

DOI:10.19473/j.cnki.1008-4940.2018.05.005

区域金融发展水平、国资预算支出与社会福利

谢超毅

(福建师范大学 经济学院, 福建 福州, 350117)

[摘要] 利用 2012-2016 年 27 个省市的面板数据进行静态面板回归分析, 划分东部、中部、西部三大经济区域, 探究不同区域金融发展水平及国资预算支出与社会福利水平之间的关系。金融资产规模正向影响社会福利水平; 金融配置效率对不同地区的社会福利水平影响作用不同, 存在较大差异性。从全国范围来看, 区域金融发展能有效促进社会福利水平的提高; 全国范围和东部地区的国资预算支出与社会福利水平显著正相关, 中部和西部的国资预算支出编制有待完善。应适度提高年度贷款余额, 根据区域特点实施金融政策, 规范国有预算支出管理, 促进社会福利水平提高。

[关键词] 区域金融发展水平; 国资预算支出; 社会福利; 面板数据

[中图分类号] F812 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 2096-3300 (2018) 05-0018-06

经济发展的最终目的是为了人们的生活水平, 因此经济发展的质量可以用社会福利水平的高低来衡量。广义社会福利可以分为三个层面: 有关收入、消费及分配的物质财富; 包含就业、养老、医疗、教育、住房等社会保障; 设计社会环境、家庭氛围、政府行为、自然条件等的生活环境^[1]。

一、文献回顾

学术界有关经济增长和社会福利关系的研究主要集中在收入分配、政府支出、社会保障这几个方面。陈寿江、李小建^[2]以中部六省为例, 分析经济发展水平和社会福利之间的关系, 得出人均 GDP 指数的“伸缩性”大于人均福利指数的“伸缩性”; 聂正彦^[3]认为经济增长的高速度并不意味着社会福利水平的最优, 较大的收入差距对于社会福利水平具有较大的影响; 刘长生等^[4]利用优化控制理论和方法, 得出我国政府支出规模与社会福利指数存在

较强的相关性, 扩大政府规模、增加公共性服务支出能促进我国社会福利水平的提高; 诸大建、徐萍^[5]同样认为政府提供持续增长的基本公共服务是福利提高的根本保证; 柯卉兵^[6]发现中国区域经济的非均衡发展能够直接决定地方政府财政能力的强弱, 从而导致地区间社会保障公共产品和服务供给水平的差异。

长期以来, 中国区域金融发展水平的差距一直比较明显, 区域金融发展水平的高低实际表现为物质财富的多寡、社会保障以及生活环境的优劣, 是影响我国经济实力发展、社会福利增长的重要因素, 因此, 如何缩小区域差距、增强我国综合国力, 是社会主义经济建设的重要任务; 另一方面, 政府在公共服务方面的支出能够提高社会福利, 十八届三中全会提出要提高国有资本收益上缴公共财政的比例, 更多地用于保障和改善民生, 因此国有资本经

收稿日期: 2018-06-11

作者简介: 谢超毅 (1993-), 男, 福建莆田人, 硕士研究生, 研究方向: 国资预算。

营支出预算也与社会福利息息相关。财政部数据显示,自2014年起,中央国有资本经营支出预算逐年增高,2016年中央国有资本经营支出预算数为1551.23亿元,比上年增加421.56亿元,增长37.3%,国有资本经营预算支出在社会民生方面的投入也不断加大,国有资本经营预算支出对社会福利的影响也越来越大。

从相关文献来看,大部分学者都是从区域经济发展水平或者财政支出、社会保障等角度单方面研究其与社会福利的关系,并没有结合区域金融发展水平与国资预算支出来讨论对社会福利的影响。基于此,本文引入区域金融发展水平和国资预算支出这两个变量,通过比较分析省域面板数据,探究不同的区域金融发展水平及国资预算支出如何影响社会福利水平。

