

热钱流入对我国一、二线城市房价影响差异的实证分析

董彦岭 朱兴婷 刘 然

(山东经济学院山东区域经济研究院, 山东 济南 250014)

[摘要] 在美元持续贬值的背景下,基于我国经济发展的良好表现和预期,国外热钱大规模流入。而与此同时,我国房价一直居高不下,国内有关热钱与房产价格关系的研究也日趋热化。就热钱对一、二线城市的影响程度进行了实证分析,发现热钱涌入对一线城市房价指数的影响程度要明显高于对二线城市房价指数的影响。在对结论进行分析的基础上,提出了抑制境外热钱对一、二线城市房地产市场投机的几条政策与建议。

[关键词] 热钱;房价;一线城市;二线城市

[中图分类号] F224.9

[文献标识码] A

[文章编号] 1000-971X(2011)04-0037-08

一、文献综述

近年来,随着美国实际利率水平持续下降,相对较高的人民币利率使热钱在我国国内的套利空间已经存在,因此,在美元持续贬值的背景下,基于我国经济发展的良好表现和预期,全球正急于寻找出口的热钱大规模流入我国。伴随着国际热钱不断流入国内,我国房价一直居高不下,国内学者分别从不同角度入手对二者关系进行了实证研究。

宋勃,高波(2007)利用我国1998-2006年的实际利用外资和房地产价格的季度数据建立误差纠正模型(ECM),使用Granger因果检验方法对我国的房地产价格和国际资本流动的关系进行实证检验。得出结论:短期而言,房地产价格上涨吸引了外资的流入;长期来说,外资的流入对我国的住房价格上涨产生了影响。^[1]

刘轶,史运昌(2009)运用VAR模型对北京、上海、广州和深圳四个城市房价和热钱流入量的月度数据进行了实证检验得出:房价和热钱之间存在长期均衡关系,热钱是房价上涨的格兰杰原因并对房价形成持续的正向冲击。^[2]

邓永亮(2010)通过对2002年1月至2009年9

月的月度数据进行实证检验发现,流入我国境内的“热钱”主要是流入了房市而不是股市,并推动了房价的上涨,房价上涨又进一步吸引“热钱”流入。^[3]

周辉莉(2010)基于VAR模型,利用2000年第1季度—2008年第3季度数据定量检验两者关系,得出结论:热钱流入推动了我国房产价格的上升。可以通过限制国际游资流入,在可贷资金市场上减少货币供给量,在外汇市场上减少对人民币需求,在房地产市场上抑制过量资金流入,防止房地产价格波动,维持宏观经济稳定。^[4]

综合来看,目前的实证研究主要集中在我国整体房价与热钱流入关系的研究上,或对不同的一线城市影响的研究上(刘轶,史运昌,2009),而关于热钱对我国一、二线城市房价的影响程度的差异方面却鲜有涉及。

因此,在我国一、二线城市房价不断上涨的背景下,在国内其他学者研究的基础上,本文对热钱流入对我国一线、二线城市产生影响的差别程度入手进行研究。本文在针对热钱对一、二线城市房价影响程度进行实证分析的基础上,对实证结果给予理论上合理的解释,并进一步提出了抑制境外热钱对一、

[作者简介] 董彦岭(1968-),男,山东成武人,山东经济学院山东区域经济研究院副院长、教授、博士。主要研究方向:国际金融。

二线城市房地产市场的投机的几条政策与建议。

二、理论模型

(一)理论模型的设定

VAR(向量自回归)模型是 Sims(1980)对结构化模型批判的基础上创立和发展起来的。VAR模型最大的特点在于,在VAR模型中没有内生和外生变量之分,而是所有的变量都被看做内生变量,初始对模型系数不施加任何约束。VAR模型又分为普通VAR和结构VAR两种基本类型,本文采用普通VAR模型。向量自回归VAR模型通常用于相关时间序列系统的预测和随机扰动对变量系统的动态影响。模型把系统中每一个内生变量作为系统中所有内生变量的滞后值的函数来构建模型,从而将单变量自回归模型推广到由多元时间序列变量组成的“向量自回归模型”。

VAR模型的数学表达式为:

$$Y_t = A_1y_{t-1} + A_2y_{t-2} + \cdots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t$$

 $t = 1, 2, \cdots, T$ (1)

