
生产性服务业与制造业协同集聚的多点多极支撑效应分析——基于四川省 21 个市州的面板数据模型^{*1}

彭亮 肖明辉

【摘要】：本文探讨了特定区位特征和发展阶段下西部区域产业协同集聚的特点，测度并分析了四川省产业协同集聚水平，利用面板数据固定效应模型验证了四川省产业协同集聚的多点多极支撑效应。研究发现：产业协同集聚对四川省整体经济发展有显著促进效应，但对省内各区域促进效应差别较大，成都经济区最为显著，攀西经济区最不显著，而且，四川省产业协同集聚可能存在倒“U”型的经济效应。在此基础上，提出四川省在推进“工业强省战略”过程中要更加重视发挥生产性服务业与制造业协同集聚的支撑效应，根据产业协同集聚效应的区域差异制定不同的产业政策，并且生产性服务业集聚要以城市为导向。

【关键词】：四川；产业协同集聚；多点多极支撑

【中图分类号】：F719；F425 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1006-5024(2017)09-0140-07

DOI: 10.13529/j.cnki.enterprise.economy.2017.09.023

一、引言

近年来，生产性服务业对我国区域经济发展的作用一直是理论研究的热点问题。尽管目前普遍认为，发展生产性服务业有利于推动区域经济增长^[1]。但是，这一观点仍有两个争论：一是经济比较落后的中西部地区是否也适合发展生产性服务业^[2]，二是在推进生产性服务业发展的过程中，应该以中心城市的生产性服务业园区为集聚核心，还是以各个区域的制造业集群为集聚核心^[3]。要厘清上述争论，需要对各地区生产性服务业和制造业协同集聚对区域经济的作用进行分析。而目前关于产业协同集聚的研究主要是集中在广东、江苏、浙江、山东等东部发达地区和城市层面^[4-8]，对中部的研究有安徽和湖南^[9-10]，对西部省市产业协同集聚效应的研究还没有。

四川是西部地区的“领头羊”。近年来，随着“多点多极支撑发展”等战略的实施，四川省经济持续快速发展，制造业和生产性服务业持续增长。在这一过程中，四川省政府在 2007 年出台《四川省人民政府关于加快发展生产性服务业的实施意见》（川府函〔2007〕132 号）的基础上，于 2015 年又出台了《四川省人民政府关于加快发展生产性服务业促进产业结构调整升级的实施意见（川府发〔2015〕25 号）》。研究四川的产业协同集聚效应问题，不仅是对产业协同集聚理论研究的进一步拓展，而且对区域产业政策实施路径选择有一定借鉴意义。

二、文献回顾与理论假说

¹ **基金项目**：四川省教育厅项目“四川现代制造业和生产性服务业协同集聚研究”（项目编号：185A0132）；四川省区域和国别重点研究基地日本研究中心项目“日本循环社会发展研究”（项目编号：2014RY010）

作者简介：彭亮，四川师范大学经济与管理学院副教授，西南财经大学应用经济学博士后流动站在站博士后，研究方向为产业经济学；（四川成都 610101）肖明辉，四川师范大学经济与管理学院研究员，博士，研究方向为宏观经济学。（四川成都 611130）

尽管对产业集聚的研究由来已久，但对产业协同集聚（Co-agglomeration）的研究是在 Ellison 和 Glaeser 开创性的工作后才逐渐成为热点的^[11]。尽管一些研究表明，生产性服务业和制造业互补性强，二者的协同集聚有利于提高制造业产业竞争力^[12]、优化和提升产业结构^[13]、加快形成产业集群^[14]、促进技术溢出和产业间协同创新^[12]，从而对区域经济发展有正向的促进效应。但是另外一些研究也发现，生产性服务业与制造业协同集聚并不总是对区域经济发展起正向的促进作用。如 Brülhart 和 Sbergami 以及于斌斌利用面板数据分析发现，产业集聚对经济增长的促进只有经济发展到一定水平后才会出现^[15-16]；豆建民和刘叶利用门槛计量模型发现，当经济发展水平达到某一门槛值后，集聚对经济增长的促进作用会变小甚至为负^[17]；徐盈之利用省域数据也发现，我国的产业空间集聚与区域经济增长之间是倒“U”型的关系^[18]。综合现有文献，为了探讨四川省产业协同集聚的多点多极支撑效应，本文提出如下三种假设：

