

引文格式: 陈周光, 崔伟伟, 龙飞. 林业产业集聚对林业经济增长的影响研究——基于南方集体林区 11 省(自治区)实证分析[J]. 云南农业大学学报(社会科学), 2022, 16(5): 62-71. DOI: 10.12371/j.ynau(s).202205075.

林业产业集聚对林业经济增长的影响研究

——基于南方集体林区 11 省(自治区)实证分析

陈周光, 崔伟伟, 龙飞*

(浙江农林大学 经济管理学院, 浙江 杭州 311300)

摘要: 在理论分析林业产业集聚对林业经济增长的影响基础之上, 以南方集体林区 11 省(自治区)为例, 利用 1998—2018 年的长面板数据, 采用区位熵指数测度了南方集体林区 11 省(自治区)的林业产业集聚水平。基于柯布—道格拉斯生产函数, 在选择固定效应模型后, 采用可行广义最小二乘法(FGLS)以及 utest 检验, 实证分析了林业产业集聚对林业经济增长的影响。结果表明: (1) 南方集体林区 11 省(自治区)的林业产业集聚水平存在时空差异; (2) 林业产业集聚与林业经济增长之间存在“倒 U 型”关系。因此首先要注重林业产业集聚发展规律, 将其控制在合理范围内; 其次是要注重提升林业产业集聚质量, 优化产业布局; 最后则是要制定差异性、针对性的林业产业集聚发展措施。

关键词: 南方集体林区; 林业产业集聚; 林业经济增长; 可行广义最小二乘法

中图分类号: F 326.27 **文献标识码:** A **文章编号:** 1004-390X(2022)05-0062-10

The Impact of Forestry Industry Agglomeration on Forestry Economic Growth: An Empirical Analysis Based on 11 Provinces and Autonomous Region in Southern Collective Forest Areas

CHEN Zhouguang, CUI Weiwei, LONG Fei

(College of Economics and Management, Zhejiang Agriculture and Forestry University, Hangzhou 311300, China)

Abstract: Based on the theoretical analysis of the impact of forestry industrial agglomeration on forestry economic growth, taking 11 provinces of southern collective forestry area as an example, this paper uses the long panel data from 1998 to 2018 to measure the level of forestry industrial agglomeration on 11 provinces in southern collective forestry area by using the location entropy index. Based on the Cobb-Douglas production function, after selecting the fixed-effects model, the feasible generalized least squares (FGLS) and utest test are used to empirically analyze the impact of forestry industry agglomeration on forestry economic growth. The research results show that: (1) there are spatial and temporal differences in the level of forestry industry agglomeration on 11 provinces in southern collective forest area; (2) there is an “inverted U-shaped” relationship between forestry industry agglomeration and forestry economic growth. Therefore, firstly, we should pay attention to the

收稿日期: 2022-05-16

修回日期: 2022-06-07

基金项目: 国家自然科学基金项目“基于企业减排的森林碳汇需求形成机理与差异化政策研究”(71473230)。

作者简介: 陈周光(1994—), 男, 河南商丘人, 硕士研究生, 主要从事林业资源与环境经济研究。

* 通信作者: 龙飞(1967—), 男, 江西九江人, 教授, 博士, 博士生导师, 主要从事林业管理工程、资源与环境管理研究。



law of forestry industry agglomeration development and control it within a reasonable range; secondly, we should focus on improving the quality of forestry industry agglomeration and optimizing the industrial layout; finally, we should develop different and targeted industrial agglomeration development measures.

Keywords: southern collective forest area; forestry industry agglomeration; forestry economic growth; feasible generalized least squares

林业作为我国重要的基础性产业,一方面在促进经济与社会发展中具有举足轻重的地位,根据《2018年全国林业和草原发展统计公报》显示,2018年我国的林业总产值已经达到7.36万亿元,高于同时期国民生产总值6.6%的增速,在国内生产总值中的比率为8%,与此同时,林业促进了4个定点扶贫县6.84万人减贫,促使69个贫困村出列;另一方面林业具有不可替代的生态功能,森林所具有的碳汇能力能够有效缓解气候变化的不利影响,对“双碳”战略的实施有着重要的推动作用。随着林业经济的快速发展,林业产业集聚现象日益凸显,目前我国已经形成了五大林业产业集聚区^[1]。2017年5月国家林业和草原局等部委印发的《林业产业“十三五”规划》着重强调了林业产业集聚建设的重要性,因此研究林业产业集聚在林业经济增长中的作用已经逐渐成为一种趋势。

南方集体林区的省(自治区)均属于五大林业产业集聚区,其总共包含13个省级行政区,而研究选择的11省(自治区)包括浙江、福建、江苏、安徽、江西、湖南、湖北、广西、贵州、四川和云南,其中广东与海南由于数据的可获得性与完整性未纳入分析。根据《2018中国林业和草原统计年鉴》数据可知,2018年南方集体林区11省(自治区)的林业总产值在整个南方集体林区占84.63%、林业劳动力占90.94%、造林面积占92.24%,而林业固定资产投资占比更是高达99.65%,从这些数据明显可以看出样本选择的南方集体林区11省(自治区)具有很好的代表性,同时11省(自治区)的林业总产值在全国占比也达到了63.58%。集体林区作为我国森林资源的重要组成部分,其面积占比较大,与国有林区相比其所有权为全民以及集体所有。随着国有林区的功能调整,集体林区的经济功能愈发明显^[2]。故研究南方集体林区11省(自治区)的林业产业集聚水平以及对林业经济增长的影响具有很好的现实

