

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

梁琪 郭娜 郝项超

内容提要: 基于省际面板数据,文章在生命周期理论消费函数的框架内采用基准模型和嵌套模型并利用面板协整的方法探讨了我国房地产市场的财富效应及其影响因素。实证结果表明,样本期内我国存在显著正向的房地产市场财富效应。同时,研究发现家庭人均可支配收入是决定消费支出的最重要因素。然而,区域经济发展水平和住房货币化改革等宏观因素对现阶段的房地产市场财富效应产生了削弱作用。研究结论对宏观经济调控以及我国经济增长模式的战略转型具有政策启示。

关键词: 房地产市场财富效应 人均可支配收入 嵌套模型 面板协整

一、前言

改革开放 30 年以来,我国经济总量保持了持续快速增长,期间人均国内生产总值年均增长率为 8.6%。在财富总量增长的同时,伴随着市场化进程的不断深入,我国居民的财富结构也在发生变化,财产性收入占全部收入的比重从由无到有并不断上升。^①其中,房地产财富的占比更是逐年增加。安多和莫迪格利亚尼认为房地产财富具有收益特征,会对消费者未来的现金流产生影响,并通过决定消费者的初始财富水平影响其边际消费倾向(Ando and Modigliani, 1963)。房地产财富与消费支出之间的这种关系被称为房地

产市场财富效应,它是房地产价格直接作用于宏观经济总产出的一个重要渠道(沈悦, 2006),对我国现阶段致力于实现向消费拉动型经济的转轨具有至关重要的作用。

我国实体经济中是否存在房地产市场财富效应?存在正向的还是负向的财富效应?哪些因素影响财富效应?对于前两个问题,学界存在两种对立的观点。多数学者认为房地产市场财富效应不仅存在,而且显著。本杰明(Benjamin et al., 2004)等人、波斯迪克(Bostic et al., 2009)等人、德沃纳克和科勒(Dvornak and Kohler, 2007)以及 Yoshikawa 和 Ohtake(1989)对美国、澳大利亚和日本等国的研究均发现,房地产财富对消费支出的

作者简介:梁琪,南开大学经济学院金融学系教授。郭娜,南开大学经济学院金融学系博士研究生。郝项超,南开大学经济学院金融系讲师。

本文研究得到教育部规划项目“我国房地产价格、货币政策与金融稳定研究”(项目编号:06JA790057)的资助。

作者感谢韩军、沈中华、张晓峒和王群勇对本文原稿提出的宝贵意见和建议,感谢党宇峰在本文数据搜集过程中给予的帮助。当然,文责自负。

限于版面,参考文献略,有兴趣的读者可向编辑部索取。——编者注

① 资料来源:《新中国成立 60 周年经济社会发展成就系列报告》,国家统计局 2009 年 9 月 7 日。

影响是显著正向的。然而,另一些学者的研究则发现房地产市场财富效应不存在,或两者间具有负向关系,即房地产财富的增加导致了消费支出水平的下降(Skinner, 1989; Levin, 1998)。由于我国房地产市场的发展历史较短,因此,现阶段国内对房地产市场财富效应的研究成果相对有限,且多集中于采用时序数据探讨我国是否存在房地产市场财富效应(宋勃, 2007; 骆祚炎, 2007; 王子龙等人, 2008; 黄静和屠梅曾, 2009),但对影响财富效应因素的研究还较少见。笔者试图在安多和莫迪格利亚尼提出的生命周期理论的框架内(Ando and Modigliani, 1963),采用基准模型和嵌套模型对以上三个问题进行系统的研究和探索。一方面,考虑到影响房地产市场财富效应的若干因素,如利率、金融发展、区域经济和住房货币化改革等,更多地以间接形式通过影响消费者的边际消费进而影响房地产财富与消费支出之间的关系(Muellbauer & Murphy, 1990; Campbell & Cocco, 2007; Mishkin, 2007),因此,本文采用嵌套的模型定式对我国房地产市场财富效应进行检验,并对影响财富效应的因素进行分析;另一方面,由于房地产市场具有较强的区域性,且我国不同区域间的差异较大,因此,本文在实证分析中选取了省际面板数据,并采用面板协整的方法对其进行分析。

