

【土地问题】

# 土地供应、住房价格与居民消费

## ——基于面板联立方程模型的研究

李勇刚<sup>1,2</sup>,高波<sup>1</sup>,张鹏<sup>1</sup>

(1. 南京大学 经济学院,江苏 南京 210093;2. 安徽财经大学 经济学院,安徽 蚌埠 233030)

**摘 要:**正确理清土地供应与住房价格的关系,探知其对居民消费的影响,是合理运用土地政策以实现我国扩大内需战略的重要问题。利用1999—2010年我国31个省市区的面板数据,构建面板联立方程模型,研究土地供应、房价与居民消费的关系。结果发现,土地供应与房价之间存在负向的互动关系,土地供应增加会抑制居民消费的增加,而房价对居民消费的影响显著为正,即存在正向的房地产财富效应。进一步研究发现,房地产财富效应存在显著的空间差异和时序差异,东部地区财富效应大于中西部地区;随着社会经济的发展和房价的快速上涨,2004年以后的房地产财富效应远大于1999—2003年间的财富效应。此外,受传统消费习惯的影响,我国居民消费行为存在“棘轮效应”。

**关键词:**土地供应;住房价格;居民消费;面板联立方程模型

**中图分类号:**F293.3      **文献标志码:**A      **文章编号:**1671-7465(2013)03-0054-10

### 一、引言

改革开放以来,随着人均收入水平的不断提高,中国居民消费保持了较快的增长速度,但低于同期经济增长速度,导致居民消费率不断下降。为此,中央政府出台了一系列宏观调控措施,包括土地政策、产业政策以及财政政策等,力求进一步拓展消费空间,释放城乡消费潜力。然而,由于中国在教育、医疗、就业、养老保险和住房制度等方面推行了一系列市场化改革,而相应的社会保障供给又不足,加之社会转型期居民对未来的可预见较低,导致居民的预防性储蓄显著增加,居民的消费需求依然疲软<sup>[1]</sup>,居民消费率的下降趋势难以逆转。截至2011年底,城乡居民储蓄存款年底余额占GDP比重从1992年的42.7%增至73.8%,而最终

消费率和居民消费率则分别由1992年的62.4%和47.2%下降到49.1%和35.4%,下降了13.3和11.8个百分点。

当前,中国居民消费率不仅低于发达国家水平,也显著低于印度等经济增长较高的发展中国家、中东欧等“前计划经济国家”以及韩国和台湾等东亚“儒家文化圈”中的经济体。究其原因,除了收入分配结构、税收及金融政策等有待完善之外,也有学者认为儒家传统文化对居民消费行为产生了影响。但是,与韩国、台湾和新加坡等国家和地区相比,中国居民消费率明显要低很多,这说明可能还存在其他未知因素造成了过低的居民消费率。与此同时,自从1999年底基本取消住房福利分配制度以来,中国房地产业高速增长<sup>[2]</sup>,房价大幅上涨,导致居民的购房和建房支出增长过快,对城镇和农村居民的消费产生了一定的挤压和抑制效应。同时,土地政策

收稿日期:2013-02-26      在线优先出版日期:2013-03-19

基金项目:教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(10JZD0025);国家社会科学基金重点项目(08AJY010);国家社会科学基金一般项目(10BJY094);国家社会科学基金青年项目(12CJL071);安徽高校省级人文社会科学研究一般项目(SK2013B017)

作者简介:李勇刚,男,南京大学经济学院博士生,安徽财经大学经济学院讲师,主要研究方向为房地产经济与金融。  
高波,男,南京大学经济学院教授,南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心教授,博士生导师,主要研究方向为中国经济发展、企业家理论、房地产经济与金融。  
张鹏,男,管理学博士,南京大学应用经济学博士后流动站研究人员,主要研究方向为土地经济和土地政策。

作为房地产市场宏观调控的重要手段,并没有有效地平抑房价的过快上涨、满足居民基本住房需求,却为地方政府积极“经营城市”,进行城市扩张提供了基础和条件<sup>[3]</sup>。在“促进经济增长方式转变、实现经济结构战略性调整”的背景下,如何制定科学的土地供应政策,以抑制房价的过快上涨,积极扩大内需,增强经济增长的内生活力和动力,是我们所面对的极其重要的现实问题。为此,本文将利用面板联立方程模型实证研究土地供应与住房价格对居民消费的影响效应,为引导居民的理性消费行为、有效扩大内需提供参考。

对土地供应问题的研究由来已久。一些学者认为土地供应通过改变房地产开发成本而对房地产的开发行为和供给产生影响。Monk et. al 认为土地供应管制产生了较大社会效益,但在实施时需考虑个人和社会的成本;在经济衰退期,土地供应管制将导致住房的供大于求等不利影响,还将导致住房供给类型单一化<sup>[4]</sup>。Mayer and Somerville 将土地供应监管过程分为收取一定土地使用费和直接监管土地的开发过程,进而分析了土地供应监管政策与住宅结构的关系,认为土地监管政策具有增加开发成本、不确定性及延长开发过程等特征<sup>[5]</sup>。同时,对土地使用收取费用将对土地开发的时间、强度及分布等产生影响<sup>[6-7]</sup>。

还有一些学者对土地供应的房价波动效应进行了研究,他们认为土地供应面积对房价的影响显著。Katz and Rosor 通过对美国住宅市场的分析,发现严格限制土地供给量、住宅最小面积、住宅小区密度等,将显著增加土地开发的成本,并导致新增住房成本的上升及房屋销售价格的上涨<sup>[8]</sup>。Peng and Wheaton 利用香港的数据进行实证检验,发现土地供应量的减少容易形成住房供给量下降的预期,进而导致房价的上涨<sup>[9]</sup>。Hannah et. al 和 Hui 分别利用韩国和香港的数据进行实证研究,也得到了类似的结论<sup>[10-11]</sup>。Glaeser et. al, Vermeulen and Ommeren 在研究房价与劳动力供求关系时,发现美国的一些大城市严格控制土地供应规模、限制新建建筑数量,导致这些城市的房价水平较其他城市上涨更快<sup>[12-13]</sup>。黄忠华等以上海市为例,实证检验了土地供应量对房价的影响,发现土地供应通过预期作用对房价产生抑制作用<sup>[14]</sup>。任超群等利用中国 35 个大中城市面板数据研究发现,两年前和当年的土地供应量对当年的新建商品住宅供应量有正向影响<sup>[15]</sup>,政府的土地供给是我国住房价格

