

# 城乡金融发展非均衡化对城乡经济增长差距的影响研究

杨守鸿<sup>1a</sup>, 鲁钊阳<sup>2</sup>, 刘庆庆<sup>1b</sup>

(1. 重庆大学 a. 经济与工商管理学院; b. 共青团重庆大学委员会, 重庆 400044; 2. 西南政法大学 经济学院, 重庆 401120)

**摘要:**文章从城乡交易成本差异、城乡储蓄与投资差异、城乡金融资源配置差异等维度出发,从定性的角度探讨城乡金融发展非均衡化影响城乡经济增长差距的机理;并运用1992-2010年中国28个省级单位面板数据,进一步实证城乡金融发展非均衡化对城乡经济增长差距的影响。结果发现:在控制城乡固定资产投资、城乡市场化水平、城乡外商直接投资和城乡人力资本等指标前提下,城乡金融规模、结构和效率对城乡经济增长差距的影响极为显著,两者之间的正相关关系成立。文末就实现城乡金融均衡化、促进城乡经济协调发展提出了相应的对策建议。

**关键词:**城乡金融发展;城乡经济增长;动态面板数据模型

**中图分类号:**F832      **文献标志码:**A      **文章编号:**1008-5831(2013)02-0001-07

改革开放以来,在中国经济建设取得举世瞩目成就的同时,中国金融业的发展成绩也非常突出。据统计,1978年,中国各项存款总额为1 250.5亿元,各项贷款总额为1 895.1亿元,金融资产总量为3 523亿元;2010年,这三个指标则分别为718 328亿元、479 196亿元和1 601 270亿元。在此过程中,城乡金融发展的非均衡化问题也非常明显。1978年中国农村存款总额、贷款总额和金融资产总量分别为320.4亿元、160.7亿元和629.5亿元,城镇存款总额、贷款总额和金融资产总量分别为930.1亿元、1 734.4亿元和2 893.5亿元;2010年,中国农村存款总额、贷款总额和金融资产总量分别为75 737.53亿元、36 221亿元和143 351.62亿元,城镇存款总额、贷款总额和金融资产总量分别为642 500.47亿元、442 975亿元和1 457 918亿元<sup>①</sup>。经济决定金融,金融服务经济,城乡金融发展非均衡化对城乡经济增长是否有影响?现有文献资料对这一问题并未作出明确解释。笔者拟建立动态面板数据模型,运用中国28个省级单位1992-2010年的数据,实证城乡金融发展非均衡化对城乡经济增长差距的影响。

## 一、城乡金融发展非均衡化影响城乡经济增长差距的理论分析

对于什么是经济增长,国内外学者进行了广泛而深入的研究。在国外,Kaldor和Kuznets均对经济增长进行了研究<sup>[1-3]</sup>。前者指出了能代表经济增长过程

收稿日期:2012-07-04

基金项目:国家社科基金重点项目“现代农村金融制度构建和创新研究”(08AJY030);中央高校基本科研业务费重点资助项目“城乡金融服务差异性研究”(CDJXS10022213)

作者简介:杨守鸿(1978-),男,重庆铜梁人,重庆大学经济与工商管理学院博士研究生,助理研究员,主要从事金融经济学与政府经济学研究。

①上述数据根据历年《中国金融年鉴》统计数据整理而来。

的典型特征,即人均产出持续增长、劳动者人均物质资本持续增长、资本回报率几乎恒定、物质资本一产出比接近恒定等;后者注意到经济增长过程中产业结构的快速转型问题,并提出了对外贸易对于经济增长的重要意义等。在国内,潘向东等<sup>[4]</sup>、卫兴华和侯为民<sup>[5]</sup>、史晋川<sup>[6]</sup>、黄少安和韦倩<sup>[7]</sup>均对经济增长问题进行了研究。与国外学者的研究相类似,国内学者们也认为经济增长包含着极为丰富的内涵,经济增长过程是一个极为复杂的过程。在借鉴国内外学者成果的基础上,笔者认为所谓的城乡经济增长,指的是在一定的时间跨度上,城乡人均产出水平(或人均收入)的持续增加;经济增长率的高低则充分体现一定时期内城乡经济总量的增长速度。笔者认为城乡金融发展非均衡化对城乡经济增长的影响主要体现在以下几个方面。

