

房价上涨扩大了中国消费不平等吗？

刘 靖 陈斌开*

摘 要 结合中国宏观住房价格和城镇住户调查 (UHS) 2002—2009 年微观调查数据, 本文研究住房价格上涨对消费不平等的影响, 探讨房价上涨的社会福利后果。研究发现, 房价上涨主要抑制了低消费家庭的消费, 是中国消费不平等扩大的重要推动力。其作用机制是“财富效应”和“挤出效应”: 房价上涨对无房产消费的抑制作用最大, 对拥有 1 套房家庭的消费也有显著负面影响, 只有拥有多套房且人均面积很大的家庭才能享受房价上涨的“财富效应”。

关键词 住房价格, 消费不平等, 社会福利

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.04.07

一、引 言

中国经济在过去几十年里高速增长, 居民在普遍分享增长收益的同时, 收入不平等程度也在迅速拉大。据统计, 1985—2008 年间, 我国总体的收入基尼系数一直处于上升趋势 (胡志军等, 2011)。根据国家统计局公布的数据, 我国 2015 年收入基尼系数为 0.462, 高于 0.4 的国际警戒线。目前针对收入不平等有许多相关研究。然而, 消费是对居民福利的直接度量, 能够更加全面地反映福利状况 (Blundell and Preston, 1998)。消费不平等反映出的福利差距对以促进公平为目的的社会政策制定也具有较高参考价值。已有的研究表明, 中国的消费不平等程度同样存在不断扩大的趋势 (Cai *et al.*, 2010; Liu and Li, 2011)。

过去十几年间, 另一个引人瞩目的现象是房价的快速上涨。据统计, 中国住房价格的快速上涨出现在 2003 年以后, 2003—2010 年住房价格年均增长

* 中央财经大学经济学院。通信作者及地址: 陈斌开, 北京市昌平区中央财经大学沙河校区 11 号楼, 102206; 电话: 13811709064; E-mail: chenbinkai@cufe.edu.cn。作者感谢国家社科基金重大招标项目 (21ZDA034、21ZDA035)、国家自然科学基金面上项目 (71673317)、国家自然科学基金重点项目 (72033007) 的资助。作者感谢中国劳动经济学会首届年会、中国劳动经济学论坛、中国人民大学“大宏观”论坛与会者的建议。当然, 文责自负。

率为 8.6% (陈斌开和张川川, 2016)。对于城市居民而言, 住房财富是家庭财富最重要的组成部分 (陈斌开和李涛, 2011)。房价快速上涨将对家庭财富产生很大影响, 并可能进一步影响居民消费。图 1 从全国层面和城市层面描述了住房价格与消费不平等的关系。从全国层面看, 住房价格在 2002—2009 年间呈现快速上涨趋势, 同一时期, 中国城镇居民消费不平等也不断上升, 基尼系数从 2002 年的 0.345 上升到 2009 年的 0.372。从城市层面看, 住房价格越高的城市, 消费不平等程度也越高。那么, 住房价格上涨是不是中国城镇居民消费不平等扩大的原因呢? 这是本文实证研究的主题。

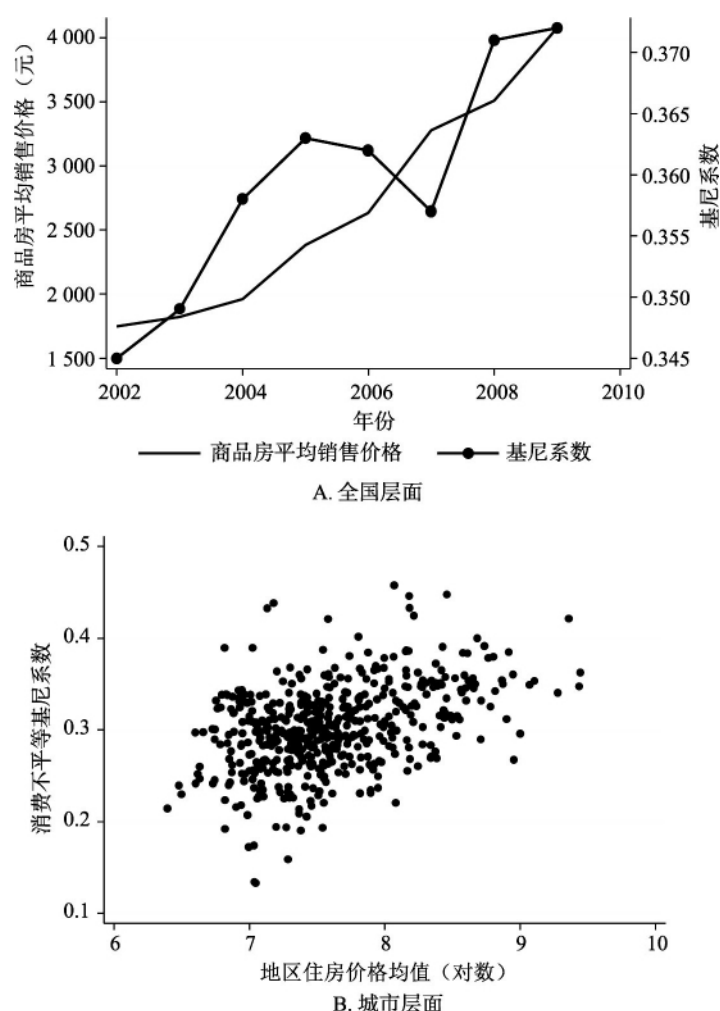


图 1 住房价格与消费不平等

数据来源:《中国统计年鉴》、中国城镇住户调查数据 (UHS), 经作者整理计算。

本文利用中国城镇住户调查（UHS）2002—2009年的消费数据，结合统计局发布的地区房价数据，研究住房价格上涨对消费不平等的影响，探讨房价上涨的社会福利后果。研究试图回答三个问题：首先，住房价格上涨是不是中国消费不平等上升的重要原因？其次，高房价到底伤害了谁？即住房价格上涨的社会福利效应。最后，住房价格影响消费不平等的机制是什么？研究发现：房价上涨是中国消费不平等扩大的重要推动力，房价上涨主要伤害了低消费群体。主要体现在：房价上涨导致低消费家庭的消费水平下降，高消费家庭的消费水平上升。其作用机制是“财富效应”和“挤出效应”，房价快速上涨造成了巨大的财富不平等，只有少数财富水平很高的家庭能够享受“财富效应”，而绝大部分家庭则受到“挤出效应”的影响：房价上涨对无房产消费的抑制作用最大，对拥有1套房家庭的消费也有显著负面影响，只有拥有多套房且人均面积很大的家庭才能享受房价上涨的“财富效应”。

与现有文献相比，本文的主要差异和贡献包括以下三个方面：第一，系统分析了住房价格与消费不平等的关系，为理解中国消费不平等的持续扩大提供了新的视角；第二，细致考察了住房价格对不同家庭的异质性作用，进而探讨了住房价格上涨的社会福利效应，而现有实证文献多局限于研究住房价格对居民消费的平均影响；第三，深入讨论了住房价格影响消费不平等的机制——“财富效应”和“挤出效应”，为相关研究提供了微观基础。

