

金融发展对城乡收入差距影响的实证研究

——基于福建省九地市的面板数据

林秋斌

(福州外语外贸学院 财金学院, 福建 长乐 350202)

[摘要]基于福建省九地市 2000—2017 年的面板数据,通过建立门槛回归的非线性面板模型与固定效应的线性面板模型,研究金融发展对城乡收入差距的影响。结果显示,金融发展水平对收入差距存在双重门槛效应:当金融发展水平跨过门槛值时,其扩大收入差距的作用会越来越弱;当前福建省的金融发展对收入差距的影响属于“平缓扩大”的中等阶段;城镇化和贸易发展扩大了收入差距,但经济发展水平、财政支出力度对缩小城乡收入差距发挥了积极的作用。为了进一步缩小城乡差距,应采取降低金融服务门槛,提高服务“三农”范围;加大财政支出力度,促进经济发展;注重城镇化的内在实质发展等策略。

[关键词]金融发展;城乡收入差距;面板门槛回归;固定效应

[中图分类号]F832 [文献标志码]A [文章编号]1672-934X(2020)01-0069-09

DOI:10.16573/j.cnki.1672-934x.2020.01.011

Empirical Research of the Impact of Financial Development on Urban-rural Income Gap: Based on Panel Data of Jiudi City, Fujian Province

LIN Qiu-bin

(School of Finance, Fuzhou University of International Studies and Trade, Changle, Fujian 350202, China)

Abstract: Based on the panel data of Jiudi City, Fujian Province from 2000 to 2017, a non-linear panel model with threshold regression and a linear panel model with fixed effects are used to study the impact of financial development on the urban-rural income gap. The results show that the level of financial development has a double threshold effect on the income gap: when the level of financial development crosses the threshold, its role in expanding the income gap will become weaker and weaker; the current financial development in Fujian Province's impact on the income gap is "smooth and Enlargement" in the middle stage; urbanization and trade development have widened the income gap, but the level of economic development and fiscal expenditure have played a positive role in reducing the urban-rural income gap. In order to further narrow the gap between urban and rural areas, strategies such as reducing the threshold for financial services and increasing the scope of services to the "agriculture, rural areas, and farmers"; increasing fiscal expenditure to promote economic development; and focusing on the intrinsic and substantive development of urbanization should be adopted.

Key words: financial development; urban-rural income gap; panel threshold regression; fixed effects

收稿日期:2019-09-29

基金项目:福州外语外贸学院校级科研课题(FWX18008)

作者简介:林秋斌(1992-),女,福建宁德人,讲师,经济学硕士,主要从事农村金融研究。

改革开放40年来,福建省经济发展快速,人们生活改善良多。据《福建统计年鉴——2018》资料所知,从1978年到2018年,全省GDP从66.37亿元上升至35804.04亿元,年均增长率为17.03%;人均GDP从273元飞跃到91197元,年均增长率为15.64%。无论是总量还是人均指标,都高于全国平均水平。随着经济的发展,城镇化进程也在加快。截至2018年底,全省常住总人口3941万人,其中城镇人口为2594万人,城镇化率达到65.82%,相比2000年提高了23.83%。其中,城镇化推进最快的为厦门市,城镇化率达到89.1%;其次为福州市,城镇化率为70.3%。但由于城乡二元结构问题一直未得到有效解决,城乡收入差距持续失衡,且有恶化的趋势。2000年城镇、农村的人均纯收入分别为7432元、3230元,到了2018年分别为42121元、17821元,城乡收入绝对差距从4202元增加到24300元,即使扣除价格因素绝对差距也有17416元,且城乡收入比值不降反升。若收入差距进一步扩大,将会加剧社会阶层矛盾,影响社会和谐发展。

党的十九大报告指出,必须着力解决城乡区域发展和收入分配差距问题,金融发展是推动经济发展的核心,对解决城乡收入差距问题有着重要影响。基于此,本文以福建省为研究对象,分析现阶段金融发展对城乡收入差距的影响效应,以期探索促进福建省金融发展、缩小城乡收入差距的可行路径。这对于推动福建省城乡一体化的建设进程,以及促进社会的和谐发展具有极大的意义。

