

标准制订强化了市场势力吗： 基于中国制造业企业数据的经验研究

刘小鲁*

摘要：标准制订可能被当作强化市场势力的策略性手段。然而，基于中国制造业企业数据，本文发现企业的市场势力并未因制订标准而显著提高，但是未制订标准的企业价格加成率却由于标准化而显著上升。进一步的研究表明，标准化对市场进入存在着显著的抑制作用，并对未制订标准的在位企业具有生产率上的显著正向外溢效应。通过对这两种间接渠道的分析，本文发现标准化对市场势力的影响是多重效应综合作用的结果，而且对未参与标准制订企业市场势力的显著正效应主要来自于生产率上的正向外溢效应。

关键词：标准化；市场势力；市场进入；生产率；外溢效应

一、引言

标准制订是企业强化市场势力的重要潜战略。标准明确了特定领域内的技术规范，而对于标准制订企业的竞争对手来说，适应这些技术要求可能意味着生产、技术和管理模式的一系列调整。因此，标准很可能被策略性地用于提高竞争对手的成本，强化自身的市场势力（Blind and Jungmittag, 2008）。一些经验性研究发现，厂商的确因遵循标准规范而承受了显著的“遵从成本”（compliance costs）。例如，Maskus 等（2005）发现，厂商为符合标准要求所进行的调整与投资使短期生产成本中的可变成本上升了约 1%，而且这种调整对固定成本的影响同样是不可忽略的。

然而，标准对市场势力的影响渠道并非仅存在于对在位厂商的成本影响之中。正如经典产业组织理论所指出的，市场进入和生产率构成市场势力的重要决定因素，而这两者亦会受到标准化的影响。首先，“遵从成本”效应并非仅存在于在位企业。对于潜在进入者来说，新标准的制订可能意味着额外的进入成本。理论上来说，存在着标准化通过抑制市场进入，进而间接影响在位企业市场势力的经济机制。其次，大量的理论与经验研究认为，标准化对生产率有显著的促进作用。标准在汇集技术诀窍和知识的同时，不像专利那样具有排他性产权，因此可以带来显著的知识和技术外溢效应（Swann, 2010; Tasey, 2000）；标准可以提高

* 刘小鲁，中国人民大学经济学院，邮政编码：100872，电子信箱：liuxiaolu@ruc.edu.cn。

基金项目：教育部 2011 中国特色社会主义经济建设协同创新中心项目“认识、适应和引领经济新常态研究”；国家自然科学基金青年科学基金项目“标准化视角下企业标准与技术创新战略的交互机制研究”（项目编号：71402184）。感谢匿名审稿人的宝贵意见，但文责自负。

产品兼容性,降低因协调问题可能引致的交易成本(WTO,2005;Raballand and Aldaz-Carroll,2007);产品质量和安全性标准具有质量信号效应,有助于降低信息不对称所导致的交易成本(Hudson and Jones,2003);标准在降低产品多样性的同时,也可以产生规模经济效应,并在长期带来生产率的增长(Baron and Schmidt,2014)。这些研究表明,同样可能存在着标准化通过影响企业生产率进而间接作用于市场势力的渠道。

因此,标准制订对市场势力的影响是上述各类效应的综合作用结果。何种效应处于主要地位在理论上并没有定论。具体的结论将取决于经验研究的结果。然而,针对中国标准制订经济影响的定量研究仍较为有限。近年来的文献主要集中于讨论企业参与标准制订的影响因素(林洲钰等,2014;Liu and Li,2016),以及标准化对宏观经济增长和生产率的影响(于欣丽,2008)。这些研究虽然在揭示中国标准体系的基本特征和宏观经济影响上提供了有益启示,但均没有直接涉及标准化与市场势力这一主题。

本文以中国制造业企业为对象,研究了企业参与标准制订对市场势力的影响,并对具体的影响渠道进行了讨论。研究发现,从总体影响上来看,标准化并没有显著影响标准制订企业本身的市场势力,反而显著提高了未参与标准制订企业的价格加成率。进一步的分析表明,标准制订显著抑制了市场进入,并且对生产率存在显著正向外溢效应;市场进入和企业生产率对市场势力则分别存在显著的负向和正向影响。这说明,存在着标准制订通过影响市场进入和生产率,进而间接作用于市场势力的经济机制。在此基础上,本文进一步分析了控制市场进入和生产率后的结果。研究表明,控制市场进入率并不会对标准化的系数估计结果产生实质影响;控制企业生产率后,标准化虽然仍未显著改变标准制订企业的市场势力,但对未制订标准的企业的的影响变为负显著。这些结果说明,标准化对市场势力的影响是多重效应综合作用的结果,而且对未参与标准制订企业的显著正效应主要来自于生产率上的正向外溢。

本文剩余部分的结构安排如下:第二部分介绍了研究所使用的样本;第三部分报告了标准制订对市场势力总体影响的估计结果;第四部分进一步讨论了标准制订对企业市场势力影响的主要渠道;第五部分总结全文。

二、样本和描述性统计

(一) 样本构建

本文以中国工业企业数据库中的制造业企业作为研究对象。该数据库提供了中国规模以上工业企业的基本信息和财务数据。

根据《中华人民共和国标准化法》(以下简称为《标准化法》),我国标准共分为国家标准、行业标准、地方标准和企业标准四个层次。其中,国家标准对全国范围内统一的技术要求进行规范,而行业标准则用于在国家标准缺失时,在全国范围内就某行业进行统一规范;地方标准和企业标准则分别由地方标准化主管部门和企业制订,仅分别在地方和企业内部适用。只有国家标准和行业标准具有全国范围内的有效性。本文研究所涉及的标准仅限于这两类标准。

除标准层次的划分外,《标准化法》还进一步区分了国家标准和行业标准的属性,将这两类标准分为强制标准和推荐标准。强制标准一旦生效,则所有相关主体必须遵照相应的规范性要求。推荐标准没有规范上的强制性,任何单位均可以自行选择是否遵守相应的标准