上涨背后更为重要的原因<sup>[16]</sup>。

也有学者认为土地供应量对房价的影响并不显著。Barlow 认为限制土地的供应数量并不能影响住房的销售价格<sup>[17]</sup>。Tse 利用香港的时间序列数据实证发现,香港政府的新增土地供应量与房价之间并没有显著的关系,土地供应和房价上涨之间并不存在因果关系<sup>[18]</sup>。Lai and Wang 利用香港 1973—1997 年时间序列数据进行实证,发现土地供应对住房供给的影响并不显著<sup>[19]</sup>。沈悦等构建四元 SVAR 模型进行实证分析,发现增加土地供应和提高住房贷款利率的政策并没有抑制房价的过快上涨<sup>[20]</sup>。

国内外学者关于房价对土地供应影响的研究主要集中于房价对土地供应成本的影响,即房价对地价的影响。况伟大使用全国住宅销售价格指数与住宅用地价格指数的季度数据进行实证,发现短期内地价和房价互为 Granger 原因<sup>[21]</sup>。Ooi 和 Lee 利用新加坡季度数据研究住宅用地价格与住宅价格的关系,发现房价是决定地价的 Granger 原因<sup>[22]</sup>。Oikarinen and Risto 利用 1985 年第 1 季度到 2005 年第 4 季度赫尔辛基的住宅数据研究发现,房价是地价的 Granger 原因<sup>[23]</sup>。严金海利用中国 1999 年第 1 季度到 2004 年第 4 季度的时间序列数据实证发现,短期内房价决定地价,而长期内两者相互作用<sup>[24]</sup>。郑娟尔和吴次芳利用 1998 年第 1 季度到 2005 年第 4 季度的房屋交易价格指数和土地交易价格指数实证发现,房价对地价的影响更大<sup>[25]</sup>。宋勃和高波利用我国 1998—2006 年的房价和地价的季度数据建立误差修正模型,使用 Granger 因果检验方法进行实证检验,得出结论:短期内,地价是房价的 Granger 原因;长期内,房价和地价存在双向因果关系<sup>[26]</sup>。况伟大和李涛使用中国 35 个大中城市 2003—2008 年土地市场和房地产市场数据,考察了土地出让方式对地价和房价的影响,发现“招拍挂”制度并未导致地价的快速上涨,高房价是“地王”出现的主因<sup>[27]</sup>。

随着房价的过快上涨,房地产价格已经成为影响中国居民消费的重要因素之一<sup>[28]</sup>,房价与消费之间的关系成为学术界关注的焦点。一种观点认为房价上涨显著促进了居民消费,存在正向财富效应。Muellbauer and Murphy 认为房价的快速上涨和金融自由化刺激了 20 世纪 80 年代英国消费的繁荣<sup>[29]</sup>。金融自由化可通过放松对所有消费者的信贷约束而导致房价的上涨,进而刺激居民消费的增加<sup>[30-31]</sup>。Tracy 利用美国 and 英国的居民调查数

据进行实证,发现房价上涨对家庭消费具有显著的促进作用,住房市场存在财富效应<sup>[32]</sup>。Case et. al 利用 1975—1999 年发达国家的面板数据和 1982—1999 年美国各个州的面板数据分别实证发现,房价与居民总消费之间存在较强的正向关联<sup>[33]</sup>。Bhatia, Benjamin et. al 也得到了类似的结论<sup>[34-35]</sup>。宋勃利用我国 1998—2006 年的房地产价格和居民消费的季度数据建立误差修正模型,研究发现短期内两者存在 Granger 因果关系;长期内房屋价格上涨是居民消费增加的 Granger 原因<sup>[36]</sup>。崔光灿运用 31 个省市的面板数据进行实证,发现房地产价格上升会增加社会总投资和总消费<sup>[37]</sup>。梁琪等通过实证研究发现房价显著促进了居民消费的增加<sup>[38]</sup>。

另一种观点则认为房价上涨对居民消费有抑制作用。骆祚炎利用 VEC 模型实证发现,房价的过快上涨抑制了消费的增长<sup>[39]</sup>。当住房支出占居民消费性支出的比重较大时,住房支出的比重与居民消费的增长呈现反方向变动关系<sup>[40]</sup>。王子龙和许箫迪利用我国 30 个大中城市 1998—2009 年的季度数据,建立房地产财富效应测度模型实证分析发现,大部分城市的房地产财富效应为负,30 个城市的总体房地产财富效应也为负,表明我国近年来房价持续上涨对居民消费产生了一定的“挤出”效果和“抑制”作用<sup>[41]</sup>。陈健等基于我国 31 个省级区域的面板数据,利用 Hansen 门槛模型进行实证分析,发现总体上我国的房价上涨会抑制居民消费<sup>[42]</sup>。

但是,也有学者认为房价上涨对居民消费的影响不显著。Skinner 基于动态面板数据分析了房价上涨对居民消费的影响,研究发现房价对居民消费的影响不显著<sup>[43]</sup>。Phang 利用 1980—2000 年新加坡的宏观数据进行实证检验,并没有发现任何证据表明房价上涨具有财富效应<sup>[44]</sup>。Campbell and Cocco 利用英国的微观数据实证发现住房价格的变化对老年住房所有者消费的影响极为显著,但对年轻租房者消费的影响则不显著<sup>[45]</sup>。高波和王辉龙利用长江三角洲 16 个城市 2000—2009 年面板数据的实证检验发现,短期内房价对居民消费结构的影响很小,长期内房价对居民消费结构的影响则不显著<sup>[46]</sup>。

