

# 房价波动收入分配效应的区域差异分析<sup>\*</sup>

——基于中国省际面板数据的实证研究

张传勇

(复旦大学金融研究中心, 上海, 200433)

**摘要:**近年来,国内房价持续性上涨尤其是局部地区房价出现阶段性大幅增长的现象及其可能引发的经济社会问题引起了社会各界的广泛关注。通过对2000—2010年中国东、中、西部地区27个省份的面板数据进行实证分析后发现,各地区居民收入差距与房价变化率存在长期协整关系;进一步采用LSDV法对以上数据进行回归分析后发现,中国总体上及其东、西部地区收入差距与房价波动呈明显正相关,中部地区却不明显,表明房价波动的收入分配效应存在明显的区域差异性。因此,房地产宏观调控政策除抑制投机需求外,更应注重解决其根源性的收入差距拉大等社会问题,且应对不同的区域区别对待。

**关键词:**房价波动;收入差距;区域差异

## 一 引言

自上世纪90年代起我国实施城镇住房市场化、货币化改革以来,国内商品房销售价格波动较为明显,总体上呈持续上涨之势,甚至局部地区房价出现了阶段性快速、较大幅度的增长。房价持续性上涨所引发的经济结构不合理、利益分配不公等一系列经济和社会问题已经引起了社会各界的广泛关注。从《中国统计年鉴》(2001—2011年)公布的数据来看,近年来我国房价上涨与城镇居民收入分配差距拉大显现几乎同时发生——全国住宅商品房平均售价从2000年的2112元每平方米上升到2010年的5033元每平方米,而城镇收入基尼系数从2000年的0.245上升到2010年的0.347;与此同时,对我国东部、西部和中部区域来说,城镇人均可支配收入和房价也都表现出明显的差异性,东部地区无论是人均收入还是房价都远远高于中部和西部地区。房价上涨与居民收入分配之间的关联性及其区域表现值得关注。

事实上,住房作为家庭普遍持有的资产,是家庭和社会财富的重要组成部分。从国外的情况来看,对中等收入家庭来说,住房资产约占到家庭持有资产组合的三分之二(Tracy Schneider & Chan, 1999);而我国国家统计局的相关统计数据同样显示,截至2010年底,中国城镇居民家庭的自有住房率为89.3%。随着家庭持有住房资产的逐渐盛行,房价上涨致使部分城镇居民家庭财产积累加速,城镇居民中财产分配的差距逐步扩大。由于财产分布对收入分配以及社会公平的影响日渐加强,甚至我国城镇居民财产分布的不均等程度远大于收入分配的不均等程度,城镇居民的财产分布不均已成为影响我国居民收入分配的一个重要因素(李实等, 2005)。因而,房价上涨引起家庭房地产财富存量迅速增加,对不同收入阶层的家庭产生的影响也是不同的,从而进一步导致社会财富在家庭之间的分配不均,表

<sup>\*</sup> 本文为国家社科基金项目(10BJY041)的阶段性研究成果。

现出收入分配效应。

从以上理论逻辑出发,本文旨在探讨房价上涨与收入差距之间的关联性,并采用2000—2010年的统计数据来检验房价波动收入分配效应的存在性及其区域表现。在当前的社会经济环境下,本文的政策含义在于:第一,通过对房价上涨负面社会效应的论证,有助于制定促进房价合理回归并防止财产性收入差距进一步拉大的对策;第二,可为政府制定区域差异化的房地产调控政策提供必要的经验支持。此外,本研究的出发点与“十二五”期间中国经济的发展重心由主要追求效率转向更加注重公平,由主要关注财富增长转向更加关注财富分配等方向也是一致的。

本文以下内容安排为:第二部分是文献回顾,通过对国内外相关研究进行梳理和评述引出本研究的意义;接下来是实证分析部分,介绍本文采用的数据、选取的变量以及运用的计量方法,并对估计结果进行解释;最后是结论及政策建议。

