
产业集聚对经济增长的门槛效应分析

王奇 岳宏志¹

(西北大学 经济管理学院, 西安 710127)

【摘要】: 采用 31 个省市自治区 2000—2017 年的面板数据, 以对外贸易为门限变量, 运用面板门限模型探讨了产业集聚与经济增长之间的非线性关系。结果表明: 产业集聚与经济增长之间的关系存在对外贸易门限效应, 对外贸易门限值约为 8.35% 左右; 从全国情况来看, 当对外贸易水平处在低于门限值的区制时, 产业集聚对经济增长的影响较大, 而当对外贸易处在高于门限值的区制时, 产业集聚对经济增长的影响较小。稳健性检验表明: 产业集聚对经济增长的促进作用会受到对外贸易的影响。分地区结果表明: 对外贸易门限值在东部地区约为 11.01%, 中部地区约为 8.06%, 西部地区无门限效应。

【关键词】: 产业集聚 经济增长 门限效应 固定效应模型

1 研究背景

产业在空间上的集聚是一种非常重要的经济现象。产业集聚可以带来劳动力的市场优势、专业化投入优势以及知识溢出的优势, 不仅能节约运费、减少劳动消耗, 还可共同利用基础设施降低生产费用, 因此产业集聚程度若在合理范围内可以促进经济增长。我国产业在空间上主要集中在东部沿海地区, 而东部沿海地区是我国最早进行对外贸易的地区。因此产业集聚对经济增长的作用是否会受到对外贸易的影响, 这是一个值得研究的问题。关于产业集聚对经济增长影响的研究, 主要有两种结论: 第一, 产业集聚对经济增长有正向的促进作用; 第二, 在模型中放入产业集聚的平方项, 发现“倒 U 型”的曲线, 或者基于门限回归模型展开研究, 关注的是产业集聚对经济增长起作用的条件。从全国层面出发研究产业集聚与经济增长的关系。马昱等认为高技术产业集聚对经济发展数量和质量的影响均具有门槛效应, 且在门槛值前后这种影响由抑制改为促进^[1]。周小柯等发现制造业集聚与经济增长的关系在全国层面和东部地区呈现倒“U”型, 在中部、西部地区产业集聚能显著促进经济增长^[2]。段会娟认为产业集聚程度对经济增长具有积极作用, 与多元化相比, 专业化的集聚更有利经济增长^[3]。

以特定区域为例进行的研究, 洪娟等发现长三角城市群内制造业集聚对经济增长的促进作用存在门槛效应^[4]。王瑞荣发现在中国十一大城市群中生产性服务业集聚与经济增长质量提升存在很强的关联效应^[5]。王秀明等以广东省为例发现工业和服务业集聚对经济增长都起促进作用^[6]。基于特定行业进行的研究, 吴晓明等发现石化产业集聚对区域经济增长的影响呈现“倒 U 型”的态势^[7]。用空间计量模型进行的研究, 谢雄军等基于空间面板计量模型发现产业集聚对区域经济增长具有显著的促进作用且存在明显的区域差异^[8]。

综上, 产业集聚与经济增长的关系研究在国内比较丰富, 普遍认为在现阶段产业集聚可以显著地促进经济增长, 有些基于行业或地区的研究认为过度集聚会对经济增长产生不利影响。但是, 国内很少有学者关注产业集聚对经济增长的影响是否会受到对外贸易的影响。因此, 本文运用面板单门限模型, 以对外贸易为门限变量, 研究产业集聚与经济增长的非线性关系。研究发现产业集聚对经济增长的影响存在显著的基于对外贸易的门槛效应。

作者简介: 王奇, 西北大学经济管理学院硕士研究生, 研究方向: 产业经济学;
岳宏志, 经济学博士, 西北大学经济管理学院教授、博士生导师, 研究方向: 政治经济学、发展经济学。

2 实证设计

选取 2000—2017 年 31 个地区的面板数据进行分析,数据来源于《中国统计年鉴》,个别缺失数据是查询当年政府工作报告所得。

2.1 变量选择

2.1.1 被解释变量

经济增长,该指标用实际人均 GDP 来衡量,将基期设定为 2000 年,用上一年人均 GDP 指数等于 100 来逐年计算各年实际人均 GDP,在实际研究中取了自然对数。

