

地方补贴性竞争对我国产能过剩的影响

——基于倾向匹配倍差法的经验分析

张亚斌, 朱虹, 范子杰

(湖南大学 经济与贸易学院, 湖南 长沙 410006)

摘要: 地方政府行为如何影响企业产能决策, 以往研究主要关注体制因素对产能过剩的影响, 而忽略了信息不对称的市场环境的作用。文章结合我国特有的制度环境和信息不对称的市场环境, 建立了两期不完全信息的动态博弈模型, 探讨地方补贴性竞争对我国产能过剩影响的新机制, 研究发现: 在信息不对称的市场环境下, 地方补贴性竞争导致的产能过剩率长期大于正常产能过剩率; 企业所获补贴越多, 行业爆发产能过剩的可能性越高。进一步采用 PSM-DID 模型进行实证检验, 发现: 相比补贴前, 补贴企业补贴后的产能过剩率将会上升 1% 至 3%; 相比未补贴企业, 补贴企业的产能过剩率高出 2% 至 12%。文章的研究不仅为地方补贴影响产能过剩的微观机制提供了经验证据, 而且为政府化解产能过剩提供了启示和参考。

关键词: 政府补贴; 产能过剩; 信息不对称; 倾向得分匹配-倍差法

中图分类号: F124 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2018)05-0036-13

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2018.05.003

一、前言

产能过剩已成为“新常态”下影响我国经济持续发展的重要问题。根据国家信息中心统计数据, 在 2016 年我国 19 个产能过剩制造行业中, 有 7 个行业产能利用率在 70% 以下, 属于严重产能过剩。为化解产能过剩, 2014 年 10 月, 国务院明确提出既要着力发挥市场机制作用, 更要创新体制机制, 加快政府职能转变, 建立化解产能过剩的长效机制。然而, 在国家大力化解产能过剩的宏观经济背景下, 我国钢铁、煤炭、风能和光伏等行业的总产能增幅依旧持续高过需求增幅。究竟是何原因造成我国相关行业产能的持续过剩呢?

关于产能过剩的成因, 国内外学者主要从市场失灵和政府失灵两种角度进行了深入的分析。以市场失灵解释产能过剩的代表人物是林毅夫(2007), 他的“潮涌现象”理论, 将投资状况不确定的信息不对称转化为企业实际数目, 强调发展中国家对某一行业产生共同的前景良好的判断, “盲目”过度投资将引发严重产能过剩, 但他舍弃了对地方政府和国企的分析, 很可能会漏掉导致我国产能持续过剩的主要原因。除“潮涌现象”理论, 其他学者从过度竞争和进进出出壁垒等角度解释产能过剩形成机理, 虽然得出了不少的研究成果, 但也存在各种缺陷(Bain, 1968; Caves, 1998; 韩国高, 2012; 江小涓等, 2014)。在我国特有的体制背景下, 现有文献也从政府失灵和体制

收稿日期: 2017-08-14

基金项目: 湖南省哲学社会科学基金基地项目(17JD18); 湖南省哲学社会科学基金重点委托项目(16ZWB20)

作者简介: 张亚斌(1965—), 男, 湖南人, 湖南大学经济与贸易学院教授, 博士生导师;

朱虹(1993—), 女, 湖南人, 湖南大学经济与贸易学院硕士研究生;

范子杰(1985—), 男, 河南人, 湖南大学经济与贸易学院博士研究生。

扭曲角度来解释产能过剩的成因。江三良和吴超(2014)提出,地方政府出于地方经济增长及自身政绩考虑,在执行抑制产能过剩政策方面往往做的不到位,导致地方生产能力仍旧过剩。在江三良和吴超(2014)的基础上,张言方(2014)引入了中央政府监管,认为中央监管成本较大、监管力度较小造成地方违规投资风险降低,双方博弈仍为产能过剩。虽然这些文献研究了体制因素对产能过剩的影响,但均未明确阐述地方政府放松管制,鼓励企业产能扩张的具体传导机制。江飞涛和曹建海(2009)认为地方政府不当干预微观经济,通过投资补贴效应、风险外部效应和成本外部化扭曲企业投资行为,最终导致了产能过剩。他们对产能扩张的具体传导机制进行了研究,但未能将我国特有的制度背景和信息不对称的市场环境相结合,更未能从实证角度研究补贴性竞争对我国产能过剩的影响。此外,在我国财政利益和政治晋升的双重激励下,地方政府有强烈的动机干预企业生产或投资。一方面,地方政府以财政补贴、税收返还或减免以及土地经营权转让等各种形式直接补贴企业投资;另一方面,地方政府诱使地方金融机构为企业提供低息贷款,甚至默许、容忍地方企业用展期、拖欠等不当方式攫取金融资源(李扬等,2005),变相地为企业提供金融补贴。同时,企业自身利用从地方政府低价得来的土地经营权作为银行信贷的抵押(郑思齐等,2014),进一步降低了企业自有资本投入,加剧了企业风险成本外部化。可见,地方政府利用各种手段给予企业直接或间接补贴,将引发企业过度投资,导致严重产能过剩。

鉴于此,结合我国特有的体制背景和信息不对称的市场环境,本文研究了地方补贴性竞争对我国产能过剩影响的机制。首先,在我国财政分权以及GDP晋升锦标赛下,地方政府有强烈的动机促进地方企业投资和生产,同时,地方政府愿为企业生产提供地方补贴以提高产能或产出。基于此,本文通过地方政府净收益最大化得到政府对企业的补贴函数。随后,构建企业的两期不完全信息动态博弈模型,让企业在投资信息不对称的现实状况下,根据地方补贴函数、未来市场收益函数及自身的产能成本做出产能决策,研究发现:在信息不对称的市场环境下,地方补贴性竞争导致的产能过剩率长期大于正常产能过剩率;^①同时,企业所获补贴收入越多,行业爆发产能过剩的可能性越高。为证实政府补贴和产能过剩之间存在的因果关系,本文以我国2000—2007年工业企业数据库为研究对象,采用倾向评分匹配法为处理组(即补贴企业)“匹配”相近的对照组(即非补贴企业),随后采用倍差法来具体评估处理组企业在补贴前期和补贴后第 T 期之间的持续平均处理效应,结果表明:政府补贴显著降低了企业产能利用率,导致整个行业产能过剩率显著上升,实证结果验证了前文的假设。

