

“限购令”是抑制房价上涨的有效政策工具吗?^①

——基于70个大中城市的实证研究

张德荣 郑晓婷

(厦门大学经济学院)

【摘要】2010年以来我国政府实施的五次房地产宏观调控中,以数量管制性质的“限购令”最为严苛。本文按照户籍和限购地域两个标准对限购政策进行了细分,在倍差法的研究框架内,通过动态面板模型GMM估计来评估限购政策对抑制住宅价格上涨的效果。实证研究发现,对非户籍购房人实施限购的政策效果最为明显。限购范围影响政策效果,仅在市区范围内限购难以起到抑制房价上涨的作用。通过对限购政策效果的评估,本文认为,投资(投机)性需求是推动我国房价上升的主要动力,我国房地产泡沫的根源在于粗放的经济增长方式,以货币超发带动经济增长的发展模式是房地产泡沫的根源所在,也是我国房地产市场调控的难度所在。

关键词 限购政策 房地产调控 倍差法

中图分类号 F426 **文献标识码** A

Is House Purchase Limit an Effective Policy to Control Housing Price?

Abstract: As a quantity administration policy, will the House Purchase Limit influence the increasingly high house price? We firstly classify the limit by household registered and the area restricted to buy, and then use GMM estimation of a dynamic panel data model to analyze the effects of the policy on the high-rising house price under the framework of difference in differences. The findings are as follows. The most obvious effect is on people with no household registered. The area restriction also has influence on the house price and it is difficult to reduce the high-rising house price provided that the restriction is carried out only in the main business area of the city. We have discovered that the investment (speculation) demand is the essential factor influencing housing price. In order to solve the problem of bubbles in the house market, we suppose to deal with the problems beyond the house market. It is difficult to control the house market without reducing the excess liquidity which is the main motivation of the economic growth since the reform period.

Key words: House Purchase Limit; House Market Control; Difference in Differences

① 本文获得教育部人文社会科学研究规划基金项目(12YJA790185)和国家社会科学基金项目(11CJL063)的资助。

引言

近年来，随着我国经济的快速发展，房地产行业也迅猛发展，房价呈现快速上升的态势，2000~2010年，我国35个大中城市住宅价格年均上涨9.7%，而在2005~2010年，35个大中城市住宅价格年均上涨12%^①，大量研究表明，我国房地产市场泡沫迹象明显。

针对我国房地产市场过热这一现状，我国政府自2010年以来采取了一系列措施来抑制房价的过快上涨。首先，从供给方面来看，我国政府制定了庞大的保障房建造计划，2010年要求新建套数为580万套，2011年要求新建1000万套，2012年要求新建700万套，并进一步加大对保障性住房建设资金的支持力度。其次，从抑制住房需求方面来看，在2010年的三次调控中，首套房商业贷款首付比例由原来的20%统一调高至30%；对于第二套房房的购房者，2010年初先是要求首付款比例不得低于40%，随后又提高到50%，利率同时上浮至贷款利率的1.1倍；而对于第三套房则停止贷款。虽然政府在增加住房供给、抑制投机需求等方面付出诸多努力，但房价上涨势头依然强劲。

在此背景下，2010年4月17日，国务院首次下发文件提出将限购作为临时性的措施以遏制部分城市房价的过快上涨。随后，各个城市陆续出台了实施细则，包括北京、上海等直辖市，厦门等计划单列市，省会城市和部分房价上涨过快的二、三线城市。到2011年10月31日，已有46个城市推行限购政策^②，图1是全国70个大中城市中限购城市数量的时间表。随着时间的推移，限购政策的力度逐渐严厉并且越来越明确和细化，并且限购措施在短期内并没有取消的趋势，即使部分城市规定了限购的截止时间，如厦门、福州、济南等10个城市规定限购政策截止时间为2011年12月31日，但在限购令到期后各城市均宣布继续实施限购政策。在2013年2月出台的“新国五条”中特别强调了

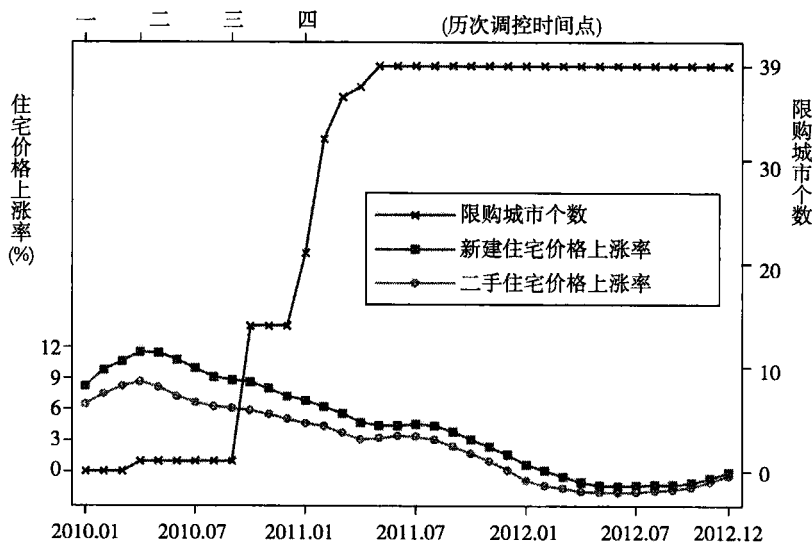


图1 2010年以来历次房地产宏观调控与房价上涨率

① 住宅价格增长率根据每年12月份价格计算，原始数据来自中国经济数据库 CEIC。

② 图1中的39个城市为选取的70个大中城市中的限购城市数。

要继续加强限购政策执行力度。

中国政府的上述房地产调控政策,尤其是限购政策,被业界称为“史上最严”的房地产调控政策。但是,我们发现在2012年末,房地产市场在经过短暂降温之后开始发酵升温,住宅成交量和价格双双上升,统计局公布的2013年2月70个大中城市中,66个城市新房价格环比上涨,62个城市涨幅继续扩大,11个城市涨幅比上月增加1个百分点。

我们认为,我国房地产开始升温的影响因素极为复杂,房地产价格上行是多方面因素综合作用的结果。作为史上最严厉的房地产调控政策,面对房地产价格重拾涨势的局面,我们不免要问,它是否起到了抑制房价快速上涨的作用?这是在限购政策实施接近两年之际,我们目前需要回答的一个问题,以便为未来的房地产调控决策提供证据支持。基于上述考虑,本文试图通过实证研究来评估我国住宅限购政策的效果,对上述问题做出回答。

一、文献综述

针对我国政府出台的房地产限购政策,学术界从理论和实证两个方面对这一政策进行了研究,概括起来主要有以下几个方面:

第一,限购政策短期效果有限,应将限购政策长期化。王敏和黄滢(2011)通过构建一个动态模型,从房地产供给一方对政策的反应来研究限购政策对房价的影响,如果限购政策是短期的,那么限购对房价的影响是有限的,延长限购期限和扩大限购群体都能起到降低房价的作用,但由于限购在限制投机需求的同时也限制了自住需求和正常投资需求,这将带来一定的福利损失,因此最优的限购政策是将限购的对象限制在投机需求上,并使其永久化。刘江涛等(2012)通过讨论两期条件下开发商预期和投资需求预期对市场的影响,认为限购有利于降低当前的房价,短期内取消限购令会带来房价的报复性反弹,房价长期走势与限购的执行时间和力度有关,市场中开发商和投资人对政策稳定性的预期是影响未来房价走势的重要因素,决策者应考虑加强房地产市场参与主体的预期管理。