二、房地产市场财富效应的影响因素

房地产市场财富效应的研究多基于生命周期理论。安多和莫迪格利亚尼通过家庭消费行为的生命周期模型研究了消费和财富之间的理论联系(Ando and Modigliani, 1963)。消费函数中的居民可支配收入包括两部分:一是可支配劳动收入,即工资性收入;另一部分是可支配财产性收入,包括金融资产收益和实物资产收益(Benjamin et al., 2004; Dvornak & Kohler, 2007),其中实物资产主要指房地产(Campbell & Cocco, 2007; Bostic et al., 2009)。因此,消费函数可以表述为:

$$C_t = \alpha + \beta Y_t + \gamma S_t + \lambda H_t \quad (1)$$

其中, C_t 是消费支出, Y_t 是可支配劳动收入, S_t 为金融资产财富, H_t 为房地产财富。 λ 为房地产财富影响消费支出的弹性,如果 $0 < \lambda < 1$,则房地产财富与消费支出间正相关,说明存在房地产市场财富效应,否则不存在(Case et al., 2005; Dvornak & Kohler, 2007)。本文试图从宏观角度探讨影响我国房地产市场财富效应的因素。

(一) 利率水平

利率水平的变化影响住房抵押贷款资金的使用成本,并改变市场对房地产价格波动的预期,进而影响宏观经济中的总需求(Mishkin, 2007)。利率上升导致住房抵押贷款资金的使用成本上升和房地产价格预期升值率下降进而影响居民的边际消费。也就是说,利率变化主要通过上述两种途径对边际消费支出产生影响:一是利率上升直接导致资金的使用成本上升,而资金使用成本的增加使得消费者通过住房抵押贷款借到的资金相应减少,这抑制了部分消费者意图通过住房抵押贷款进行消费的意愿,进而降低了居民的当期消费;另一方面,利率上升使房地产价格的预期升值率下降,导致可预期的房地产资产的资本利得减少,进而对当前居民的边际消费产生了抑制作用。

(二) 金融市场发展水平

金融市场发达程度是影响房地产市场财富效应的重要因素(Muellbauer & Murphy, 1990)。金融市场的发展水平影响居民出售房地产资产的难易程度和利用已有房地产资产进行消费借贷的能力。在金融市场发达的国家或地区,资产交易比较活跃,居民出售资产相对容易,因而能够顺利出售价格上涨的住房,进而增加当期消费。作为一种重要的抵押物,房地产价格上升会导致房地产抵押价值上升,从而使那些具有信贷约束的家庭能够利用抵押贷款来进行跨期的消费选择,这意味着当期消费不完全依赖于当期的可支配收入。决定消费者能否顺利借贷并进行当期消费的关键在于抵押贷款市场及金融市场的发展水平。发达的金融体系能够使消费者

具有重新合理安排其资产组合的能力,使他们能够更容易地将非流动性的房地产财富转变为流动性财富,进而转化为当期消费,相应地房地产财富的边际消费得以提升。相反,如果是在金融市场不发达的地区,金融体系的运转就会出现阻滞,当地居民不能在金融市场上顺利获得抵押贷款,进而居民的非流动性房地产财富就不容易转变为流动性财富,进而增加当期消费。这样的金融体系不但不能够促进居民消费,反而会对已有的房地产财富效应产生负向的不利影响。

(三) 区域经济发展差异

在中国,东、中和西部的房地产价格存在明显差异。东部的房地产价格明显高于中部和西部,而中部和西部则差别不大。表面上看,这只是房地产市场在价格方面体现的区域差异,而实际上这些差异是由区域经济发展水平不均衡所导致的结果。我国三大区域在经济发展上存在诸多显著差异,譬如经济总量、金融发展水平以及人口流动分布等,这些差异在以下两个方面影响房地产市场财富效应: 1) 积极影响。经济发展水平较高的地区一般具有较高的房价,当地居民面临较小的信贷约束,预防性储蓄效应较小。同时,较高的房地产价格上涨幅度也能使当地居民获得更多的抵押贷款。因此,房地产价格的上升能够使当地居民更多地增加当期消费。 2) 消极影响。房地产价格的上涨能够为房地产所有者创造财富,然而那些积极储蓄以实现住房梦想的年轻人却要为此承担更多的负担,这意味着区域内有房者与租房者的结构特征可能是影响本地区房地产市场财富效应发挥的重要因素。我国东部地区的经济较为发达,使得人口更多地向这些区域流动。绝大多数外来人口并不拥有本地住房,因此成为租房者和潜在的购房者。东部地区房地产价格的迅速上涨,一方面,使得这些计划购买住房的租房者为了购房而增加储蓄、降低当前消费;另一方面,房地产价格的上涨也带动了租金的上涨,并导致家庭削减消费支出。这些因素使得房地产价格与消费支出的替代

