
传统文化信念、社会保障与经济增长

贾俊雪 郭庆旺 宁 静*

内容提要 本文就儒家传统文化信念对社会保障的经济增长效应的影响及其作用机理进行了经验检验。研究表明,社会保障对长期经济增长具有显著的抑制作用,儒家传统文化信念有助于遏制社会保障对短期经济增长特别是长期经济增长的不利影响。进一步的分析还表明,儒家传统文化信念对社会保障的短期经济增长效应的影响主要通过物质资本积累机制发挥作用,体现在其更有助于削弱社会保障对短期物质资本积累的不利影响;对社会保障的长期经济增长效应的影响则更多地是通过人力资本积累机制发挥作用,体现在其有助于遏制社会保障对长期人力资本积累的负向影响。

关键词 传统文化信念 社会保障 经济增长

一 引言

在中国人口众多且人口老龄化进程加快的情况下,健全和完善社会保障制度是构建和谐社会的一项重要内容。如何有效应对巨大的社会保障压力、构建一个适合中国国情的长期可持续的社会保障制度就成为中国政府和学术界急需破解的一个难题。而其中的核心就在于如何有效规避传统的社会保障制度对经济增长的不利影响^①更

* 贾俊雪、郭庆旺、宁静:中国财政金融政策研究中心 中国人民大学财政金融学院 100872 电子信箱:jjajunx@ruc.edu.cn(贾俊雪);guoqw@ruc.edu.cn(郭庆旺)。

本文得到国家社会科学基金重点项目(10AJY012)、高等学校全国优秀博士学位论文作者专项资金资助项目(200904)的资助。作者十分感谢匿名评审专家提出的宝贵修改意见。

① 随着中国社会保障制度的建立与不断完善,国内学术界对社会保障与经济增长关系的研究日益增多,例如郑伟与孙祁祥(2003)、何樟勇与袁志刚(2004)、彭浩然与申曙光(2007)以及邵宜航等(2010)。

好地化解“保民生”与“促增长”之间的矛盾,形成一种促增长→政府财力增加→加大民生投入的良性发展模式。

本文旨在从传统文化信念入手,探究确保社会保障制度长期可持续发展的有效途径。社会保障对经济增长的影响机制较为复杂,家庭内部不同代际主体的行为互动模式在其中扮演着极为关键的角色(Barro,1974;Kaganovich and Zilcha,1999;Zhang and Zhang,2004;Ehrlich and Kim,2005),而传统文化信念则从根本上决定了家庭内部成员的行为动机和特征,因而会对社会保障的经济增长效应产生非常重要的影响。特别地,强调家庭和谐以及内部成员行为互助的儒家传统文化信念有利于强化家庭内部成员的利他主义精神,也提供了一种有别于其他养老模式的家庭养老保障机制,有助于形成一种物质资本和人力资本的内生积累机制(郭庆旺等,2007),遏制社会保障对经济增长的不利影响。令人遗憾的是,迄今为止,还鲜有这方面较有力的经验证据。本文试图弥补这一缺陷,对现有文献做出有益补充。为此,我们以跨国面板数据为基础,在一个相对统一的分析框架内就儒家传统文化信念对社会保障的经济增长效应的影响及其作用机理进行经验检验。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分构建一个简单的分析框架刻画儒家传统文化信念对社会保障的经济增长效应的影响机理;第三部分建立一个用于经验分析的计量模型,并给出简要的数据描述;第四部分给出具体的结果;第五部分进一步就儒家传统文化信念对社会保障的经济增长效应的影响机制进行检验;最后给出本文的主要结论与政策建议。

二 基本分析框架

本节通过简要梳理已有的研究文献,剖析社会保障的经济增长机制以及儒家传统文化信念下家庭内部不同代际主体的行为互动特征,构建一个简单的分析框架,刻画儒家传统文化信念对社会保障的经济增长效应的影响机理。^①

(一) 社会保障的经济增长机制

长期以来,社会保障对经济增长的影响及其作用机制一直备受学术界的关注。早期研究主要是在新古典增长理论框架内,重点关注社会保障通过影响居民储蓄进而影响物质资本积累和经济增长的作用机制。Feldstein(1974)利用一个简单的生命周期

^① 我们根据匿名评审专家富有建设性的意见充实了这部分内容,在此深表谢意。

理论模型指出,社会保障主要通过资产替代效应和引致退休效应影响居民储蓄和物质资本积累,其中资产替代效应会抑制居民储蓄,引致退休效应则会增加居民储蓄,因而社会保障对居民储蓄和物质资本积累的最终影响取决于这两种效应的大小对比。在此基础上,Feldstein(1974)进一步利用美国的时序数据进行了研究,发现资产替代效应明显强于引致退休效应,社会保障对居民储蓄和物质资本积累具有显著的抑制作用,不利于经济增长。此后的大量经验研究也得到了类似结论(Feldstein,1980、1996; Ehrlich and Zhong,1998; Samwick 2000)。不过,也有一些研究发现社会保障对居民储蓄的影响并不显著(Leimer and Lesnoy,1982)。

值得注意的是,Feldstein(1974)强调的资产替代效应和引致退休效应主要归因于民间经济主体的利己主义动机。但在现实经济中,民间经济主体还广泛存在着利他主义精神,同样会对社会保障的物质资本积累效应产生直接影响。事实上,Barro(1974)在一个叠代模型(OLG)框架内引入父母的利他主义动机和代际间收入转移(遗赠)机制,认为具有利他主义精神的父母为了弥补子女因缴纳社会保障税造成的福利损失,会增加储蓄并以遗产的方式留给子女,因而社会保障不会改变民间经济主体的预算约束,对物质资本积累和经济增长的影响是中性的。Laitner(1988)在Barro(1974)的模型基础上,进一步考虑了子女对父母赡养行为的利他主义动机,发现社会保障对物质资本积累和经济增长具有促进作用。

