programa Minha Casa, Minha Vida, da Copa do Mundo de 2014, dos Jogos Olímpicos de 2016, pela expansão do crédito, ampliação das linhas de financiamento, além do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) 1 e 2.

Os investimentos do setor da construção são de suma importância, pois garantem o crescimento em longo prazo, além de ajudarem a resolver gargalos importantes na infraestrutura (social, urbana, logística etc.). Ademais, possuem um duplo papel no funcionamento da economia: no primeiro instante, aumentam o consumo dos fatores de produção e o nível de capacidade já instalada. No momento

* Mestre em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA); economista pela Universidade Católica de Salvador (UCSal). Técnico da Coordenação de Estatística da SEI; professor de Finanças e Economia da União Metropolitana de Educação e Cultura (Unime) e Faculdade Metropolitana de Camaçari (Famec). alexqueiroz@sei.ba.gov.br

** Mestre em Economia e economista pela Universidade Federal da Bahia (UFBA). Coordenador de Estatística da SEI; professor de Estatística e Econometria da Universidade Salvador (Unifacs). urandifreitas@sei.ba.gov.br

*** Mestre em Economia e graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal da Bahia (UFBA). Diretor de Pesquisas Sociais da SEI. armandocastro@sei.ba.gov.br

**** Mestrando e graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal da Bahia (UFBA). Técnico da Coordenação de Pesquisas Sociais da SEI. danielcosta@sei.ba.gov.br

seguinte, com a maturação desses gastos, expande-se a capacidade de oferta da economia, possibilitando que ela cresça sem o aparecimento de desequilíbrios ou pressões inflacionárias.

Nesse cenário, o estado da Bahia aparece numa posição bastante favorável entre as unidades da Federação. Segundo dados do IBGE (2009) e da RAIS (2010), o estado ocupa a quarta posição em termos de valor adicionado e geração de empregos formais, participando, nesses dois quesitos, em 6% no âmbito nacional.

Este trabalho tem como referência o estudo sobre o setor da construção civil do Rio Grande do Sul, desenvolvido por Fochezzatto e Ghinis (2011). O objetivo central do estudo é estimar uma equação dos determinantes da dinâmica da construção civil para o Brasil e Bahia e, posteriormente, avaliar os impactos de alguns indicadores selecionados no valor adicionado do setor, como renda, financiamento habitacional, spread e obras e instalações públicas. Para tanto, estimou-se um modelo em dados longitudinais com informações dos 26 estados e mais o distrito federal para os anos de 2002 a 2009* e se verificou qual o comportamento das variáveis em termos de efeito e intensidade em relação ao valor adicionado da construção civil.

O trabalho está estruturado da seguinte forma: além dessa introdução, a primeira seção traz alguns aspectos descritivos sobre o comportamento do setor da construção civil entre 2002 e 2009; a segunda seção traz a especificação do modelo econométrico e todo aparato metodológico; a terceira seção traz os resultados encontrados e, no final, são feitas algumas considerações acerca da pesquisa.

A CONSTRUÇÃO CIVIL NO BRASIL E NA BAHIA

Em 2009, o setor de construção civil gerou R\$ 146,8 bilhões em valor adicionado no Brasil, enquanto que, na Bahia, o montante foi de R\$ 9,1 bilhões. Tais valores representam 5,3% e 7,5% do valor adicionado total produzido em nível nacional e estadual, respectivamente. A geração do valor adicionado da construção civil na Bahia representa 6% do total gerado no país. Tal percentual significa que o estado ocupa a quarta posição no cenário nacional, ficando atrás somente dos estados de São Paulo (27%), Rio de Janeiro (11%) e Minas Gerais (10%).

No que concerne ao emprego formal, para o ano de 2010, o estoque de empregos da construção civil no estado correspondia a 153.474 mil, o que representa 6% do total do país. Esse percentual coloca a Bahia também na quarta posição em termos de emprego na construção civil, ficando atrás dos mesmos estados nos quais se gerou maior valor adicionado, com a pequena diferença de que, nessa categoria, Minas Gerais aparece na segunda colocação, à frente do Rio de Janeiro.

* A decisão de utilizar o corte temporal de 2002 a 2009 está relacionada com a disponibilidade dos dados para as variáveis selecionadas para análise.

Unidades da Federação	Valor adicionado em 2009 R\$ milhão	Participação (%)	Unidades da Federação	Emprego formal em 2010	Participação (%)
Acre	558	0%	Acre	8.960	0%
Alagoas	1.186	1%	Alagoas	27.986	1%
Amapá	305	0%	Amapá	4.618	0%
Amazonas	2.514	2%	Amazonas	24.144	1%
Bahia	9.129	6%	Bahia	153.474	6%
Ceará	3.138	2%	Ceará	75.973	3%
Distrito Federal	4.510	3%	Distrito Federal	63.281	3%
Espírito Santo	4.321	3%	Espírito Santo	60.275	2%
Goiás	4.826	3%	Goiás	76.504	3%
Maranhão	2.630	2%	Maranhão	59.688	2%
Mato G. do Sul	1.937	1%	Mato Grosso	33.437	1%
			Mato Grosso do Sul	27.707	1%
Mato Grosso	2.375	2%	Minas Gerais	308.310	12%
Minas Gerais	14.839	10%	Pará	60.633	2%
Pará	4.004	3%	Paraíba	31.822	1%
Paraíba	1.708	1%	Paraná	136.051	5%
Paraná	7.964	5%	Pernambuco	122.908	5%
Pernambuco	3.952	3%	Piauí	30.951	1%
Piauí	1.029	1%	Rio de Janeiro	224.662	9%
R. de Janeiro	15.668	11%	Rio Grande do Norte	38.508	2%
Rio G. do Norte	1.673	1%	Rio Grande do Sul	124.875	5%
Rio G. do Sul	8.568	6%	Rondônia	42.751	2%
Rondônia	752	1%	Roraima	6.023	0%
Roraima	439	0%	Santa Catarina	89.045	4%
Santa Catarina	5.948	4%	São Paulo	633.882	25%
São Paulo	39.663	27%	Sergipe	28.713	1%
Sergipe	1.272	1%	Tocantins	13.741	1%
Tocantins	1.875	1%			
Brasil	146.783	100%		2.508.922	100%

Tabela 1

Valor adicionado em emprego formal da construção civil nos estados brasileiros – 2009-2010

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

De acordo com a Tabela 2, ao se observar a proporção entre o emprego formal da construção civil em relação ao total de cada estado para o ano de 2010, vê-se que, na Bahia, os empregos formais do setor correspondem a 7,2% do total. Tal percentual coloca o estado na oitava posição. Essa mesma relação para o Brasil é de 5,7%. Os três estados em que a construção civil gera mais valor adicionado e emprego aparecem em posições inferiores em relação à Bahia: Minas Gerais ocupa a 11ª colocação, Rio de Janeiro, a 18ª e, por fim, São Paulo, com a 22ª.

As tabelas acabam por demonstrar a relevância do setor da construção civil na Bahia, tanto em relação à geração de valor adicionado, quanto em volume de empregos formais. No que concerne ao emprego, o estado tem posição relevante em dois aspectos: primeiro pela parcela de empregos formais da construção civil na Bahia em relação ao total de empregos do setor no Brasil. Segundo pela representatividade da parcela de empregos da construção civil em relação ao total de empregos do estado.

