

中国养老保险缴费 对消费和储蓄的影响^{*}

白重恩 吴斌珍 金 烨

摘 要：考虑到家庭可能面临信贷约束，同时可能有目标储蓄的动机，当期养老金缴费可能会减少当期可支配收入，进而抑制消费，并可能提高储蓄率。使用城镇住户调查 2002—2009 年 9 省市的数据，利用养老保险缴费率和养老保险参与率的城市差别随时间的变化，构建家庭养老金缴费的工具变量，实证研究发现：在 2006 年之前，尽管增加养老保险覆盖率本身有助于刺激消费，在给定缴费前的收入水平以及养老保险覆盖状态时，提高养老金缴费率会显著抑制缴费家庭的消费。另外，养老保险缴费负担对总消费的影响主要也是负面的。

关键词：养老保险缴费率 养老保险覆盖率 消费和储蓄 信贷约束 目标储蓄动机

作者白重恩，清华大学经济管理学院教授（北京 100084）；吴斌珍，清华大学经济管理学院助理教授（北京 100084）；金烨，美国伯克利加州大学在读博士。

一、引 言

居民的储蓄率居高不下，成为一个国内外都非常关注的“中国谜”。在金融海啸的背景下，中国家庭过高的储蓄率再一次成为焦点。通过刺激消费来拉动经济增长，被普遍看成是促进经济健康可持续发展的关键。对于中国家庭高储蓄的原因，学界提出了各种解释。其中一个最常见的解释与中国还不够健全的社会保障体系相关：家庭需要为多种可能的收入冲击做预防性储蓄，包括为养老、教育及可能发生的大额医疗支出等储蓄。虽然学术研究还没有确定这一储蓄动机在量上有多重要，不少

* 感谢清华大学学术午餐会上各位同事提出的意见。感谢匿名审稿专家的宝贵意见。白重恩感谢国家社科基金重大项目（项目编号 10zd & 007）的资助。吴斌珍感谢自然科学基金青年基金（项目编号 70903042）的资助。文责自负。

学者提出,应该通过提高社会保障水平来刺激消费。这一建议还得到了政策上的支持,在政府应对金融危机的“一揽子计划”中,大幅度提高社会保障水平,被列为应对危机的四大措施之一。^①

但是也有学者指出,当前扩大内需总量的根本,在于提高老百姓的可支配收入,进行国民收入的再分配,^②而提高社会保障水平最终将加重企业或居民的税负,进一步挤压居民当期的可支配收入。实际上,目前职工及企业的社会保障负担已经很重,各地规定的职工社会保险占工资总额的综合比例,大都接近甚至超过40%。^③具体来说,养老保险约占工资的28%,医疗保险约占工资的8%,失业保险约占工资的3%,工伤保险约占工资的1%,生育保险不超过工资的1%。这一比例甚至超过一些欧洲的高福利国家。^④虽然在这40%左右的比例中,职工只支付了约11个百分点,剩余的由企业支付,但经济学理论告诉我们,在一些合理假设下,企业支付的部分会转化成职工税前工资的下降,也就是说,企业的税负可能会转嫁给职工。

可以看到,若要很好地衡量提高社会保障水平对消费的影响,需要研究提高社保缴费负担对消费的影响。由于养老保险是社会保障的主体,我们将集中讨论养老保险缴费。简单的理论模型预测显示,养老保险缴费对消费的影响,取决于养老保险的收益、借贷约束的程度、储蓄的主要动机,以及养老保险体制的其他一些特征。国内外目前的实证研究大多假设,养老保险的影响通过缴费者一生的收入约束来体现,因此,需着重分析养老保险净收益水平(所有收益的贴现值减去所有缴费的折现值)对消费和储蓄的影响。然而,当市场中存在信贷约束,家庭无法通过借贷未来的养老保险收益来平滑消费时,当期养老保险缴费的影响和未来收益贴现值的影响,就不能简单地加减,因此,直接考虑当期养老金缴费的影响就很有必要。鉴于中国的资本市场还不发达,同时我国的养老保险缴费率已经很高,直接考察当期的养老金缴费对消费的影响,有重要的现实意义。

我们将利用中国城镇住户调查2002—2009年9个省市的数据,估计职工当期的养老保险缴费对家庭消费储蓄的影响。实证估计的难点在于,缴费水平的高低往往和一些不可观察的工作特性相关。我们利用工具变量法来解决这个内生性问题。工

① 参见路透社报道:《中国拟大幅提高社保水平并以此提振经济》,2009年4月24日, <http://cn.reuters.com/article/chinaNews/idCNChina-3774920090224>.

② 白重恩、钱震杰:《谁在挤占居民的收入——中国国民收入分配格局分析》,《中国社会科学》2009年第5期;白重恩、钱震杰:《国民收入的要素分配:统计数据背后的故事》,《经济研究》2009年第3期;J. Aziz and C. Li, “Explaining China’s Low Consumption: The Neglected Role of Household Income,” IMF working paper, 07/181.

③ 参见《国务院关于印发完善城镇社会保障体系试点方案的通知》,《国务院关于建立城镇职工基本医疗保险制度的决定》, <http://w1.mohrss.gov.cn/gb/ywzn/yilbx.htm>.

④ “List of Countries by Tax Rates,” http://en.wikipedia.org/wiki/Tax_rates_around_the_world.

具变量的构建,利用了各个城市养老金缴费政策随时间变化的差异。

我们发现,在2006年的养老保险改革之前,给定养老金缴费前的收入水平,同时给定该个体被养老保险系统所覆盖,当期的养老金缴费负担,对缴费家庭的消费有显著的抑制效果。不过,影响幅度的估计值随估计方法的不同而差别较大。其中工具变量回归给出的估计值显示,职工养老金缴费率提高1个百分点(即缴费后可支配收入下降约284元),家庭消费下降约1.75%(约424元);而OLS的估计值要小得多。通过和工业企业数据相关联,我们发现,职工缴费率上升1个百分点,伴随着企业缴费率上升约0.34个百分点,因此职工缴费率上升1个百分点带来的可支配收入的下降,可能达到381元。工具变量回归的估计值意味着,养老金缴费率上升导致的可支配收入下降,基本全都转化成了消费的下降,储蓄额基本没有变化。另外,我们发现,被养老保险覆盖本身会显著刺激消费。养老金缴费对消费的负面影响,可能在2006年改革后有所减弱,但是这一变化的显著性依赖于模型设定,因此还无法给出确定的回答。最后,我们发现,职工养老金缴费率的上升,并没有导致当期养老金收益的显著增加,老年人的消费倾向比养老金缴费者要低,因此可以认为,当前养老金缴费负担的上升,对总的消费水平主要产生了抑制的效果。

本文的结构如下。第二部分介绍相关文献,以及中国养老保险体制的特点及其变迁。第三部分给出一个简单的理论模型,指出养老保险收益低、借贷约束以及目标储蓄动机的存在,都可能导致当期的养老金缴费抑制消费。第四部分介绍计量模型。第五部分介绍数据并给出统计性描述。第六部分讨论实证结果并进行稳健性检验。第七部分估算养老金缴费对总消费的影响。第八部分总结并讨论政策含义。

二、相关文献及制度背景

(一) 文献

关于养老保险的理论文献告诉我们,养老保险和储蓄之间的关系非常复杂。如果没有借贷约束及不确定性,那么私人储蓄和养老保险之间存在替代关系。当养老保险的收益和私人储蓄的收益相等时,当期消费不受养老保险缴费的影响,私人储蓄和养老保险缴费存在一对一的完全替代关系,即私人储蓄的减少额,恰好等于养老保险的缴费额。如果养老保险收益大于私人储蓄收益,则消费增加,私人储蓄的减少,比养老保险缴费额要多。但是当养老保险收益小于私人储蓄收益时,当期消费将下降,而私人储蓄的减少,将比养老保险缴费额要少。在这三种情况下,养老

保险都会降低私人储蓄率（储蓄/可支配收入）。^①

如果存在借贷约束和不确定性，私人储蓄和养老保险之间的替代关系将变得更加复杂。比如，Hubbard 和 Judd 指出，借贷约束减小养老保险对居民储蓄的负向影响，甚至可能使储蓄率上升。^②他们同时指出，养老保险可以降低预防性养老储蓄。Samwick 进一步指出，大额医疗支出等风险的存在，可能会导致目标储蓄（target saving）动机或缓存性储蓄（buffer-stock saving）动机，这类动机使得居民有一个储蓄的目标值，因此，在养老保险缴费增加时，尽管可支配收入减少，居民仍然不愿意减少储蓄，进而可能出现消费下降、储蓄率上升的情况。^③另外，Thaler 还提出，自我约束性储蓄以及短视等原因，也可能导致养老保险缴费增加居民储蓄率。^④由于关于养老保险与储蓄率之间的关系，理论上没有定论，实证研究就格外重要。

目前国内外关于养老保险和储蓄关系的实证研究，大多不考虑借贷约束和不确定性所产生的影响，而只考虑养老保险通过影响当事人一生的预算约束来影响当期的储蓄，因此关注养老保险净财富对消费储蓄的影响。实证研究应用的方法主要有三种。第一种以 Feldstein 早期的研究为代表，利用时间序列资料，分析养老保险净财富对当期消费的影响。^⑤这种方法很难排除同时期其他变化的影响。第二种是利用养老保险净财富在横截面上的差异，直接考察养老保险净财富对私人储蓄（存量）的挤出效应。^⑥这种方法的主要问题在于，养老保险缴费水平往往和当事人的其他工作特征相关，由于无法控制所有这些工作特征，实证研究很难完全分离出养老保险本身的影响。基于前两种方法的研究结论的差别也比较大。比如 Kotlikoff 发现，养老保险净财富对私人储蓄基本没有影响，而 Feldstein 和 Pellechio 以及 Gale 发现，

① M. Feldstein and J. Liebman, "Social Security," in A. Auerbach and M. Feldstein, eds., *Handbook of Public Economics*, vol. 4, Amsterdam and NY: North Holland, 2002, pp. 2245-2324.