式中,y_t是一个内生变量列向量,x_t是一个外生变量向量。A₁,A₂,...,A_p是要被估计的系数矩阵。ε_t是扰动向量,扰动向量之间可以同期相关,但不与自己的滞后值相关及不与等式右边的变量相关。这样就可以用普通最小二乘法(OLS法)估计每一个方程,得到的参数估计量都具有一致性。

本文在房地产价格指数与热钱规模之间建立模型并进行计量检验,分别以一、二线八个城市的月度

数据为样本,使用 Eviews5.0 软件对上述城市的房地产价格指数与热钱规模之间的关系进行实证分析,建立一个含有两变量的VAR自回归模型。^[5]

因此本文在式(1)的基础上,以时间序列热钱规模(x)和一线城市房地产价格指数(y1)、热钱规模(x)和热钱规模(x)分别建立VAR自回归模型。首先对两时间序列进行平稳性检验,然后对两者之间的协整关系进行检验,最后在建立房地产价格指数与热钱数量VAR模型的基础上,进行脉冲响应分析与方差分解,最终确定热钱规模对一、二线城市房产价格指数的影响程度。

(二)样本数据与变量说明

本文将样本选为2007年1月-2010年9月的月度数据进行分析。以一线城市房地产价格指数(y1)、二线城市房地产价格指数(y2)和热钱规模(x)这三个指标为变量,所有数据均来自官方公布的统计资料或由统计数据计算得到。其中外汇储备数据来自国家外汇管理局网站,各城市房地产价格指数来自国家发改委网站,出口额和进口额数据来自商务部网站。

1. 热钱规模

基于数据的可得性和科学性,本文采用国家统计局的热钱估算方法:热钱规模(x) = 外汇储备增量 - FDI - 贸易顺差。通过上述测算公式估算出流入中国的月度热钱规模(表1)。

表 1		热钱流入月度规模				单位:亿美元	
时间	热钱规模	时间	热钱规模	时间	热钱规模	时间	热钱规模
200701	173	200801	309	200901	- 792	201001	- 62
200702	244	200802	418	200902	- 121	201002	- 41
200703	316	200803	123	200903	147	201003	203
200704	232	200804	502	200904	361	201004	344
200705	187	200805	123	200905	608	201005	- 787
200706	64	200806	- 191	200906	249	201006	- 168
200707	232	200807	27	200907	270	201007	490
200708	- 65	200808	33	200908	130	201008	- 187
200709	- 42	200809	- 146	200909	409	201009	752
200710	- 125	200810	- 679	200910	246	201010	778
200711	80	200811	- 404	200911	344	201011	- 257
200712	- 44	200812	164	200912	- 202	201012	524

资料来源:根据国家外汇管理局、商务部公开的相关数据进行计算。

2. 房地产价格指数

一线城市的房地产价格指数是由北京、上海、广州和深圳四城市的房地产价格指数构成,二线城市的房产价格指数是由沈阳、杭州、济南、重庆四个城市的房地产价格指数构成。其计算公式为:

表 2 一线城市房产价格指数

时间	房产价格指数	时间	房产价格指数	时间	房产价格指数	时间	房产价格指数
200701	107.425	200801	110.45	200901	97.1	201001	112.55
200702	107.325	200802	109.4	200902	94.2	201002	112.975
200703	107.55	200803	108.55	200903	94.875	201003	113.325
200704	107.2	200804	107.725	200904	95.95	201004	113.325
200705	107.425	200805	106.625	200905	97.1	201005	111.85
200706	108.125	200806	105.15	200906	98.775	201006	109.525
200707	109.425	200807	108.55	200907	100.65	201007	107.4
200708	110.725	200808	101.625	200908	102.575	201008	105.925
200709	111.725	200809	99.25	200909	104.625	201009	105.6
2007010	112.275	200810	97.4	200910	106.4	201010	104.85
200711	112.225	200811	95.65	200911	108.65	201011	103.625
200712	111.6	200812	94.775	200912	111.05	201012	102.575

