

房屋拆迁能够提高家庭消费水平吗?

——基于中国家庭金融调查数据的实证分析

柴国俊^{*}

摘要:房屋拆迁能够给普通家庭带来重要的消费冲击。本文基于最新的中国家庭金融微观调查数据,就拆迁行为对家庭消费支出的影响大小和途径做实证分析。描述性统计和平均处理效应方法均表明,拆迁户总体上要比未拆迁户消费更多,但其消费具有异质性。拆迁后仍有两套及以上住房者各类消费均远远高于未拆迁户,而拆迁后变为租房的家庭其平均消费水平甚至低于未拆迁户。进一步回归考察发现,由于寻求社会地位的强度不同,不同类型的拆迁户面对的不确定性并不相同,从而就日后消费问题表现出迥异的行为特征。本文从拆迁角度检验了预防性储蓄理论的适用性,同时对缓解社会矛盾、扩大消费能力具有参考价值。

关键词:房屋拆迁 家庭消费 预防性储蓄 社会地位提升

一、文献与假说

随着城市建设用地的需求剧增和城市化的快速推进,征地拆迁项目不断增加,规模越来越大(如图1所示),由拆迁引起的社会纠纷屡见报端,拆迁冲击后的消费波动备受民众和学术界的关注。据报道,一拨家庭因拆迁补偿谈判不力陷入贫困,京郊拆迁农户则因“冲动消费”重返贫穷^①。厘清拆迁的经济影响不仅能够考察外生冲击对个体消费决策的影响,从理论上扩展同类研究的广度和深度,而且对维护社会稳定、扩大家庭消费具有参考价值和指导意义。

* 柴国俊,河北经贸大学商学院,邮政编码:050061,电子信箱:guojunchai@gmail.com。

本研究得到国家留学基金、河北省高等学校社科研究基金项目“房屋拆迁的驱动机理与经济影响研究”(编号:SQ123007)、河北省社会科学基金项目“住房增值对异质性家庭的消费支出的影响研究”(编号:HB13JJ056)、河北省软科学研究计划项目“房屋拆迁的驱动机理与经济影响研究”(编号:13456109D)、河北经贸大学校级科研基金项目“房产不平等对家庭消费的影响研究”(编号:2013KYQ04)、河北经贸大学高层次人才科研经费及学位办产业经济学重点学科项目资金资助。作者感谢新加坡国立大学符育明教授、美国德州农工大学甘犁教授、西南财经大学金融学院尹志超教授以及西南财经大学经济学院徐舒副教授的数据提供和论文帮助,感谢河北经贸大学杨在军教授、马彦丽教授的论文初稿反馈,同时感谢匿名审稿人的建设性评论。当然,文责自负。

①前者见2009年11月21日《华西都市报》的《补偿谈不拢 六旬老汉树上住三月》,http://wecdaily.scol.com.cn/epaper/hxdsb/html/2009-11/21/content_119945.htm;后者见2010年6月14日《瞭望新闻周刊》的《京郊农民迎“拆迁盛宴” “冲动消费”潜伏返贫危机》,http://news.xinhuanet.com/2010-06/14/c_12221021.htm。

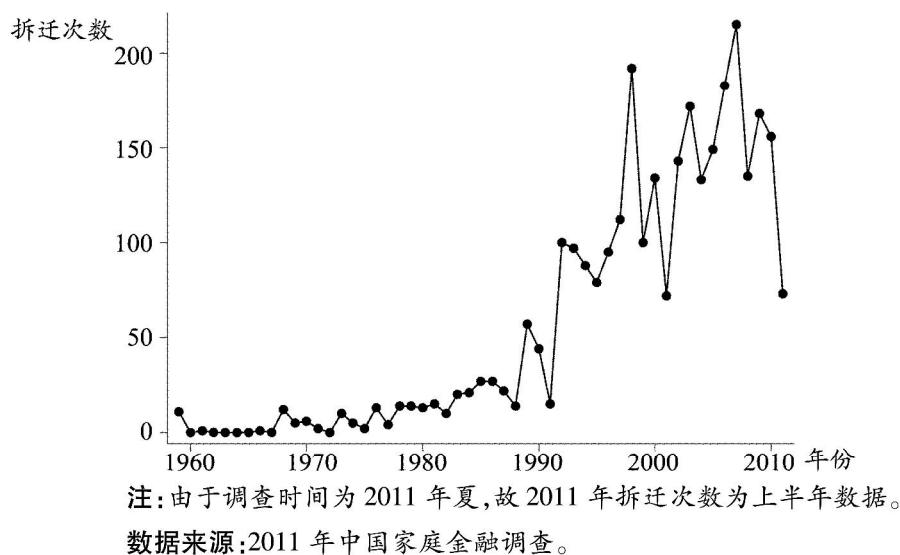


图1 我国拆迁活动趋势

拆迁根据主观上是否愿意迁移,大体分为自愿移民和非自愿移民两类。前者是为改善生产生活条件或与家人团聚主动变迁居住地点,后者则指迫于工程建设、重大社会事件等现实原因而不得不迁移外地的情况(胡静,2007;钟涨宝、杜云素,2009)。世界银行曾制定业务手册实施非自愿移民安置工作,认为这些非自愿移民主要起因于强制性征地或限制性利用法定公园和保护区并对其生产生活造成不利影响。这类文献大多集中在社会学领域,经济学视角学术研究尚少(胡静,2007)。

