

我国城乡收入差距的库兹涅茨效应识别 与农村金融政策应对路径选择

丁志国 赵晶 赵宣凯 吕长征

(吉林大学数量经济研究中心、商学院, 吉林长春 130012)

摘要:本文首先选取1985年至2009年各省的数据,构建Panel Data模型实证检验了我国城乡收入差距的变化趋势,结果表明存在明显的库兹涅茨效应,即我国的城乡收入差距随着经济的增长,呈现先扩大再缩小的变化趋势,印证了我国过去属于“先增长,后分配”的经济发展模式。随后,基于全国的整体样本以及按照农业产值在全国农业总产值中所占比重划分的农业大省和非农业大省的数据样本,检验了各种农村金融政策的有效性,结果显示并非所有的政策手段都能够达到预期效果,甚至还有一些政策的结果事与愿违。因此,在发展农村金融,改善城乡收入差距的政策选择方面,必须审时度势和因地制宜,才能够达到事半功倍的效果。

关键词:城乡收入差距;库兹涅茨效应;农村金融政策

JEL分类号:J31;J24 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2011)07-0142-10

一、引言

城乡收入差距作为社会公平的测度指标,揭示的是社会经济和谐发展的水平以及经济增长的环境,已经成为经济学家们最为关心的问题之一。中国改革开放三十多年,创造了令世人瞩目的经济奇迹,但与之相伴的却是城乡收入差距由1978年的1:2.57上升到了2009年的1:3.33。城乡收入差距的不断扩大,正在拷问着中国经济增长的和谐与公平,并有可能累积形成社会冲突与矛盾,最终干扰正常的经济秩序,影响经济的健康发展。近年来,我国把解决“三农”问题作为政府工作的首要任务,陆续出台了一系列惠农、支农

收稿日期:2011-01-04

作者简介:丁志国,吉林大学数量经济研究中心教授,Email:tylerding@yahoo.com.cn。

赵晶、赵宣凯,吉林大学商学院金融学博士研究生。

吕长征,供职于中国人民银行沈阳分行。

* 本文得到2010年国家自然科学基金项目(71073067)、2010年国家社科基金重点项目(10AJL006)和2009年教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(2009JJD790015),吉林大学研究生创新基金资助项目(20101006)资助。

政策,但效果并不理想。如何选择合适的政策缩小城乡收入差距,并根据不同地区的区域特征选择有针对性的政策应对路径,已经成为保证我国经济未来和谐稳定发展的关键。

库兹涅茨(Kuznets)“倒U型”曲线是城乡收入差距与经济发展之间关系最为经典的描述。库兹涅茨(1955)认为收入分配的长期变动轨迹是“先恶化,后改进”,或用他自己的话说就是:“收入分配不平等的长期趋势可以假设为:在农业文明向工业文明过渡的经济增长早期阶段迅速扩大,随后是短暂的稳定,然后在增长的后期阶段逐渐缩小”,即收入差距存在“库兹涅茨效应”。库兹涅茨同时还强调,尽管随着经济的发展可以克服收入差距问题,但政府不应该放任自流,需要国家政策适当进行调节。因为完美运行的市场经济可以保证经济发展的效率,但并不必然能够带来公平的收入分配。传统经济学理论也认为公平与效率之间存在着替代或者取舍关系,即两者不可能同时实现,追求更多的公平必然要以牺牲效率为代价(Okun, 1975)。

城乡收入差距与经济发展之间关系的实证结果,长期以来众说纷纭。国外早期的研究结论印证了收入差距的库兹涅茨效应,但最近的一些研究却发现该效应并不明显(Ahluqwalia, 1976; Aghion 等, 1999; Figini, 1999; 王小鲁和樊纲, 2005)。虽然不同国家实证检验的结论既有支持公平与效率不可兼得的观点,也有支持两者之间可以相互促进的观点,但学者们统一的共识则是,城乡收入差距过高必然导致过多的社会问题,进而引起经济动荡(Kaldor, 1957; Pasinetti, 1962; Murphy, Shleifer 和 Vishny, 1989; Alesina 和 Perotti, 1996; Blank, 2002)。从长期的累积效应来看,收入差距对于经济增长始终呈现出负的影响;而经济增长则有利于降低收入差距。因此,可以通过调节收入差距来促进经济增长,形成良性循环,实现公平与效率相互协调的目标(陆铭等, 2005)。