从以上研究分析可知,学术界对土地供应的住房市场影响效应及房价上涨的财富效应等问题进行了深入的研究。但是,现有研究忽略了土地供应通过房价的传导作用而间接影响居民消费的作用

机制,以及房价对居民消费影响的空间差异和时序差异。为了弥补现有研究的不足,本文利用全国 31 个省市区的面板数据,采用面板联立方程估计方法检验土地供应、房价和居民消费之间的关系。

## 二、研究设计

### 1. 模型设定

为了避免各变量之间可能存在的内生性及相互作用关系导致估计结果出现偏误,有效解决联立性偏误的问题,以得到一致性估计结果,本文在文献研究的基础上,分别借鉴 Bhatia<sup>[47]</sup>和 Peng and Wheaton<sup>[9]</sup>的思想,构建包含土地供应、房价和居民消费的面板联立方程模型,考察它们之间的内在作用机制。

$$HCS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HP_{it} + \alpha_2 Y_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

$$HP_{it} = \beta_0 + \beta_1 LS_{it} + \beta_2 Y_{it} + \beta_3 PD_{it} + \eta_{it} \quad (2)$$

$$LS_{it} = \chi_0 + \chi_1 HP_{it} + \chi_2 REI_{it} + \xi_{it} \quad (3)$$

其中, $i$ 及 $t$ 分别表示地区和时间, $HCS_{it}$ 表示居民消费, $HP_{it}$ 表示住宅平均销售价格, $LS_{it}$ 表示土地供应面积, $Y_{it}$ 表示居民收入水平, $REI_{it}$ 表示房地产住宅投资, $PD_{it}$ 表示人口密度, $\alpha_0$ 、 $\beta_0$ 和 $\chi_0$ 分别表示与各省市区相关的特定截面效应, $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\chi_1$ 和 $\chi_2$ 分别表示各变量系数。 $\mu_{it}$ 、 $\eta_{it}$ 和 $\xi_{it}$ 表示随机误差项。

### 2. 变量选取与数据来源

本文选取中国 31 个省市区间面板数据进行分析,基于数据可得性将样本期设定为 1999—2010 年。各变量的具体说明及数据来源如下:

#### (1) 内生变量

基于研究需要,设定如下内生变量:①居民消费指标:考虑到房价指标用的是省际层面的平均值,我们用城乡人均最终消费支出水平衡量居民消费水平,可由城乡最终消费支出除以总人口数而得。②土地供应指标:现有文献中度量土地供应的方法主要有两种,一种是况伟大利用涵盖商业和住宅等用途的国有建设用地出让数据度量土地供应量<sup>[48]</sup>,另一种则是陈斌开和杨汝岱利用房地产开发企业本年完成开发土地面积度量土地供应量<sup>[16]</sup>。基于本文的研究目的以及数据的可得性,本文利用房地产开发企业本年完成人均开发土地面积度量土地供应量,以更好地考察土地供应对住房价格的影响。③房价:我们使用商品住宅平均销售价格衡量房地产价格水平,可由各地区商品住宅



销售额除以商品住宅销售面积而得。

(2) 外生变量

鉴于实证的需要和数据的可得性,我们选择了以下外生变量:①居民收入水平:为了确保各个指标界定范围的统一,提高实证结果的可信度,本文使用人均国内生产总值作为度量居民收入水平的指标。②房地产住宅投资:作为影响房价波动的房地产供给因素引入模型。③人口密度:用各省市区的总人口数除以其国土总面积表示,用于控制人口数量的变动对房价的影响。

(3) 数据来源

房地产住宅投资、居民收入水平、总人口数的数据来源于《中国统计年鉴(2000—2011)》;房价数据来源于《中国房地产统计年鉴(2000—2011)》;房地产开发企业本年完成土地开发面积数据来源于国研网宏观经济数据库和中经网经济统计数据库;人口密度数据由国研网宏观经济数据

库的数据计算而得。在进行实证分析之前,本文所有变量进行了自然对数处理,以消除异方差的干扰和量纲问题。各变量的描述性统计如表 1 所示。

由表 1 可知,各省市区的房价、最终消费支出和土地供应面积存在较大差距。房价均值为 2611.39 元/平方米,最低的是 1999 年的江西,仅为 729 元/平方米,最高的是 2010 年的北京,达 17151 元/平方米。各省市区居民消费的均值为 5897.29 元/人,最低的是 1999 年的贵州,仅为 1531.159 元/人,最高的是 2010 年的上海,为 31623.86 元/人。人均土地供应面积的均值为 0.174 平方米/人,最低的为 1999 年的宁夏,仅为 0.002 平方米/人,最高的是 2006 年的天津,达到 1.281 平方米/人。此外,房地产住宅投资也存在较大的区域差异,最低的是 1999 年的西藏,仅为 5630 万元,最高的是 2010 年的江苏,达到 31584588 万元。

表 1 变量的统计性描述

指标	变量名	单位	均值	最大值	最小值	标准差	观测值
居民消费	HCS	元/人	5897.297	31623.86	1531.159	4334.466	372
房价	HP	元/平方米	2611.392	17151	729	2023.265	372
土地供应	LS	平方米/人	0.174	1.281	0.002	0.1532	372
居民收入水平	Y	元/人	17232.03	78989	2475.3	14213.49	372
人口密度	PD	人/平方千米	1832.95	6307.4	25	1342.88	372
房地产住宅投资	REI	万元	4182637	31584588	5630	5191834	372