## 二 文献回顾

自上世纪50年代库兹涅茨(Kuznets,1955)通过实证分析得出经济增长与收入差距之间存在“倒U型”曲线关系以来,有关收入分配及其影响因素方面的研究开始盛行,并逐步将资产价格波动作为居民收入分配差距拉大的一个重要原因。由于房屋兼具消费品和投资品的双重属性,一旦房价出现波动,人们会从收益最大化的角度选择策略,他们可能在房价上升时卖出房子套现,也有可能购进房产等待继续升值,这在很大程度上会影响家庭持有的资产收益(Grossanan & Laroque,1990; Fratantoni,2001; Chetty & Szeidl,2007)。房价上涨影响家庭总财富的传导效应主要表现为“财富效应”,即房价上涨会增加家庭的总财富,扩大家庭的消费支出,从而改变家庭之间的收入分配状况。Case,Quigley和Shiller(2001,2005)研究了1980—1990年美国各州面板数据和14个国家25年的跨国面板数据后发现,房产财富效应显著存在,且房产的边际消费倾向要高于金融资产的边际消费倾向。类似地,Benjamin,Chinloy和Jud(2004)采用美国1952年第一季度到2001年第四季度的数据也得出住房价格变化产生的财富效应要明显高于股票等其他金融资产财富效应的结论。同样,Campbell和Cocco(2007)研究英国的微观数据也发现,住房价格对年老的房屋所有者统计上有显著的影响,其房产价格弹性达到1.7左右,但对年轻人影响较弱。不过,也有少量学者指出住房的“财富效应”作用相当有限。Engelhardt(1996)利用PSID数据进行分析后发现,住宅资产的财富效应具有不对称性。住宅资产的价格上升对消费几乎没有影响,但是住宅资产的价格下降1美元却可能使消费下降30美分。Phang(2004)通过对新加坡1979—1999年的年度数据进行实证分析后得出,住房价格上涨并没有增加消费,甚至预期房价上涨反而会轻微地抑制消费。

国内学者对房价上涨与家庭财富方面的研究主要包括:易君健、易行健(2008)分析了房价波动对家庭资源配置、家庭经济行为的作用机制;李实(2005)、李德智(2010)、王曾(2011)等指出了房价上涨导致了城镇居民家庭财产中的房产价值比例上升,从而改变了城镇居民内部的财富分布;王辉龙(2009)等讨论了预期房价上涨可能会对消费者在本期家庭财富配置乃至居民生活水平的影响;吴卫星、钱锦晔(2010)通过运用家庭调查数据进行研究后发现,家庭净财富中住房投资和股票投资存在反向关系等。而谈及房价波动与收入分配方面的文献还多停留在定性分析方面,如冯涛、王宗道(2010)分析了渐进性住房制度改革背景下房地产价格波动对居民财产性收入分配的影响;付文林(2010)指出了住房市场化进程导致家庭的资本性支出上升过快;高波(2010)认为房地产价格波动已经成为影响中国居民消费稳定增长的重要因素之一,住房保障可以抑制房价过快上涨,促使房价稳定,从而通过财富效应渠道扩大中高收入阶层的消费需求;范方志、李海海(2010)则认为,中国房地产价格和通货膨胀目前呈现出一种互动的关系,两者对收入分配差距产生了重大影响等。虽有少量文献论及房价波动与居民收入分配之间的关系(高东胜、洪涛,2011;陈健、高波,2012),但相关研究还缺少统一的理论分析框

架以及系统的实证检验,尤其缺少对我国不同的区域展开相应的实证分析。

基于以上的文献梳理,笔者认为,本文可能的贡献如下:第一,在一个家庭资产结构的理论框架下,本文选取房价变动率为主要考察变量,选取家庭工资性收入、家庭的购房支出、家庭持有的存款及股票等金融资产收益作为控制变量,采用面板协整和固定效应等方法对房价与收入分配之间的关联性进行实证检验,可以为后续的相关研究提供必要的文献参考;第二,本文对房价波动收入分配效应及其区域差异性进行比较分析,其相应结论可为政府制定区域差异化房地产调控政策提供必要的经验依据和数据支撑。

### 三 模型、变量与数据

#### (一) 模型和变量

沿袭 Henderson 和 Ioannides(1983) 以及 Arrondel 和 Lefebvre(2001) 等学者的分析思路,假定在给定的生命期限内,某一时期的家庭的总收入不仅与住房资产收益有关,还与当期家庭工资性收入、家庭所持有的现金存款等安全资产收益和股票等风险资产收益相关。因此,我们建立如下可反映城镇居民家庭收入分配状况与住房价格波动的计量模型:

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i X_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \xi_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标  $i$  和  $t$  ( $t=2000, \dots, 2010$ ) 分别表示第  $i$  个省份和第  $t$  年;  $Y_{i,t}$  为被解释变量;  $X_{i,t}$  为一组解释变量和控制变量;  $\mu_i$  表示不可观测的个体(区域)效应,通常是由各省、市或自治区没有观测到的因素所引起的;  $\nu_t$  表示不可观察的时间效应,通常是由时间因素引起;  $\xi_{i,t}$  为随机误差项。各变量及其定义如表 1 所示。

表 1 变量及其定义

变量	定义	描述	单位	
被解释变量	$GINI$	居民收入分配	用各省份城镇居民家庭收入差距的基尼系数来表示	/
解释变量	$RE$	房价变动率	表示家庭住房资产收益,用各省份住宅商品房的平均销售价格的变化率来表示	%
控制变量	$WE$	家庭工资性收入	用家庭工资性收入占家庭总收入的比重来表示	%
	$SA$	家庭安全资产收益	用一年期存款利率来表示	/
	$RA$	家庭风险类资产收益	用股票年均回报率来表示	/

对于非均等分组的基尼系数( $GINI$ )计算,可以采用 Thomas, Wang 和 Fan(2000) 提出的计算公式:

$$GINI = \frac{1}{\mu} \sum_{i=2}^N \sum_{j=1}^{i-1} w_i |y_i - y_j| w_j$$

其中,  $GINI$  为收入基尼系数,  $\mu$  为总体收入的期望值,  $N$  为分组数,  $y_i$  和  $w_i$  分别表示分组中第  $i$  组的平均收入水平以及该组人口占总人口的比重。但在实际计算中,人们大多采用以下简化公式(陈昌兵 2007):

$$GINI = \sum_{i=1}^N w_i Y_i + 2 \sum_{i=1}^{N-1} Y_i (1 - V_i) - 1$$

与上一公式不同,这里  $Y_i$  是第  $i$  组人口的总收入占收入总额的比重,  $V_i$  是  $Y_i$  从 1 到  $i$  的积累值,即  $V_i = Y_1 + Y_2 + \dots + Y_i$ 。进一步地,张建华(2007)又提出了收入基尼系数的“近似替代”计算方法,计算公式简化为:

$$GINI = 1 - \frac{1}{N} (2 \sum_{i=1}^{n-1} W_i + 1)$$

上式将全部人口分为  $N$  组,  $W_i$  表示从第 1 组累计到第  $i$  组的人口总收入占全部人口总收入的百分比, 这也比较符合均等分组下居民收入基尼系数的计算。因此, 本文部分省份的城镇居民收入基尼系数值参考陈昌兵(2007)计算的各省份城镇居民收入基尼系数值, 其余的数值则运用上述公式, 采用各省份统计年鉴中对城镇居民家庭收入五等份(也有部分省份将调查家庭分为七等份)分组调查数据逐一计算而得。<sup>①</sup> 由于河北、湖南、甘肃、宁夏等省份城镇基尼系数存在缺失现象, 因此, 一共有 27 个省份有城镇基尼系数的有效数据。全国及东、中、西部三大区域对应的城镇基尼系数( $GINI$ )和房价变动率( $RE$ )散点图如图 1 所示。

