

中国住房改革对家庭耐用品消费的影响

尹志超 甘犁*

摘要 中国的住房改革对许多城市家庭形成正的财富冲击。利用 CHNS 数据,我们发现:同理论预期一致,受益于住房改革的家庭消费了更多的耐用品。特别是,在住房改革的随后几年,其影响更为显著。我们还发现,住房改革对耐用品消费的次序具有影响,经历住房改革的家庭倾向于首先消费生活最必需的耐用品,然后再消费其他耐用品。通过增加家庭的耐用品消费,住房改革对扩大内需和走出当时的通货紧缩产生了积极影响。

关键词 住房改革,耐用品,消费行为

一、引言

20 世纪末的住房改革,在中国改革开放的进程中占有重要地位,对市场经济体制的完善有重要意义,对人民的生活产生了深远影响。那么,1998 年的住房制度改革究竟对微观家庭和宏观经济产生了什么样的影响呢?迄今为止,鲜有研究对此进行过深入和严谨的分析。本文将基于微观数据从城市家庭耐用品消费的角度考察住房改革的影响。

我们先回顾一下我国住房制度改革的历程。表 1 简单描述了中国改革开放后的住房制度改革历程。

表 1 中国住房改革的历程

	相关文件	主要内容
1980 年 6 月	《全国基本建设工作会议汇报提纲》	准许私人建房、私人买房,准许私人拥有自己的住房
1988 年 2 月	《关于在全国城镇分期分批推行住房制度改革实施方案》	全面提高租金,做到以租养房,促进购房;理顺分配关系,进一步实行住房的商品化、社会化和专业化

* 尹志超,西南财经大学金融学院。甘犁,西南财经大学和美国 Texas A&M University。通信作者及地址:尹志超,成都市青羊区光华村街 55 号,610074;电话:(028)89007546;E-mail: yzc@swufe.edu.cn。感谢北京大学中国经济研究中心姚洋教授,美国加州大学圣地亚哥分校刘俊教授,华盛顿大学圣路易斯分校 Phillip Dybvig 教授,纽约州立大学巴福罗分校刘志强教授,复旦大学樊潇彦教授,西南财经大学张桥云教授,赵静梅、李涵、臧文斌副教授,戴治勇、王晓全博士及其他讲座参与者,2008 留美经济学会年会(天津)参与者的评论和建议。特别感谢匿名审稿人的宝贵意见。本文得到西南财经大学“211”三期重点学科建设项目资助。

(续表)

	相关文件	主要内容
1991年6月	《关于继续积极稳妥地进行住房制度改革的通知》	继续调整现有公房租金、出售公有住房
1991年10月	《关于全面推进城镇住房制度改革的意见》	改革公房低租金,将公房的实物福利分配制度逐步转变为货币工资分配制度
1994年7月	《关于深化城镇住房制度改革的决定》	在全国范围内确立了住房社会化、商品化的改革方向
1998年7月	《关于进一步深化城镇住房制度改革,加快住房建设的通知》	停止福利分房,在制度上建立市场化住房体制,同时提出把住房产业培育成经济支柱产业

从表1的资料可以看出,住房改革是公有部门逐步将公有住房出售给单位职工的一个过程。尽管政府一直在进行住房改革的试点,但是定性的研究表明城市居民并没有预见到住房改革的时间和具体内容。由于家庭购买房改房有严格规定,且限制每个家庭只买一套,所以住房改革与家庭初始的财富水平等变量没有必然关系。这样,住房改革就表现为一个外生的制度变化。所以,住房改革被视为一个“自然实验”(Wang, 2008)。

在住房改革中,政府允许公有单位将住房以低于市场价的优惠价格出售给本单位职工。许多购买者以低于市场价格约15%的折扣买到公有住房,据1995年的调查数据,公有住房的市场价值和政府出售价格之间的平均价差为24464元,这相当于当时家庭平均年收入的两倍(Wang, 2008)。由于住房市场价格与政府出售价格之间的巨大差异,住房改革涉及的城市家庭获得了很大一笔财富转移。

根据生命周期假说(Modigliani and Brumberg, 1954)和持久收入假说(Friedman, 1957),经济参与者一生可获得的资源都是消费的重要决定因素,在人生某个阶段遇到财富冲击时,理性的消费者会随之调整自己的消费。住房是家庭中最重要财富之一。Bertaut and Starr-McCluer (2002)发现,在20世纪90年代末期,住房占到美国家庭总财富的25%。Tracy and Schneider (2001)发现,住房占美国中产阶级家庭财富的三分之二。Banks and Tanner (2002)发现,在20世纪90年代中期,住房占到英国家庭总财富的35%。国外一些学者研究了住房财富变化对消费的影响。Carroll (2004)发现,住房财富变化的短期(一个季度)边际消费倾向为1.5%,长期边际消费倾向为9%,并由此推算出美国2000年第一季度到2003年第三季度住房财富的上升导致总消费上升2.2%。通常,住房价格的变化意味着住房财富的变化,住房财富的变化又会引起消费的变化。所以,一些研究又研究了住房价格与消费之间的关系。Campbell and Cocco (2005)认为,住房价格可以通过增加家庭的财富水平和弱化借贷约束来刺激消费需求。他们用英国的数据研究后发现,住房价格对年老的房屋所有者的消费影响最大,对年轻租房者的影响最小,

而且，区域性的房价变化会对该区域的消费产生重要影响。Muellbauer and Murphy (1990) 认为，英国 20 世纪 80 年代后期的住房价格上升和金融自由化刺激了当时的消费增长。Case *et al.* (2003) 通过 20 世纪 70 年代末到 90 年代末发达国家的数据发现住房价格与总消费之间有很强的关系。关于住房价格影响消费的机制，一种观点认为是住房的财富效应引起了消费的增加。不过也有学者认为，房价上升只是使居住的隐含租金提高了，并没有带来实际的财富效应 (Sinai and Souleles, 2005)。另一种观点认为住房价格导致消费增加不是由于财富效应，而是住房可以作为获得贷款的抵押资产，因此，住房价格上升允许家庭用其作为抵押品获得贷款，从而使受到信贷约束的家庭获得资金以平滑自己的消费。

关于中国的住房改革，Wang (2008) 认为，在住房改革后，家庭至少可以通过三个途径实现住房的价值：一是获得完全产权的家庭可以出售住房获得住房的溢价收益；二是可以通过出租房屋获得租金收益；三是可以通过抵押住房从正规或非正规渠道获得贷款为投资和消费融资。换言之，城市家庭可以通过多种途径实现住房改革带来的收益。Wang (2008) 的研究表明，住房改革家庭可以用住房作为抵押品，这就增强了个人利用自有房产为创业活动融资的能力，减弱了个人创业的信贷约束，从而增加了自主创业的个体经营者 (self-employed) 的比例。