② R. G. Hubbard and K. L. Judd, "Social Security and Individual Welfare: Precautionary Saving, Borrowing Constraints, and the Payroll Tax," *The American Economic Review*, vol. 77, no. 4, 1987, pp. 630-646.

③ A. A. Samwick, "Tax Reform and Target Saving," *National Tax Journal*, vol. 51, no. 3, 1998, pp. 621-635.

④ R. H. Thaler, "Anomalies: Saving, Fungibility, and Mental Accounts," *Journal of Economic Perspectives*, vol. 4, no. 1, 1990, pp. 193-205. 养老金缴费还可能会通过影响就业（比如鼓励员工提前退休）刺激储蓄。而且，养老保障体系大多伴随着代际内和代际间的收入再分配，而不同收入群体以及代际之间有不同的边际消费倾向，老一代人有遗赠的动机，因此，养老保障对社会总体储蓄率的影响方向很难确定。

⑤ M. Feldstein, "Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Formation," *Journal of Political Economy*, vol. 82, no. 5, 1974, pp. 905-926.

⑥ R. G. Hubbard, "Pension Wealth and Individual Saving: Some New Evidence," *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 18, no. 2, 1986, pp. 167-178.

养老金净财富和私人储蓄的替代率在39%—100%之间。^①最近的研究多采用第三种方法,即利用自然实验来获得比较外生的养老保险差异,比如对意大利或英国的养老保险制度变化的考察。^②这些研究和Gale的结论比较接近。作为现有文献中少有的直接考察中国养老保险对储蓄影响的规范实证研究,何立新等及Feng、He和Sato使用的就是这一方法。他们针对1995—1997年间中国养老保险制度的改革,研究由政策变化引起的养老保险净财富变化,对家庭储蓄率的影响。^③结果发现,养老保险净财富的下降显著提高了家庭储蓄率,幅度在30%—40%之间,影响的幅度在家庭之间的差别随参数而变化。Chamon和Prasad通过研究家庭储蓄和家庭人口特征的关系,间接地考虑了养老保险对储蓄可能产生的影响,提出社会保障的不完善是导致中国居民高储蓄率的重要原因。^④

为了全面考察养老保险和储蓄的关系,我们需要考虑信贷约束和不确定性所产生的影响。只分析养老保险净财富对储蓄的影响,不能达到这一目的,需要直接考察当期的养老保险缴费对当期储蓄的影响,现有文献在这方面需要补充。^⑤

① M. Feldstein and A. Pellaio, "Social Security and Household Wealth Accumulation: New Microeconomic Evidence," *Review of Economics and Statistics*, vol. 61, no. 3, 1979, pp. 361-368; W. G. Gale, "The Effects of Pensions on Wealth: A Re-Evaluation of Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, vol. 106, no. 4, 1998, pp. 706-723; L. Kotlikoff, "Testing the Theory of Social Security and Life Cycle Accumulation," *The American Economic Review*, vol. 69, no. 3, 1979, pp. 396-410.

② O. P. Attanasio and A. Brugiavini, "Social Security and Households' Saving," *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, no. 3, 2003, pp. 1075-1119; O. P. Attanasio and S. Rohwedder, "Pension Wealth and Household Saving: Evidence from Pension Reforms in the United Kingdom," *The American Economic Review*, vol. 93, no. 5, 2003, pp. 1499-1521; R. Bottazzi, T. Jappelli and M. Padula, "Retirement Expectations, Pension Reforms and Their Effect on Private Wealth Accumulation," *Journal of Public Economics*, vol. 90, no. 12, 2006, pp. 2187-2212.

③ 何立新、封进、佐藤宏:《养老保险改革对家庭储蓄率的影响:中国的经验证据》,《经济研究》2008年第10期; J. Feng, L. He and H. Sato, "Public Pension and Household Saving: Evidence from Urban China," *Journal of Comparative Economics*, vol. 39, no. 4, 2011, pp. 470-485.

④ M. D. Chamon and E. S. Prasad, "Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising?" *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 2, no. 1, 2010, pp. 93-130.

⑤ Kotlikoff区分了养老保险净收益和已交的养老金缴费对家庭财富的影响,发现已交的养老金缴费的确减少了财富的积累,但是这种负向影响和一般的税收对储蓄的负向影响没有显著的差别。他发现,养老保险净收益对财富没有显著影响。L. Kotlikoff, "Testing

(二) 制度背景

国外的研究很少讨论养老金缴费率本身的影响, 其中一个重要原因是, 国外的养老保险税大都是全国统一的, 很难找到外生的横向差异。但是在中国, 养老保险在 2007 年前还基本处于市、县一级统筹的状态。^①而且为了鼓励因地制宜的制度创新, 中央让各地在统一的指导原则下选择各自的实施方案, 因而造就了各地养老保险制度“百花齐放”的局面。

虽然地区间的制度差异可能和很多不可观察的地区特性相关, 中国养老保险政策随时间变化的地区差异, 使我们可以有效地控制不随时间变化的地区差异。更具体的, 1997 年之前, 员工个人缴费率没有统一规定, 个人缴费在 1991 年后开始逐步实行, 不超过工资的 3%。1997 年 7 月 16 日国务院《关于建立统一的企业职工基本养老保险制度的决定》, 要求“个人缴费比例 1997 年不得低于本人缴费工资的 4%, 1998 年起每两年提高 1 个百分点, 最终达到本人缴费工资的 8%, 有条件的地区和工资增长较快的年份, 个人缴费比例提高的速度应适当加快。而企业缴费比例一般不得超过企业职工工资总额的 20% (包括划入个人账户的部分), 具体比例由省、自治区、直辖市人民政府确定”。^②这样的政策导致现实中各地的个人养老金缴费率有不同的增长步伐。这也促使 2003 年劳动和社会保障部发文, 要求个人缴费率尚未达到 8% 的地区, 尽快采取举措达到这一比例。^③这样, 在控制各个地区的固定效应之后, 这种政策变化的地区差异, 给予了比较外生的缴费率随时间变化的地区差异。

基于城镇住户调查 2002—2009 年的数据, 图 1 给出了各省养老金缴费率和覆盖率的变化。可以看到, 各地养老金覆盖率和缴费率有较大的差异, 并且变化趋势也不尽相同。在这期间, 城市平均的缴费率约为 6.1%, 方差达到 2%, 城市平均缴费率的年均增长达到 0.86%, 增速的方差是 1.7%。这为我们研究当期缴费率对消费

① the Theory of Social Security and Life Cycle Accumulation,” pp. 396-410.

① 早在 1998 年, 国务院就要求各省、市、自治区逐步推行养老保险的省级统筹。但到 2007 年, 除了北京、上海等为数不多的省市实现真正意义上的省级统筹之外, 大部分省份仍停留在市、县一级统筹。见新华网, http://news.xinhuanet.com/newscenter/2008-01/09/content_7388422.htm.

② 《关于建立统一的企业职工基本养老保险制度的决定》, 见人民网, <http://www.people.com.cn/GB/shizheng/252/7486/7498/20020228/675965.html>.

