
不同发展阶段的人口转变与储蓄率关系研究

董丽霞 赵文哲*

内容提要 本文利用东亚地区、拉美地区、经济合作与发展组织以及非洲南撒哈拉地区国家为样本,考察在经济发展和人口转变的不同阶段少儿抚养比和老人抚养比对储蓄率的影响。结果发现,随着收入水平的提高,少儿抚养比的变化呈不对称的“倒U”型,少儿抚养比下降的速度变缓;老人抚养比的变化呈不对称的“U”型,老人抚养比升高的速度变缓。由于人口转变的行为效应,在低收入阶段,审慎储蓄行为效应占优,少儿抚养比升高和老人抚养比下降导致储蓄率上升;随着收入水平的提高,养老储蓄行为效应占优,少儿抚养比下降和老人抚养比升高导致储蓄率上升;在高收入的经济合作与发展组织国家,审慎储蓄行为效应占优,少儿抚养比下降和老人抚养比升高导致储蓄率下降。

关键词 人口转变 储蓄率 经济增长 少儿抚养比 老人抚养比

一 引言

生命周期假说认为,人口抚养比与储蓄率具有负相关关系(Modigliani 和 Brumberg, 1954; Jefferson, 1990; Pudney, 1993; Dessi, 1991; Kraay, 2000; Modigliani 和 Cao, 2004)。这是由于随着人口抚养比增加,劳动年龄人口的比重下降,收入下降,因而储

* 董丽霞:清华大学经济管理学院经济系 清华大学经济管理学院伟伦楼一层 D-5 信箱 100084 电子邮箱: donglixia@163.com; 赵文哲: 中央财经大学经济学院 100081 电子邮箱: wenzhe07@yahoo.com.cn。

本文受到 2011 和 2012 年度教育部人文社会科学研究青年基金项目(11YJC790296、12YJC790033)、中国博士后科学基金面上资助(2012M510014)、中国社会科学基金重大项目(12&ZD028)和中央财经大学青年科研创新团队计划的资助,特此致谢。感谢 2012 年中国青年经济学家联合会和 2012 年人口红利与社会经济发展国际研讨会与会学者以及匿名审稿人的宝贵建议。文责自负。

蓄率也会下降。生命周期假说中人口抚养比与储蓄率的负向关系也可以称为“年龄结构效应”(age composition effect)。由于经济增长会导致劳动人口收入增加,因而“增长率效应”会使储蓄率增加。而少儿抚养比和老人抚养比的升高会减少劳动人口比重,从而降低增长率效应(Gupta, 1971; Kelley 和 Schmidt, 1996; Higgins 和 Williamson, 1997; Fry 和 Mason, 1982; Mason, 1981、1987、1988; 汪伟, 2009)。这被称为“可变增长率效应”。但一些对中国的经验研究发现,少儿抚养比或老人抚养比与储蓄率呈正相关,这与生命周期假说正好相反(Chamon 和 Prasad, 2008; Song 和 Yang, 2010)。因此仅使用生命周期假说并不能解释人口结构与储蓄率之间复杂的关系,究其原因,是生命周期假说忽略了人口转变的内生性。舒尔茨(2005)也强调有必要用人口转变内生模型来解释人口结构与储蓄率之间的关系。从动态的角度来考虑,人口转变内生于经济发展,生育率和死亡率会随经济发展水平的变化而变化,且由于人口转变过程中个人或家庭储蓄行为的差异,在经济发展的不同阶段,人口结构和储蓄率之间的关系可能与生命周期假说的预测大相径庭。

随着经济发展,人口转变一般会经历几个阶段。Thompson(1929)将人口转变分为三个阶段,即高出生率和高死亡率阶段、高出生率和低死亡率阶段、低出生率和低死亡率阶段。Bloom 和 Williamson(1998)及 Malmberg 和 Sommestad(2000)在 Thompson 三阶段划分的基础上,按照不同年龄人口占总人口的比重将一国的人口转变分为儿童阶段、青年阶段、成年阶段和老年阶段。而 Jackson(2010)将人口转变分为前现代阶段、城市化或产业化阶段、成熟工业化阶段和后工业化阶段,每个阶段都对应不同的生育率、死亡率以及人口结构的变化。在人口转变的不同阶段,经济发展会对生育率、死亡率和人口结构的变化产生不同影响,同时,每个阶段的人口结构会影响资本积累、人力资本水平和技术进步等要素禀赋。由此可能会产生一个人口与经济增长的低水平均衡和人口与经济增长的高水平均衡。低水平均衡是指人口与经济增长处于低寿命、高婴儿死亡率、高生育率、低人力资本水平和经济低增长状态;高水平均衡是指人口与经济增长处于高寿命、低死亡率、低生育率、高人力资本水平和经济高增长的状态(Cervellati 和 Sunde, 2007)。在人口与经济增长从低水平均衡向高水平均衡转变的过程中,经济增长的内在机制是不同的,其演变与人口结构对储蓄、消费、劳动参与、代际转移支付和人力资本投入等因素的影响相关。

本文基于人口和经济增长共同内生的视角,考察人口转变和经济发展相互作用过程中储蓄率的变化,以及储蓄率在推动一国从人口和经济低均衡状态转变到高均衡状态过程中的作用。根据已有文献,本文说明经济增长在影响个人或家庭生育选择和健

康投资的同时,也会促使其选择最优的储蓄行为,但在不同经济发展阶段,人们对生育、健康投资和储蓄的选择会使人口结构与储蓄率的关系发生变化。

本文结构如下:第二部分描述人口结构和储蓄率的几个典型事实,提出问题;第三部分是经验分析,分三步检验人口结构与储蓄率的关系;最后是本文的结论及启示。

二 人口结构与储蓄率关系的典型事实分析

要刻画一国经济发展的不同阶段需要较长的时间序列数据,这对于很多国家,尤其是发展中国家来说很难实现。但我们注意到世界各国经济发展水平存在巨大差异,根据收入水平分类后,各国正好对应经济发展的不同阶段。因此,本文使用不同收入水平的跨国数据来分析处于经济发展不同阶段国家的经济增长、人口结构与国民储蓄率之间的动态关系。鉴于此,本文的跨国数据在东亚地区、拉美地区、经济合作与发展组织(OECD)以及撒哈拉以南非洲地区中选择人口超过100万和数据比较完整的国家作为样本进行研究。^①

选择这四组国家是因为它们能够代表当今世界经济发展和人口转变的不同阶段。表1给出了四组国家经购买力平价(PPP)调整的以2005年不变价格表示的人均实际GDP的5年平均值和平均增长率,少儿抚养比和老人抚养比。^②非洲南撒哈拉地区是世界上经济最不发达的地区,样本中除博茨瓦纳、乍得和南非等少数国家外,大部分国家以PPP衡量的人均实际GDP都低于2000美元。大部分东亚国家在20世纪60年代时还很贫穷,但在之后的50年中其经济增长和人均收入增长迅速。到本世纪初,样本中许多东亚国家的发展水平已达到中高收入国家水平,有的甚至达到工业化国家水平(如日本、韩国和新加坡等)。样本中大部分拉美国家人均实际收入水平高于东亚国家,但是人均实际收入增长率远低于东亚国家。OECD国家大都是经济比较发达的工业化国家,经PPP调整的人均实际收入达到2万美元,人均实际收入增长率整体处于较高的水平,但从20世纪70年代开始呈逐步下降的趋势。从人口特征来看,非洲南撒哈拉地区少儿抚养比最高,其后依次是拉美、东亚和OECD国家,而老人抚养比则是OECD国家最高,其后依次是拉美、东亚和非洲南撒哈拉地区国家。按照Bloom和Williamson(1998)及Malmberg和Sommestad(2000)对人口转变阶段的划分方法,我们

① 样本包括101个国家,具体的四组国家见附录。

② PPP调整后的各国人均实际GDP数据来源于2012年9月更新的Penn World Table7.1数据库(简称PWT7.1)。少儿抚养比和老人抚养比数据来自世界发展指数(WDI)数据库。

认为非洲南撒哈拉地区处于“儿童阶段”,东亚地区处于“青年阶段”,拉美地区处于“成年阶段”,OECD 国家处于“老年阶段”。日本和韩国既属于东亚国家,也属于 OECD 国家,但是从 20 世纪 60 年代起日本的经济社会结构以及经济发展水平都与工业化国家相似,韩国的经济发展历程则贯穿了落后的农业社会阶段到发达的工业化社会阶段。因此,我们在分类时将日本划入 OECD 国家,将韩国仍归于东亚国家。

表 1 各组国家的收入和人口结构

变量	东亚国家	拉美国家	OECD 国家	南撒哈拉国家
人均实际收入(美元)	5891.355	6375.627	21 542.260	1374.265
人均实际收入平均增长率(%)	3.297	1.447	2.083	0.906
少儿抚养比(%)	63.029	67.264	33.802	84.471
老人抚养比(%)	7.341	8.972	19.360	5.742

