

县域建设用地区域指标、产业结构与 农村商业银行经营绩效

董晓林,章丹,陈秋月*

(南京农业大学 金融学院,江苏 南京 210095)



摘要 以江苏省 43 家农商行 2011—2018 年的平衡面板数据为样本,分析县域建设用地区域指标对农商行经营绩效的影响,并探讨其作用机制。结果表明:县域建设用地区域指标对农商行经营绩效有显著的正向影响,县域建设用地区域指标越多,农商行经营绩效越好。不同种类建设用地区域指标对农商行经营绩效具有异质性影响,具体而言,住房用地区域指标、工矿仓储用地区域指标对农商行经营绩效有显著的正向影响,而交通运输用地区域指标影响不显著。进一步研究发现,县域建设用地区域指标通过促进第二产业的发展,进而提高农商行经营绩效,第二产业发挥完全中介作用。

关键词 县域建设用地区域指标; 产业结构; 农商行经营绩效; 中介效应

中图分类号:F 830.61 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)04-0060-09

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.04.008

自 2003 年国务院印发《深化农村信用社改革试点方案》以来,农村商业银行(以下简称“农商行”)经营绩效问题一直备受关注。近年来,越来越多的学者着眼于政府推行的新政策对银行经营绩效的影响,例如“营改增”政策、“绿色信贷”政策等。那么,县域建设用地区域指标作为一项宏观调控的土地政策工具,是否也会影响农商行经营绩效?以江苏省^①为例,2011—2018 年江苏省县域建设用地区域指标(县域建设用地区域供应计划/县域土地面积)均值与农商行经营绩效均值都呈现明显的下降趋势,并且二者的变化趋势基本相同;随着县域建设用地区域指标的增加,农商行经营绩效也随之增加;苏南、苏北的农商行经营绩效均值呈下降趋势,值得注意的是,尽管二者均呈下降趋势,但是苏南的农商行经营绩效均值连续 6 年高于苏北,同时苏南的县域建设用地区域指标也明显的高于苏北,2018 年苏北的县域建设用地区域指标均值增加,苏北的农商行经营绩效均值也有所改善。也就是说县域建设用地区域指标与农商行经营绩效有着相同的变化趋势,而且存在地域差异。理论上,建设用地区域指标是城市基础设施和工业园区建设的基础,不仅可以推动经济增长,为农商行发展营造良好的宏观经济环境,还可以吸引企业入驻投资,扩大和增加农商行潜在的客户群体,进而提高农商行经营绩效,县域建设用地区域指标应该对农商行经营绩效具有显著的正向影响。然而,尚未有学者对此展开详细的理论分析与实证检验。

随着研究的不断深入,学者们发现农商行经营绩效存在地域差异。从全国层面来看,东部地区的农商行经营绩效较好,而中西部较差^[1]。从省级层面来看,顾忠锐等发现山东省的农商行经营绩效自东向西依次递减^[2],张衔等以陕西省为研究对象,认为陕北农信社经营绩效最高,陕南次之,关中最低^[3]。从现有文献来看,大多数学者支持农商行经营绩效存在地域差异这一观点,但也有少数学者持反对观点^[4]。

针对农商行经营绩效的地域差异,国内学者从不同角度展开了探讨,如区域经济发展水平不同、区域金融市场结构差异、市场竞争环境差异等。贾蕊蕊等认为经济发达地区的农业信贷市场更加成

收稿日期:2021-02-18

基金项目:国家自然科学基金面上项目“中国农村数字金融的发展机制和效应:基于实验经济的研究”(71973064);国家自然科学基金面上项目“金融科技背景下农村金融机构数字化发展与普惠效应研究”(72073067)。

* 为通讯作者。

① 根据江苏省 43 家农商行财务报表数据和县域国有建设用地区域供应计划表整理所得。

熟,在风险防范、产品创新及金融服务方面表现更加突出,从而农商行的经营绩效更好^[5]。姚凤阁等研究发现经济发达地区的体制机制健全、人口众多,对农村金融需求较大,农信社改制时间早,管理经验丰富,因此其经营绩效较高^[6]。在金融市场结构差异方面,学者们主要从市场份额的角度展开分析,认为农商行的垄断地位有利于其减轻经营压力,提高市场控制力,从而迅速提升经营绩效^[7-8]。蒋远胜等研究发现市场竞争程度对农商行经营绩效有显著的负向影响^[9]。

综上所述,学者们主要从区域因素差异的角度对农商行经营绩效的区域差异进行解释,仍然存在两点不足:第一,在已有文献中,从宏观政策视角解释区域间金融机构发展差异的研究仍然较少。宏观政策体现了国家或地区在未来一段时期的政策目标,对地区发展起着十分重要的导向作用,也是造成区域间发展差异的一个重要原因。宏观政策的实施在一定程度上会改变区域内的各种因素,包括经济结构、金融市场结构、人力资本等,不可避免地对农商行的经营绩效产生影响。第二,无论是对于沿海发达城市还是经济相对落后的县域,推动其发展的“三驾马车之一”就是投资。无论是兴办企业、发展工商业、还是改善交通基础设施,可用的建设用地是这一切的基础。所以,建设用地指标对县域的发展影响深远,也会对支持县域发展的金融机构主力军——农商行产生影响。然而,鲜有学者从建设用地指标差异的角度解释农商行经营绩效的区域差异。建设用地指标代表着建设用地的供应量和结构,影响着县域经济结构的工业化和城市化。县域建设用地的供给不仅可以优化产业结构,拉动经济增长,为农商行营造良好的宏观环境,也推动工业园区建设,吸引企业入驻投资、人才回流,有利于农商扩展贷款业务,因此本文将探讨县域建设用地指标对农商行绩效的影响以及影响机制。

