

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO



O *BOOM* DO MERCADO IMOBILIÁRIO BRITÂNICO NO PÓS-CRISE
À LUZ DO *LONDON RIPPLE EFFECT*

Marcus Vinícius Fernandes Gomes de Castro

Nº de Matrícula: 1112490

Orientador: Eduardo Zilberman

Junho de 2015

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

O *BOOM* DO MERCADO IMOBILIÁRIO BRITÂNICO NO PÓS-CRISE
À LUZ DO *LONDON RIPPLE EFFECT*

Marcus Vinícius Fernandes Gomes de Castro

Nº de Matrícula: 1112490

Orientador: Eduardo Zilberman

Junho de 2015

"Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor".

"As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor".

Agradecimentos

Hoje cumpro minha última tarefa após quatro anos do que considero o melhor aprendizado em economia que poderia ter no meu país. Assim, minha primeira dedicação é conjunta a todos que ajudam a fazer do departamento de economia da PUC-Rio um centro de excelência do qual terei pleno orgulho de ter estampado em meu diploma.

Dentro desta equipe, gostaria de agradecer especialmente meu orientador Eduardo Zilberman e meu tutor Marcio Garcia, que tornaram esta última etapa possível, pela atenção prestada. Infelizmente não tive oportunidade de ter aula com o primeiro ao longo da graduação. Do segundo, lembro-me das aulas repletas de bom-humor e piadas descontraídas envolvendo o Botafogo, coisas que tornaram Macroeconomia II uma matéria mais interessante. Também gostaria de agradecer a Luiz Roberto Cunha pela saudável simpatia que tem mostrado tanto comigo como com alunos de todo o curso, a Rogerio Werneck por ter ensinado de maneira ímpar a primeira matéria decisiva de Macroeconomia que tive no curso, a Gustavo Gonzaga por também ter lecionado muito bem e com plena atenção prestada três matérias que tive nestes quatro anos e a Marco Cavalcanti por ter me apresentado grande parte do ferramental utilizado neste trabalho na matéria de Econometria II e para quem também tive o prazer de ser monitor.

É claro, nada disso seria possível sem a ajuda de minha família, que não somente arcou com todas as despesas como também me forneceu toda a estrutura e tranquilidade necessária para que pudesse manter foco integral nesta importante fase inicial de minha carreira sem qualquer forma de preocupação. Na família, gostaria de agradecer principalmente a meu pai, Marco Castro, a minha mãe, Vera Fernandes, e a meu falecido avô, que sempre me ajudou em tudo que precisei e que abriu sua casa próxima da faculdade para que ali pudesse morar durante todo este período, Ivan Castro.

Sumário

<u>Capítulo</u>	<u>Página Inicial</u>
Sumário.....	04
Tabelas.....	05
Gráficos.....	34
I. Introdução.....	54
II. Revisão bibliográfica.....	56
III. O <i>ripple effect</i> e características do mercado imobiliário britânico.....	62
IV. Preços e fundamentos a nível nacional.....	69
V. Preços e fundamentos a nível regional.....	75
VI. Modelo regional.....	87
VII. Conclusões.....	108
VIII. Referências.....	111

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)
Variável dependente: LDCLG-MA-HPLUK-Pounds

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	-30,1** (1,26)	22,1** (7,49)	13,6** (6,79)	38,9** (9,98)	-37,2** (3,62)	35,6** (9,28)	-43,7** (2,50)	-27,6** (3,20)	-6,71** (0,827)	-6,19** (0,845)
LUK-RGDI	3,39** (0,101)	6,91** (0,764)	4,60** (0,769)	3,31** (0,887)	2,76** (0,262)	5,04** (0,670)	3,37** (0,190)	2,16** (0,248)		
LUK-pop-AllThousands		-9,10** (1,36)	-5,76** (1,32)	-7,03** (1,33)		-8,51** (1,14)				
time		0,00132** (0,000387)	0,00135** (0,000344)	0,00203** (0,000330)	0,000988** (0,000249)	0,00157** (0,000378)	0,000481** (0,000186)	0,00101** (0,000174)	0,000984** (0,000160)	0,00105** (0,000160)
LFTSE_100_index			0,212** (0,0333)	0,217** (0,0322)	0,109** (0,0233)			0,166** (0,0244)	0,127** (0,0180)	0,163** (0,0235)
LRealAWE-TP-Construction				0,671** (0,199)		0,570** (0,178)				
LEmpRate-UK					3,23** (0,247)		3,20** (0,145)	2,63** (0,145)	2,61** (0,143)	2,62** (0,141)
UC						-0,336** (0,0636)	-0,344** (0,0332)	-0,217** (0,0334)	-0,229** (0,0336)	-0,235** (0,0332)
LMga-UK								-0,0183** (0,000872)		-0,0192** (0,000834)
LAWE-TP-UK-Real									1,06** (0,0852)	0,936** (0,100)
n	154	154	154	154	154	142	142	142	142	142
R ²	0,881	0,911	0,929	0,934	0,963	0,925	0,977	0,983	0,984	0,984
ℓ	220	243	262	267	311	265	348	373	374	377

Erros padrão em parentesis
* indica significância num nível de 10 por cento
** indica significância num nível de 5 por cento

Tabelas

Tabela 2: testes de segundo estágio de Engle-Granger para agregados nacionais.

Modelo	Estatística	VC	Lags...	... (Critério)	Modelo	Estatística	VC	Lags...	... (Critério)
1	-2,8	-3,4	0	todos	6	-6,62	-4,5	0	(teste t) (AIC, BIC)
	-2,4	-3,4	1			-3,43	-4,5	3	
		-3,4				-2,61	-4,5	5	
2	-2,01	-3,8	0	-	7	-7,4	-4,2	0	(todos)
	-3,6	-3,8	3	(AIC, BIC)		-4,48	-4,2	3	
	-4,49	-3,8	1	(teste t)		-4,2			
3	-5,7	-4,2	0	(AIC, BIC) (teste t)	8	-6,95	-4,8	0	(todos)
	-4,77	-4,2	3			-4,02	-4,8	3	
	-5,54	-4,2	1						
4	-5,81	-4,5	0	(teste t) (AIC, BIC)	9	-7,36	-4,5	0	(todos)
	-5,77	-4,5	1			-4,07	-4,5	3	
	-4,82	-4,5	3			-4,5			
5	-5,34	-4,5	0	(AIC, BIC) (teste t)	10	-7,19	-4,8	0	(todos)
	-4,33	-4,5	3			-4,17	-4,8	3	
	-4,41	-4,5	4						
VC é valor crítico aproximado a 5% de Engle-Granger correspondente à regressão. Hipótese nula de presença de raiz unitária.									

Tabela 3: primeiro estágio de Engle-Granger aumentado. Variáveis para Londres.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: LLRHPLLondon										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	-36,78** (1,438)	-42,45** (1,628)	-35,67** (1,516)	-46,19** (2,244)	-21,38** (5,442)	-50,66** (1,330)	-47,27** (1,199)	-51,23** (1,304)	-41,79** (3,375)	-44,51** (1,344)
L.London_RGDI	3,349** (0,1128)	3,778** (0,1262)	3,252** (0,1208)	4,079** (0,1773)	2,119** (0,4300)	3,679** (0,08961)	3,526** (0,07786)	3,914** (0,09941)	3,173** (0,2640)	3,334** (0,09456)
L.MGALondon		0,09695** (0,01671)		0,1340** (0,02264)	0,1221** (0,02119)	0,06910** (0,01203)	0,03002** (0,01127)	0,07354** (0,01290)	0,07189** (0,01258)	
L.Sales.to.stock.London			0,03372** (0,01615)	-0,04781** (0,02007)	-0,04844** (0,01867)			-0,06669** (0,01196)	-0,06332** (0,01170)	-0,03586** (0,01145)
time					0,002065** (0,0004183)				0,0007796** (0,0002583)	
L.EmprRate.London						2,202** (0,1786)	1,884** (0,1556)	1,691** (0,1461)	1,674** (0,1424)	1,723** (0,1660)
UCLON							-0,3430** (0,04333)	-0,4272** (0,04231)	-0,3842** (0,04359)	-0,4370** (0,04641)
L.FTSE_100_index										0,06562** (0,03080)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	0,8520	0,8782	0,8552	0,8819	0,8078	0,9391	0,9568	0,9641	0,9660	0,9575
ℓ	202,7	218,2	204,9	221	232,7	272	299,1	313,7	318,4	300,8

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento
** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 5: primeiro estágio de Engle-Granger aumentado. Variáveis para West Midlands.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: L.R_HPL_West_Midlands_Pricej										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	13.71** (2.719)	6.655 (4.036)	22.73** (3.823)	13.12** (3.388)	-79.37** (9.446)	-16.91** (6.047)	-65.519 (3.411)	-2.494 (5.203)	-98.45** (9.981)	14.95* (8.041)
L.West_Midlands_RGDI	-0.6898** (0.2191)	-0.1335 (0.3215)	-1.388** (0.3016)	-0.5985** (0.2686)	6.861** (0.7608)	0.7864** (0.3516)	-0.04063 (0.3241)	-0.1306 (0.3072)	7.695** (0.7831)	-1.812** (0.5472)
L.M6A_West_Midlands		0.08338** (0.03585)		0.3494** (0.04236)	0.2302** (0.03466)	-0.001612 (0.03732)	0.08548** (0.03437)	0.2259** (0.04604)	0.1418** (0.03588)	
L.Sales_to_stock_W_Mid			-0.1072** (0.03289)	-0.3442** (0.03969)	-0.1349** (0.03683)			-0.2116** (0.04913)	-0.1010** (0.03878)	-0.1033** (0.03995)
time					-0.007452** (0.0007314)				-0.007566** (0.0007228)	
L.EmpRate_West_Midlands						2.836** (0.5707)	2.772** (0.4925)	2.209** (0.4838)	2.024** (0.3679)	2.370** (0.5190)
U.C.WM							1.004** (0.1385)	0.5323** (0.1707)	-0.02684 (0.1402)	0.6398** (0.1733)
L.FTSE_100_index										0.3201** (0.08986)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	0.0550	0.0820	0.1113	0.3845	0.6348	0.2065	0.4093	0.4716	0.6952	0.4341
ℓ	100.4	103.1	105.6	134.4	175.1	114.8	138.1	147.2	190.1	141.9

Erros padrão em parentesis

* indica significância num nível de 10 por cento

** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 7: primeiro estágio de Engle-Granger aumentado. East Midlands.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: L.R.HPI.East.Mid.PriceJan95										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	15.65** (2.724)	9.470** (4.002)	25.71** (3.691)	15.64** (3.235)	-70.24** (9.301)	-23.29** (5.976)	-4.102 (6.444)	-4.260 (5.818)	-84.19** (10.32)	18.22** (7.638)
L.East.Midlands.RGDI	-0.8460** (0.2197)	-0.3577 (0.3192)	-1.618** (0.2906)	-0.7783** (0.2566)	6.145** (0.7490)	0.8632** (0.3332)	-0.1956 (0.3583)	-0.08833 (0.3239)	6.564** (0.8070)	-2.248** (0.4940)
L.MgA.East.Midlands		0.07404** (0.03547)		0.3520** (0.04050)	0.2700** (0.03306)	0.005238 (0.03275)	0.1043** (0.03474)	0.2570** (0.04068)	0.2188** (0.03342)	
L.Sales.to.stock.E.Mid			-0.1412** (0.03666)	-0.4120** (0.04325)	-0.2113** (0.04001)			-0.3021** (0.05121)	-0.2186** (0.04279)	-0.1968** (0.04438)
time					-0.006583** (0.0007170)				-0.006532** (0.0007487)	
L.EmpRate.East.Midlands						4.059** (0.5990)	2.636** (0.6030)	2.546** (0.5446)	2.024** (0.4476)	2.689** (0.5574)
U.C.E.M							0.7552** (0.1352)	0.2251 (0.1516)	-0.1926 (0.1324)	0.2165 (0.1556)
L.FTSE_100_Index										0.4367** (0.07873)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	0.0829	0.1027	0.1594	0.4373	0.6500	0.3085	0.4243	0.5308	0.6887	0.5067
ℓ	99.98	102.2	107.2	138.6	175.7	122.7	137.4	153.6	185.8	149.8

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento

** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 9: primeiro estágio de Engle-Granger aumentado. Yorkshire and the Humber.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: L1R_HPL_Yorks_Humber_Pricej										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	6.082* (3.409)	4.466 (5.162)	15.30** (5.570)	13.94** (5.354)	-135.6** (11.13)	-12.54** (6.240)	-0.5786 (6.323)	0.7812 (6.154)	-152.3** (11.29)	25.75** (8.623)
L.Yorkshire.and.Humber_RGDI	-0.08324 (0.2750)	0.04475 (0.4122)	-0.8037* (0.4404)	-0.6717 (0.4238)	11.41** (0.8980)	0.5383 (0.4055)	-0.4146 (0.4264)	-0.5629 (0.4167)	12.05** (0.9111)	-2.762** (0.6562)
L.Mega.Yorkshire.and.the.Humbe		0.01717 (0.04110)		0.2500** (0.06647)	0.1660** (0.04396)	-0.07293* (0.04397)	0.03849 (0.04703)	0.1700** (0.06170)	0.1173** (0.03990)	
L.Sales.to.stock_Yorkshire.an			-0.08517** (0.04093)	-0.2898** (0.06710)	-0.06492 (0.04675)			-0.2271** (0.07165)	-0.1471** (0.04647)	-0.1920** (0.05556)
time					-0.01169** (0.0008258)					
L.EmpRate_Yorkshire.and_H						2.548** (0.5830)	2.473** (0.5440)	2.710** (0.5335)	2.123** (0.3460)	2.324** (0.5330)
U.C.YH							1.002** (0.2070)	0.6098** (0.2380)	-0.3711** (0.1664)	0.5108** (0.2308)
L.FTSE_100_index										0.4806** (0.1156)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	-0.0060	-0.0115	0.0156	0.0944	0.6111	0.0068	0.2143	0.2593	0.6027	0.3027
ℓ	65.38	65.47	67.56	74.5	140.1	74.7	85.94	91	159.3	95.65

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento
** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 11: primeiro estágio de Engle-Granger aumentado. North East.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: L.R_HPI\North_East_Pricojan85										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	10.44** (3.903)	-11.15* (6.723)	20.02** (6.609)	-0.4204 (5.703)	-126.4** (11.02)	-10.31* (5.947)	2.924 (6.239)	1.493 (5.623)	-140.5** (11.05)	20.35** (3.474)
L_North_East_RGDI	-0.4415 (0.3157)	1.292** (0.5411)	-1.194** (0.5246)	0.5239 (0.4566)	10.73** (0.8912)	-0.5442 (0.5544)	-1.556** (0.5619)	-1.051** (0.5130)	10.95** (0.9425)	-3.201** (0.6636)
L_Mig_North_East		0.1723** (0.0463)		0.5114** (0.05461)	0.3176** (0.04171)	-0.04267 (0.05129)	0.01304 (0.04947)	0.2789** (0.06233)	0.1973** (0.04234)	
L_Sales_to_stock_North_East			-0.08519* (0.04739)	-0.4728** (0.05615)	-0.2227** (0.04462)			-0.3669** (0.06136)	-0.2591** (0.04162)	-0.2135** (0.05207)
time					-0.01075** (0.0008751)					
L_EmpRate_North_East						5.154** (0.7854)	4.980** (0.7363)	4.072** (0.6801)	2.713** (0.4638)	5.419** (0.6430)
U_C_NE							0.8226** (0.1730)	0.2266 (0.1864)	-0.5517** (0.1366)	0.3720* (0.1937)
L_FTSF_100_index										0.1998 (0.1275)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	0.0062	0.0895	0.0204	0.3777	0.6888	0.2879	0.3757	0.4938	0.7755	0.4360
ℓ	44.14	51.39	45.76	81.2	135.1	70.82	81.47	98.14	161.3	89.81

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento

** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 13: primeiro estágio de Engle-Granger aumentado. North West.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: L1R_HPI_North_West_PriceJan95										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	6.393* (3.491)	-3.759 (5.552)	19.55** (4.449)	-2.405 (4.224)	-117.0** (10.75)	-58.71** (9.083)	-59.43** (7.715)	-51.80** (6.552)	-143.2** (9.075)	-26.57** (8.230)
LNorth_West_RGDI	-0.1087 (0.2813)	0.6936 (0.4421)	-1.127** (0.3521)	0.6439* (0.3362)	9.898** (0.8672)	2.531** (0.4617)	1.895** (0.4008)	2.142** (0.3381)	10.42** (0.7434)	-0.5472 (0.4894)
LMGA_North_West		0.09963** (0.04276)		0.4241** (0.04477)	0.2642** (0.03615)	-0.03437 (0.04155)	0.06326* (0.03751)	0.2695** (0.04083)	0.1832** (0.03028)	
LSales_to_stock_North_West			-0.1635** (0.03712)	-0.4277** (0.04057)	-0.1727** (0.03779)			-0.3513** (0.04421)	-0.2160** (0.03381)	-0.2655** (0.03844)
time										
					-0.009682** (0.0008690)				-0.008800** (0.0007466)	
LEmpRate_North_West						7.507** (1.052)	9.459** (0.9291)	7.149** (0.8329)	4.612** (0.6367)	8.097** (0.7980)
UC_NW							1.321** (0.1721)	0.3095 (0.1927)	-0.2843* (0.1475)	0.3973** (0.1939)
LFTSE_100_index										0.5006** (0.08253)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	-0.0056	0.0229	0.1030	0.4350	0.6897	0.2656	0.4702	0.6261	0.8065	0.6124
ℓ	61.92	64.64	71.23	107.3	154	87.14	112.8	140.2	191.4	137.4

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento

** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 15: primeiro estágio de Engle-Granger aumentado. East of England.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: L1R_HPI_East_PriceJan95										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	9,770** (1,964)	3,526 (2,541)	11,09** (2,299)	2,789 (2,273)	-57,10** (7,031)	-19,24** (5,321)	-13,38** (5,305)	-22,24** (4,959)	-86,07** (7,315)	3,950 (6,581)
L1East_RGDI	-0,3545** (0,1575)	0,1304 (0,2010)	-0,4529** (0,1812)	0,2144 (0,1800)	5,028** (0,5645)	0,9313** (0,2517)	0,6147** (0,2540)	1,088** (0,2399)	6,206** (0,5337)	-0,9863** (0,3763)
L1MGA_East		0,09567** (0,02606)		0,2515** (0,03408)	0,1554** (0,02977)	0,05177** (0,02603)	0,09228** (0,02698)	0,2141** (0,03115)	0,1259** (0,02544)	
L1Sales_to_stock_East_Anglia			-0,02439 (0,02222)	-0,1750** (0,02795)	-0,04265 (0,02722)			-0,1842** (0,02984)	-0,08677** (0,02480)	-0,1022** (0,02541)
time					-0,005154** (0,0005838)				-0,005302** (0,0005190)	
L1EmpRate_East						2,921** (0,6109)	2,469** (0,5955)	3,234** (0,5471)	3,292** (0,4198)	2,481** (0,6080)
UCC_EA							0,3701** (0,09511)	0,03323 (0,1011)	-0,2192** (0,08141)	0,1643 (0,1053)
L1FTSE_100_index										0,3639** (0,06363)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	0,0259	0,0908	0,0272	0,2816	0,5252	0,2136	0,2813	0,4246	0,6612	0,3786
ℓ	151,2	157,8	151,8	175,6	208	168,7	176,1	193,8	235,1	187,9

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento
** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 17: primeiro estágio de Engle-Granger aumentado. South West.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: L.R_HPI_South_W_PriceJan95										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	10.70** (2.194)	4.453 (3.037)	13.46** (2.701)	4.725* (2.731)	-71.47** (7.067)	-23.33** (4.773)	-16.93** (4.515)	-18.87** (4.343)	-80.94** (6.796)	5.995 (6.034)
L_South_West_RGDI	-0.4299** (0.1769)	0.06067 (0.2416)	-0.6378** (0.2128)	0.07782 (0.2172)	6.227** (0.5697)	1.197** (0.2659)	0.7447** (0.2565)	0.9432** (0.2504)	6.233** (0.5409)	-1.061** (0.3916)
L_MegA_South_West		0.08670** (0.02985)		0.2516** (0.03821)	0.1710** (0.02909)	0.06921** (0.02613)	0.1181** (0.02547)	0.2070** (0.03338)	0.1620** (0.02574)	
L_Sales_to_stock_South_West			-0.05242* (0.03029)	-0.2311** (0.03811)	-0.06854** (0.03161)			-0.1592** (0.04090)	-0.08211** (0.03195)	-0.05977** (0.03509)
time					-0.006445** (0.0005730)				-0.005618** (0.0005377)	
L_EmpRate_SW						3.124** (0.4468)	2.924** (0.4100)	2.893** (0.3919)	2.140** (0.3065)	2.276** (0.4490)
UC_SW							0.5442** (0.09885)	0.2603** (0.1191)	-0.02446 (0.09456)	0.3989** (0.1220)
L_FTSSE_100_index										0.3209** (0.06901)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	0.0311	0.0763	0.0436	0.2532	0.5934	0.2987	0.4139	0.4648	0.6907	0.4117
ℓ	133.4	137.5	134.9	154.4	201.8	159.3	173.6	181.1	223.9	173.8

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento

** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 19: primeiro estágio de Engle-Granger aumentado. South East.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: L.R.HPI_South_East_Ptociojan95										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	8.456** (1,716)	3.025 (2,189)	8.132** (1,771)	-1.224 (2,383)	-51.65** (3,491)	-26.37** (4,269)	-25.12** (4,282)	-27.50** (4,356)	-72.56** (3,529)	-8.756 (5,971)
L_South_East_RGDI	-0.2459* (0,1370)	0.1707 (0,1718)	-0.2248 (0,1400)	0.5240** (0,1905)	4.563** (0,4395)	1.324** (0,2099)	1.255** (0,2112)	1.504** (0,2360)	5.448** (0,4258)	0.05494 (0,3445)
L_MeA_South_East		0.08475** (0,02251)		0.1882** (0,03827)	0.1395** (0,02808)	0.06941** (0,01926)	0.08514** (0,02079)	0.1443** (0,03338)	0.1433** (0,02560)	
L_Sales_to_stock_South_East			0.01601 (0,02117)	-0.1179** (0,03177)	-0.03784 (0,02630)			-0.08528** (0,03797)	-0.09049** (0,02912)	-0.006576 (0,02878)
time					-0.004512** (0,0004618)				-0.004389** (0,0004289)	
L_EmpRate_SE						3.398** (0,4440)	3.300** (0,4431)	3.170** (0,4410)	2.272** (0,3494)	2.640** (0,5169)
U_C_SE							0.1556* (0,08130)	-0.009985 (0,1089)	-0.3206** (0,08888)	0.1366 (0,1044)
L_FTSE_100_Index										0.2134** (0,06379)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	0.0143	0.0929	0.0115	0.1637	0.4868	0.3432	0.3547	0.3718	0.6306	0.3422
ℓ	172.7	179.6	173	186.4	224.5	205	206.9	209.4	250.9	205.9

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento

** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 21: primeiro estágio de Engle-Granger com variável população em alternativa ao emprego. East of England.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: L1R_HPI_East_PriceJan95										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	9,770** (1,964)	3,526 (2,541)	11,09** (2,299)	2,789 (2,273)	-57,10** (7,031)	-4,828** (1,870)	-5,133** (2,083)	-5,199** (2,061)	179,1** (32,77)	8,677** (3,115)
LEast_RGDI	-0,3545** (0,1575)	0,1304 (0,2010)	-0,4529** (0,1812)	0,2144 (0,1800)	5,028** (0,5645)	6,611** (0,5208)	6,725** (0,6213)	6,359** (0,6406)	8,113** (0,6609)	4,944** (0,7844)
LME_East		0,09567** (0,02606)		0,2515** (0,03408)	0,1554** (0,02977)	0,1045** (0,01801)	0,1021** (0,01945)	0,1439** (0,02818)	0,1415** (0,02564)	
LSales_to_stock_East_Anglia			-0,02439 (0,02222)	-0,1750** (0,02795)	-0,04265 (0,02722)			-0,05388** (0,02649)	-0,1111** (0,02616)	-0,009931 (0,02180)
time					-0,005154** (0,0005838)				0,01780** (0,003159)	
LEast_pop_ALL_Thousands						-8,604** (0,6664)	-8,735** (0,7733)	-8,173** (0,8136)	-32,79** (4,433)	-7,966** (0,8505)
UCL_EA							-0,02824 (0,08365)	-0,08923 (0,08805)	-0,1295 (0,08044)	-0,02111 (0,09024)
LFTSE_100_index										0,2515** (0,05408)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	0,0259	0,0998	0,0272	0,2816	0,5252	0,5708	0,5682	0,5771	0,6498	0,5660
ℓ	151,2	157,8	151,8	175,6	208	215,3	215,4	217,5	232,5	215,5

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento
** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 22: primeiro estágio de Engle-Granger com variável população em alternativa ao emprego. East Midlands.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: L1R_HPI1_East_Mid_Pricojan85										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	15,65** (2,724)	9,470** (4,002)	25,71** (3,691)	15,64** (3,235)	-70,24** (9,301)	-2,719 (3,419)	6,276* (3,761)	6,858** (3,452)	-175,3** (26,10)	33,28** (4,938)
L_East_Midlands_RGDI	-0,8460** (0,2197)	-0,3577 (0,3192)	-1,618** (0,2906)	-0,7783** (0,2566)	6,145** (0,7490)	10,73** (1,192)	7,549** (1,316)	6,745** (1,217)	2,283* (1,232)	3,681** (1,462)
L_M6A_East_Midlands		0,07404** (0,03547)		0,3520** (0,04050)	0,2700** (0,03306)	0,09744** (0,02820)	0,1505** (0,02990)	0,2839** (0,03628)	0,2722** (0,03154)	
L_Sales_to_stock_F_Mid			-0,1412** (0,03666)	-0,4120** (0,04325)	-0,2113** (0,04001)			-0,2630** (0,04682)	-0,1756** (0,04417)	-0,1340** (0,04417)
time					-0,006883** (0,0007170)				-0,01663** (0,002367)	
L_East_Midlands_pop_All_Thous						-15,33** (1,611)				-9,442** (1,758)
UCL_EM							-11,62** (1,715)	-10,39** (1,590)	18,79** (4,378)	
							0,5926** (0,1291)	0,1676 (0,1423)	-0,2009 (0,1347)	0,2195 (0,1516)
L_FTSSE_100_index										0,4492** (0,07585)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	0,0829	0,1027	0,1594	0,4373	0,6500	0,4370	0,5035	0,5820	0,6850	0,5223
ℓ	99,98	102,2	107,2	138,6	175,7	138,6	148,8	162,5	184,8	152,3

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento

** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 23: primeiro estágio de Engle-Granger com variável população em alternativa ao emprego. West Midlands.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: L1R_HPLWest_Midlands_P1an95										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	13,71** (2,719)	6,655 (4,036)	22,73** (3,823)	13,12** (3,383)	-79,37** (9,446)	24,74** (2,580)	24,73** (2,628)	23,65** (2,539)	358,3** (40,21)	38,50** (3,224)
L.West_Midlands_RGDI	-0,6898** (0,2191)	-0,1335 (0,3215)	-1,388** (0,3016)	-0,5985** (0,2686)	6,861** (0,7608)	10,08** (0,6249)	10,10** (0,8267)	9,283** (0,8234)	11,01** (0,7118)	8,281** (1,006)
L.MGA.West_Midlands		0,08338** (0,03568)		0,3494** (0,04236)	0,2302** (0,03466)	0,09534** (0,02083)	0,09503** (0,02322)	0,1802** (0,03199)	0,08141** (0,02898)	
L.Sales_to_stock_W_Mid			-0,1072** (0,03289)	-0,3442** (0,03969)	-0,1349** (0,03883)			-0,1360** (0,03664)	-0,1430** (0,03031)	-0,04514 (0,03042)
time					-0,007452** (0,0007314)				0,02434** (0,002920)	
L.West_Midlands_pop_All_Thous						-17,30** (1,009)	-17,32** (1,255)	-15,94** (1,260)	-58,66** (5,230)	-16,48** (1,335)
U.C.WM							-0,003860 (0,1253)	-0,2274* (0,1345)	-0,1640 (0,1114)	-0,1658 (0,1409)
L.FTSE_100_index										0,2438** (0,06166)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	0,0550	0,0820	0,1113	0,3845	0,6348	0,6876	0,6855	0,7103	0,8019	0,6818
ℓ	100,4	103,1	105,6	134,4	175,1	186,6	186,6	193,5	223,3	186,2

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento
** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 24: primeiro estágio de Engle-Granger com variável população em alternativa ao emprego. Yorkshire and the Humber.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: L1R_HPL_Yorks_Humber_Pricej										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	6.082* (3.409)	4.466 (5.162)	15.30** (5.570)	13.94** (5.354)	-135.6** (11.13)	25.80** (5.324)	29.36** (5.385)	32.97** (5.336)	-480.6** (18.80)	56.20** (6.799)
L.Yorkshire.and.Humber_RGDI	-0.08324 (0.2750)	0.04475 (0.4122)	-0.8037* (0.4404)	-0.6717 (0.4238)	11.41** (0.8980)	12.41** (1.732)	10.15** (1.893)	10.56** (1.840)	0.3248 (0.8395)	6.419** (1.957)
L.Mega.Yorkshire.and.the.Humbe		0.01717 (0.04110)		0.2500** (0.06647)	0.1680** (0.04396)	0.05374 (0.03579)	0.1107** (0.04096)	0.2462** (0.05767)	0.01580 (0.02481)	
L.Sales.to.stock.Yorkshire.an			-0.08517** (0.04093)	-0.2898** (0.06710)	-0.06492 (0.04675)			-0.2212** (0.06824)	0.1617** (0.03094)	-0.1455** (0.05351)
time					-0.01169** (0.0008258)				-0.03412** (0.001241)	
L.Yorks_H.pop_All_Thousands						-20.98** (2.875)				
U.C.YH						-18.05** (3.020)		-19.03** (2.943)	58.08** (3.047)	-16.19** (2.930)
L.FTSE_100_index						0.5717** (0.2125)		0.1677 (0.2408)	-0.4843** (0.1003)	0.1334 (0.2365)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	-0.0060	-0.0115	0.0156	0.0944	0.6111	0.2484	0.2784	0.3217	0.8888	0.3477
ℓ	65.38	65.47	67.56	74.5	140.1	88.85	92.5	97.78	237.6	100.8

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento
 ** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 25: primeiro estágio de Engle-Granger com variável população em alternativa ao emprego. North East.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: L1R.HPI_North_East_PriceJan85										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	10.44** (3.903)	-11.15* (6.723)	20.02** (6.609)	-0.4204 (5.703)	-126.4** (11.02)	156.6** (10.01)	160.8** (10.38)	144.2** (9.817)	90.84* (48.09)	174.8** (8.184)
LNorth_East_RGDI	-0.4415 (0.3157)	1.292** (0.5411)	-1.194** (0.5246)	0.5239 (0.4566)	10.73** (0.8912)	15.87** (0.8607)	16.77** (1.056)	15.25** (0.9902)	15.19** (0.9909)	15.21** (1.158)
LMeA_North_East		0.1723** (0.0463)		0.5114** (0.05461)	0.3176** (0.04171)	0.02413 (0.02639)	0.006118 (0.02907)	0.1814** (0.03998)	0.2021** (0.04393)	
LSales_to_stock_North_East			-0.08519* (0.04739)	-0.4728** (0.05615)	-0.2227** (0.04462)			-0.2480** (0.04260)	-0.2532** (0.04280)	-0.1523** (0.03497)
time					-0.01075** (0.0008751)				-0.002365 (0.002086)	
LNorth_East_pop_All_Thousand						-45.56** (2.516)	-47.56** (2.859)	-42.85** (2.711)	-35.73** (6.839)	-47.03** (2.563)
UC_NE							-0.1956 (0.1348)	-0.4991** (0.1326)	-0.5493** (0.1397)	-0.4952** (0.1385)
LFTSE_100_index										0.2104** (0.08100)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	0.0062	0.0895	0.0204	0.3777	0.6888	0.7123	0.7144	0.7661	0.7665	0.7452
ℓ	44.14	51.39	45.76	81.2	135.1	140.6	141.7	157.6	158.2	151

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento

** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 26: primeiro estágio de Engle-Granger com variável população em alternativa ao emprego. North West.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: L1R_HPI_North_West_Projeção5										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	6,393* (3,491)	-3,759 (3,552)	19,55** (4,449)	-2,405 (4,224)	-117,0** (10,75)	83,65** (9,033)	83,25** (9,285)	56,56** (8,259)	-357,5** (39,90)	93,54** (7,453)
L_North_West_RGDI	-0,1087 (0,2813)	0,6936 (0,4421)	-1,127** (0,3521)	0,6439* (0,3362)	9,898** (0,8672)	15,36** (1,385)	15,19** (1,615)	12,41** (1,368)	6,278** (1,190)	10,50** (1,706)
L_Mig_North_West		0,09963** (0,04276)		0,4241** (0,04477)	0,2642** (0,03615)	0,08501** (0,03207)	0,08896** (0,03765)	0,2970** (0,03949)	0,2609** (0,03014)	
L_Sales_to_stock_North_West			-0,1635** (0,03712)	-0,4277** (0,04057)	-0,1727** (0,03779)			-0,3696** (0,04330)	-0,1969** (0,03686)	-0,2595** (0,04141)
time					-0,009682** (0,0008690)				-0,02155** (0,002052)	
L_North_West_pop_All_Thousand						-31,25** (2,866)	-30,96** (3,205)	-23,78** (2,769)	33,22** (5,817)	-25,75** (3,024)
U_C_NW							0,03801 (0,1884)	-0,7169** (0,1786)	-0,7802** (0,1356)	-0,7370** (0,1941)
L_FTSSE_100_index										0,4581** (0,09099)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	-0,0056	0,0229	0,1030	0,4350	0,6807	0,4513	0,4477	0,6262	0,7851	0,5589
ℓ	61,92	64,64	71,23	107,3	154	109,6	109,6	140,2	183,3	127,4

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento

** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 27: primeiro estágio de Engle-Granger com variável população em alternativa ao emprego. London.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: LLR_HPI_London										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	-36,78** (1,435)	-42,45** (1,628)	-35,67** (1,516)	-46,19** (2,244)	-21,38** (5,442)	-38,72** (2,001)	-39,25** (1,725)	-46,55** (1,940)	85,71** (8,189)	-33,89** (2,002)
L_London_RGDI	3,349** (0,1128)	3,778** (0,1262)	3,252** (0,1208)	4,079** (0,1773)	2,119** (0,4300)	2,832** (0,3339)	3,509** (0,3021)	4,139** (0,2885)	0,2819 (0,2928)	2,800** (0,3500)
L_MegA_London		0,09695** (0,01671)		0,1340** (0,02264)	0,1221** (0,02119)	0,09455** (0,01629)	0,03718** (0,01608)	0,1005** (0,01764)	-0,008270 (0,01249)	
L_Sales_to_stock_London			0,03372** (0,01615)	-0,04781** (0,02007)	-0,04844** (0,01867)			-0,09948** (0,01605)	-0,05416** (0,009998)	-0,06956** (0,01439)
time					0,002065** (0,0004183)				0,01375** (0,0008431)	
L_London_pop_ALL_Thousands						0,9518** (0,3123)	0,03810 (0,2966)	-0,01880 (0,2653)	-9,652** (0,6114)	0,3088 (0,2930)
UCLON							-0,4748** (0,06503)	-0,5850** (0,06079)	-0,7106** (0,03719)	-0,5296** (0,06734)
L_FTSE_100_index										0,1894** (0,04092)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	0,8520	0,8782	0,8552	0,8819	0,8978	0,8845	0,9144	0,9316	0,9755	0,9271
ℓ	202,7	218,2	204,9	221	232,7	222,8	246,3	264,1	343,7	259,2

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento

** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 28: primeiro estágio de Engle-Granger com população em alternativa ao emprego. South East.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: LLR.HPI_South_East_PriceJan95										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	8.456** (1.716)	3.025 (2.189)	8.132** (1.771)	-1.224 (2.383)	-51.65** (5.491)	0.8203 (1.496)	-0.2007 (1.464)	-3.802** (1.839)	157.6** (19.81)	8.835** (1.838)
L_South_East_RGDI	-0.2459* (0.1370)	0.1707 (0.1718)	-0.2248 (0.1400)	0.5240** (0.1905)	4.563** (0.4395)	5.615** (0.4253)	6.492** (0.4729)	6.688** (0.4642)	7.850** (0.4116)	5.250** (0.5873)
L_MegA_South_East		0.08475** (0.02251)		0.1882** (0.03827)	0.1395** (0.02808)	0.09076** (0.01530)	0.06571** (0.01620)	0.1273** (0.02539)	0.02329 (0.02466)	
L_Sales_to_stock_South_East			0.01601 (0.02117)	-0.1179** (0.03177)	-0.03784 (0.02620)			-0.08904** (0.02879)	-0.02869 (0.02507)	-0.02206 (0.02121)
time					-0.004512** (0.0004618)				0.01398** (0.001710)	
L_South_East_pop_ALL_Thousand						-7.496** (0.5630)	-8.620** (0.6211)	-8.470** (0.6059)	-28.57** (2.510)	-8.036** (0.6497)
UC_SE							-0.2641** (0.07175)	-0.4314** (0.08828)	-0.4366** (0.07345)	-0.2845** (0.08684)
L_FTSE_100_index										0.1894** (0.04439)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	0.0143	0.0929	0.0115	0.1637	0.4868	0.5814	0.6137	0.6347	0.7471	0.6195
ℓ	172.7	179.6	173	186.4	224.5	239.7	246.4	251.2	280	248.1

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento

** indica significância num nível de 5 por cento

Tabela 29: primeiro estágio de Engle-Granger com população em alternativa ao emprego. South West.

