

---

---

# 中国中高收入家庭的住房财富效应及其结构性差异

陈 峰 姚潇颖 李鲲鹏\*

**内容提要** 本文建立一个关于消费的自回归分布滞后模型,利用中国 1999~2010 年 31 个省市自治区中高收入家庭的 93 个收入分层截面面板数据,采用动态 GMM 估计方法,分析了住房市场独立决策的中等及以上收入家庭的住房财富效应及其结构性差异。研究显示:(1)长期内中国整体并不存在住房财富效应,但短期内居民家庭存在抑制当前消费的调整行为;(2)对高收入和中等收入家庭,房价每上涨 10%,长期内两类家庭分别减少 1.45%~1.96%和 1.16%~1.164%的消费支出,而对中偏高收入家庭,长期内则增加消费支出 1.03%~1.08%;(3)在中部地区,房价每上涨 10%,长期内该区域家庭将增加 0.60%~0.67%的消费支出,而东部地区房价变动与居民消费支出的关系在统计上并不显著,西部地区仅存在短期上的抑制性调整行为,即房价上涨 10%,西部家庭将减少 0.03%~0.18%消费支出。

**关键词** 住房 财富效应 ARDL 模型 动态 GMM 估计

---

## 一 引言

家庭消费不仅受居民收入影响,还受家庭财富价值变化的影响,如住房和股票价格的变动。当房价或股票价格上涨时,户主或股票持有者的家庭财富价值上升,即使

---

\* 陈峰:华中师范大学经济与工商管理学院 华中师范大学湖北房地产发展研究中心 430079 电子信箱:chenfeng.wuhan@gmail.com;姚潇颖:华中科技大学经济学院;李鲲鹏:首都经济贸易大学国际经济管理学院、对外经济贸易大学国际经济贸易学院。

作者感谢国家社科基金项目(11&ZD039、08CJL014)、国家自然科学基金项目(71201031)、教育部基金项目(13BYJAZH006、12YJCZH109)的资助。感谢两位匿名审稿人的建设性意见,当然文责自负。

货币工资不变,其消费支出也会上升。住房价格上升造成的消费支出增长即为住房财富效应。近年来,全球金融危机与欧洲主权债务危机层层叠加,使得世界经济形势异常严峻,由于影响宏观经济波动的重要因素——私人部门消费可能与财富变动有着极为密切的联系,住房等资产价格下降有着怎样的潜在宏观风险,使得住房等资产的财富效应再度成为国内外学者、中央银行和政府部门高度关注的热点。

中国作为新兴经济体国家中的大国,其经济整体依然保持较快发展速度,此时与宏观经济密切关联的住房,对总体私人消费是否具有内源性促进特征,即住房对居民家庭消费是否具有正向刺激作用,理应受到相应的关注。其实,从1998年全面实施住房商品化改革以来,尽管已历经国家的多轮宏观调控,还历经了2008年的全球金融危机以及2011年的欧洲主权债务危机,但中国住房市场整体依然处于繁荣上升的通道,从1998~2010年,全国商品房均价已上涨至期初的2.44倍,商品住房均价已上涨至期初的2.55倍。<sup>①</sup>于是,以“限购”和“限贷”为主要手段,更为严厉的住房宏观调控政策相继出台,以期抑制住房价格快速上涨的势头,促进住房市场稳定,力图确保宏观经济的平稳健康发展。然而,市场并未达到民众的心理预期,房市潜在的再度繁荣趋势日益明显。此时,是否需要进一步加强宏观调控控制房价来改善民生,并防止可能出现的房地产泡沫,进而促进宏观经济平稳健康发展;还是重视房价高涨对总体私人消费可能的促进作用,适当放松调控,在房市繁荣中促进经济快速发展,是一个需要深入探讨的问题。

处于市场发展初期的中国住房市场能否促进宏观经济稳定,需要回答如下相关联的几个问题。一是中国住房财富增加是否对总体私人消费具有内源性或长期性的促进特征?二是随着中国城镇家庭收入差距分层日益明显,住房财富增加对居民消费的影响是否会因收入整体水平的不同而产生差异?差异程度有多大?三是随着中国区域经济发展差异的扩大,住房财富效应是否会因区域不同而出现差异?差异程度有多大?本文建立一个更合理更接近于现实的关于消费的自回归分布滞后(ARDL(2,2,2,2))模型,利用各省市自治区的家庭收入分层数据,采用动态广义矩估计(GMM)方法,试图深入详细回答上述相关联的几个问题,为中国住房市场的整体政策取向,以及基于区域与收入差异的细化制定相应的政策措施,提供科学的数据支持。

本文剩余结构安排如下:第二部分为相关文献综述;第三部分为本文基本模型、模型估计数据及其统计特征;第四部分为模型的估计结果,并对估计结果进行稳健性检

<sup>①</sup> 以上数据由2011年《中国统计年鉴》中商品房平均销售价格等指标的不同年份数据比较获得。其中,商品房包含住宅、商业用房及其他建筑物,商品住房(或住宅)是商品房中的一个类别。

验;第五部分从收入水平和区域结构等角度,细致考察模型估计中的结构性差异问题;最后为本文结论及其政策内涵。

## 二 文献综述

国内外关于财富效应的理论基础一般基于 Friedman(1957)的持久收入假说(Permanent Income Hypothesis, PIH)与 Modigliani 和 Brumberg(1954)的生命周期假说(Life Cycle Hypothesis, LCH)。PIH 认为,理性消费个体为了实现消费效用最大化,并不依据现期收入,而是依据长期可持续的收入水平即持久收入水平做出消费决策。LCH 则认为,理性消费个体依据一生的收入来安排自己的消费与储蓄,使一生的收入与消费相等,而且消费取决于其整个生命期内所获得的总收入和财产。Hall(1978)将两个理论的内涵进行综合分析,构建了生命周期-持久收入假说(Life Cycle and Permanent Income Hypothesis, LC-PIH)模型,认为家庭财富是消费的重要影响因素。Ludwig 和 Slok(2002)比较细致地将住房财富效应分为兑现的财富效应、未兑现的财富效应、流动性约束效应、预算约束效应、替代效应和信心效应 6 种不同的市场传导机制。显然,上述传导机制在不同情形下,发挥作用的方向、方式以及作用程度并不相同。因而不排除财富效应有不存在的可能,Elliott(1980)将财富区分为金融财富和非金融财富,并运用总体数据发现非金融财富对消费没有影响,其认为这一结果根源于住房等财产难以转变为现实购买力,Levin(1998)也对此持同样观点。Tracy 等(1998)认为对于长期居住者来说,房价上升的正财富效应会被住房服务成本的增加所抵消。当然,在国内外相关文献中,房价上升更多体现为对消费的促进或抑制效应。

在国外文献中,尽管研究者使用的数据并不相同,但结论总体显示存在财富效应。我们基于研究数据的分类进行综述。第一,使用宏观时间数据的分析。Mehra(2001)采用时间序列的协整与误差修正模型,分析美国总消费、劳动收入、住房和股票财富之间的短期动态关系与长期均衡关系,结果证明存在显著的财富效应。Thomson 和 Tang(2004)以季度数据为样本,利用动态普通最小二乘法(OLS)和动态广义最小二乘法(GLS)估计了澳大利亚住房的财富效应,估计系数约为 0.06;Kim(2004)、Edelstein 和 Lum(2004)、Chen(2006)、Tse 等(2007)以及 Cho(2011)也使用时间序列模型,证明了瑞典、新加坡、中国香港及韩国存在正的住房财富效应。第二,使用微观调研数据的分析。Campbell 和 Cocco(2007)运用英国家庭微观数据考察租房者和自有住房者的住房财富效应,发现年老自有住房者的住房财富效应显著,而年轻租房者的不显著。