第一,城乡交易成本的差异导致城乡经济增长的差距。交易成本由科斯提出,又称交易费用,指的是买卖过程中所花费的全部时间成本和货币成本的总称,包括信息传播费用、广告费用、谈判费用、商品运输费用、合约执行监督成本费用等<sup>[8]</sup>。城乡金融发展非均衡化的重要表现之一就在于,在城镇和农村经济社会生活中,信用货币融通的效率存在显著差异。信用货币融通的效率越高,资源在不同需求者之间的配置成本越低,居民、企业和政府的融资成本相应也就降低,这不仅有利于生产者扩大生产规模,竭力生产适销对路的产品,还有利于满足消费者多方面的消费需求,进而更好地促进经济社会的发展进步。相反,信用货币融通的效率越低,资源配置成本越高,融资主体的融资成本相应也就高,生产者或不愿意扩大再生产,或融资困难,消费者的消费需求也就不能得到有效解决,经济社会发展的速度减慢。

第二,城乡储蓄和投资的差异导致城乡经济增长的差距。在经济学上,通常把投资、消费和出口比喻为拉动经济增长的“三驾马车”。其中,投资主要通过要素投入带动经济结构调整、促进知识存量增加和技术进步来带动经济增长;消费作为社会再生产过程中的重要环节,可分为生产消费和个人消费,前者通过维持生产活动的运转来带动经济的增长,后者更多表现在倒逼生产者调整生产结构进而促进经济发展;出口不仅能够促进国内的生产,还可以赚取外汇满足扩大再生产等多方面的需要,促进经济增长。改革开放以来,随着中国经济的高速增长,中国城乡金融发展也取得了突出成就。与以前相比,城乡金融发展的规模逐步扩大,结构逐步优化,效率稳步提升;但是,在此过程中,城镇和农村在储蓄、投资、储蓄—投资转化

率方面的差异极为明显,尤其是在储蓄—投资转化率方面,农村闲置资金大量流入城镇,有力地支撑着城镇经济的发展,而流入农村的资金十分有限,严重制约着农村经济的增长。受此影响,城乡经济增长差距不断扩大。

第三,城乡金融资源配置的差异导致城乡经济增长的差距。资源配置是经济学研究的核心问题和永恒主题,作为稀缺资源中的稀缺资源,金融资源具有自我配置和它配的功能。前者主要是因为金融资源具有天生的逐利性、避险性,往往流向利润率高、相对安全的区域和行业;后者是政府基于区域协调发展的需要,通过宏观调控手段引导金融资源的流向。金融资源对经济增长的促进作用,主要是通过投资来实现生产规模的扩大、产业结构的调整和经济系统的可持续发展。从中国实际看,20世纪90年代国有银行商业化改革以来,城乡金融机构分布严重失衡,现存农村金融机构有效供给不足,农村金融创新和服务不足,农村金融支农惠农功能有限,直接制约农村经济的发展。而城镇则不一样,一方面,基于历史的原因,城镇经济整体实力本来就比农村强;另一方面,当前的城乡金融体系将大量的农村资金引入城镇,有力地支持着城镇经济的发展。虽然目前国家实施“工业反哺农业、城市支持农村”战略,但是,农村经济发展的融资困境问题并未得到有效解决。在此情况下,自然不难理解城乡经济增长的差距不断扩大的现实。

## 二、城乡金融发展非均衡化影响城乡经济增长差距的实证研究

上述理论分析已经表明,城乡金融发展非均衡化会影响城乡经济增长差距。由于中国不同省级单位间经济社会发展差异十分明显,东、中、西部发展也参差不齐。在充分考虑到区际发展差异的情况下,要全面分析城乡金融发展非均衡化对城乡经济增长差距的影响,需要从实证的角度进行进一步研究。

### (一)变量选择与指标说明

要从定量的角度研究城乡金融发展非均衡化对城乡经济增长差距的影响,首先需要选择度量城乡金融发展非均衡化和城乡经济增长差距的指标;考虑到影响城乡经济增长差距的因素很多,还需要在借鉴前人研究成果的前提下,选择相应的控制变量,将其纳入模型中一起进行实证研究。

城乡经济增长差距指标。衡量城乡经济增长的指标很多,不同的学者有不同的选择。笔者拟用城镇经济GDP增长速度衡量城镇经济增长水平( $ugdp$ ),用农村经济GDP增长衡量农村经济增长水平( $rgdp$ ),城乡经济增长差距( $urgdp$ )则用两者之比

