

中国城市家庭财富水平的影响因素研究

靳永爱 谢宇*

内容提要 本研究使用2010年中国家庭追踪调查数据，分析了政治因素和市场因素在中国城市家庭财产积累过程中的作用。研究结果显示：两大因素都显著影响了中国家庭财产的积累；政治资本对住房资产的影响更大，而市场因素则对非住房资产（包括金融资产、耐用消费品、生产性固定资产）的影响更大；政治资本对财产的影响大于对收入的影响。文章提出三个可能的解释：一是拥有政治资本的家庭从住房私有化改革中获得了极大的利益；二是拥有政治资本的家庭由于体制内的福利使得家庭实际支出更低，财产积累更多；三是拥有政治资本的家庭更可能进行有效的投资，从而使得家庭储蓄更容易转变为家庭财产。

关键词 家庭财富 政治资本 市场因素 家庭收入

一 引言

近些年，关于财富的水平和分布已有一些研究涉及（如李实等，2000；梁运文等，2010；李实等，2005；原鹏飞、王磊，2013；Xie & Jin，2015），共同结论是中国的财富不平等在迅速增加。然而，关于财富不平等背后的影响机制，却鲜有研究讨论。

国外有关财富水平影响因素的研究较多，讨论得也较为深入。但是，在财富积累上，中国与发达国家有截然不同的历史背景和国情。发达国家的家庭很早就市场经济背景下积累财产，而中国在新中国成立后短短几十年经历了不同的经济发展阶段。

* 靳永爱，中国人民大学人口与发展研究中心，电子邮箱：jinyongai0416@126.com；谢宇，北京大学社会研究中心和美国普林斯顿大学当代中国研究中心，电子邮箱：yuxie@princeton.edu。本研究受2015年北京市社会科学基金研究基地项目“北京市家庭财富分布及其对养老政策的启示”（项目编号：15JDSHC012）资助。

改革开放以前,在计划经济体制下,私人财产严格受限,全社会处于吃“大锅饭”的平均主义时代。随着改革开放政策的实行,市场经济逐渐推进,社会越来越注重效率,私企、外企在中国遍地开花,一部分人通过经商迅速富裕起来(Wu, 2002),甚至积累了大量的财富,成为“暴发户”。然而,与此同时,政治权力对经济地位的作用却并没有被削弱。在一个社会的快速转型期,市场经济改革反而强化了既得利益者的利益。1980年代末,国家开始进行住房改革,公共福利房的占有者以极低的价格从政府或单位购得住房,转变为私有财产(Song & Xie, 2014; Walder & He, 2014)。而2000年以来,房地产市场繁荣,房价大幅度攀升,既有住房者从中获得了大量利益(陈彦斌、邱哲圣, 2011)。

尽管政治因素和市场因素在现有关于财富问题的研究中讨论得较少,但却是社会学中有关中国收入研究的焦点。1980年代和1990年代是中国市场经济体制开始建立并逐渐深入发展的阶段,Nee(1989, 1991, 1996)提出了市场转型理论,认为随着经济改革的深化,社会经济地位的主要决定性因素应该是代表市场效率的因素如人力资本,而非政治资本。在收入的影响因素研究中,一般将党员身份和干部身份作为政治资本或再分配权力的代表,受教育水平作为市场特征(Xie & Hannum, 1996; Hauser & Xie, 2005)。一些研究表明,在市场转型过程中,政治资本对收入的作用呈下降趋势(林宗弘、吴晓刚, 2010; 刘和旺、王宇锋, 2010),而教育的收入回报率却在上升(Hauser & Xie, 2005; Jansen & Wu, 2012)。

那么,关于收入的研究结论是否可以直接应用到财富上呢?作为另外一种形式的经济结果,财富看似是一个可以和收入相互替代、衡量家庭经济地位的指标。但实际上,财富与收入本质上是不同的。财产是存量,收入的积累可以形成财产。可继承和转赠是财产的重要特征(Gale & Scholz, 1994)。中国存在一种特殊形式的财产获取方式——从单位获得房产。而收入则是流量,通过财产可以获得部分收入,即财产性收入,但更主要的是工资性收入,通过劳动获得。此外,收入可以以个体计算,而财产基本都是家庭层面的,很难将家庭财产分割到家庭每一个人身上。已有研究表明,财产和收入的相关性较小,2012年二者的相关系数仅为0.37(谢宇、靳永爱, 2014)。在中国城市地区,甚至有一些坐拥几百万房产的家庭没有收入,在政府低保范围内。收入和财产获取方式和存在形式的差异导致二者的影响因素必然各异,关于收入问题研究的结论无法直接照搬到财产上。在财产成为家庭重要经济地位指标的今天,有必要深入探究其背后的影响机制。

为了深入分析中国家庭财产影响机制的独特性,突出财产与收入在影响机制上的

不同，本研究将家庭财产与家庭收入进行并列分析，进而探索市场因素和政治因素对家庭财产的作用。

二 数据与方法

（一）数据

本研究使用2010年中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）数据进行分析。CFPS是一项具有全国代表性的、长期的追踪调查。2010年是基线调查，采用多阶段概率抽样，从全国25个省级行政区（不含新疆、西藏、内蒙、宁夏、海南以及中国香港、中国澳门和中国台湾）中抽取了14798户进行调查。这25个省（自治区、直辖市）覆盖除中国香港、中国澳门、中国台湾外总人口的94.5%（谢宇等，2012；Xie & Lu, 2015）。调查对象是家庭户中所有的居住者，收集信息涵盖教育、就业、婚姻、兄弟姐妹、子女等方面的家庭背景信息以及详细的家庭财产信息。CFPS同时还收集了调查时不在本户居住但是跟本户有经济联系的人以及直系亲属的信息。CFPS最大程度地采集了家庭成员信息，为研究家庭经济状况背后的影响机制提供了很好的数据基础。

从2010年基线调查开始，CFPS详细采集了家庭各项财产的信息。尽管财产数据收集在实际操作中比较困难，但CFPS在实际调查过程中采用了一些尽量避免缺失值的补救办法。一是汇总法。列出大项目下的各个子项目让被访者分别回忆估计（胡婧炜等，2014）。二是区间法。以存款为例，当被访者回答“不知道”或“拒绝回答”时，提问是否高于5万；如果回答“是”，继续提问是否高于10万、25万、50万；如果不高于5万，则询问是否低于2.5万、1万。区间估计法纠正了50%以上的缺失值（胡婧炜等，2014）。虽然抽样调查难以捕捉到极富人群的信息，但对于研究大众的财产特征、总结财产分布的一般规律还是非常有意义的。

缺失值是所有社会调查中不可避免的问题，财产数据调查更是如此。本研究充分利用其他信息，对缺失值进行了填补。对于房产缺失值，主要使用同一社区同一类型住房的每平方米平均价值和填报的住房面积进行估计；对于其他财产项目的缺失，如金融资产、耐用消费品，则使用同一社区收入最相近家庭填报的值替代。关于缺失值的详细处理方法见靳永爱和谢宇（2014）。

（二）方法

1. 模型设定

收入研究的传统处理方法是，将收入进行对数转换，构建简单线性回归模型，如

式(1)所示。而与收入不同的是,因为有负债存在,净财产可能为负数。已有研究中,将财产作为因变量有不同的处理方式,比如直接将净财产作为因变量(Barsky et al., 2002; Smith, 1995; Yamokoski & Keister, 2006),或是进行IHS(inverse hyperbolic sine)转换(Meng, 2007),或是将财产分成负值和正值两部分,分两步估计(Killewald, 2013)。还有一种经常使用的方法是,与收入一样,为了解决财产偏态分布问题,使之符合正态分布的假定,对财产进行对数转换(Killewald, 2013)。但是,该方法的问题在于负债家庭无法进行对数转换,通常的处理方式是给所有家庭的财产加上一个固定的常数使负债家庭的财产变为正数,或者将财产为负数的家庭使用一个很小的正数代替(Conley & Glauber, 2008; Hall & Crowder, 2011; Keister, 2003)。不过仍然存在的问题是,用多大的正数代替负值是主观的选择,会影响到财产本身的分布,进而影响分析结果(Killewald, 2013)。在本研究中,负债家庭仅占2.2%^①,利用最常见的对数转换对结果影响不大。因此,本文首先将负债家庭的资产全部变为0,再将所有家庭的财产加1,然后进行对数转换,构建如式(1)所示的多元线性模型。

$$\log Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \varepsilon \quad (1)$$

