

地区间税收竞争对产能过剩的影响

——基于空间相关的视角

白俊红 李 汉

内容提要 在中国经济由高速增长阶段向高质量发展阶段转变之际,产能过剩问题持续困扰着中国经济的平稳运行。“去产能”作为供给侧结构性改革的重要内容之一,其效果容易受制于地方政府间税收竞争的影响。在考虑地区间税收竞争与产能过剩空间相关性的基础上,采用中国分省区面板数据,应用多种空间计量分析模型,实证考察了税收竞争对产能过剩的影响。研究发现,税收竞争与产能过剩具有明显的空间相关性,并且地区间的税收竞争对产能过剩具有显著的正向影响。考虑不同的税收竞争变量后,这一结果依然具有稳健性。因此,加强跨地区的经济协作和遏制地区间恶性税收竞争,对于提升“去产能”的效果,进而有效缓解中国产能过剩问题,促进供给侧结构性改革具有重要的意义。

关键词 税收竞争 产能过剩 空间相关

白俊红,南京师范大学商学院教授 210023

李 汉,南京师范大学商学院硕士研究生 210023

一、引 言

长期以来,得益于投资驱动的发展模式,中国经济保持了较高速度的增长,但大规模的投资也引发了一系列的问题,产能过剩便是其中之一。中国产能过剩的问题在二十世纪九十年代末已开始显现,从最初的钢铁、水泥、化工等重工业制造业,扩展到了光伏等新兴技术产业领域。产能过剩问题的存在,不仅影响着中国经济的平稳运行,对社会资源的有效配置也有着严重的阻碍作用。因此,自2013年《国务院关于化解产能严重过剩矛盾的指导意见》发布以来,“去产能”已经成为中国经济供给侧结构性改革的重点。十九大后,2017年中央经济工作会议也强调“把推进供给侧结构性改革作为经济工作的主线,淘汰落后产能,推动化解产能过剩”。伴随着中国经济由高速增长阶段向高质量发

本文为国家自然科学基金资助项目(71573138;71874084)、教育部人文社会科学研究专项任务资助项目(16JJDGC009)、江苏省社科基金项目(17ZTB009)、江苏省高校哲学社会科学研究重点资助项目(2016ZDIXM022)阶段性成果。

展阶段转变,“去产能”也将持续推进。

为了化解产能过剩,必须首先探明产能过剩的成因。对于这一问题,学界主要呈现两种观点。一种是“市场因素论”。这种观点将产能过剩归结于市场因素,认为产能过剩是企业良好前景共识下形成的“潮涌”现象(林毅夫等^[1],2007;吴声功^[2],2010),根源在于市场机制的不完善(赵昌文等,2015)^[3]和企业主观的不合理决策(韩国高等,2011)^[4]等。另一种是“政府推动论”。这种观点将产能过剩归因于政府对市场的干扰,认为政府的财政政策(席鹏辉等,2017)^[5]、土地供应(顾志鹏等,2018)^[6]和政绩体制(冯俏彬和贾康,2014)^[7]等客观上扭曲了市场,造成了产能过剩。

中国产能过剩的成因错综复杂,既有周期性的市场因素推动,也存在体制缺陷而引发的扭曲,因而“市场因素”和“政府推动”两类观点并不矛盾,但不可否认,政府在这其中扮演了重要的角色。正如上文所言,产能过剩并非是中国经济发展的新问题,对产能过剩进行宏观调控也并非新鲜之举。在产能过剩问题愈演愈烈之前,中央便出台各类政策对钢铁、煤炭等行业产能进行宏观调控,地方政府也配套各类政策对落后产能进行治理,但从实际来看,地方政府出于吸引企业投资、促进GDP增长的目的,往往会在政策执行过程中为企业扩大产能提供条件,从而降低了产能治理的成效。虽然目前已有研究从地方政府推动角度对中国产能过剩的形成机制和原因进行了分析,但仍然缺乏解释地方政府干预市场为企业扩张产能提供条件这一行为所受到的利益激励以及全面考虑地方政府间政策差异化竞争的研究成果。那么地方政府是出于何种目的,又如何推动了产能过剩呢?笔者认为税收作为政府取得财政收入的主要形式,不仅是地方政府行为的重要利益激励,也是地方政府之间开展竞争,提高财政收入的重要手段之一,因而地方政府间的税收竞争客观上为企业扩大产能提供了条件,一定程度上造成了地区产能的过剩。