③ 2004 年, 大部分的城市已经实现 8% 的职工个人缴费率, 但是也有不少城市仍然实行 7% 的缴费率 (如济南、武汉、烟台等), 甚至还有城市实行 5% 的缴费率 (厦门), 见“50 个主要城市工资及社会保险缴费信息查询,” <http://www.btophr.com/viewcontent/insurance.asp?city=厦门>。《关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》规定, 自 2006 年 1 月起, 个人缴纳基本养老保险费的比例统一为 8%。

的影响，提供了较好的自然实验。

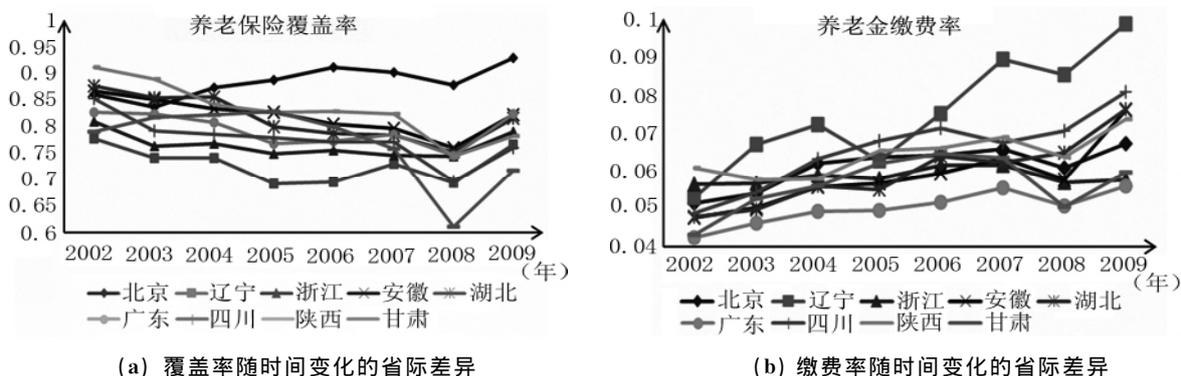


图1 养老金覆盖率和缴费率的时间趋势在省际的差别（2002—2009）

资料来源：作者根据城镇住户调查2002—2009年数据计算。

给定地区，养老金缴费率在不同工资水平的员工之间还可能有所差别。更具体的，个体应缴社会保险费是社会保险缴费基数和缴费比例的乘积。一般而言，本年度职工个人的社会保险缴费基数是个人上年度工资收入总额的月平均数。然而，如果个人工资低于缴费基数下限（当地在岗职工平均工资的60%），以当地平均工资的60%而不是员工的实际工资，作为缴费基数；而个人工资超过缴费基数上限（当地平均工资300%）的部分，不计入缴费基数。因此，缴费率在个人工资达到缴费基数上限或下限时，会发生非线性变化。职工工资低于缴费基数下限或高于上限时，实际缴费率随工资上升而下降，工资在上限和下限之间时，实际缴费率等于当地规定的缴费比例。我们的数据显示，35%的非离退休、非事业单位的从业员工工资在缴费基数下限之下，0.6%的此类员工工资在缴费基数上限之上。因此，不少家庭的养老金缴费率受到上下限的影响。另外，值得一提的是，很多企业及职工存在逃费行为，特别是低报社会保险缴费基数。^①这种逃税行为，往往和企业性质以及各个城市的监管执行力度相关。

考虑到养老保险的缴纳是一种有着未来收益的强制储蓄，人们行为的变化取决于未来的收益。1997年的改革中规定，在1998年7月1日后工作的职工，职工缴费工资的11%进入养老保险个人账户，其中个人缴费全部进入个人账户，其余部分

① 企业和职工逃避缴纳养老保险费的现象相当严重，最为普遍的方式是瞒报、少报缴费基数。2005年1—6月全国各地共查出企业少报缴费基数126.84亿元，少缴五项保险费15.75亿元。见新华网，http://news.xinhuanet.com/newscenter/2005-08/04/content__3309758.htm。

从企业缴费中划入；企业缴纳的其余部分划入统筹账户。^①缴费累计满 15 年的人员，退休后的养老金收益，由统筹账户的基础养老金和个人账户养老金两部分组成，前者按当地职工上年度月平均工资的 20% 计发，后者按其个人账户积累本息和的 1/120 计发。因此如果收益的年数较多，个人账户的收益率就较大。然而，由于总共 11% 的工资进入个人账户，职工缴纳不足部分由企业补充，职工缴纳部分会挤出企业缴纳部分，这种挤出效应降低了职工缴费的收益率。养老金缴费中划入统筹账户部分的边际回报率为 0，因为缴费累计满 15 年之后，不管企业缴纳多少，职工都得到 20% 的社会平均工资。

除了 1997 年的政策变化，另一次重大的制度变化发生在 2006 年 1 月。^②其中，最重要的变化有两个。一是个人缴纳的比例统一为 8%，同时个人账户由缴费工资的 11%，调整为 8%，即企业缴纳部分全部划入统筹账户。二是基本养老金计发办法有所调整：统筹账户的基本养老金，以当地上年度在岗职工月平均工资和本人指数化月平均缴费工资的平均值为基数，以个人累计缴费年限为基础，计算计发比例，缴费每满 1 年发给 1%，其中本人指数化月平均缴费工资，随着个人平均的缴费工资而上升。个人账户养老金为职工退休时，个人账户储存额除以根据城镇人口平均预期寿命、本人退休年龄、利息而确定的计发月数。可以看到，新的计发办法体现了多工作、多缴费，就多得养老金的原则，有助于提高居民的缴费积极性。^③

三、一个简单的理论模型

本节用一个简单的生命周期模型，为我们的实证研究提供理论根据。这个简单模型考虑了三个和现实比较接近的重要因素。（1）个人必须在工作期间（年轻时）支付养老金，在退休后（年老时）得到养老保险金；（2）个人面临借贷约束；（3）个人由于要在将来购买大宗消费品或者其他原因，有目标储蓄的动机。在文献中，目标储蓄一般都来源于为将来的不确定性而进行的预防性储蓄。但如果在理论模型

① 具体规定见《关于建立统一的企业职工基本养老保险制度的决定》，<http://www.people.com.cn/GB/shizheng/252/7486/7498/20020228/675965.html>。

② 具体见《国务院关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》，http://www.gov.cn/zwqk/2005-12/14/content_127311.htm。

③ 2006 年的政策变化对养老金收益的影响比较复杂。第一个政策变化取消了企业对个人账户的贡献，因此职工在个人账户上的收益下降，但由于去除了职工缴费对企业缴费的挤出效应，职工缴纳部分的边际回报率反而有所上升。第二个政策变化增加了养老金缴费在统筹账户上的边际回报率。由于采取了“新人新办法、老人老办法、中人逐步过渡”的方法，这次改革原则上基本保证老人和中人的养老保险收益没有降低，而新人的目标替代率有所上升。见新华网，http://news.xinhuanet.com/fortune/2005-12/15/content_3923162.htm。

中引入不确定性，我们就很难得到显式解。因此我们考虑了另外一种可能导致目标储蓄的原因：有一些商品，比如住房，是大宗消费品，需要一次性支付比较大的金额，由于有信贷约束，如果要消费这一类商品，消费者就需要存够一定的金额。我们以购买住房为例来说明这个问题。

假设个人需要做三期决策，每一期他们需要决定消费、储蓄，以及是否购买住房（0—1 选择），如果购买住房，就需要支付 P 元。另外，人们面临借贷约束，不失一般性，我们假设人们不能借贷。个人的跨期选择问题，可以由以下方程来表示：

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{C_1, C_2, C_3, H_1, H_2, H_3, A_1, A_2} U(C_1, H_1) + \beta U(C_2, H_2) + \beta^2 U(C_3, H_3) \\ & \text{s. t. } C_t + P(H_t - H_{t-1}) + A_t = (1 - t_w - t_{ss})W_t + (1 + r)A_{t-1}, \quad t=1, 2 \quad (1) \\ & C_3 + P(H_3 - H_2) = (1 + r)A_2 + b \times B, \quad t=3 \quad (2) \\ & B = t_{ss}(1 + r)^2 [W_1 + W_2 / (1 + r)], \quad (3) \\ & C_t \geq 0, A_t \geq 0, H_t \in \{0, 1\}, A_0 \text{ 给定。} \end{aligned}$$

其中， $U(\cdot)$ 为效用函数， β 为贴现率， C_t 为 t 期的消费， H_t 为 t 期是否拥有住房的 0—1 变量， P 为住房的价格， A_{t-1} 为 t 期初的储蓄，回报率为 r 。最初的储蓄 A_0 是给定的。 W_t 为 t 期的工资收入。每个人在前两期工作，第三期退休，第四期死亡。同时每个工人在工作期间都需要缴纳工资所得税 t_w 和社会保障税 t_{ss} 。 B 为个人总共缴纳的养老保险（考虑利息收益），约束（3）给出了 B 的计算公式。 b 为养老保险的回报率，为简单起见，我们假设 b 是一个常数。假设 $\beta = 1 / (1 + r)$ 。如果 $b = 1$ ，那么养老保险就和资本市场上无风险的储蓄同收益；如果 $b > 1$ ，那么养老保险比资本市场的收益要高；反之，则要低。

为了解这个最优化问题，首先需要找到给定购房选择后的最优消费储蓄选择 $(\{C_j, A_j\}_{j=1,2,3})$ ，然后比较不同的购房选择下的效用值，找到最优的购房选择以及对应的消费储蓄选择。最终的最优选择取决于收入的分布、房价以及初始的资产。^① 为了简化分析，我们集中考虑以下情况：假设住房给予了足够高的效用，人们的最优选择是在第二期购买住房，即家庭选择 $H_1 = 0, H_2 = 1, H_3 = 1$ 。我们进一步做如下假设来简化问题：住房的价格足够高，使得一期的收入不足以满足购房的资金要求，而且人们在第一期没有能力购买住房，在数学上，这意味着 $P > A_0(1 + r) + (1 - t_w - t_{ss})W_1, P > (1 - t_w - t_{ss})W_2$ ，以及 $P > b \times B$ 。我们进一步假设，如果第一期没有追加储蓄，人们第二期的资产也不足以购买房子，即 $P > A_0(1 + r)^2$ 。在这些假设下，如果人们选择在第二期购房，由于有借贷约束，他们就必须要在第一期

