

土地价格对企业对外直接投资的影响*

——基于遗传匹配的微观证据

欧阳艳艳 韩永辉 李子健

内容提要：土地价格高企已成为影响企业对外直接投资的间接区位因素。本文基于我国上市公司对外直接投资数据与国家信息中心地块交易数据，运用遗传匹配算法，实证检验土地价格对企业对外直接投资的影响。研究表明，土地价格上涨将促进对外直接投资规模增加。一方面，地价上涨影响企业跨期购地决策，使企业在当期选择对外直接投资作为替代策略；另一方面，土地具有生产要素和投资品的双重属性，地价上涨能够提高企业全要素生产率和抵押额度，进而促进企业对外直接投资。行业、城市和地块层面的异质性均会影响地价对企业对外直接投资的促进效果。在排除内生性、避税行为影响以及更换核心被解释变量后，本文的实证结果仍然稳健。进一步分析发现，国内异地购地和租赁土地不能完全消除高地价带来的成本和竞争压力，企业仍然具有国际化经营的动机。本文结论为企业合理配置要素，促进国内产业结构升级，构建新发展格局提供有益参考。

关键词：土地价格；跨期决策；对外直接投资；遗传匹配

DOI: 10.19343/j.cnki.11-1302/c.2024.04.008

中图分类号：F279.2 **文献标识码：**A **文章编号：**1002-4565(2024)04-0098-13

The Impact of Land Prices on Firms' Outward Foreign Direct Investment: Micro Evidence Based on Genetic Matching

Ouyang Yanyan Han Yonghui Li Zijian

Abstract: The rise in land prices has increasingly become an indirect location factor forcing enterprises to increase outward foreign direct investment (OFDI). This paper uses the data of Chinese listed companies' OFDI and the land transaction data of the State Information Center, and uses genetic matching to analyze the impact of domestic land prices on enterprises' OFDI. The results show that the increase in land prices will increase the scale of OFDI. On one hand, the rise in land prices will affect the decision of enterprises to purchase land between different periods, so that enterprises choose OFDI as an alternative investment strategy in the current period. On the other hand, lands' dual attributes of production factor and investment improve the production efficiency and mortgage amount of enterprises, and then enhance the confidence of enterprises in OFDI. The heterogeneity at industrial, enterprises and land level can affect the promotion effect of the land price on OFDI. After excluding endogeneity, tax avoidance behavior and replacing the core dependent variables, the empirical results are still robust. Further analysis finds that domestic land purchases in other cities or land rentals cannot completely eliminate the cost and competitive

*基金项目：国家自然科学基金青年项目“竞争性跟随与企业对外直接投资：时空特征、机制差异与风险偏好”（72003204）；国家自然科学基金重大项目“面向全球价值链的产业政策治理研究”（2022B1515020008）。

pressure caused by high land prices, and enterprises still have the motivation to operate internationally. The conclusion of this article provides useful reference to reasonably allocate factors, upgrade domestic industrial structure, and form a new development pattern of dual circulation.

Key words: Land Prices; Intertemporal Decision-making; Outward Foreign Direct Investment; Genetic Matching

一、引言

土地、劳动和资本是企业基本的生产资料，其价格高低决定企业生产经营成本，特别是用地成本日益成为影响企业生存发展与国际竞争力的关键(黄玖立和冯志艳,2017;卢建新和罗百棠,2021)。一方面，土地价格上涨有可能成为企业母国国内的不利因素，削弱企业传统的成本优势和盈利能力，降低企业投资规模；另一方面，土地价格上涨也会抬高企业拥有的土地资源价值，提升企业在债权融资中的担保能力，促进企业进行对外直接投资(Outward Foreign Direct Investment, OFDI)。土地是经济社会高质量发展的重要载体，发挥土地要素的边际贡献，是促进有竞争力的企业“走出去”和优化我国产业结构的关键(戴魁早等,2023)。在加快构建新发展格局背景下，推进高水平对外开放可以促进国内国际市场相通的良性循环。因此，探究土地要素价格对企业对外直接投资的影响具有重要的理论和实践意义。

土地价格攀升给企业生产经营带来两方面的重要变化。一方面，购地需要花费和占用大量资金，需要在未来一段时间内进行成本分摊。高购地费制约企业在国内发展，这种区位优势(即间接区位优势)会延缓其他大额投资项目。另一方面，购买土地也是企业扩大规模、积累资产的重要举措，可以成为独特的所有权优势，使得企业在激烈的市场竞争中脱颖而出。生产规模扩张提高了生产率和市场地位，土地资源内化为核心资产，使企业凭借该优势进行对外直接投资。当土地价格上涨时，企业拥有地块有利于降低企业的融资约束水平，在一定程度上能够促进企业对外投资发展。

现有研究主要关注土地价格对企业经营绩效的影响，特别是对企业研发和创新活动、出口贸易和规模、固定资产投资的消极作用(陆铭等,2015)。虽然现有研究已证实地价上升会挤出本地投资，但关于土地价格与企业海外投资之间关系的探讨相对较少。当土地价格持续上升时，企业将权衡投资项目的收益能否覆盖高昂的土地成本，如果企业较难实现成本转移或内部消化，企业将选择暂缓扩张甚至最终放弃投资。土地价格上涨加大了企业生产经营的不确定性，因此企业会遵循“等待期权理论”，延迟投资决策的时间并重新选择下一次投资的空间区位。例如，在利润最大化的驱动下企业可能放弃本地购地，将生产基地转移至地价相对较低的其他城市或海外地区。在这一过程中，全要素生产率和融资约束的变化发挥重要作用，全要素生产率提高会促进企业对外直接投资，而融资约束增加则会抑制企业对外直接投资及其规模(Yan等,2018;Chen等,2019)。