Bostic 等(2009)使用美国 1989 ~ 2001 年消费者金融调查和支出调查数据发现,住房财富对消费影响大于金融财富,其弹性分别为 0.06 和 0.02。第三,使用宏观面板数据的分析。Dvornak 和 Kohler(2007)使用澳大利亚 5 个州的数据,采用固定效应模型和似不相关回归法(SUR)进行估计,结果显示住房财富效应为 0.03。许多宏观面板计量模型文献则依据研究需要,对面板数据先分类后估计,再进行对比分析;或先估计,再比较不同财富变量系数的大小。Ludwig 和 Slok(2002)将世界经济合作与发展组织(OECD)16 国 1985 ~ 2000 年的数据分为市场主导型国家与银行主导型国家两个子样本,应用面板协整模型进行估计,两子样本估计的住房财富效应系数分别为 0.031 和 0.107,而全样本估计系数为 0.0353。此外,还有研究者根据住房拥有率对数据进行分组,发现住房拥有率的增加会提高正的财富效应。Benjamin 等(2004)利用美国季度数据研究发现,房地产财富效应明显大于股票财富效应;Case 等(2005)以 1975 ~ 1999 年欧洲 14 国数据和 1982 ~ 1999 年美国的季度数据为样本,运用不同的固定效应模型进行 OLS 和 GLS 回归估计,得到欧洲住房财富的消费弹性系数在 0.11 ~ 0.17,美国的在 0.05 ~ 0.09 之间,并与股票财富效应进行了比较。Calomiris 等(2009)使用 Case 等(2005)的数据,在控制了住房财富与永久收入的内生性问题后,发现住房财富效应很小且不显著。Peltonen 等(2012)则应用动态面板的 GMM 估计法控制消费变量的内生性问题,对 14 个新兴经济体国家的财富效应进行估计,研究结果显示,拉丁美洲新兴经济体国家的股票与住房的财富效应较小,亚洲新兴经济体国家近几年的住房财富效应有实质性增长,而对处于低收入水平和低金融发展水平的国家,住房的财富效应更大。Khalifa 等(2013)应用静态面板门槛模型,发现由收入门槛分隔的收入区域,住房财富效应存在明显差异。

在国内文献中,住房财富效应研究并没有一个定论,对中国是否存在财富效应仍存有争议。第一,房价上涨或住房财富增加,会促进居民的消费支出。李亚明和佟仁城(2007)运用向量误差修正模型对上海等 5 个城市是否存在住房财富效应进行了检验和比较,研究结果显示,长期来看其存在正的财富效应,而短期则有一定差异。骆祚炎(2008)以 1985 ~ 2006 年的年度数据,采用向量自回归模型进行分析,表明金融资产财富效应超过住房资产财富效应。王子龙等(2008)的研究也显示住房存在正的财富效应。黄静和屠梅曾(2009)则利用家庭微观调查数据,构造永久收入,控制各种可能的影响因素,应用微观计量模型对住房财富与耐用消费品的关系进行检验,得出许多有益的结论,包括住房具有正的财富效应,住房财富效应与年龄、收入和地区有关,但随着房价上涨,中国住房财富效应存在减弱趋势。王柏杰等(2011)考虑了消费习

惯形成因素,利用中国 2003 ~ 2010 年省际面板数据,应用严格外生工具变量估计出住房短期消费效应为 0.11,长期为 0.29,但效应的区域差异不明显。第二,房价上涨或住房财富增加,会减少居民消费支出。姚玲珍和刘旦(2007)的时间序列模型研究表明,1979 ~ 1999 年中国城镇住房资产对消费的影响不显著;2000 ~ 2006 年住房财富效应系数为负,即房价上涨对居民消费产生了抑制作用。高春亮和周晓艳(2007)以 2001 ~ 2004 年 34 个城市的数据为样本,使用面板协整模型进行估计,结果显示短期内中国的住房财富效应系数为负;黄静(2011)与王子龙和许箫迪(2011)分别使用季度数据的协整模型估计,得到了比较类似的结果。陈健和高波(2010)利用中国 30 个省市的数据,应用面板门槛模型对住房财富效应进行了非线性检验,他们认为,房价上涨总体上会抑制消费,而其抑制程度与区域有关。况伟大(2011)则基于消费惰性,使用 GMM 估计方法考察了房价和收入等因素变动对居民住房消费和非住房消费变动的的影响,结论显示对住房消费与非住房消费的影响为负。

由以上分析,我们不难发现各文献结论存在很大差异。发达国家一般存在财富效应,其差异可能归因于各国市场结构、家庭居住和消费观念等方面的不同,从而导致各国市场财富效应传导机制的差异,当然也可能与研究的时间范围和模型设置(Calomiris 等,2009)有关。尽管国内文献都使用中国数据,但估计结果大不相同甚至截然相反。深入研究后,我们发现,研究差异主要体现为:第一,样本数据差异。如年度数据与季度数据的差异,大中城市与省份数据的差异,面板数据、时间序列数据与截面数据的差异,以及样本区域和时间范围的差异。第二,变量选择差异。如消费变量存在城镇居民消费总支出与耐用品消费支出选择的差异,家庭居民消费与社会消费品零售总额(包含政府消费)的选择差异;收入变量存在宏观加总数据与微观数据的选择差异(消费变量也存在类似差异);住房财富变量存在房价(或房价指数)、住宅销售额、人均住宅面积与住房销售价格的乘积,以及微观家庭住房价值之间的选择差异。需要说明的是,对于消费、收入和住房财富本身存在的异质性问题,以上文献除黄静和屠梅曾(2009)使用微观数据外,基本未考虑或至少存在一个方面未考虑,但黄静和屠梅曾(2009)也存在微观数据估计所面临的一般性问题,如样本覆盖面有限、时间维度短等问题。第三,估计模型设置的差异。如模型是否引入股票等金融财富的差异;是否考虑因变量、自变量的滞后项;模型是使用时间序列模型还是面板协整模型等。若时间序列较短,估计可能存在时间容量有限所面临的严重低势问题,短样本量远不足以提供平稳性检验的高势,而短样本下协整估计存在明显的短样本偏倚(王少平,2003);而若选择面板协整模型,估计则面临截面个体相互独立的假设困扰,仅在样本数和时

间观察数都很大的情况下才可以考虑该模型 (Pedroni, 2004); 若存在变量遗漏, 尤其是重要变量, 则可能存在有偏估计问题。显然, 以上差异是导致研究结论不同的主要原因, 甚至可能导致结论截然相反。

由于微观数据难以获得, 本文将充分利用居民家庭收入分层的中观数据进行经验研究, 与上述应用宏观数据的研究文献主要有以下不同: 首先, 将现有文献的研究对象调整为中等及以上收入水平家庭, 并考虑不同家庭的异质性问题。住房作为一种价值高的商品, 市场机制发挥作用是以支付力为前提条件的, 而中等及以上收入水平的家庭才具备成为市场独立决策的群体, 中偏低及以下收入家庭的住房财富效应可能与住房保障政策强相关。已有文献未考虑市场机制能发挥作用的群体, 以宏观加总数据代替可能导致结果的偏差。同时, 模型设计和相关数据采集中考虑消费、收入和住房财富的家庭异质性问题, 这种考虑不仅更符合现实, 而且本文所采用的收入分层数据将截面数增加到 93 个, 克服了中国宏观面板数据截面个数相对较少的问题, 估计可靠性相对更高。第二, 我们在模型设计中更慎重地考虑了居民消费的惯性特征。这种惯性特征既可能源于生命周期理论中的消费平滑, 也可能源于消费习惯。我们认为这种惯性特征不仅存在, 而且是重要的。为了刻画这种时间上的动态特征, 我们使用了更接近于现实的动态面板模型。就作者认知所限, 国内现有少量文献如王柏杰等 (2011) 和况伟大 (2011) 等对住房财富效应应用动态面板 GMM 模型进行了考察。与上述主要相关文献相比, 本文考虑了居民家庭在消费、收入和住房财富的异质性问题, 这使得我们能更深入细致地考察财富效应对收入异质等方面的敏感性问题; 而且, 本文对财富效应的时滞特征 (也即模型滞后阶数, 见后文进一步说明) 做了更为审慎的考虑, 同时将解释变量对消费的时滞特征一并予以考察, 这使得本文的结论具有更强的说服力。

### 三 基本模型与数据

#### (一) 基本模型

正如前文介绍, 家庭总消费函数由收入和财富所决定, PIH 与 LCH 理论为此提供了理论基础。大多数有关财富效应的经验分析, 都假设并检验了这 3 个变量之间具有共同趋势的特征, 尽管很多学者, 如 Galí (1990), 为这 3 个宏观经济总量之间的共同趋势提供了理论基础, 但潜在的问题是, 消费习惯等因素使得当期消费并不独立于前期消费, 收入、财富等解释变量并非总是严格外生于总量消费, 其必然受到扰动项历史信息的干扰, 不解决相关的类似问题, 模型估计系数就会产生偏差, 即不考虑变量的滞后

性或扰动项的自相关,模型变量之间的相关性和显著的回归系数可能仅仅是因为谬误相关问题。通常与这种消费函数估计相联系的是高  $t$  统计值和低  $D. W.$  统计值,这可以当做是消费与其他变量谬误相关的一个警示(Granger 和 Newbold, 1974)。