近年来,学术界逐渐摒弃了新古典增长模型,转而主要以内生经济增长理论为基础,着重考察社会保障通过影响人力资本积累进而对经济增长特别是长期经济增长的作用机制的影响。Zhang(1995)以及Glomm和Kaganovich(2003)在一个内生增长理论框架内考虑了父母的利他主义精神,认为社会保障对人力资本积累进而对长期经济增长具有促进作用。不过,他们的研究完全忽略了父母未来养老需要这一利己主义动机。Ehrlich和Zhong(1998)在引入父母的利己主义动机后发现,社会保障会削弱父母对子女赡养的依赖,因而利己主义动机较强的父母将会减少对子女的教育投入从而抑制人力资本积累和长期经济增长。Kemnitz和Wigger(2000)同样考虑了父母的利己主义动机,但得到了完全相反的结论——社会保障将退休老年人的养老金支付水平与下一代收入水平紧密地联系在一起,父母为获取更好的养老保障将会加大对子女的教育力度,因而有利于人力资本积累和长期经济增长。Kaganovich和Zilcha(1999)综合考虑了父母的利他主义和利己主义动机,同样发现社会保障有助于人力资本积累和长期经济增长。

目前,这方面的经验研究还相对较少且没有给出一致结论。Zhang和Zhang

(2004)以64个国家1960~2000年的面板数据为基础,在较好地解决了内生性问题后发现,社会保障对人力资本积累和长期经济增长具有显著的促进作用。Ehrlich和Kim(2005)基于57个国家1960~1992年面板数据的研究则发现,社会保障对人力资本积累具有显著的抑制作用,家庭内部代际间的收入转移并不能完全抵消这一不利影响,因而总体上不利于长期经济增长。

(二) 儒家传统文化信念的影响机理

由上述分析可以清晰地发现,尽管学术界对于社会保障的经济增长效应远未形成一致看法,但普遍认识到家庭内部不同代际主体的动机和行为互动特点对于社会保障的经济增长效应至关重要。如图1所示,社会保障主要通过两种机制(即物质资本积累和人力资本积累机制)对经济增长产生影响。其中,物质资本积累机制(见图1中社会保障→居民储蓄→物质资本积累→经济增长这一机制链条)的关键在于社会保障对居民储蓄行为的影响,而这主要取决于民间经济主体利己主义动机驱动下的资产替代效应和引致退休效应的相对强弱^①以及利他主义精神带来的遗产和赡养等家庭内部的代际间收入转移模式。人力资本积累机制(见图1中社会保障→子女教育→人力资本积累→经济增长这一机制链条)的核心在于社会保障对父母的子女教育行为的影响,进而取决于父母的利他主义精神(即希望子女能够更好地成长)以及出于自身未来养老需要(家庭养老机制)这一利己主义动机的强弱。

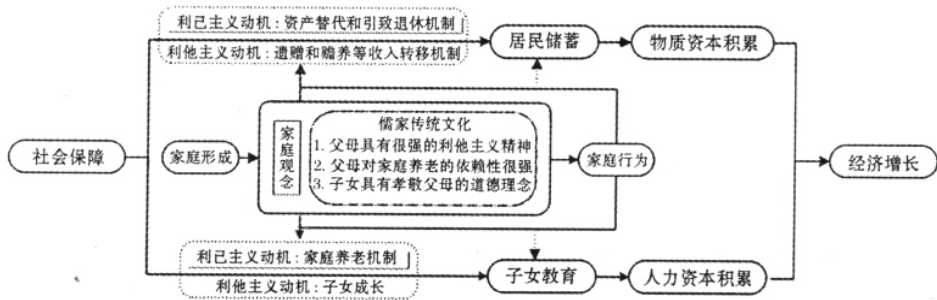


图1 儒家传统文化信念对社会保障经济增长效应影响机理的分析框架

但令人遗憾的是,已有研究完全忽视了造成家庭内部不同代际主体动机和行为差异的根本原因——传统文化信念在其中扮演的角色。正如黄少安与孙涛(2005)

^① 社会保障对居民储蓄的资产替代效应是指人们以参加社会保障而积累的资产(财富)取代其他形式的私人资产(财富),其中主要是减少个人储蓄;引致退休效应是指由于社会保障可能会促使人们提前退休(使退休时期变长),从而会促使人们在工作时期增加个人储蓄。

指出的,道德习惯和家庭伦理等传统文化信念作为一种非正规制度,较正规制度而言,会对人们的行为方式产生更长久的影响。与其他文化传统如基督教文化不同,起源于中国并对东亚地区乃至世界产生深远影响的儒家传统文化更加强调家庭和谐以及内部成员的行为互助,对人们的家庭观念进而对家庭行为具有极为深刻的影响。如图1所示,概括起来,在儒家传统文化居主流地位的国家 and 地区,家庭内部成员的动机和行为具有如下3个鲜明特点:(1)父母具有很强的利他主义精神,更加希望自己的子女能够“出人头地”、过得幸福;(2)父母对家庭养老的依赖性很强,更希望子女能够为自己的养老提供物质和精神上的支持;(3)子女具有很强的“孝敬父母”的道德信念,能够较好地履行赡养父母的义务,从而提供了一种很好的家庭养老保障机制。^①

这样的动机和行为特点不仅会对居民储蓄也会对家庭教育产生深刻影响,进而通过物质资本和人力资本积累机制对社会保障的经济增长效应产生重要作用:^②一方面,更强的利他主义精神将促使父母增加储蓄以给自己子女留下更多遗产,同时也有助于削弱资产替代效应对居民储蓄产生的负面影响,因而有助于促进物质资本积累;另一方面,更强的利他主义精神也会促使父母更为关注子女教育,而且家庭养老保障机制的良好运转也有助于强化父母出于自身未来养老需要这一利己主义动机,促使父母更加重视子女教育,因而有利于人力资本积累(郭庆旺等,2007)。有鉴于此,可以预期儒家传统文化信念通过影响家庭内部成员的动机及其行为互动模式,有助于遏制社会保障对物质资本和人力资本积累进而对经济增长的不利影响。