① 这里我们没有考虑养老保险制度的变化。如果养老保险政策有所变化，个人将根据新的政策进行重新优化，因此政策的影响取决于重新优化所跨越的期数，换句话说，取决于个人的年龄。

追加储蓄, 或者减少第二期的消费或储蓄。^① 同时, 假设第二期购房是可能的, 即 $P < A_0(1+r)^2 + (1-t_w-t_{ss}) [W_1(1+r) + W_2]$ 。下面我们用比较直观的方法来讨论结果。^②

首先考虑信贷约束松弛 (not binding) 的情况, 此时人们没有借贷 ($A_2 > 0$)。消费取决于一生的预算约束, 因此取决于养老保险的收益是否大于资本市场的回报。定义储蓄率为储蓄除以剔除养老金缴费后的可支配收入 [$s_t = (Y_t - C_t)/Y_t$, $Y_t = (1-t_w-t_{ss})W_t$], Y_t 表示社保缴费后的家庭可支配收入。当养老金缴费率上升时, 如果 $b > 1$ (养老保险的收益大于资本市场的回报), 消费上升, 储蓄率下降; 如果 $b < 1$ 但是 $b > [P - A_0(1+r)^2]/(1-t_w)[W_1(1+r) + W_2]$, 消费和储蓄率都下降, 私人的储蓄率下降, 是因为已经通过缴纳养老金为退休做了一定量的 (强制) 储蓄; 如果 $b < [P - A_0(1+r)^2]/(1-t_w)[W_1(1+r) + W_2]$, 消费下降, 但是储蓄率上升。原因是, 如果 P 很高, 人们有为购房及退休储蓄的动机, 因此储蓄下降的量, 比可支配收入下降的量相对少, 储蓄率上升。^③ 我们注意到, 如果没有引入购房 (进而目标储蓄动机), 储蓄率不太可能上升, 因为 b 不太可能小于 0。

然而, 如果老年时期的收益足够高, 使得家庭想通过第三期借贷来购买住房时, 第二期的借贷约束变紧 (binding), 第二期储蓄额为 0 ($A_2 = 0$), 此时家庭不再是在三期之间平衡消费, 而只是在前两期之间平衡消费, 因此养老金的收益不会影响到前两期的消费, 而第三期的消费由养老金收益决定。很明显, 给定被养老保险系统所覆盖, 当养老金缴费率上升时, 前两期的收入都下降, 前两期的消费也随之下落。^④ 由于消费和可支配收入都下降, 储蓄率的最终变化不确定, 取决于 P 和 $A_0(1+r)^2$ 的关系。当 $P > A_0(1+r)^2$, 储蓄率随养老金缴费率的上升而上升 (即使 $b > 1$); 否则储蓄率下降。直观的解释是, $P > A_0(1+r)^2$ 意味着家庭需要在第一期追加储蓄, 才可能在第二期购房, 这和购房要求非常高的首付相对应, 此时目标储蓄动机最有可能出现。

-
- ① 如果 $P > A_0(1+r)^2 + (1-t_w-t_{ss})W_2$, 那么人们必须通过第一期追加储蓄来实现第二期购房的需求。
- ② 具体的证明由于篇幅限制没有在这里报告, 有兴趣的读者可向作者索取。
- ③ 另外一种储蓄率 (s_2) 的定义为储蓄 ($Y_t - C_t$) 除以养老金缴费前的可支配收入。由于 $ds_2/dt_{ss} = (1-t_w-t_{ss})ds/dt_{ss-s}$, 可以推出养老金缴费对 s_2 的影响更可能为负。如果将购房看成消费, 并将其从储蓄中剔除, 那么养老金缴费对扣除购房的储蓄率的影响始终为负。
- ④ 这里我们假设养老保险收益率不随缴费额变化。另外, 最优选择可能因为被养老保险覆盖而变化, 从没有养老保险系统, 变成某个正的养老金缴费率时, 消费不一定会下降。

四、计量模型设定

基于以上讨论，我们将直接考察当期的养老金缴费率对缴费者当期消费及储蓄的影响。由于只有家庭层面的消费，实证分析的样本以家庭为单位。为了避免养老金缴费主体并非消费和储蓄的决策主体，我们只考虑那些户主及其配偶是家庭养老金缴费主体的家庭（户主和配偶的缴费比例超过家庭总的养老金缴费的 80%）。养老金缴费率是户主及其配偶的总缴费额与他们的工资收入之比。另外，如果户主或配偶被养老保险覆盖，我们就定义该家庭被养老保险所覆盖。^①由于我们的数据中没有企业缴纳养老保险的信息，我们只考虑了职工的养老保险缴纳。为了简化陈述，除非特殊说明，后面的养老保险缴纳指的都是职工缴纳部分。

基础模型设定如下：

$$\log(C) = \alpha_1 \times \text{pension} + \beta \times \log(Y) + \lambda \times \text{Dpension} + \gamma \times X + \epsilon \quad (1)$$

其中 C 为家庭消费性支出。pension 为养老保险缴费率，我们主要考察缴费率的影响，也使用了缴费额的对数来做稳健性分析。Y 为社保缴费前的家庭可支配收入。在给定缴费前可支配收入不变的前提下， α_1 代表增加养老金缴费率 100% 后，消费的变化率。考虑到有养老保险的工作和没有养老保险的工作，往往有很大差异，我们控制了“被养老保险覆盖”这个哑变量（Dpension），以控制这种工作特征对消费的线性影响。因此 α_1 反映了在同样被养老保险覆盖的情况下，养老金缴费负担比较重和负担比较轻的家庭之间消费的差异，给定他们缴费前的可支配收入相同。另外，在控制了缴费前的家庭可支配收入的对数后，方程（1）中各个变量的系数，也代表了对消费率对数 $[\log(\text{消费}/\text{缴费前可支配收入})]$ 的影响。

我们的模型与文献中所论及的模型之间最大的不同，在于我们没有直接控制养老保险的净收益。这一方面是因为中国养老保险体系的政策变化非常频繁，人们对将来的收益难以知晓，而且数据中缺少企业缴费的信息，我们无法准确计算养老金财富。^②另一方面，如果只关注养老金缴费对消费的净影响，我们可以不必估算养老金净财富。给定人们在缴纳养老金时，对养老金的收益存在某种预期， α_1 已经包含了人们预期到的养老金收益变化对消费的正面影响。同时 α_1 也包含了借贷约束及目标储蓄等因素造成的缴费对消费的负面影响，换言之， α_1 代表了当期养老金缴费对消费的综合影响。

- ① 这些定义对结果没有本质影响。我们也尝试了用 60%、50% 作为样本取舍条件，以及控制家庭中未被养老保险覆盖的人数这些设定，结果非常类似。
- ② 国外文献大多针对发达国家的养老保险体系，大都没有个人账户。他们通过假设工资的增长率、预期寿命以及折现率等参数值，基于现在的养老保险收益公式，估算每个家庭的养老保险收益。但在中国这样一个快速发展的国家，工资增长率比较难预测。

养老金缴费率还和很多其他工作特性相关，包括工资、行业、职业以及工作的稳定性等，同时，这些工作特征往往直接影响消费。因此，我们在 X 中尽可能地控制这些工作特性，以避免估计偏差。更具体的，我们控制了户主和配偶的工资收入及其在城市内所处的工资分位组的哑变量（5 组）、户主的工作年限、工作年限的平方、行业（16 组）、职业（8 组）以及企业的性质（国有企业、城镇集体企业、个体或私营企业、其他类型企业）。这里加入工资的组别变量是为了控制工资的非线性影响。^①我们还控制了可能会影响到工作特性的户主人口特征，包括年龄、年龄分组（6 组）、教育分组（9 组）、性别、婚姻状态、民族及户口类型。^②除了这些因素，养老金缴费还可能和其他保险项目缴费正相关，包括医疗保险、失业保险、住房公积金等。如果这些项目的缴费直接影响消费，同时各个项目对消费的影响方向相同，那么养老金缴费的影响就会被高估。因此，我们尝试在模型中控制其他项目的缴费，以检测是否存在这种高估。

我们还控制了一些家庭的特征变量，包括家庭人口数、18 岁以下的小孩数、60 岁以上的老人数。鉴于低工资的家庭养老金缴费率比较高，同时低收入家庭的边际消费倾向往往比较低，这种负相关性会导致 α_1 呈现负号。这种偏差可能在控制了家庭收入对数的线性影响后依然存在。因此我们除了控制工资的非线性影响之外，还进一步允许不同人均收入的家庭，有不同的收入消费弹性。更具体的，我们在回归中引入人均收入在城市内所处的分位组（高中低三组），及其与家庭缴费前可支配收入对数的交叉项。最后，我们还控制了城市固定效应和年份固定效应，用来控制不随时间变化的城市差异以及各地共同的时间趋势。我们还尝试了加入省份哑变量和年份的交叉项，以允许各省的消费有不同的潜在趋势。

