

房价与收入分配的内生性及其互动关系

张传勇

内容提要: 房价持续性快速上涨与收入分配逐渐拉大问题引起广泛关注,但对于两者之间的关联性与互动性并未形成一致的观点。本文以房价和居民收入分配为内生变量,同时选取影响房价和居民收入分配的多个外生变量建立了联立方程模型。通过对 2000-2010 年我国 27 个省份的样本进行实证分析后发现,房价与居民收入分配之间存在明显的内生关系,两者相互影响的方向均为正向,且收入分配对房价的作用效果要强一些。考虑到城镇化率也会推动房价上涨,因而在当前新型城镇化推进过程中,尤其要注重采取适当调控措施预防房价同步上涨,同时要制定合理的房产保有环节税收政策以防止房价上涨产生的收入分配效应过大。

关键词: 房价上涨; 收入分配; 内生性; 联立方程

中图分类号: C812

文献标识码: A

文章编号: 1002-4565(2014)01-0063-07

The Endogeneity and Interactive Relationship between Housing Price and Income Distribution

Zhang Chuanyong

Abstract: The problems of housing price rising rapidly and income gaps widening gradually caused widespread concern in the community, but there is not a consistent view of the association and interaction for them. In this paper, we set housing price and income distribution as endogenous variables, and select multiple exogenous variables affecting the price and income distribution simultaneously to establish a simultaneous equations model. With an empirical analysis of a sample of 27 provinces in China from 2000 to 2010, we find that housing price and income distribution are endogenous, more importantly, the interaction between these two variables both are positive and income distribution is more pronounced impact on house prices. Thus, taking into account the urbanization rate promoting housing prices, we should emphasis on take appropriate control measures to prevent the house prices rising synchronously in the process of China's New Urbanization particularly and develop a reasonable tax on maintaining the property to prevent income distribution effect on housing prices is too large.

Key words: Housing Price Rising; Income Distribution; Endogeneity; Interaction

一、引言

房价上涨是否改变了居民收入分配格局? 具体来说,阶段性的房价上涨现象是否会影响居民家庭之间的财富分配状况? 学者们对这一问题并没有给出统一的答案,但已有的理论研究和实证检验多数是支持“房价上涨会改变家庭的财富分配”这一观点。Grossman 和 Laroque (1990) 以及 Arrondel 和 Lefebvre (2001) 的理论研究表明,房价上涨时,家庭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,也可能购进房产等待其继续

升值,这些选择改变了家庭之间的财富存量,从而对家庭之间的财富分配产生影响^[1-2]。实证研究方面,Hamnett (1991) 在对过去 40 至 50 年英国不同区域和年龄结构的家庭进行调查分析的基础上,证实了英国国内 70% 拥有住房的家庭和 30% 租房家庭所拥有财富存在严重不均,在这很大程度解释了英国家庭之间的收入差距问题^[3]。Levin 和 Pryce (2008) 在认同 Hamnett 观点的基础上,进一步揭示出家庭住房财富差异将存在加速积累现象,即随着住房价格的进一步上涨,家庭之间的住房财富差异可能会进一步分化,出现譬如教育垄断、种族隔离以

及贫民窟等系列社会问题^[4]。虽然政策制定者可以采取对住房资产增税、充分提供混合型(涵盖不同收入阶层)社会住房、发展其他金融产品等措施缓和住房财富不均及其引发的社会问题,但这又有可能影响到人们对住房市场的信心(William, 2007)。