意义,以期为全国林业产业集聚发展以及林业经济增长提供一定的参考。

一、文献综述

产业集聚可以称为产业地理集中,是某些产业在特定的地域范围内相互集中的现象^[3],产业集聚一词最早出现于英国经济学家马歇尔的《经济学原理》中,此后被学者们广泛应用。1990年以来,产业集聚与经济增长的关系已经成为研究热点^[4]。国外众多学者相继进行了研究。Masahisa等假设企业存在垂直关系、劳动力自由流动,研究认为工业集聚是正向影响区域经济增长^[5]。国内也有诸多学者认为产业集聚能够促进经济发展^[6-8],但是也有学者认为产业集聚与经济增长之间并非简单的正向线性相关关系。赵文琦等以“一带一路”沿线西部9省区2003—2016年的数据为样本,实证检验了能源产业集聚对地区经济增长具有负向作用^[9];伍先福等以C-D生产函数和威廉姆森假说分别构建了线性模型与非线性模型,研究结果表明在不考虑非线性关系时,产业集聚会抑制广西的经济增长,当考虑非线性关系时则呈现出“倒U型”关系^[10];于谨凯等以中国沿海11省市2000—2011年的面板数据为样本结合动态面板广义矩估计方法(GMM),证实了海洋产业集聚与经济增长之间并非简单的线性关系,而是具有“倒U型”关系^[11];陈池波等以湖北省2011—2017的县域面板数据的研究证实了农产品加工业产业界集聚与县域经济增长之间具有“倒U型”关系^[12];许佳彬等则是利用黑龙江省2008—2017年66个县(市、区)面板数据,采用可行广义最小二乘法(FGLS),研究发现黑龙江省的畜牧业产业集聚与县域经济增长呈现出“U型”关系^[13]。目前大多数的研究主要研究产业集聚对经济增长的影响,然而经济增长对产业集聚也会有一定的影响。Martin等运用新经济地理学并结合内生增长理论,研究了产业集聚与区域经

经济增长的关系,结果表明产业集聚与区域经济增长二者相互促进,即产业集聚会促进经济的增长,反之经济增长也会促使产业集聚的发展^[14]。

至于在林业经济的研究中,汪浩等以苏北地区为例研究认为林业产业集聚对经济增长起到推动作用^[15];刘洵等以云南省 1997—2014 年数据为基础,运用柯布—道格拉斯生产函数实证研究了林业产业集聚对区域经济增长具有显著的正向相关关系^[16];徐端阳等的研究也证实了正向关系的存在^[17];程鹏飞等以全国省级面板数据,运用空间计量方法,研究认为林业产业集聚能够正向影响区域林业经济增长,同时具有较强的空间溢出效应^[4];夏永红等则是以 1998—2016 年木材加工业为样本,研究了木材加工产业集聚与经济增长之间的关系,研究结果认为木材加工业三位数产业集聚能够有效地带动林产工业的提质增效^[18]。

综合国内外的相关研究可知,虽然产业集聚与经济增长关系的相关研究较为丰富,但是对于产业集聚与经济增长之间的关系却不尽相同,并且仍存在着一些不足之处。首先研究多集中于其他产业或林业某一细分产业,涉及整体林业产业集聚的研究相对较少,而林业产业集聚与林业经济增长关系研究则更为匮乏;其次关于林业产业集聚与林业经济增长的研究多是短面板数据分析,较少涉及长面板数据;最后研究多以某省或者全国为对象,关于南方集体林区的研究相对不足。由于《中国林业统计年鉴》资料的时间限制,因此在已有研究的基础上以南方集体林区 11 省(自治区)1998—2018 年的面板数据为样本,运用区位熵指数测度样本区域的林业产业集聚水平,利用长面板数据结合可行广义最小二乘法以及 *utest* 检验方法实证分析林业产业集聚与林业经济增长的关系,验证二者之间是否存在非线性相关关系。

二、理论分析

(一) 林业产业集聚的正向效应

林业产业集聚可以通过知识溢出效应,促使林业产业科学技术水平的提高,进而推动林业经济增长。在林业产业集聚的过程中,一方面集聚区内林业产业经济主体之间的交流会日益密切,增加了经济主体之间相关借鉴与学习的机会,这会使得知识与科技的传播速度大大提高,有助于提高从业人员学习与掌握新技术,从而促进林业

产业内部的创新;另一方面林业产业集聚会使得林业企业之间相互竞争,相互竞争的企业也可能采取协同创新或者联盟创新的模式,实现更有效地利用创新资源,更有效地实现技术创新^[19],进而提高整个行业的竞争力。根据区域创新理论可知,产业集聚能够发挥出创新型企业的优势,有利于促进区域内企业的整体技术水平的提升^[14],最终推动整个林业产业的经济增长。

林业具有特殊性,对劳动力、资本等生产要素的依赖性较大,因此在林业产业集聚过程中会吸引大量劳动力流入。劳动力在此过程中会产生“蓄水池”的作用,劳动力可以通过正式或非正式的接触获得经验和技术^[20],从而有利于推动劳动生产效率的提高。林业产业集聚会使得大量的林业相关企业转向集聚区,从而带来了资金,并且会促使资金的进一步流动。在产业集聚的过程中,政府会更加重视集聚区,进而加大对集聚区的支持力度,最终会使得林业生产基础设施不断完善、资源得到更为充分的利用,从而有利于降低生产成本、交易成本等成本。与此同时,林业产业集聚会促进劳动力、资本等生产要素资源的合理配置,推动产业结构的优化与升级,从而有利于促进林业经济增长。

