

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2014.06.03

金融发展差异扩大了城乡居民收入差距吗？*

乔红芳^{1,2}, 何金丽³

(1. 闽南师范大学 经济学院, 福建 漳州 363000; 2. 华侨大学 经济与金融学院, 福建 泉州 362021;
3. 天津渤海职业技术学院, 天津 300342)

摘要:基于中国 1981—2011 年的样本数据,借助分位数回归方法考察城乡金融发展规模和效率差异以及其他主要因素对城乡收入差距的影响,结果表明:在各分位点上,城乡固定资产投资差异对城乡收入差距的影响均最强,劳动生产率差异次之,金融发展规模和效率差异最弱。因此,金融发展规模和效率差异并不是我国当前城乡收入差距扩大的主要因素,而固定资产投资和劳动生产率的城乡差异才是其主要成因。当城乡收入差距处于高分位点时,金融规模和效率差异的影响均不显著;当处于中间分位点时,金融效率差异对城乡收入差距有显著负影响;当处于低分位点时,金融规模差异对城乡收入差距有显著正影响。因此,缩小我国城乡收入差距,应根据城乡收入差距本身所处的不同分位数水平采取差异化策略。

关键词:城乡收入差距;金融发展规模差异;金融发展效率差异;固定资产投资差异;劳动生产效率差异;分位数回归

中图分类号:F126;F224.0

文献标志码:A

文章编号:1674-8131(2014)06-0017-08

一、引言

1978 年以来,我国经济保持快速增长的同时,城乡居民收入差距也逐步扩大。城镇名义人均可支配收入与农村名义人均纯收入之比由 1978 年的 2.57:1 下降到 1983 年的 1.82:1 低点后,逐步攀升至 2009 年的最高点 3.33:1,之后略微下降,2010—2012 年间的城乡人均收入比分别为 3.23:1、3.13:1 及 3.11:1,城乡人均收入之差也连年扩大至 2012 年的 16 648.1 元,城乡居民收入差距扩大的现象较为突出。对此,国内外学者的解释很多,涉及经济水平、金融发展、产业特性、人力资本、体制变迁和制

度变革等诸多方面(唐礼智等,2008)。其中,金融发展被普遍认为与收入差距的关系密切。

Greenwood 等(1990)首次提出“库兹涅茨效应”,认为在经济发展初期,低水平的金融发展扩大了收入分配差距;但随着经济增长和金融发展水平的提升,收入差距逐渐缩小,直至收敛到均衡状态。随后国内外诸多学者对该问题产生了很多争论,按支持结论的不同可分成两派:一派是支持金融发展扩大了收入差距(Galor et al, 1993; Banerjee et al, 1993; 张立军等, 2005; 楼裕胜, 2008; 张前程等, 2010; 周才云, 2010; 叶志强等, 2011); 另一派却认为金融发展有助于缩小收入差距(Clarke et al,

* 收稿日期:2014-06-30;修回日期:2014-08-22

基金项目:国家社会科学基金重大项目(12&ZD197)“中国潜在经济增长率计算及结构转换路径研究”;福建省社会科学规划项目(2013C073)“异质结构视角下福建扩大消费的长效机制研究”

作者简介:乔红芳(1982—),女,山西长治人;讲师,博士研究生,在闽南师范大学经济学院任教、华侨大学经济与金融学院数量经济学专业学习,主要从事宏观金融及其计量研究;E-mail: qiaohongfang82@163.com。

