

产业结构变迁与住宅价格关系实证研究^{*}

——来自中国内地的经验分析

刘嘉毅^{1,2}, 陶婷芳², 夏鑫²

(1. 湖南科技大学 管理学院, 湖南 湘潭 411201; 2. 上海财经大学 国际工商管理学院, 上海 200433)

摘要:文章基于住宅价格变动中产业结构变迁影响及其内在机理的视角,通过构建产业结构合理化与高级化的理论测度,利用2002—2011年中国内地30个省区的面板数据,实证检验了产业结构变迁对住宅价格变动的影响。研究表明:产业结构合理化对住宅价格有显著正向影响,产业结构高级化也显著推动住宅价格上涨;在样本时期内,产业结构变迁对全国住宅价格上涨的贡献率为13.45%;产业结构合理化、高级化对住宅价格的影响呈现明显的区域差异,两者对东部、中部、西部住宅价格的影响效应依次递减;银行信贷、土地价格推高住宅价格,利率调整对房价的调控作用基本失效,人口规模、人均收入水平对住宅价格的影响因地区与时间而异。

关键词:产业结构变迁;住宅价格;系统广义矩估计

中图分类号:F062.9;F269.24;F293.35 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)03-0073-12

一、引言

住宅价格是经济系统中至关重要的价格信号,其影响因素复杂多样,学者对此研究可谓见仁见智。国外部分学者指出住宅本身的特征(Fleming和Nellis,1992)、区位特点与环境(Melissa和Katherine,2001)会影响其价格。Francois和Rady(1999)、Mankiw和Weil(1989)的研究结果显示,人口结构变动对房价变动有显著影响。经济社会基本面是国外学者研究住宅价格的传统视角,Gottlieb(1976)认为房价走向与经济发展长期趋势同步;Leung(2003)认为经济基础对理解住宅价格变动非常重要,其研究结果显示:真实房价增长源于经济持续增长,只要经济持续增长,即使人口增长为零,房价也会上涨。此外,诸多相关研究发现,一些反映宏观经济社会基本面的指标(如人口、就业率、利率、银行信贷、收入等)对房价变动有一定的解释力,典型研究有Case和Shiller(1990)、Poterba(1991)、Clapp和Giacotto(1994)、Malpezzi(1999)、Seko(2003)、Jarociński和Smets(2008)等。

国内学者主要从供给刚性、地价、经济基本面、银行信贷、城市化五个方面解释房价变化。李宏瑾和徐爽(2006)认为供给刚性可以解释我国2004年以来房价的大幅上涨。王岳龙和武

收稿日期:2013-11-06

作者简介:刘嘉毅(1978—),男,湖南衡阳人,湖南科技大学管理学院讲师,上海财经大学国际工商管理学院博士研究生;
陶婷芳(1953—),女,浙江绍兴人,上海财经大学国际工商管理学院教授,博士生导师;
夏鑫(1983—),男,江苏泰州人,上海财经大学国际工商管理学院博士研究生。

鹏(2009)研究发现,土地招拍挂制度使全国房价整体水平提高,并且短期内地价对房价的作用不明显,经历较长时间后,地价上涨才会推动房价上涨。沈悦和刘洪玉(2004)对住宅价格与经济基本面的关系进行了实证研究,结果表明,经济基本面的当前或历史信息可以部分解释住宅价格水平与变化率。孔煜(2009)在对中国31个省区房价波动的研究中发现,各省房价上涨与信贷支持有关。骆永民(2011)从线性和非线性两个角度分析了中国城市化进程对房价的影响,研究结果显示,城市化和房价之间存在明显的正相关性。

国内外学者从不同角度解读房价起伏,成果丰硕。然而,源自产业结构变迁视角的研究却被人们忽视,仅有极少数学者对此领域有所涉足。Reed和Pettit(2004)利用澳大利亚维多利亚地区1991—2001年的相关数据,分析发现金融与建筑业发达的区域住宅价格相对较高,而以零售、传统服务业为主导产业的中小市镇住宅价格相对便宜;并且,地区产业结构不同导致劳动者工种不同,劳动者工种决定其拥有财产价值的多寡,而财产价值多寡与居住地的住宅价格密切相关。张红(2004)认为战后日本的产业结构变迁是导致其国内房地产价格上涨的直接原因。二战后,日本经历了四个阶段的产业结构调整,每一阶段主导产业调整与产业升级都对房地产市场带来直接影响:第一阶段为战后到20世纪50年代末,钢铁、煤炭、电力为主导推动地价首次上涨;第二阶段跨越整个60年代,产业结构高级化、重工业化等原因导致第一次房价暴涨;第三阶段即70年代前期,以知识密集型产业为主导产业的发展战略推动第二次房地产价格暴涨;第四阶段即80年代,国际化、信息化、服务化导致地价再次上涨从而推高房价。上述国家或地区产业结构变迁与房价的关系给我们带来这样一种思考:一个国家或地区在经济的不同发展阶段(不同的工业化、城市化、市场化和国际化水平)往往对应着不同的人均收入水平和人们对生活质量的不同要求,进而在一定程度上决定着不同的房价水平。因此,与经济发展水平相适应的房价上涨有其一定的内在规律或合理性,产业结构变迁客观上可能会推动房价水平提升;只有当与经济发展水平相背离尤其是背离太远时,房价上涨才是不合理的,才会形成泡沫,才会有害于经济增长与社会和谐,应该予以坚决遏制。当前,随着改革开放的不断深入和经济增长方式的转变,中国正经历着产业结构的巨大变迁,那么,中国内地的产业结构变迁与住宅价格变动的关系如何,其内在的影响机理又是什么,值得我们进行系统而深入的探讨。