本文的边际贡献在于:第一,探讨了地方补贴竞争影响产能过剩的机制,强调在我国特有的制度背景和信息不对称的市场环境下,地方补贴性竞争导致的产能过剩率长期大于正常的产能过剩率。这一机制在之前的研究中未曾探讨过。第二,基于投资信息不完全的假设,考虑地方补贴性竞争对企业生产行为的影响,构建了两期不完全信息动态博弈模型,补充了微观理论研究。第三,首次利用倾向得分匹配-倍差法来研究地方补贴性竞争对产能过剩的影响,聚焦企业补贴前后的产能利用率变化,不仅能有效缓解内生性问题,而且为后续研究提供了实证与技术参考。

二、政府补贴与产能过剩的理论模型

(一)政府净收益最大化。自1994年财政分权以来,中央借助地方政府监督和指导地方发展,地方政府拥有更大的辖区内信息优势和经济发展权限,也更多地为自身发展谋求利益(高燕妮,2009)。同时,GDP增长速度、税收增长率和就业率等是中央政府考核评价地方官员的主要标

^①本文中,正常的产能过剩率均指单纯因投资信息不对称出现的产能过剩率。

准。地方政府特别是谋求晋升的地方官员,拥有强烈的动机推动本地经济快速发展(周黎安,2004),利用中央“放权让利”所造成的“软化”制度环境,通过大量补贴及吸引外资,稳固本地企业的同时吸引外地企业入驻当地,以促进GDP在短期内迅速提升(李军杰,2005)。由此可知,在中国特有的财政分权和GDP晋升锦标赛机制下,以地方官员为代表的地方政府有强烈的动机干预其企业投资或生产,暗含着地方政府愿为地方生产提供补贴以增加有限的产能或产出。基于上述分析,假设地方企业建厂期间的收益和成本函数外生给定,管辖企业*i*的地方政府收益函数为 $R(Q_i)$,且 $R'(Q_i) > 0, R''(Q_i) < 0$ 。^①

假设地方政府给企业提供的单位投资补贴成本为 $\beta (\beta \in (0, 1])$,即投资补贴成本小于1。地方政府支付给企业的补贴收入直接来源于财政补贴、税收返还或减免以及地方政府以转让土地经营权给予企业补贴(李扬等,2005;郑思齐等,2014),这使得地方政府实施补贴时不用过多地考虑补贴成本问题。另外,假设地方政府给予企业单位产能投资的补贴是 b 。对于地方政府净收益最大化有:

$$\pi = R(Q_i) - \beta \times b \times Q_i \quad (1)$$

求导移项,可得企业*i*面临的补贴函数(江飞涛等,2012):

$$b(Q_i) = R'(Q_i) / \beta \quad (2)$$

可知,地方边际收益 $R'(Q_i)$ 越高,为辖区内企业提供补贴的意愿越强烈,其给予单位产能的补贴收入 $b(Q_i)$ 越高。此外,单位投资补贴成本 β 越低,地方政府越有冲动为当地企业提供更高的补贴收入。我国现有体制中地方政府的补贴成本不高,原因在于我国的土地和环境产权不清晰、银行预算软约束及财政监管制度不完善,为地方补贴提供了“廉价”手段(单丹,2014),地方政府可通过以上方式向企业直接或间接提供大量补贴。

(二)企业利润最大化。借鉴“潮涌现象”模型,本文将投资状况不确定的信息不对称具体化为企业的实际数目(林毅夫等,2010)。同时,引入补贴的成本收益分析,着眼于地方政府给予的企业补贴收入如何影响产能过剩。建立两期不完全信息动态博弈,在第一阶段, n 个同质企业决定进入市场,服从先验概率分布 $F(n) = \Pr\{N \leq n\}$ 。在正式生产前,各企业根据地方补贴函数、未来市场收益函数以及产能成本做出产能决策。假设企业*i*的产能成本与产能 Q_i 成正比,即 $C(Q_i) = k \times Q_i$ 。此时,各企业并不了解其他企业的产能决策 Q_{-i} ,也不知道市场上确切的企业数目 n 。在第二阶段,各企业观察到彼此已建立的产能及行业中准确的企业总数目。假设总需求 Y 按平均分配法则在企业间分配。^②此时,企业*i*在已建立的产能限制下,根据所分得市场需求 $q_i \leq Q_i$,做出利润最优化的产量决策 q_i 。假设各企业的边际可变成本等于平均可变成本即 c ,商品价格外生给定, $p > k > 0$ 且 $p > c > 0$ 。因为是不完全信息动态博弈,求解采用逆向推导,先分析第二阶段(产量阶段),再倒推分析第一阶段(产能阶段)。

第二阶段(产量阶段):各企业已知市场中企业实际数目 n 及彼此产能决策,按照平均的总需求进行生产销售。因此,企业*i*的市场收益函数 $\pi_i(Q_i, Q_{-i}; n)$ 仅与实际企业数量 n 和彼此建立的产能 Q_i 有关,如式(3)所示。

$$\pi_i(Q_i, Q_{-i}; n) = (p - c) \times q_i \quad s.t. : q_i \leq Q_i \quad (i = 1, 2, 3, \dots, n) \quad (3)$$

第一阶段(产能阶段):各企业均不知实际企业数量 n ,但已知企业数量服从的先验概率分布 $F(n) = \Pr\{N \leq n\}$ 。企业*i*基于期望市场收益做出产能决策,其期望利润如下:

^①当辖区内产能在较低水平逐渐上升时,提供补贴能快速增加企业产能或产出,将大大提升地方收益;当充分利用资源,GDP保持较高水平且提升空间有限时,地方经济发展速度放缓,地方政府收益的增速下降。

^②本文还建立了竞争、需求价格等因素一般化的复杂扩展模型,但本文并未列出,如有需要可向作者索取。

$$E_n U_i(Q_i, Q_{-i}; n) = E_n \{(p-c) \times q_i(Q_i, Q_{-i}; n)\} - (k - R'(Q_i)/\beta) \times Q_i \quad (4)$$

企业*i*的期望利润是产量阶段的期望产量净收益减去当期产能建设成本,但地方政府*i*为促进当地经济发展以及增加就业,对所管辖企业*i*进行产能投资补贴 $b(Q_i) \times Q_i = R'(Q_i) \times Q_i/\beta$,因此企业*i*得到了额外的地方补贴以弥补其生产成本,这等于变相降低了企业的生产成本。

由于企业同质性,自然考虑对称均衡:当行业内其他企业均选择均衡产量 Q^* 时,企业*i*选择均衡产量 Q^* 可使自己的期望利润 $E_n U_i$ 达到最大,即所有企业建立相同大小的产能 $Q^* = Y/n^*$, n^* 为均衡时总产能恰被充分利用时的企业数目边界值。因企业同质性,考虑企业1的决策。