二、研究设计

(一) 模型设定

社会福利经济函数 $W = f(U_1, \dots, U_n)$ 中, $U_n (n=1, \dots, n)$ 代表前文提及的各种影响社会福利的已知变量,引入区域金融发展水平和国资预算支出两个变量,分别用 FD 和 G 表示,其他变量用 U 表示,则反映三者之间关系的函数表达式为:

$$W = f(FD, G, U) \quad (1)$$

对(1)式求微分可得:

$$dW = \frac{\partial f}{\partial FIR} dFIR + \frac{\partial f}{\partial G} dG + \frac{\partial f}{\partial U} dU \quad (2)$$

区域金融发展水平 FD 由金融资产规模指标 FP 和金融配置效率指标 FC 来衡量,因此有:

$$FD = g(FP, FC) \quad (3)$$

对(3)式求微分可得:

$$dFD = \frac{\partial g}{\partial FP} dFP + \frac{\partial g}{\partial FC} dFC \quad (4)$$

将(4)代入(2)整理可得:

$$dW = \frac{\partial f}{\partial FP} dFP + \frac{\partial f}{\partial FC} dFC + \frac{\partial f}{\partial G} dG + \frac{\partial f}{\partial U} dU \quad (5)$$

用 α_1 表示金融资产规模的边际效应, α_2 表示金融配置效率的边际效应, α_3 表示国资预算支出的边际效应, α_4 表示其他影响因素的边际效应,则得到新的表达式:

$$dW = \alpha_1 dFP + \alpha_2 dFC + \alpha_3 dG + \alpha_4 dU \quad (6)$$

由于本文主要研究区域金融发展水平及国资预算支出与社会福利之间的关系,因此省略其他影响因素,将(6)式转变为:

$$dW = \alpha_0 + \alpha_1 dFP + \alpha_2 dFC + \alpha_3 dG + \varepsilon \quad (7)$$

其中, α_0 表示常数项, ε 表示随机误差项,相互独立且满足零均值、同方差。式(7)主要表示区域金融发展水平及国资预算支出与社会福利之间的联系。

(二) 变量说明

1. 金融发展水平指标

1969年 Goldsmith 提出用金融资产总额与国民财富总额之比即金融相关比率(FIR)来衡量金融发展水平(FD),这一思想对金融发展水平指标构建的研究产生了深远的影响。在实证研究中,由于金融资产总额难以获得,因此本文采用两个指标来衡量区域金融发展水平:金融资产规模指标(FP),其值为各地区年度贷款余额占其年度GDP的比值;金融配置效率指标(FC),其值为各地区年度贷款余额占年度存款余额的比重。

2. 国资预算支出指标

“十二五”规划提出健全国有资本经营预算,国有资本经营预算支出除调入一般公共预算和补充全国社会保障基金外,主要用于解决国有企业历史遗留问题及相关改革成本支出、国有企业资本金注入以及其他支出。2012年开始编报地方国有资本经营预算和全国国有资本经营预算安排情况以及地方主要收支项目的预算执行和安排情况。

3. 社会福利指标

1998诺贝尔经济学奖获得者阿玛蒂亚·森^[7]提出用于衡量社会经济发展的福利指数的计算公式: $W = Y(1 - G_i)$ 。

其中 W 表示社会福利水平, Y 代表人均收入, G_i 是基尼系数。本文采用这个公式来衡量社会福利水平。

(三) 样本选择和数据来源

由于2012年开始全国国有资本经营预算正式汇

编,因此选择样本时间范围为2012年至2016年(部分省市2013年后才开始编制国有资本经营预算支出,一些年份的国有资本经营预算支出数据无法取得)。各项数据主要从《中国统计年鉴》《中国金融年鉴》、国家数据库、各省市统计局、统计公报、财政厅预算报告中获得并计算得出,其中基尼系数的计算采用田卫民^[8]的省域居民收入基尼系数测算方法。为了消除可能存在的异方差性,使数据之间的趋势更加线性化,对国有资本经营预算支出G和社会福利指标取对数,得到LnG和LnW。运用Excel2007和Stata12.0软件对数据进行处理、统计

