

金融发展对城乡居民收入差距的影响

——基于空间计量模型的实证研究

董晓林^{1,3}, 张晓艳²

(1. 南京农业大学 金融学院, 江苏 南京 210095; 2. 南京农业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210095;

3. 南京农业大学 江苏农村金融发展研究中心, 江苏 南京 210095)

摘要:金融作为现代经济资源配置的核心,金融发展能否减少收入不平等一直是政策制定者和研究者关注的问题。通过构建空间计量模型,采用2010年我国31个省(市、自治区)的截面数据,分析金融发展对城乡居民收入差距的影响,得出以下结论:(1)我国不同省域城乡居民收入差距具有显著的空间正相关性,西部地区的大部分省域表现出高—高集聚特征,中部和东部地区的大部分省域表现出低—低集聚特征;(2)金融发展规模的扩大和效率的提高拉大了城乡居民收入差距,且金融发展规模和效率与城乡居民收入差距之间存在倒“U”型关系,即金融发展的规模和效率达到一定水平后能够缩小城乡居民收入差距;(3)城镇化水平的提高有利于缩小城乡居民收入差距。

关键词:城乡居民收入差距;金融发展规模;金融发展效率;空间计量模型

中图分类号:F126.2;F830.34 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2013)03-0033-07

一、引言

金融作为现代经济资源配置的核心,金融发展能否减少收入不平等一直是政策制定者和研究者关注的问题。Greenwood and Jovanovic(1990)在库茨涅茨假说的基础上开创性地建立了一个反映金融发展、经济增长和收入分配三者之间关系的动态模型,证明了金融发展与收入分配差距呈倒“U”型关系。^[1]Galor and Zeira(1993)、Banerjee and Newman(1993)随后分别利用两部门与三部门模型证明,金融市场的长期发展能够缩小收入差距。^[2-3]Clark, Xu and Zou(2003)采用1960—1995年91个国家的面板数据进行了实证分析,同样得出收入差距随着金融中介发展而缩小的结论,但没有发现两者之间的倒“U”型关系。^[4]然而, Haber(1991)、Maurer and Haber(2003)等学者对金融发展缩小收入差距的观点提出质疑。他们的研究认为,随着金融市场的深化,最有可能从金融深化和金融市场发展中获利的是那些高收入阶层,而非穷人和低收入

阶层,从而导致收入分配差距扩大。^[5-6]

我国的收入不平等主要表现为城乡居民收入差距的不断扩大,城乡收入比从1990年的2.20倍增加到2010年的3.23倍,增幅为46.82%,年均增长率为2.34%。近几年来,国内一些学者开始研究我国的金融发展和城乡收入分配之间的关系,但是结论并不一致。章奇等(2004)利用1978—1998年各省的面板数据发现金融中介发展显著扩大了城乡收入差距。^[7]姚耀军(2005)的实证结果表明金融发展规模与城乡收入差距正相关,且两者具有双向的Granger因果关系,而金融发展效率与城乡收入差距负相关且两者也具有双向的Granger因果关系。^[8]叶志强等(2011)、孙永强和万玉琳(2011)的研究同样得出金融发展显著扩大城乡收入差距的结果。^[9-10]乔海曙和陈力(2009)通过利用2007年中国县域截面数据证明了金融发展和城乡收入差距之间存在倒“U”型的非线性关系。^[11]