效应和预算约束效应(Ludwig & Slok, 2002)在我国东部地区尤为显著,意味着房地产市场财富效应可能被削弱。

(四) 住房货币化改革

从1998年开始,我国住房制度改革全面展开,停止了住房实物分配,实行住房分配货币化。近几年,随着经济的持续快速发展,中国房地产市场经历了翻天覆地的变化,房地产财富已经成为中国居民财富构成的一个非常重要的部分。但是在住房货币化改革过程中,由于政策的不统一、改革不稳步,使得住房分配存在较大的差距与不公平。居民获得住房的产权形式不同,住房价值也会存在较大差异,从而对居民的收入分配结构和消费水平产生了不同的影响,而货币化改革后房地产价格的快速上涨又进一步扩大了这种收入差距(宁光杰, 2009)。收入差距的扩大加之房价收入比在不同阶层间产生的失衡,使得房地产价格上涨的财富仅集中于少数人,无法转化为多数人的财富增加。由于高收入阶层的财富效应一般来说大幅低于低收入阶层,因此,对于高收入阶层而言,房地产增值的部分很少转化为消费,而对于低收入阶层而言,房地产价格的过快上涨反而会抑制其当期消费,因此,两者综合作用也可能对我国的房地产市场财富效应产生负向的影响。

三、研究方法 with 样本数据

(一) 模型定式

随着我国住房制度改革的不深入,我国居民的财富构成也发生了很大的变化。根据国家统计局发布的《首次中国城市居民家庭财产调查总报告》显示,可支配工资收入、房地产财富和金融资产价值已经成为影响我国居民消费支出的基本因素。同时,基于上述分析,房地产市场财富效应受到四种宏观经济因素的影响。鉴于此,本文采用如下基准模型和嵌套模型对我国房地产市场财富效应及其影响因素进行检验和分析。

$$\text{CONSUME}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{HP}_i + \beta_2 \text{DI}_i + \beta_3 \text{DEPOSIT}_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\beta_i = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{it} \quad (3)$$

其中, $CONSUME_{it}$ 为 人 均 消 费 支 出, 用 各 省 市 的 城 镇 家 庭 人 均 消 费 支 出 来 度 量 (Case 等 人, 2005); DI_{it} 为 可 支 配 劳 动 收 入, 用 各 省 市 城 镇 家 庭 人 均 可 支 配 收 入 来 度 量; 房 地 产 财 富 以 房 地 产 价 格 (HP_{it}) 替 代; 金 融 资 产 财 富 以 居 民 的 储 蓄 资 产 ($DEPOSIT_{it}$) 替 代^①; $i = 1, 2, \dots, L, N$ 是 横 截 面, 代 表 样 本 中 的 省、直 辖 市 和 自 治 区; $t = 1, 2, \dots, L, T$ 为 时 期 (1994 ~ 2007 年)。式 (2) 为 度 量 房 地 产 市 场 财 富 效 应 的 基 准 模 型, 用 以 测 度 我 国 房 地 产 市 场 财 富 效 应 是 否 存 在 及 其 强 弱; 式 (2) 和 (3) 构 成 的 联 立 方 程 为 嵌 套 模 型, 用 以 度 量 宏 观 经 济 因 素 如 何 影 响 房 地 产 市 场 财 富 效 应。式 (3) 中 的 Z_{it} 为 影 响 房 地 产 市 场 财 富 效 应 的 四 种 宏 观 经 济 因 素:

$$Z = (R, BCR, EAST, HMR) \quad (4)$$

其中 R 为 实 际 利 率; BCR 为 金 融 市 场 发 展 水 平, 采 用 各 省 市 银 行 信 贷 与 其 GDP 之 比 替 代 度 量; $EAST$ 为 东、中 和 西 部 区 域 经 济 发 展 水 平 虚 拟 变 量, 东 部 地 区 取 1, 中 西 部 地 区 取 0; HMR 为 住 房 货 币 化 改 革 虚 拟 变 量, 1999 年 开 始 取 1, 之 前 的 年 份 取 0。

