

动态视角下“热钱”流动与我国房地产价格关系研究

周歆毅¹ 李占风²

(中南财经政法大学, 湖北, 武汉, 430073)

摘要: 近年来国际“热钱”对房地产市场价格影响趋于复杂。文章试图在考虑我国经济状态发生若干次转换的前提下, 通过建立协整方程和含有 Markov 状态转移项的向量修正模型对国际“热钱”流入与我国房地产价格的关系进行了长期均衡及短期调整的实证分析, 以实证研究分析不同状态下“热钱”流动对我国房地产市场的影响, 并在此基础上就如何有效监管“热钱”及应对“热钱”对房地产市场的影响提供理论借鉴。实证结果表明房价与“热钱”流入量、汇率及货币供应量存在着长期均衡关系, 且这四个变量组成的经济系统存在“高波动”及“低波动”两个不同的状态, 各变量在不同状态中有不同程度的短期均衡关系; 相对于“低波动”状态, “高波动”状态时房地产价格更难从偏离水平回归到均衡水平。

关键词: 热钱 房地产价格 协整方程 状态转移 VECM

中图分类号: C812 文献标识码: A

The Study of the Relationship between Hot Money and Real Estate Price on Dynamic Perspective

Abstract: In recent years, the "hot money" on the real estate market prices become more complex. Considering China's economic state the several conversion premise, the article attempts to establish cointegration equation containing the Markov state transfer items vector correction model (VECM) on the international "hot money" inflows empirical analysis of the impact of China's real estate prices, the long-run equilibrium and short-term adjustment. on this basis, the article provides a theoretical reference on how to effectively monitor the "hot money" and deal with "hot money" on the real estate market .Through empirical analysis, real estate prices, "hot money" inflows, exchange rate and money supply have a long-run equilibrium relationship , "hot money" inflows and money supply changes in real estate prices in the long-term performance in a positive direction affect the exchange rate in the long term. And in China's economic system, there are two different states of the high volatility and low volatility, the variables in the different states have varying degrees of short-term equilibrium relationship; relative to the low volatility state, high volatility more difficult for real estate prices in the state to

[作者简介]: 周歆毅 (1989~), 男, 江西赣州人, 硕士, 2013年毕业于中南财经政法大学统计系, 现就职于中国人民财产保险股份有限公司广州市分公司车辆保险部, 研究方向: 应用统计学; 李占风 (1963~), 男, 教授, 博士生导师, 中南财经政法大学统计与数学学院。

return from the deviation level to equilibrium level conclusions.

Key Words: Hot money Real estate price Cointegration equation State transfer VECM

引 言

房地产业作为我国的支柱产业和关联众多行业的基础产业之一,其能否健康、稳定并持续的成长是关系到我国国民经济能否持续增长的重要因素。在“十二五”期间,房地产的价格问题也被提到了更为醒目位置。2011年初至今,从强调政府监管、金融政策、交易税费、土地交易、房源供应等多方面“新国八条”,再到各大中城市的限购令和房贷利率的调整,在中央启动地方政府问责机制并多次宣布不放松调控力保证度的背景下,我国的房地产调控正有条不紊的进行中。但我国现今进行的房地产调控政策及手段多将注意力集中在我国的土地价格,供求不均衡和内部炒作问题,却一定程度上忽视了海外资本,特别是“热钱”对我国房地产价格的影响。

我国房地产具有价格高,波动大,转手方便等特点,其很容易演变为投机品,其过度的投资不仅容易引发出房地产泡沫,而且还能够通过后向关联产业的需求拉动和前向关联产业的供给推动,引发整体性的经济过热。而当泡沫破裂后,经济则容易陷入长期的紧缩或停滞。而由于我国人民币近年来升值迅速,并且相对其他国家长期存在高利率,在美国次贷危机引起的“金融风暴”后,短期投机资本为了规避风险,开始频繁转移投资对象以寻求资金安全,使得我国一直较受国际“热钱”的青睐。而从2011年7月份开始,以“新国八条”的推出为标志,我国开始实行了一系列严厉措施控制房地产价格的措施,我国“热钱”流入规模开始回落。近年来,由于我国房地产市场的高涨和调控的来回交替,“热钱”对房地产市场的套利操作力度逐步加大。而自从2005年我国汇率改革以来,我国的经济状态及所处的经济环境已经发生了多次的变化,特别是在次贷危机引发的全球性金融风暴期间及我国房地产加强调控时期,国际“热钱”对我国房地产市场的影响状态已发生一定的改变,若单纯使用静态分析容易忽略不同时期影响方式和程度的不同。

1 文献研究

国外对于国际“热钱”资本有关的文献大致分为两类,一类文献主要是研究国际“热钱”资本对一国宏观经济的影响,另一类学者则主要研究国际“热钱”的流入形式及其规模的度量方法,而对“热钱”资本影响房地产价格直接进行研究的代表性文献比较有限,主要集中在1998年东南亚金融危机发生后对东南亚等新兴国家房地产及资本市场的影响。其中具有代表性的文献有:Sarno和Taylor(1999)把国际“热钱”资本的流入渠道分为五种形式,并利用极大似然法及卡尔曼滤波技术和非参数方差比例分别计算了各个渠道中的“热钱”比例,最后通过实证得出了“热钱”通过股票、债券、官方这三种形式流入一国的比例较大的结论;Reinhart(2000)则在一个基准模型的基础上,分别考察了对外资进行的金融交易征税、对外资资产征税、限制外资总量三个不同的限制对国内资产价格的影响,文章得出了每种限制均会引起国内资产价格的波动率增大的结论;Jansen(2003)则观察了金融危机之后的东南亚“热钱”情况,特别的研究了泰国在金融危机前后,国际“热钱”的流入对于泰国国内房地产价格及股票价格的影响,得到了国外“热钱”的流入对股票价格的影响相对较小,而对房价的

影响较为显著的结论；。

在研究“热钱”流入对我国房地产市场的影响，由于市场和资本出入机制不同，国外研究中“热钱”对房地产市场影响的文献所得出的结论对于我国实际情况借鉴意义较小。但 21 世纪以来，我国国内学者基于我国实际国情针对房地产价格的影响这一问题做了一定的研究。目前，国内针对国际资本流动与房地产之间关系的具有代表性的研究有孟晓宏、李春吉(2006)通过对国际“热钱”资本流入影响我国房地产市场的渠道及作用机制的分析，认为国际“热钱”资本主要通过直接及间接两种途径来影响我国房地产价格，并得出了国际“热钱”资本流入在长期会引发房地产价格波动。宋勃和高波(2007)在理论研究国际“热钱”流动对房地产价格的影响的基础上，还实证研究得出了在短期房地产价格上涨将吸引了国际“热钱”的流入；而在长期，国际“热钱”的流入则会促进我国的房地产价格上涨的结论。刘莉亚(2008)构建了“热钱”与国内资产价格之间存在内生关系的理论模型，并在此基础上进行了实证分析，得出了国际“热钱”的涌流入显著地推动了住宅价格尤其是豪华住宅价格指数的上升，并且住宅价格指数变化率的波动中有部分是由于境外“热钱”发生异动所致。刘刚和白钦先(2008)从理论上分析了国际“热钱”为追求最大的投机利润，频繁进出我国股票、房地产等市场，并得出了国际“热钱”会通过影响我国房地产价格从而影响我国金融体系的结论。