从逻辑上分析,房价上涨(或下跌)会使得家庭房地产财富存量迅速增加(或减少),改变原有家庭之间的财富状况,进一步导致社会财富在不同家庭之间分配不均。正如现有文献所论述的,房价上涨影响家庭之间财富分配主要取决于两个方面,一是房价上涨通过“财富效应”直接增加家庭总财富;二是房价上涨又会改变家庭以住房抵押贷款为主的负债并扩大家庭的外部融资能力,表现出“信贷效应”(Campbell 和 Cocco, 2007)^[5]。而结合我国的现实情况来看,自 20 世纪 90 年代末我国全面实施城镇住房制度改革以来,国内商品房价格上涨与城镇居民收入差距拉大现象几乎同步产生——全国住宅商品房平均售价从 2000 年的 1948 元每平米上升到 2010 年的 4725 元每平米,在商品房价格持续性上涨的同时,我国的城镇居民收入差距也在逐步拉大,城镇基尼系数从 2000 年的 0.245 上升到 2010 年的 0.347。这些数据变化对不同的收入阶层的影响效果也不同,具体表现为,高收入家庭的房价收入比在降低,而中低收入家庭的房价收入比却在上升,最高收入户和最低收入户房价收入比由 2000 年末的 5 倍扩大到 2010 年末的 8.81 倍,呈现出加速拉大的态势^①。家庭持有住房资产的差异,势必将分化不同家庭之间的收入差距,从而进一步造成社会财富分配的不公平,引发各种社会矛盾,阻碍社会经济的稳定健康发展。

实际上,收入差距进一步拉大又使得少数富有者的富余资金越多,流向资本市场及房地产市场的资金就越多,有可能进一步推动房价的上涨。Stern 早在 1992 年就通过实证分析证实人均可支配收入的差异是影响住房市场最为重要的变量。近年来, Gan 和 Hill(2009)在持久收入假设下,分别通过理论和实证分析得出房价上涨与居民收入之间存在强线性关系,居民收入增长会引起房价上涨,而居民收入不平等扩大则会抑制房价上涨。因此,房价上涨与居民收入分配之间可能存在着内生性联系^[6]。

然而,现有的相关实证研究多没有考虑房价上

涨与居民收入分配两变量之间的内生性关系。本文则正是在假设两变量互为内生性的条件下,分析房价与居民收入分配之间的关系。相比已有研究,本文的贡献在于:①通过有效的联立方程模型设定,克服房价与收入分配的内生性问题,使得实证结果更为可信;②本文的实证分析证实了近年来我国的房价上涨明显拉大了居民之间的收入差距。这些发现加深了对房价的社会经济分析,具有非常强的政策含义:即房价的调控除了传统的抑制投机需求之外,更应注重制定合理的房产保有环节税收以防止房价上涨产生的收入分配效应过大。

本文以下部分的内容安排如下:第二部分是相关文献回顾与本文的理论分析;第三部分是研究设计与模型介绍;第四部分是实证检验与讨论;第五部分是本文的结论和政策启示。

二、文献回顾

房价上涨如何影响居民收入分配?已有研究可归纳为:一方面,住房价格上涨引起的房产价值变化,直接影响着家庭持有的资产总量和财富状况,即房价上涨的“财富效应”。比较代表性的有,Case 等(2005)通过对 1980s-1990s 美国各州面板数据和 14 个国家 25 年的跨国面板数据研究发现房产财富效应显著存在^[7]; Benjamin 等(2004)采用美国 1952 第一季度至 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的财富效应的结论^[8]; Campbell 和 Cocco(2007)用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等^[5]。国内方面,李实(2005)指出,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,会改变城镇居民家庭内部的财富分布^[9]。王子龙等(2008)在考虑通货膨胀的条件下,通过对我国 1996-2007 年房地产价格和居民消费的季度数据分析也证实房地产财富效应的存在性,且随着我国经济增长和居民收入的增加,房地产财富对居民消费的影响不断增强^[10]。

