

收入差距与社会地位寻求： 一个高储蓄率的原因

金 焱 李宏彬 吴斌珍*

摘 要 我们使用中国城镇住户调查数据证实：在控制家庭收入之后，收入差距仍然会显著减少家庭除教育以外的消费。我们还发现收入差距对低收入或年轻家庭的消费抑制更加明显，但能刺激教育投资的上升。这很可能来源于为提升社会地位而储蓄的动机。更高的社会地位可以带来各种物质或非物质上的收益。而社会不平等的增加意味着进入社会上层可以获得更高的收益，同时提升地位需要更多的财富。这些都可能加强人们为提高社会地位而储蓄的激励。

关键词 收入不平等，社会地位寻求，居民储蓄

一 引 言

中国的消费储蓄率一直是备受关注的话题。中国的储蓄中一半是由家庭储蓄构成的，目前占到GDP的20%左右。¹根据中国统计局的城镇调查数据，城镇家庭的消费率（除去教育支出的生活性消费/可支配收入）在近年来一直持续下降，从1997年的82%下降到了2006年的75%。²对此，很多研究从不同的角度来分析这个问题，包括经济增长与未来收入（Kraay, 2000; Modigliani and Cao, 2004; Qian, 1988），人口结构和抚养系数的变化（Kuijs, 2006; Modigliani and Cao, 2004），收入增长和习惯（Horiaka and Wan, 2007），预防性储蓄（Kuijs, 2006; Chamon and Prasad, 2008; Meng,

* 清华大学经济管理学院。通信作者及地址：吴斌珍，北京市海淀区清华大学经济管理学院，100084；电话：(010) 62785562；E-mail: wubzh@sem.tsinghua.edu.cn。我们要特别感谢陈小龙研究员在应用城市住户调查数据中给予的大量协助。另外我们要感谢两位评审人，白重恩教授，各位参加清华大学“Saving and Investment in China”会议的教授，在上海财经大学参加讲座的各位老师，以及在厦门“The International Labor Conference”的参会者提出的宝贵意见。当然，文责自负。李宏彬感谢自然科学基金（项目编号71025004）的资助。吴斌珍感谢自然科学基金（项目编号70903042）的资助。我们也非常感谢清华大学中国经济社会数据中心的支持。

¹ 根据《2008年中国统计年鉴》资金流量表部分，2005年住户部门新增储蓄为39392.0亿元，总储蓄为88345.5亿元，2005年GDP为186700.9亿元。

² 根据中国城镇住户调查的数据计算。Chamon and Prasad(2008)用1995—2005年的数据计算也得到类似的结果。

2003), 投资回报率变化 (Wen, 2009) 以及性别比例变化 (Wei and Zhang, 2009)。

本文对中国近年来储蓄率的上升提出另外一种解释: 日渐扩大的收入差距可能会抑制家庭消费, 刺激储蓄。文献已经对这种负面影响提出了宏观的机制: 由于边际消费倾向随收入的上升而下降, 收入差距的扩大会导致储蓄率的上升。本文提出收入差距对消费的负面影响还可能来源于更深层次的微观机制: 人们有为追求社会地位而储蓄的动机 (status seeking motive)。具体而言, 人们有提高社会地位的需求, 这不仅仅是因为好的社会地位带来心理上的满足, 更是因为进入好的社会阶层带来的物质和非物质的回报。同时, 社会地位通常与家庭财富在社会中的排序有关, 即使是与财富没有直接关系的社会地位, 比如教育水平, 也往往需要家庭先积累财富来进行投资, 特别是在信贷市场不够完善的时候。因此, 人们为了获得或维持自己的社会地位需要积累财富。而收入差距的扩大使得社会分层更加凸显, 社会地位较高的群体掌握了更多比例的财富, 他们与其他群体的差距也在扩大, 这使得进入社会上层的收益更高, 同时进入上层所需要的财富积累也更高。因此, 收入差距的扩大会给人们更强的储蓄激励, 并且这种影响对较穷和较年轻的家庭会更加明显。

中国的收入差距在近些年的上升以及收入差距的变化在地区间的差异为验证收入差距对消费的影响提供了很好的机会。改革开放以来, 中国居民的收入差距开始有显著的上升。根据世界银行的统计, 中国的基尼系数在二十多年间从 0.33 上升到 0.47 (世界银行, 2005)。另外一些社会学家提出中国出现了新的社会分层, 中国社会的阶层从以往以出身划分的工人、农民、干部和知识分子转变为以收入、财富、学历划分的新的阶层 (陆学艺, 2002)。同时, 收入差距在各个省市之间也有很大的差异, 比如城镇住户调查显示某个北方省份的省内基尼系数从 1997 年的 0.19 上升到 2006 年的 0.25, 而某个南方省份的省内基尼系数从 1997 年的 0.23 上升到 2006 年的 0.32。

我们使用中国城镇住户调查 9 个省 1997—2006 年的微观数据为基础来验证我们提出的假说。我们的实证结果表明在控制了家庭收入后, 参照组 (同一地区同一年龄组) 内的收入差距仍然对城镇家庭的消费 (除去教育支出的消费) 有显著的负向影响。从 1997—2006 年, 参照组的基尼系数平均从 0.23 上升到 0.29, 这导致一个代表性城镇家庭的消费降低了约 2.3 个百分点, 平均消费倾向下降了约 1.63 个百分点。³而 1997—2006 年总的平均消费倾向从

³ 我们计算的基尼系数比世界银行的要小很多, 因为我们是分参照组 (同一省份相近年龄家庭) 计算后再平均的。分年龄计算会降低收入不平等性; 分省计算忽略了地区间的差别, 但是我们认为个体家庭追求社会地位的储蓄动机不大可能受地区间差异的影响。

82% 下降到 75%，因此收入不平等的扩大能够解释其中的 23%。这些都和“收入差距的扩大加强了人们寻求社会地位的动机”这一假说相一致。我们同时证实相对于富人而言，穷人提升社会地位的动机更强，在收入差距扩大时，他们的消费被抑制得更多。另外，收入不平等对年轻人的消费的负向影响比对老年人的影响强。

此外，由于受教育水平是社会地位的一个重要指标，我们还检验了收入差距对家庭教育投资的影响，并发现在控制收入的影响之后，收入差距的扩大会显著提高家庭的人力资本投资。最后，我们还在实证上排除了针对这些结果提出的一些其他解释，包括和房地产价格、收入不确定性、社会保障以及性别比等相关的解释。

我们的研究首次证实收入差距的扩大可能是中国近十年储蓄率上升的一个重要原因。现有的研究虽然提出收入不平等会对宏观的消费储蓄率产生影响，但是这些研究大多强调不同收入家庭的平均消费倾向不同，特别是高收入家庭的消费倾向低，因而收入分配的变化会导致总储蓄率的变化。⁴而我们的研究则揭示了即使控制了家庭平均消费倾向的异质性，收入不平等仍然会直接影响微观个体家庭的消费储蓄决策。

另外，我们提出了一个连接收入差距和家庭消费储蓄决策的微观机制：追求社会地位的储蓄动机，而且找到了支持这个假说的微观实证证据。⁵虽然目前有一些关于经济增长的研究强调追求社会地位的储蓄动机对经济增长有重要贡献 (Corneo and Jeanne, 2001; Futagamia and Shibatab, 1998; Gong and Zou, 2001; Pham, 2005)，文献中还没有证明这种储蓄动机的存在及重要性的经验证据，特别是来自于微观数据的证据。

本文的后续章节安排如下：第二部分介绍经济学和社会学中关于追求社会地位的研究并提出相关假说；第三部分讨论计量模型的设定；第四和第五部分分别描述使用的数据和基础模型的估计结果。第六部分对主要结果进行了稳健性检验。最后一部分是小结和讨论。

二、追求社会地位与家庭消费储蓄决策

根据 Weiss and Fershtman (1998)，社会地位是个人或群体在社会中受到

⁴ 比如 Musgrove (1980), Menchik and David (1983), Stoker (1986), 以及 Dynan *et al.* (2004) 提出由于效用函数的凹性, 预防性储蓄, 以及储蓄的遗赠动机会导致高收入家庭的储蓄率比低收入家庭要高。这些文献大都指出当收入差距扩大时, 富人的财富增多, 总体的储蓄率会上升。Smith (2001) 使用国际数据证实穷人的借贷约束加上预防性动机使得收入差距扩大时总体的消费率下降。不过也有研究发现收入差距对储蓄率没有影响 (Schmidt-Hebbel and Serven, 2000)。

