

孟兆娟. 我国农村金融发展影响城乡收入差距的区域差异分析[J]. 江苏农业科学, 2014, 42(5): 415-418.

我国农村金融发展影响城乡收入差距的区域差异分析

孟兆娟

(广东海洋大学经济管理学院, 广东湛江 524088)

摘要:在分析我国农村金融发展区域差异的基础上,运用面板数据模型,就三大地区(东部、中部、西部)农村金融发展对城乡收入差距的影响进行实证研究。结果显示,我国农村金融发展可能有助于缩小城乡收入差距,这一点在东部地区表现得尤为明显。不同地区农村金融发展水平对城乡收入差距的影响存在显著差异。在东部地区,农村金融发展对城乡收入差距的影响效应最强,西部地区次之,中部地区的影响效应不显著。因此,农村金融发展的制度及政策优惠应该更多地向中西部地区倾斜,这样才有利于降低城乡收入差距,实现区域协调发展。

关键词:农村金融发展;城乡收入差距;区域差异;中国

中图分类号: F832.35 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2014)05-0415-04

作为经济发展的核心要素,金融发展不仅能促进经济增长,还会影响收入分配。国内学者就我国金融发展与收入分配的关系进行了大量研究^[1-3],但仅有为数不多的文献关注农村金融发展对城乡收入差距的影响。王修华等发现,农村金融规模扩大在一定程度上拉大了城乡收入差距,而农村金融效率提高有助于缩小城乡收入差距^[4];肖燕飞等发现,农村金融规模扩大、农村金融结构优化对缩小城乡收入差距的重要性非常明显,而农村金融效率对城乡收入差距的影响不稳定,现阶段甚至会扩大城乡收入差距^[5]。

中国是一个典型的区域发展差距较大的国家,不仅农村金融发展的区域差距很大^[6],城乡收入差距也有较大的区域差异。2011年,全国城镇居民人均可支配收入与农民人均纯收入之比为 3.13:1,西部省份的城乡收入比绝大部分高于这一比例,最高的贵州达 3.98:1;而东部省份的城乡收入比普遍低于这一比例,最低的天津仅为 2.18:1。农村金融发

展的区域差异造成了农村金融资源配置不均衡,进而影响区域间的经济增长水平、就业机会,这可能导致城乡收入差距产生区域差异。因此,进一步研究和阐释农村金融发展与城乡收入差距关系的区域差异,就显得尤为重要。本研究在比较农村金融发展区域差距的基础上,采用面板数据模型,就东、中、西三大地区农村金融发展对城乡收入差距的影响进行比较,对中国统筹区域发展、缩小区域发展差距具有重要意义。

1 我国农村金融发展区域差异分析

按照国家统计局的分类标准,东部包括北京、天津等 11 个省(市、区),中部包括山西、湖北等 8 个省(市、区),西部包括内蒙古、西藏、重庆等 12 个省(市、区)。利用中国银行业监督管理委员会网站农村金融服务图集的相关数据,从农村金融深化及农村金融效率 2 个方面分析我国农村金融发展的区域差异。

1.1 我国农村金融深化的区域差异

以农村地区贷款余额与该年度 GDP 的比值代表农村金融深化,比值越高,农村金融深化程度越高。从表 1 可以看出,总体而言,三大区域农村金融深化程度呈东部>西部>中部的格局。东部地区农村金融深化程度最高,西部地区次之,中部地区农村金融深化程度显著低于东部、西部。2008 年以来,东部地区农村金融深化程度呈快速上升趋势,而中部地区

收稿日期:2013-12-10

基金项目:广东高校优秀青年创新人才培养计划(编号:wym11069);

广东省哲学社会科学“十二五”规划一般项目(编号:GD13CJH13)。

作者简介:孟兆娟(1978—),女,辽宁朝阳人,博士,讲师,研究方向为金融发展理论。E-mail:mzj0218@163.com。

服务均为快速增长型产业,产业结构对经济增长的贡献比全国平均水平高,并且各产业的发展水平呈现不断上升的趋势,尤其是林业旅游与休闲和林业生态服务业。为实现北京市林业经济快速健康发展,北京市应优化林业产业结构,做实林业第一产业,做强林业第二产业,做大林业第三产业。抓住林木培育和种植、经济林产品的种植和采集、野生动物繁育和利用这些快速增长型产业的发展机遇,利用野生动物繁育和利用产业的高竞争力优势,实现林业经济高速增长。

参考文献:

[1] 肖利容,杨校生,王 斌,等. 浙江省林业产业结构现状以及变化趋势分析[J]. 湖南农业科学, 2012(13): 114-116.