本文先考虑总消费、收入和财富(由住房财富和股票财富构成)的长期消费函数的简化形式:

$$cons_{i,t} = \alpha_{0,i} + \beta_1 inc_{i,t} + \beta_2 w_{i,t}^{hw} + \beta_3 w_{i,t}^{sw} + u_{i,t}, i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中,  $cons$  表示家庭消费,  $inc$  表示家庭收入,  $w^{hw}$  和  $w^{sw}$  分别表示家庭住房财富和金融财富部分,  $u$  为扰动项;下标  $i$  和  $t$  分别代表地区和时间。  $\beta_1$ 、 $\beta_2$  和  $\beta_3$  分别表示收入、住房财富和金融财富对家庭总消费的长期影响系数,若变量系数为正,表明变量对消费产生促进作用,反之,则对消费产生抑制效应。一般而言,依据收入与消费的经典理论,有  $0 < \beta_1 < 1$ ,即收入并非全部用于消费,但长期上收入对消费具有正向促进作用;  $\beta_2$  和  $\beta_3$  的符号难以确定,与相关市场发育程度(住房市场与金融市场)以及财富对市场不同主体的消费响应机制差异等因素有关。

为避免上述设定偏差,通常模型(1)中纳入因变量的动态结构,本文同时也考虑解释变量的滞后项,建立 ARDL 模型(2),通过选择适当的因变量和解释变量的滞后结构,可同时修正残差的序列相关和内生性回归问题(Ciarlone, 2011)。显然,消费习惯形成、成本调整与流动性约束等为滞后结构的引入奠定了理论基础,以此纠正基本决定因素变化所引起的总消费的立即调整,因此将其纳入模型中,这同 Ciarlone (2011) 与 Ludwig 和 Slok (2002) 等模型推导或设定基本一致,他们的滞后阶数为本文模型(2)的特例  $t_0 = 1$ 。

$$cons_{i,t} = \alpha_{0i} + \sum_{j=1}^{t_0} \rho_j cons_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{t_0} \beta_{1j} inc_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{t_0} \beta_{2j} w_{i,t-j}^{hw} + \sum_{j=0}^{t_0} \beta_{3j} w_{i,t-j}^{sw} + \sum_{i=1}^n ex_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

其中,  $t_0$  为滞后阶数;  $\rho_j \geq 0$  ( $j = 1, 2, 3, \dots, t_0$ ), 表明滞后第  $j$  期消费会对当前消费产生的影响;  $\beta_{kj}$  ( $k = 1, 2, 3$ ;  $j = 0, 1, 2, \dots, t_0$ ) 为变量系数,表明第  $k$  个变量滞后  $t-j$  阶项对地区  $i$  的第  $t$  期消费  $cons_{it}$  的影响系数;  $\varepsilon_{i,t}$  为扰动项,假定其独立分布于  $i$  和  $t$ ,且独立于所有解释变量,但各变量变动在各地区之间可能是异质的,尤其考虑住房财富对居民消费的影响;当然,如果消费函数中遗漏了重要变量,这些假定则无效。  $ex_{it}$  为严格外生的环境变量,  $n$  为对消费产生影响的外生变量个数,用以剔除环境变化对家庭消费所产生的影响,力图使得  $\varepsilon_{i,t}$  符合上述假定,其他变量与(1)式一致。(2)式的假

设表明,因变量自回归滞后多项式和解释变量的分布滞后多项式是消费函数中的重要决定因素。

若从(1)式扰动项自相关视角考虑避免模型设定偏差,可假定扰动项存在高阶自相关,见(3)式:

$$u_{i,t} = \rho_1 u_{i,t-1} + \rho_2 u_{i,t-2} + \cdots + \rho_{t_0} u_{i,t-t_0} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $u_{i,t}$ 与公式(1)中的误差项含义一致, $|\rho_j| < 1$ , ( $j=1, 2, \dots, t_0$ )。若从经济意义角度来看,一般有 $\rho_1 > 0$ ,表明前一期消费影响当期消费的延迟消费现象的确存在; $\rho_j \geq 0$  ( $j=2, 3, \dots, t_0$ ),表明消费习惯形成等因素的冲击,使得滞后第 $j$ 期扰动项对当期扰动项产生非负影响,从而对当期消费产生影响,是典型短期消费效应。

可以推导整理,(2)式(不包含严格外生变量)是(1)和(3)式一定假设下的更一般形式。比较(2)式与(1)和(3)式合并后的模型,则(2)式中的参数具有如下经济意义:

公式(2)中 $\rho_j$  ( $j=1, 2, \dots, t_0$ )即为公式(3)中的 $\rho_j$ ,是消费习惯形成等因素形成的过去某期消费对当前消费的即期或短期影响,一般有 $\rho_1 > 0, \rho_j \geq 0, \rho_1 > \rho_j$  ( $j=2, 3, \dots, t_0$ )。

$\beta_{1j}, \beta_{2j}, \beta_{3j}$  ( $j=0$ )为家庭各类财富对消费的长期影响系数。在生命周期假设下,由公式(1)和(3)推导可得(2)式, $T \rightarrow \infty$ 时,可以推导各类财富对消费的影响系数即为 $\beta_{10}, \beta_{20}$ 及 $\beta_{30}$ 。与上述判断一致,有 $\beta_{10} > 0$ ,但 $\beta_{20}$ 和 $\beta_{30}$ 的符号不确定。

$\beta_{1j}, \beta_{2j}, \beta_{3j}$  ( $j=1, 2, \dots, t_0$ )反映前期收入或财富影响当前消费的短期调整系数,系数大小与对应变量的长期影响系数及消费滞后项系数相关。若系数为负,则表明消费习惯形成等因素导致当前消费高于期望,储蓄或财富水平低于期望,消费者将依据前期收入或财富水平降低当前消费作为补偿,即抑制当前消费;若系数为正,表明消费低于期望,财富水平则高于期望,使得接下来的消费以提高当前消费为调整。一般而言, $\beta_{1j} < 0, -\beta_{1j} < \beta_{10}$ ,但 $\beta_{2j}$ 和 $\beta_{3j}$ 符号不确定( $j=1, 2, \dots, t_0$ );各变量的调整系数和 $\sum_j \beta_{1j}$  ( $j=1, 2, \dots, t_0$ )是变量滞后值累计影响当前消费的短期总调整系数。

显然,消费函数中可包含自回归和分布滞后项,但重要的是它们的形式不能预先过于约束,估计的形式应当在更普遍的备选中进行检验(迪顿和米尔鲍尔,中译本,2005),如上述模型(2)式。因此,本文将以公式(2)为基础,使用动态面板GMM方法估计中国的住房财富效应。

## (二) 变量与数据

1. 变量定义与选取。家庭消费性支出指标以城镇居民家庭人均消费水平 *cons* 表示,基于数据整体可得性,不对耐用消费品和非耐用消费品进行区分;家庭收入水平 *inc* 用城镇居民家庭人均可支配收入指标表示。由于城镇居民家庭按收入水平划分为

中等收入户、中偏上收入户和高收入户(包含高收入组和最高收入组),<sup>①</sup>因而将以上两变量分解为3种水平收入户相关的居民家庭人均消费支出、人均可支配收入指标。由于家庭住房财富与家庭持有的金融财富数据难以获得,因此以商品住房销售价格  $hp$  指标<sup>②</sup>代替  $w^{hw}$  反映家庭住房财富价值的变动,以股票证券价格  $sp$  指标代替  $w^{sw}$  反映家庭金融财富价值的变动,这与 Aoki 等(2002)和 Peltonen(2012)通过住房价格、股票价格考察不同资产变化的消费效应是一致的。

值得注意的是,从可支付性角度来看,以平均房价衡量不同收入人群的住房财富存在较大偏差。本文具体衡量中,基于高收入户可以购买不包括经济适用住房<sup>③</sup>在内的各类商品住房,故以普通商品住房、高档商品住房及别墅住宅的整体销售均价衡量高收入人群的住房财富;对中偏高收入户,该群体从住房支付能力角度而言,一般难以购买别墅或高档住房,从政策角度而言,难以购买经济适用住房,因此以普通商品住房(该类产品中剔除经济适用住房)的销售价格进行衡量,以区分与其他收入人群的住房财富差异;对中等收入户,从中国1999年住房商品化改革以来的政策及政策执行存在滞后性问题来看,该类群体一直是经济适用住房的实际购买群体之一,同时,从支付能力而言,该群体具有小户型普通商品住房的购买能力,但难以支付高档商品住房与别墅住宅,因此以统计年鉴中普通商品住房(该类产品包含经济适用住房)的销售价格加以衡量。当然,房价面板数据中的中等收入和中偏高收入户的数据存在少量相同。<sup>④</sup>对于金融财富,一般以上海证券交易所股票的年末收盘价格  $sp$  指标代替,由于该价格对所有家庭一致,与各省份地区无关,是时间变量。<sup>⑤</sup>表1列出了各变量的定义和描述性统计结果。

另外,为尽可能准确衡量中国住房财富效应,考虑到在1999~2010年中,2002年年底中国政府正式宣布社会主义市场经济制度初步建成,2008年爆发了全球金融危机事件,这两个年份可能会对居民家庭人均消费产生实质性冲击,因此,分别用变量

