

家庭固定资产、财富效应与居民消费： 来自中国城镇家庭的经验证据^{*}

李 涛 陈斌开

内容提要：基于详实的微观家户数据，本文首次区分和比较了家庭生产性固定资产和非生产性住房资产对居民消费的影响，细致考察了家庭资产对居民消费的“资产效应”和“财富效应”，并在此基础上探讨了不同类型资产对居民消费的异质性影响及其作用机制。研究发现，家庭住房资产主要呈现出消费品属性，只存在微弱的“资产效应”，且不存在“财富效应”。这个结论对于拥有大产权房和二套房的家庭同样成立。因此，住房价格上涨无助于提高我国居民消费。相反，家庭生产性固定资产具有明显的“资产效应”和“财富效应”，同时，其“财富效应”主要体现在自我雇佣的家庭中，主要作用机制是降低了家庭预防性储蓄动机并缓解了家庭流动性约束。本文的政策含义在于，引导资金进入生产性部门、发展房地产金融并积极推动金融市场改革是促进居民消费的重要方式。

关键词：家庭固定资产 财富效应 资产效应 居民消费

一、引 言

居民消费不足已成为制约中国经济持续健康发展的最重要因素之一。特别是2000年以来，包括居民消费在内的整个消费需求一直萎靡不振，投资、消费、出口这“三驾马车”之间的失衡日益突出，经济发展的结构性矛盾不断加剧。加之最近全球经济普遍下滑，复苏前景尚不明朗，中国经济陷入了依靠投资拉动的短期诱惑与转向消费增长的长期目标的两难选择中，而如何有效扩大居民消费是破解这一难题的关键。

在中国，与历史数据纵向比较，2000—2010年间，居民消费率由46.4%下降到34.9%；即便将视野回溯至改革开放之初的1978年，目前的居民消费率也是近30多年来的最低点。与世界各国的历史数据横向比较，中国居民消费率不仅远低于美国、英国、德国等主要发达国家，也远低于日本、韩国等亚洲国家，同时也还远低于印度、巴西等发展中大国（陈斌开等，2011）。

针对中国居民消费不足问题，国内外学者进行了大量研究并提出了多种解释，包括：上升的劳动力人口比例（Modigliani and Cao, 2004）、不完善的金融市场（万广华等，2001；李涛、陈斌开，2012）、文化习惯和家庭偏好（杭斌，2009；程令国、张晔，2011）、预防性储蓄（Chamon and Prasad, 2010；何立新等，2008；杨汝岱、陈斌开，2009）、性别失衡（Wei and Zhang, 2011）等。虽然这些解释各有侧重，但都忽视了可能影响居民消费的另外一个重要因素——家庭资产。

^{*} 李涛、陈斌开（通讯作者），中央财经大学经济学院，邮政编码：100081，电子信箱：econlitao@gmail.com, henbinkai@gmail.com。本文是奥尔多中心（www.aordo.org）“中国居民风险与风险管理”研究项目的阶段性研究成果。感谢国家社科基金重大招标项目（批准号：12&ZD028）、国家自然科学基金（71273289、71003112、70973141、70803054）、北京市哲学社会科学规划重大项目 and 一般项目（11ZDA01、12JGB069）、新世纪优秀人才支持计划、霍英东教育基金会以及中央财经大学“青年科研创新团队”的资助。感谢奥尔多中心提供数据支持。感谢匿名审稿人提出的建设性建议，当然，文责自负。

家庭资产可以分为金融资产和固定资产,其中,金融资产包括现金、存款、股票、债券等流动性资产,固定资产则主要包括生产性固定资产和非生产性住房资产。不同类型资产对居民消费的影响可能存在明显差异,其作用机制也各不相同(Carroll et al., 2011),因此需要分别进行研究。近年来,学者们对家庭金融资产与居民消费的关系展开了深入研究(胡永刚、郭长林,2012等),但对家庭固定资产与居民消费的关系则关注相对较少^①。然而,固定资产是家庭资产最重要的组成部分,占家庭总资产比重超过85%,远远大于金融资产(陈斌开、李涛,2012)。鉴于此,本文将细致考察家庭固定资产对居民消费的影响。

家庭固定资产可能通过不同渠道影响居民消费。第一,根据生命周期理论(Ando and Modigliani, 1963),家庭会将其资产(包括人力资产、金融资产和固定资产)平滑地分配到生命周期的不同阶段进行消费,从而实现跨期优化,因此,家庭资产越多,消费水平越高,本文将这种效应称为“资产效应”。第二,根据持久收入假说(Friedman, 1957; Hall, 1978),未预期到的资产价格上升将导致家庭财富上升,进而造成居民消费提高,这种效应在文献中被称为“财富效应”(Campbell and Cocco, 2007)。“资产效应”和“财富效应”的差异在于,前者刻画家庭资产水平对居民消费的影响,后者强调家庭资产价格变化或资产回报率对居民消费的影响。区分两种效应的重要性在于,二者在理论上是完全不同的作用机制,同时,其政策含义也存在很大差异。如果“资产效应”是重要的,提升消费就可以通过增加居民资产来实现;如果“财富效应”存在,提高资产回报率(如房价增长率)是启动居民消费的重要手段。

家庭固定资产是否显著影响了中国居民消费?换句话说,家庭固定资产是否对消费存在着“资产效应”和“财富效应”?如果的确存在,其作用机制是什么?如果不存在,其原因又何在?为回答这些问题,本文细致考察了家庭固定资产对居民消费的影响。具体而言,文章基于详实的微观家户数据首次区分和比较了家庭生产性固定资产和非生产性住房资产对居民消费的影响,同时详细分析和考察了家庭资产对居民消费的“资产效应”和“财富效应”,凸显了二者的差异,并在此基础上探讨了不同类型资产对居民消费的异质性影响及其作用机制。研究发现,中国家庭的住房资产呈现出明显的消费品特征,只存在微弱的“资产效应”,但不存在“财富效应”。这个结果不仅对于全样本成立,对于拥有自有住房、大产权自有住房和二套房的子样本同样成立。因此,住房价格上涨无助于提高我国居民消费率。相反,家庭生产性固定资产具有明显的“资产效应”和“财富效应”,生产性固定资产提高1%,消费上升0.009%。进一步研究表明,家庭生产性固定资产的“财富效应”主要体现在自我雇佣的家庭中,其主要影响机制是降低了家庭预防性储蓄动机和缓解了家庭流动性约束。

本文后续部分安排如下:第二节回顾家庭资产财富效应的理论基础和相关文献;第三节介绍本文使用的数据样本并构造本文的分析变量;第四节实证研究家庭资产与消费的关系,分析家庭固定资产的“财富效应”和“资产效应”;第五部分进一步研究家庭住房资产和生产性固定资产对消费的异质性影响及其作用机制;第六部分总结并讨论相关的政策涵义。

