

# 中国制造业企业的垄断行为:寻租型 还是创新型

王贵东

**[摘要]** 本文利用 1996—2013 年中国工业企业数据库,通过对企业全要素生产率及企业垄断势力的测算,主要研究了中国制造业企业的垄断行为。研究发现,中国制造业垄断企业总体表现为创新型垄断。但不同类型的垄断企业存在一定差异,含国家资本金的垄断企业较未含国家资本金的垄断企业更倾向于创新,含出口交货值的垄断企业较未含出口交货值的垄断企业更倾向于寻租,主营业务收入低的垄断企业较主营业务收入高的垄断企业更倾向于寻租。同时,在主营业务收入高的垄断企业中,既含国家资本金又含出口交货值的垄断企业更倾向于创新;在主营业务收入低的垄断企业中,含国家资本金但未含出口交货值的垄断企业更倾向于寻租。本文还发现,含国家资本金的企业,其 TFP 总体低于未含国家资本金的企业,随着国家资本金占比的增加,企业 TFP 呈现先跳跃性增长、再缓慢减少的趋势。中国制造业总体上并不存在较为显著的“生产率悖论”,随着出口密度的增加,企业 TFP 同样呈现先跳跃性增长、再缓慢减少的趋势。因此,政府应针对不同类型的垄断企业实施差异化政策,做到“有的放矢”,充分体现对寻租的遏制和对创新的鼓励。

**[关键词]** 垄断势力; 寻租; 全要素生产率; 生产率悖论

**[中图分类号]**F260 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)03-0083-18

## 一、问题提出

垄断企业是社会各界普遍关注的对象,其一举一动都可能会对所处行业、实体经济,乃至整个社会产生巨大影响。凭借对现有资源的掌控,垄断企业既可以选择寻租,也可以选择创新。选择寻租,则可以在零和博弈中争取较大“蛋糕”;选择创新,则可以在新领域中独得整块“蛋糕”。虽然分配“蛋糕”的寻租和生产“蛋糕”的创新都能实现逐利目的,但两者对社会福利的影响截然相反。寻租对社会或群体造成的总福利损失备受学术界诟病(Tullock, 1967; Krueger, 1974; Posner, 1975; Cowling and Mueller, 1978; Dechenaux et al., 2015)<sup>①</sup>。而创新对经济增长的驱动作用不仅得到了新古典经济

**[收稿日期]** 2016-10-30

**[基金项目]** 国家社会科学基金重大项目“京津冀交通、环境及产业协同发展机制创新研究”(批准号 15ZDA019); 国家社会科学基金重点项目“新型城镇化背景下城市产业承载力提升路径与政策选择研究”(批准号 14AZD110); 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“产业转型升级与创新型经济发展——以要素价格—技术选择动态关系视角的理论与实证研究”(批准号 14JJD790004)。

**[作者简介]** 王贵东(1988—),男,山东临沂人,南开大学经济学院、中国特色社会主义经济建设协同创新中心博士研究生。电子邮箱:wangguidong@yahoo.com。感谢四位匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

<sup>①</sup> Szidarovszky and Okuguchi(1997)还直接给出了寻租均衡存在性和唯一性的证明。

增长理论(Slow,1956)的支持,也在产品种类创新领域(Judd,1985;Grossman and Helpman,1991)、产品质量创新领域(Grossman and Helpman,1991;Aghion and Howitt,1992)被内生经济增长理论进一步证实。当然,寻租和创新也可能发生在非垄断企业,但远不及垄断企业概率高<sup>①</sup>。在寻租方面,可直接根据寻租定义——为维持垄断利润而进行的非生产性寻利活动来确定寻租主体为垄断企业。在创新方面,根据Chen and Schwartz(2013)的研究,垄断企业较非垄断企业更具动力进行产品创新;基于拓展的Acemoglu and Cao(2015)质量创新模型也发现垄断程度越高的企业研发投入越多。在资金约束方面,寻租的非生产性投入和创新的研发投入均需要大量资金,而垄断企业前期积累的垄断利润可直接为寻租和创新提供资金支持。因此,本文的基本逻辑为:企业事先处于垄断地位,为了维持源源不断的垄断利润流,将采取创新或寻租方式,但随之也会产生不同的“附加作用”(高TFP、低TFP)。这里,用全要素生产率(TFP)刻画“附加作用”,其是指由各传统生产要素(如资本和劳动等)之外的其他因素导致的产出增加,反映了从要素投入到产品产出的生产效率。

本文的研究主要聚焦于体制转轨时期的中国制造业。一方面,该阶段的制度安排具有过渡性、短期性、不确定性及非均衡性等特点,极易诱发企业进行非生产性寻租(周云波,2004);另一方面,随着1984年《中华人民共和国专利法》(简称《专利法》)、1993年《中华人民共和国公司法》的颁布,以及相关法律法规的逐步完善,中国正在为企业研发创新提供更好的法律保障<sup>②</sup>。那么,在体制转轨时期,中国制造业垄断企业总体上是寻租型垄断,还是创新型垄断?不同类型的垄断企业之间又存在怎样的细微差异,是略偏向创新,还是略偏向寻租?为回答这两类问题,本文需要先引入垄断势力(Monopoly Power)的概念。垄断势力是指企业对销售价格的控制能力,学术界多采用“价格相对于边际成本的比值”(Markup)来表示<sup>③</sup>。对于第一类问题,本文试图利用企业垄断势力和企业TFP的关系挖掘出中国垄断企业的具体垄断类型。当垄断势力与TFP呈正向关系时,可判断垄断企业为创新型垄断。这是因为创新既能显著提高垄断企业自身的TFP,还可通过溢出效应提高同行业、相关行业的TFP。当垄断势力与TFP呈负向关系时,可判断垄断企业为寻租型垄断。这是因为垄断企业为获取产品经营权、要素占有权、销售分割市场而采取贿赂政府官员、打通行业协会关系、合谋相关企业、招聘公关人员的手段,将会造成资本要素(金钱等)、劳动要素(公关人员等)的非生产性支出,被动表现为较低的TFP。对于第二类问题,本文可利用同样方法进行判断,但此处变为“企业垄断势力与企业类型交叉项”和企业TFP的关系,而具体的企业类型可分为国有股权企业和非国有股权企业、出口企业和内销企业等。

现有文献中,关于中国垄断企业生产效率的研究颇多,并且更多的是研究其中某一方面的影响。简泽(2011)利用中国工业企业微观数据,发现中国工业部门从国家垄断向竞争性市场转变促进

① 非垄断企业的创新形式主要是创造性破坏。但现实中,创新多来自原垄断企业,来自非垄断企业的案例相对较少。例如,软件行业的创新多出自微软、甲骨文等企业,硬件行业的创新多出自IBM、英特尔、金士顿、罗技、苹果、三星等企业,交通工具行业的创新多出自波音、空中客车、中国中车、大众、丰田、通用等企业。

② 因为创新成果极易被模仿,企业的创新积极性受打击,导致囚徒困境局面。为了鼓励创新,国家颁布《专利法》对企业创新成果给予一定时期的保护。一旦超过保护期,所有企业将共享其创新成果。这就是说,保护期内的企业将处于垄断地位,可获取垄断利润;超过保护期的企业,将面临其他企业竞争,利润将会被稀释。企业若要持续地获取垄断利润流,则需要不断创新。

③  $Markup = P/MC$ ,其中, $P$ 为销售价格, $MC$ 为边际成本。另一部分文献(李国栋等,2009;Coccorese,2014)采用价格偏离边际成本的部分相对于价格的比值(Lerner Index,简称LI)来表示企业的垄断势力,即 $LI = (P - MC)/P$ 。这两种方法的内涵是一致的,均能直接表示企业的垄断势力。

了效率提升;徐保昌和谢建国(2016)却发现,较低强度的市场分割反而会促进本地企业效率提升,只有超过某临界值后,市场分割才会阻碍本地企业效率提升。运用 ISCP 分析框架,于良春和张伟(2010)对电力、电信、石油及铁路行业进行分析,发现行政垄断将会导致此类行业的资源配置效率降低。周亚虹等(2012)围绕企业自主创新绩效进行分析,发现 2005—2007 年中国企业的创新活动显著提高了产出绩效(弹性 5.5%)。这类文献的共同特点是根据已知的行为(例如,具体的寻租手段、创新方法)来具体分析其对垄断企业生产效率的影响。但现实中,寻租是“肮脏”的,企业并不会暴露寻租行为(Tullock, 1967)。未受《专利法》保护的创新又极易被其他企业模仿,所以企业也不会公开此类创新。也就是说,很难全面、细致地观察到所有垄断企业的所有寻租行为和所有创新行为。因此,不同于该类文献,本文主要通过垄断企业的行为结果来反推“综合”行为。这里,“综合”是为了强调本文的创新型垄断并不意味着完全创新而不寻租,寻租型垄断也不意味着完全寻租而不创新,严格意义上是指一种孰轻孰重的相对概念。因此,本文的主要边际贡献是:对中国垄断企业的垄断类型(创新型垄断、寻租型垄断)给出基本判断,并分析不同类型(国有股权、非国有股权、出口、内销等)垄断企业间的差异(偏向创新、偏向寻租)。