Unidades Federativas	Emprego formal construção civil 2010	Emprego formal total 2010	Participação (%)	
Rondônia	42.751	334.290	12,8%	1
Maranhão	59.688	636.625	9,4%	2
Piauí	30.951	377.463	8,2%	3
Pernambuco	122.908	1.536.626	8,0%	4
Sergipe	28.713	369.579	7,8%	5
Roraima	6.023	78.585	7,7%	6
Acre	8.960	121.187	7,4%	7
Bahia	153.474	2.139.232	7,2%	8
Espírito Santo	60.275	860.421	7,0%	9
Rio Grande do Norte	38.508	575.026	6,7%	10
Minas Gerais	308.310	4.646.891	6,6%	11
Pará	60.633	951.235	6,4%	12
Alagoas	27.986	470.992	5,9%	13
Goiás	76.504	1.313.641	5,8%	14
Distrito Federal	63.281	1.099.832	5,8%	15
Tocantins	13.741	238.955	5,8%	16
Ceará	75.973	1.325.792	5,7%	17
Rio de Janeiro	224.662	4.080.082	5,5%	18
Paraíba	31.822	579.504	5,5%	19
Mato Grosso	33.437	656.542	5,1%	20
Mato Grosso do Sul	27.707	560.789	4,9%	21
São Paulo	633.882	12.873.605	4,9%	22
Paraná	136.051	2.783.715	4,9%	23
Santa Catarina	89.045	1.969.654	4,5%	24
Rio Grande do Sul	124.875	2.804.162	4,5%	25
Amapá	4.618	108.191	4,3%	26
Amazonas	24.144	575.739	4,2%	27
Brasil	2.508.922	44.068.355	5,7%	

Tabela 2
Emprego formal gerado pela construção civil em relação ao total gerado por Estado – 2010

Fonte: Ministério do Trabalho e Emprego.

O gráfico abaixo resume os dados compilados na Tabela 1.

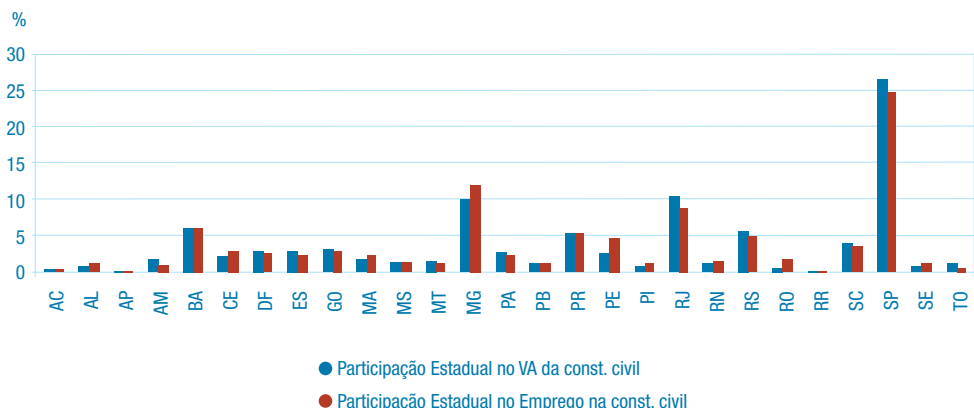


Gráfico 1
Participação dos Estados no valor adicionado da construção civil e do emprego

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

A expansão da construção civil teve efeitos positivos sobre o valor adicionado gerado. Na Bahia, a produção da construção civil (medida pelo VA a preços constantes de 2009) obteve taxas de crescimento anuais superiores às do Brasil a partir de 2005. Ao se comparar o valor adicionado no início e no final da série vê-se que taxa de crescimento foi de 28% para a Bahia e 23% para o Brasil.

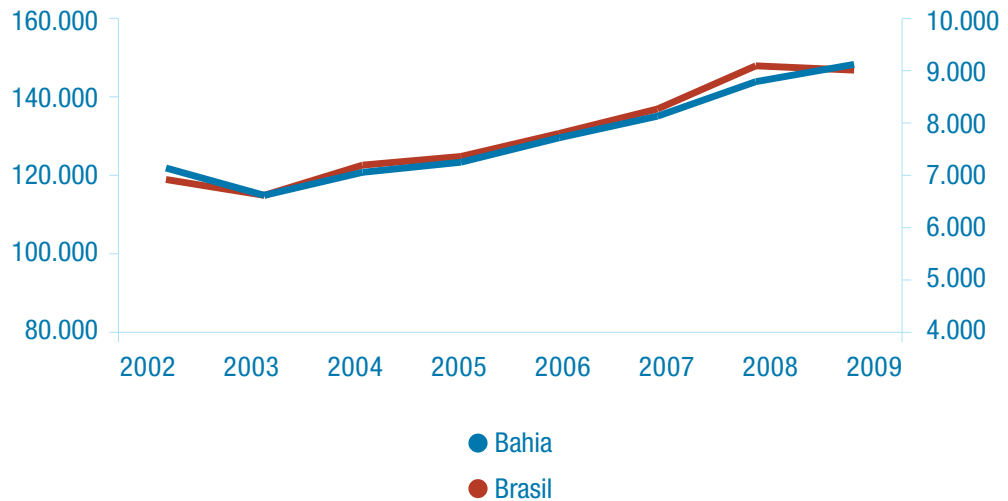


Gráfico 2
Valor adicionado da construção civil, a preços constantes de 2009, para o Brasil e Bahia – 2002-2009

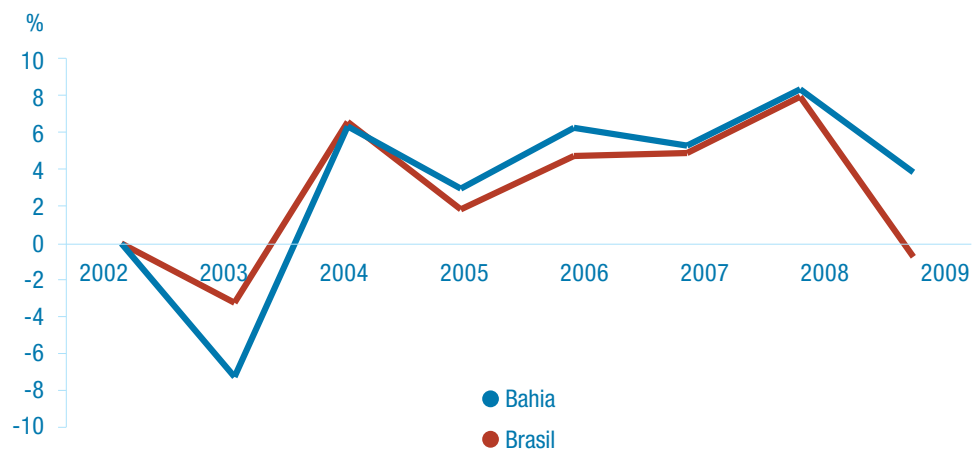


Gráfico 3
Taxa de crescimento do valor adicionado da construção civil, a preços constantes de 2009, para o Brasil e Bahia – 2002-2009

É possível observar que os valores adicionados gerados pela Bahia e pelo Brasil seguem a mesma tendência, tendo caído em 2003 e se recuperado sensivelmente nos anos seguintes. Essa trajetória, para os três primeiros anos, está em linha com a diminuição da taxa de juros e o crescimento do PIB. Uma pequena divergência acontece em 2009, quando o valor adicionado cai no Brasil em relação a 2008, porém na Bahia segue crescendo, embora a um ritmo mais brando. Essa desaceleração no ritmo de crescimento foi consequência da crise financeira mundial. A participação da Bahia na produção do valor adicionado total da construção civil no Brasil cresceu ao longo do período, porém não tão significativamente. Em 2002, sua participação foi de 5,7%, subindo ao patamar máximo de 7,1% em 2005 para, a partir daí, decrescer até o percentual de 6,2%.