2.1.2 关键解释变量

产业聚集,指第二产业的集聚水平,本文使用区位熵指数、选取产值指标对各地区的产业集聚程度进行测算,测量方法为:

$$LQ_{ij} = \frac{q_{ij}/q_i}{q_j/q} \quad (1)$$

测算结果见表 1。

2.1.3 门槛变量

对外贸易,用进出口商品总值占当年 GDP 的比重表示,各年度的进出口总额是当年按美元与人民币中间价折算算出的进出口总额。

2.1.4 控制变量

选取的控制变量有技术创新、城镇化、外商直接投资率、政府干预、基础设施、投资、人力资本。技术创新用专利授权数来衡量,研究中取了对数,城镇化用城镇总人口占地区总人口的比重衡量,外商直接投资率用实际利用外商直接投资额占 GDP 的比重表示,政府干预用地方政府财政支出总额占 GDP 的比重衡量,基础设施用人均拥有的道路铺装面积来衡量,投资用全社会固定资产投资占 GDP 的比重表示,人力资本用平均受教育年限表示。

2.2 计量模型设定

2.2.1 固定效应模型

固定效应模型表示为:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 S_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

2.2.2 面板单门限模型

为了证明产业集聚对经济增长的影响存在门槛效应,构造如下的门槛回归模型:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 S_{it} \cdot I(\text{open} \leq \gamma) + \varphi Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 S_{it} \cdot I(\text{open} > \gamma) + \varphi Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中下标 i, t 表示第 i 个省份第 t 年, Y_{it} 为实际人均 GDP, S_{it} 为产业集聚度, open 为对外贸易, γ 为待估门槛值, 向量 Z_{it} 包含了城镇化、人力资本等影响经济增长的其他因素。

表 1 2000—2017 年各地区产业集聚程度

	2000 年	2002 年	2004 年	2006 年	2008 年	2010 年	2012 年	2014 年	2016 年	2017 年
安徽	0.84	0.85	0.85	0.88	0.96	1.11	1.21	1.24	1.22	1.17
北京	0.75	0.68	0.71	0.57	0.53	0.51	0.50	0.50	0.48	0.47
福建	0.86	0.90	0.92	1.00	1.03	1.09	1.14	1.22	1.23	1.18
甘肃	0.88	0.89	0.92	0.94	0.95	1.03	1.02	1.00	0.88	0.85
广东	0.99	0.99	1.05	1.05	1.06	1.07	1.07	1.08	1.09	1.05
广西	0.72	0.69	0.73	0.80	0.87	1.01	1.06	1.09	1.13	0.99
贵州	0.77	0.78	0.85	0.88	0.87	0.84	0.86	0.97	1.00	0.99
海南	0.39	0.41	0.44	0.56	0.61	0.59	0.62	0.59	0.56	0.55
河北	0.99	0.97	1.00	1.07	1.12	1.12	1.16	1.19	1.20	1.15
河南	0.92	0.94	0.97	1.10	1.17	1.23	1.24	1.19	1.20	1.17
黑龙江	1.13	1.09	1.13	1.11	1.08	1.07	0.97	0.86	0.72	0.63
湖北	0.98	0.96	0.90	0.91	0.90	1.04	1.11	1.10	1.13	1.08
湖南	0.78	0.78	0.75	0.85	0.91	0.98	1.05	1.08	1.06	1.03
吉林	0.86	0.85	0.88	0.92	0.98	1.11	1.18	1.24	1.19	1.16
江苏	1.02	1.02	1.07	1.16	1.13	1.12	1.11	1.11	1.12	1.11
江西	0.69	0.76	0.86	1.02	1.08	1.16	1.18	1.23	1.20	1.19
辽宁	0.99	0.94	0.90	1.05	1.15	1.16	1.18	1.18	0.97	0.97
内蒙古	0.78	0.82	0.93	0.99	1.13	1.17	1.22	1.20	1.19	0.98
宁夏	0.89	0.90	0.98	1.01	1.09	1.05	1.09	1.14	1.18	1.13