本文基于我国2007—2018年微观企业对外直接投资存量金额和财务数据，运用遗传匹配和面板固定效应模型，实证检验地价变化对企业OFDI的影响效应及其影响机制。本文可能的贡献有如下三点。第一，从研究视角看，本文分析了土地价格对OFDI的影响，同时发现土地价格通过跨期投资决策和土地双重属性两条机制影响企业的对外投资决策。第二，本文区分了行业、城市的异质性和土地用途、交易方式的异质性，分析土地价格在不同情况下对OFDI的差异化影响。在实证过程中，为减少企业自选择效应带来的有偏估计，本文引入遗传匹配得出购地行为对OFDI的平均处理效应，从而得到有效的因果推断结果。第三，通过考虑企业所处城市与所购地块的区位差异和企业所处行业的土地租赁需求，有效排除国内投资对跨国投资的影响，丰富了相关研究结论。

二、机理分析与研究假说

国际生产折衷理论 (Eclectic Theory of International Production) 提出对外直接投资必须具备三个优势,对发展中国家具有重要的借鉴意义 (Dunning, 1977)。一是所有权优势 (Ownership Advantage),即企业拥有或能够获得的、其他企业没有或无法获得的资产及其所有权^①;二是内部化优势 (Internalization Advantage),即企业将所拥有的资产在内部使用而带来的优势;三是区位优势 (Location Advantage),即国内外生产区位的相对禀赋产生的吸引和推动力。其中,区位优势可以分解为直接区位优势和间接区位优势,若是东道国的有利因素吸引外国投资者前去投资,则形成直接区位优势;若是母国不利因素迫使企业到海外谋求生存发展空间,则称为间接区位优势。因此,地价不断上涨既会成为企业发展壮大的制约因素,也是企业“走出去”的间接区位优势。

土地价格上升时不确定性增加,企业大多持谨慎和观望态度,从而降低当期或未来期的固定资产投资、无形资产等资本支出 (刘贯春等, 2019; Amore和Corina, 2021)。对于已购买土地的企业,由于企业生产规模增加和市场竞争能力提高,所有权优势得以加强,因此该类企业具有进一步拓展海外市场获取更大利润的动机;对于未购买土地的企业,在不确定性因素增多的情况下,企业延迟投资能够提高投资的期权价值,因此暂时减少投资对企业来说更为有利 (Gulen和Ion, 2016; Jarret等, 2023)。在土地价格向上攀升的预期下,企业或在国内较低地价的地区投资生产,或在国外开拓新的发展空间,据此本文提出第一个假设。

假设1: 土地价格上升将促进企业对外直接投资的增长。

本文梳理了两个影响机制^②。虽然企业在前期能支付购地成本,但由于土地价格上涨,企业在当期难以再次负担购地成本,导致企业当期的投资扩张被“挤出” (Murata和Thisse, 2005; 毛其淋和许家云, 2014)。基于前文“等待期权理论”的论述,土地价格将通过跨期投资决策影响企业对外直接投资。在预算一定的情况下,企业在之前购入地块时已消耗大量投资资金,当期决策往往会规避地价高昂的本地购地,而转向地价相对便宜的国内异地购地或直接对外投资,即土地价格上涨很可能促使企业采取OFDI。据此提出第二个假设。

假设2: 土地价格上升会影响企业跨期购地决策,使企业前期购地后无法当期在本地继续购地或者减少本地购地,从而在一定程度上转向对外直接投资。

对企业而言,土地既是生产要素也是投资品,土地价格波动将影响全要素生产率的提高和地块的抵押价值,进而影响企业对外直接投资决策。一方面,当地价快速上涨时,企业用地成本不断上升,从而抬高后来者的生产率准入门槛,使生产率较高的企业进入并发挥更大的正外部性。土地价格成为准入门槛并发挥筛选作用,从市场中筛去低生产率企业、保留优质高效企业,优化市场的资源配置情况,从而提高经济整体的生产率水平 (马光荣和李力行, 2014)。企业全要素生产率越高,其进行OFDI的概率越高、规模也越大 (Shao和Shang, 2016; Chen等, 2019)。另一方面,虽然较高的土地价格增加了购地成本,但土地价格的上涨预期提高了企业所掌握的各类土地资产抵押价值,使企业更易获得贷款资金 (Chaney等, 2012; 曾海舰, 2012)。因此,土地作为资产的重要构成部分,地价上涨预期将缓解企业的融资约束,从而鼓励其后续的对外扩张 (Fougère等, 2019)。据此提出第三个假设。

假设3: 土地具有生产要素和投资品的双重属性,土地价格上升将通过提高生产效率和缓解信用约束促进企业OFDI增长。

①“资产”一词含义较广,泛指任何能够带来未来收益的东西,主要包括技术优势、规模优势、组织管理优势、金融与货币优势等。

②因篇幅所限,主要思路及机制图以附图1展示,见《统计研究》网站所列附件。下同。

此外，企业从事生产性活动的购地与租地费用增加，将支出额外的生产成本，也将进一步挤出研发和其他方面的资金，削弱跨国公司的出口贸易、经营规模，并降低利润空间(Miao和Wang, 2014)。因此，当较高的地价给企业发展壮大造成困难时，面向高地价区域的投资计划将被暂缓或放弃，并促使企业将生产制造、研发和设计等环节向低成本地区转移。据此提出第四个假设。