第二,限购政策短期有效,长期无效,因而不应长期坚持。蔡继明和韩建方(2011)考虑到了夹心阶层的购房问题,认为现行的包括限购令在内的调控措施只能在短期内遏制房价,引导房产调控走出困境的根本途径是政府加强廉价自住房和改善性住房的供给。张慧(2012)讨论了限购令对上海房地产市场的影响,认为住宅限购政策在短期内可以对投机性需求起到立竿见影的效果,但并没有解决长期供需关系和货币政策环境等根本问题,因而限购令政策长期来看必然是无效的,被抑制的需求一旦释放必将引起市场的反弹。

第三,限购政策可能带来社会福利损失。胡涛和孙振尧(2011)的研究重点是限购政策下的额外福利损失,他们认为,限购政策下符合资格的需求子群体支付意愿的异质程度是影响社会福利损失的一个重要因素,在达到相同调控目标的政策中,限购政策的福利损失最大。冯科和何理(2012)通过建立房地产市场的反需求函数,定量分析了房地产限购政策对其他消费市场的影响以及产生的社会福利变化,研究结果显示房地产限购政策会破坏其他消费市场的均衡,在限购政策下,刚性、改善性和投资性房地产需求者均面临福利损失,福利损失状况决定于房地产需求类型。胡怀国认为,限购虽然在短期内有助于稳定房价,但由于政策持续时间等方面的不确定使其在预期管理方面具有缺陷,不利于资源的优化配置和结构调整,从长期来看,价格型政策是比数量型政策更优的选择(李东军、潘陈辰,2012)。

第四，从实证研究来看，刘尧（2012）以上海市为例，通过建立误差修正模型，在控制了当地宏观经济变量和房地产供求变量后得出结论：房地产限购政策可以遏制房地产价格的快速上涨，但由于该政策自身所具有的缺陷不宜被长期坚持，房地产调控的关键不在于限购，而在于管理房地产价格预期和增加市场投机者的持有成本。王敏和黄滢（2011）通过利用2010年1月～2011年8月住宅价格数据进行了实证分析，实证结果表明限购的短期影响很有限，限购政策仅仅对二手住宅市场有轻微政策效果。乔坤元（2012）通过使用倍差法对中国70个大中城市2009年3月～2011年12月的面板数据进行实证分析，实证结果显示实施“限购令”的城市相比于没有实施“限购令”的城市房价下降2.5%，交易量升高0.15%。陈通和张小宏（2012）基于中国90个城市的数据，从实证方面分析了实施住房限购政策对新建商品住房市场的量价影响，得出了如下结论：住房限购政策有效地抑制了投机性购房需求，限购政策对新建商品住房价格上涨速度有显著的抑制作用，对小户型住房价格产生的影响最为显著，限购政策对新建商品住房成交量的影响领先于对住房价格的影响。

在上述研究的基础上，我们试图在以下几个方面有所创新：一是使用含有时间趋势的面板数据模型以分辨限购政策效果和其他政策效应，使用动态面板模型通过控制被解释变量的滞后项并使用GMM估计来解决解释变量可能存在的内生性问题；二是从户籍标准和限购区域标准两个方面对限购政策进行细分，考察不同限购政策细则对房地产价格增长率的影响；三是扩展研究数据范围，这样可以通过倍差法（Difference in Differences）更好地观察限购前与限购后的政策效果差异，并能从相对长的时期来观察限购政策的长期效应。

二、研究方法和数据说明

1. 研究方法

要估计限购政策效应，从政策的因果关系来看，估计方法的选取一方面必须把限购政策效应与其他宏观政策效应区分开来，另一方面必须解决政策变量的内生性问题，具体来说：

第一，区分限购政策效应和其他房地产调控政策效应。从逻辑上讲，宏观调控中货币政策的松紧以及房地产市场的其他政策变化，如购房的首付比例的变化以及第二套房贷款利率上浮比例等政策变化都会影响房价。因而，如果利用时间序列数据研究单一城市限购与房价的关系，如刘尧（2012），从逻辑上讲很难厘清限购政策效应和其他政策效应。

第二，必须较好地解决限购政策变量的内生性问题。实施限购政策的城市多为近些年来房价上涨较快的一、二线城市，一个城市是否限购本身可能与房价上涨之间存在系统相关性，由此可能导致解释变量的内生性问题，这要求我们选择合适的计量方法来解决这一内生性问题。

倍差法是进行政策评估的计量方法。在倍差法下，我们将城市分为两组，一组是实施限购的城市，另外一组是未实施限购的城市，限购的政策效果是限购城市和非限购城市房价上涨率均值在实施限购政策前后差异的差异，图2是对上述限购政策效应的直观表达。

我们以限购前后两期为例，假设D是限购政策变量，如果一个城市限购则取值为1，如果不限购取值为0，则限购政策效应可以表示如下：

$$(\bar{Y}_1 | D=1) - (\bar{Y}_0 | D=1) - (\bar{Y}_1 | D=0) - (\bar{Y}_0 | D=0)$$

其中， $\bar{Y}_0$ 和 $\bar{Y}_1$ 表示限购前后的房价上涨率均值。

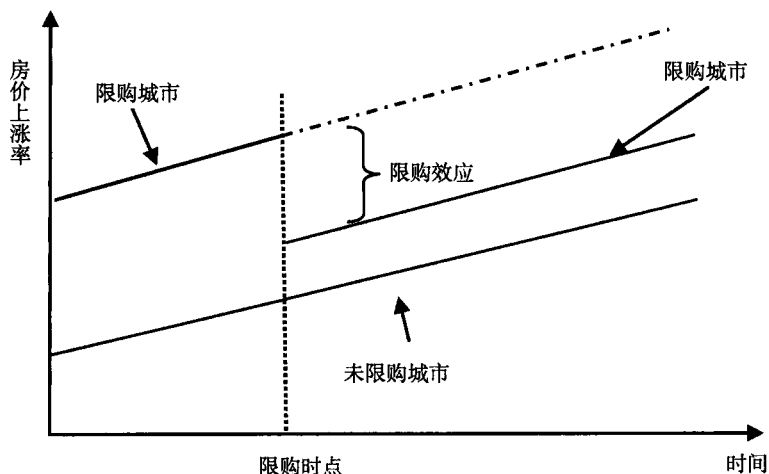


图2 使用倍差法估计限购效应的说明

虽然,倍差法是评估限购政策效应的合适工具,但其有效性依赖于政策变量的随机性(外生性),如果一个城市是否限购与住宅价格上涨率存在相关性,则限购这一解释变量就存在内生性,使用倍差法估计的限购政策效应是有偏的。为了尽可能地缓解政策变量D的内生性问题,我们在模型设定上采取了以下三方面措施:一是采用面板数据模型,通过在模型中增加不随时间变化的个体特征(Time Invariant Individual-specific)因素控制那些影响房价上涨率的城市特征变量,如地理位置、气候状况、政治特征(城市行政级别)以及城市居住环境等;二是通过在模型中增加时间哑变量以控制那些在全国层面实施的可能影响房价上涨率的宏观经济政策效应,此类效应对限购城市和非限购城市房地产市场的影响是相似的;三是通过在回归方程中增加被解释变量的滞后项来控制那些因不同城市不同时间而变化的因素,这些因素包括人均可支配收入、基础设施建设进展和信贷投放增长率等。基于上述考虑,我们使用倍差法对限购政策效应进行估计,设定如下面板回归模型:

$$Y_{it} = \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 D_{it} + u_i + \eta_t + \epsilon_{it} \quad i=1, 2, \dots, 70 \quad t=1, 2, \dots, 36 \quad (1)$$

