

中国省区市场开放、地方政府 投资与制造业结构差异

孔令池¹,高波^{1,2},黄妍妮¹

(1. 南京大学经济学院,江苏南京 210093;

2. 中国特色社会主义经济建设协同创新中心,江苏南京 210093)

摘要:制造业结构趋同降低了资源配置效率,是长时期困扰中国从“制造业大国”走向“制造业强国”的难题。文章利用2000—2014年中国30个省级地区制造业面板数据,从制造业结构差异角度,实证分析了资源优化配置中市场机制与政府干预的博弈。全样本估计结果显示,国际市场开放与制造业结构差异之间存在U形关系,国际市场开放水平达到一定临界值以后,有利于制造业结构差异;国内市场开放优化了资源配置,与制造业结构差异之间呈显著正向关系;相反,地方政府投资扭曲了资源配置,阻碍了制造业结构差异。分地区估计结果显示,国内市场开放对东、中、西部地区制造业结构差异均起到了重要的推动作用,表现出较强的稳健性;而国际市场开放和地方政府投资的影响效应却呈现鲜明的空间差异。促进制造业结构差异化,东部地区市场力量明显优于政府力量,西部地区政府政策依赖性更加突出。深入而言,中国省区市场开放与地方政府投资的互动中,两者呈相悖效果,省区市场开放促进制造业结构差异的效力被地方政府投资不断地削弱。

关键词:制造业结构差异;国内市场开放;地方政府投资;资源配置;交互作用

中图分类号:F419.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2017)07-0133-12

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2017.07.011

一、引言

制造业结构趋同带来的资源浪费、恶性竞争和重复建设等问题一直是制约我国制造业发展的痼疾。2000年中国省级地区间平均制造业结构相似系数为0.45左右,2014年达到了0.58左右,中国整体制造业结构趋同程度不断上升。如图1所示,以0.5为分界值,除个别地区,2014年大部分地区均存在不同程度的制造业结构趋同问题。产能过剩实际上是制造业结构趋同的一个表象。近年来,产能过剩涉及范围越来越广,已逐渐从钢铁、水泥等传统产业扩大到汽车、机械和电解铝等领域,甚至扩展到光伏、多晶硅、风电设备等新兴战略性新兴产业。当前,推进制造业结构差异的关键在于避免资源错配,促进地区间产业优势互补、实现分工协作,这也是化解产能过剩、促使产业结构转型升级的重要手段。

收稿日期:2016-04-20

基金项目:江苏省社会科学基金基地课题“江苏省城乡发展一体化战略研究”(15JD033)

作者简介:孔令池(1990—),男,江苏如东人,南京大学经济学院博士研究生;

高波(1962—),男,江苏泰兴人,南京大学经济学院教授,博士生导师;

黄妍妮(1990—),女,安徽蚌埠人,南京大学经济学院博士研究生。

长期以来,关于制造业结构趋同形成机理的研究结论莫衷一是。以发达国家为背景的研究多将其归结为经济周期的微观表现,特定市场结构或企业自主意愿选择的必然结果(Dixon和Rimmer,2011)。国内有一批学者也认为是市场经济的一种常态,并将其表述为产业结构趋同的合意性(陈耀,1998;刘航和孙早,2014)。比如,林毅夫等(2007,2010)就曾多次指出,由于“后发优势”,发展中国家对新的、有前景产业能够达成共识的前提下,会引发大量企业和资金几乎同一时间涌入一个或几个行业,发生“潮涌现象”,这是信息不对称导致的理性结果。与之相对,国内更多学者倾向于将产业结构趋同归结为“体制扭曲”的不良后果,他们认为体制扭曲下地方政府对微观经济行为的不当干预是导致企业过度投资、产能过剩和行业重复建设的主要原因(江飞涛和曹建海,2009;余东华和吕逸楠,2015)。可见,制造业结构趋同的“市场失灵”假说和“体制扭曲”假说存在较大分歧。厘清两者之间的关系,对于化解产能过剩、促使产业结构转型升级具有重要意义。

改革开放以来,尤其是加入WTO后,中国凭借临近国际市场的地理优势、历史形成的工业基础以及配套的政策优惠,劳动密集型加工制造业在沿海有限的几个省市大量集聚,地方化程度不断加深,产业结构趋同问题越来越突出。随着对外开放的不断深入,东部沿海地区由于人口和产业的过度集聚,承载着巨大的资源和环境压力,希望通过“腾笼换鸟”将一些传统产业向中西部地区进行转移。2007年,珠江三角洲地区开始出现大规模产业转移的现象,2010年富士康事件引发了内迁潮

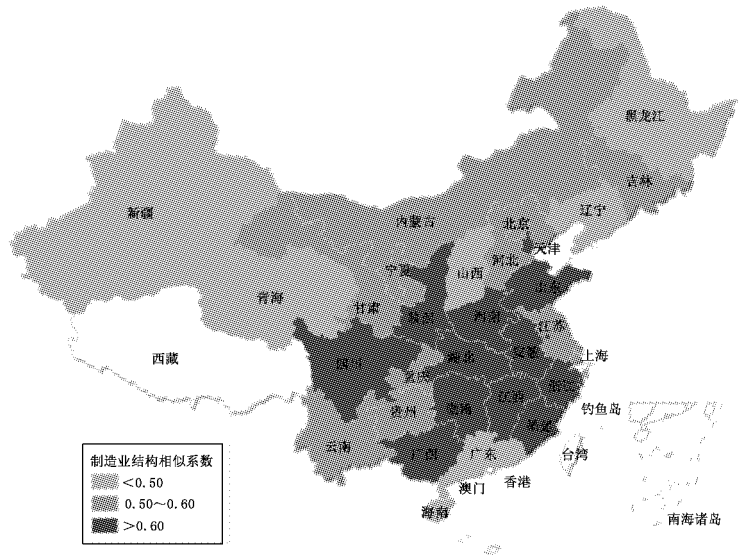


图1 30个省(市、自治区)制造业结构相似系数(2014年)