本文后续安排是：第二部分在文献评述基础上提出本文的研究问题，第三部分为数据说明和描述性统计，第四部分考察住房价格与消费不平等的关系，第五部分进一步考察住房价格影响消费不平等的机制，第六部分为结论性评述。

二、文献评述

作为不平等的重要表现形式，消费不平等因其可以真实地反映福利差距，近些年被经济学家逐渐引入经济不平等的评价体系中，对于福利评价、政策制定起到了越来越重要的作用。目前研究消费不平等的文献大致可以分为三类：讨论消费不平等的变化趋势、从消费结构的角度研究家庭分项消费不平等、探求消费不平等的成因（李涛和么海亮，2013）。

针对消费不平等趋势的研究通常利用多年数据并与收入不平等的变动趋势相对比，但针对不同国家地区和不同时间段的研究结论并不统一。部分研究发现，消费不平等与收入不平等可能呈现相同的变化趋势（Cutler and Katz, 1992; Blundell and Preston, 1998; Aguiar and Bils, 2015），但在某些时期呈现不同的变动趋势（Attanasio *et al.*, 2012; Meyer and Sullivan,

2013; 邹红等, 2013); 大部分研究发现消费不平等低于收入不平等 (Cutler and Katz, 1992; Blundell and Preston, 1998), 但也可能相反 (邹红等, 2013; Cai *et al.*, 2010)。

消费不平等的结构分析则是根据消费支出的组成, 分析消费支出的各个类别的不平等程度以及对消费不平等的贡献。研究发现, 在家庭消费支出的不同类别中, 通常食物消费不平等低于非食物消费不平等 (Garner, 1993; Attanasio *et al.*, 2012)。Garner (1993) 研究发现, 食物、交通和住房能解释总消费基尼系数的 50% 以上。Basole and Basu (2015) 针对印度的研究发现, 耐用品、教育等消费支出的增长幅度远远高于总消费的增长幅度, 且本身不平等程度更高。邹红和喻开志 (2013) 针对 2000—2009 年广东省城镇家庭的研究发现, 文化娱乐、汽车和住房消费不平等显著大于总消费不平等和收入不平等, 其中城镇家庭住房消费的基尼系数基本呈快速上升之势, 由 0.352 升至 0.500 左右。这些研究表明, 住房消费不平等是消费不平等的重要组成部分, 且不平等程度和增长幅度大于总消费不平等, 住房消费不平等的增加将导致消费不平等的上升。

大量文献研究了消费不平等形成的原因, 发现收入波动、年龄增长、储蓄动机和跨期选择等可能是消费不平等的关键决定因素 (李涛和么海亮, 2013), 其中识别收入冲击对消费不平等的影响在文献中占主要位置。近年来, 随着我国消费不平等程度持续提高, 学者们开始对中国消费不平等扩大的原因进行探讨。研究表明人口因素、城乡迁移、城乡差异、经济增长、收入和资产不平等都可能是我国消费不平等扩大的原因 (林毅夫和陈斌开, 2009; 曲兆鹏和赵忠, 2008; Cai *et al.*, 2010; 李涛和么海亮, 2013)。然而, 目前还鲜有文献关注住房价格对消费不平等的影

响。住房价格上涨对社会财富分配有重要影响, 是居民家庭财富分布不平等的重要推动因素 (陈彦斌和邱哲圣, 2011), 对家庭的金融参与、资产组合、储蓄和消费支出均具有显著影响 (Campbell and Cocco, 2007; 陈斌开和杨汝岱, 2013; 颜色和朱国钟, 2013; 李雪松和黄彦彦, 2015)。从理论上讲, 房价与消费的关系可能表现为作用方向相反的两方面。一方面, 房价上升可能促进消费水平的增加, 主要通过“财富效应” (wealth effect) 和“抵押效应” (collateral effect) 来实现。房价对于有房者可能产生“财富效应”或“抵押效应”, 住房价格上涨导致家庭财富上升, 财富上升可以直接导致消费增加, 也可能通过房价上涨提高住房的抵押价值, 放松家庭流动性约束, 从而刺激了当期消费。另一方面, 住房既是资产又是消费品, 对于无房者或者有置换需求的有房者, 房价上升将增加住房的购买成本以及租金, 从而可能抑制消

费，此即房价对于消费的“挤出效应”或者“房奴效应”（靳涛和丁飞，2010；颜色和朱国钟，2013；李江一，2017）。

从实证研究上看，部分国外实证文献发现房价对于消费可能有促进作用，即存在“财富效应”或“抵押效应”（Bostic *et al.*，2009），而绝大部分基于中国数据的研究则发现住房价格上涨对居民消费存在抑制作用，即以“挤出效应”为主（陈斌开和杨汝岱，2013；李江一，2017）。住房价格的“财富效应”和“抵押效应”在中国不显著主要有两方面原因。一方面，住房市场的再分配效应可能抵消部分“财富效应”，售房者的收益同时是购房者的损失，所以住房价格的上升可能在刺激售房者消费的同时也抑制了购房者的消费，从而在总体上使得住房价格的“财富效应”并不显著（靳涛和丁飞，2010）。只有住房市场存在泡沫或者房价持续增长（颜色和朱国钟，2013），房价的变动才会对消费产生“财富效应”。另一方面，资本收益的可得性会影响到“抵押效应”的实现，从而影响房价对家庭消费的作用，如果信贷市场发展不完善，高房价对消费的影响表现为负效应（Iacoviello，2004）。

住房价格的“财富效应”和“挤出效应”对不同家庭存在差异。房价对于不同收入阶层、有房户与无房户、老年人与青年人等不同群体的消费的影响都不同（Li and Yao，2007；靳涛和丁飞，2010；段忠东和朱孟楠，2014；李涛和陈斌开，2014）。房价上涨对高收入家庭的消费行为或者影响不显著（段忠东和朱孟楠，2014），或者在某个具体的时间段表现出轻微的“财富效应”，但对于其他阶层的消费没有影响或者表现为“挤出效应”（姚玲珍和丁彦皓，2013）。房价上涨导致的住房财富增加可能增加有房家庭的消费（Campbell and Cocco，2007；Li and Yao，2007；Bostic *et al.*，2009），也可能对有房家庭的消费并没有显著正向影响（李涛和陈斌开，2014）。而房价上涨对于无房家庭不存在“财富效应”（Campbell and Cocco，2007），只有“挤出效应”（Li and Yao，2007），无房户家庭不得不为买房而储蓄（陈斌开和杨汝岱，2013），从而挤出了居民消费。信贷市场发展不完善可能使得有房户也难以享受房价上涨所带来的收益。

总体而言，目前文献主要从“财富效应”和“挤出效应”的角度研究房价对于消费的影响，大量实证文献考察了住房价格对家庭消费的影响，也有部分研究探讨了住房价格对不同家庭的异质性影响，从收入、有无房产以及年龄等特征来对家庭进行分组，但这些研究并没有区分不同消费组进行分析，因此也无法直接得到房价影响消费不平等的程度和方向的证据。鉴于此，本文主要基于中国数据从实证角度研究住房价格与消费不平等的关系，重点回答三个问题：首先，住房价格上涨是不是中国消费不平等上升的重要原因？

其次,高房价到底伤害了谁?即住房价格上涨的社会福利效应。最后,住房价格对消费不平等的影响机制是什么?