要求。

通过国家标准全文数据库和工标网,本文搜集了2003–2009年所有国家标准和行业标准的具体信息。这些信息包括标准的名称、性质、制订时间以及标准起草单位的名称。在此基础上,本文进一步统计出各标准起草单位在各年中参与制订的标准总数、强制标准数和推荐标准数。

根据标准起草单位的名称,本文将标准数据与工业企业数据合并,得到了2003–2009年的面板数据样本。但是,本文的核心被解释变量——市场势力——的测算需要对要素的产出弹性进行估计,而相关数据在2008和2009年缺失。^①因此,本文实际使用的微观企业样本为2003–2007年的面板数据。在剔除变量缺失的观测值后,该样本共包含322 682家制造业企业的616 516个观测值。除该企业样本外,本文还以2003–2009年的企业样本为基础生成了以4分位行业为口径的行业面板数据,以便讨论标准制订对市场进入的影响。

(二) 变量和描述性统计

本文计量研究的主要被解释变量为企业的市场势力。该变量可以以勒纳指数(Lerner index)来衡量。令 P 表示产品价格, MC 表示边际成本,并令 $\mu \equiv P/MC$,则勒纳指数为:

$$\text{勒纳指数} = \frac{P-MC}{P} = 1 - \frac{1}{\mu} \quad (1)$$

为计算勒纳指数,需要首先获得价格和边际成本之比 μ 。本文使用De Loecker(2011)的方法对该变量进行了估计。该方法只有两个要求。首先,厂商生产符合成本最小化的要求;其次,可以通过对生产函数的估计获得任意一种要素的产出弹性。根据该方法:

$$\mu = \alpha_i \frac{R}{X_i} \quad (2)$$

(2)式中: R 为企业产品销售收入, X_i 为要素 i 的投入总成本, α_i 为该要素的产出弹性。

本文将公式(2)中的要素选定为中间投入品,并使用工业销售收入除以工业中间投入来计算 R/X_i 。产出弹性则通过估计C-D型企业生产函数来获得。其中,产出和各要素投入分别以工业销售产值、固定资产总额、就业人数和工业中间投入来衡量。企业的要素投入往往取决于其对生产率波动的预期。当这一生产率无法被观测时,使用OLS估计生产函数将由于要素投入的内生性而产生偏误。有鉴于此,本文使用LP(Levinsohn and Petrin, 2003)方法对生产函数进行了估计。

本文的解释变量是企业的标准制订活动。本文以企业参与制订标准的次数来衡量标准制订活动,并在4分位行业内考察标准制订对企业市场势力的影响。行业内的企业标准制订活动被定义为4分位行业内各企业参与制订标准次数之和的自然对数。由于样本中某些行业在某些年份没有企业参与标准制订,因此自然对数采用了 $\ln(\text{标准数}+1)$ 的形式。在研究中,本文还区分了企业自身参与制订标准的次数以及4分位行业内其他竞争对手参与制订标准的次数,并分别考察了这两个变量对企业市场势力的影响。最后,本文还区分了标准属性,即企业参与制订强制标准的次数和参与推荐标准制订的次数。这些变量同样均采用了 $\ln(\text{标准数}+1)$ 的形式。

^①工业中间投入的数据在2008年和2009年均缺失。

本文估计所使用的控制变量如下:

1.企业规模和企业年龄

大量的产业组织理论模型表明,勒纳指数与市场份额正相关。例如,在经典的古诺模型中,勒纳指数等于厂商市场份额与需求价格弹性之比。这说明,大企业较小企业往往有更强的市场势力。其次,在位企业与新进入者在市场份额和市场势力上往往是不对称的。因此,本文同时还控制了企业年龄对市场势力的影响。本文以总资产的自然对数来衡量企业规模。企业年龄则等于报告期减去企业开业年。

2.所有制

本文将企业注册类型和实收资本构成数据相结合来界定企业所有制。Dollar 和 Wei (2007)指出,注册类型数据往往存在时滞,难以准确反映出企业真实的所有制类型。因此,本文主要以实收资本数据所确定的控股方类型来衡量企业所有制。但是,中国工业企业数据库中大量的实收资本数据缺失或不合理的情况。^①而且,在很多观测值中,各类所有者在实收资本中拥有相同份额,从而无法由实收资本数据确定控股方。在这些情况下,本文根据企业的注册类型来衡量所有制。在这里的研究中,所有制包含三个虚拟变量:是否为国有企业,是否为私营企业,以及是否为外资或港澳台资企业。国有企业和私营企业之外的其他内资企业被选定为对照组。

3.全要素生产率(TFP)

遵循 De Loecker(2011)的研究思路,成本最小化下的条件要素需求通常是 TFP 的单调递减函数,Ponikvar 和 Rant(2007)的经验研究也表明,生产率是价格加成率的主要决定因素。正如前文所指出的,估计企业价格与边际成本之比需要以生产函数的估计为前提。而基于 LP 方法对生产函数进行估计时,亦可以得到 TFP 的一致估计量。在这里的研究中,TFP 采用了自然对数形式。

4.出口状态

大量的经验研究表明,出口与价格加成率间往往存在密切关联。基于国外数据所进行的研究通常认为出口企业的价格加成率较非出口企业要更高(如 De Loecker and Warzynski, 2012)。但是,基于中国数据的研究大多得到了相反的结论。例如,刘放仁和黄建忠(2015)以及盛丹和王永进(2012)等均发现出口企业的价格加成率要显著低于非出口企业。本文根据企业的出口交货值是否为正值来生成反映企业出口状态的虚拟变量。如果企业出口交货值大于 0,则该虚拟变量取值为 1。