说明:数据为 1961~2010 年的平均值;日本划归为 OECD 国家。数据来自 PWT7.1 和 WDI 数据库。

表 1 的结果暗示经济发展阶段可能与人口结构存在一定的关系,我们用图 1 来刻画这种关系,它反映了 1961~2010 年样本国家人均实际收入自然对数分别与少儿抚养比和老人抚养比之间的散点分布以及二次拟合关系(quadratic linear fitness)。左图少儿抚养比和收入自然对数值的二次项线性拟合关系显示,收入和少儿抚养比呈“倒 U”型。这意味着在收入较低的水平上,人均实际收入的增长使得少儿抚养比轻微下降,当 PPP 调整的人均实际收入小于 403 美元时(由于横轴数据是自然对数,因此 $e^6 = 403$),经济增长反而会使少儿抚养比升高。这类国家大多位于非洲南撒哈拉地区,如布隆迪、刚果民主共和国、津巴布韦和莫桑比克等。在较高的收入阶段上,伴随着经济增长,少儿抚养比下降速度较快;但是在更高的收入水平上,少儿抚养比下降的速度又有所变缓。少儿抚养比变化的差异主要与不同组别国家的发展阶段有关。20 世纪 60 年代,东亚国家和拉美国家处于较低的发展阶段,经济刚刚开始起飞,少儿抚养比较高,一般都在 70% 以上,随后较快的经济增长使得少儿抚养比迅速下降。从 1961~2010 年,东亚国家少儿抚养比从 77.6% 下降到 39.1%,下降了大约 38 个百分点,拉美国家少儿抚养比从 81% 下降到 46%,下降了 35 个百分点;而由于 60 年代 OECD 的少儿抚养比已经处于较低的水平,平均值为 44%,到 2010 年其也只有 25%,因而 50 年间这些国家的少儿抚养比只下降了 19 个百分点。相比上述国家,非洲撒哈拉以南国家自 60 年代以来长期处于不发达阶段,少儿抚养比在 1961 年高达 81.2%,2010 年仍

高达 76.4%，下降幅度只有 4.8 个百分点。根据右图老人抚养比和人均实际收入的二次项拟合关系我们还发现，在较低的收入水平上，人均实际收入的升高对老人抚养比的影响较小，而当人均实际收入高于 1096.6 美元时（由于横轴数据是自然对数，因此 $e^7 = 1096.6$ ），收入增长会使老人抚养比快速升高。因此，人均实际收入与老人抚养比的关系大致呈“U”型。实际上，非洲南撒哈拉地区收入最低，该地区国家的老人抚养比在 1961 年只有 5.68%，到 2010 年也只达到 5.77%，50 年间只升高了 0.09 个百分点，东亚、拉美和 OECD 国家老人抚养比的升高幅度依次增加，分别为 3.2 个百分点、3.8 个百分点和 9.3 个百分点。^①

人均实际收入与人口结构的上述关系实际上反映出—个事实：人口转变内生于经济增长。人口转变的内生性主要体现在经济增长的过程中。随着人们收入水平的变化，家庭的生育行为和健康投资会发生变化，导致生育率和预期寿命与经济增长相关（Ehrlich 和 Lui, 1997；Becker 和 Barro, 1989；Barro 和 Sala-i-Martin, 2004；Blackburn 和 Cipriani, 1998；Chakraborty, 2004）。低收入国家中生育的养老和提供劳动力的自利动机较强（Rosenzweig 和 Evenson, 1977；Levy, 1984；Samuelson, 1958；Caldwell, 1976、1978；Blackburn 和 Cipriani, 2002；Bernheim 等, 1985；Cox, 1987）并且抚养孩子的成本构成以产品成本为主，^②因而生育率较高，少儿抚养比也较高。—方面，收入增加会降低家庭的养老功能，因而会降低生育的自利动机，使生育率下降；另—方面，收入增加也会促进政府改善公共卫生医疗状况，提高儿童的营养健康状况，使儿童死亡率下降（Desai 和 Alva, 1998；Van den Berg 等, 2006）。这会抵消生育率下降的趋势，因而少儿抚养比下降速度放缓，甚至还可能会升高。

另外，随着经济增长，低收入阶段儿童死亡率的下降会使劳动力人口增加，造成低收入国家老人抚养比下降。这会抵消由于预期寿命升高使得老人抚养比升高的趋势，因而低收入国家老人抚养比的升高幅度非常小，甚至还可能会下降。因此，非洲南撒哈拉地区较低的经济增长对人们自利的生育动机影响较小，政府和个人对健康的投入也较低，预期寿命升高幅度较小，从而少儿抚养比和老人抚养比的变化都很小。当人均收入增加到—定水平时，—方面，抚养子女的成本中时间成本比重升高，产品成本比重下降，因而父母生育和抚养子女的机会成本增加，收入水平提高导致生育率下降；另—方面，父母生育子女的自利性动机下降，利他性动机升高，因而会降低对孩子数量的

① 从 1961~2010 年，东亚国家的老人抚养比从 6.1% 升高到 9.3%，拉美国家的老人抚养比从 7.3% 升高到 11.1%，OECD 国家的老人抚养比从 14.7% 升高到 24%。

② 产品成本是指抚养子女时在市场上购买产品和服务的实物支出（Barro 和 Sala-i-Martin, 2004）。

需求,增强对孩子质量的需求(Becker和Lewis,1973;Becker和Barro,1988、1989),这也导致生育率下降。这两个原因都使得少儿抚养比随着收入增长而下降。在这个过程中,由于医疗手段和医疗技术进步以及私人对健康投资的增加,成年人死亡率下降得更快(Cutler等,2006;Soares,2005、2006;Wang,2003),预期寿命提高,因而进入老年阶段的人口数量不断增加,导致老人抚养比升高。

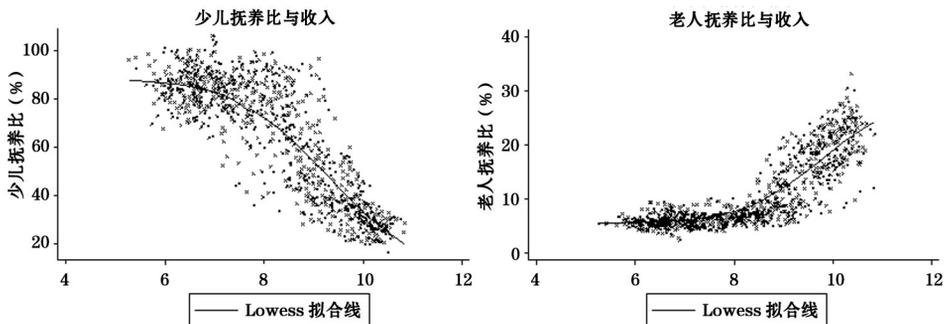


图1 样本国家人均实际收入与抚养比的关系(1961~2010年)

数据来源:人口结构数据来自WDI,PPP调整后的人均实际GDP数据来源于PWT7.1。

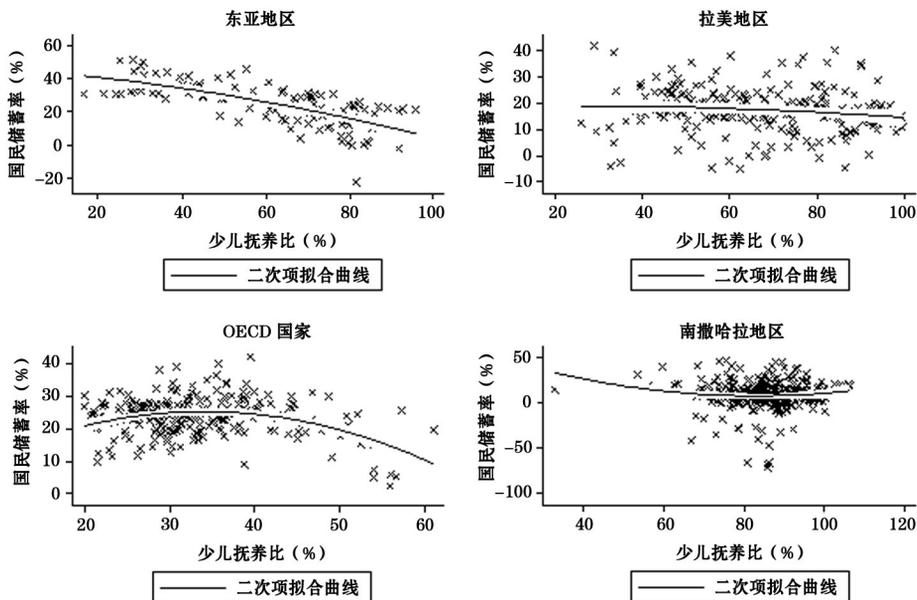


图2 四组国家少儿抚养比与国民储蓄率的关系(1961~2010年)