令人遗憾的是,已有文献缺乏对以上问题的理论探索与经验研究。鉴于此,我们试图利用2002—2011年我国内地30个省区的面板数据,探讨产业结构变迁对住宅价格变动的影响。本文的主要工作在于:其一,本文是有关产业结构变迁对房地产市场影响的一次尝试性研究,希望能吸引更多学者关注中国产业结构变化对房地产市场的影响;其二,本文突破了研究住宅价格变动的传统视角,为住宅价格变动或上涨提供了一个全新的分析视角。

二、产业结构变迁与住宅价格:测度、趋势与影响机理

(一)产业结构变迁的测度。一个经济体的产业结构变迁既可以通过优化资源配置获得产业结构合理化,又可以推动产业形态从低级向高级演变以实现产业结构高级化。基于此,我们将从产业结构合理化与产业结构高级化两个维度对产业结构变迁进行测度。

1. 产业结构合理化及其测度。在产业结构合理化进程中,产业结构如同某种资源转换器,经济主体可以根据消费需求和资源条件理顺结构、合理配置资源,形成各产业间的聚合质量(周振华,1992),最终实现各产业的协调发展并满足社会不断增长的需求。可见,产业结构合理化既考察资源在各产业间的利用效率,又考察各产业间的协同度。从本质上讲,产业结构

合理化是衡量资源投入结构与产出结构耦合程度的指标,当前研究者通常用结构偏离度来测量这种耦合程度,以获得一个经济体的产业结构合理化水平,结构偏离度计算公式如下:

$$SDD = \sum_{i=1}^n \left| \frac{Y_i/L_i}{Y/L} - 1 \right| \quad (1)$$

其中, SDD 表示结构偏离度, i 表示产业, n 表示产业数目, Y 表示产值, L 表示就业人数。 SDD 越大,说明该经济体产业结构越偏离合理状态。但是结构偏离度并没有考虑各产业的相对重要性,绝对值形式也为深入研究产业结构合理化带来困难。基于此,干春晖等(2011)采用泰尔指数来衡量产业结构合理化程度,本文借鉴该方法,泰尔指数计算公式为:

$$TL = \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_i/L_i}{Y/L} \right) \quad (2)$$

其中, $TL=0$,表示产业结构处于绝对理想的均衡状态,数值越小表示各产业发展协同度越高,资源利用越有效率;反之,则表示产业结构偏离理想状态,聚合质量低,产业结构不合理。泰尔指数摒弃了结构偏离度的缺点,又保留其应有的经济内涵,是一个测度产业结构合理化的较好指标。

2. 产业结构高级化及其测度。产业结构高级化表征的是产业结构从低级向高级演化的程度。Kuznets(1955)研究发现:随着时间推移,第一产业产值在整个国民经济产值中的比重呈现不断下降趋势。可见,产业结构非农化是产业结构高级化的重要途径,为此,本文将采用非农产业产值(即非第一产业产值)占整个国民经济产值的比重(记为 TN)来衡量产业结构高级化程度。

(二)产业结构变迁与住宅价格的动态趋势。基于对产业结构变迁的测度,图1与图2显示了各年产业结构变迁与住宅价格的动态趋势。由图可知,在样本期间,我国内地(含西藏)住宅价格呈现不断上涨趋势,2002年每平方米住宅价格为2 092元,剔除物价上涨因素,2011年达到每平方米3 830元。图1表明我国产业结构合理化程度总体上呈现不断提升趋势,产业的结构安排越来越合理, TL 从2002年的0.272下降到2011年的0.242;图2表明我国产业结构高级化程度呈现不断提升趋势,非农产业产值比重不断攀升,从2002年的0.863攀高到2011年的0.899。从图1中产业结构合理化程度与住宅价格的变动趋势看,产业结构合理化程度的提升可能在推高住宅价格;由图2可知,产业结构高级化程度与住宅价格的变动趋势基本一致,因此,产业结构变迁有可能是我国住宅价格不断上涨的原因,本文试图在此问题上开展一些探索性研究。

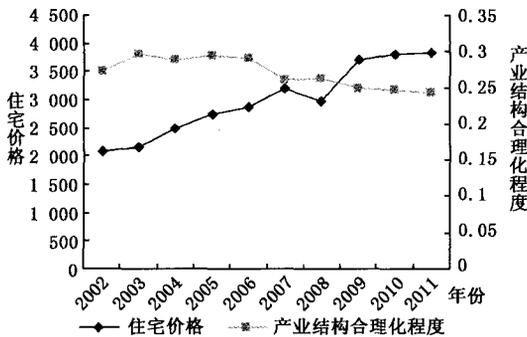


图1 住宅价格与产业结构合理化程度趋势图

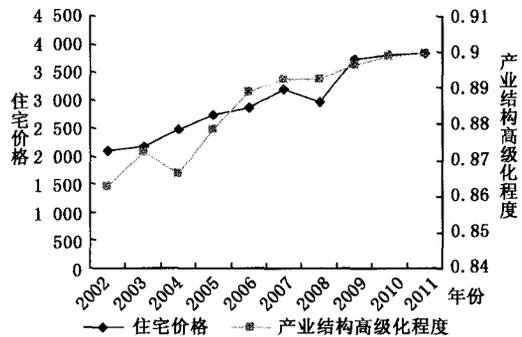


图2 住宅价格与产业结构高级化程度趋势图

(三)产业结构变迁对住宅价格的影响机理。产业结构合理化是产业之间协调能力提升和关联水平提高的一个动态过程。在产业结构合理化过程中,各产业保持着一定的发展速度与比例关系,相互促进,相互补充,产业素质共同提高,产业结构逐步调整以适应需求结构变动,整个经济体在结构合理化过程中能够实现更高的要素、资源配置效率与更好的经济发展效益,从而有利于各产业保持平衡稳定增长,经济协调健康发展,推动经济持续稳步增长。随着产业结构的合理化与经济的稳步增长,人们普遍对未来经济状况充满良好预期,好的经济预期让人们产生房价上涨预期(Quigley,1995),也会提升居民改善居家品质的愿望,增加人们对住宅的现实或者潜在需求,故房价呈现上涨趋势。基于以上分析,我们提出假说 H_1 :

