

地方政府干预对产能过剩的空间外溢效应研究

孙国锋,赵敏,王渊,唐丹丹

(南京审计大学 经济学院,江苏 南京 211815)

[摘要]分析地方政府干预造成产能过剩的传输机制,从供给端和需求端两个维度,测算我国30个省、自治区和直辖市2002—2015年的产能利用率水平,并利用地理距离矩阵、经济距离矩阵和引力模型矩阵下的SDM模型实证研究了我国地方政府干预行为对产能过剩产生的空间外溢效应影响。结果表明,地方政府干预不仅抑制本地区产能利用率的发展,还阻碍邻近地区产能利用率的提升,加重产能过剩程度。其中,税收竞争和环境纵容程度对周边地区产能过剩的影响大于对本地区产能过剩的影响,表明地方政府之间存在模仿、跟风甚至攀比现象,最终,其干预行为通过空间外溢效应加重邻近地区产能过剩程度。

[关键词]地方政府干预;产能过剩;产能利用率;空间外溢效应;空间计量模型;税收竞争;环境纵容程度

[中图分类号]F062.9 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2018)06-0000-13

一、引言

中国经济在近40年飞速发展的过程中,先后经历了三次大规模产能过剩:第一次是1998—2001年,第二次是2003—2006年,第三次是2009年至今^[1]。第三次大规模产能过剩的持续时间之长、地域涉及之广、产业波及范围之大以及影响程度之深等都是前两次产能过剩所不能比的。根据《2016年中国企业经营问卷跟踪调查报告》显示,企业家对于“当前企业经营发展中遇到的最首要的困难”的选择中,“整个行业产能过剩”占38.2%,连续5年占据历史高位,认为本行业产能过剩“比较严重”和“非常严重”的企业家合计占比高达71.2%。不仅如此,该报告显示,认为2016年设备利用率在75%以下的企业家占58%,企业总体平均设备利用率为68%,其中制造业企业的平均设备利用率为67.5%。宏观层面上,近年来产能过剩问题一直是国家调控的重点,国家发改委在2009年、2010年、2013年和2016年分别发布《关于抑制部分行业产能过剩和重复建设引导产业健康发展若干意见的通知》《国务院关于进一步加大淘汰落后产能工作的通知》《国务院关于化解产能严重过剩矛盾的指导意见》《关于钢铁行业化解过剩产能实现脱困发展的意见》和《关于煤炭行业化解过剩产能实现脱困发展的意见》等抑制产能过剩的通知和意见。2016年12月,中央经济工作会议提出以“去产能”为首的五大经济任务,并在2017年、2018年政府工作报告中,李克强总理具体提出压减钢铁产能和退出煤炭产能的工作部署。在微观层面,产能过剩造成产品价格大幅下降,企业利润空间遭到严重压缩,导致企业破产、工人失业。在宏观方面,产能过剩加剧金融风险,增加国际贸易摩擦,造成经济波

[收稿日期]2018-04-25

[基金项目]国家社会科学基金一般项目(15BJL040);江苏省社会科学基金重点项目(17EYA002);江苏高校优势学科建设工程资助项目;江苏省研究生科研与实践创新计划项目(KYCX17_1334, KYCX18_1692)

[作者简介]孙国锋(1969—),男,吉林榆树人,南京审计大学经济学院教授,博士,从事产业经济理论与政策研究, E-mail: sgfcs2005@sohu.com;赵敏(1992—),女,河南安阳人,南京审计大学经济学院硕士研究生,从事产业发展与产业政策研究;王渊(1993—),男,山西临汾人,南京审计大学经济学院硕士研究生,从事产业发展研究;唐丹丹(1994—),女,江苏盐城人,南京审计大学经济学院硕士研究生,从事文化产业融合研究。

动,加重经济转型负担。产能过剩严重威胁我国经济健康发展已成为公认的事实,彻底解决这一问题最基础的就是找到这场“中国式”产能过剩的根源所在。

产能过剩本质上是供给与需求不平衡所引发的资源配置利用问题。我国产能过剩的产生有一定的“特殊性”,主要表现在其产生源头是体制背景下地方政府干预行为。纵观我国改革开放后的经济发展过程,地方政府做出了巨大的贡献,以GDP增长为核心的官员晋升机制和财政分权政策充分赋予了地方政府追求经济增长的动力,在短缺经济时期,地方政府干预经济活动成为调动资源配置的“润滑剂”,促使基础设施不断完善,市场逐渐趋于饱和,使得我国经济实现了从0到1的粗放式增长。地方政府盲目追求经济增速的惯性心态,使其继续利用对土地、金融、环境等资源渠道的掌控,吸引企业进驻,鼓励企业扩大生产,忽视市场需求的变化,导致大量低效、无效供给,在全球市场低迷的背景下,最终造成产能过剩集中爆发。从地方政府竞争视角来看,地方政府干预的背后是官员在政治地位的博弈反射到经济层面的竞争,一个区域的政府通过实施降低生产成本的优惠政策招商引资,也使得周边地方政府为争夺有限的资本资源,以竞争心态模仿或攀比,创造类似甚至更为“宽松”的投资环境,导致周边地区更为盲目地扩张产能,加重产能过剩程度。除此以外,追求自身利益最大化的地方政府,由于政府间过度竞争,使我国地区性政府形成以行政区域为界的市场割据状态,盲目发展造成重复生产建设。地方政府干预在区域间的过度或恶性竞争下,在影响本地区产能利用率的同时,跨越空间地理界限,加剧邻近或经济状态相似地区产能过剩程度。政治地位的零和博弈使得地方政府在追求经济增长道路上展开激烈竞争,这一竞争行为不仅影响本地区经济发展,还波及邻近地区经济状态。也就是说,一个地区出现产能过剩的原因包括:本地区政府干预行为的直接因素和其他地区政府干预行为的间接因素。其中,地方政府干预行为对其他地区产能过剩产生的空间外溢效应是本文探讨的重点。

本文从地方政府竞争角度,结合空间计量分析方法讨论地方政府干预对产能过剩的影响,证明地方政府干预行为不仅抑制本地区产能利用率,还对地理上邻近和经济形态相似地区产生空间外溢效应,间接加剧了这些地区的产能过剩程度。这一相关性的验证是对研究我国区域性产能过剩的有益补充,同时还对研究我国行业层面产能过剩给予了一定的启发。

二、文献回顾与评述

(一) 产能过剩概念及测度方法

产能过剩并不是一个严格的经济学概念,也没有一个相对统一的界定。学者们分别从微观和宏观层面定义了产能过剩,国外学者认为在垄断行业 and 不完全竞争行业中,企业的边际成本低于平均成本时,就出现产能过剩^[2]。国内学者一般认为某些部门或行业闲置的产能超过合理限度,并且产生一定的负面效应,即出现了产能过剩^[3]。总之,产能过剩就是一种“供过于求”,生产力超过市场需求,导致产品价格恶性竞争,企业亏损甚至破产,最终造成经济发展扭曲的现象。根据产能过剩的定义,学者们通常把产能利用率作为衡量产能过剩程度的重要指标。主要的测度方法有两类:第一类是直接测度,即通过调查直接取得企业产能利用率的指标数据,由于该方法需要大量人力、物力、财力,且主观性较强,目前只有少数学者采用这类估算方法。第二类是间接测度法,也是目前学术界较为普遍采用的测度方法,具体包括成本函数法、生产函数法、协整法、数据包络分析法(DEA)、随机前沿法(SFA)、向量自回归法^[4-7]。