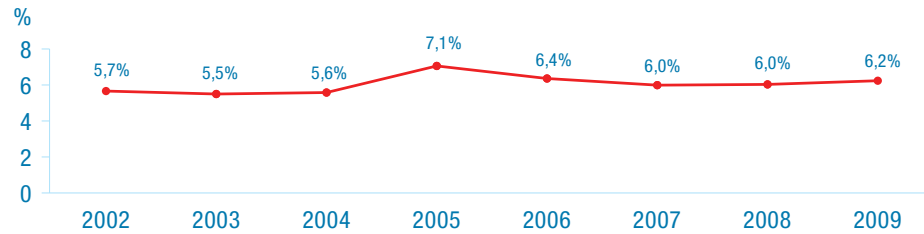


Gráfico 4
Participação da Bahia no valor adicionado da construção civil no Brasil – 2002-2009

A construção civil é caracterizada por uma alta demanda por trabalhadores com baixa qualificação, aqui entendida como trabalhadores de reduzida escolaridade*. No Brasil, em 2010, o percentual de trabalhadores não qualificados foi de 66%, enquanto que na Bahia foi de 60%. Contudo, é interessante observar que a proporção entre trabalhadores não qualificados e qualificados vem diminuindo ao longo dos anos tanto para o Brasil quanto para Bahia. Vale frisar que o percentual de trabalhadores qualificados da Bahia, na construção civil, em relação ao Brasil é maior para toda série analisada. Os gráficos abaixo demonstram essa relação.

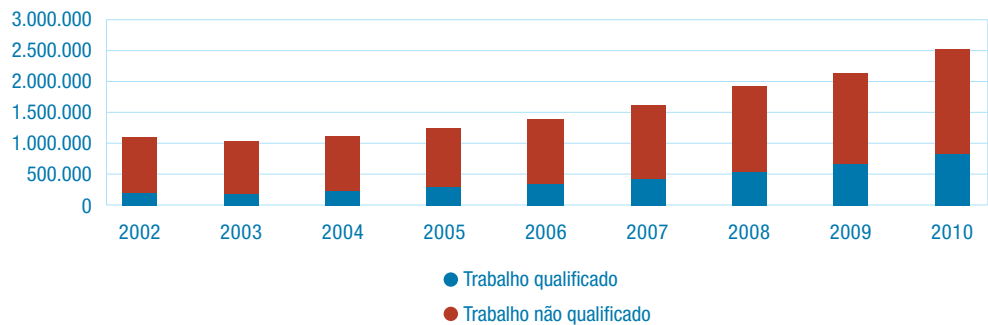


Gráfico 5
Emprego formal na construção civil no Brasil, conforme o nível de instrução – 2002-2010

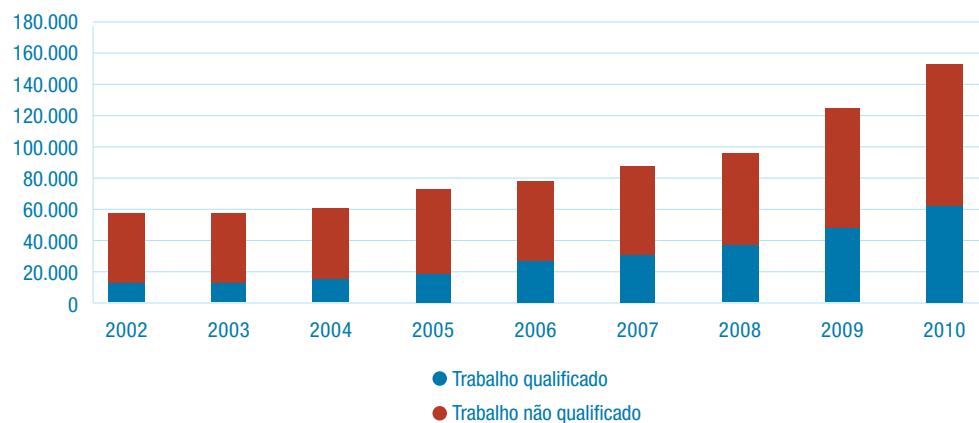


Gráfico 6
Emprego formal na construção civil na Bahia, conforme o nível de instrução – 2002-2010

* Consideraram-se trabalhadores qualificados aqueles com ao menos o nível médio completo.

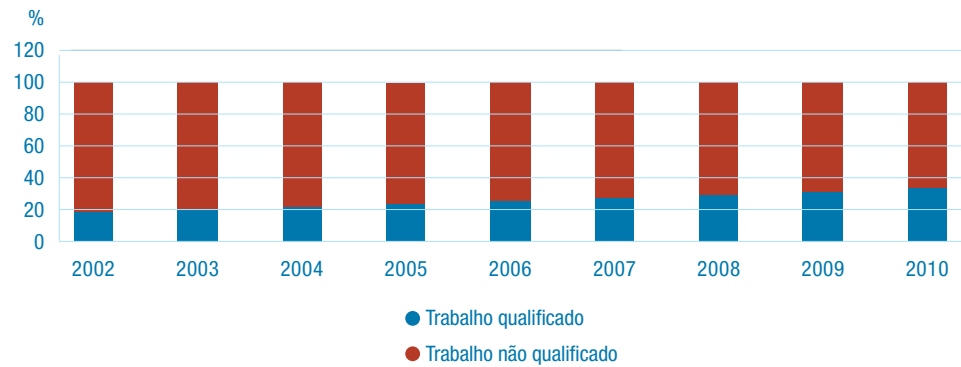


Gráfico 7
Emprego formal na construção civil no Brasil, conforme o nível de instrução em porcentagem – 2002-2010