其中 Y 是收入或财产, X_* 表示解释变量, β_* 表示相应变量前的系数, ε 是误差项。

有以下两种方法可对式(1)进行估计。首先是Tobit回归。对家庭财产分类分析时,有相当比例的家庭住房资产和非住房资产为0,不适合作为线性回归的因变量,所以使用Tobit回归。Tobit回归假设有一个潜在的变量 y 与自变量 x 之间是线性关系,能用来分析左截尾的因变量(Wooldridge, 2010)。

其次是似不相关回归。这种方法假设模型的误差项(error term)是相关的(Zellner, 1962),从而可以对模型进行更有效的估计。这样联合估计出来的模型可以用来检验各个变量在不同模型中的影响是否一样。本文中使用似不相关回归比较财产模型和收入模型中自变量系数的差异,以及住房财产和非住房财产模型中自变量影响的差异。

2. 样本限定

财产是家庭层面的,而家庭层面的各个自变量又需要通过结合家庭成员的信息得到。以往的做法是以户主特征代表家庭特征(巫锡炜, 2011; 李实等, 2000)。国外的研究通常也是如此,有时默认男性为家庭户主,单身母亲、女性家庭则女性为户主(Schmidt & Sevak, 2006)。然而,以户主作为家庭代表的做法可能遗漏掉一些重要的

^① 在负债家庭中,平均负债额为41854元,标准差为88611。

信息。财产是以家庭为单元积累的，家庭中每个有劳动能力或者参加经济活动的人都能贡献财产，只考虑户主的信息可能会掩盖其他人的贡献。家中各成员之间在学历和职业类型上都可能存在较大差异，只关注其中任何一人的信息有可能产生偏差。

为了解决这样的问题，本文充分利用 CFPS 家庭成员信息收集全面的特点，使用每一个家庭成员的信息，构建家庭层面的变量：平均年龄、平均受教育年限、家中是否有 15 岁及以下的孩子、家中是否有退休老年人、家庭规模、是否是流动家庭^①、家中是否有行政/管理职务人员、家中是否有在政府部门和事业单位工作的人以及家中是否有党员。除了家中是否有 15 岁及以下的孩子和家庭规模用到了家中孩子的信息外，其他都使用成年人信息。这里的成年人，在实际操作中界定为 16 岁及以上不在学或在学但是已经结婚的人。

根据个人信息构造家庭特征变量需要知道家中每一个成年人的详细信息，但是在 CFPS 调查中，家中每一个成员都收集到的信息只有年龄、受教育程度、是否同住等几项基本的信息。要想深入分析政治资本等因素的影响，还需要结合成人问卷^②收集的详细信息。但是，并不是家中每一个成年人都回答了成人问卷，只有调查时在家或者能联系上的家庭成员填答了成人问卷，依据成人问卷中填报的信息构建的家庭特征变量可能存在偏差。为了说明结论的可靠性，本研究还进行了敏感度分析，即选择凡是符合填答成人问卷条件的人都填答了问卷的家庭进行分析，避免了因遗漏某个或某几个成人信息而造成的偏差^③。

3. 因变量和自变量

家庭财产包括现住房资产和其他房产、金融资产（如存款、股票、基金、债券等）、生产性固定资产（包括农业机械、公司资产等）、耐用消费品和土地。家庭债务从家庭总资产中扣除。土地资产的估算采用 McKinley & Griffin (1993) 提出的办法，即假定家庭农业总收入的 25% 来源于土地，而土地的收益率为 8%，从而估算出土地价值。

本研究的主要因变量是财产。具体而言，是家庭中 16 岁及以上成年人平均财产的对数：首先用家庭净财产除以家中 16 岁及以上成年人人数，然后将负债家庭的财产赋

-
- ① 家中填答成人问卷的人户口都不在本地则视为流动家庭，家中只要有一个人户口在本地就归为非流动家庭。进行这样的处理主要是考虑到本地人与外地人通婚的情况。需要说明的是，在 CFPS 数据中识别流动人口是跨区县层面的，区县内的流动人口和市内人户分离人口无法识别。
- ② 调查时在场的 16 岁及以上成年人单独填答的问卷。
- ③ 篇幅所限，这里未列出数据结果。如有读者感兴趣，可以联系作者索取。

值为0,再在所有的财产数值上加1,最后进行对数转换。

前文提到,为了深入分析家庭财产背后的影响机制,本文将财产与收入进行并列分析。所以,另外一个因变量是收入。关于收入,使用的是16岁及以上成年人平均收入的对数,即先用家庭净总收入除以家中16岁及以上成年人人数,然后进行对数转换。

本文将家庭财产进行分类分析时,处理办法与总财产一致,即除以家庭16岁及以上成年人人数,然后将负值转为0,并给每个家庭加1,最后进行对数转换。

模型中的关键自变量是代表政治因素和市场因素的变量。本研究沿用传统做法,使用家中是否有党员和家庭成员工作单位类型代表家庭的政治资本。单位类型指的是家中是否有人在党政机关、人民团体、军队、国有/集体企事业单位、科研院所工作,以下简称“政府部门/事业单位”。在以往的研究中,“体制内工作”也是常用的代表政治资本的变量。“体制内工作”包含了在国有企业或国有控股企业工作,本研究为了尽可能分离出市场因素的作用,充分突出政治资本的作用,突出在政府部门和国家事业单位工作的优势,将在党政机关和国家事业单位工作的划分为一类,国企则不包含在内。

对于市场因素,用家庭是否参与个体经营/私营表示。教育作为代表市场效率的指标,以家庭中成年人平均受教育年限进入回归模型。实际操作中根据受教育程度转换为受教育年限指标。其中,文盲0年,小学6年,初中9年,高中或中专12年,大专14年,大学本科16年,研究生及以上19年。已有研究表明,无论是采用受教育程度分类还是直接使用受教育年限,回归结果并不受影响(Xie & Hannum, 1996)。

需要说明的是,模型中未加入职业变量。一是因为职业与工作单位具有较高的相关性;二是有研究表明,中国社会分层的主要决定因素仍然在单位之间(Xie & Wu, 2008),同类型单位内部的职业差异较小(Walder & He, 2014)。

年龄、家庭结构是影响财富积累的人口学因素,因此模型中加入年龄、年龄的平方、家庭结构类型、家中是否有15岁及以下的孩子、家庭规模、家庭规模的平方、家中是否有退休老年人等变量。家庭结构分为四类:第一类是至少三代成年人同住的家庭(祖辈、父辈和孙辈,孙辈必须也是本研究中限定的成年人,即16岁及以上未在学或者在学但已婚);第二类是两代成年人同住的家庭;第三类是仅有一代成年人的家庭;第四类是其他类型,包括隔代同住、成年兄弟姐妹同住等。