事实上,房屋拆迁对家庭消费支出有重要影响。调查表明,房屋作为耐用品和不动产,占据中、美家庭总资产比重分别高达38% (Bertaut and Star - McLuer, 2000; 1998年数据)、40% (甘犁等,2012; 2011年数据)。尽管某个家庭经历拆迁后会获得一定的货币补偿或房屋补偿,补偿的多寡和公平性、先期占有的住房存量、收入流的稳定性均能够直接影响到家庭户不同时期的消费决策。国内学者王慧娟等(2009)通过分析南京QQ村现实,发现征地拆迁对老年人的生产生活造成重要影响,住房保障、养老保险和权益保障方面需加强重视。张军涛和刘建国(2008)则以大连市调查问卷为基础,考察房屋拆迁户拆迁前后居民生活的变化得出,拆迁改造后城市景观得到改观,但人文自然环境、安全性和生活便利性对不同的人群呈现显著差异,拆迁补偿机制不完善导致补偿过低。^①以上典型文献对拆迁的社会影响问题作了案例分析,然而囿于缺乏数据等条件,拆迁对消费的影响大小和途径尚需深入探究。

一般地讲,有保险的家庭其储蓄欲望相对较小而消费能力相对较强,这是因为社会保障体系能够降低经济参与者面对未来的不确定性,从而减少其预防性储蓄(Hubbard, et al., 1995)。影响“预防性”储蓄的另一个渠道是改变社会地位,人们为提升参照群体内部的社会地位而增加储蓄(Jin, et al., 2011)。生命周期理论和持久收入理论则告诉我们,个体消费取决于持久收入或一生财富水平,外在财富冲击会促使理性的消费者平滑并变动日后消费需求(Modigliani and Brumberg, 1954; Friedman, 1957)。市场化改革以来教育(马双等,2009)、医疗(Wagstaff and Pradhan, 2005; 白重恩等,2012)、就业(Meng, 2003)等领域的冲击表明人们的预

^①另外,叶剑平和田晨光(2010)利用博弈方法分析城市房屋拆迁行为,并在法律制度、行政管理和操作实施方面提出政策建议。

防性储蓄确实存在,住房改革的实证研究则显示生命周期理论的适用性(尹志超、甘犁,2009)。然而就我们所掌握的国内外文献,目前还没有从住房拆迁冲击角度关于这两大假说的经验研究。实际上,房屋拆迁补偿能够增强家庭长期消费水平,同时家庭重要资产的损失又会加大人们的未来收支风险或提升社会地位动力进而限制其消费能力,两种效应的综合效果则因家庭而异。也就是说,房屋拆迁未必能够提高家庭消费水平,拆迁户异质性很大程度上影响其家庭消费支出。根据预防性储蓄理论,租房者及低收入群体预防不确定性能力有限,房屋拆迁冲击使这类家庭经济状况变得糟糕。相对地,家产雄厚的家庭受到的不确定性冲击较小,依照生命周期假说预测,这类家庭会将得到的补偿平滑到日后的消费支出中,当然也可能出现不理性的“冲动消费”现象。

我们依次归结为如下几个假说。

假说 1:房产损失会加大家庭的不确定性进而限制其消费能力。

假说 2:房屋拆迁补偿能够增强家庭长期消费水平。

验证预防性储蓄理论后,可进一步探究其具体作用机制,厘清某种具体机制会增进民众和政府部门对预防性储蓄的理论认识和决策能力。预防性储蓄是人们为应对不确定性而增加的储蓄,正如风险来源,既包括时间维度自身的收支风险,也有来自空间维度的参照周边群体收支状况对自身的“威胁”风险,或称地位寻求(status seeking)。一般认为,穷人比有钱人更有动力积累财富来提升社会地位(Long and Shimomura, 2004),消费冲击不大。

假说 3:社会地位寻求动机越强,拆迁户中多套住房者比租房者消费显著下降得越大。

假说 4:社会保障越好,租房者比多套住房者消费显著下降得越大。

上述 4 个直观的理论推断需要以高质量的微观数据为基础采用合适的计量技术进行深入细致的实证检验。

本文的贡献和创新在于,利用 2011 年中国家庭金融调查数据(CHFS),首次就拆迁行为对家庭消费支出的影响大小和途径做实证分析,试图检验预防性储蓄假说和生命周期假说在住房拆迁领域的适用性,特别是预防性储蓄假说的社会地位提升作用机制,能够为缓解社会矛盾、扩大家庭消费的决策制定提供参考思路。文章第二部分介绍数据和方法,第三部分为描述性统计,第四部分是实证分析结果,最后给出全文结论和政策含义。