5.市场结构

较高市场集中度往往带来较高的价格加成率。本文以 4 分位行业的 HHI 指数来衡量市场结构。

6.时间虚拟变量

为控制时间固定效应,本文在所有估计中均加入了年份虚拟变量。

本文对上述变量中的所有名义变量以 2000 年为基期进行了价格调整。表 1 给出了主要变量的描述性统计。

^①实收资本数据不合理的主要情形包括实收资本数值为负,或者实收资本各构成项的加总之和不等于报告的实收资本。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	变量定义	均值	标准差
勒纳指数	(价格-边际成本)/价格	0.096	0.178
行业内标准制订	$\ln(4 \text{ 分位行业内企业参与制订标准的总次数}+1)$	1.230	1.118
行业内强制标准制订	$\ln(4 \text{ 分位行业内企业参与制订强制标准的总次数}+1)$	0.216	0.442
行业内推荐标准制订	$\ln(4 \text{ 分位行业内企业参与制订推荐标准的总次数}+1)$	1.150	1.115
企业制订标准次数	$\ln(\text{企业自身制订标准总次数}+1)$	0.003	0.058
企业制订强制标准次数	$\ln(\text{企业自身制订的强制标准数}+1)$	0.000	0.017
企业制订推荐标准次数	$\ln(\text{企业自身制订的推荐标准数}+1)$	0.003	0.055
对手制订标准次数	$\ln(4 \text{ 分位行业内竞争对手制订标准的总次数}+1)$	1.229	1.118
对手制订强制标准次数	$\ln(4 \text{ 分位行业内竞争对手制订强制标准的总次数}+1)$	0.216	0.442
对手制订推荐标准次数	$\ln(4 \text{ 分位行业内竞争对手制订推荐标准的总次数}+1)$	1.149	1.115
生产率	$\ln(\text{TFP})$ 。以 LP 方法估计	0.951	0.253
国有企业	虚拟变量。国有企业=1,其他=0	0.052	0.222
私营企业	虚拟变量。私营企业=1,其他=0	0.461	0.498
外资或港澳台资企业	虚拟变量。外资或港澳台资企业=1,其他=0	0.086	0.280
规模	总资产的自然对数	9.784	1.398
年龄	报告期-开业年	9.857	9.691
出口状态	虚拟变量。出口交货值为正值=1,其他=0	0.300	0.458
HHI 指数	以 4 分位行业口径计算的赫芬达尔-赫希曼指数	0.015	0.027

三、基本结果

本文所有的计量结果均以面板固定效应模型为基础得到。我国标准从制订到实际生效有 6 个月的时间间隔。因此,估计中衡量标准制订活动的各解释变量均滞后一期。此外,为了避免潜在的双向因果所导致的内生性问题,企业规模和出口状态亦滞后一期。

这里的分析包含了两个层次。首先,本文估计了行业内标准制订活动对市场势力的总体影响。其次,本文按照是否由企业自身参与制订进一步进行了区分。在这两个层次的研究中,本文暂时没有控制行业进入率和生产率的影响。相应的估计结果分别报告在表 2 和表 3 中。

表 2 的结果说明,标准制订显著提高了企业的价格加成率,但这种影响主要集中于无标准制订活动的企业中。表 2 的列(1)-(3)报告了不同样本下的估计结果。在全样本下,这一影响显著为正,说明行业内的标准制订显著强化了企业的市场势力。但是,根据企业是否参与标准制订将样本分组之后,这种影响仅显著存在于未制订标准的企业样本中。^① 这一结果意味着,标准化并未显著影响标准制订企业的市场势力,而是主要作用于同行业的其他企业。列(4)至(6)的结果强化了这一结论。在这三列中,本文进一步区分了标准的属性,并分别考察了强制标准制订和推荐标准制订的影响。与列(1)-(3)的结果相类似,无论是强制标准还是推荐标准,对标准制订企业均没有显著影响;而在未参与标准制订的企业样本中,推荐标准对企业市场势力存在显著的正效应。^②

① 由于标准制订活动被滞后一期,因此对企业标准制订状态的界定以前一期企业是否参与了标准制订为准。

② 本文还对表 2 列(1)-(3)的结果进行了安慰剂检验。具体地,本文在 4 分位层面上,将行业与其他行业的标准制订数进行随机配对产生了新的估计样本。估计结果报告于附录的附表 1 中。这些检验中,标准制订数对市场势力不再具有显著影响。

表 2 行业内标准制订活动对市场势力总体影响的面板固定效应估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	制订标准的企业	未制订标准的企业	全样本	制订标准的企业	未制订标准的企业
行业内标准制订	0.001*** (0.000)	-0.003 (0.012)	0.001*** (0.000)			
行业内强制标准制订				0.001 (0.001)	0.029 (0.019)	0.001 (0.001)
行业内推荐标准制订				0.001** (0.000)	-0.008 (0.014)	0.001** (0.000)
国有企业	-0.003 (0.004)	-0.032 (0.044)	-0.002 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.051 (0.048)	-0.002 (0.004)
私营企业	0.001 (0.001)	0.055** (0.023)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.043* (0.023)	0.001 (0.001)
外资或港澳台资企业	-0.002 (0.003)	-0.024 (0.056)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.018 (0.059)	-0.002 (0.003)
规模	0.003*** (0.001)	0.010 (0.065)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	-0.009 (0.059)	0.003*** (0.001)
年龄	0.001*** (0.000)	0.003* (0.002)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.004* (0.002)	0.001*** (0.000)
出口状态	-0.001 (0.001)	-0.010 (0.075)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.009 (0.074)	-0.002 (0.001)
HHI 指数	0.021 (0.044)	0.008 (0.609)	0.018 (0.045)	0.020 (0.044)	-0.183 (0.609)	0.017 (0.045)
N	501 063	1 314	499 749	501 063	1 314	499 749

注:括号中为标准误,***、**和*分别代表10%、5%和1%显著性水平。所有回归均采用了基于企业聚类的标准误修正,并包含了常数项以及时间虚拟变量。

在上述研究基础上,本文进一步区分了企业自身的标准制订活动与竞争对手的标准制订活动,并就其影响进行了估计。这里的估计不仅使用了面板固定效应估计,还以工具变量法从内生性的角度进行了稳健性检验。进行这一稳健性检验的原因在于,企业可能因主导市场竞争的动机而试图参与标准制订,进而导致企业自身标准制订活动与市场势力之间的双向因果关系。本文使用的工具变量包含两类。第一类工具变量是企业主要竞争对手的标准制订活动。^①除此之外,本文还使用企业所在地区的标准化技术委员会数量的自然对数来作为工具变量,^②该变量反映了标准化的外在制度环境。表3报告了相应的估计结果。