另一方面,房价上涨又会增加家庭以住房抵押贷款为主的负债并扩大家庭的外部融资能力,表现出“信贷效应”。在家庭收入一定时,房价上涨,家

① 此处房价和不同收入户的房价收入比来源为各年《中国统计年鉴》,城镇基尼系数值来源为统计局官方网站。

庭购买住房的债务负担随之加重,较高的家庭负债又会限制他们的投资或消费;与此同时,房价上涨会使得家庭持有的房屋价值增加,房屋的潜在抵押价值随之增加,从而扩大家庭的外部融资能力,这在一定程度上提升了居民家庭的信贷融资能力,引起了家庭潜在负债增长(Debelle, 2004; Campbell 和 Cocco, 2007; Gan, 2010)^[5]。国内学者如李实等(2005)、瞿晶和姚先国(2011)也指出,房价上涨使高收入阶层受益更多,从而拉大了地区之间和居民之间的收入差距^[9,11]。陈灿煌(2007)则通过对我国1991-2004年商品房平均价格与基尼系数数据的实证分析,以及汤浩和刘旦(2007)采用回归分析与协整关系检验对我国房地产价格和城镇居民收入差距之间的实证分析也都得出相同结论,即房地产价格上涨拉大了城镇居民之间的收入差距。针对不同的收入群体,陈彦斌和邱哲圣(2011)的研究也证实了这一点,即房价的高速增长使得部分年轻家庭和贫穷家庭为了追赶房价不得不提高储蓄,从而降低了他们的实际财富水平,使得城镇居民的福利水平普遍下降,其中中低收入阶层下降最多^[12]。

居民收入差距的拉大又如何反作用于房价?早年的Stern(1992)和近年的Gan和Hill(2008)等学者都认为在传统的静态局部均衡分析框架下,人均可支配收入是影响住房市场需求的最为重要的变量,且居民收入与房价之间存在强线性关系^[6]。甚至,Gyourko和Linneman(1993)还指出不同区域和收入阶层居民之间的收入差距过大是致使住房市场扭曲、房价出现短期波动的重要因素。实证分析方面,Duda和郑思齐(2006)对美国的情况分析后指出,收入差距拉大会提高房价并降低居民的支付能力;Määtänen和Terviö(2010)以巴尔的摩、波士顿、休斯敦、华盛顿等六大都市区为样本进行实证分析后得出居民收入与房价正相关、收入不平等与房价负相关的结论。国内学者中茅于軾(2005)、刘琳(2007)等认为房价问题多是收入差距问题的反映,高收入阶层较强的住房支付能力和购房意愿是推动房价上涨的主要因素;尹向飞和陈柳钦(2008)则利用协整理论对我国1992-2006年城镇居民收入差距、财富差距、收入增长以及房地产价格之间的关系进行实证分析后发现,收入分配不均明显导致了房价上涨。

从以上文献梳理来看,国内外学者对房价上涨

与居民收入分配方面的研究多集中于探讨房价上涨与家庭财富(或收入差距)之间单方向的作用关系,且多数研究仍停留在定性分析阶段;虽有少量文献(如高东胜和洪涛,2011;陈健和高波,2012)采用实证分析方法研究房价上涨与居民收入分配之间的关联性,但并未就两变量的内生性问题及其解决方法展开必要的论述,其回归结果的稳健性也就受到了质疑。因此,本文将分别从市场供需角度选取房价的影响变量以及从家庭资产结构的视角选取收入分配的影响变量来构建房价上涨与收入分配的联立方程模型,并采用2000-2010年中国27个省份的面板数据对两变量之间的关联性及其影响因素进行实证分析;同时,我们还将引入考察变量的滞后期作为前定变量以克服变量自身的序列相关问题,以及采用Hausman检验来探讨房价上涨与收入分配的内生性问题。

三、模型、变量和数据

(一) 计量模型

为考察房价上涨与居民收入分配之间的关联性及其互动效应,我们建立了如下包含房价上涨方程和居民收入分配方程在内的联立方程模型(Simultaneous equations model,简称SEM),同时考察两变量之间可能存在的内生性。其中,在方程(1)也即房价的影响因素方程是从房地产市场供给和需求两个方面来选择变量,供给方面的变量包括土地价格、房地产开发投资额以及竣工面积;需求方面的影响因素为城市化率、收入差距以及长期贷款利率。而在选取收入分配状况(方程(2))的影响变量时,则遵从了传统家庭资产配置理论对家庭财富的划分,即将家庭财富总量分为三部分:家庭的工资性收入、家庭持有的住房资产和金融资产,其中金融资产又可分为以短期存款、现金等为主的安全资产和以股票、基金等为主的风险资产(Arrondel和Lefebvre, 2001; Cerný等, 2010)。联立方程模型如下:

$$HP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GINI_{it} + \alpha_2 LP_{it} + \alpha_3 IEE_{it} + \alpha_4 ABA_{it} + \alpha_5 UR_{it} + \alpha_6 LR_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

$$GINI_{it} = \beta_0 + \beta_1 HP_{it} + \beta_2 WE_{it} + \beta_3 DR_{it} + \beta_4 SR_{it} + \beta_5 PGDP_{it} + \beta_6 EDU_{it} + \xi_{it} \quad (2)$$

