

# 基于空间计量模型的农民收入实证分析

——以湖北省为例

邓文<sup>1</sup>,肖百川<sup>2</sup>,戴卢<sup>2</sup>

(1. 武汉理工大学 法学与人文社会学院,湖北 武汉 430063;2. 武汉理工大学 马克思主义学院,湖北 武汉 430063)

**摘要:**农民增收是解决三农问题的本质与核心。本文利用湖北省 2003 年至 2017 年的面板数据,设置地理权重矩阵,采用空间计量模型,考察了湖北省农村居民收入的空间效应,并对影响农民收入的相关因素展开分析。研究表明,交通基础设施建设与社会固定资产投资能够促进农民收入增长;互联网发展对于临近地区农民收入增加具有正向影响;而人力资本对于农民收入增加作用并不明显。因此,应当通过合理配置分布与格局,整合互联网资源,加大农村基础教育投资,广泛开展农民就业培训,促进农村居民收入的进一步增加。

**关键词:**空间杜宾模型;实证;农民收入;湖北省

**中图分类号:**F320.3 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-4824(2020)05-0115-06

提高农村居民收入是应对三农问题的关键之举。在当前全面脱贫攻坚和全面建成小康社会的关键时期,有效提升农村居民收入,对于实现乡村振兴,带动农村贫困地区脱贫致富具有十分重要的意义。

农村居民收入问题长期吸引着大量学者对此开展广泛而深入的研究。冯献等<sup>[1]</sup>利用截面数据构建多元回归模型测定了信息化发展水平对于农村居民收入的影响程度,结论表明信息化发展对于农村居民收入增加具有显著的正向影响。李谷成等<sup>[2]</sup>则选择面板数据构建中介效应检验模型衡量农业机械化、劳动力转移和农民增收之间的因果关系,表明农业机械化可以直接影响农业收入增加,劳动力转移则直接影响非农收入增加。郭军等<sup>[3]</sup>则选择以地区案例的形式讨论农村地区一二三产业融合发展与农民收入增长之间的内在关联。周振等<sup>[4]</sup>利用面板数据构建双差分模型来分析农业机械化发展对于农村居民收入的影响。闫磊等<sup>[5]</sup>基于面板数据构建农业产业化评价指标,

利用主成分分析法来测定农业产业化发展对于农民收入的影响。陶姝沅等<sup>[6]</sup>利用截面数据讨论了浙江省域内农村居民收入所存在的区域差异。可以发现上述研究对于农村居民收入的研究往往利用截面数据或面板数据进行回归分析,进而指出存在的问题并提出促进农民收入增长的对策。但这些研究往往局限于某个特定区域内的影响因子对于农村居民收入的影响机理,忽略了地区之间可能存在的相互影响。

所以在前人的研究基础上,本文选择面板数据,通过构建空间计量模型,对于湖北省域内农村居民收入的空间自相关性进行检验,并进一步选择空间杜宾模型,对湖北省域内 12 个地级市农村居民收入的影响因子进行综合检验,并结合实际情况进行分析,以期更精确地解释影响湖北省农村居民收入的相关因素。

## 二、研究方法

1. 空间自相关检验。为考察湖北省地级市之

收稿日期:2020-08-13

基金项目:武汉理工大学自主创新研究基金(2020zy268)

作者简介:邓文(1967-),女,湖北武汉人,武汉理工大学法学与人文社会学院副教授。

肖百川(1994-),男,湖北孝感人,武汉理工大学马克思主义学院硕士研究生。

戴卢(1994-),女,江苏泰州人,武汉理工大学马克思主义学院硕士研究生。

间是否存在着空间相关性,在进行构建空间计量模型之前,需首先检验空间自相关性。在空间统计应用中通常采用 Moran'I 指数对空间相关性进行检验, Moran'I 指数计算公式参见式(1)。

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

其中  $n$  为城市总数,  $\bar{S}$ 、 $\bar{Y}$  为  $Y_i$  的标准差和均值,  $Y_i$  代表第  $i$  个城市农村居民收入,  $\omega_{ij}$  为空间权重矩阵。Moran'I 指数的取值界限为  $[-1, 1]$ , 当 Moran'I  $> 0$  时为空间正相关; 当 Moran'I  $< 0$  时为空间负相关, 当 Moran'I = 0 时不存在空间相关性, 样本特征为随机分布。