表 3 二线城市房产价格指数

时间	房产价格指数	时间	房产价格指数	时间	房产价格指数	时间	房产价格指数
200701	104.05	200801	111.325	200901	100.325	201001	107.475
200702	104.05	200802	110.575	200902	100.45	201002	108.1
200703	104.125	200803	110.525	200903	100.3	201003	108.75
200704	104.025	200804	110.15	200904	100.05	201004	110.075
200705	104.25	200805	109.6	200905	100.325	201005	109.9
200706	105.225	200806	108.825	200906	100.5	201006	109.5
200707	105.225	200807	110.525	200907	100.825	201007	109.1
200708	106.65	200808	105.725	200908	101.825	201008	107.725
200709	108.825	200809	103.85	200909	102.45	201009	107.575
2007010	108.425	200810	101.6	200910	103.25	201010	106.875
200711	110.55	200811	100.525	200911	104.85	201011	105.975
200712	110.7	200812	99.7	200912	106.175	201012	105.1

资料来源:根据国家统计局、各城市统计局公开的相关数据进行计算。

三、实证分析

(一)一线城市房价指数与热钱规模对相互关系的实证分析

1. 单位根检验

为了确保一线城市所选样本回归结果的无偏性、有效性,在此利用 ADF 检验方法来检验样本数据的时间序列特征,根据 AIC 准则确定滞后阶数。

(1)对序列 x 进行检验

对于序列 x,经过检验,当滞后期 P = 3 时,AIC 与 SC 值达最小。在对序列 x 进行 ADF 检验(考虑

房地产价格指数(y) = Σ各城市的房地产价格指数 × 1/4

其中各城市的房地产价格指数均采用同比数据,均设上年同期价格指数为 100,具体数据见表 2、表 3。

常数项),输出结果如表 4 所示:

表 4 热钱规模(X)的 ADF 检验结果

	t - Statistic	Prob *
Augmented Dickey - Fuller test statistic	- 3.085054	0.0350
Test critical values: 1% level	- 3.588509	
5% level	- 2.929734	
10% level	- 2.603064	

由检验结果得:ADF Test Statistic = - 3.085054 < 5% Critical Value = - 2.929734,所以,拒绝原假设,原序列是平稳的。

(2)对序列 y1 进行检验

对于序列 y1 经过检验,当滞后期 P = 6 时,AIC 与 SC 值达最小。在对序列 y1 进行 ADF 检验(考虑常数项),输出结果如表 5 所示:

表 5 一线城市房价价格指数(y1)的 ADF 检验结果		
	t -Statistic	Prob.*
Augmented Dickey – Fuller test statistic	-3.333150	0.0197
Test critical values: 1% level	-3.600987	
5% level	-2.935001	
10% level	-2.605836	

由检验结果得:ADF Test Statistic = -3.333150 < 5% Critical Value = -2.935001,所以,拒绝原假设,原序列是平稳的。因此,由以上分析可得:热钱规模以及一线房价指数两个变量在 5% 的显著性水平下都是平稳性序列。

从时间序列图(图 1)的走势上来看,两个时间序列并不是随机趋势序列,而是明显存在一定的某种均衡关系的两个时间序列。因此,序列 x 和序列 y1 组成的线性组合一定存在长期稳定的均衡关系。

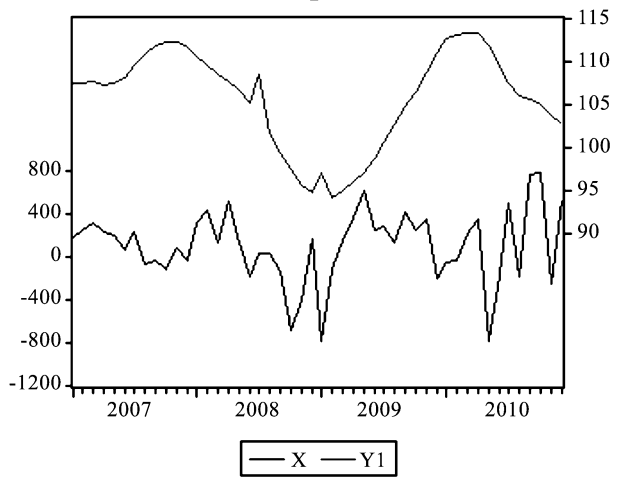


图 1 热钱规模(X)与一线城市房价指数(y1)的时间序列图

2. 协整关系

在上述 ADF 检验得出 x 序列与 y1 序列均为平稳性的序列,序列 x 和序列 y1 一定能通过 EG 两步法检验,因此不再需要对这两时间序列做协整检验。

3. VAR 模型的选择与估计

协整分析只说明了变量之间在结构上的因果关系和长期关系是否均衡,并没有表现出各变量的单位变化对其内在联系的影响。为此,需要利用 VAR 模型对一线房地产价格指数和热钱规模之间的关系作进一步的脉冲响应分析,并试图找出变量间的长