数据来源:WDI。

由于人口结构内生于经济增长,因而人口结构对储蓄率的影响与经济发展水平有关,这可以通过图2和图3所示四组国家人口结构与储蓄率的简单拟合关系反映出来。在不同经济发展阶段,人均收入的增长会同时改变家庭的生育行为、预期寿命和消费行为,因而收入增长会同时决定人口结构和储蓄。这意味着人口转变和储蓄都内生于经济增长,因而使得人口转变过程中少儿抚养比和老人抚养比与储蓄率的关系不一定像生命周期假说预测的那样是负向的。本文将这种影响与人口转变的行为效应 (behavior effect) 相对应 (Kinugasa 和 Mason, 2007; Sheshinski, 2009)。更具体地说,可将储蓄率变化的人口转变行为效应归结为审慎储蓄行为和养老储蓄行为。审慎储蓄行为主要是因为家庭或个人在未来面临住房、教育和医疗等一系列不确定性事件而进行储蓄的行为;养老储蓄行为则是成年人对未来退休后的预期消费而进行储蓄的行为,两种行为效应发挥的作用与生育动机、健康投资的方式和养老体制有关。

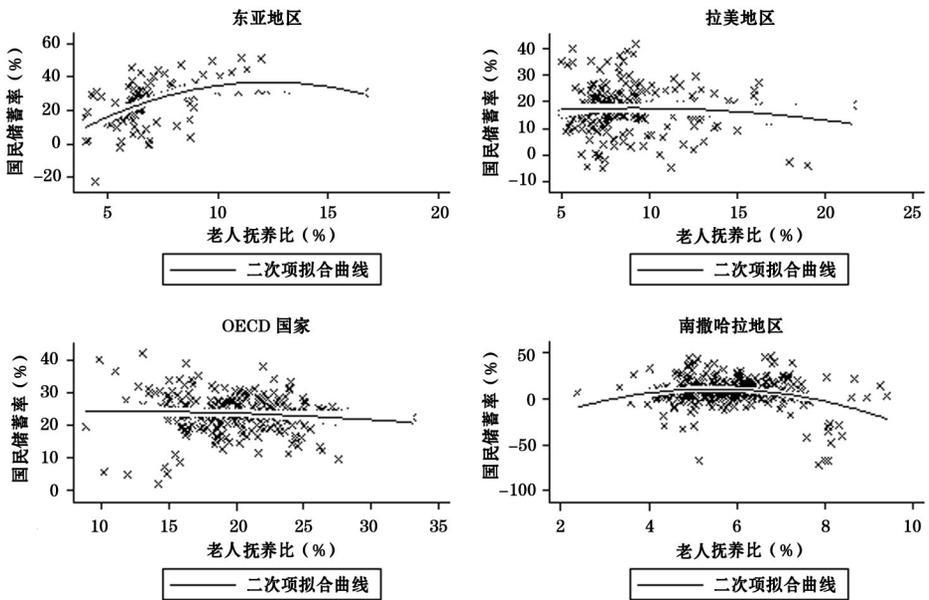


图3 四组国家老人抚养比与国民储蓄率的关系(1961~2010年)

数据来源:WDI。

本文通过跨国面板数据,按照发展阶段和人口特征将样本分为四组,检验不同阶段人口结构变化对国民储蓄率的影响,并探求其背后的根源。

三 经验分析

Leff (1969)、Kelley 和 Schmidt (1996)、Higgins 和 Williamson (1997)、Masson 等 (1998)、舒尔茨 (2005)、Bosworth 和 Chodorow-Reich (2007)、Bloom 等 (2007) 以及 Li 等 (2007) 等文献利用跨国面板数据构建模型检验了人口结构与储蓄率的关系。这些文献都以国民储蓄率为研究对象,计算储蓄率所用的数据部分来源于 PWT (Bloom 等, 2007),但大部分来自世界发展指数 (WDI) 数据库。除了人口特征变量外,跨国国民储蓄率的解释变量常包括收入水平 (用人均实际 GDP 或者工资水平来衡量)、收入增长率或滞后一阶的 GDP 增长率、收入或 GDP 增长率与少儿抚养比和老人抚养比的交叉项以刻画“增长率效应” (Kelley 和 Schmidt, 1996; Higgins 和 Williamson, 1997)。这些文献中有的将贸易额或贸易条件作为解释变量刻画经济开放对国民储蓄率的影响 (Masson 等, 1998; 舒尔茨, 2005; Li 等, 2007); 有的将政府消费作为解释变量刻画政府财政政策的影响,它与国民储蓄率具有负相关关系 (Masson 等, 1998); 还有的将投资品的相对价格作为解释变量刻画对储蓄的需求,它与储蓄率具有正相关关系 (Higgins 和 Williamson, 1997; 舒尔茨, 2005)。另外一些不常用的变量还有劳动收入份额、初始消费率、人力资本水平、劳动参与率、通货膨胀率和利率等。人口特征变量除了少儿抚养比和老人抚养比之外,有的文献也将预期寿命和总和生育率作为控制变量,但是生育率和预期寿命可能与人口结构有很大的相关关系,计量分析会有比较严重的多重共线性问题,导致估计结果偏误。同时,利用年度数据进行研究可能会放大经济波动对储蓄率的影响,减弱人口结构变化的作用,因此本文根据 1961 ~ 2010 年 50 年的面板数据求每 5 年的平均值,利用 5 年的平均值作为因变量进行回归。这是一个 10 期的跨国面板数据 (分别是 1961 ~ 1965、1966 ~ 1970、1971 ~ 1975、1976 ~ 1980、1981 ~ 1985、1986 ~ 1990、1991 ~ 1995、1996 ~ 2000、2001 ~ 2005 以及 2006 ~ 2010 年)。本文数据除人均实际 GDP 数据来自 PWT7.1 外,其余数据都来自 WDI。首先,我们利用上述数据分析不同收入阶段人口结构与储蓄率两者的关系,这是一个基准模型;其次,分析不同人口转变阶段两者之间的关系;最后分析不同组别国家中两者之间的关系。

(一) 基准模型检验

基准模型中的因变量是国民储蓄率 gds ,它等于该国 GDP 减去居民消费和政府消费后的值占本国 GDP 的百分比。基于上文分析,人口转变对储蓄率的行为效应依赖于经济增长和收入的变化。本文的回归策略是用人均实际收入增长率、人均实际收入

水平和人口抚养比的交叉项刻画在不同收入水平上经济增长对储蓄率的影响。而在一般的研究中,增长率和抚养比之间的交叉项通常被认为是刻画“可变的增长率效应”。由于人口结构可能与收入水平相关,因此,它与收入水平的交叉项可以刻画在不同收入水平上经济增长对人口转变效应的影响。解释变量包括:

(1)人均实际收入(y_{it}),即用购买力平价(PPP)调整过的人均实际 GDP 来刻画收入水平对储蓄率的影响。本文分别用 5 年期间人均实际 GDP 的平均值($rgdpl$)和初始值($rgdpl_0$)衡量人均实际收入水平。

(2)人均实际 GDP 增长率($rgdplgr_{it}$),用它来刻画“不变的增长率效应”。一般来说,增长率效应是正的。本文用 5 年人均实际 GDP 增长率(百分比)的平均值来表示。

(3)人口结构、人均实际 GDP 增长率以及人均实际 GDP 之间的交叉项,人均实际 GDP 分别用($rgdpl$)和($rgdpl_0$)的对数形式表示,分别为(\lnrgdpl)和(\lnrgdpl_0)。

(4)少儿抚养比($ydep$)和老人抚养比($odep$),分别将两个解释变量放在模型中进行考察。

(5)政府消费比例(gc),即政府最终消费占 GDP 的比例。由于政府消费的增加会导致财政赤字升高或者财政盈余下降,因而它的系数符号预期为负。

(6)贸易条件($trade$),用来刻画开放程度对国民储蓄率的影响。我们用纯易货贸易条件指数(2000 年为基期)来衡量每个国家的贸易条件,它指出口价格指数与进口价格指数之比。该指数越大,意味着贸易条件越好,越有可能使得本国国民储蓄率升高,因此贸易条件项的系数预期为正。

另外,由于我们选择的跨国数据包括东亚地区、拉美地区、经合组织国家(OECD)和撒哈拉以南非洲地区,这些国家和地区也有可能由于区域文化差异而使得储蓄率有所不同,因此我们还在解释变量中加入了 3 个虚拟变量:($rd1$)、($rd2$)和($rd3$),分别表示东亚地区、拉美地区以及 OECD 国家,这 3 个变量系数的大小反映了该地区国民储蓄率相对于非洲南撒哈拉地区国民储蓄率的高低。上述变量的描述性统计如表 2 所示。