(二) 我国产能过剩的成因

学术界关于我国产能过剩形成机制主要有三种观点。

1. 市场失灵说。林毅夫等提出“潮涌现象”是造成发展中国家产能过剩的主要原因,他认为由于发展中国家处于全球产业链内部,具有后发优势,对于下一个有前景的行业很容易产生共识,在投资

上出现“潮涌现象”,进而导致产能过剩^[8]。但是,一些学者对“潮涌现象”出现的前端和后端提出了质疑,在“潮涌”出现之前,不能确定企业在识别“前景产业”上就具有完全信息,“前景产业共识”所带来的市场风险会使企业在进行投资决策时慎重考虑,投资“潮涌”可能未必出现。徐朝阳和周念利认为,该理论不适用于某些重要行业在早期发展阶段出现“涌入”现象,也无法解释“已经存在重复建设的产业仍不断有新建投资”的现象^[9]。

2. 政府干预说。政府在推进经济发展过程中,带有强烈的生产型色彩,造成其干预行为带有行政性。地方政府利用各种权利放宽投资条件,引发投资热潮,最终导致产能过剩。江飞涛等通过两期博弈模型,系统地阐述了地区补贴性竞争背景下产能过剩形成的微观机制^[10]。陈剩勇和孙仕祺也指出我国产能过剩问题久治不愈的症结,其根源在于政治,而不是经济;地方政府在项目审批、信贷优惠、资源优惠(包括土地、矿产、电力等)、税收、财政、环境等方面投资过热,最终导致产能过剩^[11]。周辰珣和孙英隽研究发现,我国行业投资的“潮涌现象”在政府过度干预下表现得更为激烈,最终形成比市场主导下更为严重的产能过剩^[12]。王文甫等研究发现,地方政府干预进一步加强,并向大企业、重点企业倾斜,但在促进其产量增加的同时,也出现了投资过度,进而造成非周期性产能过剩^[13]。余东华和吕逸楠指出,政府偏好于对战略性新兴产业进行不当干预,引致和加剧了光伏产业的产能过剩,而且光伏产业中政府干预程度越深的环节,产能过剩程度越严重^[14]。

3. 要素价格扭曲说。生产要素主要包括土地、劳动力、资本等,学者们针对一个或多个要素价格扭曲对产能过剩的影响进行了研究分析。时磊认为我国资本市场存在“所有制歧视”和“规模歧视”,大量资本追逐国有和大规模企业,资本价格的扭曲以及对该扭曲行为的校正纵容了供给市场非公平性竞争行为的存在,导致产能过剩^[15]。顾智鹏等指出我国土地要素由政府垄断配给,政府在提供土地出让使用过程中,违背市场价格规律,使得土地要素配置价格扭曲,从而导致企业过度投资,最终造成产能过剩^[16]。鞠蕾等以供给侧结构性改革为背景,研究发现资本要素价格扭曲与我国产能过剩程度存在正向关系,而劳动力要素价格扭曲对产能过剩没有显著影响^[17]。但是,韩国高和胡文明认为要素价格总扭曲对产能利用率具有显著的抑制作用,其中,资本、劳动和能源三种要素价格扭曲对产能过剩的影响程度不同,劳动价格扭曲的作用最大^[18]。

上述关于地方政府干预和产能过剩的文献为本文奠定了研究基础。其中,在涉及地方政府干预造成产能过剩方面,主要围绕地方政府干预直接造成产能过剩或者地方政府干预通过过度投资等中间路径导致产能过剩这两个方面开展研究。除此之外,鲜有学者从其他视角挖掘两者之间的传输路径。地方政府干预企业投资决策、盲目追求经济增长的背后是对政治地位晋升名额的争夺,这就使得地方政府在利用土地、环境、金融等手段干预企业投资行为时,出现竞相模仿或者攀比的现象,扭曲本地区企业投资活动的同时,抑制邻近地区企业产能利用率提升,这种地方政府恶性竞争或过度竞争加剧产能过剩程度。因此,本文采用空间计量模型,验证地方政府干预行为,除了直接造成本地区产能过剩外,还通过空间外溢效应,间接影响周边地区产能利用率,加重产能过剩程度。本文的研究内容是对我国体制性产能过剩形成机制文献的有益补充,在实证分析上,采用空间计量模型,拓展了研究我国区域性产能过剩的计量分析方法的应用。同时,在实践中,为高效去产能过程中规范政府行为,明确政府与市场的关系,推动我国经济在新时代背景下健康运行等方面提供政策启示。

三、地方政府干预通过空间外溢效应造成产能过剩的理论分析

(一) 地方政府干预的动机和手段

中央政府(委托人)为使地方政府(代理人)保持与自身目标任务的统一,制定了财政分权制度和以GDP为核心的官员晋升机制,这就促使地方政府的政治目标与经济目标处于同一轨道。官员的政治地位与地区经济增长被紧紧捆绑在一起,这极大地调动了地方政府建设经济的积极性。中国经济

实现“奇迹式”发展的重要根源就是以 GDP 为基础的官员晋升锦标赛治理模式^[19]。除此之外,“看不见的手”往往会出现市场失灵的状况,此时就需要地方政府出手干预,优化资源配置,调节经济矛盾。在这种激励环境下,地方政府被赋予了高亢的干预热情,同时这种干预行为在市场存在缺陷的情况下具备了合理性和必要性。然而,地方政府干预行为产生的负面效应也是因为中央政府制定的激励机制,换句话说,也即是不完善的激励机制下必然孵化出扭曲的地方政府干预行为。政绩考核捆绑经济发展,使得地方政府官员在任期的限制下,容易置当地的资源环境于不顾,一味地追求经济的短期增长。同时,财政分权赋予了地方政府较强独立性的经济地位,政治地位的实现需要经济增长这一助力器,而经济增长的实现很大程度上取决于当地的投资量和投资项目状况,因此地方政府具有强烈的动机利用一切可能寻求投资机会、争取资本资源、扩大投资规模。

地方政府之所以具有干预企业投资决策的能力,主要源于我国土地产权模糊、环保产权模糊和软预算约束等,使得地方政府可利用手中所掌控的土地、信贷等生产要素资源和环境外部行政资源来引导企业投资。地方政府干预经济活动的手段具体包括:(1)土地资源。土地不仅是地方政府手中掌控的第一大资源,也是企业生产投资规模的决定性生产要素,因而各级地方政府为了政治利益,常常以远低于实际土地价值的价格或零地价的方式来吸引和刺激企业投资并扩张产能^[20]。(2)信贷资源。随着地方政府对金融资源掌控程度的不断增加,地方政府通过干预银行信贷规模和投向,参与企业市场融资上市活动等行为,严重扭曲信贷资源配置效率^[21]。(3)环境容忍程度。不健全的环保制度和高额的环境监管成本使得环境成为地方政府吸引投资、扩大企业生产规模的交换条件。地方政府制定宽松的环境政策,为环境质量不达标企业“开绿灯”,纵容企业污染环境,以换取资本流入和产业转移^[22]。综上,财政分权和以 GDP 为核心的官员晋升机制成为地方政府干预经济建设的强劲马达,同时,不完善的社会主义市场经济赋予了地方政府干预行为存在的必然性。再加上我国在土地资源、金融资源和环境保护方面缺少严格的约束机制,这就促成了地方政府利用土地、金融、环境等手段,严重干预企业投资,与其他地区政府在经济上展开追逐战,以谋求政治地位的胜利。