(二) 样本数据和描述性统计量

考 虑 到 数 据 的 可 获 得 性 和 可 比 性, 本 文 选 取 了 我 国 东、中 和 西 部 区 域 的 29 个 省 级 行 政 单 位 (包 括 22 个 省、4 个 自 治 区 和 3 个 直 辖 市), 样 本 期 间 为 1994 ~ 2007 年^②。样 本 数 据 源 于 CCER 经 济 金 融 数 据 库。此 外, 本 文 根 据 各 省 市 公 布 的 年 度 消 费 物 价 指 数 (CPI) 环 比 指 标 构 建 了 以 1994 年 为 基 期 的 消 涨 指 数, 并 对 房 地 产 价 格、人 均 可 支 配 收 入、人 均 消 费 支 出 和 居 民 储 蓄 资 产 等 变 量 进 行 了 消 涨 处 理, 并 在 实 证 分 析 中 对 这 些 消 涨 后 的 变 量 取 了 对 数 值。

四、实证分析

(一) 面板单位根检验

为 了 避 免 非 平 稳 变 量 回 归 所 造 成 的 “伪 回 归” 问 题, 本 文 首 先 使 用 面 板 数 据 的 单 位 根 检 验 方 法 来 检 验 面 板 数 据 的 平 稳 性^③。结

果 显 示 所 有 变 量 的 水 平 序 列 都 不 能 拒 绝 存 在 单 位 根 的 原 假 设, 进 而 证 明 所 有 的 变 量 均 为 非 平 稳 过 程。接 下 来, 我 们 又 对 所 有 变 量 的 一 阶 差 分 值 进 行 了 平 稳 性 检 验, 结 果 表 明 四 种 单 位 根 检 验 统 计 量 均 显 著 地 拒 绝 了 存 在 单 位 根 的 原 假 设, 由 此, 可 以 判 定 模 型 中 所 有 变 量 均 为 $I(1)$ 过 程 变 量。

(二) 面板协整检验

在 面 板 单 位 根 检 验 的 基 础 上, 本 文 接 下 来 进 行 面 板 协 整 检 验, 以 考 察 模 型 中 各 个 非 平 稳 变 量 之 间 是 否 存 在 协 整 关 系。面 板 协 整 检 验 结 果 见 表 1。可 以 看 出, 基 准 模 型 和 四 个 嵌 套 模 型 的 Panel ADF-Stat 和 Group ADF-Stat 统 计 量 都 在 1% 的 显 著 水 平 下 拒 绝 了 不 存 在 协 整 关 系 的 原 假 设, 并 且 Kao 检 验 的 ADF 值 也 都 在 1% 的 显 著 水 平 下 支 持 长 期 协 整 关 系 的 存 在。因 此, 可 以 判 定 基 准 模 型 和 嵌 套 模 型 中 的 非 平 稳 变 量 之 间 存 在 着 长 期 协 整 关 系。

(三) 面板协整系数估计

本 文 采 用 Pedroni 提 出 的 完 全 修 正 普 通 最 小 二 乘 法 (FMOLS) 对 房 地 产 市 场 财 富 效 应 的 基 准 模 型 和 嵌 套 模 型 进 行 面 板 协 整 估 计^④。面 板 协 整 估 计 结 果 见 表 2。