另外,模型中控制了是否是流动家庭,并使用县级人均国内生产总值(GDP)的对数控制区域发展水平的差异。

自变量和因变量的描述性统计见表1。

表 1 因变量和自变量的描述统计

变量	平均值(比例)	标准差
财产(万元)	10.70	2.62
收入(万元)	9.33	1.02
年龄(岁)	46.57	12.23
家中是否有 15 岁及以下的孩子		
是	42.63	—
家庭结构		
三代成年人同住	5.57	—
两代成年人同住	69.19	—
一代成年人	24.38	—
其他	0.85	—
家庭规模(人)	3.43	1.51
家中是否有退休老年人		
是	23.99	—
受教育年限(年)	8.64	3.94
家中是否有人从事行政/管理职务		
是	12.85	—
家中是否有人在政府部门/事业单位工作		
是	11.96	—
家中是否有党员		
是	20.52	—
是否参与个体经营或私营		
是	16.76	—
县级人均 GDP 的对数	10.59	1.01
样本量	6320	—

资料来源：根据 2010 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

三 描述性统计结果

收入与财富的关系是目前许多财富研究关注的重要话题。收入会影响财产积累，反过来，财产带来的财产性收入会提高家庭收入水平。但收入与财富的关系比较复杂，

并没有一致的结论（谢宇、靳永爱，2014）。不过，财富比收入更不平等是许多研究已经证实的普遍现象（Keister，2014；Morgan & Scott，2007；Keister，2000）。在美国，财产所反映出的种族差距也比收入大得多（Oliver & Shapiro，1997；Menchik & Jianakoplos，1997）。

根据2012年CFPS数据，全国家庭净财产基尼系数为0.73（Xie & Jin，2015），而家庭收入的基尼系数为0.53（Xie & Zhou，2014）。此外，2012年全国家庭净财产的90/10比率高达36.79，而同一时期收入的90/10比率是13.1（谢宇等，2013）。我们用同样的CFPS数据把财产和收入的分布形象地展现在洛伦兹曲线上（图1），财产曲线明显右倾，比收入分布更不平等。

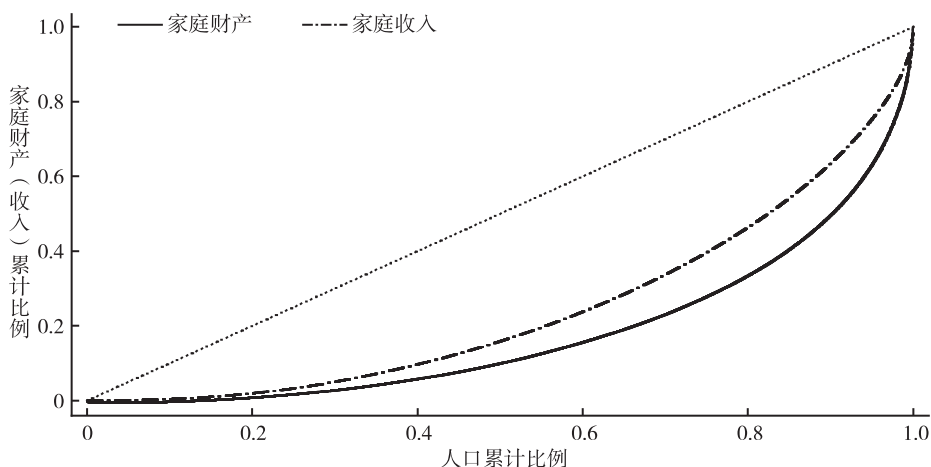


图1 财产与收入的洛伦兹曲线

资料来源：根据2010年中国家庭追踪调查（CFPS）数据绘制。

关于财富与收入关系的另一个共识是二者之间的相关性较低（Keister & Moller，2000）。美国1980年代的数据表明，收入和财产之间的相关系数仅为0.5左右；如果剔除收入中通过财产获得的部分，相关系数则降为0.26（Lerman & Mikesell，1988）。本文使用的数据也证实了这一点。根据2012年CFPS数据，中国家庭收入与财产之间的相关系数仅为0.37，在各个财产水平上收入的分布相对分散（表2）。除了财产最底端和最顶端家庭分别对应低收入和高收入的比例略高外，其他分位数上的分布都较为分散。这说明极低收入与极高收入家庭的收入与财产相关性较高，但中等阶层收入与财产的相关关系较弱。

表2 收入分布与财产分布的关系

单位：%

		财产分布				
		0% ~ 25%	25% ~ 50%	50% ~ 75%	75% ~ 100%	合计
收入分布	0% ~ 25%	46.5	29.2	15.7	8.6	100.0
	25% ~ 50%	25.7	29.3	27.6	17.5	100.0
	50% ~ 75%	17.6	26.2	30.7	25.5	100.0
	75% ~ 100%	10.2	15.3	26.0	48.5	100.0

资料来源：根据2010年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

尽管收入和财产都是代表家庭经济地位的指标，但在中国特殊的社会环境下，收入与财产之间的关系可能更为复杂，二者的影响机制可能会有所不同。一方面，随着市场转型，市场性的因素如教育、市场经营等既会影响收入水平，也会影响财富积累；但另一方面，中国家庭财产所受到的影响却和收入有所不同，财产直接受到政策影响，在政府部门的工作人员可能更容易获得财产。有一个非常矛盾的现象可以间接地说明这一点。公务员工资水平较低是普遍现象，近几年公务员应涨薪的呼声越来越高，但同时仍然可以看到，报考公务员的人数居高不下。所以，体制内工作的优势是无法用收入展现的。这也是本文将财产和收入的影响因素并列分析的原因。

为了进一步展示城市中这两类家庭的差异以及财产与收入的差别，图2绘制了财产和收入的核密度曲线。直观地看，可以有以下几点发现：一是在政府部门/事业单位工作的家庭平均财产水平明显高于在其他单位工作的家庭，收入也如此；二是在政府部门/事业单位工作的家庭财产分布更为集中，意味着不平等程度低于其他类别的家庭，收入也表现出同样的规律；三是财产分布和收入分布的差异较大，收入分布更为集中，而财产分布更分散，意味着财产的不平等程度整体高于收入。

表3初步探索了财产与收入分布模式的差异。可以看出，相对于收入上的差别，在政府部门/事业单位工作的家庭比其他家庭在财产上高出的幅度更大。在政府部门/事业单位工作的家庭在财产水平上高出其他家庭106.8%，在收入上则只高出83.7%。有党员的家庭在财产上高出无党员家庭的幅度也更大，在财产上高出的比例是112.7%，收入则仅为69.7%。这意味着有政治资本的家庭财产优势大于收入优势。这样的差异恰巧说明，财产和收入背后的影响机制可能是不一样的，这也是本研究将财产和收入进行并列分析的原因。

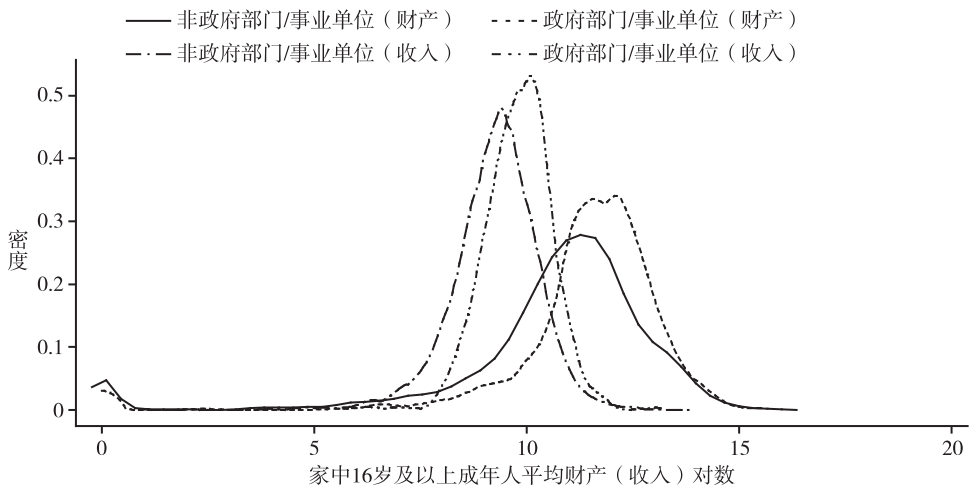


图 2 分工作单位类型的核密度曲线（城市）

注：使用的核函数类型为 epanechnikov，带宽为 0.2333。

资料来源：根据 2010 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据绘制。

表 3 政治因素、市场因素与家庭财产、家庭收入的关系

	财产			收入		
	否(元)	是(元)	高出比例(%)	否(元)	是(元)	高出比例(%)
是否在政府部门/事业单位工作	33285	68829	106.8	9806	18015	83.7
是否有党员	31187	66350	112.7	9482	16096	69.7
是否有个体经营/私营	36018	37979	5.4	10238	12177	18.9
是否是高中及以上	26184	48773	86.3	8015	13513	68.6