基于此,本文将在理论分析地方政府税收竞争对产能过剩影响的基础上,利用空间计量经济学方法,实证检验其影响效果。与以往研究相比,本文的贡献主要体现在:第一,从地方政府税收竞争的角度,阐释中国产能过剩的原因,尝试从一个新的视角为“政府推动论”提供新的解释;第二,考虑地方政府的税收行为不仅会对本地区的产能产生影响,还可能会影响到其它地区的税收策略与产能,即地方政府的税收行为与产能过剩存在空间相关性,本文应用空间计量分析方法,实证考察税收竞争对产能过剩的影响效应。后续部分安排为:第二部分回顾和梳理相关文献;第三部分构建计量模型,并交代相关变量和数据;第四部分对实证结果进行分析和讨论;最后给出相关结论和政策建议。

二、文献回顾

税收竞争一直是中外学者关注的焦点问题之一。从 Tiebout (1956)^[8]“用脚投票”的地区竞争理论,到关注财政层面的地区竞争研究,税收竞争理论认为地区间的税收竞争是一种恶性的竞争行为,

[1]林毅夫、巫和懋、邢亦青:《“潮涌现象”与产能过剩的形成机制》,〔北京〕《经济研究》2010年第10期。

[2]吴声功:《当前中国经济形势与新一轮经济的发展》,〔南京〕《江苏社会科学》2010年第2期。

[3]赵昌文、许召元、袁东等:《当前我国产能过剩的特征、风险及对策研究——基于实地调研及微观数据的分析》,〔北京〕《管理世界》2015年第4期。

[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》,〔北京〕《经济研究》2011年第12期。

[5]席鹏辉、梁若冰、谢贞东等:《财政压力、产能过剩与供给侧改革》,〔北京〕《经济研究》2017年第9期。

[6]顾智鹏、尹敬东、李杏等:《地方政府行为、土地供应与产能过剩》,〔南京〕《江苏社会科学》2018年第2期。

[7]冯俏彬、贾康:《“政府价格信号”分析:我国体制性产能过剩的形成机理及其化解之道》,〔北京〕《财政研究》2014年第4期。

[8]Tiebout C. M., “A Pure Theory of Local Expenditures”, *Journal of Political Economy*, 1956, 64(5), pp.416-424.

参与到税收竞争中的地区的宏观实际税负会持续降低。税收竞争的目的是吸引投资,地方政府可以在保证税收收入的前提下,降低资本要素的税收负担(Wilson, 1999)^[1],这也意味着在税收竞争中,政府具有在稳定税收收入的条件下,干扰市场配置资源的能力。而政府对资本要素所采取的低税率,往往会激励企业的投资,致使产能出现过剩。

有别于西方国家选择立法调整税率作为地区竞争的政策工具,中国地方间竞争的政策工具主要侧重于税收征管的强度调整和制度外安排,辅之以少量的税收立法权。但与西方国家相同的是,我国地区间税收竞争的主要目的也是吸引企业投资以及扩大税基以提高财政收入,因而也呈现出实际税负逐低(袁浩然和欧阳晓,2012)^[2]的特征。财政分权体制和预算软约束使得我国地方政府在税收优惠和税收实际征管中拥有较大的灵活性,为税收竞争提供了政策空间。地方政府可以通过降低征管力度、扩大优惠条件等为企业减轻实际税负,从而吸引企业到本地区投资(周业安和李涛,2013)^[3]。

地方政府的硬性减负不仅直接影响了企业的投资行为(张杰和金岳,2016)^[4],也扭曲了地区生产要素的价格(谢冬水,2016)^[5]。为了促进地方经济的增长、扩大税基、提高税收收入、税收优惠和实际低税负的政策往往会指向那些对地方经济影响程度较高的产业部门(包群等,2017)^[6],比如钢铁产业、高新技术产业等。当这些行业享受到大程度的政府税收政策倾斜时,行业内企业受实际利润短期上升和要素价格改变的影响,便会依据效果进行投资决策,从而在一定程度上扭曲了企业的投资行为。

地方政府的税收竞争行为不仅在本辖区内产生经济效应,其对周边地区的税收行为亦会产生影响,即税收竞争存在明显的空间相关性(龙小宁等,2014)^[7]。税收竞争的空间相关性主要源于资本的逐利特征:当某一地方政府为了吸引投资而降低本辖区内的实际税收负担时,邻近地区的地方政府如果对这种差异性的税收政策不采取任何应对措施,那么邻近地区的资本便会出于逐利的目的而流入该地区,这不仅影响了资本在不同区域间的配置,对本地区的产能投资亦产生重要影响。在此情形下,邻近地区地方政府出于外在竞争压力和内在经济动机,其税收负担便会随着本地区税收负担的变动而变动,即税收竞争作为地方政府间的策略互动行为,会使其在税收市场上进行博弈,从而也使得税收竞争呈现出明显的空间相关性。然而,遗憾的是,以往研究在考察税收竞争与产能过剩的关系时,并未充分关注到这一点。

综上所述,税收竞争作为地方政府为吸引企业投资而采取的一种策略性互动行为,其不仅会影响到本辖区的实际税负,对周边地区的税收行为亦会产生重要影响,从而影响了地区间的资源配置与企业的产能投资决策。将通过建立严格的计量经济学模型,实证考察地区间税收竞争对产能过剩的影响,并据研究结论提出相应的政策建议供政府相关部门参考。

[1] Wilson J. D., "Theories of Tax Competition", *National Tax Journal*, 1999, 52(2), pp.269-304.

