

社会养老保障制度影响 我国居民储蓄行为的实证检验

□ 郭英彤

(吉林大学 商学院, 长春 130012)

摘要: 通过应用生命周期模型实证检验我国社会养老保障制度对居民储蓄的影响, 本文发现养老金数额的变化对我国居民的预防性储蓄行为产生显著作用。提高养老金标准, 建立由中央财政支持的统一的社会保障体系是降低我国巨额储蓄的必经之路。

关键词: 养老保障; 生命周期; 预防性动机; 格兰杰因果关系检验; 储蓄率

中图分类号: F8

文献标识码: A

文章编号: 1007-5682(2007)03-0039-03

一、文献综述和理论回顾

以养老问题为出发点的诸多消费与储蓄研究中, Modigliani与 Brumberg提出的生命周期假说成为经典理论^[1]。该理论认为, 由于存在退休制度, 人们退休之后的收入将大大低于此前的收入, 而消费则至少要维持原有水平, 因此, 人们储蓄是为了防老。退休金或是养老金的多少就应该对居民的储蓄行为产生影响。在经验研究方面, Feldstein的研究结果显示当期收入、金融资产以及家庭社会保障财产这三个变量对消费都有显著的正向作用, 而且家庭社会保障财产对消费的影响在某种程度上大于金融资产的影响^[2]。King与 Dicks-Mireaux从加拿大的截面微观数据入手, 使用储蓄的存量概念和未来收益的贴现值分别与永久性收入相比, 然后利用这两个比率作为解释变量建立模型^[3]。此后的一些研究中也推广了这种方法, 如 Hubbard^[4], Diamond与 Hausman^[5], 以及 Samwick^[6]对美国数据的分析; 还有 Bugjavin^[7], 以及 Jappelli^[8]对意大利数据的分析。Lewi与 Seidman^[9]代表了另一类常见的经验研究, 即, 将数理推导与计算机模拟相结合校定模型的重要参数, 如时间偏好和风险偏好。再有一类文献则

是通过分析各国养老金改革前后的数据说明养老金与居民储蓄之间的相关性。多数文章的结论支持储蓄防老的预防性动机。

Atanasio与 Bugjavin^[10]把这一领域的研究推向一个新阶段。他们从生命周期假说出发, 严格地推导出一个能够比较深入刻画储蓄与养老金之间的替代性的简单数理模型, 从中可以看出这两个变量之间的负向相关性。他们使用意大利数据进行的经验研究结果表明, 养老金的减少在统计上显著地导致储蓄率的上升。

该模型假定不存在不确定性因素, 以便简化模型的求解过程并保证存在封闭解, 其推导的简单过程如下 (为了便于查阅, 本文仍使用原作中的符号):

$$\text{Max} \frac{(\zeta_1)^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta \frac{(\zeta_2)^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta^2 \frac{(\zeta_3)^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta^3 \frac{(\zeta_4)^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (1)$$

约束条件为:

$$y + \frac{y_2}{1+r} + \frac{y_3}{(1+r)^2} + \frac{b}{(1+r)^3} = \zeta + \frac{\zeta}{1+r} + \frac{\zeta}{(1+r)^2} + \frac{\zeta}{(1+r)^3} \quad (2)$$

收稿日期: 2007-03-15

基金项目: 吉林大学哲学社会科学青年基金资助项目 (2005QN017); 吉林大学“985工程”资助项目 (985CX.D024)

作者简介: 郭英彤 (1972-) 男, 吉林长春市人, 博士, 吉林大学商学院副教授。

其中, $\frac{(\gamma)^{1-\gamma}}{1-\gamma}$ 为典型的常数相对风险厌恶型

(CRRA)效用函数, γ 代表风险偏好; $Y_i (i=1, 2, 3)$ 分别代表三个时期的净收入, r 代表固定利率, β 代表时间偏好或叫贴现率, b 代表养老金收入。