注：财产和收入均表示的是家中 16 岁及以上成年人的平均财产（收入）；计算结果使用了抽样权重。

资料来源：根据 2010 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

表 3 还展现了市场经济参与、教育水平与家庭财产、家庭收入之间的关系。前文提到，财产在工作单位类型和党员身份上的差异比收入更大，即财产优势高于收入优势。但是在市场经济活动参与上却并没有表现出类似的模式。相反，财产的优势更小，有个体经营/私营的家庭财产水平高出其他家庭的比重是 5.4%，而收入则达到 18.9%，财产优势小于收入优势。这里的教育水平变量使用家庭成员最高的受教育程度，并分为两组：第一组是最高受教育程度在高中及以上，第二类是初中及以下。结果显示，受教育程度呈现出的模式与政治资本变量一致，即财产优势大于收入优势。尽管受教育程度代表的是市场效率因素，但是家庭是否拥有政治资本也是与教育水平高度相关

的。在没有控制政治资本影响的条件下，教育出现这样的结果也是合理的。下文将在控制其他变量的情况下做进一步分析。

可见，代表政治资本的因素和代表市场效率的因素对财产和收入的影响呈现出了不同的模式，政治资本的财产优势明显大于收入优势，而参与市场经济活动的收入优势则更大。这背后的原因和机制值得深入探讨。

四 回归结果

第三部分初步描述了政治因素和市场因素可能对家庭财产水平产生的影响，并发现财产与收入的影响机制存在差异。进一步，本研究还要探索在控制其他变量的情况下这两个因素的独立影响。所以，本部分利用传统的条件均值估计，使用多元线性回归模型分别对财产和收入进行分析。

（一）政治因素对财产和收入的不同影响

表4给出了对财产与收入做回归分析的结果，本文用几个关键变量测量了政治因素对财产和收入的影响。结果显示，党员身份和行政/管理职务对财产的影响显著高于收入，但受教育年限、个体经营和在党政机关/事业单位工作对财产与收入的影响没有明显的差异（见表4的“系数差异显著性检验”一列）。

在控制其他变量的条件下，家中有党员将家庭财产水平提高了30%，而收入的提高比例是12%。党员身份虽然不是一个直接的政治地位指标，但却关系到个人提拔、职位晋升和社会关系网络的建立（Bian & Logan, 1996; Xie & Hannum, 1996; Zhou, 2000; Hauser & Xie, 2005），可以帮助个体在体制内获得更多的提拔机会和其他的物质资源（Ma, 2012），研究者通常将其作为政治资本或再分配权力的测量指标。回归系数表明，在政府部门/事业单位工作将财产水平提高了36%，而收入对应的提高比例是27%，不过这两个系数在统计上并没有显著差异。

总体而言，政治资本的财产优势要大于收入优势，这可能是由三个因素造成的。一是1980年代后期住房改革以来，具有政治资本优势的家庭，比如有党员的家庭，在住房改革中分到了面积大、质量好的住房（Walder & He, 2014），2000年以来房价的攀升进一步强化了这些家庭的财产优势。二是收入消费差的影响。即使对收入水平相似的家庭而言，一些有政治资本的家庭会因为获得单位的各种福利（如报销、补贴）而大大降低消费支出。收入与支出差距的扩大带来了财富的积累。三是有政治资本的家庭更可能进行有效地投资，转化为储蓄财产，比如房产可以转化为投资性财产，卖

掉房产可以转为储蓄或者投资金融市场。

需要说明的是,有些实证研究表明,在控制单位体制类型和干部身份后,党员身份对收入的影响消失了(Davis et al., 2005; 刘欣, 2005; 吴愈晓、吴晓刚, 2009)。但在本研究中,党员身份对家庭收入仍有显著的影响。本研究使用的是家庭总收入,涵盖了工资性收入、非农经营收入、转移性收入、财产性收入等所有形式的收入。如果党员身份对受市场因素影响更大的收入形式(比如工资收入)影响较小的话,我们的结果说明,党员身份对整个家庭的所有收入而言,仍然是有显著性影响的。

(二) 政治资本和市场因素^①对家庭财产的不同影响

通过回归模型分析,我们可以量化政治资本和市场因素对家庭财产的不同影响。受教育水平对家庭财产水平有显著的正向影响,教育年限每增加一年,财产水平可以提高9%。其他条件相同的情况下,没有党员的家庭要提高2.9年的教育年限才能达到有党员家庭的财产水平,类似于小学与初中、初中与高中的差距。从工作单位看更明显,有成员在政府部门或事业单位工作的家庭其财产比其他家庭高出36.2%,相当于多接受3.4年的教育。党员身份和工作单位充分显示了政治资本在获得经济资源上的优势(表4)。

进一步,为了突出政治资本和市场因素对家庭财产的不同影响,本文将财产进一步分为房产(现住房和其他房产)和其他财产(金融资产、生产性固定资产、耐用消费品),分别分析政治因素和市场因素的影响。表5给出了对这两类不同财产做Tobit回归分析的结果。结果显示,政治因素(工作单位和党员身份)对住房资产和非住房资产都有显著的影响,且对两类资产的影响强度没有显著的差异(见表5的“系数差异显著性检验”一列)。同时,市场因素(受教育程度和个体经营/私营)也对两类资产产生了显著的影响。然而,与住房资产相比,受教育程度和个体经营/私营对非住房资产的影响更大。如表5所示,受教育年限对住房资产的影响系数是0.11,而对非住

① 将政治因素和市场因素(如工作单位和个体经营/私营)放在同一个模型中回归,存在两类因素重合的情况,如在政府部门/事业单位工作又参与个体经营/私营的情况。但实际上,本文这类家庭所占的比例非常小,仅为0.9%(城市),对结论基本没有影响。为了进行验证,本文将工作单位与个体经营/私营情况交互,得到非政府部门/事业单位工作并且没有参与市场经济活动(参照类)、政府部门/事业单位工作但没有个体经营/私营、个体经营/私营但是没有政府部门/事业单位工作和两类均有的家庭,那么第二类与参照类比较得到的是净政治因素的作用,第三类与参照类比较则是净市场因素的作用,结果发现与两个变量单独加入模型没有差异。党员变量也一样。考虑到政治因素有两个变量,市场因素也有两个变量,为了简化模型,这里采用各个变量分别进入模型的做法。

房资产的影响系数是 0.18；个体经营/私营对住房资产的影响系数为 0.33，对非住房资产的影响则高达 0.84，并且这种差异是显著的。这反映了在市场经济快速发展的当今中国，市场效率因素对非住房资产的积累至关重要。