(二) 地方政府干预通过空间外溢效应造成产能过剩

从地方政府竞争视角来看,地方政府竞争是一把“双刃剑”,在促进地区交通、能源等硬件基础设施完善的同时,也会造成负面影响。政治地位的零和博弈和对经济资源的争夺,使得地方政府过度竞争或恶性竞争,其中最典型的表现就是经济政策的跟风模仿和攀比行为。比如,一个地区为吸引企业进驻或扩大生产规模而开具优惠条件,邻近地区政府面临资本流失威胁和完成经济任务的压力,仿效其他地区制定相似甚至更为“宽松”的政策,特别是当两个地区经济结构相似,经济发展水平旗鼓相当时,地方政府之间的竞争越加激烈,并波及邻近地区。同时,地方政府竞争博弈过程中,其干预经济行为限制资源流动性而具有地方保护主义性质,在短期内为企业创造温室环境,最终建立形成行政性壁垒,导致市场割据。这种情况下,地方政府以自身行政区域利益最大化为目标,不注重发挥比较优势和动态分工,盲目生产,造成重复建设^[23]。改革开放不仅仅意味着向其他国家开放市场,由于我国地域广阔,就国内市场而言,改革开放还意味着我国 34 个省、自治区、直辖市之间的相互开放市场,公平竞争,促进市场资源最优配置。如张国胜和刘政研究发现,企业的属地经营加剧了产能过剩,并使得中国的产能过剩具有省级市场的属地特征,企业在省际之间的市场扩张能够抑制产能过剩^[24]。跟风模仿及攀比心态和地方保护主义心态长期存在于区域政府之间,所以,地方政府干预在直接影响本地区产能利用率的同时,间接地通过空间外溢效应传输到邻近地区,加剧其产能过剩程度。

四、产能利用率测度方法及结果分析

产能过剩是供给端过重而需求端过轻的非均衡表现,根据前文衡量产能过剩的方法,无论是从经济层面还是从技术层面估计产能产出,这些测度方法都站在厂商生产的角度,没有关注到生产出来的

产能在市场上被消费的能力。在现实的市场环境下,不能仅仅考虑供给端产能利用率,还需要加入生产出来的产能在需求端的利用率^[25]。

因此,本文在采用协整发测度供给端产能利用率(CU_s)的基础上,用各省份工业销售产值与工业总产值的比值计算需求端产能利用率(CU_d),最后采用供给端产能利用率和需求端产能利用率乘积表示最终的产能利用率,即^①:

$$CU = CU_s \times CU_d \quad (1)$$

(一) 测度供给端产能利用率

本文采用协整法测度我国各地区工业的供给端产能利用率(CU_s)。该方法认为,产出与固定资本存量存在一种长期且稳定的关系,也即固定资本存量一定程度上能够决定产出,因此,测度产能利用率的计量模型为:

$$\log Y_i(t) = \alpha_i + \beta_i \times t + \gamma_i \times \log K_i(t) + \mu_i(t) \quad (2)$$

方程(2)中, $i = 1, 2, \dots, 30$ 分别代表不同的地区。 Y_i 为地区 i 的工业产出产值, K_i 为地区 i 的固定资本存量, t 为时间, μ_i 为误差项。其中, $\log Y_i$ 与 $\log K_i$ 存在协整关系,通过该方程可以估算出各个地区工业产能产值,并用实际工业产出产值除以估算的工业产能产值,测算各个地区的供给端产能利用率 CU_s 。

本文的样本区间为 2002—2015 年,选取全国 30 个省、自治区、直辖市的工业面板数据(西藏和港澳台除外)。其中, Y_i 选取各地区规模以上工业企业的工业产值来表示,并利用工业生产者出厂价格指数,以 2002 年为基期,得到各地区实际工业产出产值。资本存量 K_i 采用永续盘存法对资本存量进行估计:

$$K_t = K_{t-1} \times (1 - \eta_t) + I_t/P_t \quad (3)$$

方程(3)中, K_t 、 K_{t-1} 为第 t 、 $t-1$ 期的固定资本存量; η_t 为第 t 期折旧率,采用本年固定资产折旧与前一年固定资产原值的比值表示,本年固定资产折旧由本年累计折旧额减去上一年累计折旧额所得; I_t 为当年工业新增投资,采用本年固定资产原值减去前一年固定资产原值的差额表示; P_t 为固定资产投资价格指数。各省份的工业总产值、固定资产原值、累计折旧额数据来源于《中国工业经济统计年鉴》,其中,2004 年的数据来源于《2004 年中国经济普查年鉴》;2012—2015 年的工业总产值不再报告,本文用上一年度工业总产值与本年度工业增加值相加得到,工业增加值数据来源于 EPS 中国区域数据库;工业生产者出厂价格指数和固定资产投资价格指数数据来源于历年《中国统计年鉴》,最后估算得到各省份的固定资本存量。

根据检验结果,工业产出产值 $\log Y_i$ 和固定资本存量 $\log K_i$ 都是一阶单整,且两者存在面板协整关系。在此基础上,本文对方程(2)进行面板数据回归,分别估算工业产值与固定资本存量、年份的相关系数(回归结果见表 1)。将模型估计出来的资本存量和时间的系数代入方程(2),剔除残差项,可以估算出 30 个省份、自治区、直辖市 2002—2015 年的工业产能产值。将各个省份的实际工业产出产值除以估算得到的产能产值,最终计算出供给端的产能利用率(CU_s)。

(二) 测算需求端产能利用率

需求端产能利用率(CU_d)由各地区规模以上工业企业的工业销售总额与工业总产值的比

表 1 基于方程(2)的面板回归结果

解释变量	系数值	标准差	z 统计量	P 值
$\log K$	0.7031	0.1165	6.03	0.000
t	0.0732	0.0055	13.41	0.000
常数项	-145.7668	11.0440	-13.20	0.000
$R^2 = 0.8506$		$Pro > chi2 = 0.0000$		

①从供给端和需求端估算地区产能利用率,既考虑了供给端的生产能力,也考虑了需求端的消费能力,避免单一环节估算带来的偏误,增加测算我国地区产能利用率结果的准确性。

值计算得到,其中,工业销售总额来源于历年《中国工业经济统计年鉴》。最后,用供给端产能利用率和需求端产能利用率相乘得到最终各地区工业产能利用率 CU ^①。从测度结果来看,我国大部分地区从 2002—2006 年,产能利用率增加,到 2006 年达到最大值,2007 年和 2008 年相对平稳,直到 2009 年,我国产能利用率开始下滑,出现大规模产能过剩情况。从地域差异来看,江苏、浙江、上海、山东、广东等东部经济发达地区产能利用率水平明显高于中西部地区,同时产能利用率波动也高于中西部地区。