少儿抚养比 $ydep$ 和老人抚养比 $odep$ 对储蓄率 gds 影响的模型为:

$$gds_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{it} + \alpha_2 rgdplgr_{it} + \alpha_3 ydep_{it} + \alpha_4 ydep_{it} \times rgdplgr_{it} \times \lnrgdpl_{it_0} + \alpha_5 gc_{it} + \alpha_6 trade_{it} + \alpha_7 rd1 + \alpha_8 rd2 + \alpha_9 rd3 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$gds_{it} = \beta_0 + \beta_1 y_{it} + \beta_2 rgdplgr_{it} + \beta_3 odep_{it} + \beta_4 odep_{it} \times rgdplgr_{it} \times \lnrgdpl_{it_0} + \beta_5 gc_{it} + \beta_6 trade_{it} + \beta_7 rd1 + \beta_8 rd2 + \beta_9 rd3 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

为了确定模型(1)和(2)合适的估计方法,我们首先要判断该模型的国家异质项 μ_i 是否与解释变量相关。由于模型中存在不随时间变化的变量 $rd1$ 、 $rd2$ 和 $rd3$,简单

的固定效应估计方法会将虚拟变量直接减掉,从而损失部分效率,因此我们用豪斯曼-泰勒(Hausman-Taylor,简称 HT)方法(Hausman 和 Taylor,1981)对模型(1)和(2)进行估计。

表 2 变量的描述性统计

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>gds</i>	902	16.713	13.674	-70.963	51.456
<i>ydep</i>	1010	63.746	24.404	16.655	106.243
<i>odep</i>	1010	10.459	6.344	2.381	33.103
<i>rgdpl</i>	972	8470.603	10 050.840	194.737	50 943.230
<i>rgdpl₀</i>	957	8151.662	9728.120	177.307	50 508.970
<i>lnrgdpl</i>	972	8.227	1.382	5.272	10.838
<i>lnrgdpl₀</i>	957	8.194	1.373	5.178	10.830
<i>rgdplgr</i>	955	1.649	3.132	-13.908	40.655
<i>ydep×rgdplgr×lnrgdpl</i>	955	765.711	1671.502	-6723.981	19 816.490
<i>odep×rgdplgr×lnrgdpl</i>	955	168.204	265.320	-766.335	1635.297
<i>ydep×rgdplgr×lnrgdpl₀</i>	955	746.151	1628.589	-7494.480	17 277.870
<i>odep×rgdplgr×lnrgdpl₀</i>	955	165.755	262.553	-782.965	1608.999
<i>gc</i>	905	15.221	6.550	4.136	56.400
<i>trade</i>	540	112.097	36.797	27.794	305.357

HT 方法假设部分解释变量是与国家异质项 μ_i 相关的内生变量,将其他变量视为与国家异质性无关的外生变量。在 HT 方法估计中,本文将少儿抚养比和老人抚养比视为与国家异质项 μ_i 相关的变量,这种相关性可以从人口转变内生的角度来解释。根据上文的分析,在不同的经济增长过程中,家庭可能同时会对生育、储蓄和健康投入做出决策,而经济发展水平不同,生育、储蓄和健康投入的决策也会不同,因而会导致储蓄率与人口结构具有同期或者交叉多期的相关性。这意味着 *ydep* 和 *odep* 有可能与方程(1)和(2)中不随时间变化的、与国家异质性有关的项 μ_i 相关。为了处理上述相关性在估计时产生的偏差,我们将其他变量的截面平均值以及每个时间上的离差(对该平均值的偏离)作为少儿抚养比和老人抚养比两个变量的工具变量进行两阶段最小二乘回归。为了比较固定效应估计和 HT 估计的效果,我们利用豪斯曼检验判断哪种效果更好,并与随机效应估计的结果进行对比。如果 HT 估计效果优于固定效应和随机效应,说明少儿抚养比和老人抚养比与国家异质项有关,内生于经济发展过程。表 3 和表 4 分别显示了少儿抚养比 *ydep* 和老人抚养比 *odep* 对国民储蓄率 *gds* 的回归

结果。表3和表4中的第1~3列显示的是5年平均的人均实际GDP作为解释变量对国民储蓄率 gds 的回归结果,第4~6列显示的是5年期人均实际GDP的初始值作为解释变量对国民储蓄率 gds 的回归结果,分别用固定效应(FE)、豪斯曼-泰勒(HT)和随机效应(RE)方法进行估计。

首先,豪斯曼检验的 χ^2 统计量显示,在 $ydep$ 对 gds 的回归中,HT估计既优于固定效应(FE)估计,也优于随机效应(RE)估计;在 $odep$ 对 gds 的估计中,随机效应估计既优于固定效应估计也优于HT估计。因此本文认为,在 $ydep$ 对 gds 的方程中,HT估计方法是最合适的;在 $odep$ 对 gds 的方程中,随机效应估计方法是最合适的。

其次,模型(1)和(2)中的其他解释变量也基本符合经济理论。收入水平越高,平均消费倾向越低,因而储蓄率越高;人均实际收入增长率的系数显著为正,意味着不变的增长率效应成立;政府消费比重越高,国民储蓄率越低;贸易条件的系数大部分为正,并且在1%的置信水平上显著,只有第5列系数为负,但显著性较差,因此可以判断贸易条件越好,国民储蓄率也越高。而从地区虚拟变量 $rd1$ 、 $rd2$ 和 $rd3$ 的系数来看,相对非洲南撒哈拉地区国家来说,东亚地区、拉美地区和OECD国家的储蓄率都比较高。

最后我们分析人口结构的影响。在表3的HT估计中,少儿抚养比 $ydep$ 的系数为正,并且在第(2)列的回归中在10%的水平上显著,少儿抚养比 $ydep$ 、人均实际GDP增长率 $rgdplgr$ 以及人均实际收入水平对数 \lnrgdpl 或其初始值对数 \lnrgdpl_0 3个变量的交叉项系数为负,并在第(2)列和第(5)列中都显著。这意味着在更高的收入水平上,经济增长会导致少儿抚养比对储蓄率的影响下降,在一定的条件下甚至使得少儿抚养比对储蓄率的影响变为负向。这意味着在收入水平或者增长率较低时,少儿抚养比与储蓄率的关系为正,因而少儿抚养比的升高导致储蓄率增加;在收入较高或者人均实际收入高增长时,可能导致少儿抚养比与储蓄率具有负向相关关系,因而少儿抚养比升高会导致储蓄率下降。在表4的RE估计中,老人抚养比 $odep$ 的系数都显著为负,并且在1%的置信水平上显著。老人抚养比 $odep$ 、人均实际收入增长率 $rgdplgr$ 和人均实际收入水平初始值 \lnrgdpl_0 的交叉项系数在10%的置信水平上显著为正。这说明在收入水平较低时,老人抚养比与储蓄率的关系显著为负;收入水平的增加以及人均实际收入的高增长将会降低老人抚养比和储蓄率的负向相关关系,甚至在一定条件下会使得储蓄率与老人抚养比具有正向相关关系。总体来看,交叉项反映了可变增长率效应随着收入水平的变化而有所不同,人均收入的低增长可能使得储蓄率与少儿抚养比正相关,与老人抚养比负相关;而人均实际收入的高增长可能会使得储蓄率与

少儿抚养比具有负相关关系,与老人抚养比具有正相关关系。

表 3 少儿抚养比 $ydep$ 对国民储蓄率 gds 的回归结果

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	gds	gds	gds	gds	gds	gds
解释变量						
$rgdpl$	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)			
$rgdpl_0$				0.0004 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)
$rgdplgr$	1.173 *** (0.443)	1.183 *** (0.431)	1.113 ** (0.438)	1.281 *** (0.408)	1.286 *** (0.396)	1.214 *** (0.404)
$ydep$	0.069 (0.044)	0.072 * (0.042)	0.039 (0.041)	0.060 (0.043)	0.064 (0.042)	0.031 (0.040)
$ydep \times rgdplgr \times \lnrgdpl$	-0.002 * (0.001)	-0.002 * (0.001)	-0.001 * (0.001)			
$ydep \times rgdplgr \times \lnrgdpl_0$				-0.002 ** (0.001)	-0.002 ** (0.001)	-0.002 ** (0.001)
gc	-0.135 (0.086)	-0.145 * (0.079)	-0.165 ** (0.079)	-0.140 (0.086)	-0.002 ** (0.001)	-0.170 ** (0.079)
$trade$	0.033 *** (0.010)	0.033 *** (0.010)	0.034 *** (0.010)	0.033 *** (0.010)	-0.150 * (0.079)	0.034 *** (0.010)
$rd1$		18.457 *** (3.999)	16.773 *** (3.519)		18.558 *** (4.013)	16.798 *** (3.513)
$rd2$		8.035 ** (3.253)	7.054 ** (2.873)		8.041 ** (3.267)	7.037 ** (2.870)
$rd3$		5.985 (4.120)	5.121 (3.855)		6.602 (4.122)	5.625 (3.847)
常数项	5.204 (3.575)	-1.492 (4.204)	1.776 (4.028)	6.151 * (3.503)	-0.804 (4.174)	2.516 (3.995)
Hausman 检验 的 χ^2 统计量	16.790 ***	1.700	37.480 ***	18.210 ***	2.180	44.290 ***
观察值	529	529	529	529	529	529
国家数量	99	99	99	99	99	99
R^2	0.091			0.089		