目前关于“热钱”与房地产市场方面的代表性研究大多集中在 2010 年以前，而 2010 年至今全球经济经历了二次探底，国际“热钱”的流动变的更为复杂，而根据实际数据可以观察到流入我国的“热钱”变化也较为频繁，并且我国在 2010 年底开始对房地产市场实行了较为严格的调控，房地产市场观望气氛严重，我国房地产市场由单一的迅速膨胀转为一种较为复杂的形态；在研究方法上，大多数研究忽略了经济状态的改变。“热钱”自 97 年东南亚金融危机开始，不同时期其流动特点有较大的不同，特别是美国次贷危机前后，其不同时期段的差异性更为明显；而我国房地产近 10 年来的发展状态更是经历了平稳—高涨—回落—大幅高涨—平稳几个差别较大的发展时期，这几个时期跟我国经济发展、外部环境和政策变化相适应。所以，若在分析“热钱”和房地产价格间的关系时，不考虑到不同时期两者间关系的不同特点，容易出现结论的局限性。

2 “热钱”流动与我国房地产价格间关系的理论分析

国际“热钱”作为一种在世界经济中频繁流动的特殊资本，其主要以规避风险和获取收益为动机，以投资一国股票、房地产以及金融衍生品等标的为手段，以其逐利性为主要特征。“热钱”在各国市场间频繁流动，其基本通过“套利”或“套汇”手段来追逐超额收益，后演变为投资一国具有高升值预期的资本，即在研究相关资产投资价值后，在短期内大量流入某国，特别是流入监管不完善的新兴资本市场，推动其相关资产价格的上涨，待其资产价格大幅上涨后转手并逃离一国市场，赚取资产溢价后带来的收益。

在当前我国外汇管理制度下，“热钱”无论是通过哪条渠道流入，都将引起相应的一定外汇储备的形成，从而引起外汇占款的增长，而外汇占款的增长最终会引起货币供应量的增加，因此通过各种渠道流入的“热钱”将引起相应的一定货币供应量的增加。这部分增加的货币供应量的一部分在等待人民币升值的同时就会流入房地产市场，以期获得固定资产价

格上涨和人民币升值带来的双重收益。在而经济学的观点中，房地产商品属于弱供给弹性的资本品，且短期内资本品供给不会大幅度变化，对房地产商品的短期需求大幅增加必然推动房地产价格的上涨；而另一方面“热钱”对房地产价格的拉动作用容易引起“羊群效应”，使得国内民间资金跟风入市进一步推动房地产价格上升；房地产价格的进一步上升将继续吸引“热钱”流入，汇率上升，从而形成螺旋式效应，房价上升房地产泡沫逐渐增多。当该国房地产泡沫过大时，国际资本“热钱”为了避险而逃离。由于羊群效应，国内资本也将撤出房地产市场，该国的汇率就会出现贬值压力。一般该国中央银行会采用提高利率的方法来留住资本投资或稳定经济体运行，但是提高利率将会导致资本价格进一步下跌。如果该国国内金融体系不够健全，没有足够的外汇储备用以应对此局面的话，则很有可能增加由国际收支带来的金融风险。因此，从“热钱”流入到外汇占款增长、汇率波动压力增加，到货币供应量增加导致房地产价格上涨，最终导致国内资本跟风流入房市，“热钱”流入与房地产价格上升成为一个动态循环的过程。本文假定“热钱”只流入房市，然而在实际经济活动中，流入房市的外汇占款只是总的外汇占款的一小部分，大部分外汇占款流入了商品、劳务及金融市场。“热钱”对房地产价格影响具体经济流程如图 1 所示。

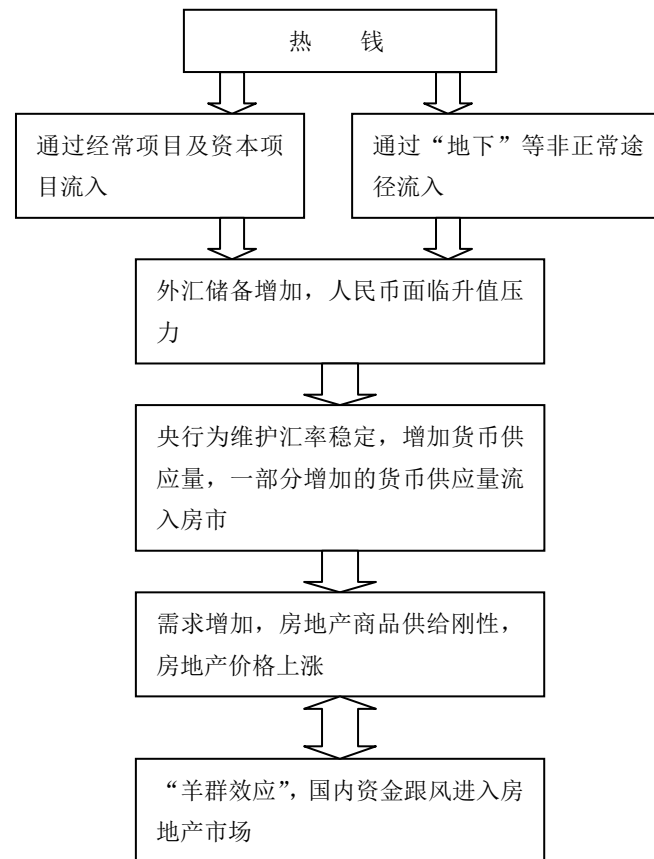


图 1 “热钱”影响房地产价格流程图

根据文章关于“热钱”与房地产价格关系的经济学理论模型分析可以发现，“热钱”往往是通过汇率变化及货币供应量等一系列经济变量来动态影响房地产价格的，所以在考虑国际热钱流动与我国房地产价格间关系时，应该将汇率和货币供应量等中间变量一并加以分析。

3 “热钱”流动与我国房地产价格间关系的实证分析

3.1 指标选取及说明

在指标选取方面,关于“热钱”如何计算的问题一直是学术界争论的热点。目前国际上较流行的分析思路主要有两种:一是直接测算法,将直接投资以外的资本和金融项目,以及误差与遗漏项目加总(也称非直接投资形式的资本流动净额)。二是间接测算法或称残差法,使用外汇储备增量减去贸易顺差和直接投资,统计局国际统计信息中心在2006年就曾经采用“热钱=外汇储备的增加量-FDI-贸易顺差”这一公式来计算“热钱”规模。但根据刘莉亚(2008)的验证,这种方法缺乏可信度,且并没有考虑到非正常渠道流入的“热钱”和由于汇率的变化与存量外汇储备的投资收益所带来的对“热钱”计算的影响。而有部分学者对“热钱”的计算简单的使用国际收支平衡表中的净误差及遗漏来代表,如尹明宇和陶海波(2005)采用了“热钱=国际收支净误差与遗漏+私人非银行部门短期资本流入+以其他名义通过正常渠道流入的短期投机资本”这一公式来计算,但这种计算方法并未考虑因贸易顺差而流入的“热钱”,而仅仅计算了一部分由非正常途径流入的“热钱”。近期也有部分学者提出了“热钱=外汇占款的增量-FDI-贸易顺差”的计算方法,但国家外汇管理局发布报告称近期以来,外汇占款下降不等于“热钱”流出,原因是2011年9月底以来,欧美主权债务危机导致我国外部环境发生较大变化,人民币汇率预期开始分化,在跨境资金净流入放缓的同时,境内银行、企业等机构及个人的结售汇意愿随之改变,结汇倾向减弱、购汇意愿增强,导致结售汇顺差减少甚至转为逆差,央行外汇占款下降转为境内银行、企业和个人等主体购入并持有外汇。结合以上分析和我国实际,文章采用外汇管理局发布的《2011年度中国跨境资金流动监测报告》中的发布的较为成熟的方法计算“热钱”,如式(1)所示。

$$\text{“热钱” (HM)} = \text{外汇储备的增加量} - \text{FDI} - \text{贸易顺差} - \text{境外投资收益} - \text{境外上市融资} \quad (1)$$