表 4 财产与收入的多元线性回归结果对比

	财产		收入		系数差异显著性检验
	系数	标准误	系数	标准误	卡方值和显著性
年龄	0.034	0.021	-0.010	0.008	—
年龄的平方	-0.000	0.000	0.000	0.000	—
家中是否有 15 岁及以下的孩子					
是	0.205 *	0.082	0.202 ***	0.033	—
家庭结构(参照类:三代成年人同住)					
两代成年人同住	-0.018	0.121	0.126 **	0.044	—
一代成年人	0.287	0.188	0.176 *	0.070	—
其他	-0.022	0.330	0.223 *	0.105	—
家庭规模	0.110	0.094	-0.083 *	0.035	—
家庭规模的平方	-0.012	0.008	-0.000	0.003	—
家中是否有退休老年人					
是	0.047	0.103	0.456 ***	0.050	—
是否是流动人口家庭					
是	-0.731 ***	0.191	0.159 **	0.050	—
受教育年限	0.090 ***	0.015	0.071 ***	0.005	2.11
家中是否有人在政府部门/事业单位工作					
是	0.309 **	0.114	0.238 ***	0.029	0.42
是否有行政/管理职务					
是	0.665 ***	0.107	0.376 ***	0.032	8.64 **
家中是否有党员					
是	0.264 **	0.082	0.115 ***	0.031	3.60 +
是否参与个体经营或私营					
是	0.309 **	0.094	0.245 ***	0.033	0.51
县级人均 GDP 的对数	0.462 ***	0.105	0.203 ***	0.027	8.12 **
常数	3.287 **	1.173	6.679 ***	0.361	
样本量	6320		6320		
R ²	0.092		0.303		

注：(1) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$ ；(2) 家庭结构中的“其他”包括成年兄弟姐妹同住家庭、成年孙子孙女跟祖父母居住的家庭等；(3) 标准差在县级层次聚类；(4) 用似不相关回归检验两个模型之间自变量系数差异的显著性。

资料来源：根据 2010 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据计算得到。

同时,单独观察住房资产模型发现,政治因素的作用较大(党员身份、政府部门/事业单位对应的回归系数是0.66、0.40),而市场因素的作用较小(个体经营/私营对应的回归系数是0.33)。单独观察非住房资产模型则结果恰好相反,个体经营/私营的影响系数很大,达到了0.84,党员身份和政府部门/事业单位工作则分别为0.41和0.37。这充分显示了政治因素在住房资产积累中的重要作用和市场因素在非住房资产积累中的重要作用。

(三) 其他结构性因素对家庭财产的影响

本部分讨论几个重要的结构性因素对房产的影响。第一个因素是区域差异。在中国,不仅收入存在着较大的区域差异,财产也存在巨大的区域差异。根据 Xie & Jin (2015) 的研究结果,中国各省之间在财产水平、财产不平等程度上都存在很大的差异,省际财产差异能够解释财产总差异的20%以上。表4的回归结果显示,县级经济发展水平显著影响了家庭财产水平,而且区域因素对财产水平的作用显著高于对收入水平的作用。因此,区域差异在中国财产不平等中起着重要作用。

第二个结构性因素是在中国特殊的制度下出现的,即以户口制度为主的城乡二元分割下存在的流动人口。本研究结果和其他一些研究均表明,流动人口在收入上与本地人口没有显著差异(Zhou, 2014),甚至还高于本地人口(周皓等, 2013)。然而,城市中的流动家庭在财产积累上处于明显的劣势,在控制其他变量条件下,流动家庭的财产水平是非流动家庭的48%。显然,绝大部分流动人口没有能力在城市买房,在住房资产上远低于本地人。同时在消费支出中,有一部分收入用于租房支出,减少了储蓄。流动人口也更不容易在金融市场投资。所以,从财产角度看,流动人口处在非常不利的劣势地位。这也为以后研究流动人口经济融入提供了一个新的视角,除了关注收入外,更应该关心流动人口的家庭财产。

最后,简要讨论一下其他控制变量对财产水平的影响(表4)。从方向上看,年龄对财产水平的影响呈“倒U”型,但是年龄和年龄的平方的影响都不显著。解释中国的这种现象需要特别谨慎,一些研究用生命周期理论解释这种“倒U”型现象,但需要注意的是,中国在1978年改革开放以后才出现了私有财产的积累,并且在1990年代经历了住房私有化改革。如果将中国人口分为三个年龄组——老年组、中年组和青年组,老年组中较年轻的老年人可能通过私有化和福利分房积累了一定的资产,但年龄越大的老年人积累财产的可能性越小;而中年组都经历了市场经济改革和住房改革,积累了大量财产;青年组则是刚刚踏入工作岗位,还没有足够的时间积累财产,而且没有赶上福利分房的时代。所以“倒U”模式可能只是反映了不同年龄队列的差异,并不足

以验证财产积累的生命周期理论。验证生命周期理论，需要长期追踪数据；如果使用截面数据，各个年龄队列所经历的财产积累过程应该类似，这样才能用时期数据以假定队列的方法模拟人一生的财产积累过程。

表5 分财产类型的 Tobit 回归结果

	住房资产		非住房资产		系数差异显著性检验
	系数	标准误	系数	标准误	卡方值和显著性
年龄	0.181 ***	0.051	-0.035	0.030	—
年龄的平方	-0.001 **	0.001	0.001 +	0.000	—
家中是否有15岁及以下的孩子					
是	-0.065	0.159	0.622 ***	0.139	—
家庭结构(参照类:三代成年人同住)					
两代成年人同住	0.091	0.212	0.095	0.244	—
一代成年人	0.550	0.350	0.452	0.315	—
其他	-1.507 +	0.814	0.601	0.618	—
家庭规模	0.747 ***	0.222	-0.167	0.161	—
家庭规模的平方	-0.056 **	0.020	-0.019	0.015	—
家中是否有退休老年人					
是	-0.387	0.236	0.579 ***	0.172	—
是否是流动人口家庭					
是	-2.685 ***	0.419	0.292	0.232	—
受教育年限	0.108 ***	0.028	0.183 ***	0.022	5.05 *
家中是否有人在政府部门/事业单位工作					
是	0.402 +	0.228	0.373 *	0.184	0.01
是否有行政/管理职务					
是	0.836 ***	0.171	0.919 ***	0.155	0.12
家中是否有党员					
是	0.658 **	0.206	0.407 **	0.156	0.87
是否参与个体经营或私营					
是	0.332 +	0.177	0.842 ***	0.161	4.47 *
家庭收入对数	0.060 +	0.032	0.100 ***	0.021	1.19
县级人均GDP对数	0.321 +	0.177	0.434 ***	0.11	0.55
常数	-2.871	2.040	0.195	1.421	—
样本量	6320		6320		

注：(1) ~ (4) 同表4；这两个模型控制了家庭收入的影响。

资料来源：根据2010年中国家庭追踪调查(CFPS)数据计算得到。

从家庭结构看,家庭结构类型和家庭规模对财产水平并没有独立的显著影响,不过有15岁及以下孩子的家庭财产要明显高于其他家庭。这些家庭一是收入高于其他家庭,二是可能为了孩子未来的教育而增加储蓄、减少了其他消费。

五 对回归结果的进一步探讨

中国私人财产的快速积累出现在改革开放之后。尽管财产的积累、财产水平的高低受到很多因素的影响,但纵观中国的发展历史,一方面,影响收入的因素显而易见也会影响财产的积累,因为收入减去消费即储蓄。受教育水平越高的人更有可能获得更高的收入,所以它可以代表获得财富的潜力。当然,受教育水平也会通过影响投资而直接影响财富的获得。另一方面,中国家庭财产的积累也深受政策环境和社会环境的影响。在住房改革后,城市体制内的家庭以极低的成本从单位购得福利房,变为私有财产,房产成为家庭财产的最大组成部分,体制隔离成为影响财产水平的重要因素。国外讨论最多的另外一个影响因素是遗产(Gale & Scholz, 1994),而在中国,因为私人财产出现的时间比较短,考虑到中国的低死亡率,1980年代以来获得财产的人死亡的并不多。因此在目前的中国,遗产的影响应该较小。