其中,下标*i*代表的是城市,下标*t*代表时间; Y_{it} 是城市*i*在*t*期的房价上涨率; D_{it} 是城市*i*在*t*期是否限购,如果限购则 $D_{it}=1$;不限购则 $D_{it}=0$; u_i 控制的是那些不随时间变化的影响房价上涨率的城市特征因素; η_t 控制的是随时间变化的政策变量,如国家层面政策调控松紧程度因素; ϵ_{it} 是误差项。在动态面板模型(1)中,系数 β_2 是我们所关心的,在上述设定下,其解释是:相对于非限购城市城市来说,在城市特征因素(u_i)和当期宏观政策因素(η_t)相似的情况下,在上一期($t-1$ 期)影响房价上涨率(Y_{it-1})的因素相似的情况下,限购城市在*t*期采取限购政策对房价上涨率的影响。经过上述设计, β_2 就是限购政策对房地产价格上升的政策效应。

由于我们在回归方程(1)中增加了被解释变量的滞后项 Y_{it-1} ,因此通过对方程(1)的估计,我们还可以间接估计限购政策的长期效应,长期效应的大小决定于 β_1 和 β_2 的大

小, β_1 和 β_2 越大, 长期效应越大, 具体计算如下:

$$LR = \beta_2 / (1 - \beta_1) \quad (2)$$

在设定回归模型 (1) 的基础上, 接下来的工作是要选择合适的估计方法, 获得方程 (1) 中回归系数的一致估计量。虽然我们在方程 (1) 中引入了个体效应 u_i , 但如果我们使用一阶差分或者固定效应来回归动态面板数据模型, 那么由于一阶差分或者组内离差 (Within Group) 的处理办法必然使回归方程右边的被解释变量滞后项与误差项相关, 估计的回归系数必然是不一致的。Arellano 和 Bond (1991) 对这个问题提出了解决办法, 他们建议使用一阶差分 GMM 估计来解决上述问题, 具体做法是: 首先对回归方程 (1) 进行一阶差分, 消除个体效应 u_i 。其次, 使用方程右边被解释变量滞后项水平值作为差分后被解释变量滞后项的工具变量进行广义矩估计, 针对回归方程 (1), 我们构造以下矩条件:

$$\begin{aligned} E(y_{i,t-j} \Delta \epsilon_{it}) &= 0 \quad (t \geq 3, j \geq 2) \\ E(D_{i,t} \Delta \epsilon_{it}) &= 0 \quad (t \geq 2) \end{aligned} \quad (3)$$

当被解释变量或者内生变量是持续序列 (Persistence Series), 并且时间序列很短的时候, 作为工具变量的滞后解释变量水平值是弱工具变量 (Weak Instrument), 这种情况下回归结果是不可靠的。Arellano 和 Bover (1995) 提出了系统 GMM 方法, 系统 GMM 方法的基本思想是估计由一阶差分方程和水平值方程构成的方程组, 使用被解释变量滞后水平值作为一阶差分方程的工具变量, 使用被解释变量滞后一阶差分作为水平方程的工具变量。

根据对 GMM 估计方法权重矩阵的不同选择, GMM 估计又分为一步法 GMM 和两步法 GMM, 在样本容量有限的情况下, 使用过多的滞后期工具变量将导致回归系数的标准误下偏, 可能导致两步法 GMM 的统计推断失效 (Arellano 和 Bond, 1991)。针对这种情况, 虽然 Windmeijer (2005) 提出了修正办法, 但由于我们的横截面样本容量不是很大 (70 个城市), 我们优先选择使用一步法一阶差分 GMM 估计方法。我们注意到, 对方程 (1) 使用 GMM 方法的基本要求是“大横截面样本数, 短时期 (Large N, Small T)”, 原因在于使用该方法进行估计将产生大量工具变量, 如果截面样本过小将会削弱过度识别检验 (Sargan 检验或者 Hansen 检验) 的有效性。因而, 我们在回归中适当控制工具变量的个数, 以增强统计推断的有效性。

很明显, 如果使用矩条件 (3) 进行一阶差分 GMM 估计, 在矩条件 (3) 成立并且误差项 ϵ_{it} 不是单位根过程的情况下, $\Delta \epsilon_{it}$ 必然一阶序列相关, 二阶序列不相关, 这也为我们从另一个角度检验矩条件 (3) 是否成立提供参考。但是, 如果误差项 ϵ_{it} 是一个单位根过程, $\Delta \epsilon_{it}$ 必然一阶序列不相关, 二阶序列不相关, 矩条件 (3) 依然成立, 但根据 Wooldridge (2010) 的研究, 这种情况下使用一阶差分 OLS 是比使用工具变量回归更有效的估计方法。因而, 如果有证据表明误差项 ϵ_{it} 是一个单位根过程, 我们将对方程 (1) 使用一阶差分 OLS 回归方法。

2. 数据说明

我们使用的住宅价格上涨率是月度数据, 包括新建住宅同比价格上涨率和二手住宅同比价格上涨率。从图 1 可以看出, 70 个大中城市中限购城市政策出台时间跨度是 2010 年 4 月 ~ 2011 年 5 月, 因而我们选择的样本时间范围是 2010 年 1 月 ~ 2012 年 12 月, 我们有足够时间跨度的数据来考察限购前与限购后房价变化情况, 住宅价格数据来自国家统计局官方网

站和中国经济数据库 CEIC。限购政策细则的数据来自 46 个城市在其官方网站上发布的与限购相关的房地产调控文件，其中有部分城市前后发布了两次与限购相关的房地产调控文件。

我们在各个城市发布的限购政策文件中发现，同样是采取限购政策，不同城市实施的限购政策松紧程度是不一样的，而且有 19 个城市限购政策发布过两次，前后两次限购政策在对本地户籍家庭购买住房套数和非户籍家庭购房条件两个方面均有差异，总体来看，后一次限购细则要比前一次更加严格，后一次对本地户籍家庭限制购住房套数更少，对非本地户籍家庭购房条件限制更加严厉。通过对各个城市限购政策细则的梳理，我们在三个维度上对 70 个大中城市是否实施限购政策和限购政策力度进行如下分类。

(1) 是否限购。到目前为止，全国采取限购措施的城市有 46 个，在国家统计局公布月度房价指数的 70 个大中城市中，有 39 个城市采取限购政策，限购城市包括多数一线、二线城市。

(2) 是否限制非户籍家庭购房。很明显，对非户籍购房人采取限制措施是更严厉的限购政策，多数限购城市要求非户籍购房人具有“社保及个税缴纳证明”才能购房，而另一部分城市则无此要求，在 70 个大中城市中，最终要求非本地户籍购房人有“社保及个税缴纳证明”要求的城市有 35 个，而在 19 个发布两次限购政策细则的城市中，有 12 个城市开始没有要求非本地户籍购房人购房必须有“社保及个税缴纳证明”，在第二次限购政策细则中才添加这一限制条件。