[2] 李大伟,翟印礼. 辽宁省林业产业结构优化研究[J]. 经济研究导刊, 2011(20): 52-54.

[3] 朱 曼,苏喜友. 基于 GM(1,1)模型的四川省林业产业结构预测[J]. 四川农业大学学报, 2013, 31(1): 105-109.

[4] 史常栋,贾 岩. 基于 SSM 的河南省林业产业结构实证研究[J]. 中国林业经济, 2012(1): 17-21.

[5] 许玉粉. 基于偏离-份额分析法的吉林省林业产业结构分析[J]. 延边大学农学报, 2013, 35(1): 82-86.

[6] 曹 颖,万志芳. 黑龙江省林业产业结构分析——基于偏离-份额分析法[J]. 林业经济, 2012(11): 102-104, 115.

[7] 王颜齐,郭翔宇. 基于动态偏离份额法的农业结构与竞争力分析——以黑龙江省为例[J]. 经济师, 2008(7): 257-258.

农村金融深化程度的动态变化并不明显,因此 2008 年以来农村金融深化的区域差异逐渐加剧。2010 年,东部农村地区贷款余额在 GDP 中的比率已达 66.74%,高于西部约 10 百分点,高于中部约 32 百分点。

| 表 1 2006—2010 年我国三大经济区域农村金融深化程度 | | | |
|---------------------------------|-----------|-----------|-----------|
| 年份 | 贷款余额/GDP | | |
| | 东部 | 中部 | 西部 |
| 2006 | 0.494 541 | 0.397 356 | 0.499 479 |
| 2007 | 0.426 931 | 0.339 827 | 0.497 396 |
| 2008 | 0.454 773 | 0.312 570 | 0.415 992 |
| 2009 | 0.568 605 | 0.356 170 | 0.495 243 |
| 2010 | 0.667 422 | 0.351 738 | 0.565 115 |

注:数据根据中国银行业监督管理委员会网站农村金融服务图集集中相关数据计算得到。

1.2 我国农村金融效率的区域差异

动员和运用储蓄是金融中介机构最基本的功能。制约农村金融体系功能发挥的掣肘并不在于储蓄动员能力不足,而在于农村储蓄不能有效转化为农村贷款,农村稀缺的金融资源外流,因此主要从农村金融中介机构将农村存款转化为农村贷款的能力方面度量农村金融效率。贷存比指农村地区贷款与存款的比值,贷存比越高,农村金融机构将农村存款转化为农村贷款的效率越高,农村金融中介机构服务农村的功能越强大。从表 2 来看,三大经济区域农村存款转化为农村贷款的比率都小于 1,说明三大区域均存在不同程度的农村金融资源流失。总体来看,农村金融效率呈现出东部>西部>中部的格局。东部地区农村存款转化为农村贷款的比率最高,且呈上升趋势,2010 年东部农村地区存贷比高达 0.79,远高于同期中西部农村地区的存贷比。中部农村地区存款转化为贷款的比率最低,且呈下降趋势,2008 年以来贷存比已下降至 0.5 以下。西部农村地区贷存比先下降后上升,虽然高于中部地区,但与东部仍有一定差距。

| 表 2 2006—2010 年我国三大地区农村存款转化为贷款的比率 | | | |
|-----------------------------------|-----------|-----------|-----------|
| 年份 | 贷存比 | | |
| | 东部 | 中部 | 西部 |
| 2006 | 0.585 153 | 0.538 095 | 0.541 024 |
| 2007 | 0.584 229 | 0.524 017 | 0.567 442 |
| 2008 | 0.583 466 | 0.452 962 | 0.503 968 |
| 2009 | 0.637 292 | 0.492 754 | 0.512 987 |
| 2010 | 0.793 067 | 0.485 075 | 0.563 636 |

注同表 1。

2 我国农村金融发展影响城乡收入差距的区域差异

2.1 面板数据模型及构建

拟采用 2006—2010 年 31 个省(市、区)的面板数据实证分析农村金融发展影响城乡收入差距的区域差异。与横截面数据及时间序列数据相比,面板数据能够同时涵盖农村金融发展影响城乡收入差距的区域特性和时间特性。另外,面板数据可以“加大样本容量,把不同时间点从同一总体中抽取的多个随机样本混合起来使用,可以获取更精确的估计量和更具功效的检验统计量”^[7]。为检验农村金融发展对城乡收入差距的影响是否具有区域差异性,建立如下回归模型:

$$srcj_{it} = \alpha_i + \beta_1 \times nj_{it} + \beta_2 \times lnrgdp_{it} + \beta_3 \times eyxs_{it} + u_{it}, \quad (1)$$