说明:括号中的值是标准差,*** $p < 0.01$,** $p < 0.05$,* $p < 0.1$ 。下表同。

表 4 老人抚养比 *odep* 对国民储蓄率 *gds* 的回归结果

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>gds</i>	<i>gds</i>	<i>gds</i>	<i>gds</i>	<i>gds</i>	<i>gds</i>
解释变量						
<i>rgdpl</i>	0.008 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)			
<i>rgdpl</i> ₀				0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)
<i>rgdplgr</i>	0.284 * (0.149)	0.264 * (0.145)	0.255 * (0.148)	0.253 * (0.146)	0.233 (0.143)	0.227 (0.145)
<i>odep</i>	-1.170 *** (0.376)	-1.049 *** (0.350)	-0.795 *** (0.276)	-1.134 *** (0.379)	-1.022 *** (0.353)	-0.795 *** (0.278)
<i>odep</i> × <i>rgdplgr</i> × <i>lnrgdpl</i>	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)			
<i>odep</i> × <i>rgdplgr</i> × <i>lnrgdpl</i> ₀				0.003 (0.002)	0.004 * (0.002)	0.004 * (0.002)
<i>gc</i>	-0.093 (0.084)	-0.108 (0.078)	-0.136 * (0.078)	-0.098 (0.084)	-0.113 (0.078)	-0.140 * (0.078)
<i>trade</i>	0.029 *** (0.010)	0.031 *** (0.010)	0.031 *** (0.010)	0.029 *** (0.010)	0.031 *** (0.010)	0.031 *** (0.010)
<i>rd1</i>		18.017 *** (3.861)	16.979 *** (3.422)		18.006 *** (3.855)	16.985 *** (3.418)
<i>rd2</i>		9.447 *** (3.262)	8.441 *** (2.898)		9.312 *** (3.255)	8.367 *** (2.894)
<i>rd3</i>		15.089 *** (5.432)	12.454 *** (4.790)		14.635 *** (5.428)	12.299 ** (4.797)
常数项	19.055 *** (3.574)	10.071 *** (3.274)	9.263 *** (2.861)	18.854 *** (3.582)	9.953 *** (3.286)	9.305 *** (2.868)
Hausman 检验的	9.100	2.960	10.620	9.200	3.170	10.320
χ^2 统计量	RE 估计优于 FE 估计	HT 估计优于 FE 估计	RE 估计优于 HT 估计	RE 估计优于 FE 估计	HT 估计优于 FE 估计	RE 估计优于 HT 估计
观察值	529	529	529	529	529	529
国家数量	99	99	99	99	99	99
R ²	0.102			0.098		

上述结果与生命周期假说不同,我们可以从人口转变行为效应的角度进行解释。在低收入阶段,经济增长使得儿童死亡率下降,抚养孩子数量的增加会降低养老储蓄,但是由于生育的自利(养儿防老和提供劳动力)动机占主导地位,少儿抚养比升高的

养老储蓄行为效应较弱;同时,由于家庭抚养更多孩子导致未来面临的不确定性增加,少儿抚养比升高的审慎储蓄行为效应较强。由于审慎储蓄行为效应强于养老储蓄行为效应,因此,低收入阶段少儿抚养比与储蓄率具有正相关关系。在这个过程中,老人抚养比的下降是因为进入劳动年龄阶段的青年人口数量增加,且由于青年人距离退休时间较远,人们的养老储蓄行为效应较弱;同时,由于社会保障体制不完善,青年人会面临更多的不确定性,青年人口数量的增加也会造成审慎行为的储蓄升高。由于老人抚养比下降的审慎储蓄行为效应高于养老储蓄行为效应,因而储蓄率升高,这意味着低收入阶段老人抚养比与储蓄率负相关。

随着收入水平的提高,生育的自利性动机逐渐下降,利他性动机逐渐增强,因而父母更重视孩子的质量而不是数量;并且抚养孩子的机会成本增加,这两个原因导致抚养孩子数量和少儿抚养比下降。由于子女养老保障的作用下降,少儿抚养比下降产生的养老储蓄行为效应较强,养老储蓄增加。随着经济发展,虽然抚养孩子的数量下降,但由于社会保障体制逐渐完善,少儿抚养比下降产生的审慎储蓄行为效应较弱,虽然审慎储蓄下降,但下降幅度不大。因此少儿抚养比下降的养老储蓄行为效应高于审慎储蓄行为效应,少儿抚养比与储蓄率负相关。由于成年人预期寿命提高,老人抚养比升高,其结果是养老储蓄增加,并且比较完善的社会保障体制使得审慎储蓄下降。但在收入较高且持续增长的阶段,老人抚养比升高的养老储蓄行为效应也高于审慎储蓄行为效应,老人抚养比与储蓄率正相关。

(二)扩展分析 I:在不同人口转变阶段中人口结构与储蓄率的关系

上述结论暗示,当收入较低时,较低的经济增长使得少儿抚养比与储蓄率具有正向相关关系,老人抚养比与储蓄率具有负向相关关系;随着收入水平提高,较快的经济增长使得少儿抚养比与储蓄率具有负向相关关系,老人抚养比与储蓄率具有正向相关关系。因此,我们可以称这种现象为“逆转”。人口结构与储蓄率关系“逆转”的背后,实际上是因为人口转变和储蓄行为的决定同时内生于经济增长过程之中,因而随着经济增长的提高,人口结构会发生变化;在人口转变的不同阶段,人口结构与储蓄率之间的关系也会发生变化。因此,扩展分析可以分两步进行:

首先,我们检验人口转变如何内生于收入水平,设定如下模型:

$$d_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{it} + \alpha_2 y_{it}^2 + \alpha_3 t + \alpha_4 rd1 + \alpha_5 rd2 + \alpha_6 rd3 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

这个模型中, d 是因变量,分别表示少儿抚养比 $ydep$ 和老人抚养比 $odep$ 。 y_{it} 仍然由 \lnrgdpl 和 \lnrgdpl_0 来表示,它的系数衡量了随收入水平提高人口转变的特征。 y_{it}^2 项的系数衡量了在不同收入水平上,收入增长对人口转变的影响。另外,方程还包括时

间趋势项 t , 它衡量人口特征随时间的变化趋势。虚拟变量 $rd1$ 、 $rd2$ 和 $rd3$ 用来刻画人口特征的地区差异, 这 3 个变量的系数都与非洲南撒哈拉地区相比较。 μ_i 刻画第 i 个国家的异质性特征, ε_{it} 是扰动项。对模型(3)分别进行 FE、RE 和 HT 估计, 并根据豪斯曼检验可知, RE 估计方法最合适。

由表 5 中的 RE 估计结果可知, 在第(1)和第(2)列中, 收入平方系数显著为负, 收入系数为正, 但不显著; 在第(3)和第(4)列中, 收入系数显著为负, 收入平方系数显著为正。这个结果是有经济意义的。在收入较低的阶段上, 收入增长会使少儿抚养比升高、老人抚养比下降。在较高的收入阶段上, 收入增长产生相反的效果, 使少儿抚养比下降、老人抚养比升高。这说明随着收入水平提高, 经济增长会导致人口结构的变化发生“逆转”。

表 5 少儿抚养比和老人抚养比与收入增长

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	<i>ydep</i>	<i>ydep</i>	<i>odep</i>	<i>odep</i>
解释变量				
\lnrgdpl	5.355 (4.382)		-12.748*** (0.879)	
\lnrgdpl^2	-1.039*** (0.267)		0.893*** (0.053)	
\lnrgdpl_0		3.105 (4.338)		-12.305*** (0.845)
\lnrgdpl_0^2		-0.868*** (0.264)		0.868*** (0.051)
t	-0.280*** (0.020)	-0.290*** (0.021)	0.023*** (0.004)	0.022*** (0.004)
$rd1$	-10.183*** (2.624)	-11.330*** (2.643)	0.465 (0.703)	0.506 (0.704)
$rd2$	0.613 (2.411)	-0.366 (2.431)	1.613*** (0.621)	1.604*** (0.621)
$rd3$	-15.533*** (2.861)	-17.836*** (2.869)	7.567*** (0.689)	7.754*** (0.682)
常数项	653.903*** (46.516)	681.830*** (47.061)	5.381 (9.198)	4.496 (9.042)
观察值	972	957	972	957
国家数量	101	101	101	101