(3) 限购区域是否仅限于市区。限购区域是说明一个城市限购政策松紧的另外一个指标，限购范围越大说明限购政策力度越大。在 39 个限购城市中（包含在 70 个大中城市中的），有 20 个城市限购仅限于市区，另外 19 个城市在全市范围内限购。

表 1 是 70 个大中城市房价上涨率和限购政策细则相关变量在 2010 年 1 月~2012 年 12 月面板数据的统计描述。

表 1 相关变量统计描述

变 量	定 义	均 值	标准差	最小值	最大值	观察值
Y^1	新建住宅价格上涨率	4.358	7.019	-16.90	64.80	2520
Y^2	二手住宅价格上涨率	2.705	5.698	-17.20	50.40	2520
$D1$	是否限购，1 限购，0 不限购	0.379	0.485	0	1	2520
$D2$	社保及个税缴纳证明，1 为有，0 为无	0.319	0.466	0	1	2520
$D3$	限购仅限于市区，1 为是，0 为否	0.191	0.393	0	1	2520
$D4$	限购在全市范围，1 为是，0 为否	0.188	0.391	0	1	2520
$D5$	不限购，1 为是，0 为否	0.621	0.485	0	1	2520

注：数据来自国家统计局网站、中国经济数据库 CEIC 和各个城市在政府官方网站上发布的限购政策文件。

由于宏观数据在时间上的持续性不可避免，这在一定程度上会影响动态面板模型的估计效果。我们借鉴 Acemoglu 等（2005）的做法，将时间单位间隔设定为 3 个月，这样既降低了数据的持续性问题，又可以更好地满足动态面板 GMM 估计所要求的“大横截面样本数，短时期”，由此我们可以获得截面维度的大样本性质（ $N \rightarrow \infty$ ）。

三、回归结果和解释

1. 限购效应的直观考察

自2010年4月北京开始实施限购政策后，我国房地产市场总体上开始降温。在对限购政策进行计量分析前，我们首先通过对数据的直观观测，考察限购政策的实施是否导致出现了类似图2中的房价走势，即限购城市和非限购城市房价上涨率均值的差距是否在缩小。图3是限购城市和非限购城市新建住宅价格上涨率均值的在限购前后的变化趋势，图4是限购城市和非限购城市二手住宅价格上涨率均值的在限购前后的变化趋势。在我们考察的70个大中城市中有39个限购城市，其中最早限购的城市（北京）开始于2010年4月，最晚的限购城市（长春）限购时间是2011年5月，这两个时间点标注在图3和图4上方的横轴上。通过观察图3和图4，我们初步可以得出以下结论：

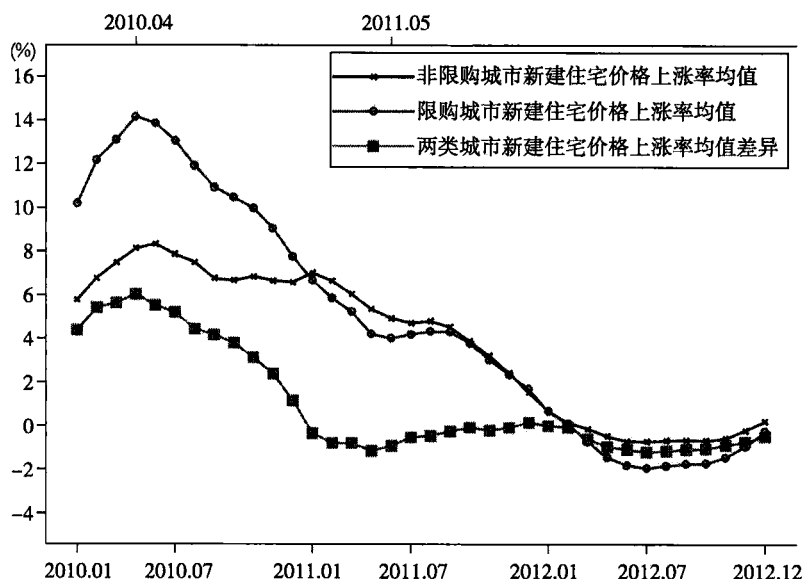


图3 限购城市和非限购城市新建住宅价格上涨趋势

注：数据来自国家统计局网站、中国经济数据库 CEIC。

(1) 图3和图4的基本趋势是一致的，2010年4月限购城市和非限购城市住宅价格上涨率均值都达到最大，与此同时，两类城市住宅价格上涨率均值差异达到最大。此后，无论是限购城市还是非限购城市，住宅价格上涨率均趋于下降，到2012年底，两类城市住宅价格上涨率接近0%。根据我们在上一部分的分析，这种两类城市相似的住宅价格变动趋势是宏观调控中的非限购效应。我们将在后边的回归分析中通过在方程(1)中增加时间哑变量 η_t 将房地产调控中的这种非限购效应与限购政策效应分离开来。

(2) 随着限购城市的增多，我们可以明显地观察到，无论是新建住宅还是二手住宅，限购城市和非限购城市住宅价格上涨率均值差异开始缩小。通过图3，可观察到，在新建住宅中，这一差异在2011年1月消失，随后限购城市的新建住宅价格上涨率均值开始低于非限购城市。而在图4中，这一趋势更加明显，在2011年1月以后，限购城市二手住宅价格上涨率均值明显低于非限购城市，并且随着限购时间的持续这一趋势愈益加强，直至2012年

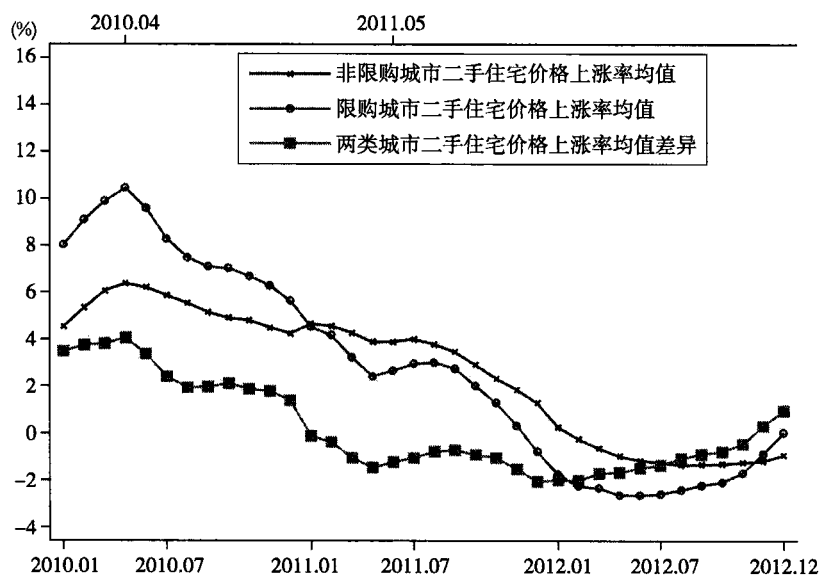


图4 限购城市和非限购城市二手住宅价格上涨趋势

注：同表3。

初。我们认为，如果解决了政策变量的内生性问题，这种限购城市和非限购城市住宅价格上涨率差异的缩小趋势就可以理解为限购政策效应。根据计算，对于新建住宅来说，这种效应大概是在6%~7%，对于二手住宅，这种效应大约是5%~6%。但是，我们意识到，上述方法的估算可能存在内生性问题，比如说，限购城市可能伴随着更加严厉的其他房地产调控政策，在没有考虑内生性问题前提下计算出来限购政策效应可能包含了此类非限购政策在抑制住宅价格上升方面的作用。