二、理论基础与文献评述

Ando & Modigliani(1963)的生命周期模型提供了研究家庭资产和居民消费关系的基本理论框架。他们认为,居民消费的两个关键决定因素是人力财富和家庭财富。前者可以用预期的终生收入的现值来衡量,而后者可以用家庭资产及其相关收入来衡量。居民通过在生命周期的不同阶段进行储蓄或借贷来平滑其消费,从而实现跨期优化,人们积累和消耗财富的目的在于保持他们消费

^① 本文第二部分将对这一领域的文献进行详细综述。

的相对稳定。^① 在生命周期框架下,居民的最优选择是将家庭资产“平滑”地分配到各期消费中去,因此,家庭资产越多,居民生命周期各个阶段的消费水平越高,这种效应在本文中称为“资产效应”。

家庭资产对居民消费存在正向影响在理论和实证研究中都没有太多争议,因此在文献中讨论不多。同时,直接研究家庭资产(或家庭收入)对居民消费的影响存在一个重要缺陷——内生性问题。一方面,家庭资产(或家庭收入)和居民消费同时受到家庭成员能力和偏好的影响,这些缺失变量会导致回归系数的不一致性;另一方面,居民预期会影响到家庭资产(或家庭收入)与居民消费的关系,导致回归系数的不稳定性^②,遭遇著名的“卢卡斯批判”(Lucas, 1976)。正因为如此, Hall(1978)构建了现代消费理论(生命周期理论和持久收入假说)的实证检验框架。其核心思想是,居民会根据现有的信息(包括资产、收入、能力、偏好和预期)做出最优的消费决策,因此,在计量模型中引入上期消费水平就可以有效地控制上期信息集中的各种因素,比如容易造成内生性问题的家庭成员能力、偏好和预期等。在 Hall(1978)实证思想的引导下,消费变化率(而不是消费水平)构成了现代消费研究中关注的核心变量。

家庭资产“财富效应”的实证研究正是建立在现代消费理论和 Hall(1978)实证思想的基础之上。与“资产效应”不同,“财富效应”关心的核心问题是,当家庭资产价值发生变化时(如房价或股价波动),居民消费会不会随之波动。换言之,“财富效应”关心的是资产价格变化对居民消费的影响,而不是家庭资产水平对居民消费的影响(“资产效应”)。从理论上讲,“财富效应”是否存在取决于家庭成员的预期:如果资产价值波动完全被预期到,居民消费就不会调整;即使资产价值波动没有被预期到,如果居民预期资产价值波动是暂时性的,即未来资产价格会回调到之前水平,居民消费的调整也会很小。由此可见,“资产效应”存在并不意味着“财富效应”存在,二者的作用机制是完全不同的。

“财富效应”(而不是“资产效应”)受到文献的大量关注是有着深厚现实背景的。在一定时期内,社会总财富水平是相对稳定的,但资产价格波动可能非常大,那么,资产价格波动是否会导致居民消费波动? 如果会,资产价格可能构成刺激居民消费的一个重要手段。上个世纪 90 年代后半期,主要发达国家的股票市场普遍经历了一轮大幅上涨,与之对应的是这些国家显著上升的居民消费率,这成为股票财富效应的经验证据。而同样在这些国家,从 90 年代晚期开始出现的股票市场大幅下跌并没有引发居民消费率的相应明显回落,住房财富效应成为这一现象的理论支撑。在中国,房价上涨是否会通过财富效应提升居民消费? 如果会,房价快速上涨对居民福利的影响可能很小,过快上涨的房价可能也就不构成我国经济发展的重要掣肘因素;如果不会,房价快速上升可能对居民福利造成极大的负面影响。鉴于回答这些问题的理论重要性和现实迫切性,本文将深入考察家庭固定资产对居民消费的影响及其作用机制。

国外大量文献考察了住房价格变化的财富效应。Campbell & Cocco(2007)研究了英国住房价格上涨对居民消费的影响,发现住房价格主要提高了老年人消费,对年轻租房者基本没有影响。Attanasio et al. (2009)则认为住房价格波动与消费波动的相关性更有可能来自第三方因素的影响(如家庭预期),而不是住房价格的财富效应。Gan(2010)仔细考察了住房价格“财富效应”的两个机制——预防性储蓄和流动性约束,发现住房价格通过这两个机制影响了我国香港居民消费。由此可见,住房价格的“财富效应”在不同国家和地区存在很大差异,其作用机制也可能不同。因此,

^① Friedman(1957)的持久收入模型与生命周期理论在思想上具有一致性,他强调影响消费的不是当期收入,而是持久收入。持久收入不仅包括劳动收入,而且还包括财产收入,因此,持久收入模型也认为消费不仅取决于收入,而且还取决于财富。

^② 即家庭收入和家庭资产的边际消费倾向是不稳定的。

研究中国住房价格的“财富效应”就显得非常必要。

近年来,研究者开始关注中国房价上涨对居民消费的影响。陈彦斌、邱哲圣(2011)分析了住房价格上涨对居民储蓄和福利的影响,发现房价快速上升将导致年轻家庭不得不提高储蓄率,城镇居民福利因此普遍下降。颜色、朱国钟(2013)考察了房价上涨通过资产增值所形成的“财富效应”与因筹集首付、偿还房贷而产生的“房奴效应”,认为由暂时性房价上涨所导致的“房奴效应”在当前中国可能占主导地位,这将导致居民储蓄率的上升。这些理论文献刻画了住房价格对居民消费的影响机制,但没有定量考察各种机制在中国的相对重要性,也就无法回答房价上涨是否能促进中国居民消费的现实问题。

有关中国家庭固定资产与居民消费关系的实证文献总体而言还比较缺乏。况伟大(2011)基于35个大中城市数据研究了房价上涨对居民消费的影响,发现住房价格对居民消费存在挤出效应。然而,理论模型中的消费决策以微观家庭为决策主体,其最优化条件不具有可加性,直接使用城市层面的宏观数据难以对理论进行有效检验,存在着所谓的宏观数据“可加性”问题(Deaton, 1992)。另一方面,宏观数据难以控制众多不可观察因素对家庭资产和消费水平的影响,造成计量上的“内生性”问题。黄静、屠梅曾(2009)利用“中国健康与营养调查”(CHNS)的微观数据分析了住房财富对居民消费的影响。张大永、曹红(2012)利用家庭金融微观调查数据考察了各种财富类型对居民消费的影响。然而,限于数据的约束,这些基于微观数据的实证文献只是考察了房地产财富对居民消费的影响,即前文所述的“资产效应”,而没有真正研究在理论和现实中都更为重要的“财富效应”。

与现有文献相比,本文主要存在以下四个方面的不同。第一,现有关于中国家庭“财富效应”的研究多限于理论分析,部分对“财富效应”的实证检验则主要基于宏观数据,难以解决理论上的“可加性”问题和计量上的“内生性”问题。鉴于此,我们利用国家统计局的中国城镇家庭调查数据,深入探讨了家庭固定资产对中国居民消费的影响,克服了基于宏观数据实证研究的不足。第二,本文区分了家庭资产水平对居民消费影响的“资产效应”与资产价值变化(或资产回报率)对居民消费影响的“财富效应”。两种效应的作用机制完全不同,政策含义也大相径庭。目前,关于中国家庭资产是否存在“财富效应”的问题,不同研究所得到的结论存在很大差异,明确区分家庭资产影响居民消费的两种不同效应有助于更好地理解产生这些差异的原因,推进相关领域的学术研究。第三,本文区分了家庭非生产性住房资产和生产性固定资产,并研究了二者对居民消费的不同影响。现有文献对住房资产的财富效应有所探讨,但很少在统一的框架下考察不同类型固定资产对居民消费的影响,本文通过对家庭生产性固定资产“财富效应”的研究填补了这一空白。第四,本文细致考察了家庭固定资产对居民消费的异质性影响及其作用机制,弥补了相关研究的缺陷。