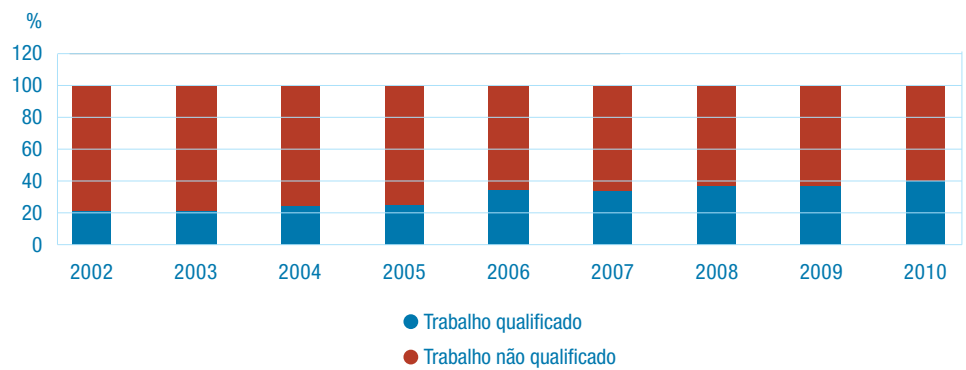


Gráfico 8
Emprego formal na construção civil na Bahia, conforme o nível de instrução em porcentagem – 2002-2010

A partir dos gráficos, podem-se observar dois fenômenos: o primeiro foi a franca expansão da geração de empregos pela construção civil, que, de 2002 para 2010, variou 166% para a Bahia e 127% para o Brasil. O segundo fenômeno foi a mudança qualitativa desses empregos gerados, haja vista que, enquanto em 2002 o percentual de trabalhadores qualificados era de 19% e 21%, para Brasil e Bahia, respectivamente, em 2010 essa relação foi de 34% e 40%.

A participação da construção civil no total de empregos formais teve um aumento no período, o que indica uma maior relevância desse setor na criação de empregos e geração de renda em relação às outras atividades produtivas existentes. O crescimento acentuado desse setor de 2002 a 2010 deve-se a diversos fatores, como estabilização econômica, forte queda na Selic, crescimento da renda familiar, expansão de crédito ao consumidor, assim como do crédito imobiliário, e redução do IPI sobre diversos insumos da construção em 2009. Para o período considerado, a participação da construção civil no montante de empregos criados sobe de 4,4% para 7,2% na Bahia e de 3,9% para 5,7% no Brasil.

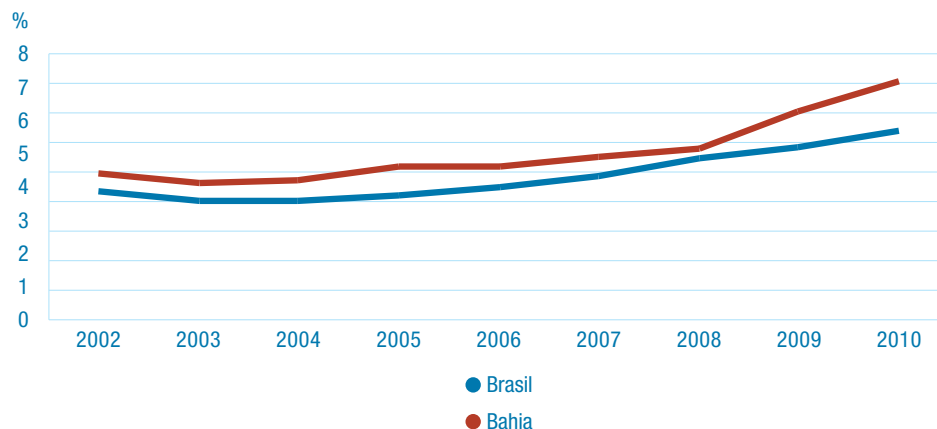


Gráfico 9
Participação da construção civil no emprego formal da Bahia e Brasil – 2002-2010

A fim de se observar as peculiaridades entre o mercado de trabalho da construção civil da Bahia em relação ao Brasil, foram calculados os coeficientes locacionais do emprego absoluto, do trabalho qualificado e não qualificado do setor para o estado e o país. O coeficiente locacional do emprego pode ser definido por:

$$Q_c = \frac{E_{cc}^{BA} / E_T^{BA}}{E_{cc}^{BR} / E_T^{BR}}$$

, onde E_{cc}^{BA} é o emprego formal da construção civil da Bahia, E_T^{BA} corresponde ao emprego formal total do estado, E_{cc}^{BR} corresponde ao emprego formal da construção civil do Brasil e E_T^{BR} representa o total de empregos formais do país. Quando esse coeficiente for maior que 1, significa que o emprego formal gerado pela construção civil na Bahia é mais especializado que no Brasil. O mesmo raciocínio é válido para o trabalho qualificado e não qualificado. No caso em que esse coeficiente for menor que 1, o raciocínio é inverso, e quando ele for igual a 1, significa que não há diferença entre o grau de especialização do emprego formal na construção civil entre Bahia e Brasil.

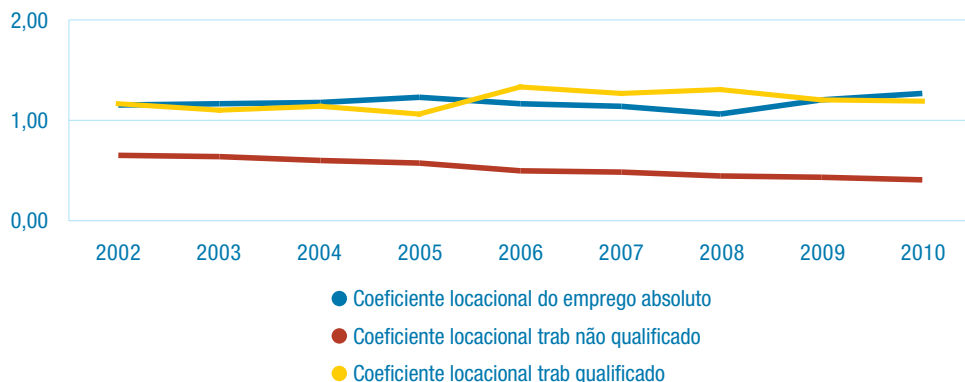


Gráfico 10
Coeficientes locacionais de emprego formal da construção civil na Bahia em relação ao Brasil – 2002-2010

A partir do gráfico acima, é possível perceber que a Bahia, em todo período analisado, é mais especializada no emprego formal da construção civil do que o Brasil. Isso porque o coeficiente locacional do emprego absoluto está acima de 1 para

toda a série. Somente no ano de 2008 o grau de especialização do estado e do país quase foi o mesmo, mas para os anos seguintes tal coeficiente seguiu aumentando. Esse gráfico ratifica a expressividade desse setor no estado.

O coeficiente locacional do trabalho qualificado segue a mesma tendência do coeficiente do emprego absoluto, o que significa que a Bahia, durante todo o período, foi mais especializada em mão de obra qualificada na construção civil do que o Brasil. Somente para o ano de 2005 a especialização do estado quase se igualou à especialização do país. Porém, no ano seguinte houve um boom no trabalho qualificado no estado, que se manteve praticamente no mesmo patamar nos anos seguintes. Enquanto em 2005 o percentual de trabalhadores qualificados na construção civil na Bahia era de 25%, em 2006 saltou para 34%. No caso brasileiro, tal variação foi muito mais branda, passando de 25% em 2005 para 26% em 2006.

