

# 用地成本对企业出口行为的影响及其作用机制

黄玖立, 冯志艳

**[摘要]** 在经济新常态背景下,中国经济增速正在下滑,土地价格却依然上涨迅速,并成为制约中国制造业出口的重要因素。本文使用世界银行对中国 120 座城市 12400 家制造业企业所做的营商环境抽样调查数据,考察了用地成本对企业出口行为的影响及其作用机制。研究表明,用地成本的确削弱了中国制造业在国际市场上的出口竞争力:较高的土地支出不仅降低了企业出口的可能性,还抑制了企业的出口规模。进一步估计显示,不同类型的企业存在差异:相比高效率的企业,用地成本对低效率企业的出口行为影响更大;相比其他类型企业,用地成本对国有企业出口行为影响较小。影响机制检验表明,企业生产率和融资约束是用地成本影响企业出口的可能渠道。本文采用 Tobit 模型并结合 Heckman 两阶段模型纠正了样本的选择性偏差,以及使用工具变量估计和面板固定效应估计克服了模型中潜在的内生性问题。本文的研究具有重要的政策含义,增加土地的市场供应量、抑制土地投机性需求以及倡导企业用地成本支付方式的多元化,有利于降低企业的用地成本,提升中国制造业出口竞争力。

**[关键词]** 用地成本; 制造业; 出口; 选择性偏差

**[中图分类号]**F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)09-0100-19

## 一、问题提出

改革开放以来,“中国制造”席卷全球,经济的快速增长创造了“中国奇迹”。经济的高速增长是在充分发挥劳动力、土地等资源低成本比较优势的基础上实现的。然而,目前土地、劳动力和环境等资源约束进一步加剧,特别是地价、房价的迅速上升,劳动力成本的不断上涨,清洁生产的压力逐步增大,企业生产成本快速上涨,致使传统低成本优势不断丧失,这引起了社会各界对中国制造业竞争力丧失的担忧。尤其是在“高成本、高地价、高房价”的压力下,企业的出口订单不断减少,净利润大幅下降,制造业的发展更是步履维艰。2015年5月,国务院印发了《中国制造2025》,意味着中国政府开始推动中国由“制造大国”向“制造强国”转变。但是,土地作为劳动力成本和房价上涨的基础原因,其价格高低直接影响中国制造业在国际市场上的竞争力,关系着中国制造业的转型发展。本

**[收稿日期]** 2017-05-12

**[基金项目]** 国家社会科学基金一般项目“促进沿海内地沿边对外贸易优势互补研究”(批准号 13BJL050);教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“中国自由贸易区制度创新与保障体系研究”(批准号 14JZD020)。

**[作者简介]** 黄玖立(1973—),男,河南光山人,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教授,博士生导师,经济学博士;冯志艳(1989—),女,山东潍坊人,南开大学经济学院博士研究生。通讯作者:冯志艳,电子邮箱:Fengzhiyan0128@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

文试图从土地要素价格的角度考察用地成本对企业出口行为的影响。

诚然,经济的增长促进了要素价格的提高。然而,随着中国经济逐步迈向“新常态”阶段,经济增速下滑,而工业用地价格的涨幅巨大,其价格指数在2000—2016年番了两倍还多,尤其是2014年土地价格出现大幅上涨,较上一年增长17%,其增长速度远远超过GDP的增长速度。<sup>①</sup>土地价格的快速上涨,与中国现阶段的土地制度和土地政策有关:①土地供求关系。土地出让制度的改革虽然使土地市场日渐趋于市场化,但在中国严格的耕地保护制度和土地公有制的制度背景下,城市土地供给依然受到中央政府和省级政府的严格管制(陆铭等,2015)。土地供给并没有随着城市化和工业化进程而大幅增加(张莉等,2011),市场需求严重超过土地供给,造成土地供求失衡,是土地价格上涨的根本原因。②土地财政是理解土地价格上涨的重要视角。地方政府是土地市场的实际所有者、供给者,在财政压力和经济增长的驱使下,通过出让土地或抵押土地进行融资,获得财政收入(张莉等,2011;Han and Kung,2015),这类土地大多属于被征用的农民用地。随着拆迁成本的日益提高,政府获得土地的基础成本不断上涨,进而推高了土地价格。

除了地价上涨,土地使用证书更是加重了企业的融资约束。根据相关规定,企业只有缴清合同约定的全部出让金方可获得国有建设用地证书并使用土地,且用地证书不得按出让金缴纳比例分割发放。<sup>②</sup>为了获得土地使用证书,巨额的土地出让金迫使企业不得不向外部融资机构借款,使得企业面临的融资约束更紧,这对面临地价上涨的制造业而言无疑是雪上加霜。尽管2016年国务院颁发的《降低实体经济企业成本工作方案》中提出要“积极推进工业用地长期租赁、先租后让、租让结合供应,工业用地的使用者可在规定期限内按合同约定分期缴纳土地出让价款”,用以完善土地供应制度,减轻巨额土地出让金对实体经济的冲击和危害,但是在土地供求未发生根本变化的背景下,仅仅靠支付方式多元化的调整,根本无法控制土地价格上涨的趋势。

近年来,中国经济的增长是依靠低利率、低土地价格、低能源价格、低原材料价格政策的必然结果。特别地,土地密集型是企业发展和经济增长的一种重要选择方式(林毅夫和苏剑,2007)。然而,在用地价格不断上涨的背景下,“中国制造”的低成本优势会不断丧失,依靠廉价土地要素投入的发展模式将不可持续。那么,土地要素价格的上涨是否会影响企业的出口行为?如果是,其影响的潜在机制又是什么?

本文使用2005年世界银行中国企业调查数据库,研究企业用地成本对中国制造业企业出口行为的影响及其作用机制。本文在如下四个方面丰富和深化了已有研究:①首次运用大型微观调查数据,从土地要素价格的视角考察了用地成本与企业出口的因果关系,为工业用地价格影响制造业出口行为提供了直接证据,有助于探索通过降低制造业生产成本,振兴实体经济的可行性建议;②为了克服内生性问题,根据Saiz(2010)文献的研究思路,使用ArcGIS地理信息系统软件,测算出每个城市的河流密度,将其作为企业用地成本的工具变量,采用IV-Tobit和IV-Heckman估计方法,保证回归结果的稳健性;③从生产率与融资约束的视角对用地成本影响企业出口的机制做了进一步的探索性分析,为解释中国企业出口困境提供了另一种视角的解读;④从企业异质性的角度分析用地成本对不同类型企业出口行为影响的差异性,可为完善市场制度提供有益的帮助。

① 土地价格指数数据引自“中国地价网”(http://www.landvalue.com.cn/)的“中国城市地价动态监测”数据(http://www.landvalue.com.cn/L\_LandPriceMonitor.aspx?Menu\_ID=16&PID=1&ColumnID=0)。

② 《招标拍卖挂牌出让国有土地使用权规定》(国土资发[2006]39号)第二十三条规定(http://www.mlr.gov.cn/zwgk/zfgw/zfwj/200712/t20071212\_96998.htm)。

## 二、理论分析与研究假设

土地不仅是经济活动不可或缺的物质载体,还是生产活动中主要的投入要素。当前研究土地与产业发展的文献主要集中于工业用地与制造业布局、产业结构转型等方面(Tabuchi,1998;Murata and Thisse,2005;Pflüger and Tabuchi,2010;高波等,2012)。这些研究都表明,土地价格的上涨挤压了制造业利润空间并促使工业向周边低成本地区转移,但并没有进一步考察工业用地成本对中国制造业出口竞争能力的影响。岑树田(2013)将土地价格纳入拉姆齐模型,发现土地价格的增长率若超过稳态经济增长率,则土地市场存在资产泡沫。但其并未进一步探讨过高的地价增长率是否会对经济增长、制造业发展产生影响。刘斌和王乃嘉(2016)基于2000—2006年中国海关数据库的研究发现,房价上涨增加了企业的出口数量,但降低了企业的出口金额,这说明中国主要依靠产品价格优势扩大出口规模。但其并未进一步考虑地价不断上涨的背景下,制造业企业是否依然能保持产品的价格优势,提高企业的国际竞争力。阅读企及,尚无文献关注用地成本对中国企业出口行为的影响。本文将系统分析用地成本影响企业出口行为的传递效应和影响机制,并进一步揭示用地成本对异质性企业出口的影响。