2003;温涛等,2005;胡宗义,2010)。

中国金融资源分布和发展水平的不均衡对城乡收入差距究竟有怎样的影响?姚耀辉(2005)、楼裕胜(2008)、张前程等(2010)、周才云(2010)使用协整和 Granger 因果检验方法,分析认为金融非均衡发展及收入差距间存在长期协整关系,金融发展规模和效率非均衡在一定程度上拉大了城乡收入差距,但各位学者对两者究竟存在单向还是双向因果关系出现了分歧。胡宗义(2010)利用 2007 年中国县级截面数据,首次运用非参数检验方法证实了“库兹涅茨效应”的存在,认为随着金融深度的提高,城乡收入差距逐渐缩小,在空间上城乡收入不平等也逐步收敛。张鹏等(2011)利用全国的时间序列数据采用 OLS 回归方法分析得出了同样的结论,强调农村金融资源的匮乏阻碍了农民收入的增长。叶志强等(2011)利用省际面板数据,同时采用混合回归、固定效应估计和系统 GMM 估计三种方法分析发现:金融发展显著地扩大了城乡收入差距,其与农村居民收入增长显著负相关,与城市居民收入增长之间的相关关系却不显著。刘亭亭等(2011)基于 VAR 模型及协整检验,同样验证了金融发展与城乡收入差距长期协整关系的存在,但金融发展规模和农村金融发展与城乡收入差距正相关,金融发展效率却与城乡收入差距负相关。孙永强(2012)采用向量误差修正模型构建了城乡二元分析框架,认为在二元金融结构条件下,外部融资度的提高将相应的提高各部门居民的收入水平,但整体金融发展水平的提高将扩大城乡居民收入差距,且其影响具有滞后性,金融城乡二元结构的缓释和城市化都有利于缩小城乡居民收入差距。贺建清(2013)也使用向量误差修正模型,以城乡收入差距为被解释变量,引入城乡金融规模差异、城乡金融效率差异及其他控制变量,分析表明:长期内金融规模差异扩大了城乡收入差距,金融效率差异的效应并不显著;而短期内金融规模差异缩小了城乡收入差距,金融效率差异对城乡收入差距没有影响。

综上所述,已有文献关于我国金融发展规模和效率差异对城乡收入差距的扩大究竟有无影响尚未取得一致的结论,而且金融发展差异对收入差距有显著正向或负向影响的结论也基本是基于传统回归方法得出的。传统回归方法仅仅关注因变量的条件均值,旨在描述自变量取值对因变量条件均

值的影响,通常假定随机扰动来自于零均值同方差的正态分布,但实际经济生活中得到的数据很难满足这一假定条件。Koenker & Bassett(1978)提出的分位数回归方法则无需假定随机扰动项的分布特征,通过选择不同的分位点(τ),依据被解释变量条件分位数对解释变量进行回归,将不同的分位数回归结果综合就得到了该条件分布的完整描述。因此,与传统回归方法相比,分位数回归能更精确地描述解释变量对被解释变量的变化范围以及条件分布形状的影响。通常情况下,当随机扰动项存在异方差或服从非正态分布时,解释变量对不同分位数水平下被解释变量会产生不同影响,此时采用分位数回归不仅能使得到的参数估计比 OLS 回归系数更稳健,而且能更加全面地刻画分布的特征,从而有效地捕捉分布的尾部特征。因此,本文借助分位数回归方法,通过引入金融发展规模差异、金融发展效率差异以及其他控制变量,采用我国 1981—2011 年的样本数据,对不同分位数水平的城乡收入差距进行回归,进而详细地刻画出不同分位数水平下城乡收入差距受金融发展规模和效率差异及其他控制变量影响的不同及其变化过程,并与 OLS 回归结果进行比较分析,以期丰富和拓展相关研究,进而在此基础上提出缩小城乡收入差距的有效措施,为未来宏观调控政策的制定提供决策参考。

二、变量选取、数据来源及模型构建

衡量城乡收入差距的指标主要有三种:一是城乡居民收入之差(周才云,2010),二是城乡居民收入之比(张立军等,2005;姚耀辉,2005;楼裕胜,2008;唐礼智等,2008;胡宗义,2010;张前程等,2010;张鹏,2011;叶志强等,2011;丁志国,2011;刘亭亭等,2011),三是使用泰尔指数(贺建清,2013)。城乡收入之差是一个绝对数额,其大小无法反映城乡居民收入的相对变化,故本文参考大多数学者的做法,选择城乡居民收入之比来衡量收入差距的大小,并定义为 $GAP = \frac{\text{城镇居民人均实际可支配收入}}{\text{农村居民人均实际纯收入}}$ 。其中,城镇人均实际可支配收入为名义收入通过城镇家庭人均可支配收入指数平减后得到,农村人均实际纯收入为名义纯收入通过农村居民消费价格指数平减后得到,所有数据来源于中经网数据库。