三、数据样本与变量

本文使用的数据来自国家统计局2009年进行的中国城镇家庭调查。^①该数据库详细调查了居民家庭经济金融状况与社会经济心态,同时包括了样本家庭在2008年和2009年收入和消费的详细数据。

本文主要关心的被解释变量是居民消费,我们采用2008年和2009年居民家庭全部消费性支出(包括食品、衣着、居住、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、其他商品和服务等消费支出)来衡量居民消费,分别记作con_08和con_09,单位是人民币元。为研究家

^① 本文使用数据样本与陈斌开、李涛(2012)相同,限于篇幅,未予详细说明。

庭不同类型固定资产对消费影响的差异,我们将家庭固定资产分为家庭生产性固定资产和非生产性住房资产等两类,其 2009 年的市值分别记作 *fixasset* 和 *housing*,单位是人民币元。另外,根据生命周期理论,家庭流动资产和其它实物资产也可能影响消费,我们需要在实证研究中控制这些资产对居民消费的影响,它们包括金融资产(含现金、银行存款、债券、住房公积金、保险金、借出款、股票、基金、期货、理财产品等)和其它实物资产(含收藏品、家庭经营活动占有的自有资金、向企业或其他经营活动的投资、其他资产等),其 2009 年的市值分别记作 *finasset* 和 *otherasset*^①,单位是人民币元。

考虑到居民家庭消费还受到除家庭资产之外其他因素的影响,如家庭收入水平、人口结构,户主的性别、年龄、受教育水平、职业、身体健康状况、婚姻状况、户口状况、宗教信仰、政治面貌、民族类型等因素的影响,我们构造了相应变量。家庭收入水平记做 *income*,是 2009 年受访家庭的可支配收入,单位是人民币元^②。家庭人口结构包括家庭常住人口数、14 岁以下(含 14 岁)儿童在家庭常住人口中的比例、65 岁以上(含 65 岁)老人在家庭常住人口中的比例、身体欠佳(即认为自己的健康状况较差或非常差)家庭成员在家庭常住人口中的比例等,分别记做 *child_ratio*、*elder_ratio*、*family_size*、*unhealth_ratio*。户主在 2009 年的周岁年龄记做 *age*。考虑到户主年龄对其家庭消费可能的非线性影响,我们引入了户主年龄的平方项 *age_sq*。户主的受教育水平用其受教育年限来衡量,记做 *edu*。同时,考虑到户主性别、职业、身体健康状况、婚姻状况、户口状况、宗教信仰、政治面貌、民族类型对其消费可能也有影响,我们构造了相应虚拟变量。^③ 考虑到家庭消费、收入、资产和负债等经济价值变量可能的异方差和非线性,我们对其进行了对数化处理,即采用这些变量的自然对数形式^④,相应的变量名称为原变量名称加一个前缀“ln_”。变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量名	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
ln_con_09	2009 年家庭消费对数值	10.27	0.59	7.29	13.05	4543
ln_con_08	2008 年家庭消费对数值	10.20	0.59	7.82	12.73	3507
ln_income	家庭可支配收入对数值	10.66	0.59	7.27	13.47	4543
ln_housing	家庭住房资产价值对数值	11.80	3.17	0	16.34	4543
ln_fixasset	家庭生产性固定资产对数值	0.37	1.94	0	13.82	4543
ln_finasset	家庭金融资产对数值	10.61	1.33	2.24	15.23	4543
ln_otherasset	家庭其它资产对数值	2.66	4.50	0	15.79	4543
family_size	家庭规模	2.78	0.89	1	7	4543
child_ratio	家庭少儿抚养比	0.09	0.15	0	0.67	4543
elder_ratio	家庭老年抚养比	0.13	0.29	0	1	4543
unhealth_ratio	家庭不健康成员比重	0.06	0.18	0	1	4543
age	户主年龄	50.38	12.84	18	94	4543
edu	户主受教育水平	11.93	3.21	0	19	4543

从表 1 可以看出,2009 年家庭消费对数的平均值为 10.27,比 2008 年略有上升,低于家庭可支配收入的对数值。住房资产对数的均值为 11.8,高于家庭可支配收入,也超过了家庭金融资产价值。家庭生产性固定资产和其它实物资产价值相对都偏低。家庭平均人口数接近 3,家庭的少儿抚养比相对较低,仅为 9%,而老

① 对于那些没有明确市场价值信息的资产,我们采用了户主给出的估计值。

② 可支配收入中包括了工资性收入、经营性收入(含房屋租金收入)、财产性收入(如股息与红利收入、投资性收入等)、转移性收入。

③ 构造方法与陈斌开、李涛(2012)一致,限于篇幅,未予详细说明。

④ 考虑到相关变量存在零值和极小值的可能性,我们取对数的方法为: $\ln X = \ln(1 + X)$, X 为相应的变量,包括家庭消费、收入和资产等。

年扶养比偏高,达到13%,反映了计划生育政策下城市家庭规模较小,年轻人较少,人口老龄化比较严重的现状。家庭不健康成员比重为6%,但标准差比较大,说明中国城镇健康状况差异较大。户主平均年龄为50岁,分布于18岁到94岁之间,户主平均受教育年限约为12年,即高中或中专学历水平。从样本观测值中可以看出,2009年样本量为4543个,能与2009年样本匹配起来的2008年样本量为3507个。为提高回归的有效性,在没有控制2008年信息的实证回归中我们使用全样本(4543个),在需要控制2008年信息的回归中则使用面板数据的子样本(3507个)。^①

四、家庭固定资产与居民消费:“资产效应”还是“财富效应”?