一、理论分析与研究假说

1. 县域建设用地指标对农商行经营绩效的影响

县域建设用地指标作为一项土地调控政策,对推动县域发展起到了十分重要的作用。一方面,土地成为地方政府招商引资和推动地方固定资产投资的重要工具^[10-11],拉动经济增长。当宏观经济处于繁荣状态,市场需求就会变得旺盛,企业的生产和投资需求也会随之攀升,小微企业会通过农商行获得间接融资,从而扩大贷款业务量,促进农商行经营绩效的提高。另一方面,较多的建设用地指标可以建设工业园区,吸引企业入驻投资,有利于县域产业结构转型升级,实现工业化、城市化发展。除了支农外,农商行还可以为工业园区的小微企业提供信贷支持,助力县域经济的发展,有利于农商行业务多元化,分散风险。据此,提出假说1:

H₁: 县域建设用地指标对农商行经营绩效有显著的正向影响;

2. 不同种类的县域建设用地指标对农商行经营绩效影响的异质性分析

建设用地可分为七类^①,其中住房用地、工矿仓储用地、交通运输用地是主要的配置途径。农商行的信贷资金有一部分投放于房地产开发市场和工矿业,相比于农业贷款,这部分信贷资金稳定性较高,违约概率小,收益率高,有利于提高农商行经营绩效。此外,农业与非农业的信贷组合,也有利于分散风险。由于民用机场、港口、码头、地面运输管道等大型交通运输建设活动的贷款期限长、金额大,因此农商行通常不向其发放贷款。据此,提出假说2:

H₂: 不同种类的县域建设用地指标对农商行经营绩效的影响存在异质性。

H_{2a}: 工矿仓储用地指标对农商行经营绩效有显著的正向影响;

H_{2b}: 住房用地指标对农商行经营绩效有显著的正向影响;

H_{2c}: 交通运输用地指标对农商行经营绩效影响不显著。

3. 产业结构的中介效应分析

以地兴企、以地生财和以地套现已成为近30年推动产业资本的重要动力^[12]。建设用地指标成

① 《城市用地分类与规划建设用地标准》将建设用地分为商服用地、工矿仓储用地、住房用地、公共管理与服务用地、交通运输用地、水域及水利设施用地、特殊用地。

为地方政府进行城市基础设施及工业园区建设的基础条件,直接影响到第二产业的发展。而非农产业结构能够显著提升农商行经营绩效^[13]。一方面,如果地方政府拥有较多的建设用地指标,那么当地政府可以大力发展第二产业,促进工业和建筑业的繁荣,增加就业岗位,提升居民收入水平,从而提高农商行经营绩效。同时,居民收入水平和就业的提高,带动了对居住用地、商业用地、工业用地的需求,进一步推动第二产业的发展,形成良性循环。另一方面,第二产业的繁荣发展增加了小微企业的融资需求,拓宽了农商行支小的业务范围,丰富了贷款种类。据此,提出假说 3:

H₃: 第二产业在县域建设用地指标影响农商行经营绩效的过程中具有中介作用。

二、数据、变量与模型

1. 数据来源

本文选取江苏省 2011—2018 年 43 家农商行作为研究样本,其中苏南 11 家,苏中 11 家,苏北 21 家^①。县域建设用地指标数据来源于江苏自然资源(原国土资源)网站的《国有建设用地供应计划汇总表》和江苏省统计局网站的《江苏省统计年鉴》。农商行数据来源于农商行财务报表。

2. 变量选取

(1)被解释变量:农商行经营绩效。通常而言,衡量农商行经营绩效的指标有总资产收益率和净资产收益率。本文选取总资产收益率作为衡量农商行经营绩效的指标,并选取净资产收益率进行稳健性检验。

(2)关键解释变量:县域建设用地指标。本文使用县域建设用地供应计划占县域土地面积的比重来衡量县域建设用地指标。江苏省《国有建设用地供应计划汇总表》中明确规定了各个县的年度建设用地供应计划,但考虑到政府对县域建设用地总量供应计划会受到县域土地面积的影响,因此使用相对数以消除绝对量的影响。该指标表示单位面积土地允许增加的建设用地面积,该值越大,单位面积土地允许增加的建设用地面积越多。

在分指标中,住房用地指标用县域住房用地供应计划占县域土地面积的比重来衡量。工矿仓储用地指标用县域工矿仓储用地供应计划占县域土地面积的比重来衡量。交通运输用地指标用县域交通运输用地供应计划占县域土地面积的比重来衡量。

