

房地产财富与消费:来自于家庭微观调查数据的证据*

□黄 静 屠梅曾

摘要 本文首次利用家庭微观调查数据,对我国近 10 年居民房地产财富与消费之间的关系进行研究。家庭微观数据的使用,不仅克服了以往研究中采用房地产宏观数据样本量不足的局限性,还可以对家庭个体行为进行有效检验。得到的主要结论为:房地产财富对居民消费有显著的促进作用,房价上涨并没有使我国房地产财富效应增强,反而有所减弱;住房来源于“自己的”家庭的财富效应高于住房来源于“单位的”和“国家的”家庭;房地产财富效应在自有产权住房与租私人住房的家庭之间没有差异;户主越年青的家庭,房地产财富效应越大;收入越高的家庭房地产财富效应越大。经济越发达地区房地产财富效应越大。

关键词 房地产财富 消费 房地产财富效应

一、引言

21 世纪初以美国为代表的全球股票市场互联网泡沫的崩溃,使得许多发达国家的政府、央行和学界都十分担心因为股市的灾难,造成居民个人资产价值剧烈贬值,人们的生活消费支出会大大萎缩,致使整个经济陷入沉重衰退而难以自拔。但这种担心却未发生,美国和欧洲各国的居民消费支出不仅未出现大幅度降低,反而还保持相当的坚挺。正当美国和欧洲各地很多学者开始争论为什么股市暴跌没有拖累居民消费支出时,格林斯潘提出,股市暴跌没有拖累消费,因为房价涨了^①,房地产价格急剧上涨带来的财富效应十分强劲,足以抵消股市崩溃对人们消费的负面影响还有余。格林斯潘的论断启发了很多学者,关于房价波动对消费的影响一时成为研究热点,也得到各国政府和产业部门的高度关注,而且大多数研究基本都确认了房地产财富上涨对居民消费不仅有显著正面的效应,并且比股市的财富效应要大很多。

我国自从 1998 年全面实施住房商品化改革以来,房地产市场进入了加速发展的上升通道,房地产价格大幅上涨。根据国家统计局的统计数据,到 2007 年底,全国平均房屋销售价格已经上涨到 1999 年的 1.5 倍以上,有些城市上涨幅度高于 2 倍,尤其是 2007 年涨幅明显加速(如图 1 所示)。伴随着房价的上涨,社会各界围绕着房价上涨的原因、后果、房地产泡沫大小以及高房价蕴含的金融风险等问题的争论热火朝天。然而,对于房价通过房地产财富效应渠道影响居民消费,从而影响总需求,影响宏观经济的问题,却还没有得到深入的讨论和分析。在我国,城镇住房私有化率高达 80% 以上,房地产已经成为家庭财富的重要组成部分,以个人房产为核心的资产价格已经成

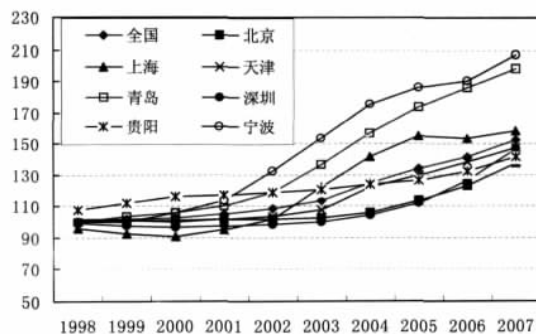


图 1 全国及各大城市房屋销售价格指数

注:各年度的房屋销售价格指数均转换成以 1997 年为 100 的定基比。

* 本文获自然科学基金项目“住房公积金的住房保障作用研究”(70741018)资助。

为消费者支出的一个越来越重要的决定因素,关注房价的变化已经成为宏观经济政策制定者在新世纪的新挑战。

本文首次利用大型微观数据,对我国近10年房价上涨的财富效应进行实证分析,主要解决以下2个问题,第一,我国房地产财富对居民消费的影响程度如何?房价上涨有没有使得房地产财富效应增强?第二,如果房地产财富效应存在,其存在形式如何?具体地讲,房地产财富效应在不同收入群体之间、在自有住房和租房者之间、在不同年龄段以及在不同地区的家庭之间是否有差异?本文接下来的部分安排如下:第二部分,在对房地产财富效应文献述评之后,指出本研究的创新之处;第三部分对房地产财富与消费的关系进行理论分析;第四部分研究设计,包括样本来源、模型设定和指标说明;第五部分在数据的描述性分析之后,对房地产财富效应的存在性和差异性进行了实证分析;第六部分是稳健性检验;最后是简短的结论。

二、文献简述

根据生命周期理论,家庭财富的大小和财富的变动会影响到消费支出,房地产作为家庭的重要财富,当房价波动时,人们的财富存量发生变化,从而直接影响人们的收入分配、消费支出和消费决策,进而影响总需求和经济增长,这就是房地产财富效应。

国外学者针对房地产财富效应进行了大量的实证研究,研究方法主要有2种,一种方法是采用对数形式,估计房地产财富的消费弹性,另一种方法是采用差分形式,估计房地产财富的边际消费倾向(Marginal propensity of consume, MPC)。研究内容主要集中于以下几个方面,一是房地产财富对消费的影响力度,即房地产财富效应的大小估算;二是针对房地产财富效应与股市财富效应的比较;三是对不同经济体国家的房地产财富效应的大小比较。虽然有些研究的结果存在争议,但是大量研究确认,在英美式自由经济国家,房地产财富上涨对居民消费不仅有显著正面效应,而且比股市的财富效应要大很多,但在一些欧洲大陆社会主义市场经济国家,房地产价格的影响效应就弱一些。例如, Mehra (2001)采用协整方法检验总消费、劳动收入和财富

之间的长期均衡关系,同时运用误差修正方法检验这些变量之间短期的动态关系,得出美国1960~2000年期间股票和房地产资产对非耐用消费品的MPC为3分,而对总消费的MPC则分别为4分和5分,结果证明存在显著的财富效应,估计的短期消费方程还显示财富对未来消费有预测能力。Raphael等(2009)采用微观家庭数据的对数形式,估计美国1989~2001年的房地产财富效应的消费弹性为0.06。Bover(2005)利用西班牙2002年EFF数据,采用非参数估计和二阶段OLS,估计的住宅财富的消费弹性为0.015。Homson和Tang(2004)对澳大利亚1988~2003年的研究表明,房地产财富每升高1元会导致消费增加6分。Chen(2006)使用VECM协整模型和PT变量分解方法,对瑞典1980~2004年的季度数据进行了分析,认为总消费、可支配收入和房地产财富和金融财富之间存在很强的统计关系,得出持续的房地产价格上涨对居民消费具有显著的正效应的结论。Raymond等(2007)估计香港1983~2005年的房地产财富的消费弹性为0.10~0.15。Kim(2003)估计韩国1988~2003年的房地产财富的消费弹性为0.229。