通过梳理相关文献,可以将影响城乡居民收入

差距的因素分为以下几类:

1. 城乡金融发展差异

城乡金融发展差异主要表现为金融发展规模差异和金融发展效率差异,前者反映了金融资源总量上的不均衡,后者反映了金融运行效率的不均衡。尽管贷款并不是金融资源的全部,但是基于银行信贷在中国金融市场中的重要地位以及数据可得性考虑,本文仍使用贷款余额来表征金融资源的总量,并利用储蓄向贷款的转化效率来衡量金融运行的效率。在此基础上,借鉴张前程等(2010)、楼裕胜(2008)提出的衡量城乡金融差异指标的思想,对金融发展规模差异(FSR)和金融发展效率差异(FER)两类指标重新进行了界定:

$$FSR = \frac{\text{城市贷款余额} / \text{城市GDP}}{\text{农村贷款余额} / \text{农村GDP}}$$

$$FER = \frac{\text{城市贷款余额} / \text{城镇储蓄余额}}{\text{农村贷款余额} / \text{农户储蓄余额}}$$

其中,农村贷款余额在2008年前为农业贷款和乡镇企业贷款余额之和,2008年及以后直接使用《中国农村金融发展报告》公告的农村贷款数据;城市贷款余额为全国金融机构贷款余额减掉农村贷款余额;农村GDP = 第一产业增加值 + 乡镇企业增加值 - 乡镇企业农业增加值;城市GDP等于全国GDP与农村GDP之差。相关数据来源于《中国统计年鉴》《中国金融年鉴》《中国乡镇企业统计资料》及中经网数据库。

2. 城乡固定资产投资差异

固定资产投资在拉动经济增长、创造就业岗位、增加居民收入、改善人们生活条件等方面具有重要作用,城乡固定资产投资差异可能会对城乡收入差距产生影响。周才云(2008)使用了城乡固定资产投资比例之差来衡量固定资产投资差异,本文基于两方面的考虑对其进行了修正:一是采用比例的相对值指标在某种程度上优于采用差值的绝对值指标;二是固定资产投资比例的绝对差异与城乡收入比计算方式上的不一致性可能导致较大的偏误。于是,将城乡固定资产投资差异指标定义为:

$$FAIR = \frac{\text{城镇固定资产投资额}}{\text{农村固定资产投资额}}$$

其中,相关数据来源于中经网数据库。

3. 城乡劳动生产率差异

高劳动生产率会引致较高的产出,在其他条件不变情况下,可以提高人均GDP水平和居民收入;而低劳动生产率则意味着低产出和低收入,于是,城镇和农村劳动生产率的差异可能会为城乡收入差距提供合理的解释。周才云(2008)构造了城乡劳动生产率之差这一指标来衡量城乡劳动生产率差异。与固定资产投资差异指标类似,本文将其修订为城乡劳动生产率之比:

$$LER = \frac{\text{城镇劳动生产率}}{\text{农村劳动生产率}}$$

其中,城镇劳动生产率 = $\frac{\text{城市GDP}}{\text{城镇就业总人数}}$,农村劳动生产率 = $\frac{\text{农村GDP}}{\text{农村就业总人数}}$;城市GDP与农村GDP采用前文公式计算,城镇与农村就业总人数来源于中经网数据库。

4. 城镇化水平

从理论上讲,城镇化水平越高,农民可获得的就业机会越多,享受和拥有的资源禀赋也越多,收入水平也会随之不断提升。因而,众多经济学家认为城镇化可以有效地缩小城乡收入差距。于是,本文也引入该指标,并与唐礼智(2008)、张鹏(2011)等的处理方法一致,选择城镇人口占总人口的比重来衡量城镇化水平的高低:

$$UR = \frac{\text{城镇人口}}{\text{总人口}}$$

对各指标进行对数化处理,基本的回归模型可以设定如下:

$$\text{LnGAP}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{LnFSR}_t + \beta_2 \text{LnFER}_t + \beta_3 \text{LnFAIR}_t + \beta_4 \text{LnFER}_t + \beta_5 \text{LnUR}_t + \varepsilon_t$$