H_1 :产业结构合理化会推动住宅价格提升。

在传统农业社会,第一产业在产业结构中占有很大的份额。农业生产生活的天然特性一开始就把劳动力与土地捆绑在一起,从事第一产业的劳动者为生产生活便利而分散居住,基本不存在住宅市场。随着社会经济的发展,产业结构高级化程度提升,第一产业占比下降,第二产业与第三产业的比重上升,大量资源与劳动力逐渐从第一产业转向第二、第三产业,第二、第三产业集聚发展的特征促进了住宅市场的发育与发展;伴随第二、第三产业的发展,产业结构高级化程度提升,住宅价格也随之上涨,这种上涨主要通过以下途径实现:

(1)在产业结构高级化变迁过程中,产业结构不断升级,经济总量不断增大,产业结构变迁必然导致劳动力从业结构调整,原本从事第一产业的劳动力向第二、第三产业流动,劳动边际生产率提升,于是,劳动力的实际收入相比原来从事第一产业的劳动收入提高(克鲁格,1995),他们中的一部分人成为经济上比较宽裕的产业工人或者个体工商户,为了追求更好的居住条件与分享第二、第三产业发展带来的就业、创业机会(Gottlieb,1976),这部分人对工作地的住宅产生需求,住宅价格将有所提高。

(2)伴随产业结构不断高级化,转移到城镇中从事第二、第三产业的劳动者越来越多,原有城镇规模的承载力逐渐不适应不断增长的第二、第三产业发展与随之而来的人口迁移,这必然要求拓展城镇生产、生活空间,而被拓展空间的原居民为让渡土地使用权往往会索取不菲的货币补偿与住房补偿,这也使得住宅价格上涨。

(3)Wasserman(2000)研究发现,在美国1982—1997年间,城市化用地增长40%,是同期城市人口增长的两倍;Kolankiewicz和Beck(2001)考察了美国100个较大城市1970—1990年城市用地变化,发现城市化用地增加51.5%,但同期城市人口仅增加23.6%,用地主要用途是建厂房、办公楼、营业场所、住宅等。可见,伴随产业结构高级化程度的不断提升,第二、第三产业的大量劳动力涌进城镇以及第二、第三产业企业抢滩布局,将对厂房、办公楼、营业场所、住宅等产生大量需求,于是,商业地产、居民住宅的价格都会抬升,故产业结构高级化带来房价上涨也就在所难免。

(4)产业结构高级化对技术型与知识型人力资本产生大量需求,高校扩招则为产业结构高级化提供了丰裕的人力资本支持,大学生进入劳动力市场后绝大多数在第二、第三产业工作,年龄生命周期决定了他们中的多数人在三、五年内步入婚姻殿堂,加上“成家立业”的传统文化熏陶与良好的住房信贷支持,大学生群体对住宅市场产生刚性需求,于是房价被悄然抬高。

(5)产业结构高级化加速了第二、第三产业的发展,第二、第三产业中诸多行业发展带动关联产业如建筑业、金融业等行业的发展,而住房的开发需要一定的建材、金融资本等资源,如此,住房开发与第二、第三产业的部分行业形成了资源争夺的竞争格局,在资源竞争中住房开发所需资源价格无疑被抬高,于是,住房开发成本上升,房价有一定程度的上涨也就变得合情合理。

基于以上分析,我们提出假说 H_2 :

H_2 : 产业结构高级化会推动住宅价格提升。

三、数据、模型和估计方法

(一)变量与数据。基于 2002—2011 年中国内地 30 个省区(不含西藏)的面板数据,本文研究产业结构变迁与住宅价格的关系。根据该研究主题,本文解释变量为反映产业结构变迁的两个变量,在模型中将以对数形式出现,分别记为 $\ln TL$ (TL 为衡量产业结构合理化程度的泰尔指数)和 $\ln TN$ (TN 为非农产业在整个产业中的比重);被解释变量为住宅平均销售价格的对数,记为 $\ln HP$ 。

大量已有文献认为宏观经济社会基本面是房价变动的主要决定因素,为更好地检验产业结构变迁与房价走向的关系,我们把反映宏观经济社会基本面的变量作为控制变量。然而,反映宏观经济社会基本面的变量诸多,在借鉴已有文献的基础上,为减少变量之间的多重共线性并根据本文研究主题,本文选取以下控制变量:

1. 人均收入水平($\ln Y$)。Case 和 Shille(1990)在研究美国大都市独立住宅价格时发现,人均收入水平与住宅价格有很强的正相关性。本文以城镇居民家庭人均可支配收入的对数来衡量地区人均收入水平,记为 $\ln Y$ 。

2. 人口规模($\ln POP$)。Quigley(1999)利用美国 41 个城市 1986—1994 年的数据研究发现,总人口数对房地产价格走势有解释能力。一个经济体的总人口影响其住宅市场规模,形成现实或者潜在需求,从而影响房价走势。本文用各省总人口的对数来衡量人口规模,记为 $\ln POP$ 。