但需要注意的是,使用式(4.1)计算的“热钱”不都是纯粹套利的、违法违规的或者不可解释的跨境资金流动,它还包括了我国金融领域的直接投资交易、企业合法的服务贸易活动、合理的进出口赊账及其他财务运作、个人合法的外汇收支,以及银行部门外汇资产调拨等。

由于国家统计局在2011年对房地产价格统计方法及口径作出调整,不再统计综合的房地产销售价格指数和全国数据,所以对于我国房地产价格的度量则选取了国家统计局发布的70个大中城市的新建商品住宅销售价格指数,并以北京、上海、广州和深圳这四个具有代表性的“热钱”流入一线城市的房地产价格指数作为研究对象,以2005年7月为基期根据四个热点城市的房地产销售价格指数的环比指数,以销售面积为权重,计算出热点城市房地产价格定基指数作为分析数据,记为HP。由于我国在2005年7月进行了汇率改革,采用了不单一盯住美元的政策,所以本文研究汇率采用的是2005年7月汇率改革之后的根据一篮子货币汇率为对象调整计算出的人民币实际有效汇率指数REER作为分析对象。货币供应量指标则使用的 M_2 ,即广义货币作为研究对象,记为 M_2 。由于在2005年7月后我国才开始统计新建商品住宅销售价格指数的环比数据,且此时我国进行了汇率制度改革,所以本文选取的样本范围为2005年7月至2012年6月的月度数据,其中境外投资收益为季度数据,为与其它数据一致,本文采用线性插值法将其转化为月度数据。

本文所选取的样本数据中外贸顺差数据来自国家海关总署,FDI数据来自国家商务部,境外上市融资数据来自证监会,外汇储备、境外投资收益和汇率数据来自外汇管理局,房地

产价格指数和消费者物价指数来源于国家统计局，货币供应量数据取自中国人民银行。

3.2 指标描述性分析

通过对选定的各指标原始数据作描述性统计，可以得出以下基本特征，如表 1 所示。

表 1 “热钱”、汇率、货币供应量及房地产价格的原始数据描述统计表

	“热钱”(亿美元)	人民币实际有效汇率指数(%)	货币供应量 M_2 (亿元)	房地产销售价格定基指数(%)				
				北京	上海	广州	深圳	综合
样本量	84	84	84	84	84	84	84	84
均值	-29.69	111.66	535,280.10	12.986	104.4	12.244	120.25	118.69
中位数	4.01	113.33	485,651.60	12.83	103.9	12.29	122.3	118.57
最大值	617.49	125.02	924,991.20	15.07	114.7	13.5	131.1	132.59
最小值	-1,119.08	99.32	276,966.30	10.0	94.5	10.0	100	10.0
标准差	309.33	7.71	192,303.80	16.3	7.21	9.53	7.82	10.27
偏度	-0.79	0.02	0.39	-0.16	-0.04	-0.6	-0.68	-0.19
峰度	4.57	1.72	1.85	1.78	1.57	2.57	2.59	1.8

2005 年 7 月至 2012 年 6 月的 84 个月间，由于我国人民币对美元不断升值，使投机者普遍预期人民币会持续升值，所以在大部分时间我国“热钱”都是净流入的状态，但在少不月份，“热钱”却呈现巨量流出的状态，从而使得虽然净流入持续的时期较长，但均值却表示为净流出，为-29.69 亿美元。我国“热钱”流入量在 2010 年的 10 月达到单月最大值，高达 617.49 亿美元；相反，从我国单月出逃的“热钱”量则是在房地产调控的最严时期 2012 年 5 月，为 1,119.08 亿美元。通过图 2 可以看出在 2008 年以前，我国的“热钱”流入量保持着较为稳定的状态，额度基本没有超过 200 亿美元。但在次贷危机引起“金融风暴”的 2008 年前后，我国“热钱”流入量首次发生了大幅波动，这主要是大量短期投机资本为了规避风险，开始频繁转移投资对象以寻求资金安全，并且国际投机资本视利率较为稳定的中国为安全“避风港”之一，而中国经济开始受到“金融风暴”波及后，国际资本又快速流出。而在 2010 年下半年，“热钱”再次大幅流入我国，这与我国的经济开始复苏，固定资产投资前景被看好不无关系。而在 2011 年 7 月份开始随着我国开始实行一系列措施控制房地产价格，我国“热钱”规模开始回落，并在 2012 年 5 月达到净流出最大值。

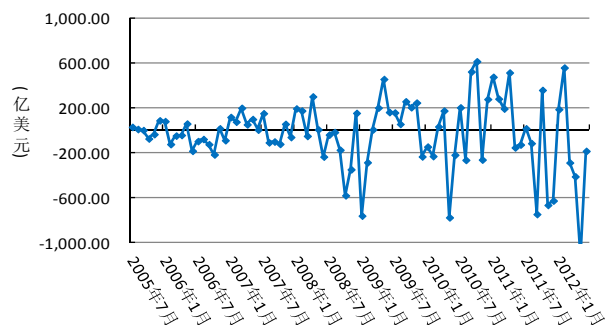
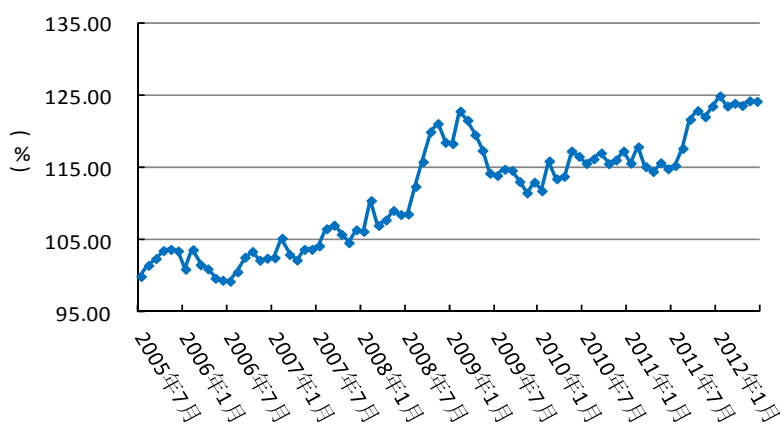


图2 2005年7月至2012年6月“热钱”净流入、流出规模图

从2005年开始，由于我国实行了汇率制度改革，改变原先单一盯住美元的策略，改为



以一篮子货币作为对象实行浮动汇率制，从图3中可以看到，在汇率改革之后的2005年7月至2012年6月的84个月间，人民币汇率基本为逐步攀升的状态，2009年2月人民币实际有效汇率达到最高值，为107.97(以2005年7月为基期计)。人民币平均实际有效汇率指数为111.66，偏度和峰度分别为0.02和0.72。由于我国贸易顺差较大，美国等发达国家对我国一直施加升值压力。而我国在升值过程中造成了对外贸易的弱势，大批出口型企业利益受损，政府及中央银行对汇率采取了一定的稳定措施，使得我国汇率在2010年初至2011年6月保持了较为稳定的态势。但值得注意的是人民币实际有效汇率指数在7月至12月短短6个月间再次上扬了8.23%。还需要特别注意的是，与“热钱”流入量相似，人民币平均实际有效汇率指数在2008年下半年至2009年上半年同样经历了大幅的升值及贬值的过程，有学者分析认为这次汇率大幅波动是由于国际“热钱”进出我国所产生的。