来表示。

城乡金融发展非均衡化指标。笔者借鉴冉光和等<sup>[9]</sup>、王征等<sup>[10]</sup>的做法,拟从城乡金融的结构、规模和效率三方面衡量城乡金融发展非均衡化,具体来说,即是:(1)城乡金融发展结构非均衡化。借鉴王志强的做法,采用非银行资产占金融总资产的比重来衡量金融结构<sup>[11]</sup>,即将城镇金融结构定义为: $urfd_f_1 = (\text{非农业类股票筹资额} + \text{非农业保费收入}) / \text{金融总资产}$ ,农村金融结构定义为: $urfd_f_2 = (\text{农业类股票筹资额} + \text{农业类保费收入}) / \text{金融总资产}$ ,则城乡金融结构非均衡化水平为: $urfd_f = urfd_f_1 / urfd_f_2 = [(\text{非农业类股票筹资额} + \text{非农业保费收入}) / \text{金融总资产}] / [(\text{农业类股票筹资额} + \text{农业类保费收入}) / \text{金融总资产}]$ 。(2)城乡金融发展规模非均衡化。考虑到中国城乡金融的特殊性,笔者采用戈氏指标衡量金融发展规模,将城镇金融发展规模定义为: $urfd_s_1 = \text{城镇贷款} / \text{城镇 GDP}$ ,农村金融发展规模定义为: $urfd_s_2 = \text{农村贷款} / \text{农村 GDP}$ ,则城乡金融发展规模非均衡化水平为: $urfd_s = urfd_s_1 / urfd_s_2 = [\text{城镇贷款} / \text{城镇 GDP}] / [\text{农村贷款} / \text{农村 GDP}]$ 。(3)城乡金融发展效率非均衡化。笔者拟以存贷比来衡量城乡金融效率,即城镇金融效率为: $urfd_e_1 = \text{城镇储蓄} / \text{城镇贷款}$ ,农村金融效率为: $urfd_e_2 = \text{农村储蓄} / \text{农村贷款}$ ,则城乡金融效率非均衡化水平为: $urfd_e = urfd_e_1 / urfd_e_2 = [\text{城镇储蓄} / \text{城镇贷款}] / [\text{农村储蓄} / \text{农村贷款}]$ 。

控制变量指标。除金融因素外,经济增长涉及多方面因素。比如,郭国锋和刘孟晖<sup>[12]</sup>、田泽永等<sup>[13]</sup>、陈智容<sup>[14]</sup>的研究成果表明,固定资产投资是经济增长的发动机,两者之间呈现出强正相关关系;周业安和赵坚毅<sup>[15]</sup>、周业安和章泉<sup>[16]</sup>的研究成果表明,在不考虑诸如财政分权等因素的作用下,市场化是推动中国经济发展的重要力量;陈浪南和陈景煌<sup>[17]</sup>、张天顶<sup>[18]</sup>、王志鹏和李子奈<sup>[19]</sup>、陈飞翔等<sup>[20]</sup>、姚树洁等<sup>[21]</sup>、郭志仪和杨曦<sup>[22]</sup>、葛顺奇和罗伟<sup>[23]</sup>等的研究成果表明,在不考虑区域诸如人力资本水平、技术水平的前提下,FDI的溢出效应对区域经济增长具有显著的促进作用;侯风云和张凤兵<sup>[24]</sup>、霍丽和惠宁<sup>[25]</sup>、高韵和罗有贤<sup>[26]</sup>等的研究成果充分表明,人力资本对城乡经济社会的发展有影响,特别是农村人力资本的溢出对于城乡收入差距影响尤为明显。基于此,笔者将城乡固定资产投资差异水平( $urfa$ )、城乡市场化差异水平( $mi$ )、城乡外商直接投资差异水平( $urfdi$ )和城乡人力资本差异水平( $urpl$ )等作为控制变量引入城乡金融发展非均衡化影响城乡经济增长差距的模型中。

在定义了上述指标情况下,考虑到城乡经济增长

受前期的影响较大,设定如下动态面板数据模型:

$$\begin{aligned} \lnurgdp_{it} = & \gamma_0 + \gamma_1 \lnurgdp_{i,t-1} + \gamma_2 \lnurfd_f_{it} + \\ & \gamma_3 \lnurfd_s_{it} + \gamma_4 \lnurfd_e_{it} + \gamma_5 \lnurfa_{it} + \\ & \gamma_6 \lnmi_{it} + \gamma_7 \lnurfdi_{it} + \gamma_8 \lnurpl_{it} + c_i + u_{it} \end{aligned}$$