Estimativas Mínimos Quadrados (OLS)										
Variável dependente: L.R.HPI_South.W.PriceJan95										
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
const	10.70** (2.194)	4.453 (3.037)	13.46** (2.701)	4.725* (2.731)	-71.47** (7.067)	0.7015 (2.313)	3.166 (2.482)	1.840 (2.461)	-190.4** (27.43)	23.65** (3.033)
L.South.West.RGDI	-0.4289** (0.1769)	0.06067 (0.2416)	-0.6378** (0.2128)	0.07782 (0.2172)	6.227** (0.5697)	9.287** (0.8749)	8.208** (0.9638)	7.966** (0.9432)	1.441 (1.238)	5.243** (1.025)
L.MGA_South.West		0.08670** (0.02985)		0.2516** (0.03821)	0.1710** (0.02909)	0.1313** (0.02286)	0.1486** (0.02353)	0.2128** (0.03157)	0.1128** (0.03088)	
L.Sales.to.stock_South.West			-0.05242* (0.03029)	-0.2311** (0.03811)	-0.06854** (0.03161)			-0.1160** (0.03919)	-0.02068 (0.03662)	-0.03184 (0.03245)
time					-0.006445** (0.0005730)				-0.01696** (0.002413)	
L.South.West.pop.All.Thousand						-13.29** (1.232)	-11.98** (1.321)	-11.43** (1.301)	21.47** (4.815)	-10.37** (1.336)
U.C.SW							0.2469** (0.09949)	0.05621 (0.1164)	-0.1104 (0.1038)	0.2017* (0.1152)
L.FTSE_100_index										0.3780** (0.05848)
n	154	154	154	154	154	154	154	154	154	154
R ²	0.0311	0.0763	0.0436	0.2532	0.5034	0.4761	0.4935	0.5186	0.6372	0.5093
ℓ	133.4	137.5	134.9	154.4	201.8	181.7	184.8	189.3	211.6	187.8

Erros padrão em parêntesis

* indica significância num nível de 10 por cento
** indica significância num nível de 5 por cento

Gráficos

Figura 1: Nationwide House Price Index, por regiões, oya. Fonte: Nationwide

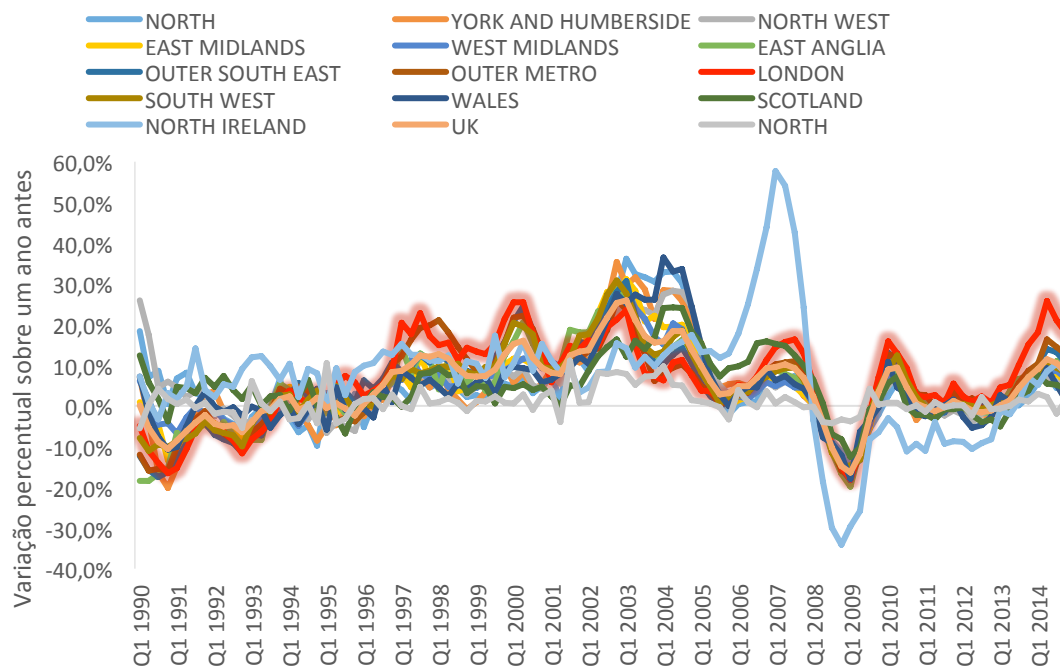


Figura 2: Nationwide House Price Index, capital vs. resto do UK, oya. Fonte: Nationwide

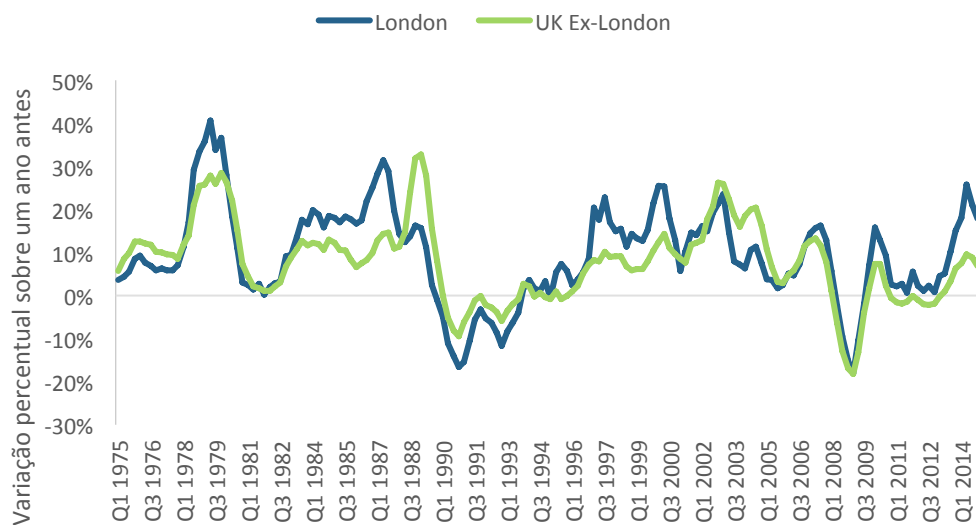


Figura 3: O efeito cascata londrino: correlação (sem defasagens) vs. distância da maior cidade da região para Londres. Fontes: Nationwide e distance-cities.com

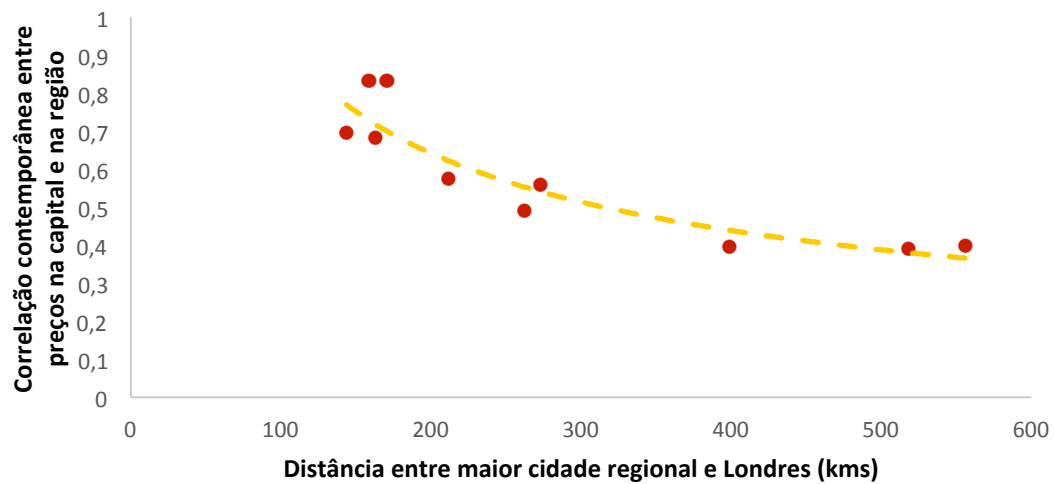


Figura 4: defasagem que maximiza correlação vs. distância da maior cidade da região para Londres. Fonte: Nationwide e distance-cities.com

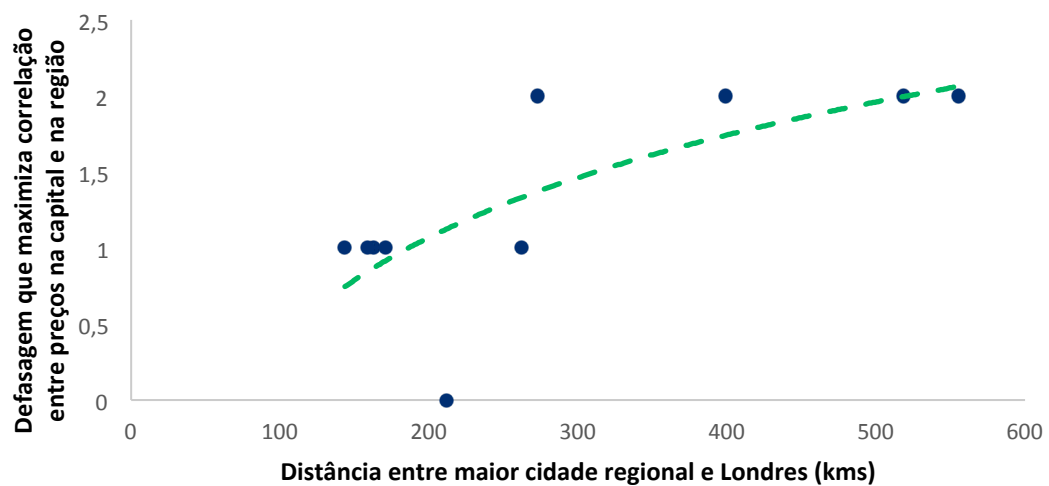


Figura 5: vendas/estoque de residências. Fontes: RICS Housing Market Survey e distance-cities.com

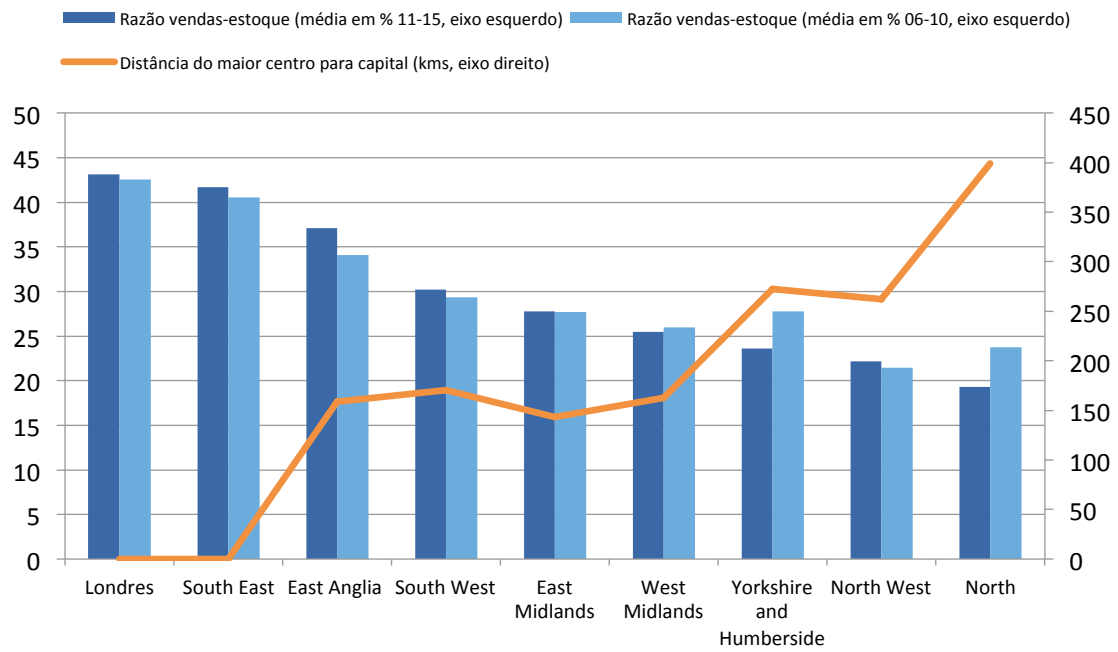


Figura 6: preços de residências em Londres e South East vs. resto do UK (excluindo-se a tendência). Fonte: DCLG House Price Index Report

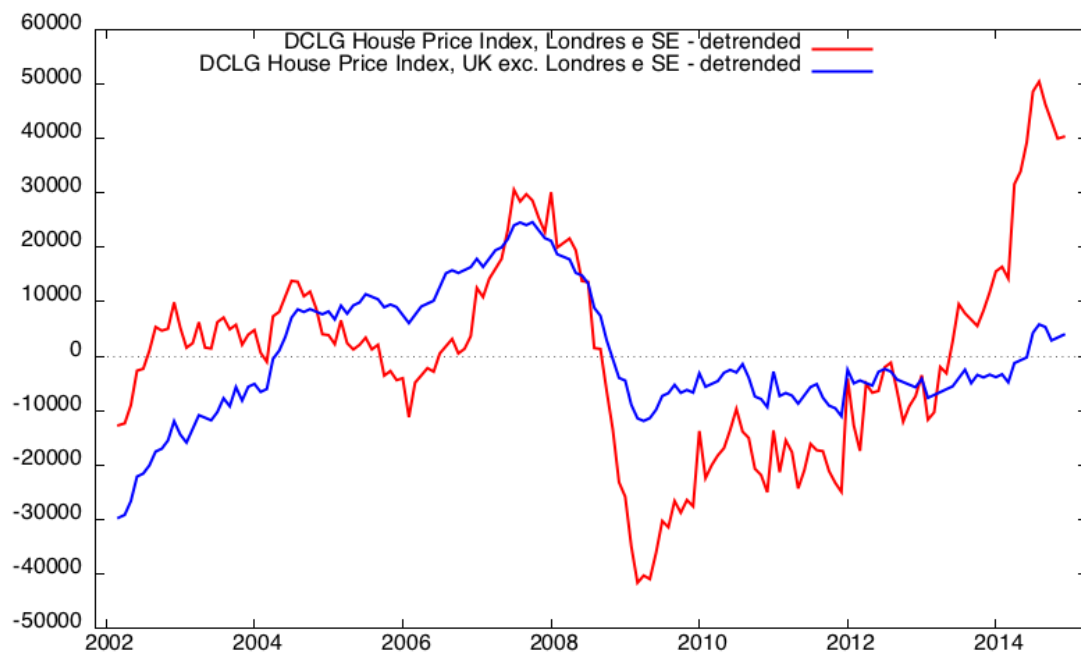


Figura 7: variação percentual anual de preços residenciais entre as regiões do sul. Fonte: Nationwide House Price Index

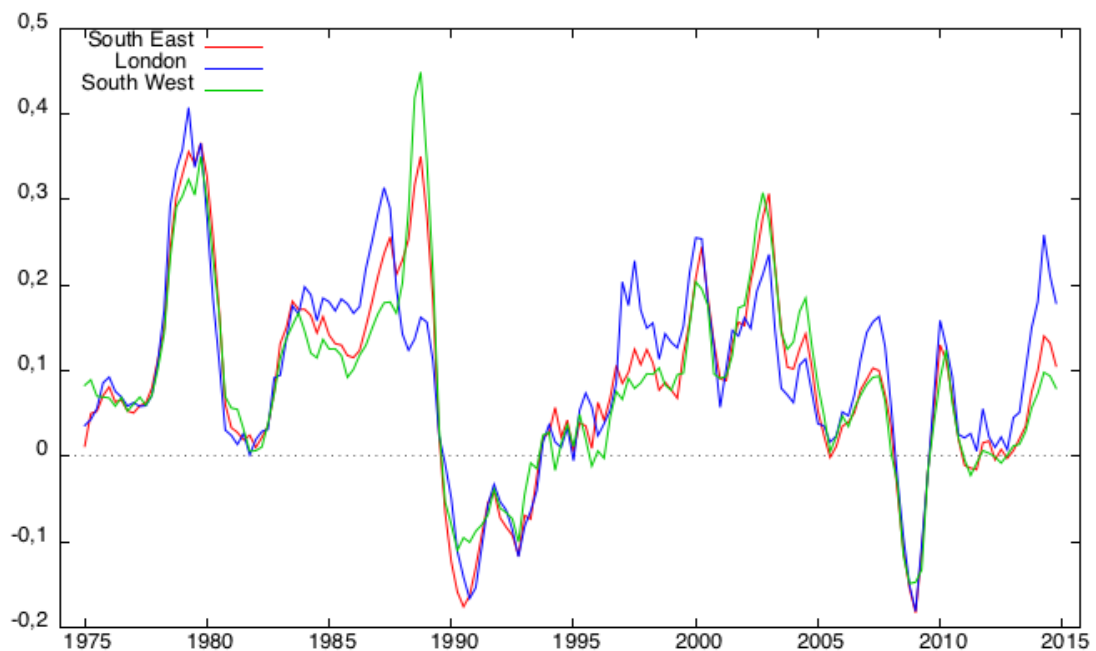


Figura 8: variação percentual anual de preços residenciais entre as regiões do centro. Fonte: Nationwide House Price Index

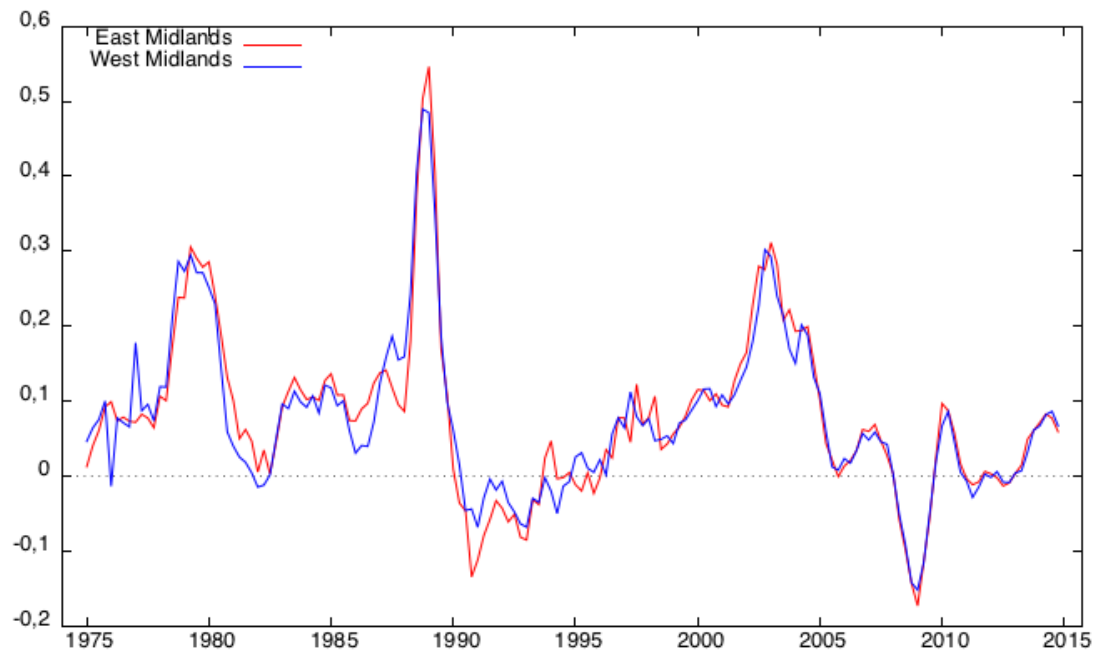


Figura 9: variação percentual anual de preços residenciais entre as regiões do norte. Fonte: Nationwide House Price Index

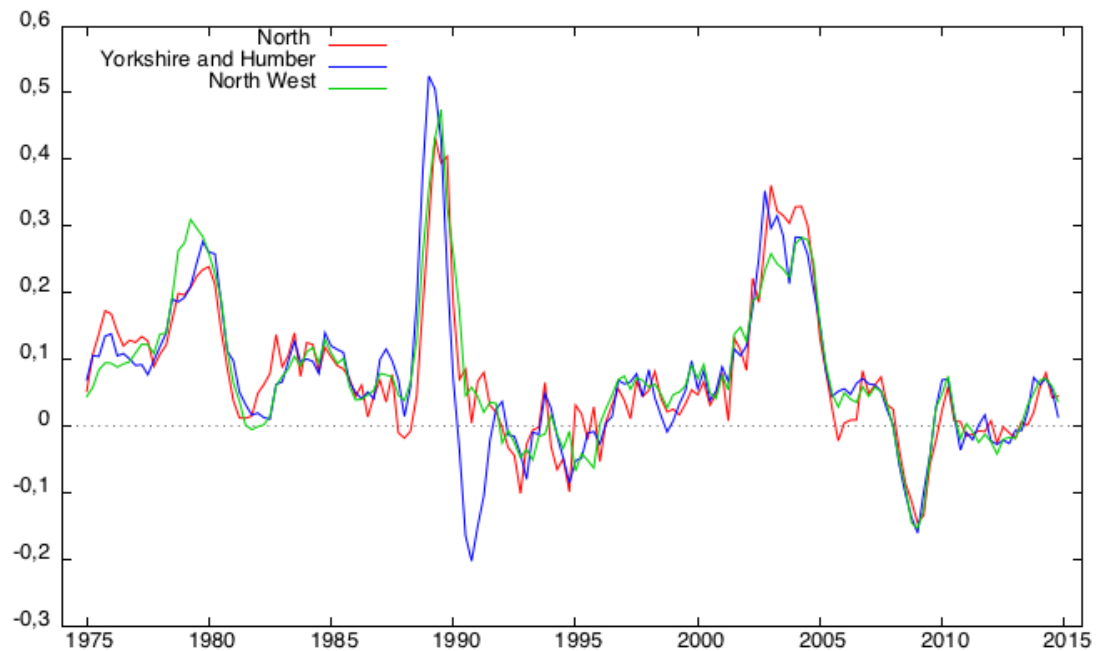


Figura 10: variação percentual anual de preços residenciais entre regiões sulistas e nortistas. Fonte: Nationwide House Price Index

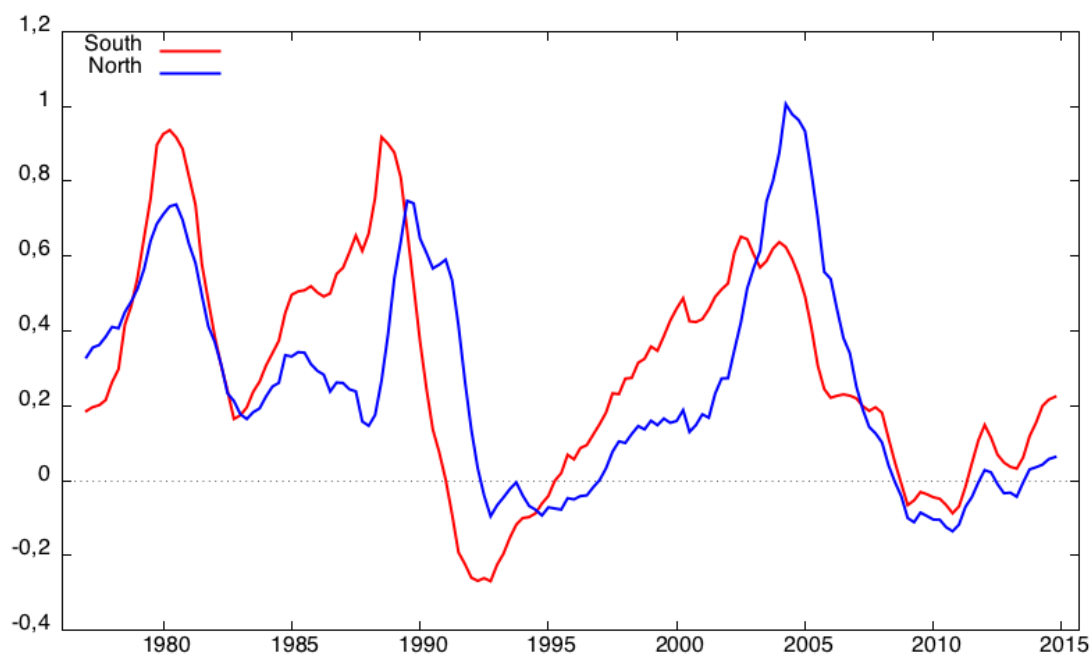


Figura 11: variação percentual anual de preços residenciais entre regiões do sul, centro (Midlands) e norte. Fonte: Nationwide House Price Index

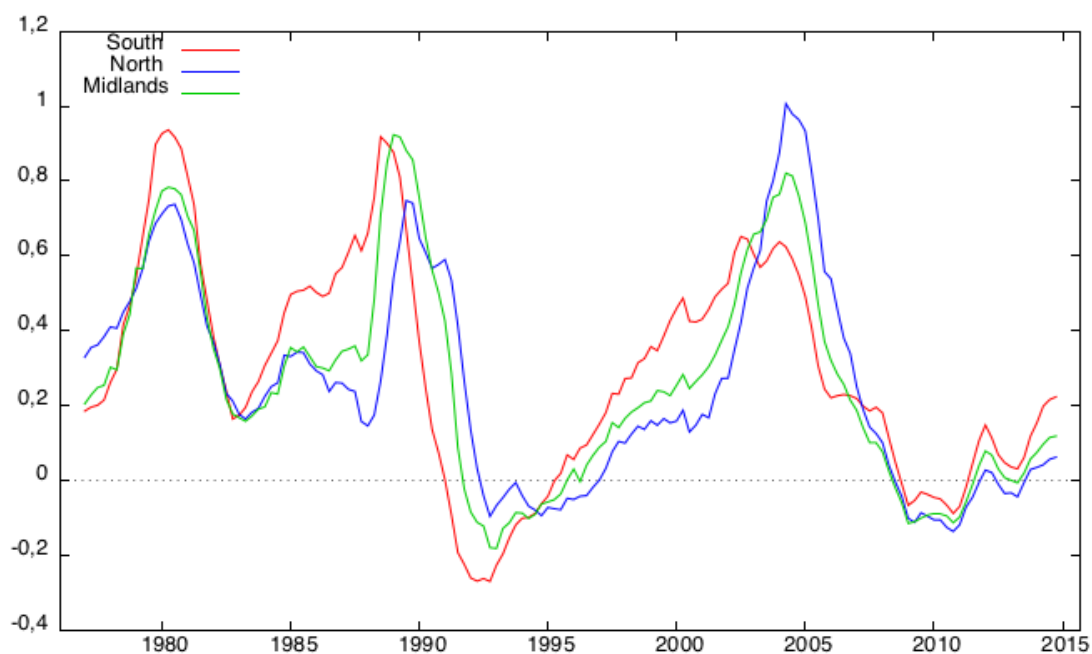


Figura 12: fluxo anual líquido de imigrantes por região, excluindo-se imigrações internacionais (em número de pessoas). Fonte: ONS Migration Statistics Unit

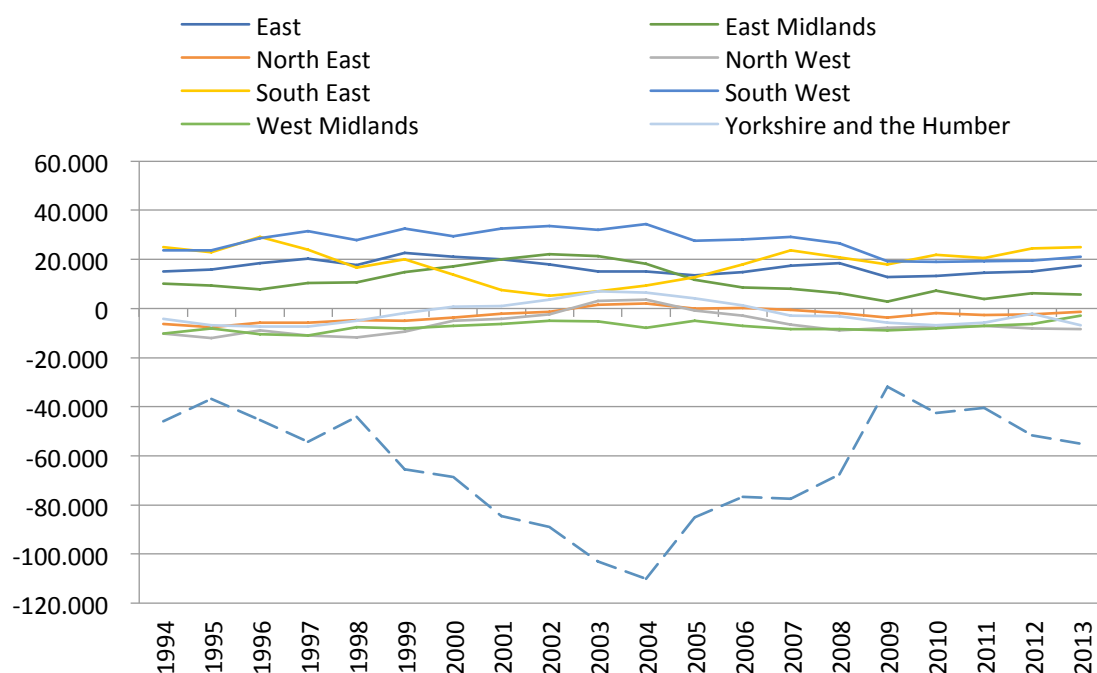


Figura 13: migração total inter-regional e preços de residências para todo o Reino Unido. Fontes: Nationwide e ONS Migration Statistics Unit

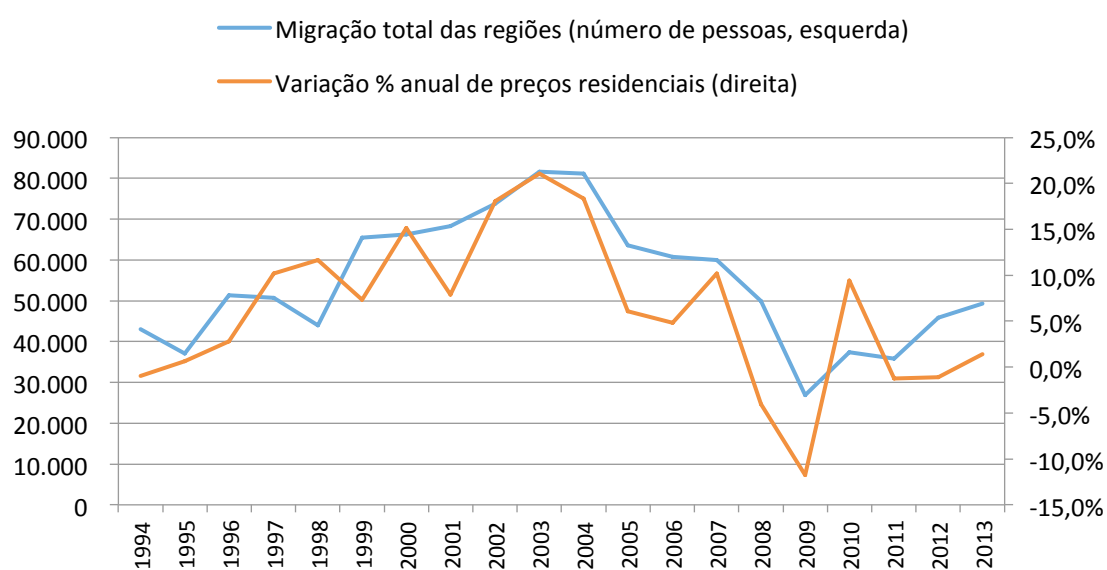


Figura 14: Proporção da renda real disponível nacional em 2012. Fonte: Family Resources Survey

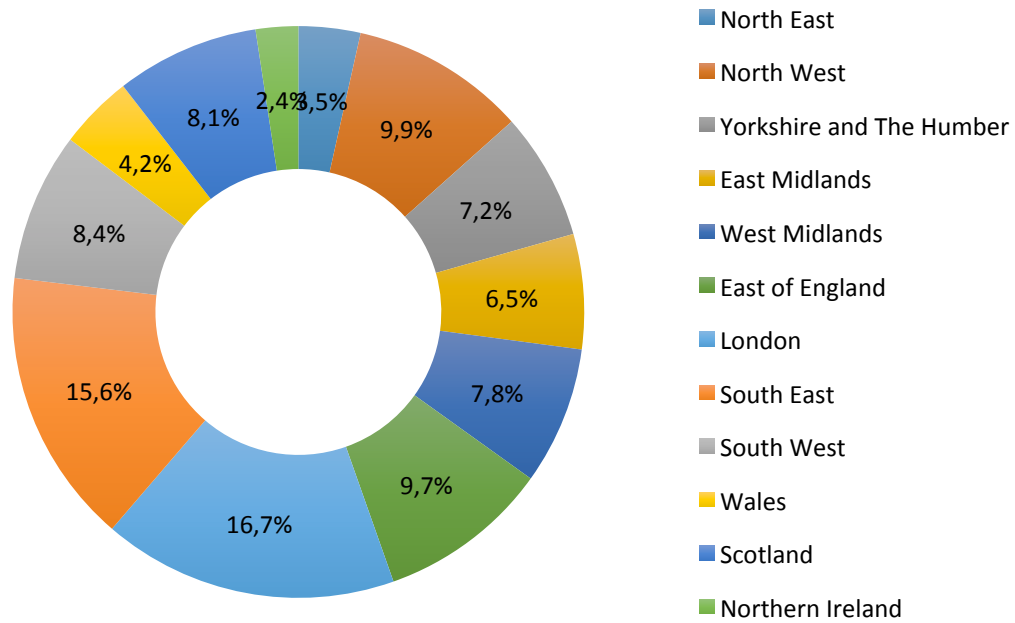


Figura 15: razão preços reais de moradia/renda para diferentes regiões. Fonte: Halifax.