图3 2005年7月至2012年6月人民币实际有效汇率趋势图

随着我国实体经济和虚拟经济的不断增长，我国的货币供应量一直保持着上涨的态势。如图4所示， M_2 ，即广义货币从2005年7月的276,966.28亿元的最小投放量至2012年06月的924,991.2亿元的最大投放量之间则说明了我国不断增加货币投放的大致过程。特别在2008年底，由于为了配合我国在金融风暴后的经济复苏，我国明显加大了货币投放量，2009年上半年增加广义货币供应量近10万亿元。

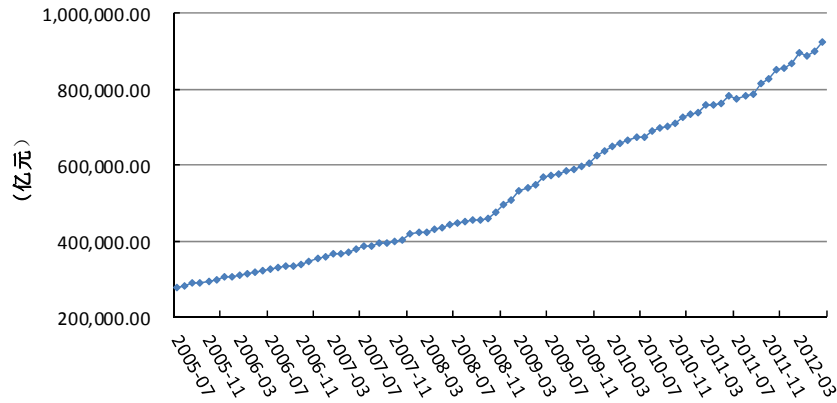


图4 2005年7月至2012年6月货币供应量 M_2 趋势图

同时观察2005年7月至2012年6月货币供应量 M_2 的一阶差分变量，即货币供应 M_2 的变化量 DM_2 指标则可以发现，其大幅波动的区间与“热钱”流入的大幅波动区间十分相似。货币供应变化量的均值为5,913.09亿元，货币投放量减少最多的月份为2011年2月，最大投放增幅发生在最新的样本2012年6月，增幅为26,039.68亿元。从2008年开始的货币供应量的大幅波动与“热钱”流入量想对比，一方面反映了我国经济发展在外部环境较差的情况下确实受到了影响，另一方面也可以初步表明“热钱”等国际资本对我国货币调控造成了一定的实际困难。

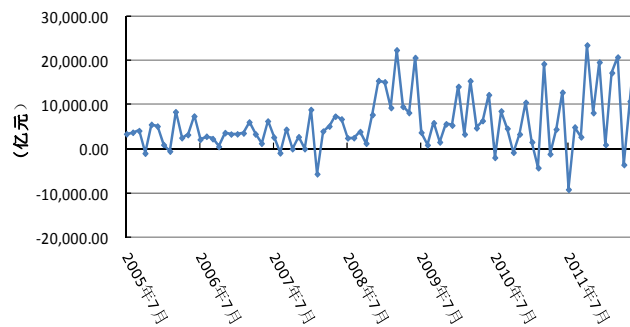


图5 2005年7月至2012年6月货币供应量 M_2 一阶差分趋势图

由于“热钱”投资标的需具有流动程度高，转手较容易这一特点，为突出“热钱”对我国房地产价格的影响，本文选取了北京、上海、广州和深圳这4个容易受“热钱”资本炒作的一线大城市作为研究对象，如图6所示。

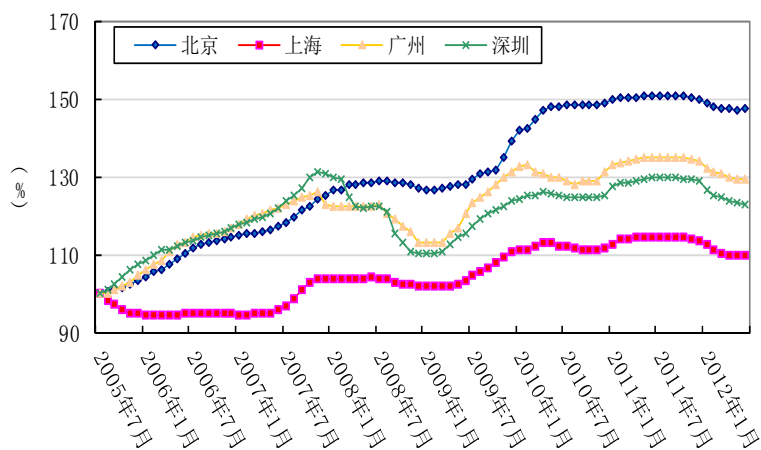


图6 2005年7月至2012年6月热点城市新建商品住宅价格指数趋势图

从图6中可以看到，在不考虑物价的情况下，4个代表城市在研究区间内都呈现出稳步上升的态势，并在2007年低和2010年初有两次相对较大的上涨幅度。但在实际的变化趋势中，4个城市略有不同。由于上海作为国际性大都市，房地产业发展较为成熟，其在4个城市中的涨幅最小，最大涨幅仅为14.7%，并且出现较为有规律的波段上涨。广州及深圳的房地产价格在2007年底都有着非常明显的上升，深圳更是达到了样本区间内的最大涨幅，高达131.1%，但随即这两个城市同时在2008年7月至2009年初大幅下跌近15%，经过第二个上涨期，两个城市的房地产价格的上涨幅度基本维持在30%左右。北京为4个主要城市中房地产价格上涨幅度最大的城市，其标准差高达16.30。其在2009年底以前均保持着较为稳定的增长率，中间并没有出现较为明显的下跌。最后截止至2012年6月底北京房地产价格上涨了50.7%，远高于其它3个城市。

值得注意的是，国务院在2011年01月26日召开常务会议，确定八项政策要求进一步调控房地产市场，即“新国八条”，由此为开端开始了一系列严厉的房地产价格调控措施。通过建立以4个城市新建住宅面积为权重加权得到的热点城市新建商品住宅价格综合指数，可以更为全面的观察到我国一线城市房地产价格的情况。而在图7中也可以看出，4个城市的综合指数在2011年出现了滞涨的情况，全年上涨幅度不到1%，并在2011年10月开始出现了小幅下跌并延续至今。

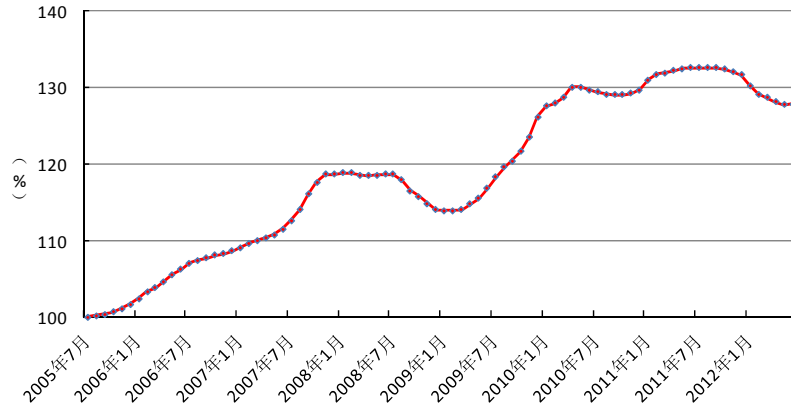


图7 2005年7月至2012年6月热点城市新建商品住宅价格综合指数趋势图

通过上述描述统计分析可以看出，房地产价格、“热钱”流入量、汇率及货币供应量在变化上有着相似的特点。4个对象指标在观察区间内都能表现出状态转换的特征，且在转换的时间上较为一致，即都出现了三次的大幅度变化，一次出现在2008年中，另一次出现在2011年初。而通过观察对象变量可以发现，在2008年中期的转变中，4个指标的变化率(即一阶差分/上一期基值)都从一个较低波动量进入了一个波动较快的空间，之后在2009年中期减缓，在2011年初又再次出现大幅波动。这三次状态转变则在现实中分别对应着我国的三次经济状态变化：我国开始受次贷危机波及、我国经济率先复苏、世界经济二次探底及我国房地产调控加剧。