第一，协同集聚的经济效应来源于产业间专业化和多样化互动融合所产生的技术创新和知识外溢，因此，不同发展水平地区的专业化与多样化效应是不同的。四川是西部地区，不仅人均产出一直低于国内平均水平，而且全省内部发展很不均衡，成都平原与盆周山区差距较大。因此，产业协同集聚的经济效应是否显著还有待检验。本文提出假设 H1：产业协同集聚水平对四川省经济发展有着正面的影响。

第二，当区域经济规模进一步扩大时，受到资源、环境等条件的限制，协同集聚度不断提高所带来的拥挤负效应日益凸显，并逐渐超过规模扩大所带来的收益，于是产业协同集聚对区域经济有着负面的影响。与全国其他省份相似，四川省近年来在发展中也面临着资源环境的压力，特别是成都平原经济区的人口密度大，产业发展比较集中，城市和产业之间的矛盾已经越来越突出，产业协同集聚与区域经济增长之间也可能是一种倒“U”型关系。因此，本文提出假设 H2：产业协同集聚度的二次方与四川省经济发展呈负相关关系。

第三，根据地理区位和产业关联关系，一般把四川省分为五大经济区：成都平原经济区、川南经济区、川东北经济区、攀西经济区和川西北生态经济区^①。这些经济区域是四川省实施“多点多极支撑”发展战略的载体。各个区域发展水平不一致，产业协同集聚的效应也有所不同，每个区域应该根据自身发展水平来制定差异化的制造业和生产性服务业发展政策。因此，本文提出假设 H3：产业协同集聚对四川不同区域的经济增长有着不同影响。此外，由于川西北生态经济区根据主体功能的定位，不能大规模发展制造业和生产性服务业，因此本文重点分析四川省其他四个经济区。

三、四川生产性服务业与制造业协同集聚水平测度

（一）测度方法介绍与指数构建

产业区位熵（location entropy）由 Haggett 于 1996 年提出，用来衡量经济区域某一产业部门的专业化程度。考虑到本文的研究目的以及数据的可得性，借鉴陈国亮和杨仁发的思路与方法^[19-20]，在构建 i 地区 j 产业集聚度指标的基础上，通过集聚指标的相对差异大小来衡量 i 地区生产性服务业与制造业的协同集聚程度。具体计算公式如下。

$$LQM_i = \frac{e_{mi}/E_m}{e_j/E} \quad (1)$$

$$LQP_i = \frac{e_{pi}/E_p}{e_i/E} \quad (2)$$

$$Coga_i = 1 - \frac{|LQM_i - LQP_i|}{(LQM_i + LQP_i)} \quad (3)$$

其中， LQM_i 和 LQP_i 分别表示 i 地区制造业和生产性服务业的区位熵， e_{mi} 和 e_{pi} 表示 i 地区制造业和生产性服务业的从业人数， E_m 和 E_p 表示四川省制造业和生产性服务业的从业人员总数， $Coga_i$ 表示 i 地区生产性服务业与制造业协同集聚指数。相关数据均出自四川省各市州相应年度的统计年鉴。根据上述公式，计算出 2006-2014 年间^②四川省生产性服务业、制造业的区位熵，以及产业协同集聚度（见表 1）。鉴于四川省统计年鉴的统计口径以及本文研究的需要，本文将生产性服务业分为 7 类，制造业分为 31 类^③。