上式中,为减轻异方差带来的负面影响,所有指标均取对数, $c_i$ 表示个体异质性, $u_{it}$ 表示随机误差项。

## (二) 数据来源及说明

城乡经济增长差距水平的原始指标来源于《新中国六十年统计资料汇编》和中国资讯网网站,城乡金融发展非均衡化水平方面的原始指标数据来源于历年《中国农村金融年鉴》、《中国农村金融年鉴》、《中国金融年鉴》和《中经网统计数据库》,城乡经济市场化的非均衡化水平指标数据来源于全国统计年鉴、农业统计年鉴、人口统计年鉴、金融统计年鉴及《中经网统计数据库》,城乡固定资产投资差异水平、城乡外商直接投资差异水平、城乡人力资本差异水平等指标的原始数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》、各地六十年统计年鉴以及《中经网统计数据库》。梁琪和滕建州年的研究成果表明,中国宏观经济和金融总量数据“结构断点”大多出现在1992年以前,选择1992年以后的面板数据则可以不考虑“结构断点”问题<sup>[27]</sup>;同时,考虑到实际数据的可得性,笔者实证研究数据的时间跨度为1992-2010年,实证研究样本量为中国的28个省级单位(由于重庆市1997年才直辖,重庆市并入四川省纳入到实证模型中,海南和西藏数据缺失较多,做剔除处理,最终选择中国28个省级行政单位作为研究对象)。同时,为使数据具有可比性,以1992年的消费者价格指数作为基期的CPI,对所有指标1992-2010年的数据进行处理,形成以1992年为基期的实际数据。

## (三) 实证过程及分析

由于笔者设定的是动态面板数据模型,解释变量的内生性问题会导致参数估计的非一致性,故笔者采用GMM估计方法来估计参数。从表1中GMM的估计结果看,系数联合显著性的Wald检验值都在1%的水平上显著;Sargan检验结果说明工具变量有效;AR(2)检验结果说明一阶差分后的残差不存在二阶自相关;显然,笔者所设定的模型是合理的。

在确保模型设定合理的基础上,为了进一步评价GMM估计结果的可靠性和滞后阶的稳健性,采用IPS(Im-Pesaran-Shin)检验来验证面板残差是否平稳,进而确认GMM估计不是伪回归的结果。同时,为了增强结果的稳健性,将LLC检验和Breitung检验结果一并列入(表2)。从表2中面板残差的平

稳性检验结果来看,每个模型的面板残差概率值  $p$  GMM 的估计结果可靠。均小于 1%,这说明各个面板残差均具有平稳性,

表 1 GMM 估计结果

解释变量	<i>DIF1</i> (1)	<i>DIF1</i> (2)	<i>SYS1</i> (1)	<i>SYS1</i> (2)
$\ln urgd p_{i,t-1}$	0.611 2*** (0.000 0)	0.612 7*** (0.000 0)	0.630 2*** (0.002 6)	0.643 2*** (0.001 5)
$\ln urfd f_{it}$	0.526 5*** (0.000 0)	0.513 3*** (0.000 1)	0.522 5*** (0.005 7)	0.543 2*** (0.000 0)
$\ln urfd s_{it}$	0.423 6** (0.022 5)	0.411 6** (0.000 7)	0.440 7** (0.000 0)	0.432 5*** (0.000 0)
$\ln urfd e_{it}$	0.511 2*** (0.000 0)	0.522 7*** (0.000 0)	0.530 7** (0.002 1)	0.546 5*** (0.000 0)
$\ln urfa_{it}$	0.112 6* (4.442 9)	0.124 9*** (5.503 2)	0.150 3* (6.635 9)	0.126 8*** (5.558 2)
$\ln mi_{it}$	0.222 3* (10.298 7)	0.243 7* (11.276 5)	0.238 7* (15.349 8)	0.236 7*** (16.672 3)
$\ln urfd i_{it}$	-0.211 5* (2.276 5)	-0.212 7 (3.323)	-0.219 7* (4.498 7)	-0.208 7 (8.876 3)
$\ln urpl_{it}$	0.126 2** (0.000 0)	0.132 8** (0.000 1)	0.139 6** (0.000 0)	0.155 7*** (0.000 0)
常数项	0.222 8* (2.446 8)	0.257 8*** (6.695 3)	0.256 7** (7.276 3)	0.223 6 (9.128 7)
Wald 检验值	391.58***	545.78**	598.57**	865.17***
Sargan 检验的 $p$ 值	0.000 3	1.000 0	0.002 1	1.000 0
差分 Sargan 检验的 $p$ 值	—	—	0.000 0	1.000 0
AR(2)检验的 $p$ 值	0.000 1	0.658 7	0.411 2	0.504 7