3.3 实证分析模型介绍

Hamilton(1989)首先提出了 Markov 状态转移模型，如“热钱”对于房地产价格的影响状态则可以划分为双状态转移模式，即高波动与低波动状态。建立关于“热钱”对于房地产价格影响的 Markov 双状态转移模型，可以假设 $S_t = 1$ 表示高波动状态， $S_t = 0$ 表示低波动状态。

假定状态变量之间满足 Markov 性：

$$P[S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots] = P(S_t = j | S_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (i, j, k = 1, 0) \quad (1)$$

转移概率矩阵可表示为 $Q = \begin{pmatrix} p_{00} & p_{01} \\ p_{10} & p_{11} \end{pmatrix}$ ，其中 $\sum_{j=0}^1 p_{ij} = 1$ 。

为了估计参数，在过去信息集 F_{t-1} 条件下， x_t 、 S_t 和 S_{t-1} 的联合分布密度表示为：

$$f(x_t, S_t, S_{t-1} | F_{t-1}) = f(x_t | S_t, S_{t-1}, F_{t-1})P[S_t, S_{t-1} | F_{t-1}]$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{s_t}^2}} \exp \left(-\frac{(x_t - \mu_{s_t} - \sum_{i=1}^p \phi_{is_t} x_{t-i})^2}{2\sigma_{s_t}^2} \right) P[S_t, S_{t-1} | F_{t-1}] \quad (2)$$

边缘分布 $f(x_t | F_{t-1})$ 可表示为:

$$\begin{aligned} f(x_t | F_{t-1}) &= \sum_{s_t=0}^1 \sum_{s_{t-1}=0}^1 f(x_t, S_t, S_{t-1} | F_{t-1}) \\ &= \sum_{s_t=0}^1 \sum_{s_{t-1}=0}^1 f(x_t | S_t, S_{t-1}, F_{t-1}) P[S_t, S_{t-1} | F_{t-1}] \end{aligned} \quad (3)$$

由上式推导得 Markov 机制转移模型的对数似然函数为:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \left\{ \sum_{s_t=0}^1 \sum_{s_{t-1}=0}^1 f(x_t | S_t, S_{t-1}, F_{t-1}) P[S_t, S_{t-1} | F_{t-1}] \right\} \quad (4)$$

由对数似然函数(4)推导得(5), 其中对任意的 $i, j \in \{0, 1\}$,

$$\begin{aligned} P[S_t = j, S_{t-1} = i | F_t] &= P[S_t = j, S_{t-1} = i] P[S_{t-1} = i | F_{t-1}] \\ &= \frac{f(x_t | S_t = j, S_{t-1} = i, F_{t-1}) P[S_t, S_{t-1} | F_{t-1}]}{\sum_{s_t=0}^1 \sum_{s_{t-1}=0}^1 f(x_t | S_t = j, S_{t-1} = i, F_{t-1}) P[S_t = j, S_{t-1} = i | F_{t-1}]} \end{aligned} \quad (5)$$

其中 $P[S_t = j | F_t] = P[S_t = j, S_{t-1} = i | F_t]$ 。 $P[S_t = j | F_t]$ 称为滤波概率, 可看作依赖于前一期观察值序列 x_{t-1} 与前一期的滤波概率 $P[S_{t-1} = j | F_{t-1}]$ 的复合函数。将 $P[S_t = j | F_t]$ 在 $t=1, 2, \dots, T$ 时刻值迭代至上述对数似然函数, 得到各个时刻滤子概率以及对数似然值。根据滤波概率, 可以得到 $P[S_t | F_t]$, 将该数值代入式(4.5), 就可以得到各期的平滑概率。

根据得到的转换概率可以计算某一种机制持续的平均时间。假设 D 为状态 j 的持续时间, 则

$$D = n, \text{ 如果 } s_t = s_{t+1} = \dots = s_{t+n-1} = j \text{ 且 } s_{t+n} \neq j; \quad P[D = n] = p_{jj}^{n-1} (1 - p_{jj}) \quad (6)$$

这样, 状态 j 持续的平均时间为:

$$E(D) = 1 / (1 - p_{jj}) \quad (7)$$

Hamilton(1989)在提出 Markov 状态转移模型后, 又在美国 GNP 增长率的研究中首次初步提出了非线性的含有 Markov 状态转移项向量的自回归模型(MS-VAR), 即将马尔可夫状态转换模型与向量自回归模型结合起来:

$$[\Delta y_t - \mu(S_t)] = \sum_{i=1}^p \alpha_i [\Delta y_t - \mu(S_t)] + \varepsilon(S_t) \quad (8)$$

其中此时 u_{S_t} 表示经济周期中不同阶段的增长率均值，离散变量 S_t 表示状态区间， $\varepsilon(S_t) \sim N(0, \delta^2(S_t))$ 。在此模型中，模型的参数被假定为随着经济系统的状态转换而变化的形式，以符合经济的现实运行特征。

若变量之间存在协整关系，通过加入误差调整项还可将 MS-VAR 模型转换为 MS-VECM，以求在分析长期均衡关系同时观察短期动态调整。Krolzig(1997)在 Hamilton(1989)的初步研究的基础上，依据协整及误差修正模型的基本特点和经济状态转变的影响，尝试将长期均衡项放入含有 Markov 状态转移项的向量自回归模型(MS-VAR)中，扩展成含有 Markov 状态转移项的向量修正模型(Markov Switching Vector Error Correction Model, MS-VECM)，使得在考虑长期均衡项随着经济发展不同状态的影响而改变的同时，也考虑到不同经济状态下短期调整的情况。

假设 $X_t = (y_{1t}, y_{2t})^T$ ，其 y_{1t} 和 y_{2t} 是一个经济体运行中具有协整关系的经济变量。将向量自回归模型(VAR)模型表示成误差修正模型(VEC)的形式，即为式(9)：

$$\Delta X_t = c + \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

假设不可观测的离散变量 S_t 表示不同经济状态的区间，则 $\{S_t\}$ 是一个 m 状态的 Markov 链，同时其转移概率满足：

$$P_{ij} = P[S_t = j | S_{t-1} = i] \quad (10)$$

其中不同状态之间的转移概率满足正则性约束：

$$\sum_{j=1}^m P_{ij} = 1; \quad i=1, 2, \dots, m \quad (11)$$

于是，可以得到含有 Markov 状态转移向量的误差修正模型 MS(m)-VECM(p)，其中 m 表示状态数：

$$\Delta X_t = c_{S_t} + \Phi_{S_t} [\beta' X_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

模型(12)的截距项 c 和误差修正系数 Φ 均具有状态转移特征，可将其表示为如下均值修正形式：

$$\Delta X_t - u_{S_t} = c_{S_t} + \Phi_{S_t} [\beta' X_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i [\Delta X_{t-i} - u_{S_t}] + \varepsilon_t \quad (13)$$

从模型中可以清楚的看到各种状态下的非均衡状态都会受到向量误差的修正和调整，以便恢复新的均衡。本文用 Markov 状态转移模型来刻画这种动态影响行为。Markov 状态转移模型认为时间序列数据生成过程的参数依赖于一个不可观测的状态随机变量，令 $S_t = \{1, \dots, m\}$ 表示 t 时期的状态，我国房地产价格影响函数可以表述为如下 MS(M)-VECM(P) 模型：

$$\Delta X_t = c_{S_t} + \Phi_{S_t} ecm_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{is_t} \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