假设4：土地价格上升可能会引起企业国内异地购地行为，其对企业OFDI的影响不确定。

三、实证研究设计

(一) 模型构建

本文将构建城市层级和企业层级两个口径的面板模型。城市层级的地价为跨国企业母公司所在城市的平均土地交易价格，企业层级的地价为跨国企业母公司和国内子公司所购地块的平均价格，分别从宏观和微观两视角检验土地价格波动对企业OFDI的影响。

Panel A模型检验城市平均地价波动带来的对外投资效应，回归方程如下：

$$ofdi_{ikjcp,t} = \alpha_1 + \alpha_2 cityprice_{cpt} + \alpha_3 CV_{ic,t-1} + A_{jt} + B_{pt} + \varepsilon_{ikjcp,t} \quad (1)$$

其中， $ofdi$ 为企业对外直接投资存量金额，下标 i 、 k 、 j 、 c 、 p 和 t 分别代表企业、海外子公司、行业、城市、省份和年份， A_{jt} 和 B_{pt} 分别代表时间和行业交互固定效应以及时间和省份交互固定效应，以控制不同行业在不同年份、不同省份在不同年份的不可观测差异。 $CV_{ic,t-1}$ 为企业、企业所在城市两个层面滞后一期的控制变量， ε 为随机扰动项。

Panel B模型检验企业地价波动带来的对外投资效应。土地价格对企业行为的影响具有滞后性，本文采用动态性检验确定地价对OFDI影响的最优滞后阶数：

$$ofdi_{ikjcp,t} = \alpha + \sum_{\tau=0}^{10} \theta_{+\tau} purchase_{ijcp,t-\tau}^{+\tau} + C_{jt} + D_{pt} + \mu_{ikjcp,t} \quad (2)$$

其中， $ofdi$ 相关含义同式(1)， C_{jt} 和 D_{pt} 分别代表时间和行业交互固定效应以及时间和省份交互固定效应。 μ 为随机扰动项， $purchase^{+\tau}$ 为土地交易滞后变量， τ 为滞后阶数。在确定最优滞后阶数 τ^* 的基础上，根据陈斌开等(2015)和郭娟娟等(2020)的研究，建立如下回归方程：

$$ofdi_{ikjcpmt} = \alpha + \beta landprice_{ijcp,t-\tau^*} + \gamma CV_{icm,t-1} + E_{jt} + F_{pt} + \varepsilon_{ikjcpmt} \quad (3)$$

其中，购地成本 $landprice$ 为核心解释变量，其系数用于衡量土地价格对企业OFDI的平均处理效应。 $CV_{icm,t-1}$ 为企业、企业所在城市和OFDI东道国三个层面滞后一期的控制变量， E_{jt} 和 F_{pt} 分别代表时间和行业交互固定效应以及时间和省份交互固定效应， ε 为随机扰动项。

(二) 遗传匹配

本文采用遗传匹配(Genetic Matching, GM)为购地企业寻找与其特征相似的未购地企业，从而估计购地和未购地企业在OFDI存量金额上的差异，以得出购地价格对OFDI的净效应。通过遗传匹配构造反事实框架，从而计算土地价格对OFDI的平均处理效应。遗传匹配可表达为式(4)，其中 X_a 和 X_b 分别为处理组和控制组的协变量矩阵， S 是样本协方差矩阵， W 是遗传匹配算法的权重矩阵， $d(X_a, X_b)$ 为处理组企业 a 和控制组企业 b 的遗传匹配距离，距离越小则两个企业越相似。由于企业是否购地和OFDI规模的影响因素不尽相同，因此基准回归中的控制变量(CV)与用于遗传匹配的协变量也不完全相同^①。

①本文选取遗传匹配的协变量包括：企业年龄(age)，采用企业开业时间长短衡量；企业规模(size)，采用企业总资产衡量；企业所处行业(ind_sec)；企业管理能力(mgt)，采用管理费用/营运成本衡量。上述变量体现企业进行资产投资的常见特征(Yan等, 2018)。同时控制企业所在地的平均地价(cityprice)和贷款利率水平(interest)，体现供给侧对企业购地决策的影响。中国人民银行自2015年10月以来未更新过人民币基准贷款利率，并于2019年开始推动实行贷款市场报价利率(LPR)，因此2016年和2017年的贷款利率仍然采用中国人民银行2015年的基准水平。

$$d(\mathbf{X}_a, \mathbf{X}_b) = \left\{ (\mathbf{X}_a - \mathbf{X}_b)^T \mathbf{S}^{-1/2} \mathbf{W} \mathbf{S}^{-1/2} (\mathbf{X}_a - \mathbf{X}_b) \right\}^{1/2} \quad (4)$$

遗传匹配方法的优点在于，第一，不强制要求倾向得分服从正态分布，而是使用遗传搜索算法在倾向得分和马氏距离匹配值之间自动搜索平衡性检验表现最佳的组合，减少先验模型设定造成的估计偏误。第二，排除其他企业特征的影响，尽可能地消除选择性偏误，从而准确得到地价对OFDI的净效应。企业购地具有生产需求和投资获利等动机，遗传匹配方法可以有效选取除购地之外其他特征都尽可能相似的企业，以控制样本的选择性偏误。第三，更好地实现异质性和进一步分析。遗传匹配在基准回归中为购地企业匹配最相似的未购地企业；每个企业可能在同一年度中具有多种不同类型的购地行为（例如，购入工业用地与非工业用地、“招拍挂”购地或协议出让等），异质性的分组处理需要在匹配前进行，故对于分组后的子样本而言，遗传匹配仍然发挥重要作用。遗传匹配还可以有效识别本地购地和异地购地的不同，为开展进一步研究打下基础。