式中: $srcj_{it}$ 代表城乡收入差距变量; nj 代表农村金融发展变量; $lnrgdp$ 和 $eyxs$ 为控制变量,其中 $lnrgdp$ 是经济增长变量,由各地区的人均 GDP 取自然对数值代表, $eyxs$ 是二元经济结构变量,由各地区的二元对比系数代表;下标*i*表示地区(1, 2, ..., 31),下标*t*表示年份。二元对比系数是农业部门与非农业部门的比较劳动生产率之比,以第一产业代表农业,以第二、第三产业代表非农业,则农业部门的比较劳动生产率等于第一产业的产值比重与第一产业的劳动力比重的比率,非农业部门的比较劳动生产率等于第二、第三产业的产值比重与第二、第三产业劳动力比重的比率。农村金融发展变量包括 2 个:以农村地区贷款余额与农村 GDP 的比值($njgm$)代表农村地区的金融深化程度;以农村地区贷款余额与存款余额的比值($njxl$)代表农村金融效率。

表 3 给出了各变量的统计性质。为避免多重共线性问题,将 2 个农村金融发展变量分别放入回归方程中:在回归方程 1 中,农村金融发展变量是农村金融深化程度($njgm$);在回归方程 2 中,农村金融发展变量是农村金融效率($njxl$)。农村金融发展数据全部根据中国银行业监督管理委员会网站农村金融服务图集集中的相关数据计算而来,其余数据根据中国统计年鉴及各地区统计年鉴计算而来。因为农村金融服务图集只报告了 2006—2010 年的数据,因而实证数据的时间跨度为 2006—2010 年。

| 表 3 各变量的统计性质 | | | | |
|--------------|---------|---------|---------|----------|
| 变量 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| $srcj$ | 3.100 0 | 0.615 8 | 1.800 0 | 4.590 0 |
| $lnrgdp$ | 9.996 0 | 0.545 7 | 8.660 0 | 11.270 0 |
| $eyxs$ | 0.239 9 | 0.356 1 | 0.044 4 | 3.066 2 |
| $njgm$ | 0.488 3 | 0.213 5 | 0.166 5 | 1.393 9 |
| $njxl$ | 0.542 8 | 0.154 2 | 0.277 8 | 1.067 0 |

2.2 实证检验及结果分析

2.2.1 模型的假设检验结果 首先利用 Hausman 检验判断应该采用固定效应模型还是随机效应模型。另外,面板数据还可能存在截面异方差、截面相关和序列相关,上述情况存在的情况下会导致参数估计有偏,因而使用 Modified wald test 检验是否存在异方差,使用 Wooldridge test 检验是否存在序列相关,使用 Pesaran's test 检验是否存在截面相关。假设检验的结果如表 4 所示。

2.2.2 实证结果分析 由表 4 的假设检验结果可知,需要采用固定效应模型估计上述面板数据模型。但由于上述模型基本均存在截面异方差、截面相关和序列相关问题,故还需采用 Driscoll-Kraay 标准误即 xtsc 模型对固定效应模型进行修正。表 5 是对固定效应模型修正后的回归结果。

从表 5 的实证分析结果可以看出:(1)农村金融深化对城乡收入差距的影响存在区域差异。东部地区农村金融深化对城乡收入差距的影响在 0.05 水平下显著,该变量的符号为负,说明东部地区的农村金融深化有助于缩小城乡收入差距。中、西部地区农村金融深化对城乡收入差距的影响均不显著。(2)农村金融效率对城乡收入差距的影响也存在显著的区域差异。东部地区农村金融效率对城乡收入差距的影响为负,说明农村存款转化为贷款的效率提升有助于缩小城乡收入差