① 该收入分组是依据各省(市、区)城调队采集的家庭数据,按照固定的比例进行七分组所形成的数据,其中,中等收入家庭占20%,中偏高收入家庭占20%,高收入家庭占20%(包含高收入和最高收入家庭)。该分组数据在各省内依据收入绝对额按固定百分比确定,若从各省比较来看,则各省收入划分具有一定的相对性。各省收入划分标准不一致,但各地消费水平存在明显差异,住房价格也一样,收入如此划分具有其现实意义。

② 与《中国统计年鉴》的房价处理方式相同,通过住房销售总额除以住房销售面积获得住房价格指标。

③ 因中国住房改革过程中的历史原因,各级各类统计年鉴中一直将经济适用住房作为商品住房的一个品种。

④ 主要因为有些地区无经济适用房(如上海),或有些地区某些年份仅有经济适用住房,无普通商品住房。

⑤ 由于没有不同收入家庭的股票财富的面板数据,以时间序列的股票价格代替,主要是剔除股票财富对家庭消费的影响,并不分析股票的财富效应,重点考察家庭收入与住房财富和家庭消费之间的关系。

$market_{it}$  和  $crisis_{it}$  加以度量。<sup>①</sup> 其中,  $market_{it}$  在 2003 年之前赋值 1, 反之赋值 0;  $crisis_{it}$  在 2008 年赋值 1, 其他赋值 0。

表 1 变量定义及其基本统计特征

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值	来源
$cons$	城镇家庭人均消费支出	10 366	5462	3361	40 744	
$cons\_h$	城镇高收入家庭人均消费支出	14 032	6440	5381	40 744	
$cons\_hb$	城镇中偏高收入家庭人均消费支出	9442	3973	3992	26 773	31 省市自治区统计年鉴(2000~2011年)
$cons\_m$	城镇中等收入家庭人均消费支出	7556	3105	3361	21 611	
$inc$	城镇家庭人均可支配收入	14 772	8871	4140	62 465	
$inc\_h$	城镇高收入家庭人均可支配收入	21 467	10 457	7003	62 465	
$inc\_hb$	城镇中偏高收入家庭人均可支配收入	12 943	5836	5145	35 120	
$inc\_m$	城镇中等收入家庭人均可支配收入	9797	4337	4140	27 484	
$hp$	城镇商品住房市场房价	2572	1897	715	17 693	中国统计年鉴(2000~2011年)
$hp\_h$	城镇高收入家庭面对的市场房价	2703	2060	749	17 693	
$hp\_hb$	城镇中偏高收入家庭面对的市场房价	2549	1825	749	15 713	
$hp\_m$	城镇中等收入家庭面对的市场房价	2465	1792	715	15 173	
$sp$	上证股票年末收盘综合价格指数	2184.3	1135.9	1161.1	5261.6	
$cpi$	城镇居民消费价格指数	108.0	8.5	95.1	138.7	

说明:变量  $hp\_h = V_{(2)+(3)}/S_{(2)+(3)}$ ,  $hp\_hb = V_{(2)}/S_{(2)}$ ,  $hp\_m = V_{(2)+(1)}/S_{(2)+(1)}$ , 其中“ $V$ ”代表销售额、“ $S$ ”代表销售面积;脚标(1)代表经济适用房、(2)代表普通商品住房、(3)代表别墅高档商品住房。表中消费与收入的最值之间相差较大,其主要原因是:发达地区与不发达地区之间存在的经济基础或基数差异;原始数据未剔除通货膨胀因素加大了数据差异;经济发展差异导致居民收入和消费水平快速提高导致期末与期初差异扩大等,这也是导致中等收入家庭人均可支配收入最大值是最高收入家庭的最小值近 4 倍的主要原因。

2. 数据来源<sup>②</sup>和预处理。依据数据的可得性,对于消费与收入变量的数据,本文选取了中国城市社会经济调查队在 1999 ~ 2010 年之间抽样调查所获得的家庭收入分层年度数据的省际相关数据,具体来源于 31 个省、市、自治区 2000 ~ 2011 年的统计年鉴。价格数据来源于 2000 ~ 2011 年的《中国统计年鉴》。由于地方统计年鉴中,仍存

① 实质上,也可以用年度虚拟变量剔除宏观环境的影响,由于两者估计结果基本一致,本文则采取如上虚拟变量使其政策内涵更清楚。

② 从 2011 年开始,国家统计局对住房相关统计指标进行了调整,除北京市和云南省外的其他省市区,已取消经济适用住房销售面积(额)指标,导致 2011 年不同收入居民住房财富的异质性无法衡量,故未能将数据更新到 2011 年。

在一些数据缺失,本文利用插值法,对缺失数据进行了合理填补:一是对各省市自治区高收入户所对应的别墅、高档公寓 2004 年所缺失的房价数据进行了填补;二是对湖南、贵州、河北以及甘肃省缺失的少量人均可支配收入和消费性支出数据进行了填补。由于统计年鉴中的数据均为价值变量,以 1999 年为基期,利用 CPI 平减指数剔除通货膨胀因子,将数据转化为可比实际值。同时,为了避免数据序列的剧烈变化,消除时间序列中可能存在的指数趋势影响,数据均进行了对数化处理。

## 四 模型估计

### (一) 估计方法

一般而言,对于公式(2)的估计主要采取动态面板 GMM 方法(Arellano 和 Bond, 1991; Bond, 2002)和面板误差修正模型方法(此时要求变量之间存在协整关系( $t_0 = 1$ ))(Mark 和 Sul, 2003; Breitung, 2005),前一方法的渐近理论是基于横截面个体  $N$  的发散,后一方法的渐近理论则是基于横截面个体  $N$  和时间观测数  $T$  都发散。由于本文样本时序较短,因此只适合采用动态面板 GMM 估计方法。因为该方法可解决使用混合 OLS 估计所产生的如下问题:一是差分 GMM 估计使用差分转换数据,即公式(4) ( $t_0 = 2$ ),能克服不可观察变量与解释变量相关的问题,或遗漏变量问题;二是由于因变量滞后项作为解释变量与复合扰动项都包含个体效应项,必然导致混合 OLS 估计系数的非一致性问题,而 GMM 估计能很好地解决这一问题,更好地识别居民消费的惯性问题;三是居民消费  $cons_{i,t}$  与  $inc_{i,t}$ 、 $hp_{i,t}$ 、 $sp_{i,t}$  变量很可能同时决定,这会导致解释变量的内生性问题。如果选择合适的工具变量,动态面板 GMM 估计能有效控制内生性问题。

$$\begin{aligned} \Delta cons_{i,t} = & \sum_{j=1}^2 \rho_{j,i} \Delta cons_{i,t-j} + \sum_{j=0}^2 \beta_{1j,i} \Delta inc_{i,t-j} + \sum_{j=0}^2 \beta_{2j,i} \Delta w_{i,t-j}^{hw} \\ & + \sum_{j=0}^2 \beta_{3j,i} \Delta w_{i,t-j}^{sw} + \Delta crisis_{i,t} + \Delta market_{i,t} + \Delta \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

其中,  $\Delta$  为差分符号,各变量含义与公式(1)~(3)中的一致。

动态面板数据的 GMM 估计,有差分广义矩估计(Difference-GMM)和系统广义估计(System-GMM) (Arellano 和 Bover, 1995; Blundell 和 Bond, 1998)两种。一般而言,后者较前者利用了更多信息,尤其当数据表现出很高的持续性(high persistence)时,前者工具变量全部退化成弱工具变量,将产生比较严重的弱工具变量偏倚(Stock 和 Wright, 2000),后者比前者的估计结果更为有效。当然,其前提是系统 GMM 估计较差

分 GMM 估计所新增的工具变量是富有信息的。模型中的其他变量  $inc_{it}$ 、 $hp_{it}$ 、 $sp_t$ , 后文做弱外生变量或内生变量处理, 将因变量滞后值以及弱外生或前定变量的滞后值作为它们自己的工具变量。

式(2)或(4)在扰动项独立异方差条件下的估计, 必须通过以下检验: 一是扰动项一阶自相关与二阶自相关检验, 若接受一阶自相关且拒绝二阶自相关, 表明扰动项假设通过。二是矩条件的过度识别检验, 或工具变量的外生性检验。采用汉森(Hansen)检验, 拒绝则表明工具变量与干扰项无相关性, 不存在矩条件的过度识别。三是针对系统 GMM 估计中增加的额外工具变量的有效性检验, 包含内生变量和前定变量各自工具变量及整体工具变量的有效性检验, 采用差分汉森(Diff-Hansen)检验, 拒绝则表明广义矩风格(GMM style)的工具变量有效。