在生命周期和持久收入假说框架下，住房改革带来的财富效应将促使理性的消费者调整消费计划，增加消费需求。本文将对这一理论的推断进行检验。此外，从宏观角度来看，我国在 20 世纪 90 年代末遭遇了严重的通货紧缩，直到 2003 年才走出紧缩的周期，那么在同一时期进行的住房改革是否对走出当时的通货紧缩产生了影响，本文的研究可以提供一些证据。本文的主要贡献是用大样本微观数据的实证结果揭示了住房改革对城市家庭耐用品消费行为的影响，并据此说明了住房改革对宏观经济运行的重要作用。

本文以下部分是这样安排的：第二部分是对模型和数据的说明及描述，第三部分是实证的结果，第四部分是结论。

二、模型和数据

(一) 模型

根据数据的特点，我们把住房改革对家庭消费行为影响的研究集中在耐用品上。关于耐用品消费的文献，多集中在研究耐用品缓慢调整背后的原因和影响因素上 (Bertola, Guiso and Pistaferri, 2005; Caballero, 1993)。对耐用品研究的模型，一些文献认为耐用品的调整机制服从 (S, s) 规则 (Caballero and Engle, 1991)，即对于一个家庭来说，理想的耐用品数量介于上界

(S) 和下界 (s) 之间,一旦实际的耐用品存量超过上界,则家庭会做出出售的决定;如果耐用品存量低于下界,则家庭会做出购买的决定。根据 (S, s) 规则,一些研究用极大似然法估计了耐用品的消费行为 (Attanasio, 2000)。也有研究直接用非线性参数估计方法,如 Probit 模型估计耐用消费品的购买概率 (荣昭等, 2002)。考虑到许多中国家庭的耐用品属于初次购买,我们采用离散响应模型 (Discrete Response Model) 来估计家庭购买某种耐用品的概率就可以观察到家庭消费行为的变化。

现有文献对于耐用品消费行为影响因素的研究,主要涉及以下方面: Lam (1991) 研究了持久收入 (permanent income)、流动性 (liquidity) 和汽车消费调整之间的关系,他用面板数据估计的结果表明二手市场的不完全性和信贷市场的约束对汽车消费具有重要的影响。Bertola *et al.* (2005) 发现收入的不确定性 (uncertainty) 对耐用品的消费具有重要影响。樊潇彦等 (2007) 则分析了收入风险对耐用品消费的影响。目前尚未有研究涉及住房对耐用品消费行为的影响,对中国的住房改革与耐用品消费之间的关系也未有涉及。本文正是从这一角度出发探讨住房制度改革的影响。

在我们的模型中,设定住房改革 (housing reform, HR) 为一哑变量 (dummy variable), 当一个家庭经历住房改革时, HR 取值为 1, 否则为 0。然后,在家庭的行为方程中引入住房改革的变量,观察其对家庭消费行为的影响。家庭消费行为方程为:

$$\Pr(\text{Dependent Variable} = 1 \mid X, \text{HR}) = X\beta + \alpha\text{HR} + u. \quad (1)$$

为了全面考察住房制度改革对家庭消费行为的影响,我们的应变量 (dependent variable) 将包括主要耐用品的消费。模型 (1) 中,应变量服从二项分布:如果家庭拥有某种耐用品,则取值为 1, 否则为 0。

考虑到家庭收入、家庭结构、户主的特征对家庭耐用品消费的重要影响,在模型 (1) 中的控制变量有家庭人均收入¹、家庭人口规模、户主的年龄、户主的受教育年限。考虑到家庭中孩子的数量和年龄对耐用品消费的影响,我们控制了家庭中孩子的数量和孩子的平均年龄。由于年龄对耐用品消费的影响可能是非线性的,因此在我们的估计模型中加入了户主年龄的平方和孩子平均年龄的平方作为控制变量。此外,尽管耐用品价格对消费具有重要影响,但是由于无法获得耐用品在各地的价格,且用价格指数无法体现地区差异,因此同其他文献一样在控制变量中我们没有引入价格因素。价格因素及技术变动趋势在不同年份对耐用品消费的影响我们则通过引入年份哑变量进行控制。

为了考察住房改革对耐用品的长期动态影响,我们引入住房改革时间间

¹ 一些研究使用的收入变量是持久收入,考虑到数据的特点,我们选用了家庭人均收入这一指标。

隔的哑变量。由于我们观察住房改革是在 1997 年、2000 年和 2004 年三个年份，故引入三个哑变量：

$$D_{0t} = \begin{cases} 1, & \text{第 } t \text{ 期第一次观察到住房改革,} \\ 0, & \text{其他;} \end{cases}$$

$$D_{1t} = \begin{cases} 1, & \text{第 } t+1 \text{ 期第二次观察到住房改革,} \\ 0, & \text{其他;} \end{cases}$$

$$D_{2t} = \begin{cases} 1, & \text{第 } t+2 \text{ 期第三次观察到住房改革,} \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

我们定义当 $t=1997$ 时， $t+1=2000$ ， $t+2=2004$ ；当 $t=2000$ 时， $t+1=2004$ ；当 $t=2004$ 时，则不存在 $t+1$ 。为了更加清楚地说明我们对这三个哑变量的定义，我们用表 2 进一步说明。

表 2 住房改革时间间隔哑变量的定义

	$D_{0,1997}$	$D_{1,1997}$	$D_{2,1997}$	$D_{0,2000}$	$D_{1,2000}$	$D_{0,2004}$
1997 年观察到住房改革	1					
2000 年观察到住房改革		1		1		
2004 年观察到住房改革			1		1	1
D_{0t}	1			1		1
D_{1t}		1			1	
D_{2t}			1			

注：表中的数字 1 表示观察到该家庭经历了住房改革。

如表 2 所示，如果 1997 年我们观察到一个家庭经历了住房改革，则 $D_{0,1997}=1$ ，表示住房改革发生在 1997 年之前，2000 年第二次观察到该家庭时， $D_{1,1997}=1$ ，2004 年第三次观察到该家庭时， $D_{2,1997}=1$ 。如果我们在 2000 年首次观察到一个家庭经历了住房改革，则 $D_{0,2000}=1$ ，表示住房改革发生在 1997 年之后、2000 年以前，2004 年再次观察到该家庭时， $D_{1,2000}=1$ 。如果我们在 2004 年首次观察到一个家庭经历住房改革，则 $D_{0,2004}=1$ ，表示住房改革发生在 2000 年之后、2004 年之前。之所以要这样界定住房改革，原因是各单位出售住房的行为持续了较长时间，而我们数据的观察时间是跳跃的，即间隔几年才收集一次数据。我们引入这三个哑变量的目的是考察当住房改革发生 3 年或 7 年后，家庭消费行为的动态变化过程。