最近几年,利用各国宏观面板数据进行房地产和股市财富效应的跨国比较研究成为热点。根据IMF(2002)的研究报告,财富效应在不同的国家、不同的时期会有所不同,这取决于各国的金融体系的差别。Ludwing和Slok(2002)采用了16个发达国家1970~2000年的数据,得出的结论是:以市场为基础的经济体国家的财富变化导致的财富效应要大于以银行为基础的经济体;房价上升产生的财富效应要大于股价上升带来的财富效应;随着时间的推移,无论何种经济体,股票和住房价格上升带来的财富效应都提高了。研究者还根据住房拥有率对数据分组,他们发现住房拥有率的增加会提高正财富效应。Case, Quigley和Shiller(2005)利用宏观数据的对数形式,研究得出美国1982~1999年的房地产财富的消费弹性系数为0.05~0.09, OECD国家90年代的房地产财富的消费弹性为0.11~0.17。Sierminska和Takhtamanova(2007)利用微观数据,估计加拿大的房地产财富的消费弹性为0.12,法国为0.1,芬兰为0.13。

以上研究使用的是各国的宏观统计数据,利用

时间序列的相关计量方法进行实证分析,另一类研究使用的是家庭微观调查数据,利用回归方法进行分析。与宏观数据相比,使用家庭微观数据的优点在于信息量丰富,在揭示房地产财富效应的微观差异方面以及对个体行为的有效检验方面,有着宏观加总数据不可比拟的优势。例如,Engelhardt(1996)利用美国的微观家庭数据研究发现,自有住房者对住房资产的收益没有反应,但是住房资产损失却对消费产生了影响。作者分析原因可能是自有住房者的住房资产收益变现存在障碍或者是对住房价格上涨的持续性产生怀疑,即使不存在任何的变现障碍,考虑到遗赠给下一代的动机以及拥有自有住宅的非金钱效用等,自有住房者也可能没有很强的动机去变现住房资产收益。Guiso, Paiella 和 Visco (2005)对意大利的研究估计得到的财富效应比典型的美国数据结果小,MPC 的估计值为每欧元住房资产约 2 欧分。他们将数据划分为自有住房者和租房者后发现,住房财富(排除当前的房地产资本收益)和房地产资本收益的 MPC 分别为每欧元 2 欧分和 3.5 欧分。对租房者没有发现其消费和房地产资本收益(或房地产价格)间的显著统计关系,但估计的净财富的 MPC 在 1 欧元 3.7 欧分和 6.2 欧分之间,所有结果支持财富对消费的直接效应。Campbell 和 Cocco(2007)运用英国家庭支出调查的个别家庭数据研究住房价值变动对租房者和自有住房者消费的影响,发现在年老的自有住房者中房价对消费在统计上有显著的影响,而在年轻的租房者中则没有显著影响。

与发达国家相比,我国的房地产市场刚刚兴起,还很不成熟,有关金融配套也存在不一样的地方,房地产财富对居民消费的影响,以及近 10 年来的房价上涨房地产财富效应是否增强,还需要实证的检验。从近几年国内学者的研究来看,得出的结论颇具争议性,认为我房地产财富效应微弱、显著为正和显著为负的研究都有。黄平(2006)以 2000~2005 年全国总体季度数据,采用时间序列单位根和协整检验方法,认为我国房地产市场存在微弱的财富效应。骆祚炎(2007)以 1985~2005 年的年度数据为样本,采用线性回归方法,也得到我国房地产资产和金融资产的财富效应都较微弱的结论。魏锋(2007)和丁攀(2008)分别利用 2002~2005 年的月

度数据和 1998~2006 年的季度数据,运用单位根、协整检验以及误差修正模型,研究结果都表明,我国房地产市场(住宅市场)存在显著的正的财富效应。骆祚炎(2008)以 1985~2006 年的年度数据,采用 VAR 模型,分析表明,居民金融资产和住房资产财富效应存在,金融资产财富效应超过住房资产财富效应。然而,刘旦和姚玲珍(2008)研究表明,1979~1999 年,我国城镇住宅资产对消费的影响不显著;2000~2006 年,住宅财富效应整体上为负,即房价上涨对居民消费产生了抑制作用。赖溟溟和白钦先(2008)基于 1998~2007 年的数据,运用协整和误差修正模型,认为我国不存在股票市场的财富效应,但是,存在房地产市场的财富效应,长期房地产市场发展与居民消费有协同趋势,短期内房地产市场发展抑制了居民消费支出。

可见,以往国内房地产财富效应的研究都是利用全国总体宏观数据,通过时间序列计量方法进行实证分析,在研究方法、指标选择和数据使用上并不存在太大差异的情况下,最终得出的结论却差异巨大。究其原因,可能与样本容量有限,导致所使用的计量方法得出的结果有偏差有关。Pierse 和 Snell(1995)的研究指出,(1)修正的 ADF 单位根检验方法以及协整检验的 E-G 二步法,要求样本容量必须充分大,否则得到的协整参数估计量是有偏的,样本容量越小,偏差越大。(2)在样本数据有限的情况下,Johansen 协整检验的势很低,导致单个时序数据协整检验的结果并不可靠。(3)在建立误差修正模型时,滞后项阶数选择是敏感的。我国的房地产市场改革才 10 年,有关房地产的统计数据时序较短,即使采用季度数据样本量也不会超过 40。因此,采用宏观数据的单位根和协整检验方法来检验我国房地产财富与消费的关系是低效果的,结论可能会有偏差。

本文首次采用国内的大型家庭微观调查数据,对房地产财富与消费的关系进行实证检验。微观家庭调查数据的使用,不仅能解决现阶段利用宏观数据研究我国房地产财富效应存在的问题,即时间序列的样本量较少从而降低了估计结果的可信性、代理指标选取较为任意、缺乏严格的论证和理论支持等问题。家庭微观调查数据在样本总量、指标类别,尤其是在揭示家庭房地产财富效应的微观机制方

面,有着宏观加总数据不可比拟的优势,我们可以深入、细致地分析我国房地产财富效应在不同地区、不同收入层、不同年龄段以及不同住房类型之间的差异,从而大大提高了分析的精确度,获得更可靠的、更细致的和更具说服力的实证结果。

三、房地产市场与财富效应理论分析

Ludwing 和 Slok (2002)指出,房地产价格上升可以通过兑现的财富效应、未兑现的财富效应、流动性约束效应和信心效应机制促进私人消费,也可以通过预算约束效应、替代效应抑制私人消费。具体来看,房价上涨主要通过有以下 6 种不同的作用机制影响着消费。

1. 兑现的财富效应。对于拥有房地产的消费者来说,房地产价格上涨带来净财富的增加,会导致相应的消费支出增加。如果房价上涨后可以通过再融资方式或出售房地产的形式来兑现资本收益的话,那么这种收益必定对家庭消费会有促进作用。

2. 未兑现的财富效应。如果房地产价格上涨,但房产持有人并没有进行再融资或出售房产,这种没有兑现的财富仍可能促进消费,原因是它提高了财富的贴现价值。因此消费者在预期他们比以前“更富有”时就会增加当期消费。Poterba (2000)认为,未兑现的房地产财富效应可能比兑现的财富效应更低,因为房地产通常被认为是一种长期资产,大多数家庭拥有房地产财富是为了终生享受其提供的服务。

3. 流动性约束效应。这一效应的具体影响随着金融体系运转特点的不同而不同。若房地产价格上升,消费者可以用升值的住房申请更高额度的贷款,获得更大的流动性;但是,与此形成对照的是,如果房地产价格大幅度下降,银行也可能出于风险管理角度考虑,对住房价格进行重估,同时要求住房者提供更多的信贷保障,从而加大了对消费者的流动性约束。