情况1:企业1认为实际企业数目小于期望企业数目 $n \leq n^*$,于是选取较大产能 $Q_1 \geq Q^*$ 。企业1提高单位产能的市场收益为 $(p-c) \times F(n)$,产能建设成本为 $(k - R'(Q_1)/\beta) \times Q_1$ 。此时,企业1新增产能所带来的额外市场收益无法弥补多建产能所付出的额外成本,企业1没有选取较大产能 $Q_1 \geq Q^*$ 的动机,如式(5):^①

$$(p-c) \times F(n) \leq (p-c) \times F(n^* - 1) \leq k - R'(Q_1)/\beta \quad (5)$$

情况2:企业1认为实际企业数目大于期望企业数目 $n \geq n^*$,于是选取较小产能 $Q_1 \leq Q^*$ 。企业1减少产能带来的额外市场损失大于少建产能所节省的额外成本,即节省的额外建厂单位成本无法弥补额外市场收益损失。企业1没有选取较小产能 $Q_1 \leq Q^*$ 的动机,如下式:^②

$$(p-c) \times F(n) \geq (p-c) \times F(n^*) \geq k - R'(Q_1)/\beta \quad (6)$$

结合上述分析,企业1均衡时也选择产能 $Q^* = Y/n^*$ 且有:

$$F(n^* - 1) \leq [k - b(Q^*)]/(p-c) \leq F(n^*) \leq 1 \quad (7)$$

当实际企业数目大于边界企业数目,所有企业生产的总产能大于充分利用时的产能,行业出现产能过剩,满足下式:^③

$$\Pr(n > n^*) = 1 - F(n^*) \approx 1 - [k - b(Q^*)]/(p-c) \quad (8)$$

产能过剩率 $\Pr(n > n^*)$ 对补贴 $b(Q^*)$ 求导有:

$$d \Pr(n > n^*)/d b(Q^*) = 1/(p-c) > 0 \quad (9)$$

由式(9)可知,地方政府给予企业的补贴收入越多,行业爆发产能过剩的可能性越高。在中国特有的财政分权体制和GDP晋升锦标赛机制下,以地方官员为代表的地方政府为招商引资和经济发展而采取的各种补贴手段变相降低了当地企业产能成本 k ,使得企业生产成本显著外部化,特别是地区间普遍存在的投资补贴性竞争,改变了企业投资激励结构,扭曲了企业投资行为,为其低成本的产能扩张提供了激励和保障,最终将导致产能过剩。另外,其他相关变量也符合实际预期,市场价格 p 越高、生产成本 c 越低时,产能过剩的发生概率越高。

基于此,本文提出假设1:政府补贴会显著抑制产能利用效率的提高,企业获补贴后的产能过剩率将上升。

将地方企业单纯因投资信息不对称出现产能过剩的概率($b(Q^*) = 0$)和引入地方补贴性竞争时的产能过剩概率($b(Q^*) > 0$)进行比较:

$$\Pr(n > n^*) \approx 1 - \frac{k - b(Q^*)}{p-c} \geq 1 - \frac{k}{p-c} \quad (b(Q^*) > 0) \quad (10)$$

① $(p-c) \cdot F(n^* - 1) \leq (p-c) \cdot F(n^*) = k - R'(Q^*)/\beta \leq k - R'(Q_1)/\beta$ (因 $R'(Q_i)$ 单调递减,又 $Q_1 \geq Q^*$)。

② $(p-c) \cdot F(n^*) = k - R'(Q^*)/\beta \geq k - R'(Q_1)/\beta$ (因 $R'(Q_i)$ 单调递减,又 $Q_1 \leq Q^*$)。

③当 $p-c-k \geq 0 \geq -b(Q^*)$ 时,企业获正市场收益,额外得到补贴收益。当 $0 > p-c-k \geq -b(Q^*)$ 时,表明企业正常生产商品无法获正市场收益,但高额补贴补偿了经营亏损,某种程度上强化了产能过剩,后文有详解。

相比于林毅夫等(2010)“潮涌现象”忽略地方政府对企业的干预作用,本文聚焦于地方补贴性竞争对企业生产成本外生化影响。由式(10)可知,在信息不对称的市场背景下,引入地方补贴性竞争的产能过剩率大于正常产能过剩率,说明地方政府对企业的直接或间接补贴,反而使得行业整体产能过剩概率上升,最终导致产能过剩状况恶化。

基于此,本文提出假设2:与非补贴企业相比,补贴企业的产能过剩率可能更高。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源。本文采用的数据样本是2000—2007年的工业企业数据库。^①借鉴Brandt等(2012)的做法,根据企业名称、组织代码和地址等信息对不同年份的企业进行识别,将2000—2007年共8年的横截面数据合并成面板数据。根据《中华人民共和国国家统计局——行业分类标准》,删除工业企业数据库中采矿业、电力、热力及水生产和供应业,只剩下行业代码为13至43的制造业。为研究初始补贴对企业产能过剩的影响,以2000年为基期,剔除基期补贴收入为正或为负的企业,只剩下未获补贴的企业。另外,为降低统计误差对样本的影响,本文对样本数据做了如下处理:剔除2000至2007年间补贴力度在1%以下或99%以上的极端值;剔除1949年前成立以及年龄为负的企业;剔除从业人数小于10的企业;剔除工业总产值、流动资产年平均余额、固定资产余额年平均余额、年应付职工薪酬、中间投入、销售收入、新产品产值缺失或为负的企业。

(二)变量定义。

1. 被解释变量。产能利用率是反映产能利用情况、判断是否存在产能过剩的最直接指标,且产能利用率越低,产能过剩越严重。产能利用率现有的测算方法有协整法、峰值分析法、最小成本函数法、随机参数生产前沿面法和非参数前沿面数据包络法。与其他方法相比,采用数据包络法(Data Envelopment Analysis, DEA)估计产能利用率,无须对数据进行无量纲化处理,且以企业实际输入、输出数据求得最优权重,排除了主观因素,具有很强的客观性,因此本文运用数据包络法来构建产能过剩指标。借鉴江飞涛(2008)、单丹(2014)和董敏杰等(2015)等学者的做法,本文选取工业总产值和利税总额作为产出项,选取资本总额、工资总额和中间产品投入作为投入项,利用上述处理过的工业企业数据库数据,运用DEAmax软件,求得被解释变量产能利用率。^②

2. 解释变量。本文设定处理变量 $Treat_i = \{0, 1\}$, 当企业*i*为补贴企业时, $Treat_i$ 取值为1, 否则为0。首先将2000至2007年持续经营的企业分为处理组(受到政府补贴的企业)和对照组(从未受到政府补贴的企业);从时间维度上反映地方政府对企业的补贴情况,又将处理组细分成2001至2007年新补贴企业,^③如表1所示。本文设定补贴虚拟变量 $Subsidy_{it}$ 为解释变量,表示时间虚拟变量与处理变量 $Treat_i$ 的交互