五、模型设定和变量选取

(一) 空间计量模型的设定

一个地区无论是地理因素还是经济因素都与邻近地区存在空间依赖性。地方政府干预经济的行为在对本地区产生影响的同时,由于存在空间外溢效应,会间接影响邻近地区经济发展结果。相比传统计量模型,空间计量模型能够度量出地方政府行为的直接效应和空间外溢效应,更能对比分析一个地区产能利用率受两者影响的大小。因此,我们通过引入空间计量模型刻画和分析地区间产能利用率的空间依赖关系。首先,包含所有交互效应的一般空间嵌套模型为:

$$\ln CU_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln CU_{jt} + \beta X_{it} + \sum_{k=1}^N W_{ij} X_{kit} \theta_k + \mu_{it}, \mu_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \mu_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

方程(4)中, ρ 、 θ_k 和 λ 分别为因变量的空间滞后系数、解释变量的空间滞后系数和空间误差系数。 W_{ij} 代表空间权重矩阵, μ_{it} 为残差项, X 代表包含地方政府不当干预和其他控制变量在内的解释变量。在进行实际计量检验之前,根据所要测量的空间依赖关系,应选择不同的空间计量模型(见表 2)。由于本文主要研究地方政府不当干预对产能过剩在区域间的空间外溢作用,因而重点在空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)展开讨论。

表 2 基于公式(4)的空间计量模型

假设前提	模型名称
$\rho \neq 0, \theta_k = 0, \lambda = 0$	空间滞后模型(SAR)
$\rho = 0, \theta_k = 0, \lambda \neq 0$	空间误差模型(SEM)
$\rho \neq 0, \theta_k \neq 0, \lambda = 0$	空间杜宾模型(SDM)
$\rho \neq 0, \theta_k = 0, \lambda \neq 0$	广义空间自回归模型(SAC)
$\rho = 0, \theta_k \neq 0, \lambda \neq 0$	空间杜宾误差模型(SDEM)
$\rho = 0, \theta_k \neq 0, \lambda = 0$	空间滞后解释变量模型(SLX)

(二) 空间权重矩阵的设定

周亚虹和宗庆庆等指出,准确度量个体间的空间相关关系,构造适当的空间权重矩阵是进行空间计量研究的关键^[26]。省域之间可以通过地理距离的远近、经济发展水平的高低等因素产生空间互动效应,空间权重的设定直接影响计量结果的可靠性和稳定性。本文构造三种空间权重矩阵,降低因矩阵设定带来的偏误。

1. 地理距离矩阵。根据各省会城市或直辖市的经纬度计算地区 i 和地区 j 的地理距离 d_{ij} ,具体为:

$$W_1 = \begin{cases} 0, & i = j \\ \frac{1}{d_{ij}^2}, & i \neq j \end{cases} \quad (5)$$

2. 经济距离矩阵。韩峰认为该矩阵度量了省域间经济上的邻近性,经济发展水平相近的省份可能具有相似的经济运行模式,因而具有较强的空间关联性^[27]。故本文可以采用人均 GDP 反映经济距离矩阵,即:

①篇幅所限,结果未列示,留存备案。

$$W_2 = \begin{cases} 0, i = j \\ \frac{1}{|gdp_i - gdp_j|}, i \neq j \end{cases} \quad (6)$$

3. 引力模型矩阵。地理矩阵和经济矩阵分别从经纬度距离、经济水平上反映地区间的关联程度。但是,不能覆盖到两个邻近地区具有完全不同的经济运行模式,以及相距较远的省份拥有相似的发展水平的情况。因此,我们构建综合考虑地理和经济因素的引力模型矩阵,即:

$$W_3 = \begin{cases} 0, i = j \\ \frac{gdp_i \times gdp_j}{d_{ij}^2}, i \neq j \end{cases} \quad (7)$$

(三) 变量选取与数量说明

根据上文所述,财政分权和官员晋升锦标赛是地方政府干预经济的主要动力,单一的激励机制使得地方政府在制定产业政策或优惠措施时,往往用力过猛,造成其干预行为出现负面结果。同时,模糊的土地、环境产权和不完善的金融监督体系成为滋生地方政府干预经济的土壤。因此,本文从地方政府干预经济动机和手段两个方面探讨其对产能过剩的影响,其中,我们选取税收竞争程度作为地方政府干预经济动机的指标。原因是,相比追求 GDP、财政收入和就业等导致地方政府干预,税收竞争水平更能体现地方政府干预行为作用于企业投资决策,众所周知,企业纳税是政府税收收入的主要来源。不仅如此,税收竞争凸显出同级政府博弈心态,更能反映政府干预动机的空间外溢效应。我们借鉴傅勇和张宴的做法^[28],使用方程(8)衡量税收竞争程度(*Rev*),分子为*t*年所有地区的实际税收与地区生产总值之比,分母为地区*i*在*t*年的税收收入与生产总值之比,该式是所有地区平均实际税率与某一地区实际税率之比,这一比值越小,说明该地区税收竞争程度越大。

$$Rev_{it} = \frac{Tax_t / GDP_t}{Tax_{it} / GDP_{it}} \quad (8)$$

同时,本文选取商业用地与工业用地价格之差作为土地价格扭曲指标(*Dis*),选取金融机构本外币贷款余额与全国贷款余额总值的比值(*Fin*)作为衡量地方政府采用金融贷款渠道支持企业产能投入的干预手段,选取工业“三废”排放总量占工业总产值的比值作为政府采用环境纵容方式干预经济的指标(*Env*),以上四个变量为本文主要解释变量。除此以外,产能利用率还受到企业内部层面和经济外部层面的影响,因此本文选取三个指标作为控制变量,包括:大专以上学历人口占6岁及以上人口的比值作为衡量该地区企业家能力(*Edu*)的代理变量,工业增加值占地区生产

表3 我国30个省份产能利用率以及解释变量的样本统计值

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
lnCu	-0.4608	0.2974	-1.4740	0.1773
lnRev	0.1030	0.4474	-1.7529	1.7572
lnDis	8.2219	0.9538	5.7236	10.6932
lnFin	-3.5146	1.2645	-5.8674	1.1196
lnEnv	-6.7204	0.8070	-9.1733	-4.7115
lnEdu	-2.5073	0.6099	-4.0018	1.6134
lnInd	-0.9394	0.2468	-2.0309	-0.5235
lnEco	4.7150	0.0233	4.6347	4.8187

注:数据由Stata13计算所得。

总值的比值作为本地区工业化程度(*Ind*)的指标,地区生产总值指数作为度量该地区经济发展状况(*Eco*)的指标。企业家能力、工业化程度以及经济发展水平分别从微观和宏观维度影响产能利用率,企业家能力越强,企业关于产能的投资决策越高效。工业化程度和经济发展水平越高,企业生产能力越能得到满足,产出产品越能充分消化,越有利于形成良性的投入产出循环状态。