### 1. 用地成本与企业出口

在中国,土地所有权归属国家或者集体,企业虽然支付了土地出让金,但只有使用权而没有所有权。根据《企业会计准则第6号——无形资产》第三、四条规定,企业的土地使用权计入无形资产。《企业所得税》第六十七条规定,无形资产按照直线法计算的摊销费用,准予扣除。<sup>①</sup>具体摊销准则如下:作为投资或者受让的无形资产,有关法律规定或者合同约定了使用年限的,可以按照规定或者约定的使用年限分期摊销。按照该规定,土地使用权作为一种期限型无形资产,在有效期内采用直线法分期摊销,准予扣除。根据《企业会计准则第6号——无形资产》第十七条规定,土地使用权摊销额,计入管理费用、制造业费用和其他业务成本等科目。Peng and Yu(2014)比较了固定成本和可变成本在企业出口中的不同作用,发现固定成本比可变成本的异质性程度更高,且显著抑制了企业参与出口的可能性,指出企业固定成本主要包括销售费用、管理费用和融资成本。当土地使用权摊销额计入管理费用时,较高的土地支出会显著提高企业的固定成本,从而抑制企业出口行为。不堪成本压力的企业,选择退出国际市场,即出口活动受到抑制(Melitz,2003)。当土地使用权摊销额计入制造业费用或其他业务成本时,较高的土地支出会加重企业生产成本压力,从而降低企业在国际市场上的竞争力,挤压企业的出口能力。中国经济增长前沿课题组(2011)明确指出,中国制造业会因土地价格过快上涨而丧失竞争力。

高企的土地价格增加了企业购置土地的成本,加大了企业进入市场的难度,对新进入企业存在“挤出”效应(Tabuchi,1998;Murata and Thisse,2005)。这降低了土地资源的配置效率,造成土地资源错配,阻碍生产技术进步,抑制生产率水平提升(Restuccia and Rogerson,2017)。同时,高地价导致房地产市场的过热发展,受成本收益的利益驱动,大量资金涌向房地产市场,从而削弱了民间投资对“实体经济”的热情,引发实体经济“空心化”,导致制造业部门研发投入和创新升级动力不足(张杰等,2011;吴海民,2012;王文春和荣昭,2014),阻碍企业技术进步,进而抑制企业生产率的提高。此外,在企业的生产过程中,高企的用地成本和巨额的土地出让金不可避免地促使企业从外部金融机构进行借款。显然,企业的资金需求越高,其面临的融资约束越紧。然而,中国金融市场发展

<sup>①</sup> 直线法又称平均年限法,是将无形资产的应摊销金额均衡地分配于每一会计期间的一种方法。其计算方法为:无形资产年摊销额=无形资产取得总额/使用年限。

并不完善,信贷资源主要集中于四大国有商业银行,贷款的发放也不是以项目的潜在获利为基准,而是存在典型的制度特征(Huang,2005)。这种金融体制严重制约了中小企业融资行为,导致企业所借贷款将小于预期值(张杰,2015;樊海潮等,2015),许多企业也因此痛失发展的机会(黄玖立和冼国明,2010)。在这样的融资环境下,用地成本引致的高融资需求使企业面临的融资约束进一步束紧,更加恶化了企业的外部融资环境。因此,本文提出:

假设 1:在其他条件一定的情况下,较高的用地成本会削弱企业出口竞争力,抑制企业出口行为。

假设 2:高涨的用地成本可能通过企业生产率和融资约束两个渠道影响企业出口能力。

## 2. 用地成本、异质性与企业出口

(1)生产率视角。企业在出口时需额外支付出口固定成本,而只有能克服这类成本的高效率企业才能顺利进入国外市场(Melitz,2003)<sup>①</sup>,因此,高生产率企业会“自我选择”进入国外市场。Aw et al.(2000)、Cole et al.(2008)对制造业企业的研究都从经验上佐证了“自我选择”效应的存在。张杰等(2009)利用中国制造业企业微观数据,证实生产率是促进本土企业出口的重要因素。然而,区别于企业的出口固定成本,当下高涨的工业用地价格对企业进入国际市场又设置了一定的障碍,企业要有能力在出口前克服由地价引致的高成本。在企业出口时支付出口固定成本的前提下,高地价引致的高生产成本、管理费用以及融资约束束紧,会进一步提高出口企业的生产率阈值,使之高于之前出口生产率阈值水平。这不仅会抑制低效率企业的出口行为,而且还会导致之前一部分高效率企业的出口行为受到抑制。

(2)所有制视角。为促进当地经济发展和经济增长,各地方政府积极推行招商引资政策。国有企业往往对地方经济增长和发展有着较高的贡献,尤其是经济萧条或者衰退期,国有企业更是承担了稳定社会经济的职能。同时,国有企业与地方政府有着较为密切的联系,使得地方政府愿意以低价将土地出让给国有企业。外资企业与民营企业作为非国有企业投资的主体,也是地方政府引资的对象,同样会享受地方政府的土地优惠政策。可是对于外商投资企业而言,其投资决策追求劳动力、土地等低成本优势以实现企业整体利益最大化,投资过程更加科学和稳健,受地方政府控制的可能性较低(黄健柏等,2015);对于民营企业而言,一旦经济进入萧条或是衰退状态,民营企业会因为信贷约束而倒闭或是减少产量,难以维持地方经济的长期发展。因此,从经济长远发展的角度看,地方政府更加倾向给予国有企业更低的土地出让价格。赵文哲和杨继东(2015)的研究发现,地方政府更倾向于以较低的价格将土地出让给国有企业,尤其是 2008 年次贷危机后,更是以协议出让方式为主。干春晖等(2015)也指出,与非国有企业相比,国有企业在获取土地资源方面享有更多的便利。据此本文提出:

假设 3:在其他条件一定的情况下,高涨的用地成本对高效率企业和国有企业出口行为的影响程度较小。

## 三、数据说明和估计策略

### 1. 数据说明

本文数据取自世界银行 2005 年对中国 120 座城市所做的经营环境抽样调查。被调查的企业共计 12400 家,均为制造业企业,覆盖《国民经济行业分类》中的全部 30 个制造业大类行业,分布在除

<sup>①</sup> Roberts and Tybout(1997)指出,企业的出口固定成本主要包括企业对出口市场的探索成本、对国外消费者需求的挖掘成本以及建立销售渠道的成本。

西藏和港澳台之外的 30 个省份。每家企业都有针对总经理和会计(或经理人)设计的两份问卷,调查内容有多个模块,涉及企业的基本信息、投融资环境、创新、出口以及财务指标和雇员结构等信息。该数据时间段内,恰逢中国土地价格上涨的初期,具有较强的代表性。

本文的因变量企业出口额,并没有直接出现在调查问卷中。不过庆幸的是,问卷中有关于企业出口额在销售中的比例、企业主营业务收入的调查。据此,本文略去其他营业收入和存货变动的信息,将企业的销售收入定义为主营业务收入(单位:千元),通过计算出口额在销售中的比重与销售收入的乘积,得到企业出口额。其中,企业出口额占比来自第一份问卷中关于企业信息调查中的一个子问题:“2004 年贵公司出口额在销售中的占比”(A2);企业销售收入包括 2002—2004 年三年的数据,数据来源于第二份问卷中关于财务报表中的信息(B1)。后文的稳健性分析中,本文用出口密集度(企业出口额在销售中的比重)作为衡量企业出口行为的代理指标。