Analogamente aos dois já citados, o coeficiente locacional de trabalho não qualificado da construção civil se revelou muito abaixo de 1, o que indica que a Bahia é bem menos especializada em emprego não qualificado na construção civil do que o Brasil. Em todo período analisado, o percentual de trabalho não qualificado passou de 79% para 60% na Bahia, o que é uma parcela notável se se considerar o curto espaço de tempo. Já no Brasil tal a participação do trabalho não qualificado caiu de 81% para 66%.

A construção civil é tradicionalmente considerada um setor de baixa produtividade. Isso se dá muito em função da incapacidade de substituição da mão de obra por máquinas em muitas atividades do setor. Contudo, observa-se que a produtividade desse setor obteve um significativo aumento no período, tanto para a Bahia quanto para o Brasil. De 2002 para 2009, a produtividade cresceu 11% para a Bahia e 13% para o Brasil.

O menor ritmo de crescimento da produtividade da Bahia em relação ao Brasil pode ser explicado pela maior especialização do emprego formal no estado. Fochezzatto e Ghinis (2011), avaliando a produtividade da construção civil no Rio Grande do Sul no período 1990-2008, apontam:

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 (FOCHEZZATTO E GHINIS, 2011. P. 661).

Os gráficos abaixo demonstram a relação entre produtividade e percentual de trabalhadores qualificados para Bahia e Brasil na construção civil. Tal relação ratifica o que foi explanado acima, principalmente quando se observa o aumento da participação de trabalhadores qualificados na Bahia, a partir de 2005, acompanhado de uma queda na produtividade.

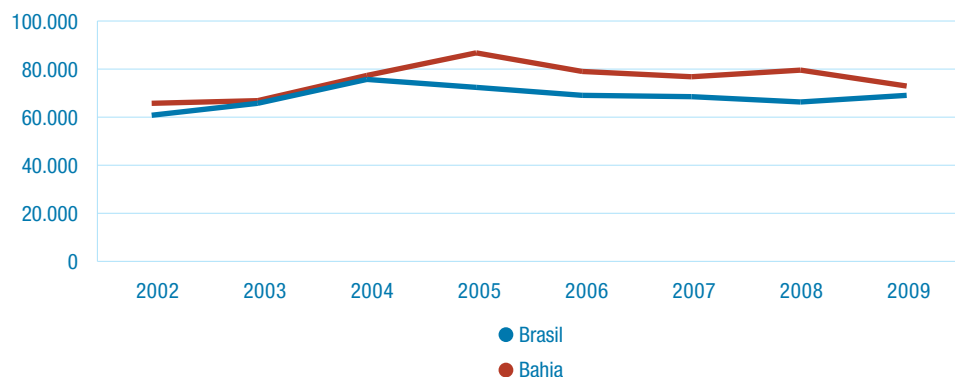


Gráfico 11
Produtividade – 2002-2010

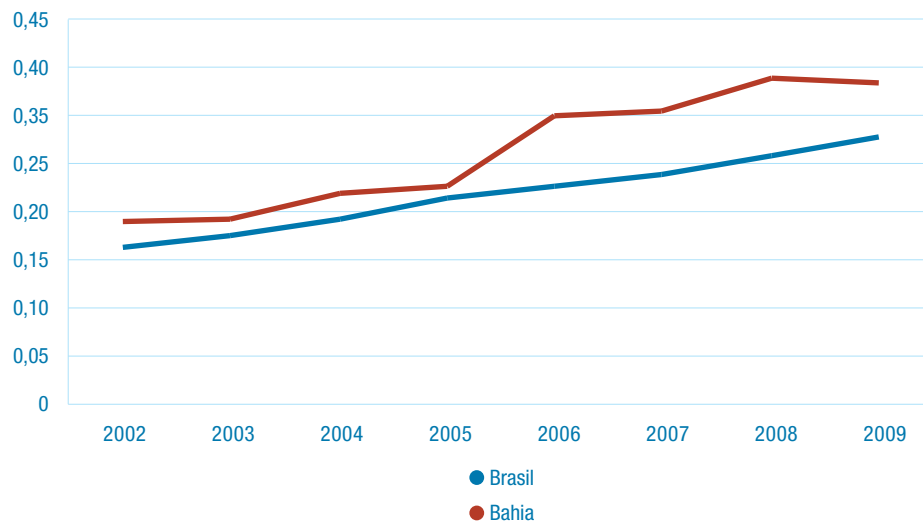


Gráfico 12
Percentual do trabalho qualificado na construção civil – 2002-2010

Em relação aos financiamentos habitacionais para o ano de 2009, conforme a Tabela 3, observa-se que a Bahia ocupa a terceira posição, com 6,6% da participação do financiamento total. Além da Bahia, as unidades da Federação que aparecem nas primeiras posições na participação nos financiamentos habitacionais são São Paulo (47,7%), Minas Gerais (6,7%), Rio de Janeiro (6,5%) e Rio Grande do Sul (4,8%). No que concerne aos gastos dos governos estaduais com obras e instalações, a Bahia ocupa a quinta posição, em ordem decrescente, com 4,3% de participação, abaixo apenas de São Paulo (27,0%), Rio de Janeiro (11,2%), Ceará (6,7%) e Minas Gerais (6,2%).

Unidades da Federação	Valor financiamento 2009 (em R\$)	Participação (%)	Unidades da Federação	Gastos c/ Obras e Instalações 2010 (em R\$)	Participação (%)
Acre	1.370.729,43	0,01%	Acre	713.806.912,29	2,33%
Alagoas	27.773.996,14	0,20%	Alagoas	542.172.183,56	1,77%
Amapá	2.210,05	0,00%	Amapá	167.731.360,57	0,55%
Amazonas	409.951.907,37	2,95%	Amazonas	1.257.206.304,48	4,10%
Bahia	911.506.880,60	6,55%	Bahia	1.311.249.473,40	4,27%
Ceará	129.841.361,51	0,93%	Ceará	2.040.447.526,76	6,65%
Distrito Federal	627.994.955,00	4,51%	Distrito Federal	693.786.650,48	2,26%
Espírito Santo	242.899.270,91	1,75%	Espírito Santo	1.064.762.684,82	3,47%
Goiás	381.528.926,00	2,74%	Goiás	692.975.345,61	2,26%
Maranhão	196.516.028,00	1,41%	Maranhão	702.426.484,66	2,29%
Mato Grosso	99.223.538,00	0,71%	Mato Grosso	492.697.544,98	1,61%
Mato Grosso do Sul	173.035.059,00	1,24%	Mato Grosso do Sul	774.883.231,71	2,53%
Minas Gerais	938.341.346,00	6,74%	Minas Gerais	1.896.351.488,36	6,18%
Pará	98.255.660,85	0,71%	Pará	672.845.338,86	2,19%
Paraíba	2.362.171,93	0,02%	Paraíba	286.337.945,61	0,93%
Paraná	618.599.931,00	4,44%	Paraná	622.112.160,66	2,03%
Pernambuco	155.400.933,87	1,12%	Pernambuco	1.018.928.921,42	3,32%
Piauí	21.545.450,86	0,15%	Piauí	497.228.273,92	1,62%
Rio de Janeiro	908.394.832,00	6,53%	Rio de Janeiro	3.419.531.012,97	11,15%
Rio Grande do Norte	46.368.060,80	0,33%	Rio Grande do Norte	322.653.554,79	1,05%
Rio Grande do Sul	668.805.111,00	4,81%	Rio Grande do Sul	1.267.887.348,42	4,13%
Rondônia	109.554.955,01	0,79%	Rondônia	365.879.728,23	1,19%
Roraima	1.286.495,50	0,01%	Roraima	199.521.109,69	0,65%
Santa Catarina	397.769.272,00	2,86%	Santa Catarina	528.865.858,46	1,72%
São Paulo	6.642.987.424,00	47,73%	São Paulo	8.289.538.841,47	27,02%
Sergipe	90.452.326,84	0,65%	Sergipe	359.602.640,74	1,17%
Tocantins	15.293.278,70	0,11%	Tocantins	480.129.859,16	1,56%
Brasil	13.917.062.112,36	100,00%		30.681.559.786,08	100,00%