2. 空间权重设定。空间权重可以描述变量之间的空间相关性。依据地理学第一定律, 事物之间关联的强弱有赖于距离的远近。因此本文选用湖北省各地级市的地理中心距离构建空间权重矩阵, 矩阵计算公式参见式(2)。其中各城市的地理中心位置使用城市行政中心的经纬度来替代, 为确保数据的可靠性, 经纬度参数来源于国标文件《全国各市县区行政中心经纬度数据(GB/T 2260-2007)》, 空间权重矩阵则利用软件 Stata15.0 计算而来。

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (2)$$

3. 空间面板模型。当前常用空间面板模型包括空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。其中空间滞后模型(SLM)主要用于分析一个空间内各单元之间是否存在溢出效应, 具体计算公式参见式(3)。式中  $Y$  是被解释变量矩阵,  $X$  是解释变量矩阵,  $\rho$  是空间自回归系数,  $W$  是空间权重矩阵,  $\epsilon$  是随机扰动项。

$$Y = \rho WY + X\beta + \epsilon \\ \epsilon \sim (0, \sigma^2) \quad (3)$$

空间误差模型则通常用于分析相邻单元之间解释变量的误差冲击对单元个体的影响程度, 具体计算公式参见式(4)。式中  $Y$  是被解释变量矩阵,  $X$  是解释变量矩阵,  $\rho$  是空间自回归系数,  $W$  是空间权重矩阵,  $u$  是随机扰动项。

$$Y = X\beta + u \\ u = \rho Wu + \epsilon, \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (4)$$

空间杜宾模型则是空间滞后模型和空间误差模型的一般形式, 无偏系数估计的获得以及分析

空间溢出效应是空间杜宾模型相较于前两种模型的优势, 具体计算公式参见式(5)。式中  $Y$  是被解释变量矩阵,  $X$  是解释变量矩阵,  $\rho$  是空间自回归系数,  $W$  是空间权重矩阵,  $WX\delta$  为源于临近自变量的影响,  $\epsilon$  是随机扰动项。

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\delta + \epsilon \quad (5)$$

此外, 对于空间面板模型的确定一般通过构建 LM(拉格朗日乘数检验)统计量予以确定, 其中包括 LM-ERR、LM-LAG 与稳健形式的 Robust LM-ERR、Robust LM-LAG。而对于随机效应与固定效应的选择, 可以通过 Hausman(豪斯曼)检验的结果来进行判定。

## 二、实证分析

1. 变量选择。本文变量数据来源于 2004 年—2017 年的《中国城市统计年鉴》和《湖北省统计年鉴》, 为保障变量数据之间的可比性和连续性, 最终选取 12 个地级市相关变量数据, 恩施州因部分截面数据不完整被剔除。

本文首先选取这 12 个地级市历年农村居民人均收入作为反映农民收入发展情况的被解释变量, 用  $y$  来表示。其次, 参考辛岭和王艳华、骆永民和樊丽明、佟琼和李慧、何学松和孔荣、刘秉镰和赵晶晶等<sup>[7-11]</sup>的研究成果, 结合实际情况选取以下解释变量:

人力资本。前人的研究业已表明农村居民的人力资本是影响农村居民收入增长的重要因素。农村居民受教育水平直接影响农村居民人力资源水平, 并且农村居民受教育水平也与农村居民的工资性收入密切关联, 可以说教育发展有利于提升农村居民收入水平。此处以义务教育阶段的师生比作为代理变量, 用以衡量当地的教育发展情况, 用 Human capital 表示。

交通设施。便捷的公路交通网络有利于农村劳动力转移和农产品外销, 农村劳动力专业程度高有利于增加农村居民的工资性收入, 而农产品外销则与农村居民的家庭经营性收入存在直接联系, 这两者都构成了农村居民收入来源的重要组成部分。此处以城市道路面积与城市辖区面积之比作为代理变量来衡量交通便利程度, 用 Road 表示。

伴随着“互联网+农业”的不断发展, 先进的农业生产技术得以通过互联网被推广开来, 通过农业科技的创新运用, 可以有效提高农业全生产率, 提升农业生产水平, 加强农副产品在市场的