表 6 人口转变的不同阶段人口结构对储蓄率的影响

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>gds</i>	<i>gds</i>	<i>gds</i>	<i>gds</i>
解释变量				
<i>rgdpl</i>	0.0004 *** (0.000)		0.001 *** (0.000)	
<i>rgdpl₀</i>		0.0004 *** (0.000)		0.001 *** (0.000)
<i>rgdplgr</i>	1.054 *** (0.387)	1.276 *** (0.410)	0.183 (0.189)	0.110 (0.191)
<i>ydep</i>	-0.305 (0.186)	-0.302 (0.186)		
<i>ydep²</i>	0.003 * (0.001)	0.003 * (0.001)		
<i>ydep×rgdplgr</i>	-0.009 * (0.005)	-0.012 ** (0.005)		
<i>odep</i>			-1.487 ** (0.635)	-1.486 ** (0.640)
<i>odep²</i>			0.021 (0.017)	0.021 (0.018)
<i>odep×rgdplgr</i>			0.028 (0.023)	0.047 * (0.024)
<i>gc</i>	-0.179 ** (0.078)	-0.184 ** (0.078)	-0.138 * (0.078)	-0.143 * (0.078)
<i>trade</i>	0.033 *** (0.010)	0.033 *** (0.010)	0.030 *** (0.010)	0.030 *** (0.010)
<i>rd1</i>	16.873 *** (3.554)	16.717 *** (3.558)	17.409 *** (3.462)	17.453 *** (3.462)
<i>rd2</i>	7.748 *** (2.920)	7.684 *** (2.923)	9.334 *** (3.006)	9.265 *** (3.005)
<i>rd3</i>	4.560 (3.869)	4.471 (3.878)	12.890 *** (4.806)	12.781 *** (4.815)
常数项	12.616 * (7.246)	12.440 * (7.267)	12.619 *** (3.993)	12.668 *** (4.015)
观察值	529	529	529	529
国家数量	99	99	99	99

其次,我们检验人口转变的不同阶段人口结构与储蓄率的关系。由于人口结构内生于收入水平,因而人口结构对储蓄率的影响实际上与当时所处的人口转变阶段有关。因此,我们设定下面的模型:

$$gds_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{it} + \alpha_2 rgdplgr_{it} + \alpha_3 ydep_{it} + \alpha_4 ydep_{it}^2 + \alpha_5 ydep_{it} \times rgdplgr_{it} + \alpha_6 gc_{it} + \alpha_7 trade_{it} + \alpha_8 rd1 + \alpha_9 rd2 + \alpha_{10} rd3 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$gds_{it} = \beta_0 + \beta_1 y_{it} + \beta_2 rgdplgr_{it} + \beta_3 odep_{it} + \beta_4 odep_{it}^2 + \beta_5 odep_{it} \times rgdplgr_{it} + \beta_6 gc_{it} + \beta_7 trade_{it} + \beta_8 rd1 + \beta_9 rd2 + \beta_{10} rd3 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

对模型(4)和(5)的回归仍然分别用 FE、RE 和 HT 方法进行估计,豪斯曼检验结果显示 RE 估计最好。表 6 为 RE 方法的估计结果。

表 6 结果显示,少儿抚养比的系数为负,但不显著;少儿抚养比的平方项为正且在统计意义上显著;老人抚养比的系数为负,在统计意义上显著;老人抚养比平方项系数不显著,但符号为正。显然,从经济意义上来讲,不发达地区和国家的少儿抚养比很高,老人抚养比很低,该地区或国家较低的经济增长导致少儿抚养比进一步升高,老人抚养比进一步下降,少儿抚养比升高和老人抚养比下降都会导致储蓄率升高。在较高的收入水平上,人口特征是少儿抚养比低和老人抚养比高,随着收入水平提高,少儿抚养比下降和老人抚养比升高,造成储蓄率升高。总体上,模型(4)和(5)的结果与模型(1)和(2)的结论一致,这暗示着中间的传导机制符合逻辑。

根据前文分析,低收入国家人口的初始特征是少儿抚养比高和老人抚养比低,经济增长会造成少儿抚养比的升高和老人抚养比的下降。由回归结果发现少儿抚养比升高会导致储蓄率升高,老人抚养比下降也会导致储蓄率升高,这意味着低收入国家人口转变的特征产生的审慎储蓄行为效应高于养老储蓄行为效应。随着收入水平的提高,经济增长导致少儿抚养比下降和老人抚养比升高,因此,经济增长较快的高收入地区养老储蓄行为效应高于审慎储蓄行为效应,导致储蓄率升高;反之,经济增长较慢的高收入地区审慎储蓄行为效应高于养老储蓄行为效应,少儿抚养比下降和老人抚养比上升可能导致储蓄率下降。

(三)扩展分析 II:不同组别国家的人口转变和储蓄率特征

由于东亚、拉美、OECD 国家和非洲南撒哈拉地区国家处于不同收入水平和不同的人口转变阶段,因此上述两个分析结果暗示,在这些国家的经济增长作用下人口结构与储蓄率的关系也会不同。为了刻画这种差异,用变量 $rd1$ 、 $rd2$ 、 $rd3$ 和 $rd4$ 分别代替模型(1)和(2)交叉项中的人均实际收入自然对数。我们设定模型(6)和(7)如下:

$$gds_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{it} + \alpha_2 rgdplgr_{it} + \alpha_3 ydep_{it} + \alpha_4 ydep_{it} \times rgdplgr_{it} \times rd1 + \alpha_5 ydep_{it} \times rgdplgr_{it} \times rd2 + \alpha_6 ydep_{it} \times rgdplgr_{it} \times rd3 + \alpha_7 ydep_{it} \times rgdplgr_{it} \times rd4 + \alpha_8 gc_{it} + \alpha_9 trade_{it} + \alpha_{10} rd1 + \alpha_{11} rd2 + \alpha_{12} rd3 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\begin{aligned}
gds_{it} = & \beta_0 + \beta_1 y_{it} + \beta_2 rgdplgr_{it} + \beta_3 odep_{it} + \beta_4 odep_{it} \times rgdplgr_{it} \times rd1 \\
& + \beta_5 odep_{it} \times rgdplgr_{it} \times rd2 + \beta_6 odep_{it} \times rgdplgr_{it} \times rd3 + \beta_7 odep_{it} \\
& \times rgdplgr_{it} \times rd4 + \beta_8 gc_{it} + \beta_9 trade_{it} + \beta_{10} rd1 + \beta_{11} rd2 + \beta_{12} rd3 + \mu_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \quad (7)$$

与模型(1)和(2)相比,抚养比、人均实际收入自然对数及其增长率的交叉项在模型(6)和(7)中变为抚养比、人均实际收入增长率分别与4个变量 $rd1$ 、 $rd2$ 、 $rd3$ 和 $rd4$ 的交叉项,这意味着可变增长率效应可能因地区收入不同而出现差异。在模型(6)和(7)中由于存在不随时间变化的解释变量,我们仍然用 HT 方法进行估计。豪斯曼检验也显示,模型(6)中的 HT 估计方法既优于 FE 估计,也优于 RE 估计,模型(7)中的 RE 估计既优于 FE 方法,也优于 HT 估计,因此我们只列出模型(6)中 HT 方法的回归结果和模型(7)中的 RE 方法估计的回归结果,见表7。

第(1)和(2)列是模型(6)的回归结果,第(3)和(4)列是模型(7)的回归结果。

从表7可以发现,模型(6)和(7)中 $ydep$ 和 $odep$ 的系数与模型(1)和(2)的回归结果一样。从第(1)和(2)列的交叉项系数来看,地区虚拟变量 rd 与可变增长率效应 $ydep \times rgdplgr$ 的交叉项系数均显著为负。但从系数大小来看,非洲南撒哈拉地区少儿抚养比的可变增长率效应最小,OECD 国家少儿抚养比的可变增长率效应最高,东亚和拉美地区的可变增长率效应居中。由于东亚地区正处于经济快速发展阶段,人口转变在过去几十年中也较快,因此这些地区较高的增长率导致人口转变的养老储蓄行为效应较高,使得这些地区少儿抚养比与储蓄率具有负相关关系。然而,拉美和 OECD 国家的人均实际收入增长率较低,不足以使得少儿抚养比与储蓄率的关系具有负向相关关系,意味着这些国家少儿抚养比的下降产生的审慎储蓄行为效应高于养老储蓄行为效应,因而导致储蓄率下降。对于非洲南撒哈拉地区的国家来说,非常低的经济增长率更不足以抵消少儿抚养比与储蓄率的正相关性,这意味着随着收入水平提高,该地区少儿抚养比升高的审慎储蓄行为效应高于养老储蓄行为效应,因而储蓄率升高。