表1 处理组和对照组企业分组结果

组别	对应企业	企业数量
处理组 2001	2001年新补贴企业	341
处理组 2002	2002年新补贴企业	324
处理组 2003	2003年新补贴企业	327
处理组 2005	2005年新补贴企业	278
处理组 2006	2006年新补贴企业	354
处理组 2007	2007年新补贴企业	353
对照组	2000—2007年持续不补贴企业	16 189

①2007后的《工业企业数据库》统计口径更改,并未统计企业补贴收入。

②《工业企业数据库》缺失2004年工业总产值,无法求得2004年企业产能利用率。除2004年外,其他年份产能利用率都可求得,样本数据量较大,后又按每年新补贴企业进行分组实证,故忽略2004年数据进行实证,对实证结果的影响较小。

③新补贴企业定义为前一期从未获补贴,之后样本期间持续获补贴的企业。

项,反映补贴企业在实验期是否受补贴。

3. 其他控制变量。借鉴王立国和鞠蕾(2012)、耿强和胡睿昕(2013)及任曙明和张静(2013)等的研究,本文考虑如下控制变量: *Age* 为企业年龄,用当年年份数减去企业开业年份数,表示企业存活时间; *Finance* 表示企业所受到的融资约束,用利息支出除以固定资产; *Capital* 表示企业的资本密集度,用企业固定资产与企业平均人数相除后取对数; *Innov* 表示企业的创新密集度,用企业新产品产值除以企业营业收入后取对数; *Leverage* 为负债总额占资产总额的比重,表示资产负债率; *Export* 为出口密集度,用出口交货值除以企业营业收入; *Deficit* 表示企业是否亏损经营,若企业净利润为负,取值为 1, 否则为 0; *State* 表示国有企业,若企业为国有企业,取值为 1, 否则为 0。

(三)模型的构建。本文旨在评估补贴收入对企业产能利用率的影响效应,揭示政府补贴和企业产能利用率之间是否存在因果关系。然而,现实中企业是否获得政府补贴并非是非随机的。为解决选择性偏差和混合性偏差问题,本文采用倾向得分匹配法(*Propensity Score Matching, PSM*)评估政府补贴对企业产能利用率的影响,即与未补贴企业相比,补贴企业的产能利用率在补贴前后的变化差异。定义 $Capacity_{it}$ 为企业 i 在 t 期的产能利用率,企业 i 受到补贴时的产能利用率为 $Capacity_{it}^1$, 企业 i 未获得补贴时的产能利用率为 $Capacity_{it}^0$, 则政府补贴对产能利用率的平均处理效应(*Average Treatment Effect on the Treated, ATT*)可表示为:

$$ATT \equiv E(Capacity_{it}^1 - Capacity_{it}^0 | Treat_i = 1) - E(Capacity_{it}^0 | Treat_i = 1) \quad (11)$$

$E(Capacity_{it}^0 | Treat_i = 1)$ 表示补贴企业 i 在 t 期未获得补贴时的产能利用率,是不可观测值。因此,考虑用可观测的 $E(Capacity_{it}^0 | Treat_i = 0)$ 来代替不可观测的 $E(Capacity_{it}^0 | Treat_i = 1)$ 。但代替的前提是不存在同时影响企业产能利用率高度和企业是否受到补贴的不可观测变量,否则会出现选择性偏差。为满足这一前提,本文采用倾向评分匹配法为处理组(即补贴企业)“匹配”相近的对照组(即非补贴企业)，“匹配”是指将每年新补贴企业与可观测匹配变量最相似的对照组进行配对。本文构建 *Logit* 模型估计倾向匹配得分,如式(12)所示:

$$P = \Pr\{Treat_i = 1\} = \Phi\{X_{i-1}\} \quad (12)$$

式(12)中, X_{i-1} 表示滞后一期的匹配变量,进一步将处理组和对照组的倾向得分值分别表示为 \hat{P}_i 和 \hat{P}_j 。按照最近邻匹配原则匹配,如式(13)所示:

$$\Omega(i) = \min_j \|\hat{P}_i - \hat{P}_j\|, j \in (Treat = 0) \quad (13)$$

与处理组企业 i 相配对的对照组企业组合 $\Omega(i)$ 在补贴前的期望产能利用率 $E(Capacity_{it}^0 | Treat_i = 0)$ 可作为 $E(Capacity_{it}^0 | Treat_i = 1)$ 的较好替代。随后,本文进一步采用倍差法(*Difference In Differences, DID*)来估计政府补贴对产能利用率变化的因果效应,有利于消除不随时间变动的个体效应对匹配估计的影响。如式(14)所示,倾向评分匹配-倍差估计方程表示处理组企业 i 在补贴前期($t=0$)和补贴后第 T 期($t=T$)之间的持续平均处理效应,例如 $T=6$ 时, ATT 表示为以 2000 年为基年的处理组 2001 在 2000 年与 2007 年之间的持续平均处理效应; $T=5$ 时, ATT 表示以 2001 年为基年的处理组 2002 在 2001 年与 2007 年之间的平均处理效应,以此可类推 T 为 1, 2, 3, 4 的持续平均处理效应。 N_1 为满足重叠假定的处理组企业数, w_{ij} 为处理组企业 i 匹配对照组企业 j 的权重。

$$ATT = E(\Delta Capacity_{it}^1 | Treat_i = 1) - E(\Delta Capacity_{it}^0 | Treat_i = 0, i \in \Omega(i)) \\ = \frac{1}{N_1} \sum_i \left[\sum_{t=0}^T \Delta Capacity_{it}^1 - \sum_{t=0}^T \sum_{j \in \Omega(i)} w_{ij} \Delta Capacity_{jt}^0 \right] \quad (14)$$

式(14)可化为以 $Capacity_{it}$ 为解释变量的多期面板模型,以处理组 2001 为例的估计方程如式(15)所示。其中, $Year_{2001}$ 、 $Year_{2002}$... $Year_{2007}$ 对应 2001 至 2007 年的时间虚拟变量;当企业 i 为处理组且 t 为实验期时,补贴变量 $Subsidy_{it}$ 为 1,否则为 0;为降低遗漏变量干扰,本文引入了其他控制变量 \vec{Z}_{it} 。

$$Capacity_{it} = \beta_0 + \beta_1 Subsidy_{it} + \beta_2 Treat_i + \gamma_1 Year_{2007} + \gamma_2 Year_{2006} \dots + \gamma_6 Year_{2001} + \beta \vec{Z}_{it} + \xi_{it} \quad (15)$$