期动态关系。以时间序列 x、y1 建立 VAR 自回归模型,由序列 x 和序列 y1 的时间序列图可以看出两个时间序列明显存在一定的均衡关系,因此建立关于 (x,y1)^T 的 VAR 模型。

(1) 确定 VAR 模型的滞后阶数 p

建立 VAR 模型的关键是正确地确定滞后阶数 p,利用 5 个评价统计量的值,选择 VAR 模型的滞后期。

表 6 VAR 模型滞后阶数选择准则表						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-460.2012	NA	4562614	21.00914	21.09024	21.03922
1	-406.4744	100.1273	476157.4	18.74883	18.99213 *	18.83906 *
2	-404.1789	4.069151	515314.6	18.82632	19.23181	18.97669
3	-398.4166	9.691190 *	477303.1	18.74621	19.31391	18.95674
4	-393.4057	7.971875	458727.4 *	18.70026 *	19.43016	18.97094

从 VAR 模型的滞后期的 5 个评价统计量的值看出,在 5 个评价指标中有 2 个标准认为应该建立 VAR(1)模型,则确定建立 VAR(1)模型。

(2) 生成 VAR(1) 模型的代数表达式

在以上的实际数据的基础上,建立 VAR(1) 模型的代数表达式如下:

VAR(1)模型分别为:

$$X = C(1,1) * X(-1) + C(1,2) * Y1(-1) + C(1,3)$$

$$Y1 = C(2,1) * X(-1) + C(2,2) * Y1(-1) + C(2,3)$$

VAR(1)模型的代数表达式分别为:

$$X = 0.1714442326 * X(-1) + 0.7333001235 * Y1(-1) + 4.743177054$$

$$Y1 = 0.001444496608 * X(-1) + 0.9455318058 * Y1(-1) + 5.527310438$$

(3) 构建的 VAR(1) 模型的平稳性检验

对模型进行稳定性检验,得到特征方程全部根的倒数值都在单位圆内,VAR(1)模型是稳定的。经检验各扰动项均不与其滞后值相关,并经 White 异方差检验显示也不存在异方差,因此可以对 VAR(1)模型做脉冲响应函数分析。

由下图中 VAR(1)模型全部特征根的值,可以看出此 VAR(1)模型中不存在大于 1 的根,是一个平稳模型。

表 7 VAR(1) 模型全部特征根	
Root	Modulus
0.946898	0.946898
0.170078	0.170078

由图 2 可以看出,VAR 模型的全部特征根都位于单位圆内,也说明了模型的平稳性。

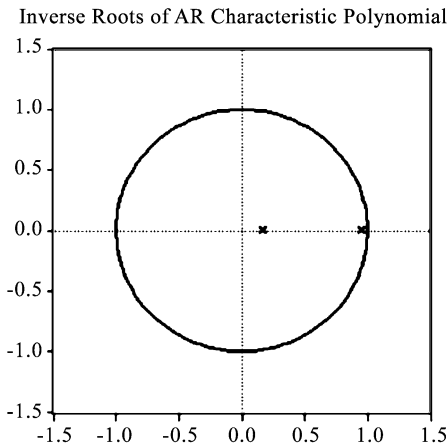


图 2 VAR(1) 模型全部特征根的位置图

4. 脉冲响应分析

在向量自回归模型的基础上,通过脉冲响应函数随机扰动项的一个标准差变动来考察它对内生变量及其未来取值的影响。考虑每一个变量作为因变量时,来自其他变量包括因变量自身的滞后值的一个标准差的随机扰动所产生的影响,以及其影响的路径变化。由所得的 VAR 模型基于脉冲响应函数式,可以得到一线城市房地产价格指数和热钱规模之间的相互冲击的动态响应路径。本文利用 VAR 模型给出了热钱流入规模与一线城市房地产价格指数之间脉冲响应分析图,输出结果如图 3 所示:

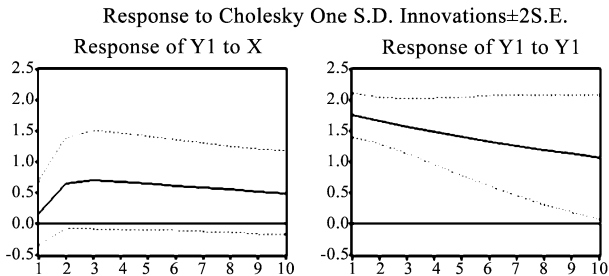


图 3 热钱流入(x)与一线城市房价指数(y1)的脉冲响应函数

图 3 中横坐标表示冲击作用的滞后期数(单位为月),纵坐标表示一线城市的房地产价格指数,实线表示冲击响应函数,表示房产价格对相应变量的反应,虚线表示正负两倍标准差偏离带。

从图 3 可以看出:当本期给热钱一个正向冲击后,一线城市房产价格指数立即开始上升,到第二期达最高点,然后缓慢逐渐下降。长期来看,热钱规模对一线城市的房地产价格指数的影响有明显的正向冲击,在滞后二期后的滞后期内基本保持稳定,并且持续时间较长。因此,热钱规模对一线房地产价格指数的影响也比较大。

5. 方差分解

与脉冲响应函数法不同,方差分解是将变量预测方差进行分解的技术。将这个预测方差分解为自身和系统内其他变量作用的结果,可以发现该变量变化的原因。为了研究了一线城市房产价格指数波动在多大程度上是由热钱流入造成的,本文在 VAR 模型基础上进一步对相关变量进行了方差分解,输出结果如图 4 示:

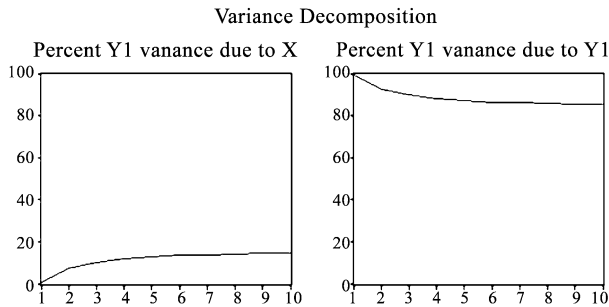


图 4 热钱规模(x)、一线城市房价指数(y1)变化方差分解图

从方差分解的结果可以看出:引起我国一线房产价指数格波动的因素中,热钱流入的贡献率能够达 16% 左右。

(二)二线城市房价指数与热钱规模相互关系的实证分析

1. 单位根检验

为了确保二线城市所选样本回归结果的无偏性、有效性,在此利用 ADF 检验方法来检验样本数据的时间序列特征,根据 AIC 准则确定滞后阶数。

(1)对序列 x 进行检验

对于序列 x,经过检验,当滞后期 $P = 3$ 时,AIC 与 SC 值达最小。在对序列 x 进行 ADF 检验(考虑常数项),输出结果如表 8 所示:

由检验结果得:ADF Test Statistic = -3.085054 < 5% Critical Value = -2.929734 ,所以,拒绝原假设,原序列是平稳的。

表 8	热钱规模(x)的 ADF 检验结果	
	t - Statistic	Prob *
Augmented Dickey - Fuller test statistic	-3.085054	0.0350
Test critical values: 1% level	-3.588509	
5% level	-2.929734	
10% level	-2.603064	

(2)对序列 y2 进行检验

对于序列 y2 经过检验,当滞后期 P = 8 时,AIC 与 SC 值达最小。如下在对序列 y2 做 ADF 检验(考虑常数项和时间趋势项),输出结果如表 9 所示:

表 9 二线城市房价指数(y2)的 ADF 检验结果	t - Statistic	Prob *
Augmented Dickey - Fuller test statistic	-4.054261	0.0148
Test critical values: 1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

由检验结果得,ADF Test Statistic = -4.054 < 5% Critical Value = -3.529758,所以,拒绝原假设,原序列是平稳的。由以上分析可得,热钱规模以及二线房价指数在 5% 的显著性水平下都是平稳性序列。两个变量都是平稳的序列。