需要特别指出的是,儒家传统文化信念对社会保障的经济增长效应的影响主要依赖于家庭这一社会单元。事实上,家庭形成(即人们通过结婚、生育从而组建一个完整的家庭)是儒家传统文化信念发挥作用的起点和前提(见图1中家庭形成→家庭观念→家庭行为这一机制链条)——只有在家庭得以良好形成的基础上,家庭内部不同代际主体的动机和行为互动才会发生作用,儒家传统文化信念对社会保障的经济增长效应的影响机制链条才会完整。换言之,儒家传统文化信念主要依附于家庭发挥作用。在下文的分析中,我们将依据这一特点来设计计量方法捕捉儒家传统文化信念对社会保障的经济增长效应的影响。

^① “望子成龙”、“养儿防老”和“百善孝为先”这样的词汇能够较好地反映出儒家传统文化信念驱动下的家庭内部成员的动机和行为特点。

^② 儒家传统文化信念驱动下家庭行为也会通过其他机制对居民储蓄和子女教育产生影响,但其对社会保障的经济增长效应的影响较弱,因此我们在图1中用虚线来表示。

三 模型设定与数据描述

在前文分析的基础上,我们利用跨国数据就儒家传统文化信念对社会保障的经济增长效应的影响进行经验分析。本节首先给出计量模型设定以及数据的简要描述。

(一) 模型设定

考虑到不同国家和地区的地理环境、资源禀赋和社会制度等差异很大,这些难以准确度量的因素都会对经济增长产生不同程度的影响,而且一些共同因素如世界范围内的经济危机也会对各国经济增长造成影响。此外,现实经济增长是一个动态过程,不仅取决于当前因素还与过去因素有关,即可能存在着路径依赖问题。因此,本文采取如下形式的动态面板数据模型:

$$Gy_{it} = \sum_{j=1}^M \alpha_j Gy_{it-j} + \beta S_{it} + \gamma S_{it} \times D_{it} + \mu Z_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Gy_{it} 为人均产出增长率。为了更好地捕捉儒家传统文化信念对社会保障短期和长期经济增长效应的影响,我们不仅考虑了1年人均产出增长率,还特别考虑了5年人均产出增长率。 Gy_{it-j} 为人均产出增长率的滞后项, M 为最大滞后阶数。 f_i 为个体效应,用以捕捉地理环境、资源禀赋和社会制度等地区异质性因素的影响。 f_t 为时间效应,用以捕捉共同冲击的影响。 ε_{it} 为随机误差项。

S_{it} 为社会保障支出比率即社会保障支出与国内生产总值的比值,用以捕捉社会保障的影响。本文更为关心是儒家传统文化信念对社会保障的经济增长效应的影响,但这面临着如何度量传统文化信念的问题。显然,很难给出一个令人完全信服的直接度量指标(Paldam 2002)。为此,我们借助代理变量加以刻画。具体而言,借鉴 Treisman(2000)和 Paldam(2002)的做法,我们采取所谓的传统文化地区方法(cultural area approach),将样本国家和地区划分为两种类型即儒家传统文化居主流地位的国家和地区以及其他传统文化居主流地位的国家和地区,引入儒家传统文化地区哑变量 D_{it} (即儒家传统文化居主流地位的国家和地区取值为1,其他国家和地区为0)与社会保障支出比率的乘积项 $S_{it} \times D_{it}$ 来捕捉儒家传统文化信念对社会保障的经济增长效应的影响。^① 不过,这样的做法可能无法完全排除其他因素的干扰。因此,我们进一步依据儒家传统文化信念影响社会保障经济增长效应的作用机制特点来设计检验方法。

^① Treisman(2000)和 Paldam(2002)利用地区哑变量捕捉了不同国家传统文化的差异及其对腐败的影响。构造更为精准的指标以测度不同国家儒家传统文化信念的强弱将是今后值得深入研究的方向。非常感谢匿名评审专家对此提出的宝贵意见。

正如前文指出的,儒家传统文化信念主要依附于家庭来发挥作用——家庭形成越好,儒家传统文化信念对社会保障经济增长效应的作用机制链条才越完整(见图1),影响才会越突出。因此,我们考虑引入社会保障支出比率、儒家传统文化地区哑变量和家庭形成变量 F_{it} 三者的乘积项 $S_{it} \times D_{it} \times F_{it}$,以排除其他非传统文化因素的影响,更好地捕捉儒家传统文化信念通过家庭对社会保障的经济增长效应的影响。借鉴Ehrlich和Kim(2005)的做法,我们选取净结婚率(即(结婚人数-离婚人数)/15岁以上人口数)作为家庭形成 F_{it} 的测度指标。此外,我们也尝试利用生育率来刻画家庭形成状况。

为了确保主要结论的稳健性,我们还需要控制住其他因素的影响。具体而言,我们考虑如下一组控制变量 Z_{it} :(1)0~14岁人口存活率,用以捕捉少儿存活率对家庭决策进而对经济增长的影响;(2)人口老龄化程度,用65岁及以上人口占总人口比重加以度量,以捕捉人口老龄化进程对经济增长的影响;(3)物质资本投资率,即物质资本投资占产出的比值;(4)人力资本投资水平,利用中学入学率加以度量(Ehrlich and Kim 2005);^①(5)劳动力变量,用以捕捉劳动力市场表现,包括就业率、劳动参与率变化以及地区间劳动力流动对经济增长的影响,由于缺乏失业率和劳动参与率较为完整的数据,我们用劳动力与总人口的比值来近似代替;(6)经济发展水平,用实际人均产出(以1990年为基期)加以度量,以捕捉可能存在的经济收敛效应;(7)经济开放度,用各地区进出口总额占产出的比值加以度量;(8)财政收入比率,即财政收入占产出的比率,用以度量各地区经济负担。为了捕捉上述变量可能存在的非线性影响,我们均取自然对数。