三、实证分析

1. 变量的平稳性检验

本文利用ADF方法对各变量进行单位根检验,以确定所涉及变量的平稳性,检验结果见表1。在5%的显著性水平下,各变量均为非平稳序列,但其一阶差分序列均为平稳序列。因此,上述6个变量皆为I(1)序列,故可以利用Johansen协整检验方法

判断它们之间是否存在长期均衡关系,并进一步确定变量之间协整关系的形式。

表 1 单位根检验结果

变量	检验形式	ADF 统计量	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	P 值
LnGAP	(c,0,1)	-1.1018 98	-3.689 194	-2.971 853	-2.625 121	0.700 7
ΔLnGAP	(c,0,0)	-4.420 259*	-3.689 194	-2.971 853	-2.625 121	0.001 7
LnFSR	(c,0,0)	-1.048 883	-3.679 322	-2.967 767	-2.622 989	0.721 8
ΔLnFSR	(c,0,0)	-5.927 883*	-3.689 194	-2.971 853	-2.625 121	0.000 0
LnFER	(c,0,0)	-1.238 515	-3.679 322	-2.967 767	-2.622 989	0.643 7
ΔLnFER	(c,0,0)	-6.399 725*	-3.689 194	-2.971 853	-2.625 121	0.000 0
LnFAIR	(c,0,0)	0.541 346	-3.679 322	-2.967 767	-2.622 989	0.985 3
ΔLnFAIR	(c,0,1)	-4.964 750*	-3.699 871	-2.976 263	-2.627 420	0.000 4
LnLER	(c,0,0)	-1.370 431	-3.679 322	-2.967 767	-2.622 989	0.582 7
ΔLnLER	(c,0,0)	-5.697 783*	-3.689 194	-2.971 853	-2.625 121	0.000 1
LnUR	(c,0,1)	0.484 739	-3.689 194	-2.971 853	-2.625 121	0.983 0
ΔLnUR	(c,0,0)	-3.504 330**	-3.689 194	-2.971 853	-2.625 121	0.015 4

注:检验形式(c,t,q)分别表示单位根检验方程中包含常数项、时间趋势和滞后阶段,*和**分别表示在1%和5%显著性水平下拒绝有单位根的原假设,Δ表示一阶差分。

2. Johansen 协整检验

采用最大特征根统计量,选择协整等式中有截距不带时间趋势的形式进行检验,结果如表 2 所示。可以发现,在 5% 的显著性水平下存在 3 个协整等式,表明 6 个变量之间存在长期协整关系,其中的一

个协整方程如下:

$$\begin{aligned} \text{LnGAP}_t = & 0.285 1 \text{LnFSR}_t - 0.342 6 \text{LnFER}_t + \\ & (0.080 76) \quad (0.064 03) \\ & 1.826 0 \text{LnFAIR}_t + 1.031 5 \text{LnLER}_t - 1.086 5 \text{LnUR}_t \\ & (0.107 15) \quad (0.226 22) \quad (0.170 90) \end{aligned}$$

表 2 Johansen 协整检验结果

原假设	特征值	最大特征根统计量	5% 显著水平	P 值
0	0.897 235	63.708 62	40.077 57	0.000 0
至多 1 个	0.870 835	57.306 62	33.876 87	0.000 0
至多 2 个	0.662 005	30.372 30	30.372 30	0.021 4
至多 3 个	0.409 913	14.769 57	21.131 62	0.305 3

长期来看,金融发展规模差异、固定资产投资差异、劳动生产率差异对城乡收入差距有正影响,其弹性系数分别为 0.285 1、1.826 0 和 1.031 5;但是金融发展效率差异和城镇化水平则对城乡收入差距有负的影响,其弹性系数分别为 -0.342 6 和 -1.086 5。通过比较可以发现:固定资产投资差异

的弹性系数分别是金融发展规模和效率差异系数的 6.4 倍和 5.3 倍,劳动生产率差异的弹性系数亦分别是金融发展规模和效率差异系数的 3.6 倍和 3 倍。那么直观的结论是:固定资产投资差异和劳动生产率差异对城乡收入差距的解释力明显大于金融发展规模和效率差异,因此,简单地将当前较高