考虑到不可观测因素的潜在影响，我们引入 c_i 。不可观测因素 c_i 可能包括家庭成员对某种耐用品的特别偏好，比如，南方气候较热，那里的家庭可能有更强的空调购买倾向。不可观测因素 c_i 还可能反映家庭的某些不能测量的特征，比如，某一个家庭的亲戚、朋友拥有某种耐用品，由于同伴效应 (peer effect)，则该家庭拥有那种耐用品的概率会增加。这样，模型 (1) 就变为：

$$\begin{aligned} \text{prob}(\text{DependentVariable}_{it} = 1 \mid X_{it}, D_{0t}, D_{1t}, D_{2t}, c_i) \\ = X_{it}\beta + \alpha_0 D_{0t} + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + c_i + u_{it}. \end{aligned} \quad (2)$$

此外,为了消除地区固定效应,比如某地水、电、气等基础设施对耐用品消费的影响,我们引入了省份哑变量;为了消除耐用品消费的时间趋势,我们引入了年份哑变量。为了获得方程(2)的一致估计,需要视 c_i 的性质采用不同的估计方法。如果 $c_i=c$,用Probit模型估计方程(2)即可获得一致的估计结果;如果 $c_i \neq c$ 且 c_i 与 X_{it} , D_{0t} , D_{1t} , D_{2t} 不相关,用随机效应Probit模型(Random Effects Probit)估计方程(2)也可获得一致的结果;如果 $c_i \neq c$ 且 c_i 与 X_{it} , D_{0t} , D_{1t} , D_{2t} 相关,用固定效应LPM模型(Fixed Effects LPM)估计方程(2)仍然可获得比较理想的结果。为了获得稳健的估计结果,我们将用上述方法分别进行估计。通过比较 α_0 , α_1 和 α_2 的大小变化,可以观察到住房改革对家庭消费行为影响的短期和长期效应。

(二) 数据

本文的数据来源于北卡罗来纳大学和中国疾病预防控制中心联合进行的国际合作项目——中国健康和营养调查(China Health and Nutrition Survey, CHNS)。该项目旨在调查中国居民健康和营养的状况及相关影响因素。由于该调查包括详尽的家庭特征、经济社会活动等方面的数据,因此也成为对家庭和个人微观行为研究的重要数据来源。

CHNS数据是在辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州9个省份通过随机抽样确定了大约4400个家庭,涉及约19000个调查对象。调查从1989年开始,共获得了1989年、1991年、1993年、1997年、2000年、2004年6个年份的数据。CHNS数据的随机抽样、大样本、面板数据(panel data)等优良性质,使其成为本研究的基础数据。由于住房改革只涉及城市家庭,所以我们的研究范围限定在城市。

我们关注的是住房改革对居民家庭消费行为的影响,因此,首先就要在我们的数据中对住房改革进行清晰的界定。由于住房改革政策影响最大的是1998年停止实物分房和住房制度的货币化,因此为了对比改革前后的情况,我们的研究从1993年开始,利用1993年、1997年、2000年和2004年共4年的数据。

我们对住房改革的界定标准²为:当一个家庭得到住房的方式由国家和单位分配转变为自己购买,且住房面积基本没有变化时,我们认为这个家庭受到住房改革的冲击。由于部分产权³是对公有住房转化为家庭所有住房的特定

² 关于住房改革,CHNS数据调查问卷中第十五个问题是:你是如何得到你的住房的?答案有:1. 国家的;2. 单位的;3. 租私人的;4. 自己的;5. 免费居住;6. 部分产权。其中,第6个选项(部分产权)在CHNS数据库中从1997年开始收集。

³ 部分产权的界定如下:国务院《关于继续积极稳妥地进行城镇住房制度改革的通知》规定,职工购买公有住宅,在国家规定的住房面积之内,按标准价出售的住宅,职工购房后拥有部分产权,可以继承和出售,但出售要在购买5年以后才能进行,原售房的产权单位有优先购买权。售房的收入在扣除有关税费后,按个人与单位或政府各自所占的产权比例进行分配。部分产权与全部产权的不同之处在于,部分产权强调永久使用权和继承权,而对收益权和处分权的行使则限定在一定范围之内。

称谓, 而且也是按照成本价格出售给居民的财产, 因此, 我们认定拥有部分产权住房的家庭经受了住房改革的冲击。⁴ 此外, 由于样本的调整, 在 2000 年和 2004 年又有一些新的家庭加入调查, 我们无法判断它们是否受到住房改革的影响, 对这一部分家庭, 我们将其排除在研究范围之外。按照这样的标准, 我们获得了样本中住房改革家庭的基本状况, 见表 3。

表 3 住房改革情况

	未住房改革家庭		住房改革家庭		合计
	数量(个)	比例(%)	数量(个)	比例(%)	
1997	1 138	82.17	247	17.83	1 385
2000	1 087	73.79	386	26.21	1 473
2004	909	68.19	424	31.81	1 333
合计	3 134	71.52	1 057	25.22	4 191

从表 3 可以看出, 在 CHNS 数据中, 受到住房改革冲击的家庭从 1997 年的 247 个逐渐上升到 2004 年的 424 个。住房改革涉及家庭变化的原因有: 一是部分单位将本单位的剩余住房出售给本单位职工的活动自 1998 年后一直在断断续续地进行。二是调查样本的变化, 导致一些受到住房制度改革影响的家庭进入调查样本。平均来看, 受到住房制度改革冲击的城镇居民占到调查样本的 25.22%。

住房改革主要涉及的是公有部门, 我们进一步描述家庭户主的工作单位类型与住房改革之间的关系, 见表 4。

表 4 户主工作单位类型与住房改革

工作单位	政府机关	国有事业单位	国有企业	集体企业	私营个体企业	三资企业	不知道	缺失值	合计
数量(个)	319	88	72	70	32	6	8	462	1 057
比例(%)	30.18	8.33	6.81	6.62	3.03	0.57	0.76	43.71	100.00

注: 表中国有事业单位包括国有事业单位和研究所, 集体企业包括乡镇所属小集体和县、市、省所属大集体企业。

从表 4 可知, 经历住房改革的家庭户主工作单位的分布较为广泛, 从政府机关到三资企业各种类型的单位均有。住房改革家庭户主工作单位的多样化可能主要有两个原因: 一是住房改革后这些家庭的户主变换了工作单位; 二是住房改革的住房来自配偶。由于住房改革家庭户主工作单位类型的多样化, 因此不能将住房改革产生的影响简单地归结为工作部门的差异。

表 5 描述了我们将要用到的控制变量, 包括人均实际年收入的対数 (以

⁴ 住房改革涉及许多政策细节差异, 比如全产权和部分产权的价格、获得公房的位置及面积等方面都可能存在差异, 由于缺乏更为详细的数据信息, 我们不能对这些差异对家庭行为的影响作进一步分析。在本文中, 我们只能获取关于住房改革对城市家庭耐用品消费行为影响的一个平均效应。