由序列 x 和序列 y2 时间序列图(图 5)的走势上来看,两个时间序列并不是随机趋势序列,而是明显存在一定的某种均衡关系的两个时间序列。

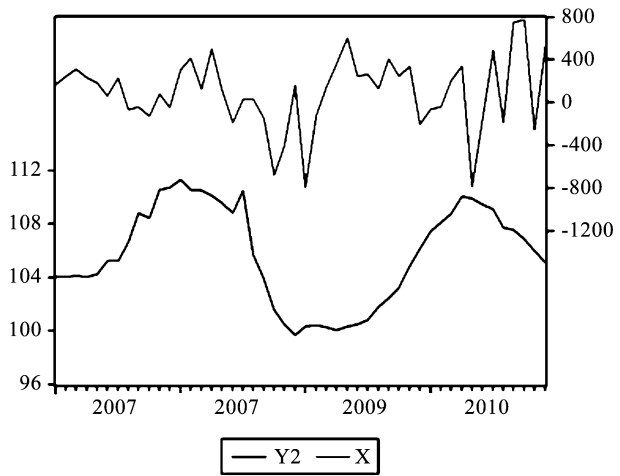


图 5 热钱规模(x)与二线城市房价指数(y2)的时间序列图

2. 协整关系

在上述 ADF 检验可以得出,x 序列与 y2 序列均为平稳性的序列,序列 x 和序列 y2 一定能通过 EG 两步法,即不再需要对这两时间序列进行协整检验。

3. VAR 模型的选择与估计

以时间序列 x、y2 建立 VAR 自回归模型,由序列 x 和序列 y2 的时间序列图,两个时间序列明显存在一定的某种均衡关系的两个时间序列,建立关于 (x,y2)^T 的 VAR 模型。

(1)确定 VAR 模型的滞后阶数 p

建立 VAR 模型的关键是正确地确定滞后阶数 p,利用 5 个评价统计量的值,选择 VAR 模型的滞后期。

表 10	VAR 模型滞后阶数选择准则表					
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-449.7196	NA	1795310	20.07643	20.15672	20.10636
1	-397.9178	96.69676	214602.8	17.962190	18.19279 *	18.04170
2	-394.5356	6.012776	220896.4	17.97936	18.38084	18.12903
3	-386.4564	13.64493 *	184868.4 *	17.79806 *	18.36013	18.00760 *

从 VAR 模型的滞后期的 5 个评价统计量的值看出,在 5 个评价指标中有 4 个标准认为应该建立 VAR(3)模型,则确定建立 VAR(3)模型。

(2)生成 VAR(3)模型的代数表达式

在以上的实际数据的基础上,建立 VAR(3)模型的代数表达式如下:

VAR(3)模型分别为:

$$X = C(1,1) * X(-1) + C(1,2) * X(-2) + C(1,3) * X(-3) + C(1,4) * Y2(-1) + C(1,5) * Y2(-2) + C(1,6) * Y2(-3) + C(1,7)$$

$$Y2 = C(2,1) * X(-1) + C(2,2) * X(-2) + C(2,3) * X(-3) + C(2,4) * Y2(-1) + C(2,5) * Y2(-2) + C(2,6) * Y2(-3) + C(2,7)$$

采用 OLS 法得到估计式 VAR(3)模型的代数表达式分别为:

$$X = 0.1581284566 * X(-1) - 0.04293998125 * X(-2) + 0.3257351831 * X(-3) - 19.51384507 * Y2(-1) + 60.37609867 * Y2(-2) - 45.96438481 * Y2(-3) + 591.2090748$$

$$Y2 = -0.0001392242342 * X(-1) + 0.0003597156929 * X(-2) + 0.00032709378 * X(-3) + 1.093548677 * Y2(-1) + 0.2724915524 * Y2(-2) - 0.4746577396 * Y2(-3) + 11.43067447$$

(3)VAR(3)模型的平稳性检验

对模型进行稳定性检验,得到特征方程全部根的倒数数值都在单位圆内,VAR(3)模型是稳定的。

经检验各扰动项均不与其滞后值相关，并经 White 异方差检验显示也不存在异方差，因此可以对 VAR (3) 模型做脉冲响应函数分析。

由下图的 VAR(3) 模型全部特征根的值，可以看出此 VAR(3) 模型中不存在大于 1 的根，是一个平稳模型。

表 11 VAR(3) 模型全部特征根		
	X	Y2
X(-1)	0.158128	-0.000139
	(0.15834)	(0.00048)
	[0.99867]	[-0.29091]
X(-2)	-0.042940	0.000360
	(0.16530)	(0.00050)
	[-0.25978]	[0.72000]