三、数据说明和描述性统计

本文使用的微观家户数据是由国家统计局城调队收集的中国城镇住户调查(UHS)数据库,时间跨度为2002—2009年,数据库对城镇家庭及成员的基本情况、城镇居民家庭现金收支、消费支出、非现金收入等情况进行了详细的调查。UHS每年在全国范围内使用分层抽样方法进行随机抽样,但并不跟踪调查,而是对调查城镇中的经常性调查户每年轮换1/3,再从大样本框中抽选新调查户替代之,具有很好的全国代表性。¹本文样本来自六个省区,包括北京、辽宁、浙江、广东、四川、陕西,分布于中国华北、东北、华东、华南、西南、西北,在地理位置和经济发展水平等方面均具有广泛的代表性。本文城市层面的数据因为涉及多年面板以及部分加总数据的可获得性,最终使用了59个城市8年的数据共472个城市样本。

本文所使用的家庭消费支出的数据来源于八项的总计,包括食品、衣着、家庭设备用品及服务、医疗保健、交通和通信、教育文化娱乐服务、居住、杂项商品和服务,同统计局的口径保持一致。²对消费不平等的度量,我们采用基尼系数和泰尔(Theil)熵指数两种指标。基尼系数具有匿名性、齐次性和人口无关等特征,在文献中应用较多,但对上层消费较为敏感(万广华,2008)。UHS虽然是中国最全面、准确的消费数据,但仍然存在着富裕阶层误报、漏报的可能性。泰尔指数在一定程度上修正了基尼系数的这一问题。另外,尽管UHS每年样本会有1/3随机轮换,但只要样本轮换是随机的,基尼系数跨年之间的可比性可以得到较好保证。参照陈斌开和杨汝岱(2013)的研究,本文选用《中国区域经济统计年鉴》的固定资产投资一栏公布的商

¹ UHS主要针对城镇居民进行调查,其调查对象是城镇常住人口,理论上应该包括流动人口。但是,从数据中可以看出,在实际调研中,UHS包含的移民样本非常少,确实存在审稿人提出的问题,即绝大部分样本都是本地户籍的样本。限于数据约束,我们无法直接研究房价上涨对人口流动的影响以及由此带来的估计偏误,考虑到本地户籍人口相对稳定,流动性较低,本文实证结果主要适用于本地长期居住人口。

² 上文所用的消费范畴并不能涵盖消费的全部,Deaton and Zaidi(2002)指出,消费支出的广义范畴还应该包括自有住房的估算租金和耐用品的折旧,前者的核心思想是即使住房是自有的,居住自有住房属于隐性的消费内容,因此应该计入总消费中,而耐用品的支出往往数额较大,因此应根据消费年限平滑并计入家庭总消费。UHS数据中虽然有耐用品拥有量的调查,但并未明确给出耐用品的价值,从而使得耐用品折旧这项难以核算。针对有房家庭,我们依据问卷中住房基本情况调查中的“自有房租折算”估算了自有住房租金,用原消费加上估算的自有住房租金作为替代性的消费统计指标,针对是否加入自有住房估算租金的消费不平等指标分别进行了分析。但是,对于分年度数据的分析表明,“自有住房估算租金”这个数据可能存在质量问题,尤其是2005年和2006年的估算租金的数据,同其他年份的数据存在口径不一致的问题。

品房平均销售价格作为房价指标。使用固定资产投资数据而非统计局公布的价格指数数据的理由是：2011 年以前价格指数数据是基于房地产开发企业的直报数据，这一数据和真实的房屋交易价格可能存在较大偏差，而商品房平均销售价格则来自企业的固定资产投资报表，相对可能更准确。考虑到我们的样本区间为 2002—2009 年，故采用商品房平均售价作为房价度量指标。³

从表 1 中可以看出，2002 年以来被调查家庭的收入和消费逐年增加，消费增长略低于收入。第四列汇报了宏观层面的商品房平均销售价格。可以看出，商品房销售均价逐年增加。第五列和第六列分别是家庭人均消费不平等的基尼系数和泰尔熵指数，除了 2007 年的不平等指数略有下降以外，消费不平等基本呈现上升的趋势。

表 1 数据中主要变量分年份的描述性分析

年份	样本量	家庭人均可 支配收入（元）	家庭人均 消费（元）	商品房销售价 格（元/平方米）	消费基尼 系数	消费泰尔 熵指数
2002	10 494	9 107. 67	7 220. 81	1 777. 57	0. 345	0. 214
2003	11 430	10 038. 03	7 892. 13	1 833. 85	0. 349	0. 229
2004	13 108	11 110. 96	8 610. 07	1 934. 44	0. 358	0. 234
2005	14 990	12 473. 62	9 566. 35	2 304. 21	0. 363	0. 247
2006	12 851	12 740. 14	9 526. 42	2 604. 36	0. 362	0. 252
2007	16 007	15 241. 15	11 066. 52	3 028. 35	0. 357	0. 238
2008	19 548	17 237. 28	12 455. 76	3 167. 82	0. 371	0. 258
2009	21 203	18 887. 26	13 476. 80	3 676. 56	0. 372	0. 258

注：表 1 中所有变量描述均通过 CPI 进行价格调整。后面实证分析中，商品房均价、家庭收入和消费等均通过 CPI 进行价格调整。

数据来源：中国城镇住户调查数据（UHS），经作者计算得到。

表 2 根据家庭拥有的住房套数区分家庭类型，可以发现，样本期内平均 77. 2% 的家庭拥有 1 套房产，13. 23% 的家庭没有房产，而只有 9. 57% 的家庭拥有超过 1 套房产。拥有房产越多的家庭人均消费水平越高，拥有 1 套房家庭的人均消费略高于无房家庭，而拥有多套房产家庭的人均消费比 1 套房家庭高出 46. 8%。虽然拥有多套房的家庭并不一定就处于最高消费群体，无房户也并不一定对应最低消费群体，但总体而言，住房套数较多的家庭人均消费水平也较高。此外，拥有多套房家庭的房产价值最高，平均市值约 33 万

³ 研究中使用的商品房平均销售价格是新房的价格。相关年份相关城市二手房房价的数据难以获得。考虑到新房和二手房市场是联通的，二者房价走势应该是保持一致的，新房价格对房地产市场具有较好的代表性。

元，住房增值幅度也最高，虽然这部分群体拥有住房贷款的比例和额度都比较高，但贷款额占房产价值比例并不高。

表 2 针对不同房产拥有者的描述性分析

家庭拥有 房产数	样本 比例 (%)	家庭人均 消费 (元)	家庭拥有 住房市值 (元)	住房增值 幅度 (元)	住房贷款 金额 (元)	住房贷款 (>0) (元)	拥有贷款的 样本比例 (%)
0 套	13.23	9 282.90	0	0	0	0	0
1 套	77.20	10 123.20	21 7541.8	147 173.4	699.27	11 903.30	5.87
2 套及以上	9.57	14 788.93	329 902.2	212 397.5	3 033.05	18 252.74	16.62
总计	100	10 458.56	215 414.2	149 848.1	861.61	13 329.42	6.46