表 1 四川省各市州制造业和生产性服务业协同集聚度

年份 地区	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
成都市	0.98	0.96	0.96	0.97	0.95	0.99	0.87	0.87	0.83
自贡市	0.86	0.81	0.86	0.88	0.95	0.95	0.95	0.99	0.98
攀枝花市	0.63	0.76	0.95	0.92	0.93	0.91	0.93	0.87	0.71
泸州市	0.83	0.87	0.91	0.94	0.96	0.94	0.92	0.97	0.90
德阳市	0.56	0.62	0.69	0.80	0.76	0.77	0.85	0.89	0.95
绵阳市	0.94	0.87	0.88	0.88	0.89	0.91	0.90	0.80	0.80
广元市	0.98	0.92	0.88	0.87	0.81	0.78	0.84	0.97	0.97
遂宁市	0.87	0.84	0.84	0.84	0.88	0.86	0.74	0.70	0.77
内江市	0.90	0.88	0.91	0.98	0.84	0.88	0.93	0.91	0.99
乐山市	0.81	0.81	0.88	0.93	0.99	0.97	0.97	0.88	0.93
南充市	0.79	0.82	0.93	0.94	0.94	0.95	0.88	0.82	0.77
眉山市	0.97	0.92	0.99	0.95	0.89	0.91	0.86	0.73	0.83
宜宾市	0.97	0.95	0.97	0.90	0.88	0.90	0.87	0.75	0.83

广安市	0.40	0.77	0.98	0.98	1.00	0.97	0.99	0.83	0.88
达州市	0.86	0.76	0.75	0.79	0.78	0.80	0.86	0.89	0.88
雅安市	0.98	0.95	0.89	0.92	0.87	0.84	0.68	0.82	0.89
巴中市	0.69	0.69	0.82	0.84	0.76	0.83	0.90	0.73	0.91
资阳市	0.96	0.86	0.93	0.94	0.97	0.97	0.80	0.85	0.78
阿坝州	0.58	0.57	0.50	0.56	0.47	0.42	0.37	0.36	0.44
甘孜州	0.28	0.24	0.20	0.16	0.23	0.21	0.15	0.15	0.12
凉山州	0.63	0.79	0.45	0.64	0.60	0.60	0.68	0.77	0.75

(二) 实际测算结果及分析

根据表 1，2006-2014 年间成都市、攀枝花市、德阳市、绵阳市、自贡市、遂宁市、内江市、宜宾市、眉山市的制造业区位熵基本都大于 1，说明这 9 个市的制造业已经形成了一定规模的集聚，并且已成为区域制造业的集聚中心。从生产性服务业本身来看，只有成都市、攀枝花市、自贡市、绵阳市、雅安市 5 个市的生产性服务业区位熵基本大于 1，说明这 5 个市的制造业已经形成了一定规模的集聚。但是，生产性服务业的整体集聚没有制造业明显。

2006-2014 年间，四川省产业协同集聚程度变化大致经历了两个阶段：从 2006-2009 年，产业协同集聚度从 0.784 上升到 0.840；到 2014 年又下降为 0.805。说明整体上，四川省产业协同集聚程度较高，但处于波动状态。从地区来看，成都市、泸州市、自贡市、内江市、乐山市的协同集聚程度最高，均达到了 0.9 以上，而资阳市、眉山市、广元市、宜宾市、绵阳市、南充市、雅安市、广安市、攀枝花市、达州市、遂宁市的协同集聚程度位于 0.8-0.9 之间，甘孜州和阿坝州最低，分别为 0.193 和 0.474。其原因主要是，阿坝州和甘孜州从主体功能定位来说属于限制和禁止发展区域，制造业和生产性服务业发展比较薄弱，协同集聚水平低。