基于以上数据和变量,本部分重点研究家庭固定资产对消费的影响,实证考察生产性固定资产和非生产性住房资产的“财富效应”和“资产效应”。根据生命周期理论,家庭的最优选择是将家庭资产“平滑”地分配到生命周期的各个阶段并消费掉,因此,家庭资产越多,居民每期的消费也越高,本文将这种作用机制称为“资产效应”。为检验“资产效应”在中国是否存在,我们构建了如下实证模型:

$$\ln_con_09_i = \alpha + \beta_1 \ln_housing_i + \beta_2 \ln_fixasset_i + \eta X_i + \eta_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

如果家庭固定资产的“资产效应”存在,则 β_1 和 β_2 应该显著为正。 X 为影响居民消费的其他控制变量,其中最重要的控制变量是家庭可支配收入,它是持久收入的主要指标和重要组成部分,因此,当期收入上升将提高居民消费。其它控制变量包括家庭的金融资产和其它固定资产、家庭规模、人口结构,户主的性别、年龄、受教育水平、职业、婚姻状况、户口状况、身体健康状况、宗教信仰、政治面貌、民族类型和城市虚拟变量等, η 为这些变量的系数。 ε 为误差项。表2报告了计量模型(1)的回归结果。

表2第二列以家庭总消费对数值作为被解释变量。从回归结果可以看出,家庭收入对居民消费有显著正向影响,与持久收入假说相符,收入上升1%,消费上升0.65%。家庭住房资产增加有利于促进居民消费,说明家庭住房存在“资产效应”。这与黄静、屠梅曾(2009)和张大永、曹红(2012)等的实证结果一致,即房地产财富上升能够提高居民消费。然而,住房的“资产效应”非常小,住房资产增加1%,消费仅上升0.004%。相比较而言,家庭生产性固定资产的“资产效应”大大高于住房资产,生产性固定资产增加1%,消费上升0.009%。比较家庭固定资产和家庭收入对居民消费的影响可以发现,家庭资产对居民消费的影响远远小于家庭收入,其原因在于,家庭收入包括持久性收入和暂时性收入,与家庭持久性收入高度相关,因此它对家庭消费的影响也很大,当期收入中持久性收入的比重越高,它对居民消费的影响越大。相反,家庭资产是一种财富存量,在持久收入-生命周期的理论框架下,财富应该“均匀”地在分配到各年消费中,因此其边际消费倾向也更低。

表2第三至九列分别以2009年家庭在食品、衣着、住房、耐用品、医疗、交通通讯和教育方面的支出作为被解释变量,考察家庭固定资产对不同类型消费的异质性影响。从回归结果中可以看出,住房的“资产效应”主要体现在衣着支出上,而家庭生产性固定资产则对家庭食品、衣着和教育支出都存在“资产效应”。从回归系数的比较中可以看出,生产性固定资产对食品、衣着和教育的“资产效应”都远远高于非生产性住房资产。其可能的原因是,住房同时具备消费品和投资品的属性,作为一种投资品,它应该具有“资产效应”,但作为一种消费品,不管家庭拥有的住房价值多高,它对居民消费都没有影响。住房“资产效应”较小说明住房主要是一种消费品,作为投资品的属性相对较弱。与此相反,生产性固定资产本身只有投资品的属性,其“资产效应”也更大。

^① 仅使用子样本进行回归对本文核心结果基本没有影响。

表 2 家庭固定资产与居民消费：基础回归

	总消费	食品	衣着	住房	耐用品	医疗	交通通讯	教育
ln_income	0.654*** [0.017]	0.410*** [0.017]	0.878*** [0.051]	0.455*** [0.042]	0.892*** [0.049]	0.923*** [0.064]	0.925*** [0.052]	1.120*** [0.075]
ln_housing	0.004** [0.002]	0.003 [0.002]	0.012* [0.007]	-0.007 [0.008]	0.006 [0.005]	-0.002 [0.010]	0.012 [0.008]	0.002 [0.016]
ln_fixasset	0.009*** [0.003]	0.010*** [0.004]	0.013** [0.006]	-0.004 [0.006]	0.001 [0.011]	-0.016 [0.015]	0.008 [0.012]	0.023** [0.011]
ln_finasset	0.009 [0.008]	0.006 [0.007]	0.055*** [0.017]	0.023 [0.019]	-0.016 [0.025]	-0.079*** [0.026]	0.051** [0.020]	0.072** [0.034]
ln_otherasset	0.004 [0.002]	0.006*** [0.002]	0.002 [0.005]	-0.001 [0.007]	0.006 [0.006]	0.008 [0.008]	0.003 [0.006]	0.005 [0.009]
child_ratio	0.065 [0.058]	0.037 [0.050]	0.042 [0.161]	-0.159 [0.143]	0.127 [0.190]	0.784** [0.308]	-0.171 [0.133]	1.384*** [0.262]
elder_ratio	-0.009 [0.030]	-0.087*** [0.030]	-0.370*** [0.096]	0.057 [0.065]	-0.141 [0.112]	0.548*** [0.127]	-0.501*** [0.096]	-0.01 [0.145]
unhealth_ratio	0.100** [0.047]	-0.06 [0.043]	-0.303** [0.130]	-0.071 [0.083]	-0.096 [0.160]	1.104*** [0.208]	-0.207 [0.158]	-0.649*** [0.219]
family_size	0.035*** [0.010]	0.057*** [0.009]	0.005 [0.027]	0.034* [0.017]	-0.033 [0.026]	0.021 [0.044]	0 [0.034]	0.225*** [0.053]
Age	0.002 [0.005]	0.004 [0.005]	-0.01 [0.013]	0.015 [0.009]	-0.008 [0.012]	-0.009 [0.016]	-0.009 [0.010]	-0.027 [0.017]
age_sq	-0.004 [0.004]	-0.002 [0.005]	-0.002 [0.013]	-0.011 [0.009]	0.012 [0.011]	0.017 [0.015]	0.004 [0.010]	0.016 [0.015]
Edu	0.011*** [0.003]	-0.001 [0.002]	0.021** [0.008]	0.010** [0.005]	0.029*** [0.008]	0.013 [0.009]	0.023*** [0.007]	0.070*** [0.012]
R ²	0.57	0.49	0.37	0.14	0.22	0.18	0.36	0.28

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。常数项系数限于篇幅未予报告。回归中控制了户主性别、职业、婚姻状况、户口状况、身体健康状况、宗教信仰、政治面貌、民族类型等虚拟变量，同时控制了城市虚拟变量，限于篇幅未予报告。考虑到同一地理区域内居民家庭经济行为的相关性，回归采用了基于居民居住城镇的聚类标准差形式，括号中即是，下同。

在回归结果中，我们还可以观察金融资产和其它实物资产对消费的影响。金融资产对总消费影响不显著，它对衣着、交通通讯和教育存在显著的正效应，但对医疗支出存在显著负效应，这些作用相互抵消导致金融资产在总体上没有呈现出“资产效应”。其可能原因是，金融资产的“资产效应”主要体现在衣着、交通通讯和教育三个方面，但医疗支出较高家庭的流动性资产往往偏低，“掩盖”了金融资产对居民消费的正向影响。其它实物资产对总消费也没有显著影响，但对食品支出存在显著的“资产效应”，这种效应可能是由家庭经营活动或向企业投资产生的。

在其他控制变量中，少儿抚养比对教育支出和医疗支出存在显著正向影响，幼年子女越多，家庭医疗支出更高，处于受教育时期的子女越多，家庭教育支出越高。老年抚养比对医疗支出存在显著正向影响，老年人比重越高，医疗支出越多；同时，老年人在食品、衣着和交通通讯方面支出较少，导致老年抚养比对总消费影响不显著。家庭不健康人口比重越高，家庭医疗支出越多，家庭消费也越高。家庭规模越大，子女越多，家庭食品、住房和教育支出越大，消费越高。户主年龄对家庭消费