二、数据与方法

(一) 数据介绍

中国家庭金融调查数据的获取为开展拆迁研究奠定了坚实的数据基础。家庭金融是继资产定价、公司金融之后的现代金融学第三大分支(Campbell, 2006),在西方国家很受重视,如美国消费者金融调查(SCF)、欧洲家庭金融和消费调查(HFCS)、英国金融研究调查(FRS)等都在积极开展这方面的调查研究工作。最近,国内学者开始关注家庭金融领域,具体可参考王江等(2010)的文献综述。这是由于考察家庭金融不仅能够厘清家庭资产配置是否符合传统金融理论的假说和推理,还对我国转型经济决策及市场分析有着重要的实践指导意义。中国家庭金融调查由中国人民银行同西南财经大学合作发起,旨在全国范围内收集有关家庭资产、负债、收入和支出等方面的微观信息,以促进我国对家庭的经济行为和社会行为、国家在金融领域的宏观调控等基础认识与科学的研究。^① 分别按照人均国内生产总值(GDP)、非农人口比重

^① 更多信息可参考《中国家庭金融调查报告(2012)》或其官方网站 <http://chfs.swufe.edu.cn>。

对区县及村(居)委会两次分层 PPS 抽样,并按村(居)委会平均房价高低对家庭户作进一步重点抽样之后,该项目于 2011 年 7—8 月顺利进行第一轮入户 CAPI 调查,走访全国 25 个省(自治区、直辖市)、80 个区县、320 个村(居)委会,共获得 8 437 户有效数据。分阶段分层 PPS 抽样并按实际抽样事后给出概率权重,通过这种科学抽样和质量控制得到的一手基础性调查为本文统计分析拆迁问题作了很好的数据铺垫。相对于宏观统计数据或商业数据,上述微观调查数据能够阐述清楚拆迁行为对家庭消费支出的微观机理,考察对象随机性强,得出结论令人更为信服。去除异常值和严重缺失值后,我们得到 8 322 个样本做如下实证研究。

(二) 计量方法

本文关于测度拆迁家庭异质性对其家庭消费的影响的计量方法包括两类:平均处理效应(ATE)和多元回归,下面重点介绍 ATE 方法。

拆迁补偿多寡和公平性涉及到这些拆迁户的消费水平变动问题。对于多套住房家庭而言,拆迁补偿可能会提升奢侈品、耐用品等非经常性消费支出,而对于只有一套房被拆后变为租房者而言情况可能不容乐观。现实中,我们只观察到拆迁这种处理效应发生与否的两种状态,限于横截面数据特性,不能采用经典的倍差法(DID)来处理,只能利用平均处理效应计量模型估算这种拆迁冲击下的消费的样本平均处理效应。具体可采用最近发展的配对估计方法简单配对估计(simple matching estimators)或纠偏的配对估计(biased – corrected matching estimators)来拟合拆迁行为的对立状态消费水平。两种估计的区别是,简单配对估计量在有限样本情况下将会有偏,纠偏的配对估计能够进一步最小化偏差,故计量上更为可靠(Abadie and Imbens, 2002),如下拟合中采用纠偏的配对估计方法。

利用配对估计的 ATE 计量模型能够估算拆迁对消费的冲击,式(1)、式(2)分别为消费 Y 的总体和样本平均处理效应。

$$\tau^{pop} = E \{ Y(1) - Y(0) \} \quad (1)$$

$$\tau^{sample} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \{ Y_i(1) - Y_i(0) \} \quad (2)$$

实际上,人们只观察到拆迁这种处理效应 W 发生与否,发生其值为 1,否则为 0。故家庭消费水平度量如式(3)所示:

$$Y_i = Y_i(W_i) = \begin{cases} Y_i(0), & \text{如果 } W_i = 0 \\ Y_i(1), & \text{如果 } W_i = 1 \end{cases} \quad (3)$$

如前所述,消费对立状态可以采用简单配对估计或纠偏的配对估计方法^①拟合,其中纠偏配对估计量如式(4)所示。

$$\hat{Y}_i(0) = \begin{cases} Y_i & \text{如果 } W_i = 0 \\ \frac{1}{\#\Gamma_M(i)} \sum_{l \in \Gamma_M(i)}^N (Y_l + \hat{\mu}_0(X_i) - \hat{\mu}_0(X_l)) & \text{如果 } W_i = 1 \end{cases} \quad (4)$$

$$\hat{Y}_i(1) = \begin{cases} \frac{1}{\#\Gamma_M(i)} \sum_{l \in \Gamma_M(i)}^N (Y_l + \hat{\mu}_1(X_i) - \hat{\mu}_1(X_l)) & \text{如果 } W_i = 0 \\ Y_i & \text{如果 } W_i = 1 \end{cases}$$

这里, $\mu_w(X_i) = E(Y(w)|X=X_i)$, $w=0,1$, $\Gamma_M(i)$ 代表家庭 i 的尽可能接近第 M 个配对序

^①STATA 软件已将这些计量方法集成为 nnmatch 并植入,具体可参考 Abadie 等(2004)。

号的集合。将式(4)代入式(2)即可计算出某个家庭拆迁前后消费的变动。关于配对估计下 ATE 方法的详细说明可参考 Abadie 和 Imbens(2002)。进一步地,我们细分拆迁户类型,分别考察其家庭消费特征即可验证生命周期假说和预防性储蓄假说在拆迁领域的适用性。