(3)中介变量:产业结构。本文的产业结构是指第二产业的发展情况,因此选取第二产业产值占总产值的比重来衡量第二产业的发展水平,该值越大,说明第二产业发展得越好。

(4)控制变量。为了尽可能减少遗漏变量,本文基于已有文献,从农商行内部特征和外部环境两方面控制可能影响农商行经营绩效的变量。首先,农商行的资金主要来源于存款,资产负债率高,因此农商行十分注重风险的管控,本文选取不良贷款率来衡量信用风险,用资产流动性比率来衡量流动性风险,用资本充足率来衡量资本充足程度。这三个变量是农商行财务报表中比较重要的风险指标。其次,自农信社改制后,农商行的股权结构由合作制变为股份制,会对农商行的公司治理水平产生较大的影响,从而影响其经营绩效,因此本文选取第一大股东性质作为农商行股权结构的衡量指标,第一大股东持股比率作为股权集中度的衡量指标。此外,考虑到农商行具有支农使命,如果农商行的行长是本地人,他可能更了解当地的农业生产情况,会对涉农决策产生影响,因此,将“农商行行长是否是本地人”作为控制变量加入模型。最后,在外部环境方面:①金融市场对信贷资金的需求是有限的,市场的竞争程度会影响到农商行发放贷款的金额、存贷款利率、未来的发展战略等,从而对经营绩效产生影响。参照蒋远胜等的变量设计,用每百平方公里的所有银行网点数来衡量市场竞争^[9]。②市场份额体现了农商行在该地区贷款(存款)市场的重要性。较高的市场份额表明农商行贷款规模较大,在县域金融市场中起着十分重要的作用,对市场的控制力也较强,有利于其做出对自身有利的决策。参照田雅群等的变量设计,用农商行贷款余额占县域贷款余额的比重来衡量市场份额^[14]。③地

① 江苏省按照地理位置可划分为苏南、苏中、苏北。其中,苏南包括南京、苏州、无锡、常州、镇江;苏中包括扬州、泰州、南通;苏北包括徐州、连云港、宿迁、淮安、盐城。

区经济的发展水平会影响到金融的发展水平,本文用县域生产总值相对于上期的增长率来衡量县域经济。各变量的定义及描述性统计见表1。

表1 变量的定义与描述性统计

| 变量名 | 说明 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|---------------------|-----------------------|---------|---------|----------|---------|----------|
| 总资产收益率 <i>ROA</i> | 净利润/总资产/% | 0.9945 | 0.4792 | -0.0617 | 0.9308 | 2.8789 |
| 县域建设用地指标 <i>CLI</i> | 县域建设用地供应计划/县域土地面积/% | 0.3570 | 0.2707 | 0.0006 | 0.2870 | 1.5935 |
| 住房用地指标 <i>HLI</i> | 县域住房用地供应计划/县域土地面积/% | 0.8481 | 0.7089 | 0.0060 | 0.6370 | 4.2262 |
| 工矿仓储用地指标 <i>IMI</i> | 县域工矿仓储用地供应计划/县域土地面积/% | 0.1547 | 0.1378 | 0.0000 | 0.1166 | 1.0844 |
| 交通运输用地指标 <i>TLI</i> | 县域交通运输用地供应计划/县域土地面积/% | 0.0586 | 0.1174 | 0.0000 | 0.0208 | 1.6076 |
| 产业结构 <i>INS</i> | 县域第二产业产值/县域总产值/% | 47.4507 | 5.3155 | 35.2723 | 47.4463 | 62.0849 |
| 不良贷款率 <i>NPL</i> | 不良贷款额/总贷款/% | 2.5551 | 2.0670 | 0.0175 | 1.9927 | 24.9000 |
| 资产流动性比率 <i>LR</i> | 流动性资产期末余额/流动性负债期末余额/% | 57.3947 | 20.2287 | 25.3900 | 53.1326 | 138.4200 |
| 资本充足率 <i>CAR</i> | 资本/风险资产/% | 13.6551 | 3.8404 | 10.6000 | 13.5150 | 38.0000 |
| 第一大股东持股比例 <i>CR</i> | 第一大股东持股额/总股份/% | 11.4150 | 8.4914 | 0.0000 | 9.9000 | 51.0000 |
| 第一大股东性质 <i>F</i> | 第一大股东性质为国有,取值1;否则为0 | 0.1831 | 0.3873 | 0.0000 | 0.0000 | 1.0000 |
| 行长特征 <i>G</i> | 行长是否本县人。若是,取值1;否则为0 | 0.4157 | 0.4936 | 0.0000 | 0.0000 | 1.0000 |
| 市场竞争 <i>MC</i> | 每百平方公里的所有银行网点数 | 10.2395 | 7.7403 | 1.8617 | 6.3883 | 30.8004 |
| 市场份额 <i>MS</i> | 农商行年末贷款余额/县域年末贷款余额 | 0.3291 | 0.2615 | 0.1182 | 0.2899 | 4.2701 |
| 县域经济增速 <i>dGDP</i> | 县域生产总值相对于上期的增长率/% | 11.8218 | 5.8131 | -12.2285 | 11.3318 | 36.4683 |

从表1可以看出,在建设用地指标方面,县域建设用地指标均值为0.36,表明每平方公里允许增加的建设用地面积为0.36公顷。住房建设用地指标均值为0.85,工矿仓储用地指标均值为0.15,交通运输用地指标均值为0.06。在产业结构方面,县域第二产业产值占总产值比重的均值为47%。在财务风险指标方面,不良贷款约占总贷款额的平均比例为3%,资产流动性比率均值约为57%,资本充足率均值约为14%。在公司治理方面,第一大股东性质是国有的平均比例为18%,第一大股东持股比例的均值仅为11%,说明国有经济成分在农商行股权结构中的占比较小,政府导向型的功能被削弱。在行长特征方面,农商行的行长是本地人的占比不足一半,约为42%。在外部宏观环境方面,每百平方公里的银行网点数约为10个,农商行贷款余额约占整个县域贷款余额的33%,县域经济增速的均值约为12%。

