

人口出生率、年龄结构与金融发展

刘方,李正彪

(云南师范大学 经济与管理学院,云南 昆明 650500)

[摘要] 基于Basso等人研究的理论模型,并扩展解析了出生率对金融发展的作用机制,同时运用我国31个省(自治区、直辖市)2005—2016年的面板数据,实证研究了人口出生率、年龄结构对金融发展的影响。结果发现:(1)人口出生率、年龄结构对金融发展具有显著的负向作用,这一结论在改变因变量和其他控制变量,增加多种估计方法时仍然成立,符合“老年安全假说”;(2)在我国计划生育政策控制较弱的地区,人口出生率、年龄结构则显著正向影响金融发展,这与该地区人力资本稀缺有关。因此,在推进我国金融改革与发展的过程中,商业银行应转变金融服务方式、增加产品供给和优化网点布局,以满足人口条件变动对金融服务的各类需求。

[关键词] 人口出生率;人口结构;金融发展;计划生育政策;年龄结构;生育率;金融结构;人口条件变动

[中图分类号] F124 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2019)03-0117-11

一、引言

改革开放以来,随着我国计划生育政策的实施,我国生育水平和人口结构发生了巨大变化。一方面,出生率下降较多。人口出生率从1978年的18.25‰下降到2016年的12.95‰,人口自然增长率甚至更低(2016年为5.86‰)。另一方面,人口少子化和老龄化趋势不断凸显。截至2016年末,我国0—14岁人口有23008万人,占总人口的16.7%,相比1982年下降了约17个百分点,少儿抚养比下降到22.9%;65岁及以上人口有15003万人,占总人口的10.8%,较1982年提高了5.9个百分点,而且占比一直呈上升趋势,老年抚养比上升到15%。与此同时,2016年我国金融业增加值占国内生产总值(GDP)的8.2%,贡献率从1978年的1.9%上升到2015年的15.2%,2016年略微下降到7.1%,拉动经济增长0.5个百分点,金融业对经济发展起到越来越重要的作用。

人口出生率和少儿抚养比的下降,意味着家庭养育子女费用的减少,使当期的家庭储蓄提高,从而促进了银行等金融中介的发展。但是,人口出生率和少儿抚养比的下降,却不利于社会劳动力供给和人力资本投资的增加,进而会影响家庭未来的收入和储蓄结构。因此,子女数量直接影响家庭用于未来养老的预防性储蓄,进而影响一个地区或一国金融发展程度。

换句话说,我国人口出生率和年龄结构的变化究竟是提高还是降低了我国的金融发展?其作用机制是什么?这需从理论和实证两个维度进行剖析,并且研究人口出生率、年龄结构对金融发展的影响有其重要的现实意义,这有助于我们深入了解人口问题,为我国经济金融发展提出针对性的调节政策。

本文剩余部分的结构安排如下:第二部分为相关文献评述;第三部分为理论分析;第四部分为研究设计;第五部分为实证结果的分析;最后是全文的结论和政策启示。

二、文献评述

金融发展与经济增长文献中,制度质量、宗教文化、法制水平(法律起源)、对外开放、产权制度、社会资本等均被视为金融发展的决定因素,最近的研究则关注了非洲奴隶贸易对金融发展的影响^[1],但是对于从人口角度,尤其是从人口出生率、年龄结构的实证视角来解释金融发展的文献则相对较少。

在国内研究中,王平权较早探讨了人口与金融的关系^[2]。他认为,人口与金融二者是相互依赖、相互适应和

[收稿日期] 2018-06-12

[基金项目] 云南省哲学社会科学规划青年项目(QN2017011)

[作者简介] 刘方(1986—),男,贵州毕节人,云南师范大学经济与管理学院副教授,博士(后),硕士生导师,从事国际金融、银行管理和金融发展研究,E-mail:liufang198@163.com;李正彪(1971—),男,云南盈江人,云南师范大学经济与管理学院院长,教授,硕士生导师,博士,从事宏观经济、产业经济研究。

相互作用的关系(正、负效应同时存在)。李鸿雁和王超则分析了人口老龄化对商业银行、证券和保险业的影响,认为人口老龄化对我国金融业发展既有挑战,也带来诸多机遇^[3],李良松和姜天鹰的研究结论与此类似,他们认为人口老龄化将为我国债券市场发展带来机遇^[4],主要是因为人口结构会影响金融结构的变迁,从而既促进了金融业的发展,又使我国金融发展面临风险^[5]。袁志刚和余静文指出,在人口老龄化背景下,我国金融发展模式亟须向财富管理模式转变,以发挥市场在金融资源配置中的作用,纠正金融要素价格的扭曲^[6],而李德则认为,应大力发展养老产业,促进老年金融服务的发展^[7]。

国外研究则是探讨金融发展对生育率的影响。Steckel运用美国1850—1860年的统计数据,研究发现金融发展负向影响农村家庭的人口出生率^[8]。Cigno和Rosati研究德国、意大利、英国和美国的数据时,发现金融发展负向影响出生率(儿童妇女比)^[9-10]。Rammohan认为,当资本市场发展水平提高,父母能够获得更多回报时,出生率水平及在儿童方面的投资将会下降^[11]。Basso等人则运用19世纪美国东北部196个县的面板数据,研究发现金融发展(银行服务可得性、银行密度)与人口出生率呈负相关关系^[12]。Lehr从工资变动视角,认为金融发展能够使家庭劳动力供给从传统劳动密集型企业向现代企业转移以获得较高工资,这种劳动力配置决策降低了人口出生率^[13]。Habibullah等人研究发现,金融发展对生育率的影响存在国别差异,在发达国家金融发展显著正向影响生育率,而在发展中国家则是负向影响^[14]。

综上所述,国内对人口出生率、年龄结构与金融发展的研究大多停留于规范层面,或者讨论人口出生率或年龄结构和金融发展对经济增长、经常项目、产业结构等的影响^[15-17],未从实证角度研究人口出生率及年龄结构对金融发展的影响,国外则是探讨金融发展与生育率之间的关系。有鉴于此,本文承袭现有文献,通过借鉴Basso等人的理论框架,试图从理论和实证探讨人口出生率、年龄结构对金融发展的影响。

总体来看,在已有文献的基础上,本文可能的边际贡献有以下三点:首先,本文可能是国内首篇从人口视角(人口出生率、年龄结构)解释金融发展的文章。近年来,由于少子化、老龄化的加剧,其对金融市场、金融产品的影响日益增加,也会带来金融结构的变化,但从人口视角的实证研究较少,本文的研究在一定程度上可作为同类研究的重要补充。其次,内生性作为实证研究中必要的关注重点,本文亦考虑到人口出生率的内生性问题,并使用工具变量进行了估计分析,这为同类实证研究提供了一些可行的工具变量选择。最后,考虑了计划生育政策控制强弱对金融发展的影响,这为分析计划生育政策与金融发展关系提供了新的视角。

三、理论分析

根据Basso等人的研究,本文令 α 表示将来子女照顾父母的概率, β 表示父母所在地存在银行的概率,这样在父母年老时,他们就会享受当地银行提供的金融服务,即父母在年轻时通过工作获得收入而储蓄,在年老时取得储蓄回报, γ 表示父母至少接受子女或银行经济帮助的概率^[12]。