注:采用联合国工业发展组织(UNIDO)国际工业研究中心提出的产业结构相似系数测算,其值越接近于0,制造业结构差异越大;越接近于1,制造业结构越近似。港澳台、西藏自治区因数据缺失未纳入计算。

涌(高波等,2012),而产业转移和承接势必引发制造业空间布局的再调整,这一过程是否有利于制造业结构差异化布局值得深入探讨。既有文献鲜有关于国际市场开放与制造业结构差异关系的研究,也未得到统一的研究结论。张莹和王磊(2015)实证检验发现,经济全球化更容易促使不同地区发展该地区具有比较优势的产业,形成具有当地特色的产业结构。相反,Fujita和Hu(2001)以及贺灿飞等(2008)认为,大量外资进入和参与国际贸易使得中国经济融入全球竞争,强化了区域比较优势,促使产业向沿海地区集中,外资相近的产业与区位偏好、相同的国际市场需求会激励沿海省区发展类似产业。

有趣的是,在我国几乎所有制造业结构趋同现象背后都附有地方政府的影子。以光伏产业为例,全国31个省(市、自治区)都曾把光伏产业列为优先扶持发展的新兴产业,600个城市中,有300个发展光伏太阳能产业,100多个建设了光伏产业基地(何勇,2011)。地方政府在投资动机驱使下为达到既定目标做出了违背市场规律的干预行为,成为目前解释制

制造业结构趋同问题的主流观点。已有研究从财政分权、晋升激励和官员考核等角度较为一致地认为地方政府投资对制造业结构差异产生了负向影响。邱风等(2005)认为,由于特定的官员晋升体制,长三角地区的恶性竞争主要表现在由政府控制投资的领域。王燕武和王俊海(2009)发现,在单一的中央政府依托相对绩效考核的晋升激励假设下,不同类型的地方政府会采取模仿战略来最大化自身利益,进而导致地区产业结构趋同。

此外,大量文献从地方保护、市场分割、地区贸易壁垒和经济一体化等角度对与制造业结构差异之间的关系进行了研究。Young(2000)发现,地方保护主义导致了市场分割和地区产业结构趋同。范剑勇(2004)的研究证实了一体化必然带来制造业的空间转移和地区结构差异性增强。胡向婷和张璐(2005)发现,地区政府对地区间商品贸易设置的壁垒越大,地区间越不容易出现产业差异化发展。赵伟和张萃(2009)的研究表明,无论珠三角还是长三角,区际开放与其制造业的结构差异呈现较高的正相关联系。

以已有文献为基础,本文着重考察了中国省区市场开放与地方政府投资对制造业结构差异的影响。本文的边际贡献在于:第一,将省区市场开放和地方政府投资置于同一框架下系统地分析比较,并考察了两者之间的交互作用,对现有文献进行了一定改进;第二,本文的省区市场开放属于“二重”开放,既包括国际市场开放更包含国内市场开放,拓宽了研究视野;第三,中国经济具有大国经济特征,本文就省区市场开放、地方政府投资对制造业结构差异的影响进行了区域差异比较,使研究更具实践指导价值。

二、理论分析及假说提出

(一)制造业结构差异:基于市场开放的理论解释。国际市场开放初期,伴随着贸易成本的逐渐下降,其他地区的劳动力、资本等生产要素和制造业厂商将在资本深化效应、知识溢出效应、技术溢出效应、制度变迁效应等向心力的作用下向某地区集聚,以实现规模报酬递增。制造业一旦在该地区集聚,在 *Marshall* 及 *Jacobs* 外部性等作用下,将通过自我强化效应,强化国际市场开放所促成的制造业空间集聚。然而,市场经济的自发性、盲目性、唯利是图等的存在容易产生恶性竞争,使制造业结构出现过度集中而导致的“同质化”和制造业“遍地开花”的空间分布格局,进而造成制造业结构趋同。国际市场开放逐步深化将引致市场机制不断完善,当国际市场开放扩大到一定程度后,集聚地区的离心力将会超过向心力,出现阻碍制造业进一步集聚的力量,如土地租金上升、劳动力成本上升、环境污染等外部不经济,以及越来越强的市场拥挤效应或本地竞争效应等。而其他地区,到了一定阶段就有可能体现出明显的市场潜力优势,制造业向这些地区转移既可以占领当地市场,也能够获得廉价的劳动力和原材料等,从而一部分产业或某些产业中的一部分倾向于从集聚的中心转移到其他地区,出现制造业再分散的趋势,进而不断增强地区间制造业结构差异化水平。可见,制造业结构趋同只是开放经济发展到一定阶段的特殊产物。

在进一步考虑区际联系的情况下,不同区域的制造业行业因增长速度不同,较易引起空间分布门类和密度差异,从而表现出制造业结构差异。经济转型期,制造业梯度转移过程中自然可能出现转移粘性和路径依赖等现象,制造业差异化布局将面临发展困境。而提高国内市场开放水平,破除地区间市场分割,确保地区间要素自由流动,能够有效推进制造业转移。从长期来看,产业转移某种程度上可能起到“种子”的作用,可以促进承接产业转移地区产业集聚过程的持续进行,从而有可能形成新的增长极,进一步推进基于规模经济的区域分工和产业布局分散化平行发展,从而实现区域制造业结构差异化。此外,国内市场开放水平