由于差分 GMM 和系统 GMM 方法的正确性强烈依赖于原方程扰动项在时间上独立的条件, 这样差分后, 新扰动项将服从 MA(1) 过程。因此, 新扰动项应该存在强烈的一阶负相关, 但不存在二阶及更高阶的自相关。因此, 模型最高滞后阶数的合理设置, 不仅出于模型设置的扰动项在统计估计中的需要, 也出于经济结论正确的要求。在具体设置中, 本文首先假定式(2)中的  $t_0=1$ , 采用差分 GMM 和系统 GMM 估计, 其估计要求扰动项序列存在一阶负相关, 但不存在二阶和更高阶自相关, 然而检验结果显示, 扰动项在 5% 显著性水平下存在二阶相关, 见表 2 中第(1)和(2)列(受篇幅限制, 仅给出了系统 GMM 估计结果及相关检验); 然后, 令  $t_0=2$ , 同样采用差分 GMM 和系统 GMM 估计, 估计结果及相关检验见表 2 中的第(3)~(6)列。从中我们可以看出, 估计结果不仅满足了统计假设, 也满足模型设计的经济假设。由此, 确定公式(2)中  $t_0=2$ , 见公式(4), 与 Ciarlone(2011)的研究结论基本一致, 其利用施瓦兹信息准则(SIC)确定中国时序总量消费函数的因变量与收入解释变量的滞后阶数为 2。

## (二) 估计结果

表 2 给出了住房财富效应的估计结果及相关检验情况, 其中第一行显示模型 GMM 估计的具体方法, 包括系统矩估计(S-GMM)和差分矩估计(D-GMM)两种。其中, 第(3)和(4)列采用差分 GMM 估计, 第(5)和(6)列采用系统 GMM 估计。同时, 分别考虑包含金融财富(即包含变量  $sp_t$ , 表 2 中第(3)和(5)列)和不包含金融财富(即剔除变量  $sp_t$ , 表 2 中第(4)和(6)列)的住房财富效应估计。

模型 GMM 估计的合理性需满足模型估计的基本统计假设和基本经济假设。在统计检验中, 首先, 扰动项自相关检验中, 第(3)~(6)列估计结果检验显示存在一阶自相关( $p$  值  $< 0.01$ ), 但不接受二阶自相关( $p$  值  $> 0.14$ ), 满足自相关检验的统计假

设。其次,GMM估计要求充分利用矩条件从而得到更有效的估计,又需防止矩条件的过度约束而导致GMM的过度识别问题,针对全样本包含93个截面,主要通过内生变量和前定变量滞后阶数控制,尽管在大样本中会减少统计效率,但在本文的小样本中则避免了工具变量过度的偏差;检验结果显示在独立异方差假设下,Hansen检验对应概率值均大于10%,通过了矩条件的过度识别检验。再次,Diff-Hansen检验对应概率值均大于0.35,显示系统GMM所增加的额外工具变量外生有效。在模型GMM估计获得统计支持的同时,(3)~(6)列的消费滞后项系数估计,收入及其滞后项系数估计均满足公式(2)的基本经济假设,即估计系数符号与前文计量模型系数符号的经济假设一致,通过了模型的经济检验。

在统计检验和经济检验满足的前提下,讨论全样本模型估计的基本经济内涵:

表2显示,在对公式(2)的估计中,消费一阶滞后项系数总是显著的,系数为0.451~0.591,揭示居民当期消费增幅中的45.1%~59.1%由上期消费增幅解释,即由于消费习惯、流动性约束或成本调整等因素,城镇居民存在很强消费惯性,对各类收入或资产冲击的当期反应迟钝。消费二阶滞后项在5%的显著水平下基本显著,表明滞后2期的消费行为也会对当期消费支出产生影响,但影响程度则相应减小。

在收入与消费之间的关系中,可以看到,当期可支配收入对居民消费产生了显著的正影响,与前文经济理论假设一致,即从长期视角来看,收入每增长10%,居民长期消费增幅将产生5.53%~7.21%的直接响应。由于消费者消费具有很强的惯性,与前两期消费有直接关系,一般会导致消费者消费与消费预期的不一致。在消费超过消费预期而导致预期储蓄过低时,消费者将依据前期消费,反向调整当期消费,即抑制当期消费。研究数据显示,消费者根据可支配收入滞后1期和滞后2期,尤其是滞后1期项,当收入增长10%时,反向调整1.34%~4.07%,促进消费向长期均衡调整。住房财富与消费之间的关系是重点考察的对象,经验研究结果显示,当期住房价格对居民消费影响不确定,系数很小,在-0.01~0.039间,且统计上并不显著;因而从统计角度来看,从长期看拒绝住房价格变动会对家庭消费产生促进或抑制作用。同样,消费的惯性等因素会导致消费者消费与消费预期的不一致,在消费超过或低于消费预期而导致预期住房财富过低或过高时,消费者依据前期房价波动,反向调整当期消费,即抑制或促进当期消费。数据显示,房价滞后1期和滞后2期均对当前消费产生较显著的短期影响,房价每增长10%,分别依据与预期房价之间的差距反向调整0.80%~0.93%,-0.42%~-1.17%,促进消费向长期均衡调整。从短期综合效果来看,存在抑制作用,为-0.01%~-0.58%,尽管抑制作用小,但在10%的置信水平上统计显著。

表 2 住房财富效应的动态面板模型 GMM 估计结果及稳健性检验

	S-GMM	S-GMM	D-GMM	D-GMM	S-GMM	S-GMM	S-GMM	TDE-OLS	IVGMM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$Incons_{i,t-1}$	0.489*** (5.24)	0.461*** (4.52)	0.451*** (5.67)	0.492*** (6.72)	0.577*** (6.05)	0.591*** (5.28)	0.405*** (5.54)	0.540*** (16.15)	0.740*** (20.94)
$Incons_{i,t-2}$			0.163*** (2.97)	0.163*** (3.41)	0.114** (2.14)	0.088 (1.31)	0.044 (0.41)	0.174*** (5.16)	0.163*** (4.51)
$lninc_{i,t}$	0.644*** (7.92)	0.689*** (7.93)	0.553*** (6.07)	0.567*** (5.55)	0.610*** (8.01)	0.721*** (7.11)	0.584*** (6.89)	0.612*** (17.04)	0.684*** (16.21)
$lninc_{i,t-1}$	-0.278*** (-3.41)	-0.290*** (-3.24)	-0.134 (-1.59)	-0.212** (-2.10)	-0.278*** (-3.35)	-0.407*** (-3.93)	-0.198** (-2.56)	-0.237*** (-5.30)	-0.433*** (-8.14)
$lninc_{i,t-2}$			-0.093* (-1.71)	-0.108** (-2.36)	-0.104* (-1.80)	-0.077 (-0.97)	-0.040 (0.37)	-0.095** (-2.54)	-0.167*** (-4.16)
$lnhpi_{i,t}$	0.015 (0.48)	0.009 (0.29)	-0.010 (-0.24)	0.001 (0.03)	0.039 (1.23)	0.021 (0.65)	0.060 (1.57)	0.004 (0.19)	0.016 (0.86)
$lnhpi_{i,t-1}$	0.059 (1.33)	0.078* (1.98)	0.055 (1.30)	0.080** (2.11)	0.056 (1.21)	0.093** (2.07)	0.076* (1.17)	0.097*** (4.57)	0.069*** (3.00)
$lnhpi_{i,t-2}$			-0.042* (-1.84)	-0.081*** (-3.15)	-0.058** (-2.08)	-0.117*** (-4.25)	-0.091** (-2.62)	-0.098*** (-5.54)	-0.080*** (-4.40)
$lnspi_t$		-0.010 (-1.51)		-0.004 (-0.64)		-0.009 (-1.16)	-0.000 (-0.05)	0.002 (0.37)	-0.011** (-2.05)
$lnspi_{t-1}$		-0.010 (-1.59)		0.017 (1.48)		0.017* (1.77)	-0.023** (-2.04)	-0.023*** (-3.98)	0.006 (0.86)
$lnspi_{t-2}$				0.027*** (3.83)		0.028*** (4.93)	0.010* (1.85)	0.005*** (0.65)	0.019*** (4.11)
$market_{it}$	-0.000 (-0.04)	0.004 (0.59)	0.006 (0.71)	-0.016 (-1.29)	0.004 (0.54)	-0.015* (-1.67)	-0.004 (-0.49)	0.019 (1.33)	
$crisis_{it}$	-0.015** (-2.42)	-0.011 (-1.00)	-0.014** (-2.44)	-0.038** (-2.49)	-0.012* (-1.87)	-0.040*** (-2.74)	0.004 (0.28)		-0.030*** (-2.71)
常数项	0.647*** (4.62)	0.647*** (4.37)			0.400** (2.13)	0.461** (2.39)	0.795*** (3.44)	0.077 (0.36)	-0.032 (-0.51)
调整后的 R <sup>2</sup>								0.988	0.984
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		
AR(2)	0.015	0.011	0.905	0.845	0.230	0.142	0.591		
Hansen	0.125	0.498	0.480	0.236	0.149	0.622	0.423		
Diff-Hansen	0.323	0.930	0.401	0.182	0.357	0.863	0.700		
观测值个数	930	930	837	837	930	930	705	930	744