上述文献为本文的研究提供了很好的理论基础,但是绝大多数研究采用时间序列的分析方法或是常规面板数据的普通最小二乘法(OLS)估计,存

收稿日期:2013-02-10

作者简介:董晓林,女,南京农业大学金融学院教授,博士生导师,江苏农村金融发展研究中心主任,主要研究方向为农村金融。

张晓艳,南京农业大学经济管理学院博士生,研究方向为农村金融。

在着共同的局限性,即忽视了城乡居民收入差距在地理空间上的依赖性和溢出效应,容易导致模型设定出现偏误,使得研究结论缺乏应有的解释力。新经济地理学理论(Fujita and Krugamn,2004)和空间计量经济学(Anselin,1988;Fortheringham,Brunsdon and Charlton,2000)的发展,^[12-14]为研究金融发展与城乡居民收入差距之间的关系提供了一个新的研究视角和研究方法。新经济地理学理论认为在报酬递增和不完全竞争的驱动下,经济活动会形成空间集聚的现象,使劳动、资本和技术知识等要素在现实经济系统中呈现集聚分布,从而导致城乡收入差距具有空间溢出效应。本文将空间相关性这一因素纳入计量模型,分析金融发展与城乡居民收入差距之间的关系,对已有研究作进一步拓展与补充,以期金融政策制定者提供决策依据。

二、研究方法、模型构建及变量选取

1. 研究方法

(1) 空间自相关性分析

空间计量经济学理论打破了大多数经典统计和计量分析中相互独立的基本假设,认为一个地区空间单元上的某种经济地理现象或某一属性值与邻近地区空间单元上同一现象或属性值是相关的。

① 全域自相关性分析

全域 Moran's I 指数是常用的检验空间数据是否具有自相关性的方法,该统计量计算公式如下:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y}) (Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

式(1)中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 表示

第 i 个区域的观测值, n 为地区总数, W_{ij} 为二进制的邻近空间权重矩阵,表示空间对象的相互邻近关系,采用邻近标准或距离标准。一般邻近标准为两个地区相邻取值为 1,否则为 0。

Moran's I 的取值在 -1 至 1 之间,如果 Moran's I > 0 表示全域空间正相关,表示在地理空间分布中相似的属性值呈聚集分布;Moran's I < 0 表示全域空间负相关,即不同的属性值呈聚集分布;Moran's I = 0 表示空间不相关,即属性值随机分布。可用标准化统计量 Z 检验 Moran's I 指数是否显著。

② 局域自相关性分析

全域 Moran's I 指数在整体上揭示了空间依赖程度,但无法科学揭示每个地区的空间异质性。Anselin(1995)建议用局域空间自相关(Local indicators of spatial association, LISA)方法来度量某一区域与周边地区之间的空间差异程度及显著性,^[15]一般采用局域 Moran's I 统计量来测度,计算公式如下:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^n W_{ij} Z_j \quad (2)$$

式(2)中, Z_i 和 Z_j 分别为空间单元 i 和 j 上观测值的标准化值。在给定显著性水平下, $I_i > 0$ 表示存在正的局域空间自相关; $I_i < 0$ 表示存在负的局域空间自相关。LISA 显著性水平与 Moran 散点图相结合,形成 LISA 集聚图,可识别局域空间集聚的“热点”和“冷点”,揭示空间奇异值。

(2) 空间计量模型

在检验出空间数据具有显著的空间自相关性之后,分析它们的相互关系时,传统的回归模型不再适用,应建立纳入空间效应的计量模型,包括常系数的空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)与空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)。

① 空间滞后模型(SLM)

空间滞后模型(SLM)适用于研究被解释变量的溢出效应,即区域个体经济行为对于相邻区域经济行为所产生的效应,其模型可表述为:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (3)$$

方程(3)中, y 为被解释变量向量; X 为 $n \times k$ 阶的外生解释变量矩阵; W 为 $n \times n$ 的空间权重矩阵, $W y$ 为空间滞后因变量,体现空间依赖性, ρ 为空间滞后回归系数,度量邻近区域解释变量 X 对中心区域 y 的影响方向和程度; ε 为随机误差向量。

② 空间误差模型(SEM)

当区域经济指标间的相互影响因所处的相对位置不同而存在差异时,则需要采用空间误差模型(SEM),其具体形式为:

$$y = X \beta + \varepsilon \quad (4)$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + \mu \quad (5)$$