本文的核心解释变量为企业用地成本,然而几乎没有任何数据库包括企业用地规模和占地面积的信息。即便是上市公司,也仅仅汇报房屋及建筑物资产,而不把土地作为一项单独的资产列入财务报表(李力行等,2016)。结合该问卷中的相关调查,本文采用企业土地使用税衡量企业用地成本。原因如下:土地使用税是以实际占用的土地面积为计税依据,依照规定由土地所在地税务机关征收的一种税赋。从计税依据可知,土地使用税与企业用地规模高度相关,土地使用税越高,企业用地规模越大,用地成本就越高。李力行等(2016)采用企业土地使用税与其固定资产规模的相关程度衡量企业土地依赖程度。为了保证企业间用地成本的可比性,本文采用 2004 年企业主营业务收入对其进行单位化,得到单位收入的用地成本。问卷中土地使用税包括 2002—2004 年三年的数据,对应第二份问卷中关于税收信息中的问题(B5),企业会计被问及“近三年,贵公司各项税收及总税收各为多少”。后文的稳健性分析中,本文取 2004 年企业雇员总数对其进行单位化,得到人均用地成本(单位:千元/人)。

## 2. 估计模型和策略

(1)Tobit 模型。本文选用 Tobit 模型估计用地成本对企业出口规模的影响。除了本文关注的企业用地成本,企业生产率水平、经济规模、物质资本和人力资本密集度、研发投入以及地域和产业特征等因素都会影响企业的出口行为。因此,设定计量模型如下:

$$\ln export 1_i = \alpha_c + \alpha_i + \beta_1 \ln land\_cost_i + \gamma CV_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, $i$ 代表企业, $c$ 代表城市, $l$ 代表行业。被解释变量为企业 $i$ 的出口额加 1 后取自然对数,即  $\ln export 1_i = \ln(export_i + 1)$ 。 $\ln land\_cost_i$ 为企业 $i$ 的用地成本,取对数形式。 $\alpha_c$ 为企业所在地区的固定效应,控制地区层面不随时间变化的区位特征向量,如地理区位、经济发展水平等的影响。 $\alpha_i$ 为企业所属行业固定效应,控制行业层面不随时间变化的产业特征向量,如产业的土地依赖程度、关税等的影响。 $CV_i$ 是企业层面的控制变量向量,控制影响企业出口行为可能性的个体特征,下文将予以详细介绍。

本文的数据样本中存在大量非出口企业,约占总样本的 62%(7727/12400)。这种情况下,直接使用普通最小二乘法(OLS)对整个样本进行线性回归,得到的估计结果有偏。这是因为被解释变量断尾后,其概率密度也会随之发生变化。当被解释变量为截取数据时,虽然有全部的观测数据,但对于某些观测数据被压缩在一个点上,此时被解释变量的概率分布就变成由一个离散点与一个连续分布所组成的“联合分布”。这种情况下,无论使用整个样本,还是剔除离散点的子样本,OLS 估计都不能得到一致估计,而 Tobit 模型却可以克服这一问题。

(2)Heckman 两阶段模型。Tobit 模型只能检验用地成本对企业出口规模的影响,为了进一步考

察对企业出口倾向的影响,本文根据 Melitz(2003)提出的异质性企业贸易理论,将用地成本对企业出口行为的估计过程分解为两步。第一步,构建选择模型,考察用地成本对企业出口决策的影响,预测企业进入国外市场的概率,利用 Probit 模型进行估计,同时构造逆米尔斯比率  $mills_i$ ;第二步,将逆米尔斯比率  $mills_i$  作为解释变量添加到影响模型中,使用 OLS 进行估计。根据上述分析,本文建立估计模型如下:

$$\Pr(y_i=1 | export_i > 0) = \Phi(\lambda_l, \lnland\_cost_i, CV_i, \lnenter\_time_j) \quad (2)$$

$$\ln(export_i | y_i=1) = \mu_c + \mu_l + \theta_l \lnland\_cost_i + \chi CV_i + mills_i + \xi_i \quad (3)$$

其中,  $i$  代表企业,  $j$  代表省份,  $c$  代表城市,  $l$  代表行业。模型(2)为 Heckman 第一阶段的样本选择模型,估计企业出口的概率,其中,  $\Pr(y_i=1 | export_i > 0)$  表示企业出口的概率。被解释变量  $y_i$  表示企业是否出口的虚拟变量,若企业  $i$  的出口额大于 0 则取 1,未出口则取 0。 $\lnland\_cost_i$  为企业  $i$  用地成本的对数值。 $\mu_c$  为城市固定效应,  $\lambda_l$ 、 $\mu_l$  为行业固定效应,  $CV_i$  是企业层面的控制变量向量,  $\xi_i$  为误差项。方程(3)为 Heckman 第二阶段的影响模型,用来考察用地成本对企业出口规模的影响,被解释变量为企业  $i$  出口额的对数值,即  $\ln export_i = \ln(export_i)$ 。

Heckman 两阶段模型可以更为细致地分析用地成本对出口的作用是通过影响出口企业的出口规模,还是通过企业参与出口来实现。此外,模型(3)中加入了逆米尔斯比率  $mills_i$  作为新的解释变量,能够克服企业是否进行出口的样本选择性偏差问题(Heckman, 1979)。

从模型有效识别的角度,Heckman 两阶段模型要求样本选择模型(2)中至少包括一个排他性变量,即至少有一个解释变量不出现在影响模型(3)中。按照这一要求,借鉴 Wang et al.(2014),本文选取企业所在省份成立公司所需要的时间  $\ln enter\_time_j$  作为影响企业出口决策的识别变量,取自然对数进入模型,数据来源于 2008 年《中国营商环境报告》。

模型(1)中的控制变量向量  $CV_i$  同时出现在模型(2)和(3)中,是同时影响企业出口可能性和出口规模的个体特征变量,具体包括如下变量:

生产率水平( $\ln tfp$ )。企业的生产率无法直接观测,文献中通常使用传统 OLS 方法,通过估计生产函数以测算企业生产率,但该方法可能存在有偏估计。为了得到生产率的无偏估计量,本文采用 Levinsohn and Petrin(2003)的广义矩估计(GMM),其关键是使用中间投入品作为生产率冲击的代理变量。<sup>①</sup>

经济规模( $\ln scale$ )。定义为企业员工总人数,取自然对数。新贸易理论最早从规模经济的角度对产业内贸易进行了合理的解释(Krugman, 1980),认为由于规模经济的存在,规模越大的企业,竞争优势越明显,越倾向于出口。

工资水平( $\ln wage$ )。定义为企业员工的平均工资水平,取自然对数。异质性企业贸易理论认为,相比非出口企业,出口企业支付更高的工资。工资水平越高的企业,劳动生产率水平也高,出口能力也就越强。

物质资本密集度( $\ln kl$ )。定义为企业固定资产净值与雇员人数的比例,取自然对数。物质资本密集度越高的企业往往能采用比较先进的生产技术和设备,从而提高劳动生产率,对企业出口具有正向作用。

① 生产率的估计基于两组矩条件:一是本期的资本存量(状态变量)由前期的投资决定,与本期生产率冲击不相关;二是前期的中间投入与本期的误差项不相关。

人力资本密集度(*skill*)。定义为企业员工中大专及以上学历雇员所占的比例。大专及以上学历员工越多,企业员工的技术水平也越高,其产品的质量或异质性较高,不容易被其他产品替代,从而提升产品竞争力。

研发支出(*lnrd*)。定义为企业投入的人均研发资本,取自然对数。企业的研发支出越多,会提高新产品的开发能力或原有产品的科技含量越高,这会强化产品的比较优势和竞争力,进而提高企业的国际竞争力,促使企业顺利进入国际市场。

电力成本(*lnelec*)。定义为企业电力问题造成的损失占总产量或收入的百分比,取自然对数。良好的基础设施能够有效地降低企业的固定成本和可变成本,从而有助于企业顺利进入国外市场(盛丹等,2011)。