四、模型、变量与数据

(一) 协同集聚区域经济增长效应模型

考察产业协同集聚对区域经济增长的效应时，可以把产业协同集聚作为一种非投入性的技术进步来看待，在投入一定的情况下，协同集聚可以影响地区的总产出。因此，借鉴前人的思路，将基本生产函数设定为希克斯中性的 C-D 函数形式：

$$Y_i = A(Coga_i) \cdot F(K_i, L_i) \quad (4)$$

其中，Y 表示地区总产出，K 和 L 分别表示资本和劳动总投入，Coga 表示生产性服务业与制造业的协同集聚度，假定生产函数 F(·) 为规模报酬不变。对式 (1) 两边同时除以 L，可得：

$$\left(\frac{Y}{L}\right)_i = A(Coga_i) \cdot F(K/L)_i \quad (5)$$

鉴于本文重点是考察生产性服务业与制造业协同集聚对区域经济增长影响的差异，因此在上述基本方程（5）的基础上，根据面板数据模型的要求构建本文的计量模型如下：

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Cog}_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \gamma Z_{it} + \varepsilon \quad (6)$$

其中， y_{it} 是指地区 i 第 t 年的人均产出， Cog_{it} 指地区 i 第 t 年的产业协同集聚度， K_{it} 是区域 i 第 t 年的人均资本存量， Z_{it} 是由一系列控制变量组成的列向量， ε 是随机误差项。

（二）变量说明与数据获取

1. 被解释变量：用各市州的人均国内生产总值 agdp 测度，并用各年度 CPI 指数折算成以 2006 年为基期的可比值 aregdp ，模型中取对数后该变量为 $\ln \text{aregdp}$ 。

2. 解释变量 coga 和 coga^2 ：本文把 coga （生产性服务业与制造业协同集聚度）作为解释变量来考察产业协同集聚效应，把 coga^2 作为解释变量来考察倒“U”型关系，相关数据由本文第三部分计算所得。

3. 控制变量：根据前述文献，主要引入以下因素作为模型的控制变量。

（1）资本投入因素，用地区人均资本存量表示（记为 arecap ）。由于地区人均资本存量不能直接从统计年鉴获得，本文使用以下方法进行估算。以 2006 年为基期，利用市州限额以上工业企业流动资产和固定资产净值（年平均余额）估计限额以上工业资本存量，然后利用限额以上工业增加值占区域 GDP 总值的比重估计当年（2006 年）各市州资本存量。2006 年之后各年份的资本存量根据实际投资总额，用永续盘存法计算： $K_{it} = (1 - \theta) K_{i(t-1)} + I_{t-1}$ 。其中， K 是资本存量， θ 是年折旧率，设为 10%， I_{t-1} 是实际投资。再用个市州资本存量除以就业人数，最后利用各年度 CPI 指数折算成以 2006 年为基期的可比值 arecap 。模型中取对数后该变量记为 $\ln \text{arecap}$ 。

（2）对外开放程度，用人均外商产投资（FDI）存量表示（记为 Fdiit ）。考虑到 FDI 发生作用的滞后性，采用 FDI 存量指标，通过以下方法估算。以 2006 年开始计算，并假设 2006 年年存量是当年吸收 FDI 的倍（根据当年平均兑换率换算成人民币）。之后各年 FDI 存量采用永续盘存法计算。

（3）产业结构，用第二产业增加值占 GDP 比重表示，记为 industri 。

（4）人力资本水平，先把各市州居民的受教育程度划分为大专及以上学历、高中教育、初中教育、小学教育，再由公式： $\text{hmcap} = \text{高等教育} 16 + \text{高中教育} 12 + \text{初中教育} 9 + \text{小学教育} 6$ 计算得到。并对该变量取对数得到 $\ln \text{hmcap}$ 。

（5）本地市场效应，用当地社会消费品零售总额占全省的比重表示，记为 loef 。

（6）区域政府规模，用地区一般财政预算内支出占 GDP 的比重表示，记为 govscal 。比重越大，表明政府对区域经济发展的干涉力度越强。

主要的数据来源于 2006–2015 年的《四川统计年鉴》，价格指数等来自历年《中国统计年鉴》，缺省数据用插值法补充。文中生产性服务业和制造业统计口径与本文第三部分相同。相关变量的描述统计量如表 2 所示。