其中, α 、 β 分别为模型的常数和变量的系数, μ 、 ξ 为模型的误差项。

(二) 变量选取及其定义

本文选取的变量主要包括内生变量和外生变量两大类,对应的定义和描述如下:

1. 内生变量。

住房价格(HP_{it}):参考梁云芳和高铁梅(2007)等人的研究,用各省份年度的住宅商品房的平均销售价格来表示(单位:元/平方米),并对其取自然对数处理并记为 $\ln HP_{it}$;

居民收入分配($GINI_{it}$):用各省份该年度的城镇收入基尼系数来表示。对于非均等分组的基尼系数计算可以采用 Thomas 等(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 $GINI$ 为基尼系数, μ 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^[13]。但在实际计算中,多采用以下简化公式: $GINI = \sum_{i=1}^N w_i Y_i + 2 \sum_{i=1}^{N-1} Y_i (1 - V_i) - 1$ (陈昌兵 2007)^[14]。与上面公式不同,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,则 $V_i = Y_1 + Y_2 + \dots + Y_i$ 。进一步,张建华等(2007)又提出了收入基尼系数的“近似替代”计算方法,计算公式可简化为 $GINI = 1 - \frac{1}{N} (2 \sum_{i=1}^{n-1} W_i + 1)$ 。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^[15]。因此,本文部分省份的城镇居民收入基尼系数值采用陈昌兵(2007)计算出的我国部分省份的城镇居民收入基尼系数值,其余的数值则运用上述公式,根据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^①。

2. 影响房价的外生变量。

土地价格(LP_{it}):用该省份当年以招、拍、挂等方式供应土地的成交均价来表示(单位:元/平方米),计量时对其取自然对数处理并记为 $\ln LP_{it}$;

住宅商品房开发投资额(IEE_{it}):反映当地住宅房地产的投资开发力度,用该省份当年完成房地产住宅投资额作为取值标准(单位:亿元),计量时对其取自然对数处理并记为 $\ln IEE_{it}$;

住宅商品房竣工面积(ABA_{it}):反映该省份当年住宅商品房的供应量(单位:万平方米),计量时

对其取自然对数处理并记为 $\ln ABA_{it}$;

城镇化率(UR_{it}):用该省份当年非农人口与总人口的比值来表示(单位:%);

城镇基尼系数($GINI_{it}$):反映出该省份当年城镇居民收入差距的程度;

长期贷款利率(LR_{it}):反映当年的住房信贷情况,用五年以上年度贷款利率来表示。

3. 影响收入分配的外生变量。

家庭工资性收入(WE_{it}):由于工资性收入在国民收入中所占的比例能在很大程度上反映出收入分配的不平等(龚刚和杨光,2010),因此这里选取家庭工资性收入占家庭总收入的比重(WE)来表示家庭工资性收入(单位:%);

短期存款利率(DR_{it}):反映家庭持有安全资产的收益,这里用一年期基准存款利率来表示;

股票回报率(SR_{it}):反映家庭持有风险资产(股票、基金等)的收益,用股票年均回报率来表示。

住房价格(HP_{it}):反映家庭持有的住房资产变化,采用各省份住宅商品房的平均销售价格来表示(单位:元/平方米);

人均国内生产总值($PGDP_{it}$):反映各地区居民的经济状况(单位:元/人),计量时对其取自然对数处理并记为 $\ln PGDP_{it}$;

地区教育水平(EDU_{it}):采用该地区6岁以上人口的平均受教育年限来表示,计算公式为 $EDU = \sum_{i=1}^n w_i g_i$, w_i 为一定教育水平下的人口比重, g_i 为不同层次教育水平所对应的受教育年限,如大专(及以上)16年,高中12年,初中9年,小学6年,文盲0年(杨俊等 2008)^[16]。

(三) 数据来源

本文使用2000-2010年中国27个省级年度面板数据进行实证分析^②。数据来源为《新中国60年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、《中国国土资源统计年鉴》、《中国金融统计年

① 这里主要采用了张建华(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)按简化公式计算的基尼系数值进行对比,发现两者的结果几乎是一致的。