## 二、研究设计

本文所用数据为中国工业企业数据和中国经济普查数据的融合数据,总样本量为 4446309 个。在不引起歧义的情况下,本文直接将融合数据称作中国工业企业数据。本文的处理软件为 Stata14.2,所有关键数据均以双精度运作。此外,本文还进行了以下基础数据整理工作:①企业 ID 识别。本文的企业 ID 识别方法为交叉识别法,即将(同一省份下)相同名称的企业识别为同一企业,相同组织结构代码的企业也识别为同一企业。该方法较 Brandt et al.(2012)的序贯识别法<sup>①</sup>更为精准<sup>②</sup>,这是因为序贯识别法会把拥有不同组织机构代码的同一企业识别为多个企业。②价格调整。本文使用地区价格指数<sup>③</sup>对名义价格进行平减,基期设定为 2010 年。

### 1. TFP 测算

TFP 的测算需要先对企业的生产函数进行设定,根据要素替代弹性的不同可分为线性生产函数、Leontief 生产函数、CD 生产函数、CES 生产函数、VES 生产函数、Trans-log 生产函数等 6 种。本文采用 CD 生产函数形式,对数化后得:

$$\ln Y_{add_{it}} = \alpha_L \cdot \ln L_{it} + \alpha_K \cdot \ln K_{it} + \frac{\ln A_{it}}{\ln f_{it}} \quad (1)$$

其中,  $Y_{add}$  表示工业增加值,  $L$  表示劳动,  $K$  表示资本,  $A$  表示 TFP; 下标  $i$  表示企业个体,  $t$  表示年份。利用 OP 法(Olley and Pakes, 1996)估计(1)式,可测算企业 TFP。又因不同行业的要素产出弹性存在较大差异,本文在实际测算 TFP 时,分别按 30 个(制造业)行业大类估计。相比其他文献(钱学峰等, 2013; 杨汝岱, 2015; 盖庆恩等, 2015), 本文的制造业门类保留了“废弃资源和废旧材料回收加工业”。需要说明的是, 1996—2013 年中国工业企业数据存在 GB/T4754-1994(1996—2002

① 序贯识别法是先利用组织机构代码识别企业,再利用企业名称进行识别,最后参考其他辅助信息。

② 利用交叉识别法,本文识别出三类特殊的企业:一是相同名称而共享不同组织机构代码的企业,此类样本为 212259 个,占有效样本的 4.94%;二是相同组织机构代码而共享不同名称的企业,此类样本为 1468985 个,占有效样本的 34.18%;三是共享不同名称、不同组织机构代码的企业,此类样本为 117711 个,占有效样本的 2.74%。也就是说,交叉识别法比序贯识别法精准了 7.68(=4.94+2.74)个百分点。

③ 本文的地区价格指数为省级数据,来自历年《中国统计年鉴》。

年)、GB/T4754-2002(2003—2012年)、GB/T4754-2011(2013年)三套国民经济行业分类标准,本文将GB/T4754-1994、GB/T4754-2011统一调整为GB/T4754-2002中的行业大类。

在测算TFP时,除了工业增加值( $Y_{add}$ )、劳动( $L$ )和资本( $K$ )三个基本变量,OP法还需要投资( $invest$ )和企业退出( $exit$ )两个变量。①对于投资( $invest$ ),可直接利用“当年固定资产-上年固定资产+本年折旧”计算。但在实际计算时会面临两个问题:一是某企业上年的固定资产为空值时,将无法计算该企业当年的投资;二是某企业上年的观测值中断,并没有出现在中国工业企业数据库中(可能是没有达到规模以上要求或企业ID识别有误),同样也无法计算该企业当年的投资。因此,本文改进了投资的计算公式,为“当年固定资产-估计上年固定资产+本年折旧”。其中,估计值采用了“几何”插值法<sup>①</sup>。当企业上年固定资产为空值时,估计值为真实插值;当企业上年观测值不存在时,估计值为虚拟插值。此种估测方法边际贡献了约70万个投资数据<sup>②</sup>。②对于企业退出( $exit$ ),必须同时满足企业不出现在观察期末年<sup>③</sup>、企业时间序列不中断,才被判定为退出企业。一旦企业被判定为退出企业,则在企业最后出现的年份标记企业退出变量为1,而在其他年份标记为0。当然,非退出企业的所有企业退出变量均标记为0。

最后,利用工业增加值( $Y_{add}$ )、劳动( $L$ )和资本( $K$ )、投资( $invest$ )和企业退出( $exit$ )等变量,本文估计出劳动产出弹性和资本产出弹性<sup>④</sup>;将其代入(1)式,计算得到中国制造业企业的TFP,并在此基础上进行中位数法<sup>⑤</sup>极端值控制。具体过程为:①计算每个企业在时间序列上的TFP中位数,若某企业某年的TFP大于中位数10倍或小于0.1倍,则判定为极端值并替换为空值。②计算每个行业小类每年的TFP中位数,若某年某企业的TFP大于所属行业小类的中位数100倍或小于0.01倍,也判定为极端值并替换为空值。另外,因为TFP对数值( $\ln tfp$ )的密度函数较TFP( $tfp$ )更为对称<sup>⑥</sup>,所以本文选用TFP对数值( $\ln tfp$ )参与最终计量回归。

需要说明的是,TFP的绝对值不具太多价值,而真正具有价值的是TFP的相对值。这是因为在生产函数 $Y_{add}_i = A_i L_i^{\alpha_l} K_i^{\alpha_k}$ 中, $Y_{add}_i$ 和 $K_i$ 以货币形式表示,原单位为千元;若将单位调整为元,则原TFP将增加 $1000^{1-\alpha_k}$ 。也就是说,量纲的选择会使TFP的绝对值发生变化。

- 
- ① “几何”指的是几何平均,比线性插值法要更符合现实。这是因为经济中的固定资产多呈指数增长,而与固定资产相关的租金也往往呈指数增长,购进固定资产的贷款利率也多采用复利形式。
- ② 这里有两点需要说明:一是这70万个数据贡献仅为“制造业”行业门类的边际贡献,若算上非“制造业”行业门类,边际贡献会更大;二是这70万个数据仅为真实插值,若算上虚拟插值,边际贡献也会更大。
- ③ 在中国工业企业数据库中,因为工业增加值字段缺失2008年、2009年、2011—2013年数据,本年折旧字段缺失2008—2010年数据,所以实际观察期的末期为2007年。另外,匿名评审专家指出2010年的固定资产字段存在较多极端值,建议将其删除。值得一提的是,本年折旧字段正好缺失2010年数据,所以本文在运用OP法估计时基本未用到2010年数据。当然,在技术上完全可以通过中位数法对2010年固定资产极端值进行一定的修复。
- ④ 本文估计的劳动产出弹性、资本产出弹性之和,高于鲁晓东和连玉君(2012),而低于杨汝岱(2015)。可从《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载结果附件,具体见附录1。
- ⑤ 中位数法要优于前后比例法(例如前后各0.50%),这是因为前后比例法在变量完全不存在极端值时仍会强制执行,尤其是将特大型企业判断为极端值。另外,中位数法也优于均值法,这是因为极端值几乎不影响中位数而会影响均值。
- ⑥ 可从《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载结果附件,具体见附录2。

## 2. 垄断势力测算

企业垄断势力的测算需要销售价格、边际成本等基本信息,而边际成本作为隐藏信息通常较难获得。为此,De Locker and Warzynski(2012)摆脱传统方法的限制,提出了更具一般性的测算方法。该方法短期内被迅速推广(任曙明和张静,2013;盖庆恩等,2015;Lu and Yu,2015;黄先海等,2016),基本研究思路为:给定企业的要素价格  $P_i^X$  和产量  $Q$ ,企业通过选择要素  $X_i$  来最小化成本,可得 Lagrange 方程:

$$L = \sum_{i=1}^n P_i^X X_i + \lambda(Q - Q(\mathbf{X})) \quad (2)$$

其中,  $\lambda$  为企业的影子价格,反映企业的边际成本  $MC, \lambda = MC$ ;  $\mathbf{X}$  为要素向量,  $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ 。由(2)式的一阶条件可得  $P_i^X = MC \cdot (\partial Q(\mathbf{X}) / \partial X_i)$ ,进一步整理得:

$$\frac{P}{MC} = \frac{\frac{\partial Q(\mathbf{X})}{\partial X_i} \frac{X_i}{Q(\mathbf{X})}}{\frac{P_i^X \cdot X_i}{P \cdot Q(\mathbf{X})}} \quad (3)$$

其中,  $P$  为产品销售价格。(3)式左边恰好为企业垄断势力<sup>①</sup>,右边分子恰好为要素  $X_i$  的产出弹性  $\varepsilon_{X_i}$ ,右边分母恰好为要素  $X_i$  的报酬份额  $share_{X_i}$ 。可以发现(3)式的优点是:①绕过企业销售价格  $P$  和隐藏信息边际成本  $MC$ ,可直接利用要素产出弹性  $\varepsilon_{X_i}$  和要素报酬份额  $share_{X_i}$  测算企业垄断势力;②不必要获得所有的要素产出弹性和要素报酬份额,仅需单项要素即可;③对生产函数  $Q(\mathbf{X})$  几乎不需要任何限定,线性、CD、CES、VES、Trans-log 等生产函数均可。