1. 基准模型估计结果

估 计 结 果 显 示 样 本 期 内 我 国 存 在 着 显 著 正 向 的 房 地 产 市 场 财 富 效 应, 房 地 产 财 富 的

① 鉴 于 我 国 居 民 家 庭 的 金 融 资 产 中 储 蓄 资 产 占 比 较 高, 并 考 虑 到 省 际 数 据 的 可 获 得 性, 本 文 采 用 居 民 储 蓄 存 款 额 替 代 度 量 我 国 居 民 的 金 融 资 产, 这 也 与 骆 祚 炎 (2007) 的 度 量 方 法 一 致。

② 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 11 个 省 市; 中 部 地 区 包 括 山 西、吉 林、黑 龙 江、安 徽、江 西、河 南、湖 北、湖 南 等 8 个 省; 西 部 地 区 包 括 四 川、贵 州、云 南、陕 西、甘 肃、青 海、宁 夏、新 疆、广 西、内 蒙 古 等 10 个 省、市、自 治 区。

③ 为 了 使 检 验 结 果 具 有 稳 健 性, 本 文 综 合 运 用 了 适 用 于 相 同 根 情 形 的 LLC 检 验 和 适 用 于 不 同 根 情 形 的 IPS 检 验、ADF-Fisher 检 验 及 PP-Fisher 检 验。考 虑 到 篇 幅 原 因, 本 文 没 有 给 出 检 验 结 果, 但 有 兴 趣 者 可 向 作 者 索 取。

④ 检 验 显 示 变 量 间 不 存 在 多 重 共 线 性 问 题。限 于 篇 幅, 本 文 未 报 告 变 量 相 关 系 数 矩 阵, 感 兴 趣 者 可 向 作 者 索 取。

表 1: 基准模型与嵌套模型的面板协整检验结果

计量量		基准模型	(1)	(2)	(3)	(4)
Pedroni (1999 2004)	Panel v-Stat	-0.162	-0.549	-1.147	-0.854	-0.914
	Panel rho-Stat	0.318	1.267	2.121	1.201	2.212
	Panel PP-Stat	-7.197***	-4.015***	-9.018***	-8.060***	-8.826***
	Panel ADF-Stat	-7.528***	-4.205***	-9.727***	-5.899***	-7.134***
	Group rho-Stat	2.083	3.569	3.738	3.399	4.256
	Group PP-Stat	-12.955***	-8.669***	-16.446***	-13.760***	-20.855***
	Group ADF-Stat	-9.703***	-5.405***	-11.856***	-6.723***	-10.201***
Kao (1999)	ADF-Stat	-6.804***	-6.111***	-6.812***	-6.078***	-5.870***

注: 各个检验的原假设均为“不存在协整关系”; ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。

表 2: 房地产市场财富效应基准模型与嵌套模型的面板协整估计结果

解释变量	基准模型	(1)	(2)	(3)	(4)
$LN(HP)$	0.049***	0.047***	0.047***	0.074***	0.038***
$LN(DI)$	0.945***	0.946***	0.946***	0.920***	0.952***
$LN(DEPOSIT)$	-0.017	-0.017	-0.017	-0.011	-0.011
$LN(HP) \times R$		-0.0001**			
$LN(HP) \times BCR$			0.0003		
$LN(HP) \times EAST$				-0.0030	
$LN(HP) \times HMR$					-0.0050***

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。

回归系数为 0.049, 且 1% 水平显著。居民可支配收入的回归系数为 0.945, 且 1% 水平显著, 即居民可支配收入每上升 1%, 则消费会相应上升 0.95%。这表明消费支出与人均可支配收入呈现高度正相关, 反应出现阶段我国家庭人均可支配收入仍是决定消费支出最重要因素的现状。与国际水平相比, 这一弹性系数处于较高水平。

此外, 估计结果还显示样本期内我国居民储蓄资产与消费支出之间呈现出并不显著的负向关系, 表明我国居民储蓄资产并无明显的财富效应, 这与骆祚炎(2007)及舒朝晖(2008)的研究结论大体一致。对此, 骆祚炎(2007)给予的解释是我国储蓄资产的增值性不强, 进而使其收益对消费的促进作用十分有限。而舒朝晖(2008)则认为我国居民未来收入的不确定性和社会保障制度的不完善, 使居民的预防性储蓄增加, 进而抑制了