预防性储蓄是人们为应对不确定性而增加的储蓄,如前所述,它既包括时间维度自身的收支风险,也有来自空间维度的周边参照群体收支状况对自身的“威胁”风险。为了进一步检验预防性储蓄假说的这两种具体作用机制,我们做如下多元回归分析:

$$c_i = \alpha Houseno2_i + \delta gini_i + \gamma Houseno2_i \times gini_i + X\beta + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$c_i = \alpha Houseno2_i + \delta cover_i + \gamma Houseno2_i \times cover_i + X\beta + \varepsilon_i \quad (6)$$

其中, c 代表各种家庭消费, X 为控制变量。 $Houseno2$ 表示家庭拆迁后住房套数不小于 2 还是等于 0,即若拆迁后住房套数大于或等于 2 则该虚拟变量为 1。拆迁后租房家庭其值为 0,故这里样本限定为发生过拆迁行为的家庭,且其拆迁后或无住房或仍有不少于两套住房。(5)式的 $gini$ 代表空间维度同类家庭收入的风险测度,类同 Jin 等(2011)的做法,用同一社区(或区县)内户主年龄上下若干岁家庭的收入基尼系数表示。(6)式的 $cover$ 表示其是否具有社会保障,代表时间维度的风险测度。两式中的交叉项系数 γ 度量某种预防性储蓄下两套及以上住房^①拆迁户相对于拆迁后租房家庭的消费变化,是我们感兴趣的系数,观察其正负及显著性即可检验预防性储蓄理论具体作用机制。比如,若发现(5)式 γ 显著为负,就表明符合假说 3 推断。

三、描述性统计

CHFS 将家庭通常按月支出的伙食费、住房租金、水电等费用、日常用品支出、家政服务费、本地交通费、汽车租金支出、通信费和文化娱乐支出界定为经常性消费支出,将按年支出的衣着饰品支出、住房租金、住房修扩支出、暖气费支出、家庭耐用品支出、奢侈品支出、教育培训支出、家用交通工具支出、旅游探亲支出、医疗保健支出归结为非经常性消费。因此,家庭消费大体划分为经常性消费和非经常性消费^②两大类。表 1 显示,无论中位数还是平均值^③,拆迁户比未拆迁户要消费更多。具体分析拆迁户,拆迁后变为租房的家庭其平均消费水平甚至低于未拆迁户,仅经常性消费及总消费的中位数略高于未拆迁户,而拆迁后仍有多套房家庭的消费平均数和中位数均远远高于未拆迁户,初步反映出拆迁行为对不同类型的家庭经济冲击是不同的。

表 1 拆迁户与未拆迁户消费对比

		经常性消费(元)	非经常性消费(元)	总消费(元)	观测值(个)
拆迁户(租房者)	平均值 中位数	1 888.78 1 589.00	8 574.21 4 627.00	31 135.77 26 635.39	119
拆迁户(多套房者)	平均值 中位数	3 507.38 2 388.00	12 642.91 10 200.00	54 518.93 37 162.00	155
拆迁户(全部)	平均值 中位数	2 297.51 1 756.00	9 492.42 5 500.00	36 972.95 29 560.00	920
未拆迁户	平均值 中位数	2 077.76 1 499.34	9 079.36 5 500.00	33 946.75 25 954.00	7 402

^①简洁起见,如下正文中“两套及以上住房”及“多套房”代表同样的意思,经常互换。

^②这里“住房租金”较为特殊,若按月、季度或半年等短期频率缴纳租金,则算作经常性消费;若按年、两年等长期频率缴纳则属非经常性消费。

^③一般地,平均数能够代表样本总体情况,而中位数反映样本分布,避免异常值对结果的影响。

图2描绘出(总体及分类型)拆迁户同非拆迁户的总消费支出的变化趋势。观察图2容易看出,拆迁户的消费前3年远高于非拆迁户平均水平,随后3年又有增长。这表明,总体上看,拆迁对总消费的冲击时间存在周期性,且正冲击至少在3年以上,随后的消费波动逐渐趋于正常。图3则表明,拆迁户内部会因拆迁后拥有的房产多寡出现家庭消费方面的很大差异。拆迁后租房的家庭其消费支出曲线更多地处于未拆迁户消费均值下侧,负向影响至少在5年左右,而拆迁后仍有两套及以上住房的住户大多年限位于上方,拆迁后的消费波动甚至长达13年之久。有趣的是,拆迁后租房者当年支出大幅增加,而多套住房者正好相反。这种消费暂时变化与上表总体消费冲击事实相对照,需利用更多的信息另外研究。