(3) 对于新建住宅来说，到了2012年底，趋势开始改变，限购城市住宅价格上涨率均值重新超过非限购城市均值。而对于二手住宅来说，限购政策效应导致两类城市价格上涨率变化趋势改变得更早，在2012年1月份的时候，限购城市二手住宅价格上涨率与非限购城市二手住宅价格上涨率之差开始上升，并且截至2012年底这一差距日益拉大，显示出二手住宅限购政策效应开始削弱的迹象。这可能也是引发自2010年以来第五次调控的原因，即2013年2月新“国五条”政策的出台，新“国五条”要求限购城市继续严格执行商品住房限购措施。

从图3和图4中，我们可以直观地观察到，限购政策似乎取得了图2的政策效果。但我们清楚，这样的结论并不严谨，因此下一步，我们将使用计量方法对这一效应进行估计，在考虑了政策变量内生性的基础上考察限购政策在多大程度上可以抑制住宅价格上涨。下面我们分新建住宅和二手住宅两个方面使用GMM估计方法对回归方程(1)中的系数进行估计。

2. 新建住宅限购政策效果的回归分析

根据我们的研究策略，我们从是否限制非本地户籍家庭购房和限购范围两个维度对限购政策进行了政策细化分解，经过这样处理之后，我们可以更好地考察具体限购政策的调控效果。新建住宅限购政策的回归结果如表2中的I栏所示，以下我们对表2中I栏新建住宅的回归结果(1)、(2)和(3)进行解释。

表 2

新建和二手住宅房价上涨率：GMM 估计

被解释变量：住宅价格月度同比上涨率（Y）

	I：新建住房（Y ¹ ）			II：二手住宅（Y ² ）		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Y_{t-1}^1	-0.066 (0.04)	-0.064 (0.04)	-0.064 (0.04)			
Y_{t-1}^2				0.005 (0.04)	0.000 (0.04)	0.009 (0.04)
D1	-0.871 (0.62)	1.020 (0.80)		-0.653 (0.54)	1.294* (0.70)	
D2		-3.477*** (0.86)			-3.574*** (0.74)	
D3			0.009 (0.79)			0.163 (0.70)
D4			-1.746** (0.79)			-1.464** (0.69)
Time Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sargan Test (p 值)	0.65	0.63	0.65	0.15	0.13	0.15
m1 (p 值)	0.00	0.00	0.00	0.68	0.20	0.68
m2 (p 值)	0.77	0.72	0.80	0.43	0.27	0.40
Instruments	36	37	37	36	37	37
N	700	700	700	700	700	700

注：(1) 括号内数字是标准误，*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；(2) Sargan Test 是指 GMM 估计的过度识别检验，即工具变量有效性检验， H_0 设定为工具变量是外生的，表中报告的是 p 值；(3) m1 报告的是误差项一阶差分后一阶序列相关检验的 p 值， H_0 设定为不存在一阶序列相关；(4) m2 报告的是误差项一阶差分后二阶序列相关检验的 p 值， H_0 设定为不存在二阶序列相关；(5) Instruments 报告的是估计中所使用的工具变量的个数。

回归结果 (1) 的主要解释变量是否限购 (D1)，回归结果显示，限购政策对新建住宅价格上涨率的影响是 -0.871，这表明在其他情况相似条件下，一个城市采取限购政策可以降低新建住宅价格上涨率 0.871 个百分点，从效果上来看，这是一个较弱的效果，并且该回归系数在统计上不显著，我们不能在 5% 的显著性水平上拒绝限购政策对新建住宅价格调控没有作用这一零假设，这与王敏和黄滢 (2011) 得到的结论是一致的。

在控制否限购 (D1) 这一政策变量的基础上，我们在 (2) 中增加是否对非本地户籍购房人施加限制这一政策变量 (D2)，我们发现有了一个有趣的结论：虽然是否限购 (D1) 这一政策变量的回归系数依然在 5% 的水平上不显著不为零，但其符号已经由负转正，而政策变量 D2 的回归系数为 -3.477，该系数在 1% 的水平上显著不为零，这表明在其他条件相似

的情况下,对非本地户籍购房人进行限制可以降低新建住宅价格上涨率 3.477 个百分点,相对于 2005~2010 年 35 个大中城市住宅价格上涨率 12% 的均值来说,这是一个相对温和的政策效果。这一结论告诉我们,新建住宅的限购政策效应主要来自对非本地户籍购房人的限购,如果仅仅对本地户籍家庭采取限购政策而不对非本地户籍购房人加以限制的话 ($D1=1, D2=0$),限购政策反而可能导致房价上涨 1.020 个百分点,虽然这一结果在统计上是不显著的。对于这一回归结果,我们认为,一个可能的解释是,一个城市如果不对非本地户籍购房人进行限购的话,增量投资(投机)性购房资金就可能更多地流向这个城市,从而导致这个城市的新建住宅价格上涨。

从限购范围来看,在样本中的 39 个限购城市中,有 20 个城市仅在中心城区范围内限购,限购范围不同会影响限购政策效果吗?回归结果(3)就是从这一维度来解读限购效果,我们发现,仅在中心城区限购($D3$)对新建住宅的价格上涨率的影响接近于零,且在统计上不能拒绝显著不为零。这表明,相对于基础组不限购($D5$),仅在市区范围内限购并不能有效抑制房价上涨。而在全市范围内限购($D4$)这一政策变量对新建住宅的价格上涨率的影响是明显的,在其他条件相同的情况下,相对于基础组不限购($D5$),如果在全市范围内限购会降低新建住宅价格上涨率 1.746 个百分点,相对于 2005~2010 年 35 个大中城市住宅价格上涨率 12% 的均值来说,这是一个相对较小但也不能忽视的政策效果。

当然,上述限购效果的确立依赖于估计方法的合理性。首先,我们要对矩条件(2)进行检验,即进行过度识别检验,通过观察 Sagan 检验得到的 p 值,(1)、(2)和(3)均通过了过度识别检验,说明工具变量的使用是合理的,满足矩条件(2)。其次,表中的 $m1$ 和 $m2$ 是检验误差项 ϵ_{it} 序列不相关的统计量,渐近服从标准正态分布(Blundell 和 Bond, 2000),如果 ϵ_{it} 序列不相关,那么 $\Delta\epsilon_{it}$ 应该一阶序列相关、二阶序列不相关,(1)、(2)和(3)各自对应的 $m1$ 和 $m2$ 的值都符合预期。另外,当工具变量个数相对于截面样本个体个数过多时,GMM 估计得到的各种检验将被弱化,因而在上述回归中适当控制了工具变量的个数,使其处于合理的数量范围之内,表 2 的倒数第 2 行报告了每个回归所使用的工具变量的个数。表中的 Time Effect 是关于在各个回归方程中对时间哑变量的控制情况。

从回归结果 I 中(1)、(2)和(3)的被解释变量滞后项(Y_{t-1}^i)的回归系数来看,回归系数值在 $-0.066 \sim -0.064$ 之间,这表明在我们对时间序列进行季度间隔以后,被解释变量的时间持续性已经不存在了,因而没有证据表明存在 Arellano 和 Bover (1995)关注的弱工具变量问题。同时,通过式(2),我们知道, Y_{t-1}^i 较小的回归系数表明限购政策的长期效应和短期效应比较接近,这说明限购政策要想取得长期效果,政策的持续性是必须的。