不过,库兹涅茨“倒U型”曲线所揭示的在一定经济发展阶段城乡收入差距必然恶化的规律得到了多数国家实证数据的支持,还被诸如瑞典、斯里兰卡、韩国和中国台湾地区的发展经验证明并非一定成立。并且,库兹涅茨效应所概括的“先增长,后分配”的经济发展模式,也遭到了大多数学者和政策制定者的摒弃,而寻求“边增长,边分配”的经济发展模式正在成为政策制定的核心出发点。

经济发展战略的选择,被认为是产生“边增长,边分配”效应的关键因素(蔡昉, 2007)。发展农村金融,为农村经济注入资本与活力,引导资源向农业和农村倾斜,是增加农民收入、缩小城乡收入差距最为有效的政策手段之一。而目前,在我国农村地区却是只有少数农民能够享有金融服务,大多数农民则被正规金融机构排斥在外。随着农村金融制度的改革,国家正在探寻培育更加高效的农村金融生态环境体系,改善农村金融的广度和深度。尤其是2006年以后,银监会从机构种类、资本限制等方面,放宽了农村金融机构的准入政策,鼓励各种类型的资本到农村设立村镇银行、贷款公司和农村资金互助社,力争构建农村金融体系的多样性和完整性。但是,农村金融机构数量的增加,涉农贷款覆盖范围和规模的扩大,这些政策手段能否真正实现增加农民收入,缩小城乡收入差距的政策目标?不同地区政策手段的效果是否存在差异化特征?

本文的结构安排如下:第二部分是关于我国城乡收入差距的库兹涅茨效应识别;第三部分

分析农村金融政策对城乡收入差距影响机理,解析不同农村金融政策对城乡收入差距的影响方向和作用力度;第四部分是结论及政策建议。

二、我国城乡收入差距的库兹涅茨效应识别

本文选取从 1985 年到 2009 年我国 31 个省、自治区和直辖市的城市居民人均可支配收入、农村居民人均纯收入以及人均 GDP 数据,构建 Panel Data 模型识别我国城乡收入差距是否存在库兹涅茨效应。相关数据来源于中国银监会发布的《中国银行业农村金融服务分布图集》和国泰君安(CSMAR)地区经济统计数据库。

为了保证实证结果的稳健性,本文构建了对数模型和非对数模型同时进行检验。

$$Urratio_{it} = \mu_i + \beta_1 GDP + \beta_2 GDP^2 + v_{it}$$

$$Urratio_{it} = \mu_i + \beta_1 \ln(GDP) + \beta_2 [\ln(GDP)]^2 + v_{it} \quad (1)$$

其中, $Urratio$ 代表城乡收入差距,是城市居民可支配收入与农村居民纯收入之比; GDP 为地区的人均 GDP;为识别库兹涅茨效应是否存在,本文同时还引入人均 GDP 的平方项和人均 GDP 对数的平方项。参数估计分别采用混合估计模型、横截面上的固定效应模型和随机效应模型进行统计分析,估计结果如表 1 所示。