青海	0.85	0.88	0.92	1.06	1.13	1.18	1.27	1.25	1.22	1.09
山东	0.98	0.98	1.06	1.18	1.17	1.16	1.14	1.13	1.16	1.12
山西	0.99	1.05	1.12	1.18	1.26	1.22	1.23	1.15	0.97	1.08
陕西	0.87	0.89	0.93	1.10	1.15	1.15	1.23	1.27	1.23	1.23
上海	0.93	0.93	0.96	0.99	0.94	0.90	0.86	0.81	0.75	0.75
四川	0.83	0.80	0.78	0.89	0.95	1.08	1.14	1.15	1.03	0.96
天津	0.98	0.96	1.01	1.17	1.24	1.12	1.14	1.15	1.06	1.01
西藏	0.46	0.40	0.51	0.56	0.60	0.69	0.76	0.86	0.94	0.97
新疆	0.85	0.82	0.87	0.98	1.02	1.02	1.02	1.00	0.95	0.98
云南	0.85	0.83	0.84	0.87	0.88	0.95	0.95	0.96	0.97	0.94
浙江	1.04	1.00	1.02	1.10	1.11	1.10	1.10	1.12	1.13	1.06
重庆	0.81	0.82	0.84	0.88	0.98	1.18	1.16	1.07	1.12	1.09

3 实证结果与分析

3.1 变量平稳性检验

在回归前要对各变量进行平稳性检验, 本文是平衡面板数据, 采用 LLC 相同单位根检验, 结果见表 2, 各变量都是平稳变量。

表 2 面板变量 LLC 单位根检验结果

变量	检验统计量	P 值	单整阶数	结论
人均 GDP 的对数	-1.6751	0.0470	I(0)	平稳
产业集聚水平	-2.1451	0.0160	I(0)	平稳
政府干预	-4.0093	0.0000	I(0)	平稳
对外贸易	-7.1150	0.0000	I(0)	平稳
外商直接投资率	-4.1075	0.0000	I(0)	平稳
技术创新	-3.6659	0.0001	I(0)	平稳
基础设施	-5.5914	0.0000	I(0)	平稳
投资	-8.0066	0.0000	I(0)	平稳
城镇化水平	-3.3566	0.0004	I(0)	平稳

人力资本水平	-8.8118	0.0000	I(0)	平稳
产业集聚#对外贸易	-8.1826	0.0000	I(0)	平稳
第三产业集聚水平	-2.6139	0.0045	I(0)	平稳

3.2 门限效应检验

门限效应检验包含门限效应的显著性检验和门限估计值的真实性检验。显著性检验是通过自助法获得 F 统计量对应的 P 值, 如果 P 值小于 0.1, 则拒绝无门限效应的原假设。由表 3 可知, 单一门槛效应在 10% 的显著性水平下通过显著性检验, 而双重门槛未通过显著性检验, 表明产业集聚对经济增长的影响存在单一门槛效应而不具有双重门槛效应。

表 3 门限效应显著性检验结果

门槛变量	模型	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
					10%	5%	1%
对外贸易	单一门限	41.28	0.0800	300	38.395	49.516	62.676
	双重门限	8.12	0.8867	300	35.395	40.114	60.606

其次, 看门限估计值的一致性检验, 即确定门限值的置信区间, 门限值在置信区间范围内就是一致的。经计算可知对外贸易的门槛值为 0.0835, 位于 95% 的置信区间 [0.0801, 0.0836] 内, 通过了门限估计值的一致性检验。

3.3 产业集聚对经济增长的门槛效应分析

根据门限效应检验结果, 选取单一门槛效应模型进行实证分析, 估计结果见表 4。在模型一的基础上加入时间虚拟变量即为模型二, 由模型二可知, 在对外贸易门限值前后, 产业集聚前的系数都为正且均在 1% 的统计水平上显著, 表明在两种条件下产业集聚对经济增长都起促进作用。不过在门限值前后产业集聚前的系数分别为 0.751 和 0.676, 这说明产业集聚对经济增长的正向促进作用在对外贸易水平的不同区制中是不同的: 在对外贸易水平较低时, 产业集聚对经济增长所起的作用更大。产业集聚可以促进分工和专业化, 分工可以使生产专业化, 一家企业仅生产产品链上某一环节的零件, 并提供给它的下游企业, 集聚地企业间的协作程度不断加深, 使得一些企业在生产运营方面的不足可以由其他企业来弥补。产业集聚对经济增长的促进作用是受对外贸易影响的。对外贸易会促使企业在空间上产生集聚现象, 反过来, 企业在空间上的集聚可以最大程度提升产业竞争力和国家竞争力, 这会对对外贸易产生积极影响, 进一步有利于经济增长。