尽管我们已经最大限度地控制了能够观察到的与养老金缴费相关的工作特性，仍然有一些无法观察到的与养老金缴费相关同时影响消费的因素。比如养老金缴费比较高的企业往往是比较成熟的企业，工作相对稳定，风险厌恶程度比较高的家庭更倾向于选择社会保险比较好的工作，这些因素的存在导致 OLS 估计面临“遗漏变量”问题带来的估计偏差。我们采用工具变量法来解决这个潜在问题。

我们考虑的工具变量是各个城市在各个年份平均的缴费率。前面已经提到，在 1997 年以后，各个城市的缴费比例原则上从 4% 开始，每两年提高 1 个百分点，

-
- ① 在控制了工资以及其他工作特征之后，个人养老金缴费率差异的一个重要来源，是缴费率在工资达到缴费工资基数的上限或下限时，发生的非线性变化。但是工资本身的影响可能是非线性的，因此，如果不控制工资的非线性影响，养老金缴费率前的系数可能有估计偏差。
 - ② 在基础模型中，我们没有控制配偶的相关特征，因为他们和户主的对应特征往往高度相关。在稳健型检验中，我们尝试了控制配偶的这些特征，对于没有配偶的家庭，这些值设为 0，结果变化很小。

直至8%。但是各个城市的进度可以根据当地的经济情况作出调整。因此城市每年平均的缴费率反映了各地每年的相关政策,这显然会影响到每个家庭的缴费率。由于已经控制了城市和年度固定效应,我们实际上利用了平均缴费率随时间的变化在城市间的差异。虽然各个城市之间缴费率上升节奏的差异,意味着各个城市制度环境有所差别,但是如果这种差别不随时间变化,或者随时间线性变化,那么,城市固定效应以及省份线性趋势已经基本控制了这方面的影响。类似地,对于“被养老保险覆盖”这个变量,各城市各年平均的覆盖率是一个有效的工具变量。

五、数据及统计性描述

本文数据来源于中国国家统计局的中国城镇住户调查(2002—2009)。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,全部样本每三年轮换一次。该调查通过调查户每日记账的方式收集数据。数据中包括每个家庭成员的基本信息:各项收入和各项支出,包括各种社会保障缴费支出。数据中还有详细的家庭收入和支出信息。我们使用的数据包含北京、辽宁、浙江、安徽、湖北、广东、四川、陕西和甘肃9个省市,分别来自于东中西三个地区,具有全国代表性。

我们首先使用个人层面的数据,描述养老保险缴费和参与情况,并重点关注除离退休人员、事业单位以外的城镇就业人员,包括城镇在岗职工及城镇私营和个体就业人员。^①其中,个体工商户和灵活就业人员在2006年改革之前大都没被纳入社保体系。事业单位实施与企业单位完全不同的养老保险制度,因此我们剔除了在事业单位工作的样本。我们还剔除了一些异常值,包括没有工资收入的个体及养老金缴费率大于1的样本。最终样本为128329人,其中在岗职工为99347人。

表1给出了2002—2009年间,除离退休人员、事业单位以外的城镇就业人员的平均工资、养老保险覆盖及缴纳情况。可以看到,养老保险在这类人员中的平均覆盖率约为80%,而所有城镇就业人员的覆盖率约为78%,这些数据和官方公布的覆盖率非常接近。^②如果剔除2008年,这一覆盖率在2006年达到谷底,而后开始上升。除2008年之外,职工个人的缴费额度和缴费率逐年上升,2006年分别达到

① 在岗职工包括在国有、城镇集体、联营、股份制、外商和港澳台投资、其他经济单位及其附属机构就业,并由其支付工资的各类人员,不包括再就业的离退休人员、私营和个体从业人员、乡镇企业、农村及其他从业人员(如现役军人、农民工等)。

② 劳动和社会保障部2007年发布的《近年来我国社会保险基本情况》指出,2006年城镇企业基本养老保险的覆盖率为76%。

1076元和6.3%，与政策规定的缴费率8%仍有一定差距，到2009年也才达到7.5%。^①如果考虑其他社会保障支出，包括医疗保险、失业保险、工伤保险、生育保险等，职工的个人缴费负担也基本呈现逐年上升的趋势。到2009年，总的社保个人缴费率达到9.6%，如果进一步考虑住房公积金，总的个人缴费率达到13.3%。

表1 除离退休人员、事业单位外的城镇就业人员养老金覆盖和缴费情况(样本:128329)

年份	样本量(个)	平均工资(元)	养老金覆盖率(%)	官方所有城镇就业人员平均工资(元) ⁽¹⁾	所有城镇就业人员覆盖率(%)	养老金缴费额(元)	养老金缴费率(%)	社保总缴费率(%)	加入住房公积金的总缴费率(%)
2002	12954	13277	84.2	12373	78.6	591	4.8	6.0	8.7
2003	14507	14597	82.3	13969	77.6	702	5.3	6.8	9.6
2004	15479	16141	80.8	15920	76.5	827	5.8	7.4	10.2
2005	16197	17831	78.8	18200	76.1	934	5.9	7.6	10.7
2006	16637	19548	78.7	20856	76.1	1076	6.3	8.2	11.6
2007	17193	22212	79.1	24721	77.3	1234	6.5	8.5	11.9
2008	17205	24310	73.9	28898	73.0	1329	6.3	8.1	11.3
2009	18157	26044	80.9	32244	78.4	1650	7.5	9.6	13.3
总计	128329	22597	80.4		77.6	1351	6.8	8.7	12.1

注:(1)所有城镇就业人员包括离退休人员、事业单位及无工资收入的从业人员。资料来源:中华人民共和国国家统计局编:《中国统计年鉴(2010)》,北京:中国统计出版社,2010年。

表2给出了养老金缴费率和其他社保项目缴费率及收入之间的相关性。可以清楚地看到,各种社保项目的缴费之间存在正相关关系,而且在5%的显著水平上显著。养老金缴费和所得税之间存在负相关关系,但相关系数比较小。养老保险缴费率和工资收入呈现负相关关系,说明养老金缴费率是累退的,原因是低工资职工更可能在缴费基数下限以下;而高工资职工更可能超过缴费基数上限。但养老保险覆盖率、缴费金额以及住房公积金缴费率,随工资的上升而上升。

我们粗略估算了养老保险的收益(由于篇幅限制,表格没有报告),发现以当前退休工人的养老保险收益和该城市在岗职工平均工资的比重,所定义的替代率平均达到了63.5%,在2006年之前有所下降,2009年有所上升。我们还发现,养老保险抚养系数,即领取养老金的人数和养老金缴费人数之比,大致呈现上升趋势(从2002年的45.7%上升至2009年的50%),说明养老保险体系的压力在加大。

表2 除离退休人员、事业单位外的城镇就业人员社保缴费率与收入的相关关系(样本:128329)

^①这并不是因为这里包括了个体工商户和灵活就业者。如果只考虑除事业单位外的城镇在岗职工,平均的缴费率在2006年只达到6.5%,2009年也才达到7.3%。

	养老金缴费率	医疗保险缴费率	其他社保缴费率	住房公积金缴费率	所得税率	工资收入
养老金缴费率	1					
医疗保险缴费率	0.4914*	1				
其他社保缴费率	0.1187*	0.0950*	1			
住房公积金缴费率	0.0294*	0.0380*	0.1833*	1		
所得税率	-0.0156*	-0.0001	0.0412*	0.2287*	1	
工资收入	-0.1240*	-0.0727*	0.0127*	0.3234*	0.4609*	1

注：*代表 5%显著水平上显著。

由于城镇调查数据中没有家庭成员个人的消费支出信息，我们的回归分析都以家庭为单位。在家庭成员过多时，家庭决策的情况变得复杂，因此我们去掉了样本中家庭成员个数大于 9 人的家庭。同时，我们剔除了户主年龄不处在劳动力年龄（男 16—60 周岁，女 16—55 周岁），或户主已经离退休的家庭。为了尽可能地避免养老保险体系的差异带来的影响，我们剔除了那些户主没有工作、为私营企业主、个体工商户或在事业单位工作的家庭。我们还删除了户主及配偶的养老金缴费额占家庭总缴费额的比例小于 80% 的样本，以避免养老金缴费主体并非消费和储蓄决策主体的情况。经过这些样本筛选后，我们的最终样本包含了 9 个省市的 112 个城市，共计 51691 户家庭。我们对所有的名义变量都进行了物价调整，以 2006 年的 CPI 为 100。回归涉及变量的描述性统计，由于篇幅限制没有报告。