表 1 城乡收入差距库兹涅茨效应识别

变量名称	混合估计模型		固定效应模型		随机效应模型	
	系数	系数	系数	系数	系数	系数
截距项 1	2.5267 *** (0.0000)		2.2691 *** (0.0000)		2.2820 *** (0.0000)	
GDP	2.87E-05 *** (0.0000)		6.19E-05 *** (0.0000)		6.03E-05 *** (0.0000)	
GDP ²	-5.36E-10 *** (0.0000)		-7.06E-10 *** (0.0000)		-7.00E-10 *** (0.0000)	
截距项 2		-5.7071 *** (0.0000)		-3.3279 *** (0.0000)		-3.4296 *** (0.0000)
Ln(GDP)		1.8797 *** (0.0000)		1.0771 *** (0.0000)		1.1098 *** (0.0000)
Ln(GDP)平方		-0.1032 *** (0.0000)		-0.0427 *** (0.0000)		-0.0451 *** (0.0000)
R ²	0.0344	0.0807	0.7725	0.8465	0.4002	0.5841
调整 R ²	0.0319	0.0783	0.7627	0.8398	0.3987	0.5830
F 统计量	13.7344	33.8943	78.7206	127.8342	257.5568	542.0833
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hausman 检验 (χ^2 统计量)					84.7018 (0.0000)	95.1446 (0.0000)
固定效应 (F 统计量)			80.2338 (0.0000)	123.3531 (0.0000)		

注: ***, **和 * 分别表示估计量在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。

表1的估计结果显示,无论是非对数模型还是对数模型均拒绝了原假设,因此固定效应模型更加合理。

根据表1固定效应模型中的参数估计结果,对数及非对数模型的一次项系数估计值全部显著且为正,二次项系数估计值全部显著且为负,并且拟合程度(调整 R^2)分别达到0.84和0.76。这表明我国城乡收入差距确实符合“倒U型”曲线特征,存在库兹涅茨效应,即伴随着人均GDP的增长,我国城乡收入差距呈现出先增加后减小的变化态势。也就是说,我国过去选择的是“先增长,后分配”的经济发展模式,即在追求经济发展效率的同时,在一定程度上存在忽视社会分配公平的现象。

三、农村金融政策对城乡收入差距的影响机理

事实上,正确高效的农村金融体系建设,能够为农村经济发展注入资本和活力,有效地提高农村居民收入,进而降低城乡收入差距,实现经济社会和谐健康发展的战略目标。伴随着对“三农”问题的持续关注,国家正在探寻培育更加高效的农村金融生态环境体系,改善农村金融的广度和深度。例如,引导各种类型的资本参与农村经济、增加农村金融机构数量、扩大涉农贷款覆盖范围和规模、提高农村金融机构效率等政策手段。然而,这些政策手段真的都有效吗?政策实施的效果究竟如何?如何根据不同的区域特征有针对性地选择应对政策等问题将是本部分研究的重点。

本文将城乡收入差距作为因变量,选取农村金融发展深度、农村金融发展广度以及农村金融机构效率等3个维度的10个指标,以及3个控制变量作为自变量,以检验各种农村金融政策的有效性。受限于中国银监会数据样本统计期间,变量选取的样本期限为2006年~2009年,变量选取见表2,构建模型如下:

$$Urratio_{it} = \alpha + \beta_1 ALP + \beta_2 ALGDP_{it} + \beta_3 LD_{it} + \beta_4 ALMPP_{it} + \beta_5 GLR_{it} + \beta_6 STAFF_{it} + \beta_7 LOANINP_{it} + \beta_8 LFP_{it} + \beta_9 LEGALENTI_{it} + \beta_{10} LFAMONT_{it} + \beta_{11} FARMERP_{it} + \beta_{12} RUFINV_{it} + \beta_{13} EMPRATIO_{it} + \mu_i + v_{it} \quad (2)$$

表2 变量选取

分类	变量名称	变量含义
因变量	<i>URRATIO</i>	城乡收入差距,城市居民人均可支配收入/农村居民人均纯收入
农村金融 发展深度	<i>ALP</i>	金融机构农业贷款比例,农业贷款余额/总的贷款余额
	<i>ALGDP</i>	单位GDP的农业贷款额,农业贷款/GDP
	<i>LD</i>	金融机构的存贷比,贷款余额/存款余额
	<i>ALMPP</i>	人均农业贷款,农业贷款/农村总人口
金融机构 的效率	<i>GLR</i>	贷款履约率,1-金融机构贷款坏账率