(二) 数据描述

本文使用的面板数据涵盖了42个国家和地区1980~2005年的数据,数据主要来源于联合国(UN)、世界银行(WB)、国际货币基金组织(IMF)、经济合作与发展组织(OECD)、国际劳工组织(ILO)、亚洲发展银行(ADB)、Summers-Heston(1991)和Mortality Database等数据库。由于一些发展中国家和地区相关数据的可获得性较差,

^① 中学入学率在国际上通常有两种统计口径,即毛入学率(所有年龄阶段的中学生人数占12~18岁年龄总人口的比值)和净入学率(12~18岁的中学生人数占12~18岁总人口的比值)。由于缺乏较为完整的净入学率数据,因此本文采取的是毛入学率。

因此本文使用的面板数据为非平衡面板数据。^① 在这 42 个国家和地区中,我们认为受儒家传统文化信念影响较大的国家和地区主要有 7 个,包括中国、日本、韩国、泰国、新加坡、马来西亚和中国香港地区,因而设定它们为儒家传统文化地区。表 1 给出了主要经济变量的基本统计描述。

表 1 主要经济变量的基本统计描述

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
1 年人均产出增长率(%)	990	2.45	4.19	-34.04	35.90
5 年人均产出增长率(%)	864	11.08	14.31	-47.30	162.21
社会保障支出比率(%)	774	16.92	8.02	0.15	36.20
净结婚率(%)	802	5.59	2.57	0.06	15.39
生育率(%)	992	1.81	0.53	0.90	4.63
0~14 岁人口存活率(%)	804	99.91	0.06	99.54	99.98
人口老龄化程度(%)	1092	11.63	3.90	3.33	19.97
物资资本投资率(%)	984	23.56	6.98	4.05	58.94
人力资本投资(中学入学率)(%)	776	89.30	19.28	23.92	139.64
劳动力变量(%)	1082	47.12	5.78	30.43	59.43
经济发展水平(实际人均产出,美元)	1032	15048.8	10594.2	856.8	52710.2
经济开放度(%)	1032	91.71	100.44	11.54	2385.59
财政收入比率(%)	821	33.62	9.31	1.00	53.90

由表 1 可知,样本期内 1 年人均产出增长率的均值为 2.45%,其中最小值为拉脱维亚 1992 年的 -34.04%,最大值为中国 1994 年的 35.9%。5 年人均产出增长率的均值为 11.08%,其中最小值为拉脱维亚 1990~1994 年的 -47.30%,最大值为中国 1992~1996 年的 162.21%。5 年人均产出增长率的标准差是 1 年人均产出增长率的 5 倍,表明样本期内的各个国家和地区经济发展水平的差距随着时间推移在持续扩大。社会保障支出比率的均值为 16.92%,其中最小值为新加坡 1997 年的 0.15%,最大值为瑞典 1993 年的 36.2%。除了日本以外,其他儒家文化居主流地位的国家和地区和社会保障支出比率都小于 7%,远远低于欧美国家的社会保障支出水平。

^① 这 42 个国家和地区分别为 30 个 OECD 成员国以及马耳他、立陶宛、斯洛文尼亚、拉脱维亚、泰国、马来西亚、新加坡、中国、中国香港地区、阿根廷、巴拿马和乌拉圭。各个国家和地区和社会保障支出数据均不够完整,其中 30 个 OECD 国家社会保障支出数据的时间跨度为 1980~2003 年,亚洲和南美洲国家和地区数据的时间跨度为 1989~2002 年,其余国家数据的时间跨度为 1996~2005 年。

四 结果

在具体估算动态面板数据模型(1)时,我们需要仔细校正内生性问题:(1)因变量滞后项的引入将带来内生性问题(Arellano and Bover,1995; Blundell and Bond, 1998);(2)社会保障和物质资本投资等解释变量与经济增长之间可能存在着双向影响,从而引发内生性问题;(3)尽管我们在模型(1)中尽可能地考虑了各种影响因素,但不可避免地会存在遗漏变量,从而引发内生性问题。这使得通过构造外部工具变量来校正内生性问题变得异常复杂,因此,我们采用 Arellano 和 Bover(1995)以及 Blundell 和 Bond(1998)提出的系统广义矩估计(GMM)加以估算。正如 Judson 和 Owen(1999)指出的,尽管系统 GMM 主要是针对微观面板数据模型而提出的,但在解决样本期跨度较大、主体个数相对较少的宏观面板数据模型的内生性问题仍具有巨大优势。^①模型 1 即 1 年人均产出增长方程包含因变量的最大滞后阶数为 1 期,模型 2 即 5 年人均产出增长方程包含因变量的最大滞后阶数为 2 期。模型 1a 将社会保障支出比率、劳动力变量、经济发展水平设为内生变量,将物质资本投资率设定为前定变量,其他变量则为外生变量,模型 1b 进一步将社会保障支出比率与净结婚率的乘积项设定为前定变量。模型 2a 和 2b 将人力资本投资水平设定为前定变量,其他变量设定与模型 1a 和 1b 保持一致。^②此外,我们也尝试在模型 1c 和 2c 中利用生育率来刻画家庭形成状况。表 2 给出各模型的估算和检验结果。^③

表 2 中 Arellano - Bond AR(1) 和 AR(2) 检验表明,各模型残差序列均存在显著的 1 阶自相关但不存在 2 阶自相关,意味各模型设定是可取的。进一步,由 Hansen 过度识别检验可知,各模型构造的工具变量也是有效的。不过,需要注意的是,相对于样本

① 我们也尝试借鉴 Ehrlich 和 Kim(2005)的做法将社会保障制度建立年限作为工具变量,利用 2SLS 对社会保障支出的内生性进行校正,得到的社会保障支出对短期和长期经济增长均具有负面影响,这与系统 GMM 得到的结论总体上保持了较好的一致性,但 2SLS 得到的社会保障支出对长期经济增长负面影响的显著性较差。