② 根据各省份统计年鉴提供的收入五等分调查数据,河北、湖南、甘肃、宁夏等省份存在数据缺失现象,因此计算得出各区域省份城镇基尼系数有效数据一共有27个。

鉴》以及《中国人口统计年鉴》等。变量的基本描述性统计如表1所示。

表1 各变量基本描述性统计分析

变量	观测值	平均值	中间值	标准差	最大值	最小值
LNHP	297	7.767	7.680	0.567	9.750	6.750
GINI	297	0.282	0.280	0.032	0.380	0.200
LNLP	243	2.901	2.841	0.397	4.178	2.082
LNIEE	297	6.361	6.460	0.657	7.501	3.990
LNABA	297	2.950	3.060	0.526	3.830	0.820
UR	297	0.352	0.310	0.168	0.890	0.140
LR	297	6.298	6.120	0.573	7.480	5.760
WE	297	0.682	0.668	0.069	0.982	0.512
DR	297	2.405	2.250	0.470	3.444	1.980
SR	297	0.265	-0.090	0.679	1.645	-0.626
LNPGDP	297	4.164	4.154	0.309	4.898	3.441
EDU	243	8.009	8.062	1.135	11.173	3.550

四、实证结果及分析

本文对方程(1)和方程(2)的估计采取了对联立方程模型惯用的思路,分别采用单方程估计和系统性估计方法来估计。单方程模型的估计旨在对房价与收入分配的外生因素及其影响进行分析,系统性估计则是为了揭示房价与收入分配的互动影响机制。根据联立方程识别的阶条件和秩条件,较容易发现房价方程和收入分配方程的阶条件和秩条件均成立,并且都是过度识别的。由此,我们首先采用 Hausman 检验对房价和收入分配联立方程的内生性进行估计,接着采用 GLS 估计法对房价和收入分配的单方程进行估计,然后再采用两阶段最小二乘法(2SLS)或三阶段最小二乘法(3SLS)对联立模型进行系统性估计。需要指出的是,在对联立方程估计时,我们对作为解释变量的房价和收入分配变量进行了取一阶滞后处理。其原因为:第一,考虑到宏观变量往往存在时滞效应,当期的房价只会对下一期及其之后的居民收入分配产生影响,反之亦然。第二,对解释变量取滞后一期处理可以缓解联立性的内生问题(陆铭和陈钊,2009)。

(一) 房价与收入分配的内生性检验

这里采用 Hausman 设定检验(specification test)对房价上涨(HP_{it})和基尼系数($GINI_{it}$)的联立性问题进行检验。具体步骤为,先求 HP_{it} 对各前定变量进行回归,求得 HP_{it} 的估计值 $\hat{HP}_{it}$ 和估计残差 $\hat{U}_{it}$ ($HP_{it} - \hat{HP}_{it}$),然后再求出 $GINI_{it}$ 对 HP_{it} 和 $\hat{U}_{it}$

的回归值,并对 $\hat{U}_{it}$ 的系数做 T 检验,得到的结果如下(括号内为 t 值):

$$GINI_{it} = 0.218 + 0.01 \hat{HP}_{it} - 0.015 \hat{U}_{it} \quad (5.70) \quad (2.11) \quad (-1.66) \quad (3)$$

从式(3)的结果来看, $\hat{U}_{it}$ 系数的 t 值在 10% 的水平上显著,说明房价上涨(HP_{it})和基尼系数($GINI_{it}$)之间存在互动关系。这在一定程度上初步证实了本文的命题。

(二) 房价与收入分配联立方程的单方程估计

由于不同省份之间的面板数据之间可能存在个体效应差异,因而这里不能采用纯 pooled 形式的 OLS 方法对静态面板进行回归。而 Hausman 检验表明,房价方程面板数据接受零假设,满足随机效应,因此,我们采用 GLS 方法分别对房价和收入分配联立方程进行单方程估计,结果分别见表2和表3。

表2 房价方程的 GLS 估计

GINI_1	LNLP	LNIEE	LNABA	UR	LR	常数项
0.608*	0.435***	0.592***	-0.334***	0.752***	-0.455***	0.301***
(1.70)	(3.82)	(12.1)	(-6.16)	(7.73)	(8.01)	(10.5)