4. 预算约束效应。对无房而又暂时无力购房、需租赁住房的居民来说,房价上涨,房租上涨。其居住成本增加,用于住房的消费支出增加,在其总收入一定的条件下,用于其他消费的支出则受到挤压而减少。

5. 替代效应。房地产价格上涨可能减少那些计划购买住房的家庭的消费。因为在面临上涨了房

地产价格时,这些家庭要么只能购买一套更小的住房,要么就必须依靠减少当期消费以增加储蓄,以便在未来购买高价的住房。对于一些已有住房的消费者,在房地产资产价格上涨的投资回报率较高的诱惑下,则很有可能倾囊而出,加入投机购房的行列,在其消费支出结构中购房支出的比重迅速膨胀,对其他消费产生了排挤。

6. 信心效应,也被称为间接财富效应。波特巴等认为,资产价格作为经济系统的指示器,其价格的趋势性变动反映了未来收入预期与价格预期的变动趋势。如果房价持续上涨,则投资者得自于房地产的收益将由暂时性收入转化为持久性收入,从而增强市场信心;房产所有者的消费增加所产生的示范效应,又带动其他家庭消费,进一步增加市场信心。

在不同的房地产市场规模、不同的房地产市场发育程度、不同的房地产流动性程度,以及不同的金融市场发达程度情况下,这几种效应发挥作用的方向、方式、程度并不相同,所以房地产价格上升的总体财富效应并不清晰,房地产财富效应还需要实证的检验。我国房地产业发展的时间较短,居民对住宅财富的认识正在逐渐深入,并且地区差异性较大,房地产财富对消费的影响到底如何还需实证的检验。

四、研究设计

(一) 样本来源

本文使用的数据来自“中国健康与营养调查”(CHNS),该数据库是由美国北卡罗来纳大学和中国预防科学医学院联合调查和创建的。它涵盖了辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州 9 个省份,以及 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年以及 2006 年 7 次调查,每次调查大约访问 200 个左右的城乡社区(包括城市的街道居委会和农村村委会),每个社区大约访问 20 个家庭,共 4000 户左右的家庭,城乡比为 1:2。目前该数据库主要用于对我国城乡居民的医疗、健康、劳动等方面的研究,但由于其中包含了翔实的家庭收入、食品消费和耐用品消费以及住房信息,因此我们完全可以用它进行很好的房地产财富效应的实证研究,是国内一个极为难得的纵向微观数据。

鉴于本文的研究目的,我们选取了房改以后 CHNS 在 2000 年、2004 年和 2006 年 3 次调查中城

镇家庭的调查数据。对未响应样本进行剔除后,得到总样本数为 1916 个。

二) 模型设定及指标说明

把财富(资产)作为重要的变量纳入消费行为的分析,是生命周期假说(LCH)和持久收入假说(PIH)的最重要贡献之一,其理论思路对分析资产价格波动对消费行为的影响提供了重要的启发。R. 霍尔和 M. 费莱文通过对理性预期理论、LCH 和 PIH 内涵的综合探讨,把 PIH 对未来预期的强调和 LCH 对财富和人口统计变量的强调结合起来,把财富当作总消费最重要的决定因素,构建了 LC-PIH 模型。在 LC-PIH 分析框架下,财富是家庭可用于消费的源泉,财富的增长能增加居民一生财富资源,而且可能永久性增加家庭一生的消费。这一消费函数的简化形式可表示为:

$$C = aW_R + bYP \quad 0 < a, b < 1 \quad (1)$$

其中 C 表示消费, YP 为永久性收入, W_R 为消费者的净财富。

本文利用 CHNS 调查问卷中的相关项目测算出“去年”家庭实际收入(下文中简称“收入”)^②,然后通过家庭年收入构造“永久收入”。根据 Browning 和 Lusardi (1996) 及 Fuchs-Schundeln 和 Schundeln (2005) 使用的方法,每个家庭的永久收入排名在整个社会中应当是非常稳定的,因此可以用相对稳定的“经济地位”来推算家庭的永久收入。本文的测算方法是:先计算出 2000~2006 年历次调查中每个家庭的年收入与当年所有家庭年收入均值的比值,然后取 3 个比值的加权平均,再乘以每年家庭年收入均值,即:

$$PI_{it} = \bar{I}_t \cdot \sum_i (I_{it} / \bar{I}_t) / T$$

关于家庭的总消费支出指标,初始研究计划是依据 CHNS 在调查问卷中家庭的食物消费情况和耐用品消费情况测算出家庭“去年”总消费。但是,由于数据版权问题,仅获取家庭所消费食品的代码,没有具体的食品名称,因此没办法测算出每个家庭在食品上的开销,这是本文使用 CHNS 数据的唯一遗憾之处。所以,接下来的实证部分,我们检验的是住房财富上涨对家庭耐用品消费的影响(下文中简称“消费”)^③。CHNS 针对家庭住房价值的调查代表了家庭所住住房财富的大小(下文中简称“房

地产财富”)。

研究房地产财富与消费关系,离不开国内经济转型与发展的特殊背景对居民消费的影响,罗楚亮(2004)、杭斌和申春兰(2005)的研究证实了 20 世纪 90 年代中后期以来我国城镇居民收入不确定性、失业风险、医疗支出不确定性、教育支出等因素对居民消费行为的削减作用显著存在。所以,本文对消费有影响的“收入不确定性”和“支出不确定性”进行了控制。具体地,我们参照罗楚亮(2004)的做法,按户主的受教育年限、从事职业、工作单位的所有制性质 3 项指标把所有的家庭分组,计算 2000~2006 年 3 次调查家庭年收入对数值的组内方差,得到“家庭收入风险”指标^④。参照樊潇彦等(2007)年的研究,以“家庭在校人数”作为教育支出的代理指标,以“家庭平均健康自评”作为医疗支出的代理指标^⑤。

考虑到我国居民的风俗习惯和消费传统,家庭在搬入新房时一般会进行耐用消费品的更新换代,家里有嫁娶时会一次性地添购耐用消费品,所以,本文除了对家庭的人口学特征进行控制外,还通过指标“去年是否搬入新房”和“去年是否有嫁娶”对这些因素进行了控制。

为了估计房地产财富对消费的弹性系数,以及弹性系数随时间的大小变化,以及为了消除异方差,在方程(1)的基础上,通过再分解,得到一个适合于本文计量分析的房地产财富效应研究的函数:

$$\ln C = \alpha_0 + \alpha_1 \ln YP + \alpha_2 \ln W_R + \alpha_3 \ln W_R \times T_{2004} + \alpha_4 \ln W_R \times T_{2006} + \sum_i \alpha_{5i} X_i + \varepsilon \quad (2)$$