② 相应的 difference - in - Hansen 检验表明,我们不能拒绝上述变量的性质设定。

③ 两步系统 GMM 存在着较为严重的有限样本偏差,我们采取的是一步系统 GMM。由于 Sargen 检验对于异方差和自相关是非稳健的,因此我们使用的是 Hansen 过度识别检验。我们也尝试利用 Windmeijer 有限样本校正的两步系统 GMM 进行估算,得到的结论没有明显差异。关于系统 GMM 的详细介绍,参见 Bond(2002)。我们也尝试在模型 1a ~ 1c 以及模型 2a ~ 2c 中包含滞后 1 期的社会保障支出比率及其与家庭形成变量的乘积项,但相应的 Arellano - Bond AR(1) 和 AR(2) 检验以及 Hansen 过度识别检验表明,这样的设定存在明显偏误。此外,考虑到新加坡和中国香港地区均为城市经济体,马来西亚虽然受儒家文化影响很深,但其主流文化为伊斯兰文化,因此我们也尝试从整个样本中剔除上述 3 个国家和地区。不过,基本结论并未发生明显变化。

传统文化信念、社会保障与经济增长

表2 儒家传统文化信念对社会保障的经济增长效应影响的系统 GMM 估算结果

	1 年人均产出增长方程			5 年人均产出增长方程		
	模型 1a	模型 1b	模型 1c	模型 2a	模型 2b	模型 2c
常数项	93.69 (65.90) 0.488	94.576 (69.62) 0.436	57.041 (62.17) 0.459	-51.603 (40.13) 1.314	-46.321 (46.40) 1.289	-72.240 (47.26) 1.256
L1. 人均产出增长率	(0.05) ***	(0.04) ***	(0.05) ***	(0.03) *** -0.437	(0.01) *** -0.438	(0.05) *** -0.388
L2. 人均产出增长率	—	—	—	(0.03) ***	(0.01) ***	(0.06) ***
社会保障支出比率	-0.005 (0.00)	0.003 (0.01)	-0.004 (0.01)	-0.005 (0.00) **	-0.004 (0.00)	0.000 (0.01)
社会保障支出比率 × 儒家文化哑变量	0.000 (0.00)	—	—	0.000 (0.00)	—	—
社会保障支出比率 × 净结婚率	—	-0.012 (0.00) ***	—	—	-0.005 (0.00) **	—
社会保障支出比率 × 净结婚率 × 儒家文化哑变量	—	0.001 (0.00)	—	—	0.003 (0.00) **	—
社会保障支出比率 × 生育率	—	—	0.000 (0.00)	—	—	0.000 (0.01)
社会保障支出比率 × 生育率 × 儒家文化哑变量	—	—	0.003 (0.00) ***	—	—	0.004 (0.00) ***
0~14 岁人口存活率	-20.38 (14.34) 0.025	-20.56 (15.15) 0.024	-12.40 (13.53) 0.016	11.250 (8.72) 0.005	10.11 (10.08) 0.008	15.74 (10.27) -0.008
人口老龄化程度	(0.01) *** 0.027	(0.01) *** 0.029	(0.01) ** 0.016	(0.01) -0.024	(0.01) -0.024	(0.01) -0.030
物质资本投资率	(0.03) 0.011	(0.03) 0.004	(0.02) 0.007	(0.01) ** -0.005	(0.01) *** -0.010	(0.01) *** -0.008
人力资本投资水平	(0.01) 0.011	(0.01) 0.010	(0.01) 0.004	(0.01) -0.011	(0.01) -0.002	(0.01) -0.007
劳动力变量	(0.01) -0.008	(0.01) -0.008	(0.01) -0.007	(0.01) * -0.003	(0.01) -0.005	(0.01) -0.006
经济发展水平	(0.00) ** 0.005	(0.00) * 0.003	(0.00) *** 0.006	(0.00) *** -0.001	(0.00) *** 0.001	(0.00) *** 0.002
经济开放度	(0.00) *** 0.000	(0.00) * 0.001	(0.00) *** -0.001	(0.00) -0.002	(0.00) -0.002	(0.00) ** -0.002
财政收入比率	(0.00) (0.00)	(0.00) * (0.00)	(0.00) (0.00)	(0.00) (0.00)	(0.00) (0.00)	(0.00) (0.00)
Arellano - Bond AR(1) 检验	-3.10 ***	-2.88 ***	-3.14 ***	-3.61 ***	-3.32 ***	-3.08 ***
Arellano - Bond AR(2) 检验	0.02	0.08	0.37	0.34	0.50	0.25
Hansen 过度识别检验	0.31	0.25	0.12	0.15	0.23	0.16
有效样本数	534	465	509	473	418	448
OLS(L1. 人均产出增长率)	0.489	0.438	0.461	1.316	1.292	1.258
组内估算(L1. 人均产出增长率)	0.330	0.303	0.275	1.075	1.021	1.014

说明: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著,小括号中的数值为标准差。L1 和 L2 分别为 1 阶和 2 阶滞后算子。表中最后两行分别给出因变量滞后 1 期回归系数的 OLS 和组内估算值。“—”表示该模型中没有该变量。下表同。

量而言,我们构造的工具变量数目较多,这会造成自由度的较大损失,在一定程度上弱化 Hansen 过度识别检验,使之缺乏足够的可信度。但正如 Bond(2002)所指出的,内生性问题会导致 OLS 估算产生向上偏差,组内估算会产生向下偏差,这意味着滞后 1 期因变量影响系数的真实值应该介于 OLS 和组内估算之间。以此为标准,可以看出各模型的估算结果总体上较好。