方程(4)中, ε 为随机误差项向量。方程(5)中, λ 为空间误差回归系数,度量邻近区域的误差冲击 ε 对中心区域 y 的影响方向和程度。

③ SLM 和 SEM 的选择

判断应采用 SLM 或 SEM 的标准主要有两个:一是通过模型残差的拉格朗日乘子(Lagrange Multiplier)及其稳健性(Robust LM)的显著性来判断;

二是通过比较拟合优度 R^2 、自然对数似然函数值 (Log Likelihood, LogL)、似然比率 (Likelihood Ratio, LR)、赤池信息准则值 (Akaike Information Criterion, AIC)、施瓦茨准则值 (Schwartz Criterion, SC) 来判断。一般而言, 对数似然函数值越大、似然比率越小、赤池信息准则值和施瓦茨准则值越小, 模型拟合效果越好。

2. 模型构建

本文以新经济地理学理论为基础, 结合现代收入分配理论以及内生经济增长理论, 从金融发展的角度全面分析影响城乡居民收入差距的因素。在构建模型时, 如果忽视城乡居民收入差距在地理空间上存在依赖性, 将会导致估计结果出现偏误。因此, 本文将构建空间滞后模型 (SLM), 其形式如下:

$$GAP_i = \beta_0 + \rho wGAP_i + \beta_k Finace + \beta_m D + \varepsilon_i \tag{6}$$

方程 (6) 中, 空间滞后变量 $wGAP_i$ 是在地理上邻近区域城乡居民收入差距变量的加权求和, 其参数 ρ 度量了邻近区域解释变量对区域 i 城乡居民收入差距的影响力。

由于方程 (6) 只考虑了影响区域城乡居民收入差距的重要变量及其邻近区域的城乡居民收入差距溢出效应, 没有考虑遗漏的或未观察到的其他一些影响城乡居民收入差距的变量, 而这些被忽略的变量在地理上还可能存在着空间自相关性, 并对城乡居民收入差距产生不可忽视的影响。本文以存在于误差扰动项中的空间依赖性来测度邻近区域的误差冲击对区域 城乡居民收入差距的影响。构建的空间误差模型 (SEM) 如下:

$$GAP_i = \beta_0 + \beta_k Finace + \beta_m D + \varepsilon_i \tag{7}$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon_i + \mu_i \tag{8}$$

方程 (8) 中, 参数 λ 衡量了邻近区域的空间误差项对区域 i 城乡居民收入差距的影响力。

3. 变量选取

在方程 (6) 和 (7) 中, GAP 代表城乡居民收入差距, 用城镇居民人均可支配收入与农村居民家庭人均纯收入的比值衡量, 比值越大表示城乡居民收入差距越大。Finance 代表金融发展, 是本文的关键变量, 张立军和湛泳 (2006) 的研究表明,^[16] 金融发展影响收入差距主要表现为三种效应: (1) 门槛效应, 即在金融约束的条件下, 穷人由于自身资本

积累的限制达不到财富门槛水平而得不到高收益的回报, 导致与富人之间形成收入差距; (2) 非均衡效应, 即发展中国家由于总体金融资源有限, 可能产生金融资源在各地区、各部门以及城乡之间金融资源的配置不均衡, 从而对地区之间、部门之间以及城乡之间的收入差距产生影响; (3) 减贫效应, 即在金融市场的长期发展过程中, 穷人能够享受到更多的金融服务而导致贫困降低, 从而影响社会收入差距。因此, 金融发展对城乡居民收入差距的影响取决于三大效应的共同作用, 并且在不同的金融发展阶段, 效应的大小是不同的, 金融发展到底是扩大还是缩小了城乡居民收入差距, 还需要得到实证结果的支持。根据上述分析, 本文引入金融发展规模 (FS) 和金融发展效率 (FE) 两个指标度量金融发展水平: 金融相关比率是度量区域金融发展规模的综合指标, 指的是某一时点上现存金融资产与当期国民财富之比, 但在实证检验中, 考虑到数据的可获得性, 并参考唐礼智等 (2008) 的研究,^[17] 选取全部金融机构的各项存贷款余额和与当期名义 GDP 的比率作为替代指标; 同时, 参考王志强、孙刚 (2003) 的建议,^[18] 选取全部金融机构各项贷款余额与城乡居民储蓄存款余额的比率来衡量金融中介将储蓄转化为贷款的效率。