⁵ Alesina and Perotti (1996) 提出了另外一种微观机制: 收入不平等可能会导致社会关系紧张, 增加投资的风险, 从而降低储蓄率。这与文献中的一般结论以及本文的实证结果相反。而且他们的实证研究是基于跨国的宏观数据, 没有更为微观的实证结果。

普遍认同的排位(rank)。一般认为,人们会根据某一普遍认同的指标在社会中进行排序,从而确定每个人的社会地位,这些指标包括家庭财富、出身、学历、职业以及行为举止等。而且,社会地位通常是一个群体的概念。群体中的每个成员可能在简单排序中的名次不相同,但是他们同样享受作为群体的一员而得到的社会地位。同时,他们需要共同约束群体中的成员、控制新成员的进入来塑造或维持这个群体在社会中的形象和权威(Weber, 1922)。社会分层的高低表现为成员对于社会资源占有量的多少,这里说的社会资源包括经济资源和政治资源。改革开放以后,居民在政治地位上的区别已经基本被消除,而经济地位上的分层却原来越明显。对此,李强(1997, 2002)指出,自改革以来,社会分层结构的变化是“因财产、收入等方面的差异而造成的”经济上的不平等取代了政治上的不平等。

关于人们为何要进入更高的阶层,已有的文献中有很多解释。早期的研究强调心理上的因素,如获得自尊(self-esteem)或成就感。Cole *et al.* (1992)和Corneo and Jeanne (1999)强调即使社会地位并不直接进入效用函数,更高社会地位的群体能够享有更多的不在市场中进行分配的资源,这导致人们最终会关心社会地位。他们列举了几个进入更高的社会阶层获得的收益:首先是俱乐部效应(club effect),很多的社会活动都是在同一阶层内部展开的,如婚姻、信息共享以及机会等;其次,进入社会上层往往带来一些特权,有利于争夺那些没有在进行分配的资源;最后,高阶层的人更容易受到信任、赢得赞同、合作并获得领导权,比如有研究表明,在陪审团中,高阶层的人的意见更容易受到重视和认同(Weiss and Fershtman, 1998)。

由于这些回报,人们有很强的激励来通过积累财富,对人力资本、社会资本进行投资,加入一些社会团体,以及选择合适的行为等各种途径来进入更高的阶层,其中追求社会地位的储蓄动机是文献中讨论最多的一个机制。Weiss and Fershtman (1998)给出了一个文献综述。Cole *et al.* (1992)证明当社会地位代表了家庭在非市场化活动中的竞争力时,稳定的均衡就是社会地位由财富水平决定。⁶因此获得更高的社会地位就成为了积累财富的重要动机,而且人们往往通过抑制消费,增加储蓄来积累财富。社会地位和财富之间的连接可能不是直接的,比如社会地位可能更多的依赖于教育水平、职业甚至户口等,但是要获得好的教育水平、职业甚至户口,首先需要有足够的财富积累来进行好的教育投资,因此人们仍然会为提高社会地位而积累财富。

⁶ 他们证明由出生决定社会地位的均衡不稳定,除非有特殊的制度支撑。

由于我国的社会分层主要体现在经济地位方面，社会中收入差距的扩大很可能会加强人们追求社会地位的行为。⁷因为不平等的上升往往导致社会地位高的阶层所掌握的社会资源比例增加，这使得积累财富进入社会上层的收益更高。同时收入差距的扩大也通常带来社会群体之间的财富差距扩大，因此要进入更高阶层需要积累更多的财富。这两种途径都会导致收入差距的扩大刺激家庭的储蓄。当然，当进入更高阶层要求更多的财富时，少量的财富增加可能无法提高社会地位，进而财富积累的边际收益可能下降，人们可能因此减少储蓄。因此收入差距最终的影响取决于哪一种效应更强，是一个实证问题。我们认为前两种效应更可能占主导，具体的证明可见 Jin *et al.* (2010) 的理论模型。⁸基于这些分析，我们提出第一个可验证的假说。

假说 1 收入分配会影响家庭的消费决策，不平等的上升会抑制家庭消费，刺激储蓄，因为人们更有激励通过减少消费增加储蓄进而积累财富来追求更高的社会地位。

为提高社会地位而储蓄的动机的强弱在不同群体之间是有所差异的。假设社会地位是一种正常商品，提高社会地位的边际收益随社会地位的上升而递减，那么富人由于已经处在一个较高的阶层，其提高社会地位的边际收益不如穷人高。特别是最富的阶层，虽然他们也需要维持自己的社会地位，但是他们通过积累财富来提高社会地位的动机却相对弱很多。因此为提高社会地位而储蓄的动机意味着收入的不平等性对穷人的影响比对富人的影响要强。

假说 2 收入差距对穷人消费的抑制作用比对富人的影响要大。

类似的，老年人和年轻人的社会地位寻求的动机也有差异。相比于老年人，提高社会地位的收益对于年轻人而言更大，因为他们的受益时间更长，因此年轻人更有激励通过减少消费积累财富来提升自己将来的社会地位。不过，如果老年人有子女，那么老年人可能会为了提高子女的社会地位而储蓄，这会模糊年轻人和老年人在与社会地位寻求相关的储蓄上的差异。因此我们有第三个可检验的假说。

假说 3 如果老年人为提高子女的社会地位而储蓄的动机不强，那么收入差距对年轻人的消费的抑制作用比对老年人的要强。

积累财富是提高社会地位的一个途径，但是受教育水平也是影响社会地

⁷ 李强(1997)使用基尼系数以及五个等分的收入组的收入差距作为研究社会经济分层的指标。刘精明和李路路(2005)使用收入、职业和受教育水平作为最基本的社会分层变量。李春玲(2002)也主要使用收入和教育水平作为计算职业声望和经济社会地位的指标。

⁸ 以前的理论文献都关注后一种效应。

位的重要因素。因此消费中的教育支出可以看成是对教育的投资,这一项支出很可能因为提高社会地位的动机而增加而不是下降。因此在考虑收入差距对消费的影响时需要将教育支出剔除,同时我们有以下假说⁹:

假说4 追求社会地位的动机将促使家庭增加教育支出。

三、模型设定

根据以上的讨论,我们的基本模型设定为

$$\ln(C) = \alpha + \beta \times \ln(Y) + \gamma \times \text{Gini} + \delta \times X + \varepsilon \quad (1)$$

其中 C 为家庭生活性支出,但不包括教育支出; Y 为家庭的可支配收入。¹⁰ Gini 为收入差距的指标。 X 为其他控制变量。类似的模型也将用于分析收入差距对教育支出的影响。

在(1)式中, γ 为收入不平等对消费的影响,我们的假说预测其符号为负, β 为消费的收入弹性。如果存在追求社会地位的储蓄动机,在控制了家庭收入之后,收入差距应该还能够影响家庭的消费和储蓄行为。如果收入差距和消费的关系仅仅来源于不同收入的家庭有不同消费倾向,那么当我们控制了家庭收入同时允许 β 随不同的收入组而变化时,收入差距本身不会影响家庭的储蓄率,即 γ 的估计值应该接近于 0。

变换我们的回归式可以得到

$$\ln(\text{APC}) = \alpha + (\beta - 1) \ln(Y) + \gamma \times \text{Gini} + \delta \times X + \varepsilon \quad (2)$$

其中 $\text{APC} = C/Y$, 是平均消费倾向。如果 $\beta < 1$, 则 APC 随着收入的上升而下降,这与文献中普遍的假设相一致:高收入水平的家庭其平均消费倾向

⁹ 我们还考虑了炫耀性消费和其他消费的不同。炫耀性消费是指容易观察到同时和社会地位紧密相关的一些消费,比如买名牌服饰,坐豪华车,住豪华住宅等被看成是只有富有阶层才有能力支付的消费,因此这一类消费有显示社会地位的信号功能。这一类商品的消费本身能带来效用,不过由于这些商品的信号功能,人们选择的消费量很可能比不考虑社会地位时要多,比如穷人可能仅仅为了假装他们是富人而消费这些商品。另外消费这类商品进而提高社会地位的效果取决于相对消费量而不是绝对消费量。因此社会地位的动机会刺激这一类商品的消费,抑制储蓄。然而,为了支付这一类消费,人们首先需要有足够的财富积累。因此炫耀性消费动机对社会总体的消费储蓄的影响并不确定,取决于人们在什么时候进行这一类消费以及社会的年龄结构。另外,如果真正决定社会地位的还是最终的财富或教育水平,一个理性的低收入家庭不会因为短期性的炫耀收益而更改长期收益的财富积累,除非炫耀性消费可以作为穷人的一种投资,即通过暂时性地进入更高的社会圈子来赢取一些机会或利益,进而更快地积累财富并真正地提升社会地位。在实证检验上,我们定义了三种炫耀性消费,第一种包括服装、美容、首饰的支出。第二种在第一种的基础上加上当年的家用轿车支出。第三种在第二种的基础上加上当年的住房支出,但是无论是哪一种衡量指标,结果都表明炫耀性消费和其他生活性消费并没有显著的不同,收入差距的扩大平均而言会显著抑制炫耀性消费,而且主要是抑制穷人的这一类消费,对富人的这类消费没有显著影响。