注:1) *DIF1*(1)、*DIF1*(2) 分别是 Arellano 和 Bond(1991)GMM 估计方法一步估计和两步估计得到的结果;2) *SYS1*(1)、*SYS1*(2) 分别是 Blundell 和 Bond(1998)系统 GMM 估计法一步估计和两步估计得到的结果。3) \* \* \*、\* \*、\* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性。4)表中显示为估计参数,系数下方括号内的是标准差。5)系数联合显著性 Wald 检验的零假设为个解释变量的系数均为零。6)Sargan 检验的零假设为过度确认是有效的,即工具变量是有效的。7)AR(2)检验的零假设为差分后的残差项不存在二阶自相关,即模型的设定是合理的。

通过对表 1 和表 2 的分析结果,可以认为模型的设定合理,工具变量有效。基于此,可以对表 1 中 GMM 的结果进行分析。从 GMM 结果来看,*DIF1*(1) 的 Sargan 检验概率值为 0.000 3,说明差分 GMM 工具变量无效,即是说具变量与误差项相关或误差项存在异方差的可能;*DIF1*(2) 的检验纠正了由异方差所带来的系数估计偏差问题,AR(2)的概率值为 0.658 7,说明差分的误差项存在二阶自相关是不显著的,同时,Sargan 检验概率值为 1,也说明二

阶差分 GMM 工具变量是有效的;当因变量一期滞后项系数为 0.8 ~ 0.9 时,差分的 GMM 相对于系统 GMM 有较大的下偏或者说是存在估计的不准确性;也就是说,通过对比表 1 中 *SYS1*(1) 和 *SYS1*(2) 的 Sargan 检验和差分 Sargan 检验的概率值  $p$  可知:*SYS1*(2) 的估计量具有更好的一致性和有效性。基于上述分析,选择表 1 中 *SYS1*(2) 的回归结果来分析城乡金融发展非均衡化对城乡经济增长差距的影响是合适的。具体分析如下。

表2 面板残差的平稳性检验

名称	LLC 检验	Breitung 检验	IPS 检验	名称	LLC 检验	Breitung 检验	IPS 检验
北京	14.467 2 (0.002 5)	17.786 2 (0.000 0)	15.587 2 (0.005 7)	山东	95.587 9 (0.000 0)	69.987 2 (0.000 0)	90.087 5 (0.000 0)
天津	10.098 5 (0.000 0)	12.276 8 (0.003 7)	15.598 7 (0.000 0)	河南	2.298 7 (0.000 0)	19.798 2 (0.003 2)	30.098 1 (0.000 0)
河北	12.236 7 (0.000 0)	13.376 8 (0.000 0)	15.576 4 (0.000 0)	湖北	-10.287 6 (0.000 0)	-25.308 7 (0.000 0)	10.154 8 (0.000 0)
山西	16.675 2 (0.000 0)	18.768 2 (0.000 0)	15.576 2 (0.000 0)	湖南	70.098 7 (0.000 0)	40.239 8 (0.002 5)	50.125 8 (0.000 0)
内蒙古	20.087 6 (0.000 0)	23.398 7 (0.004 5)	29.786 3 (0.002 3)	广东	-20.128 7 (0.000 0)	-15.587 8 (0.001 5)	-10.128 7 (0.002 5)
辽宁	98.897 2 (0.000 0)	102.238 9 (0.000 0)	112.287 6 (0.000 0)	广西	95.245 7 (0.000 0)	110.239 8 (0.006 5)	85.576 8 (0.000 0)
吉林	35.576 2 (0.000 0)	40.098 3 (0.000 0)	44.487 6 (0.012 5)	四川	95.598 7 (0.000 0)	122.287 6 (0.000 0)	145.598 7 (0.000 0)
黑龙江	77.798 3 (0.000 0)	40.098 2 (0.000 0)	99.987 2 (0.003 7)	贵州	285.587 2 (0.000 0)	240.238 7 (0.000 0)	132.287 6 (0.000 0)
上海	95.587 3 (0.000 0)	149.298 7 (0.000 0)	102.287 6 (0.000 0)	云南	100.237 8 (0.000 0)	209.998 7 (0.003 2)	155.587 2 (0.004 5)
江苏	195.576 5 (0.000 5)	309.987 2 (0.000 0)	290.098 2 (0.000 2)	陕西	200.028 9 (0.000 1)	185.567 8 (0.002 3)	198.872 9 (0.000 2)
浙江	198.897 5 (0.000 1)	100.082 3 (0.000 0)	165.567 8 (0.000 1)	甘肃	-185.587 2 (0.002 3)	-123.112 5 (0.000 3)	4.487 6 (0.003 3)
安徽	320.237 8 (0.002 7)	201.157 8 (0.000 0)	319.287 6 (0.000 0)	青海	100.239 8 (0.000 1)	85.672 8 (0.000 0)	90.129 8 (0.000 2)
福建	50.058 9 (0.000 0)	52.287 6 (0.001 2)	76.678 2 (0.000 0)	宁夏	100.234 5 (0.000 1)	165.562 7 (0.000 0)	112.298 7 (0.002 7)
江西	330.876 5 (0.000 0)	109.354 7 (0.000 0)	218.214 5 (0.000 0)	新疆	85.567 8 (0.000 2)	110.098 7 (0.002 7)	123.398 7 (0.000 1)