调整后的 R^2 为 0.929, Wald (joint) 检验值为 255.0***

注:(1)括号内为 t 统计量;(2)***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

表3 收入分配方程的 GLS 估计

LNHP_1	WE	SR	DR	LNPGDP	EDU	常数项
0.020***	0.015**	-0.049***	-0.011	0.020*	-0.005	0.025*
(3.19)	(2.04)	(-3.25)	(-0.85)	(1.65)	(-1.46)	(1.86)

调整后的 R^2 为 0.549, Wald (joint) 检验值为 727.4***

注:(1)括号内为 t 统计量;(2)***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

从表2和表3的估计结果来看,单方程房价方程和收入分配方程的 Wald (joint) 检验都是显著的,说明两方程的整体估计结果都显著。同时,房价方程的估计结果表明,上一年基尼系数对当年房价呈现明显的正向影响;而收入分配方程的估计结果显示,上一年的房价也会对当期的基尼系数产生正向影响;就影响效果来看,基尼系数对房价的作用效果(回归系数为 0.608)要比房价对基尼系数的作用效果(回归系数为 0.020)更加明显。

此外,表2还显示,在影响房价的因素中,除当年住宅商品房竣工面积(LNABA)和长期贷款利率(LR)对房价(LNHP)产生负的影响外,当年的地价(LNLP)、住宅房地产开发投资额(LNIEE)以及城镇化率(UR)等因素都会对房价产生正向的冲击,即

这些变量取值的升高会推动房价的上涨。表 3 还显示,当年的家庭工资性收入占比(WE)和人均国内生产总值(LNPGDP)会对基尼系数产生明显的正向影响,而家庭短期存款利率(SR)和股票回报率(DR)以及地区的教育水平(EDU)则对基尼系数产生负面影响,但只有股票回报率的影响效果是显著的。这表明家庭人均工资性收入占比和地区人均 GDP 的提高会拉大收入差距;而地区平均受教育水平的提高以及家庭安全资产和风险资产的收益增加则都会缓解该地区的收入差距,这与现实的情况也是比较吻合的。

(三) 房价与收入分配联立方程的系统性估计

对于联立方程的系统性估计,一般采用 2SLS 或 3SLS 方法^①,大量的实例显示,3SLS 估计结果比 2SLS 的估计结果更加有效(李子奈,1992)。因此这里采用 3SLS 对房价与收入分配的联立方程进行系统性估计。估计结果分别见表 4 和表 5。

表 4 房价方程的 3SLS 估计

GINI ₁	LNLP	LNIEE	LNABA	UR	LR	常数项
1.071** (2.09)	0.803*** (13.61)	0.331*** (4.53)	-0.403*** (-5.17)	1.156*** (10.54)	0.054* (1.90)	3.284*** (12.11)

调整后的 R² 为 0.777 F 检验值为 157.46***

注: (1) 括号内为 t 统计量; (2) ***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

表 5 收入分配方程的 3SLS 估计

LNHP ₁	WE	SR	DR	LNPGDP	EDU	常数项
0.063** (1.97)	-0.07** (-2.42)	-0.028 (-0.71)	-0.008 (-0.29)	0.132 (1.05)	-0.069*** (-3.13)	0.291*** (8.18)

调整后的 R² 为 0.473 F 检验值为 22.9***

注: (1) 括号内为 t 统计量; (2) ***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

表 4 和表 5 表明,房价和收入分配联立方程的系统性估计结果同样证实了房价和收入分配之间存在内生性,即两者之间存在互动效应。从估计结果来看,上一年的基尼系数和房价分别会对当年的房价和基尼系数产生正向影响,且基尼系数对房价的作用效果(系数为 1.071)仍然要比房价对基尼系数的作用效果(系数为 0.063)要强一些。与表 2 和表 3 的结果不同之处在于,受联立方程的内生性影响,表 4 中长期贷款利率(LR)的系数出现由负到正的变化;表 5 中家庭工资性收入占比(WE)对基尼系数的影响效果也发生了变化,股票回报率(SR)和地区人均 GDP(LNPGDP)对基尼系数的影响变得不再