和分析。

三、实证检验与分析

(一) 描述性统计

表1反映各项数据的基本特征。可以看出,Lnw、FP、LnG三个变量的极差大,在样本中分布较宽,而FC的极差小,在样本中分布较窄;Lnw、FP、LnG三个变量的标准差相对更大,FC的标准差相对更小。因此各省的社会福利、金融资产规模以及国资预算支出存在明显的差异,而金融配置效率的差异并不显著。

表1 各变量描述性统计

Tab.1 Descriptive statistics of each variable

变量	极大值	极小值	均值	标准差	偏度	峰度	观测值
LnW	1.358	-0.667	0.133	0.435	0.914	3.519	135
FP	2.560	0.677	1.355	0.424	0.996	0.414	135
FC	1.090	0.083	0.738	0.140	-0.360	3.817	135
LnG	1.269	0.665	0.860	0.132	-0.296	-0.373	135

(二) 单位根检验

由于Lnw、FP、FC、LnG四个变量均存在时间趋势,为了避免伪回归,确保估计结果的有效性,需要对各面板序列的平稳性进行检验。为了增强研究结果的可靠性,本文采用LLC和Fisher-ADF两种

方法对各个变量进行单位根检验。表2为单位根检验结果,Lnw、FP、FC、LnG的两种检验均通过1%的显著性水平检验,所有变量都具有平稳性,即各个变量都是零阶单整的。

表2 单位根检验结果

Tab.2 Unit-root test results

变 量	原值 (有时间趋势)	
	LLC 检验	ADF 检验
lnW	-7.375***	312.6782***
FP	-10.959***	59.5975***
FC	-16.131***	218.8941***
lnG	-7.976***	174.9245***

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%水平下显著。

(三) 静态面板数据模型估计结果及分析

静态面板数据模型主要有三种:固定效应模型、随机效应模型和混合OLS模型。对于采取何种模型,可以通过构造统计量F检验和Hausman检验进行判别。F检验结果表明固定效应模型与随机效应

模型均优于混合OLS模型,Hausman检验发现固定效应模型优于随机效应模型,因此本文选择固定效应模型,利用虚拟变量最小二乘法(LSDV)进行估计。具体估计结果如表3所示。

表 3 静态面板数据模型估计结果

Tab. 3 Estimation results of static panel data model

变量	个体固定效应模型			时间固定效应模型		
	回归系数	T 值	概率	回归系数	T 值	概率
FP	0.536	7.983	0.000	0.409	5.988	0.000
FC	0.069	0.536	0.032	0.016	0.075	0.091
LnG	0.439	2.933	0.004	1.538	6.608	0.000
c	-1.063	-7.502	0.000	-1.957	-6.174	0.000
R^2	0.960			0.482		
Adj R^2	0.949			0.453		
F	86.295			16.878		

两个模型的估计结果中，各个变量的估计系数均通过了显著性检验， R^2 和调整 R^2 的值均较高，特别是个体固定效应模型，其拟合优度在 0.9 以上，各变量的估计系数显著性检验结果也优于时间固定效应模型，因此本文针对个体固定效应模型的参数结果进行分析。从估计结果可以看出，各项变量的系数均为正值，表明金融资产规模、金融配置效率以及国资预算支出对社会福利起到正向的作用，按

回归系数的大小排序可以发现，金融资产规模能促进社会福利的增加，其次是国资预算支出水平，金融配置效率对社会福利的影响较弱。

(四) 分区域影响差异分析

将样本中的 27 个省市按照东部、中部和西部划分为三大经济区域，分别对面板数据进行个体固定效应回归分析，所得结果如表 4 所示。

表 4 分区域静态面板模型估计结果（个体固定效应）

Tab. 4 Estimation results of sub-area static panel model (individual fixed effect)

变量名称	全国	东部	中部	西部
FP	0.536***	0.576***	0.414*	0.609**
FC	0.069**	-0.711*	1.125*	0.096
LnG	0.439***	0.500**	0.184	0.316
c	-1.063***	-0.308***	-1.331***	-1.370**
R^2	0.960	0.958	0.863	0.910
Adj R^2	0.949	0.944	0.816	0.881
F	86.295	66.642	18.276	31.893