(1)要素产出弹性估计。一般情况下,OP法(Olley and Pakes,1996)的被解释变量为工业增加值对数值,LP法(Levinsohn and Petrin,2003)的被解释变量为工业增加值对数值或工业总产值对数值。在本文所掌握的中国工业企业数据库中,工业总产值的时间序列(1996—2013年)长于工业增加值(1996—2007年、2010年),而在后面计算报酬份额时需要再次利用工业总产值或工业增加值数据,所以本文主要采用LP法(Levinsohn and Petrin,2003)估计要素产出弹性,且被解释变量为工业总产值对数值。又因为De Locker and Warzynski(2012)所提出的方法不需要对生产函数进行任何设定,所以本文直接采用双对数模型估计要素产出弹性,计量模型如下<sup>②</sup>:

$$\ln Y_{jt} = \beta_0 + \beta_L \cdot \ln L_{jt} + \beta_K \cdot \ln K_{jt} + \beta_M \cdot \ln M_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

在(4)式中,  $Y$  为工业总产值;  $L$ 、 $K$ 、 $M$  分别为劳动、资本、中间投入品,  $\beta_L$ 、 $\beta_K$ 、 $\beta_M$  分别为对应的产出弹性;下标  $j$  代表企业个体,下标  $t$  表示年份。表1为LP法变量统计信息。

表1 LP法变量统计信息

变量	中文解释	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
lnY	工业总产值对数	3796163	10.4528	1.4306	-0.1050	19.7465
lnK	固定资产对数	3777114	8.6438	1.7624	-0.1194	18.9587
lnL	职工数对数	3794326	4.8680	1.1621	0.0000	12.3159
lnM	工业中间投入对数	1999906	9.7549	1.4542	0.0777	19.0302

资料来源:作者计算。

① 本文用 Markup 表示企业垄断势力。

② 与前文OP法(Olley and Pakes,1996)类似,在实际计量回归中,本文按30个行业大类分别估计。

利用表 1 数据估计(4)式,可以得到 30 个(制造业)行业大类的资本、劳动、中间投入品产出弹性,见表 2。不难发现,劳动、中间投入品的产出弹性全部通过 1%显著性水平,而资本的产出弹性有 5 个行业未通过 10%显著性水平,但这基本不影响本文对垄断势力的测度,因为 De Locker and Warzynski(2012)的方法非常灵活,仅需要一项要素的产出弹性即可。因此,劳动产出弹性、中间投入品产出弹性均可作为测算企业垄断势力的选择要素。

表 2 分行业 LP 法计量回归结果

代码	行业名称	要素产出弹性			有效样本	总样本
		资本	劳动	中间投入品		
13	农副食品加工业	0.0444***	0.0332***	0.8073***	122352	241185
14	食品制造业	0.0439***	0.0259***	0.8535***	48887	90910
15	饮料制造业	0.0472***	0.0446***	0.7484***	34561	63716
16	烟草制品业	0.0000	0.0531***	0.6473***	2614	3546
17	纺织业	0.0487***	0.0395***	0.7399***	172938	320184
18	纺织服装、鞋、帽制造业	0.1096***	0.0890***	0.5556***	94437	176510
19	皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	0.0224***	0.0625***	0.6656***	47235	87770
20	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	0.0795***	0.0481***	0.7396***	39374	86407
21	家具制造业	0.0416***	0.0521***	0.7763***	22860	48751
22	造纸及纸制品业	0.0375***	0.0378***	0.7746***	59232	104319
23	印刷业和记录媒介的复制	0.0865***	0.0508***	0.7663***	42090	71528
24	文教体育用品制造业	0.0076	0.0738***	0.6557***	25841	47318
25	石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.0273	0.0185***	0.9315***	14197	25860
26	化学原料及化学制品制造业	0.0677***	0.0236***	0.7023***	147015	282154
27	医药制造业	0.0541***	0.0294***	0.6543***	41568	76595
28	化学纤维制造业	0.0379	0.0191***	0.9182***	10358	20902
29	橡胶制品业	0.0000	0.0372***	0.9725***	23545	44748
30	塑料制品业	0.0721***	0.0486***	0.6793***	92028	179419
31	非金属矿物制品业	0.0458***	0.0357***	0.7306***	169123	324636
32	黑色金属冶炼及压延加工业	0.0893***	0.0238***	0.8290***	47051	86352
33	有色金属冶炼及压延加工业	0.0397***	0.0355***	0.8439***	38301	69723
34	金属制品业	0.0872***	0.0382***	0.6340***	106614	213707
35	通用设备制造业	0.0598**	0.0295***	0.7114***	149580	312527
36	专用设备制造业	0.0921***	0.0203***	0.7240***	84025	170641
37	交通运输设备制造业	0.0533***	0.0404***	0.6932***	90023	180665
39	电气机械及器材制造业	0.0611***	0.0366***	0.6722***	117676	240521
40	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.2045***	0.0606***	0.6232***	66119	134859
41	仪器仪表及文化、办公用机械制造业	0.0717***	0.0460***	0.6363***	27348	53366
42	工艺品及其他制造业	0.0292***	0.0663***	0.7199***	44922	79290
43	废弃资源和废旧材料回收加工业	0.0507*	0.0632***	0.8212***	2037	7718

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。P 值由自助法(Bootstrap Method)确定,重复次数不低于 100。

资料来源:作者计算。

(2)要素报酬份额计算。要素报酬份额可通过要素总报酬除以工业总产值计算。在本文所掌握的中国工业企业数据库中,不存在资本总报酬数据;劳动总报酬可用应付工资总额表示,时间跨度为1996—2008年、2011—2013年;中间投入品总报酬可用工业中间投入品总额表示,时间跨度为1996—2007年。因此,劳动总报酬的时间序列最长。再结合表2中各要素产出弹性的显著性,本文认为劳动是测算企业垄断势力的最佳选择要素。

(3)垄断势力(*markup*)测算。利用已估计的劳动产出弹性、已计算的劳动报酬份额,根据 De Locker and Warzynski(2012)的方法,本文测算出1996—2008年、2011—2013年中国制造业企业的垄断势力,并在此基础上进行了极端值控制:①计算每个企业在时间序列上的垄断势力中位数,若某企业某年的垄断势力大于中位数10倍或小于0.1倍(共23375个),则判定为极端值并替换为空值;②计算每个行业小类每年的垄断势力中位数,若某年某企业的TFP大于所属行业小类的中位数100倍或小于0.01倍(共1053个<sup>①</sup>),则也判定为极端值并替换为空值;③将大于100或小于0.01的“不合理”<sup>②</sup>垄断势力值(共837个<sup>③</sup>)判定为极端值并替换为空值。对垄断势力进行极端值控制后,可得本文的垄断势力均值为1.2366(1996—2008年、2011—2013年)。在相似文献中,盖庆恩等(2015)测算的中国制造业垄断势力均值为1.2421—1.5068(1998—2007年);黄先海等(2016)测算的中国工业企业垄断势力均值为1.22—1.29(1998—2007年)。

图1为不同类型的企业的分年度垄断势力。在中国工业企业数据库中<sup>④</sup>,1996—1997年仅统计了部分工业企业,1998—2006年统计了“全部国有及年主营业务收入达到500万元及以上的非国有工业法人企业”,2007—2010年统计了“年主营业务收入达到500万元及以上的工业法人企业”<sup>⑤</sup>,2011—2013年统计了“年主营业务收入达到2000万元及以上的工业法人企业”,并且不同规模的企业,垄断势力往往不同,本文对图1进行了规模以上控制并采用最新的规模以上标准:“年主营业务收入达到2000万元及以上的工业法人企业”。又考虑更大限度地利用规模以上工业企业数据,本文以2011年作为规模以上的基准年<sup>⑥</sup>。从图1可以发现:

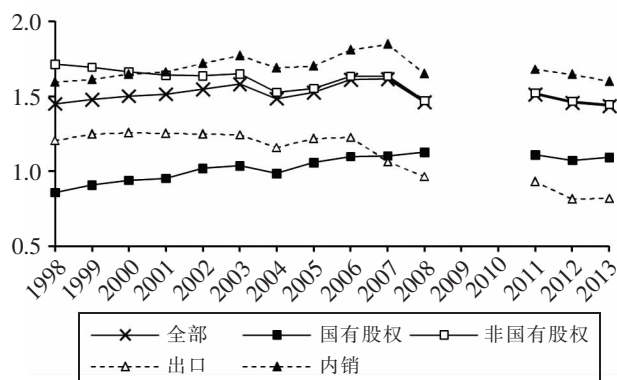


图1 不同类型的企业的分年度垄断势力

注:由于1996年和1997年国家统计局仅统计了部分工业企业,图中无1996年和1997年的数值。

资料来源:作者绘制。

- ① 严格地讲,这里是指进行企业时间序列极端值处理后,还剩1053个属于行业小类极端值。
- ② 严格地讲,垄断势力大于100或小于0.01也很有可能为合理值。例如,一些非制造业中的软件业、正处创立期或正破产中的企业。
- ③ 严格地讲,这里是指进行企业时间序列极端值、行业小类极端值处理后,还剩837个属于“不合理”极端值。
- ④ 仅指原始中国工业企业数据,不含中国经济普查数据的情况。
- ⑤ 大部分文献(张杰等,2011;聂辉华等,2012;鲁晓东和连玉君,2012)对“规模以上”的理解存在偏差。如果“规模以上”对计量回归结果产生较大影响(尤其是定量研究类文献),则必须给予重视。
- ⑥ 若选用大于2011年的任何年份作为规模以上的基准年,则容易造成规模以上定义模糊的局面。不妨举例,当2013年为规模以上基准年时,2013年主营业务收入恰好为2000万元的企业移至2011年(假定通货膨胀率为正),将难以满足2000万元门槛。

国有股权企业的垄断势力低于非国有股权企业<sup>①</sup>,但两者的差距随时间推移而缩小,这说明中国国有企业改革成效显著,国有股权企业的垄断势力保持了稳定的增长趋势,一定程度上解释了“国进民退”<sup>②</sup>。出口企业的垄断势力低于内销企业,且两者的差距随时间推移而扩大,这说明中国出口企业贸易环境有所恶化,尤其是2008年金融危机以后。另外,因为垄断势力对数值( $\ln markup$ )的密度函数较垄断势力( $markup$ )更为对称<sup>③</sup>,所以本文将选用垄断势力对数值( $\ln markup$ )参与最终计量回归。

需要说明的是,完全竞争市场下企业的垄断势力为1,不完全竞争市场下企业的垄断势力大于1,过度竞争市场下企业的垄断势力小于1。其中,垄断势力小于1的原因还包括:①短期内,并非所有要素都可自由调整,而仅能做短期最优生产安排;②行业产能过剩,企业低价处理大量库存,尤其是对于固定资产投资较大、生产周期较长的行业;③要素价格上涨,例如工资、中间投入品进货价格、能源价格、利率等;④大量政府补贴导致价格下行。

### 3. 其他解释变量

本文将垄断势力大于1的企业定义为垄断企业,小于等于1的企业定义为非垄断企业。为了研究不同类型垄断企业的垄断行为差异,本文还引入了两类交叉项<sup>④</sup>作关键变量:垄断势力与国有股权交叉项( $state\#c.\ln markup$ <sup>⑤</sup>)、垄断势力与出口交叉项( $export\#c.\ln markup$ )。对于垄断势力与国有股权交叉项( $state\#c.\ln markup$ ),主要包括:①国有股权垄断势力交叉项( $1.state\#c.\ln markup$ ),若企业含有国家资本金,其值等于垄断势力对数值<sup>⑥</sup>,否则为0<sup>⑦</sup>;②非国有股权垄断势力交叉项( $0.state\#c.\ln markup$ ),若企业不含有国家资本金,其值等于垄断势力对数值,否则为0。对于垄断势力与出口交叉项( $export\#c.\ln markup$ ),主要包括:①出口垄断势力交叉项( $1.export\#c.\ln markup$ ),若企业含有出口交货值,其值等于垄断势力对数值,否则为0;②内销垄断势力交叉项( $0.export\#c.\ln markup$ ),若企业不含有出口交货值,其值等于垄断势力对数值,否则为0。

关键变量中已含有垄断势力对数值( $\ln markup$ ),若关键变量中再同时加入国有股权垄断势力交叉项( $1.state\#c.\ln markup$ )、非国有股权垄断势力交叉项( $0.state\#c.\ln markup$ )、出口垄断势力交叉项( $1.export\#c.\ln markup$ )、内销垄断势力交叉项( $0.export\#c.\ln markup$ )四项,则会造成多重共线。因此,本文在实际计量回归时,剔除作为基准的非国有股权垄断势力交叉项( $0.state\#c.\ln markup$ )和内销垄断势力交叉项( $0.export\#c.\ln markup$ )。那么,当国有股权垄断势力交叉项( $1.state\#c.\ln markup$ )的系数显著为正时,说明国有股权垄断企业较非国有股权垄断企业,更倾向于创新<sup>⑧</sup>;反之则反。当出口垄断势力交叉项( $1.export\#c.\ln markup$ )的系数显著为正时,说明出口垄断企业较内销垄断

① 国有股权企业和非国有股权企业的概念,见后文定义。

② “民退”中的“退”更多是相对于“国进”的,而非绝对意义上的“退”。

③ 可从《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载结果附件,具体见附录2。

④ 严格地讲,对于连续数值变量与因子变量交叉项的计算,并非两者直接相乘;而只有当因子变量为二值变量,且二值仅为0和1时,才可按照两者直接相乘处理。

⑤ 有必要对本文的运算符号作统一解释。连接符“#”表示交叉项,前缀“c.”强调变量为连续变量,前缀“i.”表示因子变量,前缀“0.”表示因子变量中赋值为0的部分,前缀“1.”表示因子变量中赋值为1的部分,前缀“L1.”表示变量滞后一期。

⑥ 垄断势力对数值有可能大于0,也有可能等于0或小于0。后文不再一一说明。

⑦ 此处的赋值为0,与垄断势力对数值取0并不存在内在矛盾。后文不再一一说明。

⑧ 还说明国有股权非垄断企业较非国有股权非垄断企业,更倾向于寻租。本文主要研究垄断行为,对非垄断情况不再作过多说明。



企业<sup>①</sup>,更倾向于创新;反之则反。

另外,本文的控制变量主要包括:①国有股权(*state*),若企业的股权结构中含有国家资本金,则赋值为1;若企业的股权结构中不含有国家资本金,则赋值为0。②国有股权比重(*state\_per*),计算公式为:国有股权比重=国家资本金/实收资本=国家资本金/(国家资本金+外商资本金+集体资本金+法人资本金+个人资本金+港澳台资本金)。本文将国家资本金区分为国有股权和国有股权比重的主要原因是:国有股权比重为0和正无穷小虽然在数值上几乎相等,但对企业行为的影响有着巨大区别。前者很少受地方(或中央)政府干预,而后者多数享受地方(或中央)政府的特殊照顾,并承担一定的社会责任,甚至还存在国有股权的一票否决权情况。因为后者很可能由国有企业股份制改革转变而来,所以企业行为更接近于国有企业。③出口(*export*),若企业含有出口交货值,则赋值为1;若企业不含有出口交货值,则赋值为0。④出口密度(*export\_den*)。范剑勇和冯猛(2013)采用了出口密度(=出口交货值/企业总产出)的不同分组表示出口贸易变量,而本文将直接采用出口密度连续值表示出口贸易,计算公式为:出口密度=出口交货值/工业销售产值。本文将出口贸易区分为出口和出口密度的主要原因是:出口密度为0和正无穷小虽然在数值上几乎相等,但对企业行为的影响却有所不同。前者很少受中国及外国贸易政策影响,后者多数受中国、外国海关,中国出口补贴、出口关税,外国进口关税、进入壁垒,汇率等因素影响。因为后者很可能受外国进口商违约、全球金融危机等因素影响而迅速降为无穷小,所以企业行为与纯内销企业截然不同。⑤存活时间(*age*)。计算公式为:存活时间=观察年份-开业年份<sup>②</sup>+1<sup>③</sup>。因为企业成立1年、2年的差异通常要大于企业成立20年、21年的差异,所以本文选取存活时间对数值( $\ln age$ )参与回归<sup>④</sup>,同时加入二次项( $\ln^2 age$ )用以挖掘企业存活时间与TFP的复杂关系。⑥资产流动性(*capital\_liq*)。计算公式为:资产流动性=流动资产/(流动资产+固定资产)。一般情况下,固定资产比重越大意味着沉淀成本越高,企业越不愿意改变现有技术。本文预期资产流动性的估计系数为正。⑦产品多样性(*diversity*)。该变量为哑变量,当企业的产品大类数量大于等于2时,赋值为1;当企业的产品大类数量等于1时,赋值为0。⑧新产品(*new*)。当企业的新产品产值大于0时,赋值为1;当企业的新产品产值为空值或0时,赋值为0。

本文还控制了以下固定效应:①行业固定效应(*i.industry*)。不同的行业存在不同的生产技术,进而拥有不同的TFP,具体为30个(制造业)行业大类<sup>⑤</sup>。②地区固定效应(*i.region*)<sup>⑥</sup>。不同的地区存在