①考虑到企业标准竞争中的策略相关性,本文以企业主要竞争对手的标准制订情况作为企业自身标准制订的工具变量。具体地,本文在4分位行业内,按规模对企业进行了排序。对于行业内规模最大和最小的企业,本文分别以排在其之后和之前两位的企业的标准制订数均值作为其主要竞争对手的标准制订数;其他企业则以在其之前一位和之后一位的企业的标准制订数的平均值来衡量主要竞争对手的标准制订数。

②由于某些省份没有标准化技术委员会,故该自然对数的形式设定为 $\ln(1+\text{标准化技术委员会数量})$ 。考虑到潜在的内生变量为企业各类标准制订数的滞后一阶,所以各省标准化技术委员会的数量也相应地滞后一阶。标准化技术委员会的信息采集自中国国家标准化管理委员会网站下的“技术委员会信息查询”,网址为:<http://org.sacinfo.org.cn/manage-committee-readonly/public-committee-info.do>。本文以初次组织标准制修订的年份为各委员会实际发挥作用的年份。在统计时,本文没有考虑各技术委员会下设的分委员会。

表 3 区分标准制订主体后的估计结果

变量	FE				IV, FE			
	(1) 全样本	(2) 标准制 订企业	(3) 全样本	(4) 标准制 订企业	(5) 全样本	(6) 标准制 订企业	(7) 全样本	(8) 标准制 订企业
企业制订标准次数	-0.004 (0.006)	-0.005 (0.018)			0.049 (0.116)	0.032 (0.082)		
对手制订标准次数	0.001 *** (0.000)	0.002 (0.014)			0.001 ** (0.001)	-0.013 (0.018)		
企业制订强制标准次数			0.017 (0.019)	0.050 (0.040)			0.151 (0.170)	-0.144 (0.105)
对手制订强制标准次数			0.001 (0.001)	0.016 (0.021)			0.000 (0.001)	0.054 (0.036)
企业制订推荐标准次数			-0.006 (0.006)	-0.009 (0.016)			0.016 (0.140)	0.098 (0.087)
对手制订推荐标准次数			0.001 ** (0.000)	-0.001 (0.016)			0.001 ** (0.001)	-0.040 (0.026)
国有企业	-0.003 (0.004)	-0.032 (0.045)	-0.003 (0.004)	-0.049 (0.051)	-0.005 (0.005)	-0.046 (0.053)	-0.005 (0.005)	-0.062 (0.047)
私营企业	0.001 (0.001)	0.055 ** (0.023)	0.001 (0.001)	0.049 ** (0.025)	0.001 (0.001)	0.055 ** (0.027)	0.001 (0.001)	0.021 (0.052)
外资或港澳台资企业	-0.002 (0.003)	-0.025 (0.056)	-0.002 (0.003)	-0.014 (0.061)	0.001 (0.003)	-0.029 (0.058)	0.001 (0.003)	-0.063 (0.065)
规模	0.003 *** (0.001)	0.008 (0.066)	0.003 *** (0.001)	-0.008 (0.060)	0.002 (0.001)	0.019 (0.078)	0.002 (0.001)	-0.001 (0.078)
年龄	0.001 *** (0.000)	0.003 (0.002)	0.001 *** (0.000)	0.004 * (0.002)	0.001 *** (0.000)	0.003 * (0.002)	0.001 *** (0.000)	0.003 (0.002)
出口状态	-0.001 (0.001)	-0.010 (0.075)	-0.001 (0.001)	-0.009 (0.074)	-0.001 (0.001)	-0.006 (0.075)	-0.001 (0.001)	-0.004 (0.076)
HHI 指数 627	0.021 (0.044)	0.018 (0.616)	0.021 (0.044)	-0.150 (0.640)	0.005 (0.048)	-0.000 (0.652)	0.006 (0.048)	-0.189 (0.893)
弱工具变量检验					302.405	2.958	156.902	1.220
Hansen 检验					0.145	0.448	0.993	0.627
N	501 063	1 314	501 063	1 314	342 631	278	342 631	278

注：系数估计值所对应的括号中为标准误，***、** 和 * 分别代表 10%、5% 和 1% 显著性水平。所有回归均采用了基于企业聚类的标准误修正，并包含了常数项以及时间虚拟变量。弱工具变量检验报告的是 F 统计量。Hansen 检验报告的是 p 值。

表 3 在结构上可以分为两个部分。其中，列(1)–(4)报告了面板固定效应估计的结果；列(5)–(8)则以工具变量法进行了稳健性检验。

表 3 的结果说明，与前文相一致，标准制订对市场势力的影响仅显著表现为由标准制订企业到未制订标准企业的正向效应。从列(2)来看，对标准制订企业而言，无论是其自身制订的标准，还是竞争对手的标准化活动均未对市场势力产生显著影响。其次，结合列(1)与表 2 列(3)的结果，可以推断标准制订对价格加成率的效应仅显著集中于未参与标准制订的企业。^①

^①在区分企业自身标准制订和竞争对手标准制订活动的研究中，本文没有在无标准制订活动的企业子样本下进行估计，因为这一结果与表 2 列(3)完全一致。对于无标准制订活动的企业来说，行业内的标准制订活动即为同行业竞争对手的标准制订活动。

进一步区分标准属性后的估计也得到了相类似的结果。在列(4)中,各类标准制订活动均没有显著影响标准制订企业的市场势力,而列(3)和表2列(6)的结果说明推荐标准的制订显著提高了未制订标准的企业市场势力。

从表3的列(5)–(8)来看,使用工具变量所进行的稳健性检验在解释变量的符号和显著性上与面板固定效应回归的结果完全一致。在所有估计中,Hansen 检验均无法以较高置信水平拒绝工具变量外生的原假设。^①

四、对标准化影响机制的进一步讨论

正如引言中所提到的,标准化对企业市场势力存在三种可能的影响。首先,标准制订企业可能利用标准来给市场中的竞争对手施加“遵从成本”,进而削弱这些企业的竞争地位。其次,“遵从成本”可能提高进入成本,降低潜在进入威胁对在位厂商市场势力的抑制作用。最后,标准化对企业生产率可能具有显著的正向影响,而生产率是影响企业市场势力的核心因素之一。在前文中,本文并未对这三种影响渠道进行区分。在这一部分中,本文将通过进一步分析标准化对市场进入和生产率的影响来对这三种影响机制进行讨论。