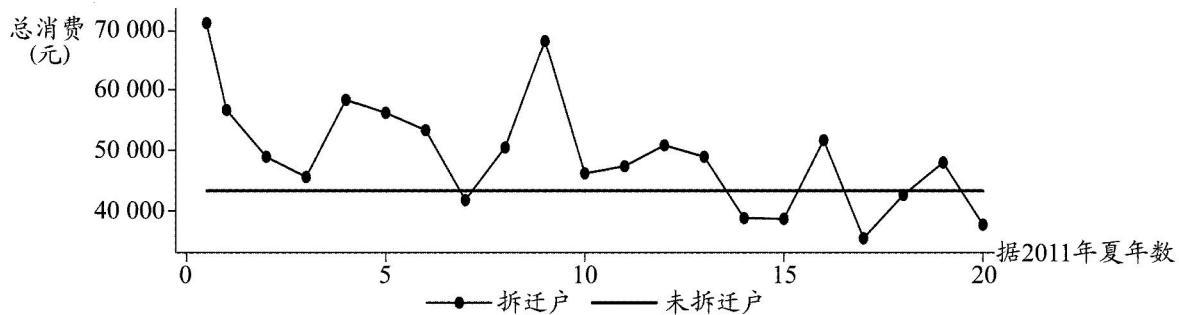


图2 拆迁户与未拆迁户的总消费时间变化对比

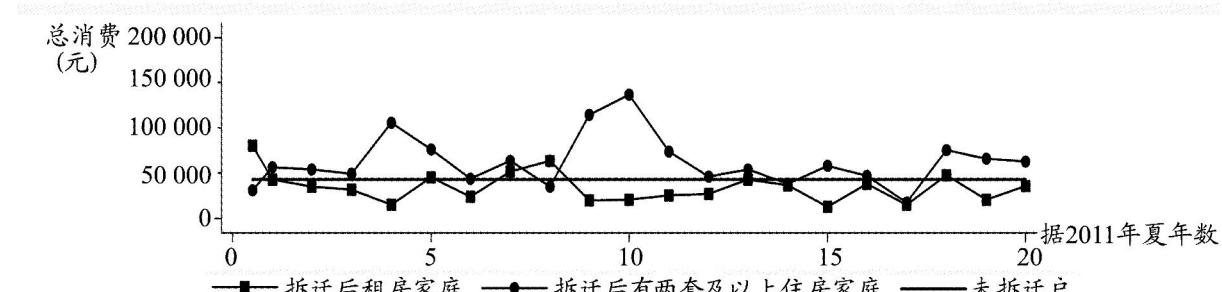


图3 不同类型拆迁户与未拆迁户的总消费时间变化对比

四、实证分析

我们首先采用平均处理效应方法来分析拆迁行为对不同家庭消费支出的冲击,以验证预防性储蓄假说和生命周期假说的适用性,然后进一步分析家庭异质性对其消费的影响,最后检验预防性储蓄具体作用机制。

(一) ATE 分析

ATE 的被解释变量是家庭经常性消费、非经常性消费或总消费。依据以往文献及问卷情况,解释变量包括拆迁面积、拆迁补偿额、拆迁补偿满意度等拆迁信息,受访者房子所在地区类型、现住房是否租赁、拥有常见车辆数、家庭收入^①、家庭规模等家庭背景信息,以及户主年龄、户主学历等重要家庭成员信息。表2列出采用ATE纠偏配对估计方法的分析结果。不难看出,拆迁后租房的家庭的经常性消费、非经常性消费乃至总消费均显著为负,表明即使在补偿下,这类拆迁户各类消费支出也显著下降,即拆迁的经济冲击明显。具体而言,拆迁后租房的

^①这里家庭收入包括家庭成员工资性收入、经营性收入、投资性收入和转移性收入等。为避免受异常值的影响,如下实证分析中截除全部样本首尾5%的样本。

家庭的经常性消费、非经常性消费、总消费相对于未拆迁的家庭分别显著下降 329.79 元、6 945.65 元、10 850.31 元。相对地,拆迁后仍有两套及以上住房的家庭各类消费均显著为正,进一步反映出占有多套住房的家庭的消费支出并未缩减,反而由于拆迁补偿大幅增加了。如表 2 最后一行,我们将全部样本做拆迁对比分析,发现结果或者不太显著或者方向不一致,暗示笼统地考察拆迁冲击对家庭消费的影响并不可取。

表 2 ATE 分析结果

被解释变量		估计结果
拆迁后租房者	经常性消费(元)	-329.79(-2.27)
	非经常性消费(元)	-6945.65(-7.09)
	总消费(元)	-10850.31(-6.26)
拆迁后有多套房家庭	经常性消费(元)	884.68(3.83)
	非经常性消费(元)	5130.45(3.38)
	总消费(元)	15807.22(4.31)
拆迁(全部样本)	经常性消费(元)	617.10(3.38)
	非经常性消费(元)	-2931.19(-6.43)
	总消费(元)	4210.24(1.79)

注:括号内数字为系数对应的 t 值,标准差采取稳健性标准差。这里的配对数为 4。

(二) 拆迁家庭异质性的深入分析

我们细分消费支出能够捕捉更多信息。简单计算表明,拆迁后租房的家庭下降最多的支出分别是家政服务费(-100%)、奢侈品支出(-98.36%)、汽车租金支出(-78.39%),其中第一项和第三项为经常性消费,增加最多的当然是租房成本^①,如表 3 所示。相对地,拆迁后仍有两套及以上住房的家庭其消费增加最多的是奢侈品支出、家政服务费、文化娱乐支出,较未拆迁户对应支出增长率分别达 2 733.73%、1 222.27%、391.82%。剧增的奢侈品消费折射出拥有多套住房的家庭“冲动消费”行为,并不符合生命周期假说中的理性消费,需要政府适当引导。