3. 银行信贷($\ln LOAN$)。Davis 和 Zhu(2011)发现银行信贷与房价正相关。基于此,本文借鉴周京奎(2006)的方法计算住宅市场银行信贷,取对数后得到 $\ln LOAN$,以此衡量一个省区的银行信贷规模, $LOAN$ 计算公式为:

$$LOAN = \text{房地产企业非自筹资金额} \times \left(\frac{\text{住宅销售面积}}{\text{商品房销售面积}} \right) + \text{住宅销售额} \times 80\% \quad (3)$$

4. 抵押贷款利率水平($\ln R$)。抵押贷款利率影响住宅市场供给方投资与需求方消费,利率水平上升将提高房地产开发企业的资金使用成本,该成本将通过房价上升转嫁给消费者;此外,抵押贷款利率上升将增加消费者的购买成本,在一定程度上抑制需求,对房价上升产生压力。本文以金融机构五年期基准贷款利率为基础,以该利率在一年中维持的天数比例加权,形成名义抵押贷款利率,经各省 CPI 平减后得到实际抵押贷款利率,记为 $\ln R$ 。

5. 土地价格($\ln LANDP$)。大量的经验研究表明,土地价格是推动房价上涨的重要因素。本文先计算房地产开发企业本年土地购置费用与当年土地购置面积的比值,然后取对数值,以此表征土地价格,记为 $\ln LANDP$ 。

对于以上所有价值型变量,我们以 2002 年为基期,利用各省 CPI 将它们平减转化为实际值;五年期基准贷款利率来源于中国人民银行网站(<http://www.pbc.gov.cn>);2006 年福建与云南分产业就业人数来自各省 2007 年统计年鉴,该年度其他省区与直辖市的分产业就业人数来源于《中国区域经济统计年鉴》(2007),其他数据来源于《中国统计年鉴》(2003—2012)。

(二)基本经济计量模型与估计方法。本文旨在剖析产业结构变迁对房价的影响及其机理,我们运用面板数据进行分析,时间跨度为 2002—2011 年,选取除西藏以外的大陆其他 30 个省份。面板数据兼有横截面与时间序列维度,可以扩大样本量,增加数据变异与自由度,缓

解变量之间的共线性问题,从而获得更好的研究结论。依据本文的研究主题,我们以 $\ln HP_{it}$ 为被解释变量,以表征产业结构变迁的变量 $\ln TL_{it}$ 、 $\ln TN_{it}$ 为关键解释变量,建立以下经济计量模型:

$$\ln HP_{it} = \beta_1 \ln TL_{it} + \beta_2 \ln TN_{it} + \gamma CV_{it} + u_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中, i 表示地区, t 表示时间; HP_{it} 表示 i 地区 t 期住宅平均价格; TL_{it} 表示 i 地区 t 期产业结构合理化程度; TN_{it} 表示 i 地区 t 期第二、第三产业产值之和占总产值的比重; CV 表示上文中提到的影响房价变动的控制变量; u_i 表示影响住宅价格的不可观测效应, ϵ_{it} 表示独立同分布的随机误差项。此外,房价水平的过去值可能由于经济惯性对当期房价水平有解释能力,为进一步分析产业结构变迁与房价关系的敏感性,我们把滞后一期房价水平 ($\ln HP_{i,t-1}$) 作为解释变量引入到模型中,设定如下动态面板数据模型:

$$\ln HP_{it} = \alpha \ln HP_{i,t-1} + \beta_1 \ln TL_{it} + \beta_2 \ln TN_{it} + \gamma CV_{it} + u_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

对式(4),我们将综合采用混合回归(POLS)、固定效应(FE)和随机效应(RE)进行估计。在式(5)中,产业结构变迁可能会引起房价变化,同时我们不排除房价变化可能是产业结构变迁的原因,中国一线城市房价上涨对传统制造业及其产业工人产生的挤出效应显而易见,故双向因果关系可能会带来内生性问题,滞后因变量也可能会产生内生性问题。Davis 和 Zhu (2011)认为,从长期看,房价对银行信贷的影响十分显著;此外,诸多研究发现房价上涨会抬升地价,因此,银行信贷与土地价格也可能是内生的。为了克服动态面板数据模型式(5)中可能存在的内生问题,我们采用系统广义矩估计法(sys-GMM)。系统广义矩估计法(sys-GMM)既能较好地解决差分广义矩估计(dif-GMM)的弱工具变量与小样本偏误问题,又增加了一组滞后的差分变量作为水平方程中相应变量的工具变量,估计量也具有更好的有限样本性质,从而可以获得更加有效的估计结果(Arellano 和 Bover, 1995; Blundell 和 Bond, 1998)。系统广义矩估计法(sys-GMM)分为一步法与两步法两种类型,在有限样本条件下,一步法 sys-GMM 在估计结果上更有效(Bond, 2002),因此我们采用一步法 sys-GMM 进行估计。基于本文的主要研究目的与前述内容,在进行 sys-GMM 估计时,我们把表征产业结构变迁的变量、滞后因变量、银行信贷与土地价格视为内生变量,其他控制变量与控制时间效应的年度虚拟变量作为外生变量。对内生变量,我们使用其两阶或更高阶滞后作为工具变量。为考察估计结果的有效性,我们将进行 Sargen 检验与 AR 检验,其中 Sargen 统计量服从 $(n-k)$ 个自由度的卡方分布, n 为工具变量的秩, k 为估计系数的个数, Sargen 统计量的 P 值用来检验过度识别约束的有效性; AR(1)、AR(2)用来检验残差项的自相关;同时还将考察 sys-GMM 估计结果的滞后因变量系数是否位于混合回归与固定效应估计的滞后因变量系数之间,如果位于两者之间,则 sys-GMM 估计结果有效(Bond 等, 2001)。本文主要报告 sys-GMM 估计结果。