地区税收收入总额、地区生产总值及价格指数、工业“三废”排放总量、6岁及6岁以上人口、大专以上学历人口的数据来源于历年《中国统计年鉴》。规模以上工业企业的工业增加值、工业总产值的数据来源于《中国工业经济统计年鉴》,其中2004年的数据来源于《2004年中国经济普查年鉴》。地区商业用地价格和工业用地价格数据来源于《中国国土资源年鉴》。各地区金融机构本外币贷款余额数据来源于《中国金融年鉴》。其中,变量的描述性统计见表3。

六、空间计量检验与结果分析

在上文空间计量模型的介绍和变量解释说明的基础上,我们进一步确定空间滞后模型(SAR)为方程(9),空间误差模型(SEM)为方程(10),空间杜宾模型(SDM)为方程(11)。

$$\ln CU_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^{30} W_{ij} \ln CU_{jt} + \beta_1 \ln Rev_{it} + \beta_2 \ln Dis_{it} + \beta_3 \ln Fin_{it} + \beta_4 \ln Env_{it} + \beta_5 \ln Edu_{it} + \beta_6 \ln Ind_{it} + \beta_7 \ln Eco_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\ln CU_{it} = \alpha + \beta_1 \ln Rev_{it} + \beta_2 \ln Dis_{it} + \beta_3 \ln Fin_{it} + \beta_4 \ln Env_{it} + \beta_5 \ln Edu_{it} + \beta_6 \ln Ind_{it} + \beta_7 \ln Eco_{it} + \lambda \sum_{j=1}^{30} W_{ij} \mu_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \ln CU_{it} = & \alpha + \rho \sum_{j=1}^{30} W_{ij} \ln CU_{jt} + \beta_1 \ln Rev_{it} + \beta_2 \ln Dis_{it} + \beta_3 \ln Fin_{it} + \beta_4 \ln Env_{it} + \beta_5 \ln Edu_{it} + \\ & \beta_6 \ln Ind_{it} + \beta_7 \ln Eco_{it} + \sum_{j=1}^{30} W_{ij} \ln Rev_{jt} \theta_1 + \sum_{j=1}^{30} W_{ij} \ln Dis_{jt} \theta_2 + \sum_{j=1}^{30} W_{ij} \ln Fin_{jt} \theta_3 + \sum_{j=1}^{30} W_{ij} \ln Env_{jt} \theta_4 + \\ & \sum_{j=1}^{30} W_{ij} \ln Edu_{jt} \theta_5 + \sum_{j=1}^{30} W_{ij} \ln Ind_{jt} \theta_6 + \sum_{j=1}^{30} W_{ij} \ln Eco_{jt} \theta_7 + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

(一) 地方政府干预与产能利用率的空间相关性分析

判断产能利用率的空间相关性有助于研究我国产能过剩形成过程中地方政府干预的空间传导机制,探讨地区变量之间空间相关性,一般采用莫兰指数(Moran's I),具体公式如方程(12)所示。

$$Moran's I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (12)$$

X_i, X_j 分别为地区 i, j 的观测值, W_{ij} 为空间权重矩阵。根据方程(12),我们测度了样本观测值分别在地理距离矩阵、经济距离矩阵和引力模型矩阵三种空间权重矩阵的莫兰指数(见表4),可以看出,莫兰指数均为正数,且在1%的水平上显著,表明我国地区间产能利用率具有高度空间相关性,即一个省份产能利用率下降,产能过剩程度加重,会导致邻近省域产能利用率下降,加剧产能过剩水平。

(二) 空间计量方法的检验

首先,本文进行选取空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)的拉格朗日(LM)或稳健的拉格朗日(R-LM)检验。由表5可以发现,在三种空间矩阵下,LM-lag、LM-err、R-LM-lag和R-LM-err均在1%的水平上通过显著性检验,且LM-lag和R-LM-lag的统计值均小于LM-err和R-LM-err的统计值,这表明虽然SEM模型比SAR

模型较为合适,但是空间计量模型的扩展形式——空间杜宾模型(SDM)为最优模型^①。然后,本文进行Hausman检验,检验结果表明面板空间计量模型存在固定效应。接着,本文分别检验SAR和SEM模型的时间固定效应和空间固定效应,根据检验结果,在三种权重矩阵下,时间效应和空间效应均显著,因此在进行计量时选择时空双重固定效应。最后,通过Wald和LR检验方法检验选择SDM模型是否弱化SAR或SEM模型,结果显示,Wald-lag、LR-lag、Wald-err和LR-err均通过显著性检验,表明

表4 产能利用率的面板全局 Moran's I 值

	地理距离 矩阵	经济距离 矩阵	引力模型 矩阵
Moran's I 值	0.2938 (0.0000)	0.29177 (0.0000)	0.2560 (0.0000)
解释变量数	7	7	7
样本数	420	420	420

^①侯新烁和张宗益等指出在检验适用的空间计量模型时,如果检验结果支持SAR模型或SEM模型其中之一或者两者同时成立时,应选择更具一般性的SDM模型^[42]。

SDM 模型不能简化为 SAR 或 SEM 模型。因此,本文选择更具一般性的时间和空间双重固定效应的空间杜宾模型(SDM)。

表 5 三种空间矩阵下的空间计量模型检验

检验方法	地理距离矩阵		经济距离矩阵		引力模型矩阵		
	统计值	伴随概率	统计值	伴随概率	统计值	伴随概率	
空间效应检验	LM-lag	289.6793	0.0000	273.8071	0.0000	220.4931	0.0000
	R-LM-lag	46.9596	0.0000	42.7895	0.0000	49.2128	0.0000
	LM-err	339.8889	0.0000	326.5119	0.0000	221.1076	0.0000
	R-LM-err	97.1693	0.0000	95.4942	0.0000	49.8273	0.0000
Hausman 检验	SAR	-101.9405	0.0000	-137.2706	0.0000	-127.3907	0.0000
	SEM	-47.5034	0.0000	-41.6821	0.0000	-15.1952	0.0555
	SDM	25.9309	0.0388	42.1427	0.0002	45.2769	0.0001
SAR 模型 LR 检验	SFE	432.8628	0.0000	440.4008	0.0000	442.0078	0.0000
	TFE	148.2541	0.0000	155.5451	0.0000	141.8732	0.0000
SEM 模型 LR 检验	SFE	363.9549	0.0000	373.4879	0.0000	350.1543	0.0000
	TFE	85.2097	0.0000	96.9972	0.0000	98.8237	0.0000
SDM 模型的弱 化检验(双固定 效应)	Wald-lag	20.3984	0.0048	44.4543	0.0000	16.0370	0.0248
	LR-lag	23.2074	0.0016	50.0710	0.0000	15.4108	0.0311
	Wald-err	20.1481	0.0053	44.0614	0.0000	16.1308	0.0239
	LR-err	22.4085	0.0022	48.4543	0.0000	14.3308	0.0456

注:检验数据均有 Matlab 14 计算所得。

(三) 空间计量模型估计结果

为了比较和检验各变量参数估计的稳健性,本文采用 SDM 模型进行估计的同时,还分别列出了三种权重矩阵下时空双重固定效应 SAR 模型和 SEM 模型的估计结果。表 6 报告了地方政府不当干预对产能利用率的空间计量估计结果。