四、实证估计与结果分析

(一)描述性统计分析。主要变量的描述性统计结果显示: $Capacity$ 的平均值和中位数分别为 0.5751 和 0.5347,说明样本企业的产能利用率普遍偏低,至少有一半的制造业企业发生了产能过剩。处理变量 $Treat$ 的均值为 0.0206,表明受到政府补贴企业占所有制造业企业的比重约为 2.06%,说明地方政府仅给了少数企业以补贴。补贴变量 $Subsidy$ 的均值为 0.0177,表明处于补贴期的补贴企业占样本期内所有企业的比例为 1.77%;该比例小于 2.06%,说明并非所有的补贴企业均能受到 2001 年至 2007 年的持续性补贴。此外,其他变量的分布在合理范围之内。

(二)回归结果与分析。本文将 2001 至 2007 年新补贴企业分别做处理组 2001 至处理组 2007,并基于匹配变量与 2000 至 2007 年持续未受补贴的对照组进行匹配,筛选出符合条件独立性和重叠假设的企业。为了检验补贴对企业产能利用率的影响,将式(14)中的 T 分别设置为 1 至 6,估计结果见表 2。表 2 中,以 2000 年为基期的处理组 2001 为例, ATT 在 2007 年的系数为 -0.029,显著性水平为 1%,说明从 2001 年开始持续获得补贴的处理组与 2000 至 2007 年持续未获得补贴的对照组的产能利用率相差 2.9%,前者显著低于后者,即政府补贴对产能利用率存在显著负效应。从表 2 可知,处理组 2001 至处理组 2007 共有 21 期平均处理效应,除 3 期显著为正和 4 期不显著外,12 期 ATT 在 1% 水平上显著为负,各有 1 期 ATT 在 5% 和 10% 水平上显著为负,说明政府补贴对企业产能利用效率存在持续抑制作用,这初步验证了假设 1 的观点。值得一提的是,处理组 2001 至处理组 2003,在 2003 年 ATT 均表现为 1% 水平上的显著正效应,可能的解释是 2003 年国务院正式明确房地产业是国民经济的支柱产业,资源在短期内大量流向房地产业,挤占了制造业发展所需的资金,推高了要素价格成本(李畅,2014),特别是对于未获补贴的对照组企业,其资源挤占作用更为严重,即对照组没有足够的资源以供生产,产能利用率下降,变相地表现为受补贴企业产能利用率上升。

表 2 补贴对产能利用率的影响

年份	2001 年	2002 年	2003 年	2005 年	2006 年	2007 年
处理组 2001	-0.009(-1.44)	-0.011*(-1.77)	0.022*** (3.52)	-0.033*** (-5.30)	-0.039*** (-12.95)	-0.029*** (-4.83)
处理组 2002		-0.020*** (5.37)	0.021*** (-6.30)	-0.002(-0.60)	-0.018*** (-5.10)	-0.001(-0.44)
处理组 2003			0.018*** (5.46)	-0.012*** (-3.64)	-0.020*** (-6.67)	-0.008*** (-2.67)
处理组 2005				-0.019*** (-2.93)	-0.035*** (-5.34)	-0.014** (-2.18)
处理组 2006					-0.019*** (2.71)	0.007(1.01)
处理组 2007						-0.012*** (-3.78)

注:括号内数值为纠正了异方差后的 t 统计量;***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

为检验稳健性,本文进一步估计式(15)的多期面板倍差模型,其回归结果相比于式(14)可能更为准确,因为多期面板模型不仅能控制可观测的匹配变量,还能控制不可观测因素和时间固定效应(施炳展,2012)。表 3 所示的多期面板模型是以处理组 2001 为例,该处理组以 2000 年为基期与对照组进行配对,其中 2001 年至 2007 年持续补贴企业为处理组,2000 至 2007 年持续未

获补贴的企业为对照组, *Subsidy* 回归系数测算补贴企业与非补贴企业的产能利用率差异。基准模型一中, 补贴虚拟变量 *Subsidy* 系数为负且通过 10% 的显著性检验, 表明政府补贴显著地降低了企业产能利用率, 导致整个行业产能过剩率显著上升, 初步验证了政府补贴会显著抑制产能利用效率提高的结论。模型二在模型一的基础上加入控制变量, 回归系数 *Subsidy* 为负, 显著性水平为 5%。模型三和模型四在模型二的基础上依次控制行业效应和地区效应, 结果表明补贴虚拟变量 *Subsidy* 均通过 5% 的显著性检验且为负, 进一步验证了假设 1 的观点。同时, 四个模型中, 处理变量 *Treat* 的估计系数均至少在 5% 的水平下显著为负, 说明补贴企业的产能利用率在补贴前后均显著低于非补贴企业, 这验证了假设 2 的观点, 即补贴企业的产能过剩率普遍高于非补贴企业。为深入考察连续性补贴对产能利用率的影响, 本文在模型四的基础上进一步考虑处理组 2002 至处理组 2007 的多期面板倍差模型, 各处理组以补贴前一年为基期, 与持续未受补贴的对照组进行倾向得分匹配, 对应的研究时间区间依次缩短, 设置的时间虚拟变量个数也依次递减, 具体结果如表 4 所示。

表 3 连续性补贴对产能利用率的影响 (以处理组 2001 为例)