四、实证检验

(一)全国 30 个省区的总体考察。表 1 模型 1 至模型 4 是采用固定效应与随机效应方法对式(4)的回归结果,其中模型 1 与模型 2 未控制其他变量,仅考察产业结构变迁对房价的影响。从表 1 模型 1 至模型 4 中可知,产业结构合理化、高级化对住宅价格变动有显著正向影响。因此,基于 30 个样本省份的数据,前文两个假说都可以得到实证支持,但由于模型存在内生性等原因,计量结果可能并不稳定。为此,我们分别引入表征产业结构变迁的变量,采用 sys-GMM 对式(5)进行估计,模型 5 至模型 7 为估计结果。在模型 5 至模型 7 中, Sargen 统计量的 P 值大于 0.1,没有拒绝工具变量满足过度识别约束条件, AR(1) P 值皆小于 0.1, AR

(2) P 值都大于 0.1, 于是, 模型 5 至模型 7 全部通过 *Sargen* 检验与 *AR* 检验。我们同时采用 *FE* 与 *POLS* 对模型 5 至模型 7 涉及的变量做回归分析, 结果显示, 模型 5 至模型 7 中的滞后因变量系数皆在前两种估计方法所得出的滞后因变量系数之间, 故表 1 中的 *sys-GMM* 估计结果有效, 滞后因变量系数通过 10% 的显著性检验, 证明房价的历史信息对当期价格水平有解释力。模型 5 与模型 7 的结果显示, 产业结构合理化对住宅价格有显著正向影响, 故假说 H_1 能获得实证支持。模型 6 与模型 7 的结果显示, 产业结构高级化对住宅价格有显著正向影响。模型 6 显示, 产业结构高级化程度每提高 1 个百分点, 住宅价格将提高 1.962 个百分点; 模型 7 显示, 控制住其他变量, 产业结构高级化程度每提高 1 个百分点, 住宅价格将提高 2.237 个百分点, 故假说 H_2 成立。在研究样本期 (2002—2011 年), 衡量我国产业结构合理化的泰尔指数 (TL) 从 0.272 下降到 0.243, 产业结构合理化程度在样本期提升了 10.7 个百分点, 由模型 7 的估计结果可知, 产业结构合理化水平提升将引致住宅价格提升 1.36 个百分点; 同时, 产业结构高级化指数 (TN) 从 0.862 上升至 0.899, 表明产业结构高级化指数提升了 4.39 个百分点, 参照模型 7 的估计结果, 产业结构高级化在样本期间推动住宅价格上涨了 9.82 个百分点。显然在样本期间, 产业结构变迁的两种形态合计将推动住宅价格上涨 11.18 个百分点, 而扣除物价上涨因素, 全国 (含西藏) 住宅每平方米均价从 2002 年的 2 092 元上涨到 2011 年的 3 830 元, 上涨幅度为 83.07%。可见, 在 2002 年至 2011 年, 产业结构变迁能解释房价上涨的 13.45%, 也就是说, 产业结构变迁对住宅价格上涨的贡献率为 13.45%。表 1 也显示, 信贷规模与土地价格是促进中国住宅价格上涨的重要因素, 但是利率对房价上涨缺乏解释力, 反映出利率杠杆在调节我国房价走向时收效甚微。

表 1 产业结构变迁对住宅价格的回归结果 (被解释变量: $\ln HP$)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
	<i>FE</i>	<i>RE</i>	<i>FE</i>	<i>RE</i>	<i>sys-GMM</i>	<i>sys-GMM</i>	<i>sys-GMM</i>
$\ln TL_{it}$	-0.088*** (0.031)	-0.183*** (0.027)	-0.064** (0.028)	-0.086*** (0.026)	-0.134** (0.054)		-0.127*** (0.036)
$\ln TN_{it}$	1.632*** (0.423)	2.203*** (0.329)	1.835*** (0.431)	1.646*** (0.332)		1.962*** (0.554)	2.237*** (0.428)
$\ln Y_{it}$			0.454*** (0.162)	0.897*** (0.127)	0.372*** (0.119)	0.269*** (0.067)	0.278* (0.166)
$\ln POP_{it}$			0.163*** (0.041)	0.101*** (0.038)	0.038 (0.034)	0.089 (0.64)	0.148** (0.082)
$\ln LOAN_{it}$			0.068** (0.032)	0.045*** (0.012)	0.082** (0.033)	0.137** (0.062)	0.109* (0.061)
$\ln R_{it}$			7.914 (5.244)	2.192 (5.578)	5.441 (4.896)	1.163 (5.432)	2.08 (5.55)
$\ln LANDP_{it}$			0.066*** (0.017)	0.082*** (0.018)	0.062** (0.025)	0.196*** (0.065)	0.210*** (0.076)
$\ln HP_{i,t-1}$					0.683*** (0.132)	0.735*** (0.194)	0.737*** (0.168)
<i>withinR</i> ²	0.8908	0.8869	0.9150	0.8997			
<i>AR</i> (1)(P)					0.000	0.000	0.000
<i>AR</i> (2)(P)					0.611	0.384	0.476
<i>Sargen</i> (P)					0.623	0.816	0.723

注: 括号内为标准差, 本省略了各模型的常数项, 所有回归模型皆控制了时间效应。*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平; *Sargen test* 用来检验过度识别约束的有效性; *Arelleno-Bond AR*(1) 和 *Arelleno-Bond AR*(2) 分别为 一阶和二阶序列相关检验的 p 值。 *sys-GMM* 估计使用 “*xtabond2*” 程序。下表同。