D 代表一系列影响城乡居民收入差距的控制变量, 主要包括: 经济发展水平 (AGDP), 选取人均 GDP 衡量; 外商直接投资 (FDI), 选取当年的按美元与人民币中间价折算的外商直接投资额占 GDP 的比重衡量; 对外贸易程度 (TRADE), 选取当年的按美元与人民币中间价折算的进出口总额占 GDP 的比重衡量; 城镇化水平 (URB), 考虑到数据可获得性的限制, 选取非农业人口占总人口的比重作为替代指标; 政府经济行为 (GE), 选取地方财政一般预算支出占 GDP 的比重衡量; 产业结构 (IS), 选取第二、三产业增加值占 GDP 的比重衡量; 人力资本水平 (HUM), 选取本、专科在校学生数占总人口的比重作为替代指标。

本文使用 2010 年我国 31 个省 (市、自治区) 的截面数据, 各研究变量的描述性统计见表 1, 数据来源于《中国统计年鉴 2011》《中国金融年鉴 2011》《中国人口年鉴 2011》以及各地统计年鉴。

各研究变量描述性统计见表 1。

表 1 各研究变量描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差
因变量			
城乡居民收入差距(GAP)	城镇居民人均可支配收入/农村居民家庭人均纯收入	3.02	0.54
关键变量			
金融发展规模(FS)	全部金融机构各项存贷款余额和/GDP	2.81	1.09
金融发展规模平方项(FS ²)	FS 的平方项	9.02	9.29
金融发展效率(FE)	全部金融机构各项贷款余额/城乡居民储蓄存款余额	1.60	0.39
金融发展效率平方项(FE ²)	FE 的平方项	2.71	1.34
控制变量			
经济发展水平(AGDP)	人均 GDP	3.34	1.73
外商直接投资(FDI)	当年的按美元与人民币中间价折算的外商直接投资额/GDP	0.32	0.30
对外贸易程度(TRADE)	当年的按美元与人民币中间价折算的进出口总额/GDP	0.31	0.39
城镇化水平(URB)	非农业人口/总人口	0.35	0.10
政府经济行为(GE)	地方财政一般预算支出/GDP	0.25	0.18
产业结构(IS)	第二、三产业增加值/GDP	0.89	0.05
人力资本水平(HUM)	本、专科在校学生数/总人口	0.02	0.01

三、实证结果与讨论

1. 城乡居民收入差距的全域空间自相关性分析

本文利用 GeoDa 软件,采用基于距离的空间权重矩阵,对我国 31 个省(市、自治区)的城乡居民收入差距进行全域空间自相关性分析,结果如图 1 所示。

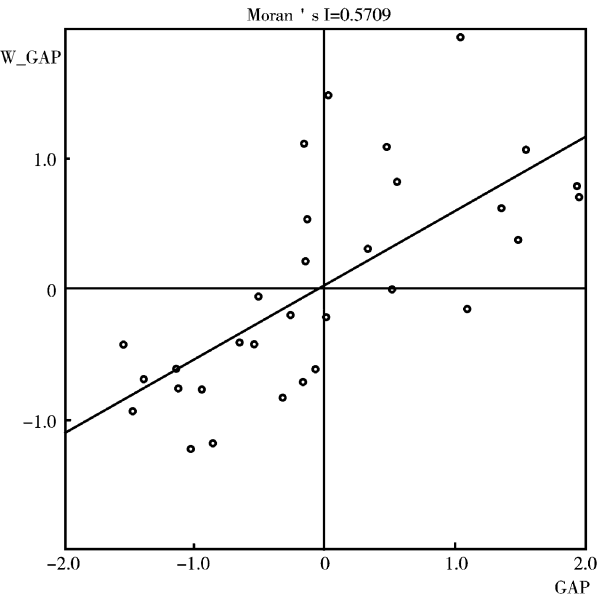


图 1 2010 年我国 31 个省(市、自治区)的城乡居民收入差距的 Moran 散点图

由图 1 可知,绝大部分省域落在第一象限和第三象限,其 Moran's I 指数为 0.5709,说明这些区域具有较大的空间正相关性,即城乡居民收入差距较大的区域趋于和城乡居民收入差距较大的区域相邻,城乡居民收入差距较小的区域趋于和城乡居民