注：表 2 中所有变量描述均通过 CPI 进行价格调整。
数据来源：中国城镇住户调查数据（UHS），经作者计算得到。

四、住房价格与消费不平等：实证检验

（一）住房价格快速上涨是中国消费不平等持续上升的重要原因吗？

我们利用加总数据，考察地区房价均值对于地区消费不平等的影响：

$$Inequal_{it} = \alpha + \beta_{it}houseprice_{it} + \gamma_{it}x_{it} + \epsilon_{it}, \tag{1}$$

其中，不平等指标为根据 UHS 数据估算的地区家庭人均消费的基尼系数或泰尔指数，房价是地区商品房销售均价。控制变量包括地区家庭人均可支配收入（对数），地区家庭人均财产性收入（对数），地区家庭平均抚养比⁴，地区经济增长指标人均 GDP 的对数，地区人口总数（对数），地区二、三产业分别占比，地区教育基尼系数，地区家庭人均收入基尼系数，以及地区家庭人均财产收入基尼系数。表 3 第（1）列的基尼系数计算时不考虑自有住房租金，并且回归中没有控制其他地区层面变量，回归结果表明房价每上升 100%，会导致消费基尼系数显著上升 0.0326。表 3 第（3）、（4）列控制了前述地区层面控制变量、城市固定效应以及年份固定效应，分别对基尼系数和泰尔指数做回归。结果显示，在其他条件不变的情况下，如果房价上涨 100%，会使消费不平等的基尼系数增加 0.0296，泰尔指数增加 0.0491。

观察其他变量的回归结果 [表 3 第（2）列和第（3）列]，可以发现，收入不平等是消费不平等的重要影响因素，家庭人均收入基尼系数增加 0.1 将使得消费基尼系数增加 0.06 左右，收入不平等不会完全传导至消费不平等。

⁴ 家庭抚养比是指 16 岁以下以及 65 岁以上人口占家庭总人口的比例。

方程中加入收入基尼系数后房价系数下降，表示房价也可能通过收入不平等影响消费不平等。地区平均家庭人均可支配收入和地区人均 GDP 不显著，而二、三产业占比系数显著为负，这表明经济增长并非导致消费不平等的原因，增长过程中带来的收入不平等才是消费不平等增长的原因，而产业结构调整可以显著降低消费不平等。样本时期为 2002—2009 年，消费基尼系数共变化 0.03 左右，家庭人均收入的基尼系数从约 0.28 上升至 0.31，上升了 0.03。结合系数回归结果，这样的变动会使得消费基尼系数增加约 0.019；房价对数变化约 0.7，消费基尼系数变化约 0.02 [表 3 第 (3) 列]。因此，收入不平等和房价上涨是消费不平等增加的重要原因，房价也可能通过影响收入不平等进而影响到消费不平等，而经济增长、人力资本的差异、家庭抚养比并非消费不平等增长的原因。

上述分析中我们未考虑内生性问题。如果房价的上涨与经济预期等不可观测因素相关，而这些因素又影响到了居民消费，则本文的主要结论是存疑的。为了进一步验证主要结论的稳健性，我们使用“省级人均土地征地面积（对数）乘以本市人口占省人口比重”（历年）⁵作为工具变量进行两阶段最小二乘回归。用省级人均土地征地面积（对数）做工具变量，其基本思路是：中国的房地产市场的供给侧在很大程度上受到土地财政的影响，建筑用地基本上依赖于地方政府的土地出让。因此，地方政府每年度出让的土地面积决定了房地产市场的总供给，而土地面积供应和住房价格紧密相关（郑思齐和师展，2011）。同时，并没有证据表明，某一地区的消费不平等会影响地方政府的土地供给行为。遵循这一思想的工具变量已经在已有文献中得到使用（陈斌开和杨汝岱，2013）。使用本地人口占比做调整权重以使得工具变量具有城市层面的差异。可以看出，使用工具变量强化了我们的结论，工具变量估计的结果表明住房价格增长对于基尼系数的影响增加到了 0.0732，对泰尔指数的影响增加到了 0.1228。表 3 给出了一阶段 F 检验的结果。

表 3 住房价格与消费不平等：基础回归

变量名	基尼系数	基尼系数	基尼系数	泰尔指数	基尼系数	泰尔指数
	FE	FE	FE	FE	IVFE	IVFE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
房价（对数）	0.0326***	0.0413***	0.0296***	0.0491**	0.0732**	0.1228*
	(0.006)	(0.013)	(0.011)	(0.020)	(0.036)	(0.063)

⁵ 省级层面数据来源于国家统计局网站中的分省年度数据（2002—2009），市级层面数据来源于各地方的城市统计年鉴（2003—2010）。国家统计局统计数据网址：<http://www.stats.gov.cn/tjsj/>。

(续表)

变量名	基尼系数 FE (1)	基尼系数 FE (2)	基尼系数 FE (3)	泰尔指数 FE (4)	基尼系数 IVFE (5)	泰尔指数 IVFE (6)
地区家庭人均收入基尼系数			0.6238*** (0.050)	0.7907*** (0.087)	0.6077*** (0.053)	0.7635*** (0.092)
地区家庭人均可支配收入 (对数)		0.1010*** (0.022)	0.0147 (0.020)	0.0179 (0.035)	0.0268 (0.023)	0.0383 (0.039)
地区家庭人均财产性收入 (对数)		0.0015 (0.002)	-0.0012 (0.002)	-0.0033 (0.003)	-0.0013 (0.002)	-0.0034 (0.003)
地区家庭平均抚养比		0.0031 (0.064)	0.0041 (0.055)	-0.0462 (0.095)	0.0070 (0.056)	-0.0413 (0.097)
地区人均 GDP (对数)		-0.0006 (0.016)	-0.0085 (0.013)	-0.0108 (0.023)	-0.0086 (0.014)	-0.0110 (0.024)
地区人口总数 (对数)		-0.0052 (0.016)	-0.0064 (0.014)	-0.0010 (0.023)	-0.0077 (0.014)	-0.0032 (0.024)
地区第二产业占比		-0.0770** (0.036)	-0.0770** (0.030)	-0.1227** (0.053)	-0.0880*** (0.032)	-0.1412** (0.056)
地区第三产业占比		-0.0206 (0.027)	-0.0391* (0.023)	-0.0874** (0.039)	-0.0509** (0.025)	-0.1073** (0.043)
地区教育基尼系数		0.0398 (0.029)	0.0302 (0.025)	0.0275 (0.043)	0.0180 (0.027)	0.0070 (0.047)
地区家庭人均财产收入基尼系数		0.0560 (0.064)	-0.0268 (0.055)	0.0085 (0.096)	-0.0407 (0.057)	-0.0149 (0.099)
年份虚拟变量		是	是	是	是	是
常数项	0.0560 (0.044)	-0.5828* (0.345)	0.3302 (0.303)	0.3099 (0.525)	0.0123 (0.397)	-0.2265 (0.690)
观测值	472	472	472	472	472	472
R^2	0.072	0.182	0.411	0.279		
城市个数	59	59	59	59	59	59
一阶段 F 统计量					44.46	44.46
P 值					0.000	0.000

注：本表采用城市层面的固定效应回归。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。表中汇报的是回归系数，括号内是稳健标准误。