为进一步考察产业结构变迁与房价关系的稳健性,我们把样本按照时间先后分成两组分别进行考察。表2模型1为2002—2006年的回归结果,模型2为2007—2011年的估计结果。结果显示,无论处在哪个时间段,产业结构变迁对房价的影响没有发生根本性改变,产业结构合理化对房价上涨有解释力,进一步证实假说 H_1 成立;产业结构高级化对房价依然存在显著正向影响,假说 H_2 再次获得实证支持。表2中模型1和模型2依然显示,银行信贷规模放大与土地价格上涨带动住宅价格上涨的结论是稳健的;此外,房价走势对利率涨跌基本缺乏反应,人均收入水平与人口规模在各样本期对房价的影响并不稳定。显然,基于全国30个省区的经验研究,我们有以下判断:控制住其他影响房价的因素,随着各种要素与资源从第一产业逐渐转移到第二、第三产业,住宅价格将继续上涨,产业结构变迁带来的产业结构高级化、产业结构合理化是驱动我国住宅价格上涨的重要“引擎”。

表2 产业结构变迁对房价的回归结果

	2002—2006	2007—2011
	模型1	模型2
$\ln TL_{it}$	-0.136*** (0.035)	-0.109*** (0.031)
$\ln TN_{it}$	2.310*** (0.417)	1.966*** (0.419)
$\ln Y_{it}$	0.163 (0.103)	0.128** (0.054)
$\ln POP_{it}$	0.149** (0.056)	0.125 (0.094)
$\ln LOAN_{it}$	0.116*** (0.039)	0.094*** (0.021)
$\ln R_{it}$	2.192 (5.44)	3.034 (4.737)
$\ln LANDP_{it}$	0.224** (0.054)	0.143*** (0.026)
$\ln HP_{i,t-1}$	0.673*** (0.219)	0.748*** (0.157)
$AR(1)(P)$	0.002	0.000
$AR(2)(P)$	0.647	0.293
$Sargen(P)$	0.863	0.641

(二)分区域的考察。表3显示了东、中、西部地区采用FE、POLS、sys-GMM三种方法的

表3 分区域产业结构变迁对房价的回归结果(被解释变量: $\ln HP_{it}$)

	东部			中部			西部		
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9
	POLS	FE	sys-GMM	POLS	FE	sys-GMM	POLS	FE	sys-GMM
$\ln TL_{it}$	-0.095*** (0.025)	-0.119*** (0.031)	-0.132*** (0.039)	-0.088*** (0.024)	-0.093*** (0.027)	-0.119*** (0.033)	-0.082*** (0.022)	-0.081*** (0.025)	-0.098*** (0.030)
$\ln TN_{it}$	1.633*** (0.251)	2.347*** (0.445)	2.335*** (0.417)	1.543*** (0.431)	2.137*** (0.475)	2.172*** (0.478)	0.147*** (0.341)	1.973*** (0.511)	1.912*** (0.433)
$\ln Y_{it}$	0.206** (0.094)	0.458 (0.337)	0.212*** (0.048)	0.298** (0.139)	0.191 (0.145)	0.236*** (0.053)	0.183*** (0.041)	0.172* (0.096)	0.255** (0.117)
$\ln POP_{it}$	0.070*** (0.021)	0.151 (0.302)	0.194*** (0.029)	0.111*** (0.029)	0.141*** (0.032)	0.095 (0.073)	-0.096*** (0.031)	-0.131* (0.073)	-0.108* (0.064)
$\ln LOAN_{it}$	0.051** (0.024)	0.101* (0.053)	0.129*** (0.041)	0.109*** (0.029)	0.143*** (0.035)	0.123*** (0.027)	0.094*** (0.027)	0.076*** (0.022)	0.069*** (0.021)
$\ln R_{it}$	2.516 (8.003)	1.353 (8.696)	3.167 (5.459)	3.951 (7.968)	4.418 (5.479)	6.44 (6.671)	6.164 (5.479)	4.537 (3.967)	3.463 (5.285)
$\ln LANDP_{it}$	0.138*** (0.032)	0.126*** (0.033)	0.086** (0.032)	0.065** (0.029)	0.081*** (0.014)	0.062** (0.033)	0.078*** (0.024)	0.061*** (0.017)	0.053*** (0.015)
$\ln HP_{i,t-1}$	0.836*** (0.048)	0.670*** (0.102)	0.694*** (0.081)	0.682*** (0.061)	0.564*** (0.128)	0.616*** (0.092)	0.706*** (0.066)	0.617*** (0.102)	0.658*** (0.203)
R^2	0.9829	0.9657		0.9714	0.9481		0.9623	0.9411	
$AR(1)(P)$			0.000			0.001			0.006
$AR(2)(P)$			0.361			0.742			0.437
$Sargen(P)$			0.857			0.630			0.741

注: POLS 报告 $adj.R^2$, FE 报告 $within R^2$; 东、中、西部按照中国惯用原则划分,其中东部省份包括北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,中部省份包括河北、山西、吉林、黑龙江、安徽、河南、湖北、湖南、内蒙和江西,西部省份包括四川、重庆、广西、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、新疆和宁夏。

估计结果。从中我们不难发现,产业结构合理化会显著提升住宅价格的假说 H_1 在东、中、西部皆成立;东、中、西部的产业结构高级化对住宅价格具有显著提升作用,住宅价格随非农产值比重提高而提高,假说 H_2 成立。表 3 中 sys-GMM 估计结果也显示,产业结构高级化与合理化对房价的影响存在区域差异;就产业结构高级化而言,产业结构高级化程度每提高 1 个百分点,东、中、西部地区的房价分别上涨 2.355 个、2.172 个、1.912 个百分点;就产业结构合理化而言,产业结构合理化程度每提高 1 个百分点,东、中、西部地区房价分别上涨 0.132 个、0.119 个、0.098 个百分点。可能的解释是:由于自然条件、劳动力、资本与经济制度的差异,相同的产业结构合理化与高级化程度带来资本、劳动力、技术等要素在不同地区的集中与集聚程度迥异,并且由于地区差异,各要素的边际生产率呈现东、中、西部逐渐递减格局,导致地价与工资等价格水平存在区域差异,该差异通过经济系统自有的传导机制传递给住宅价格,于是,产业结构合理化与高级化对住宅价格的影响程度呈现区域差异也在情理之中。