¹⁰ 可支配收入是工资收入、经营性财产性收入及转移性收入之和减去社会保障支出、所得税、经营性支出以及记账补贴。

低。由于我们更加关注平均消费倾向的变化量而非变化率,我们将上式变换为

$$APC = \alpha' + \beta \ln(Y + \gamma \times \text{Gini} + \delta \times X + \varepsilon) \quad (3)$$

我们主要使用基尼系数作为衡量不平等的指标。一个人要获得社会地位需要获得社会中大多数人的认可,不过 Coleman (1990) 指出,来自同伴的认同最为重要,因为地位上、资源上的竞争更多的来源于同伴之间或者说“参照组”内部。¹¹我们认为家庭主要考虑的参照组是和家庭决策主体的地域和年龄相近的人群。具体而言,我们假设每一个家庭的户主关注的收入差距是同一个省内户主年龄和自己年龄相差不超过5岁的所有家庭之间的收入差距,如一个34岁的户主,我们确定其关注的年龄组为29—39岁,而一个户主31岁的家庭,他们关注的年龄组为26—36岁。¹²我们将主要考量家庭的消费储蓄行为如何受参照组内的收入差距的影响。

除了基尼系数之外,我们还考虑了另外一个不平等指标:25%最高收入家庭的收入和25%最低收入家庭的收入的比值(简称Ratio75/25)。这两组指标反映了收入分配的不同侧面。基尼系数关注更多的是平均的差异,而Ratio75/25更关注两端的差异。我们也考虑了用10%最高收入家庭和10%最低收入家庭平均收入的比率等反映收入差距的指标来做稳健性分析。在基于家庭人均收入计算不平等指数的过程中,我们使用了几种不同的家庭规模经济的计算方法,包括直接使用家庭人口数和 Atkinson *et al.* (1995) 给出的三种常用的计算Equivalence Scale的方法,用各类方法得到的结果非常相似。下面报告的结果中采用的计算方法是家庭中一个成年人的系数为1,其他成年人的系数为0.7,小孩的系数为0.5的方法。

X 为其他控制变量,主要包括省份,年龄组,年份的固定效应。¹³我们考虑了35岁以下,35—45岁,45—55岁,55—65岁,以及65岁以上五个年龄组,并用其他年龄分组方法做稳健性检验。考虑到各个省和各个年龄组的消费可能随时间有趋势性的变化,我们通过控制省份和时间趋势的交叉项以及年龄组和时间趋势的交叉项来允许各个省份以及各个年龄组平均消费的线性时间趋势有所不同。这样我们计量模型的识别主要依赖于各个组的收入差距

¹¹ Bakshi and Chen (1996) 在理论模型中引入了参照组的平均收入; Clark and Oswald (1996) 为参照组的重要性提供了经验证据。

¹² 为了保证每一组内有足够的样本数量来获得不平等的指标,我们使用省作为地区的分组而非更小的行政区划。另外我们也考虑了用固定的年龄群,比如35岁以下,35—45岁,45—55岁,55—65岁,以及65岁以上五个年龄组,户主34岁和户主31岁的家庭都归入35岁以下这个年龄组。

¹³ Hausman 检验拒绝了随机效应模型可以给予一致无偏估计的假设。

在随时间的变化上的差别。另外我们也考虑加入省内年龄组内的平均收入水平来避免收入差距和组平均收入的相关性带来的估计偏差。¹⁴最后,我们也控制了一些家庭特征,包括家庭规模、户主的教育程度等来检验基础模型的稳健性。¹⁵不过原则上如果家庭的特征变量不影响参照组内的收入不平等,那么收入差距的影响的估计值依然是无偏的。

我们通过控制收入差距和三个收入分组(穷人 Poor、中间阶层 Middle、富人 Rich)的交叉项来估计收入差距对穷人和富人的影响的差别。模型设定如下(模型中也会控制 Middle 和 Rich 本身的效应):

$$\ln(C) = \alpha + \beta \times \ln(Y) + \gamma_1 \text{Gini} + \gamma_2 \text{Gini} \times \text{middle} + \gamma_3 \times \text{Gini} \times \text{rich} + \delta \times X + \varepsilon \quad (4)$$

其中, Poor 为家庭人均收入是否位于参照组内最低的 1/3 的虚拟变量, Middle 为中间的 1/3, Rich 为最高的 1/3。系数 γ_2 和 γ_3 的值反映了收入差距对穷人和中间阶层、富人影响的差别。我们预期收入不平等对穷人的消费有更大的抑制作用,对中间层次之,即 $\gamma_1 < 0$, $\gamma_2 > 0$, $\gamma_3 > 0$, 并且 $\gamma_2 < \gamma_3$ 。其他文献中提到的收入差距的扩大导致要进入更高阶层需要积累更多的财富,财富积累的边际收益可能下降的情况,那么收入差距对中间收入的人群的抑制作用应该是最明显的,而穷人可能因为需要积累的财富过多而失去信心,估计的结果应该是 $\gamma_2 < 0$, $\gamma_3 > 0$ 。我们也应用类似的模型来分析收入不平等对不同年龄群影响的差异。

四、数据和描述性统计

我们以中国国家统计局的中国城镇住户调查 1997—2006 年 9 个省的数据为基础做实证分析,同时用全国的数据做稳健性检验。城镇住户调查覆盖了中国所有省份,采用分层(地级以上城市、县级市、县)抽样的方式获得样本。所有样本每年轮换 1/3,每三年全部样本轮换一次。该调查采用让调查户每日记账的方式收集数据,可以获得较为详细的资料。数据中包括每个家庭成员的基本信息,如年龄、教育水平、职业等;每个成员的各项收入,即工资收入、财产收入和转移支付收入,以及家庭的可支配收入。数据中还有详细的家庭支出情况和住房情况,但没有其他的资产,如存款、有价证券等的

¹⁴ 相关系数为 0.33。因此如果不控制平均收入,收入差异的影响会被低估。

¹⁵ 之所以没有在基础模型中考虑这些因素,是因为收入差距往往有一定的持续性,长期会影响家庭的特征,特别是户主的教育水平、家庭规模等。结果表明是否控制这些变量对收入差距效果的估计值影响很小。

存量。我们使用的数据包含了北京、辽宁、浙江、安徽、湖北、广东、四川、陕西和甘肃等9省，分别来自于东、中、西三个地区，具有很强的代表性。

由于数据中没有家庭成员个人的消费支出的信息，我们的分析都以家庭为单位，我们假设家庭的消费储蓄决策基本由户主决定，因此户主的一些个人特征，包括年龄、教育程度等会对家庭的消费决策有重要的影响。¹⁶在家庭成员过多时，家庭决策的情况变得不明晰，因此我们去掉了样本中家庭成员个数大于10人的家庭，数量不到样本总数的0.1%。同时，我们选取了25—75岁的户主作为研究对象，因为年龄过小或者过大的户主无法找到足够的同一地区内年龄相近的样本来得到可信的收入不平等指标。另外，我们剔除了一些收入和消费的异常值，包括可支配收入小于100元，可支配收入最高的10个家庭（年收入大约在50万元以上），生活消费大于收入的5倍，或者大于20万元而且大于收入的2倍的家庭。

在2002年，该调查的问卷进行了调整，增加了更详细的问题，每年的抽样样本也从21000户左右增大到56000户。这些调整可能导致2002—2006年的数据和1997—2001年的数据在统计口径上有些不一致。我们的基础模型以1997—2006年的数据为基础，但是我们也用2002—2006年的数据做了同样的分析，实证结果非常类似。

图1反映了十年来城镇住户调查数据中显示的家庭平均消费倾向（APC）和省内不平等指标的变化。我们定义了两种APC的计算方法，一种是剔除教育支出之后的消费支出和可支配收入之比；第二种直接用总的家庭消费支出除以可支配收入。在1997—2006年的十年中，第一种平均消费倾向有较为明显的下降，下降了7个百分点；第二种定义下的APC下降幅度略低，从86.6%降到81.5%，这源于教育支出的逐年升高，不过两种APC的变化趋势非常相似。¹⁷而省内不分年龄组的基尼系数则有明显的上升，从0.23上升到0.29左右，与省内分年龄组计算的基尼系数的变化趋势非常一致。