	模型一	模型二	模型三	模型四
<i>Subsidy</i>	-0.0131 [*] (-1.81)	-0.0143 ^{**} (-2.09)	-0.0144 ^{**} (-2.09)	-0.0144 ^{**} (-2.08)
<i>Treat</i>	-0.0224 ^{***} (-3.45)	-0.0129 ^{**} (-2.07)	-0.0153 ^{**} (-2.40)	-0.0123 ^{***} (-1.92)
<i>Year</i> ₂₀₀₇	0.0670 ^{***} (43.20)	0.0531 ^{***} (32.75)	0.0516 ^{***} (31.87)	0.0524 ^{***} (32.49)
<i>Year</i> ₂₀₀₆	0.0955 ^{***} (57.69)	0.0788 ^{***} (45.81)	0.0765 ^{***} (44.52)	0.0772 ^{***} (45.13)
<i>Year</i> ₂₀₀₅	0.0462 ^{***} (28.55)	0.0270 ^{***} (15.78)	0.0247 ^{***} (14.44)	0.0253 ^{***} (14.86)
<i>Year</i> ₂₀₀₃	0.1393 ^{***} (88.26)	0.1171 ^{***} (67.15)	0.1149 ^{***} (66.33)	0.1153 ^{***} (66.80)
<i>Year</i> ₂₀₀₂	0.1017 ^{***} (63.89)	0.0755 ^{***} (44.04)	0.0723 ^{***} (42.13)	0.0728 ^{***} (42.55)
<i>Year</i> ₂₀₀₁	0.0784 ^{***} (47.88)	0.0472 ^{***} (27.20)	0.0478 ^{***} (27.69)	0.0482 ^{***} (27.93)
<i>Deficit</i>		-0.0495 ^{***} (-41.42)	-0.0512 ^{***} (-43.33)	-0.0506 ^{***} (-42.92)
<i>Age</i>		-0.0018 ^{***} (-42.73)	-0.0017 ^{***} (-40.59)	-0.0017 ^{***} (-42.00)
<i>Finance</i>		-0.0243 ^{***} (-35.66)	-0.0267 ^{***} (-38.82)	-0.0265 ^{***} (-38.83)
<i>Capital</i>		0.0302 ^{**} (2.05)	0.0293 ^{**} (1.99)	0.0290 ^{**} (2.00)
<i>Innov</i>		0.0584 ^{***} (6.87)	0.0175 ^{***} (5.54)	0.0392 ^{***} (35.07)
<i>Leverage</i>		-0.0584 ^{***} (-24.13)	-0.0541 ^{***} (-22.50)	-0.0536 ^{***} (-22.45)
<i>State</i>		-0.0123 ^{***} (-9.51)	-0.0153 ^{***} (-12.08)	-0.0145 ^{***} (-11.47)
<i>Export</i>		0.0031 ^{***} (2.60)	0.0025 ^{**} (2.11)	0.0021 [*] (1.77)
常数项	0.1994 ^{***} (200.55)	0.3858 ^{***} (95.70)	0.4594 ^{***} (95.18)	0.4527 ^{***} (93.96)
行业效应	NO	NO	YES	YES
地区效应	NO	NO	NO	YES
R ²	0.0647	0.1402	0.1547	0.1603
观测值	115 171	115 171	115 171	115 171

注: 括号内数值为纠正了异方差后的 *t* 统计量; **、* 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

表 4 的多期面板模型中, 除处理组 2006 外, 各处理组的补贴虚拟变量 *Subsidy* 的回归系数显著为负, 并且其系数估计值在 -1% 至 -3% 范围内波动, 说明补贴企业补贴后的产能过剩率比补贴前高出 1% 至 3%。该结果与表 2 保持一致, 验证了假设 1 的观点, 即政府补贴显著提升了企业产能过剩的可能性, 更深入的分析是政府补贴变相降低了企业生产成本, 使得企业生产成本外生化, 更有冲动进行过度投资, 从而导致产能过剩。表 4 中, 各处理组平均补贴负效应由表 2

的-0.95%^①变至-1.44%，^②说明持续性补贴对产能利用率的负效应影响更为明显。对比表2，表4中处理组2002、2006表现为连续性补贴强化了对产能利用率的处理负效应，其中，处理组2002的补贴负效应的显著性水平提升至1%，处理组2006的补贴处理效应虽不显著，但连续性补贴对产能利用率的影响由正向转为负向。处理组2001、2005和2007的补贴持续负效应均至少保持了5%的显著性水平；处理组2003可能受基期房地产业政策影响，显著性水平下降，但保持了10%显著性水平的负效应。表4中，处理变量 *Treat* 的回归系数显著为负，在-1%至-9%之间波动，说明处理组和对照组存在初期产能利用差异，处理组的产能利用率普遍低于对照组，侧面反映出政府更偏好给予产能利用率低的企业以补贴。补贴变量 *Subsidy* 和处理变量 *Treat* 两个系数结合意味着补贴企业的产能过剩率比非补贴企业高出2%至12%，其中处理组2001高出2.67% (1.44%+1.23%)，处理组2007高出11.76%(2.95%+8.81%)。上述结果进一步验证了假设2，地方政府对企业的直接或间接补贴，反而使得企业产能过剩概率上升，最终导致产能过剩状况恶化。

表4中，各处理组的时间虚拟变量 *Year*₂₀₀₇至*Year*₂₀₀₁在1%水平上显著，系数和分别为3.26%、24.06%、-12.38%、34.45%、12.62%和4.82%，波动幅度较大，可能的原因是各处理组的研究区间存在长短差异，时间虚拟变量系数(如*Year*₂₀₀₇和*Year*₂₀₀₅)出现正负交替；除*Year*₂₀₀₅年平均系数可能因缺少2004年数据表现为负外，其他时间虚拟变量年平均数均为正，说明所有企业的产能利用率几乎呈逐年递增趋势。此外，其他控制变量也符合预期。亏损虚拟变量 *Deficit* 保持了在1%显著

表4 连续性补贴对产能利用率的影响(处理组2001至2007)