表 4 模型的假设检验结果

| 区域 | 方程 | 模型设定和假设检验 | 检验结果 | 选择结果 |
|----|--------|------------|--|---------------|
| 东部 | 回归方程 1 | 固定效应还是随机效应 | $\chi^2(3) = 72.69, P = 0.000\ 0$ | 拒绝原假设,选择固定效应 |
| | | 是否存在异方差 | $\chi^2(11) = 2\ 044.22, P = 0.000\ 0$ | 拒绝原假设,存在异方差 |
| | | 是否存在序列相关 | $F(1,10) = 0.864, P = 0.374\ 5$ | 接受原假设,不存在序列相关 |
| | | 是否存在截面相关 | Pesaran's test = 0.451, $P = 0.652\ 1$ | 不存在截面相关 |
| | 回归方程 2 | 固定效应还是随机效应 | $\chi^2(3) = 15.51, P = 0.001\ 4$ | 拒绝原假设,选择固定效应 |
| | | 是否存在异方差 | $\chi^2(11) = 611.07, P = 0.000\ 0$ | 拒绝原假设,存在异方差 |
| | | 是否存在序列相关 | $F(1,10) = 1.379, P = 0.267\ 5$ | 接受原假设,不存在序列相关 |
| | | 是否存在截面相关 | Pesaran's test = 0.469, $P = 0.639\ 2$ | 不存在截面相关 |
| 中部 | 回归方程 1 | 固定效应还是随机效应 | $\chi^2(3) = 16.92, P = 0.000\ 7$ | 拒绝原假设,选择固定效应 |
| | | 是否存在异方差 | $\chi^2(8) = 221.69, P = 0.000\ 0$ | 拒绝原假设,存在异方差 |
| | | 是否存在序列相关 | $F(1,7) = 1.694, P = 0.234\ 2$ | 接受原假设,不存在序列相关 |
| | | 是否存在截面相关 | Pesaran's test = 3.591, $P = 0.000\ 3$ | 存在截面相关 |
| | 回归方程 2 | 固定效应还是随机效应 | $\chi^2(3) = 100.49, P = 0.000\ 0$ | 拒绝原假设,选择固定效应 |
| | | 是否存在异方差 | $\chi^2(8) = 183.58, P = 0.000\ 0$ | 拒绝原假设,存在异方差 |
| | | 是否存在序列相关 | $F(1,7) = 1.828, P = 0.218\ 4$ | 接受原假设,不存在序列相关 |
| | | 是否存在截面相关 | Pesaran's test = 3.657, $P = 0.000\ 3$ | 存在截面相关 |
| 西部 | 回归方程 1 | 固定效应还是随机效应 | $\chi^2(3) = 7.49, P = 0.057\ 9$ | 拒绝原假设,选择固定效应 |
| | | 是否存在异方差 | $\chi^2(12) = 76.17, P = 0.000\ 0$ | 拒绝原假设,存在异方差 |
| | | 是否存在序列相关 | $F(1,11) = 8.817, P = 0.012\ 8$ | 拒绝原假设,存在序列相关 |
| | | 是否存在截面相关 | Pesaran's test = 4.282, $P = 0.000\ 0$ | 存在截面相关 |
| | 回归方程 2 | 固定效应还是随机效应 | $\chi^2(3) = 62.71, P = 0.000\ 2$ | 拒绝原假设,选择固定效应 |
| | | 是否存在异方差 | $\chi^2(12) = 65.18, P = 0.000\ 0$ | 拒绝原假设,存在异方差 |
| | | 是否存在序列相关 | $F(1,11) = 7.938, P = 0.016\ 7$ | 拒绝原假设,存在序列相关 |
| | | 是否存在截面相关 | Pesaran's test = 4.514, $P = 0.000\ 0$ | 存在截面相关 |

表 5 三大区域的面板数据模型回归结果

| 面板 (区域) | 变量 | 回归方程 1 | | 回归方程 2 | |
|------------|----------------|----------|--------------|----------|--------------|
| | | 系数 | <i>t</i> 统计量 | 系数 | <i>t</i> 统计量 |
| A(东部) | <i>njgm</i> | -0.001 2 | -2.67 ** | | |
| | <i>njxl</i> | | | -0.003 0 | -4.21 *** |
| | <i>lnrjgdp</i> | 0.202 4 | 9.51 *** | 0.167 1 | 11.64 *** |
| | <i>eyxs</i> | -2.179 4 | -2.53 ** | -1.463 6 | -1.52 |
| | 常数项 | 1.017 2 | 2.94 ** | 1.327 2 | 3.73 *** |
| | 调整的 R^2 | 0.371 1 | | 0.318 2 | |
| B(中部) | <i>njgm</i> | 0.000 7 | 0.65 | | |
| | <i>njxl</i> | | | 0.001 6 | 0.92 |
| | <i>lnrjgdp</i> | -0.167 9 | -4.00 *** | -0.157 6 | -3.09 ** |
| | <i>eyxs</i> | 0.041 9 | 1.86 | 0.042 7 | 2.03 * |
| | 常数项 | 4.476 7 | 10.11 *** | 4.323 1 | 7.52 *** |
| | 调整的 R^2 | 0.366 9 | | 0.370 5 | |
| C(西部) | <i>njgm</i> | -0.000 6 | -1.14 | | |
| | <i>njxl</i> | | | -0.001 4 | -2.61 ** |
| | <i>lnrjgdp</i> | -0.207 1 | -2.12 * | -0.218 7 | -2.14 * |
| | <i>eyxs</i> | -3.484 1 | -3.01 ** | -3.462 2 | -2.97 * * |
| | 常数项 | 6.296 4 | 7.40 *** | 6.452 2 | 7.21 *** |
| | 调整的 R^2 | 0.483 0 | | 0.484 5 | |