续表

分类	变量名称	变量含义
农村金融 发展广度	STAFF	金融机构网点平均从业人员数量,金融机构从业人员/营业网点总数
	LOANINP	贷款网点比例,可以发放贷款的营业网点/金融机构营业网点总数
	LFP	贷款农户比例,得到贷款农户/农户总数量
	LEGALENTI	农村金融机构法人机构数量
	LFAMONT	农户贷款网点覆盖率,贷款农户数量/贷款网点数
控制变量	FARMERP	农村人口比例,农村人口数量/总人口
	RUFINV	农业基础投入,农村固定投资额/城镇总投资额
	EMPRATIO	就业城市化,城镇就业人口/农村就业人口

(一) 总体样本的实证结果分析

本文仍采用混合估计模型、固定效应模型和随机效应模型进行参数估计,得到的实证检验结果如下表 3 所示,误差值为 White 值。

表 3 农村金融发展策略对城乡收入差距影响的实证检验结果

变量名称	混合估计			固定效应模型			随机效应模型		
	估计值	标准误	P 值	估计值	标准误	P 值	估计值	标准误	P 值
截距项	1.7404 **	0.8773	0.0498	3.8070 ***	0.3814	0.0000	3.2678 ***	0.3352	0.0000
ALP(β_1)	-2.5969 ***	0.8917	0.0043	0.0128	0.3750	0.9729	-0.0426	0.3188	0.8939
ALGDP(β_2)	2.4577 ***	0.8853	0.0065	-0.6076 *	0.3641	0.0991	-0.3682	0.2998	0.2220
LD(β_3)	-0.0861	0.2813	0.7602	0.0429	0.1284	0.7390	0.0632	0.1281	0.6229
ALMPP(β_4)	-0.1308	0.1081	0.2290	0.0829 ***	0.0301	0.0073	0.0356	0.0386	0.3589
GLR(β_5)	0.8048	0.7005	0.2531	-0.5699 **	0.3359	0.0937	-0.3680	0.2310	0.1140
STAFF(β_6)	-0.0426 ***	0.0157	0.0077	0.0046 *	0.0026	0.0786	-0.0013	0.0049	0.7896
LOANINP(β_7)	1.8513 ***	0.4314	0.0000	-0.2261 **	0.0944	0.0190	0.0417	0.1702	0.8069
LFP(β_8)	0.1752	0.2015	0.3865	-0.0687	0.1488	0.6457	-0.0674	0.0996	0.5000
LEGALENTI(β_9)	-9.00E-06	0.0001	0.9309	-4.02E-05 **	2E-05	0.0391	-4.33E-05	3E-05	0.1804
LFAMONT(β_{10})	0.0275	0.0577	0.6347	0.0279	0.0371	0.4539	0.0517 **	0.0267	0.0554
FARMERP(β_{11})	0.3980	0.4505	0.3790	-0.0273	0.1641	0.8681	0.1811	0.1489	0.2266
RUFINV(β_{12})	-2.0755 ***	0.4544	0.0000	-0.9819 ***	0.2118	0.0000	-1.1277 ***	0.3938	0.0050
EMPRATIO(β_{13})	-0.0982	0.0651	0.1344	-0.0130 **	0.0053	0.0172	-0.0262	0.0170	0.1251
R ²	0.6659			0.9879			0.1260		
调整 R ²	0.6264			0.9814			0.0227		
F 统计量	16.8660			152.0634			1.2196		
P 值	0.0000			0.0000			0.2751		
Hausman 检验							χ^2 统计量 = 54.9815 P 值 = 0.0000		
固定效应检验				F 统计量 = 71.0406 P 值 = 0.0000					

注：“****”、“***”和“**”分别表示估计量在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。