在求解该最大化问题过程中可以得到下面的等式:

$$\frac{Y_1 - \gamma}{\gamma} = 1 - \frac{1}{1+d+d+d} \times \left[1 + \frac{Y_2/Y_1}{1+r} + \frac{Y_3/Y_1}{(1+r)^2} + \frac{b/Y_1}{(1+r)^3} \right] \quad (3)$$

其中, d 是关于 β 和 r 的函数。对于年龄为 1 的消费者, 其在第二和第三时期的储蓄函数分别为:

$$\frac{Y_2 - \gamma}{\gamma} = 1 - \frac{d}{1+d+d+d} \times \left[1 + \frac{(1+r)Y_3}{Y_2} + \frac{Y_3/Y_2}{(1+r)} + \frac{b/Y_2}{(1+r)^2} \right] \quad (4)$$

$$\frac{Y_3 - \gamma}{\gamma} = 1 - \frac{d}{1+d+d+d} \times \left[1 + \frac{(1+r)^2 Y_3}{Y_3} + \frac{(1+r)Y_3}{Y_3} + \frac{b/Y_3}{(1+r)} \right] \quad (5)$$

(3)、(4)和(5)各式中等式左边的分数形式就是 Attanasio 与 Brugiavini 定义的储蓄率。从上述三个等式中不难看出, 储蓄率与表示养老金变动的 b 之间存在明显的负相关关系。Attanasio 与 Brugiavini 还证明了当包含不确定性因素时, 上述关系依然存在。

二、实证分析我国居民储蓄行为与养老金之间的相关性

1. 模型的设定与估计方法

在进行实证分析时, Attanasio 与 Brugiavini 使用的经济计量模型如下:

$$srate_{it} = X_{it} \beta + \theta (a_{it}) YRati_{it} + \omega (a_{it}) PRati_{it} + \alpha + \xi + \epsilon_{it} \quad (6)$$

由于使用的是家庭调查数据, 他们还讨论了如何对养老金与收入之比的系数进行调整以符合年龄变动因素的要求。这一点在经济计量模型(6)中的反映就是参数 θ 和 ω 都是关于年龄和时间的函数。该经济计量模型中的被解释变量是储蓄率 ($srate_{it}$), 而 $YRati_{it}$ 和 $PRati_{it}$ 分别代表未来收入与当期收入之比以及养老金与当期收入之比。作为控制变量, X_{it} 代表的是一系列诸如家庭构成等人口特征。 α 与 ξ 分别用来描述时间作用和组别影响。

由于在我国很难得到有效的家庭调查数据, 本文将对宏观加总数据进行平均的办法获得面板数

据, 这样做的前提是假定存在典型的消费者或家庭, 因而可以粗略地将宏观加总数据的平均值作为典型消费者或家庭的经济活动的结果。本文将全国各地的 30 个省、市、自治区的宏观加总数据进行平均后, 得到的数据可以近似地作为 30 个典型消费者, 这样就可以接近满足该模型对微观环境的要求。此外, 由于数据种类的限制, 本文未对年龄、家庭特征等做调整。

本文在进行面板数据分析时, 根据研究内容和数据的特点采用了固定效应中的变截距, 系数固定的模型。这样本文采用的经济计量模型的形式就比(6)要更为简单, 其形式如下,

$$srate_{it} = \alpha_1 YRati_{it} + \alpha_2 PRati_{it} + \beta + \epsilon_{it} \quad (7)$$

其中的 β 代表反映固定效应的不同截距。

2 数据与变量的选择

各地区的基本养老保险数据的时间序列很短, 我们只选择了《中国统计年鉴》公布的 2002—2004 年的养老基金支出数据, 并按照各地区离、退休和退职人员总数进行了平均作为人均获得的基本养老金的观测值; 同时, 我们用各地区下一期人均可支配收入与当期的人均可支配收入相比得到收入之比; 储蓄率则使用各地总储蓄额按人口平均计算。以上各个相关指标的数据均来自历年《中国统计年鉴》。