3. 二手住宅限购政策效果的回归分析

表 2 中的 II 栏(4)、(5)和(6)是对二手住宅限购政策效果的回归结果。从回归系数的大小和回归系数的统计显著性来看,二手住宅的回归结果(4)、(5)和(6)与相对应的新建住宅回归结果(1)、(2)和(3)是相似的:一个城市如果采取限购政策但不限制非本地户籍购房人的话,限购政策对二手住宅价格没有明显的政策效应,限购效应主要通过非本地户籍购房人的限制体现出来,这一效应为 -3.574 ;如果一个城市仅在市区范围内限购的话,同样难以达到抑制二手住宅价格上涨的效果,而在全市范围内限购有明显的抑制二手住宅价格上涨的效果,这一效应为 -1.464 。但是,我们在回归结果(4)、(5)和(6)中观

察到两个异常现象：一是被解释变量滞后项的系数非常接近 0；二是 $m1$ 对应的 p 值不符合预期。因为基于动态面板模型 GMM 估计的一般情况，被解释变量滞后项应该存在一定的持续性，同时 $\Delta\epsilon_{it}$ 应该一阶序列相关，但相关检验对应的 p 值却不能拒绝 $\Delta\epsilon_{it}$ 一阶序列不相关，这说明 ϵ_{it} 很可能是一个单位根过程。如果 ϵ_{it} 是一个单位根过程，虽然表 3 中的 (4)、(5) 和 (6) 所得到的回归系数仍然是一致估计，但其有效性要弱于使用非工具变量的估计方法 (Wooldridge, 2010)，如一阶差分 OLS。基于此，我们使用一阶差分来估计二手住宅的限购效应，表 3 是估计结果。

表 3 二手住宅房价上涨率：一阶差分估计

	被解释变量：二手住宅房价格月度同比上涨率 (Y^2)		
	(7)	(8)	(9)
Y_{t-1}^2	-0.031 (0.04)	-0.039 (0.04)	-0.031 (0.04)
$D1$	-0.592 (0.53)	1.434** (0.63)	
$D2$		-3.871*** (0.69)	
$D3$			0.267 (0.72)
$D4$			-1.440** (0.71)
Time Effect	Yes	Yes	Yes
R^2	0.129	0.171	0.133
N	700	700	700

注：为对方程 (1) 进行一阶差分变换以后进行 OLS 回归的得到的回归结果；括号内数字是标准误，*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

我们观察到，除了被解释变量滞后项存在差异外，表 3 中 (7)、(8) 和 (9) 的回归系数与表 2 中 (4)、(5) 和 (6) 各自对应的回归系数相似，但表 3 中 (7)、(8) 和 (9) 中部分回归系数的统计显著性要强于表 2 中 (4)、(5) 和 (6) 中相对应的回归系数，这也确认了我们对 ϵ_{it} 是一个单位根过程的猜想，因为在这种情况下—阶差分 OLS 得到的估计是一致估计，并且一阶差分 OLS 估计是比 GMM 更有效的估计。从 (7) 中我们可以看出，没有证据表明单纯对本地户籍家庭限购能够有效抑制二手住宅价格上涨，(8) 中的回归结果则是进一步加强了上述结论，如果没有对非户籍购房人进行限制的话，单纯对户籍家庭进行限购不仅不会有效抑制房价，反而会推高房价。我们认为，可能的原因也在于投资（投机）性资金从限制非户籍购房人的城市流向了没有限制非户籍购房人的城市，这与表 2 中 I 部分 (2) 的回归结果相似，对非本地户籍购房人进行限购 ($D2$) 是最有效的抑制二手住宅价格上涨的政策，其抑制房价上涨的政策效应达到了一 3.871 个百分点。(9) 的回归结果表明，相对于基础组不限购 ($D5$)，没有证据表明仅在中心城区限购 ($D3$) 能够显著抑制二手住宅价格上涨，而在全市范围内限购 ($D4$) 这一政策变量对抑制二手住宅价格上涨的效果是明显的，

在其他条件相同的情况下,相对于基础组不限购(D5),一个城市如果选择在全市范围内限购会降低二手住宅价格上涨率1.44个百分点。

总结以上,在设定动态面板模型(1)的基础上,通过使用GMM估计,我们在方法上将限购政策效果与其他宏观调控政策对抑制房价上涨的政策效果区分开来,更进一步,通过对限购政策细则的分类,我们从两个维度估计了限购政策细则对新建和二手住宅价格上涨率的影响。在对限购政策变量内生性进行适当处理的基础上,我们得到以下两个研究结论。

首先,限购政策主要通过限制非户籍购房需求发挥其抑制住宅价格上涨的效果,无论是新建住宅还是二手住宅都是如此,这一效应在-4~-3个百分点之间。仅仅对本地户籍购房人实施限购的政策选择不能抑制房价上涨,不仅如此,对于二手住宅来说,这种政策很可能让购房人对限购政策的坚定性产生怀疑,影响购房预期,反而有可能会推高房价,表3的回归结果(8)说明了这一点。

其次,限购范围对限购政策效果有明显的影响。无论是新建住宅还是二手住宅,仅仅在中心市区限购并不能产生抑制房价上涨的政策效果,而在全市范围内限购则有较为显著地抑制房价上涨的效果,这一政策效果大概在-1.5个百分点左右。我们认为,仅在中心市区范围内限购可能传达的是政府调控不坚决的信号,难以彻底改变购房预期,从而影响了政策效果。

基于以上结论,我们认为,从两个维度的限购政策效果来看,我国房地产市场投资(投机)性需求异常旺盛,限购政策导向(严厉程度)决定了政策效果,对非本地户籍购房人限购以及在全市范围内限购的政策选择在一定程度上起到了有效抑制住宅价格上涨的效果,尤其是前者,政策效果较为明显。但我们在表2和表3中观察到,这种总体的限购政策效果大体上相当于2005~2010年35个大中城市住宅价格上涨率均值的1/3左右,即限购政策只是起到了有限的抑制住宅价格上涨的效果,并且这种限购政策效果依赖限购政策的持续性,而长时期以这种严厉的行政手段对房地产市场调控可能会对经济产生负面效应,胡涛和孙振尧(2011)、冯科和何理(2012)对长时期限购政策的负面效应进行了研究。

四、我国房地产市场调控与经济增长方式转型

虽然限购政策在2010~2012年在一定程度上取得了抑制住宅价格快速上涨的效果,但我们在图1中我们看到,在2012年末,住宅价格增长率重新开始抬头向上。同样,在图2和图3中,我们发现在2012年末,相对于非限购城市来说,限购城市的新建住宅价格增长率上升较快,二手住宅的这一趋势更为明显,在2012年初已经开始出现趋势逆转的迹象,这可能表明限购政策效果已经开始减弱。

上述逆转趋势的出现,我们认为,一方面从限购政策本身来看,限购政策执行接近两年,购房者针对限购政策漏洞的“购房对策”也日益成熟,从而使限购政策效果打了折扣,例如众多被媒体曝光的“假离婚”、“房姐”和“房叔”等也许暴露的只是购房者利用限购政策漏洞以规避购房限制的冰山一角,说明限购政策在设计上可能存在缺陷,或者这些事件从某种程度上反映了地方政府执行限购政策的态度,从“地方政府—房产商—投资(投机)者”利益兼容的基本格局来看,限购政策的长期效果不容乐观。