为了验证结果的稳健性，下面我们采用了多个房价的相关指标来验证房价与消费不平等之间的关系。第一，UHS 询问了家庭房产的市价、购买价格以及房屋面积，可以由此得出单位面积价格，并在城市层面平均得到家庭汇报房价指标⁶。相对于统计房价，汇报房价可能面临更多的内生问题和测量误差，因此不是研究的主要关注变量，而只是用于稳健性检验。第二，鉴于当期房价和当期消费之间可能存在着交互影响，我们采用滞后一期的房价，即上一年的房价水平来验证因果关系的稳健性。第三，房价收入比即房价与地区家庭人均收入的比值，可以代表地区房价相对于地区平均收入的水平。表 4 的回归结果表明，使用汇报房价、滞后一期的房价以及房价收入比，基本结论在统计显著性和作用数值上都是稳健的，这表示房价上涨会导致消费不平等的增加的结论是稳健的。

表 4 住房价格与消费不平等：稳健性检验

变量	FE	FE	FE	IVFE	IVFE	IVFE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭汇报住房价格 均值（对数）	0.0128* (0.007)			0.0895* (0.051)		
上一年房价（对数）		0.0192* (0.010)			0.0527** (0.026)	
房价收入比			0.1263** (0.058)			0.7854* (0.443)
样本数	472	472	472	472	472	472
R ²	0.407	0.407	0.409			
城市个数	59	59	59	59	59	59
一阶段 F 统计量				8.90	68.56	9.13
P 值				0.0030	0.000	0.0027

注：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。方程中的控制变量和工具变量同表 3 第（3）列和第（5）列。表中汇报的是回归系数，括号内是稳健标准误。

（二）高房价到底伤害了谁？

房价影响消费不平等的方式可能有多种，比如房价上涨因为“财富效应”导致有房家庭消费增加，高消费群体如果对应多套房，就会导致消费不平等的增加；也可能是房价上涨“挤出”消费，但低消费群体被挤出幅度更大，

⁶ 按照家庭汇报的自有住房（包括房改房和商品房）现在的市场价值除以住房建筑面积计算房价，并在城市层面平均。

而高消费群体没有挤出或者挤出幅度更小，同样可能导致消费不平等的增加。下面我们利用家庭层面的微观数据，采用无条件分位数回归⁷，针对 0.1、0.25、0.5、0.75 和 0.9 分位上的不同消费群体进行异质性分析。被解释变量是不包括自有住房估算租金的家庭人均消费水平（对数），解释变量包括地区住房均价（对数）、家庭人均可支配收入（对数）、家庭人口数、家庭抚养比、户主年龄、户主教育年限、户主性别、户主职业虚拟变量、户主所在行业虚拟变量、年份虚拟变量和地区虚拟变量。

回归结果（表 5）发现，住房价格对低消费群体消费水平产生抑制作用，而对高消费群体具有促进作用。总体来看，房价上涨对于家庭人均消费以“挤出效应”为主，即房价上涨会导致家庭人均消费水平下降，房价上涨 1%，会导致家庭人均消费下降 0.044% [表 5 第（1）列]。但房价上涨对于不同消费群体的影响不同，房价对于低消费群体的影响系数显著为负，而对于高消费群体的影响系数显著为正。对于最低 10% 的分位组，房价上涨 1% 导致家庭人均消费水平下降 0.324%，随着消费等级上升，负面影响逐渐下降，对 25% 和 50% 分位组，房价上涨 1% 导致家庭人均消费水平分别下降 0.259% 和 0.089%，而对于 75% 和 90% 分位组，房价上涨 1% 导致家庭人均消费水平分别上升 0.153% 和 0.294%。因此房价上涨增加了总体的消费不平等。这或许是由于高消费群体通常拥有房产数目较多所导致的。

表 5 高房价影响了谁？无条件分位数回归

变量名	全部样本	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
地区住房均价（对数）	-0.044*** (0.011)	-0.324*** (0.029)	-0.259*** (0.020)	-0.089*** (0.017)	0.153*** (0.020)	0.294*** (0.029)
家庭人均可支配收入（对数）	0.655*** (0.005)	0.676*** (0.008)	0.624*** (0.006)	0.598*** (0.005)	0.627*** (0.006)	0.708*** (0.009)
家庭人口数	-0.033*** (0.005)	0.007 (0.010)	-0.020** (0.008)	-0.035*** (0.007)	-0.043*** (0.009)	-0.067*** (0.013)
家庭抚养比	-0.003*** (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.006*** (0.000)

⁷ 分位数回归可以让我们观察到因变量在给定自变量下的完整分布特征或各个分位数处的局部特征，从而了解解释变量对位于特征分布不同位置（分布末端或顶端）人群的异质性作用，在研究收入分配和不平等方面具有较大优势。而无条件分位数回归既可以保证参数估值反映关键解释变量的异质性边际影响，又可以避免模型误设问题，从而可以在保证模型准确识别与参数一致估计的前提下，了解解释变量对于被解释变量无条件分位数的边际影响（朱平芳和张征宇，2012）。

(续表)						
变量名	全部样本	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
户主年龄（年）	-0.006*** (0.000)	-0.002*** (0.001)	-0.005*** (0.000)	-0.008*** (0.000)	-0.008*** (0.001)	-0.008*** (0.001)
户主教育年限（年）	-0.022*** (0.003)	-0.016*** (0.006)	-0.017*** (0.004)	-0.017*** (0.004)	-0.026*** (0.005)	-0.034*** (0.008)
户主性别（男性=1）	-0.044*** (0.011)	-0.324*** (0.029)	-0.259*** (0.020)	-0.089*** (0.017)	0.153*** (0.020)	0.294*** (0.029)
户主职业虚拟变量	是	是	是	是	是	是
户主所在行业虚拟变量	是	是	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
城市虚拟变量	是	是	是	是	是	是
截矩项	1.458*** (0.380)	-3.309*** (1.114)	1.069 (0.722)	2.481*** (0.585)	3.533*** (0.668)	5.240*** (0.987)
样本数	118 059	118 059	118 059	118 059	118 059	118 059
R ²	0.683	0.276	0.406	0.461	0.382	0.239

注：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。表中汇报的是回归系数，括号内是稳健标准误。

五、住房价格与消费不平等：机制分析

（一）住房价格影响消费不平等：直接机制

为了考察房价影响消费不平等的可能渠道，依次在地区层面回归方程中加入了住房价值基尼系数、住房升值幅度基尼系数和住房购买价值基尼系数，估计结果见表 6。可以看出，加入住房价值基尼系数后住房价格的影响系数变小，而住房价值基尼系数对消费不平等的影响显著为正，这体现了“财富效应”，因为房价上涨导致住房财富增加，如果高消费群体通常拥有更多房产，则房价上涨会导致住房价值不平等增加。住房价值可以分解为住房购买价值和升值部分，而住房升值部分的不平等是住房价值不平等影响消费不平等的主要渠道。据此可以判断，住房价格上涨导致住房财富差距扩大，通过影响住房价值的不平等，最终影响了家庭消费的不平等。