由图 6 可以看出，VAR(3) 模型的全部特征根都位于单位圆内，也说明了 VAR(3) 模型的平稳性。

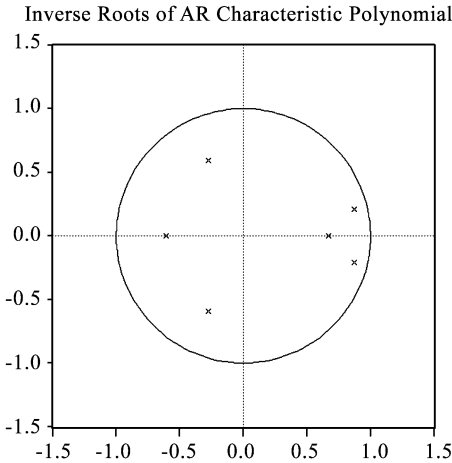


图 6 VAR(3) 模型全部特征根位置图

4. 脉冲响应分析

由所得的 VAR 模型基于脉冲响应函数式，可以得到二线房地产价格指数和热钱规模之间的相互冲击的动态响应路径。横坐标是脉冲响应函数的未来响应基数，纵坐标是因变量对扰动项的一个标准差冲击的响应程度。

热钱流入规模与二线城市房产价格指数之间脉冲响应分析图，输出结果如图 7 所示：

由图可以看出，二线房地产价格指数 y2 对于热钱规模 x 正的冲击，产生了弱的负效应，滞后两期后，逐渐回归到弱的正效应，并在滞后五期以后的滞后期内基本保持稳定。

5. 方差分解

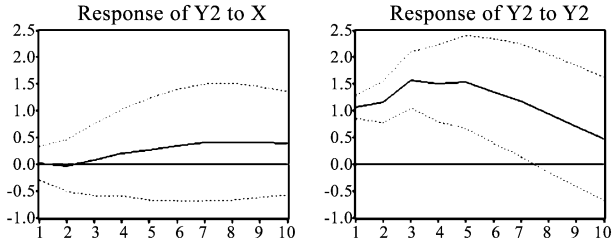


图 7 热钱流入(x)与二线城市房价指数 (y2) 的脉冲响应函数

为了研究了二线城市房产价格指数波动在多大程度上是由热钱流入造成的。本文在 VAR 模型基础上，进一步对相关变量进行了方差分解，输出结果如图 8 示：

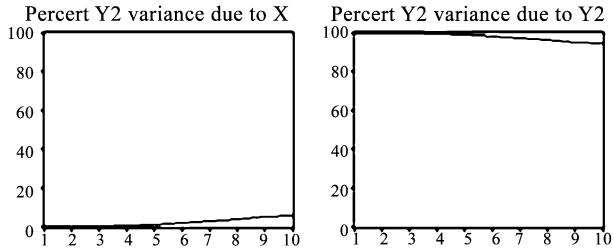


图 8 热钱规模(x)、二线城市房价指数 (y2) 变化方差分解图

从方差分解的结果可以看出：引起我国二线房产价格指数格波动的因素中，热钱流入的贡献率仅能达到 8% 左右。同一线房地产价格指数的方差分解结果比较，二线房地产价格指数受热钱规模的影响程度相对一线房地产价格指数受热钱规模的影响程度要小一些。

四、结论分析与政策建议

(一) 结论分析

从脉冲响应函数可以看出，热钱规模对一线城市的房地产价格指数的影响有明显的正向冲击，在滞后二期后的滞后期内基本保持稳定，并且持续时间较长，然而，二线房地产价格指数对于热钱规模正的冲击，产生弱的负效应，滞后两期后，逐渐回归到弱的正效应，并在滞后五期以后的滞后期内基本保持稳定。另外，通过方差分解的结果可以看出，引起我国一线房产价指数格波动的因素中，热钱流入的贡献率能够达 16% 左右，然而引起我国二线房产价格指数格波动的因素中，热钱流入的贡献率仅能达到 8% 左右。因此，一二线城市房价指数与热钱规模相互关系的实证分析结果表明：热钱流入对一线城市房产价格指数的影响程度要明显高于对二线城市房