¹⁶ 在中国城镇住户调查的数据中，每个家庭的“户主”都是由调查员选定的，为家庭成员所公认，在家庭事务中基本上起决定作用者，一般来说他/她也会是家庭的经济主要支撑者。我们发现有一些家庭的户主不是经济的主要支撑者，而且年龄偏高或偏低，但是由于不熟悉各个家庭的具体情况，我们遵循调查员的选择。

¹⁷ 注意到2002年以前的样本数要少很多。因此2002年前后的结果有一定的不可比性。

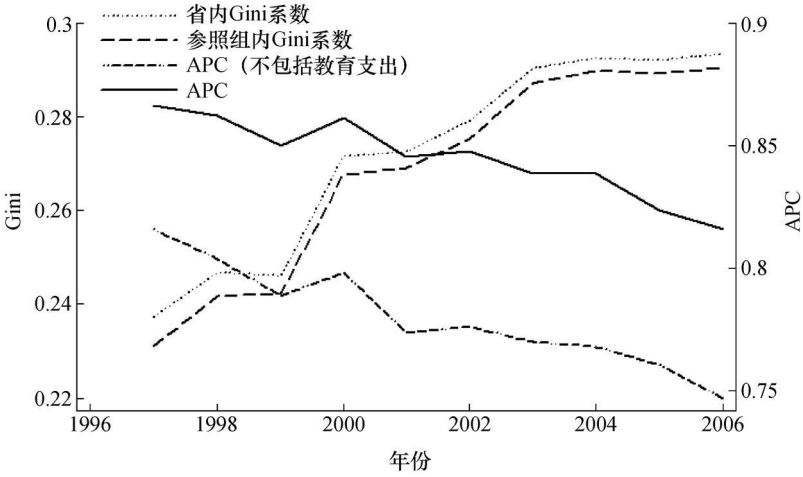


图 1 平均消费倾向 (APC) 和不平等的变化趋势

图 2 反映了收入不平等程度和年龄的关系。我们发现以基尼系数衡量的收入差距与年龄的关系呈现倒 U 形，年龄 50 岁左右的人群其收入差距最高。Ratio 90/10 反映出来的情况类似。¹⁸图 3 给出了各个省份平均的基尼系数的变化，而图 4 给出了各个年龄组平均的基尼系数的变化。可以看到基尼系数随时间的变化在各省及各年龄组之间还是有比较大的差别。这为我们的计量模型提供了基础。

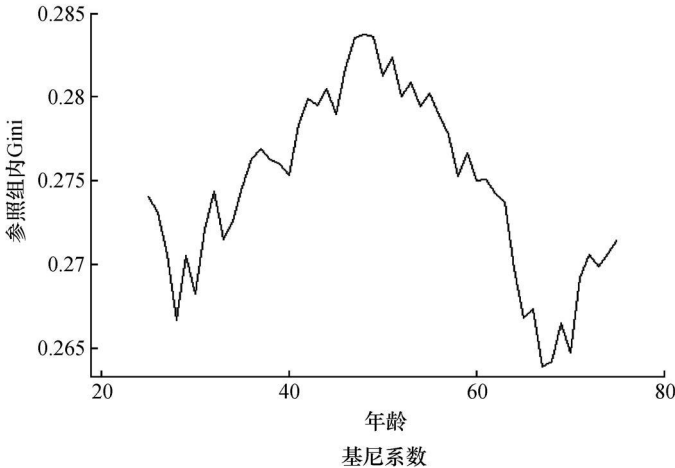


图 2 参照组内的不平等指标随年龄的变化趋势

¹⁸ 30 岁以下以及 65 岁以上的不平等指标由于样本量比较小，可能和真实值有一些差距。

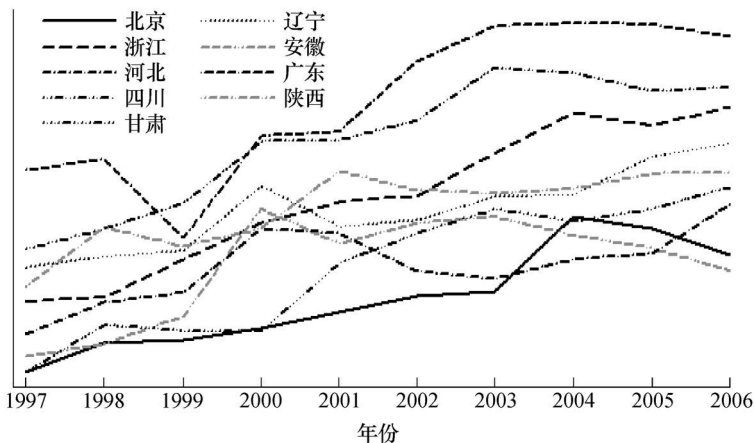


图 3 基尼系数在不同地区间的变化

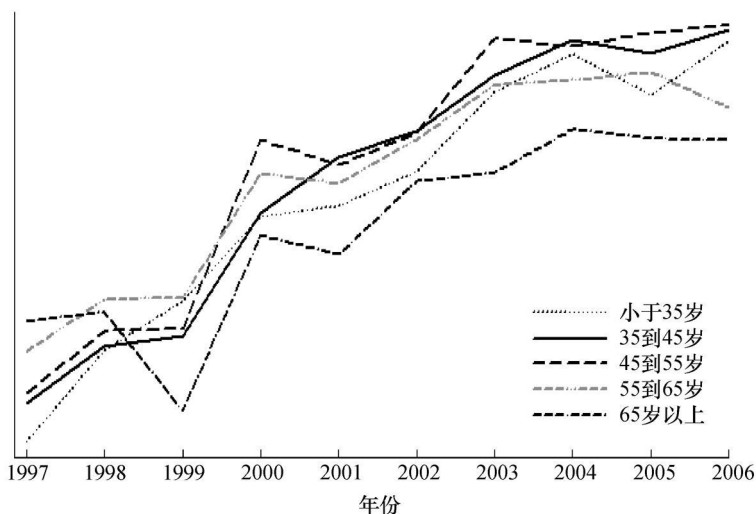


图 4 基尼系数在不同年龄间的变化

表 1 给出了更为具体的基尼系数随时间的变化。从标准差可以看到，各组的不平等指标的差异比较大。不过平均值和中位数的差别不大。表 2 给出了回归样本的一些基本变量的描述性统计。附录表 A 给出了 9 个省的样本和全国样本的对比，可以看到 9 个省的样本的几个重要变量的平均值及其变化趋势都和全国的非常类似。

表 1 十年来参照组内收入差距变化

年份	样本量	基尼系数		
		均值	标准差	中位数
1997	5 392	0.232	0.033	0.233
1998	5 382	0.243	0.033	0.239
1999	5 378	0.244	0.027	0.248
2000	5 355	0.270	0.034	0.273
2001	5 378	0.271	0.031	0.268
2002	12 878	0.274	0.035	0.267
2003	14 379	0.286	0.041	0.282
2004	15 593	0.289	0.038	0.282
2005	16 677	0.288	0.037	0.285
2006	16 822	0.289	0.039	0.288
总计	103 234	0.277	0.041	0.272

注:我们计算的基尼系数比世界银行的要小很多,因为我们是分参照组(同一省份相近年龄家庭)计算后再平均的。分年龄计算会降低收入不平等性;分省计算忽略了地区间的差别,但是我们认为个体家庭追求社会地位的储蓄动机不大可能受地区间的差异的影响。

表 2 回归变量描述性统计

变量名	观测值数量	均值	标准差	最小值	最大值
可支配收入	104 665	28 178	21 101	174	327 207
消费(不包括教育支出)	104 550	21 858	17 099	1 148	356 010
APC(不包括教育支出)	104 541	0.77	0.31	0.05	7.20
APC	104 551	0.84	0.55	0.05	126.17
教育支出	104 665	1 629	3 094	0	167 000
受教育年数	104 665	11.58	2.99	0.00	19.00
家庭规模	104 665	2.28	0.49	1.00	5.50
家庭成员数	104 665	3.00	0.77	1.00	6.00
家长年龄	104 665	48.31	11.32	19.00	98.00