事实上,拆迁户存在着不同的个体特征,即异质性。进一步考察不同拆迁户的异质性特征能够深入理解为何拆迁行为对不同家庭的消费影响迥异。正如表 3 显示,尽管拆迁后只能租房住的家庭对拆迁补偿较为满意,但客观上户主学历偏低、年龄较大、家庭规模较小。租房家庭和多套住房家庭在社会保险参与率方面差别不显著。那么,是否由于拆迁年份距调查时刻迟早导致的消费差别呢?我们统计得出,拆迁后租房家庭与拆迁后多套住房家庭的拆迁时间对比 t 值并不显著。综上所述,拆迁后租房的家庭较拆迁后仍有多套住房的家庭在社会保障方面劣势不显著。我们对拆迁补偿方式分析进一步发现,拆迁冲击下租房家庭完全没有拆迁补偿的比例竟高达 20.34%,远高于多套房家庭对应的 6.33%^②,表明这类家庭在谈判能力上处于弱势地位,这可能会提升他们寻求社会地位的强烈动机。事实上,空间收入风险对比表

^①这些家庭增加最多的当然是租房成本,算作经常性消费的租房成本增加 386.65%,算作非经常性消费的租房成本增加 599.75%。篇幅所限及研究重点原因,表 3 中未列出。

^②这两处数据均来自作者对 CHFS 拆迁模块的统计分析,篇幅所限未详细列出,感兴趣的读者可以向作者索要结果。

明，二者差距 t 值达 4.9；拆迁后租房家庭愿为退休结余钱的比重远高于拆迁后仍有两套及以上住房的家庭 14 个百分点，亦较为显著。Long 和 Shimomura(2004)曾研究发现，收入较低的家庭更愿意通过积累财富来提升社会层次。正是由于寻求社会地位的强度不同，使得不同类型的拆迁户面对的不确定性并不相同，从而就日后的消费问题表现出迥异的行为特征，初步符合预防性储蓄理论和社会地位提升判断，即假说 1 和假说 3 成立。

表 3 拆迁户的消费细分及异质性特征

	拆迁后租房家庭	拆迁后有多套住房家庭	二者差距的 t 值
变化最大的前三项消费	家政服务费 (-100%)	奢侈品支出 (2733.73%)	-
	奢侈品支出 (-98.36%)	家政服务费 (1222.27%)	-
	汽车租金支出 (-78.39%)	文化娱乐支出 (391.82%)	-
户主社会保险参与率	55.31% (0.50)	61.95% (0.49)	-1.11
愿为退休结余钱比重	64.72% (0.48)	50.41% (0.50)	2.39
空间收入风险	0.50 (0.19)	0.61 (0.16)	-4.90
户主年龄	55.09 (14.49)	50.75 (12.75)	2.64
户主学历	3.33 (1.47)	3.65 (1.79)	-1.58
家庭规模	2.50 (1.15)	3.97 (1.81)	-7.74
拆迁补偿满意度	4.16 (1)	3.53 (1.13)	4.88
拆迁据调查年数	11.67 (11.86)	13.10 (12.81)	-0.95

注：表格最后六行中间两列括号外的数值为对应的均值，括号内为对应的标准差。

(三) 影响机制的进一步回归分析

为了进一步验证预防性储蓄理论的具体原因，我们分别根据模型(5)和(6)做计量回归。如表 4 所示。前 3 列均为模型(5)社会地位的空间风险检验，后 3 列为模型(6)的社会保障检验。这里检验社会保障用户主是否购买社会养老保险度量^①，检验空间收入风险则用同一村(居)委会的户主年龄上下 10 岁以内的组别的家庭收入基尼系数表示。控制变量包括：拆迁面积、拆迁补偿额、拆迁补偿满意度等拆迁信息，受访者住房所在地区类型、家庭收入、拥有常见车辆数、家庭规模等家庭背景信息，户主年龄、户主学历等重要家庭成员信息，以及东中西部地区变量。观察表 4 结果不难发现，前 3 列显示空间收入风险及其与拆迁虚拟变量交叉项系数较为显著，总消费和经常性消费这一系数分别高达 -1.01^② 和 -1.39。经济学含义是，两套及以上住房的家庭拆迁后由于社会地位提升动机较弱，其经济消费水平相对拆迁后租房家庭尤其显著降低。计量回归方法进一步表明同伴收入风险越大，也即社会地位寻求动机越强，租房者的消费支出受拆迁冲击越不显著，而拆迁户中多套住房者的地位寻求动机较弱，故比租房者消费显著下降得更大，符合社会地位提升动机假说 3。相对地，后 3 列表明，尽管社会保障系数及交叉项系数较为显著，但传统经济意义上无法解释，违背社会保障好的家庭消费冲击较小的假说 4，可能从拆迁后租房户消费保持刚性来寻求更高社会地位动机得到一些启示。其