有利于微观生产要素的优化配置,促使地区间开展多种形式的横向经济协作,推动区域间的联合,形成区域分工格局,最终实现制造业结构差异。

假说 1:国际市场开放和制造业结构差异二者之间存在“先抑制后促进”的 U 形关系。

假说 2:国内市场开放水平的提升,有利于优化资源配置,推动制造业结构差异。

(二)制造业结构差异:基于地方政府投资的理论解释。1980—1994 年的行政分权改革和 1994 年的分税制改革,直接导致了地方政府的事权增加,相应也增加了与事权相匹配的地方政府投资。然而,在现有财政分权体制下,地方政府间存在的软约束的竞争将会形成一种恶性竞争,使得地方政府投融资超过其应有职能范围,形成政府职能的“越位”,并产生一系列问题。具体地,在地方政府投资过程中,地方官员作为单个的决策主体,其最优决策是自身利益最大化。地方官员为了保持在晋升的机会中处于领先地位,必然存在强烈的投资冲动,倾向于充分调动资源参与地方竞争,会采取各种办法突破资金约束,设立地方政府投融资平台就是其中之一。资源稀缺条件下,官员理性的选择是将资源用于其任期内能产生收益的项目或者能产生政治明星效应的行业,最终投资过度进入某个项目或行业,产生重复建设、过度竞争等,阻碍了地区间制造业结构差异。

此外,地方政府实现其目标的另一重要途径是招商引资。地方政府有能力、更有动力通过税收优惠政策、土地优惠政策或者产业资助政策等实现招商引资,并热衷于一些投资周期短、资本回收快的“短平快”项目,地区间为争夺相对有限的市场和资源往往各自为战,甚至设置地区贸易壁垒等,严重违背了市场规律,扭曲了市场开放的优化资源配置效应。在现有的财政分权和地方竞争框架下,省区市场开放与地方政府投资形成了某种利益耦合体,地方政府干预的扩张恶化了市场开放的竞争环境,削弱了市场机制促进制造业结构差异的效力。

假说 3:在现有财政分权和地方竞争框架下,地方政府投资会妨碍制造业结构差异;且政府干预的深化会不断削弱市场机制对制造业结构差异的正向效力。

三、模型设定、变量选取与数据来源

(一)模型设定。本文考察的是省区市场开放、地方政府投资对制造业结构差异的影响,在实证中设定如下面板数据基准回归模型:

$$sd_{it} = \alpha + \beta_1 imo_{it} + \beta_2 lndmo_{it} + \beta_3 lngov_{it} + \sum_i \theta_i \times Control_{it} + year_i + \gamma_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 和 t 分别表示省区和年份。 sd_{it} 表示制造业结构差异, imo_{it} 为国际市场开放指数, $lndmo_{it}$ 是国内市场开放指数的对数, $lngov_{it}$ 为地方政府投资指数的对数, $Control_{it}$ 为控制变量向量, ϵ_{it} 为随机误差项, $year_i$ 、 γ_i 分别表示时间和地区固定效应。

另外,为了考察国际市场开放和制造业结构差异之间是否存在 U 形关系,还需要对基准模型进行如下修正:

$$sd_{it} = \alpha + \beta_1 imo_{it} + \beta_2 lndmo_{it} + \beta_3 lngov_{it} + \varphi imo_{it}^2 + \sum_i \theta_i \times Control_{it} + year_i + \gamma_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

(二)变量选取。

1. 被解释变量。从现有文献来看,国内外学者研究制造业结构差异程度的指标,主要有产业结构相似系数、克鲁格曼指数、改进克鲁格曼指数和重合度指数等,但是上述指标均侧重于衡量产业的空间分布,对于测度制造业区域间结构差异化程度并不合适。参考胡向婷等(2005)的研究方法,制造业结构差异指标 sd_{it} , 表示为:

$$sd_{it} = \sum_{j=1}^n \left| \frac{Y_{ijt}}{Y_{it}} - \frac{Y_{jt}}{Y_t} \right| \quad (3)$$

其中, i 代表地区, j 为具体行业 ($j=1, 2, 3 \dots n$), t 表示年份。 sd_{it} 表示 i 地区 t 年的制造业结构差异化指数, Y_{ijt} 是 t 年 i 地区 j 行业的从业人员平均人数, Y_{it} 是 t 年 i 地区的全部从业人员数, Y_{jt} 则是 t 年全国 j 行业全部从业人员数, Y_t 是 t 年全国全部从业人员数。指标值越接近于 0, 制造业结构的差异程度越小; 指标值越接近于 1, 制造业结构的差异程度越大。