五、估计结果

以下是回归结果,所有结果均为 OLS 估计结果,我们主要报告用基尼系数衡量收入不平等性的结果,其他衡量指标的结果在稳健性检验中讨论。

(一) 追求社会地位与家庭消费和储蓄决策

1. 平均效应

表 3 报告了参照组内的收入差距对家庭消费的影响。所有回归均控制了时间、省份及 5 个年龄组(35 岁以下,35—45 岁,45—55 岁,55—65 岁,65 岁以上)的固定效应,以及各个省份、各个年龄组的消费的线性时间趋势。同时我们也控制了参照组中成员的平均收入以及户主的年龄。

表 3 收入差距对家庭消费的影响

	被解释变量: Log(消费) (不包括教育支出)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
基尼系数	- 0.382*** (0.088)	- 0.348*** (0.088)	- 0.347*** (0.089)	- 0.419*** (0.109)
Log(可支配收入)	0.763*** (0.003)	0.798*** (0.007)	0.772*** (0.010)	0.763*** (0.003)
5 个收入组哑变量		Y	Y	
5 个收入组哑变量 × Log(可支配收入)			Y	
参照组线性趋势				Y
观测值数量	102971	102971	102971	102971
调整后 R ²	0.69	0.69	0.69	0.69

注：括号内为估计值的标准差，*** 表明在 1% 的水平上显著，** 表明在 5% 的水平上显著，* 表明在 10% 的水平上显著。使用最小二乘法估计。每个回归中均控制了年份、地区的线性趋势，年龄组线性趋势以及参照组内的平均收入、家长的年龄。

第一列结果表明，即使控制了家庭的可支配收入水平，同一省份相近年龄的家庭内以基尼系数衡量的收入不平等水平仍然对家庭的消费有显著的负向影响，具体而言，基尼系数增加 0.1 个点，消费将下降 3.8%。考虑到不同收入家庭消费倾向的异质性可能并不能完全由 log(家庭收入) 控制，我们根据家庭在参照组中的收入排序分为五个分位组，尝试控制了这五个收入组的虚拟变量（第二列）以及收入组虚拟变量和收入的交互项（第三列），经过这些调整后的结果仍然是稳健的。在第四列，我们进一步控制每一个参照组的线性趋势，即参照组的虚拟变量和年份的交互项，不过收入差距对消费的影响依然显著，而且负向影响更加强烈。最后我们还尝试了控制更细的年龄分组（分十组）、不同的年龄分组（30 岁以下，30—40 岁，40—50 岁，50—60 岁，60 岁以上）或者控制更多的家庭特征变量（包括家庭人口数、户主的教育水平，以及民族），结果非常稳健。¹⁹

表 4 报告了收入差距对平均消费倾向（APC）的回归结果。与我们预期的一样，收入差距对 APC 有显著负向的影响。在基础模型中（第一列），基尼系数增加 0.1，APC 减少约 2.7 个百分点，并且这个结果在不同的模型设定下都很稳健。

¹⁹ 如果改变年龄组的控制，把家庭更细分为 10 个年龄组，我们得到的基尼对消费的负向影响为 - 0.36；如果不控制地区和年龄组的线性趋势，负向影响为 - 0.33；如果控制更多的家庭特征，如家庭规模和家长的受教育水平，这个影响为 - 0.37。

表 4 收入差距对家庭平均消费倾向 (APC) 的影响

	被解释变量: APC (不包括教育支出)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
基尼系数	- 0.266*** (0.079)	- 0.256*** (0.079)	- 0.288*** (0.079)	- 0.305*** (0.099)
Log(可支配收入)	- 0.169*** (0.003)	- 0.158*** (0.007)	- 0.229*** (0.013)	- 0.169*** (0.003)
5 个收入组哑变量		Y	Y	
5 个收入组哑变量 × Log(可支配收入)			Y	
参照组线性趋势				Y
观测值数量	102961	102961	102961	102961
调整后 R ²	0.09	0.09	0.10	0.10

注: 括号内为估计值的标准差, *** 表明在 1% 的水平上显著, ** 表明在 5% 的水平上显著, * 表明在 10% 的水平上显著。使用最小二乘法估计。每个回归中均控制了年份、地区的线性趋势, 年龄组线性趋势以及参照组内的平均收入、家长的年龄。

由此我们验证了本文的第一个假说, 收入差距显著地抑制了家庭的消费, 刺激了储蓄, 进而提高了储蓄率。

2. 收入差距对不同人群的影响

在这一部分, 我们讨论不同特征的人群受收入不平等的影响是否会有所不同。首先来验证第二个假说, 即穷人的消费和储蓄受收入差距的影响是否会更强。我们将每个参照组内的家庭按人均收入从低到高分 3 个组, 分别定义为穷人、中等收入的人群和富人。表 5 的第一列显示, 正如我们所预期的, 收入组的虚拟变量和基尼系数的交互项显著为负, 具体而言, 基尼系数上升 0.1, 穷人的消费会比中等收入的人和富人分别多减少 2.0 和 2.7 个百分点。后三列对三个收入组的样本分别回归, 我们发现以基尼系数衡量的收入不平等对穷人的消费有显著的抑制作用, 对中等收入组的抑制稍弱, 对富人的消费的负向影响是最弱的, 只在 10% 的水平下显著。

表 5 收入差距对不同收入家庭的消费的影响

	被解释变量: Log(消费) (不包括教育支出)			
	(1) 所有样本	(2) 穷人	(3) 中等收入	(4) 富人
基尼系数	- 0.530*** (0.101)	- 0.454*** (0.140)	- 0.358** (0.146)	- 0.303* (0.169)
Log(可支配收入)	0.776*** (0.006)	0.758*** (0.009)	0.800*** (0.016)	0.778*** (0.010)
中等收入 × 基尼系数	0.197** (0.089)			
富人 × 基尼系数	0.269*** (0.097)			
观测值数量	102971	33599	34278	35094
调整后 R ²	0.69	0.64	0.55	0.55

注: 括号内为估计值的标准差, *** 表明在 1% 的水平上显著, ** 表明在 5% 的水平上显著, * 表明在 10% 的水平上显著。每个回归中均控制了年份、地区的线性趋势, 年龄组线性趋势以及参照组内的平均收入、家长的年龄。三个收入组分别占总样本数的 1/3。

以往的文献中通常都提到，收入差距的扩大也通常带来社会群体之间的财富差距扩大，因此要进入更高阶层需要积累更多的财富。少量的财富增加可能无法提高社会地位，进而财富积累的边际收益可能下降，人们可能因此减少储蓄。如果是这种情况，那么收入差距对中间收入的人群的抑制作用应该是最明显的，而穷人可能因为需要积累的财富过多而失去信心。但是我们的回归结果显示，收入差距上升时，最穷的一组人表现出来的消费的抑制远高于中间阶层和富裕的阶层。这有两种解释，一是我们样本中的穷人还不是中国最穷的阶层，因为我们的样本没有包含农村以及城市中的流动人口；二是虽然穷人可能没有希望成为社会的上层，但是他们依然通过储蓄来改善社会地位，比如脱离贫困阶层，进入中产阶级，因此他们通过财富积累来提高社会地位的动机可能并不比中产阶级弱。

表6报告的结果试图验证第三个假说中提到的收入差距对消费的影响和户主年龄的关系。我们定义年轻家庭为户主年龄低于55岁的家庭。第一列的结果显示年轻家庭受到收入差距的影响更为强烈。表中的第二、三列进一步采用分样本回归的方式考察。收入不平等对年轻家庭消费的影响的确比对老年家庭的影响要强一些。最后一列考察收入差距对5个不同年龄组(35岁以下, 35—45岁, 45—55岁, 55—65岁, 65岁以上)的影响, 以最年轻的“户主在35岁以下”的一组为基准。我们发现户主在65岁以下的家庭中, 户主年龄和收入差距对消费的影响之间并没有显著的相关关系, 但是户主在65岁以上的家庭其消费对收入差距的反应明显比其他家庭要弱很多。因此, 总的来说, 我们的回归支持了第三个假说, 收入差距对老年人的消费的影响比对年轻人的影响要弱, 但是收入差距的影响在户主足够老(65岁以上)的时候才会显著下降。

表6 收入差距对不同家长年龄家庭的消费的影响

	被解释变量: Log(消费) (不包括教育支出)			
	(1) 所有样本	(2) 年轻人	(3) 老人	(4) 所有样本
基尼系数	-0.248** (0.115)	-0.604*** (0.115)	-0.261 (0.178)	-0.601*** (0.150)
Log(可支配收入)	0.763*** (0.003)	0.770*** (0.004)	0.740*** (0.007)	0.763*** (0.003)
年轻人×基尼系数		-0.185* (0.104)		
(35—45岁)×基尼系数				0.217 (0.142)
(45—55岁)×基尼系数				0.173 (0.151)