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。

可以看出，三个区域的 FP、FC 和 LnG 对 LnW 的影响效果存在显著差异。首先，FP 的回归系数较大且均通过了显著性水平检验，说明模型中各区域的社会福利水平 LnW 很大程度上取决于金融资产规模 FP，金融资产规模对社会福利水平具有很明显的正向作用。三个区域的回归系数的数值上与全国范围的数值差别不大，由东向西呈 U 型结构，西部最

高 (0.609)，东部次之 (0.576)，中部最小 (0.414)。东部雄厚的经济基础与其金融资产规模高度相关，金融基础薄弱的西部地区优于中部地区可能有两个原因：一是政策倾斜，国家的普惠金融政策向西部倾斜，政策效果明显；二是西部地区的贷款总额和 GDP 的总量都比较小，其相对量反而大于中部地区。其次，FC 的回归系数的方向和显著性

在各个区域的模型中差异非常大：全国范围的金融配置效率对社会福利水平影响较小，影响系数只有0.069；东部模型中，金融配置效率成为阻碍社会福利水平的不利因素，回归系数为-0.711；而中部模型的金融配置效率却能够极大地促进社会福利水平的提高，回归系数为1.125；西部模型的FC的回归系数没有通过显著性水平检验。东部地区的社会福利水平高于其他地区，金融配置效率却低于其他地区，这是由于东部地区经济发达，具有较完善的社会福利制度，能够提供更优质的公共产品和社会服务，各省市的存贷款总额的绝对值都远大于其他地区，但是贷款总额与其他地区的差距相对小于存款总额与其他地区的差距，因此其金融配置效率与社会福利水平负相关；中部地区的社会福利水平较低，金融配置效率普遍在0.8以上，与社会福利水平显著正相关；西部的经济条件相对落后，社会福利状况较差，各省份的金融配置效率差距明显（如宁夏回族自治区金融配置效率高于1，而陕西省金融配置效率不足0.7），无法很好地解释其对社会福利的影响，不能通过显著性水平。最后，LnG的回归系数只有全国和东部两个范围的模型通过了显著性检验，而中部和西部的LnG回归系数没有通过显著性水平检验。在东部的模型估计中，国资预算支出的回归系数为0.500，接近金融资产规模的回归系数，这是由于东部地区经济发达，地方政府财力雄厚，国有企业支出规模较大，提供的包括社会保障在内的公共服务和产品相对充足，能够极大促进本地区社会福利水平的提高。东部地区国有资本预算支出的编制较为规范，同一省份5年来国资预算支出基本呈线性，不同省份的国资预算支出水平也不存在较大的差距，因此东部国资预算支出的回归系数能够通过显著性检验。而中部和西部各个省份国有资本预算支出的编制体系不够完善，同一省份在最初编制时（2012年）编制范围不够明确，2015年后才逐渐跟上国家文件的汇编要求，国资预算支出5年内的数值波动较大；同一地区不同省份的国有企业发展状况参差不齐，国有资本经营预算支出的水平也有很大差距。这两个原因导致中部和西部的国

资预算支出数据十分分散，没有规律，无法很好地解释其对社会福利的影响，不能通过显著性水平检验。

四、结论与启示

本文利用2012-2016年27个省市的面板数据进行静态面板回归分析，划分东部、中部、西部三大经济区域，分析不同区域金融发展水平及国资预算支出对社会福利水平的影响。衡量区域金融发展水平的两个指标中，金融资产规模正向影响社会福利水平；金融配置效率对不同地区的社会福利水平影响作用不同，存在较大差异性，从全国范围来看，区域金融发展能有效促进社会福利水平的提高；全国范围和东部地区的国资预算支出与社会福利水平显著正相关，中部和西部国资预算支出的回归系数无法通过显著性水平检验，中部和西部的国资预算支出编制有待完善。