表 2 变量的描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
lnaregdp	189	0.420	0.206	-0.116	0.971
coga	189	0.810	0.191	0.118	0.996
lnarecap	189	0.757	0.327	-0.223	1.473
industru	189	0.503	0.0975	0.211	0.759
lnhmcap	189	0.00709	0.100	-0.265	0.258
loef	189	0.0476	0.0710	0.003	0.365
govscal	189	0.276	0.267	0.087	1.535

五、计量结果与解释

(一) 数据平稳性检验、协整检验

一些非平稳的经济时间序列往往表现出共同的变化趋势，而这些序列本身不一定有直接的关联。对非平稳数据进行回归，可能存在伪回归问题。因此，在面板数据模型估计之前，需要通过面板数据单位根检验对各面板序列的平稳性进行检验。面板数据单位根检验的方法主要有 LLC 检验、IPS 检验、ADF 和 PP 检验及 HT 检验。其中，LLC 检验、IPS 检验、ADF 和 PP 检验主要是用于大 T 小 N 的长面板，而小 T 大 N 型短面板一般采用 HT 检验。根据 HT 检验，本文中 lnaregdp、coga、lnarecap、industru、lnhmcap、loef 等五个变量均为一阶单整，而 govscal 为平稳序列（见表 3）。

表 3 HT 方法一阶单整检验

观测值	lnaregdp	coga	lnarecap	industru	lnhmcap	loef	govscal
Ht 检验值	0.904	0.609	0.966	0.821	0.773	0.616	0.507
Ht 概率值	(0.999)	(0.102)	(1.000)	(0.967)	(0.865)	(0.131)	(0.001)
一阶差分	dzlnaregdp	dzcoga	dzlnarecap	dzindustru	dzlnhmcap	dzloef	dzgovscal
Ht 检验值	-0.410	-0.169	-0.181	0.00556	-0.393	-0.304	-0.150
Ht 概率值	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)

接下来，分别检验面板异质性条件下的协整关系和面板同质性条件下的协整关系。原假设为 H0：没有协整关系。在一些情况下，会出现两个组统计量中有一个不能拒绝原假设的现象，一般认为，这也是可以的。在大多数情况下，两个面板统计量的检验结果基本是一致的。根据表 4 的协整检验的结果可以判断，面板数据之间存在协整关系。

表 4 Westerlund 协整检验

Statistic	Value	Z-value	P-value
Gt	-5.734	-20.96	0
Ga	-1.685	2.134	0.984
Pt	-4.941	-2.229	0.0130
Pa	-2.105	-1.707	0.0440

(二) 回归结果分析

静态面板模型估计常用混合模型、固定效应模型和随机效应模型三种方法。经计算，数据 F 统计量的 p 值为 0.012，在 5%的水平上拒绝混合模型；而异方差稳健的豪斯曼检验统计值为 27.22，在 1%水平上决绝了原假设，表明固定效应是比较有效的估计方法，所以本文采用固定效应估计结果（见表 5）。为检验前文提出的三个研究假说是否成立，本文的实证检验采取逐步增加解释变量的方式：第一阶段，只检验产业协同聚集对区域经济发展的影响，得到估计结果见表 5(1)-(6)；第二阶段，检验产业协同聚集对区域经济发展的倒“U”型影响，得到估计结果见表 5(7)；第三阶段，检验产业协同聚集对四大增长极的差别影响，得到估计结果见表 6。

表 5 变量逐渐增加的固定效应

lnaregdp	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
coga	0.0978	0.119***	0.0903**	0.0921**	0.0896**	0.0897**	0.149
	(0.125)	(0.0374)	(0.0371)	(0.0368)	(0.0379)	(0.0380)	(0.203)
lnarecap		0.500***	0.428***	0.451***	0.452***	0.447***	0.447***
		(0.0122)	(0.0235)	(0.0262)	(0.0265)	(0.0309)	(0.0310)
industru			0.419***	0.326**	0.322**	0.323**	0.323**
			(0.118)	(0.126)	(0.127)	(0.128)	(0.128)
govscal				-0.0535*	-0.0552**	-0.0531*	-0.0524*
				(0.0271)	(0.0279)	(0.0286)	(0.0287)
loef					-0.731	-0.573	-0.642
					(2.533)	(2.578)	(2.595)
lnhmcap						-0.0260	-0.0247
						(0.0723)	(0.0727)
coga2							-0.0389
							(0.131)