[2] 袁浩然、欧阳晓:《大国地方政府间税收竞争策略研究——基于中国经验数据的空间计量面板模型》,〔长沙〕《湖南师范大学学报》2012年第5期。

[3] 周业安、李涛:《地方政府竞争和经济增长——基于我国省级面板数据的空间计量经济学研究》,〔北京〕中国人民大学出版社2013年版,第34-107页。

[4] 张杰、金岳:《“高债务-高税负-通缩”背景下中国实体经济的发展困局及破解思路》,〔南京〕《江苏社会科学》2016年第1期。

[5] 谢冬水:《地方政府竞争、土地垄断供给与城市化发展失衡》,〔上海〕《财经研究》2016年第4期。

[6] 包群、唐诗、刘碧:《地方竞争、主导产业雷同与国内产能过剩》,〔北京〕《世界经济》2017年第10期。

[7] 龙小宁、朱艳丽、蔡伟贤:《基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析》,〔北京〕《经济研究》2014年第8期。

三、模型构建与数据说明

1. 空间计量模型的构建

由于地方政府之间的策略互动,使得各地区之间的税收竞争以及产能过剩可能并不是相互独立的,而是具有空间上的自相关性,这也可能使得假设地区间相互独立的传统计量方法不再适用。基于此,本文拟采用考虑地区间空间相关性的空间计量经济学方法来考察税收竞争对产能过剩的影响。以往对空间计量模型的应用主要集中于只包含空间因变量滞后的空间自回归(SAR)模型和只包含空间误差项自相关的空间误差(SEM)模型(李婧等,2010)^[1]。然而地区变量之间的空间效应,可能同时存在因变量的空间滞后效应以及外生变量的空间交互效应,即内生交互效应和外生交互效应(LeSage and Pace, 2009)^[2],这两种效应模型为空间交叉模型(SAC)和空间杜宾模型(SDM)。考虑到因变量和自变量可能同时存在空间相关性,本文拟采用SDM模型和SAC模型进行实证检验。当然,出于完整性的考虑,亦将给出SAR模型和SEM模型的估计结果作为对照。

四种形式的空间面板计量模型如下所示:

$$Cu_{it} = \alpha_{it} + \rho\omega Cu_{it} + \delta Tax_{it} + \sum X_{rit} \delta_r + u_{it} \quad (1)$$

$$Cu_{it} = \alpha_{it} + \delta Tax_{it} + \sum X_{rit} \delta_r + u_{it}$$

$$u_{it} = \varphi\omega u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Cu_{it} = \alpha_{it} + \rho\omega Cu_{it} + \delta Tax_{it} + \sum X_{rit} \delta_r + u_{it}$$

$$u_{it} = \varphi\omega u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Cu_{it} = \alpha_{it} + \rho\omega Cu_{it} + \theta_1 \omega Tax_{it} + \delta Tax_{it} + \theta_2 \omega \sum X_{rit} \delta_r + \sum X_{rit} \delta_r + u_{it} \quad (4)$$

式(1)、(2)、(3)和(4)分别为SAR、SEM、SAC和SDM模型。式中, Cu_{it} 为第*i*个地区在*t*期的产能利用率; ω 为空间权重矩阵,采用相邻权重矩阵^[3]; φ 为空间误差系数; ρ 为空间自相关回归系数,表示相邻省份产能利用率 $\varphi\omega Cu_{it}$ 对本地区产能利用率 Cu_{it} 的影响; θ_1 为外生效应回归系数,表示相邻省份税收负担 $\theta_1\omega Tax_{it}$ 对本地区产能利用率 Cu_{it} 的影响; θ_2 为控制变量的外生效应回归系数,表示相邻省份一系列变量对本地区产能利用率的影响; X 为一系列控制变量:包括经济发展水平($lngdp$),用各地区人均国内生产总值的对数来表示;企业平均利润(lnr),用各地区规模以上工业企业营业利润的对数来表示;土地价格($lnland$),用各地区商业营业用房平均销售价格的对数来表示;工业规模($lnis$),用各地区规模以上工业企业单位数的对数表示;财政压力($lnfp$),用各省市地方财政一般预算支出的对数来表示; α_{it} 为截距项; u_{it} 为随机扰动项。