一、文献综述

城乡收入差距问题一直是政府关注的重点和难点,关于这一问题产生的原因及解决方案,学术界存在许多观点。不少学者认为,金融是推动经济发展的核心力量,是解决城乡收入差距问题的关键所在。他们从理论和实证两个层面进行了研究,关于二者关系的研究结论,可以

归纳为以下三种:第一,金融发展扩大了收入差距。莫颂娟(2015)^[1]通过对安徽省1980—2012年数据的实证研究,发现随着金融规模的扩大和金融效率的提高,城乡收入差距也在扩大。原因在于金融资源的分配存在城市化倾向,城镇居民因享受金融服务而提高的收入比农村居民要高得多,从而扩大了收入差距。李泉和张涛(2019)^[2]指出,在贵州省这样的欠发达地区,金融发展水平不高,金融规模的扩大和效率的提高反而扩大了城乡收入差距。第二,金融发展缩小了收入差距。黄燕辉(2018)^[3]基于广东省20个地级市的面板数据,研究发现普惠金融发展缩小了地区收入差距,表现为经济发展越发达的地区,对缩小收入差距的作用越强。第三,金融发展对收入差距的影响存在门槛效应,符合倒“U”型理论。库兹涅茨提出的倒“U”型理论指出,金融发展对收入的影响是非线性的,即存在门槛效应,当金融发展由低、中到高阶段时,其对收入差距的影响呈现出了显著扩大、缓慢扩大和逐渐缩小的作用。丁雨佳(2016)^[4]指出,不同地区的经济、金融发展是不平衡的,区域差异的影响不可忽视,通过利用我国2002—2014年的面板数据建立了固定效应变系数模型,结果显示有16个省份的系数为正,15个省份的系数为负,因此金融发展对收入差距的影响不能一概而论。郭丽萍(2017)^[5]利用我国2005—2015年31个省份的数据建立门槛回归,结果显示,金融发展对收入差距存在显著的双重门槛效应,当金融发展水平依次跨过第一、二个门槛值时,其对收入差距的影响由正效应先变为较小的正效应再变为负效应。她提出,为缩小收入差距应降低甚至消除地区的金融差异,要提高金融发展水平,解决城乡二元结构问题。

随着城镇化的推进和第三产业的兴起,居民收入结构发生了较大变化,城乡收入差异也受到影响。王强(2017)^[6]以浙江省为研究对象,从理论和实证两方面论证了城镇化与城乡

收入差距的互动关系,实证研究显示,城镇化的推进有利于缩小城乡收入差距,收入差距的缩小又进一步推动了城镇化进程,二者处于良性循环过程之中。他提出应进行土地、户籍、社保等制度改革,消除城乡制度差异,推进城乡统筹协调发展。此外,政策支持、贸易发展、教育投入等因素在不同程度上也会对收入差距产生影响。郭丽萍(2017)^[5]的研究表明,经济的发展和财政支出的增加能够改善收入差距,但或许是因为教育资源分布不均,导致了教育对收入差距的影响系数为正。

综上所述,可以发现金融发展对收入差距的影响较为复杂,各学者的研究结论也存在明显分歧。事实上,各地区经济发展水平存在差异,金融发展的水平和金融资源的可获得性不尽相同,其对收入的影响自然不同,因此应具体问题具体分析。从数据的选取和研究对象上看,目前相关文献基本以我国或某一省份为研究对象,实证研究若以省份为研究对象,多数是利用时间序列数据建立模型,很少使用地市级面板数据,而利用面板数据建立门槛模型更是少数,本文以福建省九地市的面板数据建立线性与非线性面板模型,是对当前研究的一个补充。本文认为金融发展对收入差距的影响存在门槛效应,在基于倒“U”型理论的基础上,通过选取合适的解释变量和控制变量,探讨福建省金融发展对城乡收入差距的影响,旨在检验金融发展对收入差距的影响是否存在门槛效应,判断当前福建省金融发展属于哪个阶段?对收入差距的影响如何?并提出相关建议,以期能破除城乡二元体制,缩小城乡收入差距,让全体居民共享金融改革发展的成果。