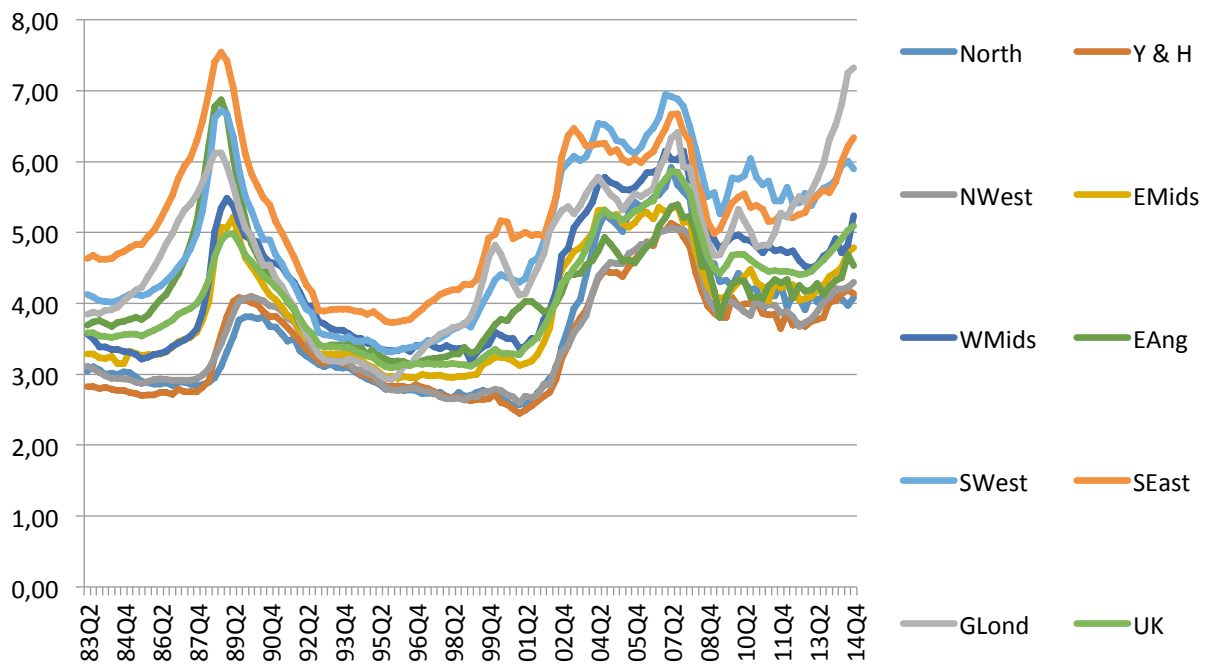


Figura 16: razão preços reais de moradia/renda. Distinção entre capital e demais regiões. Fonte: Halifax.

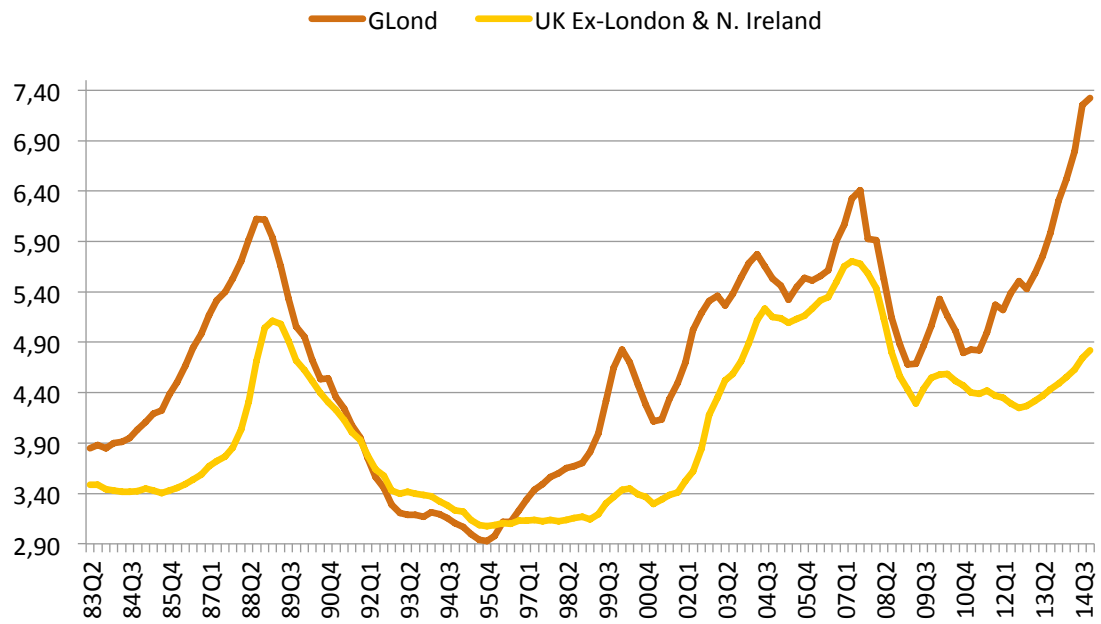


Figura 17: razão pagamentos de hipoteca/renda entre regiões. Fonte: Halifax.

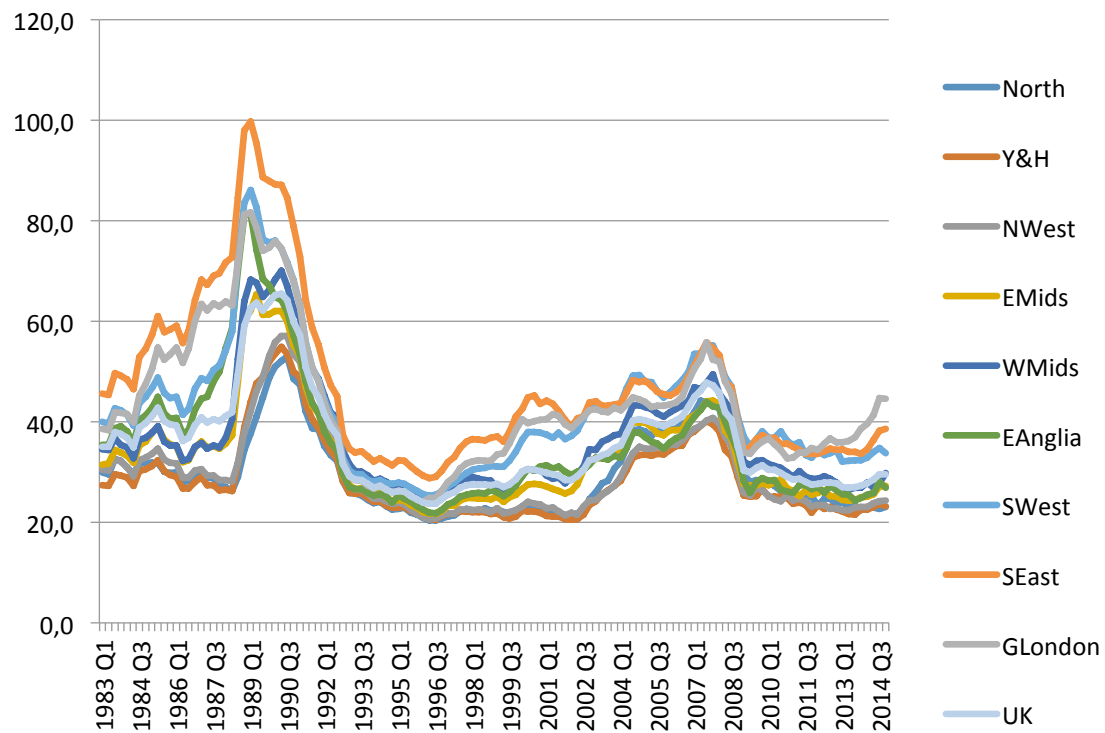


Figura 18: razão pagamentos de hipoteca/renda entre a grande capital e o restante do Reino Unido. Fonte: Halifax.

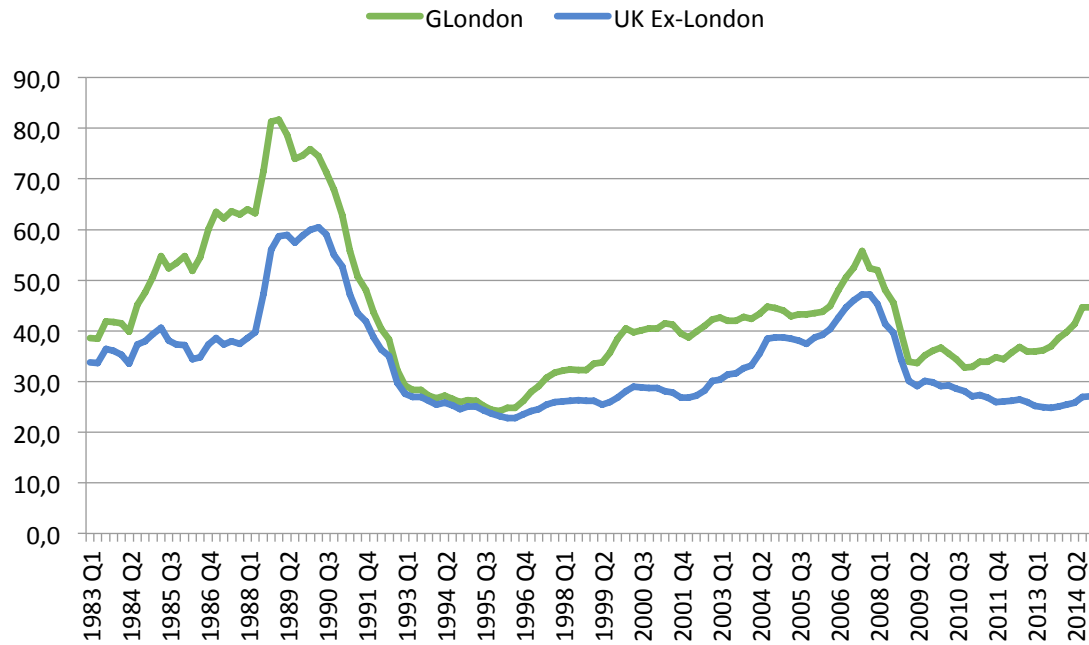


Figura 19: razão entre preços e rendas do menor quartil da amostra entre regiões. Fonte: ONS

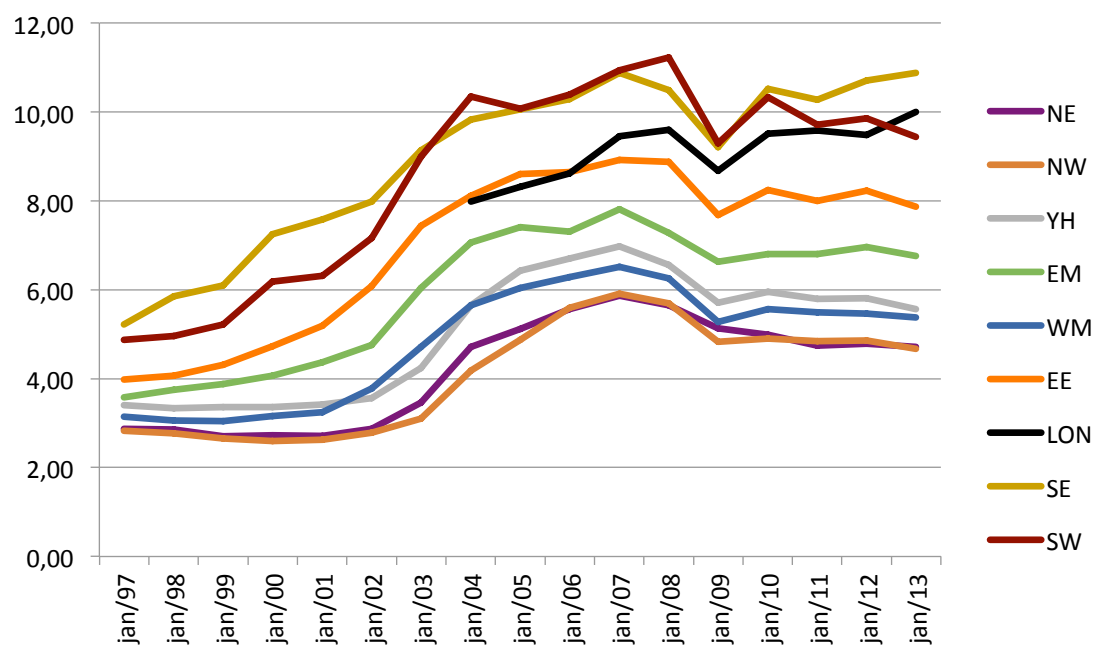


Figura 20: renda real disponível, NE vs. UK, 100=UK. Fonte: ONS

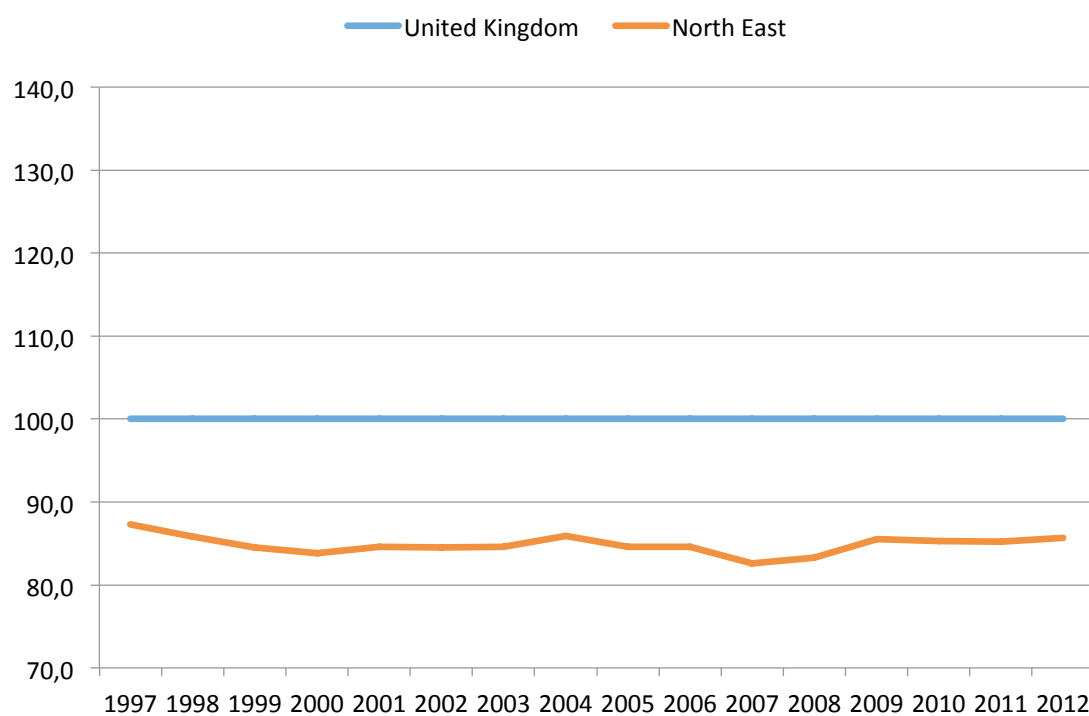


Figura 21: renda real disponível, NW vs. UK, 100 = UK. Fonte: ONS

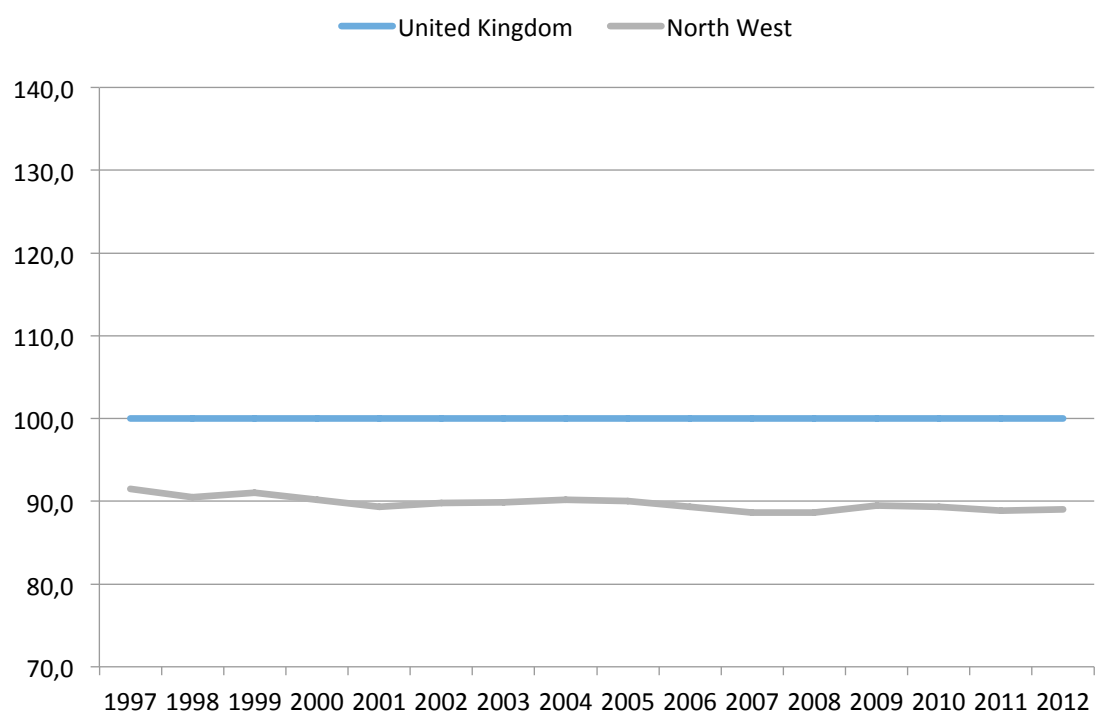


Figura 22: renda real disponível, Y & H vs. UK, 100=UK. Fonte: ONS

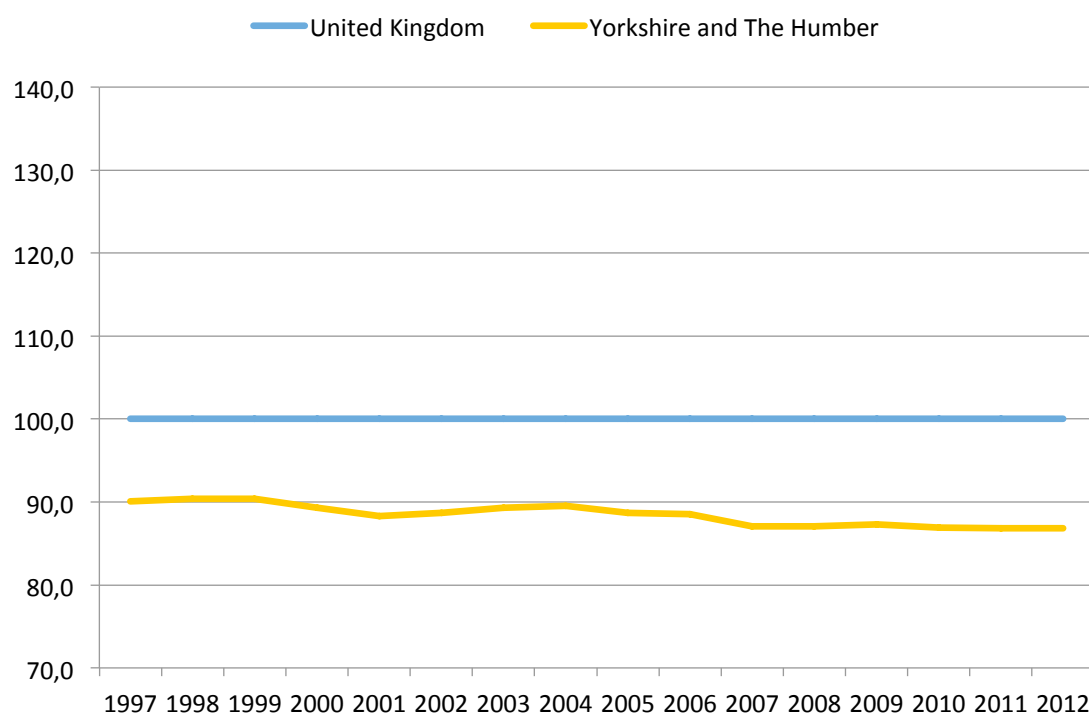


Figure 23: renda real disponível, EM vs. UK, 100=UK. Fonte: ONS

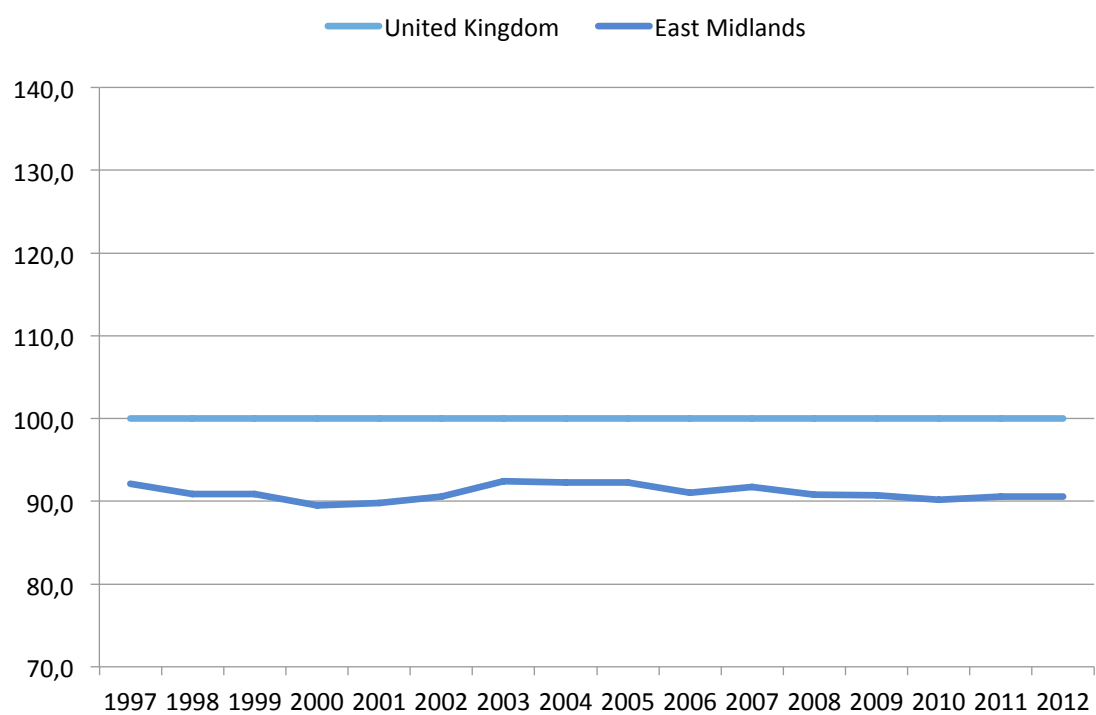


Figura 24: renda real disponível, WM vs. UK, 100=UK. Fonte: ONS

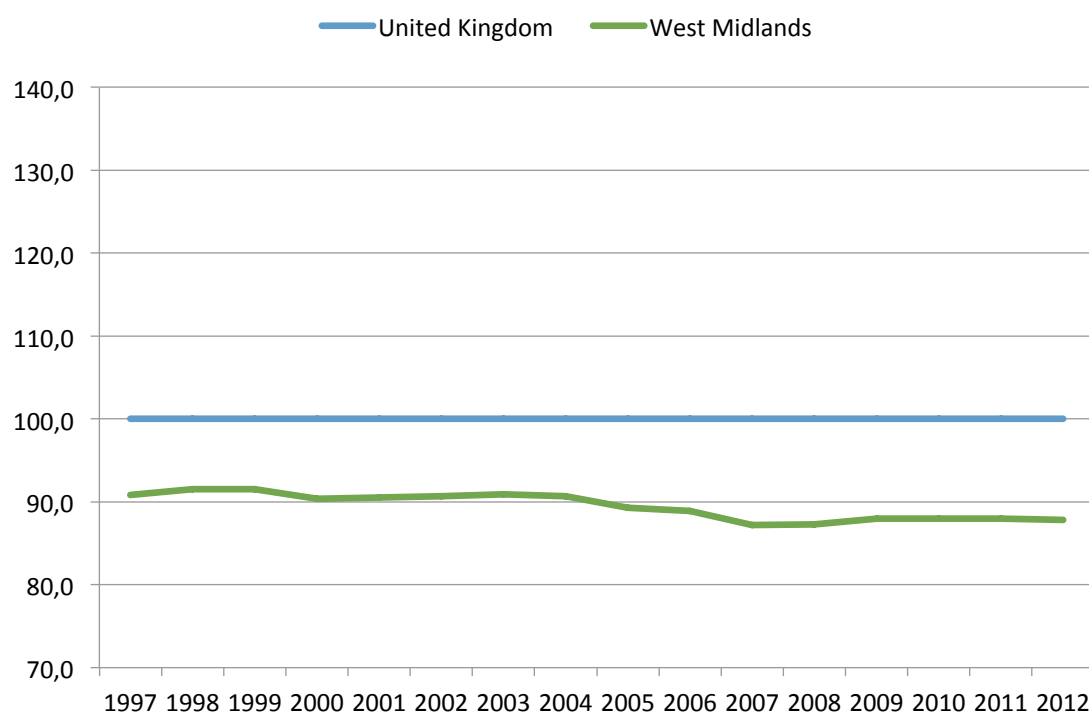


Figura 25: renda real disponível, East vs. UK, 100=UK. Fonte: ONS

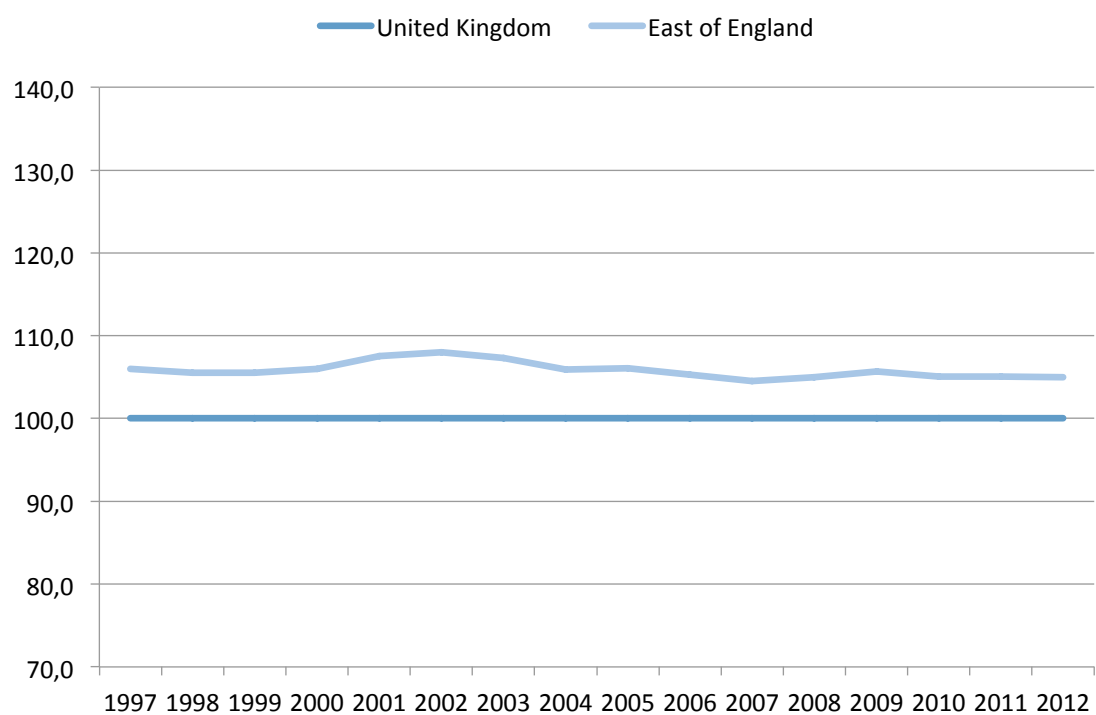


Figura 26: renda real disponível, London vs. UK, 100=UK. Fonte: ONS

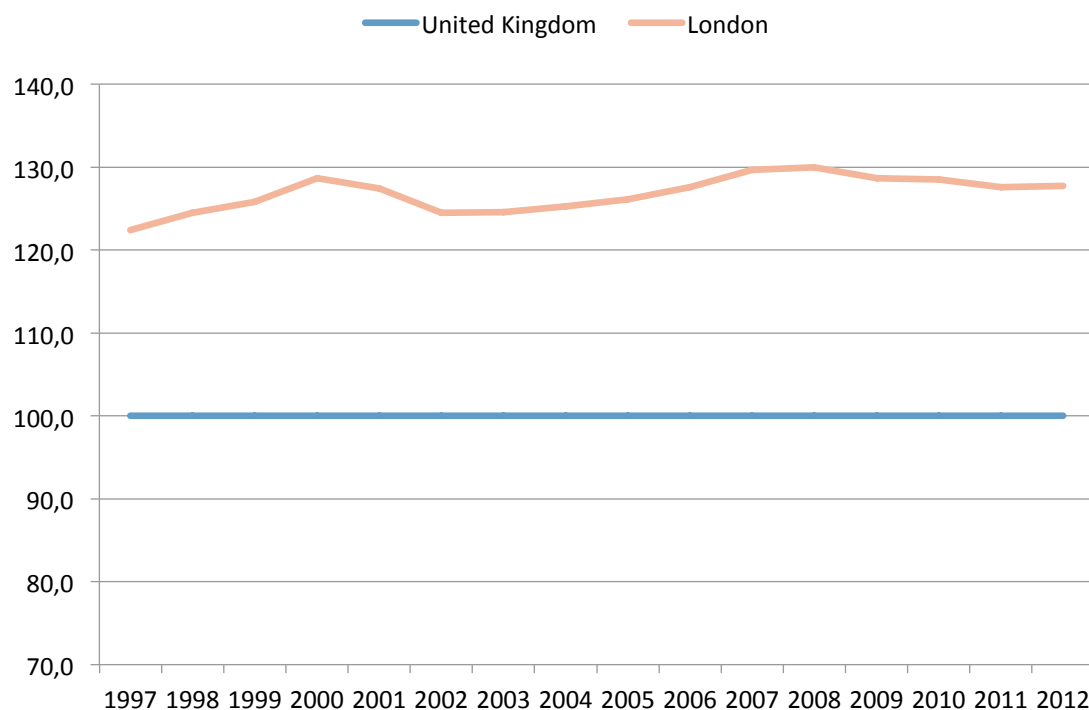


Figura 27: renda real disponível, SE vs. UK, 100=UK. Fonte: ONS

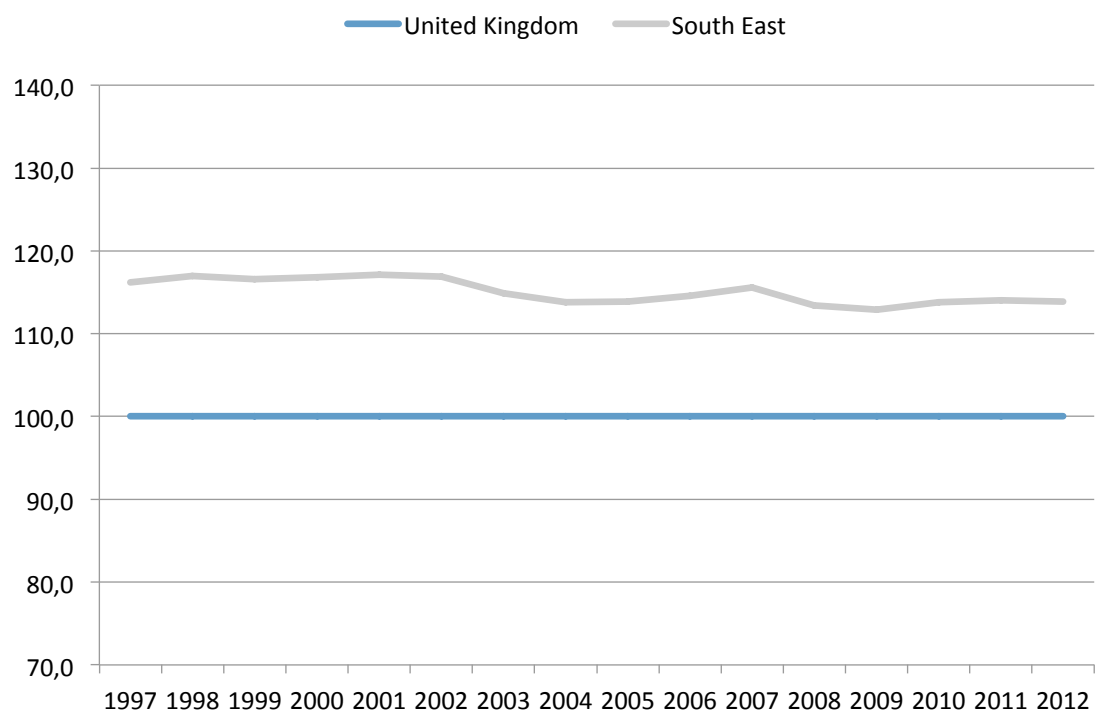


Figura 28: renda real disponível, SW vs. UK, UK=100. Fonte: ONS



Figura 29: renda real disponível no Reino Unido normalizadas para a nacional. Fonte: ONS

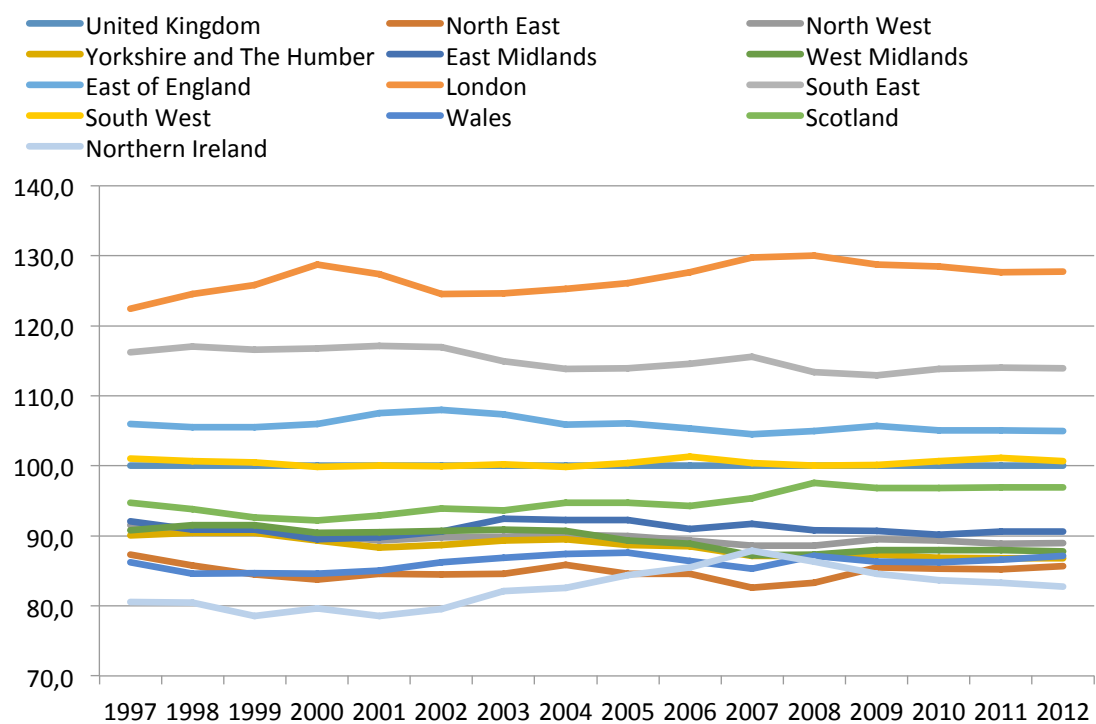


Figura 30: gráficos de impulsos-resposta para Londres.