的城乡收入差距归因于城乡金融发展的不均衡并不妥当。此外,在城乡人均收入比不断波动调整的过程中,城市与农村间金融发展规模和效率差异所起的作用是否也有变化?为探究这一问题,下文将使用分位数回归方法,详细分析和刻画不同水平下的城乡收入差距受到各解释变量影响的差异和变动。

3.分位数回归

本文采用1981—2011年中国城乡收入比、城乡金融发展规模差异、金融发展效率差异、固定资产投资差异、劳动生产率差异、城镇化水平的相关数据,使用Eviews 7.2软件进行分位数回归,参数估计结果如表3所示。

表3 中国城乡收入差距的分位数回归参数估计结果

分位数	LnFSR	LnFER	LnFAIR	LnLER	LnUR
0.2	0.138 745** (2.187 943)	-0.096 626 (-1.553 059)	0.732 101* (4.048 873)	0.224 870*** (1.863 087)	-0.162 294 (-1.367 605)
0.4	0.113 087*** (1.691 456)	-0.133 903** (-2.035 275)	0.575 542* (3.278 576)	0.250 272*** (1.973 697)	-0.081 012 (-0.680 317)
0.5	0.093 286 (1.376 917)	-0.123 201*** (-1.862 537)	0.419 187** (2.286 927)	0.148 216 (1.083 125)	0.028 421 (0.225 829)
0.6	0.083 949 (1.233 860)	-0.120 177*** (-1.813 513)	0.376 254** (2.041 271)	0.125 475 (0.920 192)	0.058 444 (0.466 118)
0.8	0.045 564 (0.414 300)	-0.094 172 (-0.094 172)	0.498 690* (2.967 403)	0.209 108** (2.080 620)	-0.000 389 (-0.004 466)

注:()内数值表示t统计量,*、**和***分别表示在1%、5%和10%显著性水平下拒绝原假设。

从上述回归结果可以看到:

(1)在不同分位点上,各解释变量对被解释变量的影响方向与协整方程估算结果一致,但是部分系数在统计上变得不再显著。在低分位数0.2水平上,金融发展规模差异、固定资产投资差异、劳动生产率差异三个变量对城乡收入差距有显著的正影响;而金融发展效率差异和城镇化水平在10%的显著水平下无法拒绝原假设,对城乡收入差距没有解释力;在中低分位数0.4水平上,除城镇化水平系数不显著之外,其余系数均在10%的显著水平下拒绝原假设;在中高分位数水平0.6上,固定资产投资差异系数在5%水平下显著为正,金融发展效率差异系数为负且在10%的水平下接近显著,而包括金融发展规模差异在内的其余系数均不显著;在高分位数0.8水平上,只有固定资产投资差异和劳动生产率差异系数在5%水平下显著为正,而金融发展规模和效率差异系数均不显著。

(2)在不同分位点上,相同解释变量对被解释变量的影响程度呈现出较大差异。具体表现为以下几个方面:

第一,随着城乡收入差距的分位数水平由0.2逐步增加到0.8,城乡金融发展规模差异的系数变得不再显著且越来越小。当处于0.2分位数水平时,金融发展规模差异系数在5%水平下显著,且弹性值为0.1387;当处于0.4分位数水平时,金融发展规模差异系数变得在10%的水平下接近显著,而弹性值降为0.1131;在随后的中、中高及高分位数水平下,其系数均不再显著,弹性值也一直下降至0.0456。这说明:城乡金融发展规模的差异只能解释低分位数水平的城乡收入差距,而不能解释高分位数水平的城乡收入差距。也就是说,金融资源总量上的差异只有在较小的收入差距水平下才对收入差距有较大的贡献,金融发展规模差异并不是造成当前较大城乡收入差距的主要原因,这有悖于诸多文献中所得出的结论。

第二,在低分位数0.2和高分位数0.8水平上,金融发展效率差异的系数较小且不显著,但是当处于中间分位数水平时,系数显著为负且随着分位数水平的提高变得越来越小。当处于0.4分位数水平时,金融发展效率差异系数在5%水平下显著,且弹

性值为-0.133 9;当处于0.5和0.6分位数水平时,金融发展效率差异系数在10%的水平下接近显著,且弹性值分别降为-0.123 2和-0.120 2;而在低及高分位数水平下,其系数均不显著,弹性值也大幅下降至-0.096 6和-0.094 1。这说明:城乡金融发展效率的差异并不是影响城乡收入差距的主要因素,对当前较高水平的城乡收入差距并不能提供有效的解释。