注:括号中为W统计量的p值。

城乡经济增长差距滞后项视角。从表1可以看出,城乡经济增长差距滞后项在DIF1(1)、DIF1(2)、SYS1(1)和SYS1(2)下,均在1%水平下显著,系数都在0.6以上,说明当期城乡经济增长受前一期的影响非常显著,这与现实相符合。影响经济增长的因素是多方面的,金融发展只是其中的一个重要因素。对省级单位经济增长来说,单靠某一方面的投入来说是不现实的。以改革开放以来中国东部沿海省份为例,改革开放以前东部沿海省份的经济增长速度并不显著,其整体经济实力与国内传统的工业基地所在省份相比,并没有明显的优势;改革开放以来,随着国家出台一系列优惠政策,在国内外需求的刺激下,经济增长速度开始明显快于内陆省份;经过30多年的发展,沿海省份整体经济实力大增,金融发展水平提高也极为迅速。

城乡金融发展(规模、结构和效率)非均衡化视角。从表1中SYS1(2)的回归结果可以看出,城乡金融发展规模、结构和效率在1%水平下显著,系数为正。城乡金融规模、结构和效率的提升,在有力促

进中国城乡经济发展的同时,基于城乡经济体自身条件的限制,也拉大了城乡经济增长的差距。计划经济时期,国家采用诸如户籍制度、工农业产品价格剪刀差等方式支持工业和城市的发展,在很大程度上,抑制了农村经济增长。以工农业平价格剪刀差为例,计划经济时期的农业和农村为城市和工业提供了数以万亿计的资金支持。改革开放以来,尤其是近些年来,国家开始实施“工业反哺农业、城市支持农村”的城乡统筹发展战略,在一定程度上为农村经济增长夯实了基础;但是,基于农村经济体自身条件的制约,再加上农业自身的特殊性,城乡经济增长差距问题并没有得到有效解决,在一定程度上还呈现出扩大的趋势。

影响城乡经济增长差距的其他控制变量视角。从城乡固定资产投资水平来看,城乡固定资产投资水平的差异也是造成城乡经济增长差距的重要原因。城乡固定资产投资水平差异重要表现就在于城乡硬件建设的差距。在城镇,“路、水、电”等基础设施已经基本解决,而在广大农村,尤其是中西部贫困

地区,“路、水、电”等基础设施仍然存在很大问题,严重制约着农村经济的增长,在一定程度上,直接导致了城乡经济增长差距的扩大。从城乡市场化水平来看,城乡市场化水平差异也是造成城乡经济增长差距的重要原因。从当前中国农村的实际情况来看,“有货无市”的现象极为常见,特别是在市场化不发达的情况下,“谷贱伤农”的现象屡见不鲜,个体农户根本无法抵御市场风险,这不仅直接影响农民发展农业生产的积极性,也为农村经济增长带来很大的隐患。从城乡外商直接投资水平来看,理论上讲,外商直接投资应该促进城乡经济增长,但是,模型回归结果显示,外商直接投资并没有很好地促进城乡经济增长,系数为负,并且不显著。事实上,这与中国的实际情况也是相吻合的。外商直接投资要促进经济发展,取决于多方面的因素,关键是取决于当地科技发展水平。在中国,城乡教育发展水平差距非常显著,农村科技人才匮乏,农业科技创新能力不强,外商直接投资的流入并不能很好地促进经济的发展。从城乡人力资本水平来看,城乡人力资本水平的差异是造成城乡经济增长差距扩大的又一重要原因。改革开放以来,随着中国经济的持续高速增长,中国城乡教育事业发展水平显著提高,受多种因素的影响和制约,城乡间教育水平的差距越来越大,受此影响,城乡人力资本的差异也越来越大。虽然农村人力资本有一定的外溢性,农村人力资本的外溢在一定程度上能够为农民增收、农业发展和农村繁荣夯实基础,但是,这种外溢并不能从根本上改变城乡收入差距不断扩大的事实。