^① 社会保障也可以用户主是否具有医疗保险度量，回归结果非常类似。感兴趣的读者可以向作者索要结果。

^② 系数 -1.01 的 P 值为 0.12，虽大于通常显著性水平，但仍然较为显著。

他变量回归结果同以往研究相一致,如收入基尼系数越大消费水平越低,社会保障能够提升消费支出等,不再赘述。

表 4 异质性拆迁户对消费的反面对比

被解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	被解释变量	模型(4)	模型(5)	模型(6)
	总消费	经常消费	非经常消费		总消费	经常消费	非经常消费
拆迁后是否有多套住房	0.78 * (0.40)	1.03 ** (0.43)	0.36 (0.56)	拆迁后是否有多套住房	0.44 *** (0.15)	0.42 *** (0.15)	0.25 (0.26)
基尼系数	-0.76 ** (0.31)	-0.66 ** (0.33)	-0.55 (0.76)	有无社会保障	0.42 *** (0.15)	0.38 *** (0.14)	0.30 (0.28)
交叉项	-1.01 (0.64)	-1.39 ** (0.68)	-0.47 (0.92)	交叉项	-0.50 ** (0.20)	-0.42 * (0.22)	-0.32 (0.32)
观测数	268	269	270	观测数	268	269	270
R ²	0.60	0.60	0.35	R ²	0.57	0.56	0.35

注:模型(1)、(2)、(3)为空间风险检验,模型(4)、(5)、(6)为社会保险检验。各列括号内数值是异方差稳健性标准误。上标“*”、“**”“***”分别表示 10%、5% 和 1% 统计水平上显著。各列均控制拆迁面积、拆迁补偿额、拆迁补偿满意度、受访者住房所在地区类型、家庭收入、拥有常见车辆数、家庭规模、户主年龄、户主学历和东中西部地区等。

五、结论及政策含义

目前,房屋拆迁已经成为我国非常突出的经济问题和社会问题,拆迁行为对家庭的经济冲击值得学术界关注。本文基于最新的中国家庭金融微观调查数据,采用描述性统计和平均处理效应方法均发现,拆迁户总体上要比未拆迁户消费更多,但拆迁户家庭消费具有异质性。拆迁后租房的家庭其平均消费支出显著下降,拆迁的经济冲击明显。相对地,拆迁后仍有两套及以上住房的家庭各类消费并未缩减,反而由于拆迁补偿大幅增加。拆迁对总消费的冲击时间存在周期性,且正冲击至少在 3 年以上。进一步考察不同类型的家庭特征发现,平均意义上拆迁后只能租房住的家庭其户主年龄较大、学历较低,但提升社会地位的动机更强。正是由于寻求社会地位的强度不同,不同类型的拆迁户面对的不确定性并不相同,从而就日后消费问题表现出迥异的行为特征:拆迁户中多套住房者比租房者消费显著下降,而租房者的消费支出并未由于拆迁冲击显著下降。本文较好地实证检验了预防性储蓄假说特别是社会地位寻求假说在住房拆迁领域的适用性,但生命周期理论和社会保障推测不明显。

上述结论具有直观而重要的政策含义。首先,基层政府在补偿拆迁损失时应区别对待不同的家庭,以缓解社会矛盾。对于拆迁后无住房的家庭要考虑到他们日后生计问题尽可能多地给予优惠和帮助,因为这类家庭更多地属于户主年龄大、学历低的人群;而对于拥有多套住房的家庭可以从严并分期补偿,引导他们升级消费或投资实业,避免出现因补偿款剧增引发的奢侈品“冲动消费”行为。其次,关注同伴“威胁”尤其拆迁租房家庭寻求社会地位动机而并非完善社会保障体系,是提升家庭消费水平的有力措施。社会保障完善与否本质上无法由政府拆迁补偿来解决,但各级政府和官员能够为个体寻求社会地位创造很好的流动机制,消除普通家庭消费决策的后顾之忧。鉴于社会的弱势地位,拆迁后租房家庭的消费支出较为刚性,而拆迁后仍拥有多套住房者其拆迁冲击相对会更大些,这也提醒研究者寻找更多证据来印证拆迁领域的社会地位提升理论。最后指出的是,住房存量多寡导致的消费差别成为当前影响家庭消费乃至扩大有效需求的重要因素。住房资产不平等使得吸收外在风险能力不同,进而引起

消费水平出现差距。多套住房的家庭能够利用其财产性收入或信贷能力对消费起到自保险 (self - insurance)作用(陈玉宇、行伟波,2006; Blundell, et al. ,2008),故拆迁负面冲击很小;而拆迁后“无立锥之地”的家庭对外在冲击缺乏消费保险能力,故支出骤减。因此,适时征收财产税(property tax)以缓解房产不平等状况,是进一步扩大整个社会家庭消费能力的长久之计。当然,社会保障和消费保险是不同的概念,否定社会保障在房产拆迁领域的适用性并不意味着异质性家庭下消费保险的具体作用机制也不适用,这尚需另外深入研究。

参考文献:

1. 白重恩、李宏彬、吴斌珍,2012:《医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据》,《经济研究》第 2 期。
2. 陈玉宇、行伟波,2006:《消费平滑、风险分担与完全保险——基于城镇家庭收支调查的实证研究》,《经济学(季刊)》第 6 卷第 1 期。
3. 甘犁、尹志超、贾男、徐舒、马双,2012:《中国家庭金融调查报告 2012》,西南财经大学出版社。
4. 胡静,2007:《非自愿移民相关研究综述》,《湖北经济学院学报(人文社会科学版)》第 4 卷第 7 期。
5. 马双、甘犁、高香花,2009:《“收入冲击”对家庭营养结构的影响分析——来自高等教育改革的“自然实证”》,《管理世界》第 5 期。
6. 王江、廖理、张保金,2010:《消费金融研究综述》,《经济研究》增刊。
7. 王慧娟、施国庆、贾永飞,2009:《征地拆迁对城市郊区老年农民生活影响研究——以南京市 QQ 村为例》,《中国软科学》第 5 期。
8. 叶剑平、田晨光,2010:《我国城市房屋拆迁的制度缺陷与路径选择》,《华中师范大学学报(人文社科版)》第 5 期。
9. 尹志超、甘犁,2009:《中国住房改革对家庭耐用品消费的影响》,《经济学(季刊)》第 9 卷第 1 期。
10. 张军涛、刘建国,2008:《城市房屋拆迁改造对居民生活影响研究》,《财经问题研究》第 1 期。
11. 钟涨宝、杜云素,2009:《移民研究述评》,《世界民族》第 1 期。
12. Abadie, A. , D. Drukker, J. L. Herr, and G. W. Imbens. 2004. “Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata.” *The Stata Journal*, 4(3):290 – 311.
13. Abadie, A. , and G. W. Imbens. 2002. “Simple and Bias – Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects.” NBER Working Paper 283.
14. Bertaut, C. C. , and M. Starr – McMluer. 2000. “Household Portfolios in the United States.” Working Paper of Federal Reserve System in America, 2000 – 26.
15. Blundell, R. , L. Pistaferri, and I. Preston. 2008. “Consumption Inequality and Partial Insurance.” *The American Economic Review*, 98(5): 1887 – 1921.
16. Campbell, J. Y. 2006. “Household Finance.” *The Journal of Finance*, LXI(4), 1553 – 1604.
17. Friedman, M. 1957. *A Theory of the Consumption Function*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
18. Hubbard, R. G. , J. Skinner, and S. P. Zeldes. 1995. “Precautionary Saving and Social Insurance.” *Journal of Political Economy*, 103(2): 360 – 399.
19. Jin, Ye , Hongbin Li, and Binzhen Wu. 2011. “Income Inequality, Consumption, and Social – Status Seeking.” *Journal of Comparative Economics*, 39(2):191 – 204.
20. Long, NgoV. , and K. Shimomura. 2004. “Relative Wealth, Status – Seeking, and Catching – Up.” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 53(4): 529 – 542.
21. Meng, X. 2003. “Unemployment, Consumption Smoothing, and Precautionary Saving in Urban China.” *Journal of Comparative Economics*, 31 (3): 465 – 485.
22. Modigliani, F. , and R. Brumberg. 1954. “Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of the Cross Section Data.” In *Post – Keynesian Economics*, ed. K. Kurihara, 388 – 436. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press.
23. Wagstaff, A. , and M. Pradhan. 2005. “Health Insurance Impacts on Health and Nonmedical Consumption in a Developing Country.” The World Bank Policy Research Working Paper Series 3563.

Can Housing Demolition Increase Household Consumption Level: An Empirical Analysis Based on CHFS

Chai Guojun

(The School of Business, Hebei University of Economics and Business)

Abstract: Demolition, or just called Chaiqian, can bring great shocks to the expenditure of ordinary family. Based on the China Household Finance Survey(CHFS) dataset, the paper empirically analyses magnitude and mechanism of the impact of Chaiqian on households' expenditure. Summary statistics and average treatment effect methods show that, households experiencing Chaiqian seem to consume more than those without Chaiqian, but the former have heterogeneous traits. Households with over 2 houses after Chaiqian will consume more than those without that experience while renters after Chaiqian will on average have lower expenditure level than those without Chaiqian. To investigate further, we find that the difference of degree of seeking social status between renters and more-house families makes the uncertainty faced by households with Chaiqian different, leading to different consumption behaviors. The paper testifies the precautionary saving theory from the view of Chaiqian, and also gives suggestions for easing social conflicts and broadening consumption ability.

Key Words: Housing Demolition; Households' Consumption; Precautionary Saving; Social-Status Seeking

JEL Classification: R20, D12, C21

(责任编辑:陈永清)

(上接第 40 页)

The Distortion of Factor Market and Economic Efficiency in China

Yuan Peng and Yang Yang

(Faculty of Management and Economics, Dalian University of Technology)

Abstract: This paper adopts a shadow cost model to investigate the factor market distortion in China across factor, time and region, and analyzes the differences in technical efficiency, allocation efficiency and economic efficiency. The results are as follows: (1) the relative price of labor and energy with respect to capital and the allocations of labor-capital and energy-capital are distorted. Moreover, the trend of distortion reversed during the whole period, from high to low in the prices of labor and energy relative to capital, and from excessive to insufficient in the input of energy and labor relative to capital. (2) The east region, central region and west region display a marked difference in the factor market distortion, which indicates serious region segment in factor market. (3) Factor market distortion and inefficient allocation raise the economic cost and restrict the improvement of overall economic efficiency. To improve allocative and economic efficiency, the distortion of factor market should have to be further reduced or even eliminated completely. We need to reform economic system, reduce the distortion caused by the government administrative controls, and accelerate integration of factor market.

Key Words: Factor Market Distortion; Technical Efficiency; Allocation Efficiency; Economic Efficiency

JEL Classification: P23, P27

(责任编辑:陈永清)