SDM 模型中的空间自回归系数即方程(11)系数 ρ 在地理距离矩阵、经济距离矩阵和引力模型矩阵下均高度显著,说明我国省份或直辖市的产能利用率水平存在明显的空间依赖性。同时表明区域产能过剩不仅受本地地政府干预行为和企业家能力、工业化程度、经济发展水平等因素的影响,还受邻近地区产能过剩水平以及解释变量的影响。产能利用率较低、产能过剩程度越严重的省域,其地理邻近地区 and 经济发展模式相似地区的产能过剩程度也较严重。

基于三种空间矩阵下的双重固定效应 SDM 模型的估计结果显示,地方政府税收竞争($InRev$)对产能利用率的系数为负,但仅在经济距离矩阵下通过显著性检验,其空间交互项($W \times InRev$)的参数估计则显著为负,说明本地区 and 邻近地区政府的税收竞争降低产能利用率,加剧产能过剩。税收竞争的背后是大企业进驻的争夺,是 GDP 增长的攀比,地方政府追求政绩所产生的竞争效应对周边地区的波及远大于对本地区带来的直接影响。土地价格扭曲在三种矩阵下均显著为负,空间交互项为正但不显著,说明地方政府利用低地价或零地价的干预手段使得企业生产成本降低,激励企业过度投资,一些企业甚至为获得土地资源扩展与本企业不相干的业务,造成重复建设,最终导致产能过剩。由于土地资源具有空间固定性和有限性,地区之间土地资源存在差异性,其价格扭曲手段对邻近地区企业决策行为产生的影响效果并不明显,因此其空间外溢效应并不显著。金融支持手段对本地区产能利用率显著为负,对邻近地区产能利用率的影响为负但不显著,说明地方政府对本地区企业投资给予的资金支持或提供便利的融资渠道,降低了行业进入门槛,促使企业盲目涌进,扩大生产,最终掀起投资热潮,形成重复生产。这种政府利用金融资金干预手段抑制产能利用率的典型代表就是战略性新兴产业,尤其是光伏产业。环境纵容及其空间交互项在地理距离矩阵、经济距离矩阵和引力模型矩阵的估计中对产能利用率的影响均显著为负,说明无论是地理距离相连接,还是经济发展模式相似的

表6 地方政府干预对产能利用率的空间计量估计结果

解释变量	地理距离矩阵			经济距离矩阵			引力模型矩阵		
	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM	SDM
<i>InRev</i>	0.0079 (0.4265)	-0.0089 (-0.3833)	-0.0272 (-0.9975)	0.0084 (0.4552)	-0.0096 (-0.4052)	-0.0592 * (-1.9567)	0.0078 (0.4219)	-0.0008 (-0.0387)	-0.0456 (-1.5069)
<i>InDis</i>	-0.0940 *** (-5.1106)	-0.0502 ** (-2.1511)	-0.0429 * (-1.8181)	-0.0953 *** (-5.1551)	-0.0573 *** (-2.4544)	-0.0508 ** (-2.1532)	-0.0975 *** (-5.2026)	-0.0519 ** (-2.1469)	-0.0432 * (-1.8281)
<i>InFin</i>	-0.1525 *** (-3.2997)	-0.1544 *** (-3.3792)	-0.1644 *** (-3.4833)	-0.1511 *** (-3.2782)	-0.1561 *** (-3.4226)	-0.1899 *** (-4.2271)	-0.1528 *** (-3.3127)	-0.1507 *** (-3.2782)	-0.1565 *** (-3.3200)
<i>InEnv</i>	-0.0988 *** (-3.9535)	-0.1040 *** (-4.1140)	-0.1299 *** (-5.0457)	-0.1016 *** (-4.0721)	-0.1133 *** (-4.4478)	-0.1611 *** (-6.2366)	-0.0974 *** (-3.9025)	-0.0990 *** (-3.9304)	-0.1220 *** (-4.6934)
<i>InEdu</i>	0.0120 (0.6602)	0.0115 (0.6244)	0.0085 (0.4688)	0.0121 (0.6690)	0.0114 (0.6190)	0.0074 (0.4207)	0.0118 (0.6505)	0.0120 (0.6567)	0.0086 (0.4654)
<i>InInd</i>	0.1830 *** (2.8753)	0.1723 *** (2.6784)	0.1606 ** (2.3905)	0.1799 *** (2.8334)	0.1638 *** (2.5539)	0.2082 *** (3.2354)	0.1869 *** (2.9420)	0.1809 *** (2.8288)	0.1533 ** (2.2853)
<i>InEco</i>	1.7217 *** (4.2238)	1.6957 *** (4.2199)	1.8039 *** (4.3028)	1.7255 *** (4.2452)	1.6327 *** (4.0806)	1.6178 *** (3.9748)	1.7271 *** (4.2483)	1.6909 *** (4.1745)	1.8954 *** (4.4754)
<i>W × InRev</i>			-1.7608 ** (-2.2342)			-0.3360 ** (-3.2306)			-0.2902 ** (-2.3735)
<i>W × InDis</i>			0.0613 (0.3569)			0.2145 (1.3872)			0.0642 (0.4476)
<i>W × InFin</i>			-0.3973 (-1.2993)			-0.2267 (-0.7454)			-0.0342 (-0.0967)
<i>W × InEnv</i>			-0.6280 *** (-3.3115)			-0.9692 *** (-5.6423)			-0.5640 ** (-2.5574)
<i>W × InEdu</i>			-0.0393 (-0.3336)			0.0036 (0.0321)			0.0062 (0.0299)
<i>W × InInd</i>			-0.6138 (-1.3899)			-0.2120 (-0.4736)			-1.0342 * (-1.7586)
<i>W × InEco</i>			-0.7963 (-0.2678)			-7.4520 ** (-2.4433)			-1.4774 (-0.3934)
<i>W × dep. ver.</i>	0.6819 *** (15.6932)		0.5279 *** (6.5406)	0.6899 *** (15.5835)		0.5279 *** (6.3642)	0.7069 *** (19.9987)		0.5499 *** (7.9826)
<i>Spat. aut.</i>		0.8650 *** (34.1041)			0.8799 *** (34.6617)			0.8809 *** (45.1232)	
<i>R-squared</i>	0.8807	0.8805	0.8874	0.8813	0.8803	0.8955	0.8812	0.8806	0.8862
<i>corr-squared</i>	0.1577	0.1573	0.1975	0.1571	0.1562	0.2452	0.1578	0.1577	0.1875
<i>log-likelihood</i>	361.5649	361.9644	373.1686	361.9893	362.7977	387.0248	360.5961	361.1361	368.3015

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号内为标准误。

区域,地方政府的环境纵容程度不仅抑制本地区产能利用率,同时还加剧邻近省份产能过剩程度。模糊的环境产权使得地方政府具备了竞争资本流入和产业转移的重要筹码,政府官员在任期内为追求最大政绩,对“三高”企业采取“睁一只眼闭一只眼”的宽松环境政策,其生产成本严重外部化,这必然导致企业生产超出社会福利最大化的过剩产能。除此之外,宽松的环境政策还会使得邻近地区政府跟风模仿甚至是攀比,采取更为宽松的政策抢夺企业,扭曲企业的投资行为,造成邻近地区投资过热,产能利用率下降,产能过剩严重。