3. 模型设定

(1) 基准回归模型。为了验证县域建设用地指标对农商行经营绩效的影响和异质性,结合前文的理论分析,设定如下的计量模型。

$$ROA_{i,t} = \alpha_i + \alpha_1 CL_{i,t} + \alpha_2 Control_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中,*ROA*表示农商行经营绩效,*CL*表示关键解释变量,具体包括县域建设用地指标(*CLI*)、住房用地指标(*HLI*)、工矿仓储用地指标(*IMI*)和交通运输用地指标(*TLI*)。*Control*表示控制变量,包括银行内部特征和外部因素两个方面。银行内部特征选取了不良贷款率(*NPL*)、资产流动性比率(*LR*)、资本充足率(*CAR*)、第一大股东持股比例(*CR*)、第一大股东性质(*F*)、行长特征(*G*),共6个变量。外部宏观环境选取了市场竞争(*MC*)、市场份额(*MS*)、地区经济增长率(*dGDP*),共3个变量。*i*为农商行,*t*为时期, α 为个体效应, u 为扰动项。

(2) 中介效应回归模型。为了验证产业结构的中介效应作用,借鉴温忠麟等的中介效应模型^[15],设定如下计量模型:

$$INS_{i,t} = \alpha_i + \alpha_1 CLI_{i,t} + \alpha_2 Control_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (2)$$

$$ROA_{i,t} = \alpha_i + \alpha_1 CLI_{i,t} + \alpha_2 INS_{i,t} + \alpha_3 Control_{i,t} + u_{i,t} \quad (3)$$

其中,*ROA*表示农商行经营绩效,*CLI*表示县域建设用地指标,*INS*表示产业结构,*Control*表示控制变量,控制变量与模型(1)中相同。

三、实证结果与分析

1. 基准回归

通常而言,面板数据有三种可能的估计方法:固定效应、随机效应和混合回归。经过分析和检验,本文使用固定效应模型进行回归分析。方差膨胀因子(VIF)检验结果表明各变量之间不存在严重的多重共线性问题。此外,考虑到存在异方差问题,每次回归后,均采用聚类稳健标准误对回归结果修正。表2显示了县域建设用地指标及不同种类的分指标对农商行经营绩效的影响结果。在方程1中,县域建设用地指标的回归系数为正,且在5%的统计水平上显著,说明县域建设用地指标越多,农商行的经营绩效越好,县域建设用地指标每增加1%,农商行经营绩效提高0.35%,因此 H_1 成立。在不同种类的县域建设用地指标方面,方程2和方程3表明住房用地指标、工矿仓储用地指标对农商行经营绩效均有显著的正向影响。住房用地指标每增加1%,农商行经营绩效提高0.17%;工矿仓储用地指标每增加1%,农商行经营绩效提高0.78%, H_{2a} 和 H_{2b} 成立。方程4表明交通运输用地指标对农商行经营绩效影响不显著,这是由于农商行的支农使命和在金融市场中的地位决定的。正如前文所述,交通运输用地的贷款金额大、期限长,农商行通常不向其发放贷款,因此该指标不能显著地影响农商行经营绩效, H_{2c} 成立。综上所述,不同种类的县域建设用地指标对农商行经营绩效的影响存在异质性, H_2 得证。

从控制变量来看(如方程1所示),在农商行财务指标方面,不良贷款率对农商行经营绩效有显著的负向影响,资产流动性比率对其有显著的正向影响,这与理论基本一致。在行长特征方面,如果行长是本地人,则能够显著地提高农商行经营绩效。在外部宏观环境方面,市场份额的回归系数在1%的统计水平上显著为负,说明农商行的市场份额越大,其垄断地位越高,一方面缺乏提高自身盈利能力的动力,另一方面由于原本盈利能力已经较高,所以越不利于经营绩效的再提升。地区经济增速系数显著为正,表明地区经济增速越快,农商行经营绩效越好,这与已有的研究结论一致。

表2 县域建设用地指标对农商行经营绩效的影响:基准回归结果

N = 344

| | 被解释变量:ROA | | | |
|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 方程1 | 方程2 | 方程3 | 方程4 |
| 县域建设用地指标 | 0.3547** (0.1723) | | | |
| 住房用地指标 | | 0.1677*** (0.0521) | | |
| 工矿仓储用地指标 | | | 0.7837*** (0.1931) | |
| 交通运输用地指标 | | | | -0.3158(0.3294) |
| 不良贷款率 | -0.0758*** (0.0236) | -0.0761*** (0.0223) | -0.0718*** (0.0242) | -0.0717*** (0.0243) |
| 资本充足率 | -0.0090(0.0143) | -0.0094(0.0137) | -0.0061(0.0143) | -0.0051(0.0154) |
| 资产流动性比率 | 0.0042** (0.0017) | 0.0043** (0.0018) | 0.0039** (0.0018) | 0.0037* (0.0020) |
| 第一大股东持股比率 | -0.0006(0.0059) | 0.0010(0.0058) | -0.0002(0.0059) | -0.0002(0.0059) |
| 第一大股东性质 | 0.0559(0.1051) | 0.0664(0.1047) | 0.0503(0.1153) | 0.0231(0.1148) |
| 行长特征 | 0.1416** (0.0657) | 0.1404** (0.0688) | 0.1395** (0.0644) | 0.1316* (0.0668) |
| 市场竞争 | -0.0232(0.0230) | -0.0142(0.0271) | -0.0210(0.0229) | -0.0319(0.0242) |
| 市场份额 | -0.0913*** (0.0144) | -0.0833*** (0.0150) | -0.0731*** (0.0158) | -0.0733*** (0.0169) |
| 地区经济增速 | 0.0173*** (0.0049) | 0.0182*** (0.0047) | 0.0169*** (0.0049) | 0.0181*** (0.0052) |
| 常数项 | 0.9425** (0.3511) | 0.8053** (0.3983) | 0.8911** (0.3693) | 1.1334*** (0.3615) |
| Adj-R ² | 0.2787 | 0.3030 | 0.2863 | 0.2678 |