2. 产能利用率的测算

产能过剩主要是指企业在饱和和生产的条件下,要素投入的最佳产量高于社会需求量,而产能利用率代表了企业实际产出和生产能力之比,本文拟采用产能利用率作为各地区产能过剩程度的衡量指标,产能利用率越低,则产能过剩越严重。借鉴韩国高等(2011)和赵静(2014)^[4],产能利用率的计算公式为:

[1]李婧、谭清美、白俊红:《中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究》,〔北京〕《管理世界》2010年第7期。

[2]LeSage J., Pace P., *Introduction to Spatial Econometrics*, San Marcos: Chapman & Hall CRC Press, 2009.

[3]相邻权重矩阵中任一元素的表达形式为: $\omega_{ij} = \begin{cases} 1, & i \text{ 和 } j \text{ 省相邻} \\ 0, & i = j \text{ 省不相邻} \end{cases}$

[4]赵静:《地方政府税收竞争对产能过剩的影响》,〔北京〕《技术经济》2014年第2期。

$$Cu_{it} = \frac{Y_{it}}{Y_{A_{it}}} = -\frac{Y_{it}}{K_{it}} \times \frac{\alpha_k + \gamma_{Ek} \times \frac{P_E}{P_L} + \gamma_{Mk} \times \frac{P_M}{P_L} + \alpha_{Tk} \times t + \frac{P_K}{P_L}}{\gamma_{kk}} \quad (5)$$

其中, Cu_{it} 为第 i 个地区在 t 期的产能利用率, Y_{it} 为第 i 个地区在 t 期的工业增加值, $Y_{A_{it}}$ 为第 i 个地区在 t 期的产能。 K_{it} 为第 i 个地区在 t 期的资本存量, 用第 i 个地区在 t 期的固定资产净值来衡量; P_E 为能源消费价格, 用燃料、动力类工业生产者购进价格指数来近似衡量^[1]; P_L 为劳动力价格, 用各地区城镇单位在岗职工人均工资指数来衡量; P_M 为原材料价格, 用原材料类工业生产者购进价格指数^[2]的几何平均数^[3]来衡量; P_K 为资本价格, 用固定资产投资价格指数衡量; t 为时间趋势, 反映技术水平的变动; α_k 、 γ_{Ek} 、 γ_{Mk} 、 α_{Tk} 、 γ_{kk} 是成本函数中的参数, 这里采用韩国高等 (2011) 的估算值予以表征。

3. 变量描述与数据说明

(1) 税收竞争的衡量。关于税收竞争, 现有文献主要采用宏观税收负担、实际税率等指标进行衡量。在采用宏观税收负担时, 根据测度口径的不同, 其度量方式主要分为两类: 一类是大口径的税收负担 (BTT), 用财政收入与 GDP 的比值来衡量, 这种方法将税收扩大为广义的财政收入, 实际上体现了地方政府的财政负担; 另一类是小口径的税收负担 (STT), 用税收收入与 GDP 的比值来衡量。对于实际税率, 现有研究主要采用企业不同税种的税收支出与收入的比值来衡量 (范子英和田彬彬, 2013)^[4]。

相对于实际税率, 宏观税收负担综合考虑了各地区经济发展水平的差异, 能够在一定程度上体现税收竞争中各地区税负水平的变化, 因而本文主要采用税收负担来表征税收竞争。当然, 出于稳健性的考虑, 后文中, 笔者还将采用实际税率进行稳健性检验。

(2) 数据说明。本文选取的样本为 2006—2016 年中国 30 个省、市、自治区的平衡面板数据。由于港澳台地区和西藏自治区数据缺失, 故对上述地区暂时不予考虑。因为 2006 年之前的地方财政税收收入数据有大量省份缺失, 故以 2006 年为基期。原始数据来自于 2007—2017 年《中国统计年鉴》以及国家统计局网站。

四、实证结果与检验

1. 空间相关性检验

在建立空间计量模型之前, 首先需要对因变量是否存在空间自相关性进行检验。本文采用 Moran's I 指数对其进行检验, 如式 (6) 所示:

$$Moran's\ I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij}} \quad (6)$$

式 (6) 中, S^2 为样本方差, $S^2 = \sum_{j=1}^n (Y_j - \bar{Y})^2$ 。 n 为样本个数且 $n=30$; Y_i 、 Y_j 分别为第 i 个和第 j 个样本观察值, 即地区产能利用率; \bar{Y} 为 30 个省份产能利用率的均值。 ω_{ij} 为空间权重矩阵, 取 $\omega_{ij} = \begin{cases} 1, & i \text{ 和 } j \text{ 省份相邻} \\ 0, & i \text{ 和 } j \text{ 省份不相邻} \end{cases}$, 来反映地区间的相邻关系。