其中 $\ln C$ 、 $\ln YP$ 和 $\ln W_R$ 分别代表家庭在第 t 期的消费、永久收入和房地产财富的对数。 $\ln W_R \times T_i$ ($i = 2004, 2006$) 表示房地产财富与 2004 和 2006 年度虚拟变量的交叉项,用来分析 3 次调查的房地产财富效应大小的差异。 X_i 代表所控制的家庭人口学特征、收入不确定性和支出不确定性指标,具体包含:户主年龄、性别、工作类型、家庭平均教育年限^⑥、家庭人口、去年是否有嫁娶、去年是否搬家、地区、住房来源、家庭平均健康自评、家庭在校人数和收入风险等。通过估算 α_2 、 α_3 、 α_4 ,我们可以得出 3 次调查中房地产财富对消费的弹性系数,通过对 3 次调查弹性系数大小的比较,可以判断出房地产财富效应是增强还是减弱。

为了更进一步地检验房地产财富效应在不同收入、不同年龄、不同住房来源、不同地区的家庭之间的差异,我们构造了房地产财富与相应指标的虚拟变量的交叉项,如方程(3)所示。

$$\ln C = \alpha_0 + \alpha_1 \ln YP + \alpha_2 \ln W_R + \alpha_3 \ln W_R \times T_{2004} + \alpha_4 \ln W_R \times T_{2006} + \sum_k \alpha_{5k} \ln W_R \times V_k + \sum_i \alpha_{4i} X_i + \varepsilon \quad (3)$$

其中 $\ln W_R \times V_k$ 表示房地产财富与相应虚拟变量的交叉项。

为了使各年度各省份的收入、消费和住房财富是可比较的,我们以 2006 年各省份的城镇物价为基数分别计算了各年各省份的城镇通货膨胀率,以此来对各年各省份城镇居民的名义收入、消费和住房价值进行平减,其中物价指数数据来源于中国统计年鉴各期的“各地区全社会零售物价总指数”。

三、数据描述

表 1 是样本中关键指标分年度的描述性统计情况,在 2000~2006 年的 3 次调查中家庭年收入、消费和房地产财富随时间推移而增长,特别是房地产财富增长迅速,家庭平均受教育年限逐渐增长,家庭人口稳定在 3 口人水平,这些都表明我们使用的数据质量较高,适合进行房地产财富效应的检验。

我国 20 世纪 90 年代房改之前,城市居民中拥有自有住房的人较少,基本都是租用公家的房屋,但在几轮房改之后,公房不再以租用形式提供给居民,基本都以全价或折价转售给个人。虽然不少居民折价从单位购入的住宅至今在转让和流通上存在诸多限制,但也算是私有住房。另外,我国由于没有发达的租房市场,租房子的人群主要以刚毕业的大学生和移居到城市的人口为主,定居人口租房的很少,租借私人房子的比例并不算很高,当前近 82% 的城镇房屋属于私有房,这个比例在世界范围

指标	2000				2004				2006			
	有效样本数: 638				有效样本数: 638				有效样本数: 640			
	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差
房地产财富	0.05	199.94	7.25	11.65	0.14	244.62	11.15	13.56	0.22	169.45	16.22	16.01
收入	0.00	18.25	2.01	2.02	0.00	18.60	2.41	2.26	0.00	32.46	2.67	2.72
消费	0.00	36.33	1.24	1.89	0.00	49.05	1.13	2.78	0.00	35.62	1.29	2.44
家庭人口	1.00	8.00	2.99	1.09	1.00	6.00	2.68	1.01	1.00	9.00	2.65	1.01
去年是否搬入新房	0.00	1.00	0.12	0.33	0.00	1.00	0.08	0.28	0.00	1.00	0.07	0.26
去年是否有嫁娶	0.00	1.00	0.05	0.22	0.00	1.00	0.03	0.18	0.00	1.00	0.04	0.20
家庭平均受教育年限	0.00	17.50	9.03	3.56	0.00	16.50	9.12	3.62	0.00	17.00	9.78	3.51
家庭平均健康自评	1.00	4.00	2.31	0.64	1.00	5.33	2.39	0.64	1.00	5.00	2.43	0.69
家庭在校人数	0.00	3.00	0.57	0.62	0.00	3.00	0.48	0.61	0.00	3.00	0.51	0.62
收入风险	0.11	1.60	0.86	0.34	0.03	3.63	0.78	0.36	0.01	1.89	0.77	0.32

注:此表中的房地产财富、收入和消费为消除物价因素的原值,单位为“万元”。

表 2 住房来源描述

单位为“%”	住房来源					
	国家的	单位的	租私人的	自己的	免费居住	部分产权
家庭比例(2000年)	9.52	18.75	1.64	54.02	1.04	15.03
家庭比例(2004年)	11.45	12.19	0.88	66.96	1.32	7.20
家庭比例(2006年)	8.68	8.68	1.47	75.59	2.06	3.53

内也算是较高的。CHNS 对家庭住房来源进行了详细调查,主要有 6 种:国家的、单位的、租私人的、自己的、免费居住的和部分产权,其中,“国家的”和“单位的”表示家庭住房来源于公家的房改转售房。表 2 描述了不同年度样本中各种住房来源所占的比例,“自己的”住房所占比例最大,并且逐年增长;“国家的”和“单位的”住房比例大概占 20% 左右,“租私人的”比例很低,在 1%~2% 之间,这与我国住房现实情况是相符的。中国人“根”的思想根深蒂固,拥有一套住房是家庭的根本所在,租房只是临时性的、过渡性的权宜之计。描述性统计表明,本文所选样本与我国居民的住房消费习惯以及住房改革的现实是完全相符的。

五、实证结果及分析

(一) 房地产财富效应存在性检验

为了检验房地产财富对居民消费的影响程度,以及房价上涨是否促使房地产财富效应增强,依据方程(2)以消费为因变量,收入和住房财富为自变量,同时控制了家庭人口特征以及收入不确定性和支出不确定性,回归结果见表 3 模型(1)。从模型(1)的结果来看,房地产财富对消费的影响显著为正,3 次调查的弹性系数依次为 0.12、0.08 和 0.11,表示住房价值每增加 1%,将导致消费增长 0.08%~0.12%,与骆祚炎(2007)利用宏观数据得出我国房地产财富的消费弹性为 0.14 的结论较接近。与 Case、Quigley 和 Shiller(2005)对欧洲国家 20 世纪

90 年代房地产财富的消费弹性为 0.11~0.17 之间的结论相比,以及与收入的消费弹性系数 0.27 相比,我国房地产财富对消费的影响是不容忽视的。同时,从房地产财富与时间虚拟变量的交叉项

来看,2004 年的房地产财富效应弹性系数显著小于 2000 年,2006 年弹性系数又有所回升,略低于 2000 年,可见房改后我国城镇房价上涨导致了房地产财富的普遍上涨,并没有使得房地产财富对消费的弹性系数增加,弹性系数反而是降低的,说明房改后的房价上涨使得我国房地产财富效应有所减弱。这与 Ludwing 和 Slok (2002) 的研究认为西方国家随着时间的推移房地产财富效应越来越大的结果不一致,可能与我国房地产市场发展程度、金融市场自由化程度、房地产市场的投机程度以及人们对待房地产财富的观念等方面的差异有关。

代表医疗负担的“家庭平均健康自评”与消费呈显著负相关,表明家庭平均健康自评越高,家庭成员健康程度越低,家庭的医疗负担越重,消费越低,这与理论分析结果是相一致的。代表家庭教育