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,括号内数字为系数的稳健标准误,下同。

2. 稳健性检验

为了检验上述结论的可靠性,本文使用替换变量的方法进行稳健性检验。方程5~8将被解释变量总资产收益率替换为净资产收益率,方程9将县域建设用地指标替换为县域建设用地供应计划的对数形式,分指标也采用相同的替换方法,模型的控制变量、回归方法与前文完全一致,回归结果如表3所示。方程5~12中回归系数符号及显著性水平均未发生较大改变,与基准回归结果基本一致,表明本文的研究结论具有稳健性。

表 3 稳健性检验

N = 344

| | 被解释变量:ROE | | | | 被解释变量:ROA | | | |
|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 方程 5 | 方程 6 | 方程 7 | 方程 8 | 方程 9 | 方程 10 | 方程 11 | 方程 12 |
| 县域建设用地指标 | 0.0557*** (0.0157) | | | | | | | |
| 住房用地指标 | | 0.0169** (0.0070) | | | | | | |
| 工矿仓储用地指标 | | | 0.1020*** (0.0270) | | | | | |
| 交通运输用地指标 | | | | -0.0065 (0.0165) | | | | |
| 县域建设用地供应计划对数值 | | | | | 0.1050** (0.0450) | | | |
| 住房用地供应计划对数值 | | | | | | 0.1579*** (0.0454) | | |
| 工矿仓储用地供应计划对数值 | | | | | | | 0.0575** (0.0230) | |
| 交通运输用地供应计划对数值 | | | | | | | | -0.0221 (0.0146) |
| 不良贷款率 | -0.0139*** (0.0033) | -0.0138*** (0.0032) | -0.0133*** (0.0034) | -0.0136*** (0.0034) | -0.0772*** (0.0233) | -0.0756*** (0.0218) | -0.0746*** (0.0234) | -0.0702*** (0.0245) |
| 资本充足率 | -0.0044** (0.0019) | -0.0043** (0.0019) | -0.0040* (0.0020) | -0.0041** (0.0020) | -0.0083 (0.0143) | -0.0078 (0.0135) | -0.0068 (0.0143) | -0.0063 (0.0146) |
| 资产流动性比率 | 0.0002 (0.0002) | 0.0003 (0.0002) | 0.0002 (0.0002) | 0.0002 (0.0003) | 0.0040** (0.0018) | 0.0044** (0.0018) | 0.0037* (0.0019) | 0.0036* (0.0019) |
| 第一大股东持股比例 | -0.0019** (0.0009) | -0.0017* (0.0009) | -0.0018** (0.0009) | -0.0018** (0.0009) | -0.0008 (0.0058) | 0.0014 (0.0061) | -0.0006 (0.0057) | 0.0011 (0.0060) |
| 第一大股东性质 | 0.0117 (0.0150) | 0.0115 (0.0152) | 0.0104 (0.0155) | 0.0079 (0.0160) | 0.0759 (0.1056) | 0.0742 (0.1072) | 0.0668 (0.1085) | 0.0105 (0.1169) |
| 行长特征 | 0.0166* (0.0084) | 0.0160* (0.0087) | 0.0161* (0.0083) | 0.0153* (0.0086) | 0.1315* (0.0669) | 0.1307* (.0680) | 0.1272* (0.0668) | 0.1316** (0.0643) |
| 市场竞争 | -0.0064** (0.0028) | -0.0058 (0.0036) | -0.0063** (0.0028) | -0.0073** (0.0033) | -0.0241 (0.0221) | -0.0187 (0.0227) | -0.0243 (0.0222) | -0.0300 (0.0237) |
| 市场份额 | -0.0099*** (0.0022) | -0.0085*** (0.0023) | -0.0073*** (0.0022) | -0.0080*** (0.0022) | -0.0997*** (0.0143) | -0.0939*** (0.0144) | -0.0822*** (0.0161) | -0.0678*** (0.0161) |
| 地区经济增速 | 0.0017*** (0.0006) | 0.0019*** (0.0006) | 0.0017*** (0.0006) | 0.0018*** (0.0006) | 0.0168*** (0.0047) | 0.0171*** (0.0045) | 0.0169*** (0.0048) | 0.0179*** (0.0051) |
| 常数项 | 0.2471*** (0.0428) | 0.2434*** (0.0496) | 0.2453*** (0.0417) | 0.2754*** (0.0433) | 0.4762 (0.4112) | 0.2686 (0.4278) | 0.8053** (0.3461) | 1.1665*** (0.3509) |
| Adj-R ² | 0.3676 | 0.3670 | 0.3671 | 0.3393 | 0.2860 | 0.3109 | 0.2891 | 0.2699 |