(二) 林业产业集聚的负向效应

当林业产业聚集到一定的程度之后,会引起“拥塞效应”的产生,主要反映在两点:一是劳动力,过度的集聚可能会导致劳动力的需求出现过剩的情况,劳动力的过剩则会引起劳动力使用成本的提高;二是土地,土地作为自然生产要素,具有有限性以及不可流动性等特点,因此当集聚持续的时候有可能引起林业生产的土地价格增加。过度的产业集聚引起集聚区内的生产要素价格不断提高、资源供给不足,会导致大量林业生产企业向价格较低的非集聚区转移,从而出现规模不经济,最终影响到整个林业经济的可持续增长。与此同时,集聚具有自阻碍机制,这种机制的存在会影响到中间投入、新技术以及新劳动力的产生,进而影响到集聚外部经济的发挥。

根据“集群生命周期”理论,外部性特征因不同的集聚阶段而呈现出差异性^[21]。这种不同的外部性对林业经济增长的影响也会存在较大的差异。因此林业产业集聚对林业经济的增长可能会因集聚阶段不同而出现差异。当处于集聚初期的

时候，随着集聚水平的不断提高，规模经济逐渐出现，而当超过一定程度后，则可能会引起规模不经济的出现。故而林业产业集聚对林业经济增长的影响可能会存在“倒 U 型”关系。

三、实证分析

（一）林业产业集聚水平测度

目前衡量林业产业集聚水平的方法较多，主要可分为行业集中度指数、赫芬达尔指数、区位熵、基尼系数以及产业集聚指数。行业集中度指数不能很好地反映地理空间上的集聚；赫芬达尔指数通常需要企业的具体数据；产业集聚指数与基尼系数都忽略了企业规模因素的影响，而区位熵指数则很好地弥补上述方法的缺陷，区位熵指数很好地反映出地区专业化程度，并且其侧重地理空间角度，是最为常用的测度指标^[22]，因此选择区位熵测度林业产业集聚水平。当区位熵大于 1 的时候表明该区域林业产业集聚度高，说明在全

国具有集聚优势；小于 1 则表明集聚度低，说明在全国处于劣势。区位熵的计算公式为：

$$LQ = \frac{w_i/g_i}{W_i/G_i}$$

(1)

式（1）中 w_i 为第 i 年的南方集体林区各省（自治区）的林业总产值， W_i 为第 i 年的全国林业总产值； g_i 和 G_i 分别表示的是南方集体林区各省（自治区）与全国第 i 年的国内生产总值。

根据区位熵指数的计算公式，可以算出南方集体林区 11 省（自治区）1998—2018 年的林业产业集聚水平的具体变化，详细计算结果如表 1 所示。

从表 1 可看出，横向上南方集体林区 11 省（自治区）的区位熵指数不尽相同，基本范围在 0.3~3.31 之间，没有特别明显的规律。从均值可以看出浙江、福建、广西、安徽、湖南、江西、贵州、四川以及云南 9 省（自治区）的区位熵均大于 1，而广西、福建以及江西的区位熵指数更是超过了 2，表明这 3 个省的林业产业发展规模相对

表 1 林业产业区位熵指数

年份	浙江	福建	广西	安徽	湖南	湖北	江西	贵州	四川	云南	江苏
1998	1.55	2.65	2.30	1.01	1.44	0.67	1.92	0.86	0.97	2.00	0.45
1999	2.05	2.09	2.47	1.01	1.56	0.69	1.79	0.66	0.83	1.72	0.39
2000	2.22	2.06	2.40	1.07	1.78	0.80	1.81	0.72	0.84	1.67	0.40
2001	2.20	1.96	2.17	0.83	1.71	0.83	1.91	0.68	0.84	1.45	0.36
2002	2.22	1.78	1.98	0.81	2.03	0.82	1.93	0.80	0.79	1.28	0.67
2003	1.93	1.79	1.71	1.18	2.02	0.87	1.66	0.86	0.86	0.95	0.75
2004	1.75	2.00	1.75	0.88	1.71	1.00	2.06	1.17	1.03	1.51	0.77
2005	1.52	3.11	1.63	0.95	1.52	1.18	2.09	1.09	1.20	1.52	0.78
2006	1.40	2.72	1.79	0.95	1.48	1.10	2.06	0.98	1.20	1.50	0.68
2007	1.37	2.75	1.95	1.02	1.44	1.02	2.27	1.45	1.41	1.59	0.67
2008	1.30	2.71	2.11	1.06	1.36	0.97	2.42	1.42	1.34	1.56	0.67
2009	1.18	2.40	2.26	1.02	1.41	0.92	2.39	1.26	1.34	1.48	0.66
2010	1.12	2.05	2.41	1.05	1.30	0.80	2.02	1.16	1.22	1.44	0.68
2011	1.38	2.32	2.28	1.22	1.17	0.73	1.80	0.95	1.10	1.24	0.74
2012	1.24	2.13	2.30	1.27	1.16	0.68	1.72	0.80	1.00	1.17	0.78
2013	1.12	2.08	2.63	1.36	1.22	0.73	1.77	0.79	0.97	1.25	0.76
2014	1.05	1.96	2.92	1.43	1.23	0.75	2.00	0.78	0.97	1.23	0.71
2015	1.01	1.90	2.96	1.49	1.29	0.91	2.12	0.89	1.02	1.28	0.67
2016	1.01	1.83	2.97	1.49	1.35	1.05	2.16	0.97	1.06	1.32	0.63
2017	1.01	1.79	3.25	1.54	1.45	1.12	2.40	1.99	1.06	1.38	0.61
2018	1.05	1.95	3.31	1.59	1.51	1.14	2.42	2.40	1.09	1.47	0.60
均值	1.46	2.19	2.36	1.15	1.48	0.89	2.03	1.08	1.05	1.43	0.64