收入差距较小的区域相邻。同时 Moran's I 指数的显著性水平为 0.001,说明在 99.9% 置信度下的空间正相关是显著的。

2. 城乡居民收入差距的局域空间自相关性分析

全域 Moran's I 指数用于揭示整个研究区域城乡居民收入差距的空间依赖程度,而局域空间自相关能够反映各省域与周围邻近省域的城乡居民收入差距的相关程度。本文利用 GeoDa 软件生成 LISA 聚集图,进一步分析不同省域城乡居民收入差距的局域空间特征,如图 2 所示。

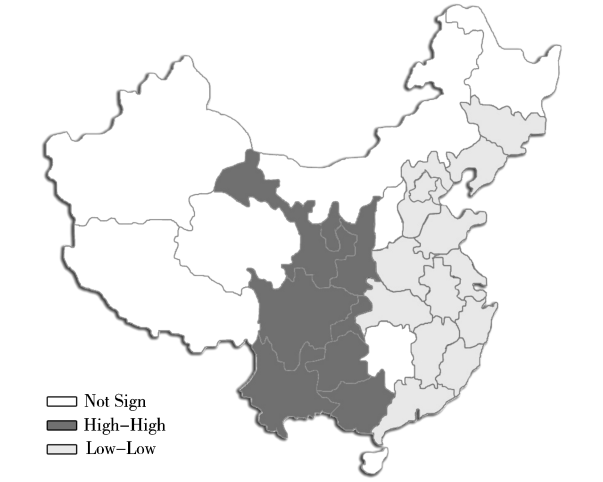


图 2 2010 年我国 31 个省(市、自治区)的城乡居民收入差距的 LISA 聚集图

由图 2 可知,我国 31 个省(市、自治区)城乡居民收入差距的局域空间正相关分布特点为:“高一高”集聚(High-High),即较大城乡居民收入差距的省域相邻近,显著的省域包括广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃和宁夏,主要为我国西部地区;“低—低”集聚(Low-Low),即较小城乡居民

收入差距的省域相邻近,显著的省域包括北京、天津、河北、辽宁、吉林、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北和广东,主要为我国中部和东部地区。

因此,我国不同省域城乡居民收入差距存在比较明显的空间正相关性和集聚特征。

3. 金融发展对城乡居民收入差距影响的空间计量估计结果与分析

以上分析已证明我国不同省域城乡居民收入差距存在显著的空间正相关性,纳入空间效应的空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)分析可以很好地解决这一问题。本文首先用普通最小二乘法(OLS)获得了模型的估计误差,对其进行的空间自相关 Moran' s I 指数检验结果,如表 2 所示。结果表明:OLS 回归残差存在着很强的空间相关性(至少可通过 5% 显著性水平的检验)。其次,为了区分计量模型是内生的空间滞后模型还是空间误差冲击模型,表 2 中 OLS 估计以及空间误差模型、

空间滞后模型残差的拉格朗日乘子(Lagrange Multiplier)及其稳健性(Robust LM)检验表明:Lagrange Multiplier(lag)的显著性水平为 0.44%,而 Lagrange Multiplier(error)的显著性水平为 31.79%;同时,Robust LM(lag)的显著性水平为 0.44%,而 Robust LM(error)的显著性水平为 30.69%。由此可见,前者相对于后者均更为显著,故选择空间滞后模型(SLM)更为合适。