3.内生性问题

(1)工具变量。由于县域建设用地指标是一项政策,是相对外生的,因为反向因果关系导致内生性问题的概率较小,但是政府在制定县域建设用地计划时,会结合当地的产业布局和发展情况进行规划,而农商行的经营绩效有可能间接地反作用于县域建设用地指标。因此,为了解决潜在的内生性问题产生的估计偏差,本文采用市级建设用地指标作为县域建设用地指标的工具变量。类似的,采用市级分指标作为县域分指标的工具变量。理由如下:市级建设用地指标会影响到政府对各个县域建设用地指标的配置总量和不同种类指标的配置结构,因此市级建设用地指标与县域建设用地指标有很强的相关性。但是,市级建设用地指标是相对外生的,与模型中的控制变量和随机扰动项相关性较小,故使用市级建设用地指标及其分指标作为工具变量是合适的。回归结果如表 4 所示。一阶段回归结果的 F 值表明工具变量是有效的。从回归结果来看,内生性偏误修正之后,县域建设用地指标依然能够显著地提高农商行的经营绩效。在其分指标中,住房用地指标、工矿仓储用地指标对农商行经营绩效有显著的正向影响,而交通运输用地指标影响不显著,与表 2 的回归结果一致。

表 4 内生性检验——工具变量

N = 344

| | 被解释变量:ROA | | | |
|------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | 方程 13 | 方程 14 | 方程 15 | 方程 16 |
| 市级建设用地指标 | 0.1539*** (0.0412) | | | |
| 市级住房用地指标 | | 0.5980*** (0.1488) | | |
| 市级工矿仓储用地指标 | | | 0.3657*** (0.0133) | |
| 市级交通运输用地指标 | | | | -0.1474(0.1246) |
| 不良贷款率 | -0.0794*** (0.0229) | -0.0796*** (0.0199) | -0.0611** (0.0251) | -0.0608** (0.0253) |
| 资本充足率 | -0.0128(0.0138) | -0.0134(0.0135) | 0.0002(0.0137) | 0.0051(0.0182) |
| 资产流动性比率 | 0.0054*** (0.0020) | 0.0053*** (0.0020) | 0.0039(0.0024) | 0.0031(0.0020) |
| 第一大股东持股比例 | -0.0016(0.0071) | 0.0045(0.0064) | 0.0001(0.0072) | 0.0001(0.0063) |
| 第一大股东性质 | 0.1322(0.1213) | 0.1521(0.1006) | 0.1139(0.1805) | -0.0131(0.1334) |
| 行长特征 | 0.1681** (0.0740) | 0.1578* (0.0899) | 0.1612* (0.0839) | 0.1241* (0.0673) |
| 市场竞争 | 0.0057(0.0441) | 0.0227(0.0562) | 0.0065(0.0510) | -0.0443* (0.0241) |
| 市场份额 | -0.1305*** (0.0258) | -0.0930*** (0.0171) | -0.0495*** (0.0186) | -0.0504(0.0394) |
| 地区经济增速 | 0.0159*** (0.0047) | 0.0194*** (0.0045) | 0.0142*** (0.0048) | 0.0195*** (0.0057) |
| 常数项 | 0.3483(0.5506) | -0.0035(0.6902) | 0.0495(0.7208) | 1.1801*** (0.3863) |
| 一阶段估计 F 值 | 8.90 | 5.30 | 2.58 | 5.80 |
| P 值 | 0.0000 | 0.0001 | 0.0156 | 0.0000 |

(2)滞后期。由于在基准回归模型中未考虑到政策的滞后效应,因此再次验证滞后一期的县域建设用地指标对农商行经营绩效的影响,用以进一步解决内生性问题。参照王言等、李佳的处理方法,对关键解释变量和控制变量均取滞后一期值进行回归^[16-17]。回归结果如表 5 所示,各变量符号和显著性水平与基准回归结果一致,表明排除了潜在的内生性问题之后,研究结论依然成立。

表 5 内生性检验——滞后期

N = 301

| | 被解释变量:ROA | | | |
|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 方程 17 | 方程 18 | 方程 19 | 方程 20 |
| 滞后一期县域建设用地指标 | 0.2593** (0.1263) | | | |
| 滞后一期住房用地指标 | | 0.1491*** (0.0522) | | |
| 滞后一期工矿仓储用地指标 | | | 0.4325*** (0.1499) | |
| 滞后一期交通运输用地指标 | | | | -0.1957(0.1336) |
| 滞后一期不良贷款率 | -0.1206** (0.0545) | -0.1217** (0.0523) | -0.1172** (0.0552) | -0.1210** (0.0557) |
| 滞后一期资本充足率 | 0.0229** (0.0109) | 0.0213** (0.0100) | 0.0242** (0.0105) | 0.0272** (0.0105) |
| 滞后一期资产流动性比率 | 0.0002(0.0018) | 0.0001(0.0017) | 0.0001(0.0018) | -0.0001(0.0018) |
| 滞后一期第一大股东持股比例 | -0.0149*** (0.0049) | -0.0133*** (0.0047) | -0.0145*** (0.0048) | -0.0158*** (0.0047) |
| 滞后一期第一大股东性质 | 0.0723(0.1339) | 0.0592(0.1400) | 0.0703(0.1422) | 0.0392(0.1475) |
| 滞后一期行长特征 | 0.0923(0.0679) | 0.0941(0.0680) | 0.0904(0.0675) | 0.0842(0.0673) |
| 滞后一期市场竞争 | -0.0280(0.0223) | -0.0182(0.0244) | -0.0267(0.0215) | -0.0327(0.0239) |
| 滞后一期市场份额 | -0.1266*** (0.0273) | -0.1207*** (0.0272) | -0.1138*** (0.0291) | -0.1135*** (0.0291) |
| 滞后一期地区经济增速 | 0.0151*** (0.0052) | 0.0159*** (0.0050) | 0.0153*** (0.0052) | 0.0156*** (0.0054) |
| 常数项 | 1.0883** (0.4405) | 0.9533(0.4374) | 1.0711** (0.4291) | 1.2052*** (0.4310) |
| Adj-R ² | 0.3061 | 0.3331 | 0.3047 | 0.2985 |