三、实证结果与分析

1. 平稳性检验

为了避免回归过程中的伪回归,保证结果的无偏性及有效性,本文采用同质面板单位根检验的

LLC 检验和异质面板单位根检验的 PP-Fisher 检验对面板数据进行平稳性检验。结果如表 2 所示,所有变量均为非平稳序列,经一阶差分之后为平稳序列,即为一阶单整,体现出了一定的平稳性,可以进行回归分析。

表 2 各变量的单位根检验结果

	水平序列值		一阶差分序列值		结论
	LLC	PP-Fisher	LLC	PP-Fisher	
lnHCS	16.848(1.000)	0.202(1.000)	-4.528*** (0.000)	232.858*** (0.000)	I(1)
lnHP	8.193(1.000)	5.929(1.000)	-2.663*** (0.004)	164.863*** (0.000)	I(1)
lnLS	-3.752*** (0.000)	68.420(0.268)	-4.489*** (0.000)	245.061*** (0.000)	I(1)
lnY	5.237(1.000)	5.835(1.000)	-5.608*** (0.000)	118.086*** (0.000)	I(1)
lnPD	-6.466*** (0.000)	44.999(0.949)	-8.978*** (0.000)	281.387*** (0.000)	I(1)
lnREI	-2.586*** (0.005)	45.799(0.939)	-5.850*** (0.000)	185.174*** (0.000)	I(1)

注:I(n)表示序列经 n 阶差分后平稳,括号内数字为相对应的 P 值。

2. 实证结果与分析

根据联立方程模型识别的阶条件和秩条件可知,面板数据联立方程模型为过度识别,可以对总体参数进行估计。对面板联立方程组进行估计的方法可以分为两类:单一方程估计法和系统估计法。单一方程估计法主要有:普通最小二乘法

(OLS)、二阶段最小二乘法(2SLS)和广义矩估计法(GMM)等;系统估计法主要有三阶段最小二乘法(3SLS)。3SLS 将所有方程作为一个整体进行估计,相比于单一方程估计法,能够消除不同方程误差项之间可能存在的相关性。基于此,为提高估计结果的有效性,本文将用 3SLS 对面板数据联立方

程进行估计。

(1)全国层面的实证结果

由表 3 可知,土地供应对房价的影响在 1% 水平上显著为负,弹性影响系数为-0.06。这表明地方政府增加土地供应,显著增加了商品房的供给,拉低了房价,意味着增加建设用地的供给有助于抑制房价的过快上涨。另一方面,房价对土地供应的影响在 1% 水平上显著为负,弹性影响系数为-1.04,表明房价上涨并没有带来土地供应的增加,这也与近几年房价过快上涨,土地供应量并没有显著增加的现象相吻合。这可能是因为土地财政的不断增长高度依赖于高房价,地方政府热衷于经营土地以增加预算外财政收入而囤地,加之开发商也囤地,导致土地供应量随着房价和地价的上涨反而小幅下降。2012 年 1~9 月,全国房地产用地供应量 10.40 万公顷,同比减少 12.5%。由弹性影响系数可知,房价对土地供应的负向影响程度更大,土地供应与房价之间存在非线性关系。

表 3 全国样本数据的联立方程估计结果

变量	lnHP	lnLS	lnHCS
lnHP		-1.037 *** (-5.010)	0.142 *** (3.626)
lnLS	-0.064 *** (-5.618)		
lnY	1.199 *** (12.942)		0.519 *** (4.107)
lnPD	0.002 (0.152)		
lnREI		0.297 *** (3.268)	
常数项	-3.598 *** (-3.827)	2.201 (1.217)	25.583 (0.599)
R <sup>2</sup>	0.9687	0.670	0.9958
调整后 R <sup>2</sup>	0.9683	0.667	0.9958
D—W 值	2.0686	1.9957	2.0679

注:表中括号内的数字表示 t 统计量值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

房价对居民消费的影响在 1% 水平上显著为正,弹性影响系数为 0.14。当前,我国城镇家庭和农村家庭自有住房率已超过 80%<sup>①</sup>,已远高于未持有住房家庭的比例,随着房价的快速上涨,绝大部分家庭的净财富或财富贴现值大幅增加,由此所增加的居民消费量大于预算约束效应和替代效应所减少的居民消费量,从而导致居民净消费为正,即存在正向房地产财富效应<sup>②</sup>。

由以上分析可知,土地供应的增加,将通过房价的传导作用对居民消费起到抑制作用,意味着土地供应的消费扩张效应为负。

(2)分时段 的实证结果

从 2003 年下半年开始,房地产市场日趋繁荣,存在市场过热的风险。为了有效抑制房价的过快上涨,促进房地产市场的健康发展,国家出台了一系列宏观调控措施,综合运用了经济、法律和行政等手段,调控力度前所未有的。同时,为了规范土地出让,国土资源部于 2002 年、2003 年相继颁布了 11 号文件(《招标投标挂牌出让国有土地使用权规定》)和《协议出让国有土地使用权规定》,被业界称为新一轮“土地革命的开始”<sup>[50]72</sup>,中国土地出让制度开始进入规范运行阶段。因此,本文以 2003 年为分割点,将样本期 1999—2010 年分为 1999—2003 年和 2004—2010 年两个时间段进行实证,以考察土地供应和房价对居民消费的影响的时序差异,结果如表 4 所示。1999—2010 年我国房地产市场的正向财富效应体现出显著的时序差异,房价对消费的弹性影响系数由 2003 年以前阶段的 0.02 上升到 0.09,回归结果的显著性也大大提高。这表明虽经历 2003 年的强力调控,但房价的财富效应却显著增强,这可能与近年来房价“越调越高”,上涨速度过快有关。1999—2003 年和 2004—2010 年期间,土地供应对房价的影响也呈现出时序差异。2003 年以前的时段,土地供应对房价的影响显著为正,而 2003 年后的时段,土地供应对房价的影响则显著为负,其影响程度和回归结果的显著性更高了。原因可能是,2003 年以前的房价涨幅较小,投资投机性购房需求相对较弱,增加土地供应尚能有效抑制房价的过快上涨。2004 年以后,随着居民收入的增加、投资投机性购房需求的升温,单纯依靠土地供应的增加已难以有效抑制房价的过快上涨。