企业家能力及其空间交互项在经济距离矩阵和引力模型矩阵下的估计结果为正但均不显著,在地理矩阵下分别为正向不显著和负向不显著,表明企业家才能对本地区、地理范围邻近地区或经济模式相似地区的产能利用率水平没有直接影响。工业化程度在不同的空间矩阵下对本地区产能利用率显著为正,对邻近地区产能利用率的影响为负,且在引力模型矩阵下,该影响在10%的水平上通过显

著性检验。说明工业化程度较高的地区能够促进本地区产能利用率的提升,但是对于邻近地区或经济运行相似地区的产能利用率则产生抑制作用。经济发展水平对本地区产能利用率具有显著的正向影响,但是在经济距离矩阵下,则对邻近地区产能利用率产生显著的负向影响。工业化程度和经济发展水平对邻近地区产生负向外溢效应的原因可能是工业化和经济发展程度相近的地区,产业结构相似,生产内容重复,挤占邻近地区市场需求,造成市场提前饱和,加重邻近地区在需求端产能过剩。

(四) 解释变量的直接效应与外溢效应

为进一步研究地方政府干预对产能过剩的空间影响及其作用效果,本文计算了解释变量的直接效应和外溢效应(见表7)。其中,直接效应反映了本地区政府干预变量对产能利用率的影响,外溢效应表示邻近地区政府干预对本地区产能利用率的空间影响。在表6中,三种空间权重矩阵下,SDM模型的R-squared、corr-squared和log-likelihood的值均高于SAR、SEM模型,说明SDM模型在拟合优度方面相比其他两类模型有所提升,因此本文报告了SDM模型下地理距离矩阵、经济距离矩阵和引力模型矩阵计量估计中的直接效应和外溢效应。税收竞争对本地区和邻近地区产能利用率均产生抑制作用,但对本地区的影响仅在经济距离矩阵下通过显著性检验。税收竞争对邻近地区产能过剩的影响程度远大于对本地区的影响,如表7中经济距离矩阵下,税收竞争间接效应系数的绝对值0.2720,大于直接效应系数的绝对值0.0652。土地价格扭曲手段在不同空间矩阵下对本地区产能利用率起显著抑制作用,对邻近地区起促进作用但不显著。金融支持手段抑制本地区和邻近地区产能利用率的提升,其对本地区的影响更为突出,地方政府通过放宽融资渠道,促使本地区企业“拿钱”便利,激发投资扩张冲动,而对周边地区企业并没有提供相似的条件,因此金融支持手段空间外溢不显著。环境纵容程度的直接效应和外溢效应均为负值,且外溢效应的影响程度大于直接效应的影响程度,因此加强地区环境保护,严格执行环保政策,不仅有利于减少本地区产能过剩程度,还能较大力度地缓解邻近地区产能过剩。工业化程度和经济发展水平的直接效应显著为正数,间接效应为负数,但前者的间接效应在引力矩阵下显著,后者的间接效应仅在经济距离矩阵下通过显著性检验。本地区工业化程度和经济发展水平的提高,能够促进产能利用率的提升,与此同时,由于市场竞争激烈,本地区抢夺与其产业结构相同或经济运行模式相似的地方的市场需求,造成邻近地区产能需求小于供给,出现产能过剩,这也从侧面说明了我国经济发展水平地区差异程度大、不协调,区域间市场发展偏重“大而全”模式,忽视“小而优”的路线。

七、研究结论与政策建议

本文分析了地方政府干预造成产能过剩的传输机制,从供给端和需求端两个维度,测算我国30个省、自治区和直辖市2002—2015年的产能利用率水平,并利用地理距离矩阵、经济距离矩阵和引力模型矩阵下的SDM模型研究了我国地方政府干预行为对产能过剩产生的空间外溢影响,得出以下结

表7 三种空间矩阵下地方政府干预的空间外溢效应估计

解释变量	地理距离矩阵		经济距离矩阵		引力模型矩阵	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
<i>InRev</i>	-0.0500 (-1.5768)	-0.2381** (-2.3036)	-0.0652** (-2.0949)	-0.2720*** (-3.1019)	-0.0485 (-1.5944)	-0.2542** (-2.3044)
<i>InDis</i>	-0.0492** (-2.1054)	0.0644 (0.4184)	-0.0564** (-2.4089)	0.1749 (1.4320)	-0.0509** (-2.1614)	0.0642 (0.5137)
<i>InFin</i>	-0.1618*** (-3.4912)	-0.3099 (-1.1215)	-0.1880*** (-4.2521)	-0.1111 (-0.4658)	-0.1569*** (-3.3784)	0.0122 (0.0394)
<i>InEnv</i>	-0.1241*** (-4.7466)	-0.5309*** (-2.7934)	-0.1461*** (-5.6920)	-0.6976*** (-4.3497)	-0.1162*** (-4.4308)	-0.4614** (-2.2519)
<i>InEdu</i>	0.0094 (0.5151)	-0.0401 (-0.3936)	0.0080 (0.4528)	-0.0027 (-0.0320)	0.0091 (0.4957)	-0.0061 (-0.0342)
<i>InInd</i>	0.1671** (2.5887)	-0.5578 (-1.3931)	0.2138*** (3.4886)	-0.2165 (-0.6303)	0.1641** (2.5458)	-0.9097* (-1.7445)
<i>InEco</i>	1.8245*** (4.2193)	-0.9621 (-0.3615)	1.7548*** (4.1494)	-6.1163** (-2.4643)	1.9231*** (4.4280)	-1.5128 (-0.4555)

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号内为标准误。

论和政策启示。我国绝大部分省份产能利用率在2002—2006年不断上升,到2006年达到峰值,2008年后产能利用率水平不断下降,产能过剩现象严重。邻近地区产能利用率对本地区产能利用率具有正向影响,即邻近地区产能利用率下降,产能过剩程度加剧,则本地区产能利用率也会下降,出现产能过剩问题。我国地方政府干预经济行为不仅抑制本地区产能利用率水平,还阻碍邻近地区产能利用率水平提升,对邻近地区产能过剩程度的影响甚至高于对本地区的影响,尤其表现在金融渠道支持和环境纵容程度。以GDP为核心的官员晋升激励机制和相匹配的约束机制的缺乏使得地方政府越过市场配置的红线,过度干预企业决策,激发企业产能投资的冲动,最终导致产能过剩。本文建议如下。