### 3. 内生性和工具变量

虽然 Tobit 模型和 Heckman 两阶段模型中,通过城市固定效应控制了诸如市场竞争、土地政策等地区特定因素,通过行业固定效应控制了土地依赖程度、关税等行业特定因素,并进一步从生产率、物质资本、人力资本和基础设施等方面控制了影响出口行为的企业特征,但调查问卷覆盖的问题毕竟有限,许多问题依然无法控制,从而估计模型仍然存在内生性问题:①估计模型可能存在逆向因果关系。作为被解释变量的企业出口能反过来影响作为解释变量的用地成本。由于规模经济的存在,规模越大的企业越倾向于出口,从而出口企业的占地规模较大,用地成本也就越高。随着非出口企业突破出口固定成本晋升为出口企业或是出口企业规模的扩大,原有的生产规模会随之扩大,进而增加土地需求。在土地价格高涨的背景下,新增的用地需求必然会增加企业的土地支出。②由于数据库提供的问卷项目有限,本文可能遗漏了同时影响企业出口行为和用地成本的其他变量。

为了有效识别用地成本对企业出口的影响,本文采取两个不同的解决办法。一是工具变量估计,即需要为用地成本寻找工具变量。根据工具变量需要满足的条件,本文希望能够找到其他刻画用地成本同时与企业出口行为无关的变量作为工具变量:①本文按照文献的通常做法,取企业所在城市—行业用地成本的中位数(*land\_cost\_median*)作为工具变量(Fisman and Svensson,2007;Cai et al.,2011;黄玖立和李坤望,2013),该变量为城市—行业层面变量,具有两个变化维度。一般而言,该中位数与企业的用地成本密切相关(比如通过市场规模、地区土地政策),而与企业出口行为并不直接相关。②根据 Saiz(2010)的结论,水文特征会影响地区土地供给能力。Chen and Kung(2016)认为地形特征会对土地出让类型产生影响。鉴于此,本文选取企业所在城市的河流密度(*lnriver\_density*)作为用地成本的工具变量。原因在于:河流分布较多的地区会限制其土地供给能力,加剧土地供需矛盾,进一步推高土地价格。另外,在河流密集的地区,平整土地的施工成本比较高,这又提高了获得土地的基础成本。因此,河流密度与企业用地成本具有较强的相关性。与此同时,河流作为自然地理条件,其本身并不会对微观企业出口行为造成影响,因而符合工具变量的外生性条件。接下来,本文根据国家地理信息中心提供的 1:400 万主要河流矢量分布图,使用 ArcGIS 地理信息系统软件,以城市为单位,将河流图层切割,得到每个城市各段河流的新图层,并以此为基础,得到各城市的土地面积和河流总长度,用河流总长度占土地面积的比重衡量城市的河流密度。二是面板数据估计。面板数据的固定效应模型能够消除所有不随时间变化的个体特征,从而大大减轻遗漏变量的影响。本文建立如下面板数据估计模型:

$$\ln export1_{i,t} = \eta_i + \eta_t + \delta_1 \ln land\_cost_{i,t} + \kappa X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $\eta_i$ 为企业的个体固定效应, $\eta_t$ 为时间固定效应, $X_{i,t}$ 为具有个体和年份两个维度的企业层

面控制变量向量,  $\varepsilon_{i,t}$  为随机误差项。

表 1 报告了主要变量的基本描述性统计特征。

表 1 主要变量的描述性统计结果

变量	变量描述	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
<i>lnexport</i>	出口额的对数	4672	10.3380	2.2027	0.9700	18.0661
<i>ln(exports+1)</i>	(出口额+1)的对数	12398	3.8960	5.1893	0.0000	18.0661
<i>y</i>	是否出口	12399	0.3768	0.4846	0.0000	1.0000
<i>export_ratio</i>	出口集中度	12399	0.1644	0.3154	0.0000	1.0000
核心解释变量						
<i>lnland_cost_s</i>	单位产出用地成本	12393	-9.2835	2.4829	-18.0860	-0.7503
<i>lnland_cost_p</i>	人均用地成本	12394	-3.9561	2.1204	-11.2070	9.3707
控制变量						
<i>lnlfp</i>	生产率	12279	7.4078	1.3544	0.3021	13.0129
<i>lnscale</i>	企业规模	12400	5.6185	1.4801	1.7918	13.5020
<i>lnwage</i>	平均工资	12130	6.8704	0.4980	-0.9163	9.5217
<i>lnkl</i>	物质资本密集度	12384	3.8312	1.4412	-5.7038	15.5661
<i>skill</i>	人力资本密集度	12398	0.1835	0.1779	0.0000	1.0000
<i>lnrd</i>	人均研发资本	12345	3.5171	3.6269	0.0000	15.2880
<i>lnelec</i>	电力成本	12400	0.7118	0.9526	0.0000	4.6151
<i>lnentry_time</i>	成立企业所需时间	30	3.7694	0.1473	3.4012	4.0431
<i>lnpgdp</i>	城市人均 GDP	120	9.6542	0.6454	8.1909	11.1844
<i>lndist</i>	到港口的距离	112	5.1419	2.0092	0.0000	8.3131
工具变量						
<i>land_cost_median</i>	企业所在城市—行业用地成本的中位数	12400	-9.1488	1.3659	-14.4771	-4.5681
<i>lnriver_density</i>	河流密度	117	-10.3482	0.3881	-11.8523	-9.6169

资料来源:作者使用 Stata 软件计算。

## 四、实证分析

### 1. Tobit 模型估计

根据计量模型(1)式设定,本文采用 Tobit 模型,且控制了企业所在城市和所属行业的固定效应,结果列在表 2。其中,表 2 第(1)列仅包括核心解释变量,第(2)—(6)列逐步加入企业层面其他控制变量。

表 2 第(1)列的估计结果显示,在仅控制城市固定效应和行业固定效应后,用地成本(*lnland\_cost\_s*)的估计系数为负,且在 1%的水平上显著。这一结果表明,在给定其他条件不变的情况下,企业的用地成本越高,企业的出口规模越少。第(2)—(6)列逐步加入企业层面的控制变量,企



表 2 用地成本对企业出口的影响:Tobit 估计

	Dep: <i>lnexport1</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnland_cost_s</i>	-0.8563*** (0.0514)	-0.1896*** (0.0510)	-0.1872*** (0.0508)	-0.1964*** (0.0509)	-0.2484*** (0.0510)	-0.2505*** (0.0509)
<i>lnlfp</i>		1.1928*** (0.1410)	1.0171*** (0.1520)	0.8228*** (0.1601)	1.0062*** (0.1641)	1.0069*** (0.1639)
<i>lnscale</i>		2.3241*** (0.1001)	2.3222*** (0.1014)	2.3812*** (0.1033)	2.1995*** (0.1042)	2.2098*** (0.1045)
<i>lnwage</i>			1.0287*** (0.2971)	0.7257** (0.2968)	0.5284* (0.2979)	0.5554* (0.2981)
<i>lnkl</i>				0.3106*** (0.0933)	0.2978*** (0.0934)	0.2982*** (0.0934)
<i>skill</i>				1.2350* (0.7146)	0.2045 (0.7210)	0.2281 (0.7214)
<i>lnrd</i>					0.3009*** (0.0373)	0.2986*** (0.0373)
<i>lnelec</i>						0.1934* (0.1139)
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	12368	12248	11982	11980	11930	11930

注:括号中为县区层面聚类标准误差;\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著。

资料来源:作者使用 Stata 软件计算。

业用地成本(*lnland\_cost\_s*)估计值的绝对值虽略有下降,但仍然在 1%的水平上显著。这说明用地成本对企业出口的负影响并不随着其他企业特征控制变量、企业所在城市和所属行业特征变化,结果较为稳健。

为了直观地理解用地成本估计系数的经济学含义,本文计算出用地成本(*lnland\_cost\_s*)的边际效应为-0.09。<sup>①</sup>由于出口额(*lnexport1*)与用地成本(*lnland\_cost\_s*)均取自然对数,则 $\beta_1$ 表示企业出口对用地成本的弹性值,即平均而言,企业用地成本平均每增加 10%,其出口额下降约 0.9%。这说明用地成本抑制了企业的出口行为,与本文的研究假设 1 相一致。

在控制变量中,企业生产率(*lnlfp*)的估计系数显著为正,说明生产率高的企业,其出口规模也越大,这与张杰等(2009)的结论相一致。企业规模(*lnscale*)的估计系数在 1%的水平上显著为正,表明企业的规模越大,越能促进企业出口。工资水平(*lnwage*)显著地提高了企业的出口规模。这是因为工资水平反映了企业劳动生产率水平,工资水平越高,生产效率也就越高,从而企业的出口规模也越大。物质资本密集度(*lnkl*)的估计系数显著为正,这也从侧面反映出中国制造业企业出口的比较