Tabela 3

Valores do financiamento habitacional e gastos com obras e instalações nos estados brasileiros 2009/2010

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

Entende-se que as duas variáveis supracitadas tem impacto direto sobre o setor da construção civil e, como será visto a seguir, irão compor o modelo estatístico que busca explicar a variação no valor adicionado da construção civil dos estados brasileiros.

O MODELO ANALÍTICO

O objetivo da estimativa de regressão linear para dados em painéis, nesta pesquisa, é modelar uma função que possa explicar os determinantes do crescimento da construção civil para o Brasil e estados da Federação, principalmente o estado da Bahia, analisando os efeitos de elasticidade de cada uma das variáveis descritas na especificação do modelo em relação ao valor adicionado da construção civil.

As variáveis explicativas utilizadas no modelo são renda, gastos dos governos estaduais com obras, financiamento habitacional e o spread, aqui entendido como um custo de oportunidade para o setor. Destas quatro variáveis, apenas o spread supõe-se não se relacionar positivamente com a construção civil.

O gasto com obras públicas tende a melhorar a infraestrutura dos centros urbanos, através de pavimentações de ruas, ligações de rede de água e esgoto, energia elétrica, espaço de lazer etc., facilitando os investimentos em edificações habitacionais. Pressupõe-se, portanto, que o aumento dos gastos em obras públicas influenciará a produção na construção civil de forma positiva.

A facilidade de crédito imobiliário tem colaborado com o crescimento da construção civil nas capitais brasileiras. Programas como o Minha casa, Minha vida* têm auxiliado a classe média no acesso ao crédito para aquisição da casa própria. O financiamento imobiliário crescente tende a diminuir o déficit habitacional no país, uma vez que, do lado da oferta, há estímulos para novos empreendimentos habitacionais. Evidentemente, espera-se uma relação positiva desta variável com a variável dependente do modelo, qual seja, o valor adicionado da construção civil.

O Produto Interno Bruto (PIB) foi utilizado como proxy da renda. Como, teoricamente, o PIB pode ser observado pela ótica da renda, através do somatório das remunerações dos fatores de produção de todos os setores da atividade econômica, pode-se determinar o valor do PIB como variável similar à renda das unidades da Federação ou do país. Neste caso, supõe-se que a elevação do PIB tem uma relação positiva com o crescimento da construção civil.

O custo de oportunidade considerado, denominado de spread, corresponde à diferença entre a taxa de juros reais de curto prazo (Selic) e a taxa de juros de longo prazo (TJLP). Na ótica das instituições financeiras de crédito imobiliário, dependendo da condição de financiamento, uma ampliação da taxa de spread representa uma elevação do custo de oportunidade de remuneração entre o curto e o longo prazo. A elevação do spread estimula a aquisição de produtos financeiros de renda fixa, principalmente com remuneração baseada em títulos públicos. Postula-se, então, uma relação negativa entre o spread e o crescimento da construção civil, uma vez que as instituições financeiras irão preferir aplicações de curto prazo. Na construção desta variável, para se obterem as taxas reais de juros, foram aplicadas, para os estados sem informação de inflação, a média do IPCA da macrorregião considerada.

O modelo escolhido para explicar o impacto das variáveis mencionadas sobre o VA da construção civil é o modelo de econometria de dados em painel, pois este método utiliza dados de n unidades diferentes observadas em T períodos de tempos diferentes. Os dados sobre a construção civil, nesta pesquisa, referem-se às 27 unidades da Federação, sendo as mesmas observadas em $T = 8$ períodos de tempo (entre 2002 e 2009), resultando em um total de 216 observações para cada variável a ser analisada. A base de dados segue um painel equilibrado, no qual todas as variáveis são observadas para cada unidade e cada período de tempo.

O modelo foi especificado na forma logarítmica tanto para efeito fixo como para efeito aleatório. Segundo Wooldridge (2010), o modelo de efeito fixo é não viesado quando o erro idiosincrático u_i deve ser não correlacionado com as variáveis explicativas ao longo de todos os períodos de tempo. Outras hipóteses que devem ser analisadas no modelo são de que os erros u_i sejam homocedásticos e que sejam serialmente não correlacionados. As equações a serem estimadas são:

* É um programa do governo federal, gerido pelo Ministério das Cidades e operacionalizado pela Caixa Econômica Federal, que consiste em aquisição de terreno e construção ou requalificação de imóveis contratados como empreendimentos habitacionais em regime de condomínio ou loteamento, constituídos de apartamentos ou casas que, depois de concluídos, são alienados às famílias que possuem renda familiar mensal de até R\$ 1.600,00.

Modelo de efeito fixo:

$$\log(VA_{it}) = (\alpha + v_i) + \beta_1 \log(OBRAS_{it}) + \beta_2 \log(FIN_{it}) + \beta_3 \log(PIB_{it}) + \beta_4 \log(SPREAD_{it}) + u_{it}$$

Modelo de efeito aleatório:

$$\log(VA_{it}) = \alpha + \beta_1 \log(OBRAS_{it}) + \beta_2 \log(FIN_{it}) + \beta_3 \log(PIB_{it}) + \beta_4 \log(SPREAD_{it}) + (\varepsilon_i + u_{it})$$

Onde:

$\log(VA_{it})$ = logaritmo do valor adicionado da construção civil, a preços constantes de 2009, no estado i e no ano t ;

α = valor médio comum da constante para os estados da Federação;

v_i = termo que representa as diferenças individuais no intercepto de cada estado em relação à média comum das constantes;

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

$\log(OBRAS_{it})$ = logaritmo do gasto com obras públicas, a preços constantes de 2009, no estado i e no ano t ;

$\log(FIN_{it})$ = logaritmo dos financiamentos habitacionais, a preços constantes de 2009, no estado i e no ano t ;

$\log(PIB_{it})$ = logaritmo do Produto Interno Bruto deflacionado pelo IPCA (base 100 = 2009), no estado i e ano t ;

$\log(SPREAD_{it})$ = logaritmo do spread, que representa a diferença entre as taxa de juros reais, SELIC (curto prazo) e a TJLP (taxa de juros de longo prazo), no estado i e no ano t ;

u_{it} = termo de erro da estimativa no estado i e no ano t .

ECONOMETRIA EM PAINÉIS

O objetivo desta seção é realizar uma revisão metodológica de econometria em painéis. Serão revisados os conceitos básicos do método de efeito fixo e em seguida do método de efeito aleatório. Essa revisão baseia-se em Gujarati (2006) e Wooldridge (2010).