六、回归结果

本节报告主要的回归结果。所有回归都考虑了稳健性方差，并控制了 \ln （家庭缴费前收入），人均收入在城市内的分位组（高中低三组，基准组是中等收入家庭）及其与 \ln （家庭缴费前收入）的交叉项， \ln （户主和配偶缴费前工资收入），户主和配偶工资在其居住城市内所处的分位组（5 组），户主的年龄，年龄分组（6 组），教育分组（9 组），工作年限，工作年限的平方，行业（16 组），职业（8 组），以及企业的性质（国有企业、城镇集体企业、其他类型企业），户主性别，婚姻状态，民族及户口类型，家庭人口数，工作的人数，家庭人口数，18 岁以下小孩数，60 岁以上老人数。收入组的分类是基于家庭人均收入在该城市内的分位组（3 组）。

（一）养老金缴费对消费的影响

我们首先关注养老保险缴费率对消费的平均影响。考虑到养老保险制度在 2006 年有重大变化，人们对养老金缴费的回报率预期可能发生本质变化，因此，表 3 首先基于 2002—2005 年的数据来估计。前四列都采用了工具变量（IV）回归。第 1 列

没有控制“被养老保险覆盖”这个哑变量，IV 为该样本所在城市平均的养老金缴费率。第 2—4 列控制了“被养老保险覆盖”，并在 IV 中加入了城市平均的养老保险覆盖率。两个 IV 第一阶段回归的 F 值基本都大于 10，说明它们是强的工具变量。这一结论也被其他检验所证实。^①我们还把 IV 加入基础模型作为额外的控制变量，结果显示，这些 IV 对消费没有直接的显著影响。

第 1 列结果表明，平均而言，养老金缴费率对消费的影响为负，但不显著。第 2 列显示，如果在被养老保险覆盖的家庭间比较，养老金缴费率上升 1 个百分点，消费下降 2.06%，在 5% 的显著水平上显著，95% 的置信空间为（-3.83%，-0.29%）。由于第 2 列已经控制了工资收入（对数）以及五个工资分位组组别的影响，因此养老金缴费率的负向系数，并非来源于工资和养老金缴费率的负相关关系。而且我们在前 2 列中已经控制了家庭人均收入组别（分高中低 3 组，基准组是中等收入家庭）及其与缴费前收入对数的交叉项，这一结果也不太可能来源于家庭消费收入弹性的非线性影响。我们还发现，如果不控制家庭消费收入弹性的非线性影响，或者工资的非线性影响，结果变化很小。^②

第 3 列控制了其他保险项目的缴费率，用来避免养老金缴费的系数包含了其他项目的影响。为了避免其他缴费项目的内生性，我们在 IV 中加入了各个项目的城市平均缴费率；而第 4 列将其他项目合并成一项，以减少共线性问题。我们看到，养老金缴费率对当期消费的影响依然显著为负（在 10% 的水平上显著），不过幅度下降至 1.75%，90% 的置信区间为（-3.43，-0.06）。

第 4 列结果的点估计值意味着，养老金缴费率上升 1 个百分点，缴费后可支配收入下降约 284 元，消费下降约 424 元。这一结果有些出人意料。然而这里我们没有控制企业的养老金缴费，而职工的养老金缴费和企业缴费可能存在正相关关系。城镇住户调查数据中无法观察到企业的养老保险缴费，因此我们首先利用 2004 年国家统计局关于规模以上工业企业调查的数据，计算了分县市、行业及企业性质（共 12924 个组别）的企业缴纳养老和医疗保险费占工资的比例，然后利用相同年份的城镇住户调查，计算了分县市、行业及企业性质（共 904 个组别）的个人养老及医疗保险缴费率。^③简单回归分析表明，个人的养老医疗保险缴费率上升 1 个百分点时，企业的养老医疗缴费率上升 0.34 个百分点（方差为 0.16），

-
- ① Anderson Canonical Correlations 检验以及 Cragg-Donald 检验，结果都在 1% 的水平上拒绝了两个 IV 是弱 IV 的假设。我们检查了对工具变量强弱不敏感的 LIML 回归，结果和用两阶段回归的结果非常接近。这些都证实，这里基本可以排除工具变量不够强的顾虑。
- ② 如果不控制家庭消费收入弹性的非线性影响，缴费率的系数为 -2.08，如果不控制工资分位组别，缴费率的系数为 -2.05，都在 5% 的水平上显著。
- ③ 企业数据无法区分养老保险和医疗保险。这一相关性在非国有、非集体的企业中最明显。在这类企业中，个人缴费率上升 1 个百分点，企业缴费率上升 0.60 个百分点。

在 5% 的显著水平上显著。两个数据库 2005 年的信息也给出了类似的结果。因此，个人养老医疗缴费率上升 1 个百分点，实际上代表总的缴费率上升 1.34 个百分点。如果企业的缴费最终完全转嫁给职工，这意味着养老金缴费后，可支配收入下降达到 381 元，与消费下降 1.75% 的量相差不大。这样，表 3 的估计结果意味着，养老金缴费率上升导致的可支配收入下降，基本全都转化成了消费的下降，储蓄基本没有变化。

表 3 的后三列给出了最小二乘 (OLS) 回归结果，以作比较。OLS 的结果同样显示，缴费率对消费的影响显著为负，但在幅度上与 IV 回归估计值的差别比较大。比如第 6 列显示，养老金缴费率上升 1 个百分点，消费下降 0.25%。而在控制其他缴费项目后 (第 7 列)，这一影响进一步下降至 0.13%。然而，第 7 列的估计值仍处在 IV 回归估计值的 90% 置信区间内。由于 OLS 面临内生性问题，我们更加偏好 IV 回归结果。我们进一步采用基于 Hausman 检验原理的 C 统计，检验零假设“OLS 估计结果是一致的”问题。^①结果显示，除了第 1 列外，其他模型设定都可以在 10% 的水平上拒绝这一零假设。因此可以认为，IV 回归结果更为可靠。

表 3 养老金缴费率对消费的影响

	被解释变量: log (家庭消费)						
	工具变量 (IV) 回归				最小二乘法 (OLS) 回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
养老金缴费率	-0.973 (0.646)	-2.058** (0.904)	-2.033* (1.153)	-1.746* (1.022)	-0.195*** (0.056)	-0.254*** (0.064)	-0.131* (0.068)
被养老保险覆盖		0.396* (0.212)	0.487** (0.247)	0.401* (0.229)		0.019** (0.008)	0.019** (0.009)
医疗保险缴费率			-4.292** (2.176)				
其他社保缴费率			0.054 (2.198)				
住房公积金缴费率			0.172 (0.585)				
所有其他缴费率				-0.499 (0.563)			-0.310*** (0.060)

① 由于考虑了稳健性方差，我们无法直接应用 Durbin-Wu-Hausman 检验，而是考虑 C 统计检验。

续表 3

	被解释变量: log (家庭消费)						
	工具变量 (IV) 回归				最小二乘法 (OLS) 回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Log (缴费前收入)	0.711*** (0.017)	0.678*** (0.025)	0.678*** (0.037)	0.685*** (0.035)	0.697*** (0.013)	0.695*** (0.013)	0.703*** (0.013)
样本数	23949	23949	21316	22583	23949	23949	22583
R 平方	0.566	0.533	0.508	0.538	0.709	0.709	0.713
第一阶段 IV 的 F 值							
城市缴费率	117.80	59.22	23.30	37.60			
城市覆盖率		22.30	9.542	16.85			
内生性检验 p 值	0.225	0.091	0.041	0.089			

注: 括号内是稳健型方差, *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 显著水平显著。

我们发现, “被养老保险覆盖” 本身显著刺激了消费。结合给定被养老保险覆盖后, 养老金缴费率对消费的抑制作用, 一个合理的解释是, 人们认可参加养老保险的收益, 因为一旦被覆盖, 就可以享受一些基本保障 (比如 2006 年之前, 基本养老保险收益几乎和缴费多少无关), 但是给定有了基本保障, 养老金缴费率的上升反而会抑制消费, 因为养老金缴费的边际回报率很低, 同时 (或者) 有信贷约束及目标储蓄动机的存在。另外, 结果显示, 收入消费弹性的估计值在 66% 左右, 与文献相一致。^①我们还发现, 在 IV 估计中, 医疗保险缴费也对消费有抑制效果, 不过在 OLS 估计中, 这一影响不再显著。其他社保项目和住房公积金的影响都不显著。

表 4 第一部分基于 2002—2009 年的数据, 估计了养老金缴费率的影响, 各列的模型设定和表 3 一样。结果同样显示, 养老金缴费负担对消费有显著的抑制作用。更具体的, 第 1 列表明, 平均而言, 养老金缴费率显著抑制了消费。第 2 列则显示, 在控制养老保险覆盖状态后, 这种抑制作用更为明显。即给定缴费前的可支配收入, 养老金缴费率上升 1 个百分点 (约 380 元), 消费下降 1.02% (约 315 元), 估计值的 95% 置信空间为 (-1.76%, -0.28%)。在控制其他保险缴费项目后 (第 4 列), 这一影响下降至 0.89% (约 276 元), 95% 置信空间为 (-1.68%, -0.11%)。