说明:(1)所有估计使用软件 Stata11.0 和“xtabond2”程序(Roodman,2006)。\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。(2)上述估计中,若股票价格的时间序列与时间虚拟变量及环境虚拟变量存在共线性问题,则剔除共线性的变量,如第(8)列中的  $crisis_{it}$ ,第(9)列中的  $market_{it}$ 。(3)小括号中的值为稳健 t 统计值。(4)AR(1)、AR(2)、Hansen 以及 Diff-Hansen 给出的都是相应统计量对应的 p 值。下表同。

虚拟变量  $market_{it}$  和  $crisis_{it}$  的确对居民消费产生了冲击,尤其是 2008 年的世界金融危机,对居民消费产生了负向冲击,影响系数大约在  $-0.038 \sim -0.014$ ,与现实情况吻合。

### (三) 估计的稳健性

为验证模型估计的稳健性,本文主要从不同计量技术的角度,检验研究结果对不同计量技术的稳健性。除第(1)~(7)列的 GMM 估计外,其他不同的计量技术包含:有时间效应与区域效应的最小二乘估计(TDE-OLS,第(8)列)、广义矩工具变量的面板数据估计(IVGMM,第(9)列)。其中,IVGMM 估计中,仅以滞后因变量作为内生变量,其他变量作为外生变量进行工具变量估计。同时,也应用混合最小二乘估计(POLS)、随机效应估计(RE)、固定效应估计(FE)和有时间效应的最小二乘估计(TE-OLS)技术进行了稳健性估计,因篇幅限制略去相应估计结果。<sup>①</sup>此外,针对估计数据中少量插值数据对估计结果可能产生影响,需剔除文中插值数据进行稳健性检验,估计结果见第(7)列。

表 2 第(7)~(9)列估计结果显示与第(3)~(6)列的 GMM 估计的结果基本一致。第一,所有计量模型显示,消费滞后一阶项系数估计在统计上是显著的,因而均支持动态面板模型估计方法;而且,相应系数在数值上较大,表明消费的确存在很强惯性。第二,收入对消费长期影响的系数估计在统计上显著,大约在 0.6;同时,消费者也会根据前期收入波动,反向调整当前消费,促进居民向长期消费均衡调整。第三,所有计量估计技术均显示,住房价格变动对家庭消费未产生实质性的促进或抑制效应,系数估计值在统计上均不显著。但在短期上,居民面对房价高涨的确存在抑制当前消费的调整行为。环境虚拟变量,尤其是  $crisis_{it}$ ,对居民消费产生了冲击,尽管效应不是很大,但统计上是显著的。第四,剔除文中插值数据,面板变量的估计及其显著性与第(6)列符号完全一致,系数值差异也较小,因而我们的面板估计是稳健的。

## 五 住房财富效应的结构性差异

居民可支配收入对不同地区、不同收入人群的消费传导机制基本相同,但在中国区域分化明显,收入差距扩大的现实国情下,居民家庭的住房财富对不同收入或不同地区人群的消费传导机制则存在明显差异(朱信凯和骆晨,2011)。因此本部分一方

<sup>①</sup> 所有不同估计方法的结果均支持估计的稳健性,有兴趣的读者可向作者索取相关估计结果。

面考察消费滞后项系数与收入及其滞后项系数估计的稳健性;另一方面重点考察住房财富效应在不同收入水平与不同地区的结构性差异。

### (一) 收入水平

根据城镇居民家庭收入水平将样本分为高收入家庭(包含高收入和最高收入家庭)、中偏高收入家庭和中等收入家庭三个组别,考察消费滞后项、收入及其滞后项系数估计的稳健性,考察住房财富效应在不同组别之间的差异,具体结果见表3。其中,第(1)~(6)列为不同收入组别估计的结果。同全样本一样,分别考虑剔除变量  $sp_i$ (表2中第(1)、(3)、(5)列)和包含变量  $sp_i$ (表2中第(2)、(4)、(6)列)的住房财富效应估计。由于系统GMM利用了更多样本信息,因此均采用系统GMM方法进行模型估计;子样本截面数(包含不同地区子样本)在30~33范围内变动,矩估计工具变量采用collapse方法,即对每个变量或每一滞后项确定一个工具变量,控制广义矩风格工具变量的过度问题。

研究结果显示,对不同收入人群,消费滞后项系数估计与前文符号预期一致,且在统计上显著,反映消费增长存在着强惯性(可能是消费习惯形成的效用偏好或者是高额调整成本的问题)以及对冲击反应的迟钝。同样,对不同收入人群,收入及其滞后项系数与前文符号预期一致,并在统计上基本显著,反映了收入波动是影响消费变动和调整的重要因素。因而,对消费滞后项、收入及其滞后项,家庭收入分层子样本的估计结果验证了上文全样本估计的稳健性。此外,系数差异也值得关注:一是消费惯性强度依次是高收入人群(系数在0.71~0.81间)、中偏高收入人群(系数在0.43~0.48间)和中等收入家庭(系数在0.29~0.43间);二是收入对消费的长期影响强度依次是中等收入家庭(系数在0.84~0.89间)、中偏高收入家庭(系数在0.58~0.61间)和高收入家庭(系数在0.48~0.51间)。显然,这些结果与人们基本常识一致。

下面我们重点关注住房财富效应在不同收入水平之间的差异。与全样本估计不同,基于收入分层的子样本估计与前者存在显著差异,即房价变动导致了不同收入人群长短期消费效应的不同,而这种差异可能是因为住房财富对于不同收入人群存在不同的市场传导机制。对高收入家庭而言,短期内,总体存在正向调整的促进效应;但需要引起关注的是,长期内房价高涨对高收入家庭消费产生了挤出效应,即房价每上涨10%,其消费降低1.45%~1.96%,这种效应在10%或5%的水平下显著。由于高收入家庭并不存在流动性等因素的约束,这一估计结果与人们的基本判断相异。我们认为其可能的潜在原因在于:从1999~2010年,中国住房市场整体上一直处于繁荣发展期,考察时间范围较短,仅经历了住房一个周期波动中的高涨期,不能完全反映高收入

表3 收入水平、地区结构与动态 GMM 估计

	高收入人群		中偏高收入人群		中等收入人群		东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\lncons_{i,t-1}$	0.714 *** (4.48)	0.807 *** (6.18)	0.476 *** (3.44)	0.428 *** (4.52)	0.293 * (1.83)	0.431 ** (2.42)	0.509 *** (4.19)	0.413 *** (3.98)	0.708 *** (6.71)
$\lncons_{i,t-2}$	0.106 * (1.73)	0.125 ** (2.47)	0.188 *** (3.18)	0.185 *** (3.38)	0.121 * (1.77)	0.203 *** (2.84)	0.210 *** (2.73)	0.168 * (1.69)	0.145 (1.90)
$\lninc_{i,t}$	0.513 *** (3.98)	0.481 *** (4.33)	0.605 *** (3.18)	0.575 ** (2.63)	0.841 *** (5.12)	0.887 *** (4.97)	0.666 *** (7.05)	0.602 *** (15.36)	0.525 *** (3.86)
$\lninc_{i,t-1}$	-0.235 * (-1.92)	-0.324 *** (-3.67)	-0.247 (-0.97)	-0.223 (-1.15)	-0.116 (-0.54)	-0.267 (-1.06)	-0.293 * (-2.01)	-0.130 * (-1.82)	-0.347 ** (-2.26)
$\lninc_{i,t-2}$	-0.087 ** (-2.06)	-0.066 (-1.33)	-0.141 (-1.36)	-0.127 (-1.26)	-0.180 * (-1.94)	-0.259 ** (-2.64)	-0.169 (-1.65)	-0.110 (-1.24)	-0.155 * (-1.83)
$\lnhp_{i,t}$	-0.196 * (-1.90)	-0.145 ** (-2.10)	0.108 ** (2.04)	0.103 ** (2.32)	-0.116 * (-1.68)	-0.116 * (-1.70)	0.011 (0.32)	0.067 * (1.86)	0.039 (0.98)
$\lnhp_{i,t-1}$	0.292 *** (3.71)	0.261 *** (3.21)	0.008 (0.12)	0.028 (1.15)	0.117 ** (2.25)	0.133 ** (2.59)	0.010 (0.31)	0.000 (0.01)	0.134 ** (2.35)
$\lnhp_{i,t-2}$	-0.133 ** (-2.10)	-0.194 ** (-2.26)	-0.053 (-0.86)	-0.058 (-0.75)	-0.034 (-0.86)	-0.037 (-0.83)	-0.025 (-0.47)	0.005 (0.11)	-0.152 *** (-4.76)
$\lnsp_t$		0.006 (0.43)		-0.007 (-0.64)		-0.009 (-0.89)	0.008 (1.00)	-0.005 (-0.82)	-0.021 (-1.23)
$\lnsp_{t-1}$		-0.002 (-0.06)		0.004 (0.19)		-0.005 (-0.32)	0.003 (0.21)	-0.018 (-1.37)	0.050 ** (2.17)
$\lnsp_{t-2}$		0.042 *** (2.99)		0.017 (1.37)		0.011 (1.13)	0.019 * (1.93)	0.009 (0.65)	0.041 *** (3.42)
$market_{it}$	0.002 (0.07)	-0.007 (-0.28)	0.006 (0.66)	-0.010 (-0.61)	0.013 (1.12)	0.020 (1.27)	-0.016 (-1.36)	0.021 * (1.68)	-0.027 (-1.42)
$crisis_{it}$	-0.041 *** (-3.02)	-0.031 (-0.88)	-0.001 (-0.11)	-0.008 (-0.36)	-0.030 *** (-3.31)	-0.029 * (-1.77)	-0.013 (-0.79)	0.008 (0.48)	-0.087 *** (-2.81)
常数项	0.143 (0.25)	0.040 (0.12)	0.535 (1.39)	0.772 ** (2.38)	0.477 (1.25)	0.134 (0.33)	0.478 * (1.93)	-0.009 (-0.05)	0.446 (1.60)
AR(1)	0.003	0.003	0.001	0.001	0.014	0.009	0.001	0.000	0.000
AR(2)	0.559	0.963	0.749	0.824	0.926	0.841	0.172	0.192	0.146
Hansen	0.191	0.292	0.129	0.085	0.302	0.137	0.477	0.173	0.630
Diff-Hansen	0.606	0.868	0.265	0.714	0.352	0.703	0.574	0.204	0.852
观测值个数	310	310	310	310	310	310	330	300	300