① 还说明出口非垄断企业较内销非垄断企业,更倾向于寻租。

② 中国工业企业数据库中的企业开业年份存在大量错误。本文已做相应修复,具体包括:第一类“成立年份为2位数(例如96),成立年份众数为4位数(例如1996),后者与前者之差为100的整数倍”,此类成立年份直接修复为4位数。第二类“成立年份为3位数(例如199),成立年份众数为4位数(例如1996),前者正好与后者的前三位相等”,此类成立年份直接修复为4位数。第三类“成立年份为空值,成立年份众数为4位数”,此类成立年份直接用成立年份众数填充。第四类“成立年份小于1600或大于所属年份,且不满足前三类情况”,此类成立年份直接替换为空值。第五类“成立年份众数的个数大于1,且成立年份为极端值”,此类情况逐一修复。第六类“其他复杂情况”,此类成立年份需要通过互联网查询的方式辅助修复。

③ 这是因为企业正好在当年开业时,观察年份减去开业年份为0,取对数无意义,所以加1作正单调变换予以解决。当然,也可以直接理解为第*n*年。

④ 匿名评审专家认为存活时间也可采用非对数值形式,所以本文还做了非对数形式的计量回归,结果可从《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载,具体见附录3模型(21)。

⑤ 行业大类以GB/T4754-2002为基准。

⑥ 因为重庆市于1997年转变为直辖市,不再属于四川省,所以本文对1996年重庆市市辖区、代管万县市、代管黔江地区、代管涪陵地区进行修复,省份修改为重庆市。

不同的市场分割,进而导致不同的 TFP。③年份固定效应( $i.year$ )。不同的年份存在不同的市场冲击,从而 TFP 有所波动。

#### 4. 模型设定

本文计量模型设定如下:

$$\ln tfp_{it} = \gamma_1 \cdot \ln markup_{it} + \gamma_2 \cdot 1.state\#c.\ln markup_{it} + \gamma_3 \cdot 1.export\#c.\ln markup_{it} + \gamma_4 \cdot \mathbf{control}_{it} + \gamma_5 \cdot \mathbf{factor}_{it} + \gamma_0 + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

在(5)式中, $\ln markup$ 、 $1.state\#c.\ln markup$ 、 $1.export\#c.\ln markup$  为关键解释变量; $\mathbf{control}$  为控制变量组,由  $state$ 、 $state\_per$ 、 $export$ 、 $export\_den$ 、 $\ln age$ 、 $\ln^2 age$ 、 $capital\_liq$ 、 $diversity\_new$  等控制变量组成; $\mathbf{factor}$  为因子变量组,由  $i.industry$ 、 $i.region$ 、 $i.year$  等因子变量组成;下标  $i$  表示企业个体,下标  $t$  表示年份。同时,表 3 还给出了式(5)所需变量的统计情况。

表 3 变量描述性统计

变量	中文名称	单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$tfp$	TFP		2189163	88.6207	220.5151	0.0481	70486.5000
$markup$	垄断势力		3189619	1.2366	2.1497	0.0100	99.2070
$state$	国有股权		3561251	0.0950	0.2933	0.0000	1.0000
$state\_per$	国有股权比重	%	3024508	9.0220	27.4968	0.0000	100.0000
$export$	出口		3803182	0.2494	0.4327	0.0000	1.0000
$export\_den$	出口密度	%	3803132	14.3519	31.5825	0.0000	100.0000
$age$	存活时间	年	3836566	10.7271	10.4786	1.0000	414.0000
$capital\_liq$	资产流动性	%	3773088	57.1728	26.7143	0.0000	99.9999
$diversity$	产品多样性		3827896	0.3751	0.4841	0.0000	1.0000
$new$	新产品		2687232	0.0734	0.2608	0.0000	1.0000

注:出口密度可以大于 100%。其中,小于 100%的样本有 713427 个,等于 100%的样本有 224889 个,大于 100%的样本有 10126 个。为了降低极端值的影响,本文将大于 100%的出口密度全部归并至 100%。

资料来源:作者计算。

### 三、计量结果分析

在计量回归中,被解释变量为 TFP 对数值( $\ln tfp$ ),解释变量包含了垄断势力对数值( $\ln markup$ )以及交叉项( $1.state\#c.\ln markup$ 、 $1.export\#c.\ln markup$ )。因为 TFP 可能会逆向影响垄断势力,产生内生性问题,所以本文采用工具变量法(IV)给予解决。本文的工具变量为垄断势力对数值滞后 1 期( $L1.\ln markup$ )、国有股权垄断势力交叉项滞后 1 期( $L1.1.state\#c.\ln markup$ )、出口垄断势力交叉项滞后 1 期( $L1.1.export\#c.\ln markup$ )。

表 4 为主要计量回归结果。其中,模型(1)包含了所有关键解释变量以及所有控制变量,并设置为参照组;模型(2)在模型(1)的基础上剔除了除固定效用以外的所有控制变量,直观地呈现出 3 个关键解释变量的回归情况;模型(3)在模型(1)的基础上剔除了国有股权垄断势力交叉项、国有股权比重,主要用于挖掘国有股权企业与非国有股权企业的 TFP 差异;模型(4)在模型(1)的基础上剔除了出口垄断势力交叉项、出口密度,主要用于挖掘出口企业与内销企业的 TFP 差异;模型(5)在模型(1)的基础上剔除了出口垄断势力交叉项( $1.export\#c.\ln markup$ )和国有股权垄断势力交叉项( $1.state\#c.\ln markup$ ),可直接给出中国制造业企业的垄断类型(创新型还是垄断型)的基本判断。另外,本文还

计算了参照组 3 个工具变量的相关性和外生性。①相关性。垄断势力对数值滞后 1 期(L1.lnmarkup)与垄断势力对数值(lnmarkup)的相关系数为 0.81, 国有股权垄断势力交叉项滞后 1 期(L1.1.state#c.lnmarkup)与国有股权垄断势力交叉项(1.state#c.lnmarkup)的相关系数为 0.80, 出口垄断势力交叉项滞后 1 期(L1.1.export#c.lnmarkup)与出口垄断势力交叉项(1.export#c.lnmarkup)的相关系数为 0.74。②外生性。垄断势力滞后 1 期(L1.lnmarkup)、国有股权垄断势力交叉项滞后 1 期(L1.1.state#c.lnmarkup)、出口垄断势力交叉项滞后 1 期(L1.1.export#c.lnmarkup)分别与模型(1)残差的相关系数为 0.02、-0.00、0.01。显然, 3 个工具变量基本有效。

对于本文开头提出的第一类问题, 观察模型(5)可知: 总体上, 中国制造业企业为创新型垄断。也就是说, 垄断势力较高的制造业企业更倾向于创新而非寻租。该结论可由模型(5)中垄断势力对数值(lnmarkup)系数显著为正得出(t 值<sup>①</sup>为 345.9863)。

对于本文开头提出的第二类问题, 观察模型(1)可知: ①中国的国有股权垄断企业较非国有股权垄断企业, 更倾向于创新。该结论可由模型(1)中国有股权垄断势力交叉项(1.state#c.lnmarkup)系数显著为正得出(t 值为 17.5063)。本文认为原因可能在于: 一是从研发投入到创新成果, 往往需要较长时间。非国有股权垄断企业较国有股权垄断企业, 短视而缺乏战略性, 进而“不想”创新。二是研发创新具有风险性, 并不能保证 100%成功。非国有股权垄断企业较国有股权垄断企业, 风险承担能力较弱, 进而“不敢”创新。②中国的出口垄断企业较内销垄断企业, 更倾向于寻租。该结论可由模型(1)中出口垄断势力交叉项(1.export#c.lnmarkup)系数显著为负得出(t 值为-22.1691)。本文认为原因可能为: 一是特殊的历史背景。中国在 20 世纪末出于创汇的目的, 对出口垄断企业实施包括补贴在内的各项优惠政策。二是出口贸易较国内贸易, 审批程序复杂, 使得出口垄断企业的寻租空间更大。三是能否出口决定权在出口方、出口海关、进口海关和进口方, 而能否内销决定权一般在卖方和买方。也就是说, 出口更易受行政干预(例如, 出口海关、国家外汇管理局等), 进而寻租空间更大, 尤其表现在出口垄断企业上。

另外, 根据模型(1), 本文还有一些其他发现: ①企业存活时间与 TFP“基本”呈负向关系。这里,  $\ln^2age$  系数显著为负,  $\lnage$  系数显著为正, 虽然“表面”上为倒 U 型, 但由实际计算可知拐点出现时企业成立还未满一周年, 这意味大部分企业都是随时间推移而 TFP 降低<sup>②</sup>。②资产流动性、新产品均与 TFP 呈正相关。③国有股权(state)的系数显著为正, 国有股权比重(state\_per)的系数却显著为负。这说明随着国有股权比重从 0 到正无穷小变动, TFP 出现了跳跃性增加, 但随着国有股权比重的进一步增加, TFP 增速将会转为负。也就是说, 存在国有股权比重临界点<sup>③</sup>, 使得该点处的国有股权企业的 TFP 等于非国有股权企业, 当股权比重低于该点时, 国有股权企业的 TFP 将会大于非国有股权企业。这与中国现实非常吻合。在国有企业改革大潮中, 国务院国有资产监督管理委员会(简称“国资委”)不断降低原国有企业的国家资本金, 同时又有各类非国有股权开始注入原国有企业中, 从而使得 TFP 不断提高。另外, 国资委也会选择 TFP 较高的集体企业、个人企业和法人企业注入少量国家资本金。需要说明的是, 由模型(1)难以直接判断国有股权企业的平均 TFP 是否小于(或大于)非国有股权企业, 但由模型(3)可直接判断国有股权企业的 TFP 小于非国有股权企业。④出口(export)的系数显著为正, 出口密度(export\_den)的系数却显著为负。这说明随着出口密度从 0 到正