(3)分区域 的实证结果

由于我国经济发展水平、市场环境和发展模式存在较大的区域差异,因此,需按照东、中、西部三大地理区域的划分<sup>③</sup>,进一步检验土地供应和房价对居民消费的影响,结果如表 5 所示。

① 数据来源于西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心于 2012 年 5 月 13 日发布的《中国家庭金融调查报告》。

② 房地产财富效应是指房地产价格对消费的影响,详见伊特维尔(1992)的定义<sup>[49]</sup>。

③ 按照我国传统的地域划分,本文将全国分为东、中、西部三大地区,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等十一个省市区,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南等八个省,西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆等十二个省市区。

表 4 分时段全国样本数据的联立方程估计结果

变量	1999—2003			2004—2010		
	lnHP	lnLS	lnHCS	lnHP	lnLS	lnHCS
lnHP		0.144 (0.522)	0.024 (0.645)	-0.852** (-2.519)	0.093*** (7.313)	
lnLS	0.028** (1.991)			-0.051*** (-2.887)		
lnY	0.291 (1.419)		0.128 (1.163)	0.080 (0.409)		0.600*** (3.536)
lnPD	-0.022** (-2.389)			-0.009 (-1.106)		
lnREI		0.329*** (3.882)		-0.046 (-0.332)		
常数项	5.114** (2.341)	-7.368*** (-3.783)	0.126 (0.019)	19.370* (1.884)	6.460 (1.427)	3.278 (1.543)
R <sup>2</sup>	0.7724	0.9684	0.9852	0.9578	0.4834	0.9763
调整后 R <sup>2</sup>	0.7667	0.9666	0.9848	0.9568	0.4749	0.9759
D—W 值	2.0424	2.0401	1.9104	2.0317	1.9187	1.8329

注:表中括号内的数字表示 t 统计量值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

在东部地区,土地供应每增加 1 个百分点,房价将下降 0.023 个百分点;反之,房价每上涨 1 个百分点,引起土地供应减少 0.81 个百分点。同时,房价每上涨 1 个百分点,居民消费增加 0.204 个百分点。由此可知,东部地区土地供应每增加 1 个百分点,通过房价下降的传导作用,可能引起居民消费下降 0.005 个百分点<sup>①</sup>。

在中部地区,土地供应每增加 1 个百分点,房价将下降 0.019 个百分点;反之,房价每上涨 1 个百分点,引起土地供应减少 0.43 个百分点。同时,房价每上涨 1 个百分点,居民消费增加 0.16 个百分点。由此可知,中部地区土地供应每增加 1 个百分点,通过房价下降的传导作用,可能引起居民消费下降 0.003 个百分点。

表 5 区域层面样本数据的联立方程估计结果

变量	东部			中部			西部		
	lnHP	lnLS	lnHCS	lnHP	lnLS	lnHCS	lnHP	lnLS	lnHCS
lnHP		-0.806*** (-3.708)	0.204*** (22.130)		-0.429*** (-2.228)	0.159*** (16.287)		0.186 (0.742)	0.110*** (24.416)
lnLS	-0.023** (-2.300)			-0.019* (-1.715)			-0.045*** (-4.522)		
lnY	0.074 (0.305)		0.909*** (13.609)	1.168*** (10.958)		0.842*** (10.203)	1.000*** (26.444)		0.963*** (22.244)
lnPD	0.008 (0.477)			-0.009 (-0.576)			-0.002 (-0.173)		
lnREI		0.273 (1.169)			0.363*** (4.089)			0.251*** (4.877)	
常数项	4.645*** (2.799)	1.205 (0.288)	-1.404** (-2.048)	-3.182*** (-3.168)	-4.113*** (-3.979)	-0.356 (-0.412)	-1.662*** (-4.901)	-7.049*** (-4.679)	-2.106*** (-5.016)
R <sup>2</sup>	0.9756	0.6798	0.9909	0.9594	0.7168	0.9833	0.8999	0.5350	0.9520
调整后 R <sup>2</sup>	0.9748	0.6716	0.9907	0.9575	0.7067	0.9827	0.8968	0.5239	0.9508
D—W 值	1.8097	1.7861	2.0331	1.8976	1.9490	2.1715	2.2257	2.1776	2.2927

注:表中括号内的数字表示 t 统计量值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

在西部地区,土地供应每增加 1 个百分点,房价将下降 0.045 个百分点;反之,房价每上涨 1 个百分点,引起土地供应增加 0.19 个百分点,但其影响不显著,这表明房价与土地供应之间存在非线性关系。同时,房价每上涨 1 个百分点,居民消费增加 0.11 个百分点。由此可知,西部地区土地供应每增加 1 个百分点,通过房价下降的传导作用,可

能引起居民消费下降 0.005 个百分点。

区域层面的实证结果表明,土地供应对房价的影响存在显著的区域差异,对西部地区房价的影响

① 这里的结果是受到外部冲击后,土地供应通过作用于房价,进而对居民消费的影响程度 当然如果详细考察循环累积的因素,则实际的数值还要更大,在此省略。中部和西部地区与之类似。