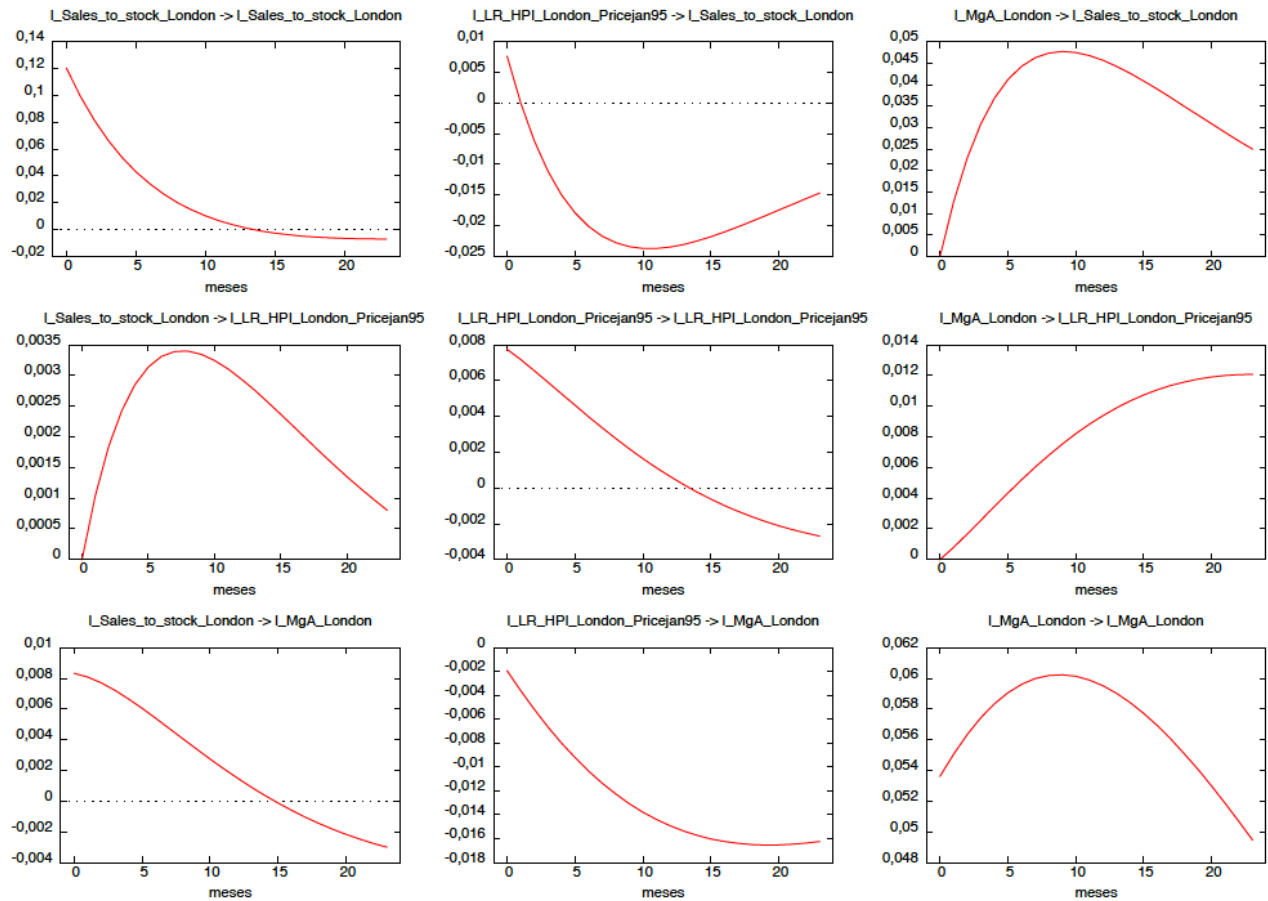


Figura 31: gráficos de impulso-resposta para South East.

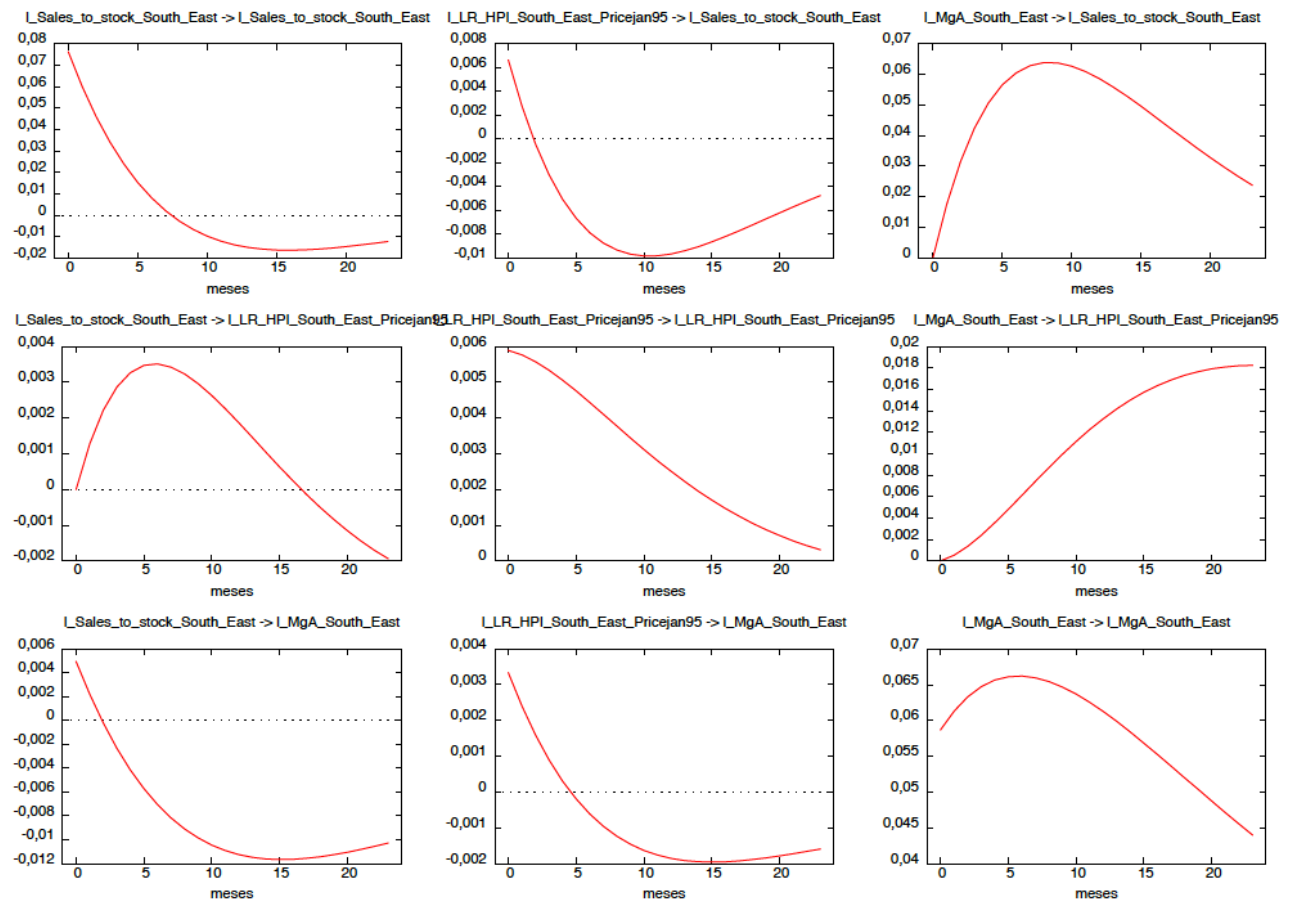


Figura 32: gráficos de impulso-respuesta para South West.

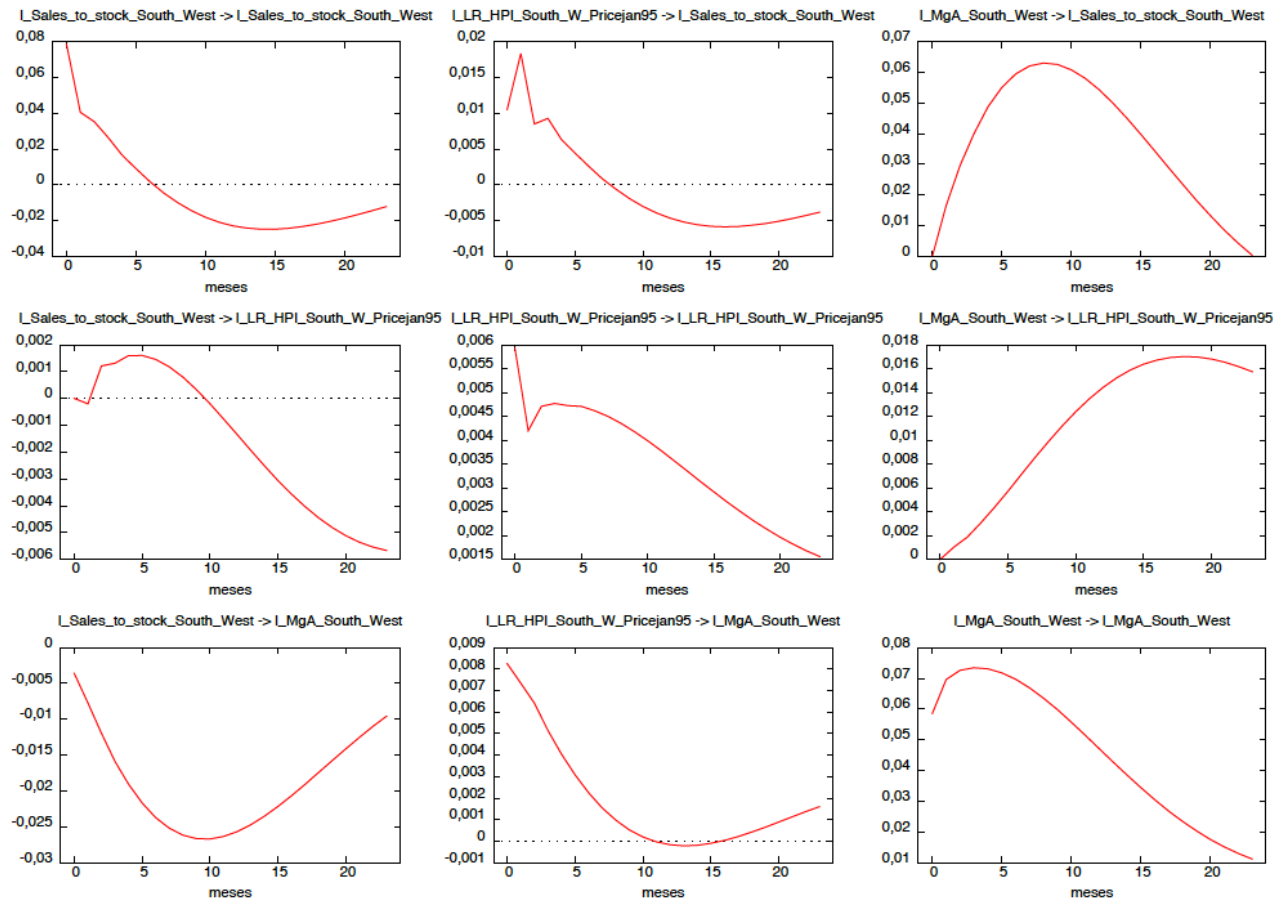


Figura 33: gráficos de impulso-respuesta para East of England.

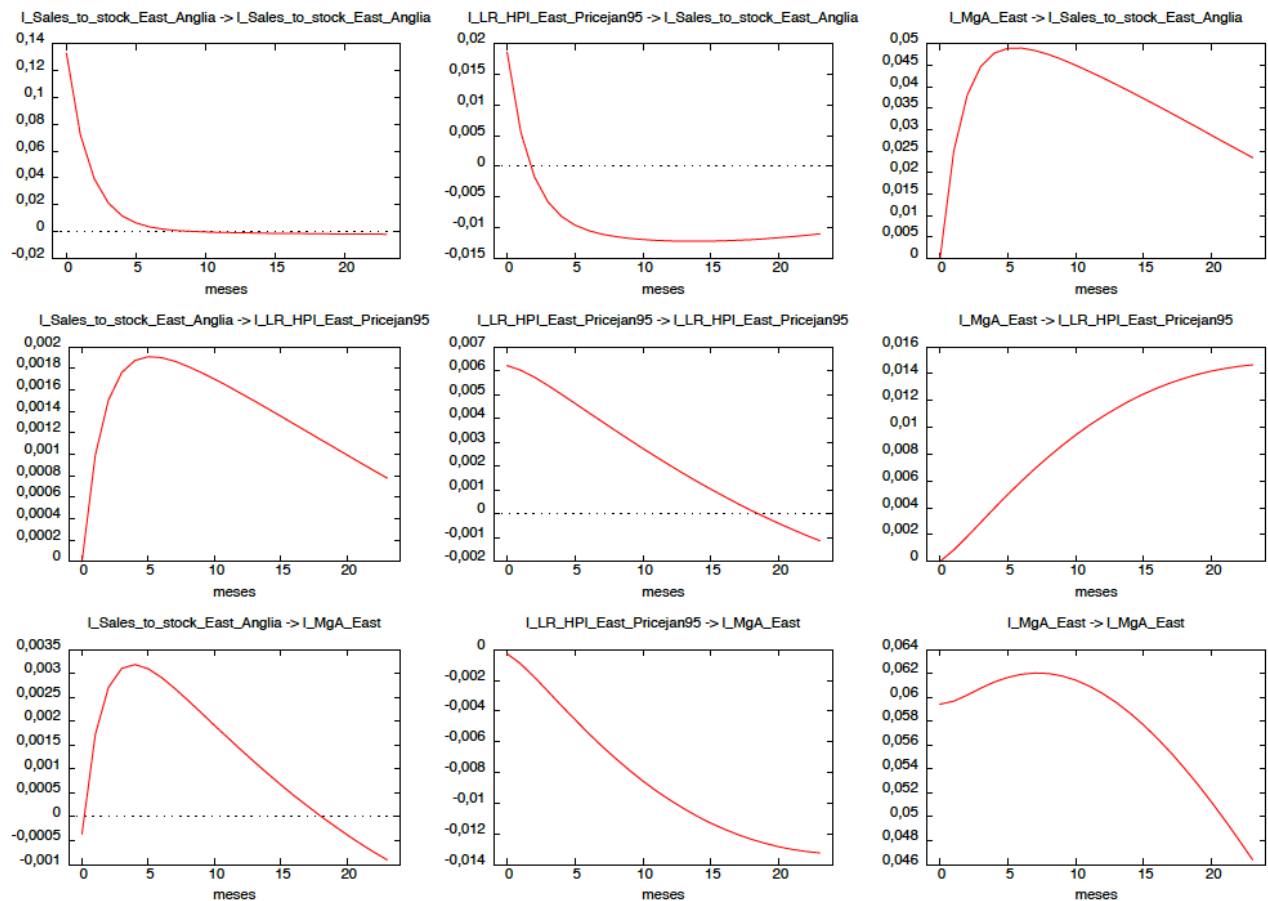


Figura 34: gráficos de impulso-respuesta para East Midlands.

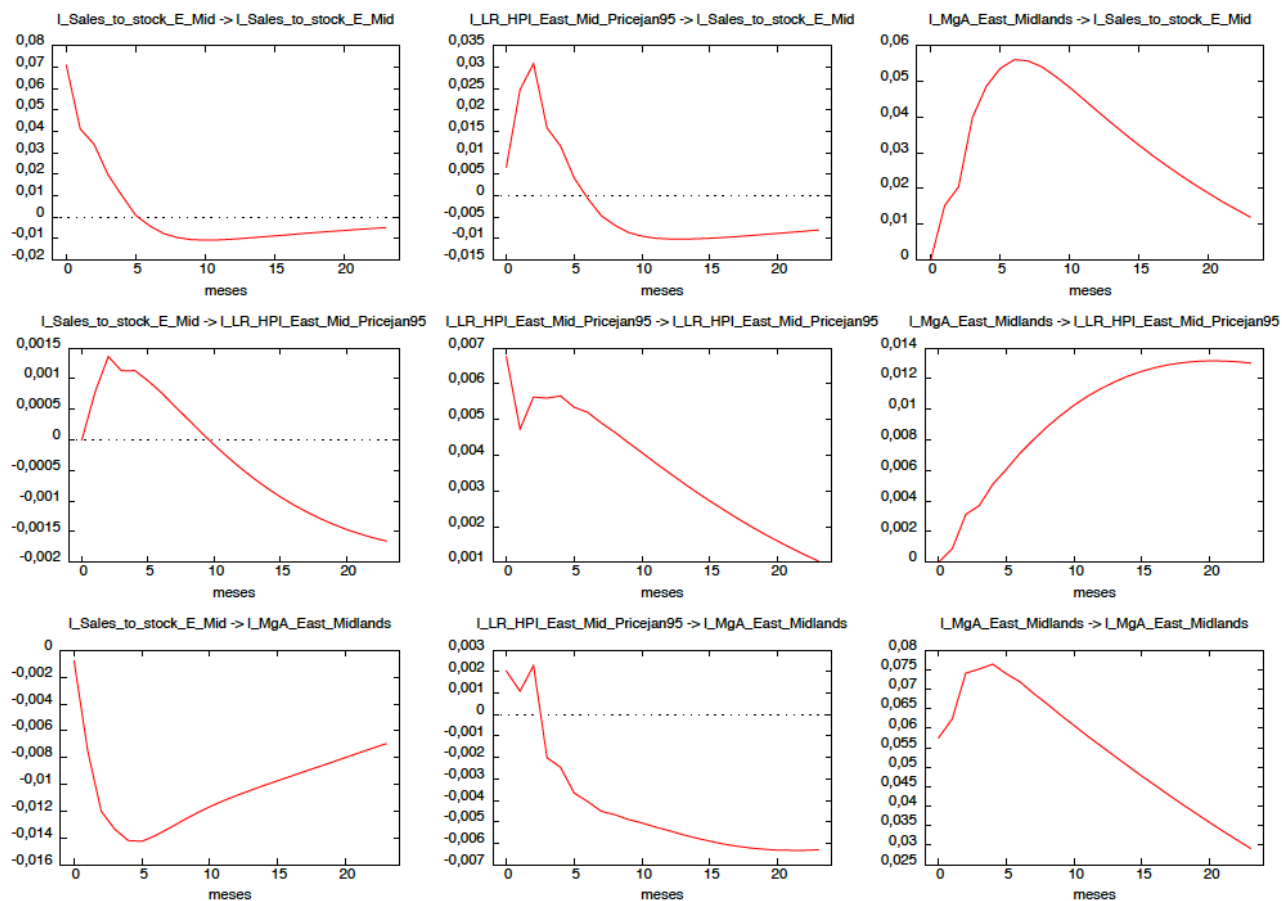


Figura 35: gráficos de impulso-respuesta para West Midlands.

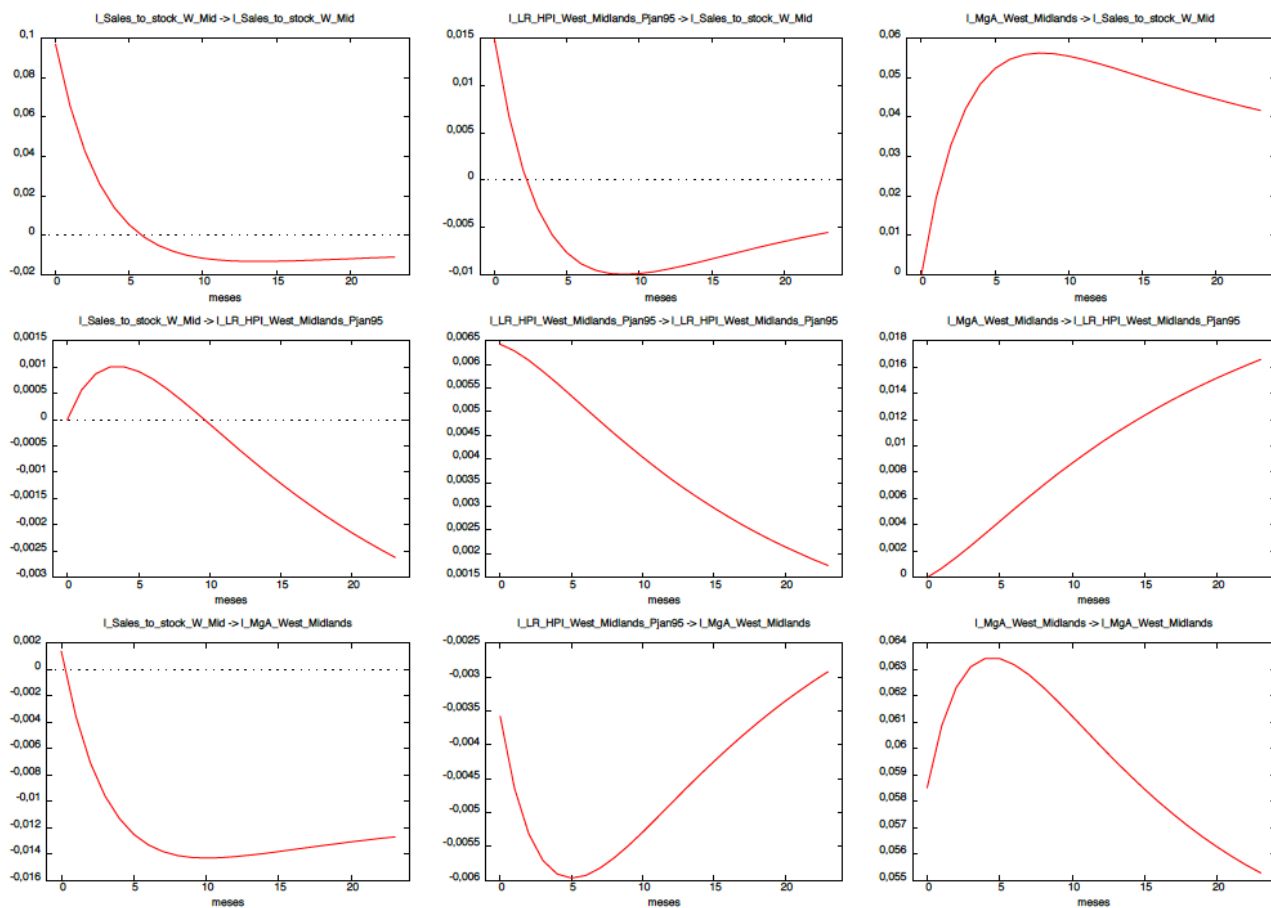


Figura 36: gráficos de impulso-resposta para Yorkshire and the Humber.

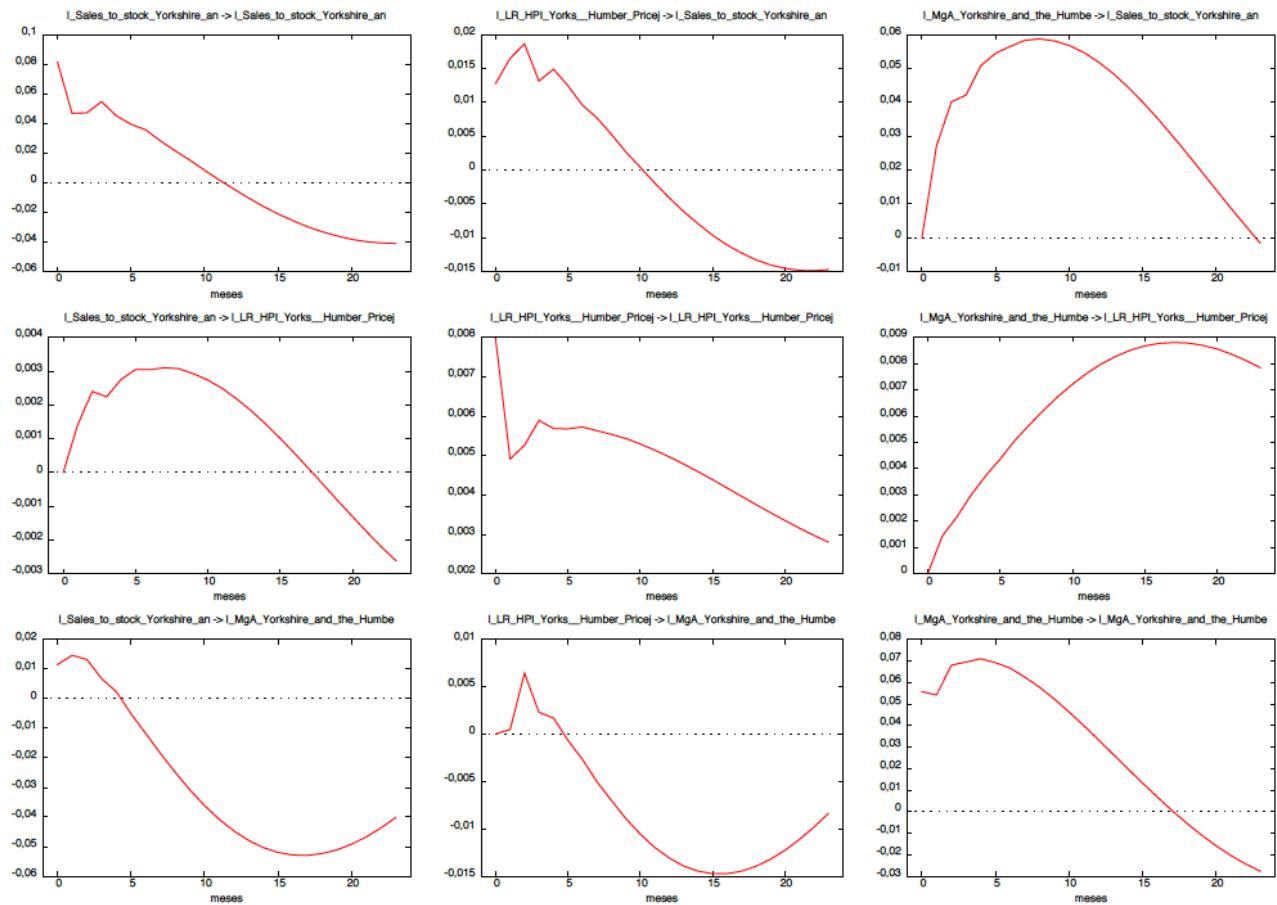


Figura 37: gráficos de impulso-resposta para North East.

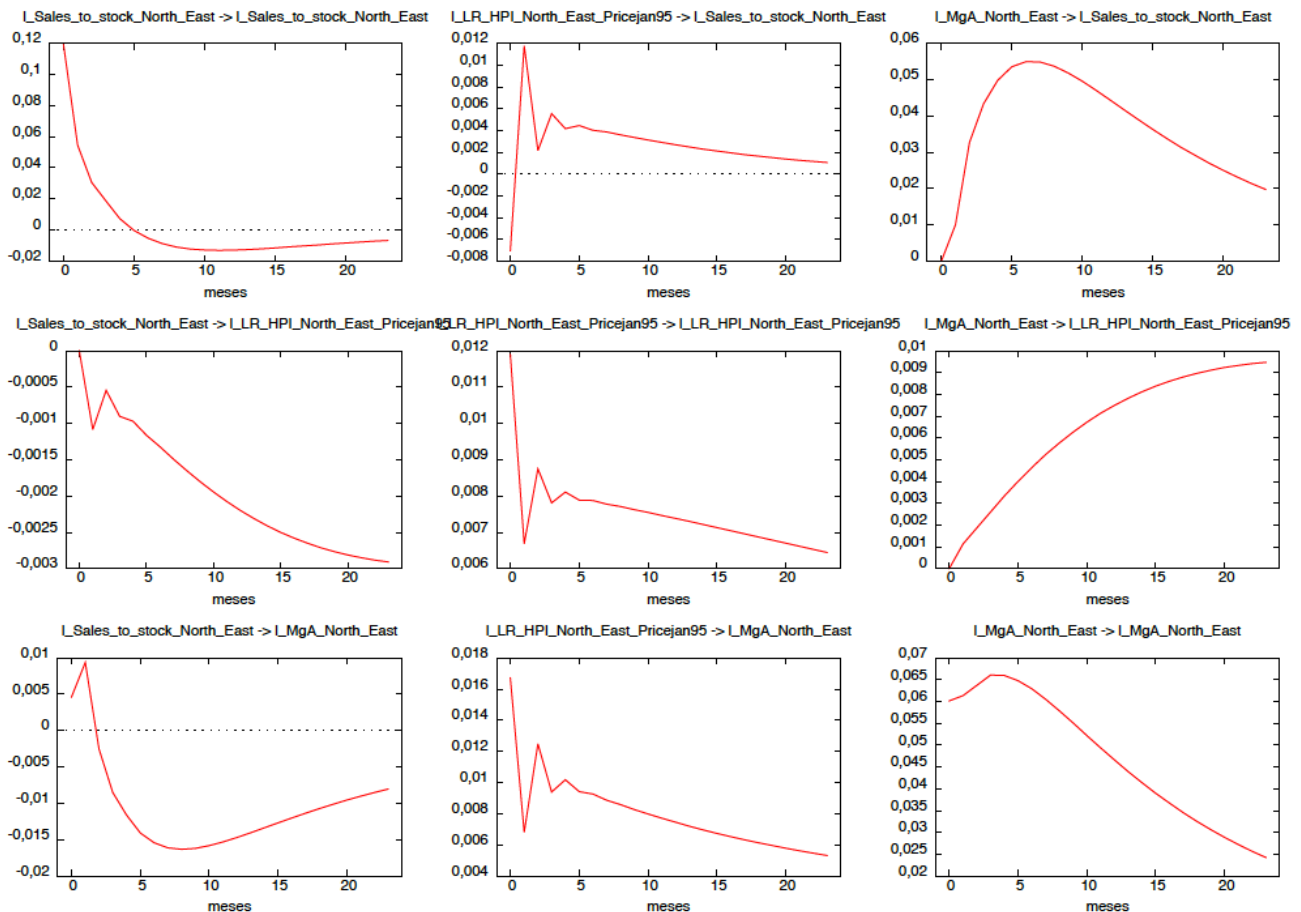


Figura 38: gráficos de impulso-resposta para North West.

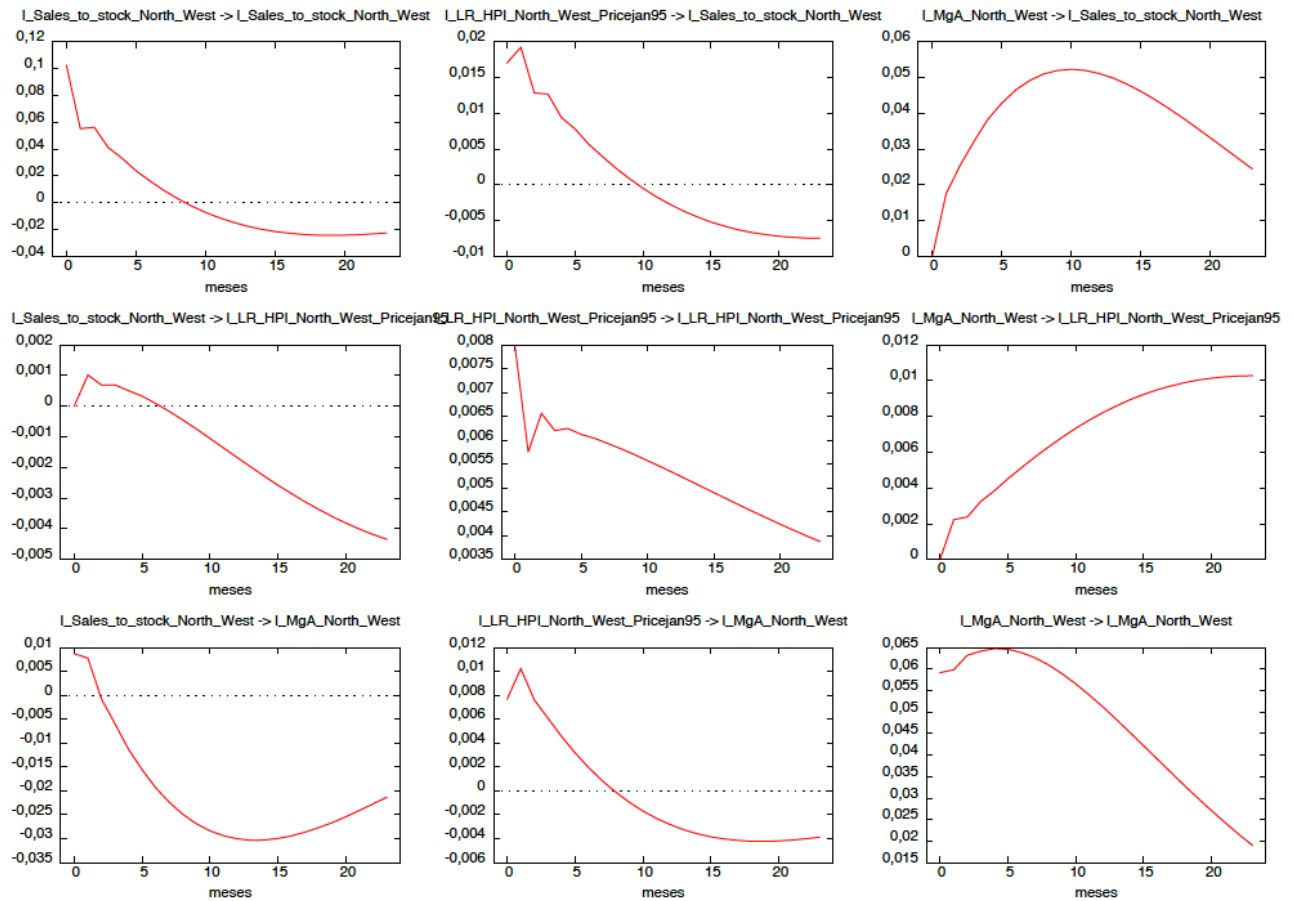
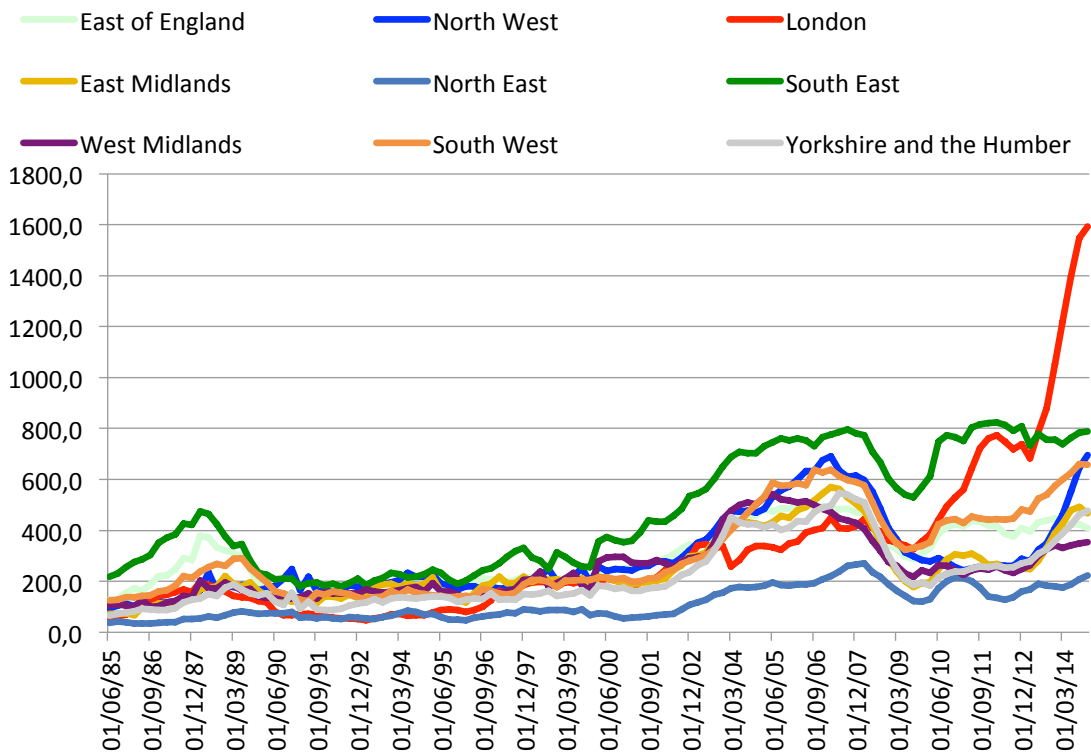


Figura 39: Construção de estruturas relacionadas a housing entre regiões (1983=100). Fonte: ONS.