较大,水平较高,在全国中处于优势地位;而湖北与江苏两省区位熵均小于 1,江苏省的更是低于 0.7,表明江苏省的林业产业集聚水平最低,在全国处于劣势。从纵向看,其中广西的区位熵指数一直处于较高水平,最小值为 1.63,最大值 3.31;江苏的区位熵指数一直处于较低水平,最小值为 0.36,最大值为 0.78。总体而言,南方集体林区 11 省(自治区)的林业产业集聚水平大多数表现出波动提高的趋势,然而云南省却呈现出波动减少的趋势。

1990—2018 年间南方集体林区 11 省(自治区)中的广西、福建、安徽、江西以及贵州的林业产业集聚水平具有较高的增长潜力,林业产业发展的空间较大,而余下各省(自治区)的林业产业集聚水平增长潜力较低。林业产业集聚水平受诸多因素的影响,如区位、资源禀赋以及经济发达程度^[4],总体来看,南方集体林区的林业产业集聚水平呈现出明显的时空差异。

(二) 回归模型构建

生产函数是估计经济增长最为常用的方法,主要用于分析投入与产出之间的关系,其中以柯布—道格拉斯生产为主,柯布—道格拉斯生产函数的基本形式为 $Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta \mu$, 其中 A_t 为不变的综合技术水平(或者为全要素生产率), K_t 和 L_t 分别代表的是资本存量与劳动力, α , β 分别代表的是资本存量与劳动力的弹性值; μ 为随机误差项。本文主要研究的是林业产业集聚对林业经济增长的非线性影响,同时考虑到其他因素可能产生的影响,因此在柯布—道格拉斯生产函数的基础上,引入林业产业集聚水平的平方项,同时本文所采用的是面板数据,所构建的面板数据模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 LQ_{it} + \beta_2 LQ_{it}^2 + \beta_3 CONTROL_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中 Y_{it} 表示林业总产值; LQ_{it} 为区位熵,表示林业产业集聚水平; LQ_{it}^2 表示林业产业集聚水平平方项; $CONTROL_{it}$ 表示模型中所纳入的控制变量; μ_{it} 为个体固定效应; ε_{it} 为随机误差项; i, t 分别表示年份以及省份; β 为待估参数。

(三) 变量选取与数据来源

1. 被解释变量

选取林业总产值作林业产出的替代变量,虽然林业总产值数据也具有一定的不足,但是相对于其他数据而言更具有代表性并且易于搜集,林

业总产值由第一、第二以及第三产值构成,林业总产值利用林业产值指数平减为以 1998 年为基期的可比价格。

2. 核心解释变量

本文主要用区位熵指数衡量林业产业集聚水平,同时在模型中加入其平方项,以研究林业产业集聚与林业经济增长的非线性关系。

3. 控制变量

控制变量不是本文研究的重点,其作用主要是为了提高模型估计的准确性。本文结合相关的研究,选择 5 个控制变量。资本存量在生产函数中,是存量而非流量,因此不能直接从统计年鉴中获取。为了更好地测算,较多的学者采用永续盘存法(PIM),该方法由 Goldsmith 1951 年提出。资本存量有广义资本存量与狭义资本存量之分,在本文中仅指狭义的物质资本存量。PIM 的具体计算公式如下:

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + I_t \quad (3)$$

式(3)中 K_t 和 K_{t-1} 分别表示当期和上期的资本存量, I_t 为当期的投资额, δ 为经济折旧率。由资本存量的估算公式可以看出,要准确地计算必须选取较为准确的投资流量、经济折旧率和投资价格指数,因此结合本文实际研究需要经济折旧率采取 10.96%,当年的投资额则选取林业固定资产投资完成额,此数据较为容易获取,投资价格指数选取固定资产投资价格指数对林业固定资产投资进行平减,而基期的资本存量则采用几何平均增长率,其计算公式为:

$$K_0 = \frac{I_0(1+g)}{g+\delta} \quad (4)$$

式(4) g 代表投资增长率,指 1998—2018 年的投资增长率,投资增长率采用几何平均法求出,其中计算资本存量所用的固定资产投资数据化为以 1998 年为基期的可比价格。

由于林业生产的复杂性,林业劳动力的统计较为困难,因此文中直接利用统计年鉴中的林业系统年末从业人数替代。城镇化率以各省(自治区)的城镇人口占总人口的比例表示;林业产业结构用林业第二、三产业产值占其总产值的比率表示;林业土地要素以每年的实际造林面积表示,之所以选用实际造林面积是因为我国的林业用地面积随着全国森林资源清查每 5 年更新一次,因此借鉴有关学者的研究采用实际造林面积

度量。

模型中林业总产值、林业产业结构、林业劳动力、造林面积以及计算林业资本存量的固定资产投资相关数据均来源于《中国林业统计年鉴》（1998—2017）和《2018 中国林业和草原统计年鉴》；林业产业集聚的相关数据来源于《中国统计年鉴》《中国林业统计年鉴》（1998—2017）和《2018 中国林业和草原统计年鉴》；城镇化率来源自《中国统计年鉴》以及各省统计年鉴、统计公报。鉴于数据的可获得性，特选择 1998—2018 为研究时间段。

为了减少模型异方差的干扰，对模型中所有的相关数据均进行了对数化处理，各个变量的平均值、标准差、最小值以及最大值的描述统计分析结果如表 2 所示。从表 2 可知，各个变量的标准差较小，最小值为 0.128 75，最大值为 2.059 33，表明选取的变量较为平稳。林业总产值的最小值与最大值差距较大，说明各省（自治区）的林业经济增长存在一定的差异，林业产业集聚于林业产业集聚平方项的最小值与最大值差距也较大，表明样本区各省（自治区）的林业产业集聚水平发展不平衡。