由模型 1a 的估算结果可知,社会保障对短期经济增长具有负面影响但并不显著。儒家传统文化信念没有显著改变社会保障对短期经济增长的影响,体现在社会保障支出比率与儒家传统文化哑变量乘积项的回归系数不具有统计显著性。这一结论得到了社会保障支出比率、儒家传统文化哑变量和净结婚率三者乘积项回归结果的进一步佐证(见模型 1b)。^①不过,当我们以出生率来刻画家庭形成状况时,社会保障支出、儒家传统文化哑变量和出生率三者乘积项的回归系数显著为正(见模型 1c),意味着出生率越高,儒家传统文化信念越有助于遏制社会保障对短期经济增长的不利影响。

社会保障支出比率在模型 2a 中的回归系数为负值且具有较好的统计显著性,表明社会保障对长期经济增长具有显著的负面影响。社会保障支出比率与儒家传统文化哑变量乘积项的回归系数为正,意味着儒家传统文化信念有助于遏制社会保障对长期经济增长的不利影响,但这一影响并不显著且力度很小。不过,与我们的理论预期相符,在引入家庭形成以排除其他非传统文化因素的影响后,儒家传统文化信念的积极影响变得更加突出也更为显著,体现在社会保障支出比率、净结婚率与儒家传统文化哑变量三者乘积项,以及社会保障支出比率、生育率与儒家传统文化哑变量三者乘积项的回归系数均显著为正(见模型 2b 和 2c)。这也很好地验证了儒家传统文化信念主要是通过家庭来发挥作用:只有当家庭得以良好形成,儒家传统文化信念的作用机制链条才会完整,才会更好地强化父母的利他主义精神以及未来养老需要的“利己主义”动机,激励父母增加储蓄、加大对子女的教育力度,有效遏制社会保障对长期经济增长的负面影响。

五 儒家传统文化信念的作用机制检验

如前文所述,社会保障主要通过两种机制(即物质资本和人力资本积累机制)对经济增长产生影响,而儒家传统文化信念对这两种机制均具有直接影响。为了澄清儒

^① 需要注意的是,由于引入社会保障支出比率与家庭形成变量的乘积项,此时社会保障支出比率的回归系数与基准情况的估算结果并不具有很好的可比性。关于这方面的详细介绍,参见 Wooldridge(2003)。

家传统文化信念对社会保障的经济增长效应的影响机理,本节进一步考察儒家传统文化信念对社会保障物质资本积累和人力资本积累效应的影响。表3给出相应的系统GMM估算结果。^①

(一) 物质资本积累机制

在考察儒家传统文化信念对社会保障物质资本积累效应的影响时,我们以物质资本投资率作为被解释变量,并分别考虑当年物质资本投资率和5年移动平均物质资本投资率,控制变量包括0~14岁人口存活率、人口老龄化程度、劳动力变量、经济发展水平、财政收入比率和物价指数,并取自然对数。模型3a和3b将经济发展水平、劳动力变量、物价指数设定为内生变量,社会保障支出比率及其与净结婚率的乘积项为前定变量,其他变量为外生变量。模型4a和4b除了将劳动力变量设定为前定变量外,其他变量性质的设定与模型3a和3b相同。由Arellano-Bond 1阶和2阶自相关检验以及Hansen过度识别检验可以看出,各模型的设定总体较好。而且,滞后1期因变量的回归系数也较为合理,处于组内回归和OLS回归结果之间。

由模型3a和4a的估算结果可以看出,社会保障对短期和长期物质资本积累具有负的影响但并不显著。社会保障支出比率与儒家传统文化哑变量乘积项的回归系数均为正值,表明儒家传统文化信念有助于遏制社会保障对短期和长期物质资本积累的不利影响,但这些影响并不显著。不过,在考虑了家庭形成后,儒家传统文化信念的积极影响变得更加突出也更为显著,体现在社会保障支出比率、净结婚率与儒家传统文化哑变量三者乘积项的回归系数均显著为正(见模型3b和4b)。这与我们的理论预期保持了很好的一致性:在家庭得以良好形成的基础上,儒家传统文化信念会促使具有较强利他主义精神的父母增加储蓄并以遗产方式转移给子女,也有助于削弱资产替代效应对居民储蓄产生的负面影响,从而有助于遏制社会保障对长期物质资本积累的不利影响。

(二) 人力资本积累机制

在儒家传统文化信念对社会保障人力资本积累效应的影响方程中,我们分别以1年中学入学率和5年中学入学率作为被解释变量,控制变量包括0~14岁人口存活率、人口老龄化程度、劳动力变量、经济发展水平、经济开放度、公共教育支出比率(即公共教育支出与GDP的比值)以及女性劳动力比重(即女性劳动力与劳动力总数的比值),并取自然对数。模型5a和5b以及模型6a和6b将劳动力变量、经济发展水平设