Modelo de efeito fixo

Neste modelo, considera-se que os coeficientes angulares são constantes, mas o intercepto varia entre indivíduos (unidades da Federação). Segundo Gujarati (2006), pode haver três modelos para efeito fixo, que dependem das premissas feitas a respeito do intercepto, dos coeficientes angulares e do termo de erros, u_{it} , sendo as seguintes possibilidades:

- I. O intercepto e os coeficientes angulares são constantes ao longo do tempo e

no espaço, e o termo de erro capta as diferenças ao longo do tempo e entre indivíduos.

- II. Os coeficientes angulares são constantes, mas o intercepto varia entre indivíduos.
- III. Os coeficientes angulares são constantes, mas o intercepto varia entre o indivíduo e ao longo do tempo.

No modelo de efeito fixo podem ser obtidas características individuais para cada unidade da Federação, uma vez que em cada corte transversal há variação no intercepto, mas os coeficientes angulares são constantes. O modelo especificado nesta pesquisa foi o modelo II.

Na estimativa do modelo deve-se pressupor que a variância do erro é a mesma para todas as unidades de corte transversal ou que a variância de erro é homocedástica. Também é pressuposto que não há autocorrelação, ao longo do tempo, para cada indivíduo. Caso tenha correlação serial supõe-se registrar uma autocorrelação AR(1).

Considere o seguinte modelo de regressão com efeito fixo, sendo a variável dependente e o regressor representados por Y_{it} e X_{it} :

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 Z_{it} + u_{it}$$

Sendo Z_{it} uma variável não observada que varia de um estado para outro, mas não ao longo do tempo. O modelo de regressão pode ser interpretado tendo n interceptos, um para cada estado, sendo o modelo especificado por $\alpha_i = \beta_0 + \beta_2 Z_i$, tornando-se a equação:

$$Y_{it} = \beta_1 X_{it} + \alpha_i + u_{it}$$

Conforme o modelo especificado acima, em $\alpha_1, \dots, \alpha_n$ são tratados como interceptos desconhecidos a serem estimados, um para cada estado, além de considerar a reta de regressão para o i -ésimo estado igual a $\alpha_i + \beta_1 X_{it}$. O coeficiente de inclinação da reta de regressão, β_1 , é o mesmo para todos os estados, mas o intercepto da reta de regressão varia de um estado para outro, dada a fonte de variação Z_i , embora seja constante ao longo do tempo. Os interceptos específicos para cada estado no modelo de regressão com efeitos fixos também podem ser expressos pela utilização da variável dummy (binária) para representar os estados de forma individual. Para Wooldridge (2010), o problema da estimação do modelo com variável dummy, mesmo quando o número de observações não é muito grande, é que resultará em muitas variáveis explicativas, podendo ter efeito de multicolinearidade entre os regressores. Uma das vantagens da regressão dessas variáveis dummy é que ela calcula diretamente, e de maneira apropriada, os graus de liberdade. Embora, hoje em dia, segundo Wooldridge (2010), esta seja uma vantagem menor, já que muitos programas econométricos incorporam algoritmos que possuem opções programadas de efeitos fixos.

Modelo de efeito aleatório

Quando se presume que o efeito não observado \mathcal{E}_i é não correlacionado com cada variável explicativa X_{it} , sugere-se o modelo de correção de erros ou modelo de efeitos aleatórios. Dado um modelo de regressão por MQO:

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 X_{it} + u_{it}$$

Em vez de tratar β_0 como fixo, supõe-se que é uma variável aleatória com valor médio β_0 e o valor do intercepto para cada estado representado por: $\beta_{0i} = \beta_0 + \varepsilon_i$ $i = 1, 2, \dots, N$, sendo ε_i um termo de erro aleatório com média zero e variância σ_ε^2 .

O modelo pode ser simplificado em: $Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \varepsilon_i + u_{it}$, onde $w_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$. O termo de erro composto por w_{it} consiste em dois elementos: ε_i , que é o elemento de corte transversal ou específicos dos indivíduos, e u_{it} , que é o elemento combinado da série temporal e corte transversal. Pressupõe-se ao modelo de efeito aleatório:

$$\begin{aligned} \varepsilon_i &\sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ u_{it} &\sim N(0, \sigma_u^2) \\ E(\varepsilon_i u_{it}) &= 0 \quad E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0 \quad (i \neq j) \\ E(u_{it} u_{is}) &= E(u_{it} u_{jt}) = E(u_{it} u_{js}) = 0 \quad (i \neq j; t \neq s) \end{aligned}$$

É importante ressaltar, no modelo de efeito aleatório, que os componentes de erros individuais ε_i não devem ser correlacionados entre si e nem correlacionados com as unidades de corte transversal e as séries temporais X_{it} . Para Wooldridge (2010), as hipóteses ideais de efeitos aleatórios incluem todas de efeitos fixos mais o requisito adicional de correlação nula $E(\varepsilon_i, X_{it}) = 0$. Se ficar entendido que o efeito não observado ε_i está correlacionado com qualquer das variáveis explicativas X_{it} , deve-se usar a primeira diferença ou efeitos fixos.

RESULTADOS

De acordo com o teste de Hausman, no quadro abaixo, rejeitou-se a hipótese nula da escolha do modelo de efeito aleatório em favor do modelo de efeito fixo, uma vez que o teste apresentou alta significância estatística. Portanto, optou-se pelo modelo no qual a constante varia entre os indivíduos e os coeficientes angulares são comuns às unidades da Federação, que representa nesta pesquisa a análise do valor adicionado da construção civil no Brasil e nos estados.

Correlated Random Effects - Hausman Test				
Equation: MODELO_RANDOM				
Test cross-section random effects				
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.	
Cross-section random	291.236.192	4	0.0000	
Cross-section random effects test comparisons:				
Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LOG(OBRAS)	0.033438	0.023585	0.000003	0.0000
LOG(FIN)	0.003147	0.000242	0.000000	0.0000
LOG(PIB)	0.225393	0.297828	0.000019	0.0000
LOG(SPREAD)	-0.043411	-0.050258	0.000000	0.0000

Quadro 1 – Teste de Hausman

Fonte: Elaboração própria.

Verificando o resultado do modelo de efeito fixo no Quadro 2, observa-se que os sinais dos coeficientes foram coerentes com a proposta do modelo, sendo todos

os parâmetros estimados significativos, conforme estatística t, ao nível de 1%, 5% e 10%. As variáveis gastos com obras públicas, financiamento habitacional e PIB apresentaram relação positiva com o valor agregado bruto da construção civil. A única variável que apresentou relação negativa, conforme postulado anteriormente, foi o spread entre as taxas de juros de curto e longo prazo.

Analisando a estatística F, verifica-se que o modelo apresenta coeficientes estimados conjuntamente significativos, assim como a estatística t, sendo que o PIB foi significativo ao nível de 1%. Já os gastos com obras públicas e financiamentos apresentaram significância estatística de 5%. O spread apresentou significância ao nível de 10%.