二、理论模型与方法

(一)变量选取与理论依据

1.被解释变量。城乡居民收入差距,大多数文献采用的是泰尔指数或城乡纯收入比值代表这一变量。有学者指出,泰尔指数同时考虑

了人口和收入两个因素,比较符合城乡收入差距的实际情况;也有研究表明,用这两个指标反映的城乡收入差距的逐年变化趋势是基本一致的。基于此,可选用各地市城镇居民人均纯收入与农村居民人均纯收入的比值代表该变量,用符号 *SRCJ* 表示。

2.解释变量。金融发展水平,Goldsmith(1969)^[7]提出了金融相关率(即 $FIR = (M + L + S) / GDP$)衡量金融发展水平,这也是学术界普遍认可的一个指标。结合我国属于银行导向型的实际情况,同时考虑数据的可获得性,参考项成、谢波等人(2017)^[8]的做法,选用各地区金融机构的存贷款总额与 *GDP* 的比值代表该变量,用符号 *JR* 表示。

3.控制变量。在计量模型中,若遗漏了重要的变量,会影响模型估计的有效性,从而影响估计结果,因此选用以下四个控制变量。

其一,城镇化水平。根据王强(2017)^[6]等人的观点,随着城镇化的推进,农村存在的剩余劳动力得到释放,从农业转向其它行业,继而提高了农业劳动生产率,农民收入结构改善,收入水平提高;与此同时,城市劳动力供给增加,劳动力市场的竞争加剧,导致工资水平整体下降,从而城镇化推进缩小了收入差距。但丁雨佳(2016)^[4]等人的研究表明,由于当前城乡分割的管理政策以及户籍体制的作用,往往是比较富裕的农村居民先转化为城镇居民,这又进一步拉大了城乡收入差距。城镇化的推进是否有利于缩减城乡收入差距有待实证检验,本文选用城镇人口占总人口的比重代表该变量,用符号 *CZH* 表示。

其二,经济发展水平。选用各城市人均地区生产总值代表该变量,用符号 *GDP* 表示。考虑到通胀因素的影响,用居民消费价格指数将人均 *GDP* 统一调整为 2000 年的价格水平;同时为了保持回归模型中变量系数的直观性,设单位为“万元”。

其三,贸易水平。集中在城镇地区的进出

口贸易提高了城镇居民的收入;同时,福建省的出口贸易以加工制造业为主,给农村富余劳动力带来了就业机会,亦提高了农民收入。经济的开放如何影响收入分配有待实证检验,本文选用各城市进出口总额占地区 GDP 的比重代表该变量,用符号 MY 表示。

其四,财政支出力度。政府作为政策制定者,积极参与各行业的经济活动,其财政支出的规模和方向对城乡收入分配会产生重要影响,

本文选用各城市财政支出占地区 GDP 的比重代表该变量,用符号 CZ 表示。

(二)数据来源及说明

文章选取了福建省九地市(福州、厦门、三明、莆田、泉州、漳州、龙岩、南平、宁德)2000—2017年的面板数据为研究样本,每个变量有162个观测值。实证数据源自福建省9个城市2018年及以前年份的统计年鉴整理所得,6个变量的描述性统计结果如表1所示。

表 1 变量的描述性统计

变量名称	符号	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	变异系数
城乡收入差距	$SRCJ$	2.480 9	0.310 8	1.963 7	2.495 5	3.333 0	7.983 1
金融发展水平	JR	1.843 9	0.766 2	0.837 6	1.569 8	4.416 7	2.406 6
城镇化率(%)	CZH	49.638 5	15.935 2	26.450	46.399 7	89.100 0	3.115 0
人均 GDP (万元)	GDP	2.920 9	1.678 2	0.656 6	2.684 9	7.866 1	1.740 5
贸易水平(%)	MY	39.259 8	53.795 9	1.774 2	18.643 9	232.582	0.729 8
财政支出力度(%)	CZ	10.062 5	3.513 9	3.980 3	9.274 5	20.047 2	2.863 6

由表1可知,城乡收入差距($SRCJ$)的变异系数为7.983 1,最小值为1.963 7,最大值为3.333 0,反映出福建省各城市的城乡收入差距波动较大且存在地区差异。城镇化率(CZH)的均值为49.638 5%,反映了福建省的城镇化尚处于中期阶段。金融发展水平(JR)、人均地区生产总值(GDP)、贸易水平(MY)、财政支出力度(CZ)四个指标的最大值分别是最小值的5.27倍、11.98倍、131.09倍、5.04倍,可见省内各区域的经济贸易水平存在极大差异。因此,选取九地市的面板数据研究各因素对城乡收入差异的影响是合理的。