(续表)

	被解释变量: Log(消费) (不包括教育支出)			
	(1) 所有样本	(2) 年轻人	(3) 老人	(4) 所有样本
(55—65岁) × 基尼系数				0.161 (0.172)
65岁以上 × 基尼系数				0.553*** (0.203)
观测值数量	102971	78492	24479	102971
调整后 R ²	0.69	0.70	0.66	0.69

注: 括号内为估计值的标准差, *** 表明在 1% 的水平上显著, ** 表明在 5% 的水平上显著, * 表明在 10% 的水平上显著。使用最小二乘法估计。每个回归中均控制了年份、地区的线性趋势, 年龄组线性趋势以及参照组内的平均收入、家长的年龄。年轻人定义为家长年龄在 55 岁以下的家庭, 老人定义为家长年龄在 55 岁以上的家庭。其他符号和模型设定与表三相同。

(二) 人力资本投资

除了减少消费之外, 家庭还有其他的途径来提升社会地位。投资人力资本就是提升社会地位的重要手段之一。教育水平是一个被广泛认同的衡量社会地位的指标, 而更高的教育水平往往意味着更高的收入和财富。因此, 在考虑追求社会地位的行为时, 教育可以被看成一种投资, 而不是消费。因此, 在前文估计消费受到的影响时, 从家庭消费中剔除了教育支出。同时追求社会地位的动机意味着: 收入差距的扩大对家庭的教育支出有正向的影响。

表 7 报告了收入不平等对教育投资的影响。因为教育支出与家庭人口结构有很大的关系, 比如如果家里没有 30 岁以下的子女, 教育支出的必要性就很弱, 因此我们只考虑那些有 30 岁以下子女的家庭。²⁰ 回归结果表明, 相似群体内的收入不平等对家庭的教育投资有非常显著的刺激影响。基尼系数上升 0.1, 家庭的教育支出会上升约 50%。

表 7 收入差距对家庭教育支出的影响

	被解释变量: Log(教育支出)					
	(1) 所有样本	(2) 所有样本	(3) 穷人	(4) 中等收入	(5) 富人	(6) 所有样本
基尼系数	4.956*** (0.507)	3.800*** (1.158)	2.509 (1.784)	2.288 (1.663)	6.281*** (1.696)	-3.719** (1.793)
Log(可支配收入)	0.968*** (0.051)	0.750*** (0.057)	0.815*** (0.086)	0.516*** (0.147)	0.787*** (0.089)	0.891*** (0.030)

²⁰ 我们也尝试了其他的样本选择, 比如剔除家中没有 25 岁以下的小孩的家庭, 或者只有 3 岁以下小孩的家庭, 或者有小孩在上学但是没有教育支出的家庭。结果表明, 进一步的样本剔除会增强收入差距对教育的正向效应, 不过差别不是很大。

(续表)

	被解释变量: Log (教育支出)					
	(1) 所有样本	(2) 所有样本	(3) 穷人	(4) 中等收入	(5) 富人	(6) 所有样本
中等收入 × 基尼系数		0.565 (0.936)				
富人 × 基尼系数		-0.899 (0.940)				
年轻人 × 基尼系数						8.474*** (1.675)
观测值数量	75 224	75 224	25 623	25 249	24 352	68 186
调整后 R ²	0.21	0.21	0.17	0.20	0.22	0.17

注：括号内为估计值的标准差，*** 表明在 1% 的水平上显著，** 表明在 5% 的水平上显著，* 表明在 10% 的水平上显著。使用最小二乘法估计。每个回归中均控制了年份、地区的线性趋势，年龄组线性趋势以及参照组内的平均收入、家长的年龄。表中第一列控制了五个收入水平组的虚拟变量和这些虚拟变量与收入的交互项。三个收入组分别占总样本数的 1/3。年轻人定义为家长年龄在 55 岁以下的家庭，老人定义为家长年龄在 55 岁以上的家庭。

表 7 第二到第五列报告了不同收入组的教育投资的情况。和生活消费完全不同，我们并没有发现穷人和富人有显著的差异。在分组回归中我们发现，在收入差距扩大时，富裕家庭对子女的教育投资比低收入家庭和中等收入家庭的教育投资增加的还要多。这一结果并不难理解：与财富相比，人力资本相对地难以遗传给下一代，为了保证将来子女有比较高的社会地位，富人和穷人一样也需要对其进行大量教育投资

六、稳健性检验

(一) 反事实检验

我们的假说认为收入不平等的扩大会因为社会地位寻求动机的增强而抑制家庭的消费，但是家庭不可能减少基本生存所必需的消费。如果应用前面的计量模型发现收入不平等对基本生存需要的消费有显著的影响，那么我们的计量模型就值得怀疑。我们用食品中的粮食支出（粮油类）来衡量基本生存所需的消费。表 8 的第一列显示，控制收入后，收入差距对这种基本生存消费没有显著影响。但是当我们将一些弹性更大的食品支出包含在内，比如糕点、水产、饮料以及在外就餐支出等，收入差距再一次显示出抑制消费的影响（第二列）。

表 8 稳健性检验

被解释变量:	Log(粮食支出)	Log(食品支出)	Log(消费)	Log(消费)
	(1)	(2)	(3)	(4)
基尼系数	- 0.062 (0.171)	- 0.148* (0.083)	- 0.392*** (0.093)	- 0.384*** (0.089)
Log(可支配收入)	0.044*** (0.005)	0.499*** (0.003)	0.763*** (0.003)	0.763*** (0.003)
Log(省级房价指数)			0.013 (0.038)	
性别比例				- 0.254 (0.362)
观测值数量	76413	103086	92284	102971
调整后 R ²	0.13	0.57	0.69	0.69
基尼系数	- 0.424*** (0.112)	- 0.421*** (0.112)	- 0.415*** (0.098)	- 0.420*** (0.115)
Log(可支配收入)	0.759*** (0.004)	0.759*** (0.004)	0.754*** (0.004)	0.749*** (0.004)
Log(省级房价指数)				0.048 (0.056)
性别比例				- 0.443 (0.406)
收入下降的风险	0.004 (0.051)			- 0.058 (0.056)
预期的收入下降幅度		- 0.097* (0.055)		- 0.121*** (0.057)
在职员工社保覆盖率			0.245*** (0.022)	0.283*** (0.024)
退休员工社保覆盖率			0.198*** (0.016)	0.177*** (0.019)
观测值数量	62580	63128	76329	62336
调整后 R ²	0.69	0.69	0.69	0.69

注: 括号内为估计值的标准差, *** 表明在 1% 的水平上显著, ** 表明在 5% 的水平上显著, * 表明在 10% 的水平上显著。使用最小二乘法估计。每个回归中均控制了年份、地区的线性趋势, 年龄组线性趋势以及参照组内的平均收入、家长的年龄。消费中不包括教育支出。第四列使用 2003—2006 年样本, 如果应用基础模型(不加入收入风险指标)对这部分样本回归, 得到的基尼估计系数为 - 0.42。

(二) 其他可能的解释

我们验证了收入差距的上升会导致家庭减少消费、增加储蓄，但是除了追求社会地位的动机之外，对于这个现象还可能其他的解释。其中一个解释是关于中国的房地产市场。收入差距可能与当地的房地产价格相关，同时，房价上升也会导致家庭抑制消费，刺激为了购买住房而进行的储蓄。不过，我们没有在数据中发现各省的房价与省内收入不平等之间有显著相关性。²¹并且表8的第三列显示，当我们在基础的回归中加入省内房价指数这个变量时，基尼系数的估计系数基本上没有受到影响，而且房价指数对消费的影响并不显著。我们还尝试了不同的模型设定，结果都非常稳健。这个结果说明，省级的房价指数变化不能够解释收入不平等对家庭消费的负向影响。同样的，我们发现房价的变化也不能解释收入差距对教育支出的影响。

Wei and Zhang (2009) 指出，中国的性别比例失衡引起的婚姻市场上的激烈竞争是导致储蓄率上升的一个重要原因。他们的实证研究发现在1990—2007年间中国7—21岁人口性别比例的上升能解释50%的储蓄率的上升。如果收入差距与性别比例相关，那么我们需要在回归中控制性别比例，否则对收入差距的估计就是有偏的。在表8的第四列，我们在基础模型中控制了Wei and Zhang (2009) 文中使用的性别比例指标，但是基尼系数对消费的影响仍然是稳健的。在这个结果中，性别比例对消费确实有负向的影响，但是并不显著。