^① 同样,我们也尝试采用生育率以及剔除新加坡、马来西亚和中国香港地区进行稳健性检验,结论并未发生变化。限于篇幅,略去了具体估算结果。

表3 儒家传统文化信念对社会保障物质和人力资本积累效应影响的系统 GMM 估算结果

解释变量	1年物质资本积累		5年物质资本积累		1年人力资本积累		5年人力资本积累	
	模型3a	模型3b	模型4a	模型4b	模型5a	模型5b	模型6a	模型6b
常数项	30.16 (75.02)	-54.31 (47.99)	-6.535 (12.72)	-13.13 (29.22)	-1.297 (51.65)	-41.51 (36.52)	-17.99 (53.40)	-14.25 (49.35)
L1. 被解释变量	0.773 (0.08)***	0.798 (0.02)***	1.702 (0.04)***	1.681 (0.03)***	0.910 (0.00)***	0.908 (0.00)***	0.976 (0.04)***	0.962 (0.03)***
L2. 被解释变量	—	—	-0.738 (0.03)***	-0.714 (0.03)***	—	—	-0.106 (0.02)***	-0.084 (0.01)***
社会保障支出比率	-0.285 (0.21)	-0.346 (0.15)**	-0.003 (0.01)	-0.009 (0.01)	0.066 (0.07)	0.079 (0.08)	-0.014 (0.02)	-0.036 (0.02)
L1. 社会保障支出比率	0.256 (0.22)	0.307 (0.15)**	0.000 (0.01)	0.005 (0.01)	-0.056 (0.07)	-0.078 (0.07)	0.035 (0.02)*	0.033 (0.02)*
社会保障支出 × 儒家文化哑变量	0.137 (0.19)	—	0.004 (0.01)	—	-0.075 (0.07)	—	0.027 (0.02)	—
L1. 社会保障支出 × 儒家文化哑变量	-0.114 (0.20)	—	-0.001 (0.01)	—	0.073 (0.07)	—	-0.036 (0.02)**	—
社会保障支出 × 净结婚率	—	0.045 (0.01)***	—	-0.011 (0.00)***	—	-0.005 (0.01)	—	0.005 (0.01)
L1. 社会保障支出 × 净结婚率	—	-0.031 (0.01)**	—	0.014 (0.01)**	—	0.004 (0.01)	—	0.014 (0.00)***
社会保障支出 × 净结婚率 × 儒家文化哑变量	—	0.267 (0.16)*	—	0.022 (0.01)**	—	-0.096 (0.08)	—	0.070 (0.02)***
L1. 社会保障支出 × 净结婚率 × 儒家文化哑变量	—	-0.254 (0.16)	—	-0.019 (0.01)*	—	0.094 (0.08)	—	-0.074 (0.02)***
0~14岁人口存活率	-6.471 (16.31)	11.882 (10.44)	1.435 (2.77)	2.873 (6.35)	0.361 (11.22)	9.092 (7.93)	4.001 (11.59)	3.141 (10.70)
人口老龄化程度	-0.037 (0.03)	-0.024 (0.01)*	0.005 (0.00)	0.005 (0.00)	0.005 (0.02)	0.008 (0.02)	-0.021 (0.02)	-0.015 (0.02)
劳动力变量	0.052 (0.03)*	0.022 (0.02)	0.009 (0.01)	-0.002 (0.01)	-0.055 (0.04)	-0.056 (0.01)***	-0.042 (0.02)**	-0.073 (0.02)***
经济发展水平	0.026 (0.01)**	0.022 (0.00)***	0.004 (0.00)***	0.003 (0.00)**	-0.002 (0.00)	-0.004 (0.00)	0.007 (0.00)**	0.011 (0.00)***
财政收入比率	-0.005 (0.01)	-0.006 (0.01)	-0.005 (0.00)	-0.003 (0.00)**	—	—	—	—
物价指数	0.019 (0.02)	0.013 (0.01)	-0.005 (0.00)*	-0.004 (0.00)	—	—	—	—
经济开放度	—	—	—	—	0.005 (0.01)	0.001 (0.01)	0.004 (0.01)	0.011 (0.01)
公共教育支出水平	—	—	—	—	-0.004 (0.01)	0.008 (0.01)	-0.018 (0.01)***	-0.018 (0.01)**
女性劳动力占比	—	—	—	—	0.062 (0.02)***	0.079 (0.05)	0.075 (0.02)***	0.131 (0.02)***
Arellano - Bond AR(1)	-3.78***	-3.46***	-3.13***	-2.92***	-1.94*	-1.68*	-1.89*	-1.76*
Arellano - Bond AR(2)	-0.76	-1.60	-0.12	-1.31	1.07	0.89	1.44	1.37
Hansen 检验	0.11	0.14	0.23	0.15	0.36	0.18	0.29	0.31
有效样本数	602	523	515	433	403	336	302	246

定为内生变量,其他变量为外生变量。由 Arellano - Bond 1 阶和 2 阶自相关检验以及 Hansen 过度识别检验可以看出,各模型设定较好。而且,滞后 1 期因变量的回归系数处于组内回归和 OLS 回归结果之间。

由模型 5a 和 6a 的估算结果可以看出,社会保障对短期和长期人力资本投资分别具有正影响和负影响,但都不具有统计显著性。一方面,儒家传统文化信念并没有显著改变社会保障对短期人力资本投资的影响,体现在社会保障支出比率与儒家传统文化哑变量的乘积项,以及社会保障支出比率、净结婚率与儒家传统文化哑变量三者乘积项的回归系数在模型 5a 和 5b 中都不具有统计显著性;另一方面,社会保障支出比率与儒家传统文化哑变量的乘积项在模型 6a 中的回归系数为正值但并不显著,社会保障支出比率、净结婚率与儒家传统文化哑变量三者乘积项在模型 6b 中的回归系数则显著为正,表明在考虑了家庭形成后,儒家传统文化信念有助于遏制社会保障对长期人力资本积累的不利影响。这与我们的理论预期保持了较好的一致性。

此外,对比模型 3b 和模型 5b 的估算结果可知,儒家传统文化信念对社会保障短期经济增长效应的影响主要是通过物质资本积累机制发挥作用,体现在社会保障支出比率、净结婚率与儒家传统文化哑变量三者乘积项对短期物质资本积累的影响更为显著。与此相对应的是,儒家传统文化信念对社会保障长期经济增长效应的影响则更多地通过人力资本积累机制发挥作用,体现在社会保障支出、净结婚率与儒家传统文化哑变量三者乘积项对长期人力资本积累的影响更为突出(见模型 4b 和 6b)。

六 结论与政策建议

传统文化信念作为一种重要的非正规制度,会对人们的行为方式进而对社会保障的经济增长效应产生极为重要的影响,但已有研究普遍忽略了这一点。为了弥补这一缺陷,本文首先构建了一个简单的分析框架刻画了儒家传统文化信念对社会保障的经济增长效应的影响机理,进而以 42 个国家和地区 1980 ~ 2005 年的现实数据为基础,利用动态面板数据模型和系统广义矩估计(GMM)就儒家传统文化信念对社会保障的经济增长效应的影响及其作用机制进行检验。

我们的研究表明,社会保障支出增加对短期经济增长具有抑制作用但并不显著,对长期经济增长则具有显著的负向影响,对短期和长期物质资本积累具有负向影响但并不显著,对短期和长期人力资本积累分别具有正向和负向影响但同样不具有统计显著性。儒家传统文化信念总体上有助于遏制社会保障对短期特别是长期经济增长的