根据 Hausman 检验和固定效应检验的结果,发现横截面固定效应模型更适用。可以看出,并不是所有的农村金融政策因素都能够影响城乡收入差距,其中金融机构农业贷款

比例(*ALP*)、金融机构存贷款比例(*LD*)、贷款农户比例(*LFP*)、农业贷款网点覆盖率(*LFAMONT*)、农村人口比例(*FARMERP*)等5个因素对城乡收入差距的影响并不显著。而另外的8个因素对城乡收入差距具有显著影响,其中单位GDP的农业贷款额(*ALGDP*)、贷款履约率(*GLR*)、贷款网点比率(*LOANINP*)、农村金融机构法人数量(*LEGALENTI*)、农业基础投入(*RUFINV*)、就业城市化(*EMPRATIO*)等6个因素能够显著缩小城乡收入差距。与之相反,另外2个指标:人均农业贷款(*ALMPP*)和金融机构网点平均从业人员数量(*STAFF*),则明显加剧了城乡收入差距的扩大。

表4 固定效应模型的横截面固定效应值

北京	-1.0207	上海	-0.9020	湖北	-0.3277	云南	1.2752
天津	-0.9254	江苏	-0.4866	湖南	-0.0579	西藏	0.9550
河北	-0.3405	浙江	-0.4009	广东	0.0548	陕西	0.9268
山西	0.0483	安徽	0.0478	广西	0.6768	甘肃	1.0906
内蒙古	-0.1364	福建	-0.2685	海南	-0.3590	青海	0.6719
辽宁	-0.7021	江西	-0.3642	重庆	0.4613	宁夏	0.3806
吉林	-0.6198	山东	-0.1997	四川	0.0361	新疆	0.1598
黑龙江	-0.8850	河南	-0.1023	贵州	1.3137		

从政策手段的归属来看,农村金融发展深度指标中的金融机构农业贷款比例和存贷款比例两个指标,对改善城乡收入差距没有显著的效果。也就是说,即使通过政府的行政手段干预金融机构加大涉农贷款的比例,或者对涉农金融机构的存贷款比例给予优惠,也根本无法实现缩小城乡收入差距的政策效果。另一个有趣的结果就是,单位GDP的农业贷款额对缩小城乡收入差距具有显著的效果,而人均农业贷款额却显著加剧了城乡收入差距的扩大。

农村金融发展广度指标的估计结果表明,贷款农户比例和农业贷款网点覆盖率两个因素对城乡收入差距的影响并不显著,说明增加更多的金融机构网点并不能够有效缩小城乡收入差距。同时,试图通过政策引导增加获得贷款农户的比例,也是不明智的选择。而金融机构网点平均从业人员数量与城乡收入差距存在显著的正向影响关系,表明金融机构过于臃肿和庞大,增加了农业信贷的成本,客观上加剧了城乡收入差距的扩大。具备贷款审批权的营业网点越多,农村人口获得贷款的搜寻成本越低,整个金融体系“惠农、支农”的效果就越显著。2006年中国银监会放松农村金融管制以来,活跃的民间私人资本流入村镇银行、贷款公司、资金互助机构等新型的农村金融机构。它们具有“组织精简、服务深入、贷款灵活”等特点,弥补了传统涉农金融机构的缺陷和不足,极大扩展了农村金融体系的覆盖范围,有力地推动了农业的发展,增加了农民收入,实现了缩小城乡收入差距的政策效果。

在3个控制变量中,农村人口的比例对缩小城乡收入差距的作用不显著,而农业基础

投入和就业城市化则能够显著改善城乡收入差距。这说明国家加大“三农”的投入力度和鼓励农村剩余劳动力到城市中就业,分享城市发展所提供的更高的资源效率和工业文明所创造的经济成果,这些政策既有利于通过增加农民收入,缩小城乡收入差距,维持社会经济的和谐稳定发展,也为城市中的经济发展提供了劳动力资源。同时,提高农业基础投入,促进农村公共设施环境和社会保障水平的提高,也可以间接提高农民的收入水平,进而有效地缩小城乡收入差距。另外,值得注意的就是提高金融机构的运行效率,提升贷款履约率,减少金融资源的浪费,同样是一种非常有效的政策手段。