Constant	0.340***	-0.0548*	-0.188***	-0.146***	-0.107	-0.112	-0.130
	(0.102)	(0.0319)	(0.0487)	(0.0528)	(0.144)	(0.145)	(0.157)
Observations	189	189	189	189	189	189	189
R-squared	0.004	0.911	0.917	0.919	0.919	0.919	0.919
Number of code	21	21	21	21	21	21	21

注：括号内的值为 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表 6 四大经济区产业协同聚集对区域经济发展的影响

VARIABLES	全省	成都经济区	川南经济区	川东北经济区	攀西经济区
coga	0.0897**	0.232***	0.154*	0.118***	-0.202
	(0.0380)	(0.0462)	(0.0838)	(0.0399)	(0.138)
lnarecap	0.447***	0.592***	0.536***	0.600***	0.589**
	(0.0309)	(0.0331)	(0.0488)	(0.0619)	(0.194)
industru	0.323**	-0.123	1.086***	-0.622***	-0.288
	(0.128)	(0.176)	(0.144)	(0.222)	(0.786)
lnhmcap	-0.0260	0.0684	-0.239*	0.153	-0.0379
	(0.0723)	(0.0651)	(0.133)	(0.1000)	(0.471)
loef	-0.573	0.608	0.717	-23.66***	-15.77
	(2.578)	(2.021)	(7.310)	(5.649)	(29.02)

govscal	-0.0531*	0.0180	-1.280***	-0.0285	-2.227
	(0.0286)	(0.0417)	(0.371)	(0.0436)	(1.314)
Constant	-0.112	-0.187	-0.239	0.898***	0.978
	(0.145)	(0.209)	(0.314)	(0.207)	(0.798)
Observations	189	72	36	45	18
R-squared	0.919	0.967	0.987	0.974	0.910
Number of code	21	8	4	5	2

注：括号内的值为 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

通过对 2006-2014 年四川省 21 个市州制造业和生产性服务业的协同聚集度对区域经济影响的面板回归结果进行分析，可以发现以下几个主要特征：

1. 对于假设 H1, 可以看出产业协同集聚对四川省经济发展有整体促进作用。在添加控制变量的过程中, 模型的解释能力 (R-squared) 从 0.004 提高到 0.919, 产业协同集聚度对区域经济发展的回归系数一直显著。此外, 人均资本存量、产业结构水平和政府规模等三个解释变量也分别在 1%、5%和 10%的水平上显著。而本地市场效应和人力资本水平两个变量在 10%的水平上不显著, 也没有提高模型的解释能力。模型中控制变量政府规模回归系数为负, 与其他一些研究^[17]的结论不同, 这可以用四川省位于西部地区的特征来解释。由于四川省各市州政府预算内支出有相当部分是来自转移支付, 而转移支付与经济发展有一定的负相关关系, 因此回归系数为负。

2. 对于假设 H2, 可以看出四川省产业协同集聚的倒“U”型效应存在但不显著。从表 5(7)中可以看到, 加入协同集聚度的平方项后, 该项系数 (-0.0389) 为负, 与预期一致, 说明产业协同集聚对四川经济有可能存在着倒“U”型效应。也就是说, 在产业协同集聚积累到一定程度以前, 其对四川省区域经济增长起着正向促进作用; 而如果产业协同集聚进一步提升, 则会抑制区域经济发展。但是, 协同集聚度的平方项 $coga2$ 回归系数 t 统计量为 0.131, 说明倒“U”型影响的效应在 10%的水平上还不明显。