另一方面,我们认为,住宅价格上涨率重新抬头向上可能是多方面宏观因素综合作用的结果,尤其是货币因素,流动性过剩可能是重要原因,社会上过多的货币寻找有限的投资

(投机)机会使得房地产调控举步维艰,尤其是在我国目前实体经济遇到了一系列困难的情况下。自2008年西方国家金融危机以来,我国经济增速开始放缓,实体经济发展面临着众多现实约束。一是劳动力的增长不是无限的,人口红利很快将可能转化为人口负债,“民工荒”的在东南沿海的普遍出现预示着我国劳动密集型产业优势正在丧失;二是能源、资源消耗和环境方面的瓶颈约束开始凸显,碳排放约束对资源消耗型产业的负面影响越来越大;三是我国宏观投资效率逐年下降,投资推动型经济增长难以继续(郑京海等,2008);四是我国出口导向型经济由于西方国家经济困难面临新的挑战。上述实体经济发展方面的现实约束对我国实施宽松货币政策以保持经济增长提出了更高的要求,而货币超发可能会增加我国房地产调控的难度。我国M2层次的货币供给目前已经突破100万亿元,从M2与GDP之比来看,目前已经超过200%^①。从图5中我们可以清楚地看到,我国M2-GDP比例与住宅价格趋势呈现高度相关,尤其是在2008年以后这一耦合趋势更为明显,这似乎预示着我国货币超发与我国房地产市场泡沫之间有着密切的联系。当然,货币超发与房地产泡沫之间的联系机制还需要展开进一步的研究。

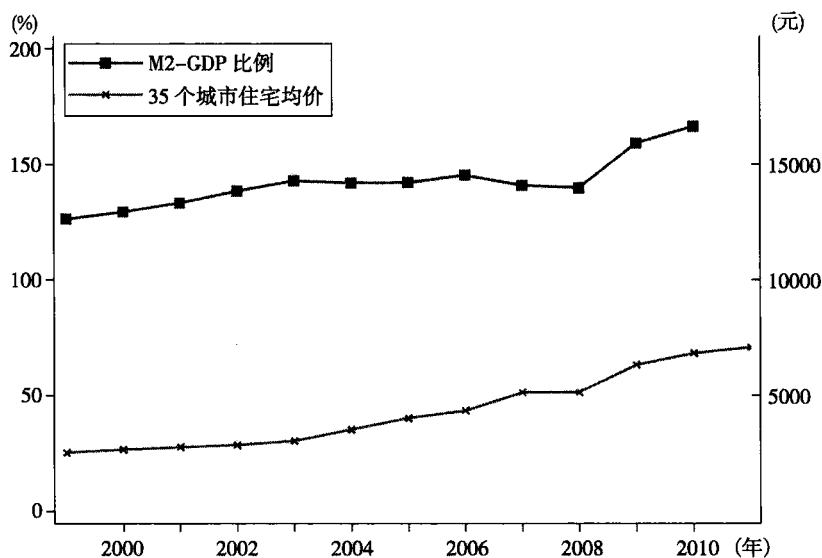


图5 我国35个大中城市住宅价和M2-GDP比率

注：数据来自 WDI (World Development Indicators) 和中国经济数据库 CEIC。

我们认为,货币超发造成流动性过剩,货币超发的根本的原因在于我国经济增长的粗放型特点,突出表现是我国经济增长越来越依赖于货币供给推动。为了更加直观地展示我国经济增长的这一特点,我们对我国M2-GDP之比与世界各个发展阶段经济体的均值进行了比较,如图6所示。

在图6中,我们可以看出,在1990年以后,我国的M2-GDP比例就开始超出其他各个发展阶段经济体的均值,并且这一差距越来越大。2010年,低收入国家、中低收入国家、中高收入国家和高收入国家的M2-GDP比例分别为39%、55%、66%、141%。根据世界银行的标准,我国在2010年属于中低收入阶段国家,而我国的M2-GDP比例大概是该收入阶段经济体均值3倍。

^① 数据来自国家统计局网站, http://www.stats.gov.cn/tjfx/jdfx/t20130415_402888333.htm。

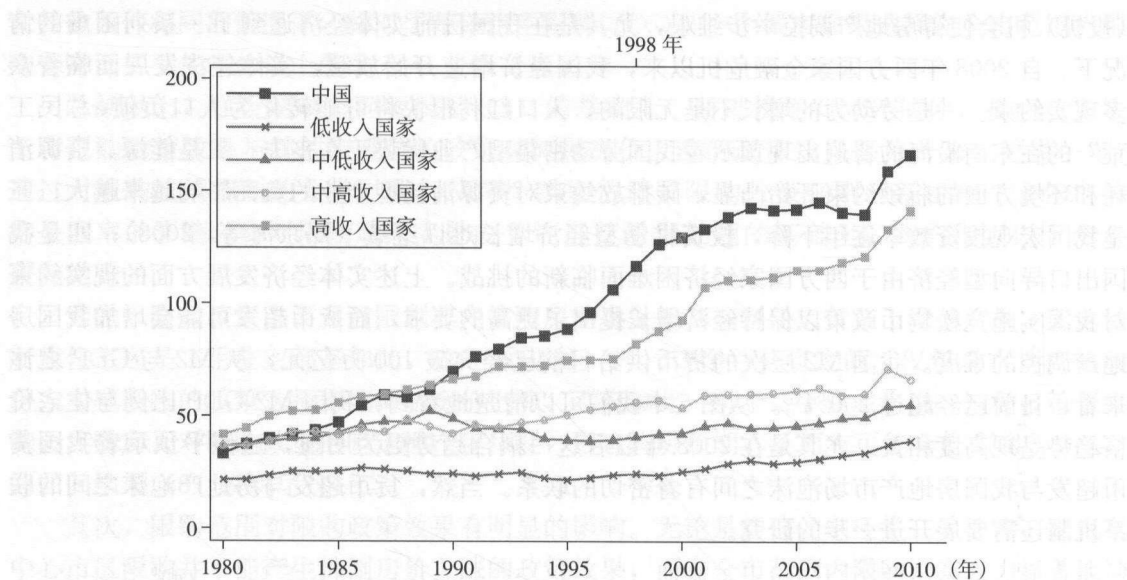


图6 各个发展阶段国家 M2-GDP 比率

注：根据世界银行的最新定义，人均 GDP 在 1005 美元以下的经济体为低收入经济体，人均 GDP 在 1005~12276 美元为中等收入经济体，人均 GDP 在 12276 美元以上为高收入经济体。其中，中等收入经济体又分为中低收入经济体和中高收入经济体，其分界线是 3975 美元。根据世界银行的数据，我国人均 GDP 于 1998 年进入中低收入区间，数据来自 WDI (World Development Indicators)。