当期消费。

2. 嵌套模型估计结果

嵌套模型的回归结果显示人均可支配收入、房地产财富的系数都显著, 且符号与基准模型相同, 说明上述估计结果具有一定的稳健性。具体而言, 实际利率的交乘项系数为负值, 且 5% 水平显著。这说明在我国利率水平的上升的确能够引起住房抵押贷款资金使用成本的上升进而影响到我国居民的边际消费, 在一定程度上削弱了已有的正向房地产市场财富效应; 金融市场发展水平的交乘项系数为正值, 但并不显著, 这说明我国现阶段金融市场的发展水平并不能起到强化房地产市场财富效应的作用。虽然改革开放三十年以来, 我国金融市场在不断持续健康发展, 尤其在房地产金融方面, 已经形成了以住房抵押贷款为主、以住房公积金为辅、并兼有住房储蓄的住房融资体系。但由于我国的房地产

金融起步较晚,再加上市场各方面因素的限制,使我国远未形成体系化的房地产金融市场,还存在金融体系不健全、资金运作效率低等一系列问题。因此,在现有金融体系下,我国居民并不能顺利地借助于金融市场将上涨的非流动性房地产财富转变为流动性财富,进而增加当期消费,相应地使金融市场发展水平并不能对已有的房地产财富效应起到正向的促进作用;区域经济发展差异的交乘项系数为负值,但不显著。这意味着在经济发展水平较高的东部地区,房地产价格的上涨并没有起到促进房地产市场财富效应的作用。这可能源于房地产市场价格对总体消费支出的影响受到了该区域内有房者和租房者结构的影响。在东部地区,大量流动人口和年轻人的存在使得房地产价格的负面效应更为突出,房地产价格与消费支出的替代效应和预算约束效应(Ludwig & Slok, 2002)在我国东部地区十分显著,因此抵消了房地产价格上涨对东部地区房地产财富效应所应该带来的正向促进作用;住房货币化改革的交乘项为负值,且1%水平显著,意味着住房货币化改革部分削弱了正向的房地产市场财富效应。住房货币化改革以来,我国房地产市场交易活跃,房地产行业已经成长为国民经济支柱产业。但是由于住房货币化改革分配中存在着显著的差距与不公平,造成了目前中国居民收入差距的扩大,加之现阶段我国房价收入比在不同阶层间的失衡,使得房地产价格上涨的财富只集中于少数人,无法转化为多数人的财富增加,从而抑制了居民的当期消费。

五、结 论

根据本文对1994~2007年间我国房地产市场财富效应及其影响因素的研究,可以得出以下三点结论。

(一) 样本期内我国存在显著正向的房地产市场财富效应。这说明在我国现阶段,房地产市场财富的增加能够通过居民住房资产存量产生影响来增加居民当期消费,进而扩大内需。

(二) 现阶段,我国家庭人均可支配收入是决定消费支出的最重要因素。在调整经济结构和转变经济增长方式的宏观经济调控框架内,作为总需求构成要素之一的消费需求对经济稳定增长具有持久的推动力,而扩大内需的根本途径就是增加居民的可支配收入,一方面需要提高居民收入在国民收入中的比重;另一方面需要调整收入分配格局,以此来促进居民消费支出,拉动经济增长。目前我国居民消费支出中的大部分为基础性消费,服务性消费份额较少,因此增加可支配收入带来的消费结构调整还将对产业结构调整以及投资结构的优化产生促进作用,从而有利于实现我国经济增长模式的战略性转型。

(三) 从区域经济发展水平以及住房货币化改革对我国房地产市场财富效应的影响结果来看,房地产价格的上涨已经侵蚀了部分消费者的信心和能力,并逐步成为阻碍居民消费支出增长进而拉动经济可持续发展的重要因素。此外,实证结果得出金融市场发展水平并没有对我国房地产市场财富效应起到正向的促进作用。

从宏观经济特征的视角切入,本文采用嵌套的模型定式以及省际面板数据检验了我国房地产市场财富效应并探讨了影响财富效应的因素。正如研究结论所揭示的那样,各种宏观经济因素对房地产市场财富效应的影响,如区域经济发展水平和住房货币化改革削弱了财富效应等,还需要反映微观经济特征的数据提供进一步支持。

(责任编辑:王燕燕)