产价格指数的影响。造成这种差异的原因,本文认为主要有以下两点:

1. 与二线城市相比,一线城市投资环境相对良好,国际认知度较高

城市的投资环境以及城市的国际认知度对热钱投入有较为显著的影响。在我国,一线城市在城市发展水平、综合经济实力、对人才吸引力、信息交流能力、国际竞争能力、科技创新能力、基础设施建设水平等各层面都发挥着明显的主导与引领作用。投资环境相对良好,具有较高的国际认知度,国际竞争力较强。二线城市则基础设施建设落后,产业结构不够合理,市场容量相对较小,文化和教育水平落后,劳动力素质较低。因此,投资环境相对较差,国际认知度较低。

良好的投资环境以及较高的国际认知度,使得一线城市成为国际热钱流入中国的首选目标。国外投资机构或投资者在国内多居留在一线城市,导致越来越多的热钱流入一线城市,使得热钱在我国一、二线城市间投资空间分布呈现不均衡的特征,

2. 与二线城市相比,一线城市房地产市场发展较好,吸引更多热钱流入

当前热钱通过资本项目输入我国的渠道主要包括:投入投机利润较高的房地产、有价证券等领域。近年来我国股市起伏跌宕,风险性上升,越来越多的国外投资者选择投机我国房地产市场。

一线城市房地产市场起步较早,房产市场容量较大,市场运行比较成熟,平均利润率较高,房产市场信息与流动性相对较好,交易便捷。这些发展优势更容易吸引热钱流入,一线城市房产市场往往成为国外热钱流入的首选目标。随着越来越多的热钱涌入一线城市,使得一线城市受到热钱的影响比较直接,其对热钱冲击的反应也比较大。

随着二线城市在城市化、产业转移、农业人口转化为城市人口等方面的不断发展,当前二线城市的房产市场对我国房价的总体变动起着越来越重要的作用,但是与一线城市相比,其目前尚处较低发展阶段,对外资的吸引力不如一线城市大,更多是间接受到国际热钱流入的影响。

(二)政策建议

为进一步有效抑制境外热钱对我国一、二线城

市房地产市场的过度投机,合理利用境外流入资本,本文提出以下两条建议:

1. 对一线城市要不断提高热钱监控能力,合理控制资本流向

首先,金融监管当局应当构建和完善对热钱的检测、预警和管理机制,密切监视异常的贸易顺差和FDI,严格监控热钱的流入,加大对投机性热钱非法流入等各类投机行为的打击查处力度。其次,通过建立严格的外资房地产准入机制,对非居民资金投资房地产加以限制;通过提高交易税、开征物业税等方式提高外资投资房地产的成本,限制热钱流入房地产市场。再次,合理引导外资流向生产性行业,使热钱转化为中长期资本,达到真正合理利用外资的目的。

2. 对二线城市要不断优化投资环境,吸引外资流入

境外热钱在对国内市场带来冲击的同时也带来了巨大的资本市场机会,如果利用的好不仅能够为中国的企业改革和经济增长方式的转变提供良好的资金支持,而且还可以改善中国的投资环境。二线城市要不断优化投资环境,提高城市的国际认知度,吸引更多外资流入。对此,一方面政府要通过政策、税收等方面的优惠,不断完善二线城市的外资投入环境,吸引更多外资流入;另一方面,自身发展才是硬道理,二线城市要调整产业结构,优化经济增长方式不断提高自身的综合经济实力与国际竞争力,吸引更多的国际资本流入。

参考文献:

- [1] 宋勃,高波. 国际资本流动对房地产价格的影响——基于我国的实证检验(1998—2006年)[J]. 财经问题研究, 2007, (03).
- [2] 刘轶,史运昌. 热钱对房地产价格的影响——基于京、沪、穗、深圳数据的实证研究[J]. 广东金融学院学报, 2009, (06).
- [3] 邓永亮.“热钱”对我国资产价格影响的实证研究[J]. 当代经济科学, 2010, (04).
- [4] 周辉莉. 国际游资冲击对我国房地产价格影响探析[J]. 北方经济, 2010, (18).

(责任编辑:刘 军)