针对上述结论，本文得到以下几点启示。

（一）金融资产规模和金融配置效率两个指标的分子均为各地区年度贷款余额，适度提高年度贷款余额有利于提高两个指标，进而提高区域金融发展水平，促进社会福利增长。东部地区区域资金流动较快，金融市场发展迅猛，能够吸引更多的资金投入，应继续发挥市场在资源配置中的基础性作用，构建多元化金融市场，完善竞争机制，促进资金合理流动，保证经济稳步增长；对于中部地区而言，应以间接调控为主，适度控制金融体系，同时加大金融业开放力度，结合自身区域特点，吸引外来储蓄、资金，缓解资金供求的矛盾，激发中部地区的金融活力；西部地区的金融发展应主要依托政策扶持，要充分发挥其资源产业优势，加大政策性信贷投放，培养富有潜力的金融增长极，提高金融资源利用率，加强西部地区的金融竞争力。

（二）东部地区的国资预算支出管理较为规范，中部和西部在国有资本经营预算支出的管理上较为落后，大部分省市近两年才按照国家文件要求进行编制。规范国有资本经营预算支出管理，能够充分发挥预算的分配、调节和监督职能，提高国有资本的运营效率，优化国有资产的配置，增强国有资本

的控制力,实现国有资本的保值增值,并服务于政府的社会和经济管理的总体目标,从而提高社会福利水平。国有资本经营预算在安排支出时,必须充分考虑国家的战略目标、产业政策和国有经济结构调整规划,防止国有资本流入国家明确退出的领域、落后产业、产能过剩行业,而更多地投向关系国家安全、国民经济命脉的重要行业和关键领域。

本文在模型回归中,由于样本条件限制,选取年份较短,并未考虑各变量的时间趋势,随着国资预算支出编制年份增加,选择动态面板数据模型对区域金融发展水平、国资预算支出和社会福利之间的关系进行分析,可能会得到更进一步的结论。

参考文献:

[1] 逯进,陈阳,郭志仪. 社会福利、经济增长与区域发展差异——基于中国省域数据的耦合实证分析[J]. 中国人口科学,2012(3):31-43+111.

[2] 陈寿江,李小建. 县域尺度下经济发展水平与社会福利水平之间的关系分析——以中部六省为例[J]. 地域研究与开发,2013,4(2):1-5.

[3] 聂正彦. 收入差距与中国经济增长——福利分析的视角[J]. 生产力研究,2009(22):85-86+102.

[4] 刘长生,郭小东,简玉峰. 社会福利指数、政府支出规模及其结构优化[J]. 公共管理学报,2008,7(3):91-99+126.

[5] 诸大建,徐萍. 中国政府规模、经济增长与福利[J]. 同济大学学报(社会科学版),2010,4(2):107-114.

[6] 柯卉兵. 中国社会保障财政支出的地区差异问题分析[J]. 公共管理学报,2009,1(1):55-63+125.

[7] AMARTYA S. Informational bases of alternative welfare approaches: aggregation and income distribution [J]. Journal of Public Economics, 1974, 31(2): 387-403.

[8] 田卫民. 省域居民收入基尼系数测算及其变动趋势分析[J]. 经济科学,2012(2):48-59.

Regional Financial Development , State-Funded Budget Expenditure and Social Welfare

XIE Chaoyi

(School of Economics , Fujian Normal University , Fuzhou 350117 , China)

Abstract: This paper conducts a static panel regression analysis of the panel data of 27 provinces and cities from 2012 to 2016 , and explores the correlation between the financial development , state-funded budget expenditure and social welfare in three major economic regions , namely the eastern , central and western regions. It finds that the scale of financial assets positively affects social welfare and the efficiency of financial allocation affects social welfare greatly in different regions. From a national perspective , regional financial development can effectively promote the improvement of social welfare; national budget expenditures in the national and eastern regions are significantly positively correlated with social welfare , and the preparation of state-funded budget expenditures in the central and western regions needs improving. Therefore , it suggests that the annual loan balance be moderately increased , financial policies be implemented according to regional characteristics , and the management of state-funded budget expenditures be regulated to improve social welfare.

Key words: regional financial development; state-funded budget expenditure; social welfare; panel data

(责任编辑: 杨成平)