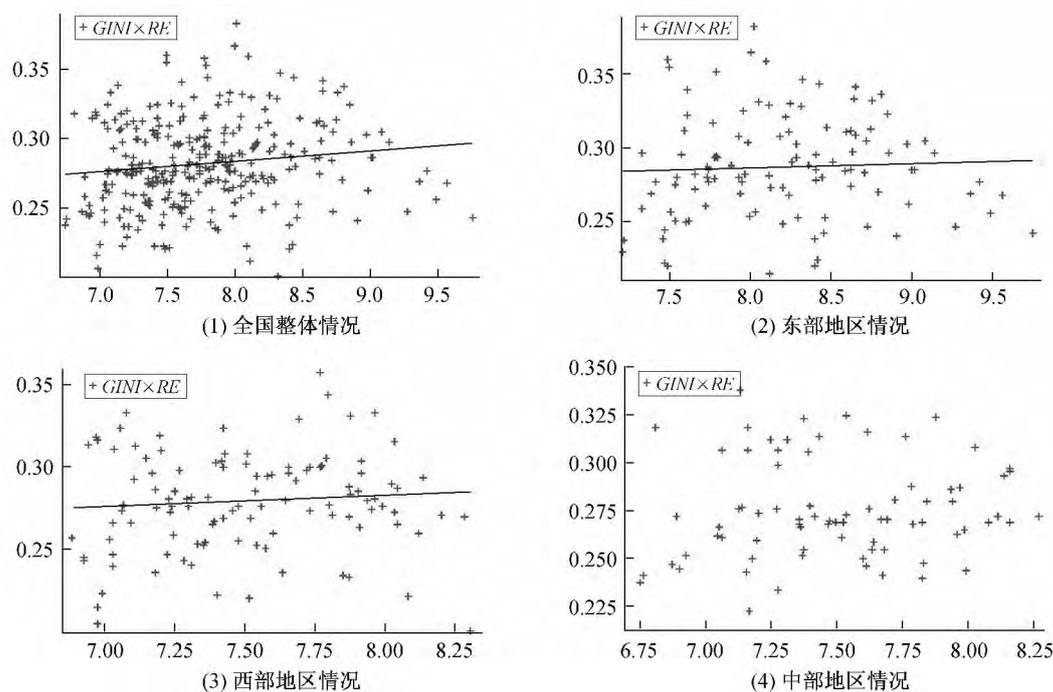


图 1 中国房价波动与基尼系数散点图(2000—2010 年)

## (二) 数据来源及其描述性统计

本文实证分析中使用的数据包括我国东、中、西部 27 个省、自治区和直辖市 2000—2010 年共计 11 年的面板数据。其中, 城镇基尼系数、房价波动率和家庭工资性收入占比等数据主要来源于各省份的统计年鉴(2001—2011 年); 家庭存款收益率、家庭持有股票回报率等数据则来源于《中国金融统计年鉴》(2001—2011 年)。各变量描述性分析结果见表 2。

表 2 变量的基本描述性统计

变量	观测值	平均值	中间值	标准差	最大值	最小值
$GINI$	297	0.281	0.278	0.032	0.383	0.200
$RE$	297	0.118	0.116	0.112	0.578	-0.452
$WE$	297	0.682	0.668	0.069	0.982	0.512
$RA$	297	0.265	-0.090	0.679	1.645	-0.626
$SA$	297	2.405	2.250	0.470	3.444	1.980

<sup>①</sup> 主要采用张建华(2007)提出的收入基尼系数的“近似替代”计算方法, 并将计算得出的部分省份城镇居民收入基尼系数值与陈昌兵(2007)按简化公式计算的数值进行对比, 发现两者是一致的。

## 四 实证分析

### (一) 平稳性检验

为防止出现“伪回归”结果,我们需要对所估计的参数进行稳健性检验,即对面板数据进行单位根检验。一般来说,单位根检验包括同质面板单位根检验和异质面板单位根检验两大类。前者使用的方法主要是 LLC 检验(Levin, Lin & Chu, 2002);而后者使用的检验方法主要包括 ADF-Fisher 检验、PP-Fisher 检验(Maddala & Wu, 1999)以及 IPS 检验(Im, Pesaran & Shin, 2003)等。我们分别采用上述四种方法对面板数据的水平方程和一阶差分方程进行平稳性进行检验(见表 3、表 4)。

从表 3 对面板数据的水平方程进行单位根检验的结果来看,在 5% 的显著水平上, *WE* 和 *SA* 未能全部通过“有单位根”的原假设,说明对应变量的水平方程序列为非平稳序列;而 *GINI*、*RA* 和 *LNPI* 均通过水平方程单位根检验,变量对应的水平方程即为零阶单整平稳序列  $I(0)$ 。因此,我们还需要对面板数据 *WE* 和 *SA* 的一阶差分方程进行单位根检验,而表 4 所示的检验结果表明两变量都是一阶差分平稳序列  $I(1)$ 。