没有显著影响。户主受教育程度对家庭消费的影响比较全面,户主受教育程度越高,家庭未来收入预期越高,居民的衣着、住房、耐用消费品、教育和交通通讯方面的支出都更高。

表 2 的回归结果与现有基于微观数据的实证研究结果是一致的(黄静、屠梅曾,2009;张大永、曹红,2012)。但是,对于这些实证结果,至少还有两个问题值得进一步深入思考。首先,表 2 只是检验了“资产效应”,并没有真正检验资产价格变化对居民消费的“财富效应”。在现实中,家庭固定资产存量在一定时期内是给定的,但资产价格(如房价)和资产回报率(如生产性固定资产的回报)的波动却比较频繁,研究由资产价格和资产回报率波动所造成的“财富效应”是更为重要的现实课题。其次,从实证方法的角度,计量模型(1)可能存在难以克服的“内生性”问题,家庭资产和消费可能同时受到家庭成员的能力、偏好、对未来的预期等一系列不可观察因素的影响,这将导致家庭资产的回归系数估计有偏。

由于能力、偏好、对未来预期等因素不可观察,要在横截面数据中解决因缺失变量带来的内生性问题是非常困难的。一种理想的情况是,如果拥有家庭两期面板数据,我们可以通过在计量模型中添加家庭固定效应来控制家庭成员不可观察的能力和偏好,进而研究住房价格变化和生产性固定资产回报率对居民消费的影响,这就是文献中所强调的“财富效应”(Campbell and Cocco,2007; Gan, 2010)。遗憾的是,我们只有家庭收入和消费 2008、2009 年的数据,而没有家庭各类资产及其回报的面板数据。Hall(1978)的经典文献为这种数据约束下研究“财富效应”提供了思路。Hall(1978)的核心思想是,居民会根据现有的信息做出最优的消费决策,因此,在计量模型中引入上期消费水平就可以有效地控制上期信息集中的因素,包括容易造成内生性问题的家庭成员能力、偏好和预期等。在 Hall 的思想框架下,我们构建了如下实证模型:

$$\ln_con_09_i = \alpha + \beta_1 \ln_housing_i + \beta_2 \ln_fixasset_i + \gamma \ln_con_08_i + \eta X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

表 3 家庭固定资产与居民消费:财富效应

	总消费	食品	衣着	教育	消费增长	消费增长
ln_con_08	0.436 *** [0.026]	0.630 *** [0.021]	0.567 *** [0.042]	0.434 *** [0.029]		
ln_income/Δln_income	0.426 *** [0.020]	0.185 *** [0.013]	0.442 *** [0.050]	0.728 *** [0.067]	0.558 *** [0.030]	0.562 *** [0.033]
ln_housing	-0.001 [0.001]	-0.001 [0.002]	-0.001 [0.006]	-0.004 [0.015]	-0.003 [0.002]	-0.008 [0.006]
ln_fixasset	0.007 ** [0.003]	0.006 *** [0.002]	0.010 * [0.006]	0.025 * [0.013]	0.005 [0.003]	0.004 [0.004]
ln_housing					0.033 [0.040]	-0.011 [0.007]
R ²	0.67	0.7	0.56	0.41	0.16	0.16

注:“*”、“**”和“***”分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。控制变量与表 2 相同,除第 5 列以外都控制了城市虚拟变量,限于篇幅未予报告。

计量模型(2)和(1)唯一的差异是引入了 2008 年家庭消费的对数值。在控制了上期居民消费后,回归系数的含义与计量模型(1)存在差异,计量模型(2)中家庭资产的回归系数应该理解为,由当期新增信息造成的家庭资产对居民消费的“净影响”。比如,住房资产的系数应该理解为未预期到的住房资产价值变化对消费的影响,因为在上期已经知道的住房价值和上期已经预期的住房价值变化已经在上期消费中体现出来了。同样,家庭生产性固定资产的系数应该理解为未预期到的固定资产回报对消费的影响。由此可见,计量模型(2)的回归系数正是本文所关心的“财富效应”,即未预期到的

住房价值变化和生产性固定资产回报对居民消费的影响。^① 表3汇报了计量模型(2)的回归结果。

从表3第二列的回归结果可以看到,在控制了上期消费以后,住房资产对居民消费不再有影响,说明住房资产不存在“财富效应”,住房价值变化不会影响居民消费。由于住房价值波动主要源自房价波动,这意味着房价上涨无助于提升居民消费。事实上,我国住房价格在2004年以来快速上升,但居民消费率却一路下滑,居民消费占GDP的比重从2004年40.5%下降到2011年的35.4%^②,从侧面印证了中国住房资产“财富效应”不存在的事实。从理论上讲,住房“财富效应”存在是有条件的,即住房必须具备投资品的属性。然而,对于普通家庭而言,住房是生活必需品,住房价格上涨对家庭福利没有任何影响,因为他们享受的是由同一住房带来的相同的服务流。对于没有住房或住房面积较小的家庭,房价上涨不但不会提高居民消费,反而会因为“房奴效应”抑制居民消费(陈彦斌、邱哲圣,2011;颜色、朱国钟,2013;陈斌开、杨汝岱,2013)。在西方发达国家,住房价格可能存在“财富效应”,这是因为发达国家的住房更具有投资品的属性。在很多发达国家,普通家庭可以通过住房的“再按揭/再融资”(Mortgage Refinance)获得现金流进行消费,这在很大程度上是将不可分割的家庭住房资产进行了证券化,使得住房作为一种“资产”的功能凸显出来。在中国,由于金融发展的滞后,利用住房再按揭和抵押获取现金流进行消费的模式还非常少见,这是中国住房价格上涨不存在“财富效应”的微观基础。

与住房资产相反,家庭生产性固定资产的“财富效应”却显著存在,但金融资产和其它实物资产都不存在“财富效应”。这说明,中国城镇家庭更愿意将生产性固定资产的回报用于消费,而不是金融资产。这可能与中国金融市场不完备有很大的关系,在金融抑制的宏观背景下,无风险金融资产(如储蓄存款)的回报率整体偏低,这直接抑制了居民消费(李涛、陈斌开,2012),同时,风险资产的回报率波动非常大,导致居民无法对财产性收入形成稳定预期,进一步抑制了消费。生产性固定资产则不受金融市场的影响,而更多与家庭成员的经营性活动相结合。这种基于“实业”的回报相对比较高,且一般比较稳定,为家庭提供了稳定的收入流,因此家庭也更愿意将这一部分收入用于消费。

表3第三至第五列分别以“资产效应”比较显著的三种消费支出——食品、衣着和教育——为被解释变量进行了回归,进一步考察各类资产在这些支出上是否存在“财富效应”。回归结果表明,住房资产对各类消费支出都不存在“财富效应”,进一步支持了住房资产不存在“财富效应”的结论。相反,家庭生产性固定资产对食品、衣着和教育的“财富效应”都是显著的,与表2的回归结果一致,说明家庭生产性固定资产不仅具有“资产效应”,还具有显著的“财富效应”。与住房资产相同,金融资产和其它实物资产对三种类型的消费都不存在“财富效应”。^③