3 检验分析与结论

为了说明问题, 我们首先对 1994—2004 年全国口径下的基本养老金和人均储蓄率进行了格兰杰因果关系检验。由于序列较短, 所以未做单位根检验。检验结果如表 1:

表 1

原假设:	F 值	概率
储蓄率不能格兰杰引起基本养老金	0.80212	0.39661
基本养老金不能格兰杰引起储蓄率	4.70188	0.06197

从因果关系检验的结果来看, 基本养老金的数额大小能够在一定意义上影响储蓄率。需要指出的是, 由于时间序列很短, 格兰杰因果关系检验的有效性会被削弱。但是, 由于前面我们已经在理论模型中证明了基本养老金的多少与储蓄率之间存在严格的相关性, 因此该结果是可以接受的。这样, 我们就进行了面板数据分析, 回归结果如下:

$$srate_{it} = 0.34 - 0.12 * PRati_{it} + 0.06 * YRati_{it} \quad (1.09) \quad (-1.958) \quad (0.25)$$

$$R^2 = 0.94 \quad \bar{R}^2 = 0.876 \quad F = 14.5 \quad DW = 3.87$$

需要说明的一点是, EViews 5.0 在对面板数据、混合数据或综列数据进行包含固定效应的参数估计

时会自动加入一个常数项,以确保所有估计出的截距项与该常数项之和为零。这是由 EViews 5.0 软件处理该类问题时选用的统计方法决定的。根据 EViews 5.0 的《使用指南》使用这种处理方法时,自动加入的常数项应看作是一个均值,而估计出的各个截距项(即所谓的固定效应)则应被看作是对均值的偏离。由于本项研究的重点是在考察储蓄与养老金之间的相关性以及后者对储蓄的影响程度,因此本文将省略对各地区截距项的报告与解释。

从回归结果可以看到虽然模型总体表现尚可:判定系数很高;养老金与收入之比的系数为负,而且显著非零,满足了理论上的要求。但是德宾沃森检验结果表明存在显著的负自相关关系。此外,收入之比的系数无法通过显著性检验。由此,我们认为,该模型并不适用于我国的具体情况。为了找到一个更合适的模型我们对其做了修改,去掉了变量 YR_{it} (即未来收入与当期收入之比)。对新的模型进行回归后,结果如下:

$$srate_{it} = 0.45 - 0.16 * PR_{it} + \epsilon_{it}$$

(12.75) (-4.51)

$$R^2 = 0.936 \quad \bar{R}^2 = 0.90 \quad F\text{值} = 28.85 \quad DW = 2.39$$

新模型的拟合优度仍然很高,所有的系数都通过了显著性检验,而且德宾沃森的检验值在 2.5% 的显著水平上接受了干扰项不存在自相关的原假设 ($d = 1.47$ $d_u = 1.54$)。

从上述结果可以粗略地估算出养老金数额的变动对储蓄水平的影响。如果按照 2003 年全国城镇人均可支配收入 8472 元计算,假如养老金占当期可支配收入的比重提高 0.01,则全国以银行储蓄存款计算的居民总储蓄水平将下降 163.68 亿元(按照全国 12 亿人口计算)。

按照当年全国离、退休人员总量为 3860.17 万人计算,如养老金占当期可支配收入的比重提高 0.01,则意味着养老金总量需要增加 32.7 亿元。仅仅从这两个数字就可以看出,在养老金上的少量投入能够带动消费的大幅度增长。

三、结论与政策建议

在我国,养老保障制度对居民的预防性储蓄行为的影响十分显著,而且影响程度也比较大。究其原因,本文认为,随着市场经济改革的深入,各种深层次社会问题逐渐显现,居民日常生活中的不确定性增加了。同时,由于缺少一个健全完备的社会安全网,居民对未来生活的忧虑加剧了。因此,预防性储蓄动机体现得更突出。就养老保障制度而言,由