(一) 标准制订对市场进入的影响

为讨论标准化对市场进入的影响,本文在微观企业样本的基础上生成了行业样本。具体地,本文以4分位行业为口径计算了各行业的市场进入率。市场进入率为当年新进入的企业占行业企业总数的比例,而新企业的判定标准为企业开业年等于报告期年份。这一行业样本所覆盖的时间段为2003–2009年,共包含3 063个观测值。

以行业样本为基础,本文考察了行业内企业标准制订活动对市场进入率的影响。与之前的分析一样,考虑到标准从制订到生效的时间间隔,与标准制订活动有关的解释变量均滞后一阶。估计中控制了时间固定效应与行业固定效应。估计结果报告在表4中。

表4 行业内标准制订活动对市场进入率的影响

变量	(1)		(2)	
	系数估计值	标准误	系数估计值	标准误
行业内标准制订	-0.006 ***	(0.001)		
行业内强制标准制订			-0.005 ***	(0.001)
行业内推荐标准制订			-0.005 ***	(0.001)
N	2 599		2 599	

注:括号中为标准误,***代表1%显著性水平。所有回归均采用了基于行业聚类的标准误修正,并包含了常数项以及时间虚拟变量。

表4的结果说明,在位企业的标准制订活动对市场进入存在着显著的阻碍作用。无论是从行业内标准制订活动整体来看,还是进一步区分标准属性,各标准制订活动的系数估计值均负显著。此外,从列(2)的结果来看,强制标准与推荐标准对市场进入率的边际影响并不存在明显差异。尽管直觉上来说,强制标准由于其自身的属性而具有更强的规范性,但采用推荐标准的信号传递效应亦使厂商无法忽视这类标准的影响(Corbett and Muthulingam, 2007;

^①列(6)和(8)的检验结果则意味着这两列估计存在着弱工具变量问题。有鉴于此,本文还使用 Fuller LIML 方法(Fuller, 1997)对这两列进行了重新估计,解释变量的符号和显著性均未发生变化。出于篇幅考虑,这里没有报告相应的估计结果。

Terlaak and King, 2006)。这可能是两类标准在进入阻止上具有相似影响的一个潜在原因。

(二) 标准制订对企业生产率的影响

本文进一步以企业样本检验了标准制订对生产率的影响。在这里的研究中,本文区分了企业自身参与制订标准的活动与同行业其他企业参与标准制订的活动。其中,后者的系数估计值反映了从标准制订企业到其他企业的溢出效应。

具体地,本文以企业全要素生产率为被解释变量,以企业自身的标准制订活动和同行业竞争对手的标准制订活动为解释变量进行了回归。在估计方法上,考虑到生产率和企业标准制订行为之间可能存在的双向因果关系,本文不仅使用了面板固定效应回归,还使用工具变量法进行了稳健性检验。与前文一样,这里使用的工具变量为企业主要竞争对手的各类标准制订活动,以及企业所在地区标准化技术委员会数量的自然对数。表 5 报告了相应的估计结果。

表 5 标准制订对企业生产率的影响

变量	FE				IV, FE			
	(1) 全样本	(2) 制订标准 的企业	(3) 全样本	(4) 制订标准 的企业	(5) 全样本	(6) 制订标准 的企业	(7) 全样本	(8) 制订标准 的企业
企业制订标准次数	-0.002 (0.008)	-0.001 (0.021)			0.183 (0.172)	0.127 (0.121)		
对手制订标准次数	0.005 *** (0.001)	0.012 (0.017)			0.004 *** (0.001)	-0.018 (0.033)		
企业制订强制标准次数			0.010 (0.024)	0.076 (0.053)			-0.075 (0.314)	-0.233 (0.333)
对手制订强制标准次数			0.003 *** (0.001)	0.002 (0.029)			0.002 * (0.001)	0.087 (0.096)
企业制订推荐标准次数			-0.002 (0.009)	-0.005 (0.019)			0.211 (0.209)	0.485 (0.557)
对手制订推荐标准次数			0.004 *** (0.001)	0.013 (0.019)			0.004 *** (0.001)	-0.100 (0.123)
国有企业	-0.007 (0.006)	-0.060 (0.053)	-0.007 (0.006)	-0.069 (0.056)	-0.008 (0.006)	-0.100 * (0.059)	-0.009 (0.006)	-0.185 (0.172)
私营企业	0.003 * (0.002)	0.035 (0.030)	0.003 * (0.002)	0.040 (0.032)	0.003 * (0.002)	0.041 (0.033)	0.003 * (0.002)	0.003 (0.138)
外资或港澳台资企业	-0.000 (0.004)	-0.033 (0.057)	-0.000 (0.004)	-0.020 (0.064)	0.004 (0.004)	-0.063 (0.070)	0.004 (0.004)	-0.159 (0.195)
规模	0.013 *** (0.001)	0.009 (0.093)	0.013 *** (0.001)	0.000 (0.085)	0.011 *** (0.002)	-0.065 (0.125)	0.012 *** (0.002)	-0.105 (0.210)
年龄	0.003 *** (0.000)	0.005 (0.004)	0.003 *** (0.004)	0.006 (0.000)	0.002 *** (0.003)	0.002 (0.003)	0.003 *** (0.000)	0.000 (0.007)
出口状态	0.002 (0.002)	-0.034 (0.094)	0.002 (0.002)	-0.033 (0.094)	0.000 (0.002)	-0.016 (0.095)	0.002 (0.002)	-0.001 (0.134)
HHI 指数	-0.039 (0.063)	-0.731 (0.799)	-0.041 (0.063)	-0.892 (0.810)	-0.056 (0.067)	-1.034 (0.988)	-0.078 (0.067)	-2.720 (3.818)
弱工具变量检验					299.910	1.854	155.636	0.274
Hansen 检验					0.841	0.317	0.178	0.677
N	500 392	1 314	500 392	1 314	342 170	278	342 170	278