说明:(1)本表均采用系统 GMM 估计方法。(2)区域结构差异性的估计中,也考虑了剔除变量  $sp_t$  的住房财富效应估计,受篇幅限制未列出,有兴趣的读者可向作者索取相关估计结果。

家庭住房财富波动所产生的整体消费效应;而在房价不断高涨的繁荣期,尤其在流动性过剩的宏观背景下,这一时间范围内投资或投机可能成为高收入家庭的长期决策。这可能是导致高收入家庭抑制当前消费的重要原因。当然,高收入家庭作为社会精英阶层,也存在其家庭消费容易转化为企事业单位的成本支出,导致家庭消费数据不准而致估计出现偏差。对中偏高收入家庭,短期内并不存在消费的调整问题,但长期中房价高涨对其消费产生了正向促进作用,其促进效应大约为,房价每上涨10%,其消费增加1.03%~1.08%,这种效应在5%的水平下显著。显然,对中偏高收入家庭而言,房价升高使得该类家庭感觉到更富有,长期内流动性约束并不构成障碍,促进该类收入家庭消费支出增加。对中等收入家庭,房价高涨在长期内对其产生了抑制效应,即房价每上涨10%,其消费降低1.16%~1.164%,尽管与高收入家庭一样存在抑制效应,但其传导机制却并不相同,其潜在原因可能在于,中等收入家庭多为年轻夫妇,在收入预算约束下不得不抑制当前消费,或为未拥有自住住房或需改善住房现状的家庭等,高房价意味着该类家庭必需抑制当前消费增加储蓄,从而增加未来购房能力。

### (二)区域结构

考虑到样本截面数不能太少,根据中国“七五”期间的地区划分,将全样本分为东部地区(包含北京、上海、广东、海南、江苏、山东、天津、辽宁、浙江、福建、河北)、中部地区(包含湖北、湖南、江西、河南、安徽、内蒙古、黑龙江、广西、吉林、山西)和西部地区(包含陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆、云南、重庆、贵州、四川和西藏)3个组别。

表3第(7)~(9)列为不同地区组别估计的结果,因篇幅限制,未给出剔除变量 $sp_t$ 的住房财富效应估计。研究结果显示,对不同地区,消费滞后项系数估计与前文符号预期一致,并在统计上显著。同样,对不同地区,收入及其滞后项系数与前文符号预期一致,并在统计上也基本显著,反映了收入波动是影响消费变动和调整的重要因素。因而,对消费滞后项、收入及其滞后项,不同区域的子样本估计验证了上文全样本估计的稳健性。此外,系数差异也值得关注:一是消费惯性强度最高是西部地区(系数在0.708~0.733间),其次是东部地区(系数在0.452~0.509间)和中部地区(系数在0.410~0.413间);二是收入对消费的长期影响强度依次是东部地区(系数在0.666~0.678间)、中部地区(系数在0.602~0.615间)和西部地区(系数在0.520~0.525间)。显然,这些结果与地区的民族文化、区域经济发展程度的基本现状相关。

下面,我们重点关注住房财富效应在区域之间差异。与全样本估计不同,基于不同区域的子样本估计结果与全样本估计存在显著差异,这种差异可能是因为住房财富在不同地区有着不同的市场传导机制。差异主要体现为,房价变动导致了不同地区长

短期消费效应的差异。对东部地区而言,长短期内,房价变动与消费支出均不存在统计上的促进或抑制效应,这可能是房价的高涨所产生的消费抑制效应(原因在于高收入人群的投资需求及中收入家庭未来住房需求)与其所产生的正向促进效应相互抵消的结果。也可能是东部家庭收入分层数据未包含公共消费数据,或数据仅为户籍收入家庭数据,并不包含非户籍家庭的相关数据而掩盖了住房财富效应。对中部地区,短期内并不存在消费的调整问题,但在长期中,房价高涨对其消费产生了正向促进作用,即房价每上涨10%,其消费增加0.598%~0.67%,这种效应在10%的水平下显著。显然,对中部地区而言,以自住需求为主导的住房市场处于健康发展阶段,房价的繁荣让该区域家庭感觉更加富有,在金融市场日益成熟的趋势下流动性障碍变得更小,均有利于刺激居民的日常消费。西部地区的房价高涨并不存在长期上的统计效应,其内在原因可能与该区域主要为少数民族有关,其消费惯性很强(见消费滞后项系数),使得住房价格波动对其消费的影响并不显著。但在短期内,在5%的显著性水平上产生了较小的抑制效应,其短期综合效应系数为-0.018~-0.001,而这可能与西部地区社会保障程度整体较低,或家庭收入水平整体较低有关。

## 六 主要结论及其政策内涵

根据前文的分析,我们得到如下主要结论,并给出相应的政策内涵:

第一,短期内前期房价上涨10%,居民家庭消费将反向调整0.01%~0.58%;但在长期视角下,房价上涨或住房财富的增加并未影响中国城镇居民的总体私人消费。这一结论意味着,短期内中国政府应采取有力措施促进房价合理回归,这将有助于中国住房民生现状的改善,同时也有利于刺激居民私人消费,进而促进中国经济平稳发展。而在长期,房价高涨与消费无统计上显著关系的结论可能源于,房价高涨对消费的促进效应被中等收入人群和高收入人群的消费抑制效应所抵消,还可能与中国住房消费的“赠遗动机”<sup>①</sup>以及金融体系不完善所产生的流动性障碍等因素有关。这表明,中国现有制度环境下加强房地产宏观调控合理控制房价,从私人消费与投资<sup>②</sup>角度而言,对中国经济增长并无实质性影响。

总之,全样本研究结果显示,加强房地产宏观调控并不会对中国宏观经济增长产

<sup>①</sup> 赠遗,是指对老年人而言,即使住房价格上涨,他们也不太可能通过更替更小的住房来增加当前消费,而是更可能将住房留给后代的一种行为。赠遗动机包含利他遗产动机和策略遗产动机等。

<sup>②</sup> 近期有学者已论证了住房投资并不能引领中国经济增长(张清勇和郑环环,2012)。

生实质性影响,而短期内财富的抑制效应为中国控制房价,有效改善住房民生,促进宏观经济稳定发展提供了相应的证据。

第二,对高收入以及中等收入家庭,长期内存在统计上显著的抑制效应,即房价每增长 10%,长期内两类家庭分别减少 1.45% ~ 1.96% 和 1.16% ~ 1.164% 的消费支出,而对中偏高收入家庭则存在消费的促进作用,即房价增加 10%,长期内将增加该类人群消费支出 1.03% ~ 1.08%。显然,高收入人群与中等收入人群财富抑制效应可能有着不同的内在机理,即住房投资和消费的双重属性在这两类人群中表现极为明显:高收入家庭出于财富增值需求,基于房产升值预期,积极购买住房,以至于有投资过度的现象,应有投资一定程度上取代消费;而对中等收入人群,出于住房刚性需求,通过抑制消费来满足未来住房需要。基于这一结论,本文认为合理控制房价有两个方面的积极意义:一方面,可以有效地增加中等收入居民住房支付能力,增加该类群体住房和非住房消费,进一步提高国内消费需求;另一方面,有利于高收入家庭增加消费,同时将闲置资本向技术附加值较高的产业转移,提高投资效率,增强综合国力。