（四）回归分析与内生性处理

严重的线性相关关系会使回归系数值的意义与经济理论不相符，进而导致回归结果不准确，目前检验多重共线性的方法有直观观察法、相关系数矩阵法及方差膨胀因子法等，本文选择方差膨胀因子法（VIF）判断，若 VIF 值小于 10 则认为不存在多重共线性，反之则存在多重共线性。由于模型中存在林业产业集聚度的平方项，因此将林业产业集聚度中心化处理，利用 stata16 检

验，结果如表 3 所示。

从表 3 可知，各个变量的 VIF 值均小于 10，同时平均 VIF 值为 1.82，也小于 10，因此可以认为模型中不存在多重共线性。

在对面板数据进行回归分析时，如果直接用原始数据进行分析，可能会出现自变量与因变量之间的高度相关，但是这种相关可能是由“伪回归”的现象引起的，从而导致得出的结论不是很稳健，因此为了避免“伪回归”现象的出现，必须通过单位根检验来做进一步的判断。常用的面板单位根方法有 LLC 检验、IPS 检验、Breitung 检验和 PP 检验等，本文将采取 LLC、IPS 以及 Fisher-ADF 这三种不同的方法进行单位根检验，其中 LLC 检验为相同单位根，IPS 与 Fisher-ADF 检验为不同单位根，结合这三种方法得出的结论更具有代表性和可靠性，面板单位根检验结果如表 4 所示。

LLC 检验、IPS 检验与 Fisher-ADF 检验的原假设认为模型中均存在单位根，如果 P 值小于某一显著性水平则拒绝原假设，相反则接受原假设。从表 4 可看出，在三种检验方法下，各个变量均通过了显著性检验，即拒绝了存在单位根的原假设，故模型中不存在单位根，变量平稳。

综合以上两种检验结果可知可以进行进一步的回归分析，利用 stata16 对模型进行分析。在对面板数据进行分析时，需要选择正确的模型进行估计，因此本文将利用 F 检验、LM 检验与 Hausman 检验三种方法对模型的形式进行选择。 F 检验 P 值为 0.0000，远远小于 5% 的临界值，因此拒绝原假设，故选用固定效应模型；LM 检验 P 值为 0.0000，小于临界值，因此选用随机效应

表 2 变量描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	林业总产值	$\ln Y$	15.241 07	1.046 10	10.671 43	17.056 08
	林业产业集聚	LQ	1.431 66	0.616 29	0.006 57	3.310 60
核心解释变量	林业产业集聚平方项	LQ^2	2.427 81	2.059 33	0.000 04	10.960 09
	城镇化率	C	0.426 43	0.128 75	0.140 40	0.696 10
控制变量	林业产业结构	S	0.218 12	0.369 17	0.001 54	2.432 67
	林业劳动力	$\ln L$	10.516 86	0.532 62	9.209 64	11.678 07
	实际造林面积	$\ln F$	11.709 01	1.052 75	8.132 12	13.491 46
	林业资本存量	$\ln K$	13.258 68	1.304 07	9.994 98	17.384 38

表 3 多重共线性检验结果

变量	VIF	1/VIF
LQ	1.67	0.5987
LQ^2	1.51	0.6620
C	2.35	0.4259
S	1.03	0.9738
$\ln L$	2.65	0.3769
$\ln F$	1.79	0.5572
$\ln K$	1.81	0.5521
Mean VIF	1.83	

表 4 面板单位根检验结果

变量	检验方法		
	IPS	Fisher-ADF	LLC
$\ln Y$	0.0336**	0.0000***	0.0043***
LQ	0.0379**	0.0000***	0.0460**
LQ^2	0.0156**	0.0000***	0.0129**
C	0.0000***	0.0298**	0.0001***
S	0.0168**	0.0000***	0.0501*
$\ln L$	0.0015***	0.0080***	0.0000***
$\ln F$	0.0163**	0.0392**	0.0018***
$\ln K$	0.0223**	0.0000***	0.0000***

注：*、**、***分别表示 $P < 0.1$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$ 。

回归模型优于混合 OLS 模型；Hausman 检验的原理是比较固定效应与随机效应估计的参数是否存在显著的差别，经检验卡方统计量为 14.34， P 值为 0.0455，小于 5% 的临界值，因此拒绝随机效应模型，故而选用固定效应模型。考虑到模型中可能存在异方差、自相关以及截面相关等问题，因此需要做出相应的检验以确定这些问题是否存在，异方差检验结果显示，卡方统计量为 252.90， P 值为 0.0000，显著地拒绝了同方差的原假设；自相关检验结果显示， F 值为 440.646， P 值为 0.0000，显著拒绝没有序列相关的原假设；截面相关检验显示，卡方统计量为 390.584， P 值为 0.0000 显著拒绝不存在截面相关的原假设。综合以上检验结果可知模型同时存在这些问题，故而采用可行广义最小二乘法（FGLS）估计模型参数，参数估计结果如表 5 所示。

根据表 5 的结果可知，Wald 值为 1981.96， P 值远远小于 0.05，通过了显著性检验，表明模

表 5 可行广义最小二乘法估计结果

变量	FGLS
LQ	0.6170*** (-12.57)
LQ^2	-0.2606*** (-5.76)
C	3.9600***-12.56
S	-0.0662*** (-34.53)
$\ln L$	-0.3449*** (-4.53)
$\ln F$	-0.0246 (-1.50)
$\ln K$	0.1768*** (-6.00)
Wald chi2 (8)	1981.96
Prob > chi2	0.000