假若一个家庭生育 n 个子女,那么在父母年老时,所有子女都不照料其父母的概率为 $(1-\alpha)^n$,父母所在地并不存在银行的概率为 $1-\beta$ 。因此,父母至少接受子女或银行经济帮助的概率则表达为:

$$\gamma = 1 - [(1-\beta)(1-\alpha)^n] \quad (1)$$

式(1)中,若父母希望获得经济帮助的概率不低于 γ ,则其所在地存在银行的概率至少要大于 β^* ,也就是:

$$\beta > \beta^* = 1 - \frac{1-\gamma}{(1-\alpha)^n} \quad (2)$$

式(2)右边等式对 n 求偏导数得到:

$$\frac{\partial \beta^*}{\partial n} = (1-\gamma)(1-\alpha)^{-n} \ln(1-\alpha) < 0 \quad (3)$$

式(3)意味着,父母生育子女越多,所在地区存在银行的概率就越小,也就是说,父母生育子女的数量越少,所在地区存在银行的概率就越大。这样,父母在年老时就可以通过银行提供的金融服务度过余生,而不需要更多子女的照料和经济帮助。

另外,若考虑父母所在地银行存在的概率是当地经济发展水平 y 的线性增函数 $\beta = \kappa y$ ($\kappa > 0$,为常数),那么纳入人口结构变量的经济发展水平可表示为:

$$y = \frac{Y}{N} = \frac{Y}{L} \times \frac{L}{N} = \tilde{y} \times \frac{L}{N} = \tilde{y} \times \frac{1}{1 + fo + fy(n)} \quad (4)$$

式(4)中, y 是人均GDP, Y 是GDP总量, N 是人口数量, L 是劳动力数量, \bar{y} 是劳均GDP, f_0 是老年抚养比, $f_y(n)$ 是少儿抚养比,且假设是生育子女数目 n 的增函数 $f_y = wn(w > 0, \text{为常数})$ 。

对式(4)进行数学变换,得到人均GDP增长率的表达式:

$$g_y = g_{\bar{y}} - \ln[1 + f_0 + f_y(n)] \quad (5)$$

式(5)对出生率 n 求偏导有:

$$\frac{\partial g_y}{\partial n} = -\frac{w}{1 + f_0 + f_y} < 0 \quad (6)$$

因此,式(6)意味着,出生率的上升,及老年抚养比和少儿抚养比的上升均抑制了经济增长率,由此说明 $\beta \propto \frac{1}{n}$ 间接成立。

父母所在地存在银行的概率可视为是银行数目的多寡,反映的是这个地区的金融业发展水平,而父母生育子女数量的多少则视为人口出生率高低的反映。人口出生率的下降意味着对每个家庭而言(平均意义上),其抚养子女数目的减少(少儿抚养比下降),花费在子女身上的支出降低(消费减少),从而以当前获得的收入进行更多储蓄(投资增加),就可为年老时消费提供充足的保障性资金。

因此,人口出生率的下降提高了父母对金融服务的需求,相应的金融机构、金融产品与金融市场得到发展,这里将这一作用机制称为“老年安全假说”^①,强调的是金融机构、金融市场的安全保障作用,而不是强调依靠子女提供经济帮助以保障父母年老时的消费支出。所以,这种机制作用的发挥经过“出生率下降—支出减少—储蓄增加—金融发展”这一逻辑链条,其理论依据是生命周期理论,人口出生率、少儿抚养比和老年抚养比的下降均会提高储蓄率^[18]。

四、研究设计

(一) 计量模型

为了探讨人口出生率、年龄结构对金融发展水平的影响,根据前述的理论分析,本文设立如下的计量模型:

$$\ln fd_{it} = \alpha + \beta_1 \ln brate_{it} + \beta_2 \ln ps_{it} + \beta_3 \ln brate_{it} \times \ln ps_{it} + \gamma' c_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式(7)中,下标 i 表示地区, t 表示时间, $\ln fd_{it}$ 表示地区金融发展水平, $\ln brate_{it}$ 表示地区人口出生率, $\ln ps_{it}$ 表示地区年龄结构, $\ln brate_{it} \times \ln ps_{it}$ 表示人口出生率和年龄结构的交叉项, c_{it} 表示其他影响地区金融发展水平的控制变量, v_i 表示非观测的地区固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

式(7)中,我们预期 $\beta_1 < 0$,这就意味着人口出生率负向影响金融发展。否则,人口出生率对金融发展就具有正向作用。 β_2 的系数符号不确定,一方面,若年龄结构偏年轻型,则因年轻人工作而拥有较多储蓄,从而正向影响金融发展。另一方面,若年龄结构偏老年型,则因老年人退出劳动力市场,他们只消费不储蓄就会带来储蓄率的下降或负储蓄^[19-20],从而不利于金融发展。交互项的系数 β_3 如果显著为负,则说明在人口出生率越低的地区,年龄结构对金融发展的影响就越小,即人口出生率降低了年龄结构对金融发展的作用,反之亦成立。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

被解释变量为地区金融发展水平的自然对数($\ln fd$)。关于金融发展指标的度量,Goldsmith最早提出金融相关比率(FIR),即在某一时刻上现存金融资产总额与国民财富之比来衡量一国的金融发展水平^[21]。Mckinnon则采用货币存量(M2)与国民生产总值(GDP)之比来衡量一国或地区金融发展,此时M2/GDP也称金融深化率^[22]。Levine、Crinò和Ogliari等使用商业银行向私人部门提供的信贷占GDP之比来衡量一国或地区的金融发展^[23-24],而Sviryzdenka将金融发展分解为深度、进入和效率3个方面,并构建了金融市场发展和金融机构发展两方面指数,运用主成分方法合成金融发展指标^[25]。

Neher和Caldwell提出的“老年安全假说”(Old-age Security Hypothesis),意指在缺乏金融市场(金融机构)时,子女可视为父母养老的安全资产,以便在父母年老时允许将子女收入提供给父母。因而,金融发展与出生率呈负相关关系。这与本文强调的出生率与金融发展的负相关关系不一致,虽然二者都呈负相关关系,但是作用机制不同。

由于中国缺乏省份或地区的金融资产、M2和金融效率等数据,因此根据前述理论分析,本文主要采用银行类金融机构的营业网点数表示金融发展水平^①,为了稳健起见,我们选择各地区金融机构的各项存款和贷款之和占GDP之比(*deposit*)^②作稳健性检验。各地区银行类金融机构营业网点数来自Wind数据库、历年《区域金融运行报告》,各项存款和贷款数据则来自历年《中国金融统计年鉴》。

2. 核心解释变量

(1)人口出生率(*lnbrate*)。根据人力资本理论,人口出生率或生育率下降将会影响到一国或地区劳动力和人力资本的积累或“人口红利”。从理论分析来看,随着人口出生率的不断下降,消费会下降,储蓄会上升,从而使金融发展得以提高。人口出生率数据来源于国家统计局网站《中国统计年鉴》。