表 6 住房价格与消费不平等：直接渠道

变量名	FE	FE	FE	IVFE	IVFE	IVFE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
住房价格（对数）	0.0264** (0.011)	0.0299** (0.012)	0.0294** (0.012)	0.0633* (0.036)	0.0641* (0.036)	0.0639* (0.036)
住房价值基尼系数	0.0877*** (0.026)		0.0163 (0.041)	0.0808*** (0.027)		0.0038 (0.043)
住房升值幅度基尼系数		0.1083*** (0.030)	0.1008*** (0.035)		0.1053*** (0.030)	0.1035*** (0.036)
住房购买价值基尼系数		0.0905 (0.085)	0.0824 (0.087)		0.0745 (0.088)	0.0727 (0.089)
样本数	472	405	405	472	405	405
R ²	0.428	0.433	0.433			
城市个数	59	58	58	59	58	58

注：本表采用城市层面的固定效应回归分析。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。工具变量和控制变量同表 3 第（5）列。表中汇报的是回归系数，括号内是稳健标准误。

（二）住房价格影响消费不平等：微观机制

房价影响居民消费的微观机制包括“财富效应”和“挤出效应”：对于无房且没有购房需求的家庭，“财富效应”和“挤出效应”都不存在；对于无房且有购房需求的家庭，只存在“挤出效应”；对于有房但有购房需求或需要偿还住房贷款的家庭，同时存在“挤出效应”和“财富效应”；对于有房且无购房需求的家庭，只存在“财富效应”。下面将利用 UHS 的家庭层面微观数据⁸，考察不同房产拥有者且购房需求不同的群体中房价对于家庭人均消费（对数）的影响效果。表 7 在方程中加入拥有 1 套住房和多于 1 套住房乘以住房均价的交叉项，然后对不同类型家庭分别回归。表 8 在方程中引入房产升值幅度和住房贷款变量，考察有房家庭的“财富效应”和“挤出效应”。表 9 通过家庭人均住房面积来间接地反映有房家庭的购房需求，考察“财富效应”是否存在以及在什么情况下存在。

通过回归分析发现：首先，房价对于具有购房需求的无房户体现出“挤出效应”。因为数据中并没有直接反映购房需求的变量，我们通过无房户的租

⁸ 针对家庭层面的回归中我们不再考虑内生问题，因为房价指标我们采用的是地区平均价格，个体家庭的人均消费不会影响到地区房价，而可能影响地区房价和家庭消费的地区层面的因素在控制城市层面虚拟变量时可以得到控制。

房类型来间接反映购房需求。在我国，满足条件的无房户可以以较低成本租赁公有住房。将无房户区分为租赁公租房⁹与租赁私房¹⁰，据 UHS 数据统计，租赁公租房的群体的月平均房租只有 82 元，而租赁私房的月平均房租约为 545 元。租赁私房的家庭房租压力大，购房需求可能也较大，同时房租支出较多也可能挤占其他方面的消费。表 7 第（3）、（4）列分别给出了租赁公租房和私房的子样本的回归结果。可以发现，房价对于租赁公租房家庭的人均消费没有显著影响，但会显著降低租赁私房家庭的消费水平，且边际效应大于拥有 1 套房的家庭，这说明了租赁私房家庭的“挤出效应”。

表 7 针对不同房产拥有者的回归

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全部样本		无房户		有 1 套房	有多套房
	总体		租赁公租房	租赁私房		
住房价格（对数）	-0.0456*** (0.011)	-0.0618** (0.031)	-0.0260 (0.036)	-0.1475** (0.063)	-0.0487*** (0.012)	0.0085 (0.044)
房价×只有 1 套房	0.0001 (0.000)					
房价×多于 1 套房	0.0041*** (0.001)					
样本数	118 059	15 490	12 109	3 381	91 217	11 352
R ²	0.683	0.733	0.730	0.750	0.678	0.598

注：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。本表采用家庭层面的回归分析。控制变量同表 5。表中汇报的是回归系数，括号内是稳健标准误。

其次，房价上涨会导致 1 套房家庭的人均消费水平下降，对多套房家庭则没有显著影响¹¹。假设不同类型家庭的特征回报相同 [表 7 第（1）列]，房价上涨 1%，无房户家庭人均消费下降约 0.0456%，1 套房家庭和无房户家庭没有显著差异，而多套房家庭比较无房家庭会增加 0.0041%。区分不同类型家庭分别回归，房价上涨 1%会导致 1 套房家庭的人均消费下降约 0.0487% [表 7 第（5）列]，对于多套房家庭的影响不显著 [表 7 第（6）列]。对于 1 套房家庭，如果不准备置换或新购置住房，房价上涨补偿了租房的机会成本，如果准备置换或新购置住房，房价上涨意味着家庭需承担更高的成本，从而

⁹ 租赁公租房：指调查户租赁房管部门或机关、企事业单位所有并管理的房屋。
¹⁰ 租赁私房：指调查户向私人或亲友租赁或借用的房屋，不论是否交纳房租。
¹¹ 针对多套房家庭依据收入进行分组分别回归的结果显示，房价上涨对消费的负面影响只对多套房家庭的最低收入组显著，中高收入组并不显著。这也证明了我们的结论。囿于篇幅，结果在此不再汇报，有兴趣者可以向作者索取。

对其消费产生负面影响。根据表 2, 拥有住房套数和家庭人均消费存在一定正相关关系, 房价上涨对于低消费群体的负面影响更大, 从而增加了消费不平等。

接着, 对于已有住房但有购房需求或需要偿还住房贷款的家庭, 同时存在“挤出效应”和“财富效应”。表 8 在方程中引入房产升值和住房贷款变量, 对不同住房套数的家庭分别回归。结果显示, 房价一定时房产升值程度越高, 家庭人均消费水平越高, 验证了“财富效应”的存在。而房产升值程度一定时, 房价越高, 家庭人均消费程度越低。这说明虽然住房价格上涨导致消费下降, 但房产升值又会降低部分负面效应。且房产升值对于多套房家庭消费增加的边际影响大于 1 套房家庭。我们还加入了住房贷款的虚拟变量进行验证, 总样本中只有 6.47% 的家庭有住房贷款, 加入住房贷款变量使得住房价格的影响系数略有下降, 表示住房贷款是房价上涨导致消费下降的可能渠道之一, 但并非主要影响渠道。而贷款本身会对家庭的消费带来显著负面影响, 尤其是对于多套房的家庭。这都说明了“挤出效应”的存在。

表 8 住房升值、住房贷款与家庭人均消费

变量名	全部样本	有 1 套房	有多套房	全部样本	有 1 套房	有多套房
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
房价 (对数)	-0.0410*** (0.011)	-0.0521*** (0.012)	0.0112 (0.044)	-0.0436*** (0.011)	-0.0484*** (0.012)	0.0097 (0.044)
房产升值 (对数)	0.0020*** (0.000)	0.0016*** (0.000)	0.0050*** (0.001)			
是否有住房贷款				-0.0344*** (0.006)	-0.0386*** (0.006)	-0.0535*** (0.013)
样本数	108 878	89 036	11 201	118 059	91 217	11 352
R^2	0.675	0.677	0.597	0.683	0.678	0.599

注: 本表采用家庭层面的回归分析。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。表中汇报的是回归系数, 括号内是稳健标准误。