下简称人均收入)和一些家庭特征变量。

表5 变量的描述统计

	观测值	平均值	方差	最小值	最大值
人均收入	4 191	8.27	1.01	1.62	11.23
家庭规模	4 191	3.17	1.27	1	10
孩子数量	4 191	0.59	0.76	0	4
孩子平均年龄	4 191	5.36	6.47	0	17.99
户主教育程度	4 191	7.74	5.05	0	21
户主年龄	4 191	3.17	1.27	1	10
城市 ⁵	4 191	0.58	0.49	0	1

三、实证分析

在 CHNS 数据中,家庭耐用品的信息包括收音机(录音机)、录像机、黑白电视机、彩色电视机、洗衣机、冰箱、空调、缝纫机、电扇、计算机、照相机、微波炉、电饭煲、高压锅、电话、手机、VCD/DVD、卫星天线 18 种耐用品。根据城镇居民家庭的消费情况,我们的分析思路是首先选取两种典型的耐用品进行详细分析,然后再给出其他重要耐用品的估计结果,从中探寻住房制度改革对家庭耐用品消费行为的影响。

(一) 住房改革对空调消费的影响

空调是家庭重要的耐用品,我们可以从住房改革对城市家庭空调消费的影响看出其对普通家庭耐用品的影响。

首先我们对住房改革和非住房改革家庭拥有的空调情况进行一个简单描述,结果见表 6。

表6 空调拥有情况

	1997		2000		2004	
	家庭数	比例(%)	家庭数	比例(%)	家庭数	比例(%)
住房改革家庭	57	20.43	140	32.33	186	41.43
非住房改革家庭	87	6.99	160	12.94	242	24.13

从表 6 中的数据可知,住房改革家庭的空调拥有率显著高于非住房改革家庭。1997 年,20.43%的住房改革家庭拥有空调,而非住房改革家庭的拥有率仅为 6.99%;2004 年,住房改革家庭的空调拥有率为 41.43%,而非住房改革家庭的拥有率仅为 24.13%。这表明,经历了住房改革的家庭的空调拥有率

⁵ 在 CHNS 数据中,城市指大中城市,与县城相对。

明显高于非住房改革家庭。下面估计住房改革对空调消费的影响，结果见表 7。

表 7 住房改革对空调消费的影响

	LPM				Probit			
	Pooled(1)		Fixed Effects(2)		Pooled(3)		Random Effect(4)	
	系数	RSE	系数	RSE	系数	RSE	系数	SE
住房改革	0.1367***	0.0149	0.0948***	0.0209	0.5520***	0.0650	0.8134***	0.1237
人均收入	0.0564***	0.0052	0.0169***	0.0058	0.3997***	0.0454	0.4858***	0.0534
家庭规模	0.0124***	0.0034	0.0207***	0.0061	0.0929***	0.0226	0.1520***	0.0410
孩子数量	-0.0228***	0.0083	0.0461***	0.0124	-0.3476***	0.0909	-0.4491***	0.1609
孩子平均年龄	0.0122***	0.0038	-0.0037	0.0052	0.1174***	0.0263	0.1667***	0.0446
孩子平均年龄平方	-0.0007***	0.0002	0.0000	0.0003	-0.0058***	0.0014	-0.0085***	0.0024
户主受教育程度	0.0084***	0.0011	0.0032	0.0027	0.0498***	0.0065	0.0834***	0.0126
户主年龄	0.0025	0.0017	0.0053**	0.0027	0.0085	0.0115	0.0164	0.0202
户主年龄平方	0.0000	0.0000	0.0000*	0.0000	0.0000	0.0001	-0.0001	0.0002
城市	-0.0063	0.0090			0.0593	0.0571	0.1152	0.1201
常数项	-0.8426***	0.0606			-9.1011***	0.6798	-13.7689***	1.0771
年份哑变量	Yes		Yes		Yes		Yes	
省份哑变量	Yes		—		Yes		Yes	
R-squared	0.2766		0.1778					
Pseudo R-squared					0.3641			
Log likelihood value					-1 497.09		-1 084.19	

在线性概率模型 (LPM) 中，住房改革系数为 0.14，在 1% 的置信水平下显著；在 LPM 的固定效应估计中，住房改革系数为 0.09，在 1% 的置信水平下显著；在 Probit 模型中，住房改革的系数为 0.55，使城镇家庭空调消费的概率增加 0.08；在随机效应 Probit 模型估计中，住房改革的系数为 0.81，即住房改革可以使城镇家庭空调消费的概率增加 0.03。考虑到固定效应的影响，我们认为固定效应 LPM 模型的估计结果比较可信，即住房改革可使城镇家庭空调消费的概率增加 0.09。为了剔除时间趋势和省份固定效应的影响，在估计中我们控制了年份哑变量和省份哑变量。

为了观察住房改革对空调消费的长期影响，我们引入前面定义的 D_{0t} 、 D_{1t} 、 D_{2t} 替代住房改革变量，估计结果见表 8。为了节省篇幅，我们只报告了固定效应 LPM 和 Probit 模型估计的结果。

表8 住房改革对空调消费的长期影响

	LPM(Fixed Effects)		Probit	
	系数	RSE	系数	RSE
D_{0t}	0.0606***	0.0213	0.5061***	0.0864
D_{1t}	0.1370***	0.0268	0.5900***	0.0915
D_{2t}	0.1801***	0.0388	0.5779***	0.1208
人均收入	0.0148***	0.0058	0.3982***	0.0454
家庭规模	0.0208***	0.0061	0.0926***	0.0226
孩子数量	0.0419***	0.0124	-0.3500***	0.0908
孩子平均年龄	-0.0025	0.0052	0.1176***	0.0263
孩子平均年龄平方	-0.0001	0.0003	-0.0058***	0.0014
户主受教育程度	0.0030	0.0026	0.0501***	0.0065
户主年龄	0.0055**	0.0026	0.0088	0.0115
户主年龄平方	-0.0001*	0.0000	0.0000	0.0001
城市			0.0574	0.0571
常数项			-9.0999***	0.6810
年份哑变量	Yes		Yes	
省份哑变量	No		Yes	
R-squared	0.1828			
Pseudo R-squared			0.3639	
Log likelihood value			-1497.40	

从表8中的结果可知,在固定效应LPM模型中, D_{0t} 的系数为0.06, D_{1t} 的系数为0.14, D_{2t} 的系数为0.18,这些系数直接表明了住房改革对家庭购买空调概率的影响。在Probit模型中, D_{0t} 的系数为0.51,即空调消费的概率提高了0.08; D_{1t} 的系数为0.59,即空调消费的概率提高了0.09; D_{2t} 的系数为0.58,即空调消费的概率提高了0.09。在两个估计模型中,住房改革哑变量的系数均在1%的置信水平下显著。因此,结果表明,住房改革能显著增加空调的消费。