2. 核心解释变量。

(1) 国际市场开放指数 (imo)。这一指标主要反映我国各地区对其他国家的市场开放程度。本文采用进出口贸易依存度, 即进出口贸易总额占 GDP 的比重来衡量。

(2) 国内市场开放指数 (dmo)。迄今为止, 市场开放水平的测度指标主要集中在国家层面, 对于国内市场开放水平的测度并不多见。柯善咨和郭素梅(2010)利用相对价格方差法, 通过计算各省与其他相邻省的市场分割指数测度中国省级商品市场的对内开放程度, 然而中国的特征事实却是两省即便不相邻也有可能存在市场分割。为避免了上述指标的缺陷, 这里借鉴 Parsley 和 Wei(2001)、毛其淋和盛斌(2011)的方法, 构建如下指标:

$$dmo_{it} = \left[\frac{1}{\sum_{i \neq j} var(|\Delta Q_{ijt}^k| - |\Delta \bar{Q}_t^k|) / N} \right]^{1/2} \quad (4)$$

$$\Delta Q_{ijt}^k = \ln(p_{it}^k / p_{jt}^k) - \ln(p_{it-1}^k / p_{jt-1}^k) = \ln(p_{it}^k / p_{it-1}^k) - \ln(p_{jt}^k / p_{jt-1}^k)$$

其中, t 为年份, i 和 j 表示地区, k 是商品, N 表示合并的省市组合数目。 dmo_{it} 为本文构建的国内市场开放指数, $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 是相对价格绝对值, $|\Delta \bar{Q}_t^k|$ 则为相对价格绝对值的平均值, p_{it}^k 表示商品零售价格的环比指数。

(3) 地方政府投资 (gov) 是本文的另一核心解释变量。地方政府投融资平台承担了政府主导的重点基础设施建设和重大产业发展投融资任务, 本文将投融资平台每年发行的城投债作为地方政府投资的代理变量, 并作人均化处理以剔除人口规模的影响, 避免异方差。

3. 控制变量: 制造业结构差异除了受省区市场开放、地方政府投资的影响以外, 还受到其他许多因素影响。借鉴已有文献的成果, 选择如下控制变量: ①人均 GDP 反映地区间经济发展水平的差异; ②用税收收入占 GDP 的比重表示财税政策 (tax); ③金融发展水平 ($finance$) 使用金融机构信贷总额占 GDP 的比例衡量; ④资源禀赋 (re) 使用采掘业从业人员数除以工业从业人员数表示; ⑤交通运输条件 (ttc) 采用公路和铁路营运总里程与该区域面积的比值加以表征; ⑥城市化水平 ($city$) 用城市人口占常住总人口的比重表示。

(三) 数据来源及描述性统计。选择 2000—2014 年中国 30 个省(市、区)面板数据作为样本, 其中西藏和港澳台地区因数据缺失而未纳入样本。城投债数据来自万得(WIND)资讯数据库, 其他所有原始数据均来自中国经济与社会发展统计数据库以及 2001—2015 年的《中国工业经济统计年鉴》, 2001—2015 年的《中国财政年鉴》, 部分数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》以及 2001—2015 年的《中国统计年鉴》和各省统计年鉴。删除缺失数据的行业, 最终选择 20 个制造业二位码行业^②作为样本。描述性统计结果见表 1。

①共 8 类商品: 粮食、服装鞋帽、饮料烟酒、文化体育用品、药品、书报杂志、日用品及燃料。

②20 个制造业二位码行业: 农副食品加工业、食品制造业、饮料制造业、烟草制造业、纺织业、造纸及纸制品业、石油加工、炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、金属制品业、通用设备制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、电气机械及器材制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业、仪器仪表及文化、办公用品机械制造业。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观测数	平均值	最大值	最小值	中间值	标准差
<i>sd</i>	450	0.5412	0.9543	0.2077	0.4935	0.2012
<i>imo</i>	450	0.3244	1.7215	0.0357	0.1309	0.4026
<i>lndmo</i>	450	3.8722	4.7095	2.5927	3.8663	0.3510
<i>lngov</i>	450	5.4348	7.6230	0.7206	5.4494	1.2645
<i>lngdp</i>	450	9.8556	11.5639	7.9226	9.8911	0.7924
<i>tax</i>	450	0.0703	0.1810	0.0300	0.0645	0.0280
<i>finance</i>	450	0.7070	3.0796	0.0201	0.6882	0.1954
<i>re</i>	450	0.1131	0.3507	0.0162	0.0896	0.0750
<i>ttc</i>	450	0.6734	2.127	0.0222	0.538	0.4570
<i>city</i>	450	0.4883	0.9030	0.2477	0.4608	0.1382

四、实证结果分析

(一)中国省区市场开放、地方政府投资对制造业结构差异的假说检验。

1. 静态面板的实证分析。对固定效应和随机效应做稳健 *Hausman* 检验发现, *P* 值为 0.0000, 强烈拒绝解释变量与扰动项不相关的原假设, 故使用固定效应模型。具体估计结果见表 2。

表 2 静态面板估计结果

被解释变量	制造业结构差异(<i>sd</i>)						
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
<i>imo</i>	0.2217 (0.82)	0.2174 (0.93)	0.2333* (1.92)	0.2063 (0.71)	0.2123* (1.72)	0.2024 (0.43)	-0.1184*** (-3.41)
<i>imo</i> ²							0.1097*** (2.92)
<i>lndmo</i>		0.0273** (2.54)	0.0329*** (3.41)	0.0403*** (2.91)	0.0329*** (2.64)	0.0292*** (5.27)	0.0244*** (4.52)
<i>lngov</i>			-0.0223** (-2.17)	-0.0178*** (-3.26)	-0.0238*** (-2.58)	-0.0188** (-2.02)	-0.0179** (-1.99)
<i>lngdp</i>						0.0043*** (2.88)	0.0062*** (2.76)
<i>tax</i>						1.2028*** (7.22)	1.1993*** (7.04)
<i>finance</i>						0.1102*** (2.97)	0.1086** (2.01)
<i>re</i>						0.7043** (2.22)	0.6820** (2.17)
<i>ttc</i>						-0.1062** (-2.01)	-0.0988** (-2.10)
<i>city</i>						0.1812** (2.34)	0.1655 (1.66)
时间/地区	双控制	双控制	只控制时间	只控制地区	双控制	双控制	双控制
<i>R</i> ²	0.0475	0.0726	0.0835	0.1081	0.1466	0.5084	0.5972
<i>F</i>	29.44	27.61	27.40	33.58	35.93	36.43	37.26