(三)模型构建

金融发展的门槛效应最初源于两部门发展模型。模型假定两部门的发展效率存在差异,继而资金使用效率不同,结果得到了两种截然不同的发展状况。具体地说,门槛效应是指先进的部门因其资本积累较多,达到了享受金融服务所要求的门槛水平即最低资本,从而可以从金融部门得到更多的资金帮助;相反,落后的

部门因其自身的劣势而不能享受到同样的金融服务,从而在两个部门之间产生了收入差距。此后,学者们开始利用实证方法验证金融发展的不同阶段对收入的影响。本文搜集了福建省2000—2016年的市级面板数据,利用门槛模型分析金融发展水平的不同阶段对城乡收入差异的影响。

首先,不考虑门槛效应情形时,建立面板数据的线性模型为:

$$SRCJ_{i,t} = \alpha_i + \beta_i JR_{i,t} + \theta_i X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $i=1,2,\dots,9$,表示截面个数即研究的9个城市; $t=2000,2001,\dots,2017$,表示时间长度即18个年份。 $SRCJ_{i,t}$ 为被解释变量即城乡收入差距; $JR_{i,t}$ 为解释变量即金融发展水平; $X_{i,t}$ 为控制变量即城镇化水平,经济发展水平,贸易水平和财政支出力度。 $\alpha_i, \beta_i, \theta_i$ 为待估参数; $\epsilon_{i,t}$ 为随机误差项。如果模型各变量为同阶单整变量,且 $\epsilon_{i,t} \sim I(0)$,则这些变量具有面板协整关系。

其次,利用门槛模型分析金融发展水平的

不同阶段对城乡收入差异的影响。1999 年, Hansen 提出了用自主抽样法建立面板门槛模型,以此研究变量之间的非线性关系,该模型的优点在于由系统捕捉经济变量变化的结构突变点,内生确定门槛值并由此划分对应的门槛区间和系数值,避免了传统方法中人为设定结构突变点和突变个数的主观性,拟合效果更为符合实际^[9]。根据建立该模型的思路,本文将金融发展水平(JR)设为门槛变量,建立面板数据的非线性模型为:

$$SRCJ_{it} = \alpha + \beta_1 JR_{it} \cdot I(JR \leq \gamma_1) + \beta_2 JR_{it} \cdot I(\gamma_1 < JR \leq \gamma_2) + \dots + \beta_n JR_{it} \cdot I(\gamma_{n-1} < JR \leq \gamma_n) + \theta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$I(\cdot)$ 是示性函数,当条件满足时取值为 1,否则取值为 0。模型的原假设是存在 $n-1(n=1,2,\dots)$ 个门槛值,对应的门槛变量存在 n 个斜率,其中 γ_i 表示第 i 个门槛值, β_i 为对应的斜率。具体的门槛值个数需检验之后才能得知。