第三,不管处于何分位数水平上,固定资产投资差异的系数都显著为正,且呈现出先下降后上升的趋势。当处于0.2分位数水平时,固定资产投资差异系数在1%水平下显著,且弹性值为0.732 1;当处于0.4分位数水平时,其系数依旧在1%水平下显著,弹性值下降为0.575 5;当处于0.5和0.6分位数水平时,固定资产投资差异系数仍可以在5%的水平下显著,其弹性值也分别下降至0.419 2和0.376 3;当处于0.8分位数水平时,其系数在1%水平下显著,其弹性值升至0.498 7。这说明:城乡固定资产投资差异才是影响我国城乡收入差距至关重要的因素。

第四,在中低分位数0.4以下和高分位数0.8水平上,劳动生产率差异的系数显著为正且较为稳定,但是当处于中间分位数水平时,系数变得不再显著且越来越小。当处于0.2和0.4分位数水平时,劳动生产率差异的系数在10%水平下接近显著,弹性值分别为0.224 9和0.250 3;当处于0.5和0.6分位数水平时,系数不再显著,且分别下降至0.148 2和0.125 5;当处于0.8分位数水平时,系数在5%水平下显著,弹性值为0.209 1。这说明:城乡劳动生产率差异对中低水平及较高水平的城乡收入差距表现出了较强的解释力,对中间分位数水平的城乡收入差距的解释力较弱。

第五,随着收入差距分位数水平的提高,城镇化水平的系数尽管统计上不显著,但其符号却呈现出先负后正再负的变化,系数绝对值则表现出先大幅下降后缓慢上升的变化。当处于0.2和0.4分位数水平时,城镇化水平的弹性值分别为-0.162 3和-0.081 0,这说明,只有当收入差距较小时城镇化水平的提高才会降低城乡收入差距,这与经济理论相吻合;当处于0.5和0.6分位数水平时,其弹性值分别为0.028 4和0.058 4,意味着城镇化的推进反而提高了收入差距,这一结论看似与经济理论相悖,

却恰恰反映了“以人为本”的理念在城镇化过程中未得到重视;当处于0.8分位数水平时,其弹性值仅为-0.000 3,意味着城镇化水平的提高对缓解当前较高城乡收入差距的作用微乎其微。

(3)在相同分位点上,固定资产投资差异对城乡收入差距的解释力最强,劳动生产率差异的解释力次之,金融发展规模和效率差异的解释力最弱。当处于0.2分位数水平时,固定资产投资差异、劳动生产率差异、金融发展规模差异的系数在统计上均显著,分别为0.732 1、0.224 9和0.138 7,即固定资产投资差异系数分别是劳动生产率差异系数、金融发展规模差异系数的3.26倍和5.28倍,而劳动生产率差异系数亦是金融发展规模差异系数的1.62倍;当处于0.4分位数水平时,固定资产投资差异、劳动生产率差异、金融发展规模和金融发展效率差异的系数在统计上均显著,分别为0.575 5、0.250 3、0.113 1和-0.133 9,即固定资产投资差异系数分别是劳动生产率差异、金融发展规模和金融发展效率差异系数的2.3倍、5.09倍和4.3倍,而劳动生产率差异系数亦分别是金融发展规模和效率差异系数的2.2倍和1.87倍;当处于0.5和0.6分位数水平时,固定资产投资差异与金融发展效率差异的系数在统计上显著,分别为0.419 2、-0.123 2和0.376 3、-0.120 2,即固定资产投资差异系数分别是金融发展效率差异系数的3.4倍和3.13倍;当处于0.8分位数水平时,只有固定资产投资差异与劳动生产率差异系数在统计上显著,分别为0.498 7和0.209 1,即固定资产投资差异系数是劳动生产率差异系数的2.38倍。

4. 分位数回归与 OLS 回归结果的比较

基于同样数据,采用传统 OLS 回归得到表 4 的结果。比较表 3 和 4 可以发现:

第一,OLS 回归中固定资产投资差异和劳动生产率差异对城乡收入差距的影响最为显著,方向与分位数回归结果一致,两者的弹性系数分别是0.521 3和0.212 4,明显高于金融发展规模差异、金融效率差异和城镇化等因素。这说明金融发展差异对城乡收入差距的贡献远不及固定资产投资和劳动生产率差异那么大,且固定资产投资差异系数也是劳动生产率差异系数的2.45倍,说明了固定资产投资差异相对于劳动生产率差异对城乡收入差距的影响更为重要,这与分位数回归得到的结论一致。

第二,OLS 回归中金融发展规模差异对城乡收入差距的影响在 10%水平下接近显著(P 值为0.114 8);金融发展效率差异对城乡收入差距的影响则在 5%水平下显著,这一结论貌似与分位数回归结果有些不同。然而按照前文分位数回归的结论,当城乡收入差距位于中高分位数水平上时,金融发展规模差异系数统计上不显著;当收入差距位于 0.2 和 0.8 分位数水平之间时,金融发展效率差异系数统计上显著。OLS 回归的结论恰好说明城乡收入差距的总体条件均值处于中高分位数水平上,也从侧面证明了

随机扰动并不满足正态分布的假定,采用分位数回归得到的结果相对更稳健。

第三,金融发展规模和效率差异的弹性系数分别是 0.082 9 和-0.110 3,与分位数回归结果的方向一致;同时,城镇化水平的弹性系数不显著,方向为负,说明城镇化水平的提高有助于缩小城乡收入差距。这些结论与分位数回归结果相吻合。

第四,各变量的 OLS 回归系数均介于不同分位数水平回归相关系数的最大值与最小值之间,这也验证了分位数回归结果的合理性。

表 4 中国城乡收入差距的 OLS 回归参数估计结果

LnFSR	LnFER	LnFAIR	LnLER	LnUR
0.082 853****	-0.110 261**	0.521 345*	0.212 371*	-0.035 116
(1.633 752)	(-2.269 522)	(4.936 034)	(2.344 704)	(-0.446 658)

注:()内数值表示 t 统计量,*与**分别表示 1%、5%显著性水平下拒绝原假设,****的 P 值为 0.114 8。

四、结论与政策建议

本文利用我国 1981—2011 年的数据,采用分位数回归方法对城乡居民收入差距与金融发展差异以及其他因素的关系进行了实证分析,研究表明:(1)金融发展规模和效率差异并不是造成当前较大城乡收入差距的主要原因,固定资产投资差异和劳动生产率差异才是拉大我国城乡收入差距的罪魁祸首,且相对于劳动生产率差异,固定资产投资差异对城乡收入差距扩大的贡献更大;(2)随着城乡收入差距的不断缩小,金融发展效率差异对城乡收入差距的作用才慢慢凸显,其作用方向为负,且影响效力呈现缓慢增长态势;(3)当城乡收入差距位于中低及低分位数水平时,金融发展规模差异才成为影响收入差距的重要因素,其弹性系数为正且随着收入差距的缩小而不断变大,这说明缩小金融发展规模的差异是该阶段降低城乡收入差距的重要举措;(4)在相同分位点上,相对于金融发展规模和效率差异,固定资产投资差异和劳动生产率差异对城乡收入差距的影响力更大;(5)不管处于何分位数水平上,城镇化水平对收入差距的影响在统计上均不显著,对高分位数水平的城乡收入差距的缓解作用更是微乎其微。

鉴于以上分析和结论,缩小我国城乡收入差距的路径选择,应根据城乡收入差距本身所处的不同

分位数水平采取差异化策略:(1)在高分位数水平阶段,最有效的措施是缩小固定资产投资差异和劳动生产率差异。2010 年底我国城乡固定资产投资比已经攀升至 6.64 : 1,要解决城乡收入差距的问题,必须缩小城乡固定资产投资差异;此外,尽管城乡劳动效率差异对城乡收入差距的影响不如固定资产投资差异那么大,但仍需要不断缩小城乡劳动生产率差异,以尽快缩小城乡居民收入差距。(2)在中低及低分位数水平阶段,缩小金融发展规模差异成为缩小城乡收入差距有益的补充措施,缩小金融发展规模差异的着力点在于有效地增加农村地区金融资源总量的供给。