（三）数据来源和数据处理

本文涉及土地交易数据、企业对外直接投资数据、上市公司财务数据和东道国数据，数据来源于国家信息中心土地市场数据库、上市公司年报、CSMAR的经济研究系列数据库、WIND数据库以及世界银行数据库等。

1. 土地价格。

本文通过手动收集共计647907条地块交易数据，筛选出以公司名义成交的数据（不考虑成交人为自然人的情况），并与上市公司名称匹配，从而得到上市公司的地块交易数据。与此同时，将上市公司国内子公司购买的地块并入母公司的土地交易中。根据企业所在地信息，计算出企业所在城市的平均地价水平^①。本文在基准部分只采用本地购地的地块交易数据^②，在进一步分析中再纳入异地购地的情况。

2. 企业对外直接投资数据。

从我国历年上市公司年报中人工摘录企业“长期股权投资”并以存量表示，同时删除投资金额小于100美元的异常离群值，并统一以人民币表示，从而获得2007—2018年企业19322条海外子公司投资数据，其中包含母公司名称及代码、投资的核准时间、投资金额、被投资企业名称和所在国家或地区等重要信息^③。

3. 控制变量。

企业层面的控制变量包括企业年龄（*age*）、企业规模（*size*）、企业管理能力（*mgt*），测度同遗传匹配内使用的协变量。同时加入员工总数（*staff*）以控制企业购买土地的需求（Besley和Mueller, 2018），其量纲为万人。城市层面的控制变量包括经济发展水平（*citygdp*），使用地级市地区生产总值（GDP）衡量；投资水平（*fixed*），使用固定资产投资衡量；土地使用税（*tax*），使用省级城镇土地使用税^④与地级市GDP占省级GDP比重的乘积衡量，以控制城市经济发展水平和土地租赁等情况对估计结果的影响。东道国层面控制变量包括东道国离母国距离（*dis*）、东道国经济发展水平（*hostgdp*）和东道国的贸易化程度（*trade*）（Shao和Shang, 2016；刘玉等, 2023），分别使用东道国首都离北京市直线距离、东道国GDP和东道国出口额衡量。

①由于一些地块交易数据在录入时未遵从严格的命名规则，本文手动将类似“巴州”“巴音郭楞州”“巴音郭楞蒙古自治州”等同一地区的不同名称进行统一。

②本地购地是指上市公司及其国内子公司在各自所在地购买地块。

③遵循一般公认会计准则（GAAP），本文还剔除了以下情况企业样本：流动资产超过固定资产的企业、总固定资产超过总资产的企业、固定资产净值超过总资产的企业、没有识别编号的企业、成立时间无效的企业。

④土地使用税以实际占用的土地面积为计税依据，包括租赁和购入的土地，可以反映城市的土地需求差异。

4. 遗传匹配。

为挑选与购地企业相似的未购地企业，本文从Panel B模型开始进行遗传匹配。由遗传匹配平衡检验结果可知^①，匹配后的处理组和控制组倾向得分取值范围更接近共同取值范围，说明匹配方法恰当、变量选取合适且质量较高。其中，处理组全部被匹配，控制组有7099个观测值被匹配，4735个观测值未被匹配。将遗传匹配后的购地数据与OFDI数据匹配，最终得到12309个观测值。表1为主要变量的描述性统计结果。

表1 指标描述性统计

属性	变量层级	变量名	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
城市层级的面板数据 (Panel A)							
被解释变量*		<i>ofdi</i>	40321	5.217	7.622	0.000	20.910
解释变量		<i>cityprice</i>	40321	0.377	0.562	0.008	2.707
控制变量	企业层面	<i>age</i>	35666	15.904	6.021	3.000	33.000
		<i>size</i>	35666	21.932	1.606	18.565	26.248
		<i>mgt</i>	35666	0.195	0.297	0.010	2.210
		<i>staff</i>	35666	0.603	1.260	0.007	8.518
	城市层面*	<i>citygdp</i>	35666	27.219	1.046	24.521	28.751
		<i>fixed</i>	35666	17.208	0.816	14.887	18.664
		<i>tax</i>	35666	8.468	7.847	0.541	31.131
企业层级的面板数据 (Panel B)							
被解释变量*		<i>ofdi</i>	12309	13.455	6.305	0.000	22.025
解释变量		<i>landprice(t-4)</i>	12309	0.199	0.919	0.000	7.367
控制变量	企业层面	<i>age</i>	12309	17.440	5.819	5.000	34.000
		<i>size</i>	12309	22.925	1.432	20.280	26.750
		<i>mgt</i>	12309	0.158	0.212	0.006	1.430
		<i>staff</i>	12309	0.596	1.296	0.006	9.067
	城市层面*	<i>citygdp</i>	12309	27.360	1.010	24.737	28.815
		<i>fixed</i>	12309	17.303	0.757	15.122	18.664
		<i>tax</i>	12309	8.647	7.985	0.578	31.798
	东道国层面*	<i>dis</i>	12309	8.402	0.720	6.864	9.737
		<i>trade</i>	12309	95.286	83.510	11.870	221.610
		<i>hostgdp</i>	12309	27.638	1.386	23.251	30.560