① 作者使用 Stata 软件计算。

优势正逐步地从劳动密集型竞争优势向资本密集型竞争优势转变。人力资本密集度(*skill*)对企业出口没有显著地影响,这隐含着人力资本尚未成为中国企业出口的比较优势。人均研发支出(*lnrd*)的估计系数显著为正,表明企业的研发投入越多,由此带来的生产技术改善越有助于强化企业的出口竞争优势。衡量企业基础设施的电力成本(*lnelec*)对企业出口的影响显著为正,表明良好的基础设施,提供了便利的通信设施和充足的能源供给,能够节约企业生产时间和成本,从而增强企业的竞争力。

**2. Heckman 模型估计**

本文进一步控制了企业是否出口的选择性偏误,表3报告了计量模型(2)式和(3)式的估计结果。其中,第(1)、(2)列仅控制了用地成本、城市和行业固定效应,第(3)、(4)列加入企业层面控制变量。第一阶段选择模型的被解释变量为企业是否出口,本文称之为选择方程(下同)。第二阶段影响

**表 3 用地成本对企业出口的影响:Heckman 两步法估计**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	选择方程	数量方程	选择方程	数量方程
	dy/dx	coef.	dy/dx	coef.
<i>lnland_cost_s</i>	-0.0341*** (0.0021)	-0.3338*** (0.0274)	-0.0133*** (0.0022)	-0.0977*** (0.0105)
<i>lnfp</i>			0.0234*** (0.0064)	0.9442*** (0.0313)
<i>lnscale</i>			0.0772*** (0.0042)	0.3946*** (0.0221)
<i>lnwage</i>			0.0644*** (0.0121)	-0.1384** (0.0612)
<i>lnkl</i>			0.0093** (0.0039)	0.0212 (0.0165)
<i>skill</i>			-0.0698** (0.0304)	-0.9143*** (0.1379)
<i>lnrd</i>			0.0124*** (0.0015)	-0.0475*** (0.0067)
<i>lnelec</i>			0.0096** (0.0045)	0.0282 (0.0218)
<i>lnentry_time</i>	-0.4847*** (0.0417)		-0.3649*** (0.0385)	
<i>athrho</i>		-0.2958***		0.1288***
Wald(p-value)	0.0072		0.0000	
城市固定效应	N	Y	N	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y
观测值	12368	12368	11930	11933

注:括号中为县区层面聚类标准误差;\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著。第(1)、(3)列中 dy/dx 表示变量对企业是否出口的边际效应,括号中是 Delta-method 的标准误差。

资料来源:作者使用 Stata 软件计算。

模型的被解释变量为企业出口额的对数,本文称之为数量方程(下同)。为了使估计结果易于理解和解释,本文在第一阶段中报告了解释变量的边际效应,对应的是 Delta-method 标准误差。Wald 检验至少通过了 1% 的显著性水平检验,说明存在样本选择性偏差问题。同时,  $\text{athrho}$  显著异于 0,说明计量模型(2)式和(3)式对应回归中的扰动项是相关的,符合 Heckman 模型的基本假设。

表 3 第(1)列的估计结果显示,用地成本( $\ln\text{land\_cost\_s}$ )的估计系数显著为负,表明用地成本对企业出口倾向的影响为负,即用地成本显著地降低了企业参与出口的可能性,从而抑制出口企业的数量。该系数的估计值表明,用地成本平均每增加 10%,企业出口的可能性下降约 0.3%。这初步表示,给定其他条件一致,用地成本越高,企业参与出口的可能性越低。第(3)列进一步控制企业层面的特征变量后,用地成本估计值的绝对值虽有所下降,但依然在 1% 的水平上显著。

表 3 第(2)列的估计结果显示,用地成本( $\ln\text{land\_cost\_s}$ )对企业出口规模的估计系数显著为负(-0.33),第(4)列的回归结果显示,在进一步控制企业层面的特征变量后,用地成本估计值的绝对值虽有所下降,但依然在 1% 的水平上显著。这意味着,较高的用地成本影响了企业国际竞争力,减少了企业出口规模。通过纠正了样本选择性偏差问题的 Heckman 两阶段估计模型的回归结果表明,企业用地成本的上漲不仅会降低企业的出口倾向,还减少了企业的出口规模,这与 Tobit 模型的回归结果基本一致。

### 3. 内生性检验

(1)工具变量估计结果。表 4 报告了 IV 的估计结果,其中,表 4 第(1)—(3)列对应的工具变量为企业所在城市—行业用地成本的中位数( $\text{land\_cost\_median}$ ),第(4)—(6)列对应的工具变量为企业所在城市的河流密度( $\ln\text{river\_density}$ )。根据 Wooldridge(2003),Heckman 模型在使用工具变量时,只能采取“两步估计法”,但这会将第一步的估计误差带入第二步中,从而降低其估计结果的有效性,需采用自助法计算相应的标准误差。此外,河流密度是地区层面变量,由(1)式可知,任何地区维度的变量都可通过地区固定效应线性表示,导致无法考察地区维度的变量对企业出口的平均影响。鉴于此,本文在(1)式的基础上去掉城市固定效应,同时加入地区特征变量:企业所在城市的人均国内生产总值( $\ln\text{pgdp}$ )和到港口的距离( $\ln\text{dist}$ ),用以控制城市层面的特征,二者的统计性描述报告在表 1 中。

估计结果显示,无论是 IV-Tobit 回归、IV-Heckman 回归还是 2SLS 回归,用地成本对企业出口的估计系数至少在 10% 的水平上显著为负。这再次表明,高企的用地成本明显抑制了企业出口行为,这与本文的研究假设 1 相一致,从而前文的结论较为可靠、稳健。与表 2 和表 3 的估计结果相比,表 4 中用地成本估计值的绝对值有了不同程度的提高,从而 Tobit 估计和 Heckman 估计倾向低估用地成本的影响。

第一阶段的估计显示,工具变量与内生变量正相关,且至少在 5% 的水平上显著。二者的正相关关系符合工具变量的基本假设条件。需要说明的是,表 4 第(3)、(6)列的被解释变量为企业是否出口,工具变量的估计结果显著为负,表明用地成本和河流密度降低了企业参与出口的可能性,从而减少出口企业的数量。另外,根据 Wald 检验的 p 值显示,第(1)、(4)列中的内生性检验均在 10% 的水平上显著。第(2)、(3)、(6)列中弱工具变量 F 检验的值大于 10,则可拒绝“存在弱工具变量”的原假设。尽管第(5)列中弱工具变量 F 检验的值略小于 10,但检验工具变量的 Anderson-Rubin 检验以及 Stock-Wright 统计量分别在 5%、1% 的水平上显著。

(2)面板数据估计。按照(4)式,本文去掉企业层面单一维度的特征变量:电力成本( $\ln\text{elec}$ ),同时将企业出口额、用地成本、工资水平以及人均研发资本名义变量,用城市居民消费价格指数进行

表 4 用地成本对企业出口的影响:IV 估计

第二阶段估计结果						
	Tobit	2sls	Heckman	Tobit	2sls	Heckman
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnland_cost_s</i>	-0.7841*** (0.3032)	-0.4096*** (0.1233)	-0.3452*** (0.0639)	-4.3514* (2.3788)	-2.0768** (1.0265)	-0.6801** (0.2719)
<i>lnpgdp</i>				1.0857** (0.4444)	0.5911*** (0.1893)	0.0155 (0.1124)
<i>lnDIST</i>				-0.4190*** (0.1382)	-0.1485** (0.0579)	-0.0457** (0.0201)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	N	N	N
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
第一阶段估计结果						
<i>land_cost_median</i>	0.3784*** (0.0212)	0.3784*** (0.0213)	-0.1137*** (0.0119)			
<i>lnriver_density</i>				0.2244** (0.0875)	0.2244*** (0.0877)	-0.1579*** (0.0339)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	N	N	N
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
F 统计量		315.20	112.47		6.55	14.01
Wald (p-value)	0.0674			0.0892		
观测值	11930	11930	11930	10945	10945	11636