注：***表示 $P < 0.01$ ；括号内为 t 统计量。

型整体显著；核心解释变量 LQ 以及 LQ^2 均通过了 1% 的显著性检验，其中林业产业集聚对林业经济增长的影响为 0.6170，即林业产业集聚正向影响林业经济增长，林业产业集聚二次项为 -0.2606，即林业产业集聚二次项负向影响林业经济增长，初步表明林业产业集聚与林业经济增长之间呈现出“倒 U 型”关系。检验结果与理论分析部分相同，表明在林业产业发展初期，集聚会带来规模效应，从而促进林业经济增长，而当集聚超过一定的水平之后，则会产生拥挤效应，进而阻碍林业经济增长，符合威廉姆森假说。从控制变量来看，城镇化率正向影响林业经济增长，说明城镇化进程很可能带来了林业生产效率的提高；林业资本存量与林业经济增长之间存在正向相关关系，表明林业资本的增加将有利于林业总产值的增长；林业产业结构影响为负，可能的原因是当前的产业结构仍然不够合理；林业劳动力影响为负，但不能认为林业劳动力的投入增加会降低林业产出^[23]，可能的原因是林业生产中机械化程度不断提高，从而在一定程度上降低了对传统林业劳动力的依赖，同时随着我国工业化的逐步发展，从事林业的劳动力很可能脱离林业生产从事其他行业，最后则可能由于林业生产周期较长，因而这些因素共同导致了二者出现负相关关系；造林面积未通过显著性检验，这与当前的一些研究结果相似^[24]，可能的原因是林业经济增长对纯自然资源的依赖有所降低。

根据回归结果直接判断，林业产业集聚与林业经济增长之间存在“倒 U 型”关系不够严谨，

表 6 Utest 检验结果

item	Lower bound	Upper bound
Interval	-1.073 5	1.876 1
Slope	1.176 6	-0.361 0
t-value	9.373 0	-2.313 8
P>t	0.01993**	0.0107**
t	2.31	
P	0.0108**	
极值点	1.1836	

注：**表示 $P<0.05$ 。

为了更好的验证非线性关系是否存在，因此进一步利用 utest 检验分析，检验结果如表 6 所示。

从检验结果可以看出，极值点 1.1836，处于 Interval 的下限与上限之间，同时通过了 5% 的显著性水平，检验结果中的 Slope 在区间内存在负值，因此可以认为林业产业集聚与林业经济增长之间存在非线性关系，即“倒 U 型”关系。

考虑到模型容易受到内生性问题的影响，因此需要对此进行解决，内生性处理方法主要有工具变量法、双重差分法、动态面板回归等，由于在经济发展常常存在惯性，即当期容易受到上期影响，所以本文选择动态面板处理内生性。动态面板回归常用的方法为广义矩估计（GMM），GMM 有差分 GMM 与系统 GMM 之分，由于差分 GMM 在样本有限的情况下会导致“弱工具变量”的问题，故而采用系统 GMM 进行参数估计。

由表 7 可知，AR（2）检验 P 值大 0.05，表

表 7 广义矩估计结果

变量	GMM
$L\ln Y$	0.1234** (2.24)
LQ	0.4328*** (3.98)
LQ^2	-0.2917** (-3.05)
C	5.8524*** (9.47)
S	-0.0704*** (-83.03)
$\ln L$	-0.0555 (-0.44)
$\ln F$	0.0199 (0.54)
$\ln K$	0.1441*** (3.31)
AR（2）检验	0.394
Hansen 检验	0.133

注：*、**、***分别表示 $P<0.1$ 、 $P<0.5$ 、 $P<0.01$ ； $L\ln Y$ 表示被解释变量滞后一期；括号内为 t 统计量。

明模型不存在二阶自相关，同时 Hansen 检验结果大于 0.133，表明模型中的工具变量不存在过度识别问题，即工具变量是有效的。表 6 结果显示，被解释变量通过了 5% 的显著性水平，核心解释变量 LQ 与 LQ^2 分别通过了 1% 以及 5% 的显著性水平。本文的数据结构属于大 T 小 N 的类型，这种情况下使用广义矩估计方法会出现有限样本偏误，而动态面板纠偏虚拟变量最小二乘法（纠偏 LSDVC）方法则较好地解决了这个问题，Judson 等运用蒙特卡洛模拟证实了动态面板纠偏 LSDVC 方法要优于广义矩估计^[25]。动态面板纠偏 LSDVC 首先使用固定效应模型估计出有偏估计量；然后利用广义矩估计（GMM）得出一致估计量，进而估计出偏差；最后则是修正偏差，并且使用自助法（Bootstrap）得到参数标准误。纠偏 LSDVC 估计结果如表 8 所示。

当动态面板纠偏 LSDVC 方法估计的被解释变量的滞后项结果位于通过面板混合模型以及固定效应模型估计得到的上限以及下限之间，可以认为回归模型结果较好^[26]。根据表 8 中的结果可知，动态面板纠偏 LSDVC 估计的结果位于 OLS 以及 FE 之间，处于合理的范围内，因此估计结果较为可靠。动态面板纠偏 LSDVC 估计的林业产业集聚以及林业产业集聚二次项的系数分别为 0.4315、-0.2016，并且均通过了 1% 的显著性检验水平。