注: *、**、*** 分别代表在 0.10、0.05、0.01 的水平下显著。

距,该变量在 0.01 水平下显著。中部地区农村金融效率对城乡收入差距的影响不显著。西部地区的农村金融效率在 0.05 水平下显著,系数的符号为负,说明农村金融效率提升同样能够促使城乡收入差距降低。虽然在东、西部地区农村金融效

率都能降低城乡收入差距,但东部地区农村金融效率对城乡收入差距的影响效应强于西部地区。

综上所述,可以得出如下结论:(1)我国农村金融发展对城乡收入差距的影响存在显著的区域差异。整体而言,东部地区农村金融发展对城乡收入差距的影响要大于中西部地区——无论是农村金融深化还是农村金融效率,都有助于缩小城乡收入差距。在西部地区,农村金融效率也有助于缩小城乡收入差距,但其对城乡收入差距的影响效应弱于东部地区。在中部地区,农村金融发展对城乡收入差距没有显著影响。(2)农村金融发展可能对降低城乡收入差距具有积极作用,这一点在东部地区表现尤为明显。与农村金融深化相比,提高农村金融效率对缓解城乡收入差距的作用可能更强。在东部地区,农村金融效率变量的回归系数不仅大于农村金融深化变量,而且该变量在统计意义上也更为显著。

3 对农村金融发展影响城乡收入差距的区域差异的解释

农村金融发展可能有助于降低城乡收入差距,且东部地区农村金融发展对城乡收入差距的影响效应强于中西部地区。其原因包括:首先,农村金融发展可能有助于降低城乡收入差距。众所周知,信息不对称使金融市场充斥着逆向选择和道德风险。为了规避这些风险,就必须对潜在贷款者进行筛选。筛选的准则是尽量选择“安全”的客户,这就要求提供抵押。穷人与富人相比,难以提供合格抵押品且单次借贷金额往往是小规模。对于穷人而言,如果存在信贷约束,那么一个人即使可以具有学习天赋或具有较高的企业家天赋,也不可能通过贷款对自身进行人力资本或生产资本方面的投

资,以期获取更高的收入。也就是说,信贷市场的不完善可能使得低收入群体对初始禀赋存在路径依赖,导致弱势群体收入陷入“贫困的恶性循环”^[8]。由此可知,金融发展之所以能够影响收入分配是因为信贷配给程度对穷人和富人是不一样的,穷人由于初始财富禀赋低,受到的信贷配给更严重。信贷配给进而影响人力资本和物质资本投资机会,穷人和富人由于机会不均等导致收入差距扩大。金融发展影响收入分配的微观机理凸显出农村金融发展的重要意义。农村金融发展水平提高,增强了农村经济主体的金融资源可得性,更多的难以获得金融服务的农村低收入群体和农村中小企业享受到金融发展的收益。如果获得金融服务,这些弱势群体就能够克服初始不平等的影响,进行人力资本投资和物质资本投资,这增加了弱势群体获取高收益的机会。因而,农村金融发展可能有利于降低城乡收入差距。其次,农村金融发展对城乡收入差距的影响效应存在区域差异。从前文分析可知,我国农村金融发展水平呈东部>西部>中部的格局。东部农村地区不仅农村金融深化程度最高,而且农村金融效率最强,农村金融资源流失程度最轻。根据农村金融发展影响城乡收入差距的逻辑机理,农村金融发展水平越高的地区,其农村居民越容易获取各种金融服务和金融资源,进而增强其获取高收益的机会,农村金融发展对城乡收入差距的影响效应可能越强。