竞争力。其次大量的就业信息经由网络渠道发布并为农村居民所知晓,提升了农村居民的非农就业机会。可以说互联网的飞速发展对于农民收入增长具有极强的推动作用。而互联网当前已经发展到移动互联时代,由过去单一的网络连接方式演变为多样化的网络连接方式,所以本文选择网络用户与城市户籍数之比和移动电话户数与城市户籍数之比,作为衡量城市网络发展水平的代理变量,其中 Internet 表示固定网络发展水平,Phone 表示移动网络发展水平。

社会固定资产投资总额。社会固定资产投资

对于农村居民收入的影响是多方面的。政府在进行固定资产投资时会带来大量的非农就业岗位;在农村地区投资所形成的各类农业基础设施对农业现代化发展起到促进作用,这有利于实现工资性收入和财产性收入的增加,而这两者对于农民收入的增加是显著性的,此处用 Invest 表示。

为了保持数据的平稳性,对农村居民收入(y)和社会固定资产投资总额(Invest)取对数处理,而道路密度、人力资本、网络发展和手机用户因其数值相对较小,对其取对数后结果为负数,故不进行处理。各个变量的描述性统计结果参见表 1。

表 1 变量描述性统计

| 变量           | 样本数 | 平均值    | 中位数    | 标准差   | 最小值    | 最大值    |
|--------------|-----|--------|--------|-------|--------|--------|
| y            | 180 | 8.793  | 8.793  | 0.612 | 7.653  | 10.198 |
| Humancapital | 180 | 0.056  | 0.056  | 0.014 | 0.026  | 0.096  |
| Internet     | 180 | 0.1    | 0.1    | 0.099 | 0.003  | 0.558  |
| Phone        | 180 | 0.582  | 0.582  | 0.395 | 0.076  | 2.419  |
| Road         | 180 | 0.174  | 0.174  | 0.246 | 0.023  | 1.208  |
| Invest       | 180 | 15.436 | 15.436 | 1.261 | 12.809 | 18.174 |

此外,为避免变量之间可能存在多重共线性,降低参数估计的精确性,所以在进行空间面板模型构建之前使用 VIF 检验(多重共线性检验-方差膨胀系数)对于自变量进行多重共线性检验。结果表明所有自变量的 VIF 值小于 10,故不存在多重共线性,可以进一步构建模型进行分析,VIF 检验结果参见表 2。

表 2 VIF 检验值

| 变量           | VIF  | 1/VIF     |
|--------------|------|-----------|
| Humancapital | 1.42 | 0.7024738 |
| Internet     | 6.89 | 0.145047  |
| Phone        | 4.28 | 0.233422  |
| Road         | 2.65 | 0.376884  |
| Invest       | 3.78 | 0.264274  |

2. 空间面板模型构建。利用 Stata 15.0 软件构建地理距离矩阵并进行计算。结果表明在 2003 年至 2017 年间,湖北省域之间的农村居民收入存在着空间自相关性,且空间误差项与空间滞后项均为显著。

表 3 空间自相关检验结果

| LM 检验         | LM 值    | P 值   |
|---------------|---------|-------|
| LM-ERR        | 5.496   | 0.019 |
| Robust LM-ERR | 13.588  | 0.000 |
| LM-LAG        | 114.606 | 0.000 |
| Robust LM-LAG | 122.698 | 0.000 |

表 3 检验结果显示,LM、Robust LM 的检验

结果表明空间滞后和空间误差的 LM 检验均通过了显著性水平检验,其次通过 LR 统计量检验生成的空间杜宾模型(SDM)是否会退化为空间滞后模型(SLM)或空间误差模型(SEM),依据统计检验结果表明 LR 统计量在 1% 的显著性水平下,拒绝空间杜宾模型可以简化成空间滞后模型和空间误差模型的原假设,所以将构建空间杜宾模型进行回归分析,模型结果如表 5、表 6 所示。

观察表 4 可以得知,空间自相关系数为负值,且通过显著性水平 1% 的检验,仅有变量 Phone 和 Road 通过显著性水平 5% 的检验,而变量 Humancapital、Internet、Invest 未通过检验,这可以说明湖北省域内人力资本水平和互联网发展水平与农民收入水平关联程度不高。从表 5 中可以发现,空间自相关系数为正值,且通过显著性水平 1% 的检验。变量 Invest 通过显著性水平 10% 的检验,变量 Road 通过显著性水平 5% 的检验,变量 Humancapital、Internet 和 Phone 未通过显著性检验,同样表明湖北省域内人力资本水平和互联网发展水平对农民收入水平影响程度并不显著。