最后, 通过家庭人均住房面积来间接反映住房需求。通过样本分组, 发现当家庭人均住房面积小于 75 平方米时, 地区住房价格对家庭人均消费水平的影响显著为负, 而当家庭人均住房面积在 76—90 平方米时, 房价的影响变为正值但不显著, 而家庭人均住房面积大于 90 平方米时, 房价对于家庭人均消费的影响才显著为正。这个结果进一步说明只有极少数人才可能享受到房价上涨的“财富效应”。以往研究如李涛和陈斌开 (2014) 也发现, 即便是拥有二套房的家庭, “财富效应”依然不显著。

表 9 住房价格的“财富效应”：根据住房面积的回归

变量名	人均住房面积 小于 75 平方米	人均住房面积在 76—90 平方米	人均住房面积 大于 90 平方米
	(1)	(2)	(3)
住房价格（对数）	-0.0437*** (0.012)	0.0361 (0.093)	0.2091* (0.125)
样本数	98 900	3 664	2 247
R ²	0.672	0.640	0.649

注：本表采用家庭层面的回归分析。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。表中汇报的是回归系数，括号内是稳健标准误。

六、结论性评述

2003 年以来，中国住房价格快速上涨，对我国国民经济发展产生了深远的影响。在短期内，房地产市场繁荣的确带来了投资上升，拉动经济增长。然而，大量研究表明，房价过快上涨将在长期内阻碍经济增长。首先，房价过快上涨将导致创新和创业成本上升、收益下降，降低创新和创业的激励（吴晓瑜等，2014；王文春和荣昭，2014）；其次，房地产及其相关行业过高的收益率将导致资源从高生产率行业向与房地产相关的低生产率行业转移，造成资源错配和全社会生产率下降（陈斌开等，2015）；最后，房价高企将导致工资水平上升，本地企业竞争力下降，利润率下滑，经济增长速度下降（陆铭等，2015）。房价过快上涨对宏观经济的长期负面影响可能会进一步影响社会福利。

消费是家庭和个人福利最直接的度量，本文从家庭消费不平等切入，研究住房价格上涨对社会福利的影响。中国家庭最重要的资产是住房（陈斌开和李涛，2011），每个家庭和个人的福利都与房价变化休戚相关。研究发现，房价上涨是中国消费不平等扩大的重要推动力。其直接作用机制是，房价快速上涨造成了居民财富的巨大差异，由房价上涨导致的住房升值和住房价值的不平等导致了消费不平等。微观家庭层面的证据表明，房价上涨导致低消费家庭的消费水平下降，高消费家庭的消费水平上升，恶化了消费不平等。房价上涨对无房户消费的抑制作用最大，对拥有 1 套房家庭的消费也有显著负面影响，只有拥有多套房且人均面积很大的家庭才能享受房价上涨的“财富效应”。

房价上涨造成的不平等本质上是一种机会不均等，将给社会带来长期的负面影响。高收入水平的家庭可以更早、更多地购买住房，房价快速上涨又

进一步提高了其资产收益；低收入水平家庭则不得不“为买房而储蓄”，压低其消费水平，而不断上涨的房价又使得这些家庭的储蓄不断贬值，进一步抑制其消费水平。由房价上涨带来的财富再分配与个人努力没有直接关系，是一种典型的机会不均等。这种机会不均等降低了低收入阶层通过个人努力向更高阶层流动的概率，造成社会矛盾的激化。很多研究表明，不平等容易造成社会冲突和激进的社会再分配政策，这将在长期内阻碍一国的经济社会发展（Persson and Tabellini, 1994；Alesina and Rodrik, 1994）。

房地产市场畸形发展可能会导致经济和社会的全面危机，要化解危机，必须全面深化体制机制改革。当前中国房地产市场供需最核心的问题在于人口老龄化、人口城镇化与土地供给行政垄断之间的矛盾。从宏观上来看，中国人口结构老龄化将降低住房需求（徐建炜等，2012；陈斌开等，2012）。从区域间来看，中国人口依然处于从农村向城市、从中小城市向大城市集聚的过程中，而土地供给由于受到供地指标的管制无法根据市场供求在城乡之间、城市之间进行有效流动，造成了中国区域间住房价格的巨大差异（陆铭等，2014）。在这些力量的共同作用下，中国一、二线大城市的住房供给小于需求，房价不断上升；中小城市则呈现供给大于需求，房价下行压力大。政府应该全面推进土地制度改革，顺应城市化发展方向，以用地指标与人口流动相一致，用地指标与住房空置率挂钩，构建跨地区“地票”交易市场等方式合理配置土地资源，逐步增加大城市土地供应、降低中小城市土地供应，促进房地产市场的平稳健康发展。

附 录

附表 1 回归中主要变量描述性分析

变量名	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
家庭人均可支配收入（元）	119 106	9. 345	0. 699	0. 000	14. 209
家庭人口数（个）	119 106	2. 807	0. 876	1	9
家庭抚养比	119 106	0. 217	0. 262	0	1
户主年龄（岁）	119 106	49. 231	11. 922	17	97
户主教育年限（年）	119 106	7. 172	5. 029	0	16
户主性别（男性=1）	119 106	0. 705	0. 456	0	1
住房价值基尼系数	472	0. 4281	0. 0854	0. 2324	0. 9112
住房升值幅度基尼系数	472	0. 4974	0. 0944	0. 2546	0. 9446
住房购买价值基尼系数	405	0. 9846	0. 0183	0. 6680	0. 9981

附表 2 住房价格工具变量的一阶回归和缩略式结果

变量	第一阶段			
	房价（对数）	汇报住房价格 （对数）	上一年房价 （对数）	房价收入比
	(1)	(2)	(3)	(4)
省级政府人均征用土地面积（对数） ×本市人口占省人口比重	-0.0659*** (0.010)	-0.0539*** (0.018)	-0.0917*** (0.011)	-0.0061*** (0.002)
其他控制变量	包括	包括	包括	包括
年份虚拟变量	包括	包括	包括	包括
常数项	4.7706*** (1.278)	3.3207 (2.336)	2.9278** (1.432)	0.6013** (0.263)
样本数	472	472	472	472
R^2	0.847	0.615	0.786	0.284
城市个数	59	59	59	59

注：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。表中汇报的是回归系数，括号内是标准误。

参 考 文 献

- [1] Aguiar, M., and M. Bils, “Has Consumption Inequality Mirrored Income Inequality?”, *American Economic Review*, 2015, 105 (9), 2725-2756.
- [2] Alesina, A., and D. Rodrik, “Distributive Politics and Economic Growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109 (2), 465-490.
- [3] Attanasio, O. P., E. Hurst, and L. Pistaferri, “The Evolution of Income, Consumption, and Leisure Inequality in the United States, 1980-2010”, 2012, *NBER Working Papers*, No. 17982.
- [4] Basole, A., and D. Basu, “Non-Food Expenditures and Consumption Inequality in India”, *Economic and Political Weekly*, 2015, 50 (36), 43-53.
- [5] Blundell, R., and I. P. Preston, “Consumption Inequality and Income Uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113 (2), 603-640.
- [6] Bostic, R., S. Gabriel, and G. Painter, “Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data”, *Regional Science and Urban Economics*, 2009, 39 (1), 79-89.
- [7] Cai, H. B., Y. Y. Chen, and L. A. Zhou, “Income and Consumption Inequality in Urban China: 1992-2003”, *Economic Development and Cultural Change*, 2010, 58 (3), 385-413.
- [8] Campbell, J. Y., and J. F. Cocco, “How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data”, *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54 (3), 591-621.
- [9] 陈斌开、李涛, “中国城镇居民家庭资产-负债现状与成因研究”, 《经济研究》(消费金融专辑), 2011 年增 1 期, 第 55—66 页。
- [10] 陈斌开、金箫、欧阳涤非, “住房价格、资源错配与中国工业企业生产率”, 《世界经济》, 2015 年