其中 $X_t = (hp_t, hm_t, reer_t, m2)'$, $ecm_{t-1} = \beta' X_{t-1}$ 为误差修正项向量, S_t 为状态变量, 服从一阶 Markov 过程, 其转移概率为:

$$P_{ij} = P[S_t = j | S_{t-1} = i], \quad \sum_{j=1}^m P_{ij} = 1; \quad i=1, 2, \dots, m \quad (15)$$

3.4 数据预处理

在进行实证建模分析之前, 应注意到房地产价格、“热钱”规模、货币供应量等数据包含了通货膨胀及季节因素, 本文使用以 2005 年 7 月为基期的消费者物价定基指数 CPI 对各指标进行了平减处理, 并同时使用 Census-X12 季节调整剔除了具有明显季节趋势的“热钱”计算变量贸易顺差等部分变量的季节影响因素。由于货币供应量的绝对量较大, 为后期建模方便, 将此指标单位换算为“百亿元”。

实证分析中数据的平稳性检验, Johansen 协整检验及 BDS 检验等部分采用 Eviews 6.0 进行; MS-VECM 部分的建模分析使用 Krolzig(2006)提供的 OxMetrics3.4 平台上的 MSVAR1.3 程序包, 同时借鉴并修改使用 M.Perlin(2011)提供的 MS_Regress_FEX 中的部分 Matlab 程序。

3.5 协整方程构建及估计

如果时间序列的均值、方差和自协方差都不取决于时刻 t , 则称该时间序列是弱平稳或协方差平稳, 否则称为非平稳的。由于用非平稳序列建立回归模型会带来虚假回归的问题, 即当用多个相互独立的非平稳时间序列建立回归模型时, 常常得到一个具有统计显著性的回归系数, 所以在建立模型之前需对序列的平稳性进行检验。检查序列平稳性的标准方法是单位根检验。在这里文章采用单位根检验法中的 ADF 检验法来对数据进行平稳性检验。其中, 有无趋势项、截距项和滞后阶数根据广泛使用的 AIC 准则判断。单位根检验结果如表 2 所示:

表 2 ADF 检验表

原序列	(C, T, N)	ADF 检验值	1%显著性水平临界值	结论
HM	(C, 0, 2)	-3.429	-3.52	非平稳
HP	(C, 0, 1)	-1.833	-3.512	非平稳
REER	(C, 0, 0)	-1.002	-3.511	非平稳
M_2	(C, T, 0)	-0.852	-4.072	非平稳
DHM	(C, 0, 1)	-11.739	-3.513	平稳
DHP	(C, 0, 0)	-3.838	-3.512	平稳
DREE	(C, 0, 0)	-9.471	-3.512	平稳

DM_2	(C, T, 2)	-8.803	-4.093	平稳
--------	-----------	--------	--------	----

注：D 表示一阶差分；检验形式中的 C、T、N 分别表示 ADF 检验中的常数项、趋势项和滞后阶数；其中，有无趋势项、截距项和滞后阶数根据 AIC 准则判断。

从表 2 中的 ADF 检验结果可以看出，热钱规模 HM、房地产价格 HP、货币供应量 M_2 和人民币实际有效汇率 REER 原序列在 1% 的显著性水平下皆为非平稳序列，而其一阶差分序列为平稳序列，即 HM、HP、 M_2 和 REER 皆为一阶单整序列 I(1)。因此能在协整检验中度量 HM、HP、REER 及 M_2 间的长期关系。

协整理论由 Engle 和 Granger(1987)提出，他们认为即使单个时间序列不是平稳的，但多个时间序列所组成的线性组合有可能是平稳的，此时组成的平稳的线性组合被称为协整方程，这个线性组合可以被解释为变量之间具有长期稳定的均衡关系。由于对应非平稳时间序列，构建 VAR 模型必须是变量之间存在显著的协整关系。采用 Johansen(1995)协整检验方法对变量 HM、HP、REER 及 M_2 进行协整检验。检验结果如表 3。

表 3 Johansen 协整检验表

原假设	特征根	迹统 计量	P 值	最大特征 根统计量	P 值
无协整向量	0.46	72.574 *	0.0 01	46.326*	0
至多 1 个协整向量	0.18 7	26.248	0.3 28	15.527	0.3 33
至多 2 个协整向量	0.08 2	10.721	0.5 69	6.417	0.7 4
至多 3 个协整向量	0.05 6	4.304	0.3 69	4.304	0.3 69

注：检验方式为含截距，无趋势，滞后 2 阶。其中，有无趋势项、截距项和滞后阶数根据 AIC 准则判断。

从表 4-3 中通过观察迹统计量及最大特征根统计量可以看出这 4 个变量之间在长期存在协整关系，迹统计量为 72.57，拒绝无协整向量的原假设，同时接受至多 1 个协整向量的假设，即存在一个协整方程；而最大特征根检验同样认为存在 1 个协整方程。通过极大似然估计得到唯一的协整方程为：

$$HP_t = -6.22 + 0.0037HM_t - 1.13REER_t + 0.0002M_{2t} \quad (4.16)$$

从以上的协整方程可以得到这 4 个变量在长期的经济运行中存在相同的变化趋势。同时通过协整方程可以观察到这 4 个变量间的初步的长期关系，即当热钱变动 1 个单位时，房价同向变动 0.0037 个单位；实际有效汇率变动 1 个单位时，房价指数反向变动 1.13 个单位；而货币供应量 M_2 每变动 1 个单位，房地产价格指数则同向变动 0.0002 个单位。从协整方程得到的房地产价格 HP 与“热钱”流入量 HM 及货币供应量 M_2 成正向关系的结论与前文经

济学及理论模型分析的结果基本一致。但需注意的是房地产价格与实际汇率 REER 成反向关系，与理论模型所得出的结果有所出入，主要考虑到从长期经济运行角度上看，汇率并不仅仅单纯的从影响“热钱”和货币供应量两个方面对房地产价格进行影响，长期本币的贬值能一定程度刺激经济发展从而刺激房地产价格的上升；同时将协整方程变形可以发现在长期，汇率与“热钱”流入量及货币供应量的同向变化是符合相关经济原理的。

3.6 MS-VECM 构建及估计

在从协整方程了解到各变量间长期关系后，为进一步讨论各变量间的短期影响，文章将建立 VEC 模型来刻画这种短期关系。

考虑到 2005 年 7 月以来我国的经济主体行为，如“热钱”进出存在不连续或经济状态出现大的改变的情况，在短期内“热钱”流入量、房地产价格等变量间可能存在非线性特征，本文按照 Gabriel (2008)及李福祥(2010)的研究思路，通过检验误差修正项是否存在非线性特征来判断是否需要使用非线性模型。通过估计 BDS 统计量对协整方程所估计出来的误差修正项进行非线性检验，并以此判断线性 VEC 模型能否较好地拟合文章研究对象间的关系。

表 4 列出了误差修正项的 BDS 检验结果，从不同维度上看，所有 BDS 检验统计量的 p 值均小于 0.05，表明关系系统间存在某种非线性特征，使用单纯使用线性模型难以完全度量变量间的内部关系，应该考虑使用非线性模型来分析系统的动态关系。

表 4 BDS 非线性检验表

维度	BDS 统计量	标准差	Z 检验量	p 值
2	0.022	0.011	1.962	0.049
3	0.044	0.018	2.418	0.016
4	0.01	0.022	4.539	0
5	0.103	0.023	4.417	0
6	0.115	0.027	5.068	0

由表 4 中的 BDS 检验结果说明变量间可能存在的非线性关系，基于所研究对象间关系存在几种状态的可能性，本文考虑在一般模型中加入使用 Markov 状态转移模型来刻画这种动态行为。