注:同表 3。

表 5 的结果说明,标准制订对企业生产率的影响主要表现为外溢效应。首先,注意到无

论是否区分标准属性,企业自身标准制订活动的系数估计值在各列中均不显著。其次,同行业竞争对手的标准制订活动在全样本下均显著为正,但在标准制订企业样本下则不显著。这些结果意味着,标准化并未显著改善标准制订企业的生产率,但是显著提高了未制订标准的企业生产率。造成这一结果的一个可能的原因是,参与标准制订的企业往往在行业内具有领先的技术实力(Liu and Li, 2016)。因此,这类企业从竞争对手标准化活动中获得的知识增量相对有限,但却给未参与标准制订的企业带来了显著的知识与技术外溢。在附录的附表2中,本文还报告了以未参与标准制订的企业为样本的估计结果。其中,同行业竞争对手的标准制订活动的系数估计值均正显著。这些结果进一步证明,标准化对企业生产率的影响主要表现为由标准制订企业到未参与标准制订企业的显著正向外溢效应。最后,从标准属性来看,推荐标准对生产率的效果要强于强制标准。造成这一结果的一个可能原因是,我国只在涉及产品质量及安全问题的关键领域中制订强制标准。这些标准在带来知识外溢的同时,也往往因更高的质量和技术要求而带来成本的提高。这通常会对生产率带来负面影响,进而降低了强制标准对生产率的总体影响。

从使用工具变量法的估计结果来看,所有解释变量的系数符号和显著性均具有较好的稳健性。在这些估计中,Hansen 检验均无法以较高显著性拒绝工具变量的外生性假设。但是,从弱工具变量检验结果来看,表5的列(6)和(8)存在较为严重的弱工具变量问题。与前文一样,本文进一步使用了 Fuller LIML 方法对这两列结果进行了重新估计,而解释变量系数估计值的符号和显著性均未发生变化。

(三) 控制市场进入和生产率后标准化的影响

上文的计量结果表明,标准制订对市场进入和企业生产率均产生了显著影响,而这两个变量理论上均是决定企业市场势力的重要因素。因此,很有可能存在标准制订通过市场进入和生产率间接影响企业价格加成率的渠道。在这一部分内容中,本文通过进一步控制市场进入和企业生产率,将标准制订对价格加成率的直接影响与间接影响相分离。

在控制市场进入和生产率的基础上,本文首先估计了行业内标准制订活动对市场势力的影响。相应的结果报告在表6中。在表6的列(1)和(2),以及列(3)和(4)中,本文分别控制了市场进入率和企业生产率,而列(5)和(6)的估计则同时控制了这两个变量。

基于表6所报告的结果,可以得到以下三个方面的结论:

首先,市场进入率和生产率的系数估计值分别负显著和正显著,说明市场进入显著抑制了企业市场势力,而生产率则与市场势力显著正相关。结合前文表4与表5的结果,这表明的确存在标准化通过影响市场进入和生产率,进而间接影响市场势力的渠道。

其次,排除市场进入和生产率的影响之后,标准制订对企业市场势力具有显著的负效应。在列(5)和(6)中,当同时控制市场进入率和企业生产率后,无论从行业内标准制订活动的整体影响来看,还是区分强制标准和推荐标准,标准制订的系数估计值均显著为负。这一结果暗示着,在排除市场进入和生产率上的间接影响后,标准制订的主要影响可能表现为给竞争对手带来“遵从成本”,进而削弱了这些厂商的竞争地位。

最后,生产率上的正外部效应是标准制订提高未制订标准企业的市场势力的主要原因。对比表6和表2的结果,在不控制市场进入和生产率时(表2),标准制订对市场势力存在显著正效应;如果只控制市场进入(表6列(1)和(2)),这种正效应仍然显著存在;只要控制了生产率(表6列(3)-(6)),标准制订对市场势力的影响就变为负显著。结合上一条结论,这

说明,标准制订之所以提高了未制订标准企业的市场势力,是因为对这些企业的生产率带来了显著的正外溢效应。

表 6 控制市场进入和生产率后标准制订对市场势力影响的面板固定效应估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
行业内标准制订	0.001 *** (0.000)		-0.002 *** (0.000)		-0.002 *** (0.000)	
行业内强制标准制订		0.001 (0.001)		-0.001 *** (0.000)		-0.001 *** (0.000)
行业内推荐标准制订		0.001 ** (0.000)		-0.002 *** (0.000)		-0.002 *** (0.000)
市场进入率	-0.050 * (0.028)	-0.051 * (0.028)			-0.039 *** (0.012)	-0.038 *** (0.013)
生产率			0.656 *** (0.002)	0.656 *** (0.002)	0.656 *** (0.002)	0.656 *** (0.002)
国有企业	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.004)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
私营企业	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 * (0.000)	-0.001 * (0.000)	-0.001 * (0.000)	-0.001 * (0.000)
外资或港澳台资企业	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)
规模	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	-0.006 *** (0.000)	-0.006 *** (0.000)	-0.006 *** (0.000)	-0.006 *** (0.000)
年龄	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)
出口状态	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)
HHI 指数	0.021 (0.044)	0.021 (0.044)	0.050 *** (0.018)	0.050 *** (0.018)	0.050 *** (0.018)	0.050 *** (0.018)
N	501 063	501 063	500 392	500 392	500 392	500 392

注:同表 2。

为进一步验证结论的稳健性,本文还将标准制订活动按其实施主体进行了区分。相应的估计结果报告在表 7 中。这些结果进一步强化了前文由表 6 所得到的结论。从表 7 的结果可以看出,控制市场进入和生产率之后,企业自身及竞争对手的标准制订活动均没有显著影响标准制订企业的市场势力;区分标准属性后,虽然竞争对手的标准制订活动在固定效应估计下显著影响了标准制订企业的价格加成率,但从工具变量法的结果看来,这很有可能是内生性问题所导致的有偏估计结果。^①此外,从全样本下的估计结果来看,控制市场进入和生产率之后,企业自身的标准制订活动并没有显著影响市场势力,而竞争对手的标准化活动则对企业市场势力施加了显著的负面影响。这些结论与表 6 的结果相一致。