表 3 面板数据单位根检验结果:水平方程

变量	LLC	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher
<i>GINI</i>	-12.167*** (0.000)	-8.207*** (0.000)	152.162*** (0.000)	151.420*** (0.000)
<i>WE</i>	-4.458*** (0.000)	-1.587* (0.056)	67.744* (0.070)	75.264 (0.112)
<i>RA</i>	-16.017*** (0.000)	-8.760*** (0.000)	162.112*** (0.000)	160.153*** (0.000)
<i>SA</i>	-5.442*** (0.000)	-0.716 (0.237)	44.590 (0.757)	45.352 (0.731)
<i>RE</i>	-8.887*** (0.000)	-6.421*** (0.000)	127.688*** (0.000)	131.554*** (0.000)

注:(1)括号内为 p 值;(2)\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上拒绝“有单位根”的原假设;(3)估计方程含有滞后项、截距项和时间趋势。表 4 相同。

表 4 面板数据单位根检验结果:一阶差分方程

变量	LLC	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher
<i>WE</i>	-20.135*** (0.000)	-9.824*** (0.000)	187.034*** (0.000)	183.062*** (0.000)
<i>SA</i>	-15.295*** (0.000)	-7.078*** (0.000)	159.615*** (0.000)	137.094*** (0.000)

### (二) 协整关系检验

为了确定各变量之间的长期关系以及方程的具体形式,还需要对因变量和自变量之间关系依次进行协整检验。协整关系的前提是各变量之间为同阶单整,而根据单位根检验发现,变量城镇居民收入分配状况(*GINI*)、股票年回报率(*SA*)以及房价波动(*RE*)同为零阶单整  $I(0)$ 。因此,在协整分析中将剔除短期存款利率和居民家庭工资性收入占总收入比重这两个变量。目前面板数据的协整检验主要分为两大类:一类是建立在 E-G 两步法检验基础上的面板协整检验,具体方法主要有 Pedroni 检验(Pedroni, 1999)和 Kao 检验(Kao, 1999; Kao & Chiang, 2000);另一类是建立在 Johansen 协整检验基础上的面板协整检验(Johansen, 1995; Larsson et al, 2001)。

1. Pedroni 检验。Pedroni 检验是建立在“不存在协整关系”的零假设上,运用多种方法构造了不同的统计量加以检验,并提供了基于联合组内尺度检验和基于组间尺度检验两类检验方法。只有当各个统计量的绝对值必须大于 Pedroni(1999)所示的近似临界判别值,才能拒绝“不存在协整关系”的原假设。

表 5 显示,左边基于组内尺度检验的结果表明,Panel  $v$  统计量和 Panel  $\rho$  统计量不能拒绝原“不

存在协整关系”的零假设,认为变量间不存在协整关系;而 Panel PP 统计量和 Panel ADF 统计量均拒绝了“不存在协整关系”的零假设,认为变量间存在协整关系。同时,右边基于组间尺度检验的结果表明, Group rho 统计量不能拒绝原假设,认为变量间不存在协整关系;但 Group PP 统计量和 Group ADF 统计量均拒绝了原假设,即认为变量间存在异质性协整关系。

表 5 面板数据 Pedroni 协整检验结果

基于组内尺度检验(共同的 AR 系数)			基于组间尺度检验(不同的 AR 系数)		
统计量	统计值	p 值	统计量	统计值	p 值
Panel v	-0.766	0.778	Group rho	3.491	1.000
Panel rho	1.101	0.865	Group PP	-7.647	0.000
Panel PP	-5.245	0.000	Group ADF	-9.443	0.000
Panel ADF	-6.744	0.000			

2. Kao 检验。Kao 检验针对同质面板数据,在“不存在协整关系”的零假设基础上,假定协整关系中面板数据各横截面样本的个体短期动态系数与长期协整关系的系数相同。它又可以分为 Kao-DF 和 Kao-ADF 两类检验,一般较为常用的是 Kao-ADF 检验。根据表 6 的面板数据 Kao 检验结果显示,变量 *GINI*、*RA* 和 *LNPI* 在 1% 的显著水平上全部拒绝了原假设,即认为各变量之间存在协整关系。