总之,并不是所有的政策手段都能够显著改善城乡收入差距,甚至还有一些政策手段事与愿违。因此,在通过发展农村金融改善城乡收入差距的政策选择方面,必须审时度势和有的放矢。其中,加大农业基础设施投入、鼓励农村剩余劳动力向城市转移、增加涉农金融机构数量、提高金融机构运行效率、保证涉农贷款与地区的经济增长保持同步等政策手段,能够实现改善城乡收入差距的政策目标。通过优惠的存贷款比例引导金融机构增加涉农贷款规模,以及简单地增加涉农贷款覆盖范围的政策手段收效甚微。而增加金融机构网点的员工数量和盲目提高人均农业贷款规模的政策,则会事与愿违。

(二) 区域差异化样本的实证结果分析

城乡收入差距揭示的不仅是社会的分配结果,同时也揭示了工业部门与农业部门之间的发展效率差异。但是,我国作为世界上第一人口大国,简单地强调通过加快工业化和城市化的进程来实现社会的发展与进步是不现实的。同时,我国幅员辽阔,地区之间的区域性差异十分明显,因此在政策制定方面实行差异化选择十分重要。

本文依据各省市自治区在 2009 年的农林牧副渔总产值占全国总产值的比例,对 31 个省份进行划分,其中前 16 个省区的农林牧副渔总产值已经超过全国农业总产值的 80%,可以划为农业大省,而其余 15 个省区的农林牧副渔总产值之和尚不足全国农业总产值的 20%,则归为非农业大省。并对划分后的农业与非农业大省的面板数据分别分析。具体的划分结果和参数估计的结果见表 5。

可以看出,农业大省和非农业大省样本的参数估计结果存在显著差异。估计结果在农业大省和非农业大省保持一致,并且与整体样本估计结果也保持一致的只有 7 个指标,具体包括:金融机构农业贷款比例(*ALP*)、贷款网点比例(*LOANINP*)、贷款农户比例(*LFP*)、农村金融机构法人数量(*LEGALENTI*)、农业贷款网点覆盖率(*LFAMONT*)、农村人口比例(*FARMERP*)和农业基础投入(*RUFINV*)。这说明,通过增加金融机构贷款网点的比例和增加农村金融机构法人数量,进而降低农业贷款的搜寻成本,以及加大农业基础设施的投入,间接增加农民收入等 3 项政策手段对改善城乡收入差距具有广泛的适用性;同时依靠政策引导金融机构扩大涉农贷款比例和扩大贷款覆盖面等措施,收效甚微。

一个非常重要的事实就是,单位 GDP 的农业贷款额(*ALGDP*)、人均农业贷款额(*ALMPP*)、贷款履约率(*GLR*)、金融机构网点平均从业人员数量(*STAFF*)、就业城市化(*EMPRATIO*)等因素虽然在全国样本下具有显著的影响,但却只在非农业大省的估计中