为了进一步观察表 D_{0t} 、 D_{1t} 和 D_{2t} 系数的变化趋势,我们根据两个模型估计结果计算出的概率值绘出图像,见图1。

从图1可以更加直观地看出住房改革对空调消费影响的动态变化趋势。从图1可知,在住房改革随后的几个时间段内,空调消费的概率都显著增加,从变动趋势来看,我们第一次观察到住房改革的家庭拥有空调的概率显著为正,3—4年后概率显著增加,7年后空调拥有的概率仍然继续增加。这表明,住房改革对空调的消费影响持续了较长时间。

住房改革对空调消费的长期正效应可以从三个方面解释:第一,由于住房改革的房产需要按成本价格获得⁶,需要支出一笔较大的资金,无论这笔资

⁶ 根据1997年8月《关于进一步深化城镇住房制度改革,加快住房建设的通知》要求,“出售现有公有住房,原则上实行成本价,并与经济适用住房房价相衔接”。因此,城镇居民在获取住房时,仍然至少要按照成本价格支付购房款。

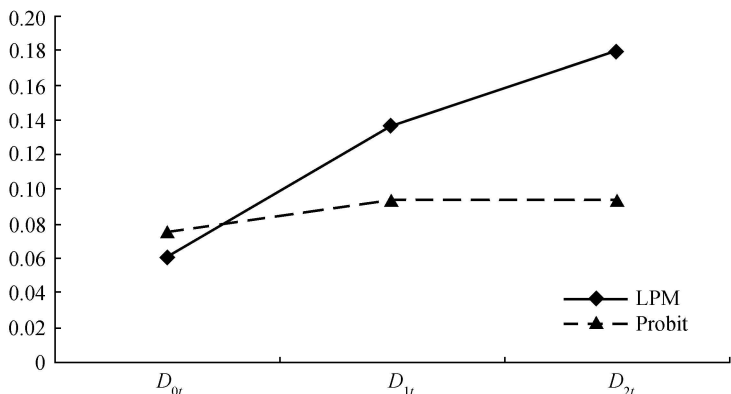


图 1 住房改革对空调消费影响的动态变化

金是从家庭储蓄中还是以信用借贷方式支出，在短期内家庭都可能紧缩开支，因而当住房冲击发生时，耐用品的购买概率变化不是很大。第二，在长期，家庭为买房而筹措的资金已经逐渐归还或负担减轻，收入转化为消费的可能性增大。从 D_{1t} 的系数迅速增大可以知道住房改革对公有部门家庭造成的负面冲击时间比较短。第三，由于房产价格的上升，其余家庭为了获得住房，必须要支付更高的代价，因而需要减少当期消费、增加储蓄。这样，相对于他们，那些享受住房改革福利的家庭的消费倾向可能更高。所以，住房改革冲击就表现为长期的正效应。

(二) 住房改革对计算机消费的影响

在 CHNS 数据中，计算机的消费数据是从 1997 年开始收集的，从那时起计算机逐渐成为家庭重要的耐用品。表 9 是样本中家庭拥有计算机的情况。

表 9 计算机拥有情况

	1997		2000		2004	
	家庭数(个)	比例(%)	家庭数(个)	比例(%)	家庭数(个)	比例(%)
住房改革家庭	14	5.04	46	10.62	104	23.16
非住房改革家庭	28	2.25	61	4.94	112	11.17

从表 9 的数据可知，从 1997 年到 2004 年，住房改革家庭的计算机拥有比例分别 5.04%、10.62% 和 23.16%，而非住房改革家庭的计算机拥有比例分别为 2.25%、4.94% 和 11.17%，住房改革家庭计算机拥有比例明显高于非住房改革家庭。⁷ 在我们的样本中，计算机的平均价值为 5 133.39 元，人均名义收入为 5 859.25，即一台计算机的支出相当于家庭中一个人年收入的

⁷ 《中国统计年鉴》公布的城镇每百户拥有的计算机数量 2006 年为 33.11 台，我们此处用的是拥有计算机家庭的比例，二者的含义不一样，因为有些家庭拥有一台以上的计算机。

87.61%。与其他耐用品相比,计算机消费的总价值较大,对于普通家庭来说,是否购买计算机的决策仍然是相当慎重的。而住房改革能否带来显著的财富效应应该可以从计算机的消费决策中观察到。因此,我们利用计算机消费的概率模型来观察住房改革对家庭消费行为的影响应该还是比较合适的。

下面,我们就用模型(1)来研究住房制度改革的影响,估计结果见表10。

表10 住房改革对计算机消费的影响

	LPM				Probit			
	Pooled		Fixed Effects		Pooled		Random Effect	
	系数	RSE	系数	RSE	系数	RSE	系数	SE
住房改革	0.0498***	0.0116	0.0795**	0.0340	0.2958***	0.0749	0.3594***	0.1007
人均收入	0.0309***	0.0044	0.0173***	0.0058	0.3166***	0.0520	0.3547***	0.0534
家庭规模	0.0161***	0.0033	0.0275***	0.0066	0.1682***	0.0284	0.2052***	0.0378
孩子数量	-0.0037	0.0082	0.0320**	0.0157	-0.1523	0.1067	-0.1491	0.1442
孩子平均年龄	-0.0081**	0.0036	-0.0123**	0.0061	-0.0292	0.0342	-0.0317	0.0413
孩子平均年龄平方	0.0005**	0.0002	0.0005	0.0003	0.0026	0.0019	0.0027	0.0022
户主受教育程度	0.0064***	0.0010	0.0044	0.0031	0.0467***	0.0077	0.0572***	0.0105
户主年龄	0.0041***	0.0015	0.0067*	0.0034	0.0379**	0.0177	0.0442**	0.0198
户主年龄平方	0.0000***	0.0000	-0.0001*	0.0000	-0.0004**	0.0002	-0.0005**	0.0002
城市	0.0203**	0.0086			0.2045***	0.0744	0.2521***	0.0978
常数项	-0.5286***	0.0565			-7.3184***	0.6584	-8.6235***	0.8188
年份哑变量	Yes		Yes		Yes		Yes	
省份哑变量	Yes						Yes	
R-squared	0.11		0.08					
Pseudo R-squared					0.20			
Log likelihood value					-920.45		-908.50	

注:***表示在1%的置信水平下显著,**表示在5%的置信水平下显著,*表示在10%的置信水平下显著。由于本文所用数据是大样本,我们在LPM和Probit估计中报告的标准差是稳健标准误差(Robust Standard Error,RSE),在随机效应Probit估计中报告的是标准差。下同。