注:括号中为县区层面聚类标准误差;第(3)、(6)列为自助法计算的标准误差,\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著。

资料来源:作者使用 Stata 软件计算。

平减,调整为以 2002 年为基期的实际变量,采用个体和时间双重固定效应模型进行估计,结果列在表 5 中。<sup>①</sup>其中,第(1)列为固定效应的估计结果,第(2)、(3)列为面板工具变量法的估计结果。<sup>②</sup>

估计结果显示,无论固定效应估计还是面板工具变量估计,用地成本对企业出口的估计系数均在 1%的水平上显著为负。与第(1)列估计结果相比,第(3)列用地成本的估计值有了一定程度的提高,从而双向固定效应模型估计倾向低估用地成本的影响。第(2)列显示,工具变量(*land\_cost\_median*)与内生变量(*lnland\_cost\_s*)在 1%的水平上显著正相关,符合工具变量的假设条件。弱工具变量 F 检验的值大于 10,则可拒绝“存在弱工具变量”的原假设。此估计结果再次表明,前文的结论是稳健的、可靠的。

#### 4. 异质性影响分析

(1)生产率的异质性。本文按照企业生产率水平的中位数将样本划分为高效率企业和低效率企业两类子样本,回归结果报告在表 6 中。不难发现,用地成本在这两个子样本中的估计系数均显著

① 由于部分城市的 CPI 数据难以获得,本文采用省份城市居民消费价格指数进行替代计算。

② 由于地区河流密度不随时间变化,这里的工具变量为企业所在城市—行业的用地成本的中位数。

为负,表明用地成本显著降低了这两种类型企业的出口能力。通过进一步比较可以发现,低效率企业子样本中用地成本估计系数的绝对值较大。这意味着,相对于高效率企业而言,用地成本对低效率企业出口的抑制作用更大。这与前文的研究假设3相一致。本文认为,导致这一回归结果的可能原因是,相对低效率企业,高生产率的企业能够抵消一部分要素价格上涨引致的生产成本压力,从而弱化较高的用地成本对其出口能力的冲击。

**表 5** 用地成本对企业出口的影响:面板固定效应估计

	FE		IV-FE	
	(1)	(2)	(3)	
	lnexport1	第一阶段 lnland_cost_s	第二阶段 lnexport1	
lnland_cost_s	-0.0081*** (0.0029)			-0.0893*** (0.0184)
land_cost_median		0.3536*** (0.0230)		
控制变量	Y	Y		Y
时间固定效应	Y	Y		Y
个体固定效应	Y	Y		Y
F 统计量		236.47		
观测值	35802	35774		35774

注:括号中为县区层面聚类标准误差;\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著。  
资料来源:作者使用 Stata 软件计算。

**表 6** 用地成本对不同生产率企业出口的影响

	低效率企业			高效率企业		
	Tobit	Heckman		Tobit	Heckman	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		选择方程	数量方程		选择方程	数量方程
	coef.	dy/dx	coef.	coef.	dy/dx	coef.
lnland_cost_s	-0.3865*** (0.1125)	-0.0134*** (0.0034)	-0.1140*** (0.0220)	-0.2294*** (0.0554)	-0.0138*** (0.0027)	-0.0914*** (0.0118)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	N	Y	Y	N	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	5911	5902	5911	6019	6001	6019

注:括号中为县区层面聚类标准误差;\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著。第(2)、(5)列中 dy/dx 表示变量对企业是否出口的边际效应,括号中是 Delta-method 的标准误差。  
资料来源:作者使用 Stata 软件计算。

(2)企业所有制的异质性。根据所有制类型,本文将总样本划分为国有企业与非国有企业两类子样本,回归结果报告在表 7 中。从中可以看到,在国有企业子样本中,无论是 Tobit 估计还是 Heckman 估计,用地成本的估计系数均未能通过 10%水平的显著性检验,表明用地成本对国有企业的出口行为没有显著的抑制作用;在非国有企业样本中,用地成本的估计系数显著为负,表明用地成本明显降低了非国有企业的出口倾向和出口规模。这与前文的研究假设 3 一致。对此可能的解释是,相比其他类型企业,国有企业能够以较低的土地价格拿地,从而减轻用地成本引致的高生产成本压力,弱化用地成本对企业出口行为的影响。

表 7 用地成本对不同所有制企业出口的影响

	国有企业			非国有企业		
	Tobit	Heckman		Tobit	Heckman	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		选择方程	数量方程		选择方程	数量方程
	coef.	dy/dx	coef.	coef.	dy/dx	coef.
<i>lnland_cost_s</i>	0.0699 (0.1370)	0.0031 (0.0036)	0.0067 (0.0431)	-0.2963*** (0.0536)	-0.0155*** (0.0024)	-0.1057*** (0.0112)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	N	Y	Y	N	Y
个体固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	1912	1886	1886	10018	10018	10018

注:括号中为县区层面聚类标准误差;\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著。第(2)、(5)列中 dy/dx 表示变量对企业是否出口的边际效应,括号中是 Delta-method 的标准误差。

资料来源:作者使用 Stata 软件计算。

### 5. 稳健性检验

(1)出口密集度(*export\_ratio*)作为企业出口行为的代理指标。本文采用 Tobit 模型进行估计,回归结果报告在表 8 第(1)–(3)列。其中,第(1)列是对基准回归的估计结果,第(2)、(3)列是 IV-Tobit 的估计结果。第(1)列中用地成本的回归系数显著为负,第(2)、(3)列使用工具变量的估计结果仍然显著,并且系数的绝对值有所上升,说明内生性降低了用地成本对企业出口密集度的影响程度。另外,根据 Wald 检验的 p 值显示,外生性检验在 1%的水平上显著。此回归结果证明了基准回归结果的稳健性。

(2)人均用地成本(*lnland\_cost\_p*)作为核心解释变量的替代指标。表 8 第(4)–(6)列报告了估计结果,其中,第(4)列是 Tobit 回归,第(5)、(6)列为 Heckman 回归。估计结果显示,用地成本不仅显著降低了企业参与出口的可能性,还减少了企业的出口规模。此回归结果再次表明,基准回归结果较为稳健,从而前文结论可靠。

## 五、进一步分析:用地成本如何影响企业出口

前文已经细致地考察了用地成本对企业出口的影响,以及该效应在异质性企业间的差异,那

表 8 用地成本对企业出口的影响:不同度量指标

	Tobit	IV-Tobit		Tobit	Heckman	
	(1) <i>export_ratio</i>	(2) <i>lnland_cost_s</i>	(3) <i>export_ratio</i>	(4) <i>lnexport1</i>	(5) <i>y</i>	(6) <i>lnexport</i>
<i>lnland_cost_s</i>	-0.0248*** (0.0030)		-0.0788*** (0.0186)			
<i>land_cost_median</i>		0.3784*** (0.0212)				
<i>lnland_cost_p</i>				-0.2494*** (0.0514)	-0.0132*** (0.0022)	-0.0922*** (0.0106)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Wald(p-value)		0.0025				
观测值	11930	11930	11930	11930	11930	11930

注:括号中为县区层面聚类标准误差;\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著。第(5)列报告的是变量对企业是否出口的边际效应,括号中是 Delta-method 的标准误差。