表 6 面板数据 Kao 协整检验结果

	t 统计量	p 值
ADF	-4.032	0.000

3. Johansen 检验。如表 7,对于包含 *GINI*、*RA* 和 *LNPI* 等变量在内的面板数据模型, Johansen 检验的迹统计量和  $\lambda$ -max 统计量均在 1% 的显著性水平上拒绝了方程存在“0 个协整向量”的原假设,即说明了给定的各变量之间存在协整关系。与此同时,检验结果也拒绝了“至多 1 个协整向量”和“至多 2 个协整向量”的原假设,表示各变量之间至少存在 2 个以上的协整关系,变量之间存在着长期均衡关系。

表 7 面板数据 Johansen 协整检验结果

原假设	Fisher 联合迹统计量(p 值)	Fisher 联合 $\lambda$ -max 统计量(p 值)
0 个协整向量	88.53*** (0.002)	88.53*** (0.002)
至多 1 个协整向量	370.5*** (0.000)	275.9*** (0.000)
至多 2 个协整向量	127.9*** (0.000)	127.9*** (0.000)

注:(1)括号内为 p 值;(2)选择序列有确定性趋势且协整方程有截距的情况;(3)\*\*\*、\*\*和\* 分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%。

综合以上三种面板数据协整检验的结果,可以得出在 1% 的显著水平上给定的面板数据变量之间存在协整关系,也即变量城镇基尼系数(*GINI*)、股票的年投资回报率(*RA*)和房价波动(*RE*)之间存在长期稳定的均衡关系。

### (三) 面板数据模型估计

为进一步检验房价波动与居民收入分配效应及其区域特征,在证实居民收入差距与家庭持有的安全资产收益(表现为房价变化率)和风险资产收益(表现为股票回报率变化)存在长期协整关系的基础上,我们进一步采用面板数据模型进行回归分析。我们首先对面板数据进行 Hausman 检验,得到的结果是显著的(p 值小于 0.05),说明面板数据更加适用于采取固定效应模型进行回归分析(见表 8)。

表 8 面板数据模型估计(LSDV 法)

	全国		东部地区		西部地区		中部地区	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>RE</i>	0.013 ** (2.57)	0.014 *** (2.91)	0.018 *** (3.02)	0.021 *** (3.16)	0.046 ** (2.46)	0.013 *** (7.26)	0.002 (0.29)	0.007 (1.01)
<i>RA</i>	-0.004 *** (-3.41)	-0.005 *** (-3.00)	-0.004 *** (-3.15)	-0.004 *** (-3.52)	-0.074 *** (-4.32)	-0.049 *** (-3.25)	-0.008 *** (-4.53)	-0.008 *** (-5.95)
<i>WE</i>		0.109 (1.08)		0.283 * (1.83)		0.013 *** (3.99)		0.158 ** (2.15)
<i>SA</i>		-0.001 (-0.406)		-0.002 (-0.627)		-0.029 ** (-2.37)		-0.005 (-1.52)
常数项	0.133 *** (3.04)	0.05 *** (0.618)	0.082 (1.54)	0.010 *** (2.83)	0.567 *** (3.99)	0.021 *** (4.32)	0.254 *** (5.94)	0.013 *** (5.12)
Wald( joint)	20.79 ***	19.82 ***	12.16 ***	17.57 ***	20.12 ***	54.77 ***	21.25 ***	56.09 ***
R <sup>2</sup>	0.464	0.476	0.587	0.641	0.631	0.654	0.377	0.428
观测值	297	297	110	110	110	110	77	77

注: 括号中为 t 值,\*\*\*、\*\* 和\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。另外,限于篇幅,这里并没有列出时间虚拟变量和个体虚拟变量的估计结果。

表 8 中模型 1—8 的回归结果显示,Wald( joint) 的检验值的 p 值都小于 0.01,说明模型整体都是显著的。从检验结果来看,全国以及东、西部地区的房价波动(*RE*)与基尼系数(*GINI*)呈明显的正相关,且东部地区最为显著(t 值为 3.02),即表明房价上涨会拉大居民收入差距,且西部地区的影响效果(系数为 0.046)要大于东部地区(系数为 0.018)和全国(系数为 0.013);对于中部地区来说,虽然房价变动率与基尼系数呈现正相关,但结果并不显著,即中部地区房价波动没有表现出明显的收入分配效应。而家庭持有风险资产收益(*RA*)与基尼系数表现出明显的负相关,即随着股票的年回报率提高,居民之间的收入差距会有所缓解。同时,为证明回归结果的稳健性,我们在模型 2、4、6、8 中分别引入了家庭工资性收入占比(*WE*)、家庭存款收益(*SA*)作为控制变量再次进行 LSDV 回归,得出的结果与模型 1、3、5、7 的结果相同。此外,家庭存款收益(*SA*)与基尼系数负相关,即一年期存款利率提高,基尼系数会降低,居民之间的收入差距会有所缓解;虽然从全国的情况来看,家庭工资性收入占比(*WE*)对基尼系数的影响并不显著,但在东、中、西部地区都表现出一定的正相关关系,说明工资性收入占家庭总收入的比重不同也是拉大居民收入差距的因素之一,且对东部地区的影响效果(系数为 0.283)要大于中部地区(系数为 0.158)和西部地区(系数为 0.013)。