我们用混合LPM、固定效应LPM、Probit和随机效应Probit四个模型对住房改革的影响进行估计。从表10的结果我们可以看出,在混合LPM模型中,住房改革可以使计算机的购买概率提高0.05;在固定效应LPM估计中,住房改革对计算机消费的影响概率为0.08;在Probit模型中,住房改革对购买计算机的影响系数为0.30,可以使计算机的购买概率增加0.04;在随机效应Probit模型中,住房改革对购买计算机的影响系数为0.36,可以使计算机的购买概率增加0.05。除了固定效应LPM估计外,上述结果均在1%的置信水平下显著。在固定效应LPM估计中,住房改革的系数在5%的置信水平下显著。由于CHNS数据中计算机的信息是从1997年开始收集的,因此,固定效应模型不能完全反映住房改革对计算机消费的影响,故其估计结果可

能存在偏误。而其余三个模型的估计结果非常接近，这表明我们的结果是稳健的。为了剔除时间趋势和省份固定效应的影响，我们控制了年份哑变量和省份哑变量。总体来看，住房改革对家庭计算机的消费具有十分显著的影响。

从表 10 的结果中我们也可以看出，人均收入、家庭规模、户主年龄等变量对计算机消费有显著影响。此外，表中没有报告的年份哑变量的系数统计检验在 1% 的置信水平下显著，这表明，计算机消费有较强的时间趋势，即随着时间的推移，计算机的消费增长较快。

为了获得住房改革对计算机消费影响的长期动态效应，我们在估计模型中引入前面定义的变量 D_{0t} 、 D_{1t} 、 D_{2t} 替代住房改革变量，结果见表 11。由于 Probit 和随机效应 Probit 模型估计结果比较接近，我们只报告了 LPM 和 Probit 模型估计结果。

表 11 住房改革对计算机消费的长期影响

	LPM		Probit	
	系数	RSE	系数	RSE
D_{0t}	0.0239 **	0.0131	0.2361 **	0.0998
D_{1t}	0.0912 ***	0.0205	0.4512 ***	0.0990
D_{2t}	0.0501	0.0326	0.1472	0.1354
人均收入	0.0300 ***	0.0044	0.3149 ***	0.0523
家庭规模	0.0163 ***	0.0033	0.1690 ***	0.0285
孩子数量	-0.0052	0.0082	-0.1506	0.1070
孩子平均年龄	-0.0078 **	0.0036	-0.0304	0.0344
孩子平均年龄平方	0.0005 ***	0.0002	0.0027	0.0019
户主受教育程度	0.0063 ***	0.0010	0.0467 ***	0.0077
户主年龄	0.0042 ***	0.0015	0.0384 **	0.0179
户主年龄平方	0.0000 ***	0.0000	-0.0004 **	0.0002
城市	0.0188 **	0.0086	0.1977 ***	0.0751
常数项	-0.5138 ***	0.0572	-7.3381 ***	0.6730
年份哑变量	Yes		Yes	
省份哑变量	Yes		Yes	
R-squared	0.11			
Pseudo R-squared			0.21	
Log likelihood value			-917.43	

从表 11 的结果我们可知，在 LPM 模型中， D_{0t} 的系数为 0.02， D_{1t} 的系数为 0.09， D_{2t} 的系数为 0.05。在 Probit 模型中， D_{0t} 的系数为 0.24，即能够使计算机的购买概率增加 0.02； D_{1t} 的系数为 0.45，即能够使计算机的购买概率增加 0.07； D_{2t} 的系数为 0.15，即能够使计算机的购买概率增加 0.01。

进一步观察表 11 中两个模型的估计系数，我们发现， D_{0t} 的系数较小， D_{1t} 的系数最大， D_{2t} 的系数减小，且统计上不显著。这一点在图 2 中更加直观。

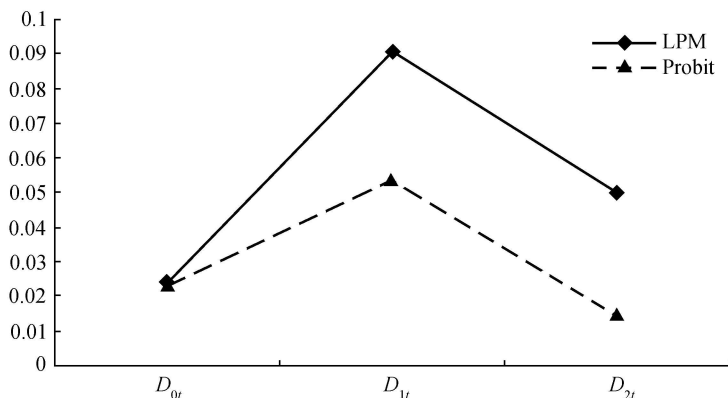


图2 住房改革对计算机消费影响的动态变化

图2清晰地揭示了随着时间的推移,住房改革对计算机消费影响的变化趋势: D_{0t} 对计算机消费的影响较小; D_{1t} 系数为正且最大,根据CHNS数据,大约间隔4年左右,受到住房冲击的家庭购买计算机的概率明显提高; D_{2t} 的系数减小,且不显著。这表明,在中期住房改革增加了家庭的计算机消费。

在控制变量中,正如我们的预期一样,人均实际收入对计算机的影响非常显著,收入上升,计算机的购买概率显著上升。户主教育程度对计算机的消费呈现显著的正向影响,这一点不难理解,因为文化程度高则对计算机这一类文化耐用消费品的需求增加。此外,计算机的使用需要具备一定的相关操作知识,因此文化程度越高,这方面越有优势。家庭规模在两个模型中对计算机的消费具有显著正向影响,这可以从两个方面解释:一方面,家庭规模越大,购买计算机的利用率越高,家庭的动机越强;另一方面,家庭规模越大,家庭的支付能力越强,购买计算机越容易。此外,户主年龄对计算机的消费具有显著的正向影响。在Probit模型中,家庭中孩子数量和孩子平均年龄对计算机购买概率均无显著影响。

此外,对比图1和图2,我们发现,有意思的是,住房改革家庭在住房改革后的较短时期内,对空调的消费迅速上升,对计算机的消费变化较小;在住房改革后3—4年的时间内,空调和计算机的消费均显著上升;在住房改革后7年左右,住房改革家庭对空调的消费仍然维持较高水平,但对计算机的消费变化较小。上述结果表明两层含义:一方面,住房改革显著增加了耐用品的消费;另一方面,住房改革后,家庭增加的耐用品消费顺序是首先购买与生活密切相关的空调等耐用品,然后再购买计算机等其他耐用品。

(三) 住房改革对其他耐用品消费的影响

我们把对住房改革对计算机和空调消费影响的分析推广到其他耐用品。

考虑到中国城镇居民的实际情况，我们重点考察住房改革对彩色电视机、洗衣机、空调、照相机、微波炉、电话、VCD/DVD 等耐用品的影响。⁸ 表 12 是我们将要考察的样本中住房改革家庭和非住房改革家庭拥有耐用品的情况。