显著,而教育程度(EDU)对基尼系数的影响开始变得显著。

综合表 2、表 3、表 4 和表 5 的结果,剔除回归结果中不显著及系数发生改变的变量后,对于房价和居民收入分配的联立方程而言,单方程估计和系统性估计都表明,收入差距的拉大、地价上升、住宅房地产开发投资额增加以及城市化率的提高都是引起房价上涨的原因,而房价上涨又是居民拉大收入差距的原因。

(四) 稳健性检验

对式(1)和式(2)所构成的联立方程模型,相应的因变量取滞后一期并作为解释变量后,对应的联立方程模型为:

$$HP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GINI_{it-1} + \alpha_2 LP_{it} + \alpha_3 IEE_{it} + \alpha_4 ABA_{it} + \alpha_5 UR_{it} + \alpha_6 LR_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

$$GINI_{it} = \beta_0 + \beta_1 HP_{it-1} + \beta_2 WE_{it} + \beta_3 DR_{it} + \beta_4 SR_{it} + \beta_5 PGDP_{it} + \beta_6 EDU_{it} + \xi_{it} \quad (5)$$

我们将(4)式和(5)式依次代入并整理,可得到联立方程的简化式模型:

$$HP_{it} = \theta_{11} + \theta_{12} HP_{it-2} + \theta_{13} WE_{it-1} + \theta_{14} DR_{it-1} + \theta_{15} SR_{it-1} + \theta_{16} PGDP_{it-1} + \theta_{17} EDU_{it-1} + \alpha_2 LP_{it} + \alpha_3 IEE_{it} + \alpha_4 ABA_{it} + \alpha_5 UR_{it} + \alpha_6 LR_{it} + \omega_{it} \quad (6)$$

$$GINI_{it} = \theta_{21} + \theta_{22} GINI_{it-2} + \theta_{23} LP_{it-1} + \theta_{24} IEE_{it-1} + \theta_{25} ABA_{it-1} + \theta_{26} UR_{it-1} + \theta_{27} LR_{it-1} + \beta_2 WE_{it} + \beta_3 DR_{it} + \beta_4 SR_{it} + \beta_5 PGDP_{it} + \beta_6 EDU_{it} + \nu_{it} \quad (7)$$

由于式(6)和式(7)的解释变量中均不再含有内生变量,因此可以采用 OLS 方法分别对其进行估计,所得结果见表 6 和表 7。

从表 6 和表 7 的估计结果来看,与单方程估计和系统性估计的结果相比,房价和基尼系数均明显地受到其滞后期的正向影响。在影响房价的因素中,除城市化率(UR)不再显著外,其他变量对房价的影响效果都未发生实质性改变;同样,在影响收入分配的因素中,除股票回报率不再显著外,其他变量对收入分配的影响效果也没有出现明显的变化。这表明,无论是对联立方程进行单方程估计和系统性估计,还是对联立方程的简化式模型进行估计,联立方程的估计结果都未发生实质性改变。因此,本

① 3SLS 估计是在 2SLS 的基础上增加了 GLS 估计。其思想是,首先用 2SLS 估计模型系统中每一个结构方程,然后再用 GLS 估计模型系统(Zellner and Theil, 1962)。

表 6 简化式模型中房价方程的 OLS 估计

LNHP_2	WE_1	DR_1	SR_1	LNCDP_1	EDU_1	LNLP	LNIEE	LNABA	UR	LR	常数项
0.877*** (22.23)	-0.010 (-0.07)	-0.022 (-1.08)	-0.058*** (-2.74)	0.239*** (3.61)	0.014 (0.87)	0.139*** (3.50)	0.086** (2.09)	-0.107** (-2.43)	-0.183 (-1.55)	0.079*** (3.22)	-0.864*** (-2.66)

调整后的 R² 为 0.948 F 检验值为 382.33***

注: (1) 括号内为 t 统计量; (2) ***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

表 7 简化式模型中收入分配方程的 OLS 估计

GINI_2	LNLP_1	IEE_1	ABA_1	UR_1	LR_1	WE	DR	SR	LNPGDP	EDU	常数项
0.434*** (8.60)	0.003 (0.34)	-0.018** (-2.48)	0.017** (2.15)	0.093*** (4.25)	0.009*** (2.80)	-0.116*** (-4.01)	-0.004* (-1.89)	-0.005 (-1.43)	-0.023** (-2.06)	-0.013*** (-4.21)	0.427*** (8.30)