负担的“家庭在校人数”回归系数虽然为负,但并不显著,这很可能是由于 CHNS 中没有详细的家庭教育支出的数据,因此无法准确度量教育对人们支出负担的影响,致使回归结果不显著。目前我们只能用这一代理指标“控制”教育负担,对教育支出风险的准确度量 and 深入分析还有待于进一步的数据支持。人们在搬入新房或重新装修房子后,往往会对耐用品进行更新换代,“家庭从上次调查以来是否迁入新房或翻建住房”的回归系数不仅显著且达到了 0.27 证实了这一点。按照中国人的婚嫁习俗,新人结婚时会一次性购买耐用品,所以本文控制了“家庭去年是否有嫁娶”,但是,这一变量的系数虽然为正却不显著,这可能是因为子女结婚后另成一家,子女结婚所购置的耐用消费品没有算作是自家“去年”的消费。本文从户主的职业、教育程度和工作单位所有制性质 3 个维度测算出“家庭收入风险”,回归结果也不显著,这可能与仅有 3 次调查数据,时间维度不长对收入风险指标构造产生影响有一定关系。此外,家庭人口较多、平均受教育水平更高以及户主年龄越轻的家庭都将有更高的耐用品消费,均与人们的直觉相符。

模型(1)中的异方差检验采用的是标准化残差和标准化预测值的 Spearman 等级相关分析方法,从结果来看在 1% 的显著水平下接受原假设,不存在异方差。最大 VIF 值没有超过 3,表明自变量之间不存在严重的多重共线性。DW 值为 1.84 接近 2,意味着不存在序列相关性。以上检验表明,模型(1)的结果是无偏的、有效的。表 3 中的检验结果相似,下文中不再赘述。

(二) 房地产财富效应差异性检验

接下来依据方程(3),采用交叉项,检验房地产财富效应在不同住房来源、不同年龄、不同收入、不同地区之间的差异,结果如表 4 所示。模型(2)通过房地产财富与住房来源的交叉项,检验了不同住房来源财富效应的差异,以“房地产财富×自己的”为参照。从回归结果来看,除“部分产权”外,其他交叉项的系数都为负,说明与“自己的”住房相比,“国家的”、“单位的”、“租私人的”和“免费居住”^⑦的住房来源的财富效应更弱,其中,“国家的”最弱,“单位的”次之。从系数显著性来看,“租私人的”、“免费居住”和“部分产权”与“自己的”财富效应在统计上没

表 3 住房财富存在性检验结果

模型(1) 被解释变量: 消费				
解释变量	虚拟变量控制			
常数	5.19*** (7.36)	地区虚拟变量: 辽宁省为参照		住房类型虚拟变量: 自己的为参照
收入	0.27*** (6.24)	黑龙江	0.16 (0.95)	国家的
房地产财富	0.12*** (2.57)	江苏	1.09*** (6.62)	单位的
W_R	-0.04*** (-4.16)	山东	0.49*** (2.68)	租私人的
$W_R \times T_{2004}$	-0.01 (-1.09)	河南	0.82*** (4.82)	免费居住
$W_R \times T_{2006}$	0.27** (2.06)	湖北	0.48*** (2.85)	部分产权
家庭去年是否搬入新房	0 (0.01)	湖南	0.21 (1.24)	
家庭去年是否有嫁娶	0.14*** (3.46)	广西	-0.40** (-2.17)	
家庭人口	0.06*** (4.41)	贵州	0.27 (1.56)	
家庭平均受教育年限	-0.13** (-2.27)	工作类型虚拟变量: 退休人员为参照		
家庭平均健康自评	-0.01 (-0.20)	高技或高管人员	0.12 (0.85)	
家庭在校人数	0.13 (1.01)	一般技术人员	0.03 (0.18)	
收入风险	0.13 (1.49)	服务人员或其他	-0.16 (-1.32)	
户主性别	-0.03*** (-6.52)			
户主年龄				
Valid N		1883		
F-value		26.29***		
R ²		0.29		
Adj-R ²		0.28		
Durbin-Watson		1.84		
异方差检验		0.00 (1.00)		
Max VIF		2.56		

注:(1)***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著水平,括号中的数字为 t 值;(2)“户主性别”:男性 1、女性 0;(3)异方差检验采用的是标准化残差和标准化预测值的 Spearman 等级相关分析方法,原假设 H_0 : 不存在异方差,括号中报告的是 p 值。

有显著差异。这与 Guiso, Paiella 和 Visco(2005)的研究认为意大利租房者与自有住房者之间的房地产财富效应存在差异的研究结果不同,这可能与我国租房市场化不发达,租房比例较低有关。

模型(3)以房地产财富与年龄组的交叉项来考

表 4 房地产财富效应差异性检验结果

	模型(2)	模型(3)	模型(4)		模型(5)	模型(6)
常数	5.00*** (7.18)	3.71*** (5.61)	7.22*** (8.60)	常数	5.63*** (8.25)	2.65*** (4.12)
收入	0.26*** (6.22)	0.26*** (6.04)	0.09 (1.54)	收入	0.27*** (6.24)	0.28*** (6.50)
房地产财富	0.14*** (3.04)	0.09* (1.99)	0.14*** (3.05)	房地产财富	0.17*** (3.88)	0.15*** (3.30)
W_R	-0.04*** (-4.20)	-0.04*** (-4.21)	-0.03*** (-3.91)	$W_R \times T_{2004}$	-0.04*** (-4.13)	-0.04*** (-4.24)
$W_R \times T_{2004}$	-0.01 (-1.14)	-0.01 (-1.28)	-0.01 (-0.60)	$W_R \times T_{2006}$	-0.01 (-1.04)	-0.01 (-1.36)
$W_R \times T_{2006}$	-0.07*** (-5.53)			$W_R \times \text{辽宁}$	-0.09*** (-6.61)	
$W_R \times \text{国家的}$	-0.04*** (-4.06)			$W_R \times \text{黑龙江}$	-0.08*** (-5.87)	
$W_R \times \text{单位的}$	-0.03 (-1.15)			$W_R \times \text{山东}$	-0.05*** (-3.52)	
$W_R \times \text{租私人的}$	-0.03 (-1.02)			$W_R \times \text{河南}$	-0.02* (-1.65)	
$W_R \times \text{免费居住}$	0.01 (0.55)			$W_R \times \text{湖北}$	-0.05*** (-3.83)	
$W_R \times \text{部分产权}$		0.08*** (2.48)		$W_R \times \text{湖南}$	-0.08*** (-5.52)	
$W_R \times 20 \sim 30$ 岁		0.05*** (3.57)		$W_R \times \text{广西}$	-0.13*** (-8.78)	
$W_R \times 30 \sim 40$ 岁		0.05*** (4.20)		$W_R \times \text{贵州}$	-0.07*** (-5.06)	
$W_R \times 40 \sim 50$ 岁		0.03*** (3.33)		$W_R \times \text{年轻自有}$		0.02** (2.29)
$W_R \times 50 \sim 60$ 岁			-0.08*** (-4.55)	$W_R \times \text{年轻非自}$ 有		0.01 (0.33)
$W_R \times \text{低收入}$			-0.03** (-2.33)	$W_R \times \text{年老非自}$ 有		-0.01 (-0.56)
$W_R \times \text{较低收入}$			-0.02** (-2.00)			
$W_R \times \text{中等收入}$			-0.02 (-1.44)			
$W_R \times \text{较高收入}$						
家庭人口学 虚拟变量的控制情况:	YES	YES	YES	家庭人口学	YES	YES
工作类型	YES	YES	YES	工作类型	YES	YES
住房类型		YES	YES	住房类型	YES	
地区	YES	YES	YES	地区		YES
Valid N	1883	1883	1883	Valid N	1883	1883
F-value	26.38***	22.94***	24.05***	F-value	26.28***	25.264***
R ²	0.29	0.28	0.30	R ²	0.29	0.26
Adj-R ²	0.28	0.27	0.29	Adj-R ²	0.28	0.25
Durbin-Watson	1.79	1.78	1.79	Durbin-Watson	1.78	1.75
异方差检验	0.00 (1.00)	0.00 (1.00)	0.00 (1.00)	异方差检验	0.00 (1.00)	0.00 (1.00)
Max VIF	2.57	2.56	4.77	Max VIF	2.16	2.37