1. Introdução

Abordar o mercado imobiliário britânico possivelmente requer um nível maior de detalhe que aqueles de outras economias. Regido por diferenças notáveis entre regiões muito próximas e fonte de insistente indagação de pesquisas macroeconômicas, diferenças ressaltáveis de preços no pós-crise entre sua capital Londres e demais regiões nos incentivam a retornar ao tema.

Dentro de suas características, é habitualmente apontado que movimentos de preços na capital e na região sudeste precedem ou mesmo causam variações de preços subsequentes nas demais regiões, teoria conhecida como *London ripple effect*, para a qual existem alguns possíveis canais de operação. O objetivo deste trabalho é examinar alguns desses canais tendo como base a teoria, buscando prováveis explicações do porquê preços na capital têm se comportado de forma tão distinta daqueles das demais regiões no pós-crise. Também nos adentramos ao fato de que atualmente não parece ter havido repasse destes valores mais altos na capital para regiões vizinhas, algo que de certa forma contrasta a tese do *ripple effect*.

Implicações aqui encontradas corroboram o achado por parte da literatura, ao apontarem que de fato as dinâmicas envolvendo preços das quatro regiões mais ao sul (*London, South East, South West e East of England*) parecem ser mais semelhantes entre si que aquelas para as demais regiões. Também é verificado que choques de demanda que afetem preços na capital tendem a ser um tanto quando mais duradouros que na maioria das demais regiões. Por fim, à luz do levantado pelo restante da literatura, nossos modelos excluíam a hipótese de que choques econômicos nacionais estejam por trás do *boom* de preços imobiliários na capital no pós-crise. Assim, causas parecem estar confinadas a dinâmicas do mercado local em si.

Na sequência do trabalho, a literatura é revisada no segundo capítulo. O terceiro capítulo revisita os principais canais levantados por esta a respeito de como o *ripple effect* pode se manifestar. No quarto, são realizados testes de cointegração buscando evidências de uma relação estável de longo prazo entre preços e alguns fundamentos para dados nacionais. Embora estas sejam mais claras ao nível nacional, no quinto capítulo é mostrado que tais relações são mais fracamente sugeridas ao nível regional, o

que também ajuda a explicar porque este é um mercado tão fragmentado e de difícil estudo. No sexto capítulo, uma especificação VAR (*vector autoregression*) é construída com objetivo de se examinar tais diferenças de dinamismo de mercado ao nível regional. Finalmente, conclusões encerram o trabalho no capítulo sete enquanto o oitavo é dedicado à bibliografia utilizada.

2. Revisão bibliográfica

Um ponto que difere o mercado imobiliário britânico daqueles das outras principais economias são suas características regionais. Primeiramente, seria difícil discutir o panorama sem ter especial foco no setor imobiliário de Londres, dado que este parece ser uma engrenagem fundamental para ajustes de preços no resto do país. A importância do mercado londrino se dá por haver um efeito cascata (*ripple effect*) dos preços do *housing market* da capital para todo o Reino Unido. O ponto é curioso justamente no momento em que a região sudeste – mais especificamente Londres – é a única a ter recuperado o valor de pico nos preços de moradia pela série histórica. Pelo *Nationwide House Price Index*, por exemplo, Londres sofreu um dos mais acentuados declínios nos preços de moradia durante a crise. Entre seu pico de 2007 e o início de 2009, preços imobiliários caíram cerca de 20%. Contudo, a cidade tem mostrando recuperação melhor que qualquer outra região, acumulando alta de aproximadamente 60% desde então até o início do ano e de aproximadamente 30% se comparando ao pico de 2007. Embora Londres seja responsável por apenas 15% do estoque de moradia da Inglaterra, seu estoque equivale a quase 30% em termos reais.¹ A importância do efeito cascata londrino, que já seria dada num ciclo econômico normal, ganha ainda mais foco em um momento em que a entrada de capitais financeiros globais parecem influenciar estritamente valores de habitação na capital britânica. De fato, a crise econômica global parece ter feito com que o mercado financeiro local captasse benefícios de uma busca por ativos seguros de renda fixa por parte de grandes investidores externos, especialmente de países do meio-leste.

Embora tal efeito possa contabilizar parte do aumento geral nos preços de moradia no Reino Unido, a literatura ainda nos fornece outras características do mercado imobiliário britânico. Felizmente, estas podem nos ajudar a explicar o recente *boom* nos preços de moradia. Uma parte considerável das pesquisas aponta para uma insuficiência de oferta nos anos recentes. O extinto *Barker Review* – relatório que tinha como objetivo orientar políticas públicas alertando para determinadas ineficiências do

¹ O Department for Communities and Local Government (DCLG) estima um número de 3,4 milhões de habitações em Londres. O Organisation of National Statistics (ONS) indica um preço médio aproximado de £495 mil para estas. O análogo para toda a Inglaterra é de 23,2 milhões com preço médio de aproximadamente £250 mil.

mercado imobiliário do país – já colocava a baixa reposta da oferta como uma das principais falhas deste mercado. Não obstante, o relatório já estimava em 2006 uma elasticidade-preço da oferta de apenas 0,3%, frente a mensurações de 1,4% e 2,1% para EUA e Alemanha, respectivamente. Meen (2008) também encontra resultados semelhantes, menos de 1% para o Reino Unido frente a 3% para a economia norte-americana. A mesma questão da fraca resposta da oferta também é igualmente destacada por outros trabalhos, entre eles Banks, Blundell e Smith (2002), Cameron, Muellbauer e Murphy (2006) e Poon e Garratt (2012).

A baixa elasticidade-preço da oferta faz com que aumentos expressivos de demanda sejam corrigidos sobretudo por preços em detrimento a novas construções. Não somente, o mostrado por Glaeser, Gyourko & Saiz (2008) também pode ocorrer. Os autores mostram que lugares com ofertas mais elásticas têm menores e mais curtos *booms* imobiliários ao passo que aqueles com as menores elasticidades tendem a intensificá-los. Em contraste, estes últimos parecem ter consequências menores sobre perdas de bem-estar, uma vez que regiões mais elásticas tendem a sobre-construir. A literatura também parece concordar que restrições do lado da oferta de moradia consolidam uma tendência não apenas sustentável como também fortemente volátil de crescimento no valor dos imóveis no Reino Unido, – especialmente na região sudeste –, assim como que tal supera tanto índices de preços quanto renda, ponto enfatizado por Cameron, Muellbauer & Murphy (2006) e Poon & Garratt (2012). Ultimamente, as questões de restrição da oferta e de intensificada entrada de capitais se tangenciam na medida que a presença de uma oferta mais inelástica gera inicialmente um forte desnível entre preços de moradia na capital e no resto do país. Isso deveria ser acentuado na medida que a entrada de capitais é intensificada. Tal cenário parece ser compatível com o que é hoje verificado.

Empiricamente, dados do DCLG parecem corroborar uma fraca resposta da demanda recentemente, ao menos na Inglaterra, ao mostrarem que o número de novas construções residenciais completadas para cada ano do período 2010-2013 nunca foi tão baixo desde 1960². Em particular, a expressiva queda sofrida neste dado a partir de 2008

² A média do período 2010-2013 segue estagnada em torno de 111.000 residências por ano (*Seasonally Adjusted Data*) enquanto a mesma média para o período 2000-2009 é de aproximadamente 150.000, de acordo com o Department for Communities and Local Government (DCLG).

ainda não foi revertida e o dado segue abaixo de suas médias para os períodos 1960-2013 e 2000-2013.

Entre fatores que podem explicar a insuficiência da oferta, um claro candidato é a elevação dos custos de construção. Tal ponto é destacado por Corder & Roberts (2008) em um trabalho do *Bank of England* que simula o Q de Tobin para o investimento em construção residencial na Inglaterra. Os autores chegam à conclusão de que o investimento ocorrido de fato subestima aquele estimado pelo Q de Tobin³. Outro trabalho que destaca a importância dos custos de construção é o de Gleaser & Gyourko (2006), ao mostrar que a correlação entre custos reais de construção e a auto-correlação da série de preços de moradia é instrutiva e positiva. O mesmo também mostra como menores custos de construção têm papel importante em suavizar ciclos do mercado imobiliário. Em parte, suas linhas de pensamento são parecidas com as de Abraham (1996). Este último ressalta que mudanças nos preços de moradia podem ser divididos em dois fatores, um que explica mudanças no preço de equilíbrio, e outro que justifica o ajuste dinâmico de desvios sobre este equilíbrio. No primeiro grupo estariam o crescimento real da renda e custos reais de construção ao passo que a variação real da diferença entre preços atuais e de equilíbrio incorporam o segundo grupo.

Outro ponto importante deve ser o fracamente desenvolvido mercado de aluguéis. A explicação já foi tratada em Banks, Blundell & Smith (2002) e Poon & Garratt (2012), assim como na última edição do Barker Review (2006). Novamente, também são comumente citados os diversos planos e reformas nacionais no mercado de habitação inglês. Ainda que a grande maioria tenha tido como objetivo majorar as eficiências do seguimento, autores não descartam mais uma vez a hipótese de que muitos tenham intensificado falhas, principalmente da oferta.

Embora não sejam o centro do trabalho, existem ainda outros fatores alternativos que podem explicar tanto o aquecimento de preços recentemente como também o fato deste ser mais evidenciado na região metropolitana de Londres e no sudeste do país. Um exemplo são fenômenos demográficos, dado que a população londrina vem crescendo a um ritmo mais forte que o resto do país. O fenômeno, dado a restrição da oferta, primeiramente intensificaria via aquecimento da demanda o aumento de preços na

³ Os autores argumentam que diversos planos públicos de legislação em planejamento habitacional podem ter encarecido e(ou) burocratizado cursos de construção. Quando corrigem a estimação do Q de Tobin para a elevação destes custos, o resultado permanece.

capital britânica e posteriormente nas regiões vizinhas, via externalidades já mencionadas aqui. O ONS, por exemplo, projeta um aumento de 13% na população da região metropolitana de Londres entre meio de 2012 e meio de 2022. Em contraste, a região leste, segunda com maior aumento esperado, não chegaria a 9% de aumento de acordo com a mesma projeção. Um outro fator, este mais específico, se daria por Bramley (2007), que argumenta que alguns mercados locais podem não ter uma indústria tão competitiva no setor de construção, fazendo com que se assemelhem mais a oligopólios naturais, o que consequentemente eleva o custo de construção nestas localidades. Contudo, essa hipótese não parece ser considerada pelo resto da literatura.

Deste modo, é notável que questões de respostas da oferta frente à demanda indubitavelmente fazem parte do núcleo principal da literatura sobre o mercado de habitação britânico. Contudo, o desnível da relação de preços de moradias com renda das famílias ou com índices gerais de preços também tem gerado um grande volume de pesquisas direcionadas às questões de *housing affordability*, principalmente desde a década de 90. A maior parte desta literatura ressalta para falhas em avaliar questões de *affordability* tendo como base simples razões entre preços de moradia e rendas – principalmente se acreditarmos no custo de oportunidade como algo importante para apurar questões de *housing*. Tal falha se ressaltaria sobretudo no UK, onde questões demográficas em uma ilha com alto grau de mobilidade podem resultar facilmente em resultados enganosos por meio deste método. Não obstante, parece razoável que o mais coerente conceito normativo de *affordability* seja aquele que ligue necessidades e padrões com julgamentos de renda mínima requerida para consumo não residencial, como notado por Bremley (1994). Uma medida que parece gerar resultados convincentes quanto a isso e que foi sugerida pelo *Barker Review* é a razão entre os preços do quartil inferior de casas e os ganhos do quartil menor das famílias. Outra possibilidade também mencionada pelo relatório se dá pela mesmo dado, mas analisando-o através da mediana ao invés dos menores $\frac{1}{4}$. Posteriormente, ambas medidas despontaram tão influentes que passaram a ser disponibilizadas através do *Annual Survey of Hours and Earnings* (ASHE), relatório que é promovido pelo *Office for National Statistics* (ONS).

Análises como essas são semelhantes àquelas de Stone (2006), que tentam endereçar questões de *affordability* medindo-se pelo conceito de *residual income*, i.e., visando medir a proporção aceitável da renda gasta com moradia para as famílias

através da quantificação da renda absoluta permanente uma vez descontados custos de habitação e de um pacote considerado aceitável de outros bens. No mesmo trabalho também surge o termo “*shelter-poverty*”, adequado a uma família classificada “*shelter-poor*”, quando esta não pode honrar suas necessidades *non-shelter* a determinado nível de adequação uma vez pagos os custos de moradia. Ainda que tal conceito seja condizente com uma melhor avaliação da questão de *housing affordability*, a dificuldade dos dados torna o uso um tanto quanto impeditivo, uma vez que o próprio Stone teve de usar números do *Family Budget Unit*, pesquisa da Universidade de York, ao invés de dados oficiais.

Quanto à forma de especificação, a literatura comumente trata do *housing market* britânico por meio de modelos de correção de erro. A maior parte deles toma caráter nacional, talvez pecando em ajustar para diferenças regionais, o que, no caso específico do Reino Unido, é algo de suma importância. A maioria dos autores considera preços habitacionais como dependentes de seus próprios *lags*. Rara exceção a esse grupo, Malpezzi (1998) modela apenas pela razão entre preços residenciais e renda, supondo que este segue uma forma constante no longo prazo, hipótese implícita de seus fundamentos. Outra obra influente mas que foge um pouco à regra, Cappelletti et al (2004) considera que preços residenciais obedecem uma equação de diferenças de segunda ordem, este último modelo se destacando por não considerar rendas em qualquer instância. Não somente, o autor parece ter encontrado suporte empírico sobre o modelo quando aplicado para 62 cidades dos Estados Unidos. De fato, ferramentas variadas como estas validam que diferentes modelos podem representar diversos níveis de dependência entre preços residenciais e rendas.

Mesmo que autores usem modelos de correção de erro para tratar do tema, um ponto crucial é que parte substancial da literatura simplesmente assume uma relação de cointegração entre os agregados chave. Abraham & Hendershott (1996) e Cappelletti et al (2002) são os exemplos mais influentes. Contudo, o ponto ganha importância na medida que tal premissa pode se mostrar defectiva. Como obra de discordância, Berger-Thompson & Ellis (2004), ao fazerem testes para a economia do Reino Unido, não observam cointegração entre renda e preços de residências. Meen (2002) foi o único trabalho avaliado que de fato realizou tal teste de cointegração entre preços e fundamentos a nível nacional. À época, o autor avaliou que as estatísticas de testes estavam “próximas” de seus valores críticos, concluindo que preços e fundamentos

eram cointegrados. Felizmente, ainda que boa parte destes modelos tenha sido desenvolvidos entre meados dos anos 90 e dos anos 00, desde então um conjunto construtivo de novos dados e evidências nos incita a retomar o tema, aplicando determinadas observações não possíveis outrora. Mesmo assim, vale notar que essa vertente da literatura – muito centrada em testes estatísticos que buscam a natureza de interações regionais entre preços residenciais – tem pouco a dizer em relação ao processo econômico gerador de disparidades e semelhanças entre regiões.

Há ainda uma segunda vertente da literatura, que busca fundamentos para ciclos de expansão e retração de preços imobiliários. Essa se mostra um tanto quanto mais escassa para o caso do Reino Unido. Para os Estados Unidos, contudo, destaca-se o trabalho de Gallin (2006), que examinou relações de cointegração entre preços imobiliários e rendas ao nível municipal. Influente, o trabalho sugere que desde que a relação de longo prazo entre ambas variáveis seja considerada uma medida de fundamento do mercado imobiliário, poderia ser sugerida a hipótese de bolha para locais onde tal relação não é verificada.

3. O *ripple effect* e características do mercado imobiliário britânico

"There are many reasons for the failure of the supply of housing to keep up with demand in the UK which go well beyond the remit of a central bank. But the effect is that when demand grows strongly house prices can keep rising quickly for a long time. This is a movie that has been seen more than once in the UK."

Mark Carney, Bank of England Governor, Maio de 2014

Com características peculiares, é difícil tratar do mercado habitacional britânico sem citar o chamado efeito cascata. O processo é tipificado por um aumento inicial nos preços de moradia na região sudeste e redondezas da capital, normalmente durante estágios iniciais de uma recuperação cíclica ou causado por um choque externo a nível nacional, que precede um aumento sistemático de preços habitacionais no restante das regiões. O adjetivo cascata também não se dá por acaso, de modo que é de comum evidência na literatura que tal impacto não se daria somente de Londres para demais regiões, como também parece ser algo ordenado e proporcional à distância para a capital. A implicação natural é que, embora dinâmicas de curto prazo operem diferentemente entre regiões, parece haver um mecanismo próprio desde mercado que garante que disparidades sejam corrigidas ao longo do médio e longo prazo.

Ponto curioso do chamado *ripple effect* é que, embora a literatura sugira que esse exista, há menor concordância quanto a seus fundamentos. Fator ainda mais limitador é que o mecanismo de ajuste por trás deste deve se alterar ao longo do tempo, na medida que fatores como preços reais de construção, fatores migratórios e diferenciais de retorno esperado em *housing* devam ser alterados para diferentes regiões⁴. Nos últimos anos, por exemplo, a correlação contemporânea entre preços de moradia nas 4 regiões mais ao Sul do país parece ter se fortificado, ao passo que a correlação entre tais regiões

⁴ Woods (2003) é um dos autores que trabalha como se dá a mudança do efeito ao longo do tempo. Ele encontra que a região sudeste deve ter exercido papel substancial como *leading* durante o fim da década de 1980 e início da de 1990, mas que parece ter perdido parcialmente tal característica a partir de então.

e aquelas do norte da Inglaterra parece ter se enfraquecido⁵. Com Londres servindo como *leading* para as demais regiões ou não, um fato observado é que o aumento dos preços de moradia notado no ano passado não somente foi difundido entre diversas regiões como também mostrou preços da capital um tanto quanto descolados do restante. A Figura 1 mostra dados do *Nationwide House Price Index*, por regiões, desde o primeiro trimestre de 1990. A partir do ponto de preço mínimo – 2009Q1 – preços de moradia subiram 67% na capital ao passo que somente 17% no restante do Reino Unido. O movimento nos preços a partir de meados do ano passado, contudo, deveria ser curioso uma vez considerado o *ripple effect*. O desaquecimento nos preços de moradia ocorreu de forma conjunta entre a maior parte das regiões e, contrariando a teoria, sem precedência temporal aparente. A Figura 2 é análoga à primeira, mas separando para preços na capital e no resto do Reino Unido.

O desaquecimento conjunto mostrado em ambas figuras não necessariamente deve ser entendido como evidência contra a teoria. Em contrapartida, tais sugerem que o efeito cascata, se existente, provavelmente é um processo complicado. De fato, as Figuras 3 e 4 sugerem a presença de tal efeito entre regiões. Ambas são geradas a partir da série de preços do Nationwide. A Figura 3 plota a correlação contemporânea de preços residenciais entre regiões com a distância da maior cidade da região para Londres. A Figura 4 também plota tal distância, mas com a defasagem da série de preços da região em relação à capital que maximiza sua correlação com esta. Embora sugestivos, contudo, é importante notar que ambos gráficos não validam constatação de qualquer efeito, sobretudo se levarmos em consideração a provável mudança do mecanismo implícito de ajuste ao longo do tempo.

Possivelmente complexo, estudar o *ripple effect* envolve elaborar processos prováveis sobre os quais seu mecanismo funciona. Primeiramente, existem razões sugestivas que explicariam o porquê da região ao entorno da capital ser a primeira a reagir a um choque econômico a nível nacional. Outras, nem tanto, também podem ser testadas olhando para agregados econômicos regionais. Abaixo, examinamos algumas hipóteses levantadas pela literatura a fim de buscar canais que possam explicar melhor como se dá seu mecanismo.

⁵ Tal ponto é notado por Meen (2010). O autor ainda argumenta que fatores como diferentes elasticidades da oferta, fluxos migratórios e retornos esperados podem estar agindo conjuntamente de modo que gerem forças equilibradoras ao longo do sul do país, o que faria com que preços ali se movessem com maior correlação nos últimos anos.

3.1 Entorno da capital responde mais rápido a choques econômicos nacionais

Existem diversas possíveis razões que justificam choques nacionais serem absorvidos de forma mais rápida ao entorno da capital. A princípio, um mercado de capitais mais sofisticado nessa região deve fazer com que preços imobiliários sejam mais sensíveis à informação disponível. Por outro lado, trabalhos do DCLG já mostraram que grande parte da mão de obra da capital não reside em Londres, criando uma espécie de canal inicial de renda para seu entorno, o que poderia ser reverberado para áreas mais afastadas.

A Figura 5 mostra que a razão entre transações e o estoque de residências é maior para a capital e regiões mais próximas⁶. A comparação entre a razão média do intervalo 2006-2010 e a do 2011-2015 também mostra que ela parece ter aumentado para as quatro regiões mais ao sul, ao passo que se mantiveram estáveis ou diminuíram nas mais ao norte. A maior razão para regiões sulistas pode ser algo sugestivo de que o conjunto de informação relevante para preços de residências tem impacto mais rápido sobre preços nesta área. Um problema contido nessa medida, entretanto, é que ela não incorpora residências construídas pelas autoridades locais com intuito social. Dado que elas constituem parte mais significativa do estoque nas regiões mais afastadas da capital, é provável que uma razão estoque sobre vendas que inclua tal tipo de moradia mostre uma diferença menor entre regiões⁷. Todavia, é mais provável que a nova informação disponível seja refletida primeiramente sobre o mercado privado, assim como que o impacto da construção de residências de âmbito social sobre transações privadas deva ser pequeno.

Fatores claros que influem sobre a velocidade de resposta são a restrição espacial para construção e a *spare capacity*. Obviamente, um aumento de demanda deve levar a um aumento de preços inicialmente observado naquelas regiões com onde novos projetos de construção enfrentam maiores restrições de espaço e o número de

⁶ O *RICS Sales-To-Stock Ratio* é calculado pela média de vendas dos dados das instituições avaliadas e pela média de estoques estimados relativos à cada instituição.

⁷ Como notado em Meen (2010) e Woods (2003).

residências vagas frente ao número de famílias é menor⁸. De fato, os últimos resultados dos relatórios do Census (2011) e do DCLG continuam a indicar um número significativamente menor de residências por família em Londres se comparado ao restante das regiões. Novamente, as quatro regiões ao Sul também mostram menores valores que aquelas ao Norte. Parcialmente, fatores como esses poderiam explicar porque preços residenciais de Londres e regiões ao Sul parecem ter caráter mais cíclico que aquelas do restante do país – veja Figura 6.

A eventual distinção de fundamentos entre regiões sulistas e nortistas também se verifica sobre preços quando analisadas conjuntamente. Em particular, embora dinâmicas de curto prazo entre preços do norte e sul pareçam diferentes, o *ripple effect* parece ser evidenciado ao restaurar relatividades de longo prazo. As Figuras 7, 8 e 9 dividem taxas anuais de crescimento dos preços residenciais (*Nationwide House Price Index*) entre regiões sul (formada por Londres, *South East* e *South West*), central ou *Midlands* (*West* e *East Midlands*) e norte (*Yorkshire and Humber*, *North* e *North West*). Nelas, observa-se como um simples agrupamento norte-sul é capaz de mostrar preços de residências que se movem contemporaneamente entre os grupos. As Figuras 10 (que divide entre norte e sul) e 11 (que inclui também a central Midlands) sugerem mais fortemente a presença de tal mecanismo de ajuste entre preços ao sul e norte do país. É justamente porque tais distinções são importantes em explicar preços que comparações ao longo deste trabalho serão feitas primordialmente através de conjuntos de regiões, i.e., atentando-se para eventuais diferenças entre regiões que têm distância semelhante com a capital.

3.2 Migração e diferenciais de investimento

A explicação de como fluxos migratórios podem colaborar para o efeito cascata parece trivial. Uma maior migração da região i para sua vizinha j deve gerar um aumento de demanda na segunda e uma diminuição na primeira, implicando em segunda instância em aumento relativo de preços. A Figura 12 mostra a imigração líquida por região (excluindo-se imigrações internacionais). Nela, observam-se valores não tão dispersos

⁸ Caberá à razão vendas/estoques retirada do *RICS Housing Market Survey* medir respostas de normalização do mercado sujeitas a essas restrições.

entre regiões, com exceção da capital. Não somente, uma simples comparação com o estoque de residências sugere que a comutação inter-regional é pequena como proporção deste⁹. De fato, isso faz com que corriqueiramente a literatura não leve fluxos regionais em consideração. No entanto, algumas análises sugerem adentrar-se à importância do tema. A Figura 13, por exemplo, mostra que embora pequenos parece haver correlação entre o fluxo total de pessoas dentro do Reino Unido e preços residenciais¹⁰.

Mesmo que o fluxo regional de pessoas seja pequeno comparativamente ao estoque existem, contudo, outros aspectos que devem ser levantados. Movimentos migratórios regionais podem indicar um aumento relativo na demanda por *housing* em certa região, algo que poderia espelhar um diferencial maior de retorno esperado à venda. A mesma análise poderia se aplicar a investimento e demanda por mão de obra, por exemplo. Por outro lado, o benefício do movimento deve diminuir conforme a distância percorrida, fazendo com que o impacto deste sobre preços de moradia se dê por diversos movimentos pequenos (como entre cidades), mas cruzando regiões de maneira menos frequente.

Felizmente, series regionais mensais mais longas que aquelas usadas outrora pela literatura nos permitem testar melhor a conexão de preços de moradia para diferentes regiões (especificamente, aquelas do *Department for Communities and Local Government* e aquelas do *Land Registry*, ambas disponíveis desde 2002). Estas são adotadas ao longo do trabalho.

3.3 *Affordability*

Uma das primeiras questões a serem levantadas quando analisamos preços por moradia é *affordability*, conceito que teoricamente mede o quão acessível preços residenciais são

⁹ Por exemplo, considere os exemplos de Londres e *Yorkshire and the Humber*. Londres teve imigração líquida média inter-regional de aproximadamente -70 mil pessoas entre 2000 e 2013. Em 2014, tinha um estoque residencial estimado de 3,4 milhões de moradias. *Yorkshire and the Humber* teve média análoga de -690 pessoas, para um estoque de 2,3 milhões de moradias em 2011.

¹⁰ Como medida anual de preços de residências foram utilizados valores realizados no segundo trimestre de cada ano (Nationwide), visto que estatísticas de migração reportadas pela ONS são supostamente referentes a abril de cada ano.

comparados à renda das famílias. Deste modo, antes de qualquer eventual explicação de diferenças de comportamento de preços entre regiões, verificar primeiro como parâmetros de *affordability* têm se comportado constitui etapa essencial deste trabalho.

Existem dois principais métodos que são comumente empregados para verificar tal conceito. O primeiro divide os preços reais de residência pela renda enquanto o segundo divide o pagamento relativo às hipotecas sobre a mesma renda. Os dados aqui mostrados são retirados do *Halifax*. A renda é calculada por meio do *Annual Survey of Hours and Earnings* (ASHE) e relativa à categoria de trabalhadores homens com emprego em tempo integral – a proporção de cada região na renda nacional de 2012 por outro *survey* alternativo, o *Family Resources Survey* – é exibida na Figura 14. Como o dado é referente ao mês de abril de cada ano, o restante dos trimestres são estimados tendo como base a média nacional publicada mensalmente pela ONS. O pagamento relativo à hipoteca é calculado tendo como base preços médios (*mix-adjusted*, i.e., ajustados para diferenciais nos tipos de moradia constituintes na amostra) e taxas de hipotecas vigentes no período de referência.

A Figura 15 mostra a razão preços reais de moradia/renda. Pelo gráfico observamos que tem havido poucas mudanças significativas no ordenamento da medida de *affordability* entre regiões. A se destacar pelo pós crise, contudo, a medida sugere uma menor acessibilidade na compra de moradia para a grande capital. A mesma realidade também é observada na Figura 16, que faz a distinção entre tal razão para a capital e para o restante do Reino Unido.

A Figura 17 mostra a razão pagamentos de hipoteca/renda para diferentes regiões. Observa-se que a distorção entre capital e restante do país é menos significativa aqui, mesmo que novamente *Yorkshire and the Humber* e Londres mostrem um certo descolamento das outras regiões após a crise. A Figura 18, que separa a capital, expõe isso de forma ainda mais clara.

Ainda que tais métodos sejam os mais utilizados em mensurar *affordability*, são comumente apontados como falha pela literatura. Como já foi mensurado, desde o fim do século passado falhas de planejamento residencial no Reino Unido demandaram uma busca incessante de pesquisadores por novas metodologias de avaliar o conceito. Entre conceitos que procuram mensurar melhor a relação entre argumentos normativos para rendas e padrões de consumo, aquele sugerido pelo extinto *Barker Review* ganhou

importância na análise por grande parte da literatura. O relatório sugeria o cálculo da razão preços/renda tendo como base ambos preços e rendas do menor quartil inferior. Desde então, dados passaram a serem divulgados anualmente pela ONS e a se tornarem uma referência para *affordability* no país. A Figura 19 mostra tal razão para as regiões. Ao contrário do que observamos através das razões do *Halifax*, a dispersão entre a medida de *affordability* não parece ser algo relevante nos últimos anos. De fato, também notamos que a ordenação entre as medidas para as regiões também não tem se alterado de forma significativa (com exceção de Londres e *South West*).

Deste modo, ainda que *affordability* seja um conceito extremamente importante para análise de preços, sua medida considerada mais precisa não sugere que tenham constituído forte influência sobre diferenças de preços regionais ultimamente. As outras, em oposição, mostram resultados que destacam certo descolamento da capital frente as demais regiões, sobretudo evidenciado por meio do padrão preços/renda. Ao longo do trabalho, preferimos confiar na razão orientada pelo *Barker Review*, i.e., a hipótese de que o conceito de *affordability* não tem sido importante em explicar distorções de preços relativos para o conjunto das regiões analisadas é tomada aqui.

4. Preços e fundamentos a nível nacional

Algumas análises recentes sugerem que, após a crise de 2008, preços imobiliários no Reino Unido têm se comportado distante de seus fundamentos. Na grande maioria delas, a recente performance de preços residenciais em relação à renda é tomada como evidência de tal premissa. Além disso, a aceleração de preços na capital e a região sudeste têm sido motivo de preocupação também por parte das autoridades¹¹.

Se preços imobiliários de fato têm escapado de seus “padrões” no pós-crise, a hipótese implícita é que, em algum momento, estes devem arrefecer, possibilitando com que variáveis como renda cresçam relativas a este. Tal relação costuma ser amplamente formalizada na literatura por meio de relações de cointegração entre preços e fundamentos, isto é, preços e variáveis que representem estes últimos devem obedecer uma relação estável de longo prazo e, embora desvios de curto prazo existam, a tendência é que haja um retorno a tal equilíbrio. Neste tema, especificações de correção de erro figuram amplamente como ferramenta mais usada. Se preços e variáveis de fundamento como renda são cointegrados, o hiato entre ambas pode ser útil tanto na detecção de valores acima ou abaixo daqueles de equilíbrio como também como instrumento de previsão. Em contrapartida, se não existe evidência de cointegração, modelos de correção de erro comumente usados para o mercado residencial do Reino Unido podem se mostrar inapropriados.

É constatado por meio da literatura, contudo, que parte significativa desta simplesmente assume cointegração entre as variáveis analisadas antes de tratar de modelos de correção de erro. Abraham & Hendershott (1996) e Capozza et al (2002) são exemplos. Entre obras analisadas, aquelas de Geoffrey Meen parecem constituir exemplo raro de trabalhos que testam para cointegração. Ainda assim, seus testes para o Reino Unido indicaram apenas fracamente uma eventual cointegração entre preços residenciais e renda¹². Em uma economia marcada por *housing markets* regionais tão

¹¹ A disparidade de preços entre capital e restante do país passou a ser tratada com mais atenção nos relatórios de inflação do *Bank of England* desde agosto de 2014 até maio de 2015. Além, representantes do banco também têm enfatizado discursos no tema.

¹² O autor encontra estatísticas de teste muito próximas dos respectivos valores críticos e, com base nisso para alguns casos, assume cointegração mesmo que a corriqueira análise das estatísticas indicasse

distintos, assumir cointegração pode constituir grande equívoco. Como exemplo, tratemos da simples relação entre preços de moradia e rendas. Se por um lado, como já mostrado, evidências sugerem a existência de um efeito cascata regional de preços de moradia, por outro, não se pode dizer o mesmo para rendas¹³.