注：*代表此层级变量经过对数化处理。

四、实证结果分析

(一) 城市层级基准回归结果分析

表2显示，在不同控制变量和固定效应情况下，城市平均地价对企业的OFDI均具有促进效应。当固定效应不采用交互形式时，城市平均地价的系数为0.188；在控制时间和行业交互固定效应以及时间和省份交互固定效应后，城市平均地价的回归系数为0.650。本文认为，第一，当控制更严格的固定效应时，回归系数变大，这说明城市平均地价具有诸多交互维度上的不可观测因素；第二，城市平均地价只代表企业所处土地市场的价格水平，并不代表企业真实的拿地成本，理解企业所持地块如何在地价上涨的时间趋势中发挥作用，对探讨土地价格与OFDI的因果关系尤为关键。因此，后文通过确定最优滞后阶数，进一步在企业层级上分析土地价格对OFDI的影响。

^①因篇幅所限，遗传匹配后处理组与控制组的分布以附图2展示。

表2 城市层级基准回归结果 (Panel A)

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>cityprice</i>	0.297*** (2.781)	0.779*** (4.369)	0.188* (1.703)	0.650*** (3.260)
<i>age</i>			0.018*** (2.590)	0.020*** (2.928)
<i>size</i>			1.962*** (60.742)	1.997*** (61.106)
<i>mgt</i>			0.461*** (3.607)	0.547*** (4.236)
<i>staff</i>			0.071* (1.856)	0.053 (1.367)
<i>citygdp</i>			0.136 (0.746)	-0.126 (-0.587)
<i>fixed</i>			0.012 (0.074)	0.034 (0.158)
<i>tax</i>			-0.121** (-2.059)	-0.058 (-0.852)
<i>Constant</i>	5.105*** (93.932)	4.923*** (64.361)	-41.256*** (-10.264)	-36.013*** (-7.923)
年份固定效应	是		是	
行业固定效应	是		是	
省份固定效应	是		是	
年份和行业交互固定效应		是		是
年份和省份交互固定效应		是		是
观测量	40321	40321	35666	35666
R ²	0.075	0.083	0.223	0.232

注：括号中为t值；*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平下显著。下同。

(二) 最优滞后阶数和企业层级基准回归结果分析

动态性检验结果表明^①，在考察窗口期内前期土地交易对OFDI的影响不显著。滞后4期时，购地行为对企业OFDI有显著正向的促进作用。滞后5~7期，系数转为不显著，随后土地交易的促进效应在波动中开始走低，并在滞后8期转为负向影响。假设1得以证明，企业购地在短期内对OFDI没有显著的影响，但在一段时间后会发挥促进作用。考虑到滞后4期的系数更显著，本文在后续实证检验中均选取滞后4期的土地平均价格作为核心解释变量。

表3报告了企业层级基准回归的估计结果，核心解释变量为当期和滞后1~4期的土地价格，被解释变量均为当期对外直接投资存量金额。由回归结果可知，当期与滞后1~3期的土地价格回归系数均不显著，而列(5)和列(6)土地价格的回归系数均在1%的水平下显著为正，说明土地价格能促进企业OFDI规模，并在滞后4期发挥明显作用。对比列(5)和列(6)发现，交互或一般形式的固定效应对核心解释变量回归系数影响较小，表明企业层级的回归结果较城市层级的更为稳健，固定效应已充分控制其他不可观测因素。

(三) 机制检验

本节实证检验跨期购地决策和土地双重属性两个影响机制。在第一个影响机制中，当期购地决策采用新增土地面积 (*area*) 衡量，以企业在当年购入的土地面积计算。在第二个影响机制中，选取全要素生产率 (*tfp*) 和信用缓解程度作为土地双重属性的代理变量。其中，全要素生产率 (*tfp*) 基于上市公司主营业务收入、固定资产净值和劳动力、购买商品劳务支出现金数据和半参数估计方法计算 (Levinsohn和Petrin, 2003)；信用缓解程度分为贷款成本 (*fb*) 和贷款体量 (*debt*)，贷款成本采用融资费用占企业总收入的比例计算 (黄玖立和冯志艳, 2017)，比例越高说明贷款成本越高，信用缓解程度越低；贷款体量采用企业的短期借款、一年到期非流动负债、长期借款与应付债券之和计算，数值越大说明抵押担保额度越大 (曾海舰, 2012)。