从第(3)和(4)列的交叉项系数来看,虽然只有 OECD 国家的经济增长与老人抚养比的交叉项系数具有统计意义的显著性,但所有的系数都是正的,因此这些系数仍然具有经济意义;由于东亚地区虚拟变量 $rd1$ 与 $odep$ 及 $rgdplgr$ 交叉项的系数较高,意味着该地区国家经济的高速增长可能会使老人抚养比与储蓄率具有正相关关系,因而老人抚养比升高的养老储蓄行为效应高于审慎储蓄行为效应。对于拉美地区和 OECD 国家(尤其是 OECD 国家)来说,较低的人均实际收入增长率会降低老人抚养比升高对储蓄率的副作用,但老人抚养比的升高仍使得储蓄率下降,这意味着老人抚养比升高的审慎储蓄行为效应高于养老储蓄行为效应。对于非洲南撒哈拉地区和国家

表 7 模型 (6) 和 (7) 的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	<i>gds</i>	<i>gds</i>	<i>gds</i>	<i>gds</i>
解释变量				
<i>rgdpl</i>	0.001 *** (0.000)		0.001 *** (0.000)	
<i>rgdpl₀</i>		0.001 *** (0.000)		0.001 *** (0.000)
<i>rgdplgr</i>	2.256 *** (0.539)	2.408 *** (0.537)	-0.157 (0.432)	-0.135 (0.435)
<i>ydep</i>	0.092 ** (0.043)	0.092 ** (0.043)		
<i>ydep×rgdplgr×rd1</i>	-0.039 *** (0.011)	-0.041 *** (0.011)		
<i>ydep×rgdplgr×rd2</i>	-0.031 *** (0.009)	-0.032 *** (0.009)		
<i>ydep×rgdplgr×rd3</i>	-0.056 ** (0.024)	-0.052 ** (0.025)		
<i>ydep×rgdplgr×rd4</i>	-0.022 *** (0.007)	-0.024 *** (0.007)		
<i>odep</i>			-0.837 *** (0.285)	-0.817 *** (0.286)
<i>odep×rgdplgr×rd1</i>			0.095 (0.069)	0.104 (0.069)
<i>odep×rgdplgr×rd2</i>			0.046 (0.047)	0.056 (0.047)
<i>odep×rgdplgr×rd3</i>			0.034 (0.027)	0.047 * (0.027)
<i>odep×rgdplgr×rd4</i>			0.099 (0.082)	0.097 (0.083)
<i>gc</i>	-0.156 ** (0.078)	-0.160 ** (0.079)	-0.142 * (0.078)	-0.146 * (0.078)
<i>trade</i>	0.034 *** (0.010)	0.034 *** (0.010)	0.031 *** (0.010)	0.031 *** (0.010)
<i>rd1</i>	20.373 *** (4.240)	20.291 *** (4.244)	16.513 *** (3.723)	16.401 *** (3.728)
<i>rd2</i>	8.767 *** (3.270)	8.653 *** (3.273)	8.876 *** (2.966)	8.734 *** (2.967)
<i>rd3</i>	9.546 ** (4.618)	9.124 * (4.701)	14.143 *** (5.354)	13.742 ** (5.395)
常数项	-3.036 (4.264)	-3.035 (4.274)	9.574 *** (2.918)	9.525 *** (2.924)
回归方法	HT 估计	HT 估计	RE 估计	RE 估计
观察值	529	529	529	529
国家数量	99	99	99	99

来说,非常低的经济增长率使得老人抚养比与储蓄率具有负相关关系,因而伴随着经济增长,这些国家老人抚养比的下降会使得审慎行为效应高于养老行为效应,因而储蓄率升高。

综合模型(6)和(7)的回归结果,我们可以做出以下判断:伴随着经济的快速增长,东亚国家少儿抚养比的快速下降和老人抚养比的快速升高增强了人们的养老储蓄动机,使得该地区国民储蓄率持续升高;由于经济增长率较低,拉美和 OECD 国家在少儿抚养比下降和老人抚养比升高的过程中,人口转变的审慎行为效应高于养老行为效应,导致储蓄率持续下降;由于较低的增长率,非洲南撒哈拉地区少儿抚养比的升高和老人抚养比的下降使得审慎行为效应高于养老行为效应,导致储蓄率上升。

四 结论和启示

本文利用跨国面板数据研究人口结构对储蓄率的影响。结果发现,较低收入的地区在经济增长过程中,储蓄率因少儿抚养比的升高和老人抚养比的下降而上升;随着收入水平提高如东亚地区,在经济增长过程中,储蓄率随着少儿抚养比的下降和老人抚养比的升高而上升;在更高收入发达阶段,如拉美和 OECD 国家,在经济增长过程中,少儿抚养比的下降和老人抚养比的升高会导致储蓄率下降。

上述结果对于中国借助人口转变推动经济发展方式转型具有借鉴意义。中国一直实施强有力的计划生育政策,但是经济的快速发展也使得家庭的生育观发生巨大变化,生育越来越具有内生性,虽然生育的数量仍受到很大的控制,但是晚婚晚育已造成人口生育率降低到发达国家的水平。随着未来经济增长率的下降,少儿抚养比进一步下降的空间不大,但预期寿命的提高会加剧老龄化过程,导致储蓄率下降。因此,未来人口转变的特征要求我们要更重视人力资本的培育,促进人力资本在经济发展中的作用。

参考文献:

- 舒尔茨(2005):《人口结构和储蓄——亚洲的经验证据及其对中国的意义》,《经济学(季刊)》第4卷第4期。
- 汪伟(2009):《经济增长、人口结构变化与中国高储蓄》,《经济学(季刊)》第9卷第1期。
- Barro, Robert J. and Sala-i-Martin, Xavier I. *Economic Growth*. 2nd Edition. The MIT Press, 2004.
- Becker, G. S. and Barro, R. J. "A Reformulation of the Economic Theory of Fertility." *Quarterly Journal of Economics*, 1988, 103, pp.1-26.
- Becker, Gary S. and Barro, R. J. "Fertility Choice in a Model of Economic Growth." *Econometrica*, 1989, 57(2), pp.481-501.

- Becker, G. S. and Lewis, H. G. "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children." *Journal of Political Economy*, 1973, 81, pp.279-288.
- Bernheim, B. D.; Shleifer, A. and Summers, L. "The Strategic Bequest Motive." *Journal of Political Economy*, 1985, 93, pp.1045-1076.
- Blackburn, K. and Cipriani, G. P. "Endogenous Fertility, Mortality and Growth." *Journal of Population Economics*, 1998, 11(4), pp.517-534.
- Blackburn, K. and Cipriani, G. P. "A Model of Longevity, Fertility and Growth." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2002, 26(2), pp.187-204.
- Bloom, D. E. and Williamson, J. G. "Demographic Transitions and Economic Miracles in Emerging Asia." *The World Bank Economic Review*, 1998, 12(3), pp.419-455.
- Bloom, David E.; Canning, David; Mansfield, Richard K. and Moore, Michael. "Demographic Change, Social Security Systems, and Savings." *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54, pp.92 - 114.
- Bosworth, Barry and Chodorow-Reich, Gabriel. "Saving and Demographic Change: The Global Dimension." SSRN working paper No.1299702, 2007.
- Caldwell, J. C. "Toward a Restatement of Demographic Transition Theory." *Population and Development Review*, 1976, 2(3-4), pp.321-366.
- Caldwell J. C. "A Theory of Fertility: From High Plateau to Destabilization." *Population and Development Review*, 1978, 4, pp.553-578.
- Cervellati, Matteo and Sunde, Uwe. "Human Capital, Mortality and Fertility: A Unified Theory of the Economic and Demographic Transition." IZA working paper No. 2905, 2007.
- Chakraborty, S. "Endogenous Lifetime and Economic Growth." *Journal of Economic Theory*, 2004, 116, pp.119-137.
- Chamon, M. and Prasad, E. "Why are Saving Rates of Urban Households in China Rising?" *IMF Working Paper* No. 145, 2008.
- Cox, D. "Motives for Private Income Transfers." *Journal of Political Economy*, 1987, 95, pp.508-546.
- Cutler, D.; Deaton, A. and Lleras-Muney, A. "The Determinants of Mortality." *Journal of Economic Perspectives*, 2006, 20(4), pp.97-120.
- Desai, S. and Alva, S. "Maternal Education and Child Health: Is There a Strong Causal Relationship?" *Demography*, 1998, 35(1), pp.71-81.
- Desai, Roberta. "Household Saving and Wealth in China: Some Evidence from Survey Data." University of Cambridge working paper No. 9112, 1991.
- Ehrlich, Isaac and Lui, Francis T. "The Problem of Population and Growth: A Review of the Literature from Malthus to Contemporary Models of Endogenous Population and Endogenous Growth." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1997, 21(1), pp.205-242.
- Fry, Maxwell J. and Mason, Andrew. "The Variable Rate-of-Growth Effect in the Life-Cycle Saving Model." *Economic Inquiry*, 1982, XX, pp.426-442.