^① 缴费前收入对数前的系数代表中等收入组的弹性, 与平均的弹性 (0.663) 非常接近。

表 4 养老金缴费率对消费的影响：2006 年之前及 2006 年之后的效果差异

	被解释变量：log（家庭消费）						
	工具变量（IV）回归				最小二乘（OLS）回归		
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）
Part I: 样本 2002—2009							
养老金缴费率	-0.587** (0.268)	-1.016*** (0.378)	-0.749* (0.455)	-0.894** (0.400)	-0.215*** (0.035)	-0.257*** (0.040)	-0.159*** (0.043)
被养老保险覆盖		0.119* (0.068)	0.071 (0.072)	0.086 (0.069)		0.014** (0.006)	0.015** (0.006)
所有其他缴费率				0.529** (0.233)			-0.285*** (0.039)
Log（缴费前收入）	0.693*** (0.010)	0.686*** (0.011)	0.664*** (0.015)	0.667*** (0.015)	0.686*** (0.009)	0.684*** (0.009)	0.693*** (0.009)
控制其他各项项目缴费	否	否	是	否	否	否	否
样本数	51592	51592	46406	48532	51592	51592	48532
R 平方	0.585	0.582	0.585	0.585	0.701	0.701	0.704
第一阶段 IV 的 F 值							
城市缴费率	664.0	335.0	121.6	216.0			
城市覆盖率		222.4	84.53	157.0			
内生性检验 p 值	0.161	0.124	0.0002	0.003			
Part II: 2002—2005 vs. 2006—2009 的效果							
养老金缴费率* 2006 年后	-0.004 (0.292)	-0.302 (0.405)	0.072 (0.545)	-0.360 (0.446)	-0.047 (0.067)	-0.044 (0.078)	-0.083 (0.083)
被养老保险覆盖* 2006 年后		0.070 (0.052)	-0.038 (0.059)	0.009 (0.055)		0.000 (0.010)	0.003 (0.010)
养老金缴费率	-0.583 (0.357)	-0.830* (0.463)	-0.754 (0.555)	-0.609 (0.512)	-0.186*** (0.054)	-0.228*** (0.062)	-0.107 (0.066)
被养老保险覆盖		0.073 (0.072)	0.089 (0.078)	0.073 (0.075)		0.013* (0.008)	0.013 (0.008)
所有其他缴费率				0.333 (0.270)			-0.294*** (0.056)
所有其他缴费率* 2006 年后				0.282 (0.236)			0.014 (0.069)
控制其他各项项目缴费	否	否	是	否	否	否	否
样本数	51592	51592	46406	48532	51592	51592	48532
R 平方	0.585	0.582	0.584	0.585	0.701	0.701	0.704

注：括号内是稳健型方差，*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 显著水平显著。

表 4 的后三列给出了 OLS 回归结果。与表 3 类似，OLS 的结果也证实，缴费率对

消费的影响显著为负，但在幅度上与 IV 回归估计值的差别比较大。第 6 列显示，养老金缴费率上升 1 个百分点，消费下降 0.26%。而在控制其他缴费项目后（第 7 列），这一影响进一步下降至 0.16%。但第 7 列的估计值仍处在 IV 回归估计值的 95% 置信区间内。这里的 C 统计检验显示，我们无法在 10% 的水平上拒绝前 2 列模型设定的 OLS 结果可信的假设，虽然可以在 15% 的水平上拒绝第 3 列的 OLS 估计。然而在考虑其他保险缴费项目后，我们可以在 1% 的水平上拒绝 OLS 回归结果。

比较表 3 和表 4 第一部分的 IV 回归结果，可以看到，养老金缴费对消费的抑制效果在 2006 年之后明显减弱，虽然 OLS 的估计值差别并不大。^①基于 2006—2009 年数据的回归结果也验证了这一点。更具体的，2006—2009 年养老金缴费率对消费影响的 IV 估计值都不显著，而 OLS 估计都显著为负，且在幅度上与 2002—2005 年的估计值差别不大。2006—2009 年“被养老保险覆盖”的影响也不再显著。我们在表 4 的第二部分，通过加入养老金缴费与“2006 年之后”哑变量的交叉项，以检验 2006 年前后的差别是否显著。IV 中也加入了城市平均缴费率及覆盖率与“2006 年后”哑变量的交叉项。结果有些意外：无论是 IV 还是 OLS 回归，养老金缴费率对消费的影响，在 2006 年前后的差别都不显著。因此，养老金缴费率的影响在 2006 年前后的变化，对模型设定比较敏感。

总之，养老金缴费对消费有显著的抑制效果这一结论，在 2006 年之前基本没有疑问，虽然幅度的大小在不同的估计方法下有较大的差异。更为可信的 IV 估计值意味着，养老金缴费率上升导致的可支配收入下降，基本全都转化成了消费的下降，储蓄变化很小。这一结果并不意外。2006 年之前，养老保险统筹账户部分，多缴费并不能多得，只要被养老保险覆盖，即得到同样的收益。而个人缴费部分，由于在制度设计上对企业缴费有挤出效应，因此收益率也很低。这既解释了“被养老保险覆盖”对消费的正向刺激作用，也解释了给定被覆盖后，养老金缴费率的上升对消费有显著的抑制效果。2006 年的改革强调了“多缴费多收益”的原则，同时个人缴费对企业缴费的挤出效应也不再存在，这或许改变了人们对养老金缴费收益率的认识。但是由于估计结果对样本选择和估计方法的敏感性，我们还不能肯定养老金缴费对消费的负面影响，在 2006 年之后有所减弱甚至消失了。

我们后面的分析将集中考虑 2002—2005 年的样本，并主要报告 IV 的估计结果。

（二）养老金缴费对储蓄率的影响

前面的结果表明，2006 年之前，给定养老金缴费前的收入，当我们提高养老金缴

^① 表 3 和表 4 在其他项目缴费率的影响上也有差别。不过其他项目的影响对模型设定比较敏感。

费，减少当期的可支配收入时，消费会减少。理论模型指出，其背后的机制有两种可能性。一是养老保险的收益率小于市场利率；二是有信贷约束同时有目标储蓄动机，因此当期的可支配收入减少时，人们可能会减少消费并增加储蓄率。理论模型预测，如果没有信贷约束和购房需求，只要 $b > 0$ ，储蓄率就会下降。如果第二种机制存在，即使 $b > 1$ ，只要 $P > A_0 (1+r)^2$ ，储蓄率也会随养老金缴费率的上升而上升。

表 5 养老金缴费对储蓄率的影响：工具变量 (IV) 回归

被解释变量	储蓄率 1：储蓄/缴费后可支配收入			储蓄率 2：储蓄/缴费前可支配收入		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
养老金缴费率	-0.593 (0.659)	0.325 (0.891)	0.370 (1.005)	-0.455 (0.591)	0.460 (0.818)	0.597 (0.926)
被养老保险覆盖		-0.335 (0.205)	-0.346 (0.222)		-0.334* (0.191)	-0.352* (0.207)
所有其他项目缴费率			-0.425 (0.532)			-0.614 (0.480)
Log (缴费前收入)	0.248*** (0.018)	0.276*** (0.026)	0.288*** (0.035)	0.224*** (0.016)	0.252*** (0.023)	0.272*** (0.032)
样本数	23949	23949	22583	23949	23949	22583
R 平方	0.110	0.060	0.064	0.113	0.054	0.054
IV 第一阶段 F 值						
城市缴费率	117.80	59.22	37.60	117.80	59.22	37.60
城市覆盖率		22.30	16.85		22.30	16.85

注：括号内是稳健型方差，*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 显著水平显著。

表 5 给出了养老金缴费率对储蓄率的影响。^①我们考虑两种储蓄率。一种是模型中考虑的储蓄除以缴费后的可支配收入（储蓄率 1），一种是文献中常用的储蓄除以缴费前的可支配收入（储蓄率 2）。结果表明，在控制是否“被养老保险覆盖”的状态后，缴费率对这两个储蓄率的影响都为正向，虽然都不显著。这和模型预测是一致的，因为在有预算约束时，缴费负担导致储蓄率增加的前提是 $P > A_0 (1+r)^2$ ，这个条件可能只适用于一部分人群。另外，结果显示，养老金缴费负担对储蓄率 1 的正向影响，比对储蓄率 2 的影响在幅度上要强，这也与模型预测相一致。

(三) 稳健性检验

为了检验之前结果的可靠性，我们做了一些稳健性检验，结果都增强了基本结

^① 表 3 控制了消费和缴费前可支配收入的对数，因此养老金缴费率的系数代表了养老金缴费率对 log (消费/缴费前可支配收入) 的影响。

论的可信度。^①更具体的，我们首先用养老金缴费额的对数来衡量缴费负担。结果显示，当缴费前的可支配收入给定，被养老保险覆盖的家庭在养老金缴费金额上升 1 个百分点后（约 13 元），会显著减少消费约 0.06 个百分点（列 1，约 15 元），而在控制其他项目的缴费后，会显著减少消费约 0.12 个百分点（列 2，约 29 元）。OLS 结果也显示了显著的抑制效应。