第 4 期, 第 77—98 页。

- [11] 陈斌开、徐帆、谭力, “人口结构转变与中国住房需求: 1999—2025——基于人口普查数据的微观实证研究”, 《金融研究》, 2012 年第 1 期, 第 129—140 页。
- [12] 陈斌开、杨汝岱, “土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄”, 《经济研究》, 2013 年第 1 期, 第 110—122 页。
- [13] 陈斌开、张川川, “人力资本和中国城市住房价格”, 《中国社会科学》, 2016 年第 5 期, 第 43—64 页。
- [14] 陈彦斌、邱哲圣, “高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等”, 《经济研究》, 2011 年第 10 期, 第 25—38 页。
- [15] Cutler, D., and L. Katz, “Rising Inequality? Changes in the Distribution of Income and Consumption in the 1980s”, *American Economic Review*, 1992, 82 (2), 546-551.
- [16] Deaton, A., and S. Zaidi, “Guidelines for Constructing Consumption Aggregates for Welfare Analysis. Living Standards Measurement Study”, *LSMS Working Paper* 135, The World Bank, 2002.
- [17] 段忠东、朱孟楠, “房价与不同家庭消费的非线性关系”, 《中南财经政法大学学报》, 2014 年第 4 期, 第 10—19 页。
- [18] Garner, T., “Consumer Expenditures and Inequality: An Analysis Based on Decomposition of the Gini Coefficient”, *Review of Economics and Statistics*, 1993, 75 (1), 134-38.
- [19] 胡志军、刘宗明、龚志民, “中国总体收入基尼系数的估计: 1985—2008”, 《经济学》(季刊), 2011 年第 10 卷第 4 期, 第 1423—1436 页。
- [20] Iacoviello, M., “Consumption, House Prices, and Collateral Constraints: A Structural Econometric Analysis”, *Journal of Housing Economics*, 2004, 13 (4), 305-321.
- [21] 靳涛、丁飞, “消费与房价关系研究新进展”, 《经济学动态》, 2010 年第 3 期, 第 108—114 页。
- [22] 李江一, “房奴效应导致居民消费低迷了吗?”, 《经济学》(季刊), 2017 年第 17 卷第 1 期, 第 405—430 页。
- [23] 李涛、陈斌开, “家庭固定资产、财富效应与中国城镇居民消费”, 《经济研究》, 2014 年第 3 期, 第 62—75 页。
- [24] 李涛、公海亮, “消费不平等问题研究综述”, 《经济社会体制比较》, 2013 年第 4 期, 第 230—241 页。
- [25] Li, W., and R. Yao, “The Life-Cycle Effects of House Price Changes”, *Journal of Money, Credits, and Banking*, 2007, 39 (6), 1375-1409.
- [26] 李雪松、黄彦彦, “房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率”, 《经济研究》, 2015 年第 9 期, 第 100—113 页。
- [27] 林毅夫、陈斌开, “重工业优先发展战略与城乡消费不平等——来自中国的证据”, 《浙江社会科学》, 2009 年第 4 期, 第 10—16 页。
- [28] Liu, J., and S. Li, “Changes in Consumption Inequality in China”, 2011, *CIBC Working Paper Series*.
- [29] 陆铭、欧海军、陈斌开, “理性还是泡沫: 对城市化、移民和房价的经验研究”, 《世界经济》, 2014 年第 1 期, 第 30—54 页。
- [30] 陆铭、张航、梁文泉, “偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资”, 《中国社会科学》, 2015 年第 5 期, 第 59—83 页。
- [31] Meyer, B. D., and J. X. Sullivan, “Consumption and Income Inequality and the Great Recession”,

American Economic Review, 2013, 103 (3), 178-183.

- [32] Persson T., and G. Tabellini, "Is Inequality Harmful for Growth?", *American Economic Review*, 1994, 84 (3), 600-621.
- [33] 曲兆鹏、赵忠, "老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响", 《经济研究》, 2008 年第 12 期, 第 85—99 页。
- [34] 万广华, "不平等的度量与分解", 《经济学》(季刊), 2008 年第 8 卷第 1 期, 第 347—368 页。
- [35] 王文春、荣昭, "房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究", 《经济学》(季刊), 2014 年第 13 卷第 2 期, 第 465—490 页。
- [36] 吴晓瑜、王敏、李力行, "中国的高房价是否阻碍了创业?", 《经济研究》, 2014 年第 9 期, 第 121—134 页。
- [37] 徐建炜、徐奇渊、何帆, "房价上涨背后的人口结构因素: 国际经验与中国证据", 《世界经济》, 2012 年第 1 期, 第 24—42 页。
- [38] 颜色、朱国钟, "'房奴效应' 还是 '财富效应'? —— 房价上涨对国民消费影响的一个理论分析", 《管理世界》, 2013 年第 3 期, 第 34—47 页。
- [39] 姚玲珍、丁彦皓, "房价变动对不同收入阶层消费的挤出效应—— 基于上海市的经验论证", 《现代财经(天津财经大学学报)》, 2013 年第 5 期, 第 3—27 页。
- [40] 郑思齐、师展, "'土地财政' 下的土地和住宅市场: 对地方政府行为的分析", 《广东社会科学》, 2011 年第 2 期, 第 5—10 页。
- [41] 邹红、李奥蕾、喻开志, "消费不平等的度量、出生组分解和形成机制—— 兼与收入不平等比较", 《经济学》(季刊), 2013 年第 12 卷第 4 期, 第 1231—1254 页。
- [42] 邹红、喻开志, "城镇家庭消费不平等的度量和分解—— 基于广东省城镇住户调查数据的实证研究", 《经济评论》, 2013 年第 3 期, 第 38—47 页。
- [43] 朱平芳、张征宇, "无条件分位数回归: 文献综述与应用实例", 《统计研究》, 2012 年第 3 期, 第 88—96 页。

Do the Rising Housing Prices Expand China's Consumption Inequality ?

JING LIU BINKAI CHEN*

(Central University of Finance and Economics)

Abstract Combining housing prices on city level and data from Urban Household Survey (UHS) 2002-2009, we find that rising housing prices are an important driving force for the expansion of consumption inequality in China. The mechanism is the “wealth effect” and the “crowding out effect”. The rising house prices have a significant negative impact on the consumption of households owning no house or only one suit. Only households with multiple houses and large per capita area can enjoy the “wealth effect” of rising house prices.

Keywords housing prices, consumption inequality, social welfare

JEL Classification E21, P25, D63

* Corresponding Author: Binkai Chen, School of Economics, Central University of Finance and Economics, Shahe Campus, Changping District, Beijing, 102206, China; Tel: 86-13811709064; E-mail: chenbinkai@cufe.edu.cn.