于养老金的数额还与各企业单位、各地方政府密切联系,因此往往苦乐不均,地方差异比较大,即使在同一地区也会因经济形势的变化出现较大波动。卢自华也对该现象进行了分析,并且指出养老金与实际工资之间替代率的下降弱化了养老金制度的再分配功能^[11]。据国家发展和改革委员会宏观经济研究院有关课题研究,离退休职工占全部贫困家庭人口的 6.7%^[12]。这就会导致预期的居民未来(主要是指退休后)收入的不确定性大幅度增加。定量分析还表明,养老金上的少量投入能够带动消费的大幅度增长。这部分消费增量势必对扩大内需、活跃国内消费市场、带动投资结构的优化进而促进国民经济可持续发展起到积极作用。

根据上述分析,本文提出如下政策建议:在建设社保体系过程中重点解决国家、企业与个人责任不明,中央责任与地方责任交叉混同的问题^[13],中央财政应该加大投入。同时,应确立中央与地方分工合作、分层管理的原则。中央政府负责建设社会保障“安全网”的主干部分,包括基本医疗制度、基本养老金制度、基本抚恤和社会福利救济制度;地方政府则应在此基础上根据实际需要发展和完善保障制度内容,以调动生产积极性、吸引人才、吸纳投资、积累人力资本,从而繁荣地方经济,维护社会安定。之所以由中央负责主干安全网的建设是因为:首先,中央财政实力决定了其主导作用;其次,只有中央财政才能够起到调节地区间收入分配的不平衡问题;再次,改革中出现的某些突出问题来自计划经济体制的弊端,解决这类问题中央政府责无旁贷。比如,如何将国企的社会化职能剥离出去的问题。这些职能涉及到就业(如军转安置、毕业生分配)、职工的医疗、住房以及子女教育等一系列属于社会保障制度的内容。正如诺贝尔奖得主斯蒂格里茨在“振兴东北老工业基地研讨会”上指出的那样,国企承担的上述职能是从历史上继承下来的,是国家通过企业对职工许下的承诺,在剥离这些职能时,应该由中央政府来兑现历史承诺。更不用说,国企对新中国经济的无与伦比的贡献也要求中央政府必须介入社保体系建设。而农村居民的基本养老保障问题也是中央财政必须考虑的,毕竟这种二元结构也是计划经济的产物。

〔参考文献〕

- [1] Modigliani Franco and Richard Brumberg Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data [A]. in Kenneth K. Kurhara ed., Post- (下转第 45 页)

追求消费的健美化, 促进身心健康的享受和发展需要的满足^[9]。同时还要教育大学生处理好当前消费和长远消费, 消费和积累的关系, 在体育消费中要量力而行, 不要盲目进行攀比或跟风, 一味追求流行, 要使消费既能满足现实需求, 保证身心健康, 又能兼顾长远, 促进全面发展, 确保女大学生体育消费行为的理性化、合理化和实效化, 使她溶入到健身健心的氛围中。

2 合理开发高校体育市场

高校体育市场是指对运动健身理念、运动队、运动员、运动品牌、运动性表演和服务予以推广和销售的市场^[10]。高校体育消费市场的运作, 主要是利用高校的场地和设备, 在学校范围内进行的。消费人群比较稳定, 基本上是大学生。大学体育消费市场开发, 应根据学校和学生的特点, 全方位地培养和激励学生正确消费, 重点要开发学生参与体育活动的体育服务性消费市场, 满足学生日益增长的体育健身与娱乐的需要。女大学生因特有的身心特点, 对运动项目的选择具有一定的偏爱性, 对锻炼环境的要求也比较高, 不象男生那么随便, 没有一个好的场所, 很难将她们锻炼的积极性调动起来。因此, 应开设符合女大学生身心特点的体育消费场所, 给她们提供一个锻炼的氛围。

3 合理确定校内体育消费品的价格

高校体育消费市场主要面对的是全体学生, 大学生的体育消费行为受其经济能力的制约。因此, 要使体育消费品定价适合我国不同家庭条件的学生, 使大部分学生都有能力参与到体育消费中来, 获得体育消费的满足效应, 既要让他们在消费中体验