为进一步检验住房的“财富效应”是否存在,我们使用文献中更常用的差分模型设定(Campbell & Cocco, 2007; Gan, 2010)进行稳健性检验:

$$\ln_con_09_i - \ln_con_08_i = \alpha + \beta_1 \Delta \ln_housing_i + \eta \Delta X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

在计量模型(3)中, $\Delta \ln_housing$ 为2008—2009年间住房市场价值对数的变化。但是,历年住房市场价值的信息往往难以获得,因此文献中常用本地住房价格的变化来替代。^④与Campbell & Cocco (2007)相似,我们使用中国各城市商品房销售价格的变化($\Delta \ln price$)来表征住房市场价值的变化。^⑤

① 未预期到的住房资产价值变化主要来自于未预期到的住房价格波动。

② 数据来源:《中国统计年鉴2012》。

③ 在其他类型消费支出的回归中,与表2相似,各种资产的回归系数基本都不显著,限于篇幅未予报告。

④ 住房市场价值等于住房价格乘以住房面积,在住房面积不变时,住房价值变化率等于住房价格变化率。由于家庭生产性固定资产历年的市场价值、价格和回报数据都难以获得,我们无法使用差分模型检验家庭生产性固定资产的“财富效应”。

⑤ 数据来源:《中国区域经济统计年鉴》,2009、2010。《中国区域经济统计年鉴》提供了中国近300个城市的商品房销售面积和商品房销售额数据,我们可以由此计算出各城市商品房销售价格=商品房销售额/商品房销售面积。

在回归中,我们控制了2008—2009年间家庭收入的增长率(\ln_income),其它变量由于缺乏面板数据,因此直接控制了其水平项,包括家庭资产、人口学特征和户主特征等,回归结果汇报于表3中第六列。从回归结果中可以看出,房价增长对居民消费增长没有影响,房价不存在“财富效应”,进一步支持了前文的结论。考虑到城市内部房价可能存在差异,我们利用家庭自有住房当前市场价值和购买时价值构建了每个家庭住房价值的平均增长率。具体而言,我们以(住房市场价值对数-购房价格对数)/(2009-购房年份)表征住房价值的平均增长率,以该指标作为解释变量的回归结果见表3第七列。回归结果依然表明,住房资产不存在“财富效应”。

综上可知,中国非生产性住房资产只有微弱的“资产效应”,但不存在“财富效应”。因此,住房价格上涨无助于居民消费的提升。相反,生产性固定资产不仅存在“资产效应”,还存在显著的“财富效应”。

五、家庭固定资产与居民消费:异质性与影响机制

家庭固定资产对居民的“财富效应”可能是异质的,即家庭固定资产对不同家庭消费的影响存在差异。Campbell & Cocco (2007)、陈彦斌、邱哲圣(2011)等研究都强调住房价格对不同年龄段个体的“财富效应”存在差异,个体年龄越大,预期的生命周期期限越短,“财富效应”越大;同时,租房家庭的“财富效应”比较小,而拥有自有住房家庭的“财富效应”相对更大。本部分试图回答以下两个问题,家庭固定资产对消费的影响是否存在明显的异质性?如果有,其作用机制又是什么?

对于住房资产而言,尽管它在总体上不存在“财富效应”,是否可能对于某些家庭存在明显的“财富效应”?表4对此进行了详细的考察。一般而言,租房家庭不拥有住房产权,住房只是一种消费品,因此不存在“财富效应”,而拥有自有住房的家庭更有可能存在“财富效应”。表4第一列汇报了拥有自有住房家庭的子样本的回归结果。比较拥有自有住房子样本的回归结果和全样本基准回归结果(表3第二列)可以看出,住房资产的“财富效应”在子样本中变得更大了,且回归系数从负值变成了正值,与理论预期相符。然而,即使是对于拥有自有住房的家庭,住房资产的回归系数依然不显著,说明住房资产的“财富效应”对于拥有自有住房的子样本也不存在。

中国住房一个非常独特之处在于产权性质存在明显差异。在城镇,大部分住房是由房地产开发商开发承建的、土地使用权为国有可出让的土地、由国家房地产管理部门颁发产权证的居民住房,俗称“大产权房”(即商品房)。还有部分住房不具备以上条件,包括建设在土地使用权是国有划拨土地之上但在房屋再转让时要补缴土地出让金的经济适用房、房改房、集资房等,以及那些国家房地产管理部门不颁发产权证书、乡镇政府或村委会单独或联合房地产开发公司承建的、建设在乡镇集体土地上、由乡镇政府或村委会制作房屋产权证书且该权属证书仅有乡镇政府或村委会盖章以证明该权属的住房,这些住房通常被称为“小产权房”^①(李涛等,2011)。

产权特征清晰的“大产权房”可以在市场上交易、抵押,其市场价值可以为家庭享有;“小产权房”在市场上交易的难度更大,交易成本更高,且往往无法用于抵押,家庭不易享受其升值的收益。因此,我们预期,拥有大产权住房的家庭更有可能存在“财富效应”,而不拥有大产权房的家庭“财富效应”更小。表4第三和第四列分别对不同产权类型自有住房家庭的子样本进行回归。^②结果显示,拥有大产权自有住房家庭的“财富效应”大于不拥有大产权自有住房家庭,与理论预期相符。^③然而,拥

① 从法律上讲,住房产权没有大小之分,但我国住房交易中的一些特色形成了大小产权这一事实上的划分。

② 问卷中的产权类型包括大产权、小产权和其它产权,我们将其它产权类型统一归入小产权,剔除其它类型产权的家庭对回归结果没有影响。对于拥有多套房的家庭,只要其中有一套为大产权住房,我们就将这个家庭归于拥有大产权住房的样本。

③ 家庭生产性固定资产只在小产权房的家庭样本中显著,说明生产性固定资产只是影响了城市中的某些群体,如低收入家庭、城郊居民、流动户等,因为他们更有可能拥有小产权房,下文还会将对此展开分析。

有小产权住房家庭的“财富效应”是负的(尽管不显著),即使是拥有大产权住房的家庭,其“财富效应”也不显著,说明中国住房的“财富效应”在普遍意义上是不存在的。

表 4 家庭住房资产对居民消费的异质性影响

	自有住房	大产权自有住房	小产权自有住房	二套房	年龄差异
ln_con_08	0.434 *** [0.026]	0.440 *** [0.031]	0.401 *** [0.054]	0.314 *** [0.065]	0.434 *** [0.027]
ln_housing	0.003 [0.003]	0.011 [0.006]	-0.007 [0.005]	0.038 [0.025]	0.012 [0.010]
ln_fixasset	0.007 ** [0.003]	0.004 [0.003]	0.021 *** [0.008]	-0.006 [0.008]	0.007 ** [0.003]
age_house					-0.018 [0.020]
R ²	0.66	0.65	0.72	0.56	0.66
N	3,304	2,607	697	466	3,304

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。控制变量与表2相同,限于篇幅,未予报告。age_house定义为户主年龄乘以家庭住房资产市场价值的对数。