在现阶段的城市地区,政治因素在家庭财产积累中发挥了重要作用。从数据结果中可看到,政治资本的财产优势大于收入优势,这意味着城市中工资性收入差异并不能解释财产的政治身份差异。而且单看财产,家中有一个党员或者有一个在政府部门/事业单位工作的成员相当于多接受3年左右的教育。为什么会出现这样的结果呢?本研究从三个角度回答这个问题。

一是住房角度。1980年代后期开始的住房改革使得大多数城市家庭得以把现住房转为私有财产,这是一个突然性的外部因素,其实类似于遗产的作用,使这些家庭不用通过收入积累而在短时间内获得了一笔突然性的财产。除了住房本身就是一种资产外,从另外一个角度看,拥有住房的人与没有住房的人相比,他们不用花大笔的钱在房屋租赁费上,可以将这笔投入作为储蓄或投资,形成另外一种资产。

二是消费支出角度。收入减去消费支出后就是可能转变为财产的储蓄。具有政治资本优势的群体,比如体制内群体,他们一方面具有较大的收入优势,但是财产优势却表现得更为明显。在控制收入的情况下,具有政治资本的群体仍然具有更高的财产水平,这可能是因为这个群体能够从单位获得的福利或补贴较多,相应地降低了消费支出。尽管这个因素的影响不如住房因素大且直接,但长期积累下来,仍然是一笔可

观的财富。

三是有政治资本优势的家庭能够进行更好的投资，比如房地产市场投资以及近些年兴起的金融市场投资。从住房看，住房本身影响到以后的财产积累（Killewald & Zhu, 2015）。在中国城市，随着房价的上涨，有住房的家庭产生投资性需求，投资房产，积累更多的财富，进一步推动房价上涨，挤占了没有住房家庭的消费性需求，扩大了住房不平等（陈彦斌、邱哲圣，2011）。有政治资本的家庭更可能有富裕的资金积极投资于金融市场，让现有资产增值。

2010年CFPS数据收集了较为详细的住房数据和收入支出数据，可以对以上几点解释进行初步的实证检验。首先看住房产权情况。党员家庭的住房拥有率是88.7%，而非党员家庭仅为79.2%。党员家庭中有21.8%除现住房外，还有其他产权房，而非党员家庭相应的比例仅为16.9%。再看工作单位的影响（图3）。除了农业外，政府部门/事业单位工作的家庭住房拥有率是最高的，达到了88%；其次是在国企工作者，为82.8%；第三是退休者，为81.9%。在其他产权房拥有率上，个体经营/私营最高，这可能与流动人口有关。个体经营/私营者对应的住房拥有率最低，仅为76.2%，但拥有其他产权房的比例较高，可能是因为他们农村老家拥有住房。除了个体经营/私营外，在政府部门/事业单位工作的家庭的其他产权房拥有率是最高的，为23.5%。

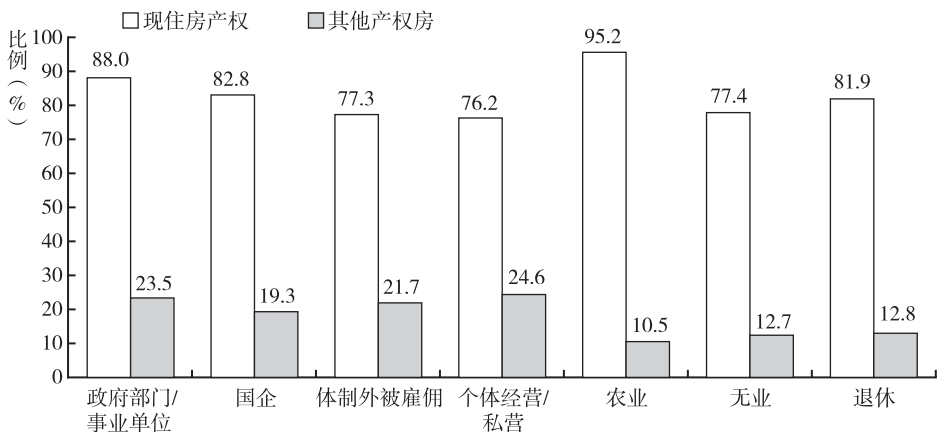


图3 住房拥有率和其他产权房拥有率的工作单位类型差异

资料来源：根据2010年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

这里提出的第二个解释是收入与支出差。从以上的数据结果中可以看到，具有政治资本优势的家庭在收入上也占有较大的优势，当收入变成储蓄或投资时则转化成了

财产优势。进一步,本文试图研究在收入相同的情况下,消费是如何影响家庭财产积累的。在政府部门/事业单位工作,一些福利性的政策比如各类消费报销、福利补贴等,大大降低了家庭的消费支出,增加了收入的可储蓄部分。如果将收入减去支出后的盈余作为家庭可积累的财产(储蓄=收入-支出),那么在同样的收入条件下,支出越低,所带来的储蓄水平就越高。当然,在控制了收入的情况下,储蓄水平高的原因可能有两个因素:一是支出低、盈余高,二是其他投资直接提高了储蓄水平,比如股票市值的上升、房产投资等。鉴于这两个因素从数据中无法完全区分开来,我们将第二个解释(消费支出)和第三个解释(投资)合在一起讨论。

根据这样的思路,以家庭金融资产代表家庭的储蓄水平,以其对数为因变量,进行Tobit回归^①,得到回归预测值。然后以家中16岁及以上成年人平均收入的对数为横坐标,以回归预测值为纵坐标画图。图4和图5分别是分工作单位类型和党员身份画出的拟合图。可以看出,在同样的收入水平下,家庭中有在政府部门/事业单位工作的成员其金融资产水平明显高于没有在政府部门/事业单位工作的成员的家庭。类似地,有

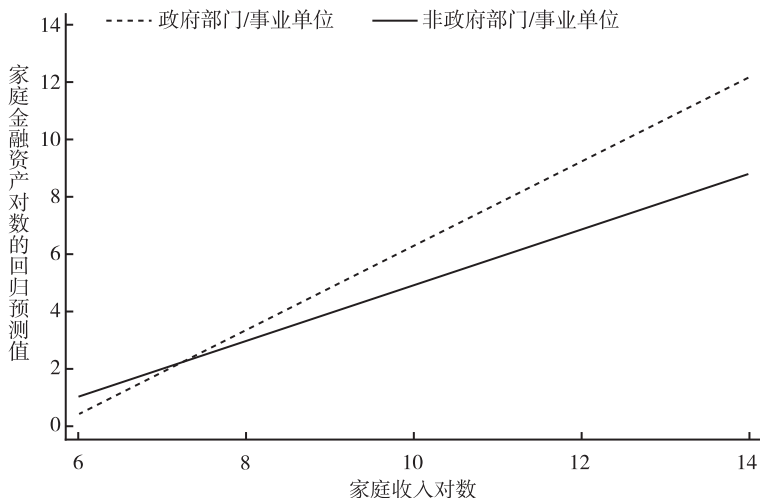


图4 相同收入情况下不同工作单位类型的家庭金融资产差异

注:家庭收入表示的是家中16岁及以上成年人的平均收入对数,家庭金融资产表示的是家中16岁及以上成年人的平均金融资产对数。

资料来源:根据2010年中国家庭追踪调查(CFPS)数据计算得到。

① 自变量与之前的模型一致,在控制变量中加入工作单位、党员身份、受教育年限、个体经营/私营和工资性收入变量。

党员的家庭金融资产水平也明显高于没有党员的家庭。这意味着，在控制了其他因素的条件，即使家庭收入水平一样，有政治资本优势的家庭的储蓄水平也要高于其他家庭。其中可能的解释就是前文提到的：一是消费支出低，二是有更好的投资。