为进一步判定空间杜宾面板计量模型应该选择固定效应或随机效应,此处将依据 Hausman 检验结果来进行选择。检验结果显示 Hausman 检验值为 -52.06,表明选择随机效应下的空间杜宾

模型进行参数估计可以更为有效解释自变量与农村居民收入发展之间的空间相关关系。为进一步准确判断变量对于农村居民收入的具体影响,选择通过求偏微分的方式将变量系数进行分解<sup>[12]</sup>,具体结果参见表7。

表4 固定效应空间杜宾模型估计结果

| 变量           | 系数         | 标准差        | Z 统计值 | P> z  | [95% Conf. Interval] |            |
|--------------|------------|------------|-------|-------|----------------------|------------|
| Humancapital | 0.0395037  | 0.8358914  | 0.05  | 0.962 | -1.598813            | 1.677821   |
| Internet     | -0.118629  | 0.2020505  | -0.59 | 0.557 | -0.5146408           | 0.2773827  |
| Phone        | 0.0608191  | 0.0274012  | 2.22  | 0.026 | 0.0071137            | 0.1145246  |
| Road         | 0.1563568  | 0.0671477  | 2.33  | 0.020 | 0.0247497            | 0.2879639  |
| Invest       | 0.0697751  | 0.0475402  | 1.47  | 0.142 | -0.0234021           | 0.1629522  |
| rho          | -0.5604242 | 0.15611492 | -3.59 | 0.000 | 0.8664122            | -0.2544363 |

注:R2 = 0.8547, likelihood = 270.1318。

表5 随机效应空间杜宾模型估计结果

|         | 变量           | 系数         | 标准差       | Z 统计值 | P> z  | [95% Conf. Interval] |           |
|---------|--------------|------------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| main    | Humancapital | 0.5428784  | 0.9147086 | 0.59  | 0.553 | -1.249917            | 2.335674  |
|         | Internet     | -0.0578388 | 0.1925746 | -0.30 | 0.764 | -0.435278            | 0.3196005 |
|         | Phone        | -0.0283845 | 0.0295817 | -0.96 | 0.337 | -0.0863636           | 0.0295946 |
|         | Road         | 0.1987507  | 0.0826138 | 2.41  | 0.016 | 0.0368306            | 0.3606708 |
|         | Invest       | 0.0764893  | 0.0462265 | 1.65  | 0.098 | -0.0141129           | 0.1670915 |
|         | cons         | 1.680651   | 0.3943943 | 4.26  |       | 0.9076525            | 2.45365   |
| wx      | Humancapital | -0.4635324 | 1.13394   | -0.41 | 0.683 | -2.686014            | 1.75895   |
|         | Internet     | 1.538971   | 0.3123543 | 4.93  | 0.000 | 0.9267682            | 2.151175  |
|         | Phone        | 0.0488803  | 0.0853419 | 0.57  | 0.567 | -0.1183867           | 0.2161474 |
|         | Road         | -0.1267819 | 0.1945078 | -0.65 | 0.515 | -0.5080102           | 0.2544465 |
|         | Invest       | 0.1338681  | 0.0574077 | 2.33  | 0.020 | 0.021351             | 0.2463852 |
| spatial | rho          | 0.4183672  | 0.0881556 | 4.75  | 0.000 | -0.1183867           | 0.2161474 |

注:R2 = 0.8999, likelihood = 194.6230。

表6 Hausman 检验结果

| 变量           | b         | B         | b - B      | sqrt(diag(V_b - V_B)) |
|--------------|-----------|-----------|------------|-----------------------|
|              | fe        | re        | Difference | S. E.                 |
| Humancapital | 0.0395037 | 0.5428784 | -0.5033747 | -                     |
| Internet     | -0.118629 | -0.057839 | -0.0607903 | 0.0611511             |
| Phone        | 0.0608191 | -0.028385 | 0.0892036  | -                     |
| Road         | 0.1563568 | 0.1987507 | -0.0423939 | -                     |
| Invest       | 0.0697751 | 0.0764893 | -0.0067142 | 0.0110989             |

注:Chi2(5) = -52.06。

依据上述模型结果分析可知,当前湖北省境内市域之间的农民收入存在着空间自相关。其中,解释变量 Road 和 Invest 的参数系数均为正值,且通过了显著性检验,即说明进行公路交通网建设和社会固定资产投资额的增加能够促进本地区农村居民收入。此外本地区的互联网发展能够带动临近城市的农村居民收入增加,但也发现人力资本对于农村居民收入的提升作用并不明显。