①因篇幅所限，动态性检验结果以附图3展示。

表3 企业层级基准回归结果 (Panel B)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>landprice(t-0)</i>	0.062 (1.067)					
<i>landprice(t-1)</i>		0.037 (0.605)				
<i>landprice(t-2)</i>			-0.038 (-0.279)			
<i>landprice(t-3)</i>				0.030 (0.191)		
<i>landprice(t-4)</i>					0.210*** (3.162)	0.218*** (3.423)
<i>age</i>	-0.122*** (-10.650)	-0.122*** (-10.652)	-0.122*** (-10.654)	-0.122*** (-10.640)	-0.121*** (-10.608)	-0.134*** (-11.870)
<i>size</i>	-0.081 (-1.275)	-0.079 (-1.244)	-0.075 (-1.175)	-0.077 (-1.213)	-0.110* (-1.711)	-0.155** (-2.475)
<i>mgt</i>	-2.197*** (-7.148)	-2.195*** (-7.141)	-2.194*** (-7.135)	-2.190*** (-7.125)	-2.183*** (-7.103)	-2.460*** (-8.160)
<i>staff</i>	0.193*** (3.929)	0.193*** (3.925)	0.192*** (3.897)	0.192*** (3.913)	0.202*** (4.103)	0.212*** (4.418)
<i>citygdp</i>	-0.911*** (-2.725)	-0.908*** (-2.715)	-0.905*** (-2.708)	-0.906*** (-2.711)	-0.961*** (-2.873)	-0.793*** (-2.810)
<i>fixed</i>	0.296 (0.870)	0.289 (0.850)	0.278 (0.817)	0.283 (0.834)	0.382 (1.121)	0.126 (0.492)
<i>tax</i>	0.070 (0.519)	0.071 (0.525)	0.073 (0.542)	0.073 (0.537)	0.066 (0.490)	0.052 (0.471)
<i>dis</i>	-0.624*** (-7.961)	-0.624*** (-7.959)	-0.623*** (-7.950)	-0.623*** (-7.948)	-0.624*** (-7.966)	-0.614*** (-7.864)
<i>trade</i>	-0.001 (-0.501)	-0.001 (-0.503)	-0.001 (-0.501)	-0.001 (-0.497)	-0.001 (-0.471)	-0.001 (-0.759)
<i>hostgdp</i>	0.012 (0.173)	0.011 (0.166)	0.011 (0.169)	0.011 (0.169)	0.013 (0.189)	-0.008 (-0.117)
<i>Constant</i>	41.449*** (4.720)	41.436*** (4.719)	41.437*** (4.719)	41.423*** (4.717)	41.931*** (4.776)	43.700*** (5.873)
年份固定效应						是
行业固定效应						是
省份固定效应						是
年份和行业交互固定效应	是	是	是	是	是	
年份和省份交互固定效应	是	是	是	是	是	
观测量	12309	12309	12309	12309	12309	12309
R ²	0.152	0.152	0.152	0.152	0.153	0.118

影响机制检验结果如表4所示。其中，列(1)和列(2)报告的是跨期购地决策机制。滞后4期的地价上涨会抑制企业当期的新增土地面积，而新增土地面积的减少又会促进当期OFDI增长。可见，前期购地的企业因为土地价格上涨幅度过大，在当期难以继续新购土地，从而转向OFDI进行生产经营的扩张，假设2得以验证。对于土地的生产要素属性机制，由列(3)和列(4)可知，地价高能够

促进企业全要素生产率的提高，全要素生产率越高的企业OFDI规模越大，因此地价通过提高企业全要素生产率进而促进OFDI，这与田巍和余淼杰（2012）等学者的研究结论一致。对于土地的金融投资属性机制，由列（5）~（8）可知，融资约束在土地价格参与影响OFDI中并无明显作用，但土地价格上涨后企业的贷款体量得到增长。在地价持续上涨的背景下，企业借助前期购置的土地获得更大额度的抵押贷款，并据此转投地价相对较低、市场较为广阔的海外地区，从而弥补自身承受的成本劣势和利润下滑。企业在购地后融资约束更低，跨国经营的倾向更强，对外直接投资的规模也更大。假设3得以验证。

表4 影响机制检验结果

	新增土地面积		全要素生产率		贷款成本		抵押额度	
	<i>area</i>	<i>ofdi</i>	<i>tfp</i>	<i>ofdi</i>	<i>fb</i>	<i>ofdi</i>	<i>debt</i>	<i>ofdi</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>landprice</i> (<i>t</i> - 4)	-0.156** (-11.364)	0.196*** (2.939)	0.051*** (9.039)	0.238*** (3.424)	-0.002*** (-3.787)	0.207*** (3.116)	0.190*** (10.651)	0.192*** (2.883)
<i>area</i>		-0.088** (-2.000)						
<i>tfp</i>				0.826*** (6.964)				
<i>fb</i>						-1.271 (-1.278)		
<i>debt</i>								0.093*** (2.741)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份和行业交互固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份和省份交互固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测量	12331	12309	11053	11031	12331	12309	12331	12309
R ²	0.279	0.153	0.817	0.158	0.160	0.153	0.537	0.154

（四）异质性分析

1. 行业差异性检验。

由于不同行业对土地的依赖程度不同且拿地成本也差别较大，因此土地价格的影响具有行业差异性。本文将研究样本分为房地产业、工业、信息技术业和其他行业，考察不同行业的购地价格对OFDI的影响。结果如表5所示，虽然房地产企业的主营业务基于土地，对土地规模的依赖性较大，但列（1）中回归系数不显著，说明房地产企业将土地视为主营业务的“存货”，其对外直接投资决策往往与自身土地交易无关；而列（2）说明信息技术企业对土地的依赖较低，地价涨跌对其OFDI决策无明显影响。列（3）和列（4）显示，地价上涨对OFDI的促进作用在工业企业中更为明显，说明工业企业的国内生产成本对其海外投资具有至关重要的影响。

2. 城市发展水平差异性检验。

不同城市的经济发展水平和土地价格水平存在较大差异，本文将企业所在城市划分为一线城市和二、三线城市^①进行异质性分析。根据表5的列（5）和列（6），土地价格对一线城市企业OFDI有

①参照国家统计局在进行房地产形势调查时采用的划分标准，一线城市为北京、上海、广州和深圳4个城市，二线城市为省会城市、自治区首府城市和其他副省级城市，三线城市为除一、二线城市之外的其他城市。https://www.stats.gov.cn/sj/sjjd/202401/t20240117_1946601.html。