表 12 住房改革和非住房改革家庭主要耐用品拥有情况

	年份	未住房改革家庭		住房改革家庭	
		数量	比例(%)	数量	比例(%)
彩色电视机	1997	735	65.68	215	87.40
	2000	854	79.22	372	96.37
	2004	810	89.31	414	97.64
洗衣机	1997	674	60.12	208	84.55
	2000	690	63.83	340	88.08
	2004	592	65.27	358	84.63
电冰箱	1997	476	42.46	197	80.08
	2000	575	53.29	324	83.94
	2004	501	55.30	350	82.74
照相机	1997	146	13.06	89	36.18
	2000	164	15.27	143	37.24
	2004	140	15.50	137	32.39
微波炉	1997	34	3.04	16	6.53
	2000	77	7.18	88	22.80
	2004	166	18.38	185	43.74
电话	1997	389	34.89	172	69.92
	2000	639	59.33	321	83.16
	2004	643	71.05	370	87.47
VCD/DVD	2000	315	29.55	179	46.74
	2004	364	40.31	234	55.32

注：CHNS 数据中，电话的信息从 1997 年开始收集，VCD/DVD 的信息从 2000 年开始收集。

从表 12 的数据可知，总体来看，住房改革家庭在各年份拥有耐用品的比例均高于非住房改革家庭，这从直观上揭示了住房改革对家庭耐用品消费的影响。下面我们进一步分析住房改革对家庭耐用品消费的影响。

我们先给出静态模型估计的结果，为了节省篇幅，只报告了住房改革的系数和稳健标准误差，其余控制变量略去。

从表 13 可以看出，住房改革对耐用消费品的消费影响非常显著，都在 1% 的置信水平下显著。这充分说明，住房改革影响了家庭的消费行为，增加了家庭对耐用品的需求。

⁸ 随着社会经济的发展，CHNS 数据中的 18 种耐用消费品，有些城镇居民已经很少购买和使用，比如缝纫机；有些已经逐渐淘汰，比如录像机、收音机和录音机、黑白电视机等；有些已经十分普及，比如电饭煲、高压锅；有些不能使用，比如卫星天线。此外，由于手机的信息是从 2004 年才开始收集的，我们也将其排除在研究范围之外。

表 13 住房改革对耐用消费品的影响

	LPM		Probit	
	系数	RSE	系数	RSE
彩色电视机	0.0428***	0.0113	0.4944***	0.0814
洗衣机	0.0740***	0.0148	0.3747***	0.0627
冰箱	0.1450***	0.0158	0.5420***	0.0601
照相机	0.1108***	0.0157	0.3708***	0.0584
微波炉	0.1012***	0.0134	0.3949***	0.0690
电话	0.0887***	0.0160	0.3690***	0.0633
VCD/DVD	0.0972***	0.0246	0.3324***	0.0656

我们引入 D_{0t} 、 D_{1t} 和 D_{2t} 进一步分析住房改革对耐用品购买概率的动态影响,为了节省篇幅,只报告了 LPM 模型的估计结果。

从表 14 的结果我们可知,住房改革对微波炉、VCD/DVD 等耐用品的影响一直显著,且 D_{0t} 、 D_{1t} 和 D_{2t} 的系数逐渐增大,表明住房改革对这些耐用品的影响随着时间的推移在增强。住房改革对洗衣机和冰箱的影响始终显著,但系数有减小的趋势。住房改革对照相机的影响是先增大再减小。住房改革对彩色电视机购买的影响系数 D_{0t} 非常显著, D_{1t} 在 10% 的置信水平下显著, D_{2t} 不显著,且系数逐渐减小。我们认为这可能反映了家庭对不同耐用品消费的优先顺序,家庭一般是先消费最重要的耐用品,而彩色电视机、洗衣机、冰箱在家庭耐用品中具有特别重要的地位。所以,住房改革对这些耐用品的消费在短期内有非常明显的促进作用,但是随着时间的推移,影响有减弱的趋势。

表 14 住房改革对耐用品消费的长期影响

	彩色电视机	洗衣机	冰箱	照相机	微波炉	电话	VCD/DVD
D_{0t}	0.0705*** (0.0147)	0.0784*** (-0.0811)	0.1688*** (0.0200)	0.0990*** (0.0205)	0.0503*** (0.0163)	0.1151*** (0.0206)	0.0706* (0.0368)
D_{1t}	0.02609* (0.0137)	0.0665*** (-0.1145)	0.1258*** (0.0214)	0.1346*** (0.0248)	0.1391*** (0.0231)	0.0900*** (0.0203)	0.1054*** (0.0303)
D_{2t}	0.0042 (0.0188)	0.0694*** (0.0275)	0.1207*** (0.0305)	0.0769** (0.0365)	0.1996*** (0.0376)	-0.0068 (0.0314)	0.1175*** (0.0386)
年份哑变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份哑变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.2794	0.2451	0.313	0.179	0.2546	0.3321	0.1753

注:估计方程中控制了人均收入、家庭规模、孩子数量、孩子平均年龄、孩子平均年龄平方、户主受教育程度、户主年龄、户主年龄平方、城市等变量。括号中为稳健标准误差(RSE)。

住房改革对座机电话的影响前两期显著,从 D_{0t} 到 D_{1t} 的系数显著增大, D_{2t} 的系数变负,但统计检验不显著。我们认为一个重要的原因是电话初装费的变化。在 2001 年 7 月 1 日以前,家庭安装电话需要缴纳 3 000—5 000 元的电话初装费,此后,电话初装费取消,家庭电话安装成本急剧下降。而我们

的数据涵盖 1997 年、2000 年和 2004 年，正好跨过这一区间。所以， D_{0t} 和 D_{1t} 的系数逐渐增大，影响逐渐增强。但是，由于电话初装费的取消，电话消费急剧上升，住房改革 (D_{2t}) 对电话的消费不再显著。

因此，住房改革对家庭耐用品消费具有显著的正向影响。不过，随着时间的推移，住房改革对不同耐用品消费的影响呈现出一定的区别。

(四) 住房改革对国内需求的影响

为了进一步揭示住房改革对耐用品消费支出进而对国内消费需求的影响，我们对前面得到的结果进行一个简单的扩展分析。考虑一个代表性的城市家庭，根据样本中住房改革家庭的平均比例 25.22%，则该家庭受到住房改革冲击的可能性为 0.25。在我们的 LPM 模型中，住房改革导致家庭购买空调的概率的增加为 D_{0t} 、 D_{1t} 和 D_{2t} 的系数之和： $0.06+0.14+0.18=0.38$ ，样本中计算机的平均价值为 3 828.72 元。这样，该代表性家庭因为住房改革而增加的计算机支出为： $3\ 828.72 \times 0.25 \times 0.38 = 366.72$ 元。用这样的简易方法，可以大致获得住房改革对耐用品消费需求总量的影响。为了方便，我们用的耐用品购买概率来自 LPM 模型的估计结果。