第三,对中部地区,房价每增长 10%,长期内该区域家庭将增加 0.60% ~ 0.67% 的消费支出,而东部地区房价变动与居民消费支出不存在统计上的显著关系,西部地区仅存在短期上的抑制性调整行为,即减少 0.03% ~ 0.18% 消费支出。对于东部地区,消费与房价无统计上的相关性,可能与户籍家庭整体上不会去兑现住房增值收益以及住房“赠遗动机”有关。而西部地区不存在长期上的统计关系,除存在上述问题外,可能也与西部居民整体保障程度较低(如医疗、养老保障等不健全),未来不确定性较大导致居民增加预防性储蓄有关。中部地区居民可支配收入与地区房价较为协调,房价的上涨给居民带来较大的财富效应。因此,从地区结构而言,为促进住房成为扩大内需的重要手段,政府应积极促进中部地区住房建设,缓解东部省份房价过高压力,也能充分发挥中部地区住房市场的财富效应,刺激私人部门消费,从而促进区域经济发展。

### 参考文献:

陈健、高波(2010):《非线性视角下的中国住房财富效应的测度研究——基于 1996—2008 年省际面板数据的分析》,《广东金融学院学报》第 5 期。

高春亮、周晓艳(2007):《34 个城市的住宅财富效应:基于 panel data 的实证研究》,《南开经济研究》第 1 期。

黄静(2011):《基于 30 个城市非平稳面板计量的住房财富效应实证检验》,《管理评论》第 5 期。

黄静、屠梅曾(2009):《住房财富与消费: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。

李亚明、佟仁城(2007):《中国住房财富效应的协整分析和误差修正模型》,《系统工程理论与实践》第 11 期。

- 骆祚炎(2008):《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》第4期。
- 王子龙、许箫迪(2011):《房地产市场广义虚拟财富效应测度研究》,《中国工业经济》第3期。
- 王子龙、许箫迪、徐浩然(2008):《房地产市场财富效应理论与实证研究》,《财贸经济》第12期。
- 王柏杰、何炼成、郭立宏(2011):《住房价格、财富与居民消费效应》,《经济学家》第5期。
- 王少平(2003):《宏观计量的若干前沿理论与应用》,南开大学出版社。
- 姚玲珍、刘旦(2007):《中国城镇房地产市场财富效应分析——基于生命周期假说的宏观消费函数》,《河北经贸大学学报》第6期。
- 约翰·米尔鲍尔(2005):《经济学与消费者行为》,龚志民译,中国人民大学出版社。
- 张清勇、郑环环(2012):《中国住宅投资引领经济增长吗?》,《经济研究》第2期。
- 朱信凯、骆晨(2011):《消费函数的理论逻辑与中国化:一个文献综述》,《经济研究》第1期。
- Aoki, K.; Proudman, J. and Vlieghe, G. "Houses As Collateral: Has the Link Between House Prices and Consumption in the U. K. Changed?" *Economic Policy Review*, 2002, 8(1), pp.163-177.
- Arellano, M. and Bond, S. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations." *The Review of Economic Studies*, 1991, 58(2), pp. 277-297.
- Arellano, M. and Bover, O. "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models." *Journal of Econometrics*, 1995, 68, pp.29-51.
- Benjamin, J. D.; Chinloy, P. and Jud, G. D. "Real Estate Versus Financial Wealth in Consumption." *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2004, 29(3), pp. 341-354.
- Blundell, R. and Bond, S. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics*, 1998, 87, pp.115-143.
- Bond, S. R. "Dynamic Panel Data Models: a Guide to Micro Data Methods and Practice." *Portuguese Economic Journal*, 2002, 1(2), pp.141-162.
- Bostic, Raphael; Gabriel, Stuart and Gray, Painter. "Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data." *Regional Science and Urban Economics*, 2009, 39, pp.79-89.
- Breitung, J. "A Parametric Approach to the Estimation of Cointegration Vectors in Panel Data." *Econometric Reviews*, 2005, 24(2), pp.151-173.
- Calomiris, Charles; Longhofer, D. Stanley and Miles, William. "The ( Mythical?) Housing Wealth Effect." *National Bureau of Economic Research*, 2009.
- Campbell, Y. John and Cocco, F. Joao. "How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data." *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54, pp.591-621.
- Case, E. Karl.; Quigley, M. John. and Shiller, J. Robert. "Comparing Wealth Effects: the Stock Market Versus the Housing Market." *Advances in Macroeconomics*, 2005, 5(1), pp.1-32.
- Chen, Jie. "Re-evaluating the Association between Housing Wealth and Aggregate Consumption: New Evidence from Sweden." *Journal of Housing Economics*, 2006, 4, pp.321-348.
- Cho, Sungwon. "Housing Wealth Effect on Consumption: Evidence from Household Level Data." *Economics Letters*, 2011, 113, pp.192 - 194
- Ciarlone, Alessio. "Housing Wealth Effect in Emerging Economies." *Emerging Markets Review*, 2011, 12(4), pp. 399-417.
- Dvornak, Nikola and Koehlor Marion. "Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption: A Panel Analysis for Australia." *Economic Record*, 2007, 83(261), pp.117-130.
- Edelstein, H. Robert and Lum, Sau Kim. "House Prices, Wealth Effects and the Singapore Macroeconomy."

*Journal of Housing Economics*, 2004, 13(4), pp.342-367.

Elliott, J. W. "Wealth and Wealth Proxies in a Permanent Income Model." *The Quarterly Journal of Economics*, 1980, 95(3), pp.509-535.

Friedman, Milton. *A Theory of the Consumption Function*. Princeton: Princeton University Press, 1957.

Gali, J. "Finite Horizons, Life-Cycle Savings, and Time Series Evidence on Consumption." *Journal of Monetary Economics*, 1990, 26(3), pp.433-452.

Granger, C. W. J. and Newbold, P. "Spurious Regressions in Econometrics." *Journal of Econometrics*, 1974, 2, pp.111-20.

Hall, E. Robert. "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence." *Journal of Political Economy*, 1978, 86, pp.971-987

Khalifa, Sherif; Seck, Ousemane and Tobing, Elwin. "Housing Wealth Effect; Evidence from Threshold Estimation." *Journal Housing Economics*, 2013, 22, pp.25-35.

Kim, Kyung-Hwan. "Housing and The Korean Economy." *Journal of Housing Economics* 2004, 13(4), pp.321-341.

Levin, Laurence. "Are Assets Fungible? Testing the Behavioral Theory of Life Cycle Savings." *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1998, 36, pp.59-83.

Ludwig, A. and Slok, T. *The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries*. International Monetary Fund, 2002.

Mark, N. C. and Sul, D. "Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long - run Money Demand." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2003, 65(5), pp.655-680.

Mehra, P. Yash. "The Wealth Effects in Empirical Life Cycle Aggregates Consumption Equation." *FRB of Richmond Quarterly Review*, 2001, 87.

Modigliani, F and Brumberg, R. "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-section Data." *FRANCO MODIGLIANI*, 1954: 1.

Pedroni, Peter. "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with An Application to the PPP Hypothesis." *Econometric Theory*, 2004, 20, pp.597-625.

Peltonen, A. Tuomas; Sousa, M. Ricardo and Vansteenkiste, S. Isabel. "Wealth Effects in Emerging Market Economies." *International Review of Economics and Finance*, 2012, 24, pp.155-166.

Roodman, D. "How to Do xtabond2: An Introduction to 'Difference' and 'System' GMM in Stata." *Center for Global Development*, 103, 2006.

Stock, H. James and Wright, Jonathan. "GMM with Weak Identification." *Econometrica*, 2000, 68(5), pp.1055-1096.

Thomson, M. and Tang, K. K. "An Empirical Assessment of House Price Adjustments on Aggregate Consumption." In: *The Australasian Macroeconomics Workshop*, 2004.

Tracy, Joseph; Schneider, Henry and Chan, Sewin. "Are Stock Overtaking Real Estate in Household Portfolio." *Journal of Economic Organization and Behavior*, 1998, 36, pp.59-83.

Tse, R. Y. C.; Man, K. F. and Choy, L. "The Impact of Housing and Financial Wealth on Household Consumption: Evidence from Hong Kong." *Journal of Real Estate Literature*, 2007, 15(3), pp.429-440.

(截稿:2013年5月 责任编辑:王徽)