另外一个可能的解释来源于收入差距与收入变动的风险之间的关系。我们计算的参照组内的收入差距的指标也可能体现了该参照组中收入的不稳定性，而收入不稳定性的上升会导致更高的预防性储蓄，因此收入差距对消费的负向作用很可能并非来源于提供社会地位的动机。这个途径只会在收入差距的扩大意味着收入下降的风险上升时才可能导致消费的减少。我们利用城镇住户调查是一个轮换的面板数据这个特征，计算了在2002年以后家庭的收入下降的可能性以及家庭收入下降的平均幅度。²²我们发现在17000户组成的2年以上的面板数据中，各省家庭人均收入下降90%以上的比例的确和各省的收入差距之间有显著正相关关系，但是只有不到30%的家庭的人均收入低于前一年的收入，只有不到15%的家庭其人均收入低于前一年的90%。更重要的是，在我们的基本模型里面加入各省收入下降的比例，以及家庭收入下

²¹ 相关系数对模型设定非常敏感，有时正有时负。

²² 城镇住户调查数据只有在2002年以后才有不随时间变化的家庭识别码，可以跟踪家庭。因此这一部分分析只利用了2002—2006年的数据。

降的幅度这两个指标后,收入不平等的系数并没有太大变化。²³同时收入风险的影响并不显著(表8的第五列),而预期的收入下降的幅度确实对消费有一定的负向作用。²⁴我们的回归结果说明收入差距和消费之间的负向关系并不是来源于收入不稳定对消费的影响。

此外,收入不平等的扩大可能对穷人的健康有负面影响,从而增加这部分家庭的预防性储蓄。如果收入差距对消费的作用是通过这种机制进行的,回归中收入差距的估计系数应该同时包含了社会保障体系的影响。如果当地社会保障体系较为完善,收入差距不会导致预防性储蓄较大的上升。因此在第七列我们加入了区县一级养老金覆盖率,作为衡量当地社会保障体系是否完善的指标。²⁵我们发现,虽然完善的社保体系确实能够增加消费,但是基尼系数的影响并没有减弱。另外我们也尝试了控制一些和社会保障体系的慷慨程度相关的指标,包括控制现在退休的人平均的退休金和现在工作的人平均的缴费额的比例,基尼的系数变化也很小。

最后,在第八列我们把所有需要检验的变量放在同一个回归中,结果和单独放入这些变量没有很大区别。这些结果非常清楚地表明这些可能的解释并不能真正解释收入差距对消费的负面影响。

(三) 敏感性检验

除了基尼系数之外,我们也使用了另一个衡量不平等的指标,即参照组内25%最高收入的家庭和25%最低收入的家庭的人均收入之比(Ratio75/25)来进行回归结果的敏感性检验。基尼系数反映了收入的平均分布,而Ratio75/25则主要反映两端的差距。我们使用Ratio75/25对所有回归重新进行估计,包括稳健性检验部分,结果与基尼系数的回归结果非常类似。表9报告了这个指标的一些最主要的回归结果。结果显示,当Ratio75/25上升1个点,家庭消费平均下降约1.5个百分点。同时穷人的消费受到收入差距的影响比富人更加强烈。年轻人的反应也更强一些,不过不显著。用Ratio75/25衡量的收入不平等对教育投资的影响也仍然显著,同时其影响在不同收入组之间没有明显的差异。我们也使用了前10%和后10%,以及Theil指数的家庭人均收入之比作为稳健性检验,消费的结果依然非常类似。教育投资的结果更为敏感一些,特别是Ratio90/10的影响变得不显著。我们认为这反映出教育投资对平均的不平等程度更为敏感,而对两端的不平等程度不太敏感。

²³ 收入下降幅度计算方法为(后一年收入-前一年收入)/前一年收入,如果家庭收入没有下降,则设为0。在回归中使用的变量是对每个参照组内收入下降家庭的下降幅度取平均,反映了改组内家庭收入下降的期望值。

²⁴ 使用2003—2006年的样本,在基础模型中不考虑收入下降风险时,基尼系数估计值为-0.42。

²⁵ 根据城镇住户调查数据中养老保险的支出和收入数据计算。

表 9 敏感性检验 1: 使用 Ratio 75/25 作为不平等指标

被解释变量:	Log(粮食支出)	Log(食品支出)	Log(消费)	Log(消费)
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ratio 75/25	- 0.036*** (0.012)	- 0.062*** (0.015)	- 0.023 (0.017)	0.283** (0.130)
Log(可支配收入)	0.763*** (0.003)	0.776*** (0.006)	0.763*** (0.003)	0.919*** (0.029)
中等收入 × Ratio		0.033** (0.015)		
富人 × Ratio		0.045*** (0.016)		
年轻人 × Ratio			- 0.016 (0.017)	
观测值数量	102 996	102 996	102 996	80 186
调整后 R ²	0.69	0.69	0.69	0.19

注: 括号内为估计值的标准差, *** 表明在 1% 的水平上显著, ** 表明在 5% 的水平上显著, * 表明在 10% 的水平上显著。使用最小二乘法估计。每个回归中均控制了年份、地区的线性趋势, 年龄组线性趋势以及参照组内的平均收入、家长的年龄。消费中不包括教育支出。

表 10 报告了其他敏感性检验, 包括使用省级 CPI 数据对家庭收入和消费进行调整以后的结果 (第一、二、三列)、只使用 2002—2006 年问卷调整后的样本 (第四列)、去掉家长在 30 岁以下或 60 以上的家庭 (第五列), 以及用滞后一期的基尼系数来检验反向因果。所有这些结果都验证了基础模型中结果的稳健性, 虽然用滞后一期的基尼系数的结果显示影响的幅度要少一些。²⁶

表 10 敏感性检验 2: 其他

被解释变量:	使用各省 CPI 进行价格调整			2002—2006 年 9 省样本	户主年龄在 30—60 岁 之间的样本	滞后一期的 基尼系数
	(1) Log (消费)	(2) Log (消费)	(3) Log (教育支出)	(4) Log (消费)	(5) Log (消费)	(6) Log (消费)
基尼系数	- 0.372*** (0.088)	- 0.521*** (0.100)	3.570*** (0.994)	- 0.398*** (0.098)	- 0.468*** (0.108)	- 0.184*** (0.068)
Log(可支配收入)	0.763*** (0.003)	0.776*** (0.006)	0.890*** (0.030)	0.762*** (0.004)	0.766*** (0.004)	0.763*** (0.003)
中等收入 × 基尼系数		0.197** (0.089)				

²⁶ 使用全国的数据也得到了非常类似的结果。不过使用全国数据非常昂贵, 而且每一次计算操作手续复杂, 所以我们只使用全国的样本运行了基本的回归模型, 并没有所有的稳健性检验的结果。

(续表)

被解释变量:	使用各省 CPI 进行价格调整			2002—2006 年 9 省样本	户主年龄在 30—60 岁 之间的样本	滞后一期的 基尼系数
	(1) Log (消费)	(2) Log (消费)	(3) Log (教育支出)	(4) Log (消费)	(5) Log (消费)	(6) Log (消费)
富人 × 基尼系数		0.269*** (0.096)				
观测值数量	102971	102971	75224	76304	84308	97648
调整后 R ²	0.69	0.69	0.21	0.69	0.70	0.69

注:括号内为估计值的标准差,***表明在 1%的水平上显著,**表明在 5%的水平上显著,*表明在 10%的水平上显著。使用最小二乘法估计。每个回归中均控制了年份、地区的线性趋势,年龄组线性趋势以及参照组内的平均收入、家长的年龄。消费中不包括教育支出。前三列使用省级 CPI 数据对收入、消费和教育支出等名义变量进行了价格调整。

七、小结与讨论

中国快速上升的收入差距和收入差距在地区间的差异使我们可能比较好地来检验追求社会地位的储蓄动机的假说。我们使用 1997—2006 年中国城镇住户调查的数据证实,在控制了家庭收入之后,收入差距仍然会显著地减少家庭的消费,增加储蓄率,十年间基尼系数平均从 0.23 提高到 0.29,可以解释这段时期家庭平均消费倾向下降的 23%。

同时我们发现这种收入差距对消费的负向作用对低收入家庭和年轻家庭消费的抑制作用更强。而且收入差距的扩大会使家庭的教育支出显著提高。这些估计结果非常稳健。这些结果都和以下假说相一致:家庭有通过储蓄积累财富进而提高社会地位的动机,而收入不平等的上升加强了这种动机,进而抑制消费刺激储蓄。同时我们也在实证上排除了其他一些可能的机制,比如收入差距对消费的负向影响来源于房地产价格或者收入不确定性的影响。