(2)年龄结构(*lnps*)。根据生命周期理论,为使一生效用最大化,理性人会根据预期收入平滑少年、中年、老年三个阶段的消费,少年和老年是低储蓄,中年(成年)是高储蓄。然而,人口结构不仅是年龄结构,它还包括城乡结构、教育结构、性别结构等三个维度^[26],人口结构的四个方面突破了人口学变量特征和狭隘的人口结构概念,突出了人口与经济的联系。但是根据熊焰和丁莹、熊超的研究以及本文的目的^[27-28],选择少儿抚养比作为年龄结构的代理变量^③。此外,为了稳健起见,还选择了0~14岁人口占总人口的比重(人口抽样调查数据,*lnnum*)^④来衡量年龄结构进行稳健性分析,数据来源于国家统计局网站《中国统计年鉴》。

3. 控制变量

为了使本文的分析结论更为稳健,我们选择影响金融发展的一些关键控制变量,包括:地区经济发展水平(*lnrgdp*),使用各地区的人均GDP表示;对外贸易开放度(*lnopen*),使用各地区进出口总额占该地区GDP的比重表示,并用当年美元和人民币汇率的年平均价折合成以人民币为单位。崔巍和文景指出,居民的受教育程度、法律制度对金融发展水平存在显著影响^[29],故本文使用大专及以上学历教育程度的人数占6岁及以上人口的比例来衡量居民受教育程度(*lnedu*),使用樊纲等人测算的市场化指数中的第五个分项“市场中介组织的

表1 主要变量的相关系数及描述统计

	<i>lnfd</i>	<i>lnbrate</i>	<i>lnps</i>	<i>lnopen</i>	<i>lnedu</i>
<i>lnfd</i>	1				
<i>lnbrate</i>	-0.2966	1			
<i>lnps</i>	-0.1932	0.8287	1		
<i>lnopen</i>	0.1702	-0.3465	-0.5626	1	
<i>lnedu</i>	0.0871	-0.493	-0.7261	0.4649	1
最小值	6.3767	-5.22136	-2.34341	-3.4389	-4.7217
平均值	8.54675	-4.50409	-1.48245	-1.70158	-2.44603
最大值	9.7597	-4.02295	-0.8052	0.543196	-0.78834
中位数	8.64345	-4.45246	-1.43759	-1.99364	-2.43669
75%分位数	9.1187	-4.30878	-1.23169	-1.06597	-2.12403

资料来源:作者测算。

表2 各地区金融发展、人口出生率及少儿抚养比(2005—2016年均值)及排序

地区	<i>lnfd</i>	排序	<i>brate</i>	排序	<i>ps</i>	排序
广东	9.66	1	0.01141	17	0.24	17
山东	9.55	2	0.01242	15	0.22	20
四川	9.49	3	0.00968	23	0.25	14
河南	9.40	4	0.01196	16	0.29	8
江苏	9.38	5	0.00945	24	0.19	24
浙江	9.30	6	0.01036	19	0.18	25
河北	9.25	7	0.01283	11	0.24	16
湖南	9.13	8	0.01299	9	0.25	13
辽宁	9.03	9	0.00639	31	0.15	28
安徽	8.91	10	0.01280	12	0.28	11
湖北	8.89	11	0.01027	21	0.21	22
陕西	8.79	12	0.01011	22	0.22	21
江西	8.77	13	0.01359	7	0.32	4
黑龙江	8.73	14	0.00724	29	0.16	27
山西	8.70	15	0.01091	18	0.23	19
福建	8.64	16	0.01247	14	0.24	18
广西	8.63	17	0.01415	5	0.32	3
内蒙古	8.51	18	0.00933	25	0.19	23
吉林	8.49	19	0.00668	30	0.16	26
云南	8.49	20	0.01299	10	0.30	7
重庆	8.45	21	0.01028	20	0.25	15
甘肃	8.43	22	0.01253	13	0.26	12
贵州	8.37	23	0.01352	8	0.37	1
北京	8.24	24	0.00818	26	0.12	30
上海	8.11	25	0.00816	27	0.11	31
新疆	8.10	26	0.01588	2	0.30	6
天津	7.89	27	0.00789	28	0.14	29
海南	7.18	28	0.01465	4	0.29	10
宁夏	7.06	29	0.01404	6	0.30	5
青海	6.93	30	0.01473	3	0.29	9
西藏	6.46	31	0.01603	1	0.33	2

资料来源:作者根据2005—2016年各地区值求年平均计算得到。

①感谢匿名审稿人的意见。由于证券类机构营业网点数仅能获得总部在辖区内的证券公司数、期货公司数和基金公司数,而且除北京市、上海市、广东省数量较多外,其余各省份“总部设在辖区内证券类机构数”均较低,因此将其与银行类网点数相加,意义不大,而且对结果影响也较小。所以,我们采用了各地区金融机构存款余额和贷款余额之和占该地区生产总值(GDP)之比进行稳健性检验。

②感谢匿名审稿人的意见。由于证券类机构营业网点数仅能获得总部在辖区内的证券公司数、期货公司数和基金公司数,而且除北京市、上海市、广东省数量较多外,其余各省份“总部设在辖区内证券类机构数”均较低,因此将其与银行类网点数相加,意义不大,而且对结果影响也较小。所以,我们采用了各地区金融机构存款余额和贷款余额之和占该地区生产总值(GDP)之比进行稳健性检验。

③我们也选择总抚养比进行过回归分析,结果与少儿抚养比类似(符号仍然显著为负);而选择老年抚养比时,结果则刚好相反(符号为正,个别显著)。

④0—14岁人口和总人口数(人口抽样调查数据)均缺失2010年的数据,本文使用SPSS软件,运用线性插值法将其补齐,作为缺失值的代理变量。

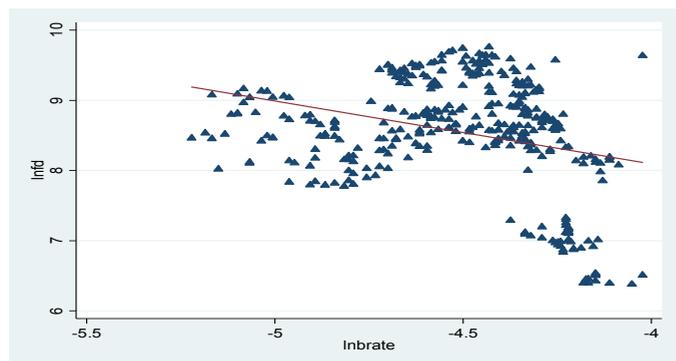


图1 人口出生率与中国各地区金融发展

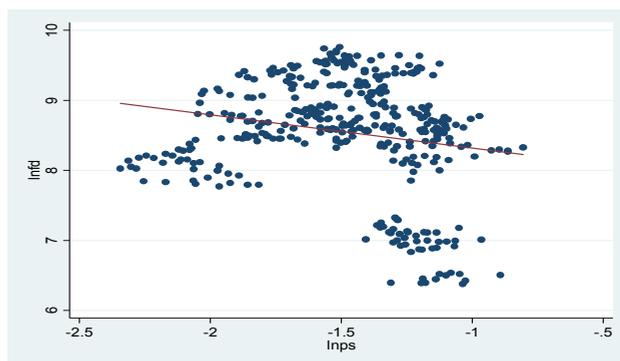


图2 少儿抚养比与中国各地区金融发展

发育和法律制度环境”的数据来衡量各地区的法律制度水平 (*legal*), 数据分别取自于《中国统计年鉴》和樊纲等主编的《中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2011 年报告》和王小鲁等主编的《中国分省份市场化指数报告 (2016)》^[30-31]。