## 五 结论与启示

本文首先通过数据直观得出房价波动与居民收入分配存在关联性,接着采用 2000—2010 年中国东、中、西部地区 27 个省份的面板数据进行分析后发现各地区居民收入差距与房价变化率存在长期协整关系。进一步地,采用 LSDV 法对以上数据进行回归分析后发现,房价波动的收入分配效应存在明显的区域差异性,我国总体上以及东、西部地区房价波动与收入差距呈正相关,房价上涨明显拉大了居民之间的收入差距,但中部地区房价上涨对居民收入差距的影响并不明显。此外,股票回报率、短期存款利率以及家庭工资性收入占比等因素也都对居民收入分配状况有一定的影响。以上研究结论为政府制定房地产调控政策提供了新的思路。相比以往的房地产调控政策多以抑制投机需求为导向,今后政府在制定房地产调控政策时应更注重应对房价上涨所产生的拉大居民收入差距等社会问题,并针对我国东、中、西部地区的在此类问题上的不同表现而加以区别对待。

(责任编辑 施有文)

## 参考文献

- 陈昌兵 2007,《各地区居民收入基尼系数计算及其非参数计量模型分析》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- 陈健、高波 2012,《收入差距、房价与消费变动:基于面板数据联立方程模型的分析》,《上海经济研究》第2期。
- 范方志、李海海 2010,《房地产价格波动、通货膨胀与收入分配差距》,《青海社会科学》第3期。
- 冯涛、王宗道 2010,《住房制度渐进改革、房地产价格波动与居民财产性收入分配》,《财政研究》第7期。
- 付文林 2010,《住房消费、收入分配与中国的消费需求不足》,《经济学家》第2期。
- 高波 2010,《房价波动、住房保障与消费扩张》,《理论月刊》第7期。
- 高东胜、洪涛 2011,《房地产价格与国民收入分配的互动关系——基于联立方程模型的实证研究》,《财经科学》第11期。
- 李德智、李启明 2010,《我国房价与城镇家庭贫富差距的长期均衡与短期波动:1987—2008》,《经济问题探索》第11期。
- 李实、魏众、丁赛 2005,《中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析》,《经济研究》第6期。
- 王辉龙 2009,《房价波动、家庭财富配置与居民生活水平——来自长江、珠江三角洲地区的经验证据》,《南方经济》第12期。
- 王曾 2011,《房地产正向财富效应形成的条件分析》,《经济与管理》第1期。
- 吴卫星、钱锦晖 2010,《住房投资与家庭金融资产选择:基于中国居民家庭调查的实证分析》,中国金融国际年会投稿论文。
- 易君健、易行健 2008,《房价上涨与生育率的长期下降:基于香港的实证研究》,《经济学》(季刊)第2期。
- 张建华 2007,《一种简便易用的基尼系数计算方法》,《山西农业大学学报》(社会科学版)第3期。
- Arrondel L. and Lefebvre B. 2001, "Consumption and Investment Motives in Housing Wealth Accumulation: A French Study" *Journal of Urban Economics*, Vol. 50, No. 1.
- Campbell J. Y. and Cocco J. F. 2007, "How does House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data" *Journal of Monetary Economics*. Elsevier, Vol. 54, No. 3.
- Chetty R. and Szeidl A. 2007, "Consumption Commitments and Risk Preferences" *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 122, No. 2.
- Fratantoni M. 2001, "Homeownership, Committed Expenditure Risk, and the Stockholding Puzzle" *Oxford Economic Papers*, Vol. 53, No. 1.
- Gary V. Engelhardt 1996, "House Prices and Home Owner Saving Behavior" *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 26, No. 1.
- Grossanan S. and Laroque G. 1990, "Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Pricing of Illiquid Durable Consumption Goods" *Econometrica*, Vol. 58, No. 1.
- Henderson V. J. and M. Y. Ioannides 1983, "A Model of Housing Tenure Choice" *The American Economic Review*, Vol. 73, No. 1.
- John D. Benjamin, Peter Chinloy and G. Donald Jud 2004, "Real Estate Versus Financial Wealth in Consumption" *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 29, No. 3.
- Karl E. Case, John M. Quigley and Robert J. Shiller 2005, "Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market" *The B. E. Journal of Macroeconomics*, Berkeley Electronic Press, Vol. 5, No. 1.
- Kuznets 1955, "Economic Growth and Income Inequality" *The American Economic Review*, No. 3.
- Phang Sock-Yong 2004, "House Prices and Aggregate Consumption: Do They Move Together? Evidence from Singapore" *Journal of Housing Economics*, Vol. 13, No. 2.
- Tracy J., Schneider H. and Chan S. 1999, "Are Stocks Overtaking Real Estate in Household Portfolios" *Current Issues in Economics and Finance*, Vol. 5, No. 5.
- Vinod Thomas, Yan Wang and Xibo Fan 2000 *Measuring Education Inequality: Gini Coefficients of Education*, The World Bank Institute, Washington D. C.