3. 针对 H3 假设, 从表 6 可以看出, 模型对成都经济区、川南经济区、川东北经济区的解释能力 (R-squared) 均比较高, 分别为 0.967、0.987、0.974, 而且产业协同集聚对区域经济增长的正向影响也比较显著。攀西经济区的模型解释能力 (R-squared) 略低, 为 0.910, 说明其产业协同集聚度的影响并不显著。成都经济区产业协同集聚度对区域经济发展的影响最大, 为 0.232; 川南经济区和川东北经济区略小, 分别为 0.154 和 0.118。可以看出, 产生协同集聚度对不同经济区的影响度有所差别。

六、结论和建议

(一) 结论

本文以产业协同集聚的多点多极支撑效应为研究对象, 探讨了区位特征和发展阶段对西部区域的可能影响。测度并分析了四川省 21 个市州生产性服务业与制造业协同集聚水平, 采用短面板固定效应模型, 以 2006-2014 年间面板数据为基础, 验证了产业协同集聚对区域多点多极发展的支撑效应。研究发现, 生产性服务业和制造业的协同集聚对四川省经济发展的促进作用比较显著, 但协同集聚度上升到一定阶段后, 反而会对区域经济发展产生负面影响。从省域次区域效应来看, 四川省四大次区域的产业协同集聚效应有所不同, 成都平原经济区协同集聚效应最为显著, 而攀西地区最不显著。与此同时, 资本投入、产业结构水平和政府规模等因素对四川省域次区域经济发展也有重要影响。

(二) 建议

根据上述分析, 本文提出如下建议:

1. 在“工业强省战略”推进过程中要注重促进生产性服务业和制造业协同发展。近年来, “工业强省战略”一直是四川省立足省情、促进“两个跨越”发展的重要抓手, 在推进过程中强调工业经济的快速发展和第二产业比重的提高。从本文的研究结果来看, 四川省“工业强省战略”应该更加重视产业协同集聚的多点多极支撑效应, 七大优势产业发展规划和五大高端成长性产业发展规划中要包含相关的生产性服务业发展的内容, 一些基础性和通用性的生产性服务业还要做专项子规划; 要以产业集群思路取代简单的产业集合思路, 根据价值链招商, 按照供应链布局, 形成产业协调集聚发展的格局。

2. 根据产业协同集聚效应的区域差异制定不同的产业政策。从上述分析可知, 在点多多极支撑发展的背景下, 四川省产业协同集聚效应有着明显的区域差异, 因此不同区域应该推出差异化的产业集聚发展策略。攀西地区应着重制造业的集聚和人口的集聚, 通过制造业的集聚效应来提高本地经济发展水平; 川南经济区和川东北经济区应更加关注二三产业间的协同集聚, 尤其要注重通过生产性服务业的集聚发展来推动制造业向价值链高端攀升; 成都经济区应注重高附加值产业的集聚, 顺应区域的

同城化发展趋势，采用“高端生产性服务业与先进制造业在核心区发展、一般制造业在周边城市发展”的协同集聚模式。

3. 生产性服务业集聚要以城市为导向，而不是以制造业基地为导向。从上述分析结果可以看出，四川省域次区域制造业的发展程度与产业协同集聚效应相关性并不明显，说明受区位条件和发展阶段影响，四川省生产性服务业集聚还不是以制造业集中区为指向，而是以中心城市为指向。在推进和落实《四川省人民政府关于加快发展生产性服务业促进产业结构调整升级的实施意见》等的过程中，要重视生产性服务业发展和城市发展的协同，把生产性服务业发展融入城市发展之中，在推进城市化过程中协调好生产性服务业的集聚区和城市功能组团的关系，做到产城相融和产城一体。

注：

①成都平原经济区包括成都、德阳、绵阳、乐山、眉山、资阳、遂宁、雅安 8 市，川南经济区包括自贡、泸州、内江、宜宾 4 市，川东北经济区包括广元、南充、广安、达州和巴中 5 市；攀西经济区包括攀枝花市和凉山州 2 市（州）；川西北生态经济区包括甘孜州和阿坝州 2 市（州）。