上述数据中,除了法律制度水平的样本期为 2008—2014 年外,其余所有变量的样本期均为 2005—2016 年,为了避免异方差带来估计结果的不一致和有偏,对除法律制度水平以外的所有数据取自然对数。

(三) 描述统计

表 1 报告了主要变量的相关性检验及描述统计结果^①。从中不难发现,绝大部分解释变量与被解释变量之间的关系与预期相一致,其中,人口出生率、人口结构与金融发展之间的 Pearson 相关系数分别为 -0.2966 和 -0.1932。2005—2016 年我国 31 个省市(自治区、直辖市)银行类金融机构网点平均为 8.55 个(对数值),最大时也仅有 9.76 个,其他变量也展示了各地区之间的差异。

考虑到中国各地区金融发展不平衡的事实,为了初步考察人口出生率和人口结构(少儿抚养比)与金融发展之间的关系,本文测算了 2005—2016 年对数化的银行类金融机构营业网点数、未对数化的人口出生率和少儿抚养比的均值以及各自在全国的排序,结果报告在表 2 中。

从表 2 中可观察到,银行类金融机构网点数较高的地区,其人口出生率和少儿抚养比均较低。例如,广东省的银行类金融机构网点数全国最高,排名第 1,但是其人口出生率和少儿抚养比排名第 17,山东省的银行类金融机构网点数排名第 2,人口出生率和少儿抚养比分别排名第 15 和第 20。与此类似,银行类金融机构网点数越低的地区,人口出生率和少儿抚养比排名越靠前,例如,银行类金融机构网点数最低的西藏,其人口出生率和少儿抚养比分别排在第 1 位和第 2。

因此,人口出生率和少儿抚养比越低的地区其金融发展水平越高,这与图 1 和图 2 显示的负相关关系一致,但这仅仅是无条件相关,还需要在控制其他影响因素的条件下通过严格的计量分析才能得出确切的结论。

五、计量结果分析

(一) 初步估计结果

由于是面板数据(短面板, $n=31, T=12$),在回归之前需要进行模型选择判断,通常使用 F 检验、LM 检验及 Hausman 检验选择固定效应、随机效应还是混合回归模型^②。在本文中,经过三种检验发现,选择固定效应回归模型更为合适。表 3 报告了固定效应模型的估计结果,为了克服异方差的影响,估计时使用了聚类稳健标准误。表 3 中的列(1)是不加入法律制度水平时的回归结果,列(2)是加入法律制度水平的回归结果。从列(1)、列(2)可以看出,人口出生率和年龄结构(少儿抚养比)及其交叉项对地区金融发展的影响为负,并在 10% 以下的水平

①由于法制水平的样本期与其他变量不一致,故未列出,而且在后面的稳健性检验中,也不再纳入法制水平变量。

②F 检验的原假设是“所有的 $u_i = 0$ ”,拒绝原假设说明固定效应模型优于混合回归;LM 检验的原假设是“ $\sigma_u^2 = 0$ ”,拒绝原假设说明原模型中应该有一个反映个体特性的随机扰动项,而不应该使用混合回归;Hausman 检验的原假设是“ u_i 与 x_{it}, z_i 不相关”,拒绝原假设则认为应该使用固定效应模型,而非随机效应模型。

上显著,这与前述理论和事实分析相一致。回归系数显示,人口出生率和少儿抚养比每下降1%,将会带来至少0.55%和1.3%金融发展水平的提高。

为了考察人口出生率、年龄结构是否稳健地影响了地区金融发展水平,将样本分为东部、中部、西部三个子样本^①,以及按照金融发展水平的中位数值(8.64345)对样本进行划分,即若 $\ln fd \geq 8.64345$,则归为高金融发展组,否则为低金融发展组,估计结果如表3的列(3)一(7)。从中不难发现,人口出生率和年龄结构(少儿抚养比)及其交叉项对地区金融发展的影响为负,但是不具有统计上的显著性,而且西部地区的作用力度远大于东部和中部,金融发展较低的地区(和年份),人口出生率和年龄结构的抑制作用较大,“老年安全假说”成立。

在控制变量中,地区人均GDP促进了地方金融发展水平,这与大多数文献估计结果相符。对外贸易开放的估计系数大多显著为负,其原因可能是由于贸易开放过快导致国内企业面临更多外部冲击,国内竞争压力凸显,生产要素、商品价格波动加剧、国内投资的波动性增大,从而可能抑制金融发展^[32]。另外,对外贸易开放带来的“竞争效应”使国内在位企业受到影响,这些国内企业可能采取不正当的竞争手段,阻滞政府实施贸易开放政策,进而恶化市场经济环境,抑制该地区的金融发展。居民受教育程度对地区金融发展水平的影响显著为正,这与Guiso等人、崔巍和文景的结果一致^[29,33]。因为教育水平更高的金融从业者和投资者能够为金融行业的发展做出积极贡献,他们要么推动金融业创新、要么推动金融契约交易活跃。法律制度水平也与地区金融发展存在显著的正相关关系,这说明,地区法制化水平的提高,其给予债权人对企业具有充分的要求权、契约执行效率越高、企业信息披露越充分,该地区金融发展就越好^[34-35]。

(二) 工具变量GMM估计结果

由于严重的内生性问题将会导致普通最小二乘法(OLS)有偏和非一致,因此,内生性问题在越来越多的实证研究中得到普遍关注。在本文中,导致内生性问题的一个原因可能是人口出生率和地区金融发展之间存在双向因果关系,表现为人口出生率和随机误差项存在相关关系。金融发展通过改善居民金融服务可及性,从而使父母获得更多资金支持,这时就不需要接受更多子女的经济帮助,人口出生率得以下降^[36],为了克服内生性问题带来的估计偏误,本文使用工具变量估计(IV)法重新检验前述结论。

一个合格的工具变量必须满足两个条件:一是其与内生变量之间具有相关性,二是工具变量本身是外生的。本文尝试使用“每万人拥有的卫生技术人员”作为人口出生率的工具变量^②,原因在于医疗水平对人口出生率可能产生正向影响,而与金融发展不相关,满足工具变量的两个条件。为了增强估计的有效性,我们还选取人