①在表 7 的 IV 估计中,生产率亦被视为内生变量。这是因为在生产函数的估计中,产出使用的是销售额而非产量。因此,生产率度量的是企业使用各种要素创造收入的能力,从而可能与市场势力存在双向因果关系。工具变量为企业所在地区的科技人员数量(来自于《中国科技统计年鉴》)、企业主要竞争对手的各类标准制订活动以及企业所在地区标准化技术委员会数量的自然对数。在所有 IV 估计中,Hansen 检验均无法拒绝工具变量外生的假设。此外,本文还进一步以 Fuller LIML 方法对表 7 的列(6)和(8)进行了重新估计,解释变量系数估计值的符号和显著性均未发生变化。出于篇幅考虑,这里未呈现相应的估计结果。

表 7 区分标准制订主体并控制市场进入和生产率的估计结果

变量	FE				IV, FE			
	(1) 全样本	(2) 标准制 订企业	(3) 全样本	(4) 标准制 订企业	(5) 全样本	(6) 标准制 订企业	(7) 全样本	(8) 标准制 订企业
企业制订标准次数	-0.003 (0.002)	-0.004 (0.006)			0.051 (0.207)	0.059 (0.260)		
对手制订标准次数	-0.002*** (0.000)	-0.007 (0.005)			-0.001** (0.001)	-0.022 (0.050)		
企业制订强制标准次数			0.010 (0.007)	-0.009 (0.014)			0.151 (0.131)	-0.087 (0.063)
对手制订强制标准次数			-0.001*** (0.000)	0.014** (0.006)			-0.001*** (0.000)	0.031 (0.034)
企业制订推荐标准次数			-0.005* (0.003)	-0.004 (0.007)			-0.128 (0.084)	0.026 (0.168)
对手制订推荐标准次数			-0.002*** (0.000)	-0.011** (0.004)			-0.001** (0.000)	-0.027 (0.037)
市场进入率	-0.039*** (0.012)	-0.663** (0.260)	-0.038*** (0.013)	-0.538*** (0.221)	0.670*** (0.005)	0.917*** (0.210)	0.670*** (0.005)	0.972*** (0.213)
生产率	0.656*** (0.002)	0.759*** (0.046)	0.656*** (0.002)	0.758*** (0.044)	-0.025 (0.015)	-0.685* (0.399)	-0.027* (0.015)	-0.553 (0.463)
国有企业	0.001 (0.002)	0.015 (0.017)	0.001 (0.002)	0.006 (0.019)	0.001 (0.003)	-0.003 (0.084)	-0.001 (0.002)	0.017 (0.050)
私营企业	-0.001* (0.000)	0.033** (0.014)	-0.001* (0.000)	0.023 (0.014)	-0.001 (0.001)	0.051 (0.043)	-0.001 (0.001)	0.025 (0.035)
外资或港澳台资企业	-0.002 (0.001)	0.006 (0.017)	-0.002 (0.001)	0.006 (0.017)	-0.002 (0.002)	-0.005 (0.068)	-0.002 (0.002)	-0.033 (0.106)
规模	-0.006*** (0.000)	0.006 (0.024)	-0.006*** (0.000)	-0.003 (0.021)	-0.004*** (0.001)	0.004 (0.096)	-0.004*** (0.001)	-0.005 (0.071)
年龄	-0.001*** (0.000)	-0.001 (0.002)	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.002)	-0.001*** (0.000)	-0.001 (0.003)	-0.001*** (0.000)	-0.001 (0.003)
出口状态	-0.003*** (0.001)	0.020 (0.015)	-0.003*** (0.001)	0.019 (0.014)	-0.002*** (0.001)	0.021 (0.024)	-0.002*** (0.001)	0.019 (0.025)
HHI 指数	0.050*** (0.018)	0.462 (0.347)	0.050*** (0.018)	0.438 (0.339)	0.043* (0.024)	0.580 (0.675)	0.043* (0.024)	0.969* (0.524)
弱工具变量检验					19.383	0.102	81.992	0.138
Hansen 检验					0.144	0.073	0.134	0.571
N	500 392	1 314	500 392	1 314	307 399	235	307 399	235

注:同表 3。

以上分析说明,标准制订对企业市场势力的影响是三方面效应的综合作用结果。首先,“遵从成本”效应抑制了标准制订企业的竞争对手的市场势力;其次,标准制订抑制了市场进入,进而间接影响了市场势力;最后,标准化对生产率存在显著的正向外溢效应,而这提高了未制订标准企业的市场势力。从未制订标准的企业的角度来看,“遵从成本”效应虽然对其市场地位产生了不利影响,但生产率上所得到的正向外溢效应不仅抵消了这种负效应,而且还进一步提高了这些企业的市场势力。这可能是标准化未能显著改善标准制订企业市场势力的主要原因。

五、结语

本文以中国制造业企业为对象,研究了标准制订对市场势力的影响。研究发现,标准化对标准制订企业本身的市场势力没有显著影响,但是显著提高了未参与标准制订企业的价格加成率。进一步的研究表明,标准制订对市场势力的影响是多重因素综合作用的结果,而

标准化对生产率的正外溢效应是主要因素。

上述结论对于标准化的福利分析是非常重要的。市场势力的强化通常意味着社会福利的下降,但最终的结论有待于对成因的进一步分析。如果标准制订的主要目的是削弱对手的竞争能力或阻碍市场进入,那么由此所造成的市场势力的强化通常意味着社会福利的净损失。但是,如果市场势力主要来自于标准化对生产率的正效应,那么对这类标准制订活动就不应单纯地予以否定。本文的研究表明,标准制订对市场势力的影响是多种效应的综合作用结果。至少就中国的制造业来说,虽然标准制订的确产生了显著的“遵从成本”效应并抑制了市场进入,但其对市场势力的影响更主要地来自于效率的改进。因此,市场势力的提高并不足以使我们在福利分析中得到否定性的结论。