（五）稳健性检验

首先是改变方法，采用普通最小二乘法对模型进行重新估计；其次对模型中的所有控制变量

表 8 动态面板纠偏最小二乘虚拟变量估计结果

变量	纠偏LSDVC
$L\ln Y$	0.4440*** (12.11)
LQ	0.4315*** (5.86)
LQ^2	-0.2016*** (-4.17)
C	2.8938*** (5.42)
S	-0.0700*** (-17.95)
$\ln L$	-0.4683*** (-3.11)
$\ln F$	-0.0104 (0.35)
$\ln K$	0.0975*** (3.32)
OLS	0.5033*** (2.68)
FE	0.4178*** (2.12)

注：**、***分别表示 $P<0.5$ 、 $P<0.01$ ；括号内为 z 统计量。

取滞后一阶；最后则是增加控制变量人均 GDP，一般研究认为区域经济发展水平对林业经济增长有着重要的作用，同时由于各个地区的实际发展情况不同，以人均 GDP 衡量区域经济发展水平^[4]，人均 GDP 数据从《中国统计年鉴》（1999—2019）中获取，同时平减为以 1998 年为基期的可比价。三种方法的稳健性检验结果如表 9 所示，其中（1）为改变估计方法，（2）为所有控制变量取滞后一阶，（3）为增加人均 GDP 控制变量。

从表 9 可看出，在改变估计方法、所有控制变量滞后一期以及增加人均 GDP 控制变量后，虽然核心解释变量林业产业集聚与林业产业集聚平方项的系数发生了一定变化，但系数前面的正负号均没有任何的变化，依然表明林业产业集聚与林业经济增长之间存在“倒 U 型”关系，因此在一定程度上证明了本文的结果是稳健可靠的。

四、结论与讨论

本研究将林业产业集聚水平引入到林业经济增长中，首先理论分析了林业产业集聚对林业经济增长的影响，其次利用 1998—2018 年南方集体林区 11 省（自治区）的面板数据，采用区位熵指数测度了林业产业集聚水平，运用可行广义最小二乘法（FGLS）实证分析了林业产业集聚对林业经济增长的影响；最后则是利用广义矩估计（GMM）处理了模型中的内生性问题。

研究结果表明：（1）从时间上看，大多数省（自治区）表现出波动提高的趋势，云南省呈现出波动降低的趋势；从空间上看，广西、福建以及江西的林业产业集聚水平最高，其中广西一直处于较高水平，江苏一直处于最低水平。总体而言，1998—2018 年南方集体林区 11 省（自治区）的林业产业集聚水平基本处于 0.3~3.31 之间，具有明显的时空差异。（2）结合 FGLS 估计结果以及 utset 检验可知，林业产业集聚与林业经济增长并非简单的线性相关关系，二者之间存在着明显的“倒 U 性”关系，在林业产业集聚初期，由于外部性经济效应的存在，对林业经济增长具有促进作用，而当林业产业集聚超过一定的程度后，“拥挤效应”的存在会对林业经济增长具有抑制作用。林业产业集聚是一把“双刃剑”，适度的产业集聚将会有利于促进林业经济增长，而超过一定规模之后则会抑制林业经济增长。因此要正

表 9 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
LQ	0.4761*** (7.84)	0.7073*** (12.85)	0.6124*** (14.18)
LQ^2	-0.3369*** (-5.59)	-0.3166*** (-7.05)	-0.2658*** (-6.11)
C	6.8210*** (17.90)	3.5228*** (10.34)	3.7712*** (11.83)
S	-0.0743*** (-53.52)	0.0168 (1.15)	-0.0670*** (-28.20)
$\ln L$	0.0141 (0.15)	-0.4682*** (-5.20)	-0.3415*** (-4.50)
$\ln F$	0.0128 (0.37)	-0.0089 (0.52)	-0.0220 (-1.38)
$\ln K$	0.1434*** (6.25)	0.1847*** (5.75)	0.1809*** (6.45)
$\ln G$			0.0670* (1.80)
Observations	231	220	231
Number of region	11	11	11

注：*、***分别表示 $P<0.1$ 、 $P<0.01$ ；括号中为t统计量或者z统计量。

确认识林业产业集聚的作用，将林业产业集聚控制在合理的范围之内。当集聚程度超过一定的程度之后，应该把重点从数量转移到质量提升，缩小各个省（自治区）之间的差距，优化林业产业布局；要充分考虑各个省（自治区）之间的林业经济增长的差异性，因地制宜，采取具有针对性、差异化的产业集聚发展措施；从而有效发挥林业产业集聚的正向推动作用。

本研究着重分析了林业产业集聚对林业经济增长的影响，虽然研究结果表明二者之间存在非线性相关关系，但是仍然存在一些不足之处。首先就是由于数据量的限制只针对省级数据进行了研究；其次是研究中未考虑空间因素的影响。针对上述不足，后续研究可以采用空间计量模型，利用地市级数据，在增加样本量的同时以便研究结果具有更好的适用性。

[参考文献]