资料来源:作者使用 Stata 软件计算。

么,很自然地会进一步考虑,用地成本通过什么机制影响了企业的出口。对此进行探究有助于更深入地理解用地成本与企业出口行为的内在关系。接下来,本文通过中介效应模型来揭示其背后可能的影响渠道。根据本文第二部分的理论分析,这里选取企业生产率( $\ln tfp_i$ )和融资约束( $\ln financost_i$ )作为中介变量。参照 Baron and Kenny(1986),本文设定中介效应模型如下:

$$\ln export1_i = \alpha_{0e} + \alpha_{0l} + \beta_{01} \ln land\_cost_i + \gamma_0 X_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$\ln tfp_i = \alpha_{1e} + \alpha_{1l} + \beta_{11} \ln land\_cost_i + \gamma_1 X_i + \varepsilon_{1i} \quad (6)$$

$$\ln financost_i = \alpha_{2e} + \alpha_{2l} + \beta_{21} \ln land\_cost_i + \gamma_2 X_i + \varepsilon_{2i} \quad (7)$$

$$\ln export1_i = \alpha_{0e} + \alpha_{0l} + \beta_{01} \ln land\_cost_i + \kappa_{01} \ln tfp_i + \gamma_0 CV_i + \varepsilon_{11i} \quad (8)$$

$$\ln export1_i = \alpha_{0e} + \alpha_{0l} + \beta_{01} \ln land\_cost_i + \kappa_{02} \ln financost_i + \gamma_0 CV_i + \varepsilon_{22i} \quad (9)$$

将(6)式代入(8)式,即可得到  $\ln tfp_i$  的中介效应( $\beta_{11} \times \kappa_{01}$ ),即用地成本通过企业生产率影响企业出口规模的程度;类似地,将(7)式代入(9)式,可得到  $\ln financost_i$  的中介效应( $\beta_{21} \times \kappa_{02}$ ),即用地成本通过融资约束影响企业出口规模的程度。 $\ln tfp_i$ 代表企业  $i$  的生产率水平,计算方法已在前文详细介绍。 $\ln financost_i$ 为企业  $i$  的融资约束,定义为融资成本占企业销售收入的比重,取自然对数。 $X_i$ 为企业层面的控制变量,类似于前文的  $CV_i$ ,但不包括  $\ln tfp_i$ 。

表 9 报告了用地成本对企业出口的影响渠道检验结果。其中,第(1)列是对(5)式,即不包括企业  $\ln tfp_i$  变量的基准模型估计结果。第(2)列报告了以企业生产率为被解释变量(即对应于(6)式)的回归结果。本文发现,企业用地成本的回归系数显著为负,这表明用地成本明显降低了企业的生产

率。从第(3)列(即对应于(7)式)可以发现,用地成本的估计值显著为正,表明在控制了其他影响因素之后,用地成本增加了企业的融资成本,这会导致企业面临的融资约束束紧。这可能是因为,一方面,随着土地价格的上涨,企业拿地成本也不断上涨。较高的用地成本,促使企业向银行或其他外部金融机构融通资金,在其他条件不变的情况下,企业发展所需资金增加,使得企业面临紧的融资约束(樊海潮等,2015)。另一方面,为了获得土地使用证书,企业需要全部缴清所有的土地出让金,在中国金融抑制体制下,这进一步恶化了企业融资环境,造成企业融资贵难题(张杰,2015)。第(4)—(6)列进一步展示了企业出口对基本自变量和中介变量的估计结果。其中,第(4)列是包括企业  $\ln tfp_i$  变量的基准模型估计结果,其与表 1 第(6)列的估计结果相同。另外,中介变量  $\ln financost_i$  的估计结果为负,且在 1%的水平上显著,这表明融资约束显著抑制了企业的出口行为。本文认为其背后的可能原因是,无论是搜集出口市场的探寻成本、对国外需求的挖掘成本以及建立国际市场营销网络,还是为提高产品质量而进行的研发投入,都使出口型企业更为依赖外部融资来克服进入国外市场的初始成本(阳佳余,2012),较高的融资成本降低了企业出口能力。另外,由中介效应的计算方法可得,生产率导致的中介效应为 $-0.14(-0.14 \times 1)$ ,即用地成本每增加 10%,通过生产率的降低导致企业出口下降 1.4%;融资约束导致的中介效应为 $-0.02(-0.19 \times 0.12)$ ,即用地成本每增加 10%,通过融资成本的上升导致企业出口下降 0.2%。

值得注意的是,与表 9 第(1)列估计结果相比较,在分别加入中介变量  $\ln tfp_i$  (第(4)列)和  $\ln financost_i$  (第(5)列)之后,核心解释变量上用地成本变量估计系数的绝对值均有所下降,这说明生产率和融资约束是用地成本影响企业出口的两个可能渠道。为了稳健起见,本文还进行了 Sobel 检验,也验证了生产率和融资约束起到了中介变量的作用。至此,本文研究假设 2 得到印证。

表 9 用地成本对企业出口的影响渠道检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln export1$	$\ln tfp$	$\ln financost$	$\ln export1$	$\ln export1$	$\ln export1$
$\ln land\_cost\_s$	-0.3830*** (0.0483)	-0.1420*** (0.0041)	0.1247*** (0.0072)	-0.2505*** (0.0509)	-0.3584*** (0.0516)	-0.2617*** (0.0534)
$\ln tfp$				1.0069*** (0.1639)		0.8769*** (0.1762)
$\ln financost$					-0.1935*** (0.0725)	-0.1164 (0.0755)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Sobel(p-value)				0.0000	0.0250	
样本量	12029	11931	10029	11930	10029	9964

注:括号中为县区层面聚类标准误差;\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著。

资料来源:作者使用 Stata 软件计算。



## 六、结论及政策启示

在中国经济增速正在下滑,被认为已进入从高速到中高速“换挡期”的新常态时代,要素价格却依然快速上涨。本文以广为关注的土地要素价格飞涨为背景,基于世界银行2005年对中国12400家企业的问卷调查数据,考察了用地成本对制造业企业出口行为的影响。研究发现:①较高的用地成本不仅降低了企业出口的可能性,还抑制了企业的出口规模。②这一结论随着企业生产率和所有制属性的不同而有所差异。具体而言,企业的生产率越高,越会弱化用地成本对企业出口行为的负向影响;国有企业的出口行为受用地成本的影响较小。此外,这一结论在使用不同衡量指标和处理内生性问题进行估计之后依然稳健。③影响机制检验发现,企业的生产率和融资约束是用地成本影响企业出口行为的可能渠道。

根据本文所得到的实证结论,提出以下政策建议:

(1)在坚持耕地保护制度的原则下,从土地供给和需求方面,分别增加土地供应和抑制土地投机性需求是促进土地供求平衡、抑制土地价格飞涨的根本措施。在供给层面上,面对经济发展和城镇化进程对土地需求“膨胀式”增长,增加土地供应量是解决当下土地供求矛盾的根本措施。土地供应量的增加,能够缓解土地供求矛盾,平抑地价涨势,从根本上降低企业的用地成本,从而减轻企业成本负担。或者地方政府对工业用地实行最高限价,明确出让价格不得高于规定限价,直接降低企业拿地成本。在需求层面上,地方政府要遏制土地的投资性需求,依法严厉打击囤地、炒地等违法违规行为,加强土地市场合法、合规运营以及健康有序发展。例如,面对“高地价、高房价、高成本”的压力,北京、深圳等地通过“限房价、竞地价”方式尝试出让土地,这不仅可以限制出让价格,还能降低土地高溢价的可能性,从而遏制投机性需求,对土地市场具有明显的调节作用。

(2)推进企业用地成本支付方式的改革,鼓励推行和倡导多元化土地租赁和供应方式。地方政府要认真落实国务院颁发的《降低实体经济企业成本工作方案》,积极推进和落实工业用地长期租赁、先租后让、租让结合的土地供应制度,倡导分期缴纳合同约定的土地出让价款,以减轻企业购置土地的融资障碍。为了尽可能地避免新征土地引致的企业资金约束,减轻高昂的用地成本对企业出口行为的冲击,地方政府还可以通过奖励的方式,鼓励企业采用厂房加层、厂区改造、内部用地整理等途径,加强对企业内部闲置土地和多余厂房的利用,提高土地使用率。

(3)企业内部要通过加大研发投入力度、积极培育自主创新来构建自身的“创新型”企业文化,以促进技术进步,提高生产率水平,强化出口比较优势,增强企业的国际竞争力。同时,加快金融配套改革,完善金融市场,优化信贷资源配置,通过缓解融资约束促进企业发展和出口。地方政府要加大对制造业企业的土地补贴力度,以减轻高成本对制造业的冲击,振兴实体经济。尤其是民营企业,由于受到严重的融资约束,其自身的资金实力难以承担庞大的用地成本负担,地方政府可适当增加对这类企业的土地补贴,以提升民营企业出口竞争能力。据了解,发达国家为了鼓励制造业发展采取积极的土地补贴政策。比如美国,为了吸引制造业“回流”,各州制定了积极的土地优惠政策和各项政策补贴。此外,应开放土地供应市场,改变地方土地市场的垄断局面,为制造业的健康发展,营造公平竞争的运营环境和公开透明的法制环境。

### 〔参考文献〕

- [1]岑树田. 土地价格增长与经济增长[J]. 世界经济文汇, 2013, (5):18-37.
- [2]樊海潮,李瑶,郭光远. 信贷约束对生产率与出口价格关系的影响[J]. 世界经济, 2015, (12):79-107.
- [3]干春晖,邹俊,王健. 地方官员任期、企业资源获取与产能过剩[J]. 中国工业经济, 2015, (3):44-56.