表 2 基于距离空间权值矩阵的空间相关性 OLS 回归检验结果

检验	统计量	P 值
Moran' s I(error)	2.1463	0.0318
Lagrange Multiplier(lag)	8.0814	0.0044
Robust LM(lag)	8.1278	0.0044
Lagrange Multiplier(error)	0.9977	0.3179
Robust LM(error)	1.0441	0.3069
Lagrange Multiplier(SARMA)	9.1255	0.0104

为了便于比较,本文分别采用 OLS、SLM、SEM 三种模型检验金融发展对城乡居民收入差距的影响,结果如表 3 所示。

表 3 基于距离空间权值矩阵的 OLS、SLM、SEM 模型回归结果

变量	OLS		SLM		SEM	
	回归系数	P 值	回归系数	P 值	回归系数	P 值
W_GAP			0.4381***	0.0022		
CONSTANT	-2.6264	0.3258	-3.9357**	0.0334	-1.0702	0.5424
FS	0.7932*	0.0880	0.5345*	0.0840	0.6997**	0.0320
FS ²	-0.0836	0.1161	-0.0641*	0.0672	-0.0829**	0.0284
FE	4.4384**	0.0241	3.9961***	0.0011	3.4694***	0.0029
FE ²	-1.3410**	0.0320	-1.2503***	0.0014	-1.0834***	0.0035
AGDP	-0.0138	0.9358	0.0024	0.9830	0.0508	0.6759
FDI	-0.4746	0.4277	-0.2730	0.5011	-0.6171	0.1766
TRADE	-0.2449	0.6647	-0.0850	0.8205	0.0843	0.8288
URB	-2.0808*	0.0658	-2.4234***	0.0008	-1.9699***	0.0073
GE	0.3094	0.5270	0.4045	0.2105	0.4666	0.2010
IS	1.7860	0.4613	2.5953	0.1173	0.7894	0.6715
HUM	2.9809	0.8918	14.6986	0.3230	7.5289	0.6090
LAMBDA					0.6106***	0.0001
R ²	0.736296		0.8053		0.7862	
Log Likelihood	-3.68797		0.3539		-1.8908	
Akaike Info Criterion	31.3759		25.2921		27.7816	
Schwarz Criterion	48.5838		43.9340		44.9895	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

由表 3 可知,空间滞后模型(SLM)的拟合优度最高(80.53%)、对数似然函数值最大(0.3539)、赤池信息准则值最小(25.2921)、施瓦茨准则值最小(43.9340),同样证明了纳入了反映空间效应的空间滞后模型(SLM)的拟合效果是最好的。因此,本文对 SLM 的估计结果进行分析。为了进一步研究金融发展规模(FS)、金融发展效率(FE)与城乡居民收入差距之间是否存在倒“U”型关系,本文分

别加入了两个变量的平方项 FS²、FE²。就空间滞后回归系数 ρ 来看,其估计值为 0.4381,显著性水平为 0.22%,这表明我国省域城乡居民收入差距具有显著的空间滞后效应。就关键变量的系数来看,FS 和 FE 的回归系数分别为 0.5345 和 3.9961,分别通过 10% 和 1% 的显著性检验,即我国金融发展规模的扩大和金融发展效率的提高拉大了城乡居民收入差距,可能的原因是:我国大多数区域的