远大于东部和中部地区。其次,房价对土地供应量的影响存在显著的区域差异,对东部和中部的影响显著为负,而对西部的影响不显著,其中,对东部地区的影响程度大于中部。这可能是因为东部地区房地产市场开发较早,可供开发的国有建设用地日益减少。在此情况下,面对大幅上涨的房价和地价,为确保建设用地供应量,如上海、浙江等东部省市开始适度控制土地供应量,出现了“量减价升”的局面。再次,房地产市场财富效应存在显著的区域差异,东部地区的房地产财富效应最大,中西部地区次之。原因是中西部地区房价较低,住房的流动性较差,住房需求以刚性需求和改善性需求为主,加之居民收入较低,即使房价大幅上涨也不会对普通居民消费带来多大的影响。因此,东部地区房地产财富效应大于中西部地区。

3. 稳健性检验

以上面板数据联立方程模型的回归结果支持了房价与土地供应负相关、房价促进居民消费、土地供应对居民消费产生了间接抑制作用等结论。然而,这些结论有可能受到土地供应的衡量指标以

及实证检验方法的不同的影响。因此,为了检验实证结果的稳定性和可靠性,更好地衡量土地供应、房价与居民消费之间的关系,我们将采用不同指标和不同方法进行稳健性检验。

(1) 采用不同指标的稳健性检验

表 6 是使用面板数据联立方程模型,分别以人均审批住宅用地面积和人均国有建设用地供应出让面积作为土地供应指标的稳健性检验的结果。限于审批住宅用地面积数据的可得性,我们将样本期设定为 2004—2010 年。实证结果如表 6 所示,(1)和(2)对应的分别是用人均审批住宅用地面积和人均国有建设用地供应出让面积度量土地供应的联立方程组的估计结果。由表 6 可知,房价与土地供应的相互影响系数仍然为负,土地供应对房价的影响显著为负,有效抑制了房价的过快上涨。而房价对土地供应的影响为负,但显著性较弱。同时,房价对居民消费的影响在 1% 水平上仍然显著为正,即存在正的房地产财富效应。由此可知,土地供应能够通过房价作用的传导,引起居民消费水平的下降,即土地供应对居民消费存在间接的抑制作用。

表 6 不同指标的全国样本数据的联立方程估计:稳健性考察

变量	(1)			(2)		
	lnHP	lnLS	lnHCS	lnHP	lnLS	lnHCS
lnHP		-0.061 (-0.227)	0.093 *** (10.844)		-0.273 (-1.112)	0.159 *** (3.043)
lnLS	-0.006 * (-1.735)			-0.036 ** (-2.056)		
lnY	-0.082 (-0.930)		0.455 *** (3.764)	-0.083 (-0.552)		0.428 *** (4.244)
lnPD	-0.013 (-1.409)			-0.004 (-0.267)		
lnREI		0.155 (1.332)			0.177 (1.564)	
常数项	30.485 (0.769)	-3.459 ** (-2.055)	5.117 ** (2.569)	-13.681 (-0.261)	0.305 (0.123)	3.893 *** (2.815)
R <sup>2</sup>	0.9567	0.4005	0.9757	0.9566	0.5737	0.9762
调整后 R <sup>2</sup>	0.9557	0.3907	0.9753	0.9556	0.5624	0.9758
D—W 值	2.0379	2.1651	1.8926	2.1731	2.3211	1.8722

注:表中括号内的数字表示 t 统计量值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

(2) 采用其他方法的稳健性检验

在不改变指标设置和样本期的情况下,为了增加模型估计的有效性,本文采用普通最小二乘法(OLS)、固定效应模型(FE)、随机效应模型(RE)、差分广义矩估计法(DIF-GMM)和系统广义矩估计法(SYS-GMM)进行稳健性检验,结果如表 7 所示。房价对居民消费的影响在 1% 水平上仍然显著为正,即存在正向房地产财富效应。土地供应对居民消费的影响亦显著为负,表明土地供应的增加挤出

了房地产的正向财富效应,进一步表明土地供应通过房价的传导作用将抑制居民消费的增加。滞后一期居民消费对当期居民消费的影响在 1% 水平上显著为正,其影响程度远高于房价对居民消费的影响,可知因消费习惯的不可逆性,导致我国居民的消费行为呈现出明显的“棘轮效应”,这也较为符合霍尔随机游走假说<sup>[51]</sup>。

上述结果显示,稳健性检验结果与前文基本一致,表明我们的分析结果是基本稳健的。



表7 不同方法的全国样本数据的估计结果:稳健性考察

变量	OLS	RE	FE	DIF-GMM	SYS-GMM
L_lnHCS				0.391*** (15.16)	0.381*** (17.08)
lnHP	0.210*** (8.88)	0.232*** (7.97)	0.255*** (8.21)	0.065*** (7.64)	0.038*** (3.36)
lnLS	-0.034*** (-3.77)	-0.031*** (-3.68)	-0.017* (-1.93)	-0.016*** (-4.54)	-0.015*** (-3.98)
lnY	0.601*** (28.24)	0.672*** (22.77)	0.763*** (21.49)	0.443*** (24.40)	0.399*** (16.51)
lnPD	-0.010 (-1.38)	-0.005 (-0.66)	-0.005 (-0.73)	0.014*** (6.17)	0.010*** (3.86)
lnREI	0.050*** (8.60)	0.008 (0.65)	-0.054*** (-3.22)	0.019*** (3.75)	0.062*** (7.34)
常数项	0.449*** (4.16)	0.194** (1.97)	0.074 (0.75)	0.109*** (2.68)	0.216*** (5.48)
AR(1)				0.0053	0.0069
AR(2)				0.4949	0.5575
Sargan test				0.9972	1.0000
Wald chi2		10979.09		243496.22	243496.22
R <sup>2</sup>	0.9660	0.9608	0.9375		

注:表中第2列的括号内为相应的t统计量值,第3、4、5和6列的括号内为相应的z统计值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;AR(1)、AR(2)、Sargan给出的是统计量所对应的P值;Wald chi2值是模型系数是否均为零的检验值。