[1] 2007—2017 年《中国统计年鉴》将除了动力、燃料类的购进价格指数归为原材料类的购进价格指数, 所有价格指数的衡量 1989 年为基期价格。

[2] 原材料类购进价格指数共有 7 种分类, 由于本文测算的是各地区重工业的产能利用率, 所以选取黑色金属材料类、有色金属材料类、化工原料类和建材类 4 种购进价格指数作为指标。

[3] 原材料类购进价格指数几何平均数: $G_4 = \sqrt[4]{A_1 \times A_2 \times A_3 \times A_4}$, 其中 A_i 分别是黑色金属材料类、有色金属材料类、化工原料类和建材类的购进价格指数, 此处放弃了赵静 (2014) 采用的算术平均数方法。

[4] 范子英、田彬彬:《税收竞争、税收执法与企业避税》, [北京]《经济研究》2013 年第 9 期。

Moran's I指数的取值在-1到1之间。当指数值>0时,表示相邻地区间的产能利用率具有正向的促进作用,存在着“正空间自相关”;反之,则存在“负空间自相关”;当Moran's I指数的取值为0时,表示各地区的产能利用率是随机分布的,相互之间不存在空间自相关效应。

表1 2006—2016年产能利用率Moran's I指数

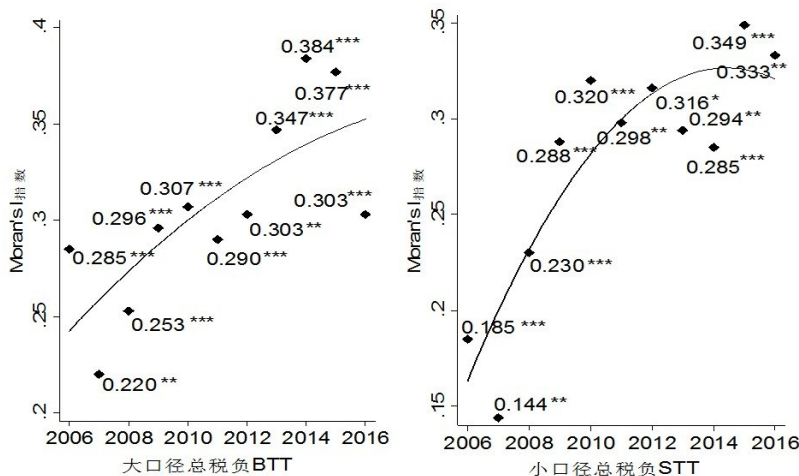
年份	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	总样本期
Moran's I	0.18**	0.15*	0.13*	0.18**	0.29***	0.33***	0.42***	0.48***	0.55***	0.55***	0.57***	0.46***
	(2.02)	(1.69)	(1.65)	(2.11)	(3.01)	(3.43)	(4.17)	(4.71)	(5.40)	(5.33)	(5.52)	(4.52)

注:括号内数字为Z检验值;***、**、*分别代表显著性水平小于0.01、0.05和0.1。

(1) 产能利用率的空间自相关性检验。由表1可以看出,2006—2016年我国产能利用率的Moran's I指数值均显著为正,一定程度上表明相邻地区间的产能利用率具有正向的促进作用,其分布存在着明显的“正空间自相关”。进一步可以发现,2006—2016年我国产能利用率的Moran's I指数值有逐渐增强的趋势,一定程度上表明伴随着我国区域经济一体化进程的加快,地区间产能利用率的相互影响也在不断增强。由于Moran's I指数具有显著性,这表明本文所采用空间计量模型是适宜的。

(2) OLS估计残差的空间自相关性检验。使用OLS方法对面板数据进行了回归,得到相应的估计残差,并通过对残差的空间自相关性进行检验来考察误差项的空间依赖性。OLS残差的空间相关性检验如图1所示。

观察图1可以发现, OLS估计的残差具有显著的“正空间自相关”,并且随着时间的推移,其空间相关性亦有不断增强的趋势,因而此时采用OLS方法的估计结果可能缺乏准确性。为了进一步提高回归结果的精准度,接下来,采用考虑空间相关性的SAR、SEM、SAC、SDM四种模型对样本数据进行回归分析。



注:***、**、*分别代表显著性水平小于0.01、0.05和0.1。

图1 OLS估计残差的空间相关性

2. 空间面板模型回归结果

经Hausman检验,四种模型的检验结果均在5%的置信水平下拒绝了随机效应的原假设,因而采用固定效应模型进行实证分析,并使用聚类稳健的标准误对模型进行估计。表2报告了回归估计结果。其中表中(1)、(3)、(5)和(7)是采用小口径税收负担的回归估计结果,而(2)、(4)、(6)和(8)是采用大口径税收负担的回归估计结果。