理论预期相符。但是,即使是拥有二套房的家庭,其“财富效应”依然不显著。在普通的中国城镇家庭,二套房可能很多是出于改善性需求,或为其他家庭成员(如子女和老人)准备的住房。也就是说,二套房依然以“消费品”的属性为主,作为“投资品”的属性也不强,这可能是二套住房“财富效应”依然不显著的原因。

Campbell & Cocco(2007)强调不同年龄段个体“财富效应”的差异性,发现年龄越大的个体“财富效应”越大。其理论上的原因是,年龄越大的个体,其预期的未来寿命越短,对于同等程度的房产升值,老年人平滑分配升值收益的时间区段越短,每期消费提高的幅度也就越大,财富效应越大。为检验这种机制在中国是否成立,表4第六列引入了户主年龄和住房价值对数值的交叉项(age_house)。如果上述机制存在,则该交叉项的系数应该显著为正。然而,从回归结果中可以看出,这个交叉项系数不但不显著,而且还是负值,与理论预期不一致。在现实中,这个结果其实不难理解。由于缺乏“再按揭/再融资”的机制,我们很少观察到有老年人会通过出售住房来提高其他方面的消费,换言之,“财富效应”的微观机制在中国根本不成立。另一方面,中国老年人的遗赠动机比较强,住房往往都是留给子女的。同时,很多老年人还不得不为子女买房而储蓄,住房价格上涨不但不会提高老年人消费,反而会抑制其消费(陈斌开、杨汝岱,2013)。

由此可见,中国住房资产不仅在平均意义上没有“财富效应”,而且即使对于拥有大产权自有住房或二套房的家庭,“财富效应”同样不存在。由于“再按揭/再融资”机制不完善、遗赠和为子女买房而储蓄等动机,老年人的“财富效应”也不存在。那么,为什么家庭生产性固定资产存在显著的“财富效应”呢?其影响机制是什么?表5对此进行了进一步考察。

生产性固定资产影响居民消费的一个重要渠道是它可以为家庭创造比较稳定的收入流。一般而言,这种收入不是普通工薪家庭的主要收入来源,但对于自我雇佣或自主创业的家庭则更为重要。为检验这种逻辑是否成立,我们将样本分为两类,一类是自我雇佣的家庭,一类是非自我雇佣的家庭。自我雇佣家庭包括拥有经营性收入或经营性流动资金的家庭和户主处于失业状态的家庭,非自我雇佣家庭则包括其它有稳定职业的家庭。我们预期,生产性固定资产主要影响的是自我雇佣的家庭。从表5中回归结果的前两列可以看出,生产性固定资产对自我雇佣家庭的消费有显

一般而言,普通家庭的首套自有住房往往是一种消费品,但第二套房则更有可能具有投资品属性,因此,我们预期拥有二套房家庭的“财富效应”可能更大。表4第五列对拥有两套及以上住房的家庭子样本进行回归。结果表明,拥有二套房家庭住房资产的“财富效应”大大高于其他类型家庭(包括拥有一套大产权房的家庭),与我们的

著影响,对非自我雇佣家庭影响不显著,与理论预期相符合。这说明,自我雇佣家庭对其生产性固定资产投资收益有更好的预期,更愿意将其收益转换为消费。

表 5 家庭生产性固定资产对居民消费的
异质性影响与机制分析

	非自我雇佣	自我雇佣	预防性储蓄	流动性约束
ln_housing	-0.004 [0.003]	0.002 [0.002]	-0.002 [0.002]	0.005** [0.002]
ln_fixasset	0.013 [0.009]	0.008* [0.004]	-0.009** [0.004]	-0.004** [0.002]
R ²	0.67	0.67	0.05	0.05
N	1,856	1,651	4,543	4,543

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。控制变量与表 2 相同,限于篇幅,未予报告。第三列为 Probit 模型回归结果,表中报告的是各变量的边际概率,因此没有常数项,报告的 R² 为 Pseudo-R²。

争艳等(2005)相一致,当户主进行储蓄时最重要的目的是防意外(包括防病、防失业)、支付孩子教育费、养老或买房(包括装修)时,我们将 pcasu_saving 赋值为 1,反之为 0。基于这个度量指标,使用 Probit 模型检验生产性固定资产对家庭预防性储蓄的影响,回归的控制变量与计量模型(1)相同^①,回归结果见表 5 第四列。可以看出,生产性固定资产降低了家庭预防性储蓄动机,生产性固定资产增加 1%,预防性储蓄的概率下降 0.009%,与理论预期一致。

生产性固定资产能够产生相对稳定的收益,因此,家庭受流动性约束的可能性更小,这有利于促进居民消费(Gan,2010)。为考察这种机制的重要性,我们构建了家庭流动性约束的指标 loan_ratio,定义为(家庭总负债/家庭可支配收入)。当家庭负债相对于其收入水平越高,该家庭更容易受到流动性约束的影响。表 5 第五列以家庭受流动性约束情况(loan_ratio)为解释变量进行了回归。结果表明,生产性固定资产有利于缓解家庭流动性约束,生产性固定资产增加 1%,家庭负债-收入比下降 0.004%,与理论预期一致。住房资产没有起到缓解家庭流动性约束的作用,而是增加了家庭受流动性约束的可能性,这是因为很多家庭往往通过贷款来购房,住房资产越高的家庭受流动性约束越严重。

综上所述,中国住房资产不存在“财富效应”,这个结论不仅对于全样本成立,即使对于拥有大产权自有住房、拥有二套房的家庭也同样成立。生产性固定资产存在显著的“财富效应”,而这种“财富效应”主要来自自我雇佣的家庭,其主要作用机制是降低预防性储蓄和流动性约束。

六、结论性评述

财富与消费的关系一直是学术界和实业界关心的重要话题。住房与生产性固定资产作为家庭资产中最重要的组成部分,它们对消费的影响也就备受瞩目。然而,限于数据等方面的约束,国内相关研究还多局限于理论层面,部分基于宏观数据的实证研究又面临“可加性”和“内生性”问题的双重质疑,少数基于微观数据的研究却又没有真正识别出“财富效应”,混淆了相关理论和概念,这一领域的研究亟待推进。

① 考虑到被解释变量是 2009 年家庭的预防性储蓄动机和流动性约束,其主要解释变量应该是 2009 年的家庭特征,因此我们在第三和第四列的回归中没有控制 2008 年家庭消费的对数值。

基于详实的微观家庭调查数据,在尽量控制家庭不可观察因素(如能力和偏好)影响的前提下,本文识别了家庭固定资产的财富效应。我们发现,现有文献中所识别的房地产财富对居民消费的影响——资产效应——是存在的,但这种“资产效应”并不强。进一步研究表明,住房资产不存在“财富效应”,这个结论不仅在平均意义上成立,而且对于拥有大产权房或二套房的家庭同样成立,而且老年家庭也不存在“财富效应”。换言之,住房价格上涨无助于提高我国居民消费。相反,家庭生产性固定资产具有明显的“资产效应”和“财富效应”,同时,其“财富效应”主要体现在自我雇佣的家庭中,主要作用机制是降低了家庭预防性储蓄动机并缓解了家庭流动性约束。