由于“热钱”进出对于房地产市场的套利行为大多属于短期投机行为，所以在已得到各研究变量存在协整关系结论的基础上，文章采用了在观察变量间长期关系的同时，能够较好度量变量间短期均衡关系的 VEC 模型来刻画变量间的短期调整关系。

在使用 MS-VEC 构建模型时，首先需要考虑模型的 Markov 状态转移形式。Markov 状态转移模型主要包括了 MSI, MSIH, MSM, MSMH, MSIA, MSIAH, MSIA, MSH 等常见的 8 种形式。这 8 种形式分别定义了常数项、均值、自回归项及方差项的状态转移。一般在进行 MS-VAR 及 MS-VEC 建模时，需要在以上 8 种不同的设定形式中选择一种具体形式。本文遵循主流研究中通常使用 AIC、HQ 及 SC 准则并结合 LR 似然比检验值来确定选取的模型种类及之后阶数。

通过验证，MSIAH 方式，即常数项及误差修正项含状态转移的模型 AIC、HQ 及 SC 值

最小，分别为 20.7441、21.4989 和 22.6313，而在滞后阶数为 1 阶时，LR 似然比检验值为 133.4211，通过了 0.95 置信水平的检验。

为此本文选择自回归及误差修正项均随两状态变化的滞后 1 阶的 MSAH(2)-VECM(1)模型来描述我国房地产价格与“热钱”规模及汇率的短期动态调整过程。使用 EM 算法对模型进行拟合，得到模型的状态转移概率如表 5。

表 5 状态转移概率表

状态转移概		
率	状态 1	状态 2
状态 1	0.922	0.078
状态 2	0.069	0.931

对比“热钱”规模、汇率、货币供应量和房地产价格，状态 1 代表了经济的低波动时期，即“热钱”进入量较为平稳，房地产价格缓慢匀速上升的状态；汇率保持相对问题的升值速度，同时货币供应情况稳定；状态 2 则表示经济的高波动事情，经济表现与低波动事情相反。从表 3 状态转移概率表中可以看出状态 1 和 2 都可以在较大概率下维持自身状态，概率分别为 0.9220 和 0.9306。而随着内外部环境的变化，我国的经济运行形态在状态 1 有 0.0780 的概率转移到状态 2，状态 2 有 0.0694 概率转移到状态 1，状态 1 向状态 2 转移的概率较大，也反映了经济市场状况恶化速度要快于经济复苏速度这一事实。具体转移时期及滤波概率 (Filtered Probability) 和平滑概率 (Smoothed Probability) 估计如图 8 所示。

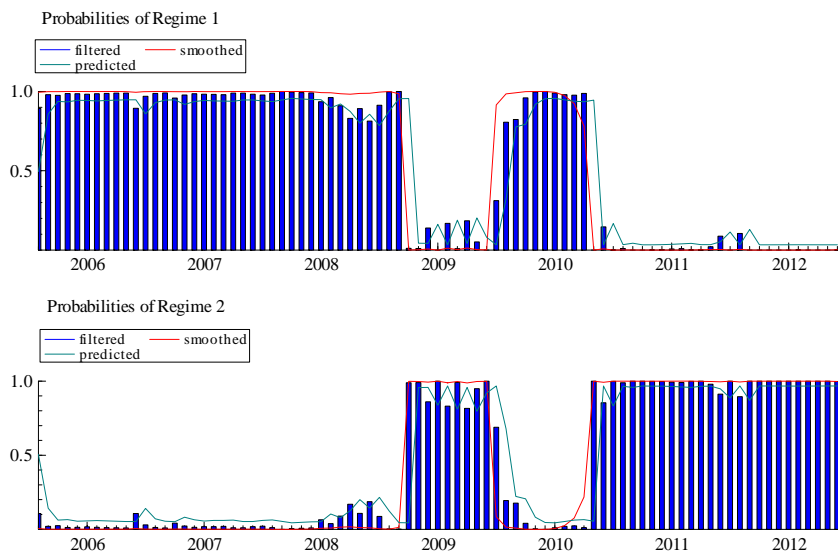


图 8 状态转移概率图

从图 8 中可以看出，在 2008 年 7 月之前，整个经济状态都大致处于“低波动”的状态 1 中，在这段时间中国经济稳步发展，汇率改革之后人民币汇率也在平缓升值中，我国货币投放量随经济发展稳健增多，“热钱”虽已开始流入我国但其绝对量和变化量都较小，房地产价格出现上涨态势但并未过热，在此状态后期虽然美国次贷危机已经发生，但还并未影响我国；而从 2008 年中开始至 2009 年末，由美国次贷危机引起的全球性金融风暴开始波及我

国, 我国的经济运行状态开始出现变化, 由“低波动”状态进入“高波动”状态 2, “热钱”为寻求投资机会开始频繁的巨额进出, 汇率及货币供应情况都受到一定的波及, 房地产价格也开始出现一定暴涨暴跌的大幅波动情况; 进入 2010 年, 由于我国经济复苏相对国外较早, 再加上汇率升值预期等原因, 为寻求资金的“避风港”, 加上国家调控使得房地产价格出现稳定上升“热钱”开始稳定在我国, 我国经济状态保持了暂时的“低波动”稳定状态; 而 2010 年底至今, 由于包括我国在内的世界经济进入二次探底阶段, 汇率升值预期下降, 而且我国开始加大力量重点整治房地产市场, 并出台一系列政策对房地产价格进行调控, 部分城市甚至出现房价下跌的情况, “热钱”为保证其收益又开始频繁进出以寻找能带来更大利润的投资标的。模型的状态再次转移到“高波动”的状态 1 中。综合看, 我国在样本区间 84 个月中, 经济状态处于“高波动”及“低波动”状态的时间各有 47 个月, 但整体上出现“先低后高”的经济态势, 反映出我国近期经济状态已经呈现出一定的不稳定。

为突出重点, 本文仅列出了关于房地产价格 HP 方程的估计结果。使用 EM 算法对模型进行估计, 估计结果如表 6 所示:

表 6 MSIAH(2)-VECM(1)模型中 HP 方程的估计结果

	状态 1	状态 2
常数项	-10.665 (-2.292**)	-31.445 (-3.245**)
ΔHP_{t-1}	0.570(6.614**)	0.857 (8.424**)
ΔHM_{t-1}	0.001(2.425**)	0.002 (1.853*)
$\Delta REER_{t-1}$	0.085(2.784**)	0.1610 (4.268**)
$\Delta M_{2,t-1}$	0.020(0.276)	0.103 (1.853**)
ecm_{t-1}	-0.317	-0.485

注: 估计系数后的括号内为相应估计值的 t 统计量, *和**表示在 90%和 95%的置信水平上拒绝原假设, 即表示估计参数是显著的。

根据表 6 的模型估计结果可以看出, 在短期关系中, 本期房地产价格取决于上一期房地产价格的变化及“热钱”规模、货币供应量、汇率及等中间变量的变化程度, 并且皆为正方向影响, 并且在“高波动”状态中对于当期房地产价格的影响都要显著高于“低波动”状态。这种情况可以理解为房地产价格在“高波动”状态下更容易受到其它经济变量变化的影响而不是根据上期价格变化得到的预期; 同时需要注意的是, 与长期协整方程不同的是, 在两个状态中 $\Delta REER_{t-1}$ 的系数均为正值, 这是因为在短期经济活动中, 汇率的变化率的变化往往是改变投资者和决策者的预期来达到改变“热钱”流入和房地产投资, 而并非通过直接的汇率值的绝对改变来影响其它变量。而且通过估计结果可以看出房地产价格在高波动状态下受到的上一期的各变量变化量的程度要远高于低波动状态, 这也印证了在“高波动”经济状态下投资者的投资行为会更多的参考过去的经济情况以做出最为安全的投资选择。