表5 非农业大省与农业大省固定效应模型结果

变量	非农业大省			变量	农业大省		
	系数估计值	标准误	P 值		系数估计值	标准误	P 值
截距项	4.6575***	0.3794	0.0000	截距项	3.2487***	0.3963	0.0000
ALP	-0.1036	0.2113	0.6275	ALP	-0.6858	0.4069	0.1008
ALGDP	-0.9866***	0.2987	0.0024	ALGDP	0.7048	0.4178	0.1005
LD	-0.0323	0.1880	0.8647	LD	0.1231***	0.0418	0.0057
ALMPP	0.0642***	0.0113	0.0000	ALMPP	0.0028	0.0253	0.9132
GLR	-1.0665**	0.3982	0.0116	GLR	-0.3539	0.2188	0.1148
STAFF	0.0241*	0.0135	0.0841	STAFF	0.0058	0.0042	0.1774
LOANINP	-0.5410**	0.2323	0.0263	LOANINP	-0.2673**	0.1034	0.0141
LFP	-0.0609	0.1399	0.6665	LFP	-0.1635	0.1589	0.3106
LEGALENTI	-8.41E-05**	3.71E-05	0.0301	LEGALENTI	-7.53E-05***	1.19E-05	0.0000
LFAMONT	0.0166	0.0296	0.5780	LFAMONT	0.0303	0.0307	0.3301
FARMERP	0.1213	0.1607	0.4560	FARMERP	-0.1183	0.1293	0.3664
RUFINV	-1.2586**	0.5124	0.0196	RUFINV	-1.8692***	0.2408	0.0000
EMPRATIO	-0.0201***	0.0010	0.0000	EMPRATIO	0.0355	0.0243	0.1538
固定效应取值				固定效应取值			
北京	-1.4413	云南	1.0919	河北	-0.6312	江西	-0.5356
天津	-1.3123	西藏	0.8548	辽宁	-0.6042	山东	0.1123
山西	-0.2628	陕西	0.6958	吉林	0.2098	河南	0.2394
内蒙古	-0.4507	甘肃	0.9411	黑龙江	0.4769	湖北	0.4502
上海	-1.3464	青海	0.4416	江苏	0.2820	湖南	0.1431
海南	-0.7248	宁夏	0.2429	浙江	-0.2791	广东	0.0360
重庆	0.2036	新疆	-0.0483	安徽	-0.2758	广西	0.3687
贵州	1.1148			福建	-0.4391	四川	0.4466
模型稳定性检验				模型稳定性检验			
R ²	0.9902			R ²	0.9843		
调整 R ²	0.9820			调整 R ²	0.9717		
F 统计量	120.1599			F 统计量	78.2681		
P 值	0.0000			P 值	0.0000		
Hausman 检验与固定效应检验				Hausman 检验与固定效应检验			
	统计量	P 值			统计量	P 值	
截面随机效应	185.8342	0.0000		截面随机效应	56.9597	0.0000	
固定效应检验	37.4016	0.0000		固定效应检验	27.1057	0.0000	

通过了显著性检验,而在农业大省的实证检验中影响并不显著。金融机构存贷款比(LD)指标,虽然在整体样本和非农业大省的参数估计中并不显著,但是在农业大省的实证检验中十分显著(在1%的显著性水平下显著),并且具有加剧城乡收入差距扩大的影响。说明在我国的农业大省中,工业部门在贷款获取方面对农业部门存在明显的挤占效应,结果就是金融机构贷款发放的比例越高,城乡收入差距越大。

四、基本结论与政策建议

城乡收入差距揭示的不仅是社会分配的结果,同时也揭示了工业部门与农业部门之间的发展效率差异。我国作为世界上第一人口大国,农业人口比例偏高,因此在加快工业化和城市化进程的同时,选择合适的政策手段引导资本向农业部门倾斜,增加农村人口的收入,缩小城乡收入差距,保证社会经济持续和谐健康地发展十分重要。

本文首先选取了 1985 年至 2009 年 31 个省、直辖市和自治区的数据,构建了面板模型对我国经济发展过程中城乡收入差距的变化趋势进行识别,结果表明我国城乡收入差距的变化趋势符合“倒 U 型”曲线特征,存在库兹涅茨效应。也就是说,我国过去属于“先增长,后分配”的经济发展模式,偏重强调效率的同时,在一定程度上牺牲了社会的和谐。本文还利用全国整体样本数据和农业大省以及非农业大省的数据样本,分别对发展农村金融的政策效果进行了实证检验。结果显示,通过增加金融机构贷款网点的比例和增加农村金融机构法人数量,进而降低农业贷款的搜寻成本,以及加大农业基础设施的投入,间接增加农民收入等政策手段对改善城乡收入差距具有显著效果和广泛适用性。而依靠政策引导金融机构扩大涉农贷款比例和扩大贷款覆盖面等措施,收效甚微。

总之,并不是所有的发展农村金融的政策手段都能够显著改善城乡收入差距,甚至有一些政策手段还会事与愿违。因此,在通过发展农村金融、改善城乡收入差距的政策选择方面,必须审时度势和因地制宜,做到有的放矢,而不是简单的单一规则。