注:(1)***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著水平,括号中的数字为t值。(2)“YES”表示模型中控制了该变量组或虚拟变量组,具体回归结果因篇幅所限没有汇报,需要者可以向作者索取。(3)“家庭人口学变量组”包含了:家庭去年是否迁入新房、家庭去年是否有嫁娶、家庭人口、家庭平均教育年限、家庭平均健康自评、家庭在读人数、收入风险、户主性别和年龄,这些指标在模型(3)~(7)中的回归系数不论大小还是显著性皆稳定,与上表模型(1)中结果较一致。(4)虚拟变量的设置方式同上表模型(1)。(5)异方差检验方法同表3。

察财富效应的年龄差异,以退休人员(年龄大于60岁)为参照组。从模型(3)回归结果可以看出,其他年龄组的房地产财富效应显著为正,并且随年龄的增长逐渐降低,表明年轻人的房地产财富效应显著高于年老者。进一步地,以户主年龄45岁为临界值,把样本分为“年轻”和“年老”2组,按住房来源是否为“自己的”分成“自有”和“非自有”2组,以“房地产财富 $\times$ 年老 $\times$ 自有”为参照,检验结果见模型(6)。从回归结果可以看出,年轻自有住房者的财富效应显著高于年老自有住房者,而无论是年轻还是年老的非自有住房者与年老自有住房者的房地产财富效应没有显著差异。这与 Campbell 和 Cocco(2007)的研究认为英国老年人房地产财富效应大于年轻人的结论截然相反,这可能与包括中国在内的许多亚洲国家居民都有很强的遗赠动机有关,对于老年人而言,即使房产价格上涨,他们也不太可能通过更换更小的房产来增加当期消费,而是更可能把房产或者增加的财富留给面临更高房价的后代。

在模型(4)中,我们考察了房地产财富效应的收入差异,首先把家庭按永久收入从低至高的顺序平均分成5个组,依次为低收入组、较低收入组、中等收入组、较高收入组和高收入组,然后以高收入组与房地产财富的交叉为参照。可以看出,与参照交叉项相比,其他项的回归系数皆为负,且收入越低,系数越小,表明房地产财富效应存在显著的收入差异,收入越高的家庭房地产财富效应越高。

模型(5)以地区与房地产财富的交叉项来考察财富效应的地区差异。从回归结果可以看出,与参照组江苏省相比,其他省份的房地产财富效应显著为负,表明各地区的房地产财富效应有显著差异,并且江苏省的最高,河南次之,广西最低。整体来看,中东部地区的房地产财富效应高于东北和西部地区,房地产财富效应的发挥与经济发达水平相联系的,经济越发达房地产财富效应越高。

六、稳健性检验

接下来对房地产财富与消费之间的关系

做进一步的稳健性检验,以考察前文的结论是否因房地产财富、收入等变量的衡量方法、方程设定以及所选用变量和估计方法的不同而变化。

首先,为了排除样本中极大值和极小值对回归结果的干扰,对收入、住房财富最低和最高各 1% 的样本进行了剔除后,回归结果见表 5 模型(7)。可以看出,窄样本中房地产财富效应弹性系数仍然为 0.12,在 5% 的水平下显著。

考虑到“房地产财富”测算中可能存在的统计误差,进而导致内生性的问题,我们采用工具变量法进行检验和控制。依据数据的可得性,利用“房租”作为“房地产财富”的工具变量^⑧。表 5 中模型(8)报告了工具变量的二阶段最小二乘法的回归结果,并且“外生性检验”没有拒绝零假设,这说明我们使用的“房地产财富”指标不存在严重的统计误差,进而导致内生性的问题,前面的回归结果是无偏的、可信的。

表 5 稳健性检验结果

	模型(7) 窄样本	模型(8) HV IV	模型(9) 收入	模型(10) 大学生人数	模型(11) 收入风险
常数	2.96*** (3.65)	2.07*** (2.63)	5.70*** (8.59)	5.16*** (7.36)	5.31*** (5.56)
永久收入(收入)	0.54*** (8.61)	0.23*** (5.28)	0.20*** (6.87)	0.26*** (6.21)	0.29*** (4.06)
房地产财富	0.12** (2.34)	0.27*** (4.17)	0.12*** (2.71)	0.12*** (2.50)	0.07 (1.21)
$W_R \times T_{2004}$	-0.04*** (-4.77)		-0.03*** (-3.84)	-0.04*** (-4.11)	-0.03*** (-3.42)
$W_R \times T_{2006}$	-0.02* (-1.88)		-0.01 (-0.88)	-0.01 (-1.01)	0 (-0.33)
去年是否搬入新房	0.21 (1.58)	0.24* (1.80)	0.26** (2.01)	0.27** (2.11)	0.19 (1.39)
去年是否有嫁娶	-0.01 (-0.07)	-0.02 (-0.11)	0.01 (0.07)	0.01 (0.04)	-0.16 (-0.78)
家庭人口	0.09** (2.13)	0.15*** (3.75)	0.14*** (3.58)	0.14*** (3.70)	
家庭平均受教育年限	0.04*** (2.59)	0.07*** (5.79)	0.06*** (4.95)	0.06*** (4.73)	0.08*** (3.61)
家庭平均健康自评	-0.12** (-2.03)	-0.17*** (-2.80)	-0.12** (-2.11)	-0.13** (-2.16)	0.03 (0.44)
家庭在校(大学生)人数	0.01 (0.19)	0.05 (0.76)	-0.01 (-0.20)	-0.30** (-2.08)	-0.06 (-0.73)
收入风险(稳定职业占比)	0.22* (1.70)	0.16 (1.26)	0.17 (1.32)	0.13 (1.07)	-0.15 (-0.67)
其他家庭人口学特征	YES	YES	YES	YES	YES
其他虚拟变量	YES	YES	YES	YES	YES
Valid N	1813	1883	1883	1885	876
F-value	25.866***	25.76***	26.686***	26.528***	9.351***
R ²	0.296	0.28	0.295	0.293	0.236
Adj-R ²	0.285	0.27	0.284	0.282	0.211
Durbin-Watson	1.818	1.813	1.813	1.810	1.915
异方差检验	0.000 (1.000)	0.000 (1.000)	0.000 (1.000)	0.000 (1.000)	0.000 (1.000)
Max VIF	2.486	2.553	2.555	2.562	3.489