① 本文所有 t 值均由稳健标准差计算。后文不再一一说明。

② 结果附件可从《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载, 该结论可由其中附录 3 模型(21)直接得出。

③ 在模型(1)中, 利用国有股权和国有股权比重系数, 可计算出临界点为 64.74%。当然, 具体数值不重要, 本文主要关心的是该值是否小于 100%。

表 4 制造业企业垄断类型计量回归结果

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
<i>lnmarkup</i>	0.6742*** (267.7877)	0.7040*** (269.8141)	0.6999*** (299.2647)	0.6476*** (314.1425)	0.6664*** (345.9863)
<i>1.state#c.lnmarkup</i>	0.1146*** (17.5063)	0.1755*** (36.7390)		0.1318*** (20.3157)	
<i>1.export#c.lnmarkup</i>	-0.1115*** (-22.1691)	-0.1381*** (-29.5410)	-0.1293*** (-25.7354)		
<i>state</i>	0.1748*** (24.0350)		-0.1109*** (-33.1687)	0.1765*** (24.5675)	0.1249*** (18.8313)
<i>state_per</i>	-0.0027*** (-29.5177)			-0.0026*** (-28.5394)	-0.0033*** (-39.8028)
<i>export</i>	0.1047*** (31.0661)		0.1025*** (30.2883)	0.1185*** (58.8870)	0.1409*** (48.5698)
<i>export_den</i>	-0.0006*** (-14.2250)		-0.0006*** (-13.8821)		-0.0004*** (-9.6838)
<i>lnage</i>	0.0127** (2.5349)		0.0259*** (5.1928)	0.0104** (2.0844)	0.0193*** (3.8816)
<i>ln<sup>2</sup>age</i>	-0.0108*** (-9.3200)		-0.0156*** (-13.4434)	-0.0104*** (-9.0051)	-0.0130*** (-11.2771)
<i>capital_liq</i>	0.0095*** (226.5518)		0.0095*** (227.6293)	0.0094*** (225.3983)	0.0095*** (226.0898)
<i>diversity</i>	0.0168*** (8.9507)		0.0173*** (9.2101)	0.0167*** (8.9018)	0.0165*** (8.8317)
<i>new</i>	0.0944*** (35.5217)		0.0964*** (36.2350)	0.0917*** (35.1058)	0.0885*** (33.7216)
组内 R <sup>2</sup>	0.2703	0.2320	0.2700	0.2719	0.2725
观测值	1192516	1330271	1198606	1207075	1207073
标准差	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健
估计方法	面板 IV	面板 IV	面板 IV	面板 IV	面板 IV
极端值判断	中位数法	中位数法	中位数法	中位数法	中位数法
极端值处理	替换空值	替换空值	替换空值	替换空值	替换空值
时间序列	1996—2013	1996—2013	1996—2013	1996—2013	1996—2013

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内为 t 值。被解释变量为 TFP 对数值(*ln<sub>it</sub>tfp*),且所有模型均控制了行业固定效应、地区固定效应、时间固定效应。

资料来源:作者计算。

无穷小变动,TFP 同样出现了跳跃性增加,但随着出口密度的进一步增加,TFP 增速将会转为负,而由模型(4)可知出口企业的 TFP 总体仍大于内销企业<sup>①</sup>。与李春顶(2010)、范剑勇和冯猛(2013)、Yang and He(2014)等不同,本文结论完全支持了新新国际贸易理论(Melitz, 2003; Ghironi and

① 在模型(1)中,利用出口和出口密度系数,虽然可计算出临界点为 174.50%(与国有股权比重最高上限为 100%不同,出口密度完全可以大于 100%),但并不能以此得出“出口企业 TFP 总体大于内销企业”的结论。该结论只能由模型(4)得出,这是因为模型(4)中的出口贸易变量仅包含出口,并已剔除出口密度的影响。

Melitz, 2005; Johnson, 2012; Kasahara and Lapham, 2013; Melitz and Redding, 2015; Bernard et al., 2015), 认为中国制造业企业总体并不显著存在“生产率悖论”。即使部分企业存在“生产率悖论”, 也多为加工贸易企业(戴觅等, 2014)。对于出口密度显著为负, 本文认为原因可能是: 出口企业的 TFP 总体要高于内销企业, 但出口企业内部有所不同, 出口密度较高的企业对国际市场的依赖度较高, 依靠大量出口补贴维持生产(而补贴的获取在一定程度上又与寻租相关)。这与中国现实非常吻合, 尤其是来料加工型企业和产能过剩的低端制造企业。

#### 四、稳健性检验及进一步分析

##### 1. 稳健性检验

本文的关键解释变量为垄断势力对数值 ( $\ln markup$ )、国有股权垄断势力交叉项 ( $1.state\#c.\ln markup$ )、出口垄断势力交叉项 ( $1.export\#c.\ln markup$ )。因此, 稳健性检验也围绕这 3 个关键变量展开, 具体包括样本选择、增减控制变量、增减关键变量、替换估计方法、替换极端值处理方法<sup>①</sup>, 等等。

(1) 样本选择。在表 5 中, 模型(6)、(7)在模型(1)的基础上分别选取 1999—2007 年、2003—2007 年样本。可以发现, 即使只用 1999—2007 年或 2003—2007 年样本(目前大部分文献所用样本), 也没有明显改变 3 个关键变量的系数符号及显著性, 甚至也没有明显改变控制变量的系数符号及显著性<sup>②</sup>。

(2) 增减控制变量。通过对控制变量进行增减处理, 本文发现: 控制变量的依次累积增减没有明显改变 3 个关键变量的系数符号及显著性<sup>③</sup>; 同时控制变量的增减也没有明显改变 3 个关键变量的系数符号及显著性, 甚至也没有明显改变控制变量的系数符号及显著性<sup>④</sup>。

(3) 增减关键变量。在表 5 中, 模型(8)剔除了出口垄断势力交叉项 ( $1.export\#c.\ln markup$ ); 模型(9)剔除了国有股权垄断势力交叉项 ( $1.state\#c.\ln markup$ )。对比模型(1)、(5)、(8)、(9)可以发现, 关键变量的增减没有明显改变其他关键变量的系数符号及显著性, 甚至也没有明显改变控制变量的系数符号及显著性。

(4) 替换估计方法。在表 5 中, 模型(10)的估计方法退化为不使用工具变量的普通面板, 模型(11)的估计方法退化为不使用工具变量的混合回归(PA)。对比模型(1)、(10)、(11), 可以发现: 估计方法的替换并没有明显改变 3 个关键变量的系数符号及显著性, 甚至也没有明显改变控制变量的系数符号及显著性。

(5) 替换极端值处理方法。在表 5 中, 模型(12)的极端值处理方法为极端值归并法, 也就是把超过最高临界值的极端值归并为最高临界值, 把低于最低临界值的极端值归并为最低临界值。需要说明的是, 本文在模型(1)的极端值判断中, 对  $tfp$  采用了 2 套中位数判断法, 对  $markup$  采用了 3 套中

① 匿名评审专家认为在极端值处理时采用替换空值的方法还有一定的改进空间, 所以本文在进行稳健性检验时采用了极端值归并法, 并与替换空值法作比较。

② 虽然  $\ln age$  和  $\ln^2 age$  的系数符号及显著性水平没有太大变化, 但企业存活时间与 TFP 的“倒 U 型”拐点有一些变化, 可以发现 2003—2007 年的企业存货时间拐点要大于 1998—2007 年的拐点。

③ 在附录 3 中, 附表 3 为依次累积增减控制变量, 横向对比附表 3 的模型(1)、(13)、(14)、(15)、(16)、(17)、(2)可得出此结论。附录 3 可从《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。另外, 文中表格的模型名称均作统一命名, 也就是附表 3 中的模型(1)、(2)和表 4 的模型(1)、(2)完全等同。后文不再一一说明。

④ 在附录 3 中, 附表 4 为增减控制变量, 横向对比附表 4 的模型(1)、(18)、(19)、(20)、(13)可得出此结论。附录 3 可从《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