表3 固定效应模型的初步估计结果

因变量=lnfd	分组回归						
			东部	中部	西部	高金融发展组	低金融发展组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>lnbrate</i>	-0.5522* (-2.0281)	-0.5504* (-1.8787)	-0.6016* (-2.1078)	-0.6531 (-0.4996)	-0.8384 (-1.7629)	-0.3636 (-1.1549)	-0.5605 (-1.4088)
<i>lnps</i>	-1.3879* (-1.9738)	-1.5511*** (-2.9115)	-1.6590** (-2.2819)	-0.8558 (-0.2415)	-2.3918 (-1.6464)	-0.7511 (-0.9809)	-1.3836 (-1.3586)
<i>lnbrate×lnps</i>	-0.3546** (-2.2366)	-0.3462** (-2.6976)	-0.4081** (-2.6461)	-0.2193 (-0.2700)	-0.6110* (-1.8304)	-0.1963 (-1.1619)	-0.3995 (-1.7161)
<i>lnrgdp</i>	0.0490 (1.2764)	0.1451*** (4.5753)	0.0715 (1.1368)	0.0329 (0.6100)	0.0777 (1.6959)	0.0119 (0.3345)	0.1097** (2.2849)
<i>lnopen</i>	-0.0497** (-2.3230)	0.0006 (0.0207)	-0.1396*** (-3.6283)	-0.0740 (-0.9964)	0.0022 (0.0983)	-0.0609** (-2.8754)	-0.0120 (-0.4899)
<i>lnedu</i>	0.1073** (2.2091)	0.0173 (0.6993)	0.0661 (1.1549)	0.0908 (1.2084)	0.0940 (1.3406)	0.1177*** (3.9334)	0.0754 (1.1988)
<i>legal</i>		0.0085*** (2.8044)					
常数项	6.0663*** (5.5636)	4.5796*** (3.4996)	5.6271*** (3.3768)	5.9675 (0.9823)	4.3332** (2.7181)	7.7531*** (4.7008)	5.1293*** (3.6604)
样本量	372	217	156	72	144	186	186
R ²	0.343	0.600	0.541	0.201	0.324	0.323	0.368
截面数	31	31	13	6	12	19	18
地区固定	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes

注:括号里为稳健t值,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

①东部地区13个省(直辖市),包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南、辽宁、吉林和黑龙江;中部地区6个省,包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区12个省(自治区、直辖市),包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

②此外,我们也使用计划生育率(出生政策符合率)作为人口出生率的工具变量。在同时使用每万人拥有的卫生技术人员数和计划生育率进行GMM估计时,检验发现计划生育率是冗余工具变量,而每万人拥有的卫生技术人员数则不是,因此我们选择该指标作为人口出生率的工具变量。

③当工具变量个数多于内生解释变量个数时,对面板数据进行GMM估计会更有效率。

口出生率的滞后一期作为工具变量进行多重工具变量 GMM 估计^③,估计结果见表4。

表4的列(1)结果表明,使用工具变量 GMM 估计后,相比未使用工具变量的估计结果,人口出生率、年龄结构及交叉项系数的显著性下降,但是符号并未改变,而控制变量的符号也未改变,显著性水平由原来的 10% 变为 1%,说明使用工具变量估计并未改变前文结论,进一步证实“老年安全假说”。关于工具变量效果的评判条件有三:其一,Cragg-Donald Wald F 统计量的值为 14.5,大于经验值 10,表明工具变量与内生变量之间具有较强的相关关系。其二,Anderson canon. corr. LM 值为 27.07,且在 1% 水平上显著,拒绝工具变量识别不足的原假设,而且 Cragg-Donald Wald F 值大于 Stock-Yogo 检验 15% 水平上的临界值(11.59),由此可拒绝工具变量弱识别的假定。其三,Sargan 过度识别检验值不具有统计意义上的显著性,即不能在 10% 以内的水平上拒绝工具变量是过度识别的原假设。

(三) 稳健性检验

为了保证估计结果可靠,有必要进行稳健性检验,本文主要从五个方面进行检验。

第一,考虑金融发展和年龄结构的不同衡量指标。为检验上述结论,我们采用金融机构各项存贷款之和占该地区生产总值之比和 0-14 岁人口占总人口的比重(*ln num*)对模型进一步做固定效应估计,见表 4 中的列(2)和列(3)。结果发现,人口出生率和少儿抚养比对金融机构各项存贷款余额占 GDP 之比(*deposit*)的影响为负,二者交叉项的系数亦为负值,但均不具有统计显著性,说明我国人口增加并不一定导致储蓄和贷款余额下降。0-14 岁人口占总人口的比重与地区金融发展显著负相关,而其与人口出生率的交叉项系数也显著为负,人口出生率与地区金融发展仍显著负相关。也就是说,改变年龄结构的度量指标后,其余变量的符号均未发生变化,而且系数也很显著,进一步表明估计结果的稳健性。

第二,剔除异常样本值。考虑到中国地区金融发展的差异性,以及人口出生率和年龄结构可能存在异常值对本文结果产生不利影响。为了剔除异常样本值的影响,按照毛其淋的做法^[37],分别计算出在样本期内各地区人口出生率、年龄结构和金融发展的均值以及它们的 10% 和 90% 分位数值,然后把样本中均值低于各自指标的 10% 分位数值和高于 90% 分位数值地区予以剔除,得到 17 个省区的样本数据^①。另外,将所有变量做缩尾处理,同时删除 1% 和 99% 分位的数据进行固定效应估计,结果报告在表 4 中的列(4)和列(5)。从中不难发现,人口出生率和年龄结构及其交叉项仍然显著负向影响地区金融发展。以剔除异常值的回归系数为例,其经济学含义是,若我国人口出生率和少儿抚养比分别下降 1%,将会带来金融发展水平 1.4% 和 4% 的提高,其他情况含义

表 4 稳健性检验结果

因变量=lnfd	(1) IV-GMM	(2) 引入金融机构存贷款 余额占比	(3) 引入其他 人口结构变量	(4) 剔除 异常值	(5) 缩尾 处理
<i>lnbrate</i>	-0.4626 (-0.6961)	-0.5527 (-1.6494)	-0.8744** (-2.5169)	-1.3981** (-2.4119)	-0.4898** (-2.3259)
<i>lnps</i>	-1.1322 (-0.7644)	-0.7676 (-0.9411)		-3.9159** (-2.3471)	-1.1928** (-2.1256)
<i>lnbrate×lnps</i>	-0.2795 (-0.8384)	-0.2599 (-1.4732)		-0.9064** (-2.4475)	-0.3133** (-2.5388)
<i>lnrgdp</i>	0.0906*** (4.2813)	0.1125** (2.2126)	0.0564 (1.5297)	-0.0113 (-0.2795)	0.0431 (1.2127)
<i>lnopen</i>	-0.0343** (-2.1755)	-0.0842*** (-3.0414)	-0.0469** (-2.0735)	-0.0198 (-0.6287)	-0.0458** (-2.0821)
<i>lnedu</i>	0.0804*** (3.3164)	0.2391*** (4.8288)	0.1084** (2.2635)	0.1750*** (3.8346)	0.1218*** (2.9187)
<i>lnnum</i>			-1.6663** (-2.1821)		
<i>lnbrate×lnnum</i>			-0.4398** (-2.5779)		
常数		-1.6206 (-0.9429)	4.8019*** (3.1936)	3.2465 (1.2984)	6.4598*** (7.8620)
样本量	341	372	372	204	372
R ²	0.438	0.578	0.355	0.308	0.338
截面数	31	31	31	17	31
地区固定	yes	yes	yes	yes	yes
Anderson canon. corr. LM 值	27.07***				
Cragg-Donald Wald F 值	14.50				
Sargan 过度识别检验	2.001				