四、结论与启示

本文通过构建面板数据联立方程模型,将土地供应、房价与居民消费纳入同一个分析框架,利用1999—2010年31个省市区的面板数据,探究土地供应和房价对居民消费的影响,得出以下结论:(1)土地供应与房价之间存在负向的互动关联,房价的过快上涨导致土地供应的相对不足,而土地供应的增加有利于抑制房价的过快上涨。(2)房价对居民消费的影响显著为正,即存在正向的房地产财富效应;而土地供应的大幅增加将挤出部分正向的财富效应。(3)房地产财富效应存在显著的空间差异和时序差异,东部地区的房地产财富效应显著高于中西部地区;随着房价的大幅上涨,房地产财富效应呈现逐渐增强的趋势,2004—2010年的房地产财富效应远大于1999—2003年。(4)因消费习惯的作用,我国居民消费呈现“棘轮效应”,较为符合霍尔随机游走假说。

本文的研究给我们如下的启示:

- (1)尽管房地产市场存在正向财富效应,但仍应战略性审视房价的过快上涨。一方面,我们应该正视房地产财富效应,另一方面应该防止因房地产财富效应过度膨胀所带来的负面影响,避免宏观经济大幅波动。
- (2)确保商品住宅用地和保障房用地的足量供应,抑制房价的过快上涨。适度控制工业用地数量,增加住宅用地以及保障房用地供应,为中低收入阶层提供足够住房,减轻其住房负担,避免因买房所形成的“第三次收入分配”导致群体收入差距

- 进一步拉大,从而释放更多的消费。
- (3)优化国民收入分配结构,缩小地区和群体的收入差距。通过转移性支付、提高所得税等方式促进收入合理分配,增加居民可支配收入水平,尤其是增加中西部地区居民的收入水平;进一步增加居民的资产和财产性收入,提高居民消费水平。
- (4)倡导积极健康的消费理念,优化居民消费结构。我国勤俭节约的消费习惯形成了消费的“棘轮效应”,对此,在增加完善社会保障体系,解除居民消费后顾之忧的同时,应积极倡导健康的消费理论,优化居民消费的层级结构,拉动消费。

参考文献:

[1] 万广华,张茵,牛建高.流动性约束、不确定性与中国居民消费[J].经济研究,2001(11):35-45.

[2] 高波,赵奉军.中国房地产周期波动与宏观调控[M].北京:商务印书馆,2012:2.

[3] 李永乐,吴群.中国式分权与城市扩张:基于公地悲剧的解释[J].南京农业大学学报:社会科学版,2013,13(1):73-79.

[4] Monk S, Pearce B J, Whitehead C M E. Land-use Planning, Land Supply, and House Prices[J]. Environment and Planning, 1996, 28(3):495-511.

[5] Mayera C J, Somervilleb C T. Land Use Regulation and New Construction[J]. Regional Science and Urban Economics, 2000, 30(6):639-662.

[6] Brueckner J K. Infrastructure Financing and Urban Development; the Economics of Impact Fees[J]. Journal of Public Economics, 1997, 66(3):383-407.

[7] Brueckner J K. Testing for Strategic Interaction Among Local Governments; the Case of Growth Controls[J]. Journal of Urban Economics, 1998, 44(3):438-467.



- [8] Katz L, Rosen K T. The Inter Jurisdictional Effects of Growth Controls on Housing Prices[J]. *Journal of Law and Economics*, 1987, 30(1): 149-160.
- [9] Peng R, Wheaton W C. Effects of Restrictive Land Supply on Housing in Hongkong: an Econometric Analysis[J]. *Journal of Housing Research*, 1993, 5(2): 263-291.
- [10] Hannah L, Kim K H, Mills E S. Land Use Controls and Housing Prices in Korea[J]. *Urban Studies*, 1993, 30(1): 14-156.
- [11] Hui E C M. An Empirical Study of the Effects of Land Supply and Lease Conditions on the Housing Market: a Case of Hongkong[J]. *Property Management*, 2004, 22(2): 127-154.
- [12] Glaeser E L, Gyourko J, Saks R E. Urban Growth and Housing Supply[J]. *Journal of Economic Geography*, 2006, 6(1): 71-89.
- [13] Vermeulen W, Ommeren J V. Does Land Use Planning Shape Regional Economies? A Simultaneous Analysis of Housing Supply, Internal Migration and Local Employment Growth in the Netherlands[C]. Tinbergen Institute Discussion Paper No, 004/2, 2008.
- [14] 黄忠华, 虞晓芬, 杜雪君. 土地供应对住房价格影响的实证研究——以上海市为例[J]. *经济地理*, 2009(4): 623-627.
- [15] 任超群, 张娟锋, 贾生华. 土地供应量对新建商品房市场的影响——基于35个大中城市的实证研究[J]. *软科学*, 2011(5): 1-5.
- [16] 陈斌开, 杨汝岱. 土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J]. *经济研究*, 2013(1): 110-122.
- [17] Barlow J. Controlling the Housing Land Market: Some Examples from Europe[J]. *Urban Studies*, 1993, 30(7): 1129-1149.
- [18] Tse R Y C. Housing Price, Land Supply and Revenue from Land Sales[J]. *Urban Studies*, 1998 35(8): 1377-1392.
- [19] Lai N, Wang K. Land - supply Restrictions, Developer Strategies and Housing Policies: the Case in Hongkong[J]. *International Real Estate Review*, 1999, 2(1): 143-159.
- [20] 沈悦, 张学峰, 张金梅. 基于SVAR模型的住宅价格调控政策有效性实证分析[J]. *统计与决策*, 2011(7): 111-114.
- [21] 况伟大. 房价与地价关系研究: 模型及中国数据检验[J]. *财贸经济*, 2005(11): 56-63.
- [22] Ooi J, Lee S. Price Discovery Between Residential Land and Housing Markets[J]. *Journal of Housing Research*, 2006, 15(2): 95-112.
- [23] Oikarinen E, Risto P. Dynamic Linkages between Prices of Vacant Land and Housing: Empirical Evidence from Helsinki[C]. ENHR Conference, Ljubljana, Slovenia, 2006(7): 2-5.
- [24] 严金海. 中国的房价与地价: 理论实证和政策分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2006(1): 17-26.
- [25] 郑娟尔, 吴次芳. 地价与房价的因果关系——全国和城市层面的计量研究[J]. *中国土地科学*, 2006(6): 17-26.
- [26] 宋勃, 高波. 房价与地价关系的因果检验: 1998—2006[J]. *当代经济科学*, 2007(1): 72-78.
- [27] 况伟大, 李涛. 土地出让方式、地价与房价[J]. *金融研究*, 2012(8): 56-69.
- [28] 高波. 房价波动、住房保障与消费扩张[J]. *理论月刊*, 2010(7): 5-11.
- [29] Muellbauer J, Murphy A. Is the UK Balance of Payments Sustainable? [J]. *Economic Policy*, 1990, 5(11): 345-383.
- [30] Attanasio O P, Weber G. The UK Consumption Boom of the Late 1980s: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence[J]. *The Economic Journal*, 1994, 104(427): 1269-1302.
- [31] Muellbauer J, Murphy A. Booms and Busts in The UK Housing Market[J]. *Economic Journal*, 1997, 107(445): 1701-1727.
- [32] Tracy J S, Schneider H S, Chan S. Are Stocks Overtaking Real Estate in Household Portfolios? [J]. *Current Issues in Economics and Finance*, 1999, 5(5): 1-6.
- [33] Case K E, Quigley J M, Shiller R J. Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market[J]. *Advances in Macroeconomics*, 2005, 5(1): 1534-1553.
- [34] Bhatia K B. Real Estate Assets and Consumer Spending[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1987, 102(2): 437-444.
- [35] Benjamin J D, Chinloy P, Jud G D. Real Estate versus Financial Wealth in Consumption[J]. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2004, 29(3): 341-354.
- [36] 宋勃. 房地产市场财富效应的理论分析和中国经验的实证检验: 1998—2006[J]. *经济科学*, 2007(5): 41-53.
- [37] 崔光灿. 房地产价格与宏观经济互动关系实证研究——基于我国31个省份面板数据分析[J]. *经济理论与经济管理*, 2009(1): 57-62.
- [38] 梁琪, 郭娜, 郝项超. 房地产市场财富效应及其影响因素研究——基于我国省际面板数据的分析[J]. *经济社会体制比较*, 2011(5): 179-184.
- [39] 骆祚炎. 基于流动性的城镇居民住房资产财富效应分析——兼论房地产市场的平稳发展[J]. *当代经济科学*, 2007(4): 51-57.