citizens , quasi-citizens ( rural-to-urban migrants) and rural residents , as well as on how to mobilize resources from the government , society and the market to meet their needs. Firstly , the financial input system should be improved , in order to ensure the satisfaction of the common needs of urban and rural population. Secondly , the synergy supply from the government , society and the market should be encouraged , so as to meet , with more efficiency , the rural and urban population ' s distinct needs for public service. Last but not the least , reforms on the land system and the household registration system should be conducted so as to remove obstacles on the way to the equalization of basic public service in the rural and urban areas.

**Keywords:** urbanization , public service , public finance , synergy supply , institution reform

## **The Characteristics of Social Psychology and the Innovation of Social Management of Rural Areas in the Transformational Period** ( by XIE Wei)

**Abstract:** The concept of social management is raised and confirmed against the large background of the comprehensive transformation of China ' s society. In the transformational period , social psychology of China ' s rural areas is characterized by the strengthened self-consciousness of the members of rural society , more active economic psychology , more sensibility to relative deprivation , obvious ambivalence in consumption and anti-authority. The original structure of relative balance in rural areas has been broken , the functions of social systems are in the new coordination process , and social disorder in part has appeared. The current social management in rural areas should focus on the maintenance of social order and create orderly and vibrant social conditions and environment so as to promote the enhancement of social harmony.

**Keywords:** rural area , social psychology , social control , social management

## **Regional Differences on Income Distribution Effects of Housing Price Fluctuations: An Empirical Study Based on inter-Provincial Panel Data in China** ( by ZHANG Chuan-yong)

**Abstract:** In recent years , housing prices continued to rise , especially with rapid growth rates periodically in some areas. This phenomenon and its possible economic and social problems have called much attention. Based on the inter-provincial panel data of 27 provinces in central , eastern and western regions of China in 2000-2010 , this paper proves that there has always been a co-integration relationship between regional income disparities and the rate of change of housing prices. The regression analysis with the LSDV method shows that income distribution effects of housing price fluctuations have obvious regional differences: income gaps and housing prices fluctuations have positively correlation in eastern and western regions , while the correlation is not obvious in the central region. Therefore , in addition to the real estate macro-control policies to curb speculative demand , measures appropriate for different areas should be taken to solve the widening income gap and other social problems.

**Keywords:** housing price fluctuations , income gap , regional differences

## **Real Estate Rental Market and the Tenure Choice Mechanism of Real Estate: Based on an Empirical Analysis of Residential Market in Developed Countries** ( by CUI Pei & HU Jin-xing & ZHOU Shen-long)

**Abstract:** This paper is engaged on a theoretical study and an empirical analysis of the function of real estate rental market to the tenure choice mechanism of real estate market by the international comparison of