注:括号里为 *t* 统计值,***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。Anderson canon. corr. LM 检验的原假设是工具变量识别不足,若拒绝原假设说明工具变量可识别;Cragg-Donald Wald F 检验的原假设工具变量是弱识别,若拒绝原假设说明不是弱工具变量;Sargan 工具变量过度识别检验,其原假设是“所有工具变量都是外生的”,若接受原假设则说明工具变量是外生的,与扰动项不相关。

①剔除的地区包括北京、天津、上海、山东、四川、贵州、广东、青海、宁夏、西藏、新疆、辽宁、黑龙江、吉林等。

类似。控制变量中的地区经济发展水平估计系数不再显著,且符号发生了改变,但不对我们所关心的主要变量结果产生影响。

第三,动态面板方法估计。考虑到金融发展具有一定的持续特征,即当前的金融发展可能依赖于过去的水平而存在惯性,有必要在式(4)的基础上引入被解释变量的一阶滞后项,并将其扩展为如下形式的动态面板模型:

$$\ln fd_{it} = \alpha + \lambda \ln fd_{it-1} + \beta_1 \ln brate_{it} + \beta_2 \ln ps_{it} + \beta_3 \ln brate_{it} \times \ln ps_{it} + \gamma' c_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

滞后项 $\ln fd_{it-1}$ 的引入可以降低计量模型设定的偏误,从而可能提高估计精度。为使估计更为准确、稳健,本文同时使用系统 GMM 和差分 GMM 两种动态面板 GMM 估计方法。差分 GMM 是将式(8)进行一阶差分,然后用内生变量的水平滞后项作为水平项的工具变量,而系统 GMM 则是在前者的基础上再引入水平方程,并用内生变量的差分项作为水平项的工具变量,估计结果见表 5。

从表 5 的列(1)和列(2)可知,人口出生率、年龄结构及其交叉项均显著为负,滞后一期金融发展的系数显著为正,说明了前期金融发展水平对当前金融发展具有持续正向影响。控制变量的符号也与表 3、表 4 结果一致。

从估计效果来看,系统 GMM 和差分 GMM 的扰动项存在一阶自相关,但不存在二阶自相关,故接受扰动项无自相关的原假设^①。Sargan 检验结果表明,无法拒绝所有工具变量均有效的原假设,说明模型设定的合理性和工具变量的有效性。因此,使用系统 GMM 和差分 GMM 估计是有效的,这也证明回归结果具有较好的稳健性。

第四,基于生育政策控制力的分析。在全面二孩政策以前,我国基本实行的是计划生育政策,但是由于控制力度的差异,计划生育政策在不同省区之间的实施效果各不相同,从而使得人口出生率呈现显著的地区差异。根据梁超的研究^[38],在二孩政策以前,所有省份都规定城镇地区非农业户口一对夫妻只能生育一个子女,而农村地区农业户籍人口的规定则可分为“一孩政策”^②“一孩半政策”“两孩政策及以上”^③三类,从而影响到各地区的人口出生率水平,这些地区对生育政策的控制力由大到小衰减。

因而,可按控制力大小分为强、中、弱三个不同省区的样本进行估计,同时设定强弱虚拟变量,即当省区属于计划生育政策控制强的区域时,取 Strong=1,否则为 0;当省区属于计划生育政策控制弱的地区时,取 Weaken=1,否则等于 0。使用固定效应估计的结果见表 6。

从表 6 的列(1)、列(2)可知,计划生育政策控制力在中度、高度的省区,人口出生率和年龄结构及其交叉项的系数均为负,而且统计意义上不显著。但是在列(3)中,相应变量的符号逆转为正,而且变得十分显著,这大大不符合理论预期。因为在计划生育政策控制较弱的地区,其金融发展水平较低,人口出生率和年龄结构反而很高,可能源于这些地区人力资本比较稀缺,人力资本投资的收益低于孩子的收益,因此人们会选择较高的生育率,而且对每个子女的投资也较少。

另外,不对样本进行划分,而是利用虚拟变量回归的方法进行研究,见表 6 中的最后两列。其结果表明,加入计划生育政策控制强、弱虚拟变量与人口出生率的交叉项后,人口出生率、年龄结构及交叉项的系数均显著为负,虚拟变量与人口出生率的交叉项系数为正但不显著,其净影响仍为负。例如,在计划生育政策控制较强的地

表 5 动态面板 GMM 估计结果

因变量=lnfd	(1)	(2)
	Sys-GMM	Diff-GMM
$\ln fd_{-1}$	0.914*** (56.983)	0.517*** (14.127)
$\ln brate$	-0.406*** (-5.789)	-0.288*** (-3.308)
$\ln ps$	-1.172*** (-7.356)	-0.911*** (-4.470)
$\ln brate \times \ln ps$	-0.255*** (-8.029)	-0.221*** (-5.090)
$\ln rgdp$	0.029*** (4.150)	0.046*** (4.172)
$\ln open$	-0.008 (-1.438)	-0.022** (-2.539)
$\ln edu$	0.027*** (3.650)	0.076*** (6.369)
常数	-1.353*** (-2.991)	2.617*** (4.392)
样本量	341	310
截面数	31	31
Arellano-Bond AR(1)检验	-2.2814**[0.0225]	-2.364**[0.0181]
Arellano-Bond AR(2)检验	0.5488[0.5831]	0.40463[0.6858]
Sargan 过度识别检验	23.997[1.000]	22.5024[1.000]

注:括号里为 z 值,方括号里为相应概率 p,***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。Arellano-Bond AR(1)和 AR(2)检验的原假设是模型不存在一阶和二阶自相关。Sargan 过度识别检验的原假设是“所有工具变量都是外生的”,若接受原假设则说明工具变量是外生的,与扰动项不相关。

①因为即使原假设“扰动项无自相关”成立,“扰动项的一阶差分”仍将存在一阶自相关,但扰动项的差分将不存在二阶或高阶的自相关。当二阶及以上不存在自相关时,故可接受原假设“扰动项无自相关”。

②包括北京、上海、天津、江苏、四川和重庆等 6 省市。

③包括海南、云南、青海、宁夏、新疆、西藏(2 孩以上)等 6 省(自治区)。

区,人口出生率对该地区金融发展的净影响大于计划生育政策控制较弱的地区,这与梁超的研究结论基本一致^①。因此,人口出生率对金融发展的影响力度还是在计划生育政策控制较强的地区大,负的净影响也表明了本文结论的可靠性。

第五,面板分位数估计。在前面的回归分析中,考虑的是自变量对因变量的平均效应,没有考虑在不同分位点上的回归结果,而且不同省区的金融发展、人口出生率和人口结构都存在显著差异。为了精确捕捉在不同水平上,人口出生率、年龄结构对金融发展的影响,我们利用面板分位数回归技术进行分析。根据李群峰^[39],假设有如下简化形式的面板数据模型:

$$\gamma_{it} = \beta_i' x_{it} + a_i + u_{it} (i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T) \quad (9)$$