注:(1)***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著水平,括号中的数字为 t 值。(2)“YES”表示模型中控制了家庭人口学特征和其他虚拟变量,具体回归结果因篇幅所限没有汇报,需要者可以向作者索取。(3)异方差检验方法同表 3。

为了控制“家庭永久收入”的内生性问题,我们直接采用“家庭年收入”作为代理指标,回归结果见表 5 中模型(9)所示,可以看出所有变量的系数和符号与模型(1)相比都稳定,估计的结果很理想。

实证检验结果表 3 和表 4 中,代理家庭教育负担的“家庭在校人数”和代理收入风险的“家庭收入风险”系数均不显著,我们通过更换代理指标进一步探索。首先,把家庭教育负担的代理指标更换成“家庭在校大学生人数”。在我国,大学生的教育费用对普通居民来说是个不小的数目,利用“家庭在校大学生人数”作为教育负担的代理教育负担具有一定合理性。从表 5 中模型(10)的回归结果可以看出,“家庭在校大学生人数”的系数在 5%水平上显著为负,说明家庭在读大学生人数越多,教育负担越重,消费越低,这完全符合理论分析,其他变量的系数和符号也都稳定。接下来,我们根据 Browning

和 Lusardi (1996) 综述中的方法和 Fuchs-Schundeln 和 Schundeln (2005) 的研究策略,用“家庭工作人口中稳定性职业人数占比”作为“家庭收入风险”的代理指标。回归结果如表 5 中模型(11)所示,“家庭收入风险”系数依然不显著,这可能与本文研究样本仅使用了 3 年收入数据,时间序列还不是太长,收入风险的衡量还不能完全体现出收入波动的大小有关。

七、结论

本文首次利用大型家庭微观调查数据对我国房改后房地产财富与消费关系进行研究,不仅克服了国内以往同类研究中采用宏观数据的样本量不足的局限性,也是对 CHNS 这一珍贵的微观家庭调查数据的深度开发和拓展性应用。微观数据的使用,使得我们在确定了房地产财富对消费的影响程度以及房地产财富效应变动的基础上,进一步深入挖掘房地产财富效应在不同年龄、不同住房来源、不同地区以及不同收入的家庭之间发挥程度的差异。而且,本文在借鉴国内外消费方面文献的基础上,通过代理指标的选取来控制家庭“收入风险”和“支出风险”对居民消费的影响,以提高本文实证结论的稳健性。

实证分析得到的主要结论为:(1)房改

后, 房地产财富对居民消费存在显著的促进作用, 房地产财富效应的弹性系数为 0.08~0.12, 即住房财富每增加 1%, 耐用消费品增长 0.08%~0.12%, 与 0.26 的收入消费弹性以及 OECD 国家 0.11~0.17 的房地产财富消费弹性相比, 我国的房地产财富效应值得关注。(2) 房改后我国城镇房价上涨, 导致城镇居民房地产财富的普遍上涨, 但是房地产财富对消费的弹性系数并没有增加, 反而有所降低。可见, 房改后随着房价的上涨, 我国的房地产财富效应却有所减弱。(3) 我国房地产财富效应的发挥在不同家庭存在着差异, 并且与西方发达国家相比也有所不同, 具体地, 住房来源为“自己的”家庭的住房财富效应最大, 高于住房来源为“单位的”和“国家的”家庭, 但自有产权住房与租私人住房的家庭房地产财富效应没有显著差异; 户主越年轻的家庭, 房地产财富效应越大; 收入越高的家庭房地产财富效应越大; 经济越发达地区房地产财富效应越大。

我国房地产价格近 10 年的持续上涨, 对居民的消费却产生了抑制作用, 与西方国家的这一轮房价上涨所产生的正的财富效应完全不同, 这可能是由于我国房地产市场发展程度、金融市场自由化程度、住房自有率的高低、房地产市场的投机程度以及人们对待房地产财富的观念等方面的差异所导致的。具体来看:

首先, 在我国, 大部分居民把自有住房作为长期消费品, 即使房价持续上涨, 他们也不太可能真正去兑现房地产增值收益。一方面, 要继续享用住房服务, 另一方面, 住房作为家庭地位和财富的重要象征, 人们更倾向于改善居住条件, 而不太可能会更替到面积更小或者是地理位置更偏、更便宜的住宅。所以对于绝大部分自有住房者而言, 房产价格上升带来的仅仅是心理上的虚拟财富而不是真实的财富, 所以对消费的真实影响并不大。

其次, 中华民族传统的家庭观念根深蒂固, 居民具有很强的遗赠动机, 尤其是作为家庭财富主要成分的房地产。与西方国家不同的是, 包括我国在内的许多亚洲国家居民都有很强的遗赠动机。所以即使我国正逐渐进入老龄化社会, 对于老年人而言, 即使房产价格上涨, 他们也不太可能通过更替更小的房产来增加当期消费, 而是更可能把房产或者增加的财富留给面临更高房价的后代。

再次, 我国金融体系尚不完善, 信用体系尚未完全建立, 消费者面临信贷约束。我国居民不能像发达国家那样, 可以很自由、很容易的去抵押房产获得信用支持。当消费者信贷约束较强时, 即使消费者预期未来房产价格持续上升, 其财富也会持续增加, 但是却不能通过抵押房产获得更多的流动性以平滑整个生命周期的消费, 缺乏转为消费支出的机制。即便是此机制顺畅, 但目前我国多数人受长期以来固有的传统消费观念的制约, 以勤俭节约为荣, 而不倾向于通过抵押房产获得贷款以提前消费其财富。

最后, 我国经济正处于转型时期, 在渐进式转型的动态变革过程中, 外生性的体制变迁风险和居民对未来预期的不确定性因素对消费决策影响较大, 这些因素对房地产财富效应的发挥都会产生负面的影响。

值得关注的是, 2008 年第 3 季度全国 70 个大中城市房地产价格指数环比出现自 1998 年来首降, 依据房地产财富效应的对称性, 当房价下降时, 房地产财富缩水, 居民面临着流动性约束以及还贷压力的增大, 对消费将会产生抑制作用, 尤其是在当前国外金融危机以及国内经济增速放缓的环境下, 这种抑制作用可能加剧。在过去, 中国经济主要是靠投资拉动, 政府行为处于主导, 但现在已经慢慢过渡到靠内需推动的时代, 居民的消费行为对经济增长起到决定性作用, 而且这个重要性会越来越大。这时候, 居民在消费倾向上的微小变化对宏观经济的影响都能凸现出来了。所以, 房价波动引致房地产财富变动从而对居民消费产生的影响, 应该引起政策当局的重视。

从另外一个角度来说, 房地产资产价格上涨的财富效应还会拉大居民收入和财富分配差距, 在将来会越来越是造成贫富悬殊的重要因素, 这最终也将对宏观经济增长产生影响。所以, 我们必须关注我国房地产市场财富效应正负两方面的影响, 既要根据宏观经济平衡的要求保持楼市的稳定与合理发展, 也要从社会和谐稳定的高度来调控楼市在居民收入与财富分配过程中的作用。

(作者单位: 黄静, 上海交通大学经济与管理学院, 江西财经大学会计学院; 屠梅曾, 上海交通大学经济与管理学院; 责任编辑: 蒋东生)