表 5 稳健性检验

	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)
<i>lnmarkup</i>	0.6694*** (263.0898)	0.6922*** (206.9731)	0.6465*** (312.6037)	0.6942*** (297.0569)	0.5212*** (473.1527)	0.5653*** (651.1704)	0.6780*** (258.7761)
<i>l.state#c.lnmarkup</i>	0.1001*** (14.2440)	0.0978*** (7.2417)	0.1329*** (20.4984)		0.0540*** (20.5601)	0.0715*** (32.0985)	0.1411*** (21.0418)
<i>l.export#c.lnmarkup</i>	-0.1071*** (-20.8867)	-0.1310*** (-17.9866)		-0.1242*** (-24.8440)	-0.0450*** (-24.7717)	-0.0565*** (-37.7481)	-0.1084*** (-20.8403)
<i>state</i>	0.1770*** (22.4713)	0.1772*** (13.5337)	0.1764*** (24.5534)	0.1306*** (19.3124)	0.1317*** (21.9982)	0.2737*** (50.1379)	0.1931*** (25.3871)
<i>state_per</i>	-0.0028*** (-27.8633)	-0.0016*** (-8.9359)	-0.0026*** (-28.5486)	-0.0033*** (-39.1770)	-0.0032*** (-43.0745)	-0.0052*** (-79.7974)	-0.0029*** (-29.6614)
<i>export</i>	0.1111*** (32.3296)	0.1120*** (26.7501)	0.1401*** (48.3069)	0.1009*** (29.9039)	0.1126*** (41.4910)	0.2275*** (94.9434)	0.1150*** (32.9391)
<i>export_den</i>	-0.0006*** (-15.0605)	-0.0007*** (-13.9079)	-0.0004*** (-10.7118)	-0.0006*** (-13.6677)	-0.0007*** (-20.5393)	-0.0016*** (-52.4426)	-0.0006*** (-15.1396)
<i>lnage</i>	0.0204*** (3.9422)	0.0409*** (6.0131)	0.0117** (2.3461)	0.0195*** (3.9122)	0.1926*** (64.4947)	0.1567*** (61.9225)	0.0145*** (2.7845)
<i>ln<sup>2</sup>age</i>	-0.0121*** (-9.9985)	-0.0075*** (-4.6275)	-0.0108*** (-9.3265)	-0.0128*** (-11.0497)	-0.0528*** (-67.9555)	-0.0387*** (-63.2030)	-0.0114*** (-9.4489)
<i>capital_liq</i>	0.0094*** (220.6315)	0.0091*** (178.9080)	0.0094*** (225.5692)	0.0095*** (227.0621)	0.0100*** (276.0337)	0.0102*** (355.0768)	0.0097*** (223.2863)
<i>diversity</i>	0.0168*** (8.6724)	0.0140*** (5.4779)	0.0164*** (8.7515)	0.0170*** (9.0512)	0.0116*** (6.8799)	0.0188*** (13.8115)	0.0173*** (8.8761)
<i>new</i>	0.0956*** (34.8629)	0.0947*** (29.1310)	0.0887*** (33.7912)	0.0945*** (35.5767)	0.0764*** (32.4579)	0.1717*** (77.8436)	0.0999*** (35.9156)
组内 R <sup>2</sup>	0.2668	0.2046	0.2719	0.2705	0.3009	0.5801 (R <sup>2</sup> )	0.2753
观测值	1089191	646151	1207073	1192516	1609229	1609229	1216912
标准差	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健
估计方法	面板 IV	面板 IV	面板 IV	面板 IV	面板	PA	面板 IV
极端值判断	中位数法	中位数法	中位数法	中位数法	中位数法	中位数法	中位数法
极端值处理	替换空值	替换空值	替换空值	替换空值	替换空值	替换空值	归并
时间序列	1999—2007	2003—2007	1996—2013	1996—2013	1996—2013	1996—2013	1996—2013

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平,括号内为 t 值。被解释变量为 TFP 对数值(*ln<sub>it</sub>tfp*),且所有模型均控制了行业固定效应、地区固定效应、时间固定效应。

资料来源:作者计算。

位数判断法,替换空值法的优势体现为多套中位数判断法可同时使用。但是,极端值归并法不适用于多套中位数判断法的情景,所以本文在模型(12)中仅对最有效的那套中位数判断法进行极端值归并法处理。其中,最有效的那套中位数判断法为:计算每个企业在时间序列上的 *tfp* (或 *markup*) 中位数,若某企业某年的 *tfp* (或 *markup*) 大于中位数 10 倍或小于 0.1 倍,则判定为极端值。对比模型

(1)、(12)可以发现:极端值处理方法的替换并没有明显改变3个关键变量的系数符号及显著性,甚至也没有明显改变控制变量的系数符号及显著性。

## 2. 进一步分析

表6剔除了国有股权垄断势力交叉项( $1.state\#c.lnmarkup$ )、出口垄断势力交叉项( $1.export\#c.lnmarkup$ )、国有股权( $state$ )、国有股权比重( $state\_per$ )、出口( $export$ )、出口密度( $export\_den$ )等变量<sup>①</sup>,加入了多个维度交叉项。其中,第1列中的“( $big, state, export, monopoly$ )”对应着大型( $big$ )、国有股权( $state$ )、出口( $export$ )、垄断( $monopoly$ )4个哑变量。对于大型( $big$ )哑变量,当企业的主营业务收入大于等于50%分位数时,赋值为1;否则,赋值为0。对于垄断( $monopoly$ )哑变量,当企业的垄断势力( $markup$ )大于1时,赋值为1;否则,赋值为0。对比表4模型(1)和表6可以发现,关键变量和控制变量的系数符号及显著性没有明显改变。观察变量“( $big, state, export, monopoly$ )”发现:①小型垄断企业较大型垄断企业更倾向于寻租。这比较符合中国现实,传统<sup>②</sup>小型垄断企业的产品销售市场多为分割的本地区域及周边区域,进而小型垄断企业更有动机寻租地方政府。②在大型垄断企业中,国有股权出口企业最倾向于创新;在小型垄断企业中,国有股权内销企业最倾向于寻租。

需要说明的是,表6中多维交叉项“( $big, state, export, monopoly$ )”里的 $monopoly$ 采用了二值形式,而模型(1)中垄断势力交叉项 $1.state\#c.lnmarkup$ 、 $0.state\#c.lnmarkup$ (基准)、 $1.export\#c.lnmarkup$ 、 $0.export\#c.lnmarkup$ (基准)里的 $lnmarkup$ 采用了连续值形式,保留了更多的信息,所以当表6估计结果与模型(1)出现不一致时,以模型(1)的回归为准。

## 五、结论与启示

本文在测算企业TFP、企业垄断势力的基础上研究了中国制造业企业垄断行为。研究发现:总体上,中国制造业垄断企业属于创新型垄断,寻租现象并不严重。但不同类型的垄断企业又存在一定差异。若以股权结构划分,则国有股权垄断企业较非国有股权垄断企业更倾向于创新。若以产品市场划分,则出口垄断企业较内销垄断企业更倾向于寻租。若以企业规模划分,则小型垄断企业较大型垄断企业更倾向于寻租。另外,在大型垄断企业中,国有股权出口企业更倾向于创新;在小型垄断企业中,国有股权内销企业更倾向于寻租。由此,得出以下启示:

中国目前的体制转轨比较成功。虽然过渡性制度安排的短期性、不确定性及非均衡性容易触发垄断企业寻租,但法律、法规、制度的完善也营造了较好的企业创新环境。根据本文实证结果,中国的渐进式体制转轨利大于弊,制造业企业总体表现为创新型垄断。相比俄罗斯1990年代的“休克疗法”,中国并未出现俄罗斯当时所面临的企业“鲸吞式”寻租现象。

中国政府应有针对性地抑制垄断企业的寻租行为。根据本文实证结果,非国有股权垄断企业较国有股权垄断企业,出口垄断企业较内销垄断企业,小型垄断企业较大型垄断企业更倾向于寻租<sup>③</sup>。对于非国有垄断企业,企业经营者直接掌握着私有财产,并且不存在国有垄断企业所面临的经营范围限制,所以非国有股权垄断企业多为贿赂性、政策擦边球式寻租行为。对于出口垄断企业,由于出

① 表6中剔除与国有股权、出口2个哑变量相关的所有变量,是为了提高多个维度交叉项的估计精度。

② “传统”主要是针对“互联网+”而言。这是因为“互联网+”可以拓宽小型垄断企业的产品销售市场,使小型垄断企业跳出本地及周边市场,一定程度上抽离了企业的寻租土壤。

③ 由此并不能直接推导出小型非国有出口垄断企业的寻租最为严重,这是因为现实企业存在复杂的非线性关系,而直接由表6中也可知寻租最为严重的企业类型为小型国有内销垄断企业。但是,能直接推出小型非国有出口垄断企业较大型国有内销垄断企业更倾向于寻租,这与表6结果基本一致。

表 6 多个维度交叉项计量回归

变量		系数	t 值		
<i>(big, state, export, monopoly)</i>	(0,0,0,1)	-0.4509***	(-101.8958)	行业固定效应	Yes
	(0,0,1,1)	-0.4363***	(-75.8145)	地区固定效应	Yes
	(0,1,0,1)	-0.6386***	(-59.0380)	时间固定效应	Yes
	(0,1,1,1)	-0.5746***	(-21.3324)	组内 R <sup>2</sup>	0.2718
	(1,0,0,1)	-0.1288***	(-26.0837)	观测值	1212706
	(1,0,1,1)	-0.1274***	(-25.3828)	标准差	稳健
	(1,1,0,1)	-0.1711***	(-17.8450)	估计方法	面板 IV
	(1,1,1,1)	-0.1227***	(-9.0082)	极端值判断	中位数法
<i>lnmarkup</i>	0.7509***	(236.1442)	极端值处理	替换空值	
<i>lnage</i>	0.0300***	(6.0558)	时间序列	1996—2013	
<i>ln<sup>2</sup>age</i>	-0.0190***	(-16.5231)			
<i>capital_liq</i>	0.0096***	(231.3420)			
<i>diversity</i>	0.0128***	(6.8791)			
<i>new</i>	0.1132***	(43.5714)			