具体而言,若本地区的社会固定投资总额增长 1%,则本地区农村居民收入将增加

0.0764893%。其直接效应与间接效应均为正值,直接效应通过显著性水平 10% 检验,间接效应则通过显著性水平 1% 检验,可以证明社会固定资产投资能够有效促进农村居民收入的增长。此外可以发现社会固定资产投资的间接效应强度要高于直接效应强度,即本地区的社会固定资产投资对于临近地区的农村居民收入增长具有更强的促进作用。首先,因为社会固定资产投资带来了大量的工作机会,从而拓宽了农村居民的就业机会,就业收入在农民收入结构中具体体现为工资性收

入。而工资性收入是当前农村居民收入增长的重要来源。湖北省作为传统劳动力大省,劳动力数量相对丰富,内部流动广泛,进行更多社会固定资产投资的经济强市显然能够更加吸引农村劳动力流入,因为这些地市拥有获取更高工资水平的工作机会。政府在对农村地区进行固定资产投

资时,可以提高农村地区基础设施建设水平,加快农业机械化发展步伐,也可以通过建设相关的农业科技基础设施推动地区农业现代化发展。上述举措均有助于提高农业生产效率,从而利于农村居民经营性收入的长远增长。

表 7 随机效应空间杜宾模型的空间效应分解

| 变量           | 直接效应                   | 间接效应                   | 总效应                    |
|--------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Humancapital | 0.4795226<br>(-0.56)   | -0.37276<br>(-0.27)    | 0.1067635<br>(0.09)    |
| Internet     | 0.0760698<br>(0.4)     | 2.4864638***<br>(5.53) | 2.562533***<br>(5.39)  |
| Phone        | -0.0250456*<br>(-0.82) | 0.054731<br>(0.39)     | 0.0296858<br>(0.19)    |
| Road         | 0.1983106*<br>(2.21)   | -0.07323<br>(-0.21)    | 0.1250779<br>(0.33)    |
| Invest       | 0.0954386*<br>(2.29)   | 0.266764***<br>(4.5)   | 0.3622024***<br>(7.92) |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著,括号内数值为 z 值。

其次,本地区的道路密度增加 1%,则本地区农村居民收入将增加 0.1987507%。可以发现道路密度的直接效应为 0.0954386,在 10% 的水平下显著,间接效应值为 -0.07323,且并不显著。这说明本地区在进行公路交通路网建设时,可以有效促进本地区农村居民收入水平的增长;但本地区的公路交通网建设可能会使得临近地区农村居民收入受到一定负面影响。这是因为伴随公路交通网的快速发展,使得农副产品可以通过公路运输这一较为便利的方式进行外销,而发达的公路交通网络可以有效降低农产品的运输成本,从而减轻农民负担。此外交通更为便捷的城市更加容易成为农产品集散中心,而农副产品销售收入则是农村居民家庭经营收入的重要来源。其次公路网建设的密集程度也从一定程度上反映出城市的经济发展水平,经济发展水平更高的城市显然拥有更多的就业机会和更高的薪资待遇,从而能够吸引农村劳动力流入,农村居民也可以获得相对较高的劳务收入。

互联网的发展能够带动农村居民收入水平的提高,这也符合湖北地区各地市互联网发展的现实情况。湖北省作为劳动力大省,互联网发展水平在全国位列前位。本地互联网水平的快速发展,既会直接增加就业机会,直接促进农副产品销售,同时促进信息交流,带动生产要素快速流动,进而促进农民增收、农村发展。其次互联网行业

的工资水平相较于传统行业更高。这些优点既能产生辐射、带动作用,也能吸引周边农村劳动力流入本地,进而使得周边地区农村居民工资性收入增加,其通过示范效应带动整体发展。

人力资本未能带动湖北地区农村居民收入增长,这反映出湖北农村地区教育水平相对薄弱,农村劳动力文化水平不高的现实问题。首先,虽然农村内部劳动力文化水平略有差异,但平均水平仍低于全社会劳动力文化水平,当前湖北地区农村青壮年劳动力受教育程度集中分布于义务教育水平阶段内,这显然难以满足新时期下农业生产和高收入行业的现实需要,这使得外出劳动力多从事工资水平相对不高的建筑业或制造业。其次,农村居民内部人力资本差异并不明显,也不足以给经营水平带来显著差别。对于从事农业生产的农村居民而言,文化水平不足限制了新型农业技术的应用、农业信息的获取、农业机械的运用,进而制约了农业生产效率提升,不利于经营性收入的增加。