三、模型检验结果及分析

(一)面板单位根检验和协整检验

本文利用 Eviw9.0 软件进行单位根和协整检验。如表 2 所示,列出了四种面板单位检验方法,分别是同根检验 LLC,异根检验 IPS、

表 2 面板单位根检验结果

变量	检验形式	LLC	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher	结论
SRCJ	(C,0,3)	-0.425 93	-0.061 26	19.082 3	10.670 3	I(1)
		(0.335 1)	(0.475 6)	(0.386 8)	(0.907 8)	
SRCJ	(C,0,0)	-6.499 75***	-4.094 36***	46.863 7***	46.505 6***	I(1)
		(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 2)	(0.000 3)	
JR	(C,0,3)	-2.066 82**	0.970 77	9.142 83	18.726 9	I(1)
		(0.019 4)	(0.834 2)	(0.956 3)	(0.408 8)	
JR	(C,0,1)	-8.014 87***	-7.241 73***	84.354 5***	134.700***	I(1)
		(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	
CZH	(C,T,3)	0.906 80	-1.034 65	24.062 2	16.073 3	I(1)
		(0.817 7)	(0.150 4)	(0.153 0)	(0.587 4)	
CZH	(C,0,3)	-2.745 20***	-4.388 79***	55.207 6***	51.487 1***	I(1)
		(0.003 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	
GDP	(C,T,3)	-2.150 29**	0.909 27	9.655 85	11.602 1	I(1)
		(0.015 8)	(0.818 4)	(0.942 6)	(0.867 1)	
GDP	(C,0,1)	-6.654 51***	-5.721 84***	64.238 9***	52.384 8***	I(1)
		(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	
MY	(C,0,3)	0.200 89	0.918 40	10.420 6	11.048 8	I(1)
		(0.579 6)	(0.820 8)	(0.917 3)	(0.892 3)	
MY	(C,0,3)	-6.460 15***	-6.174 64***	69.175 8***	69.938 2***	I(1)
		(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	
CZ	(C,0,3)	0.804 96	3.535 23	2.838 31	1.378 39	I(1)
		(0.789 6)	(0.999 8)	(1.000 0)	(1.000 0)	
CZ	(C,0,2)	-6.636 75***	-6.171 40***	73.434 8***	94.433 8***	I(1)
		(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	

注:Δ为一阶差分;(C,T,K)表示常数项、时间趋势项和滞后阶数,根据 SIC 准则确定滞后阶数;括号内为对应的 P 值,*、**、***表示在 10%、5%、1%水平下显著。

ADF—Fisher、PP—Fisher, 四种检验方法的原假设都是变量存在单位根即是非平稳的。由检验结果知, 原序列 *SRCJ*、*CZH*、*MY*、*CZ* 在四种检验方法下都接受了原假设, 表明是非平稳序列; 原序列 *JR*、*GDP* 在 5% 水平下拒绝了 LLC 检验方法的原假设, 但是接受了其余三种检验的原假设; 根据多数原则, 可认为序列 *JR*、*GDP* 是不平稳的。所有变量的一阶差分在 1% 水平下拒绝了四种检验方法的原假设, 即 $\Delta SRCJ$ 、 ΔJR 、 ΔCZH 、 ΔGDP 、 ΔMY 、 ΔCZ 是平稳的, 因此认为变量 *SRCJ*、*JR*、*CZH*、*GDP*、*MY*、*CZ* 是一阶单整序列。

确定各变量都是 I(1) 序列之后进行面板协整检验。检验结果显示, Kao 协整检验对应的 P 值为 0.001 5, 在 1% 水平下拒绝原假设。Pedroni 协整检验提供了 7 个统计量值, 其中大部分统计量对应的 P 值小于 0.05, 拒绝了原假设。因此, 可认为变量是存在协整关系的。

(二) 估计结果及分析

本文采用连玉君编写的程序运用 Stata13.1 软件建立门槛回归模型。首先进行门槛效应检验, 表 3 所示为自抽样 400 次的结果。表格的 F 值和 P 值均显示了在 5% 和 1% 的显著性水平上依次拒绝存在 0 个和 1 个门槛值的原假设, 但接受了 2 个门槛值的原假设, 因此可认为存在门槛效应且门槛值个数为 2。

表 3 门槛效应检验

模型	F 值	P 值	临界值		
			1%	5%	10%
单一门槛	21.337**	0.037	28.723	19.204	14.928
双重门槛	18.897***	0.043	25.128	18.854	14.166
三重门槛	10.519	0.185	23.735	16.088	12.487

在确定门槛个数之后, 估计门槛值。由表 4 所示, 第 1 个门槛值为 1.615, 对应的 95% 置信区间为 (1.437, 1.626); 第 2 个门槛值为 3.599, 对应的 95% 置信区间为 (1.381, 3.887)。借助图 1 和图 2 的似然比函数图, 可以直观地

看到两个门槛值的估计效果。图中虚线以下的取值构成了 95% 的置信区间, 当 $LR=0$ 时对应的值就即为门槛值。

表 4 门槛变量的门槛值

门槛值	估计值	95% 置信区间
门槛值 1	1.615	(1.437, 1.626)
门槛值 2	3.599	(1.381, 3.887)