从分区域的回归中我们也可以发现,在东部地区,土地价格、银行信贷与人均收入水平能显著促进房价上涨。中部地区的银行信贷、土地价格能在一定程度上解释住宅价格上涨。在西部地区,收入水平、银行信贷、土地价格对房价上涨有解释力;但人口规模对房价变动的的影响与经验背离,人口数量越多,房价反而越低,可能的原因是:西部生态环境脆弱,承载力有限,基础设施、公共服务、教育资源等先天发育不足,人口数量增多可能破坏生态环境,减少人均资源占有量,人们的居留意愿亦随之降低,因此,住宅价格不升反降。

五、结论、政策含义与研究展望

住宅价格是经济系统中非常重要的价格信号,其决定因素多元而复杂,诸多文献从不同角度进行了较系统的研究,然而从产业结构变迁视角考察住宅价格变动及其作用机理的研究较少。本文基于产业结构变迁的合理化与高级化两个维度,在控制影响住宅价格上涨其他因素的条件下,梳理出产业结构变迁对住宅价格的影响机理,并运用 2002—2011 年我国 30 个省份的面板数据,综合考察了产业结构变迁对住宅价格变动的的影响,最终形成以下主要结论:

(1) 产业结构变迁可以分成合理化与高级化两种变迁形态,产业结构合理化对住宅价格有显著正向影响,产业结构高级化程度提升会显著促进住宅价格上涨。

(2) 在研究样本期间,产业结构变迁对住宅价格上涨的贡献率为 13.45%,折射出中国当前的产业结构转型升级是驱动我国住宅价格上涨的重要“引擎”。

(3) 产业结构合理化与高级化对住宅价格的影响呈现明显的区域差异,两者对东、中、西部地区住宅价格的影响效应依次递减。

(4) 表征经济社会基本面的各个变量对住宅价格的影响并不一致,银行信贷规模扩张与土地价格上涨是我国住宅价格上涨的核心驱动因素,而利率水平则基本上不能反映住宅价格的变动趋势,人口规模和人均收入水平对住宅价格的影响在不同的样本期间与区域表现出较大的差异。

本文的实证结论启示我们,当前我国部分地区房价在一定范围内的上涨可能标志着该地区产业结构高级化不断提升,或者产业结构越来越合理,这也是经济系统中内在规律自发作用的合理结果。为此,政府制定房价调控政策时应因地制宜考虑地区差异,把产业结构变动纳入到房地产调控的决策集合中,剔除产业结构变迁对住宅价格上涨的合理推动,以考察地区房价上涨是否合理。同时,我们不难发现,地区房地产市场的良性发展需要一定的产业支撑,第二、第三产业的发展以及各产业之间的和谐匹配是维系房地产市场价格秩序的重要基石,任何地

区脱离了产业支撑而大力发展房地产业必然误入歧途,鄂尔多斯就是一个典型的城市个案。为此,当前我们应特别警惕传统农业地区房地产的过度开发,并密切关注方兴未艾的产业转移对产业转出与承接地区房价与房地产市场的影响。此外,本文实证结论还启示我们,政府应改变当前的土地财政思路,通过金融政策引导银行信贷对房地产业的合理支持,千方百计为居民营造合理的投资渠道,引导与规制房地产开发企业合理赢利,并推动市场化改革,使地区房价水平能真实反映经济社会基本面状况。

诚然,本文是从产业结构变迁角度对房价变动及其影响机理的一次探索性研究,只期望能有抛砖引玉之效。未来我们可以关注在高房价、低房价区域,产业结构变迁对房价的影响程度是否一致;也可以考虑按照产业结构合理化与高级化的程度对样本分组,考察不同组别产业结构变迁对房价的影响力差异。此外,产业结构变迁对商业地产价格、住宅地产价格的影响及机理是否有差异等?诸如此类问题悬而未决,都有待我们进一步研究。

* 本文得到上海财经大学研究生创新基金(CXJJ-2012-344)资助。

参考文献:

- [1]干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,(5):4-16.
- [2]克鲁格.发展中国家的贸易与就业[M].上海:上海人民出版社,1995.
- [3]孔煜.房价波动、银行信贷与经济增长[J].财经理论与实践,2009,(5):12-16.
- [4]李宏瑾,徐爽.供给刚性、市场结构与金融——关于房价的 Carey (1990)模型扩展[J].财经问题研究,2006,(8):42-49.
- [5]骆永民.城市化对房价的影响:线性还是非线性?——基于四种面板数据回归模型的实证分析[J].财经研究,2011,(4):135-144.
- [6]沈悦,刘洪玉.住宅价格与经济基本面:1995—2002年中国14城市的实证研究[J].经济研究,2004,(6):78-86.
- [7]王岳龙,武鹏.房价与地价关系的再检验——来自中国28个省的面板数据[J].南开经济研究,2009,(4):131-142.
- [8]张红.房地产经济学讲义[M].北京:清华大学出版社,2004.
- [9]周京奎.房地产泡沫生成与演化——基于金融支持过度假说的一种解释[J].财贸经济,2006,(5):3-10.
- [10]周振华.产业结构优化论[M].上海:上海人民出版社,1992.
- [11]Arellano M, Bover O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models [J].Journal of Econometrics,1995,68(1):29-51.
- [12]Blundell R,Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J].Journal of Econometrics,1998,87(1):115-143.
- [13]Bond S,Hoeffler A, Temple J. GMM estimation of empirical growth modes[R]. CEPR Discussion Paper No.3048,2001.
- [14]Bond S. Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice[J].Portuguese Economic Journal, 2002,1(2):141-162.
- [15]Boyle M A,Kiel K A.A survey of house price hedonic studies of the impact of environmental externalities [J].Journal of Real Estate Literature, 2001,9(2):117-144.
- [16]Case K E,Shiller R J. Forecasting prices and excess returns in the housing market[J]. Real Estate Economics,1990,18(3):253-273.
- [17]Clapp J M,Giaccotto C. The influence of economic variables on local house price dynamics[J]. Journal of Urban Economics,1994,36(2):161-183.
- [18]Davis E P, Zhu H. Bank lending and commercial property cycles: Some cross-country evidence [J].Journal