### 三、结语与启示

本文基于湖北省 12 个地级市 2003 年 - 2017 年的面板数据,对于农村居民收入状况的空间相关性进行考察,通过空间自相关检验,设置地理权重矩阵,构建空间面板模型,依据模型数据对湖北省农村居民收入及影响因素开展分析,研究结论

表明:第一,湖北省各地市之间的农村居民收入存在空间相关性,这说明湖北省内各地市的农民收入发展并非孤立的,而是互相紧密关联的。第二,对于湖北省而言,公路交通网的快速发展与社会固定资产投资的增长,对于农村居民人均收入的增长具有十分显著的影响。其中社会固定资产投资总额的增加对于本地区与相邻地市的农村居民收入具有显著正向作用;而本地区公路交通网的发展对于相邻地区农村居民收入具有一定的负向作用。这表明当前湖北省各市之间存在着竞争关系。湖北省位处华中交通大动脉,交通区位优势十分明显,应当通过整合交通优势资源,实现城乡一体化高质量发展,从而减少内部竞争所带来的负面影响。此外,政府在进行固定资产投资时,应当基于各地区实际情况,优化投资结构,并面向农村地区进行有针对性的投资,从而提高农村地区固定资产投资质量。第三,本地区的互联网发展有利于临近城市的农村居民收入增加,在当前“网络带货”的特殊背景下,应当加快整合互联网农业信息平台,集中优势产业资源,拓宽农产品销售渠道,扩大农产品市场份额,减少农产品流通中介环节,实现农产品供给与市场需求相匹配,进而使其在农民增收的道路上发挥出更大的作用。第四,当前人力资本并未能有效提升湖北境内各市农村居民收入,这反映出当前湖北地区农村居民受教育程度不高的现状,所以应当加强农村地区基础教育的供给数量和质量,并面向不同类别的农村劳动力开展更加具有针对性的教育培训,以适应市场经济需求,通过有效提升农村居民受教育程度,增强人力资本,以期促进农业现代化,拓宽农村居民就业渠道,最终实现农村居民收入增长这一重要目标。

#### [参 考 文 献]

[1] 冯献,李瑾,曹冰雪.信息化应用对农民增收的影响

效应分析——来自京津353个农户样本的证据[J].情报杂志,2019,38(4):201-207.

- [2] 李谷成,李焯阳,周晓时.农业机械化、劳动力转移与农民收入增长——孰因孰果? [J].中国农村经济,2018(11):112-127.
- [3] 郭军,张效榕,孔祥智.农村一二三产业融合与农民增收——基于河南省农村一二三产业融合案例[J].农业经济问题,2019(3):135-144.
- [4] 周振,张琛,彭超,等.农业机械化与农民收入:来自农机具购置补贴政策的证据[J].中国农村经济,2016(2):68-82.
- [5] 闫磊,刘震,朱文.农业产业化对农民收入的影响分析[J].农村经济,2016(2):72-76.
- [6] 陶姝沅,李琼,林敏.浙江省农民收入区域差异及其影响因素[J].湖南农业科学,2014(2):85-87+93.
- [7] 辛岭,王艳华.农民受教育水平与农民收入关系的实证研究[J].中国农村经济,2007(S1):93-100.
- [8] 骆永民,樊丽明.中国农村基础设施增收效应的空间特征——基于空间相关性和空间异质性的实证研究[J].管理世界,2012(5):71-87.
- [9] 佟琼,李慧.我国农村公路建设与农民收入的关系研究——以浙江省宁海县为例[J].农业经济问题,2014,35(11):65-70.
- [10] 何学松,孔荣.互联网使用、市场意识与农民收入——来自陕西908户农户调查的经验证据[J].干旱区资源与环境,2019,33(4):55-60.
- [11] 刘秉镰,赵晶晶.我国省域农民收入影响因素的空间计量分析[J].当代经济科学,2010,32(5):32-37+125.
- [12] LESAGE J P, PACE R K. The biggest myth in spatial econometrics[J]. Econometrics,2014,2(4):217-249.

(责任编辑:胡先砚)