金融发展还处于初期阶段,在金融抑制的条件下,银行业的垄断和中小金融机构的缺乏导致农村居民和中小企业面临融资困难;同时,由于金融资源的有限性,城乡金融资源配置并不均衡,形成了金融的城乡二元结构,表现出明显的城市化倾向,资金的趋利性特征促使农村地区的储蓄资金绝大多数被用于城市工业化发展,使占总人口大多数的农民以净贷款人的身份为城市经济贡献了金融剩余。 FS^2 的回归系数为-0.0641,并通过10%的显著性检验,进一步说明金融发展规模与城乡居民收入差距之间还存在倒“U”型关系,即部分区域金融发展规模的扩大起到了缩小城乡居民收入差距的作用,实证结果显示北京和上海已处于倒“U”型曲线的右侧; FE^2 的回归系数为-1.2503,并通过1%的显著性检验,进一步说明金融发展效率与城乡居民收入差距之间同样存在倒“U”型关系,即部分区域金融发展效率的提高起到了缩小城乡居民收入差距的作用,实证结果显示北京、上海、天津、江苏、浙江、山东、福建、重庆、贵州、云南、宁夏、青海和内蒙古等地区已处于倒“U”型曲线的右侧。可能的解释是:随着金融中介的充分发展,这些地区的农村居民开始真正享受到金融服务而提高了收益,缩短了与城镇居民之间的收入差距。

就控制变量的系数来看,城镇化水平(URB)的回归系数为-2.4234,通过了1%显著性水平的检验,与陆铭、陈钊(2004)的研究结论一致,^[19]即城镇化水平越高的地区,城乡居民收入差距越小。可能的解释是:在城镇化进程中,一方面农村劳动力转移增加了城镇劳动力的供给,提高了城镇劳动力市场的竞争,从而降低了城镇劳动力的工资;另一方面农村劳动力向城镇流动减少了农村剩余劳动力,提高了农村的劳动生产率和收入水平。因此,城镇化通过促进劳动力的流动实现要素报酬的均等化,最终起到了缩小城乡居民收入差距的作用。经济增长水平(AGDP)、政府经济行为(GE)、产业结构(IS)和人力资本水平(HUM)与城乡居民收入差距正相关,外商直接投资(FDI)和对外贸易程度(TRADE)与城乡居民收入差距负相关,但都没有通过显著性检验。

四、结论与政策启示

本文采用空间计量模型,利用2010年我国31个省(市、自治区)的截面数据,分析金融发展对城

乡居民收入差距的影响,得到以下结论:(1)我国不同省域城乡居民收入差距具有显著的空间正相关性,西部地区的大部分省域表现出高一高集聚特征,中部和东部地区的大部分省域表现出低一低集聚特征;(2)金融发展规模的扩大和效率的提高拉大了城乡居民收入差距,且金融发展规模和效率与城乡居民收入差距之间存在倒“U”型关系,即金融发展的规模和效率达到一定水平后能够缩小城乡居民收入差距;(3)城镇化水平的提高有利于缩小城乡居民收入差距。

基于上述实证分析和结论,本文得出以下政策启示:(1)在坚持对外开放、追求产业结构升级、推动城镇化进程的情况下,金融发展更多的应考虑降低融资成本和门槛,增加中小金融机构数量以加强金融市场的竞争程度,从而有利于农村居民通过金融市场融资获得高收益的回报,缩小与城镇居民之间的收入差距;(2)改善区域经济发展不平衡现象,改变金融的城乡二元结构,加快农村地区的金融建设,通过金融支持的农村倾向化,缓解农村地区基础设施建设的融资瓶颈,进一步推动城镇化进程,缩小城乡居民收入差距;(3)将地区间的空间相互效应纳入到城乡居民收入差距的分析与政策制定过程中,注重欠发达地区和发达地区在经济地理上的空间联系,加强我国东部、中部和西部经济联动,促进城乡居民收入差距向良性方向发展。

参考文献:

- [1] Greenwood J., Jovanovic B.. Financial Development, Growth, and the Distribution of Income [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): 1076-1107.
- [2] Galor O., Zeira J.. Income Distribution and Macroeconomics [J]. Review of Economic Studies, 1993, 60(1): 35-52.
- [3] Banerjee, A. V., Newman, A. F.. Occupational choice and the process of development [J]. Journal of Political Economy, 1993, 101(2): 274-298.
- [4] Clarke, R. G., Xu L. C., Zou H. F.. Finance and income inequality: What do the data tell us? [J]. Southern Economic Journal, 2006, 72(3): 578-596.
- [5] Haber, S. H.. Industrial Concentration and the Capital Markets: A Comparative Study of Brazil, Mexico, and United States, 1830-1930 [J]. Journal of Economic History, 1991, 51: 59-80.
- [6] Maurer N., Haber S. H.. Bank Concentration, Related Lending and Economic Performance: Evidence from Mexico [M]. Stanford University mimeo, 2003.