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。括号内为 t 值。被解释变量为 TFP 对数值(*ln<sub>it</sub>tfp*)。

资料来源:作者计算。

口补贴较多,海关审批程序较为复杂,出口垄断企业多为欺骗性、手续润滑式寻租行为。对于小型垄断企业,产品多在本地销售,并对外地企业进行排挤,所以小型垄断企业多为地域性、市场进入壁垒式寻租行为。因此,政府应针对不同类型垄断企业制定差异化政策,要充分体现对寻租的遏制打击,当然还要体现对创新的鼓励保护。

中国政府还应鼓励国有股权垄断企业相互合作,推进“走出去”战略向纵深发展。根据本文实证结果,在所有垄断企业中,大型国有股权出口企业创新能力最高,小型国有股权内销企业创新动力最不足。这意味着小型国有股权内销垄断企业可通过合作壮大企业规模、通过出口而提高企业创新能力。例如,2014 年底,原中国南车、原中国北车合并为中国中车,促进了合作创新,为中国高铁“走出去”奠定了重要基础。而“一带一路”战略更是为小型国有股权内销企业做大、“走出去”提供了机遇,这意味着中国未来的创新型垄断企业将会持续增加。

#### [参考文献]

- [1]戴觅,余淼杰, M. Maitra. 中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用[J]. 经济学(季刊), 2014, (2):675-698.
- [2]范剑勇,冯猛. 中国制造业出口企业生产率悖论之谜:基于出口密度差别上的检验[J]. 管理世界, 2013, (8):16-29.
- [3]盖庆恩,朱喜,程名望,史清华. 要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率[J]. 经济研究, 2015, (5):61-75.
- [4]黄先海,诸竹君,宋学印. 中国出口企业阶段性低加成率陷阱[J]. 世界经济, 2016, (3):95-117.
- [5]简泽. 从国家垄断到竞争:中国工业的生产率增长与转轨特征[J]. 中国工业经济, 2011, (11):79-89.
- [6]李春顶. 中国出口企业是否存在“生产率悖论”:基于中国制造业企业数据的检验[J]. 世界经济, 2010, (7):64-81.
- [7]李国栋,惠亨玉,肖俊极. 中国银行业市场竞争程度及其顺周期性——以勒纳指数为衡量指标的重新考察[J]. 财经研究, 2009, (3):16-26.
- [8]鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, (2):541-558.
- [9]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012, (5):142-158.



- [10]钱学锋,王胜,陈勇兵. 中国的多产品出口企业及其产品范围:事实与解释[J]. 管理世界, 2013,(1):9-27.
- [11]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.
- [12]徐保昌,谢建国. 市场分割与企业生产率:来自中国制造业企业的证据[J]. 世界经济, 2016,(1):95-122.
- [13]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015,(2):61-74.
- [14]于良春,张伟. 中国行业性行政垄断的强度与效率损失研究[J]. 经济研究, 2010,(3):16-27+39.
- [15]张杰,周晓艳,李勇. 要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D[J]. 经济研究, 2011,(8):78-91.
- [16]周亚虹,贺小丹,沈瑶. 中国工业企业自主创新的影响因素和产出绩效研究[J]. 经济研究, 2012,(5):107-119.
- [17]周云波. 寻租理论与我国体制转轨过程中的非法寻租问题[J]. 南开经济研究, 2004,(3):70-74.
- [18]Acemoglu, D., and D. V. Cao. Innovation by Entrants and Incumbents[J]. *Journal of Economic Theory*, 2015, 157(3):255-294.
- [19]Aghion, P., and P. Howitt. A Model of Growth through Creative Destruction [J]. *Econometrica*, 1992,60(2):323-351.
- [20]Bernard, A. B., M. Grazi, and C. Tomasi. Intermediaries in International Trade: Products and Destinations[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2015,97(4):916-920.
- [21]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012,97(2):339-351.
- [22]Chen, Y., and M. Schwartz. Product Innovation Incentives: Monopoly vs. Competition [J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2013,22(3):513-528.
- [23]Coccorese, P. Estimating the Lerner Index for the Banking Industry: A Stochastic Frontier Approach [J]. *Applied Financial Economics*, 2014,24(2):73-88.
- [24]Cowling, K., and D. C. Mueller. The Social Costs of Monopoly Power [J]. *Economic Journal*, 1978,88(4):727-748.
- [25]Dechenaux, E., D. Kovenock, and R. M. Sheremeta. A Survey of Experimental Research on Contests, All-pay Auctions and Tournaments[J]. *Experimental Economics*, 2015,18(4):609-669.
- [26]De Loecker, J., and F. Warzynski. Markups and Firm-level Export Status [J]. *American Economic Review*, 2012,102(6):2437-2471.
- [27]Ghironi, F., and M. J. Melitz. International Trade and Macroeconomic Dynamics with Heterogeneous Firms[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2005,120(3):865-915.
- [28]Grossman, G. M., and E. Helpman. Quality Ladders in the Theory of Growth[J]. *Review of Economic Studies*, 1991,58(1):43-61.
- [29]Johnson, R. C. Trade and Prices with Heterogeneous Firms [J]. *Journal of International Economics*, 2012,86(1):43-56.
- [30]Judd, K. L. On the Performance of Patents [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1985,(3):567-585.
- [31]Kasahara, H., and B. Lapham. Productivity and the Decision to Import and Export: Theory and Evidence[J]. *Journal of International Economics*, 2013,89(2):297-316.
- [32]Krueger, A. O. The Political Economy of the Rent-seeking Society [J]. *American Economic Review*, 1974,64(3):291-303.
- [33]Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Function Using Inputs to Control for Observables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003,70(2):317-341.
- [34]Lu, Y., and L. Yu. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015,7(4):221-253.

- [35]Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003,71(6):1695-1725.
- [36]Melitz, M. J., and S. J. Redding. New Trade Models, New Welfare Implications [J]. *American Economic Review*, 2015,105(3):1105-1146.
- [37]Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996,64(6):1263-1297.
- [38]Posner, R. A. The Social Costs of Monopoly and Regulation [J]. *Journal of Political Economy*, 1975,83(4):807-827.
- [39]Solow, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1956,70(1):65-94.
- [40]Szidarovszky, F., and K. Okuguchi. On the Existence and Uniqueness of Pure Nash Equilibrium in Rent-seeking Games[J]. *Games and Economic Behavior*, 1997,18(1):135-140.
- [41]Tullock, G. The Welfare Costs of Tariffs, Monopolies, and Theft[J]. *Economic Inquiry*, 1967,5(3):224-232.
- [42]Yang, R., and C. He. The Productivity Puzzle of Chinese Exporters: Perspectives of Local Protection and Spillover Effects[J]. *Papers in Regional Science*, 2014, 93(2):367-384.

## Monopoly Behavior of China's Manufacturing Enterprises: Rent-seeking or Innovative

WANG Gui-dong<sup>1,2</sup>

(1. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China;

2. Collaborative Innovation Center for China Economy, Tianjin 300071, China)

**Abstract:** Based on the Chinese Industrial Enterprises Database, the article calculates enterprises' TFP and monopoly power, then focuses on the monopoly behavior of China's manufacturing enterprises. The article finds that China's manufacturing monopoly enterprises are innovative in general, rather than rent-seeking. But there are some differences between different types of monopoly enterprises. China's manufacturing monopoly enterprises containing state capital are more innovative than the ones not containing state capital. The ones containing export delivery value seek more rent than the ones not containing export delivery value. The ones with low major business income seek more rent than the ones with high major business income. Meanwhile, among China's manufacturing monopoly enterprises with high major business income, the ones containing state capital and export delivery value, are most innovative; among China's manufacturing monopoly enterprises with low major business income, the ones containing state capital but not containing export delivery value, seek most rent. In addition, the article also finds that the TFP of China's manufacturing enterprises containing state capital are lower than the ones not containing state capital, with the increase of the proportion of state capital, the TFP of China's manufacturing enterprises first jumping increase and then continuous decrease. China's manufacturing enterprises do not present significant productivity paradox in general, with the increase of export density, the TFP of China's manufacturing enterprises also first jumping increase and then continuous decrease. Therefore, the Chinese government should implement different policies for different types of monopoly enterprises, "shoot the arrow at the target", curb the spread of rent-seeking and encourage innovation.

**Key Words:** monopoly power; rent-seeking; total factor productivity; productivity paradox

**JEL Classification:** D42 F14 L60

[责任编辑:章毅]