中国住房资产不存在“财富效应”有其现实的微观基础。第一,对于一个普通家庭而言,住房是生活必需品,其“消费品”的属性更为重要,作为“投资品”的属性较弱。即使对于拥有二套房的家庭,往往也是出于改善性需求或为其他家庭成员(如子女和老人)购买,其“消费品”属性依然很强。第二,中国老年人的遗赠动机较强,很少通过出售住房来提高其他方面的消费,甚至还要为帮助子女买房而降低其消费,导致老年人的“财富效应”也不存在。那么,是否有可能让普通居民分享到住房价格上升的收益进而提高其消费呢?西方国家的经验告诉我们,住房“再按揭/再融资”机制是住房“财富效应”发挥作用的重要前提。住房本身具有不可分性,直接通过出售住房来提高消费非常少见,但如果可能通过逐年出售住房产权来获取住房收益,但不损失其居住权利,这必然会引导家庭逐步“消费”其住房收益。“再按揭/再融资”正是这样一种金融制度安排,家庭可以将住房抵押给银行,银行每期支付给家庭一定住房收益,家庭可以利用这些收益去消费或者投资。“再按揭/再融资”机制的存在使得很多西方家庭可以持续消费其住房财富,而且对于同样价值的住房,老年人可以消费的也就更多,这是西方发达国家住房“财富效应”存在的重要微观基础。因此,要让中国普通居民能分享住房收益,使“以房养老”成为可能,在加强监管的同时,有步骤推进“再按揭/再融资”等房地产金融产品创新是必要的。

家庭生产性固定资产存在明显的“财富效应”,其他资产(如金融资产)却没有,这反映了中国金融市场发展严重滞后的事实。在中国,生产性固定资产往往可以产生相对稳定的收入流,居民也更愿意将其收益用于消费;相反,金融资产收益或者被严重压低(如储蓄存款),或者波动很大(如股票市场),居民在预期不稳定的现实约束下往往不敢将其收益转换为消费。因此,要充分发挥生产性固定资产和金融资产的财富效应,提升居民消费,我们可以从两个方面入手。一方面,我们需要鼓励自主创业和自我雇佣的就业形态,并引导资金进入到这些“生产性”部门,在提高这些家庭收入的同时刺激中国居民消费。另一方面,有必要积极推进以利率市场化为主的金融市场改革,让普通居民可以通过金融市场分享经济发展的成果,进而提升居民消费。

参考文献

- 陈斌开、李涛,2011:《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)增2期。
- 陈斌开、陆铭、钟宁桦,2010:《户籍制约下的居民消费》,《经济研究》(消费金融专辑)增2期。
- 陈斌开、杨汝岱,2013:《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄——基于中国城镇住户调查(UHS)数据的微观实证研究》,《经济研究》第1期。
- 陈彦斌、邱圣圣,2011:《高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等》,《经济研究》第10期。
- 程令国、张晔,2011:《早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗?——对我国居民高储蓄率的一个新解释》,《经济研究》第8期。
- 杭斌,2009:《习惯形成下的农户缓冲储备行为》,《经济研究》第1期。
- 何立新、封进、佐藤宏,2008:《养老保险改革对家庭储蓄率的影响:中国的经验证据》,《经济研究》第10期。
- 胡永刚、郭长林,2012:《股票财富、信号传递与中国城镇居民消费》,《经济研究》第3期。
- 黄静、屠梅曾,2009:《房地产财富与消费:来自于家庭微观调查数据的证据》,《管理世界》第7期。
- 况伟大,2011:《房价变动与中国城市居民消费》,《世界经济》第10期。
- 李涛、陈斌开,2012:《金融抑制与中国城镇居民消费》,《经济研究》工作论文,WP394。

- 李涛、史宇鹏、陈斌开, 2011:《住房与幸福:幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题》,《经济研究》第9期。
- 万广华、张茵、牛建高, 2001:《流动性约束,不确定性与中国居民消费》,《经济研究》第11期。
- 肖争艳、唐寿宁、石冬, 2005:《中国通货膨胀预期异质性研究》,《金融研究》第8期。
- 颜色、朱国钟, 2013:《“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》第3期。
- 杨汝岱、陈斌开, 2009:《高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为》,《经济研究》第8期。
- 张大永、曹红, 2012:《家庭财富与消费:基于微观调查数据的分析》,《经济研究》(消费金融专辑)增2期。
- Ando, A., and F. Modigliani, 1963, “The ‘Life-Cycle’ Hypothesis of Savings: Aggregate Implications and Tests”, *American Economic Review*, Vol. 53, 55—84.
- Attanasio, O. P., L. Blow, R. Hamilton, and A. Leicester, 2009, “Booms and Busts: Consumption, House Prices and Expectations”, *Economica*, Vol. 76, 20—50.
- Campbell, J., and J. Cocco, 2007, “How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, 591—621.
- Carroll, C. D., 1997, “Buffer-Stock Saving and The Life Cycle/Permanent Income Hypothesis”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, 1—55.
- Carroll, C. D., M. Otsuka, and J. Slacalek, 2011, “How Large Is The Housing Wealth Effect: A New Approach”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 43, 55—79.
- Chamon, M., and E. Prasad, 2010, “Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising?”, *American Economic Journal-Macroeconomics*, Vol. 2, 93—130.
- Deaton, A., 1992, *Understanding Consumption*, Oxford University Press, USA.
- Friedman, M., 1957, *A Theory of the Consumption*, Princeton: Princeton University Press.
- Gan, J., 2010, “Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence from a Large Panel of Households”, *Review of Financial Studies*, Vol. 23, 2229—2267.
- Hall, R. E., 1978, “Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence”, *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 971—987.
- Lucas, R. E., 1976, “Econometric Policy Evaluation: A Critique”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 1, 19—46.
- Modigliani, F., and S. L. Cao, 2004, “The Chinese Saving Puzzle and the Life Cycle Hypothesis”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 42, 145—170.
- Wei, S., and X. Zhang, 2011, “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China”, *Journal of Political Economy*, Vol. 119, 511—564.

Real Assets, Wealth Effect and Household Consumption: Analysis Based on China Household Survey Data

Li Tao and Chen Binkai

(Central University of Finance and Economics)

Abstract: This paper studies the wealth effect of productive fixed assets and nonproductive housing asset based on household survey data. We find that housing assets have no wealth effect on consumption which implies that housing assets are mainly consumer goods rather than investment goods in China. This property also holds for the households with two or more houses, and the rising housing prices cannot stimulate China's household consumption. In contrast, the productive fixed assets have significant wealth effect, especially for the households who are self-employed. The main mechanism is that productive fixed assets can reduce household precautionary savings and ease household liquidity constraints. The policy implications of this paper is to accelerate the development of mortgage finance and encourage the development of self-employed sectors.

Key Words: Real Assets; Wealth Effect; Household Consumption

JEL Classification: E21, P25, D14

(责任编辑:王利娜)(校对:梅子)