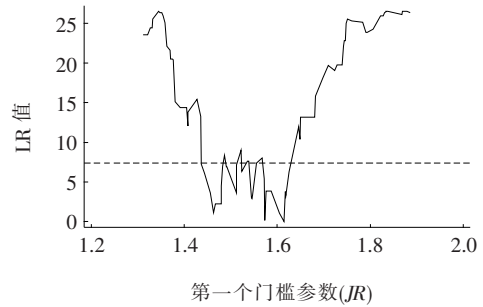


图 1 第一个门槛值的似然比值关系图

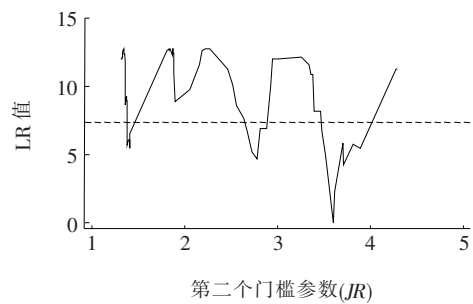


图 2 第二个门槛值的似然比值关系图

确定门槛值及门槛个数之后, 正式建立门槛回归模型即非线性面板模型, 同时, 建立了线性面板模型进行比较分析。通过 F 检验和 Hausman 检验确立线性面板模型的类型时, F 检验结果拒绝了使用混合模型, Hausman 检验结果拒绝了使用随机效应模型, 因此, 最终选择固定效应的变截距模型。表 5 所示为双重门槛条件下非线性面板模型与固定效应线性面板模型各系数的估计结果。

首先, 观察金融发展水平对收入差距的影响。由线性面板模型的参数估计结果可知, *JR* 的影响系数为 0.317 2, 且在 1% 的水平下显著, 说明现阶段福建省的金融发展扩大了城乡收入

表5 面板模型的参数估计结果

变量	面板门限回归(非线性)	固定效应模型(线性)
金融发展水平 $JR_1(q_{it} \leq 1.464)$	0.558 4*** (7.39)	——
金融发展水平 $JR_2(1.464 < q_{it} \leq 3.599)$	0.419 3*** (6.18)	——
金融发展水平 $JR_3(q_{it} > 3.599)$	0.338 0*** (5.60)	——
金融发展水平 JR	——	0.317 2*** (4.9)
城镇化水平 CZH	0.017 5*** (3.49)	0.017 6*** (3.36)
经济发展水平 GDP	-0.130 2*** (-3.90)	-0.137 5*** (-3.85)
贸易水平 MY	0.001 4(1.03)	0.002 1*(1.93)
财政支出力度 CZ	-0.015 9 (-1.29)	-0.024 4* (-1.91)
常数项 C	1.238 2*** (5.04)	1.589 2*** (6.50)

注: *、**、***表示在10%、5%、1%统计水平上显著。

差距的不平等。接着,从门槛回归的参数估计结果分析,金融发展水平的不同阶段对城乡收入差距的非线性影响。具体表现为:当 $JR \leq 1.615$ 时,金融发展水平上升 1 个单位,城乡收入差距扩大 0.558 4 个单位;当 $1.615 \leq JR < 3.599$ 时,金融发展水平上升 1 个单位,城乡收入差距扩大 0.419 3 个单位;当 $JR > 3.599$ 时,金融发展水平上升 1 个单位,城乡收入差距扩大 0.338 0 个单位。依次递减的三个正系数表明了随着金融发展水平的上升,其扩大城乡收入差距的程度会逐渐降低。估计结果表明了金融发展的不同水平,居民从金融机构获得信贷资源存在门槛效应,根据倒“U”型理论,金融发展水平可分为低、中、高三阶段,其对收入差距的影响对应为显著扩大、平缓扩大、逐渐缩小。结合本文的回归结果,初步判断当前福建省的金融发展对收入差距的影响属于“平缓扩大”的中等阶段。当金融发展达到中等阶段时,金融服务的范围扩大且效率提高,资源配置得以优化,农村居民从金融机构获得信贷资源的门槛效应会逐渐减弱,收入得到提高,而城镇居民获得的金融服务相对更容易些,收入提高得更快些。总体上,该阶段金融发展对收入差距的影响呈现越来越弱的拉大作用。