从表2的估计结果可以看出,无论是SAR、SEM模型,还是SAC、SDM模型,其空间相关系数(ρ 或 ϕ)均显著为正,这在一定程度上表明产能利用率具有明显的空间相关性,即本地区的产能利用率会受到其它地区产能利用状况的影响。继续观察可以发现,相对于其它模型,SDM模型具有较高的可决系数^[1](R-squared),且在模型拟合效果上,SDM模型较之SAR、SEM和SAC模型具有变量回归系数显著个数最多的特点。进一步地,本文还对SDM模型的拟合效果进行了LR空间滞后检验和LR空间误

[1]四种模型中,根据样本数和解释变量(含常数项)个数计算的调整的可决系数具有相同的排序特征。

表2 空间面板模型回归估计结果

变量	SAR		SEM		SAC		SDM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ρ	0.45*** (9.08)	0.43*** (8.65)	/	/	0.63*** (10.55)	0.62*** (10.94)	0.33*** (5.27)	0.30*** (4.82)
φ	/	/	0.47*** (7.94)	0.43*** (6.87)	0.40*** (3.15)	0.44*** (3.65)	/	/
BTT	/	1.88*** (3.26)	/	1.91*** (3.05)	/	1.70*** (3.31)	/	1.14*** (2.83)
STT	1.27** (2.27)	/	1.87*** (2.87)	/	0.77* (1.71)	/	1.97** (2.44)	/
gdp	-0.07 (-1.00)	-0.11 (-1.59)	0.002 (0.02)	-0.05 (-0.55)	-0.07 (1.26)	-0.10* (-1.86)	-0.01* (-1.71)	-0.02* (-1.72)
lnr	0.11*** (8.62)	0.12*** (8.88)	0.12*** (7.39)	0.12*** (7.48)	0.09*** (7.13)	0.10*** (7.41)	0.11*** (6.91)	0.10*** (6.45)
$lnland$	0.01 (0.14)	0.01 (0.15)	0.01 (0.32)	0.01 (0.31)	0.001 (0.01)	0.004 (0.13)	0.01 (0.20)	0.01 (0.45)
$lnis$	-0.06** (-2.57)	-0.06** (-2.57)	-0.11** (-2.90)	-0.10** (-2.62)	-0.03* (-1.82)	-0.04** (-2.14)	-0.07** (-2.07)	-0.08** (-2.14)
$lnfp$	0.09** (1.89)	0.16*** (2.87)	0.14** (2.33)	0.20*** (2.98)	0.06* (1.67)	0.12*** (2.78)	0.11** (2.17)	0.04** (2.58)
$W*BTT$	/	/	/	/	/	/	/	-0.73*** (-3.16)
$W*STT$	/	/	/	/	/	/	-1.06*** (-2.88)	/
R^2	0.73	0.74	0.69	0.70	0.73	0.75	0.79	0.81
$Log-L$	378.93	381.63	368.30	368.84	383.00	387.16	396.79	410.46
obs	330	330	330	330	330	330	330	330

注:括号内数字为Z检验值;***、**、*分别代表显著性水平小于0.01、0.05和0.1。“/”表示此项为空。本表中未报告SDM模型中控制变量的空间交互效应系数。

差检验,其P值分别在1%和10%的水平下显著,这也表明SDM模型具有最优的拟合效果。因此,接下来,本文主要选择SDM模型的回归结果进行分析与讨论。

从表2的结果来看,在SDM模型中,大小口径的税收负担水平项和空间交互项对产能利用率均有显著影响,但SDM模型存在着空间权重的交互效应。相比于非空间模型的系数估计,由于SDM模型存在反馈效应^[1],其变量的参数估计值无法代表税收负担变化对产能利用率的边际效应,并且税收负担变化的直接效应与其系数的估计也不同。因此表3报告的SDM模型中的外生回归系数无法直接反映税收负担变动对产能利用率的实际影响。Lesage and Pace(2009)对空间模型中直接效应与估计系数的不同进行了解释:由于空间溢出效应的存在使得空间回归模型的点估计失效。本文借鉴其方法,对设定的SDM模型中的空间溢出效应进行了推导。过程如下:

对式(4)的SDM模型进行改写:

$$(I-\rho\omega)CU_i=\alpha_i+(\theta\omega+\delta)Tax_i+u_i \quad (7)$$

式(7)中,I为单位矩阵,继续将此式化简得到:

$$CU_i=(I-\rho\omega)^{-1}(\theta\omega+\delta)Tax_i+R_i \quad (8)$$

式(8)中, $R_i=\alpha_i+u_i$ 是包括常数项和误差项的剩余项。

根据式(8)可以求得产能利用率期望值对相对应的第t时期第i个地区的税收负担Tax的偏导数矩阵:

[1]反馈效应指一个省份税收负担的变动会影响邻近的省份的税收政策,而且把邻近省份的影响传回本省。

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial E(CU_i)}{\partial(Tax_{i1})} & \dots & \frac{\partial E(CU_i)}{\partial(Tax_{ii})} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(CU_{ii})}{\partial(Tax_{i1})} & \dots & \frac{\partial E(CU_{ii})}{\partial(Tax_{ii})} \end{bmatrix} = (I - \rho\omega)^{-1} \begin{bmatrix} \delta_i & \omega_{12}\theta_i & \dots & \omega_{1i}\theta_i \\ \omega_{21}\theta_i & \delta_i & \dots & \omega_{2i}\theta_i \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_{i1}\theta_i & \omega_{i2}\theta_i & \dots & \delta_i \end{bmatrix} \quad (9)$$

式(9)偏导数矩阵中,每一个主对角线元素代表了本地区税收负担的直接效应,而每一个非对角线元素代表了相邻地区税收负担的间接效应。此时 $\rho \neq 0, \delta \neq 0$, 因此需要计算出税收负担对产能利用率的直接效应、间接效应和总效应才能准确表现其特征。继续选取 *Tax* 中大、小两种口径总税负变量,对三种效应进行估计,其结果见表3。观察表3结果可以看出:

表3 三种不同效应回归估计结果

效应形式	变量	系数	Z检验值	P值
直接效应	STT	1.93**	2.46	0.01
	BTT	1.38**	2.21	0.03
间接效应	STT	-1.09***	-2.85	0.01
	BTT	-1.15**	-2.42	0.02
总效应	STT	0.84***	2.73	0.01
	BTT	0.23***	2.87	0.00

注:***、**、*分别代表显著性水平小于0.01、0.05和0.1。

第一,无论是采用小口径,还是大口径的税收负担,其直接效应均显著为正,一定程度上说明本地区税收负担与产能利用率之间具有显著的正向关系。当本地区政府采取税收竞争政策降低税收负担时,由于硬性降税,使得企业的利润水平上升,从而增加了企业的投资资金用于扩大产能,形成产能过剩。第二,两种口径的税收负担,其间接效应均显著为负,一定程度上表明相邻省份税收负担对本地区产能利用率具有显著的反向影响。当本地区政府采取税收竞争政策降低税收负担时,相邻地区的税收负担将相对升高,这也在一定程度上吸引了相邻地区的资金流向本地区而增加了本地企业的投资资金,从而促进了产能过剩的形成。第三,无论是采用小口径,还是大口径的税收负担,其总效应均显著为正,这说明了整体上税收竞争中税收负担变动和产能利用率之间具有显著的正向关系。相对于间接效应,本地区税收负担的直接效应相对更大,这也使得地方政府间税收竞争过程中所带来的税收负担下降,在总体上对产能利用率有产生正向冲击,即税收竞争对产能过剩具有显著的正向影响。

表4 变量稳健性检验结果

变量	SAR		SEM		SAC		SDM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ρ	0.44*** (8.75)	0.45*** (8.94)	/	/	0.63*** (10.96)	0.64*** (11.32)	0.31*** (4.96)	0.31*** (5.00)
φ	/	/	0.44*** (7.14)	0.46*** (7.44)	0.44*** (3.56)	0.44*** (3.63)	/	/
<i>CITR</i>	/	0.13** (2.42)	/	0.11*** (3.23)	/	0.39*** (3.16)	/	0.46*** (2.93)
<i>AVTR</i>	0.42** (2.42)	/	0.15*** (2.96)	/	0.23* (1.82)	/	0.33** (2.42)	/
<i>gdp</i>	-0.04 (-0.57)	-0.04 (-0.61)	0.06 (0.72)	-0.06 (-0.73)	-0.06 (-0.94)	-0.06* (-1.91)	-0.06* (-1.82)	-0.06* (-1.66)
<i>lnr</i>	0.11*** (8.45)	0.11*** (8.43)	0.12*** (7.78)	0.12*** (8.10)	0.12*** (9.31)	0.12*** (9.26)	0.11*** (5.96)	0.12*** (7.67)
<i>lnland</i>	0.01 (0.39)	0.03 (0.93)	0.01 (0.38)	0.01 (0.39)	0.03 (0.97)	0.03 (1.07)	0.02 (0.76)	0.02 (0.76)
<i>lnis</i>	-0.05** (-2.50)	-0.05** (-2.14)	-0.13** (-2.01)	-0.12** (-2.15)	-0.04* (-1.91)	-0.04** (-1.98)	-0.08** (-2.16)	-0.10*** (-3.14)
<i>lnfp</i>	0.07 (1.41)	0.05* (1.77)	0.08** (2.38)	0.08** (2.36)	0.04** (1.98)	0.04*** (2.99)	0.01** (2.22)	0.07** (2.56)
<i>W*CITR</i>	/	/	/	/	/	/	/	-0.32*** (-3.85)
<i>W*AVTR</i>	/	/	/	/	/	/	-0.24** (-2.22)	/
R^2	0.73	0.73	0.69	0.69	0.74	0.74	0.79	0.79
<i>Log-L</i>	376.52	376.41	364.63	364.22	381.66	381.79	396.85	395.87
<i>obs</i>	330	330	330	330	330	330	330	330