- [40] 骆祚炎. 住房支出、住房价格、财富效应与居民消费增长——兼论货币政策对资产价格波动的关注[J]. 财经科学, 2010(5): 31-38.
- [41] 王子龙, 许箫迪. 房地产市场广义虚拟财富效应测度研究[J]. 中国工业经济, 2011(3): 15-25.
- [42] 陈健, 陈杰, 高波. 信贷约束、房价与居民消费率——基于面板门槛模型的研究[J]. 金融研究, 2012(4): 43-57.
- [43] Skinner J. Housing Wealth and Aggregate Saving[J]. Regional Science and Urban Economics, 1989, 19(2): 305-324.
- [44] Phang S Y. House prices and aggregate consumption: do they move together? Evidence from Singapore[J]. Journal of Housing Economics, 2004, 13(2): 101-119.
- [45] Campbell J Y, Cocco J F. How Do House Prices Affect Consumption? Evidence From Micro Data [R]. NBER Working Paper No. 11534, 2005.
- [46] 高波, 王辉龙. 长三角房地产价格波动与居民消费的实证分析[J]. 产业经济研究, 2011(1): 1-10.
- [47] Bhatia K B. Capital Gains and the Aggregate Consumption Function[J]. The American Economic Review, 1972, 62(5): 866-879.
- [48] 况伟大. 房地产税、地价与房价[J]. 中国软科学, 2012(4): 25-37.
- [49] 约翰·伊特维尔, 等. 新帕尔格雷夫经济学大辞典(2卷)[M]. 北京: 经济科学出版社, 1992.
- [50] 高波. 现代房地产经济学[M]. 南京: 南京大学出版社, 2010: 72.
- [51] Hall R E. Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence [J]. Journal of Political Economy, 1978, 86(6): 971-987.

(责任编辑: 刘浩)

## Land Supply, Housing Price and Household Consumption: An Estimation Based on the Panel Data Simultaneous Equations Model

LI Yonggang<sup>1,2</sup>, GAO Bo<sup>1</sup>, ZHANG Peng<sup>1</sup>

(1. School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China;

2. School of Economics, Anhui University of Finance & Economics, Bengbu 233030, China)

**Abstract:** The rational use of the land policy to expand domestic demand must be preceded by clarifying correctly the relationship between land supply and housing prices, and finding out the impact of household's consumption. By using the panel data from 31 Chinese provinces during 1999-2010, and constructing the panel simultaneous equations model, this paper investigated the relationship between land supply, housing prices and household's consumption. The results showed that there is a negative interaction between the land supply and housing prices, the land supply increasing will hold up the household's consumption, and housing prices increasing has a significantly influence on the household's consumption, in other words, there is a positive wealth effect of the real estate market. By further studying, we found that the real estate wealth effect displays a significant difference between space and time with the eastern region wealth effect greater than that of the midwest. With the social economy developing and housing prices rising rapidly, the real estate wealth effect in the ensuing years after 2004 was greater than that of 1999—2003. In addition, affected by the traditional consumption habits, household's consumption of our country shows a “ratchet effect”.

**Key Words:** Land Supply; Housing Price; Household's Consumption; Panel Simultaneous Equations