到运动中的神秘冲动和运动后适度疲劳的快感, 同时也要让他们在共同参与中获得自娱自乐的心理与生理的满足。

4 加强对体育消费行为的舆论和媒体引导

大学生体育消费行为受到社会舆论和公众媒体的直接影响。为了正确引导大学生的体育消费, 就要求各种宣传媒体、体育职能部门以及校园宣传部门, 从正面入手, 加强对体育消费和全民健身计划的宣传, 引导健康的生活方式, 帮助大学生树立正确的体育消费意识, 着力培养他们的体育健身锻炼能力, 使之逐步养成体育健身锻炼消费的习惯。

〔参考文献〕

- [1] 钟天朗. 体育经济学概论 [M]. 上海: 复旦大学出版社, 2002: 133—134
- [2] 龚 振, 荣晓华. 体育消费者行为学 [M]. 大连: 东北财经大学出版社, 2002: 166
- [3] 刘志强. 我国体育消费者的需要、动机和行为的研究 [J]. 西安体育学院报, 2000, 17(2): 10—12
- [4] 孙汉超, 欧阳柳青. 我国居民体育消费行为研究 [J]. 武汉体育学院学报, 2001, 35(1): 4—8
- [5] 尹世杰. 我国当前扩大消费需求一些值得研究的问题 [J]. 消费经济, 1999 (5): 11—15.
- [6] 刘志强. 现阶段影响我国体育消费心理的因素分析及对策的研究. [J]. 北京体育大学学报, 1999 22(3): 13—15.
- [7] 林建煌. 消费者行为学 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2004: 75—83
- [8] 张贵敏. 论体育消费环境 [J]. 体育与科学, 2001 133 (6): 21—23
- [9] 尹世杰. 中国家庭消费的发展趋势 [J]. 求索, 1995 (3): 4—7.
- [10] 秦泽平. 高校体育市场发展的策略研究 [J]. 体育成人教育学报, 2005 21(5): 26—27

(上接第 41 页)

- Keynesian Economics [C]. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press, 1954: 388—436.
- [2] Feldstein, Martin. Social Security Induced Retirement and Aggregated Capital Accumulation [J]. Journal of Political Economy, 1974, LXXXII, 314—329
- [3] King, Mervyn A. and Louis Dicks-Mireaux. Asset Holdings and the Life Cycle [J]. Economic Journal, 1982 (XCII), 247—267.
- [4] Hubbard, Robert Glenn. Pension Wealth and Individual Savings [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1986 (XVIII), 167—178.
- [5] Diamond, Peter A. and Jerry Hausman. Individual Retirement and Savings Decisions [J]. Journal of Public Economics, 1984 (XXIII), 81—114.
- [6] Samwick, Andrew. The Impact of Social Security Reform on Saving [A]. National Tax Association Proceedings, 1997: 178—186.
- [7] Bruggavinj, Agar. Empirical Evidence on Wealth Accumulation and the Effects of Pension Wealth: An Application to Italian Cross-Section Data [C]. Financial Market Group Discussion Paper, London School of Economics, 1987 (20).
- [8] Jappelli, Tullio. Does Social Security Reduce Wealth Accumulation? Evidence from Italian Survey Data [J]. Ricerche Economiche, 1995 (XLIX), 1—32.
- [9] Lewis, Kenneth A. and Laurence S. Seidman. Funding Social Security: the Transition in a Life-Cycle Growth Model [J]. Eastern Economic Journal, 2002 28(2): 159—180.
- [10] Atanasio, Orazio P. and Agar Bruggavinj. Social Security and Household Savings [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003 (8): 1075—1119.
- [11] 卢自华. 我国城镇职工工资增长和养老金增长替代关系分析 [J]. 中国软科学, 2006 (1): 41—48.
- [12] 国家发展和改革委员会宏观经济研究院. 居民收入分配差距与低收入群体问题研究 [J]. 经济学动态, 2003 (6): 12—15.
- [13] 郑功成. 社会保障制度改革必须确立公平的价值取向 [J]. 社会保险研究, 2003 (1): 13—16.