其次，我们考虑了在消费中剔除医疗和教育支出。医疗和教育支出弹性比较小，家庭可能不会因为为将来的住房储蓄而降低这一类消费，同时在我们关注的时间段内，医疗卫生领域也经历了不少的政策变化，考虑医疗支出可能会引入不必要的噪音。估计结果显示，缴费率对消费的影响依然显著，幅度有所下降，但变化不大。这与我们发现缴费负担对医疗和教育支出的影响不显著相一致。

接着，我们用被养老保险覆盖的在岗职工家庭来估计，即我们剔除了户主在私营企业从业或灵活就业的家庭及没有被养老保险覆盖的家庭。剩下的样本更为同质，可以最大限度地控制企业性质以及其他方面的差异。结果与表 3 依然类似，只是估计值和显著性略有下降。

最后，养老金缴费抑制消费的作用机制，对于其他减少当期可支配收入的税种也同样成立。因此，所得税应该也会对消费产生负面影响。而且，所得税没有直接的收益，因此它对消费的负面影响应该比养老金缴费更强。实证结果证实了这些设想。更具体的，我们用城市平均所得税税率和交税的就业人员比例为 IV 估计了所得税对消费的影响。结果显示（表格没有报告），所得税税率增加 1 个百分点，消费减少 2.5%，在 5% 的水平显著；在控制是否交税后，消费减少 3.3%，在 10% 的水平显著。OLS 的结果同样显示，所得税显著抑制消费，但幅度要小很多（消费减少大约 0.4%）。

七、养老金缴费对总消费的影响

前面的讨论只考虑了养老金缴费负担对缴费者的消费和储蓄的影响。另一个重要的问题是：养老金缴费对整体的消费有怎样的影响。如果现有的退休工人因为当前的缴费率上升而得到了更好的福利，进而导致他们增加消费，也许总的消费并没有下降很多。因此有必要分析城市平均的缴费率，如何影响养老金领取者的消费行为。

表 6 的第一部分，分析了同一时点上城市平均的个人缴费率与养老金收益（用

^① 由于篇幅限制，表格没有报告。除这里讨论的检验之外，我们还尝试了其他检验：使用户主是家庭养老金缴费主体的家庭（户主缴费额占家庭总缴费的比例大于 80%），控制配偶的特征，允许各省各年的消费变化不同，允许各城市的线性趋势不同等，结果都没有本质变化。

替代率来衡量) 之间的关系。结果显示, 在控制了城市和年度固定效应以后, 城市平均个人缴费率与城市平均养老金收益没有显著的相关性。平均而言, 当前的养老金领取者并没有从当前缴费率的增加中受益。^①第二部分显示, 在控制了城市和年份固定效应之后, 城市平均缴费率的上升并没有提高养老金领取家庭的平均消费倾向。^②第三部分则显示, 养老金领取者的消费倾向比当前缴费者的消费倾向更低, 这一结论与研究中国居民储蓄行为的研究发现相一致。^③这些结果意味着, 职工缴费率的上升并没有导致当前养老金领取者的收入有所增加。即使有所增加, 由于老年人的消费倾向更低, 总的消费也不太可能因此而上升。因此基本可以推断: 养老金缴费率对宏观消费主要起着抑制的作用。

表 6 养老金缴费率对总消费的影响

	第一部分: 被解释变量: 城市平均替代率			第二部分: 被解释变量: 平均消费倾向 (有养老金收益的家庭)		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
城市平均养老金缴费率	-2.050** (0.862)	0.557 (0.635)	0.773 (0.652)	0.995*** (0.219)	0.478 (0.466)	0.442 (0.471)
城市抚养系数			0.090 (0.061)			-0.009 (0.033)
年份和城市固定效应	否	是	是	否	是	是
样本数	397	397	395	19603	19603	19579
R 平方	0.04	0.85	0.85	0.00	0.03	0.03
	第三部分: 被解释变量: log (家庭消费)					
	有养老金收益的家庭			没有养老金收益且户主小于 55 岁的家庭		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln (可支配收入)	0.708*** (0.007)	0.674*** (0.007)	0.671*** (0.008)	0.732*** (0.005)	0.724*** (0.005)	0.704*** (0.005)
家庭特征	否	是	是	否	是	是
户主特征	否	否	是	否	否	是
样本数	18315	18315	18315	53144	53144	53144
R 平方	0.60	0.61	0.64	0.69	0.69	0.71

注: 括号内是稳健型方差, *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 显著水平显著。

- ① 这里强调边际效应及城市间的比较。如果缴费率整体大幅下降, 同期的养老金收益可能下降。
- ② 养老金领取家庭的定义是, 户主或配偶中至少有一人领取养老金的家庭。
- ③ M. D. Chamon and E. S. Prasad, "Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising?" pp. 93-130.

八、结 论

本文利用中国城镇住户调查 2002—2009 年 9 个省市的数据，考察中国目前职工的养老金缴费率对家庭消费储蓄的影响。我们利用各个城市养老金缴费政策随时间的变化，以及这种变化在城市间的差别来构建工具变量，进而解决缴费率与一些不可观察的工作特性相关导致的内生性问题。

我们发现，2006 年之前，给定养老金缴费前的工资及收入水平，同时给定被养老保险系统所覆盖，养老金缴费率的上升对缴费家庭的消费有显著的抑制效果。影响的幅度受估计方法影响较大。其中 IV 回归的点估计值显示，养老金个人缴费率上升 1 个百分点，消费下降 1.75%，意味着养老金缴费的上升基本都转化成了消费的下降，储蓄变化很小。在 2002—2005 年间，家庭的职工养老金缴费率上升了 1.1 个百分点（从 4.8% 上升到 5.9%），而平均的家庭消费倾向（消费/缴费前收入）下降了 4.9 个百分点（从 81.5% 下降到 76.6%）或 6%。这一估计值意味着，职工养老金缴费的上升能解释消费倾向下降中的 32%。结果还表明，被养老保险覆盖本身能够显著刺激家庭消费。2006 年之后，养老金缴费对消费影响的估计值，对模型设定比较敏感，目前还无法给出定论。

养老金缴费对消费产生抑制效果，可能是由于以下两种原因同时发挥作用导致的。一是职工养老金缴费的预期收益率比较低；二是居民面临信贷约束，同时有目标储蓄动机。我们发现，职工养老金缴费负担对储蓄率的影响不显著，方向基本为正。最后，简单的回归分析表明，职工养老金缴费负担的上升，并没有提高同期的养老金收益。老年人的消费倾向又比缴费者要低，因此可以推断，养老金缴费率的上升会抑制总消费。

我们的研究结果表明，在倡导提高社会保障水平以减少预防性储蓄的同时，必须注意实现这一政策目标的途径。如果社保水平的提高最终通过增加职工的缴费负担来实现（企业缴纳部分可能会部分转嫁给职工），这将导致职工当前可支配收入的下降，在信贷市场还不完善且人们有目标储蓄动机的时候，这样的政策很可能会抑制当前的总消费，而不是增加消费。另外，在制度设计时，还需要重视养老保险缴费的边际收益率对人们消费储蓄行为的影响。

〔责任编辑：梁 华 责任编审：许建康〕

terminated by pure reason. As a kind of evaluative interpretation, emotions guide experiential models or scenarios. The emotional evaluative system does not in itself constitute a framework of views or observations. Rather, as a kind of setting or context, it enables matters to be regarded in a particular way or imagined in a particular fashion.

(3) Effect of the Old-Age Insurance Contribution on Consumption and Savings

Bai Chong'en, Wu Binzhen and Jin Ye • 48 •

Given that a family may face credit constraints and may at the same time be motivated to engage in targeted saving, the current old-age insurance contribution may reduce current disposable income, which may in turn restrict consumption and increase the rate of savings. This study employs data from the 2002-2009 Urban Household Survey conducted in nine provinces and municipalities in China, and uses time-variant changes in old-age insurance contribution and participation rates across different cities to construct the instrumental variable of family old-age contribution. The results show that before 2006, although the increased coverage of old-age insurance did help stimulate consumption, at given pre-contribution income levels and insurance coverage, an increase in the old-age insurance contribution rate would significantly restrict family consumption. Moreover, the burden of old-age insurance contributions has had a mainly negative effect on general consumption.

(4) The Boundaries of Good Deeds: Public Good Choices in Conflicts between Social Norms and Market Norms—A Study of Students from Shanghai Jiao Tong University

Ge Yan and Qin Yulin • 72 •

This study looks at the moderating role of public-good costs and decision-making settings in the process by which behavioral norms affect public good predispositions in a test scenario involving conflicts between social norms and market norms. The results show that public-good predisposition is highest under low-cost and high-socialization conditions; it is second highest under low-cost and low-socialization conditions; it is second lowest under high-cost and social-norm conditions; and it is lowest under high-cost and market-norm conditions. The introduction of settings and costs as moderating variables can significantly improve the predictability of altruistic choices.

Research Report

Innovation in Philosophy and Social Sciences in Chinese Higher Education: Ideas and Approaches—A Survey Based on Fifty Universities in China

Shen Zhuanghai and Zhang Falin et al. • 89 •

From November 2009 to February 2010, our project group conducted a nationwide questionnaire survey in fifty universities across twenty-two provinces, municipal-

• 204 •