补贴年份	2001—2007年	2002—2007年	2003—2007年	2005—2007年	2006—2007年	2007年
<i>Subsidy</i>	-0.0144 ^{**} (-2.08)	-0.0178 ^{***} (-3.97)	-0.0107 [*] (-1.82)	-0.0121 ^{***} (-2.67)	-0.0016(-0.17)	-0.0295 ^{**} (-2.09)
<i>Treat</i>	-0.0123 [*] (-1.92)	-0.0619 ^{***} (-3.66)	-0.0603 ^{***} (-4.21)	-0.0181 ^{***} (-4.61)	-0.0171 ^{**} (-2.12)	-0.0881 ^{***} (-8.69)
<i>Year</i> ₂₀₀₇	0.0524 ^{***} (32.49)	0.0171 ^{***} (4.95)	-0.0524 ^{***} (-9.88)	-0.0623 ^{***} (-22.20)	0.0254 ^{***} (15.33)	0.0530 ^{***} (15.89)
<i>Year</i> ₂₀₀₆	0.0772 ^{***} (45.13)	0.0621 ^{***} (17.40)	0.0115 ^{***} (3.37)	0.0380 ^{***} (-22.20)	0.0518 ^{***} (29.85)	
<i>Year</i> ₂₀₀₅	0.0253 ^{***} (14.86)	-0.0402 ^{***} (-11.35)	-0.0908 ^{***} (-26.99)	-0.0181 ^{***} (-4.61)		
<i>Year</i> ₂₀₀₃	0.1153 ^{***} (66.80)	0.1393 ^{***} (39.70)	0.0899 ^{***} (27.09)			
<i>Year</i> ₂₀₀₂	0.0728 ^{***} (42.55)	0.0534 ^{***} (15.52)				
<i>Year</i> ₂₀₀₁	0.0482 ^{***} (27.93)					
<i>Deficit</i>	-0.0506 ^{***} (-42.92)	-0.0910 ^{***} (-36.06)	-0.1227 ^{***} (-45.68)	-0.0547 ^{***} (-38.11)	-0.0521 ^{***} (-30.91)	-0.1117 ^{***} (-27.89)
<i>Age</i>	-0.0017 ^{***} (-42.00)	-0.0032 ^{***} (-35.87)	-0.0033 ^{***} (-34.02)	-0.0015 ^{***} (-28.05)	-0.0013 ^{***} (-20.28)	-0.0027 ^{***} (-17.15)
<i>Finance</i>	-0.0265 ^{***} (-38.83)	-0.0508 ^{***} (-20.64)	-0.0419 ^{***} (-33.71)	-0.0268 ^{***} (-40.74)	-0.0267 ^{***} (-34.11)	-0.0565 ^{***} (-30.38)
<i>Capital</i>	0.0290 ^{**} (2.00)	0.1111 ^{**} (9.87)	0.2156 ^{**} (10.67)	0.1095 ^{***} (10.88)	0.1200 ^{***} (19.24)	0.0237 ^{**} (17.51)
<i>Innov</i>	0.0392 ^{***} (35.07)	0.0107(1.49)	0.0154 ^{**} (1.99)	0.0107 ^{**} (2.58)	0.0149 ^{***} (3.11)	0.0445 ^{***} (4.08)
<i>Leverage</i>	-0.0536 ^{***} (-22.45)	-0.0965 ^{***} (-21.76)	-0.1043 ^{***} (-20.56)	-0.0792 ^{***} (-29.54)	-0.0780 ^{***} (-25.11)	-0.1522 ^{***} (-20.71)
<i>State</i>	-0.0145 ^{***} (-11.47)	-0.070 ^{**} (-2.57)	-0.0110 ^{***} (-3.71)	-0.0118 ^{***} (-7.51)	-0.0095 ^{***} (-4.41)	-0.0065(-1.23)
<i>Export</i>	0.0021 [*] (1.77)	0.0147 [*] (5.67)	-0.0030(-1.05)	0.0054 ^{***} (3.53)	0.0002(0.13)	0.0030(0.69)
常数项	0.4527 ^{***} (93.96)	0.9520 ^{***} (108.83)	0.8838 ^{***} (116.26)	0.5850 ^{***} (118.19)	0.4900 ^{***} (82.45)	0.9878 ^{***} (78.85)
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.1603	0.1319	0.1431	0.1723	0.144	0.1519
观测值	115 171	93 480	75 270	69 908	49 626	33 788

注：括号内数值为纠正了异方差后的 *t* 统计量；***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

①表2，最后一列求平均： $(-0.029-0.001-0.008-0.014+0.007-0.012) \times 100\% / 6 = -0.95\%$ 。

②表4，*Subsidy* 系数求平均： $(-0.0144-0.0178-0.0107-0.0121-0.0016-0.0295) \times 100\% / 6 = -1.44\%$ 。

水平上的负效应,系数在-5%至-13%之间波动,且亏损企业的产能过剩率相比于盈利企业平均高出8.05%,可能的解释是地方政府从经济发展和社会稳定出发,给予亏损企业高额补贴,要求其维持产量生产,而这却可能埋下了长期产能过剩的隐患。企业年龄 *Age* 的系数显著为负,系数平均值为-0.23%,可能的原因是存活时间较久的企业,其成长空间比较有限。融资约束 *Finance* 的系数显著为负,系数平均值为-3.82%,说明融资约束对产能利用率存在负向效应。资本密集度 *Capital* 的系数显著为正,系数的平均值为10.15%,可能是资本深化促进了企业产能利用率的提升。除处理组2002外,创新密集度 *Innov* 的系数均显著为正,系数平均值为2.26%,说明企业创新是提高产能利用率的重要途径之一。资本负债率 *Leverage* 的系数显著为负,系数平均值为-9.40%,可能的解释是资产负债率越高,企业自有投资过低,更有能力和冲动进行过度风险投资,最终导致企业产能利用率降低。国有企业 *State* 的系数除处理组2007外均保持了1%水平上的显著负效应,说明国有企业的产能过剩率相比于其他性质的企业平均高出2.06%,原因在于国有企业与地方政府联系紧密,更有可能获得政策优惠和资源支持,激化了企业在特定行业的产能扩张,从而加大了产能过剩的可能性(程俊杰,2015a)。出口密集度 *Export* 的系数仅在处理组2001、处理组2002和处理组2005中保持显著正效应,说明出口方式能有限缓解产能过剩。

(三)稳健性检验。本文按年度依次进行最邻近匹配,为处理组(补贴企业)寻找合适的对照组(非补贴企业)。在此过程中,本文检验条件独立性假设 $Treat_i \perp X_i \perp P(X_i)$ 以确保倾向评分匹配结果的可靠性,即给定企业获得政府补贴概率 $P(X_i)$,企业是否实际获得政府补贴与企业特征匹配向量 X_i 之间相互独立。本文用标准偏差和均值两个变量检验条件独立性假设。处理组2001—2007年的条件独立性检验结果中,所有匹配变量匹配后的标准偏差几乎均在20%以下,而且 T 检验拒绝处理组和对照组在匹配前后均值相等的原假设,说明实验组和对照组在企业年龄、融资约束、资本结构和创新程度等方面已不存在显著差异,使得解释变量和被解释变量间的内生性问题得到了缓解。^①具体而言,本文从以下几个方面缓解内生性问题:首先,运用倾向得分匹配-倍差法进行实证分析,将处理组和对照组进行匹配后,除了政府补贴方面不同外,企业其他方面的性质特征十分相似,这可有效缓解内生性问题;其次,本文运用标准偏差和均值两个变量检验条件独立性假设,确保了倾向评分匹配结果的可靠性;最后,本文运用不同补贴区间的样本进行替代性测试,用处理组2001至处理组2007分别评估了政府补贴对产能利用率的影响,发现主要研究结论仍成立。

五、结论与政策建议

本文基于我国特有的体制背景和信息不对称的市场环境,构建了两期不完全信息动态的理论模型,深入研究了补贴性竞争对我国产能过剩的影响及其具体传导机制,研究发现:在我国特有的财政分权和 *GDP* 竞赛的制度环境下,企业所获补贴收入越多,行业爆发产能过剩的可能性越高,并且在信息不对称的条件下,地方补贴性竞争导致的产能过剩率长期大于正常的产能过剩率。随后,本文利用我国2001至2007年微观企业数据,采用倾向匹配得分-倍差法进行实证研究,实证结果表明:相对于补贴前,补贴企业补贴后的产能过剩率比补贴前高出1%至3%;补贴企业的产能过剩率比非补贴企业高出2%至12%,即政府补贴显著抑制了产能利用效率的提高,加剧了产能过剩。结合上述结论,本文提出以下政策建议:

(二)完善地方补贴细则和行政问责制度。地方政府间的补贴性竞争扭曲了企业投资决策,

^①限于篇幅,处理组2001—2007年的条件独立性检验结果未列出,如有需要,可向作者索取。

造成地方过度产能投资,最终导致了行业产能过剩。为限制地方补贴性竞争,中央应尽快完善地方补贴细则,建立补贴公平评审制度,在地方政府补贴去向、事由、金额和信息披露等方面做出强制性规定。同时,为规范补贴政策执行,中央有必要加大对地方违规补贴行为的行政查处力度,完善地方官员行政问责制度,遏制地方的乱补贴、超补贴现象。

(三)建立有效的地方补贴调整机制。由于地方政府和企业间信息不对称,地方政府往往对产能过剩或落后企业大额补贴,而对产能先进的新兴企业缺乏补贴,这将加剧产能过剩。为针对性地调整地方补贴范围和规模,地方政府应建立有效的地方补贴调整机制,积极调整地方补贴结构,严控对过剩产业的补贴额度,扩大高新技术产业的补贴范围,注重中小新兴企业的补贴规模,以此发挥地方补贴的整体效益,以切实推进地方经济的供给侧结构性改革。

主要参考文献:

- [1]程俊杰.中国转型时期产业政策与产能过剩——基于制造业面板数据的实证研究[J].财经研究,2015a,(8):131-144.
- [2]程俊杰.转型时期中国产能过剩测度及成因的地区差异[J].经济学家,2015b,(3):74-83.
- [3]董敏杰,梁泳梅,张其仔.中国工业产能利用率:行业比较、地区差距及影响因素[J].经济研究,2015,(1):84-98.
- [4]高燕妮.试论中央与地方政府间的委托—代理关系[J].改革与战略,2009,(1):29-30.
- [5]耿强,胡睿昕.企业获得政府补贴的影响因素分析——基于工业企业数据库的实证研究[J].审计与经济研究,2013,(6):80-90.
- [6]韩国高.我国工业产能过剩的测度、预警及对经济影响的实证研究[D].大连:东北财经大学,2012.
- [7]江飞涛.中国钢铁工业产能过剩问题研究[D].长沙:中南大学,2008.
- [8]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.
- [9]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.
- [10]江三良,吴超.央地博弈视角的化解产能过剩新政解读[J].特区经济,2014,(5):40-43.
- [11]江小涓.经济转轨时期的产业政策[M].上海:格致出版社,2014.
- [12]李畅.房地产投资对制造业影响的实证研究[D].重庆:西南大学,2014.
- [13]李军杰.经济转型中的地方政府经济行为变异分析[J].中国工业经济,2005,(1):39-46.
- [14]李扬,王国刚,刘焯辉.中国城市金融生态环境评价[M].北京:人民出版社,2005.
- [15]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.
- [16]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.
- [17]毛其淋,许家云.政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度“适度区间”的视角[J].中国工业经济,2015,(6):94-107.
- [18]任曙明,张静.补贴、寻租成本与加成率——基于中国装备制造企业的实证研究[J].管理世界,2013,(10):118-129.
- [19]单丹.地方政府竞争与产能过剩的理论与实证分析[D].杭州:浙江大学,2014.
- [20]施炳展.补贴对中国企业出口行为的影响——基于配对倍差法的经验分析[J].财经研究,2012,(5):70-80.
- [21]王立国,鞠菁.地方政府干预、企业过度投资与产能过剩:26个行业样本[J].改革,2012,(12):52-62.
- [22]张言方.我国煤炭产能过剩的形成机理及调控对策研究[D].徐州:中国矿业大学,2014.
- [23]郑思齐,孙伟增,吴璟,等.“以地生财,以财养地”——中国特色城市建设投融资模式研究[J].经济研究,2014,(8):14-27.
- [24]周黎安.晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J].经济研究,2004,(6):33-40.

- [25]周亚虹, 蒲余路, 陈诗一, 等. 政府扶持与新型产业发展——以新能源为例[J]. 经济研究, 2015, (6): 147–161.
- [26]Aigner D J, Chu S F. On estimating the industry production function[J]. The American Economic Review, 1968, 58(4): 826–839.
- [27]Bain J S. Industrial organization[M]. New York: John Wiley, 1968.
- [28]Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012, 97(2): 339–351.
- [29]Cassels J M. Excess capacity and monopolistic competition[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1937, 51(3): 426–443.
- [30]Caves R E, Porter M E. From entry barriers to mobility barriers: Conjectural decisions and contrived deterrence to new competition[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1977, 91(2): 241–261.
- [31]Caves R E. Industrial organization and new findings on the turnover and mobility of firms[J]. Journal of Economic Literature, 1998, 36(4): 1947–1982.
- [32]Kirkley J, Paul C J M, Squires D. Capacity and capacity utilization in common-pool resource industries[J]. Environmental and Resource Economics, 2002, 22(1–2): 71–97.
- [33]Klein LR, Preston RS. Some new results in the measurement of capacity utilization[J]. The American Economic Review, 1967, 57(1): 34–58.
- [34]Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983, 70(1): 41–55.
- [35]Shaikh A M, Moudud J K. Measuring capacity utilization in OECD countries: A cointegration method[R]. Levy Economics Institute Working Paper No. 415, 2004.

The Effect of Local Subsidy Competition on Excess Capacity in China: Empirical Study Based on Propensity Score Matching-DID

Zhang Yabin, Zhu Hong, Fan Zijie

(School of Economics & Trade, Hunan University, Changsha 410006, China)

Summary: Local governments subsidize enterprises directly or indirectly by various means, which may lead to the over-investment behaviors of enterprises and then induce serious overcapacity problem. How do local government behaviors affect the production and capacity decisions of the enterprises? Previous studies primarily focus on the impacts of institutional factors on overcapacity but ignore the problem of information asymmetry in the market. Moreover, only a few researchers have done the empirical studies on this topic. This paper combines Chinese unique institutional background and asymmetric information environment to build a two-period dynamic game model with incomplete information, so as to explore a new mechanism of the impact of local subsidy competition on overcapacity in China. We find that the excess capacity ratio induced by local subsidy competition is larger than the normal excess capacity ratio when the market information is asymmetric. And the more subsidies an enterprise receives, the more likely the industry has overcapacity. Based on the micro-data of enterprises from 2001 to 2007 in China, this paper uses the propensity score matching

(下转第 152 页)