注:表中括号内为 *t* 值, *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。

通过逐步回归的方法进行实证检验, 首先模型(1)至模型(6)的结果表明国际市场开放对制造业结构差异呈现正向影响, 但除模型(3)其他系数均不显著。为验证假说 1, 国际市场开放对制造业结构差异的非线性影响, 加入国际市场开放指数的二次项(见模型(7)), 发

现二次项系数显著为正,一次项系数显著为负,呈现U形关系,说明国际市场开放初期,各地区往往“一哄而上”,竞相效仿,导致重复建设现象频现,一度造成制造业结构的趋同,但随着国际市场开放程度的继续提升,越过一定阶段后,其对制造业结构差异的负面效应趋于减弱,反而有助于促进制造业结构差异化发展。在模型(2)至模型(7)中,国内市场开放与制造业结构差异程度有着显著的正向关系,说明促进要素自由流动,形成国内市场一体化,打破地方贸易壁垒,破除地方保护主义,有助于制造业结构的差异化发展,符合假说2的理论预期。模型(3)至模型(7)的估计结果说明假说3得到了验证。地方政府投资的系数显著为负,说明地方政府有动机通过各种方式提高政绩,展开地区竞争,使投资往往违背比较优势,进而引致低效率的制造业结构。

控制变量方面,人均GDP的系数显著为正,说明随经济发展水平的提高,制造业结构将呈差异化发展趋势。税收政策的系数显著为正,说明地方政府通过制定差异化税收政策,在结构上采取减税或者比较优惠的税收政策进行鼓励性调节,引致资本在不同行业或不同地区之间重新流动继而改变资源配置格局,有助于实现制造业结构差异化。制造业的转型升级,离不开金融支持,金融发展水平越高,越有助于制造业结构的优化调整。资源禀赋的系数显著为正,说明资源禀赋的地区差异有助于形成区域分工,从而推动制造业结构差异化发展。交通运输条件的改善为区域间的同质竞争提供了基础条件,弱化了制造业投资选择的谨慎动机,不利于制造业结构差异化。城市化对制造业结构差异具有正向的空间冲击作用。

2. 动态面板的实证分析。制造业结构演变从长期来看是个动态过程,既受当前因素的影响,也与过去因素有关。因而考虑在模型中加入被解释变量的滞后项。模型中引入了被解释变量的滞后项 $L.sd$,这容易与回归误差项之间存在相关关系,某些变量在逻辑关系上可能会受到被解释变量的反向影响,且可能存在遗漏变量的问题,这里采用系统GMM方法估计解决内生性问题。模型中的Sargan过度识别约束检验均拒绝原假设,说明所有的工具变量均有效;Arellano-Bond差分后的AR(1)检验均拒绝原假设,而AR(2)检验均不拒绝原假设,说明差分后的残差存在一阶自相关,但不存在二阶自相关,表明模型设定合理。

表3 动态面板估计结果

被解释变量	制造业结构差异 sd						
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
$L.sd$	0.8892*** (9.58)	0.9031*** (13.77)	0.9022*** (12.98)	0.8917*** (10.02)	0.9013*** (12.47)	0.8726*** (8.88)	0.8644*** (8.21)
imo	0.1921 (1.17)	0.1903 (1.34)	0.1912 (1.56)	0.1907 (1.66)	0.1878 (1.23)	0.1893 (1.34)	-0.1892*** (-2.98)
imo^2							0.1743*** (3.23)
$ln dmo$		0.0322* (1.72)	0.0314** (2.54)	0.0324** (2.00)	0.0287** (1.97)	0.0293* (1.71)	0.0246** (2.01)
$ln gov$			-0.0217** (-2.43)	-0.0217** (-2.17)	-0.0209* (-1.83)	-0.0198** (-1.98)	-0.0190*** (-2.87)
控制变量	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
时间/地区	双控制	双控制	只控制时间	只控制地区	双控制	双控制	双控制
Sargan 检验	0.050	0.028	0.019	0.013	0.024	0.038	0.044
AR(1)检验	0.019	0.015	0.015	0.015	0.017	0.013	0.004
AR(2)检验	0.600	0.543	0.748	0.715	0.409	0.338	0.390

注:括号内的数值为对应估计值的 t 统计量。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。限于篇幅,并未报告各控制变量估计结果,可向作者索取。下表统同。

从表 3 不难看出,滞后一期的制造业结构差异系数呈正显著,说明制造业结构差异表现出明显的惯性特征。国际市场开放与制造业结构差异呈现 U 形关系,表明国际市场开放只有达到一定水平才能促进制造业结构差异。国内市场开放对制造业结构差异的影响显著为正,而地方政府投与制造业结构差异之间存在显著的负向关系,这与上文研究结论基本一致。

(二)中国省区市场开放、地方政府投资对制造业结构差异的区域效应。上述分析结果仍会面临的一个突出问题,即东、中、西部地区^①经济发展水平差异较大导致的系统误差,制造业结构差异的区域性特征可能会因此被掩盖。为有效解决这个问题,本文将分区域进行分样本估计。