式(9)中, i 表示代表不同的样本个体(地区), t 代表不同的观察时点(时间), β_i 为解释变量的系数向量, a_i 表示不可观测的随机效应向量, u_{it} 表示随机误差项。

若采用分位数回归方法对式(6)进行参数估计,首先需要建立条件分位数方程:

$$q(\tau | x_i, \beta(\tau)) = \beta'(\tau) x_i + \alpha \quad (10)$$

式(10)中, $\beta'(\tau) = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)'$ 是 τ 分位数下的系数向量。

当 τ 在(0,1)上变动时,通过求解加权绝对残差最小化问题即可得到分位数回归在不同分位点的参数估计值,最小化加权绝对残差表达为:

$$\beta = \min_{\alpha, \beta} \arg \min \left(\sum_{i=1}^N \rho_{\tau}(y_i - \beta'(\tau) x_i - a_i) \right) \quad (11)$$

我们运用31个省、直辖市、自治区共12年的面板数据进行分位数估计,结果如表7所示。

从表7可知,随着分位数的增加,人口出生率、年龄结构的分位数回归系数呈现先升后降的趋势,而且均在1%的水平上显著为负。这表明人口出生率、年龄结构的提高对金融发展在低分位点上的影响比对高分位点上的影响较大,且在25%分位点上达到最大,分别为-13.14和-30.09,这与表3所得结论一致。

因此,综合上述估计结果,我们认为人口出生率和年龄结构负向影响金融发展,二者“替代效应”的关系显著。只有在特殊情况下,比如在我国计划生育政策控制较弱的地区^②,人口出生率和年龄结构则会正向影响金融发展。总体上,人口出生率、年龄结构与金融发展之间呈替代关系。

六、研究结论

人口因素在一国经济金融发展中具有重要的作用。随着中国人口出生率的下降及人口结构少子化趋势的

表6 分生育政策控制强弱地区的固定效应估计结果

因变量=lnfd	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	强控制区	中控制区	弱控制区	强控制区	弱控制区
<i>lnbrate</i>	-1.2778 (-1.1127)	-0.3774 (-1.0770)	5.1744*** (4.6406)	-0.6148** (-2.2699)	-0.6206** (-2.0754)
<i>lnps</i>	-2.4861 (-0.9507)	-1.2019 (-1.4184)	18.8601*** (4.6557)	-1.5117* (-2.0346)	-1.5288** (-2.0647)
<i>lnbrate×lnps</i>	-0.6519 (-1.1787)	-0.2843 (-1.4890)	4.4487*** (4.7897)	-0.3832** (-2.3287)	-0.3869** (-2.2927)
<i>lnrgdp</i>	0.1487 (1.1739)	-0.0165 (-0.4188)	0.1243*** (5.7147)	0.0502 (1.2971)	0.0504 (1.2273)
<i>lnopen</i>	-0.0334 (-0.7361)	-0.0449 (-1.5510)	0.0030 (0.1495)	-0.0475** (-2.1873)	-0.0475** (-2.1780)
<i>lnedu</i>	0.1018 (0.7451)	0.1525*** (3.6842)	0.0389 (1.0740)	0.1049** (2.1246)	0.1048** (2.0956)
<i>Strong×lnbrate</i>				0.0036 (0.0182)	
<i>Weaken×lnbrate</i>					0.0118 (0.0352)
常数	2.2083 (0.3439)	7.8044*** (4.5329)	28.1599*** (5.7282)	5.7810*** (5.2927)	5.7599*** (4.5109)
样本量	72	228	72	372	372
R ²	0.535	0.300	0.565	0.339	0.339
截面数	6	19	6	31	31
地区固定	yes	yes	yes	yes	yes

注:括号里为稳健t值,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

表7 面板分位数估计结果

因变量=lnfd	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	10%	25%	50%	75%	95%
<i>lnbrate</i>	-9.751*** (-116.708)	-13.141*** (-29.031)	-8.831*** (-3.649)	-6.189*** (-20.594)	-6.189*** (-20.594)
<i>lnps</i>	-21.955*** (-72.239)	-30.094*** (-29.717)	-21.421*** (-4.430)	-15.930*** (-30.436)	-15.930*** (-30.436)
<i>lnbrate×lnps</i>	-4.933*** (-83.373)	-6.792*** (-29.929)	-4.825*** (-4.258)	-3.599*** (-28.074)	-3.599*** (-28.074)
样本量	372	372	372	372	372
截面数	31	31	31	31	31
地区固定	yes	yes	yes	yes	yes
时间固定	yes	yes	yes	yes	yes
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

注:括号里为z值,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

①这是因为,在生育政策控制较严的地区,生育率较低,从而较大促进了金融发展;而生育率控制较弱的地区,生育率高,反而削弱了该地区的金融发展,影响力度自然比控制强的地区大。

②同时,这些地区的经济也较落后。

不断演进,其对我国金融改革与发展将会产生显著影响。为此,我们利用2005—2016年的省际面板数据,综合采用固定效应模型、动态面板模型、面板分位数模型、工具变量回归等方法,系统、全面地对此问题进行了实证检验。研究表明,我国人口出生率、年龄结构(少子化)均稳健(显著)负向影响我国的金融发展。不过,在计划生育政策控制较弱的地区则恰好相反,即人口出生率及年龄结构显著提高金融发展。这表明,整体上,随着人口出生率下降、人口少子化趋势的不断加强,我国金融发展将会得到有力提升,但是,需要重视一些特殊地区可能出现的相反情况。进一步的研究表明,各地居民的教育年限、法律制度水平促进了该地区的金融发展,而且金融发展还需要一个稳定开放的宏观环境。

本文的研究结果说明,一是商业银行应转变金融服务方式,扩展金融服务范围层次,特别是推进普惠金融业务,增加新的金融产品供给,优化东、中、西部网点布局,构筑多层次完善的金融服务体系,以满足人口变动引发的对各种金融服务需求。二是国家既要出台相应的生育补贴和奖励政策,又要从降低抚养成本、教育成本和住房成本三大方面着手化解生育后带来的一系列成本支出问题,在现行成本难以有效改善和降低的情况下,适宜提高个人工资水平、降低居民税负,保障基本的养育支出。面对老龄化的到来,则需要加快养老保险制度改革,构筑完善的养老保险金收入支出制度。同时,出台老年人口的再教育、再培训和再就业鼓励举措,发掘二次“人口红利”,扩展老年人口的收入来源渠道。三是增加农村、城市的中小学教育基础设施投入,调整和优化城乡教育资源分配,强化优质教育资源向非优质教育的地、县、市及乡倾斜,以培养具有创新意识的人才为导向,全面推进教师教育体制机制改革。同时,注重法律制度的完善,加强法律法规的建设并提高执法效率,保护金融市场上每位参与者的合法权益。

在本文的基础上,未来的研究一方面可以采用银行业金融机构网点的分布密度指标进行实证分析,以探究各地区银行业金融机构的分布及服务的广度与人口出生率、年龄结构之间的因果关系。另一方面,从时变视角,考察人口出生率、年龄结构与金融发展随时间变化的动态效应,以辨明三者关系随时空推移的变化情况,从而丰富和发展对人口与金融关系的认知。因此,本文得出的相关结论及政策仅是基于本文回归结果提炼总结的一系列推测,其合理性和正确性还有待在获得较为全面的数据、深入考察时变动态效应与正确识别因果关系的基础上做更全面的检验。