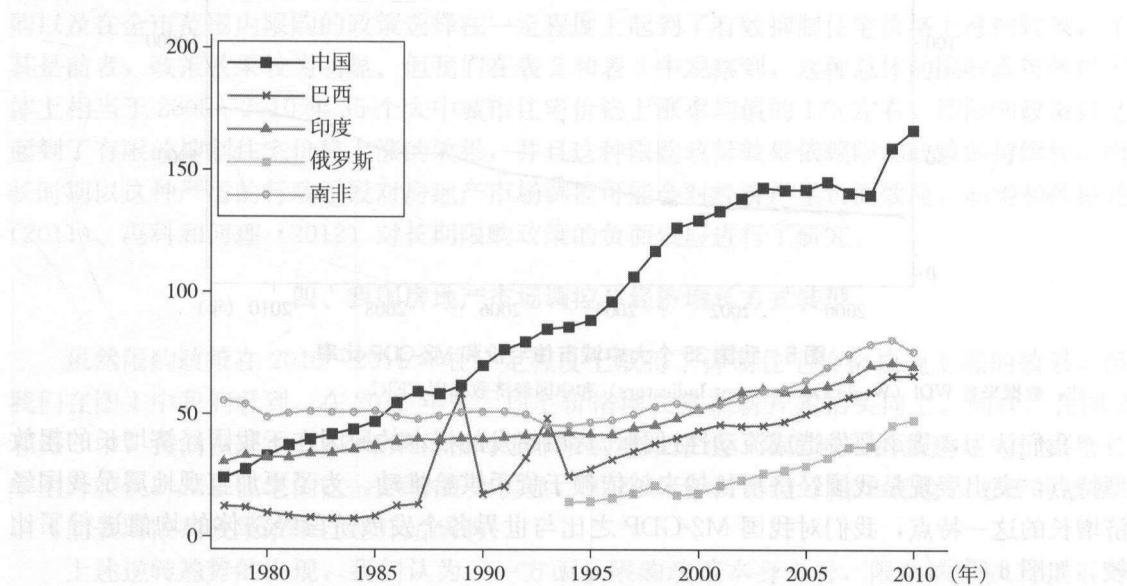


图7 金砖国家 M2-GDP 比率

注：数据来自 WDI (World Development Indicators)。

我们接下来对“金砖国家”的 M2-GDP 比例进行比较，我们发现在“金砖国家”中，我国经济增长的信贷驱动特点更为明显。我们在图 7 中看到，相对于其他四个快速发展的发展中国家，我国的 M2-GDP 比例明显偏高。比如，在 2010 年，巴西、印度、俄罗斯和南非的 M2-GDP 比例分别是 66%、70%、48% 和 76%，而我国的这一比例则高达 167%，是其他“金砖国家”的 2~3 倍。

我们从图 6 和图 7 中还可以发现一个明显的特点,自 2008 年西方国家的金融危机以来,中国的 M2-GDP 比例与其他经济体在这一指标上的差距快速拉大,这是中国政府实施大规模经济刺激政策在货币层面的的一个反映。从以上数据的比较及其趋势来看,我国经济增长越来越依赖货币供给推动,同样的经济增长需要越来越大量的货币支持,而货币超发可能导致资产市场泡沫膨胀。由于我国金融市场发展不成熟,金融体系仍不完善,普通投资者投资渠道狭窄,这导致大量货币流向了房地产市场,我国房地产调控的难度也许正在于此,房地产调控之难从另外一个角度说明了我国目前宏观经济的两难境地:如果不转变经济发展方式,保增长与房地产调控很难有两全的解决方案。

基于上述分析,我们认为,目前我国的房地产市场调控难度很大。房地产调控目标的实现既依赖于短期调控政策的科学合理和严格执行,又受到我国经济发展模式转换进程的制约。从短期措施来看,根据我们的回归结果,限购政策是一项抑制住房价格快速上涨的有效政策工具,但其有效性依赖于具体的限购政策细则和政策执行力度。建议中央政府继续加强对地方政府限购政策执行状况的监管和考核,鼓励已经限购的城市扩大限购区域,并加强对非本地户籍购房人的限制。同时,针对限购政策在实际操作层面出现的问题,应进一步完善限购政策细节,从政策设计上消除可能存在的政策漏洞,切实发挥限购政策的作用。

从长期来看,我国房地产市场泡沫有着深刻的经济根源,超常规的货币投放折射出我国粗放式的发展模式,因而我国房地产宏观调控的长远思路应该放在房地产市场之外。房地产宏观调控的根本出路在于转变经济增长方式,通过加快制度变革和鼓励技术创新来提升企业的利润空间,以此引导资金流向实体经济,缓解房地产市场投资(投机)需求压力,促使房地产价格回归合理区间。

参考文献

- [1] Acemoglu D., S. Johnson, J. A. Robinson., 2005, *From Education to Democracy?* [J], *American Economic Review*, 95 (2), 44~49.
- [2] Arellano M., S. Bond, 1991, *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations* [J], *Review of Economic Studies*, 58 (2), 277~297.
- [3] Arellano M., Olympia Bover, 1995, *Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models* [J], *Journal of Econometrics*, 68 (1), 29~51.
- [4] World Bank, 2012, *World Development Indicators* [M], World Bank.
- [5] Blundell R., Stephen Bond, 2000, *GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions* [J], *Econometric Reviews*, 19 (3), 321~340.
- [6] Windmeijer Frank, 2005, *A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step Gmm Estimators* [J], *Journal of Econometrics*, 126 (1), 25~51.
- [7] Wooldridge Jeffrey, 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* [M], The MIT Press.
- [8] 蔡继明、韩建方:《我国房地产市场调控走出困局的途径》[J],《经济纵横》2011 年第 8 期。
- [9] 陈通、张小宏:《限购措施对新建商品住房市场的量价影响研究》[J],《广东社会科学》2012 年第 6 期。
- [10] 冯科、何理:《中国房地产市场“限购政策”研究——基于反需求函数的理论与经验分析》[J],《经济学动态》2012 年第 2 期。

- [11] 胡涛、孙振尧：《限购政策与社会福利：一个理论探讨》[J]，《经济科学》2011年第6期。
- [12] 李东军、潘陈辰：《第二届“宏观经济与房地产市场”研讨会综述》[J]，《经济学动态》2012年第2期。
- [13] 刘江涛、张波、黄志刚：《限购政策与房价的动态变化》[J]，《经济学动态》2012年第3期。
- [14] 刘尧：《关于房地产限购令问题的研究》[D]，复旦大学硕士学位论文，2012。
- [15] 乔坤元：《住房限购令真的起作用了吗？——来自中国70大中城市的证据》[J]，《经济与管理研究》2012年第12期。
- [16] 王敏、黄滢：《限购和房产税能降低房价吗？——基于房地产市场的长期动态均衡分析》[R]，北京大学经济研究中心讨论稿系列，2011年，No. C2011017。
- [17] 张慧：《2010~2011年上海住宅市场调控中房产税、限购令等政策的若干思考》[D]，复旦大学硕士学位论文，2012。
- [18] 郑京海、胡鞍钢、A. Bigsten：《中国的经济增长能否持续？——一个生产率视角》[J]，《经济学（季刊）》2008年第2期。

（责任编辑：王喜峰）

（上接第55页）

- [25] 潘辉：《城市集聚、技术外部性与地区工资差距——以中国长三角城市圈为例》[R]，《经济研究》2013年工作论文，WP443。
- [26] 魏后凯：《中国城镇化转型与中小城市发展》[A]，《中国中小城市发展报告（2012）——中小城市新型城镇化之路》[M]，社会科学文献出版社，2012。
- [27] 张车伟、蔡翼飞：《中国城镇化格局变动与人口合理分布》[J]，《中国人口科学》2012年第6期。
- [28] 中国中小城市科学发展评价体系研究课题组：《2012年度中国中小城市科学发展评价指标体系研究报告》[A]，《中国中小城市发展报告（2012）——中小城市新型城镇化之路》[M]，社会科学文献出版社，2012。

（责任编辑：王喜峰）