表 4 分地区回归结果

被解释变量	东部地区 <i>sd</i>		中部地区 <i>sd</i>		西部地区 <i>sd</i>	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
<i>L.sd</i>	0.9014*** (4.78)	0.8963*** (3.52)	0.8242*** (3.02)	0.8223*** (2.99)	0.7786*** (3.28)	0.7809*** (3.11)
<i>imo</i>	0.2507** (2.54)	-0.2002** (-2.43)	-0.2022*** (-4.78)	-0.1952 (-0.87)	-0.1011 (-1.23)	-0.1326 (-0.32)
<i>imo</i> ²		0.1897*** (2.89)		0.1508 (1.02)		-0.1270 (-1.01)
<i>lndmo</i>	0.0355*** (3.12)	0.0476*** (2.88)	0.1068** (2.00)	0.0896** (1.98)	0.1473*** (3.40)	0.1555*** (2.87)
<i>lngov</i>	-0.0823* (-1.74)	-0.0605 (-1.29)	-0.0476** (-2.55)	-0.0500*** (-2.97)	0.0273** (2.00)	0.0202* (1.78)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间/地区	双控制	双控制	双控制	双控制	双控制	双控制
<i>Sargan</i> 检验	0.037	0.016	0.060	0.035	0.092	0.052
AR(1)检验	0.001	0.002	0.017	0.010	0.027	0.018
AR(2)检验	0.648	0.553	0.428	0.306	0.570	0.802

表 4 显示,东部地区国际市场开放与制造业结构差异之间存在 U 形关系,而中、西部地区不存在 U 形关系,这与东、中、西部地区的国际市场开放程度密切相关。从国际市场开放的一次项系数来看,东部地区显著为正,中部地区显著为负,西部地区不显著,这是符合现实的:西部地区相比于东、中部地区国际市场开放水平较低,所以对于制造业结构差异的影响系数有可能是不显著的;东部地区是中国对外开放和经济转型升级的前沿阵地,国际市场开放水平较高,部分甚至大部分省市已经越过了一定强度,表现为对制造业结构差异的显著促进作用;中部地区地处内陆,国际市场开放要明显晚于东部沿海地区,国际市场开放水平仍未达到一定强度,表现为对制造业结构差异的抑制作用。事实上,这进一步验证了假说 1 的理论预期,即国际市场开放与制造业结构差异之间存在阶段性的动态变化关系。东、中、西部地区国内市场开放与制造业结构差异之间关系显著且符号为正,与假说 2 的理论预期一致,显示了较好的稳健性。

从地方政府投资系数来看,模型(1)、(2)中东部地区地方政府投资系数并不显著,原因可能在于大部分东部地区正处于工业化后期,个别地区甚至处于后工业化时期,在这一发展阶段,市场机制往往相对更加完善,因此更加注重发挥市场的决定作用,政府作用的力量相对薄弱,市场的力量大于政府的力量;模型(3)、(4)中,中部地区地方政府投资系数

^①东部地区:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区:山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区:重庆、内蒙古、四川、广西、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

显著为负，可能由于中部地区正处于工业化中后期，工业化处于快速上升期，并在承接东部地区制造业转移时，地方政府为了维持或推进这种上升势头往往急于推动低附加值制造业的“落户”发展，却很少考虑到地区的比较优势，造成地区间制造业结构趋同；模型(5)、(6)中的系数显著为正，因为西部地区工业基础相对薄弱，地区基础设施条件相对贫乏，需要政府更好地发挥作用，加大资金投入，改善西部工业区位硬环境，从而有助于发挥地区比较优势，变资源优势为经济优势，推动形成一批特色工业，最终促进西部地区制造业结构的差异化发展。

(三)稳健性检验。为了进一步验证中国省区市场开放、地方政府投资对制造业结构差异影响的稳健性，采用联合国工业发展组织国际工业研究中心提出的产业结构相似系数(sc)替代制造业结构差异指数进行稳健性检验。如表5所示，各核心解释变量显著且均与以制造业结构差异指数为被解释变量的估计值符号相反，与上文研究结论基本吻合。

表5 稳健性检验结果

被解释变量 解释变量	整体 sc		东部 sc		中部 sc		西部 sc	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>L.sd</i>	0.9043*** (3.76)	0.8906*** (3.32)	0.9205*** (4.43)	0.9078*** (3.55)	0.8790*** (3.21)	0.8883*** (2.99)	0.8307*** (5.78)	0.8295*** (5.12)
<i>imo</i>	0.1325 (1.25)	0.2065** (2.17)	-0.1482** (-2.45)	0.2187** (2.12)	0.1652* (1.71)	0.1806 (1.17)	0.1779 (1.01)	0.1076 (1.43)
<i>imo</i> ²		-0.1903*** (-3.12)		-0.2066** (-2.39)		-0.1740 (-1.41)		0.1038 (1.25)
<i>lndmo</i>	-0.0184*** (-2.91)	-0.0276** (-2.12)	-0.0203* (-1.87)	-0.0585** (-2.15)	-0.1117*** (-2.91)	-0.1190** (-2.30)	-0.1454* (-1.73)	-0.1445* (-1.91)
<i>lngov</i>	0.0157** (2.42)	0.0119** (2.23)	0.0062 (0.99)	0.0058 (0.93)	0.0173* (1.83)	0.0157** (2.23)	-0.0136** (-2.33)	-0.0121** (-2.26)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间/地区	双控制	双控制	双控制	双控制	双控制	双控制	双控制	双控制
Sargan 检验	0.015	0.002	0.000	0.004	0.003	0.000	0.007	0.002
AR(1) 检验	0.012	0.012	0.026	0.019	0.045	0.024	0.017	0.014
AR(2) 检验	0.147	0.284	0.137	0.595	0.201	0.370	0.523	0.357