Antes de checar relações de longo prazo entre preços de *housing* e fundamentos a um nível regional, o faremos primeiro a nível nacional. Este capítulo testa para cointegração tendo como base a metodologia Engle-Granger. Em particular, a seleção de variáveis julgadas como representativas de fundamentos se assemelha aqui às sugeridas tanto em Meen (2002) como em Gallin (2006). Para tanto, é tido como hipótese uma regressão de cointegração da forma abaixo, a que melhor representa os dados utilizados:

$$X_{0,t} = a + \delta t + \sum_{m=1}^M \beta_m X_{m,t} + e_t \quad (1)$$

onde variáveis X indexadas por $m = 0, \dots, M$ são integradas de primeira ordem. Por consequência, um resíduo e_t estacionário evidencia que tais variáveis X são cointegradas.

Como dado de preços de residências é utilizado o *Mix-Adjusted House Price Index* do DCLG¹⁴, dado de maior amplitude ao redor do Reino Unido e calculado localmente a partir de amostras coletadas por órgãos regionais. Como medida de renda, uso o *Real Household Disposable Income* da ONS¹⁵. Também uso o FTSE 100 Index da bolsa de valores para medir renda proveniente do mercado financeiro. O índice da bolsa também havia sido escolhido sob a mesma representatividade em Gallin (2006). Para a população, foi utilizada a *LFS Population*, contida no relatório nacional – mas que também se divide a nível regional – de *Labour Market Statistics*. Como alternativa a

o contrário. Tal crítica, inicialmente comentada por Gallin (2006), gerou certa discussão com respeito a isso para dados da economia britânica.

¹³ Observe que, embora seja razoável dizer que rendas tendem a ser menores proporcionalmente à distância da região para a capital, o efeito cascata é válido sob a ocorrência de movimentos defasados de uma variável regional em relação a um movimento da análoga para a capital. Assim, a simples diminuição da renda proporcionalmente à distância para capital não está associada ao efeito cascata em qualquer instância.

¹⁴ Foi escolhido a versão *Mix-Adjusted* do índice em detrimento à simples média pois esta ajusta melhor para diferenças de preço do estoque de moradia, isto é, sua composição relativa à faixa de preço das moradias como proporção total do estoque.

¹⁵ Ao contrário de Gallin (2006), que usou como media de renda o relatório nominal de Personal Income do BLS, utilizo uma medida de renda já ajustada pelo impacto da inflação no poder de compra das famílias. Esse ajuste é feito pela própria ONS para a série.

esta, a taxa de emprego, derivada do mesmo relatório, também é usada. Em oposição à Gallin (2006), como medida de *housing user costs* prefiro seguir Meen (2002, 2010), considerando no cálculo o eventual ganho esperado de valorização da moradia. Este foi calculado tendo como base a *Tracker Mortgage Rate* promovida pelo *Bank of England*¹⁶, o *Consumer Price Index* (CPI) cheio como taxa de inflação e a valorização anual real das moradias¹⁷. Também foram testadas medidas de salário real. A medida padrão de *Average Weekly Hours (AWE)* da ONS foi testada como alternativa à renda. A versão usada deste também inclui bônus e extras. Como proxy para custos de construção, usamos o mesmo dado de salários (também relativo ao pagamento total), mas restrito ao setor¹⁸. O dado do *BoE* de *Mortgage Applications* é usado como medida de demanda do mercado de hipotecas, para o qual o mercado nacional de *housing* apresenta forte dependência histórica. Outro fator que representa muito bem determinantes da demanda (assim como a reação da oferta¹⁹) é a razão vendas/estoque, apresentada no *RICS Housing Market Survey*. Contudo, ainda que seja possível usá-lo a nível regional não é possível a nível nacional, pois dados deste cobrem apenas Inglaterra e País de Gales, e não todo o Reino Unido.

Assim como o restante da literatura, todas as variáveis são expressas em logaritmo. Uma diferença substancial, contudo, é que as variáveis têm frequência

¹⁶ A medida fornecida pelo banco se baseia em uma média ponderada das taxas fixas implícitas dos contratos de hipoteca por maturidade. Os pesos são calculados pela proporção de contratos em relação ao total de hipotecas.

¹⁷ O índice de *housing user cost* (UC) obedece a fórmula $UC = i - \pi - E(\vartheta)$, onde o primeiro termo é a *Tracker Mortgage Rate* do BoE, o segundo é o CPI e o último representa a expectativa de apreciação da residência. Para a última, assumimos a variação percentual anual em t , em linha com o restante da literatura. A mensuração difere, portanto, da de Gallin (2006), que considera somente uma média ponderada das taxas de hipoteca vigentes. Observe também que, sob a hipótese de que a taxa de básica de juros pode ser expressa como uma proporção da taxa generalizada de hipoteca (i.e., refletindo o prêmio de risco da última), os dois primeiros termos da equação não somente podem ser representativos do custo de oportunidade de investir recursos alocados em moradia mas também podem ser relacionados à proporção das famílias que detêm hipotecas como passivo. Por outro lado, inserir a valorização esperada do imóvel também torna a análise mais plausível a termos de alocações imobiliárias como forma de investimento. Em geral, tal hipótese parece ser mais realista do que a adotada por Gallin (2006), o que também pode justificar o fato de que sua variável de *housing cost* foi a única que rejeitou a hipótese nula de raiz unitária em seus testes.

¹⁸ O relatório de *Construction Output* nos fornece medidas de custo implícito no setor de construção. Contudo, existem algumas restrições que o inutilizam como tal ferramenta. Primeiro, a medida é trimestral. Segundo, a parte de custos de construção está em processo de alteração de metodologia desde julho de 2014, a partir de quando não há realização de seus valores (o órgão responsável pelo documento também mudou, de BIS para ONS). Terceiro, a ONS atrela a mudança a problemas verificados sob a metodologia anterior.

¹⁹ De fato, tal razão será usada como medida de *slack* mais em frente. A terminologia se origina do próprio relatório.

mensal, ao invés de trimestral. Mesmo para o último teste realizado deste tipo, séries mensais disponíveis ainda se mostravam insuficientemente curtas, fazendo com que autores preferissem trabalhar com dados trimestrais de séries iniciadas anteriormente, como as do *Nationwide* ou *Halifax*, disponíveis desde 1983. Ainda assim, o número de observações restrito ao conjunto de todas as variáveis trimestrais utilizadas poderia comprometer os resultados, enfraquecendo a potência do teste. De fato, dados mensais não somente nos permitem um maior número de observações como também constituem amostra mais recente, o que deve ajustar melhor testes para mudanças estruturais da economia do Reino Unido já no século atual. A série utilizada dispõe de 154 observações, compreendidas entre março de 2002 e dezembro de 2014.

Em um primeiro passo, foram conduzidos testes padrões de raiz unitária da forma ADF (Augmented Dickey-Fuller). A seleção de defasagens para cada variável foi feita tendo como base nos testes t e AIC modificado, testando para baixo a partir da ordem máxima de defasagem que, tendo em vista o uso de dados mensais, foi estabelecida inicialmente como 12, e posteriormente como 6²⁰. No primeiro caso, encontramos que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada a qualquer nível de significância a partir de 1%, para qualquer uma das variáveis selecionadas. Testando para baixo a partir de 6 defasagens, os mesmos resultados foram encontrados, com exceção de *Housing User Costs*, que rejeita a hipótese de raiz unitária ao nível de 5%²¹.

Testadas hipóteses de raiz unitária para as variáveis elencadas, o próximo passo seguindo a metodologia Engle-Granger é estimar a relação expressa em (1) para, em sequência, realizar novos testes de raiz unitária sobre resíduos estimados por estas. A

²⁰ A seleção inicial de l de defasagens em um ADF é importante na medida que: um l muito baixo deve fazer com que os resíduos não se comportem como ruídos brancos e; um l muito alto reduz a potência do teste em rejeitar a hipótese nula, justificando-se pela perda de graus de liberdade.

²¹ Seguem estatísticas de teste das variáveis para ADF, sendo l* o número ótimo de defasagens encontrado quando testado para baixo a partir de 12 defasagens e l' quando testado para baixo a partir de 6: *DCLG Real House Price Index* (-2,75 com l*=12 e -2,24 com l'=6); *Real Household Disposable Income* (-1,18 com l*=12 e -1,07 com l'=3); *FTSE 100* (-2,56 com l*=4); *População UK* (-1,04 para l*=1); *Housing User Costs* (-1,93 com l*=12 e -3,68 com l'=6); *Real AWE Construction* (-1,76 para l*=1); *Real AWE* (-1,27 para l*=12 e -0,82 para l'=6); *Taxa de Emprego* (-1,64 para l*=12 e 0,11 para l'=5) e; *BoE Mortgage Applications* (-2,65 para l'=5). Todas as variáveis são medidas em logaritmo. Para todos foi testado um ADF da forma que inclui tendência e uma constante, com exceção de *Housing User Costs* e *Taxa de Emprego*. Os testes para o primeiro não incluíram nem constante nem tendência (resultados se mantêm para o teste com constante) ao passo que teste para o segundo incluíram apenas uma constante, mas sem tendência. Valores críticos para o teste a 1%, 2,5%, 5% e 10% são de aproximadamente -4,01, -3,72, -3,44 e -3,14.

Tabela 1 mostra resultados para as principais regressões realizadas²². Os coeficientes estimados sugerem que a renda (e o salário, quanto testado em contrapartida a esta), a taxa de emprego, o índice FTSE da bolsa e salários reais do setor de construção têm efeitos positivos sobre preços reais de residências a nível nacional. Em oposição, a população, o custo de uso de *housing* e pedidos nacionais de hipotecas parecem ter efeito negativo sobre tal variável dependente. Embora surpreendente a princípio, a relação negativa entre população e preços de residências já havia sido encontrada como negativa para o caso dos Estados Unidos em Gallin (2006). Quanto a isso, confiaria mais na sua alternativa, medida pelo emprego. Essa não somente deveria controlar melhor para mudanças na composição demográfica da economia como também deveria espelhar de forma mais significativa a parcela com maior probabilidade de compra de imóveis, aqueles que trabalham²³. Não somente, observamos uma variação consideravelmente mais forte dos coeficientes associados à população que aqueles da taxa de emprego quando novas variáveis são acrescentadas ou retiradas. Quanto a custos de uso de *housing*, a relação negativa parece razoável uma vez que não somente incorpora a expectativa de apreciação futura do imóvel como também considera taxas de juros que têm se mostrado cadentes ao longo da amostra²⁴.

O próximo passo é testar os resíduos estimados nas regressões 1 a 10 para a hipótese de raiz unitária. Se esta puder ser rejeitada, coeficientes estimados na equação correspondente formam um vetor de cointegração, existindo evidência de uma relação estável de longo prazo entre as variáveis. Em oposição, atribuiríamos uma maior probabilidade à regressão ser espúria quanto menores os módulos das estatísticas de teste frente a seus respectivos valores críticos a partir dos quais a hipótese seria rejeitada. Nesta etapa, novamente um teste Dickey-Fuller (simples, com constante e sem tendência) é usado sobre estes resíduos estimados. O teste ADF (versão aumentada com defasagens) também foi conduzido a fim de avaliar melhor resíduos para os quais gráficos e testes de diagnóstico poderiam sugerir a presença de auto-correlação serial.

²² Seguem legendas para variáveis: *l_DCLG_MA_HPI_UK_Pounds* = ln de preços reais de residências; *l_UK_RGDI* = ln da renda real disponível das famílias; *l_pop_All_Thousands* = ln da População; *time* = fator tendência; *l_FTSE_100_index* = ln do índice FTSE 100 da bolsa de valores de Londres; *l_Real_AWE_TP_Construction* = salário semanal médio do setor de construção (incluindo bônus); *l_EmpRate_UK* = ln da taxa de emprego; *UC* = ln de custos de uso de *housing*; *l_MgA_UK* = total de pedidos de hipoteca e; *l_AWE_TP_UK_Real* = salário semanal médio (incluindo bônus).

²³ Vale notar que Gallin não tinha opção naquele trabalho, a não utilização de dados relativos à famílias por impossibilidade justificava a necessidade de incluir a população nas regressões.

²⁴ Observe que menores taxas para inflação e hipotecas diminuem, por construção da fórmula, o custo de oportunidade da detenção de *housing* como ativo.

Os resultados são retratados na Tabela 2²⁵. A tabela mostra que, por alguns modelos, variáveis elencadas a níveis nacionais parecem apoiar a ideia de cointegração entre preços reais de residências, rendas, população, salários de construção e o índice FTSE da bolsa de valores (ou com a taxa de emprego no lugar da população e o custo de uso de *housing* nos lugares da população e do FTSE). Os resultados para os modelos 3, 4 e 7 corroboram essa ideia se avaliados ao nível de 5%. Os modelos 2 e 5, semelhantes, também, mas ao nível de 10%. Os modelos 6, 8, 9 e 10 indicam resultados mistos quando adicionadas defasagens das diferenças aos testes sobre o resíduo. Para estes, o teste Breusch-Godfrey sugere auto-correlação ao nível de 5%²⁶.

Testes aqui feitos com dados mais longos, frequentes e detalhados que aqueles análogos da década passada sugerem, portanto, a existência de uma relação estável de longo prazo entre preços de *housing* e alguns de seus fundamentos para a economia no Reino Unido. Em particular, alguns destes testes parecem sugerir ainda mais fortemente a cointegração que aqueles antes realizados. Finalmente, mesmo que parte significativa da literatura simplesmente assuma tal relação no desenvolvimento de especificações de correção de erro, os testes deste capítulo mostram que, para algumas combinações das principais variáveis elencadas, tal premissa parece se mostrar correta. Contudo, os mesmos testes também sugerem que é necessário cautela na escolha das variáveis, visto que a suposta relação de cointegração entre preços e fundamentos para *housing* não parece tão trivial como o suposto por parte considerável da literatura. No próximo capítulo, a mesma hipótese de cointegração é testada ao nível regional.

²⁵ Breusch-Godfrey foi o teste de auto-correlação utilizado. Testou-se para baixo iniciando da defasagem 6. Resultados para os três critérios: AIC, BIC e teste t, entre parêntesis.

²⁶ A ordem de defasagem inicial utilizada nos testes para autocorrelação foi 12. A partir deste ponto, selecionaremos esta ordem para todos os testes Breusch-Godfrey realizados.

5. Preços e fundamentos a nível regional

Uma vez identificados modelos que sugerem a cointegração entre preços de residências e variáveis tidas como fundamentos a nível nacional, entre elas renda, o próximo passo é verificar como essas relações se dão a nível regional. Nesta etapa, o hiato entre preços e fundamentos como renda não é interessante somente a caráter preditivo, mas também na análise de disparidades entre regiões. É necessário dizer, contudo, que uma vez que a obtenção de dados regionais a nível NUTS I²⁷ se mostra mais difícil que aquela para dados nacionais, algumas hipóteses foram tomadas. Em outros casos, precisou-se agregar dados de regiões NUTS II a fim de se trabalhar com aqueles das NUTS I.

Primeiramente, o dado de preços residenciais do DCLG não é mais usado aqui. Isso acontece devido a certas impossibilidades entre o conjunto de regiões mostradas por este e aqueles obtidos para o restante dos dados²⁸. Como alternativa, usamos o dado *House Price Index* do *Land Registry*, que dispõe das mesmas regiões estatísticas que os demais utilizados. Este também é de frequência mensal ao invés de trimestral, corroborando uma melhor precisão do teste. Além disso, é *Mix-Adjusted*, i.e., controla para o tipo de residência considerado na amostra. A diferença básica entre este e o primeiro é que o *DCLG House Price Index* é formado por dados coletados pelos órgãos oficiais regionais junto às instituições de venda e que posteriormente são estimados, enquanto o *Land Registry* é coletado por meio de documentos oficiais de venda.

Um segundo ponto é que dados de renda mais precisos somente estão disponíveis à frequência anual, tanto pelo *Family Resources Survey (FRS)* como pelo *Annual Survey of Hours and Earnings (ASHE)*. Felizmente, no entanto, por meio de ambos *surveys* se nota que a fatia de cada região na renda real disponível nacional não tem se alterado muito ao longo do tempo. A região da capital parece ser a única a mostrar uma variação maior se comparada à renda nacional, mas também não tem se distorcido muito frente ao padrão histórico. A Figura 14 mostra proporções regionais na

²⁷ Primeira subdivisão estatística oficial regional para o Reino Unido. Regiões como *Yorshire and the Humber* e *South West* são classificadas dentro desta. A categoria NUTS II, ainda mais específica, divide em complexos urbanos, como *Greater Manchester* e *East Anglia*.

²⁸ Por exemplo, a área classificada como Londres é suficientemente diferente daquela dos outros dados. Não somente, não há dados particulares para a região *East*, parcialmente englobada dentro da *South East* para o dado. Tais diferenças dificultariam a comparação entre regiões de modo que é preferido utilizar um dado que estabeleça a mesma divisão estatística que os demais.

renda real disponível nacional para o ano de 2012. Figuras 20 a 29 mostram como rendas regionais evoluem frente a nacional, com a Figura 29 especificamente resumizando estas. Com o objetivo de analisar, portanto, a relação entre renda e preços de moradia a um nível regional, consideramos que a renda real disponível para a região se comporta de acordo com sua proporção frente a renda nacional no mesmo ano. Tal normalização é feita através do ASHE.

Um importante indicador usado é o de *Sales-to-Stock* do *RICS Housing Market Survey*. O dado ganha importância como grau de resposta da oferta frente a demanda, na medida que um choque positivo deveria teoricamente impulsionar novas construções, normalizando novamente a razão. O processo, ocorrendo sob uma oferta mais inelástica, deve gerar repasse maior para preços. Por tal motivo, tal razão é comumente chamada de *slack* do mercado imobiliário. O *Sales-to-Stock ratio* é obtido para todas as regiões da Inglaterra e País de Gales e não mostra incompatibilidade regional com as demais medidas usadas, com exceção de *East of England*. Este dado trata somente da sub-região *East Anglia*, principal desta, excluindo *Essex* e *Bedfordshire*. Desde modo, para essa região específica, supomos que tal razão também se verifica para essas duas sub-regiões não abrangidas. Como não há dados para a Irlanda do Norte e Escócia, o País de Gales também é excluído da análise, de modo que somente as nove regiões inglesas são consideradas. Ainda assim, restringir dados somente a essas é suficiente para verificar diferenças na medida que nos distanciamos da capital e das regiões sulistas rumo ao norte, direção para o qual o *ripple effect* parece ser sugerido mais claramente. Novamente o dado de *Mortgage Applications (Bank of England)* é utilizado. Historicamente, o mercado de habitação britânico é claramente caracterizado pelo andamento nos processos de hipoteca, de modo que a inclusão dessa variável se mostra estritamente importante.

Como medida que pode capturar diferenças econômicas regionais que acarretassem em migração, optamos novamente pela taxa de emprego (LFS – exatamente o mesmo dado, mas a nível regional). Aqui, deixamos a análise da população em segundo plano, embora os mesmos testes também tenham sido realizados com esta como alternativa²⁹. Infelizmente, não dispomos de nenhum dado regional que

²⁹ Vale notar que utilizar a população pode colocar um peso maior em seu coeficiente associado no caso de regiões como Londres, por exemplo, que mantém um fluxo migratório muito mais instável que as demais, algo que não necessariamente é compatível com um maior nível de emprego ou um diferencial

possa servir de base para custos reais de construção³⁰, nem mesmo salários do setor. Deste modo, não incluímos informação a respeito destes nas regressões. O custo de *housing* foi obtido pela mesma fórmula do capítulo anterior, mas ao nível regional. Mais uma vez, todas as variáveis estão medidas em logaritmo.

Uma vez elencados os agregados utilizados, testamos mais uma vez a hipótese de cointegração, onde o processo é novamente representado pela equação (1). Assim, repetimos os processos do capítulo anterior para as regiões *London* (L), *West Midlands* (WM), *East Midlands* (EM), *Yorkshire and the Humber* (YH), *North East* (NE), *North West* (NE), *East* ou *East of England* (E), *South East* (SE) e *South West* (SW). Com o objetivo de não tornar a leitura cansativa dadas as nove regiões analisadas, essa seção busca ser mais breve com relação às estatísticas envolvidas, colocando-as nos respectivos rodapés.

6.1. London

O primeiro estágio de Engle-Granger para dados da capital consta na Tabela 3³¹. Os testes de raiz unitária sobre as variáveis não rejeitaram a hipótese nula de presença desta para quaisquer das variáveis elencadas³². Nota-se nesta etapa que, ao contrário do que ocorreu a nível nacional, a relação entre requerimento de hipotecas e preços de residências é positiva. Outro ponto importante, a princípio, é que o índice da bolsa só foi estatisticamente significativo no caso da regressão 10, frente a outras testadas, o que

de novas oportunidades. Além disso, as estimativas da população ao nível regional é muito menos precisa que a nível nacional. A taxa de emprego, em oposição, captura melhor pequenos movimentos mensais nos respectivos mercados de trabalho.

³⁰ Os únicos existentes são de instituições privadas que cobram pelos serviços. Séries de preços de construção constavam no site da ONS até 2014, quando foram excluídas. Uma nota sugerindo que a metodologia se mostrou não suficientemente confiável foi fornecida como justificativa.

³¹ Seguem definições das variáveis: *I_London_RGDI* = renda real disponível; *I_MgA_London* = *Mortgage Applications*; *I_Sales_to_stock_London* = razão vendas sobre estoque do RICS; *I_EmpRate_London* = taxa de emprego; *UC_LON* = custo de uso de *housing*. Todas as variáveis são medidas em logaritmo.

³² Obedecendo o critério AIC modificado pra seleção de defasagem obtivemos estatísticas de teste (e defasagem *l** tomada): -1,73 (com *l*=1*) para o preço de residências; -1,79 (*l*=1*) para requerimentos de hipoteca; -0,70 (*l*=7*) para a renda real disponível; -2,36 (*l*=1*) para vendas/estoques; -2,4 (*l*=2*) para custos de *housing* e; -1,56 (*l*=1*) para a taxa de emprego. Para a taxa de emprego, os requerimentos de hipoteca, a razão vendas/estoques e custos de *housing*, incluímos somente a constante. Para os demais, constante e tendência. Valores críticos para 1, 5 e 10% são aproximadamente -4, -3,45 e -3,13, respectivamente.

pode sugerir que existem outros mecanismos agindo mais fortemente sobre a determinação de preços de residências na capital que propriamente a entrada de capital financeiro. A princípio, também, a relação entre a razão vendas sobre estoques e preços é negativa para a capital, corroborando o repasse para preços conforme estoques ficam cadentes frente à demanda.

A Tabela 4 sumariza o segundo estágio de Engle-Granger. A opção de segundo estágio com defasagem teve esta escolhida de acordo com o critério AIC modificado³³. Resultados para os modelos 1 a 5 não sugerem cointegração, enquanto para aqueles de 6 a 10 ela é sugerida somente quando o teste DF final é realizado sob sua forma simples (que não inclui diferenças defasadas). Em particular, a inclusão da variável emprego pode ser a responsável por este resultado para as últimas 5 regressões, destacando-se aqui sua importância³⁴.

Assim, o procedimento para a capital indica, em certo grau, a existência de cointegração para algumas combinações das variáveis analisadas. Entre elas, preços de residências, rendas, requerimentos de hipoteca, índice da bolsa, custo de uso de *housing* e a razão vendas-estoques figuram como elementos importantes. Ainda assim, quando o segundo estágio é realizado sob a forma aumentada as evidências de cointegração desaparecem³⁵. É importante citar que mesmo com a não existência de cointegração, a capacidade explicativa das variáveis na capital parece ser tão boa como aquela obtida para dados nacionais, observação que se justifica pelos R2 encontrados³⁶.

6.2 West Midlands

³³ O teste de autocorrelação residual Breusch-Godfrey sugeriu auto-correlação para os resíduos (escolhendo-se ordem de defasagem 12).

³⁴ A inclusão da população no lugar do emprego tampouco mudaria o resultado, dado que não seria sequer significativa. A alteração da taxa de emprego pelo nível também não mudaria o constatado.

³⁵ Testes LM sobre as regressões indicam presença de auto-correlação nos resíduos ao nível de 5%.

³⁶ Devido à composição das variáveis utilizadas, o processo de diferenciação não é tomado aqui, mesmo que testes de raiz unitária tenham indicado presença desta para as variáveis. Além disso, mesmo que regressões não estejam bem especificadas para as regiões, a comparação de como modelos se comportam entre regiões ainda pode ser feita – em linha com Gallin (2006).

Testes ADF para variáveis respectivas a *West Midlands* não rejeitaram a presença de raiz unitária³⁷. A Tabela 5³⁸ novamente sumariza as regressões do primeiro estágio. Um primeiro ponto a ser notado aqui são os R2 mais baixos para as regressões realizadas, o que sugere que variáveis elencadas devem ser menos importantes em explicar preços reais de moradia nesta região que na capital. Ainda assim, contudo, uma baixa estatística Durbin-Watson (menor que 1 para todas as regressões), continua sugerindo que a cointegração é possível. Outro ponto curioso é que, pelos coeficientes associados à renda, a relação entre esta e preços se mostra negativa para a grande maioria das regressões, – mais precisamente, para aquelas em que não se inclui tendência –, algo oposto ao que foi encontrado tanto para Londres como para dados nacionais. Novamente, como esperado, a relação de preços com a razão vendas sobre estoques parece ser negativa.

Pela Tabela 6, que sintetiza o segundo estágio, observamos que as regressões 3, 4, 6, 7 e 8 não indicam cointegração. Para as demais, a cointegração é novamente sugerida quando o teste DF sobre resíduos mantém a forma simples. Ainda assim, o teste LM rejeita a hipótese nula de que não há auto-correlação nos resíduos. Deste modo, deve ser colocado que a hipótese de cointegração parece ser mais facilmente rejeitada nesta região que na capital.

6.3 East Midlands

Nenhum dos testes ADF para variáveis da região rejeitou a hipótese de raiz unitária³⁹. A Tabela 7 sintetiza os resultados. À luz desta, nota-se primeiramente uma certa

³⁷ Obedecendo o critério AIC modificado pra seleção de defasagem obtivemos estatísticas de teste (e defasagem l^* tomada): -2,93 (com $l^*=1$) para o preço de residências; -1,49 ($l^*=1$) para requerimentos de hipoteca; -0,72 ($l^*=7$) para a renda real disponível; -1,67 ($l^*=1$) para vendas/estoques; -0,87 ($l^*=12$) para custos de *housing* e; -0,47 ($l^*=12$) para a taxa de emprego. Para a taxa de emprego, os requerimentos de hipoteca, a razão vendas/estoques e custos de *housing*, incluímos somente a constante. Para os demais, constante e tendência. Valores críticos para 1, 5 e 10% são aproximadamente -4, -3,45 e -3,13, respectivamente.

³⁸ As siglas presentes na tabela 5 são análogas para as da tabela 4, mas com o nome ou abreviação da região agora tratada no lugar de Londres, a anterior. Como exemplo, UC_WM representa o custo de *housing* referente à região *West Midlands*.

³⁹ De acordo com critério AIC modificado pra seleção de defasagem obtivemos estatísticas de teste (e defasagem l^* tomada): -2,79 (com $l^*=3$) para o preço de residências; -1,45 ($l^*=1$) para requerimentos de hipoteca; -0,71 ($l^*=7$) para a renda real disponível; -1,71 ($l^*=1$) para vendas/estoques; -1,2 ($l^*=12$) para

semelhança com os resultados para *West Midlands*: coeficientes associados à renda são, em geral, negativos; aqueles referentes à razão vendas sobre estoques se mostram também bem semelhantes e; também encontramos R^2 associados às regressões bem mais baixos que aqueles encontrados para a capital (assim como estatísticas DW menores que 1 para todas as regressões, novamente). Aqui, o custo de *housing* parece ter menor importância informacional a respeito de como preços de moradia se comportam na região (embora também apresente coeficientes em geral positivos). Em oposição, o inverso parece ser sugerido para a taxa de emprego.

A Tabela 8⁴⁰ mostra resultados para a segunda etapa de Engle-Granger. Os modelos 3, 4, 6, 7, 8 e 9 não sugerem presença de cointegração. Novamente, para os demais modelos a cointegração é sugerida somente quando o teste não é realizado sob a forma aumentada⁴¹. Vale notar que novamente a inclusão da variável que representa a bolsa de valores parece ajudar no sentido de favorecer a evidência de cointegração, o que se nota pelo modelo 10, a exemplo do que aconteceu para *West Midlands*⁴².

6.4 Yorkshire and the Humber

Aqui, novamente não rejeita-se a hipótese de raiz unitária em nenhuma das variáveis consideradas, ao nível de 5%⁴³. A Tabela 9 sumariza as regressões realizadas. Nota-se claramente que as variáveis elencadas são menos eficientes em explicar a variação de

custos de *housing* e; -1,14 ($I^*=6$) para a taxa de emprego. Para a taxa de emprego, os requerimentos de hipoteca, a razão vendas/estoques e custos de *housing*, incluímos somente a constante. Para os demais, constante e tendência. Valores críticos para 1, 5 e 10% são aproximadamente -4, -3,45 e -3,13, respectivamente.

⁴⁰ Novamente, ordem de defasagem para teste aumentado foi escolhida conforme critério AIC modificado, com máximo estabelecido de 6 defasagens. A nova estatística com a defasagem escolhida segue na linha imediatamente abaixo do teste DF simples (defasagem da diferença é zero).

⁴¹ Testes Breusch-Godfrey rejeitam a hipótese nula de não existência de auto-correlação para estes modelos.

⁴² Na verdade, a variável índice da bolsa se mostrou até mais importante aqui que no caso de *West Midlands*. A regressão 10 evidencia cointegração tanto quando resíduos são expostos a um teste DF simples como também à versão aumentada.

⁴³ De acordo com critério AIC modificado pra seleção de defasagem obtivemos estatísticas de teste (e defasagem I^* tomada): -3,17 (com $I^*=11$) para o preço de residências; -1,19 ($I^*=1$) para requerimentos de hipoteca; -0,70 ($I^*=7$) para a renda real disponível; -0,78 ($I^*=1$) para vendas/estoques; -0,56 ($I^*=12$) para custos de *housing* e; -0,58 ($I^*=1$) para a taxa de emprego. Para a taxa de emprego, os requerimentos de hipoteca, a razão vendas/estoques e custos de *housing*, incluímos somente a constante. Para os demais, constante e tendência. Valores críticos para 1, 5 e 10% são aproximadamente -4, -3,45 e -3,13, respectivamente.

preços reais de *housing* em comparação às outras regiões, a julgar pelos R2 sobretudo mais baixos. Não somente, a renda parece ser menos correlacionada com preços, visto a não significância para a maior parte das regressões (embora a inclusão da tendência torne a mesma significativa).

Quanto à cointegração, esta é sugerida no segundo estágio apenas para os modelos 1, 5 e 9 (Tabela 10), quando não são incluídas as primeiras diferenças defasadas no teste. Novamente, um teste LM simples sugere auto-correlação residual sobre estes modelos. Sob a forma aumentada, contudo, não há evidência nem mesmo para estes.

6.5 North East

Não se rejeita mais uma vez a hipótese de raiz unitária para nenhuma das variáveis relativas a esta região (a 5%)⁴⁴. A Tabela 11 simplifica os resultados encontrados para o primeiro estágio. Aqui, o componente de emprego parece ter maior importância em explicar preços que nas regiões anteriormente testadas, a analisar por seus respectivos coeficientes. Também para a região, encontrou-se maior dificuldade em tornar o coeficiente respectivo à bolsa de valores significativo (de fato, também não o foi no modelo 10).

A Tabela 12 sumariza o segundo estágio. Observamos que a cointegração é somente sugerida para os modelos 5 e 9, quando o teste sobre os respectivos resíduos não toma a forma aumentada (quando toma, em contraste, não se rejeita a hipótese nula de raiz unitária na série de resíduos). Novamente, testes LM sugerem auto-correlação residual para ambos modelos. A julgar pelas estatísticas de teste, a cointegração parece ser mais dificilmente sugerida aqui que em quaisquer das regiões testadas acima. Talvez

⁴⁴ De acordo com critério AIC modificado pra seleção de defasagem obtivemos estatísticas de teste (e defasagem l^* tomada): -3,30 (com $l^*=12$) para o preço de residências; -1,11 ($l^*=1$) para requerimentos de hipoteca; -0,74 ($l^*=7$) para a renda real disponível; -1,1 ($l^*=3$) para vendas/estoques; -1,1 ($l^*=12$) para custos de *housing* e; -1,63 ($l^*=6$) para a taxa de emprego. Para a taxa de emprego, os requerimentos de hipoteca, a razão vendas/estoques e custos de *housing*, incluímos somente a constante. Para os demais, constante e tendência. Valores críticos para 1, 5 e 10% são aproximadamente -4, -3,45 e -3,13, respectivamente.

não por coincidência, também vale lembrar que é a segunda mais distante da capital entre as usadas aqui.

6.6 North West

A hipótese de raiz unitária também não é rejeitada para nenhuma das suas variáveis⁴⁵. Pela Tabela 13, que sumariza as regressões realizadas, encontramos resultados muito semelhantes aos encontrados para a região *North East*. Em especial, a variável que mede emprego parece ter importância ainda maior em explicar preços de residências nessa região. Assim como tem ocorrido para todas as regiões, valores para a razão vendas sobre estoques se mostram negativos e novamente semelhantes aos demais.

A Tabela 14 mostra os resultados para o segundo estágio de Engle-Granger. Resultados desta também são semelhantes aos encontrados para *North East*. Novamente, testes nessa segunda etapa sugerem cointegração somente para os modelos 5 e 9, ainda que quando o teste DF sobre resíduos toma a forma aumentada, nenhum dos dois evidencie cointegração. Não somente, o simples teste LM novamente também rejeita a hipótese nula de não haver auto-correlação residual para ambas. Testes para a região mostram portanto dificuldades em gerar evidências de cointegração em grau semelhante ao que foi achado para a região *North East*.

6.7 East of England

Igualmente, não rejeitamos a hipótese de raiz unitária para nenhuma das variáveis⁴⁶. A Tabela 15 simplifica os testes apresentando novamente os 10 modelos principais. A

⁴⁵ De acordo com critério AIC modificado pra seleção de defasagem obtivemos estatísticas de teste (e defasagem l^* tomada): -3,00 (com $l^*=7$) para o preço de residências; -1,21 ($l^*=1$) para requerimentos de hipoteca; -1,11 ($l^*=10$) para a renda real disponível; -1,29 ($l^*=2$) para vendas/estoques; -1,07 ($l^*=12$) para custos de *housing* e; -0,11 ($l^*=10$) para a taxa de emprego. Para a taxa de emprego, os requerimentos de hipoteca, a razão vendas/estoques e custos de *housing*, incluímos somente a constante. Para os demais, constante e tendência. Valores críticos para 1, 5 e 10% são aproximadamente -4, -3,45 e -3,13, respectivamente.

⁴⁶ De acordo com critério AIC modificado pra seleção de defasagem obtivemos estatísticas de teste (e defasagem l^* tomada): -2,42 (com $l^*=1$) para o preço de residências; -1,79 ($l^*=1$) para requerimentos de

julgar pelos coeficientes associados, o papel do emprego em explicar preços de residências parece ser semelhante aos encontrados para regiões centrais (*Midlands*), mas significativamente menor que aqueles achados para as regiões ao norte (*North East* e *West*). Em contraste com essas, contudo, coeficientes associados à renda não foram em sua maioria negativos para os modelos que não incluem tendência (embora novamente positivos quando inclusa). Assim como tem acontecido para regiões mais próximas à capital, a inclusão do índice da bolsa em algumas regressões mostrou mais facilmente significância para este ao nível de 5%, com o modelo 10 servindo de exemplo. Custo de uso de *housing* e requerimentos de hipoteca não mostraram resultados muito diferentes aqui dos que têm mostrado para as demais regiões.