我国东、中、西三大地区存在以下区域差异:(1)与中、西部相比,东部农村居民受到的信贷配给更少。据王曙光等的调查,地域因素是影响农户信贷配给的重要因素,在其他条件不变的前提下,东部地区的农户比中西部地区的农户更容易获得贷款;东部地区的农户平均贷款规模显著高于中部地区^[9]。(2)与中、西部相比,东部农村居民的物质资本投资机会及规模更大。以农户家庭在农业生产机械上的投资为例,东部农户拥有户均价值为 12.6 万元的机械,中西部农户分别仅拥有户均价值为 6 956、3 713 元的机械^[10]。(3)与中西部相比,东部农村居民的人力资本投资机会及规模更大。以农村居民家庭消费支出中的文化、教育、娱乐支出和医疗保健支出代表农户家庭的人力资本投资。根据 2012 年的《中国统计年鉴》中的相关数据计算,2011 年东部农村居民家庭人力资本投资总额为 1 125 元,高于中部的 741 元及西部的 619 元。综上所述,由于我国东部地区的农村金融发展水平高于中、西部地区,东部地区的农民金融资源可获性也强于中、西部地区,因此东部地区的农民更容易按照自身意愿进行物质资本投资和人力资本投资,东部地区的农村金融发展对城乡收入差距的影响效应可能强于中、西部地区。

4 结论及政策建议

本研究从农村金融深化和农村金融效率 2 个层面,考察中国各地区农村金融发展水平对城乡收入差距的影响,并通过东、中、西部 3 个地区面板数据的实证,分析了农村金融发展对城乡收入差距的影响是否具有区域差异性 & 差异存在的

形式。结果表明,我国农村金融发展可能有助于缩小城乡收入差距;但东部地区农村金融发展对城乡收入差距的影响效应最强,西部地区次之,中部地区的农村金融发展对城乡收入差距没有显著影响。

基于上述结论,本研究的政策涵义是:(1)继续放开农村金融市场准入门槛,同时加大对农村金融机构的涉农贷款补贴和税收优惠。通过提高农村金融供给,降低农村金融市场的参与门槛,使更多农村弱势经济主体获得金融服务,改善城乡居民的机会不均等,这有助于改善城乡收入差距。(2)制度及政策优惠应该更多地向中西部地区倾斜。提高中西部地区的农村金融发展水平的目标应该是提高农民的信贷可及性,这样才能缩小城乡居民在获取金融资源及投资等方面的机会不均等,才能真正改善城乡收入差距,实现区域经济协调发展。(3)鉴于在中西部偏远乡镇建立农村金融分支机构成本高昂且规模不经济,可借鉴国外一些发展中国家的经验,大力发展手机银行业务。基于现代通讯手段的无分支行网点银行,摆脱了传统银行业务对网点、人员的依赖,可利用现代通讯手段在农村地区低成本地提供存款、汇款、贷款和保险等基础性金融服务,有利于金融机构在维持财务可持续的原则下,不断扩展金融服务覆盖面^[11]。

参考文献:

- [1] 胡宗义,刘亦文. 金融非均衡发展 & 城乡收入差距的库兹涅茨效应研究——基于中国县域截面数据的实证分析[J]. 统计研究, 2010, 27(5): 25–31.
- [2] 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.
- [3] 余玲铮,魏海. 金融发展加剧了中国收入不平等吗?——基于门槛回归模型的证据[J]. 财经研究, 2012(3): 105–113.
- [4] 王修华,邱兆祥. 农村金融发展对城乡收入差距的影响机理与实证研究[J]. 经济学动态, 2011(2): 71–75.
- [5] 肖燕飞,刘寒波,吴金光. 农村金融发展对收入分配的机制分析与实证研究[J]. 财经理论与实践, 2011(5): 26–30.
- [6] 黎翠梅,武蔷薇. 我国农村金融发展的区域比较分析[J]. 财经论丛, 2010(6): 42–49.
- [7] 伍德里奇 J M. 计量经济学导论[M]. 3 版. 北京:中国人民大学出版社, 2007: 434.
- [8] 范化理,高建宁. 信贷约束 & 公平分配的实现[J]. 上海经济研究, 2009, 1(1): 47–53.
- [9] 王曙光,王东宾. 双重二元金融结构、农户信贷需求 & 农村金融改革——基于 11 省 14 县市的田野调查[J]. 财贸经济, 2011(5): 38–45.
- [10] 甘犁,尹志超,贾男,等. 中国家庭金融调查报告 2012[M]. 成都:西南财经大学出版社, 2012: 44.
- [11] 中国人民银行农村金融服务研究小组. 中国农村金融服务报告 2010[M]. 北京:中国金融出版社, 2011: 64.