第一,构建多元化标准的官员选拔制度,不能仅以GDP为唯一的衡量维度,还应重点考察企业的产能利用率、民生福利、生态环境、社会和谐度等多项指标,综合考察地方政府的政绩。加强土地审批程序,严防地方政府随意操作土地价格。同时,培育良好的金融生态环境,建立过剩行业预警系统,提高信贷配置效率,有效遏制产能过剩企业通过“寻租”获取融资资源。坚持绿色发展,建立严格的环境保护政策,保障相关法律法规的执行力度,防止地方政府以破坏环境为代价换取短期经济增长。在此基础上,邻近地区政府应树立开放的发展理念,建立有效的沟通平台,促使地方政府相互监督,在一方发现扭曲的干预行为时,及时高效地披露出来,防止恶性竞争。第二,促进多元化产业结构发展。相似的经济运行模式和趋同的产业结构容易造成区域间为争夺资源,抢占市场产生过度竞争,最终形成两败俱伤的局。我国地域辽阔,区域环境差异较大,各地区应该结合自身资源优势,采取差异化发展战略,有效避开过度竞争行业,利用创新思维和后发优势,积极打造蓝海市场,制定符合实际需要的产业政策。创新经济发展模式,良好的创新发展模式,可以使得相对落后地区实现跨越式发展,不再一味地遵循传统产业转移方式,同时和发达地区形成平衡发展、优势互补的格局。第三,地方政府要厘清与市场的关系,打造并维护良好的法制环境和社会生态环境,让市场主体公平竞争,充分发挥市场对资源配置的决定性作用。地方政府应转变发展思路,树立服务型政府理念,在推动本地区经济发展过程中,还市场于企业,不要直接参与企业投资决策,而是让企业投资决策跟着市场走。我国经济从高速增长阶段进入高质量阶段,地方政府应该为高端行业、为科技创新型企业保驾护航,提高地区经济发展质量。同时,结合“一带一路”发展战略,积极走出去,发觉国际市场潜力,提升自身竞争力。第四,地方政府应该制定产能利用率评判标准和监督体系,建立产能过剩预警机制,严密防控地区或行业出现过度投资,重复建设等现象。同时,在治理产能过剩过程中,应该打破区域封闭心态,树立全局意识,与邻近地区相互协调,相互配合,相互监督,实现信息共享,使得相关政策产生积极的溢出效应,在去产能过程中实现合作共赢。

受数据获取和篇幅限制,本文还存在以下不足:一是本文对地方政府干预的研究只关注到省级层面,受限于篇幅和数据庞大、难以获取,没有对地级市之间地方政府干预水平差异进行具体分析。在今后的研究中可以更加细化地研究我国地方政府干预状态,为更好地规范政府行为、完善体制发展、化解产能过剩提供理论依据和政策建议。二是我国产能过剩不仅存在地区性差异,也存在行业间的不同,地方政府干预可能也会通过行业间的空间溢出效应,加剧相似行业的产能过剩程度。因此,在下一步研究中,可以根据我国行业投入产出,分析行业间产能利用率的溢出效应,进一步丰富空间计量经济学在产能过剩上的应用。

参考文献:

- [1] 卢锋. 治理产能过剩问题:1999—2009[J]. CCER 中国经济观察,2011(19):21-38.
- [2] Kamien M I, Schwartz N L. Uncertain entry and excess capacity[J]. American Economic Review,1972,62(5):918-927.
- [3] 周劲,付宝宗. 产能过剩的内涵、评价体系及在我国工业领域的表现特征[J]. 经济动态,2011(10):58-64.
- [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):18-26.
- [5] 刘静,金浩. 中国工业产能过剩测度及影响因素研究[J]. 工业技术经济,2014(9):122-129.

- [6] 杨振兵. 对外直接投资、市场分割与产能过剩治理[J]. 国际贸易问题, 2015(11): 121-131.
- [7] 杨振兵. 有偏技术进步视角下中国工业产能过剩的影响因素分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2016(8): 30-46.
- [8] 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.
- [9] 徐朝阳, 周念利. 市场结构内生变迁与产能过剩治理[J]. 经济研究, 2015(2): 75-87.
- [10] 江飞涛, 耿强, 吕大国等. 地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理[J]. 中国工业经济, 2012(6): 44-56.
- [11] 陈剩勇, 孙仕祺. 产能过剩的中国特色、形成机制与治理对策——以1996年以来的钢铁业为例[J]. 南京社会科学, 2013(5): 7-14.
- [12] 周辰珣, 孙英隽. 政府主导模式下我国行业潮涌现象作用机制的实证研究[J]. 南方经济, 2013(5): 49-56.
- [13] 王文甫, 明娟, 岳超云. 企业规模、地方政府干预与产能过剩[J]. 管理世界, 2014(10): 17-36.
- [14] 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.
- [15] 时磊. 资本市场扭曲与产能过剩: 微观企业的证据[J]. 财贸研究, 2013(5): 1-8.
- [16] 顾智鹏, 武舜臣, 曹宝明. 中国产能过剩问题的一个解释——基于土地要素配置视角[J]. 南京社会科学, 2015(2): 31-38.
- [17] 鞠蕾, 高越青, 王立国. 供给侧视角下的产能过剩治理: 要素市场扭曲与产能过剩[J]. 宏观经济研究, 2016(5): 3-15.
- [18] 韩国高, 胡文明. 要素价格扭曲如何影响了我国工业产能过剩? ——基于省际面板数据的实证研究[J]. 产业经济研究, 2017(3): 49-61.
- [19] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007(7): 36-50.
- [20] 曹建海. 论我国土地管理制度与重复建设之关联[J]. 中国土地, 2004(11): 11-14.
- [21] 王珏. 地方政府干预是否损害信贷配置效率[J]. 金融研究, 2015(4): 99-114.
- [22] 杨海生, 陈少凌, 周永章. 地方政府竞争与环境政策——来自中国省份数据的证据[J]. 南方经济, 2008(6): 15-30.
- [23] 刘志彪. 论抑制盲目重复建设和调整产业结构[J]. 南京大学学报(人文、哲学、社会科学版), 1997(3): 38-44.
- [24] 张国胜, 刘政. 属地经营、省际市场扩张与产能过剩治理[J]. 财贸经济, 2016(12): 116-132.
- [25] 张军, 陈诗一, Gary H. Jefferson. 结构改革与中国工业增长[J]. 经济研究, 2009(7): 4-20.
- [26] 周亚虹, 宗庆庆, 陈曦明. 财政分权体制下地市级政府教育支出的标尺竞争[J]. 经济研究, 2013(11): 127-139.
- [27] 韩峰. 交通密度、拥堵外部性与城市化——对我国地级城市面板数据的空间计量分析: 中国数量经济学会论文集[C]. 福州: 经济管理出版社, 2015.
- [28] 傅勇, 张宴. 中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价[J]. 管理世界, 2007(3): 4-12.

[责任编辑: 刘 茜]

A Study of the Spatial Spillover Effect of Local Government's Intervention on Overcapacity

SUN Guofeng, ZHAO Min, TANG Dandan

(School of Economics, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: This paper first analyzes the transmission mechanism of excess capacity caused by intervention of local government, and then estimates the productivity utilization of 30 provinces, autonomous regions and municipalities directly under the central government from two dimensions of supply and demand side, and finally makes the empirical study of the spatial spillover effect of local government's intervention on overcapacity, using the SDM model of the geographic distance matrix, the economic distance matrix and the gravitational model matrix. The result shows that local government's intervention not only inhibits the development of capacity utilization in the local area, but also hinders the improvement of capacity utilization in neighboring areas and aggravates the degree of overcapacity. Among them, the impact of tax competition and environmental connivance on overcapacity in surrounding areas is greater than that of overcapacity in the local area, which indicates that the intervention of local government has the effect of imitation, trend or comparison. Eventually, the intervention with the spatial spillover effect of adjacent areas aggravated the degree of overcapacity.

Key Words: local government's intervention; overcapacity; spatial spillover effect; spatial econometric model; tax competition; environmental indulgence degree