参考文献

- [1] 蔡昉,中国的劳动力市场发育与就业变化,《经济研究》,2007(7):4~14。
- [2] 蔡昉,杨涛,城乡收入差距的政治经济学,《中国社会科学》,2000(4):11~22。
- [3] 蔡继明,中国城乡比较生产力和相对收入差距,《经济研究》,1998(1):11~19。
- [4] 郭剑雄,人力资本、生育率与城乡收入差距的收敛,《中国社会科学》,2005(3):27~37。
- [5] 黄平,崔之元,中国与全球化:华盛顿共识还是北京共识,北京:社会科学文献出版社,2005。
- [6] 林毅夫、刘明兴,中国的经济增长收敛与收入分配,《世界经济》2003(8):3~14。
- [7] 陆铭、陈钊,城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距,《经济研究》,2004(6):50~58。
- [8] 陆铭等,因患寡,而患不均——中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响,《经济研究》,2005(12):4~14。
- [9] 王小鲁、樊纲,中国收入差距的走势和影响因素分析,《经济研究》,2005(10):24~36。
- [10] 武少俊,我国居民收入差距剖析,《金融研究》,2002(3):95~103。
- [11] 许海龙、王月平,我国城乡收入差距与全要素生产率——基于省域数据的空间计量分析,《金融研究》,2010(10):54~67。
- [12] Aghion, P., Caroli E., Garcia - Pénalosa C., Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories, *Journal of Economic Literature*, 1999(37): 1615~1660.
- [13] Ahluwalia, Montek, Growth and Poverty in Developing Countries. *Journal of Development Economics*, 1976(6): 299~341.
- [14] Alesina, A. and R. Perotti, Income Distribution, Political Instability, and Investment. *European Economic Review*,

- 1996(40).
- [15] Figini, P., *Inequality and Growth Revisited*. Economic papers, Trinity College Dublin Economics Department, 1999.
- [16] Hausman, J. A., *Specification Tests in Econometrics*. *Econometrica*, 1978(46): 1251 ~ 1271.
- [17] Hsiao, C., *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- [18] Kaldor, N., *A Model of Economic Growth*. *Economic Journal*, 1957(57): 591 ~ 624.
- [19] Klevmarke, N. A., *Panel Studies: What can we learn from them?*. *European Economic Review*, 1989(33): 523 ~ 529.
- [20] Kuznets, S., *Economic Growth and Income Inequality*. *American Economic Review*, 1976(45): 1 ~ 28.
- [21] Lewis, W. A., *Economic Development with Unlimited Supplies of Labor*. *The Manchester School*, 1955(22): 139 ~ 191.
- [22] Moulton, B. R., *Random Group Effects and The Precision Of Regression Estimates*. *Journal of Econometrics*, 1986(32): 385 ~ 397.
- [23] Murphy, K., A. Shleifer, and R. Vishny, *Income Distribution, Market Size and Industrialization*. *Quarterly Journal of Economics*, 1989(104): 537 ~ 564.
- [24] Perotti, R., *Growth, Income Distribution and Democracy: What the Data Say*. *Journal of Economic Growth*, 1996(2): 149 ~ 187.
- [25] Robinson, A., *Note on the U Hypothesis Income Inequality and Economic Development*. *American Economic Review*, 1976(66): 437 ~ 440.
- [26] Moulton, B. R., *Diagnostics For Group Effects In Regression Analysis*. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1987(5): 275 ~ 282.

Abstract: This paper primarily employs Panel Data Models using the provincial data from 1985 to 2009, to test the changes of the income gap between urban and rural residents. The empirical result proves that the Kuznets Curve truly exists in China, which is to say, along with the economic development, the income inequality present the trend of expanded at first and then narrowed, which proves China's economic development model was growth first and then distribution. Subsequently, the authors examine whether the various rural financial policies really could effectively decline income inequality or not, from the angle of the whole country and regional segmentations respectively. It is found that not all policies were able to work well, and even some of them led to the inverse outcome, intensifying inequality. Therefore, it is a must to take different policies according to the local environment regarding to rural finance development and distribution inequality improvement.

Key Words: urban-rural income inequality, Kuznets Curve, rural finance policies

(责任编辑:李景农)(校对:LN)