从表 15 可知，住房改革使得一个代表性城镇家庭在上述 9 种耐用品的消费上增加支出 1 170.27 元。根据这一数据，我们可以大致算出住房改革在全国对耐用品的影响。1997 年到 2004 年的平均城镇人口 46 866 万，按照 2000 年城镇家庭户规模 3.13 人/户计算，中国共有城镇家庭 14 973 万个。按照平均每个家庭增加耐用品消费 1 170.27 元计算，共增加国内需求约 1 752 亿元。尽管这一数据不太准确，也未涵盖所有耐用品，但还是可以粗略反映住房改革显著增加了国内消费需求。

表 15 住房改革引起的家庭耐用品需求增加

	住房改革比例(%)	购买概率	平均单位价值(元)	增加需求(元)
空调	25.22	0.38	3 828.72	366.93
计算机	25.22	0.16	5 133.39	207.14
彩色电视机	25.22	0.10	2 736.47	69.01
洗衣机	25.22	0.22	979.66	54.36
冰箱	25.22	0.42	1 743.58	184.69
照相机	25.22	0.31	1 464.75	114.52
微波炉	25.22	0.39	659.32	64.85
电话	25.22	0.21	899.67	47.65
VCD/DVD	25.22	0.30	807.93	61.13
合计				1 170.27

四、结 论

本文用 CHNS 数据考察了住房改革对城镇家庭耐用品消费的影响。结果

表明,住房改革对彩色电视机、洗衣机、冰箱、空调、计算机、照相机、微波炉、电话、VCD/DVD等重要家庭耐用品的消费具有非常显著的正向影响。

从动态的角度看,住房改革在短期内可能对空调等与生活密切相关的家庭耐用品消费的影响较大,而对计算机等非生活必需品的影响较小,经过大约4年时间,住房改革的影响显著增强。在长期,住房改革显著增加了家庭耐用品的消费,随着时间的推移,住房改革对大部分耐用品消费的影响有增强趋势。我们还发现,住房改革对耐用品消费的次序具有影响,家庭首先消费生活最必需的空调等耐用品,然后再消费计算机等其他耐用品。粗略的估算表明,从1997年到2004年,住房改革对9种耐用品消费需求增加的总量达到1750亿元以上,而且这种影响还在持续。

综上,20世纪末的住房制度改革影响了千千万万中国普通城市家庭的生活,由住房制度带来的财富效应在居民家庭的消费行为上得到了体现。住房制度改革显著提高了家庭对正常耐用品的消费,改善了他们的生活,提高了他们的效用水平,增进了整个社会的福利。从宏观的角度看,住房制度改革也有利于增加家庭的消费支出,扩大国内的消费需求,客观上对中国走出当时的通货紧缩产生了积极的影响。

参考文献

- [1] Attanasio, O., "Consumer Durables and Inertial Behaviour: Estimation and Aggregation of (S,s) Rules for Automobile Purchases", *Review of Economic Studies*, 2000, 67(4), 667—696.
- [2] Banks, J., and S. Tanner, "Household Portfolios in the United Kingdom", Chapter 6 in Guiso, L., M. Haliassos, and T. Jappelli (eds), *Household Portfolios*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.
- [3] Bertaut, C., and M. Starr-McCluer, "Household Portfolios in the United States", Chapter 5 in Guiso, L., M. Haliassos, and T. Jappelli (eds), *Household Portfolios*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.
- [4] Bertola, G., L. Guiso, and L. Pistaferri, "Uncertainty and Consumer Durables Adjustment", *Review of Economic Studies*, 2005, 72(4), 973—1007.
- [5] Caballero, R., "Durable Goods: An Explanation for Their Slow Adjustment", *Journal of Political Economy*, 1993, 101(2), 351—384.
- [6] Caballero, R., and E. Engel, "Dynamic (S, s) Economics", *Econometrica*, 1991, 59(6), 1659—1686.
- [7] Campbell, J., and J. Cocco, "How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data", Working Paper, Harvard University, 2005.
- [8] Carroll, C., "Housing Wealth and Consumption Expenditure", Paper Prepared for the Academic Consultants' Meeting of the Board of Governors of the Federal Reserve, January 30, 2004.

- [9] Case, K., J. Quigley, and R. Shiller, "Comparing Wealth Effects: The Stock Market vs. the Housing Market", NBER Working Paper No. 8606, 2001.
- [10] 樊潇彦、袁志刚、万广华, "收入风险对居民耐用品消费的影响", 《经济研究》, 2007 年第 4 期, 第 124—136 页。
- [11] Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton, NJ: Princeton University Press, 1957.
- [12] Lam, P., "Permanent Income, Liquidity, and Adjustments of Automobile Stocks: Evidence from Panel Data", *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(1), 203—230.
- [13] Modigliani, F., and R. Brumberg, "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of the Cross Section Data", in Kurihara, K., *Post-Keynesian Economics*. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press, 1954, 388—436.
- [14] Muellbauer, J., and A. Murphy, "Is the UK Balance of Payments Sustainable?" *Economic Policy*, 1990, 5(11), 345—383.
- [15] 荣昭、盛来运、姚洋, "中国农村耐用消费品需求研究", 《经济学(季刊)》, 2002 年第 1 卷第 3 期, 第 589—602 页。
- [16] Sinai, T., and N. Souleles, "Owner-Occupied Housing as a Hedge against Rent Risk", *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(2), 763—789.
- [17] Tracy, J., and H. Schneider, "Stocks in the Household Portfolio: A Look Back at the 1990's", *Current Issues in Economics and Finance*, 2001, 7(4), 1—6.
- [18] Wang, S., "Credit Constraints, Job Mobility and Entrepreneurship: Evidence from a Property Reform in China", Job Market Paper, Department of Economics, Yale University, 2008.
- [19] Yang, F., "Consumption along the Life Cycle: How Different Is Housing?" Working Paper No. 635, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 2006.

The Effects of Housing Reform on Durable Good Consumption in China

ZHICHAO YIN

(*Southwestern University of Finance and Economics*)

LI GAN

(*Southwestern University of Finance and Economics, Texas A&M University*)

Abstract Housing reform in China provides a large positive wealth shock to a significant portion of households in China. Using China Health and Nutrition Survey (CHNS) data, we

find that households who had benefited from housing reform have significantly higher consumption of durable goods, as predicted by economic models. But they would increase their durable good consumption in a few years after the housing reform. Because it increases household expenditure, the housing reform contributed to raising domestic consumption demand in the late 1990s' and early 2000's.

JEL Classification E21, D01, D12