A interpretação da elasticidade de cada variável explicativa em relação ao valor agregado da construção civil, considerando tudo mais constante, é que o aumento de 1% no gasto público em obras e nos financiamentos provoca um crescimento respectivo no valor adicionado da construção civil na ordem de 0,0266% e 0,0022%. O PIB, além de apresentar a melhor significância da estatística t, foi o que melhor explicou o crescimento da construção civil no modelo. O crescimento de 1% no PIB gera um aumento no valor adicionado da construção de aproximadamente 0,27%.

Cada aumento de 1% no spread entre a taxa de curto e longo prazo faz com que a construção civil apresente uma redução de 0,0219% em seu valor adicionado. Neste caso, uma elevação no spread faz com que o custo do crédito aumente, pois as instituições financeiras irão preferir alocar recursos em aplicações financeiras de curto prazo em vez de destiná-los para a carteira de crédito imobiliário, gerando um custo de oportunidade para a instituição.

Dependent Variable: LOG(VA)				
Method: Panel Least Squares				
Date: 04/04/12 Time: 10:08				
Sample (adjusted): 2003 2009				
Cross-sections included: 27				
Total panel (balanced) observations: 189				
Convergence achieved after 10 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.515.542	0.249462	1.810.115	0.0000
LOG(OBRAS)	0.026609	0.010514	2.530.855	0.0124
LOG(FIN)	0.002183	0.001061	2.057.596	0.0413
LOG(PIB)	0.267310	0.023907	1.118.105	0.0000
LOG(SPREAD)	-0.021882	0.012593	-1.737.648	0.0842
AR(1)	0.449153	0.066489	6.755.254	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.998244	Mean dependent var		7.809.201
Adjusted R-squared	0.997897	S.D. dependent var		1.169.860
S.E. of regression	0.053643	Akaike info criterion		-2.859.791
Sum squared resid	0.451786	Schwarz criterion		-2.310.924
Log likelihood	3.022.503	F-statistic		2.879.170
Durbin-Watson stat	1.332.823	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.45			

Quadro 2 – Modelo de efeito fixo

Fonte: Elaboração própria.

Conforme pode ser visto no quadro acima, para corrigir o problema de autocorrelação foi estimado no modelo uma variável explicativa autorregressiva de ordem 1, AR(1). Embora tenha melhorado o teste de autocorrelação serial, o teste Durbin Watson não apontou rejeição da hipótese de autocorrelação positiva.

Foram estimados os desvios em relação ao intercepto que determinam a diferença de cada unidade da Federação em relação à constante estimada do modelo, ou seja, os valores adicionados médios dos estados quando as demais variáveis são iguais a zero. No Quadro 3 é feita uma classificação em ordem decrescente, que mostra os estados que apresentaram os valores acima e abaixo da constante estimada do modelo. As maiores produções médias quando se considera as demais variáveis iguais a zero correspondem aos estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Bahia e Rio Grande do Sul. Os estados com os menores valores médios foram Amapá, Roraima, Rondônia, Acre e Piauí.

Rank	Estado	Cross Effect
1	SP	1,8805
2	RJ	1,1989
3	MG	1,1851
4	BA	0,8747
5	RS	0,8258
6	PR	0,7189
7	SC	0,5317
8	GO	0,4138
9	PA	0,3431
10	ES	0,2854
11	DF	0,2622
12	PE	0,1806
13	CE	0,0048
14	MA	-0,0836
15	TO	-0,0858
16	AM	-0,0860
17	MT	-0,2277
18	MS	-0,2790
19	RN	-0,3333
20	PB	-0,3816
21	AL	-0,5887
22	SE	-0,6208
23	PI	-0,8154
24	AC	-1,1653
25	RO	-1,1930
26	RR	-1,3496
27	AP	-1,4958

Fonte: Elaboração própria.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Verificou-se que a Bahia ocupa lugar de destaque no setor da construção civil, sendo o quarto maior estado em valor adicionado, terceiro em financiamento habitacional, quarto em emprego formal e quinto com os maiores gastos estaduais em obras e instalações entre as unidades da Federação. Desde 2005 a Bahia vem obtendo taxas de crescimento anual superiores às do país em relação ao valor adicionado da construção civil. Em relação ao emprego observa-se não só a expansão da geração de postos na construção civil, mas também uma mudança qualitativa desses empregos. O percentual de trabalhadores qualificados passou de 21% para 40% na Bahia e de 19% para 34% do Brasil. Tais dados demonstram que, no período em análise, a construção civil cresceu sensivelmente no cenário nacional e ainda mais na Bahia, o que explicita a relevância do setor na dinâmica econômica do estado.

A maior especialização do estado em emprego e em emprego qualificado pode ser um motivador da expansão menos acentuada da produtividade da construção civil na Bahia em relação ao Brasil, haja vista que o processo de produção do setor é trabalho-intensivo, existindo uma tendência de elevação do emprego superior à do capital. Consequentemente, a elevação verificada no trabalho no estado e no país, dada a produtividade marginal decrescente, favorece um crescimento nacional da construção civil acima do estadual.

Analisando o modelo de dados em painéis, através do efeito fixo, verificou-se que as variáveis explicativas foram significativas estatisticamente e apresentaram sinais coerentes às preposições teóricas formuladas. Um avanço neste estudo é a certificação de que os investimentos públicos em obras influenciam de forma significativa no crescimento da construção civil, apresentando um impacto superior ao representado pelo financiamento habitacional.

O modelo de dados em painel ficou restrito a uma análise geral em relação ao Brasil com a estimação dos coeficientes de elasticidade, que é também válida para as unidades da Federação, uma vez que o modelo escolhido foi de efeito fixo. Entretanto, pôde-se fazer análise entre as diferenças de cada intercepto estimado com o valor adicionado médio da construção no Brasil.

REFERÊNCIAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Financiamento Habitacional. Rio de Janeiro: Bacen, mar. 2012. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/>>. Acesso em: 8 mar. 2012.

FOCHEZATTO, Adelar.; GHINIS, Cristiano P. Determinantes do crescimento da construção civil no Brasil e no Rio Grande do Sul: evidências da análise de dados em painel. Revista Fundação de Economia e Estatísticas, Ensaios FEE, vol (31), Porto Alegres, 2011.

GUJARATI, Damodar . Econometria básica. 4º edição. Rio de janeiro: Elsevier, 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. População dos estados brasileiros. Rio de Janeiro: IBGE. Mar 2012. Disponível em: < <http://www.ibge.gov.br/home>>. Acesso em: 6 mar. 2012.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Produto Interno Bruto das Unidades da Federação. Brasília, DF, IPEA data, mar. 2011. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 6 mar. 2012.

RELAÇÃO ANUAL DE INFORMAÇÃO SOCIAL. Estoque de Emprego na Construção Civil: RAIS, mas. 20120. Disponível em: < <http://www.rais.gov.br/>>. Acesso em: 6 mar. 2012.

SECRETÁRIA DO TESOUREIRO NACIONAL. Gastos com obras e instalações públicas. Brasília, DF, STN – Ministério da Fazenda. Disponível em: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br/>>. Acesso em: 7 mar. 2012.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. 4º edição. São Paulo: Cengage Learning, 2010.