参考文献:

- [1] Levine R, Lin C, Xie W. The origins of financial development: How the African slave trade continues to influence modern finance [R]. NBER Working Paper 23800, 2017.
- [2] 王平权. 人口与金融的三个关系 [J]. 财经科学, 1996(2): 80-81.
- [3] 李鸿雁, 王超. 人口老龄化对我国金融业发展的影响分析 [J]. 金融教育研究, 2008(6): 27-29.
- [4] 李良松, 姜天鹰. 人口结构转变与金融市场发展 [J]. 中国货币市场, 2014(8): 7-11.
- [5] 夏森, 吴义根. 人口老龄化与我国金融结构的变迁 [J]. 西北人口, 2011(2): 124-128.
- [6] 袁志刚, 余静文. 中国人口结构变动趋势倒逼金融模式转型 [J]. 学术月刊, 2014(10): 55-65.
- [7] 李德. 中国人口结构变化和老年经济金融服务 [J]. 西部金融, 2017(6): 4-7.
- [8] Steckel R H. The fertility transition in the United States: Test of alternative hypotheses [M]. Strategic Factors in Nineteenth Century American Economic History: A Volume to Honor Robert W. Fogel, 1992: 351-374.
- [9] Cigno A, Rosati F C. The effects of financial markets and social security on saving and fertility behaviour in Italy [J]. Journal of Population Economics, 1992, 5(4): 319-341.
- [10] Cigno A, Rosati F C. Jointly determined saving and fertility behavior: Theory, and estimates for Germany, Italy, UK and USA [J]. European Economic Review, 1996, 40(8): 1561.
- [11] Rammohan A. Development of financial capital markets and the role of children as economic assets [J]. Journal of International Development, 2001, 13(1): 45-58.
- [12] Basso A, Bodenhorn H, Cuberes D. Fertility and Financial Development: Evidence from U.S. Counties in the 19th Century [R]. NBER Working Papers, 2014.
- [13] Lehr C S. Banking on fewer children: financial intermediation, fertility and economic development [J]. Journal of Population Economics, 1999, 12(4): 567-590.
- [14] Habibullah M, Farzaneh N, Haji Din B. Declining fertility and financial development in high-income and low-income countries [J].

- IJABER, 2016, 14(1):277-290.
- [15]赵文哲,董丽霞. 人口结构、储蓄与经济增长——基于跨国面板向量自回归方法的研究[J]. 国际金融研究, 2013(9):29-42.
- [16]崔惠颖. 人口、金融与产业结构的动态关系研究[J]. 统计与决策, 2017(3):172-175.
- [17]安蕾. 人口结构、金融发展与全球失衡——基于PVAR模型的分析[J]. 上海金融, 2018(1):17-23.
- [18]董丽霞,赵文哲. 人口结构与储蓄率:基于内生人口结构的研究[J]. 金融研究, 2011(3):1-14.
- [19]蒋伟. 人口老龄化抑制了通货膨胀吗?——来自跨国数据的经验证据[J]. 中国社会科学院研究生院学报, 2015(5):64-70.
- [20]徐元国,张陈宇,阴雪松. 人口结构变动对地区外贸出口的影响——基于31个省市的面板数据[J]. 财经论丛(浙江财经大学学报), 2017(7):12-19.
- [21]Goldsmith R W. Financial structure and development [M]. New Haven: Yale University Press, 1969.
- [22]Mckinnon R L. Money and capital in economic development [M]. Washington.D.C: The Brookings Institution, 1973.
- [23]Levine R. Financial development and economic growth: views and agenda[J]. Journal of economic literature, 1997, 35(2):688-726.
- [24]Crinò R, Ogliairi L. Financial imperfections, product quality, and international trade [J]. Journal of International Economics, 2017, 104: 63-84.
- [25]Sviryzdenka K. Introducing a new broad-based index of financial development [R]. IMF Working Papers, 2016.
- [26]刘渝琳,张敏. 基于广义人口结构的区域劳动生产率差异分析[J]. 人口与经济, 2017(4):10-23.
- [27]熊焰,丁莹. 我国人口结构与储蓄增长关系的实证分析[J]. 统计与决策, 2017(22):168-171.
- [28]熊超. 人口结构、房价对中国居民储蓄率的影响研究——基于代际交叠模型和我国省际面板的分析[J]. 西北人口, 2017(3):45-52.
- [29]崔巍,文景. 社会资本、法律制度对金融发展的影响——替代效应还是互补效应?[J]. 国际金融研究, 2017(11):13-22.
- [30]樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 中国市场化指数:各省区市场化相对进程2011年度报告[M]. 北京:经济科学出版社, 2011.
- [31]王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016)[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2017.
- [32]刘方,曹文婷. 中国—东盟国家对外开放对金融发展的影响研究[J]. 西部论坛, 2017(1):67-75.
- [33]Guiso L, Sapienza P, Zingales L. The role of social capital in financial development[J]. American Economic Review, 2004, 94(3):526-556.
- [34]Levine R. Law, finance, and economic growth [J]. Journal of Financial Intermediation, 1999, 8(1-2):8-35.
- [35]洪修文. 法律制度、金融发展与经济转轨[J]. 求索, 2005(9):11-14.
- [36]Guinnane T W. The historical fertility transition and theories of long-run growth: a guide for economists [J]. Journal of Economic Literature, 2011, 49(3):89-614.
- [37]毛其淋. 国内市场一体化与中国出口技术水平——基于金融发展视角的理论及实证研究[J]. 世界经济文汇, 2012(3):14-40.
- [38]梁超. 实际二元生育政策下的城镇化和城乡收入差距[J]. 山东社会科学, 2017(8):138-144.
- [39]李群峰. 基于分位数回归的面板数据模型估计方法[J]. 统计与决策, 2011(17):24-26.

Fertility Rate, Age Structure and Financial Development

LIU Fang, LI Zhengbiao

(School of Economics and Management, Yunnan Normal University, Kunming 650500, China)

Abstract: Based on the model of Basso et al, this paper uses data on fertility rate, age structure and financial development in 31 provinces of China over the period 2005-2016 to test the relationship between fertility rate, age structure and financial development after introducing the mechanism of fertility rate and financial development with the basic and extend model. The results of regression show that 1) the fertility rate and age structure are strong negatively with lower financial development, after controlling for several factors, other dependence variable and independence variable and using other estimators, the conclusion is still valid, and it's in accord with "the Old-age Security Hypothesis" theory. And 2) the fertility rate and age structure are strongly positive with financial development as the result of human capital scarcity in the special regions which the policy of China's family planning is more weakened. Therefore, putting financial reform and development in advance, banking sectors should improve the financial service, increase supply of financial products and optimize bank site layout to meet various the needs of financial services arising from the change of demographic conditions.

Key Words: fertility rate; demographic structure; financial development; family planning policy; age structure; birthrate; financial structure; population conditions change