本文的一个可以拓展讨论的方向是我国标准化管理体系的运行绩效。由于标准制订者同时是市场竞争规则的制定者,企业在参与标准制订时可能策略性地将标准化作为打击竞争对手,强化自身市场地位的手段。目前,我国已经逐步形成了以标准化技术委员会为基础,消费者、政府和企业等各类主体基于协商一致原则实现标准制订的管理模式。理论上,这种协商一致机制将有助于限制企业在标准化过程中的不利影响,强化标准化的正向外溢效应。这与本文所发现的标准化的技术外溢效应强于“遵从成本”效应的经验结果相一致。但是,协商一致机制是否是形成这一现象的主要原因,有待于进一步的定量研究。

附录:

附表 1 行业标准制订对市场势力影响的安慰剂检验

	(1)	(2)	(3)
行业内标准制订	0.000 (0.000)	0.001 (0.003)	0.000 (0.000)
N	500 760	1 303	499 273

注:括号中为标准误。行业内标准制订根据行业的随机抽样在各行业间重新匹配。所有回归所使用的控制变量均与表 3 一致,但出于篇幅考虑未报告估计结果。

附表 2 标准化对未制订标准企业的生产率的影响

变量	(1)		(2)	
	系数估计值	标准误	系数估计值	标准误
对手制订标准次数	0.005 ***	(0.001)		
对手制订强制标准次数			0.003 ***	(0.001)
对手制订推荐标准次数			0.004 ***	(0.001)
N	499 078		499 078	

注:*** 代表 1% 显著性水平。所有回归所使用的控制变量均与表 5 一致,但出于篇幅考虑未报告估计结果。

参考文献:

1. 林洲钰、林汉川、邓兴华,2014:《什么决定国家标准制定的话语权:技术创新还是政治关系》,《世界经济》第 12 期。
2. 刘放仁、黄建忠,2015:《异质出口倾向、学习效应与“低加成率陷阱”》,《经济研究》第 12 期。
3. 盛丹、王永进,2012:《中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角》,《管理世界》第 5 期。
4. 于欣丽,2008:《标准化与经济增长——理论、实证与案例》,中国标准出版社。
5. Baron, J., and J. Schmidt. 2014. “Technological Standardization, Endogenous Productivity and Transitory Dynamics.” Banque de France Working Paper No.503.
6. Blind, K., and A. Jungmittag. 2008. “The Impact of Patents and Standards on Macroeconomic Growth: A Panel Approach Covering Four Countries and 12 Sectors.” *Journal of Productivity Analysis* 29(1): 51–60.
7. Corbett, C. J., and S. Muthulingam. 2007. “Adoption of Voluntary Environmental Standards: The Role of Signaling and Intrinsic Benefits in the Diffusion of the LEED Green Building Standards.” Available at SSRN: <http://dx>.

- doi.org/10.2139/ssrn.1009294.
8. De Loecker, J. 2011. "Recovering Markups from Production Data." *International Journal of Industrial Organization* 29(3): 350–355.
 9. De Loecker, J., and F. Warzynski. 2012. "Markups and Firm-level Export Status." *The American Economic Review* 102(6): 2437–2471.
 10. Dollar, D., and S. Wei. 2007. "Das (wasted) Kapital: Firm Ownership and Investment Efficiency in China." NBER Working Paper 13103.
 11. Fuller, W. 1997. "Some Properties of a Modification of the Limited Information Estimator." *Econometrica* 45(4): 939–953.
 12. Hudson, J., and P. Jones. 2003. "International Trade in 'Quality Goods': Signalling Problems for Developing Countries." *Journal of International Development* 15(8): 999–1013.
 13. Levinsohn, J., and A. Petrin. 2003. "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables." *Review of Economic Studies* 70(2): 317–342.
 14. Liu, X., and H. Li. 2016. "Ownership Domination in Standardization: Evidence from Chinese Industrial Firms." *Telecommunications Policy* 40(2–3): 225–241.
 15. Maskus, K.E., T. Otsuki, and J.S. Wilson. 2005. "The Cost of Compliance with Product Standards for Firms in Developing Countries: An Econometric Study." World Bank Policy Research Working Paper, No. 3590.
 16. Ponikvar, N., and M. Rant. 2007. "Firm Specific Determinants of Markup—the Case of Slovenian Manufacturing Firms." *Journal of Business Economics and Management* 8(3): 203–212.
 17. Raballand, G., and E. Aldaz-Carroll. 2007. "How Do Differing Standards Increase Trade Costs? The Case of Pallets." *The World Economy* 30(4): 685–702.
 18. Swann, P. 2010. "The Economics of Standardization: An Update." Report for the UK Department of Business, Innovation and Skills (BIS). https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/461419/The_Economics_of_Standardization_-_an_update_.pdf.
 19. Tassey, G. 2000. "Standardization in Technology-based Markets." *Research Policy* 29(4): 587–602.
 20. Terlaak, A., and A.A. King. 2006. "The Effect of Certification with the ISO 9000 Quality Management Standard: A Signaling Approach." *Journal of Economic Behavior & Organization* 60(4): 579–602.
 21. WTO. 2005. World Trade Report 2005: Exploring the Links between Trade, Standards and the WTO. World Trade Organization, Geneva. https://www.wto.org/english/res_e/booksp_e/anrep_e/world_trade_report05_e.pdf.

Does Standardization Strengthen Market Power: Evidence from Chinese Manufacturing Firms

Liu Xiaolu

(School of Economics, Renmin University of China)

Abstract: This paper empirically analyzes how standardization affects market power of Chinese Manufacturing enterprises. The analysis shows that standardization has no influences on the market power of firms, but significantly increases the markup of firms without standardization activities. Further analyses demonstrate that standardization deters entry and has significant and positive spillover effects on productivity of non-standardization firms, while entry and productivity are negatively and positively correlated with markup respectively; controlling entry in regression does not change the results, whereas controlling productivity lead to significantly negative sign of standardization. These results show that the influence of standardization on market power is the combination of multiple effects, and the positive effects of standardization on the markup of firms without standardization activities mainly come from the spillover effects on productivity.

Keywords: Standardization, Market Power, Entry, Productivity, Spillover

JEL Classification: L16, L60

(责任编辑:惠利、陈永清)