显著促进作用，而对二、三线城市企业OFDI无显著影响。可能的原因是，一线城市比二、三线城市的土地资源更稀缺，土地价格更高且上涨更快。随着土地价格上涨，一线城市企业拥有更高价值的土地抵押资产，从而能够更大程度减轻融资约束，应鼓励企业积极“走出去”。

表5 行业和城市异质性检验结果

	房地产业 (1)	信息技术业 (2)	工业 (3)	其他行业 (4)	一线城市 (5)	二三线城市 (6)
<i>landprice(t-4)</i>	0.174 (1.153)	-0.042 (-0.145)	1.742* (1.712)	0.305* (1.708)	0.262*** (2.931)	0.148 (1.403)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份和行业交互固定效应	是	是	是	是	是	是
年份和省份交互固定效应	是	是	是	是	是	是
观测量	585	2289	3793	5654	4806	7592
R ²	0.334	0.256	0.198	0.172	0.194	0.166

3. 土地用途和交易方式差异性检验。

土地用途异质性。本文在企业口径（非地块口径）对土地成交总价和土地面积进行加总时，发现存在企业同时购入工业与非工业用地的情况^①。本文按照土地用途对地块数据重新加总，并重新进行遗传匹配^②。由表6列（1）和列（2）回归结果可知，工业与非工业用地的土地价格都会对企业OFDI产生显著为正的影响，但工业用地的促进效果更大。在样本区间内，上市公司及其子公司共购入5.91亿平方米的工业用地，耗资0.19万亿元；同期购入3.26亿平方米的非工业用地，耗资1.96万亿元^③。说明相比于购买非工业用地，企业更倾向于购买单价较低的工业用地。企业所拥有的非工业用地具有更大的抵押价值，主要发挥缓解信用的作用；工业用地则直接应用于生产经营，主要发挥促进全要素生产率的作用。

土地交易方式异质性。土地交易方式有协议、招标、拍卖和挂牌4种，交易方式决定土地使用权买卖双方的议价机制，对土地价格产生重要影响。本文按交易方式对地块数据重新加总^④，并重新进行遗传匹配^⑤。表6的列（3）和列（4）表明，“招拍挂”方式下土地价格上涨能够显著推动企业OFDI；

表6 土地交易异质性检验结果

	工业用地 (1)	非工业用地 (2)	“招拍挂” (3)	非“招拍挂” (4)
<i>landprice(t-4)</i>	0.244* (1.859)	0.145*** (2.843)	0.223*** (3.357)	-0.068 (-0.984)
控制变量	是	是	是	是
年份和行业交互固定效应	是	是	是	是
年份和省份交互固定效应	是	是	是	是
观测量	11253	7781	12173	2714
R ²	0.154	0.200	0.158	0.275

①部分企业只购买工业用地或只购买非工业用地，这将导致处理变量与基准情况不同。处理变量不同导致匹配的控制组不同，进行遗传匹配后可能出现观测量数量多于基准回归中观测量数量的情况。

②因篇幅所限，工业与非工业用地遗传匹配后处理组与控制组的分布以附图4展示。

③数据来源为本文收集的土地抵押数据。同时，为保持同口径分析，此数据仅考虑本地购地情况。异地购地规模远小于本地购地规模，并不会对结论分析造成较大影响。

④将招标、拍卖、挂牌分为“招拍挂”组，其他出让方式分为非“招拍挂”组。

⑤因篇幅所限，“招拍挂”与非“招拍挂”遗传匹配后处理组与控制组的分布以附图5展示。

而在非“招拍挂”方式下则不显著。这可能是因为市场化的“招拍挂”方式能有效撮合买卖双方，且真实反映土地的实际价值，同时透明化的交易机制也能增强企业对外直接投资的信心。

（五）稳健性检验^①

1. 内生性检验。

考虑到模型可能存在反向因果问题，本文参照Saiz（2010）的做法，使用坡度（*slope*）与居民消费价格指数（*CPI*）的乘积构造工具变量，从而克服土地价格与OFDI之间的内生性问题。这是因为地形坡度^②刻画土地交易的供给侧因素，地形越陡峭有效利用的土地资源越少，企业的购买意愿也越低，故地形坡度与土地价格密切相关；地形坡度作为自然地理变量，与企业OFDI并不直接相关且不具有系统性影响，工具变量的外生性条件也较好。同时，为使工具变量具有时变性，本文使用居民消费价格指数（以2007年为基期）作为交乘变量（席强敏和梅林，2019）。工具变量两阶段回归结果显示，地形陡峭程度越高则土地价格越低；且在控制反向因果关系后，土地价格对OFDI的促进作用更大。因此，排除内生性后基准回归结果仍然稳健。

2. 更换核心被解释变量。

参照毛其淋和许家云（2014）的研究思路，利用所有控制组企业的信息构造出与处理组企业更接近的样本，将被解释变量与遗传匹配权重^③的乘积作为新的被解释变量进行稳健性检验。由检验结果可知，土地价格越高，企业OFDI的规模越大。该结论与基准回归相近，基准回归结果稳健。

3. 排除避税行为影响。

在“走出去”过程中存在企业跨境避税的情况，这部分投资可能对结果产生影响。因此，本文将OFDI目的地为中国香港地区、英属维京群岛、开曼群岛和百慕大等避税地的样本删除，进行稳健性检验，回归结果依然显著。