从控制变量的结果来看, 提高城镇化水平可以显著地促进经济增长, 城镇化水平的提高会促使大量农民通过转移就业提高收入, 农民转化为市民使得城镇消费群体不断壮大, 有利于扩大内需拉动经济增长。政府干预在未加入时间虚拟变量时, 可以显著的促进经济增长; 在加入时间虚拟变量后, 政府干预反而阻碍经济增长。外商投资率在短期内可以促进经济增长, 但是在长期却不利于经济增长。人力资本、投资和基础设施均可以显著地促进经济增长。

表 4 产业集聚对经济增长影响的回归结果

	模型一	模型二
	面板门限模型	面板门限模型
S(Open \leq 0.0835)	0.782***	0.751***
	(0.09)	(0.05)
S(Open $>$ 0.0835)	0.383***	0.676***
	(0.11)	(0.05)
技术创新	0.123***	0.007
	(0.02)	(0.01)
城镇化水平	0.036***	0.006***
	(0.00)	(0.00)
人力资本水平	0.148***	0.038***
	(0.02)	(0.01)
政府干预	1.255***	-0.165*
	(0.15)	(0.08)
投资	0.349***	0.191***
	(0.07)	(0.04)
外商直接投资率	0.083***	-0.037***
	(0.02)	(0.01)
基础设施	0.027***	0.011***
	(0.00)	(0.00)
省份固定效应	是	是
年份固定效应	否	是
常数	4.341***	7.537***
	(0.13)	(0.15)
N	558	558

3.4 稳健性检验

本文基于改变模型的角度进行稳健性检验(见表 5),模型三和模型四都是用固定效应模型进行估计,在模型三的基础上加入

产业集聚和对外贸易的交乘项形成模型四。模型三的结果显示:产业集聚的系数为正且在 5%的水平上统计显著,表明在保持其他变量不变的情况下,产业集聚程度的提高对经济增长有显著的促进作用。模型四的结果显示:该交乘项的系数为负且在 5%的水平上统计显著,表明对外贸易在达到一定程度后会减弱产业集聚对经济增长的促进作用。

表 5 固定效应模型估计结果

	模型三	模型四
	固定效应模型	固定效应模型
产业集聚	0.824**	1.006***
	(0.32)	(0.35)
对外贸易	0.366***	0.536
	(0.11)	(0.33)
产业集聚#对外贸易		-0.926**
		(0.42)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
年份固定效应	否	否
常数	4.389***	4.290***
	(0.26)	(0.25)
N	558	558

4 产业集聚对经济增长的门槛效应在地区之间的差异

鉴于我国经济增长在地区之间不平衡的特点非常突出,有必要考察这种门槛效应在地区之间的差异。

4.1 东部、中部和西部地区门限效应检验

由表6可知,门限效应的显著性检验只有东部和中部地区通过了检验,东部地区的单一门槛效应在1%的水平上统计显著,中部地区在10%的水平上统计显著,两个地区的双门槛效应不显著。

表 6 分地区门限效应显著性检验结果

地区	模型	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
					10%	5%	1%

东部地区	单一门槛	41.26	0.0067	300	25.7287	29.0582	40.0432
	双重门槛	23.13	0.1167	300	24.1522	27.1896	33.0540
中部地区	单一门槛	28.47	0.0533	300	25.7605	28.6883	41.6575
	双重门槛	9.27	0.6067	300	20.3728	23.7779	38.2246
西部地区	单一门槛	14.27	0.4133	300	26.7873	32.9112	46.7330
	双重门槛	8.68	0.5500	300	22.4632	28.0320	35.6281

其次,看门限估计值的真实性检验,东部地区的门槛估计值为0.1101,位于95%的置信区间[0.1071,0.1174]范围内,中部地区的门槛估计值为0.0806,也位于95%的置信区间[0.0799,0.0821]范围内,都通过了门限估计值的一致性检验,为了后文表述方便将东部和中部地区的门槛估计值统一记为 γ 。