不利影响,尤其是在引入家庭形成以排除其他非传统文化因素的影响后,这一影响变得更为突出。进一步的分析还表明,儒家传统文化信念对社会保障的短期经济增长效应的影响主要是通过物质资本积累机制发挥作用,体现在儒家传统文化信念更有助于遏制社会保障对短期物质资本积累的不利影响;对社会保障的长期经济增长效应的影响则更多的是通过人力资本积累机制发挥作用,体现在儒家传统文化信念有助于遏制社会保障对长期物质资本和人力资本积累的不利影响,但后一种影响更为突出。

上述结论对于中国长期可持续的社会保障制度建设具有重要意义。在中国政府财力有限的背景下,如何有效破解“保民生”和“促增长”之间的突出矛盾就成为一个亟待解决的现实难题。

从短期来看,这一难题的破解在很大程度上依靠高投资,以保持高速增长的同时确保政府收入的增加,从而使政府有足够财力投入民生工程。可是,如果继续保持过去传统的高投资模式和格局,经济结构可能更加难以平衡。因此,中国政府在强调“保民生”时,可以考虑适度放缓经济增长的速度,以便在保民生和动态合理调整经济结构的情况下打好长期经济发展的基础。从长期来看,一个更为可取的选择是进一步弘扬传统文化信念以及加强现代家庭养老保障机制的培育,充分发挥中华文化传统美德和家庭养老保障机制在促进物质资本、人力资本积累进而长期经济增长中的积极作用,有效遏制社会保障带来的不利影响,形成一种促增长→政府财力增加→加大民生投入的良性发展模式。

参考文献:

- 郭庆旺、贾俊雪、赵志耘(2007):《中国传统文化信念、人力资本积累与家庭养老保障机制》,《经济研究》第8期。
- 何樟勇、袁志刚(2004):《基于经济学动态效率考察的养老保险筹资模式的研究》,《世界经济》第5期。
- 黄少安、孙涛(2005):《非正规制度、消费模式和代际重叠模型——东方文化信念中居民消费特征的理论分析》,《经济研究》第4期。
- 彭浩然、申曙光(2007):《现收现付制养老保险与经济增长:理论模型与中国经验》,《世界经济》第10期。
- 邵宜航、刘雅南、张琦(2010):《存在收入差异的社会保障制度选择——基于一个内生增长世代交替模型》,《经济学(季刊)》第4期。
- 郑伟、孙祁祥(2003):《中国养老保险制度变迁的经济效应》,《经济研究》第10期。
- Arellano, M, and Bover, O. “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error - Components Models.” *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1), pp. 29 - 51.
- Barro, R. J. “Are Government Bonds Net Wealth?” *Journal of Political Economy*, 1974, 82(6), pp. 1095 - 1117.
- Blundell, R. and Bond, S. “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models.” *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1), pp. 115 - 143.

Bond, S. "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice." Working paper, No. 09/02, Institute for Fiscal Studies, 2002.

Ehrlich, I. and Kim, Jinyong. "Social Security, Demographic Trends, and Economic Growth: Theory and Evidence from the International Experience." *NBER Working Paper*, No. 11121, 2005.

Ehrlich, I. and Zhong, Jian - Guo. "Social Security and the Real Economy: An Inquiry into Some Neglected Issues." *American Economic Review*, 1998, 88(2), pp. 151 - 157.

Feldstein, M. "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation." *Journal of Political Economy*, 1974, 82(5), pp. 905 - 926.

———. "International Differences in Social Security and Saving." *Journal of Public Economics*, 1980, 14(1), pp. 225 - 244.

———. "Social Security and Saving: New Time Series Evidence." *National Tax Journal*, 1996, 49(2), pp. 151 - 164.

Glomm, G. and Kaganovich, M. "Distributional Effects of Public Education in an Economy with Public Pensions." *International Economic Review*, 2003, 44(3), pp. 917 - 937.

Judson, R. A. and Owen, A. L. "Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists." *Economics Letters*, 1999, 65(1), pp. 9 - 15.

Kaganovich, M. and Zilcha, I. "Education, Social Security and Growth." *Journal of Public Economics*, 1999, 71(2), pp. 289 - 309.

Kemnitz, A. and Wigger, B. U. "Growth and Social Security: the Role of Human Capital." *European Journal of Political Economy*, 2000, 16(4), pp. 673 - 683.

Laitner, J. "Bequests, Gifts and Social Security." *The Review of Economic Studies*, 1988, 55(2), pp. 275 - 299.

Leimer, D. R. and Lesnoy, S. D. "Social Security and Private Saving: New Time - Series Evidence." *The Journal of Political Economy*, 1982, 90(3), pp. 606 - 629.

Paldam, M. "The Cross - Country Pattern of Corruption: Economics, Culture and the Seesaw Dynamics." *European Journal of Political Economy*, 2002, 18(2), pp. 215 - 240.

Samwick, A. "Is Pension Reform Conducive To Higher Saving?" *Review of Economics and Statistics*, 2000, 82(2), pp. 264 - 272.

Summers, R. and Heston, A. "The Penn - World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950 - 1988." *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(2), pp. 327 - 368.

Treisman, D. "The Causes of Corruption: A Cross - National Study." *Journal of Public Economics*, 2000, 76(3), pp. 399 - 457.

Wooldridge, J. M. *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (2d ed.). Thomson South - Western, 2003.

Zhang Jie. "Social Security and Endogenous Growth." *Journal of Public Economics*, 1995, 58(2), pp. 185 - 213.

Zhang, Jie and Zhang, Junsen. "How Does Social Security Affect Economic Growth? Evidence from Cross - country Data." *Journal of Population Economics*, 2004, 17(3), pp. 473 - 500.

(截稿: 2011 年 5 月 责任编辑: 李元玉)