- [1] 魏肖杰, 张敏新. 中国林业产业集聚影响因素作用机制的实证研究: 基于空间杜宾模型[J]. 资源开

- 发与市场, 2018, 34(12): 1731. DOI: [10.3969/j.issn.1005-8141.2018.12.016](#).
- [2] 王见, 任秀峰, 夏凡, 等. 产权强度对集体林区森林资源增长的影响: 基于云南省 10 县 500 户数据的实证 [J]. 湖南农业大学学报 (社会科学版), 2021, 22(6): 21. DOI: [10.13331/j.cnki.jhau\(ss\).2021.06.003](#).
- [3] 魏后凯. 我国产业集聚的特点、存在问题及对策 [J]. 经济学动态, 2004(9): 58.
- [4] 程鹏飞, 李婕, 张红丽, 等. 林业产业集聚、林业经济增长及其空间溢出效应: 基于 2004—2015 年省际面板数据的空间计量分析 [J]. 安徽农业大学学报, 2018, 45(6): 1063. DOI: [10.13610/j.cnki.1672-352x.20190102.004](#).
- [5] MASAHERA F, JACQUES-FRANCOIS T. Does Geographical Agglomeration Foster Economic Growth? And Who Gains and Loses from It? [J]. Japanese Economic Review, 2003, 54(2): 121. DOI: [10.1111/1468-5876.00250](#).
- [6] 孟子恒, 朱海燕, 刘学忠. 农业产业集聚对农业经济增长的影响研究: 基于苹果产业的实证分析 [J]. 中国农业资源与区划, 2022, 43(2): 231. DOI: [10.7621/cjarrp.1005-9121.20220223](#).
- [7] 杨巧, 陈虹. 产业协同集聚对经济增长质量影响的实证 [J]. 统计与决策, 2021, 37(19): 98. DOI: [10.13546/j.cnki.tjyjc.2021.19.022](#).
- [8] 何雄浪, 王舒然. 产业集聚、知识溢出与中国区域经济增长 [J]. 云南财经大学学报, 2021, 37(9): 15. DOI: [10.16537/j.cnki.jynufe.000725](#).
- [9] 赵文琦, 胡健. 能源产业集聚对经济增长的影响研究: 基于“一带一路”沿线西部 9 省区的实证分析 [J]. 西安财经大学学报, 2020, 33(5): 71. DOI: [10.19331/j.cnki.jxufe.2020.05.008](#).
- [10] 伍先福, 唐峰陵. 产业协同集聚对广西经济增长的影响研究 [J]. 数学的实践与认识, 2020, 50(5): 312. DOI: [10.16331/j.cnki.issn1002-736x.2019.05.011](#).
- [11] 于谨凯, 刘星华, 单春红. 海洋产业集聚对经济增长的影响研究: 基于动态面板数据的 GMM 方法 [J]. 东岳论丛, 2014, 35(12): 140. DOI: [10.15981/j.cnki.dongyueluncong.2014.12.023](#).
- [12] 陈池波, 孟权, 潘经韬. 农产品加工业县域集群发展的时空差异及驱动因素: 以湖北为例 [J]. 学习与实践, 2019(12): 46. DOI: [10.19624/j.cnki.cn42-1005/c.2019.12.006](#).
- [13] 许佳彬, 李翠霞. 畜牧业产业集聚对县域经济增长的影响: 黑龙江省例证 [J]. 中国农业大学学报, 2021, 26(10): 223. DOI: [10.11841/j.issn.1007-4333.2021.10.22](#).
- [14] MARTIN P, OTTAVIANO G I P. Growth and agglomeration [J]. International Economics Review, 2001, 42(4): 947. DOI: [10.1111/1468-2354.00141](#).
- [15] 汪浩. 林业产业转型升级的驱动因素及发展对策: 以江苏省苏北地区为例 [J]. 科技与经济, 2011, 24(4): 48. DOI: [10.3969/j.issn.1003-7691.2011.04.010](#).
- [16] 刘洵, 马贵珍, 麦强盛. 云南林业产业集聚与区域经济增长研究 [J]. 西南林业大学学报, 2017, 37(1): 216. DOI: [10.11929/j.issn.2095-1914.2017.01.035](#).
- [17] 徐端阳, 杨建州, 江钰婷. 南方集体林区林业第二产业集聚水平及效应分析 [J]. 林业经济问题, 2012, 32(6): 523. DOI: [10.3969/j.issn.1005-9709.2012.06.011](#).
- [18] 夏永红, 沈文星. 木材加工产业集聚、共聚与劳动生产率效应 [J]. 南京林业大学学报 (自然科学版), 2019, 43(3): 131. DOI: [10.3969/j.issn.1000-2006.201805058](#).
- [19] 于化龙. 生产性服务业集聚对区域经济增长的影响研究 [D]. 天津: 天津大学, 2020.
- [20] 卢星星. 产业集聚异质性对经济增长的影响机制研究 [D]. 南昌: 江西财经大学, 2019.
- [21] EVA J, DRAHOMÍRA P, MAGDALENA B D, et al. The age of clusters and its influence on their activity preferences [J]. Technological and Economic Development of Economy, 2013, 19(4): 621. DOI: [10.3846/20294913.2013.837115](#).
- [22] 魏肖杰, 张敏新. 中国林业三次产业集聚互动机制研究 [J]. 技术经济与管理研究, 2019(3): 102. DOI: [10.3969/j.issn.1004-292X.2019.03.019](#).
- [23] 李研, 张大红. 要素投入对林业经济增长影响的实证分析 [J]. 统计与决策, 2018, 34(15): 133. DOI: [10.13546/j.cnki.tjyjc.2018.15.032](#).
- [24] 曹兰芳, 司易, 孙刚. 人力资本对林业产业发展质量的影响研究 [J]. 广东农业科学, 2021, 48(7): 152. DOI: [10.16768/j.issn.1004-874X.2021.07.019](#).
- [25] JUDSON R A, OWEN A L. Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macro-economists [J]. Economics letters, 1999, 65(1): 9. DOI: [10.1016/S0165-1765\(99\)00130-5](#).
- [26] 赵雯, 谢星, 封思贤. 负实际利率对银行风险行为的影响研究: 基于银行风险承担渠道的分析 [J]. 统计与信息论坛, 2020, 35(7): 45. DOI: [10.3969/j.issn.1007-3116.2020.07.006](#).