②选择 2006 -2014 年的数据，一方面是基于数据的可获得性，另一方面是因为 2014 年四川出台《中共四川省委四川省人民政府关于实施工业强省战略的决定》，并于次年出台《四川省人民政府关于加快发展生产性服务业的实施意见》，形成了比较稳定的制造业和生产性服务业互动发展的政策环境。

③本文中生产性服务业包括交通运输、仓储及邮政业，信息传输、计算机服务和软件业，批发和零售业，金融业，房地产业，租赁和商业服务业，科学研究、技术服务和地质勘查业等 7 类；制造业则参照国民经济行业分类与代码(GB / T4754-2011) 涵盖行业大类代码 13-43，共计 31 大类。

参考文献：

- [1] 惠炜, 韩先锋. 生产性服务业集聚促进了地区劳动生产率吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 2016, (10).
- [2] 詹浩勇, 冯金丽. 西部生产性服务业集聚对制造业转型升级的影响——基于空间计量模型的实证分析[J]. 技术经济与管理研究, 2016, (4).
- [3] 孟华蕾. 生产性服务业研究综述[J]. 科技创新与生产力, 2016, (2).
- [4] 王晓娟, 陈建军. 企业跨区域发展视角下的产业集群转型[J]. 学术月刊, 2006, (10).
- [5] 邱灵, 申玉铭, 任旺兵. 北京生产性服务业与制造业的关联及空间分布[J]. 地理学报, 2008, (12).
- [6] 陆剑宝. 基于制造业集聚的生产性服务业协同效应研究[J]. 管理学报, 2014, (3).
- [7] 陈晓峰, 陈昭锋. 生产性服务业与制造业协同集聚的水平及效应——来自中国东部沿海地区的经验证据[J]. 财贸研究, 2014, (2).
- [8] 江曼琦, 席强敏. 生产性服务业与制造业的产业关联与协同集聚[J]. 南开学报, 2014, (1).
- [9] 杨杰. 生产性服务业与区域经济可持续发展关系研究——以安徽省为例[J]. 产业经济评论, 2015, (9).

-
- [10] 陈赤平. 工业化中期生产性服务业与制造业的协同定位研究——以湖南省 14 个市州的面板数据为例[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2016, (1).
- [11] Ellison G., Glaeser E. L., Kerr W. R.. What Causes Industry Agglomeration? Evidence from Coagglomeration Patterns[J]. Nber Working Papers, 2007, 100(3):1195-1213.
- [12] 杜传忠, 王鑫, 刘忠京. 制造业与生产性服务业耦合协同能提高经济圈竞争力吗?——基于京津冀与长三角两大经济圈的比较[J]. 产业经济研究, 2013, (6).
- [13] 李志强. 产业协调发展对区域经济的影响研究——基于制造业与生产性服务业面板数据模型的分析[J]. 商业研究, 2016, (4).
- [14] 胡艳, 朱文霞. 基于生产性服务业的产业协同集聚效应研究[J]. 产经评论, 2015, (2).
- [15] Brulhart M., F. Sbergami. Agglomeration and Growth: Empirical Evidence [EB/OL].
www.hec.unil.ch/mbrulhart/papers, 2006-04-12.
- [16] 于斌斌. 产业集聚能提高地区经济效率吗?——基于中国城市数据的空间计量分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2015, (5).
- [17] 豆建民, 刘叶. 生产性服务业与制造业协同集聚是否能促进经济增长——基于中国 285 个地级市的面板数据[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2016, (4).
- [18] 徐盈之. 威廉姆森假说: 空间集聚与区域经济增长——基于中国省域数据门槛回归的实证研究[J]. 经济理论与经济管理, 2011, (4).
- [19] 陈国亮. 产业关联、空间地理与二三产业共同集聚——来自中国 212 个城市的经验考察[J]. 管理世界, 2012, (4).
- [20] 杨仁发. 产业集聚与地区工资差距——基于我国 269 个城市的实证研究[J]. 管理世界, 2013, (8).