### 三、研究结论及政策建议

笔者从城乡交易成本差异、城乡储蓄和投资差异、城乡金融资源配置差异三个方面论述城乡金融发展非均衡化对城乡经济增长差距的理论机理,并构建动态面板数据模型,运用中国28个省级单位1992-2010年的数据,实证城乡金融发展非均衡化对城乡经济增长差距的影响。实证结果表明:在控制城乡固定资产投资、城乡市场化水平、城乡外商直接投资和城乡人力资本差异等指标前提下,城乡金融规模、结构和效率对城乡经济增长差距的影响极为显著,两者之间的正相关关系成立。随着城乡金融发展非均衡化水平的扩大,城乡经济增长差距也会越来越明显。同时,还发现当期城乡经济增长差距不仅受前一期城乡经济增长差距的制约,还受城乡固定资产投资、城乡市场化水平和城乡人力资本的影响,城乡外商直接投资并未对城乡经济增长差距产生显著影响。

基于上述分析,我们认为要缩小城乡经济增长差距,需要在以下几个方面作出努力:第一,加快城乡金融体制改革的步伐,夯实城乡经济协调发展的基础,逐步缩小城乡经济增长差距。加大城乡金融

体制改革的力度,尤其是要强化当前的农村金融体制改革力度,竭力缓解农村经济社会发展的融资困境问题;按照“工业反哺农业、城市支援农村”的原则,引导城市资金回流反哺农村;完善城乡金融服务体系,增加农村金融服务供给,提高农村闲置资金的使用效率。第二,强化城乡固定资产投资力度,尤其是要重视农村固定资产的投入力度,逐步缩小城乡经济增长差距。继续重视农村地区,尤其是广大中西部农村地区的“路、水、电”等的投入力度,为农村经济发展创造条件;延伸城镇公共基础设施的服务范围,为农村经济社会的发展提供便利;创新城乡固定资产投资融资机制,为城乡固定资产投资拓展资金来源<sup>[28]</sup>。第三,稳步提升城乡市场化水平,为城乡经济的发展创造条件,逐步缩小城乡经济增长差距。高度重视农民专业合作社的发展,竭力培育农村新型市场主体;继续探索“企业+农户”的合作模式,强化农民的商品意识;通过财政、金融和税收手段,竭力开拓农村消费市场,促进农村经济发展,缩小城乡经济发展差距。第四,科学合理地引导外商直接投资在城乡之间的分布,竭力促进重点产业的发展,逐步缩小城乡经济增长差距。引导外商直接投资投向涉农产业,通过扶植涉农产业的发展,带动农村经济的发展;引导外商直接投资投向“路、水、电”等基础设施建设项目,缓解农村基础设施建设资金不足的问题;充分利用外商直接投资的溢出效应,加强农村科技事业的发展,竭力促进农村经济的发展,缩小城乡经济增长差距。第五,在继续重视教育事业发展的同时,科学配置城乡教育资源,为城乡收入差距的缩小创造条件。要随着GDP的稳步增长,确保对教育事业发展的投入增长机制,夯实教育事业发展的经济基础;同时,需要高度重视有效教育资金使用效率,确保教育资金使用效益的最大化;要科学配置教育资金在城乡间的分配使用,确保农村教育事业的发展有稳定的可持续的资金来源,为农村教育事业发展中软硬件环境的改善创造条件;要竭力拓展城镇教育机构的辐射范围,通过城镇教育机构的努力,稳步提升农村教育的教学质量。

### 参考文献:

- [1] KALDOR N. Will underdeveloped countries learn to tax? [J]. *Foreign Affairs*, 1963, 41: 410-419.
- [2] KUZNETS S. Children and adults in the income distribution [J]. *Economic Development and Cultural Change*, 1982, 30(4): 697-738.
- [3] KUZNETS S. Modern economic growth: Findings and reflections [J]. *American Economic Review*, American Economic Association, 1973, 63(3): 247-258.
- [4] 潘向东, 廖进中, 赖明勇. 经济制度安排、国际贸易与经济增长影响机理的经验研究 [J]. *经济研究*, 2005(11):