五、进一步讨论：省区市场开放与地方政府投资的交互效应

中国省区市场开放与地方政府投资具有较强的互动性，两者的对立统一关系始终存在。在中国的制度体系下，地方政府容易出现错位、失位和越位，对市场经济进行过多的不恰当干预，市场行为时常与市场选择相左(邵朝对等，2016)。因此，文章进一步探讨蕴含市场机制的省区市场开放与地方政府主导的投资行为是否呈现相悖的作用效果？随着地方政府投资的不断扩大，省区市场开放促进制造业结构差异的效力是否被削弱？为此，进一步融入省区市场开放与地方政府投资的交叉项，以探讨省区市场开放与地方政府投资在制造业结构差异形成和演变轨迹中的联动性特征，模型如下：

$$sd_{it} = \alpha + \beta_1 imo_{it} + \beta_2 lndmo_{it} + \beta_3 lngov_{it} + \beta_4 imo_{it} \times lngov_{it} + \beta_5 lndmo_{it} \times lngov_{it} + \varphi imo_{it}^2 + \sum_i \theta_i \times Control_{it} + year_i + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)是在式(2)的基础上引入国际市场开放与地方政府投资的交叉项、国内市场开放与地方政府投资的交叉项，根据交叉项系数估计值探讨省区市场开放和地方政府投资的互动性。其余变量的含义与式(2)相同。

表 6 中,第(1)、(2)、(3)列为分别和同时引入国际市场开放与地方政府投资的交叉项、国内市场开放与地方政府投资的交叉项。回归结果显示,系数均为负,且少通过 5% 的显著性检验。这一结果表明,地方政府投资会削弱省区市场开放对制造业结构差异促进作用的效力。有些地方为了能够成功吸引投资项目,倾向于对投资商提供投资补贴,给予税收、电价、用地等方面的优惠,这加剧了地方政府间的非良性竞争。当然,招商

表 6 引入交叉项的回归

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>imo</i>	-0.1973*** (-2.86)	-0.1948*** (-3.17)	-0.2025*** (-3.87)	0.1129** (2.16)
<i>imo</i> ²	0.1779*** (2.24)	0.1625*** (2.81)	0.1851*** (2.69)	-0.1088*** (-2.69)
<i>lndmo</i>	0.0355** (2.02)	0.0469** (2.02)	0.0386** (1.98)	-0.0298*** (-2.73)
<i>lngov</i>	-0.0200*** (-2.96)	-0.0192*** (-3.21)	-0.0217*** (-2.83)	0.1714** (1.97)
<i>imo</i> × <i>lngov</i>	-0.0321** (-2.17)		-0.0268** (-1.99)	0.0719*** (3.11)
<i>lndmo</i> × <i>lngov</i>		-0.0203*** (-2.77)	-0.0278*** (-2.22)	0.0536*** (2.85)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间/地区	控制	控制	控制	控制
Sargan 检验	0.076	0.049	0.073	0.091
AR(1) 检验	0.003	0.004	0.004	0.004
AR(2) 检验	0.661	0.741	0.722	0.724

商引资竞争不会仅局限于外资企业,对内资企业的投资竞争也非常激烈。甚至会设置区际贸易壁垒,导致了省际间市场分割,强化了地方保护。这一研究结论,进一步加深了我们对假说 3 的理解。表 6 中第(4)列是以产业结构相似系数进行的反向性检验,系数符号与理论预期一致,表明结论具有较强的稳健性。

六、主要结论与政策启示

本文为中国省区市场开放、地方政府投资与制造业结构差异之间的关系提供了一个比较完整的分析。首先经过理论分析,提出了 3 个研究假说,进而利用静态面板和动态面板数据模型检验了省区市场开放与地方政府投资对制造业结构差异的影响。研究主要有以下发现:(1)国际市场开放与制造业结构差异间存在 U 形关系,即当国际市场开放水平较低时,国际市场开放会抑制制造业结构差异,反之当国际市场开放水平超过一定临界值后,国际市场开放则会促进制造业结构差异;国内市场开放对制造业结构差异起到了较强的推动作用;地方政府投资显著阻碍了制造业结构差异。(2)国际市场开放的一次项系数显示,东部地区显著为正,中部地区显著为负,西部地区不显著。东、中、西部地区国内市场开放系数均显著为正,具有较强的稳健性;东部地区地方政府投资对制造业结构差异的影响为负但并不显著,中部地区显著为负,西部地区显著为正。(3)在与地方政府投资的互动中,省区市场开放对制造业结构差异的促进作用被不断削弱。

经济新常态下,优化资源配置,走向“制造业强国”,实现中国经济中高速增长,必须实现制造业的转型升级、结构调整,建立起服务于全球的新体系,逐渐实现不同要素密集度以及不同层次的制造业布局,最终实现区域间制造业结构差异化。这一形成过程的关键在于处理好政府与市场关系,从体制上解决行政化和大市场的矛盾,减少政府对市场的不当干预,实现市场在资源配置中起决定作用,以最大化资源配置效率。具体来讲,东部地区首先要破除对低附加值制造业的路径依赖,扩大国内市场开放,推动劳动密集型制造业向中、西部地区的加速转移,实现对中、西部地区的辐射作用;其次通过利用巨大的内需市场,深化国际市场开放与合作,发挥虹吸效应,实现全球创新要素和高层次人才集聚,加大对国际上高技术、高附加值产业的承接与内部转型升级。中部地区应积极承接东部地区的产业转移,进一步