4. 区域异质性检验

考虑到农商行经营绩效存在地域差异,本文将江苏省分为苏南、苏中、苏北,分别检验县域建设用地指标对农商行经营绩效的影响,回归结果如表 6 所示。县域建设用地指标对苏南、苏中的农商行经营绩效影响并不显著,而对苏北地区的显著。可能的原因有:苏南、苏中的经济发展水平较高,吸引了大量国有银行、股份制银行入驻,增加了金融市场资金的供给主体。在县域建设用地指标给定的情况下,大量的资金供给主体使得县域建设用地指标带来的贷款需求被分流,而与传统的商业银行相比,农商行缺乏成熟的技术手段和经营管理方式,在竞争中处于较为弱势地位。因此,县域建设用地指标对苏南、苏中的农商行经营绩效影响不显著。苏北的情况与苏南、苏中正好相反。苏北经济较为落后,农村金融市场竞争还不充分,其他商业银行的网点数较少,农商行面临的市场竞争压力相对较小,能够获得更多为建设用地指标贷款的机会和数额,因此县域建设用地指标对苏北农商行经营绩效的

影响较为显著。

表 6 区域异质性检验回归结果

| | 方程 21(苏南) | 方程 22(苏中) | 方程 23(苏北) |
|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| 县域建设用地指标 | -0.0116(0.3024) | 0.0923(0.1251) | 0.0105*** (0.0036) |
| 不良贷款率 | -0.2307*** (0.0585) | -0.2462** (0.0894) | -0.0628** (0.0296) |
| 资本充足率 | 0.0374*** (0.0070) | -0.0638** (0.0261) | -0.0155(0.0230) |
| 资产流动性比率 | 0.0057(0.0061) | 0.0027(0.0017) | 0.0051(0.0035) |
| 第一大股东持股比例 | -0.0289(0.0120) | 0.0113(0.0204) | 0.0051(0.0093) |
| 第一大股东性质 | -0.2332* (0.1168) | -0.1093(0.2987) | 0.0598(0.1982) |
| 行长特征 | 0.2797(0.1696) | -0.0527(0.0879) | 0.0510(0.0977) |
| 市场竞争 | -0.0673(0.0495) | -0.0113(0.0457) | 0.0130(0.0814) |
| 市场份额 | -0.0670(0.0446) | -0.0658*** (0.0125) | 0.1291(0.5054) |
| 地区经济增速 | -0.0002(0.0076) | 0.0038(0.0047) | 0.0297*** (0.0077) |
| 常数项 | 0.0399* (0.0191) | 0.0208** (0.6566) | 0.3683(0.5999) |
| 样本数 | 88 | 88 | 168 |
| Adj-R ² | 0.4549 | 0.3225 | 0.3932 |

四、作用机制分析

为了探究县域建设用地指标对农商行经营绩效的作用机制,本文首先运用最常用的逐步回归法进行检验。第一步,检验方程 24 中县域建设用地指标的系数,结果表明县域建设用地指标对农商行经营绩效有显著的正向影响。第二步,依次检验方程 25 和方程 26 中产业结构的系数,发现二者均显著,说明存在中介效应。第三步,检验方程 26 中县域建设用地指标的系数,发现该系数不显著,表明直接效应不显著,只存在中介效应。

考虑到逐步回归法存在的局限性,在此基础上,本文运用更优的 Bootstrap 检验法进行验证,以增强结论的可靠性(见表 1)。结果显示,间接效应的置信区间不包括 0,而直接效应的置信区间包括 0,进一步证实了只存在中介效应,不存在直接效应的结论。因此,产业结构在县域建设用地指标影响农商行经营绩效的过程中起到了完全中介作用,即县域建设用地指标通过促进第二产业的发展,进而提高农商行经营绩效, H_3 得证。正如前文所述,建设用地是城市基础设施和工业园区建设的重要保障,进而利于吸引企业入驻投资和人才流入,提高县域城市化和工业化水平,促进第二产业发展。这在一定程度上增加了农商行对小微企业的信贷资金支持力度,有利于农商行开展多元化业务,分散风险,提高经营绩效。