- Gupta, K. L. "Dependency Rates and Savings Rates; Comment." *American Economic Review*, 1971, 61(3), pp.469-471.
- Hausman, J. A. and Taylor, W. E. "Panel Data and Unobservable Individual Effects." *Econometrica*, 1981, 49, pp.1377-1398.
- Higgins, Matthew and Williamson, Jeffrey G. "Age Structure Dynamics in Asia and Dependence on Foreign Capital." *Population and Development Review*, 1997, 23(2), pp.261-293.
- Jackson, Jr. Andrew. "Demographic Transition." *School of Doctoral Studies European Union Journal*, 2010,2, pp.148-163.
- Jefferson, Gary. "The Impact of Economic Structure on Fertility, Saving, and Retirement Behaviour of Chinese Households." *Journal of Asian Economics*, 1990, 1(2), pp.205-223.
- Kelley, A. C. and Schmidt, R. M. "Saving, Dependency and Development." *Journal of Population Economics*, 1996, 9(4), pp.365-386.
- Kinugasa, Tomoko and Mason, Andrew. "Why Countries Become Wealthy: The Effects of Adult Longevity on Saving." *World Development*, 2007, 35(1), pp.1-23.
- Kraay, Aart. "Household Saving in China." *The World Bank Economic Review*, 2000, 14(3), pp.545-570.
- Leff, Nathaniel H. "Dependency Rates and Savings Rates." *American Economic Review*, 1969, 59(5), pp.886-896.
- Levy, V. "Cropping Pattern, Mechanization, Child Labor, and Fertility Behavior in a Farming Economy: Rural Egypt." *Economic Development and Cultural Change*, 1984, 33, pp.777-791.
- Li, Hongbin; Zhang, Jie and Zhang, Junsen. "Effects of Longevity and Dependency Rates on Saving and Growth: Evidence from a Panel of Cross Countries." *Journal of Development Economics*, 2007, 84, pp.138-154.
- Malmberg, Bo and Sommestad, Lena. "Four Phases in the Demographic Transition: Implications for Economic and Social Development in Sweden 1820-2000." Institute for Futures Studies working paper No.2000.6, 2000.
- Mason, A. "National Saving Rates and Population Growth: A New Model and New Evidence," in D. A Johnson and R. Lee, eds., *Population Growth and Economic Development: Issues and Evidence*. Madison: University of Wisconsin Press, 1987.
- Mason, A. "An Extension of the Life-Cycle Model and its Application to Population Growth and Aggregate Saving." East-West Center, Honolulu, HI, working paper No.4, 1981.
- Mason, A. "Saving, Economic Growth, and Demographic Change." *Population and Development Review*, 1988, 14(1), pp.113-144.
- Masson, Paul R.; Bayoumi, Tamim and Samiei, Hossein. "International Evidence on the Determinants of Private Saving." *The World Bank Economic Review*, 1998, 12(3), pp.483-501.
- Modigliani, F. and Brumberg, R. "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of the Cross-Section Data," in Kenneth K. Kurihara, eds., *Post-Keynesian Economics*. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press, 1954.
- Modigliani, F. and Cao, S. L. "The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis." *Journal of Eco-*

conomic Literature, 2004, 42(1), pp. 145–170.

Pudney, Stephen. “Income, Wealth, and the Life Cycle: A Non-Parametric Analysis for China.” *Journal of Applied Econometrics* 1993, 8(3), pp. 249–276.

Rosenzweig, M. R. and Evenson, R. “Fertility, Schooling, and the Economic Contribution of Children in Rural India: An Econometric Analysis.” *Econometrica*, 1977, 45, pp. 1065–1079.

Samuelson, P. A. “An Exact Consumption Loan Model of Interest, with or without the Social Contrivance of Money.” *Journal of Political Economy*, 1958, 66(5), pp. 467–482.

Sheshinski, Eytan. “Longevity and Aggregate Savings.” CESifo working paper No. 1828, 2009.

Soares, R. “Mortality Reductions, Educational Attainment, and Fertility Choice.” *American Economic Review*, 2005, 95(3), pp. 580–601.

Soares, R. “The Effect of Longevity on Schooling and Fertility: Evidence from the Brazilian Demographic and Health Survey.” *Journal of Population Economics*, 2006, 19(1), pp. 71–97.

Song, Zheng Michael and Yang, Dennis Tao. “Life Cycle Earnings and the Household Saving Puzzle in a Fast-Growing Economy.” Mimeo Chinese University of Hong Kong, 2010.

Thompson, Warren S. “Population.” *The American Journal of Sociology*, 1929, 34(6), pp. 959–975.

Van den Berg, G. J.; Lindeboom, G. M. and Portrait, F. “Economic Conditions Early in Life and Individual Mortality.” *American Economic Review*, 2006, 96(1), pp. 290–302.

Wang, L. “Determinants of Child Mortality in LDCs—Empirical Findings from Demographic and Health Surveys.” *Health Policy*, 2003, 65(3), pp. 277–299.

附录:样本国家名称

东亚地区(13个经济体):柬埔寨、中国、中国香港、印度尼西亚、韩国、老挝、马来西亚、蒙古、巴布亚新几内亚、菲律宾、新加坡、泰国、越南;

拉美地区(23个国家):阿根廷、玻利维亚、巴西、智利、哥伦比亚、哥斯达黎加、古巴、多米尼加、厄瓜多尔、萨尔瓦多、危地马拉、海地、洪都拉斯、牙买加、墨西哥、尼加拉瓜、巴拿马、巴拉圭、秘鲁、波多黎各、特立尼达和多巴哥、乌拉圭、委内瑞拉;

OECD(28个国家):澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、捷克、丹麦、爱沙尼亚、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、爱尔兰、以色列、意大利、日本、荷兰、新西兰、挪威、波兰、葡萄牙、斯洛伐克、斯洛文尼亚、西班牙、瑞典、瑞士、英国、美国;

撒哈拉以南非洲(37个国家):安哥拉、贝宁、博茨瓦纳、布基纳法索、布隆迪、喀麦隆、中非共和国、乍得、刚果民主共和国、刚果共和国、象牙海岸、厄立特里亚、埃塞俄比亚、加纳、几内亚共和国、肯尼亚、莱索托、利比亚、马达加斯加、马拉维、马里、毛利塔利亚、毛里求斯、莫桑比克、纳米比亚、尼日尔、卢旺达、塞内加尔、塞拉利昂、索马里、南非、苏丹、坦桑尼亚、多哥、乌干达、赞比亚、津巴布韦。

(截稿:2013年1月 责任编辑:李元玉)

FDI、环境监管与能源消耗： 基于能耗强度分解的经验检验

张 宇 蒋殿春*

内容提要 本文从外资进入对中国能源消耗所产生的影响这一基本问题出发,通过构造特定的能耗强度指标对各地区的能耗状况进行评价,并将其进一步分解得到影响能耗强度变动的产业结构、总体技术进步与地区相对技术进步指标。以此为基础对外资进入与政府监管在地区能耗强度变化过程中所起到的作用,以及外资进入与政府监管之间的相互反馈作用进行经验检验。结果表明,外资企业的进入并未引起中国产业结构向高能耗行业转移,同时外资的流入显著促进了当地和其他地区节能技术的应用,并对当地的环境监管起到明显的强化作用。尽管外资流入会通过弱化其他地区的环境监管引起这些地区能耗强度的提升,但其在节能降耗方面的总体影响仍是积极的。

关键词 能源消耗 环境监管 外商直接投资

一 引言

改革开放以来,中国经济经历了30年的高速增长,但高投入和高消耗的粗放型增长模式造成了沉重的资源与环境压力,能源消耗的不断增长便是这种压力的集中表现之一。根据国际能源机构(International Energy Agency, IEA)的统计,2009年中国全年

* 张宇:南开大学国际经济研究所 天津市南开区卫津路94号南开大学经济学院12层 300071 电子邮箱:zhangyu_nk@126.com;蒋殿春:南开大学国际经济研究所。

本文感谢南开大学基本科研业务费专项基金项目“财政分权、市场分割与FDI的区域内及区域间技术溢出效应”(NKZXB10038)的资助。感谢匿名审稿人对本文提出的中肯意见。当然,文责自负。