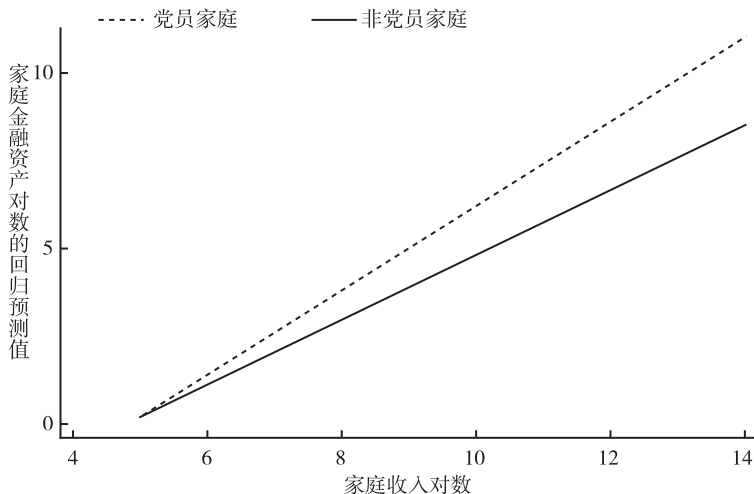


图5 相同收入情况下有党员和没有党员的家庭金融资产差异

注：家庭收入表示的是家中16岁及以上成年人的平均收入对数，家庭金融资产表示的是家中16岁及以上成年人的平均金融资产对数。

资料来源：根据2010年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

关于消费支出，实际上，有政治资本的家庭消费水平并不低。根据CFPS实际上报的消费支出数据，可以发现，有政治资本优势的家庭的教育、娱乐支出等都相对较高，这些家庭储蓄更高的原因应该是来自于工作单位带来的补贴、报销等各类福利。未来在数据可获得的情况下，我们会进一步将支出和投资分开讨论。

六 结论

本研究利用家庭追踪调查数据，将家庭财产和家庭收入进行并列分析，探讨中国城市地区政治因素和市场因素对家庭财产的影响，主要结论如下：

(1) 在中国城市地区，政治资本在财产上的优势远远大于在收入上的优势，收入的差异并不能完全解释政治资本导致的财产差异。

这样的差异有三个主要的原因。一是政策的直接影响。住房私有化是城市大多数家庭积累私有财富的重要途径，而在公共住房私有化过程中，能否分到住房、分到住

房的面积、质量等都直接受单位性质、单位级别和个人在单位内部的级别影响(Walder & He, 2014)。所以,政治资本直接影响家庭财富的获得和积累,拥有政治资本的家庭通过住房快速积累了一笔私有财产。紧接着,城市住房价格上升,拥有住房资产的家庭通过房产投资进一步积累资产,而没有房产的家庭对住房的消费性需求受到挤压,住房资产不平等扩大,相应导致家庭财产不平等的上升。

二是城市中具有政治资本的家庭有消费支出优势,这里的消费支出优势指的是这些家庭享受体制内报销、补贴等一些福利,使得实际消费支出更低,反过来积累储蓄更高。

三是具有政治资本优势的家庭更可能进行更好的投资,比如房地产、金融市场投资,积累更多财产。

(2) 在中国城市地区,在一个市场经济快速发展而传统的政治权力又尚未被削弱的社会背景下,政治资本和市场因素共同影响着家庭财产的积累。有在政府部门/事业单位工作的家庭、有党员的家庭、受教育水平更高的家庭和参与了市场经营的家庭在财产积累上处于明显的优势地位。

(3) 然而,分财产类型看,政治因素和市场因素所表现出的作用又各不相同。在住房资产上,政治资本的作用较大,而对于非住房资产,市场因素的作用较大。这一方面凸显了政策制度因素在中国城市家庭私有财产积累过程中的作用,有政治资本的家庭从城市住房私有化改革中积累了一大笔财富;同时也反映了在市场经济改革过程中,代表市场效率的因素在与市场有关的财产积累比如金融资产、生产性固定资产中发挥着重要作用。

(4) 结构性因素包括区域差异和户口差异,是影响中国城市家庭财产积累的重要因素。

当然,家庭财产积累本身是一个非常复杂的过程。在中国特殊的社会背景影响下,家庭财产积累显得更为扑朔迷离。未来还需要更多的实证研究来填补这一领域的巨大空白。

参考文献:

陈彦斌、邱哲圣(2011),《高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等》,《经济研究》第10期,第25-38页。

- 胡婧炜、谢宇、孙妍 (2014), 《中国家庭追踪调查问卷设计》, 载于谢宇、张晓波、李建新、于学军、任强主编《中国民生发展报告 2014》, 北京: 北京大学出版社, 第 166 - 208 页。
- 靳永爱、谢宇 (2014), 《中国家庭追踪调查 2012 年和 2010 年财产数据技术报告》, 中国家庭追踪调查技术报告系列, 编号: CFPS - 29, <http://www.issn.edu.cn/cfps/d/file/wd/jsbg/TR2012/2014-12-22/303ebb3bd405f33c3d1bd2741ba2d045.pdf>, 访问日期: 2015 年 3 月 1 日。
- 李实、魏众、丁赛 (2005), 《中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析》, 《经济研究》第 6 期, 第 4 - 15 页。
- 李实、魏众、B. 古斯塔夫森 (2000), 《中国城镇居民的财产分配》, 《经济研究》第 3 期, 第 16 - 23 页。
- 梁运文、霍震、刘凯 (2010), 《中国城乡居民财产分布的实证研究》, 《经济研究》第 10 期, 第 33 - 47 页。
- 林宗弘、吴晓刚 (2010), 《中国的制度变迁、阶级结构转型和收入不平等: 1978—2005》, 《社会》第 6 期, 第 1 - 40 页。
- 刘和旺、王宇锋 (2010), 《政治资本的收益随市场化进程增加还是减少》, 《经济学 (季刊)》第 3 期, 第 891 - 908 页。
- 刘欣 (2005), 《当前中国社会阶层分化的多元动力基础——一种权力衍生论的解释》, 《中国社会科学》第 4 期, 第 101 - 114 页。
- 巫锡炜 (2011), 《中国城镇家庭户收入和财产不平等: 1995 ~ 2002》, 《人口研究》第 6 期, 第 13 - 26 页。
- 吴愈晓、吴晓刚 (2009), 《城镇的职业性别隔离与收入分层》, 《社会学研究》第 4 期, 第 88 - 111 页。
- 谢宇、靳永爱 (2014), 《家庭财产》, 载于谢宇、张晓波、李建新、于学军、任强主编《中国民生发展报告 2014》, 北京: 北京大学出版社, 第 25 - 46 页。
- 谢宇、邱泽奇、吕萍 (2012), 《中国家庭动态跟踪调查抽样设计》, 中国家庭追踪调查技术报告系列, 编号: CFPS-1, <http://www.issn.edu.cn/cfps/d/file/wd/jsbg/2010jsbg/c70c703752f7f6f24e27b5a8a85c1cba.pdf>, 访问日期: 2015 年 3 月 1 日。
- 谢宇、张晓波、许琪、张春泥 (2013), 《收入分配》, 载于谢宇、张晓波、李建新、于学军、任强主编《中国民生发展报告 2013》, 北京: 北京大学出版社, 第 27 - 53 页。