注释

①世界上各主要国家的房价,除了日本和德国由于受各自的 20 世纪 90 年代初房地产泡沫破灭所累,自 1990~2006 年之间基本都处于上升通道,尤其在 1997 年以来不约而同地出现了不同程度的大幅上涨。有研究报告指出,OECD 国家在 2000~2006 年之间平均房价上涨了 42%。

②具体的收入来源项目包括:家庭菜园、农业、养殖业、渔业、小手工业、小商业、政府补助、退休金、工资以及其他来源。

③CHNS 在调查问卷中详细询问了家庭“去年”耐用消费品的消费情况,具体包括电视、录像机和电脑等 18 种家用电器,以及摩托车和汽车等 4 种交通工具,最后测算出“去年”家庭耐用消费品的开销。

④比如受教育年限为 i 年、从事第 j 种职业、工作单位所有制性质为 k 的家庭,其收入风险为 $risk_{ijk} = Var(\log(inc))_{ijk}$ 。Carroll 和 Samwick (1998) 指出根据户主的文化程度、职业类型和从事行业等指标把家庭进行分组,计算各组家庭“对数收入”的方差,这一指标是家庭收入风险的很好的代理指标。

⑤利用 CHNS 问卷调查中,有一项针对每个家庭受访成员对自身健康的评价,1 表示“非常好”,2 表示“好”,3 表示“一般”,4 表示“差”,“家庭平均健康自评”为家庭被访人员健康自评的平均值,其值越大代表家庭成员健康情况越差。

⑥“受教育年限”假定如下:未上过学和只上过扫盲班为 0 年,小学为 6 年,初中为 9 年,高中和中专为 12 年,大专为 15 年,大学本科为 16 年,研究生及以上为 19 年。“家庭平均受教育年限”为每个家庭所有人员教育年限的平均值,其值越大表示家庭整体受教育状况越良。

⑦理论上讲,“租私人的”和“免费居住”家庭的房地产财富为 0,但是,如果把他们的房地产财富值设为 0,那他们的房地产财富的消费弹性系数就没有了意义,这样就区别不了租房者和其他住房来源家庭的弹性系数之间的大小差异,就没办法进行这种差异性研究,依据 Guiso, Paiella 和 Visco (2006) 及 Campbell 和 Cocco (2007) 等人的处理方法,把所住房屋的价值作为“租私人的”和“免费居住”家庭的房地产财富。

⑧CHNS 问卷中,调查了“假如你从私人那里租到现在的住房,你认为每月租金该是多少钱?”即对于自有产权住房都调查了房租。一般来说,价值越高的住房租金也越高,所以,房租用作住房价值的工具变量是可取的。

参考文献

- (1) 丁攀、胡宗义:《股价与房价波动对居民消费影响的动态研究》,《统计与决策》,2008 年第 15 期。
- (2) 樊潇彦、袁志刚、万广华:《收入风险对居民耐用消费品消费的影响》,《经济研究》,2007 年第 4 期。
- (3) 杭斌、申春兰:《潜在流动性约束与预防性储蓄行为——理论框架及实证研究》,《管理世界》,2005 年第 9 期。
- (4) 黄平:《我国房地产财富效应与货币政策关系的实证检验》,《上海金融》,2006 年第 6 期。
- (5) 赖溟溟、白钦先:《我国居民消费财富效应的实证研究》,《上海金融》,2008 年第 8 期。
- (6) 刘旦、姚玲珍:《中国城镇住宅财富效应的微观检验》,《北京科技大学学报(社会科学版)》,2008 年第 3 期。
- (7) 罗楚亮:《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》,《经济研究》,2004 年第 4 期。
- (8) 骆祚炎:《城镇居民金融资产与不动产财富效应的比较分析》,《数量经济技术经济研究》,2007 年第 11 期。
- (9) 骆祚炎:《中国居民金融资产与住房资产财富效应的比较检验》,《中国软科学》,2008 年第 4 期。
- (10) 魏锋:《中国股票市场和房地产市场的财富效应》,《重庆大学学报(自然科学版)》,2007 年第 2 期。

(11) Bover, Olympia, 2005, “Wealth Effects on Consumption: Micro econometric Estimates from The Spanish Surgery of Household Finances”, Working Paper, No. 0522, <http://www.bde.es>.

(12) Browning, M. and A. Lusardi, 1996, “Household Saving: Micro Theories and Micro Facts”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 34.

(13) Campbell, J. and J. Cocco, 2007, “How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data”, *Journal of Monetary Economics*, 54, pp. 591~621.

(14) Carroll, C. D. and A. A. Samwick, 1998, “How Important Is Precautionary Saving?”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 3.

(15) Case, K. E., J. M. Quigley and R. Shiller, 2005, “Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market”, *Advances in Macroeconomics*, vol. 5, issue 1, pp. 1235~1235.

(16) Chen, Jie, 2006, “Re-evaluating the Association between Housing Wealth and Aggregate Consumption: New Evidence from Sweden”, *Journal of Housing Economics*, 4, pp. 321~348.

(17) Engelhardt, Gary V., 1996, “House Price and Home Owner Saving Behavior”, *Regional Science and Urban Economics*, pp. 313~336.

(18) Fuchs-Schundeln, N. and M. Schundeln, 2005, “Precautionary Savings and Self-selection Evidence from the German Reunification ‘Experiment’”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, No. 3, pp. 1085~1120.

(19) Guiso, L., Paiella, M. and I. Visco, 2005, “Do Capital Gains Affect Consumption? Estimates of Wealth Effects from Italian Household Behavior”, in L. Klein (ed.), *Long-Run Growth and Short-Run Stabilization: Essays in Memory of Albert Ando (1929~2002)*, Edward Elgar Publishing.

(20) Homson, M. and Kam Ki Tang, 2004, “An Empirical Assessment of House Price Adjustments on Aggregate Consumption”, Paper Prepared for The Australasian Macroeconomics Workshop Australian National University, Canberra 15~16 April.

(21) Kim, K. H., 2003, “Housing and the Korean Economy”, *Journal of Housing Economics*, Vol. 13, pp. 321~341.

(22) Ludwing, A. and Torsten Slok, 2002, “The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries”, IMF Working Paper.

(23) Mehra, 2001, “The Wealth Effects in Empirical Life Cycle Aggregates Consumption Equation”, *FRB of Richmond Quarterly Review*, 87.

(24) Pierse, R. G. and Snell, A. J., 1995, “Temporal Aggregation and the Power of Tests for a Unit Root”, *Journal of Econometrics, Elsevier*, vol. 65(2), pp. 333~345.

(25) Poterba, J. M., 2000, “Stock Market Wealth and Consumption”, *Journal of Economic Perspectives, American Economic Association*, vol. 14(2), pp. 99~118.

(26) Raymond, Y. C. and K. F. Man and L. Choy, 2007, “The Impact of Housing and Financial Wealth on Household Consumption: Evidence from Hong Kong”, *Journal of Real Estate Literature*, Vol. 15, pp. 429~440.

(27) Sierminska, E. and Y. Takhtamanova, 2007, “Wealth Effects out of Financial and Housing Wealth: Cross Country and Age Group Comparisons”, Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper Series 2007-01.