参考文献:

贺建清.2013.城乡二元金融结构与城乡收入差距[J].新疆社会科学(2):22-27.
 胡宗义,刘亦文.2010.金融非均衡发展城乡收入差距的库兹涅茨效应研究[J].统计研究(5):25-31.
 刘亭亭,刘传哲.2011.中国金融发展与城乡居民收入差距关系的实证研究[J].特区经济(2):23-25.
 楼裕胜.2008.金融发展差异与城乡居民收入差距关系研究[J].华中科技大学学报(社会科学版)(5):42-47.
 楼裕胜.2010.金融发展、经济增长与收入分配研究综述[J].中南大学学报(社会科学版)(6):91-95.
 孙永强.2012.金融发展、城市化与城乡居民收入差距研究[J].金融研究(4):98-109.

- 唐礼智,刘喜好.2008.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(11):44-48.
- 温涛,冉光和,熊德平.2005.中国金融发展与农民收入增长[J].经济研究(9):30-43.
- 叶志强,陈习定,张顺明.2011.金融发展能缩小城乡收入差距吗[J].金融研究(2):42-56.
- 张立军,湛泳.2006.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(12):73-81.
- 张鹏,梁辉.2011.城乡金融资源非均衡对我国城乡收入差距影响的实证分析[J].大连理工大学学报(社会科学版)(6):17-21.
- 张前程,徐德云.2010.城乡金融非均衡发展及城乡收入差距的关系分析[J].兰州学刊(2):74-76.
- 周才云.2010.中国城乡金融非均衡发展与居民收入差距关系的实证检验[J].统计与决策(17):125-127.
- BANERJEE A V, NEWMAN A F. 1993. Occupational Choice and the Process of Development[J]. the Journal of Political Economy, 101(2):274-298.
- CLARKE G, XU L C, ZOU H F. 2003. Finance and Income Inequality: Test of Alternative Theories [R]. World Bank Policy Research Working Paper, No.2984.
- GALOR O, ZEIRA J. 1993. Income Distribution and Macroeconomics [J]. Review of Economic Studies, 60(1):35-52.
- GREENWOOD J, JOVANOVIC B. 1990. Financial Development Growth and the Distribution of Income [J]. The Journal of Political Economy, 98(5):1076-1107.
- KOENKER R, BASSETT G. J. 1978. Regression Quantiles [J]. Econometrica, 46:33-50.

Does Financial Development Disparity Widen Income Gap between the Urban and Rural Residents?

QIAO Hong-fang^{1,2}, HE Jin-li³

(1. School of Economics, Minnan Normal University, Fujian Zhangzhou 363000, China; 2. School of Economics and Finance, Huaqiao University, Fujian Quanzhou 362021, China; 3. Tianjin Bohai Vocation Technical College, Tianjin 300342, China)

Abstract: Based on 1981-2011 sample data of China, the influence of financial development scale and efficiency difference and other main factors on the income gap between the urban and rural residents is examined by quantile regression method, and the results show that at each quantile point, the impact of fixed asset investment difference on the income gap between the urban and rural residents is strongest, that the influence of labor productivity is the second strongest and the impact of financial development scale and efficiency difference is the weakest. Thus, financial development scale and efficiency disparity are not the main factor for current income gap enlargement between the urban and rural residents of China. However, the disparity of fixed asset investment and labor productivity between the urban and rural inhabitants is the main cause. When the income gap between the urban and rural areas is at the high quantile, the influence of both financial scale and efficiency disparity is not significant. When the income gap is at the intermediate quantile, financial efficiency disparity has a significant negative influence on the income gap between the urban and rural areas. When the income gap is at the low quantile, financial scale disparity has obvious positive impact on the income gap between the urban and rural areas. Therefore, narrowing the income gap between the urban and rural areas of China should take differentiated policies according to the different quantile levels of the income gap itself between the urban and rural residents.

Key words: urban-rural income gap; financial development scale disparity; financial development efficiency disparity; fixed assets investment disparity; labor productivity disparity; quantile regression

CLC number: F126; F224.0

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2014)06-0017-08

(编辑:夏冬)