调整后的 R² 为 0.351 F 检验值为 11.38***

注: (1) 括号内为 t 统计量; (2) ***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

文的研究结论是比较稳健的。

五、结论与启示

本文以房价和居民收入分配为内生变量,同时选取影响房价和居民收入分配的多个外生变量建立了联立方程模型。通过对 2000-2010 年我国 27 个省份的面板数据样本进行实证分析后发现,无论是采用单方程估计方法还是采用系统性估计方法,房价上涨与居民收入分配之间都存在显著的内生性关系,两者相互影响的方向均为正向,且收入分配对房价的作用效果要比房价对收入分配的作用效果强烈。研究结果还表明,除收入差距拉大外,地价上升、住宅房地产开发投资额增加以及城镇化率的加快也都是引起房价上涨的原因。因此,本文的研究结果对于政府制定房地产调控政策提供了新的视角并有着重要的借鉴意义,如在房价调控方向上,除了传统的抑制投机性需求之外,更应注重收入差距拉大、城镇化率加快等因素对房价的推动作用;在当前新型城镇化推进过程中,尤其要注重采取适当调控措施以防止房价的同步上涨;同时,还应考虑制定合理的房产保有环节税收等措施以防止出现房价上涨滋生的财产性收入差距过大等问题。

参考文献

[1] Grossman and Laroque. Asset pricing and optimal portfolio choice in the pricing of illiquid durable consumption goods [J]. Econometrica, 1990(1): 25-51.

[2] Arrondel and Lefebvre. Consumption and investment motives in housing wealth accumulation: A French study[J]. Journal of Urban Economics 2001(1): 112-137.

[3] Hamnett C. A nation of inheritors? Housing Inheritance, wealth and inequality in Britain [J]. Journal of Social Policy, 1991(4): 509-536.

[4] Levin and Pryce. What will shape the future of UK housing? [J]. British Urban Regeneration Association Journal, 2008(1): 8-9.

[5] Campbell and Cocco. How does house price affect consumption? Evidence from micro data [J]. Journal of Monetary Economics 2007(1): 591-621.

[6] Gan and Hill. Measuring housing affordability: Looking beyond the median [J]. Journal of Housing Economics 2009(2): 115-125.

[7] Case, Quigley, and Shiller. Comparing wealth effects: the stock market versus the housing market [J]. The B. E. Journal of Macroeconomics, 2005(1): 1235-1235.

[8] Benjamin, Chinloy, and Jud. Real estate versus financial wealth in consumption [J]. The Journal of Real Estate Finance and Economics, 2004(3): 341-354.

[9] 李实, 魏众, 丁赛. 中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析 [J]. 经济研究 2005(6): 4-15.

[10] 王子龙, 许箫迪, 徐浩然. 房地产市场财富效应理论与实证研究 [J]. 财贸经济 2008(12): 116-122.

[11] 瞿晶, 姚先国. 城镇居民收入不平等分解研究 [J]. 统计研究, 2011(11): 50-55.

[12] 陈彦斌, 邱哲圣. 高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等 [J]. 经济研究 2011(10): 25-38.

[13] Thomas, Wang, and Fan. Measuring education inequality: gini coefficients of education [M]. The World Bank Institute, Washington D. C, 2000.

[14] 陈昌兵. 各地区居民收入基尼系数计算及其非参数计量模型分析 [J]. 数量经济技术经济研究 2007(1): 133-142.

[15] 张建华. 一种简便易用的基尼系数计算方法 [J]. 山西农业大学学报·社会科学版 2007(3): 275-278.

[16] 杨俊, 黄潇, 李晓羽. 教育不平等与收入分配差距: 中国的实证分析 [J]. 管理世界 2008(10): 38-47.

作者简介

张传勇 男 32 岁, 河南信阳人, 2012 年毕业于华东师范大学商学院, 获经济学博士学位, 现为复旦大学金融研究中心博士后。研究方向为房地产经济。

(责任编辑: 程 晔)