同时本期房地产价格还取决于上一期房地产价格对于均衡水平的偏离值和一个修正量, 上一期偏离越远, 本期修正的量越大。误差项 ecm_{t-1} 体现了对偏离的修正, 在状态 1 和 2 的修正力度分别为-0.317 和-0.485, 即在“高波动”状态下我国经济自身的修正能力要高于低波动状态, 以更快的速度将偏离的变量修正回均衡状态。

4 结论及政策建议

4.1 研究结论

本文在使用经济学及理论模型分析“热钱”与房地产价格间动态关系的基础上,根据实际样本数据,通过建立观察长期趋势的协整方程及短期调整的含有 Markov 状态转移项的向量修正模型,对两者及其中间变量实际汇率和货币供应量进行了更为深入的分析,并得到了以下几点结论:

1、通过进行 Johansen 协整检验得出本文选取的“北上广深”的房地产价格综合指数与“热钱”流入规模、我国实际有效汇率指数和货币供应量 M_2 存在着长期均衡关系。通过建立协整方程发现,其中“热钱”流入规模与货币供应量对于房地产价格的变化在长期表现为正方向影响,而汇率在长期则表现为与房地产价格的负向关系。此处协整方程得出的汇率的影响系数为负值,与理论模型所得出的结果有所出路,主要考虑到从长期经济运行角度上看,汇率并不仅仅单纯的从影响“热钱”流入和货币供应量两个方面对房地产价格进行影响,长期本币的贬值能一定程度刺激经济发展从而刺激房地产价格的上升;同时将协整方程变形可以发现在长期,汇率与“热钱”流入量及货币供应量的同向变化是符合相关理论分析结论的。

2、文章使用 BDS 检验发现房地产价格与“热钱”流入、汇率及货币供应量之间短期内存在着非线性关系,可能存在多种变化状态。通过建立含有 Markov 状态转移项的模型发现,“热钱”流入、人民币汇率、货币供应量与我国房地产价格组成的经济系统存在两个不同的状态,一个是“热钱”进出频繁,人民币汇率波动剧烈,货币供应量大幅增加,房地产价格波动幅度大的“高波动”状态,另一个则是与之对应的“低波动”状态。在 84 个样本中,“高波动”状态与“低波动”状态各占了 47 个月。但需要注意的是相对于“低”至“高”波动状态的变换,“高波动”状态有着更大概率转换为“低波动”状态,表现为一国经济更为容易恶化,而我国在近期 2 年都基本处于“高波动”的危险状态。

3、通过建立含有 Markov 状态转移项的向量修正模型,可以观察到在短期动态调整中,“热钱”及其传递渠道汇率、货币供应量与房地产价格在不同状态中有不同程度的非线性的均衡关系。在高低波动的两个状态中,房地产价格都受到“热钱”规模、汇率和货币供应量的正向影响,并且除上一期房地产变动价格外,在“高波动”状态中对于当房地产的影响都要显著高于“低波动”状态,即房地产价格在“高波动”状态下更容易受到其它经济变量变化的影响而不是根据上期价格变化得到的预期。同时观察 MS-VECM 中的误差修正项可以得到“低波动”状态下的短期调整力度要大于“高波动”状态下的短期调整力度,即相对于“低波动”状态,“高波动”状态时房地产价格更难从偏离水平回归到均衡水平。

4.2 政策及建议

对于近年来“热钱”频繁进出我国并大量流入我国房地产一级、二级市场从事投机活动并难以监管的现状,作者认为应该采取以下几点措施来控制热钱对于我国房地产市场的不良影响并一定程度抑制房价。

1、在“热钱”方面例如渠道方面,针对“热钱”流入中国的基本目的是对人民币升值的预期、赚取利率差和资本溢价带来的额外收益。因此要想从根本上控制“热钱”的流入,

压缩“热钱”的套利空间，首先政府应该从宏观层面完善人民币汇率形成机制，减少汇率的大幅波动，将人民币与美元的利差保持在合理的范围内；其次还应该建立起“热钱”流入的有效监管机制。根据已有研究由于流入我国的热钱主要是通过经常贸易下的贸易顺差和对华直接投资等渠道以及地下流动的难以察觉性，所以政府相关部门应把重点放在构建和完善对贸易顺差和 FDI 等“热钱”渠道的监控和管理机制，严格监控这些渠道的“热钱”流入。此外根据部分国家的已有经验，对短期流入的投机套利资本可以采用征收“托宾税”的方法加以抑制，即对短期流入资本征收相关税费，提高短期资本的流入成本和交易成本，减少投机获利空间，但前提在于能够有效的监测和管理“热钱”，征收“托宾税”才能起到应有作用。

2、在“热钱”投资房地产商品方面，需要建立严格的外资房地产投资准入机制。对外资购房设定严格的数量上限标准，并对相关投资者建立投资档案，对恶意投机房地产市场的投资者实行禁入制度。再者政府还可以充分发挥税收杠杆的调节作用，通过对国际“热钱”资本等特定对象提高交易税、开征物业税等方式来提高“热钱”投资房地产的成本，缩小外资投资房地产的获利空间。

3、在控制热钱流入及其对我国房地产商品进行炒作的同时，最重要的措施还应该是完善我国房地产市场的运行和自我调节机制。由于我国房地产市场的价格形成不成熟以及国内投资者容易进行跟风行为等原因造成了我国房地产市场成为“热钱”的重要投资标的之一。通过政策调控和自我调节等方式减少房地产价格的大幅波动，通过维持市场的合理估值，使房地产商品回归合理价格区间，缩小热钱的套汇、套利的空间，从而一定程度减弱国外投机资本对我国房地产商品的投机意愿。

参考文献

- 国家外汇管理局国际收支小组. 2012. 2011 年中国跨境资金流动监测报告, 中国金融出版社.
- 李福祥, 何红霞. 2010. 我国货币需求的短期非线性动态调整特征研究——基于 MS-VECM 方法. 金融研究, (4): 64~71.
- 刘刚, 白钦先. 2008. 热钱流入、资产价格波动和我国金融安全. 当代财经, (11): 43~49.
- 刘莉亚. 2008. 境外“热钱”是否推动了股市、楼市的上涨?—来自中国市场的证据. 金融研究, (10): 49~69.
- 孟晓宏, 李春吉. 2006. 国际资本流动对我国房地产价格的影响. 世界经济与政治论坛, (4): 27~30.
- 宋勃, 高波. 2007. 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). 财经问题研究, (3): 55~61.
- 尹明宇, 陶海波. 2005. 热钱规模及其影响. 财经科学, (6): 40~44.
- Engle R F, Granger C W J. 1987. Co-integration and error correction:Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2): 251~276.
- Gabriel V J, Alexandre F, Bação P. 2008. The consumption-wealth ratio under asymmetric adjustment. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 12(4): article 3.

Hamilton J D. 1989. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2): 357~384.

Jansen W J. 2003. What do capital inflows do? Dissecting the transmission mechanism for Thailand, 1980- 1996. *Journal of Macroeconomics*: 457~480.

Johansen S. 1995. Likelihood based inference in cointegrated vector autorgressive models. Oxford: Oxford University Press.

Reinhart V R. 2000. How the Machinery of International Finance Runs with Sand in its Wheels. *Review of International Economics*: 74~85.

Samo L, Taylor M P. 1999. Hot money, accounting labels and the permanence of capital flows to developing countries:an empirical investigation. *Journal of Development Economics*: 337~364.