为分析各城市的具体情况,以年份为单位将福建省九地市的金融发展水平划分为 $JR \leq$

1.615 、 $1.615 \leq JR < 3.599$ 、 $JR > 3.599$ 这三个区段(以下简称 JR_1 、 JR_2 、 JR_3)。2000—2017 年金融发展水平属于三个区段内的城市个数如图 3 所示。

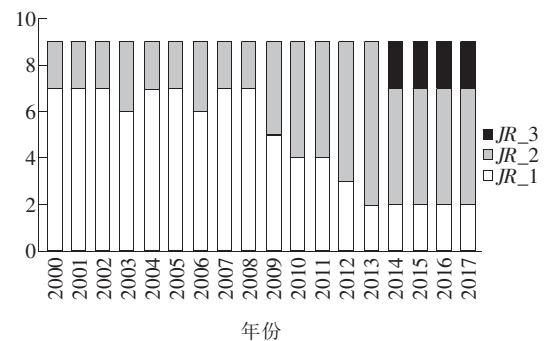


图3 金融发展不同区段的的城市数量分布

由图 3 可知,在 2000—2008 年,福建省每年有 6—7 个城市的金融发展水平属于 JR_1 这一区段,其余城市属于 JR_2 区段,其中福州、厦门两个城市的金融发展水平一直位于 JR_2 区段。在 9 年期间各城市的金融发展较为缓慢,明显扩大了城乡收入差距。从 2009 年开始,大部分城市的金融发展水平突破 1.615,从 JR_1 区段进入到 JR_2 区段。从 2013 年开始,只有 2 个城市位于 JR_1 区段;自 2014 年后,福州和厦门两个城市在的金融发展水平进入 JR_3 区段,剩余的 5 个城市位于 JR_2 区段。总体而言,尽管现阶段金融发展对拉大收入差距的作用大大减弱了,但因其存在特殊的

“二元结构”,城乡居民还未达到平等享受金融资源的状态,因此,深化金融改革、推动城乡一体化的任务依然艰巨^[10]。

其次,观察城镇化对收入差距的影响。非线性与线性的面板模型均表明城镇化(CZH)的推进扩大了城乡收入差距。相比较城市地区,农村地区能够获得的资金有限,在一定程度上制约了经济发展,丁雨佳(2016)^[4]等人的研究表明,由于当前城乡分割的管理政策以及户籍体制的作用,往往是比较富裕的农村居民先转化为城镇居民,这又进一步拉大了城乡收入差距。

再次,在门槛回归的非线性模型中,贸易水平(MY)的影响系数为0.001 4,数值很小且不显著;在固定效应的线性模型中,贸易水平(MY)的影响系数为0.002 1,在10%水平下显著,表明这一变量对扩大城乡收入差距可能还发挥着微弱的作用。可能的原因是集中在城镇地区的进出口贸易提高了城镇居民的收入;同时福建省的出口贸易以加工制造业为主,给农村富余劳动力带来了就业机会,亦提高了农民收入,但总体上城镇居民的收入提高的相对多一些。

最后,经济发展水平(GDP)、财政支出力度(CZ)的影响系数都显著为负,对缩小城乡收入差距发挥了积极的作用。表明连续多年聚焦“三农”的中央一号文件在一定程度上促进了地方支农惠农政策的贯彻落实,推动了农村经济发展,提高了农民收入。此外,政府在推进城乡统筹发展过程中,重视“三农”建设的财政支出,包括加大了医疗、教育、保险等社会性支出和农业科研、基础设施建设的经济性支出,促进了“三农”发展,缩小了城乡收入差距^[11]。

四、研究结论与建议

本文基于福建省九地市的2000—2017年的面板数据,在面板单位根检验、面板协整检验

之后,分别建立门槛回归的非线性面板模型与固定效应的线性面板模型,研究金融发展对城乡收入差距的影响。结果显示:依次递减的解释变量的三个正系数表明了随着金融发展水平的上升,其扩大城乡收入差距的程度会逐渐降低,即随着金融发展水平跨过门槛值时,其扩大收入差距的作用会越来越弱,因此,当前福建省的金融发展对收入差距的影响属于“平缓扩大”的中等阶段。此外,城镇化和贸易发展扩大了收入差距,但经济发展水平、财政支出力度对缩小城乡收入差距发挥了积极的作用。线性与非线性模型的参数估计结果呈现出了较好的一致性,对此,提出以下几点建议。