A Tabela 16 apresenta o segundo estágio de Engle-Granger. Testes favoreceriam cointegração para as regressões 1, 2, 9 e 10 (quando conduzido com DF simples sobre resíduos). A inclusão de diferenças defasadas, contudo, não sugere cointegração (enquanto um simples teste LM novamente sugere auto-correlação residual nestes).

6.8 South West

Novamente a hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada (a 5%) para nenhuma das variáveis⁴⁷. A Tabela 17 apresenta novamente os principais modelos para variáveis da região. O papel da taxa de emprego não parece ser muito diferente daqueles encontrados para as regiões centrais (*East* e *West Midlands*) e leste. Coeficientes associados à razão vendas/estoques se mostraram mais uma vez negativos e semelhantes às demais regiões.

hipoteca; -0,7 ($l^*=7$) para a renda real disponível; -2,39 ($l^*=2$) para vendas/estoques; -2,43 ($l^*=12$) para custos de *housing* e; -1,47 ($l^*=3$) para a taxa de emprego. Para a taxa de emprego, os requerimentos de hipoteca, a razão vendas/estoques e custos de *housing*, incluímos somente a constante. Para os demais, constante e tendência. Valores críticos para 1, 5 e 10% são aproximadamente -4, -3,45 e -3,13, respectivamente.

⁴⁷ Seguindo critério AIC modificado pra seleção de defasagem obtivemos estatísticas de teste (e defasagem l^* tomada): -2,38 (com $l^*=1$) para o preço de residências; -1,81 ($l^*=1$) para requerimentos de hipoteca; -0,78 ($l^*=7$) para a renda real disponível; -2,29 ($l^*=1$) para vendas/estoques; -2,57 ($l^*=12$) para custos de *housing* e; -1,19 ($l^*=12$) para a taxa de emprego. Para a taxa de emprego, os requerimentos de hipoteca, a razão vendas/estoques, preços reais de moradia e custos de *housing*, incluímos somente a constante. Para os demais, constante e tendência. Valores críticos para 1, 5 e 10% são aproximadamente -4, -3,45 e -3,13, respectivamente.

A Tabela 18 sumariza o segundo estágio de Engle-Granger. Modelos 1, 2, 5, 9 e 10 sugerem cointegração quando um teste DF simples é realizado sobre respectivos resíduos, ainda que o mesmo não aconteça sob a forma aumentada. Não obstante, o teste LM sugere auto-correlação residual para estes.

6.9 South East

A região é a segunda em termos de renda per capita no país. Primeiramente, é importante citar que essa área estatística não engloba dados da capital. Assim, resultados desta e da capital podem ser analisados separadamente. Novamente, não rejeitamos a hipótese de raiz unitária para nenhuma das variáveis (a 5%)⁴⁸. A Tabela 19 resume novamente os 10 principais modelos tratados. Em comparação à capital, a importância da taxa de emprego em explicar preços de moradia parece ser maior aqui, a ver pela magnitude dos coeficientes significantes associados. A renda também aparece com coeficientes positivos para modelos nos quais é significativa, no entanto, em sua maioria menores que aqueles apresentados para a capital. Não parece haver direção clara de mudança nos coeficientes da razão vendas/estoque quando comparamos a região com a capital. Um ponto que a capital difere para as demais regiões é que coeficientes associados ao custo de uso de *housing* são predominantemente negativos para esta. Isso não ocorre nem mesmo para *South East*. Assim como para Londres, a variável relativa ao índice da bolsa foi facilmente obtida como significativa entre modelos rodados (o que também acontece no modelo 10). Por fim, é notado que as variáveis apresentadas parecem ser menos eficazes em explicar preços de residências na região *South East* que na capital. Isso pode ser facilmente observado pela grande diferença nos R2 das regressões.

A Tabela 20 apresenta novamente resultados do segundo estágio para os modelos da 19. Nela, observa-se que somente os modelos 1, 9 e 10 sugerem

⁴⁸ Seguindo critério AIC modificado pra seleção de defasagem obtivemos estatísticas de teste (e defasagem l^* tomada): -3,09 (com $l^*=1$) para o preço de residências; -1,85 ($l^*=1$) para requerimentos de hipoteca; -0,70 ($l^*=7$) para a renda real disponível; -2,15 ($l^*=1$) para vendas/estoques; -2,42 ($l^*=12$) para custos de *housing* e; -1,62 ($l^*=12$) para a taxa de emprego. Para a taxa de emprego, os requerimentos de hipoteca, a razão vendas/estoques e custos de *housing* incluímos somente a constante. Para os demais, constante e tendência. Valores críticos para 1, 5 e 10% são aproximadamente -4, -3,45 e -3,13, respectivamente.

cointegração quando segundo estágio é conduzido sob DF simples. Quando este é conduzido sob forma aumentada, contudo, nenhuma delas promove evidências de tal hipótese⁴⁹. Assim, resultados dos modelos sugerem que a cointegração é mais dificilmente encontrada quando testes são feitos para a região sudeste que para Londres.

6.10 População

Como alternativa, foram realizados os mesmos testes mas com a variável população ao invés do emprego. As Tabelas de 21 a 29 apresentam novamente os 10 principais modelos tratados. No primeiro estágio, novamente coeficientes associados à variável população se mostraram negativos (em contraste ao que acontece para emprego), coisa que já havia sido constatada para testes envolvendo variáveis nacionais. O uso da população em alternativa ao emprego parece ter tornado a razão vendas/estoques menos significativa para algumas regiões (*West Midlands, South West, South East e East*). Além, a relação entre preços residenciais e renda real disponível se mostrou mais forte e positiva para todas as regiões aqui (*Yorkshire and the Humber, West Midlands, East Midlands, South West, North East e North West*, que antes apresentavam alguns coeficientes negativos para renda, agora os mostram positivos, inclusive). Com exceção da região *North East*, para a qual se passou a obter significância na variável referente à bolsa, o uso alternativo da população em detrimento ao emprego não implicou em grandes mudanças para tal. Por outro lado, diferenças aqui sobre o custo de uso de *housing* e requerimentos de hipoteca não parecem suficientemente conclusivas.

Novamente, observa-se também que coeficientes relativos à população são mais variantes que aqueles análogos antes observados para o emprego. Em geral, embora o uso da população tenha aumentado ligeiramente os R² das regressões, ele também enfraquece a hipótese de cointegração para alguns dos modelos apresentados. Particularmente, algumas variáveis de regressões como por exemplo o modelo 9 – o que tinha apresentado estatísticas mais próximas da rejeição frente aos valores críticos – ficaram insignificantes uma vez que a população foi usada em alternativa ao emprego. O segundo estágio também descartaria a cointegração para as regiões *South West, North*

⁴⁹ Um teste LM simples considerando 12 defasagens também rejeita a hipótese nula de não haver autocorrelação residual para estes modelos.

West, London e Yorkshire and the Humber pelo modelo 9, de forma similar ao que foi mostrado usando o emprego⁵⁰. Assim, o papel da taxa de emprego parece ser mais útil em explicar preços de moradia no Reino Unido que uma alternativa comumente usada pela literatura, a população. Deste modo, não optamos por utilizar esta última a seguir.

⁵⁰ As estatísticas de teste de um DF simples sobre resíduos da regressão foram: -3,63 (SW); -4,19 (NW); -2,24 (LON) e; -2,49 (YH). O valor crítico a 5% é aproximadamente -4,8.

6. Modelo regional

Entre as maiores importâncias de se analisar preços de *housing* e alguns de seus fundamentos a nível regional está o fato de se poder observar como preços reagem temporalmente a choques. Deste modo, à luz do *ripple effect*, constatações simples como a que a velocidade de normalização⁵¹ de preços reais de moradia pós determinados choques é mais rápida na capital que em alguma outra região podem fornecer conteúdo informacional importante sobre como o processo se manifesta.

Nesse contexto, especificações de correção de erro – como o VECM (*Vector Error-Correction Model*) costumam ser carta-chave na mão de pesquisadores que se submetem ao assunto. A despeito disso, o impasse para este tipo de modelagem consiste no fato de que a hipótese de cointegração deve ser evidenciada. Tal dificuldade é presenciada aqui, visto que os capítulos quatro e cinco já mostraram que, embora a cointegração entre preços de moradia e alguns fundamentos seja consideravelmente evidente para alguns modelos envolvendo variáveis nacionais, o mesmo não parece acontecer ao nível regional⁵².

Um grande benefício de especificações de correção de erro é que estas nos promovem melhor informação a respeito da distinção entre o curto e o longo prazo, i.e., a comparação dos respectivos coeficientes de velocidade de ajuste⁵³ entre regiões nos forneceria uma noção mais rica a respeito de como preços se manifestam no curto prazo para as regiões elencadas. Entretanto, uma vez que processos mostrados no capítulo 6 não evidenciam cointegração para as variáveis e regiões testadas, o modelo conduzido neste capítulo terá a forma de um VAR (*Vector Autoregression*). Mesmo que os ajustes de curto e longo prazo sejam especificados de forma menos rica em um VAR se

⁵¹ Velocidade de normalização aqui diz respeito a quão rápido o efeito acumulado de um choque sobre a variável se aproxima consideravelmente de zero, medido pelo gráfico da função impulso resposta em questão.

⁵² Observe que, embora diversos modelos regionais indiquem cointegração quando a segunda etapa de Engle-Granger envolve um teste DF simples, testes Breusch-Godfrey conduzido sobre os mesmos resíduos rejeitam amplamente a ausência de autocorrelação serial nestes. Assim, quando a segunda etapa é conduzida sob forma aumentada, - que incorpora diferenças defasadas -, a cointegração não é evidenciada para nenhum modelo.

⁵³ Coeficientes de velocidade de ajuste são aqueles associados aos erros estimados pela primeira etapa de Engle-Granger, isto é, erros da regressão que tem como coeficientes o vetor de cointegração observado.

comparado a um VECM, funções de impulso resposta deste ainda são capazes de nos fornecer percepções com relação ao ajuste de preços para diferentes choques.

Para construção de nossos modelos VAR, consideramos 3 variáveis como endógenas: preços reais de moradia (*Land Registry*); razão vendas/estoques ou também conhecida como *slack* (*RICS Housing Market Survey*) e; requerimentos de hipoteca (*Bank of England*). Além disso, os modelos contam com 3 variáveis exógenas: taxa de emprego (*ONS*); renda real disponível (*ONS*) e; custo de uso de *housing* (estimado conforme explicado nos capítulos anteriores).

Observe que anteriormente não havíamos rejeitado a hipótese nula de raiz unitária para nenhuma das variáveis referentes a quaisquer regiões. Deste modo, existem duas opções aqui: construir nossos modelos VAR com variáveis em nível ou em primeiras diferenças. Este ponto nos remete à discussão se variáveis elencadas no modelo VAR devem ser estacionárias. Sims (1980) e Sims, Stock & Watson (1990) argumentaram contra a diferenciação mesmo que variáveis contenham raiz unitária. A justificativa plenamente condizente com a importância dos dados aqui tratados, i.e., esses autores argumentaram que o maior objetivo de um VAR é determinar as relações confinantes às variáveis, não estimar seus parâmetros. Deste modo, diferenciar poderia expurgar informação referente a movimentos comuns entre as variáveis. O problema ainda poderia ser intensificado quando são usadas variáveis decorrentes de razões como a taxa de emprego ou vendas/estoques. Como o desperdício de potencial conteúdo informacional é entendido como algo a ser evitado neste trabalho, a primeira opção (modelo em nível) é a preferida aqui.

Um VAR regional com ordem de defasagem igual a um teria representação inicial, portanto, de:

$$p_{i,t} = \alpha_{10} + \omega_{10}t - \beta_{12}ss_{i,t} - \beta_{13}m_{i,t} + \gamma_{11}p_{i,t-1} + \gamma_{12}ss_{i,t-1} + \gamma_{13}m_{i,t-1} + \varphi_{11}e_{i,t} \\ + \varphi_{12}inc_{i,t} + \varphi_{13}uc_{i,t} + \varepsilon_{pt}$$

$$ss_{i,t} = \alpha_{20} + \omega_{20}t - \beta_{21}p_{i,t} - \beta_{23}m_{i,t} + \gamma_{21}p_{i,t-1} + \gamma_{22}ss_{i,t-1} + \gamma_{23}m_{i,t-1} + \varphi_{21}e_{i,t} \\ + \varphi_{22}inc_{i,t} + \varphi_{23}uc_{i,t} + \varepsilon_{sst}$$

$$m_{i,t} = \alpha_{30} + \omega_{30}t - \beta_{31}p_{i,t} - \beta_{32}ss_{i,t} + \gamma_{31}p_{i,t-1} + \gamma_{32}ss_{i,t-1} + \gamma_{33}m_{i,t-1} + \varphi_{31}e_{i,t} \\ + \varphi_{32}inc_{i,t} + \varphi_{33}uc_{i,t} + \varepsilon_{mt}$$

Onde (todas as variáveis em logaritmo):

$p_{i,t}$ = preço real de moradia no tempo t para a região i ;

$ss_{i,t} = \frac{\text{vendas}}{\text{estoques}}$ no tempo t para a região i ;

$m_{i,t}$ = requerimentos de hipoteca no tempo t para região i ;

$e_{i,t}$ = taxa de emprego no tempo t para região i ;

$inc_{i,t}$ = renda real disponível no tempo t para região i ;

$uc_{i,t}$ = custo de uso de housing no tempo t para região i .

A escolha do custo de uso de *housing* e da taxa de emprego como exógenos são triviais, visto que ao tratar as mesmas como endógenas suas respectivas equações estariam possivelmente mal especificadas. Embora o mesmo possa valer para a renda, existem casos na literatura em que a mesma é tratada como endógena. Quanto a esta, novamente é preferido aqui seguir Meen (2010) e recomendações do *Department for Communities and Local Government*, que sugerem a renda como fator exógeno neste tipo de modelo. Não somente por isso, a tentativa de inclusão da renda como fator endógeno resultou em um VAR com forte auto-correlação residual em ao menos uma das equações para um número significativo de regiões. Essa dificuldade ocorreu mesmo quando a ordem de defasagem foi aumentada uma vez que a defasagem ótima já tinha sido indicada pelos critérios de informação.

Esta ordem de defasagem foi escolhida da seguinte forma: (i) são analisados ambos critérios AIC e BIC para defasagem ótima do VAR; (ii) se há discordância entre ambos, a prioridade é dada ao que é indicado pelo AIC; (iii) são feitos testes de auto-correlação sobre os resíduos de cada uma das três equações e; (iv) se há evidência clara de auto-correlação em alguma das regressões e houve discordância entre ambos critérios primeiramente, a defasagem indicada pelo BIC (maior que aquela sugerida pelo AIC) é usada. A seleção de defasagens do VAR foi feita tendo como máximo possível uma defasagem de 24 meses. Considerando que a amostra dispõe de 153 observações, felizmente as defasagens sugeridas pelos critérios de informação não foram grandes o suficiente tal que implicassem de forma significativa na perda de graus de liberdade.

Dada a dificuldade usual de estimação de modelos VAR – existente devido à disparidade entre o número de parâmetros das formas estrutural e reduzida – a decomposição de Choleski é aderida aqui. Deste modo, a triangularidade inferior exigida na matriz de erros pede uma ordenação entre as variáveis endógenas tal que a primeira variável reponda imediatamente somente a seus próprios choques, a segunda responde para choques próprios e aqueles relativos à primeira variável, e assim sucessivamente. Sujeita a esta decomposição, a ordenação escolhida aqui foi: (i) preços reais de moradia; (ii) razão vendas/estoques e; (iii) requerimentos de hipoteca. A explicação é fundamentalmente teórica. Preços não devem responder instantaneamente à mudança de elementos da demanda, de tal forma que somente respondem a seus próprios choques de forma imediata. Por outro lado, a razão vendas/estoques deve representar melhor a condição do mercado imobiliário regional (como maior restrição da oferta) – o que, por exemplo, deve estar associado à expansão do crédito residencial, que por sua vez afeta novas hipotecas. Por esse motivo, é razoável que requerimentos de hipoteca sejam afetados instantaneamente pela razão vendas/estoques, enquanto é mais improvável que a razão vendas/estoques seja afetada imediatamente por requerimentos de hipoteca. Como outra justificativa ainda mais clara, requerimentos de hipoteca devem se manifestar sobre vendas de fato realizadas com certa defasagem. Finalmente, o fato de que as duas últimas variáveis devem ser afetadas instantaneamente por choques de preços também é algo trivial, visto que famílias tomam preços como elementos importantes para decisões de compra.

Ainda que a ordenação de Choleski constitua ferramenta de suma importância para análises de impulso e decomposição da variância, se as correlações entre as respectivas inovações das variáveis são suficientemente pequenas, o problema de identificação não deve ser algo especialmente importante⁵⁴. Assim, diferentes ordens resultariam em impulsos-resposta e decomposições da variância bem similares. De fato, isso aconteceu aqui uma vez que o teste com ordenações alternativas resultou em gráficos de impulso-resposta semelhantes.

Inerente ao modelo em si, um dos objetivos mais importantes deste capítulo é analisar como se dão as funções de impulso resposta (principalmente aquelas sobre preço) entre regiões. Outra análise a ser feita diz respeito às estatísticas F das

⁵⁴ Ver Enders (2010), “Applied Econometric Time Series”, terceira edição, capítulo 5, página 315.

defasagens do VAR. A implicação natural desta é a constatação ou não de causalidade no sentido de Granger⁵⁵. Por exemplo, se a razão vendas/estoques causa no sentido de Granger preços de moradia em Londres mas não na região nordeste, isso sugere que o *slack* presente entre oferta e demanda em Londres deve ser mais importante em explicar preços futuros ali que no nordeste do país.

Uma vez apresentado o modelo, as subpartes deste capítulo (logo abaixo) mostram resultados tanto dos modelos VAR estimados como das funções de impulso resposta.

6.1 London

O resultado das estimações do VAR para a região seguem abaixo:

$$p_t = -0,840768 + 0,921484p_{t-1} + 0,015017m_{t-1} + 0,00760891ss_{t-1} + 0,0497385inc_t - 0,0262631uc_t + 0,134073e_t + 0,000081042t$$

$$ss_t = -35,5603 - 0,739739p_{t-1} + 0,23912m_{t-1} + 0,809822ss_{t-1} + 2,96129inc_t + 0,180444uc_t + 0,507604e_t - 0,00034823t$$

$$m_t = 16,8591 - 0,204757p_{t-1} + 1,02699m_{t-1} - 0,00388999ss_{t-1} - 1,17139inc_t + 0,269788uc_t - 0,226054e_t + 0,00167468t$$

Na equação que tem preços como variável dependente, sua própria defasagem e aquela de hipotecas são significantes a 1%. A defasagem da razão vendas/estoques e o variável corrente que mede a taxa de emprego são significantes a 5%. A regressão tem R2 de 0,99. Para a segunda equação, todas as defasagens das variáveis dependentes são significantes a 1% e a renda a 5%. O R2 desta é 0,88. A última regressão tem R2 de 0,97 e nesta a defasagem de hipotecas, o custo de uso de *housing* e a tendência são significantes a 1%. A defasagem de preços e a renda também, mas ao nível de 5%.

Na primeira equação, testes F indicam que todas as defasagens das variáveis

⁵⁵ Observe que a causalidade no sentido de Granger não promove nenhuma constatação de que há causalidade estatística em si. A informação apenas indica que defasagens de uma variável endógena são úteis em explicar variações em outra, sujeito a hipótese de que o modelo está bem especificado.

dependentes causam preços reais de moradia no sentido de Granger⁵⁶. Os mesmos testes para a segunda regressão mostram o mesmo resultado com respeito à vendas/estoques⁵⁷. No que se refere à última regressão, defasagens da própria variável causam requerimentos de hipoteca no sentido de Granger, mas o mesmo não vale tanto para a razão vendas/estoques como para preços⁵⁸.

Os gráficos de impulso-resposta para a capital constam na Figura 30. Como esperado, um choque em vendas/estoques impulsiona inicialmente preços reais de moradia, com o efeito do choque sobre a variável atingido pico em aproximadamente 7 meses, a partir de quando o efeito começa a ser normalizado. A mesma razão vendas/estoques também tarda aproximadamente 13 meses para que seu efeito acumulado se aproxime de zero. Em contraste ao efeito de choque nesta razão, o efeito de preços reais de moradia para um choque nos requerimentos de hipoteca se mostra mais crucial. Como era de se esperar, também é observado que um choque em preços afeta requerimentos de hipoteca de forma negativa inicialmente.

6.2 South East

Uma vez mais, vale lembrar que dados da região não englobam a grande Londres. Resultados para as estimações desta seguem abaixo:

$$p_t = 0,72182 + 0,955587p_{t-1} + 0,00913108m_{t-1} + 0,0161924ss_{t-1} \\ - 0,0247887inc_t + 0,00814565uc_t - 0,0572901e_t \\ - 0,00000982979t$$

$$ss_t = -13,8144 - 0,565756p_{t-1} + 0,298893m_{t-1} + 0,768821ss_{t-1} + 1,42195inc_t \\ + 0,0891294uc_t - 0,184641e_t - 0,000495899t$$

$$m_t = 21,5943 - 0,140388p_{t-1} + 1,04471m_{t-1} - 0,038785ss_{t-1} - 1,45901inc_t \\ + 0,28957uc_t - 0,596532e_t + 0,00129012t$$

⁵⁶ A estatística F(1,145) é de 2890 para defasagens de preços, de 19,5 para a de hipotecas e de 5,35 para a da razão vendas/estoques. O respectivo valor crítico (5%) da distribuição F é de aproximadamente 3,88.

⁵⁷ A mesma estatística assume valor de 7,7 para preços, de 20,4 para hipotecas e de 251,9 para vendas/estoques. Valor crítico a 5% é aproximadamente 3,88.

⁵⁸ A F(1,145) vale 2,9 para defasagens de preços, 1855,4 para as da própria variável (hipoteca) e 0,029 para a razão vendas/estoques.

Na primeira equação, as defasagens das três variáveis endógenas são significantes ao nível de 1%. Exatamente o mesmo ocorre na segunda equação. Na última, somente a defasagem de hipotecas é significativa (1%), enquanto o custo de uso de *housing*, é significativo a 5%. Os R² das três regressões são 0,99, 0,93 e 0,97, respectivamente.

Todas as três variáveis endógenas causam preços no sentido de Granger quando a primeira e a segunda equação são analisadas⁵⁹. Para a última equação, somente a variável de requerimentos de hipoteca causa ela mesma no mesmo sentido⁶⁰. Os resultados de causalidade de Granger para a região sudeste são, portanto, iguais aos que foram encontrados para Londres.

Os gráficos de impulso-resposta para a região são expostos na Figura 31. Observa-se que eles são muito semelhantes aqueles de Londres. Existem, contudo, algumas diferenças notáveis. Quando examinado o impacto de um choque na razão vendas/estoques sobre preços, é notado que há uma espécie de “*undershooting*” quanto à normalização dos preços para *South East*, coisa que não ocorre na capital. É possível que isso seja explicado pelo gráfico de impulso-resposta de um choque em vendas/estoques para a própria variável, visto que o mesmo ocorre ali. Vendo a variável vendas/estoques como uma espécie de *slack* do mercado imobiliário, vemos que uma normalização mais tardia (embora não tão oscilatória) da razão na capital é associada a um efeito um tanto quanto mais permanente sobre preços de moradia. Contudo, observa-se que inicialmente efeitos de choques nas demais variáveis endógenas não se manifestam de forma muito distinta sobre preços de moradia – embora o impacto de um choque nos requerimentos de hipoteca sobre preços seja menos acentuado na capital que na região sudeste.

Outro ponto observado é que o impacto sobre requerimentos de hipoteca para um choque em preços é inicialmente positivo na capital. Como as equações controlam para o custo de uso de *housing* (que é negativamente afetado pela expectativa de apreciação do imóvel), o resultado é compatível com a moradia desempenhando maior papel como forma de investimento através do uso de processos de hipotecas na região sudeste que na capital.

⁵⁹ Na primeira equação, a estatística F correspondente é 16, 8314,6 e 6,7 para vendas/estoques, preços e requerimentos de hipoteca, respectivamente. Já na segunda, também respectivamente, elas valem 214,4, 17,3 e 44,3. O valor crítico da distribuição F a 5% é aproximadamente 3,88.

⁶⁰ As respectivas estatísticas F para vendas/estoques, preços reais e hipotecas valem 0,9, 1,7 e 907,9. O valor crítico aproximado a 5% é novamente 3,88.

6.3 South West

Resultados para esta última região seguem abaixo:

$$p_t = -0,629267 + 0,686544p_{t-1} + 0,257097p_{t-2} + 0,0176585m_{t-1} \\ - 0,000595449m_{t-2} - 0,00171984ss_{t-1} + 0,0197513ss_{t-2} \\ + 0,128958inc_t + 0,00791622uc_t - 0,169666e_t - 0,000205488t$$

$$ss_t = 8,33015 + 1,762p_{t-1} - 2,1556p_{t-2} + 0,282988m_{t-1} - 0,0106705m_{t-2} \\ + 0,528303ss_{t-1} + 0,20861ss_{t-2} - 0,525184inc_t + 0,37168uc_t \\ + 0,13991e_t + 0,000892292t$$

$$m_t = 21,8565 - 0,340134p_{t-1} + 0,240068p_{t-2} + 1,19005m_{t-1} - 0,156561m_{t-2} \\ - 0,0440208ss_{t-1} - 0,0203892ss_{t-2} - 1,57671inc_t + 0,162519uc_t \\ - 0,385834e_t + 0,0011921t$$

Na primeira equação, as duas defasagens de preços, a segunda defasagem (t-2) de vendas/estoques e a taxa de emprego são significantes a 1%. A primeira defasagem (t-1) de requerimentos de hipoteca e a tendência também são para 5%. A regressão tem R2 igual a 0,99. Para a segunda regressão, as duas defasagens de vendas/estoques são significantes a 1%, enquanto as duas de preços de moradia e o custo de uso de *housing* são a 5%. O R2 da regressão é 0,94. Na última equação, somente a primeira defasagem de requerimentos de hipoteca é significativa (1%). O R2 desta é 0,97.

Analisando-se a partir das duas primeiras equações estimadas, todas as três variáveis endógenas causam preços reais de moradia e vendas/estoques no sentido de Granger⁶¹. Pela última equação, mais uma vez preços e vendas/estoques não causam requerimentos de hipoteca no sentido de Granger⁶². Os resultados aqui encontrados são, portanto, os mesmos que aqueles achados para Londres e *South East*.

Os gráficos de impulso-resposta referentes à região são apresentados na Figura

⁶¹ As estatísticas F correspondentes para vendas/estoques, preços e requerimentos de hipoteca na primeira equação são respectivamente 10,9, 4649,4 e 14,8. Na segunda, as mesmas assumem respectivos valores de 80,4, 7,7 e 21,1. O valor crítico a 5% é de aproximadamente 3,05.

⁶² As mesmas estatísticas F valem 1,09 e 0,59 para vendas/estoques e preços de moradia, respectivamente. Para requerimentos de hipoteca, valem 569,7. O valor crítico a 5% é aproximadamente 3,05.

32. As respostas são similares às de Londres, assim como às da região *South East*. No entanto, observa-se um maior “undershooting” na normalização de vendas/estoques uma vez afetada por um choque. Novamente, a resposta de preços para um choque no *slack* também se torna ainda mais oscilatória. Aqui, contudo, essa última resposta tarda levemente mais a ocorrer. Para a região *South West*, também é notado que o efeito sobre preços para um choque em requerimentos de hipoteca é consideravelmente menos permanente que na *South East* e na capital. Em contraste, o efeito acumulado sobre preços para um choque na própria variável parece durar menos na capital que nas outras duas já tratadas (embora o efeito inicial seja maior para Londres). De fato, a natureza mais oscilatória das funções de impulso-resposta de preços para preços da capital ajuda a explicar porque preços imobiliários ali comumente são mais voláteis uma vez afetados por mudanças adjacentes ao *business cycle*, como foi tratado anteriormente.

6.4 East of England

Resultados para a região seguem abaixo:

$$p_t = -1,7383 + 0,946474p_{t-1} + 0,014451m_{t-1} + 0,00751259ss_{t-1} + 0,16104inc_t \\ - 0,0191602uc_t - 0,00613978e_t - 0,00014795t$$

$$ss_t = -11,7138 - 0,718541p_{t-1} + 0,419904m_{t-1} + 0,545336ss_{t-1} + 0,15837inc_t \\ - 0,116991uc_t + 3,23189e_t + 0,00141881t$$

$$m_t = 20,1084 - 0,155335p_{t-1} + 1,00431m_{t-1} + 0,0157107ss_{t-1} - 1,5796inc_t \\ + 0,396739uc_t + 0,0546437e_t + 0,00136364t$$

As defasagens de preços de moradia e requerimentos de hipoteca são significantes a 1% na primeira regressão, enquanto aquela de vendas/estoques é a 5%. O R2 desta é 0,99. Na segunda regressão, todas as três defasagens das variáveis endógenas são significantes ao nível de 1%, enquanto a taxa de emprego é a 5%. Seu R2 é 0,87. Na última, apenas a defasagem de requerimentos de hipoteca e o custo de uso de *housing* são significantes (5%). O R2 desta última é de 0,97.

Novamente, nas primeiras duas regressões todas as variáveis endógenas causam

preços e vendas/estoques (respectivamente) no sentido de Granger⁶³. Na última, também, nenhuma das outras duas causa requerimentos de hipoteca no mesmo sentido⁶⁴. As implicações quanto à causalidade de Granger são, portanto, as mesmas que aquelas das regiões anteriormente expostas.

A Figura 33 sumariza os gráficos de impulso-resposta para a região. Em particular, é importante mencionar que reações das variáveis da região parecem se aproximar mais daquelas da capital que daquelas das regiões *South East/West*. A principal diferença seja talvez mostrada pela reação de vendas/estoques para um choque na própria variável. Aqui, ao contrário das demais regiões excluindo Londres, a razão parece se normalizar muito mais rapidamente, não havendo um “undershooting” claro no processo, que também não é tão oscilatório, ao contrário do foi notado para as regiões anteriores, especialmente a *South West*. Para *East of England*, choques em vendas/estoques implicam comportamentos subsequentes de preços que também são muito similares aos da capital. Assim como para Londres e *South East*, também é observado que choques sobre a demanda de hipotecas demoram mais a ser normalizados ali. Outro ponto a ser destacado para a região é que um choque de preços nesta se reverbera instantaneamente de forma negativa para a demanda de hipotecas, assim como ocorre para a capital. A região também se assemelha à Londres mostrando uma normalização mais rápida de preços após um choque na própria variável. De fato, respostas menos permanentes de preços parecem vir associadas a uma instantânea diminuição na demanda de hipotecas para Londres e *East of England*. Veremos a seguir que estas duas regiões, somadas à *West Midlands*, são as únicas a apresentar tal comportamento.

6.5 East Midlands

Resultados do VAR para a região seguem abaixo:

⁶³ As estatísticas F são 5,74 e 9250,1 para defasagens de vendas/estoques e preços reais de moradia, respectivamente, na primeira equação. Na segunda, as mesmas valem 65,1 e 11,4. O valor crítico correspondente é de aproximadamente 3,88 (5%).

⁶⁴ Para o mesmo valor crítico de 3,88 a 5%, estatísticas F nesta última são 0,2 e 2,7, para vendas/estoques e preços de moradia (defasagens), respectivamente. A para defasagens de requerimentos de hipoteca é 1043,9.

$$\begin{aligned}
p_t = & -1,94083 + 0,684222p_{t-1} + 0,296505p_{t-2} - 0,0213978p_{t-3} \\
& + 0,0153703m_{t-1} + 0,0239349m_{t-2} - 0,0287433m_{t-3} \\
& - 0,0112451ss_{t-1} + 0,00703801ss_{t-2} - 0,005185881ss_{t-3} \\
& + 0,176808inc_t - 0,025316uc_t - 0,0196949e_t - 0,000213306t
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
ss_t = & 9,15221 + 2,99998p_{t-1} + 0,185969p_{t-2} - 3,43307p_{t-3} + 0,264523m_{t-1} \\
& - 0,132787m_{t-2} + 0,0879205m_{t-3} + 0,584209ss_{t-1} \\
& + 0,133757ss_{t-2} - 0,106208ss_{t-3} - 0,728551inc_t + 0,241684uc_t \\
& + 0,469328e_t + 0,000777541t
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
m_t = & 21,4112 - 0,0710012p_{t-1} + 0,512150p_{t-2} - 0,549944p_{t-3} + 1,08419m_{t-1} \\
& + 0,138970m_{t-2} - 0,212211m_{t-3} - 0,0943453ss_{t-1} \\
& + 0,00296851ss_{t-2} + 0,0468774ss_{t-3} - 1,72417inc_t \\
& + 0,243708uc_t + 0,127634e_t + 0,00134882t
\end{aligned}$$

Para a primeira regressão, as duas primeiras defasagens de preços de moradia são significantes a 1%, enquanto tendência e a terceira defasagem de requerimentos de hipoteca é a 5%. O R2 desta é 0,99. Na segunda, a primeira defasagem de vendas/estoques, assim como a primeira e terceira defasagens de preços de moradia são significantes a 1%. Também nesta, a primeira defasagem de hipotecas é a 5%. O R2 para esta segunda equação é de 0,96. Na última equação, as duas primeiras defasagens de preços são significantes a 1%, enquanto a terceira de hipotecas e a renda são a 5%. Seu R2 é 0,98.

A julgar pelo mesmo sistema, temos que preços de moradia e requerimentos de hipoteca causam preços de moradia no sentido de Granger, via primeira equação⁶⁵. Via segunda equação, todas as defasagens das três variáveis endógenas causam vendas/estoques no mesmo sentido⁶⁶. Na última equação, novamente temos que somente a variável hipotecas causa ela mesma no sentido de Granger⁶⁷. Em oposição às outras regiões, portanto, valores antecedentes de vendas/estoques não são suficientemente importantes para causar preços de moradia no sentido de Granger aqui. A implicação sugere que a razão ou *slack* não deve ser tão decisiva para a dinâmica do mercado imobiliário da região como parece ser naquelas acima.

⁶⁵ O valor crítico correspondente a 3 e 137 graus de liberdade de numerador e denominador é aproximadamente 2,66 ao nível de 5%. As respectivas estatísticas F para as defasagens de vendas/estoques, preços e hipotecas são 2,1, 3182,3 e 8,27.

⁶⁶ As estatísticas F correspondentes a vendas/estoques, preços e hipotecas são 38,8, 11,9 e 9,8. O valor crítico correspondente a 5% é aproximadamente 2,66.

⁶⁷ Para o mesmo valor crítico aproximado de 2,66, estatísticas F para vendas/estoques, preços e hipotecas são respectivamente 0,9, 0,8 e 359,6.