- 原鹏飞、王磊 (2013), 《我国城镇居民住房财富分配不平等及贡献率分解研究》, 《统计研究》第12期, 第69-76页。
- 周皓、段冰、胡嫒 (2013), 《人口流动》, 载于谢宇、张晓波、李建新、于学军、任强主编《中国民生发展报告2013》, 北京: 北京大学出版社, 第250-280页。
- Barsky, Robert, John Bound, Kerwin Kofi Charles & Joseph Lupton (2002). Accounting for the Black-White Wealth Gap: A Nonparametric Approach. *Journal of the American Statistical Association*, 97(459), 663-673.
- Bian, Yanjie & John Logan (1996). Market Transition and the Persistence of Power: The Changing Stratification System in Urban China. *American Sociological Review*, 61(5), 739-758.
- Conley, Dalton & Rebecca Glauber (2008). Wealth Mobility and Volatility in Black and White. Center for American Progress. Accessed on Nov. 15, 2014, https://cdn.americanprogress.org/wp-content/uploads/issues/2008/07/pdf/wealth_mobility.pdf.
- Davis, Deborah, Yan-jie Bian & Shaoguang Wang (2005). Material Rewards to Multiple Capitals Under Market-Socialism in China. *Social Transformations in Chinese Societies*, 1, 31-58.
- Gale, William & John Karl Scholz (1994). Intergenerational Transfers and the Accumulation of Wealth. *Journal of Economic Perspectives*, 8(4), 145-160.
- Hall, Matthew & Kyle Crowder (2011). Extended-Family Resources and Racial Inequality in the Transition to Homeownership. *Social Science Research*, 40(6), 1534-1546.
- Hauser, Seth & Yu Xie (2005). Temporal and Regional Variation in Earnings Inequality: Urban China in Transition between 1988 and 1995. *Social Science Research*, 34(1), 44-79.
- Jansen, Wim & Xiaogang Wu (2012). Income Inequality in Urban China, 1978-2005. *Chinese Sociological Review*, 45(1), 3-27.
- Keister, Lisa (2000). *Wealth in America: Trends in Wealth Inequality*. New York: Cambridge University Press.
- Keister, Lisa (2003). Religion and Wealth: The Role of Religious Affiliation and Participation in Early Adult Asset Accumulation. *Social Forces*, 82(1), 173-205.
- Keister, Lisa (2014). The One Percent. *Annual Review of Sociology*, 40(1), 347-367.
- Keister, Lisa & Stephanie Moller (2000). Wealth Inequality in the United States. *Annual Review of Sociology*, 26, 63-81.

- Killewald, Alexandra (2013). Return to Being Black, Living in the Red: A Race Gap in Wealth That Goes Beyond Social Origins. *Demography*, 50(4), 1177 – 1195.
- Killewald, Alexandra & Fangsheng Zhu (2015). Does Your Home Make Your Wealthy? Paper Presented at 2015 Annual Meeting of Population Association of America, San Diego, CA, April 30 – May 2.
- Lerman, Donald & James Mikesell (1988). Rural and Urban Poverty: An Income/Net Worth Approach. *Review of Policy Research*, 7(4), 765 – 781.
- Ma, Dali (2012). A Relational View of Organizational Restructuring: The Case of Transitional China. *Management and Organization Review*, 8(1), 51 – 75.
- McKinley, Terry & Keith Griffin (1993). The Distribution of Land in Rural China. *The Journal of Peasant Studies*, 21(1), 71 – 84.
- Menchik, Paul & Nancy Ammon Jianakoplos (1997). Black-White Wealth Inequality: Is Inheritance the Reason? *Economic Inquiry*, 35(2), 428 – 442.
- Meng, Xin (2007). Wealth Accumulation and Distribution in Urban China. *Economic Development and Cultural Change*, 55(4), 761 – 791.
- Morgan, Stephen & John Scott (2007). Wealth Inequality and the Prospects for Increasing Intergenerational Transfers. *Social Science Research*, 36(3), 1105 – 1134.
- Nee, Victor (1989). A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism. *American Sociological Review*, 54(5), 663 – 681.
- Nee, Victor (1991). Social Inequalities in Reforming State Socialism: Between Redistribution and Markets in China. *American Sociological Review*, 56(3), 267 – 282.
- Nee, Victor (1996). The Emergence of a Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China. *American Journal of Sociology*, 101(4), 908 – 949.
- Oliver, Melvin & Thomas Shapiro (1997). *Black Wealth, White Wealth: A New Perspective on Racial Inequality*. New York: Routledge.
- Schmidt, Lucie & Purvi Sevak (2006). Gender, Marriage, and Asset Accumulation in the United States. *Feminist Economics*, 12(1 – 2), 139 – 166.
- Smith, James (1995). Racial and Ethnic Differences in Wealth in the Health and Retirement Study. *Journal of Human Resources*, 30, S158 – S183.
- Song, Xi & Yu Xie (2014). Market Transition Theory Revisited: Changing Regimes of Housing Inequality in China, 1988 – 2002. *Sociological Science*, 1, 277 – 291.

- Walder, Andrew & Xiaobin He (2014). Public Housing into Private Assets: Wealth Creation in Urban China. *Social Science Research*, 46, 85 – 99.
- Wooldridge, Jeffrey (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data (2nd ed.)*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Wu, Xiaogang (2002). Embracing the Market: Entry into Self-Employment in Transitional China, 1978 – 1996. Population Studies Center, University of Michigan. Accessed on Dec. 1, 2014, <http://deepblue.lib.umich.edu/bitstream/handle/2027.42/39897/wp512.pdf>.
- Xie, Yu & Emily Hannum (1996). Regional Variation in Earnings Inequality in Reform-Era Urban China. *American Journal of Sociology*, 101(4), 950 – 992.
- Xie, Yu & Ping Lu (2015). The Sampling Design of the China Family Panel Studies (CFPS). *Chinese Journal of Sociology*, 1(4), 471 – 484.
- Xie, Yu & Xiang Zhou (2014). Income Inequality in Today's China. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(19), 6928 – 6933.
- Xie, Yu & Xiaogang Wu (2008). Danwei Profitability and Earnings Inequality in Urban China. *The China Quarterly*, 195, 558 – 581.
- Xie, Yu & Yongai Jin (2015). Household Wealth in China. *Chinese Sociological Review*, 47(3), 203 – 229.
- Yamokoski, Alexis & Lisa Keister (2006). The Wealth of Single Women: Marital Status and Parenthood in the Asset Accumulation of Young Baby Boomers in the United States. *Feminist Economics*, 12(1 – 2), 167 – 194.
- Zellner, Arnold (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57(298), 348 – 368.
- Zhou, Xiang (2014). Increasing Returns to Education, Changing Labor Force Structure, and the Rise of Earnings Inequality in Urban China, 1996 – 2010. *Social Forces*, 93(2), 429 – 455.
- Zhou, Xueguang (2000). Economic Transformation and Income Inequality in Urban China: Evidence from Panel Data. *American Journal of Sociology*, 105(4), 1135 – 1174.

Determinants of Household Wealth in Urban China

Jin Yongai¹ & Xie Yu^{2, 3}

(Center for Population and Development Studies, Renmin University of China¹;

Center for Social Research, Peking University²;

Center on Contemporary China, Princeton University³)

Abstract: Using data from a nationwide household survey, the 2010 China Family Panel Studies (CFPS), we investigated the effects of political capital and market factors on the wealth accumulation of urban households in China. Results indicate that both political capital and market factors contribute significantly to household wealth accumulation. However, political capital has a larger effect on the accumulation of housing assets, while market factors are more influential in the accumulation of non-housing assets. Furthermore, in urban areas, families with political capital enjoy a greater wealth premium than income premium. We propose three explanations. First, households with political capital have benefitted greatly from the privatization of public welfare housing, which constitutes an overwhelming proportion of household wealth; second, households with political capital benefit much more from associated allowance for such expenses as food, accommodation, and transportation and thereby have lower household expenses and a greater share of income for accumulation as household wealth; third, households with political capital gain higher investment returns, thus more effectively converting household savings into wealth.

Keywords: household wealth, political capital, market factors, household income

JEL Classification: A14, D31

(责任编辑：西 贝)