- [7]章奇,刘明兴,陶然,Vincent Chen. 中国的金融中介增长与城乡收入差距[R]. 北京大学中国经济研究中心(CCER),2003.
- [8]姚耀军. 金融发展、城市化与城乡收入差距——协整分析及其 Granger 因果检验[J]. 中国农村观察,2005(2):2-8.
- [9]叶志强,陈习定,张顺明. 金融发展能减少城乡收入差距吗?——来自中国的证据[J]. 金融研究,2011(2):42-56.
- [10]孙永强,万玉琳. 金融发展、对外开放与城乡居民收入差距——基于1978—2008年省际面板数据的实证分析[J]. 金融研究,2011(1):28-39.
- [11]乔海曙,陈力. 金融发展与城乡收入差距“倒U型”关系再检验——基于中国县域截面数据的实证分析[J]. 中国农村经济,2009(7):68-76.
- [12]Fujita,M.,Krugman,P.. The New Economic Geography: Past,Present and the Future[J]. Papers in Regional Science,2004,83:139-164.
- [13]Anselin,L.. Spatial Econometrics: Methods and Models [M]. Dordrecht, Kluwer Academic Publishers, 1988:3-18.
- [14]Fortheringham,A. S.,Brunsdon,C.,Charlton,M.. Quantitative Geography: Perspectives on Spatial Data Analysis [M]. SAGE Publications LTD,London,2000.
- [15]Anselin,L.. Local Indicators of Spatial Association-LISA [J]. Geographical Analysis,1995,27(2):9-115.
- [16]张立军,湛泳. 金融发展影响城乡收入差距的三大效应分析及其检验[J]. 数量经济技术经济研究,2006(12):73-81.
- [17]唐礼智,刘喜好,贾璇. 我国金融发展与城乡收入差距关系的实证研究[J]. 农业经济问题,2008(11):44-48.
- [18]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.
- [19]陆铭,陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究,2004(6):50-58.
- [20]吴玉鸣. 中国区域能源消费的决定因素及空间溢出效应——基于空间计量经济模型的实证[J]. 南京农业大学学报:社会科学版,2012(4):124-132.

(责任编辑:宋雪飞)

The Impact of Financial Development on Urban-rural Income Gap: Based on the Empirical Research with Spatial Econometric Model

DONG Xiaolin^{1,3},ZHANG Xiaoyan²

(1. College of Finance,Nanjing Agricultural University,Nanjing 210095,China;

2. Collgeg of Economics and Monagement,Nanjing Agricultural University,Nanjing 210095,China;

3. Center for Rural Financial Development Research,Nanjing Agricultural University,Nanjing 210095,China)

Abstract: Finance is the core of modern economic resource allocation. Whether financial development can reduce income inequality has been the problem that policy-makers and economists are concerned about. Through constructing a space econometric model and using the cross-sectional data of 31 provinces(municipalities, autonomous regions) of China in 2010, the present paper analyzed the impact of financial development on urban-rural income gap. Conclusions were as follows: firstly, the urban-rural income gap of different provinces had significantly positive spatial correlation in China; western regions showed significantly high-high gathering characteristics, and central and eastern regions showed significantly low-low gathering characteristics. Secondly, the expansion of the scale and efficiency of financial development widened the urban-rural income gap, and there was an inverted “U” shaped relationship between them, that is, when the size and efficiency of financial development reached a certain level, they could narrow urban-rural income gap. Finally, the improvement of urbanization was conducive to narrow the urban-rural income gap.

Key words: Urban-rural Income Gap; The Scale of Financial Development; The Efficiency of Financial Development; Spatial Econometric Model