以往的文献中通常都提到,收入差距的扩大也通常带来社会群体之间的财富差距扩大,因此要进入更高阶层需要积累更多的财富。少量的财富增加可能无法提高社会地位,进而财富积累的边际收益可能下降,人们可能因此减少储蓄。但是我们的回归结果显示,收入差距上升时,最穷的一组人表现出来的消费的抑制远高于中间阶层和富裕的阶层,这说明在我们的样本中穷人并没有因为收入差距过大、需要积累的财富过多而放弃追求社会地位。这也可能说明,虽然当前的收入差距已经比较大,但是还没有到达使穷人失去信心、社会阶层间流动的程度。

附 录

附录表 A (a) 9 个省的样本的不平等指标的代表性

年份	APC		基尼系数	
	全国样本	9 省样本	全国样本	9 省样本
1997	0.799	0.818	0.232	0.230
1998	0.789	0.806	0.243	0.241
1999	0.771	0.792	0.245	0.244
2000	0.782	0.798	0.263	0.268
2001	0.760	0.776	0.269	0.270
2002	0.752	0.777	0.275	0.274
2003	0.746	0.775	0.283	0.284
2004	0.743	0.770	0.290	0.288
2005	0.742	0.760	0.296	0.290
2006	0.723	0.743	0.293	0.290
总计	0.750	0.772	0.279	0.277

附录表 A (b) 其他重要变量的平均值在全国数据和 9 省样本之间的比值

年份	可支配收入	除去教育支出的消费	教育支出	年龄
1997	1.091	1.120	1.150	1.003
1998	1.116	1.146	1.192	1.003
1999	1.088	1.126	1.132	1.001
2000	1.128	1.145	1.168	1.008
2001	1.109	1.131	1.182	1.000
2002	1.074	1.108	1.107	1.009
2003	1.070	1.101	1.131	1.002
2004	1.076	1.109	1.141	1.004
2005	1.078	1.101	1.107	1.011
2006	1.074	1.102	1.147	1.009
总计	1.082	1.111	1.137	1.006

参 考 文 献

- [1] Alesina, A., and R. Perotti, "Income Distribution, Political Instability, and Investment", *European Economic Review*, 1996, 40(6), 1203—1228.
- [2] Bakshi, G., and Z. Chen, "The Spirit of Capitalism and Stock-market Prices", *American Economic Review*, 1996, 86(1), 133—157.
- [3] Clark, A., and A. Oswald, "Satisfaction and Comparison Income", *Journal of Public Economics*, 1996, 61(3), 359—381.
- [4] Chamon, M., and E. Prasad, "Why Are Saving Rates of Urban Households Rising?" NBER Working Paper, No. 14546, 2008.

- [5] Cole, H., G. Mailath, and A. Postlewaite, "Social norms, savings behavior, and growth", *Journal of Political Economy*, 1992, 100(6), 1092—1125.
- [6] Coleman, J., *Foundations of Social Theory*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1990.
- [7] Corneo, G., and O. Jeanne, "Social Organization, Status and Savings Behavior", *Journal of Public Economics*, 1998, 70(1), 37—51.
- [8] Corneo, G., and O. Jeanne, "Social Organization in an Endogenous Growth Model", *International Economic Review*, 1999, 40(3), 711—725.
- [9] Corneo, G., and O. Jeanne, "Status, the Distribution of Wealth, and Growth", *Scandinavian Journal of Economics*, 2001, 103(2), 283—293.
- [10] Cowell, F., "Sampling Variance and Decomposable Inequality Measures", *Journal of Econometrics*, 1989, 42(1), 27—41.
- [11] Dynan, K., J. Skinner, and S. Zeldes, "Do the Rich Save More?" *Journal of Political Economy*, 2004, 112(2), 397—444.
- [12] Fershtman, C., K. Murphy, and Y. Weiss, "Social Status, Education, and Growth", *Journal of Political Economy*, 1996, 104(1), 108—132.
- [13] Futagamia, K., and A. Shibatab, "Keeping One Step Ahead of the Joneses: Status, the Distribution of Wealth, and Long Run Growth", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 1998, 36(1), 109—126.
- [14] Horioka, C., and J. Wan, "The Determinants of Household Saving in China: a Dynamic Panel Analysis of Provincial Data", NBER Working Paper, No. 2723, 2006.
- [15] Kraay, A., "Household Saving in China", *World Bank Economic Review*, 2000, 14(3), 545—557.
- [16] Gong, L., and H. Zou, Hengfu, "Money, Social Status, and Capital Accumulation in a Cash-in-advance Model", *Journal of Money Credit and Banking*, 2001, 33(2), 284—293.
- [17] Kuijs, L., "How Will China's Saving-investment Balance Evolve?" World Bank Policy Research Working Paper # 3958, 2006.
- [18] Li, H., and Y. Zhu, 2006. "Income, Income Inequality, and Health: Evidence from China", *Journal of Comparative Economics*, 2006, 34(4), 668—693.
- [19] 李强, "经济分层与政治分层", 《社会学研究》, 1997年第4期, 第34—43页。
- [20] 李强, "中国社会分层结构的新变化", 载汝信、陆学艺、李培林主编《2002年:中国社会形势分析与预测》。北京:社会科学文献出版社, 2002年。
- [21] 李春玲, "当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量", 《社会学研究》, 2005年第2期, 第74—102页。
- [22] 刘精明、李路路, "阶层化:居住空间、生活方式、社会交往与阶层认同——我国城镇社会阶层化问题的实证研究", 《社会学研究》, 2005年第3期, 第52—80页。
- [23] 陆学艺, 《当代中国社会阶层研究报告》。北京:社会科学文献出版社, 2002年。
- [24] Menchik, P., and M. David, "Income Distribution, Lifetime Savings, and Bequests", *American Economic Review*, 1983, 73(4), 672—690.
- [25] Meng, X., "Unemployment, Consumption Smoothing and Precautionary Saving in Urban China", *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31(3), 465—485.

- [26] Modigliani, F., and S. Cao, "The Chinese Saving Puzzle and the Life-cycle Hypothesis", *Journal of Economic Literature*, 2004, 42(1), 145—170.
- [27] Musgrove, P., "Income Distribution and the Aggregate Consumption Function", *Journal of Political Economy*, 1980, 88(3), 504—525.
- [28] Neumark, D., and A. Postlewaite, "Relative Income Concerns and the Rise in Married Women's Employment", *Journal of Public Economics*, 1998, 70(1), 157—183.
- [29] Pham, T., "Economic Growth and Status-seeking through Personal Wealth", *European Journal of Political Economy*, 2005, 21(2), 407—427.
- [30] Schmidt-Hebbel, K., and L. Servén, "Does Income Inequality Raise Aggregate Saving?" *Journal of Development Economics*, 2000, 61(2), 417—446.
- [31] Smith, D., "International Evidence on How Income Inequality and Credit Market Imperfections Affect Private Saving Rates", *Journal of Development Economics*, 2001, 64(1), 103—127.
- [32] Stoker, T., "Simple Tests of Distributional Effects on Macroeconomic Equations", *Journal of Political Economy*, 1986, 94(4), 763—795.
- [33] Van Long, N. and K. Shimomura, "Relative Wealth, Status-seeking, and Catching-up", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2004, 53(4), 529—542.
- [34] Weber, M., 1922, *Economy and Society*. Translated and reprinted, Berkeley: University of California Press, 1978.
- [35] Wei, S., and X. Zhang, "The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China", NBER Working Paper, No. 15093, 2009.
- [36] Weiss, Y., and C. Fershtman, "Social Status and Economic Performance: A Survey", *European Economic Review*, 1998, 42(3—5), 801—820.
- [37] Wen, Y., "Saving and Growth under Borrowing Constraints: Explaining the 'High Saving Rate' Puzzle", Working Papers 2009—045, Federal Reserve Bank of St. Louis, 2009.
- [38] World Bank, *World Development Report 2006: Equity and Development*. Washington, DC: World Bank, 2005.

Income Inequality, Status Seeking, and Consumption

YE JIN HONGBIN LI BINZHEN WU

(Tsinghua University)

Abstract Using Chinese urban household survey data, we find that income inequality has a negative (positive) impact on households' consumption (savings), even after controlling family income. We argue that people save to improve their social status when social status is associated with pecuniary and non-pecuniary benefits. Rising income inequality can strengthen the incentives of status-seeking savings by increasing the benefits of improving sta-

tus and enlarging the wealth level that is required for status upgrading. We also find that the negative effect on consumption is stronger for poorer and younger people, and income inequality stimulates more educational investment, all consistent with the status seeking hypothesis.

JEL Classification D12, D91, E21