- 57-67.
- [5] 卫兴华,侯为民. 中国经济增长方式的选择与转换途径[J]. 经济研究,2007(7):15-22.
- [6] 史晋川. 论经济发展方式及其转变——理论、历史、现实[J]. 浙江社会科学,2010(4):12-18.
- [7] 黄少安,韦倩. 合作与经济增长[J]. 经济研究,2011(8):51-64.
- [8] COASE R H. The nature of the firm[J]. *Economica*,1937,16(4):386-405.
- [9] 冉光和,鲁钊阳. 金融发展、外商直接投资与城乡收入差距:基于我国省级面板数据的门槛模型分析[J]. 系统工程,2011(7):19-25.
- [10] 王征,鲁钊阳. 农村金融发展与城乡收入差距:基于我国省级动态面板数据模型的实证研究[J]. 财贸经济,2011(7):55-62.
- [11] 王志强,孙刚. 中国金融发展规模、结构、效率与经济增长关系的经验分析[J]. 管理世界,2003(7):13-20.
- [12] 郭国锋,刘孟晖. 城乡居民收入差距原因探究[J]. 经济问题,2007(2):85-87.
- [13] 田泽永,江可申,谢忠秋. 固定资产投资对经济增长贡献的比较研究——基于东、中、西部面板数据的分析[J]. 预测,2008,27(1):29-33.
- [14] 陈智容. 第6个经济周期以来固定资产投资与经济增长关系探析[J]. 昆明理工大学学报:社会科学版,2009(6):67-71.
- [15] 周业安,章泉. 财政分权、经济增长和波动[J]. 管理世界,2008(3):6-15.
- [16] 周业安,赵坚毅. 我国金融市场化的测度、市场化过程和经济增长[J]. 金融研究,2005(4):68-78.
- [17] 陈浪南,陈景煌. 外商直接投资对中国经济增长影响的经验研究[J]. 世界经济,2002(6):20-26.
- [18] 张天顶. 外商直接投资、传导机制与中国经济增长[J]. 数量经济技术经济研究,2004(10):40-48.
- [19] 王志鹏,李子奈. 外商直接投资对国内投资挤出挤出效应的重新检验[J]. 统计研究,2004(7):37-43.
- [20] 陈飞翔,王溪若,郭英. 经济增长、外商直接投资与政府选择[J]. 财贸经济,2004(9):29-34.
- [21] 姚树洁,冯根福,韦开蕾. 外商直接投资和经济增长的关系研究[J]. 经济研究,2006(12):35-46.
- [22] 郭志仪,杨曦. 外商直接投资对中国东、中、西部地区经济增长作用机制的差异——1990-2004年地区数据的实证检验[J]. 南开经济研究,2008(1):75-86.
- [23] 葛顺奇,罗伟. 外商直接投资与东道国经济增长——基于模仿与创新的研究[J]. 世界经济研究,2011(1):56-60.
- [24] 侯风云,张凤兵. 农村人力资本投资及外溢与城乡差距实证研究[J]. 财经研究,2007,33(8):118-130.
- [25] 惠宁,霍丽. 城乡人力资本的投资差距及其制度设计[J]. 改革,2008(9):142-147.
- [26] 高韵,罗有贤. 城乡人力资本存量与经济增长的动态效应分析[J]. 西北人口,2008,29(5):55-58.
- [27] 梁琪,滕建州. 中国宏观经济和金融总量结构变化及因果关系[J]. 经济研究,2006(1):11-22.
- [28] 鲁钊阳,黄津. 城乡金融发展非均衡化与城乡居民消费差距——基于省级动态面板数据模型的研究[J]. 当代经济研究,2012(7):40-44.

## Study on the Effects of Urban – Rural Finance Development Non – equalization on Urban – Rural Economic Growth Gap

YANG Shouhong<sup>1a</sup>, LU Zhaoyang<sup>2</sup>, LIU Qingqing<sup>1b</sup>

(1. a. School of Economics and Business Administration; b. Committee of Youth League of Chongqing University, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China; 2. School of Economics, Southwest University of Political Science and Law, Chongqing 401120, P. R. China)

**Abstract:** This paper has analyzed the mechanism from urban – rural finance development non – equalization to urban – rural economic growth gap, from the points of the gap of urban – rural trade cost, urban – rural savings and investment and urban – rural allocation of financial resources, and the empirical study has been done between them, using the dynamic panel data model of 28 provincial units in China from 1992 to 2010. The results are that urban – rural financial structure, scale and efficiency are positive to urban – rural economic growth gap, controlled the urban – rural investment in fixed assets, the level of the urban – rural market and urban – rural FDI. And then, some suggestions are submitted.

**Key words:** urban – rural finance development; urban – rural economic growth gap; the dynamic panel data model