第一,降低金融服务门槛,提高服务“三农”范围。由于农业天然具有的弱质性、农户缺乏抵押担保品、农村征信体系不完善等一系列因素导致了农村地区的资金使用风险高、利润低,金融机构为了追求更高的利益往往将从农村地区吸收的存款贷放到城市地区,农村资金外流严重^[12]。在这样的二元体制结构下,金融资源分配存在城市化倾向,金融发展对收入差距的影响表现出了门槛效应,农民收入提高缓慢,难以享受到金融发展带来的成果^[13]。为提高农民收入,加大“三农”的信贷投放不容缓。对此,一方面,政府应当完善农村金融制度,健全农村金融体系,如增加农村地区的金融设施建设,加大金融资源的投入;另一方面,政府要对支持“三农”业务发展的金融机构提供优惠政策,如税收减免、资金补助等,减少农村资金外流,为农村经济发展提供保障。就金融机构来说,一方面应当优化信贷结构,扩大服务“三农”范围,减少经济资源分配的不平衡;另一方面需加强信贷监管,降低信贷风险,提高资金的利用效益,提高农民收入,让农民真正享受农村金融发展的成果。

第二,加大财政支出力度,促进经济发展。财政支出力度与经济发展缩小了收入差距,对

此,政府可以在加大财政支出力度的基础上进一步优化财政支出结构,支出中注重向“三农”倾斜,支持农业发展,以此促进经济发展,缩小城乡收入差距。

第三,注重城镇化的内在实质发展。城镇化率的提高扩大了收入差距,原因可能是当前福建省在推进城镇化发展的过程中偏向人口的转移。在推进城镇化发展过程中,更应关注内在实质。城镇化不应只是人口从农村转向城市,还应包括福利、资源、教育、产业、政策等实现城乡一体化,让农民享受均等的公共服务。现行户籍制度不利于农村富余劳动力流向城市,因此,应消除城乡分割的管理政策以及户籍体制,在有效控制人口规模的前提下,放开对农村人口的包容度,让劳动力在城乡之间可以无障碍地流动,改善农民收入结构,缩小城乡收入差距。

[参考文献]

- [1] 莫颂娟.金融发展对安徽城乡收入差距的影响研究[D].合肥:安徽财经大学,2015.
- [2] 李泉,张涛.金融发展对城乡收入差距影响实证研究——以贵州省为例[J].甘肃金融,2019(6):53—57.
- [3] 黄燕辉.普惠金融发展对地区收入差距的影响研究——基于广东省面板数据的实证分析[J].区域金融研究,2019(5):46—50.
- [4] 丁雨佳.城镇化背景下金融发展对城乡收入差距的影响[D].南京:东南大学,2016.
- [5] 郭丽萍.我国普惠金融影响城乡收入差距的门槛效应研究[D].济南:山东大学,2017.
- [6] 王强.浙江省城镇化与城乡收入差距的关系研究[D].杭州:浙江工商大学,2017.
- [7] [美]雷蒙德·W·戈德史密斯.金融结构与金融发展[M].周朔,郝金成,肖远企,等,译.上海:上海人民出版社,1994:78—92.
- [8] 项成,谢波,陆益,等.财政分权、金融发展与城乡收入差距——基于中国省际面板数据的实证检验[J].科技与经济,2017(2):106—110.
- [9] 陈强.高级计量经济学及stata应用(第2版)[M].北京:高等教育出版社,2014:505—508.
- [10] 马绰欣,田茂再.基于面板分位回归方法的我国金融发展对城乡收入差距影响分析[J].数理统计与管理,2017(2):341—350.
- [11] 刘祚祥,杨密.精准扶贫、信息共享与贫困农户金融服务创新——以张家界金融产业扶贫为例[J].长沙理工大学学报(社会科学版),2017(1):92—102.
- [12] 王震.广西金融发展与农民收入增长的关系研究[J].区域金融研究,2019(5):60—65.
- [13] 邓创,徐曼.金融发展对中国城乡收入差距的非线性影响机制——基于规模和结构双重视角的研究[J].南京社会科学,2019(6):8—18.