4.2 实证结果与分析

基于以上检验,对东部和中部地区使用面板单门限模型进行参数估计,西部地区使用固定效应模型进行估计,估计结果见表7。东部地区产业集聚前的系数在门限值前后分别为0.636和0.788,且均在1%的水平上统计显著。表明对于东部地区而言,在门限值前后产业集聚对经济增长都起促进作用,不过在对外贸易水平较高时产业集聚对经济增长的促进作用要高于较低时产业集聚对经济增长的促进作用。中部地区产业集聚前的系数在门限值前后分别为0.679和0.625,且均在1%的水平上统计显著。表明对于中部地区而言,在门限值前后产业集聚对经济增长都起促进作用,不过在对外贸易水平较高时产业集聚对经济增长的促进作用要弱于较低时。西部地区门限效应的显著性检验未通过,接受不存在门限效应的零假设。由模型七可知产业集聚前的系数为正且在5%的统计水平上显著,表明在西部地区,产业集聚和经济增长之间存在线性的正相关关系。

表7 分地区回归结果

	模型五	模型六	模型七
	东部地区	中部地区	西部地区
$S(\text{Open} \leq \gamma)$	0.636***	0.679***	
	(0.13)	(0.11)	
$S(\text{Open} > \gamma)$	0.788***	0.625***	
	(0.13)	(0.11)	
产业集聚			1.083**
			(0.42)
对外贸易			0.141
			(0.17)

控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
常数	6.528***	7.456***	6.182***
	(0.34)	(0.35)	(0.45)

5 结论与建议

5.1 结论

利用面板单门限模型探讨了产业集聚对经济增长的影响是否存在对外贸易的门限效应,并利用固定效应模型进行稳健性检验,得出了以下结论:

从全国情况来看,产业集聚与经济增长之间的关系存在对外贸易门限效应,在门限值前后,产业集聚对经济增长都起促进作用,但是在门限值之前所起的作用要大于在门限值之后所起的作用。从分地区情况来看:东部和中部地区产业集聚与经济增长之间存在对外贸易的门限效应,在东部地区,在门限值之前产业集聚对经济增长的促进作用要小于在门限值之后。在中部地区,对外贸易低于门限值时产业集聚对经济增长的促进作用要强于高于门限值时的情况。在西部地区产业集聚与经济增长之间不存在对外贸易的门限效应,但是产业集聚可以显著地促进经济增长。

5.2 建议

针对产业集聚可以显著地促进经济增长,合理的建议是政府应当出台支持产业集聚的政策,继续提高产业集聚程度,发挥产业集聚所带来的规模经济优势。

针对产业集聚在门限值前后对经济增长的促进作用不同,对不同地区实施差别化的政策。未达到门限值的地区应当大力提高产业集聚程度,已经超过门限值的地区应当避免产业过度集聚所引发的企业之间的恶性竞争。

分地区的回归结果表明,在东部地区,提高产业集聚的经济政策都可以显著地促进经济增长。在中部地区,未达到门限值的省份可以继续实行旨在提高产业集聚程度的经济政策,已经超过门限值的省份应当避免企业在空间上的过度集聚。在西部地区应当继续提高产业集聚程度。

参考文献:

[1]马昱,邱菀华,王昕宇.高技术产业集聚、技术创新对经济高质量发展效应研究——基于面板平滑转换回归模型[J].工业技术经济,2020(2):13-20.

[2]周小柯,席艳玲,吉生保.产业集聚对经济增长的影响及其区域差异——基于中国制造业省级面板数据的经验证据[J].管理现代化,2015(1):25-27.

[3]段会娟.我国产业集聚特征及其对区域经济增长影响的SGMM分析[J].经济经纬,2012(4):16-21.

-
- [4]洪娟, 廖信林. 长三角城市群内制造业集聚与经济增强的实证研究——基于动态面板数据一阶差分广义矩方法的分析[J]. 中央财经大学学报, 2012(4):85-90.
- [5]王瑞荣. 生产性服务业集聚对区域经济增长质量的影响——基于中国十一大城市群经验分析[J]. 科技与经济, 2017(3):101-105.
- [6]王秀明, 李非. 产业集聚对区域经济增长的影响:基于广东省的实证研究[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2013(6):122-127.
- [7]吴晓明, 杨力, 刘琳. 四川省石化产业集聚对区域经济增长影响的实证研究[J]. 软科学, 2017, 31(9):74-78.
- [8]谢雄军, 何红渠. 基于空间面板计量的产业集聚与省域经济增长关系研究[J]. 财经理论与实践, 2014, 35(2):116-121.