表 7 产业结构的中介效应回归结果

N = 344

| | 方程 24(ROA) | 方程 25(INS) | 方程 26(ROA) |
|--------------------|------------------------|---------------------|-------------------------|
| 县域建设用地指标 | 0.3547*** (0.1723) | 0.3253** (0.1251) | 0.2298(0.1947) |
| 产业结构 | | | 0.0384* (0.0204) |
| 不良贷款率 | -0.0758*** (0.0236) | -0.0077(0.0858) | -0.0755*** (0.0220) |
| 资本充足率 | -0.0090(0.0143) | 0.0381(0.0494) | -0.0105(0.0138) |
| 资产流动性比率 | 0.0042** (0.0017) | 0.0014(0.0085) | 0.0042** (0.0018) |
| 第一大股东持股比例 | -0.0006(0.0059) | -0.0682*** (0.0213) | 0.0020(0.0062) |
| 第一大股东性质 | 0.0559(0.1051) | -0.4245(0.6775) | 0.0722(0.1143) |
| 行长特征 | 0.1416** (0.0657) | 0.4005(0.4255) | 0.1262* (0.0679) |
| 市场竞争 | -0.0232(0.0230) | -0.4896** (0.2146) | -0.0044(0.0244) |
| 市场份额 | -0.0913*** (0.0144) | 0.3916** (0.1700) | -0.1063*** (0.0170) |
| 地区经济增速 | 0.0173*** (0.0049) | 0.1666*** (0.0250) | 0.0109** (0.0050) |
| 常数项 | 0.9425** (0.3511) | 0.4931*** (0.0259) | -0.9511(1.0743) |
| Adj-R ² | 0.2787 | 0.4363 | 0.3038 |
| Bootstrap 检验 | 间接效应的置信区间 | | 直接效应的置信区间 |
| | bs_1: [0.0615, 0.2474] | | bs_2: [-0.2223, 0.2053] |

五、结论与启示

本文以江苏省 43 家农商行 2011—2018 年的面板数据为研究样本,实证分析县域建设用地指标

对农商行经营绩效的影响。研究发现:①县域建设用地指标对农商行经营绩效有显著的正向影响,县域建设用地指标越多,农商行经营绩效越好。不同种类的县域建设用地指标对农商行经营绩效存在异质性影响。具体而言,住房用地指标、工矿仓储用地指标对农商行经营绩效均有显著的正向影响,而交通运输用地指标的影响不显著,在处理了潜在的内生性问题和稳健性检验之后,该结论依然成立。②县域建设用地指标通过促进第二产业的发展,进而提高了农商行经营绩效,第二产业发挥完全中介作用。

本文的研究揭示了宏观土地政策对于县域金融的深远影响,验证了“建设用地指标—产业结构—县域金融机构”的传导机制,也从理论上为解释农村金融机构经营绩效的地域差异提供了不同的视角。上述研究结论可以为县域政策制定和金融机构发展提供如下启示:一方面,农村金融机构在经营管理时,要依托政策导向,合理配置信贷资金流向、因地制宜开展业务。同时也要注意,由于近年来政府部门不断强调要“确保耕地红线不突破,严控建设用地总量和强度”,因此金融机构不能过度依赖政策红利来提高经营绩效,应该顺势而为,不断提高自身治理水平、金融创新能力。另一方面,对不同资源禀赋和主体功能区,地方政府可以对建设用地指标供给总量和结构实行差别化配置,调整县域产业结构,使其朝着更加高效化、合理化的方向转变,以优化产业结构和实现土地资源的高效利用。

参 考 文 献

- [1] 姚凤阁,李婕好,路少朋.农村商业银行经营效率及影响因素研究[J].统计与决策,2017(5):161-165.
- [2] 顾忠锐,石新颜.山东省农户信贷供给效率及约束因素研究——基于 51 家农商行样本数据[J].金融发展研究,2019(2):85-91.
- [3] 张衔,程名望,罗剑朝.农村信用社双重绩效的空间格局、地区差异与分布动态研究[J].数量经济技术经济研究,2020(7):175-191.
- [4] DONG F,FEATHERSTONE A. Technical and scale efficiencies for chinese rural credit cooperatives;a bootstrapping approach in data envelopment analysis[J].Journal of Chinese economic and business studies,2006(4):57-75.
- [5] 贾蕊蕊,刘海燕,郭琨.中国农村商业银行经营绩效及其外部影响因素分析[J].管理评论,2018(11):26-33.
- [6] 姚凤阁,满小莉,赵娜.我国农村商业银行经营提质增效的现实选择[J].统计与决策,2020(16):177-182.
- [7] 严海玲,冉晓东.市场结构与资本结构对农村信用社经营绩效的影响研究[J].商业经济研究,2016(1):165-166.
- [8] 黄惠春,褚保金,张龙耀.农村金融市场结构和农村信用社绩效关系研究——基于江苏省农村区域经济差异的视角[J].农业经济问题,2010(2):81-87.
- [9] 蒋远胜,张磊,徐丽娟.市场竞争对农村商业银行经营绩效的影响——以浙江 32 家农商行为例[J].农村经济,2018(10):64-71.
- [10] 王岳龙,邹秀清.土地出让:以地生财还是招商引资——基于居住—工业用地价格剪刀差的视角[J].经济评论,2016(5):68-82.
- [11] 刘守英,王志锋,张维凡,等.“以地谋发展”模式的衰竭——基于门槛回归模型的实证研究[J].管理世界,2020(6):80-119.
- [12] 杨帅,温铁军.经济波动、财税体制变迁与土地资源资本化:对中国改革开放以来“三次圈地”相关问题的实证分析[J].管理世界,2010(4):32-41.
- [13] 邓晓娜.农村金融机构经营效率测算及影响因素的空间计量分析——兼论农村金融机构改革[J].金融监管研究,2020(2):51-66.
- [14] 田雅群,何广文,张正平.价格竞争对农村商业银行风险承担的影响研究——基于贷款利率市场化视角[J].农村经济,2019(9):75-84.
- [15] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731-745.
- [16] 王言,宋夏子,周绍妮.经济政策不确定性、银行债权治理与银行经营绩效[J].金融与经济,2020(6):37-45.
- [17] 李佳.经济政策不确定性与银行资产证券化[J].上海财经大学学报,2020(8):64-82.

(责任编辑:金会平)