注:括号内数字为Z检验值;***、**、*分别代表显著性水平小于0.01、0.05和0.1。“/”表示此项为空。本表中未报告SDM模型中控制变量的空间交互效应系数。

3. 稳健性检验
上文在表征税收竞争时采用了税收负担这一指标,但现有一些文献还采用了实际税率来表征(范子英和田彬彬,

2013)。相比于宏观税收负担,实际税率在一定程度上能够体现各地区特定税种的税负水平在税收竞争中的变化以及税负变化对企业的微观影响。因此,本文将进一步采用企业所得税实际税率(CITR)和增值税实际税率(AVTR)来表征税收竞争,并将其作为一项稳健性检验。

将实际税率代入空间计量模型,回归结果见表4和表5。其中模型(1)、(3)、(5)、(7)是采用增值税实际税率的回归估计结果,而模型(2)、(4)、(6)、(8)是采用企业所得税实际税率的回归估计结果。

表4表明,采用实际税率以后,其对产能利用率的影响方向和显著性水平均未发生明显变化;表5表明,SDM模型估计的直接效应显著为正、间接效应显著为负、总效应显著为正,这些均与上文一致,结果具有稳健性。

五、结论与政策建议

中国经济已由高速增长阶段向高质量发展阶段迈进。在这一阶段,优化经济结构,深化供给侧结构性改革的任务刻不容缓。中央“去产能”政策作为供给侧结构性改革的重要内容之一,其实施效果容易受制于地方政府间竞争对地区产能利用的反向干扰,从而受到扭曲和弱化。基于这一事实,本文着重探究了中国地区间税收竞争对产能过剩的影响,并在考虑地区间税收竞争与产能过剩空间相关性的基础上,利用2006—2016年中国大陆分省区面板数据,通过建立SAR、SEM、SAC、SDM空间计量模型,实证考察了税收竞争对产能过剩的影响。主要的研究发现有:

第一,中国的产能过剩具有明显的空间相关性。*Moran's I*指数以及SAR、SEM、SAC、SDM空间计量模型的空间相关系数均显著为正,这在一定程度上表明了中国地区间的产能过剩并不是相互独立的,而是存在显著的空间相关性。因此,从政策层面来讲,地方政府在着手化解产能过剩问题时,不仅要考虑本地区的产能情况,还要充分认识邻近地区的产能利用和资本流动状况,通过积极建立跨地区的经济协作平台和信息共享机制,从整体上提升“去产能”的效果。

第二,税收竞争对产能过剩具有显著的正向影响。当某一地方政府在税收竞争过程中降低税收负担时,本地区税收负担对产能利用率有显著的正向影响,而邻近地区税收负担对本地区产能利用率的影响显著为负,但由于本地区的直接效应明显高于邻近地区的间接效应,因而总体上表现为正面冲击。税收竞争是地方政府吸引投资的重要手段之一,地区间税负“逐底”的税收竞争对产能过剩的形成具有显著的推动作用,因此化解产能过剩问题,还需有效遏制地区间的恶性税收竞争。因此,从政策上来讲,一方面,应积极改革对地方政府唯GDP至上的政绩考核体系,加强对经济发展质量的考核,弱化地方政府的税收竞争动机;另一方面,应进一步加强统筹规划,完善国家财政收支体系,适当加大对经济欠发达地区的支持力度,降低欠发达地区对利用税收竞争吸引投资的依赖。

[责任编辑:如 新]

表5 变量稳健性检验的三种不同效应回归估计结果

效应形式	变量	系数	Z检验值	P值
直接效应	AVTR	0.32**	2.07	0.04
	CITR	0.45***	3.01	0.00
间接效应	AVTR	-0.26**	-2.11	0.03
	CITR	-0.40***	-2.95	0.00
总效应	AVTR	0.06***	3.73	0.00
	CITR	0.05***	3.66	0.00

注:***、**、*分别代表显著性水平小于0.01、0.05和0.1。