扩大国内市场开放,打破市场分割,减少地区贸易壁垒,推进要素市场自由流动,大力增强经济发展活力,加快地区内部的分工与合作,探索符合自身发展优势的差异化发展道路,实现中部崛起。西部地区则应把握好“一带一路”战略机遇,沿线各省份要积极投入,深化开放,在顺应市场规律的基础上,更好地发挥政府作用,搞好自身经济建设,不断完善自身条件,积极承接符合当地资源条件的产业转移,促进生产要素结合并形成规模经济。

主要参考文献:

- [1]陈耀.产业结构趋同的度量及合意与非合意性[J].中国工业经济,1998,(4):37-43.
- [2]范剑勇.长三角一体化、地区专业化与制造业空间转移[J].管理世界,2004,(11):77-84.
- [3]高波,陈健,邹琳华.区域房价差异、劳动力流动与产业升级[J].经济研究,2012,(1):66-79.
- [4]韩国高,高铁梅,王立国,等.中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究[J].经济研究,2011,(12):18-31.
- [5]贺灿飞,刘作丽,王亮.经济转型与中国省区产业结构趋同研究[J].地理学报,2008,(8):807-819.
- [6]何勇.光伏产业岂能遍地开花[N].人民日报,2011年11月9日(第10版).
- [7]胡向婷,张璐.地方保护主义对地区产业结构的影响——理论与实证分析[J].经济研究,2005,(2):102-112.
- [8]柯善咨,郭素梅.中国市场一体化与区域经济增长互动:1995~2007年[J].数量经济技术经济研究,2010,(5):62-72.
- [9]江飞涛,曹建海.市场失灵还是体制扭曲——重复建设形成机理研究中的争论、缺陷与新进展[J].中国工业经济,2009,(1):53-64.
- [10]林毅夫.潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新构建[J].经济研究,2007,(1):126-131.
- [11]林毅夫,巫和懋,邢亦青.“潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J].经济研究,2010,(10):4-19.
- [12]刘航,孙早.城镇化动因扭曲与制造业产能过剩——基于2001—2012年中国省级面板数据的经验分析[J].中国工业经济,2014,(11):5-17.
- [13]毛其淋,盛斌.对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率[J].经济学(季刊),2012,(1):181-210.
- [14]邱风,张国平,郑恒.对长三角地区产业结构问题的再认识[J].中国工业经济,2005,(4):77-85.
- [15]邵朝对,苏丹妮,邓宏图.房价、土地财政与城市集聚特征:中国式城市发展之路[J].管理世界,2016,(2):19-31.
- [16]王燕武,王俊海.地方政府行为与地区产业结构趋同的理论及实证分析[J].南开经济研究,2009,(4):33-49.
- [17]余东华,吕逸楠.政府不当干预与战略性新兴产业产能过剩——以中国光伏产业为例[J].中国工业经济,2015,(10):53-68.
- [18]Dixon P B, Rimmer M T. You can't have a CGE recession without excess capacity[J].Economic Modelling,2011,28(1-2):602-613.
- [19]Fujita M, Hu D. Regional disparity in China 1985-1994: The effects of globalization and economic liberalization[J].The Annals of Regional Science,2001,35(1):3-37.
- [20]Parsley D, Wei S-J. Limiting currency volatility to stimulate goods market integration: A price-based approach[R].NBER Working Paper No.8468,2001.
- [21]Young A. The razor's edge: Distortions and incremental reform in the People's Republic of China[J].The Quarterly Journal of Economics,2000,115(4): 1091-1135.

Provincial Market Opening, Local Government Investment and Manufacturing Structure Differences in China

Kong Lingchi¹, Gao Bo^{1,2}, Huang Yanni¹

(1.School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China;

2.Collaborative Innovation Center for China Economy, Nanjing 210093, China)

Abstract: The convergence of manufacturing structure reduces the efficiency of resource allocation, which is a conundrum that has plagued China from “a big manufacturing country” to “a manufacturing power” for a long time. Using the panel data of manufacturing in 30 provinces and cities in China from 2000 to 2014, this paper empirically examines the game between market mechanism and government intervention in the optimal allocation of resources from the perspective of manufacturing structure differences. For the results of the entire sample, there is a U-shaped relationship between the opening of the international market and manufacturing structure differences, and after the opening of international market reaches a certain critical value, it will be conducive to manufacturing structure differences; domestic market opening optimizes the allocation of resources, showing a significantly positive relationship with manufacturing structure differences. On the contrary, local government investment has distorted the allocation of resources and has hindered manufacturing structure differences. The results of sub-regional estimation show that the opening of the domestic market has played an important role in promoting manufacturing structure differences in the eastern, central and western regions, showing the strong robustness, while the influences of international market opening and local government investment have distinct space differences. The market force in the eastern region shows greater effect than the government power on promoting manufacturing structure differences, and the government policy dependence in western region is more prominent. Further study finds that the role of the opening of the provincial market in promoting manufacturing structure differences has been undermined by local government investment because in the interaction between the opening of the provincial market and local government investment, both of them are mutually constrained.

Key words: manufacturing structure difference; domestic market opening; local government investment; resource allocation; interaction

(责任编辑 石头)