- of International Money and Finance, 2011, 30(1): 1—21 .
- [19] Fleming M C, Nellis J G. Development of standardized indices for measuring house price inflation incorporating physical and locational characteristics[J]. Applied Economics, 1992, 24(9): 1067—1085.
- [20] Gottlieb M. Long swings in urban development [M] . New York; Columbia University Press for NBER, 1976.
- [21] Jarociński M, Smets F. House prices and the stance of monetary policy[R]. ECB Working Paper, 2008.
- [22] Kolankiewicz L, Beck R. Weighing sprawl factors in large U S cities[R]. Washington, DC: Numbers USA, 2001.
- [23] Kuznets S. Economic growth and income in equality[J]. American Economic Review, 1955, 45(1): 1—28.
- [24] Leung C K Y. Economic growth and increasing house prices [J]. Pacific Economic Review, 2003, 8(2): 183—190.
- [25] Malpezzi S. A simple error correction model of housing prices[J]. Journal of Housing Economics, 1999, 8(1): 27—62.
- [26] Mankiw N G, Weil D N. The baby boom, the baby bust and the housing market[J]. Regional Science and Urban Economics, 1989, 19(2): 235—258.
- [27] Ortalo-Magne F, Rady S. Boom in, bust out; Young households and the housing price cycle[J]. European Economic Review, 1999, 43(4—6): 755—766.
- [28] Poterba J M, Weil D N, Shiller R. Housing price dynamics: The role of tax policy and demography[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1991, 1991(2): 143—203.
- [29] Quigley J M. A simple hybrid model for estimating real estate price indexes[J]. Journal of Housing Economics, 1995, 4(1): 1—12.
- [30] Quigley J M. Real estate prices and economic cycles[J]. International Real Estate Review, 1999, 2(1): 1—20.
- [31] Reed R, Pettit C. Understanding change in residential property markets: Mapping residency of employment data[J]. Pacific Rim Property Research Journal, 2004, 10(3): 353—374.

Empirical Study of the Relationship between Industrial Structure Change and Housing Prices: Evidence from the Chinese Mainland

LIU Jia-yi^{1,2}, TAO Ting-fang², XIA Xin²

(1. School of Management, Hunan University of Technology, Xiangtan 411201, China; 2. School of International Business Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: Based on the effects and inherent mechanism of industrial structure change in the process of changes in housing prices, this paper uses the panel data of 30 provinces in the Chinese mainland from 2002 to 2011 to empirically analyze the effects of industrial structure change on changes in housing prices by the construction of theoretical measurement of rationalization and upgrading of industrial structure. It comes to the results as follows: firstly, the rationalization of industrial structure has significantly positive effect on housing prices, and the upgrading of industrial structure also obviously pushes up housing prices; secondly,

during the sample period, industrial structure change makes a 13.45% contribution to the increase in national housing prices; thirdly, the effects of rationalization and upgrading of industrial structure on housing prices differ widely in regions, and the effects are in descending order in eastern, central and western China; fourthly, bank credit and land prices push up housing prices, and the adjustment to interest rates makes a basic failure on the control of housing prices, while the effects of population scale and income per capita vary with regions and time.

Key words: industrial structure change; housing price; SYS-GMM

(责任编辑 许 柏)

(上接第 41 页)

The Heterogeneity of Sector Investment and Multiple Equilibrium of Economic Growth in China: A Theoretical Explanation Framework of the Cause of “Middle-income Trap” in China

ZHAN Ming-hua¹, WANG Xiao-jun¹, SHI Jin-chuan²

(1. School of Economics and Management, Zhejiang Science and Technology University, Hangzhou 310018, China;

2. School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China)

Abstract: Different from previous research, this paper assumes that the problem of middle-income trap can be regarded as a special multiple-equilibrium phenomenon in the process of economic growth in developing countries, so it can introduce the problem of middle-income trap into a standard growth theory framework. After the introduction of the inter-sector investment heterogeneity into Ramsey-Cass-Koopmans dynamic general equilibrium model, it first theoretically puts forward a proposition that the changes in the ratio of individual and private investment affect the economic stability equilibrium point and higher ratio of individual and private investment results in higher stability equilibrium point. Then based on the consideration of the link of theoretical and econometric models and the effectiveness of parameter estimation and statistical inference of the econometric model, it uses both VAR and SVAR impulse response analysis to empirically test the proposition. It gives great significance that it makes a link between current research conclusions and traditional mainstream growth theory to provide a solid microeconomic foundation for these conclusions.

Key words: investment heterogeneity; multiple equilibrium; middle-income trap

(责任编辑 许 柏)