- [4]高波,陈健,邹琳华. 区域房价差异、劳动力流动与产业升级[J]. 经济研究, 2012,(1):66-79.
- [5]黄健柏,徐震,徐珊. 土地价格扭曲、企业属性与过度投资——基于中国工业企业数据和城市地价数据的研究[J]. 中国工业经济, 2015,(3):57-69.
- [6]黄玖立,李坤望. 吃喝、腐败与企业订单[J]. 经济研究, 2013,(6):71-84.
- [7]黄玖立,冼国明. 金融发展、FDI与中国地区的制造业出口[J]. 管理世界,2010,(7):8-17.
- [8]李力行,黄佩媛,马光荣. 土地资源错配与中国工业企业生产率差异[J]. 管理世界, 2016,(8):86-96.
- [9]刘斌,王乃嘉. 房价上涨挤压了我国企业的出口能量吗[J]. 财经研究, 2016,(5):53-65.
- [10]林毅夫,苏剑. 论我国经济增长方式的转换[J]. 管理世界, 2007,(11):5-13.
- [11]陆铭,张航,梁文泉. 偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资[J]. 中国社会科学, 2015,(5):59-83.
- [12]盛丹,包群,王永进. 基础设施对中国企业出口行为的影响:“集约边际”还是“扩展边际”[J]. 世界经济, 2011,(1):17-36.
- [13]王文春,荣昭. 房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究[J]. 经济学(季刊), 2014,(1):465-490.
- [14]吴海民. 资产价格波动、通货膨胀与产业“空心化”——基于我国沿海地区民营工业面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2012,(1):46-56.
- [15]阳佳余. 融资约束与企业出口行为:基于工业企业数据的经验研究[J]. 经济学(季刊), 2012,(4):1503-1524.
- [16]张莉,王贤彬,徐现祥. 财政激励、晋升激励与地方官员的土地出让行为[J]. 中国工业经济, 2011,(4):35-43.
- [17]张杰,李勇,刘志彪. 出口促进中国企业生产率提高吗?——来自中国本土制造业企业的经验证据:1999—2003[J]. 管理世界, 2009,(12):11-26.
- [18]张杰. 金融抑制、融资约束与出口产品质量[J]. 金融研究, 2015,(6):64-79.
- [19]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.
- [20]赵文哲,杨继东. 地方政府财政缺口与土地出让方式——基于地方政府与国有企业互利行为的解释[J]. 管理世界, 2015,(4):11-24.
- [21]中国经济增长前沿课题组. 城市化、财政扩张与经济增长[J]. 经济研究, 2011,(11):4-20.
- [22]Aw, B., S. Chung, and M. Roberts. Productivity and Turnover in the Export Market: Micro-level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan[J]. World Bank Economic Review, 2000,14(1):65-90.
- [23]Baron, M., and D. Kenny. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Consideration [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986,51(6): 1173-1182.
- [24]Cai, H., Fang, and L. C. Xu. Eat, Drink, Firms, and Government: an Investigation of Corruption from the Entertainment and Travel Costs of Chinese Firms[J]. Journal of Law and Economics, 2011,54(1):55-78.
- [25]Chen, T., and J. K.-S. Kung. Do Land Revenue Windfalls Create a Political Resource Curse? Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2016,123:86-106.
- [26]Cole, M., J. R. Elliott, and S. Virakul. Firm Heterogeneity and Export Participation: A New Asian Tiger Perspective[J]. Ssm Electronic Journal, 2008,108(13):57-178.
- [27]Fisman, R., and J. Svensson. Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence[J]. Journal of Development Economics, 2007,83(1):63-75.
- [28]Han, L., and J. K. Kung. Fiscal Incentives and Policy Choices of Local Governments: Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2015,116:89-104.
- [29]Heckman, J. J. Sample Selection Bias as a Specification Error[J]. Econometrica, 1979,47(1):153-161.
- [30]Huang, Y. S. Selling China: Foreign Direct Investment during the Reform Era[M]. Cambridge University Press, 2005.
- [31]Krugman, P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade [J]. American Economic Review, 1980,70(5):950-959.

- [32]Levinsohn, I., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservable[J]. *Review of Economic Studies*, 2003,70(2):317–342.
- [33]Melitz, M. J. The Impact of Trade on Inter-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003,71(6):1695–1725.
- [34]Murata, Y., and J. F. Thisse. A Simple Model of Economic Geography à La Helpman–Tabuchi [J]. *Journal of Urban Economics*, 2005,58(1):137–155.
- [35]Peng, S. S., and Z. H. Yu. The Role of Fixed and Variables Costs in Firm’s Export Decision [R]. Working Paper, 2014.
- [36]Pflüger, M., and T. Tabuchi. The Size of Regions with Land Use for Production [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2010,40(6):481–489.
- [37]Restuccia D., and R. Rogerson. The Causes and Costs of Misallocation [J]. *Journal of Economics Perspectives*, 2017,31(3):151–174.
- [38]Roberts, M. J., and J. R. Tybout. Urban Agglomeration and Dispersion: A Synthesis of Alonso and Krugman[J]. *Journal of Urban Economics*, 1997,87(4):545–564.
- [39]Saiz, A. The Geographic Determinants of Housing Supply [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2010,125(3):1253–1296.
- [40]Tabuchi, T. Urban Agglomeration and Dispersion: A Synthesis of Alonso and Krugman [J]. *Journal of Urban Economics*, 1998,44(3):333–351.
- [41]Wang, Y. J., Y. L. Wang, and K. W. Li. Judicial Quality, Contract Intensity and Exports: Firm–Level Evidence[J]. *China Economic Review*, 2014,31:32–42.
- [42]Wooldridge, J. M. *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*[M]. MIT Press, 2003.

## The Effect of Land Cost on Firm’s Exporting Behaviour and Its Mechanism

HUANG Jiu-li, FENG Zhi-yan

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

**Abstract:** In the background of new normal economy, China’s economic growth is declining. Land cost is still rising rapidly and becomes an important factor restricting China’s manufacturing export. This paper investigates the relationship between land cost and firm’s export with the business environment survey data of World Bank with regard to 12,400 Chinese manufacturing enterprises in 120 cities. This study shows that land cost actually worsens the export competitiveness of China’s manufacturing industry in international market; land expenditures not only reduces the possibility of firm’s export, but also inhibits the size of firm’s export. Further research shows there are some differences between different types of enterprises. Compared with the high productivity firms, this conclusion is more significant in low productivity enterprises, and this conclusion is less significant in state-owned enterprises. The mechanism analysis shows that productivity and financing constraints are the potential channels through which land cost effects export. This paper combines with the Tobit model and Heckman model to correct sample selection bias, and uses instrumental variables and fixed-effect model to overcome latent problem of endogeneity. The research of this paper has important policy implications, increasing the supply of land, restraining the speculative demand of land and promoting the payment diversification of land cost, which is beneficial to reduce the land cost and improve Chinese manufacturing export competitiveness.

**Key Words:** land cost; manufacturing industry; export; selection bias

**JEL Classification:** Q15 F14 F23

[责任编辑:许明]