A Figura 34 sumariza os gráficos de impulso-resposta para a região. Assim como o que foi constatado para a região *East*, um choque sobre vendas/estoques em *East Midlands* também parece ser normalizado mais rapidamente que nas regiões anteriores. Nesta última, contudo, novamente se configura um “undershooting” na resposta acumulada da própria razão frente ao seu choque. Não por coincidência, preços novamente têm natureza mais oscilatória durante normalização após um choque no *slack* vendas/estoques. Assim como para *South West*, preços de moradia aqui também tardam mais para se normalizar após um choque na própria variável. Finalmente, também é observado que requerimentos de hipoteca convergem mais rápido para um choque na mesma variável na região que nas demais (à exceção de *South West*).

6.6 West Midlands

As estimativas para o VAR da região seguem abaixo:

$$p_t = 0,192925 + 0,971277p_{t-1} + 0,0119640m_{t-1} + 0,00562923ss_{t-1} \\ + 0,0119354inc_t - 0,0138760uc_t - 0,0526526e_t - 0,0000468744t$$

$$ss_t = 32,6554 - 0,324398p_{t-1} + 0,329782m_{t-1} + 0,671014ss_{t-1} - 2,13012inc_t \\ + 0,0696269uc_t - 0,955600e_t + 0,00159779t$$

$$m_t = 39,1382 - 0,0217659p_{t-1} + 1,04028m_{t-1} - 0,0515337ss_{t-1} - 2,99548inc_t \\ + 0,280127uc_t - 0,448579e_t + 0,00250623t$$

As defasagens de preços e hipotecas são significantes a 1% na primeira regressão, que tem R2 de 0,99. Na segunda, que tem R2 de 0,94, as três variáveis endógenas defasadas são significantes ao mesmo nível. Na última regressão, a defasagem de hipotecas, a renda e a tendência são significantes a 1%, enquanto o custo de uso de *housing* também mas a 5%. O R2 desta última é 0,9.

Assim como para a outra região central (*East Midlands*), preços e requerimentos de hipoteca causam preços no sentido de Granger na primeira equação, mas não vendas/estoques⁶⁸. A julgar pela segunda, todas as três endógenas causam

⁶⁸ A estatística F(1,145) para vendas/estoques, preços e requerimentos de hipoteca vale respectivamente 2,2, 16156 e 12. O valor crítico correspondente a 5% é aproximadamente 3,88.

vendas/estoques no sentido de Granger⁶⁹. Pela última equação, temos novamente que nem vendas/estoques nem preços causam requerimentos de hipoteca no mesmo sentido⁷⁰. Estes resultados são, portanto, iguais aos obtidos para *East Midlands*.

A Figura 35 contém os gráficos de impulso-resposta para a região, os quais são semelhantes aos de *East Midlands*. Aqui, contudo, choques sobre requerimentos de hipoteca parecem mais duradouros que nesta última região. Também observamos uma convergência levemente mais tardia de preços para seus próprios choques. Outra diferença é que a resposta de requerimentos de hipoteca para um choque nos preços de moradia é imediatamente negativa para *West Midlands* (em linha com o que foi mostrado para Londres e *East of England*). Finalmente, ainda que a convergência do *slack* vendas/estoques para choques na própria variável se dê de forma rápida aqui, a reação de preços frente aos mesmos choques parece mais imprecisa que nas demais regiões.

6.7 Yorkshire and the Humber

Dentre as regiões ao norte da Inglaterra, esta é a mais próxima da capital. Os resultados para seu VAR correspondente seguem abaixo:

$$\begin{aligned}
 p_t = & -0,869688 + 0,593398p_{t-1} + 0,251318p_{t-2} + 0,136238p_{t-3} \\
 & + 0,0257770m_{t-1} - 0,00831765m_{t-2} - 0,0127325m_{t-3} \\
 & + 0,0137309ss_{t-1} + 0,00773875ss_{t-2} - 0,00768791ss_{t-3} \\
 & + 0,0913641inc_t - 0,0596326uc_t - 0,0488915e_t - 0,0000979261t
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 ss_t = & 9,15221 + 1,25910p_{t-1} + 0,192085p_{t-2} - 1,57685p_{t-3} + 0,487181m_{t-1} \\
 & - 0,0332964m_{t-2} - 0,312757m_{t-3} + 0,505544ss_{t-1} \\
 & + 0,184144ss_{t-2} + 0,203750ss_{t-3} - 1,02948inc_t + 0,560841uc_t \\
 & + 0,105625e_t + 0,000981255t
 \end{aligned}$$

⁶⁹ Para o mesmo valor crítico (3,88), estatísticas F correspondentes a vendas/estoques, preços e hipotecas valem respectivamente 136,3, 7,8 e 39,3.

⁷⁰ As estatísticas F para vendas/estoques, preços e hipotecas valem respectivamente 2,2, 0,09 e 1090. O valor crítico aproximado a 5% é novamente 3,88.

$$\begin{aligned}
m_t = & 17,6212 - 0,00560171p_{t-1} + 0,778533p_{t-2} - 0,791817p_{t-3} \\
& + 0,972675m_{t-1} + 0,253847m_{t-2} - 0,200860m_{t-3} \\
& - 0,505544ss_{t-1} + 0,184144ss_{t-2} + 0,203750ss_{t-3} - 1,42449inc_t \\
& - 0,0689978uc_t + 0,0964307e_t + 0,000953137t
\end{aligned}$$

As duas primeiras defasagens de preços, a primeira de requerimentos de hipoteca e o custo de uso de *housing* são significantes a 1% na primeira regressão, que possui R2 igual a 0,99. Na segunda, as primeiras e terceiras defasagens de vendas/estoques e hipotecas são a 1% e 5% (respectivamente), enquanto o custo de uso de *housing* também é a 5%. O R2 da regressão é 0,97. Para a última regressão, que tem R2 de 0,98, somente as três defasagens de requerimentos de hipoteca são significantes, as duas primeiras a 1% e a última ao nível de 5%.

Os resultados para esta região sugerem que vendas/estoques e preços causam preços no sentido de Granger – via primeira regressão⁷¹. Pela segunda, é observado que vendas/estoques e hipotecas causam a primeira no sentido de Granger⁷², enquanto na última somente preços não causam requerimentos de hipoteca no mesmo sentido⁷³.

A Figura 36 apresenta os gráficos de impulso-resposta para a região. Nota-se principalmente que a reação da razão vendas/estoques para um choque na própria variável tem natureza mais pendular que na maioria das demais regiões (o “*undershooting*” observado aqui também é maior). Também por consequência, a resposta de preços para um choque na mesma razão é mais permanente e menos bem comportada. A resposta para preços pós um choque na própria variável também é mais permanente aqui, a exemplo do que ocorre para a região *South West*. Outro ponto observado é que requerimentos de hipoteca para a região se normalizam mais rapidamente após um choque nesta.

6.8 North East

Resultados para a região seguem abaixo:

⁷¹ As estatísticas F(3,137) de vendas/estoques, preços de moradia e hipotecas são respectivamente 2,9, 4430,1 e 2,64. O valor crítico aproximado a 5% é 2,65.

⁷² Para o mesmo valor crítico aproximado de 2,65, as estatísticas F para vendas/estoques, preços e hipotecas são respectivamente 69,1, 2,1 e 12,8.

⁷³

$$p_t = -1,22375 + 0,530057p_{t-1} + 0,433572p_{t-2} + 0,0187897m_{t-1} \\ - 0,00347115m_{t-2} - 0,00981146ss_{t-1} + 0,00312673ss_{t-2} \\ + 0,142544inc_t - 0,0750132uc_t - 0,0810587e_t - 0,000116200t$$

$$ss_t = 10,4057 + 1,02456p_{t-1} - 1,31255p_{t-2} + 0,166073m_{t-1} + 0,280558m_{t-2} \\ + 0,451974ss_{t-1} + 0,0349888ss_{t-2} - 0,353177inc_t - 0,251588uc_t \\ - 0,804912e_t + 0,00109235t$$

$$m_t = 34,3832 - 0,839626p_{t-1} + 0,783696p_{t-2} + 1,02038m_{t-1} - 0,0277832m_{t-2} \\ + 0,0394379ss_{t-1} - 0,128344ss_{t-2} - 2,83130inc_t + 0,129639uc_t \\ + 0,225908e_t + 0,00227682t$$

As duas primeiras defasagens de preços e o custo de uso de *housing* são significantes a 1% na primeira regressão, que tem R2 de 0,99. Na segunda, que tem R2 de 0,94, somente a defasagem de vendas/estoques é significativa (1%). Para a última equação, com R2 de 0,98, a segunda defasagem de vendas/estoques, a primeira de hipotecas e a renda são significantes a 1%, ao passo que a tendência e a primeira defasagem de preços são a 5%.

Pela primeira equação temos preços e requerimentos de hipotecas causando preços no sentido no sentido de Granger enquanto pela segunda todas as três variáveis endógenas causam vendas/estoques no mesmo sentido⁷⁴. Pela última equação, hipotecas e a razão vendas/estoques causam requerimentos de hipoteca no sentido de Granger⁷⁵.

A Figura 37 sumariza os gráficos de impulso-resposta para a região. A relação entre preços e a razão vendas/estoque parece se dar de forma menos clara para a região. Embora um choque nesta última variável seja normalizado mais rapidamente aqui, o impacto de um choque nesta se reverbera – inclusive inicialmente – para preços de forma negativa, o que não é teoricamente intuitivo. Não somente, a não causalidade verificada no sentido de Granger de vendas/estoques para preços na região sugere que o *slack* do mercado imobiliário nesta região deve ser menos importante em explicar preços que nas demais – coisa que também já havia sido constatada para *Yorkshire and the Humber*. Também em linha com o verificado para esta última, choques sobre requerimentos de hipoteca sugerem uma manifestação menos permanente sobre a

⁷⁴ As estatísticas F(2,141) para vendas/estoques, preços e requerimentos de hipoteca valem respectivamente 0,71, 3064,1 e 5,4 na primeira equação e 21,5, 4,2 e 19,5 na segunda. O valor crítico a 5% é aproximadamente 3,05.

⁷⁵ As mesmas respectivas estatísticas valem 5, 2,3 e 449,9 ao mesmo valor crítico aproximado de 3,05.

variável, enquanto também há semelhança quanto a seus impactos para preços na região. Em particular, diferenças substanciais entre a região *North East* e as demais já haviam sido mostradas em Meen (2010)⁷⁶. Não somente, um impacto mais permanente sobre preços frente a choques na mesma variável e a reação sobretudo positiva de requerimentos de hipoteca frente ao mesmo choque são condizentes com a hipótese de que diferenciais de investimento são mais importantes na região frente as demais, ponto que costuma ser encontrado na literatura.

6.9 North West

A região é a mais distante da capital. Os resultados para seu VAR seguem novamente abaixo:

$$p_t = -1,22375 + 0,670289p_{t-1} + 0,307683p_{t-2} + 0,0376942m_{t-1} \\ - 0,0252319m_{t-2} + 0,00669945ss_{t-1} - 0,00426115ss_{t-2} \\ + 0,156269inc_t - 0,0761901uc_t - 0,175939e_t - 0,000199944t$$

$$ss_t = 36,4114 + 1,02538p_{t-1} - 1,21384p_{t-2} + 0,296472m_{t-1} - 0,0617171m_{t-2} \\ + 0,513201ss_{t-1} + 0,246245ss_{t-2} - 2,41172inc_t + 0,164636uc_t \\ - 1,25329e_t + 0,00250503t$$

$$m_t = 23,5671 + 0,330424p_{t-1} - 0,410844p_{t-2} + 1,01102m_{t-1} - 0,0360508m_{t-2} \\ - 0,0103863ss_{t-1} - 0,0849338ss_{t-2} - 1,89114inc_t \\ + 0,0929714uc_t + 0,0894722e_t + 0,00173012t$$

O custo de uso de *housing* e todas as defasagens de preços e requerimentos de hipotecas são significantes a 1% na primeira equação, que possui R2 de 0,99. Na segunda, as duas defasagens de vendas/estoques e a primeira de requerimentos de hipoteca são a 1%. O R2 da regressão é 0,94. Na última equação, com R2 de 0,99, o custo de *housing* e ambas defasagens de preços e requerimentos de hipotecas são significantes a 1%.

⁷⁶ Na ocasião, o autor simulou um modelo simples que se baseava em fundamentos de migração regional, assim como que controlava para diferenças entre o estoque de moradia e número de famílias, dados que não são disponibilizados abertamente com tanto detalhe (ele usufruía de dados internos do DCLG). Em seu modelo, a reposta da região *North East* para um aumento de 50% na construção era significativamente menor que a do restante das regiões, que se comportavam de forma muito semelhante. Em oposição, a disparidade entre demanda e oferta por moradia é aqui representada pela razão vendas/estoque.

Via primeira equação, preços e requerimentos de hipoteca causam o primeiro no sentido de Granger⁷⁷. Pela segunda, temos vendas/estoques e hipotecas causando a primeira no mesmo sentido⁷⁸. Pela última, mais uma vez nem vendas/estoques nem preços causam hipotecas no sentido de Granger⁷⁹.

A Figura 38 mostra novamente os gráficos de impulso-resposta para a região. Choques no *slack* vendas/estoques para a região parecem ser normalizados mais rapidamente que aqueles para as demais regiões do norte. Ainda assim, como para a região *North East*, a resposta acumulada de preços para choques em vendas/estoques fica negativa rapidamente, também evidenciando relação menos clara entre ambas as variáveis (como a não-causalidade de Granger já havia mostrado). Os impactos de choques em hipotecas tanto sobre a própria variável como sobre preços são muito semelhantes aos da região *North East*, sendo ambos mais permanentes que aqueles de *Yorkshire and Humber*.

6.10 Resumindo resultados

Embora modelos VAR sejam sobretudo úteis em fornecer informações a respeito das relações intrínsecas entre as variáveis, como através de gráficos de impulso-resposta, a informação relativa à magnitude com que movimentos ocorrem não deve ser desprezada. A comparação de magnitudes entre regiões – e através de um mesmo modelo – nos permite traçar possíveis canais de como choques no pós-crise podem ter afetado de forma diferente a capital frente ao restante das regiões.

Quando consideramos respostas de preços reais de moradia frente a choques no *slack* (vendas/estoques), temos que os maiores impactos (a serem verificados pelos “picos”) ocorrem para as regiões *South East*, *London*, *South West* e *East of England*. Preços das regiões centrais – *West* e *East Midlands* – apresentam respostas iniciais (ao redor de 5 meses) que equivalem a aproximadamente metade destas, embora atinjam

⁷⁷ Estatísticas $F(2,141)$ para vendas/estoques, preços e hipotecas valem respectivamente 0,5, 4586,9 e 10. O valor crítico aproximado a 5% é 3,04.

⁷⁸ As mesmas estatísticas para as três variáveis valem respectivamente 58,8, 1,5 e 11. O valor crítico aproximado a 5% é novamente 3,04.

⁷⁹ Para o mesmo valor crítico aproximado de 3,04 a 5%, temos as estatísticas F valendo 2,9, 0,7 e 596,9 para vendas/estoques, preços e requerimentos de hipoteca, respectivamente.

valor de pico de forma mais imediata. *South East* e Londres são as que mostram impactos crescentes mais duradouros até atingirem respectivos picos. As regiões nortistas, por outro lado, mostram resultados mistos, com *North East* exibindo uma reposta negativa e *North West* uma similar àquelas das centrais. *Yorkshire and the Humber*, contudo, apresenta comportamento similar ao de sua vizinha *East of England*.

Quando observada a resposta da razão vendas/estoques para choques no próprio *slack*, temos respostas de movimento parecido para *South East*, *South West*, *East of England*, *East Midlands* e *West Midlands*. Londres se diferencia do resto aqui, sendo a que apresenta impacto positivo durante mais tempo (a resposta acumulada chega a zero somente após aproximadamente um ano). Vale novamente lembrar, isso deve ser natural, uma vez que uma inelasticidade maior da oferta na capital deve fazer com que esta última tarde mais em acomodar um choque de demanda (no caso agindo sobre o numerador da variável) em Londres que no restante das regiões. Novamente, as regiões nortistas apresentam contrastes entre si, com respostas de *North West* e *Yorkshire and the Humber* sendo mais permanentes, e portanto mais similares às das regiões mais ao sul, e a de *North East* indicando convergência mais imediata.

Por meio destes dois gráficos de impulso-resposta é sugerido, portanto, que as regiões Londres, *South East*, *South West* e *East of England* enfrentam maiores problemas de restrições da oferta que as demais. Além disso, respostas dos modelos corroboram o que é mostrado por Meen (2010) e Woods (2003), que sugerem que preços de moradia nestas quatro regiões têm se movido de forma bastante correlata ultimamente. Outro ponto que corrobora esse argumento são os testes de causalidade de Granger realizados, que geram resultados exatamente iguais entre essas regiões para todas as nove combinações envolvidas no VAR. Quanto à outra hipótese levantada pela literatura, a de que choques movem preços inicialmente nestas regiões, resultados destes modelos fornecem pouca informação à respeito. Através destes, é de fato verificado que choques que afetem o *slack* vendas/estoques se manifestam de forma inicialmente mais forte na capital e em seu entorno, assim como demoram mais a serem normalizados nestas, – envolvendo também um “undershooting” menor posteriormente –, mas não são notadas (por meio destes dois gráficos de impulso-resposta) explicações de porque choques exógenos afetariam preços de forma mais significativa nestas quatro regiões.

Funções de impulso-resposta de vendas/estoques para hipotecas sugerem um

impacto acumulado inicialmente positivo e posteriormente negativo para a maioria das regiões. As exceções são *South West* e *East Midlands*, onde a resposta é imediatamente negativa. Londres e *East of England* mostram um efeito positivo mais permanente após o choque enquanto verificamos para a capital, especificamente, um efeito inicial mais acentuado. Mesmo que o choque sobre o *slack* gere um efeito positivo mais persistente sobre requerimentos de hipoteca na capital, à luz dos mesmos gráficos, não parece haver qualquer padrão de diferenças entre regiões do sul, centro e norte. Ademais, testes para causalidade de Granger de vendas/estoques para hipotecas só indicam presença desta para duas regiões (*North East* e *Yorkshire and the Humber*), de modo que uma relação menos clara entre ambas variáveis é exibida aqui.

As respostas de vendas/estoques a choques no preço real de moradia se assemelham quanto ao formato – inicialmente positivas e posteriormente negativas – entre regiões. A exceção é a região *North East*, para qual preços respondem justamente de forma oposta. Aqui, é observado em certo grau que o efeito acumulado positivo para o *slack* tende a ser mais durável nas regiões do norte da Inglaterra – em especial na *North East*, é claro. Em particular, efeitos mais duradouros de preços sobre o *slack* nesta última apoiam a hipótese de que preços ali têm se movido de forma mais correlata com os da capital ultimamente, justificados por decisões de investimento sobre novas construções na região (ao contrário do que parece ocorrer para Londres, onde preços são fortemente impulsionados pela escassez de oferta frente à alta demanda). Para isso, observe que o *slack* se sustentaria após o choque tanto por uma não diminuição no volume de vendas como também por um acompanhamento do estoque, ocorrendo a partir de novas construções. Outro ponto a ser notado nesse sentido é que, embora preços respondam de forma semelhante para choques na própria variável quando regiões são comparadas, a região *North East* se diferencia das demais ao expor um impacto inicial ligeiramente mais forte, o que pode estar associado a maiores expectativas de preços futuros.

As implicações de preços de moradia sobre requerimentos entre regiões produzem resultados mistos. De fato, a constatação de não causalidade no sentido de Granger para todas as regiões e a não existência de um padrão conforme nos distanciamos da capital aludem uma menor importância na avaliação destes gráficos. Por exemplo embora Londres e *East of England* apresentem resultados imediatamente negativos para hipotecas frente a choques de preços, *South East* e *South West* mostram

exatamente o oposto. Contudo, isso também sugere que decisões de investimentos sobre *housing* se manifestem menos através de financiamentos nestas regiões, algo que, especialmente para Londres, onde o investimento externo é estritamente importante, parece ser razoável.

A resposta das variáveis frente a choques de requerimentos de hipoteca deve ganhar importância tão alta como aquela do *slack* vendas/estoques. Os impactos de preços pós choques em requerimentos de hipoteca se mostram muito similares para as quatro regiões ao sul: Londres; *South East*; *South West* e; *East of England*. Todas as respostas atingem valor de pico com aproximadamente 20 meses, a partir de onde começam a decair. Especialmente, o modelo sugere o impacto para preços na capital como sendo o menor deles. Quanto nos voltamos às regiões centrais, as duas mostram comportamentos diversos. Enquanto preços reagem de forma mais firme e duradoura frente a choques em hipotecas na região *West Midlands*, o mesmo impulso para *East Midlands* mostra comportamento similar às das regiões do sul. Aqui, também é observado que choques nos requerimentos de hipoteca são mais rapidamente normalizados nas regiões ao redor da capital que nas suas vizinhas ao centro do país. Entre as regiões do norte, *North East* e *North West* mostram reações parecidas de preços, enquanto embora semelhante, aquela de *Yorkshire and the Humber* converge mais rapidamente. Em comparação às demais regiões, *North East* e *North West* mostram efeitos mais duradouros sobre preços. Vale lembrar novamente, nossos testes indicaram causalidade de Granger de requerimentos de hipoteca para preços em todas as regiões, com exceção de *Yorkshire and the Humber*.

Com relação a como choques nos mesmos requerimentos se manifestam sobre a razão vendas/estoques, as respostas para diferentes regiões são semelhantes, tanto em comportamento como em magnitude inicial. As únicas diferenças facilmente observáveis são para as respostas das regiões *South West* e *West Midlands*, com impactos menos e mais duradouros que as demais, respectivamente. Testes para causalidade de Granger também já haviam sugerido a presença desta para todas as regiões analisadas.

Por fim, respostas de requerimentos de hipotecas para choques na própria variável também são similares entre regiões. A exceção é *Yorkshire and the Humber*, para onde há um “*undershooting*” mais claro. Também parece haver uma normalização

mais rápida quando regiões do oeste são comparadas com suas respectivas vizinhas à leste (*South East* e *South West*, *East Midlands* e *West Midlands*, *North East* e *North West*).

7. Conclusões

A proposta deste trabalho foi examinar determinantes do mercado imobiliário britânico à luz da teoria do efeito cascata londrino. Um de seus objetivos foi buscar possíveis explicações do porquê da recente disparidade entre preços de moradia na capital e no restante do país no pós-crise. Não somente, o arrefecimento simultâneo de preços tanto na capital como nas demais regiões uma vez atingido o pico também constitui questão intrigante que motivou a pesquisa.

Como primeiro resultado foi encontrado que, embora preços reais de moradia e fundamentos como renda possam sugerir uma relação estável de equilíbrio no longo prazo (cointegração) a níveis nacionais, o caso restrito ao nível regional deve ser tratado com muito mais cautela. De fato, testes exaustivos realizados aqui não são capazes de promover indícios de cointegração entre variáveis testadas para nenhuma das regiões, nem mesmo Londres, onde variáveis elencadas expõem adequação um tanto quanto melhor para a explicação de preços. A não verificação desta deve ser motivo de alarde para parte significativa da literatura, especialmente aquela que assume que a relação de cointegração existe também ao nível regional. Além disso, modelos também sugerem que o mercado de trabalho regional (medido pela taxa de emprego) deve ser proporcionalmente mais importante para o movimento de preços de moradia na medida que nos distanciamos da capital britânica. Para renda, em contraste, resultados foram sobretudo mistos, mesmo que coeficientes associados para Londres indiquem uma relação mais forte entre ambas variáveis ali.

Não existindo cointegração, dados regionais especificados através de um VAR primeiramente apoiam algumas hipóteses levantadas pela literatura. Entre elas, resultados corroboram o exibido em Meen (2010), onde foi explicitado que choques exógenos tenderiam a mover preços de moradia conjuntamente nas quatro regiões ao sul do país, i.e., Londres, *South East*, *South West* e *East of England*. Isso é sugerido tanto pelos testes de causalidade de Granger – que mostram resultados exatamente iguais para estas regiões, o que não acontece para as demais – como também pelos gráficos de impulso-resposta – mais similares entre essas regiões. Implicações dos modelos também sugerem uma menor importância do *slack* (vendas/estoques) em explicar preços na medida que nos distanciamos da capital, constatação que sugere uma acomodação mais

restrita por parte da oferta frente a choques de demanda para regiões mais próximas à Londres, algo que apoia a grande maioria da literatura. Quanto à magnitude, contudo, decorrências dos mesmos modelos não sugerem que existam diferenças significativas entre regiões quanto a como preços reagem pós choques, embora regiões mais ao sul reajam mais fortemente frente a choques no *slack*. Também foram geradas algumas evidências de que impactos acumulados se mostram positivos de forma mais permanente para o conjunto de regiões ao sul – principalmente Londres – que para aquelas ao norte. O primeiro ponto (acomodação mais restrita da oferta) e este último validariam portanto Glaeser, Gyourko & Saiz (2008), ao constatarem que ofertas mais inelásticas geram booms mais longos e que a presença de ofertas mais elásticas faz com que a região tenda a sobre-construir. Essa última afirmação parece ser especialmente verdade para a região *North East*, para qual resultados indicam uma maior resistência do *slack* vendas/estoques pós choques. Para esta última, a hipótese de que diferenciais de investimento constituem importante engrenagem de preços na região também é apoiada através dos resultados.

Consequências dos modelos não sugerem, contudo, que existam diferenças de *timing* entre regiões. Como exemplo, impactos acumulados sobre as variáveis após choques parecem atingir picos em momentos próximos, de forma que não parece haver certa defasagem para reações das variáveis endógenas na medida que se distancia da capital. Decorrente disto, modelos aqui tratados abrem duas possibilidades – que podem ocorrer conjuntamente – para a explicação do porquê da disparidade de preços entre Londres e demais regiões no pós-crise. A primeira – mais trivial – é que choques que afetaram preços ultimamente na capital têm natureza idiossincrática, independente de qualquer relação com o *ripple effect*. A hipótese justificaria porque preços nas demais regiões sulistas (que tanto pela literatura como por nossos resultados parecem mostrar comportamentos similares) não acompanharam o *boom* da capital. Entretanto, um choque econômico nacional seria descartado como provável causa, dado que similaridades referentes à reação de preços nas quatro regiões do sul não são verificadas. A segunda é que choques que têm movidos preços na capital são sobretudo relativos à demanda, i.e., choques que impulsionem o *slack* vendas/estoques ali, algo que, via implicações dos modelos, faria com que preços se manifestassem mais permanentemente em Londres. Essa segunda hipótese parece ser notadamente aludida através da Figura 39, que mostra novas construções de estruturas relacionadas a *housing*

para diferentes regiões. Nela, dados de Londres se destacam pelo seu movimento descolado frente às demais no pós-crise. Isso indicaria que, a partir de choques de demanda, a resposta da oferta ali tem sido muito mais intensificada que nas demais regiões⁸⁰.

Mesmo tendo em mãos estes resultados, é difícil explicar porque o arrefecimento dos preços de moradia ocorreu simultaneamente entre regiões a partir da metade de 2014. Algumas tentativas de resposta já foram levantadas pela literatura e veículos especializados, como a incerteza acerca da eleição de 2015, parâmetros de *affordability* e novas restrições do *Bank of England* sobre *Loan-to-Value* (que entraram em vigor no terceiro trimestre de 2014). Essas últimas também geraram certos atrasos sobre requerimentos de hipoteca. Obviamente, nosso modelo reservado unicamente a parâmetros diretos do mercado de *housing* não consegue tratar da primeira hipótese. A melhor medida de *affordability* (aquela sugerida pelo *Barker Review* e tratada no segundo capítulo) parece rejeitar a segunda teoria. A última, entretanto, nosso modelo parece apoiar. De fato, respostas de preços frente a choques nos requerimentos de hipoteca foram exibidas similarmente para o conjunto de regiões abordadas. Assim, desde que tais novas restrições do *Bank of England* tenham afetado requerimentos de hipoteca igualmente entre regiões, o arrefecimento simultâneo de preços de moradia ao redor do Reino Unido parece ser indicado como possível resposta através dos modelos aqui tratados⁸¹.

⁸⁰ Observe que dados relativos ao gráfico são expressos em volume em termos reais. Assim, a comparação entre regiões por meio deste não deveria ser a mais adequada por não controlar para diferenças de preços (novas construções em Londres são possivelmente mais caras). Entretanto, o comportamento recente da construção de *housing* na capital com seu próprio passado já sugere por si só uma grande distorção.

⁸¹ É provável que Londres seja mais afetada pelas restrições, contudo, que recaem primordialmente sobre imóveis mais caros, os quais têm maior proporção de mercado ali. Entre as demais regiões, entretanto, a hipótese de que o impacto seja semelhante parece razoável diante das características dos respectivos mercados. Não somente, independente do tipo de restrição, veículos de mídia já haviam reportado atrasos nos procedimentos para todo o Reino Unido.

8. Referências

- ✚ Abelson, P. (2009). *Affordable Housing: Concepts and Policies*. Economic Papers, Vol. 28, No. 1, p. 27-38.
- ✚ Abraham, J. & Hendershott, P. (1996). *Bubbles in Metropolitan Housing Markets*. Journal of Housing Research, Vol. 7, Issue 2.
- ✚ Anderson, R. (1980). *Some Theory of Inverse Demand for Applied Demand Analysis*. European Economic Review, Vol. 14, p. 281-90.
- ✚ Bank of England *Inflation Report*, August 2014.
- ✚ Banks, J., Blundell, R. & Smith, J. (2002). *Wealth Portfolios in the UK and the US*. National Bureau of Economic Research, Working Paper 9128.
- ✚ Barker, K. (2003). *Barker Review of Housing Supply: Interim Report*. HM Treasury.
- ✚ Barker, K. (2004). *Barker Review of Housing Supply: Final Report*. HM Treasury.
- ✚ Barker, K. (2006). *Barker Review of Land Use Planning: Interim Report*. HM Treasury.
- ✚ Berger-Thompson, L. & Ellis, L. (2004). *Housing Construction Cycles and Interest Rates*. Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper, 2004-08.
- ✚ Bramley, G. (1994). *An Affordability Crisis in British Housing: Dimensions, Causes and Policy Impact*. Housing Studies, Vol. 9, Issue 1, p. 103-124.
- ✚ Bramley, G. (2007). *The Sudden Rediscovery of Housing Supply as a Key Policy Challenge*. Housing Studies, Vol. 22, No. 2, p. 221-41.
- ✚ Cameron, G., Muellbauer, J. & Murphy, A. (2006). *Was There a British House Price Bubble? Evidence from a Regional Panel*. Oxford University Paper Series, No. 276.
- ✚ Capozza, D. et al. (2004). *Determinants of Real House Price Dynamics*. National Bureau of Economic Research, Working Paper 9262.
- ✚ Carrera, S. & Beaumont, J. *Income and Wealth*. Social Trends 41. Office for National Statistics.

- ✚ Carroll, C., Otsuka, M., Slacalek, J. (2011). *How large are Housing and Financial Wealth Effects? A New Approach*. Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 43, No. 1, p. 55-79.
- ✚ Cook, S. & Holly, S. (2000). *Statistical Properties of UK House Prices: An Analysis of Disaggregated Vintages*. Urban Studies, Vol. 37, No. 11, p. 2045-2055, 2000.
- ✚ Corder, M. & Roberts, N. (2008). *Understanding Dwellings Investment*. Bank of England Research & Analysis, Quarterly Bulletin.
- ✚ Dicks, M. (1990). *A Simple Model of the Housing Market*. Bank of England Discussion Papers.
- ✚ Gallin, J. (2006). *The Long-Run Relationship between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets*. Real Estate Economics, Vol. 34, p. 417-438.
- ✚ Glaeser, E. & Gyourko, J. (2003). *The Impact of Building Restrictions on Housing Affordability*. Economic Policy Review, Vol. 9 (2), p. 21-39.
- ✚ Glaeser, E. & Gyourko, J. (2006). *Housing Dynamics*. National Bureau of Economic Research, Working Paper 12787.
- ✚ Glaeser, E., Gyourko, J. & Saiz, A. (2008). *Housing Supply and Housing Bubbles*. National Bureau of Economic Research, Working Paper 14193.
- ✚ Glaeser, E., Gottlieb, J. & Tobio, K. (2012). *Housing Booms and City Centers*. American Economic Review, Working Paper 17914.
- ✚ Glindro, E. T.; Subhanji, T.; Szeto, J.; Zhu, H. (2008). *Determinants of House Prices In Nine Asia-Pacific Economies*. BIS, Working Paper No 263.
- ✚ Hendershott, P., Pryce, G., White, M. (2002). *Household Deleverage and the Deductibility of Home Mortgage Interest: Evidence from UK House Purchase*. National Bureau of Economic Research, Working Paper 9207.
- ✚ Holly, S., Pesaran, M. H., Yamagata, T. (2010). *Spatial and Temporal Diffusion of House Prices in the UK*. Journal of Urban Economics, 2011, p. 02-23.
- ✚ Leamer, E. (2007). *Housing is the Business Cycle*. National Bureau of Economic Research. Working Paper 13428.
- ✚ Malpezzi, S. (1998). *A Simple Error-Correction Model of House Prices*. Journal of Housing Economics, Elsevier, Vol. 8 (1), p. 27-62.

- ✚ Meen, G. (1996a). *Ten Propositions in UK Housing Macroeconomics: an Overview of the 1980s and early 1990s*, Urban Studies, Vol. 33 (3), p. 425-44.
- ✚ Meen, G. (1996b). *Spatial Aggregation, Spatial Dependence and Predictability in the UK Housing Market*
- ✚ Meen, G. & Andrew, M. (2008). *Planning for Housing in the Post-Barker Era: Affordability, Household Formation, and Tenure Choice*. Oxford Review of Economic Policy, Vol. 24, No. 1, p. 79-98.
- ✚ Meen, G. & Nygaard, A. (2010). *Housing and Regional Economic Disparities*. Department for Communities and Local Government, Economics Paper 5, November 2010.
- ✚ Poom, J. & Garratt, D. (2012). *Evaluating UK Housing Policies to Tackle Housing Affordability*. International Journal of Housing Market and Analysis, Vol. 5, p. 253-71.
- ✚ Pryce, G. (1999). *Construction Elasticities and Land Availability: a Two-Stage Least-Squares Model of Housing Supply Using the Variable Elasticity Approach*. Urban Studies, Vol. 36, No. 13, p. 2283-304.
- ✚ Sims, C. A., Stock, J. H., Watson, M. W. (1990). *Inference in Linear Time Series Models With Some Unit Roots*. Econometrica, Vol. 58, No 1, p. 113-144.
- ✚ Stone, M. (2006). *A Housing Affordability Standard for the UK*. Housing Studies, Vol. 21, No. 4, p. 453-76.
- ✚ Tobin, J. (1969). *A General Equilibrium Approach to Monetary Theory*. Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 96, No. 4, p. 15-29.
- ✚ Willcocks, G. (2009). *UK Housing Market: Time Series Processes with Independent and Identically Distributed Residuals*. Journal of Real Estate Financial Economics (2009). Vol. 39, p. 403-14.
- ✚ Wood, R. (2003). *The Information Content of Regional House Prices: Can They Be Used To Improve National House Prices?* Bank of England Quarterly Bulletin, Autumn 2003, p. 304-314.