五、进一步分析

由前文可知，土地价格上涨存在挤出本地投资、促进企业对外直接投资的效应。然而，企业是否可以在国内其他地价相对较低的地区购地来缓解本地高地价的影响呢？本文通过进一步分析可知，即便企业存在国内异地购地的情况，仍需要通过OFDI来应对地价高企的倒逼作用。根据样本中本地和异地的购地情况可知^④，企业所在城市发展水平越高，其购地总面积越少，一线城市的购地成本显著大于二、三线城市。其中，所在地为一线城市的企业本地购地比例只有45%，而剩余的土地需求则转移到二、三线城市；所在地为二线城市的企业基本不在一线城市购地；所在地为三线城市的企业本地购地比例超过96%，说明企业的土地交易行为存在一定区位界限。当地价较高时，企业一般通过在低地价区位购地来满足自身的发展需要。

除直观的经验分析之外，本文将土地交易的数据划分为“只有本地购地”“本地购地与异地购地同时存在”“只有异地购地”^⑤三种情形，尝试观察不同情形下的土地价格对OFDI的影响。表7列（1）显示，在区分本地与异地购地后，土地价格对OFDI仍然具有显著正向的促进作用，系数大小

^①因篇幅所限，稳健性检验结果以附表1展示。

^②*slope* 数据来自中国科学院发布的srtm90海拔栅格数据，通过ArcGIS软件进行坡度分析，使用市级行政区划矢量底图制作出的城市平均坡度作为地区土地陡峭程度的度量指标。

^③权重大小取决于处理组与控制组的差异程度，与核密度匹配的思路相似，由算法生成OFDI存量金额，用以模拟更小差异的处理组和控制组。

^④因篇幅所限，本地和异地购地占比组成以附图6展示。

^⑤本节中，对比上市企业母公司及其国内子公司所在地与其所购地块的所在地是否完全相同、部分相同、完全不相同，对应为“只有本地购地”“本地购地与异地购地同时存在”“只有异地购地”三种情形，最后将其加总到企业层面得到新的土地交易和土地价格变量。

与基准回归的系数几乎相同，说明国内异地购地对缓解本地高地价压力的作用有限。此外，在仅有异地购地情况下，土地价格对企业OFDI的影响不显著，说明国内土地投资布局并不影响企业进行国际化布局和生产经营。因此，企业难以通过少购地或国内异地购地来应对本地高地价，跨国投资和经营是促进企业生存发展更有效和更长期的策略。

同时，企业亦可通过租赁土地满足自身的用地需求。为进一步考察不同行业对于土地租赁的差异，本文采用Tang等（2020）的思路，根据世界银行的企业调查问卷构造行业层面的土地依赖程度（*reliance*），将其与土地价格相乘。土地依赖程度使用土地租金与企业销售收入之比衡量，反映行业差异下的租赁需求。表7列（3）表明，土地租金涨跌对企业OFDI无明显影响。这可能是由于租赁土地无法发挥信用缓解效应进而改变企业的OFDI决策。综合前文，虽然异地购地和租赁土地可以部分缓解本地高地价压力，但企业仍然具有强烈的OFDI动机。

表7 进一步分析结果

	本异地购地 (1)	仅异地购地 (2)	不同行业的租赁需求 (3)
$landprice(t-4)$	0.214*** (3.137)	0.052 (1.010)	0.315*** (2.722)
$landprice(t-4) \times reliance$			-5.141 (-0.730)
控制变量	是	是	是
年份和行业交互固定效应	是	是	是
年份和省份交互固定效应	是	是	是
观测量	12807	5775	8626
R ²	0.155	0.240	0.149

六、研究结论及建议

本文基于我国上市公司2007—2018年OFDI数据和地块交易数据，实证检验土地价格对企业对外直接投资的影响。研究表明，土地价格上涨促使企业增加对外直接投资，该促进作用在滞后4期发挥显著作用。一方面，土地价格上涨影响企业的跨期投资决策，随着土地价格上涨，前期购地价格越高的企业在当期会减少新增土地面积，将资金转向海外投资；另一方面，土地具有生产要素和投资品的双重属性，购地有利于企业提高全要素生产率以及增加抵押额度，客观上促进企业进行对外直接投资。异质性分析表明，非房地产企业、一线城市企业的购地行为以及采用“招挂拍”方式进行购地交易对OFDI的影响相对较大。在更换核心被解释变量、排除避税行为和解决内生性问题后，实证结果仍然稳健。进一步分析发现，虽然异地购地和租赁土地可以部分缓解地价高的压力，但企业仍然具有海外生产经营、参与国际分工和产业转移的动机。

根据研究结论，提出以下几点政策建议。第一，企业应优化生产要素和资源配置，为“走出去”建立良好的核心竞争力。随着我国要素成本的不断攀升，企业更多依靠增加研发投入和数字化转型提高产品技术和质量，才能形成新的比较优势。跨国企业应利用好国内国际两个市场、两种资源，合理进行投资区位和产业布局，不断提高自己的国际化程度。第二，建立完善的信贷金融体系，为企业开展跨国投资创造有利条件。应加强土地的生产属性，弱化其金融属性，深化金融市场化改革，加强配套服务设施建设，不断缓解企业的融资约束。创新抵押品的概念，扩大可抵押品范畴，改善民营企业 and 中小企业“融资难”“融资贵”的问题；完善征信系统，创造公平的融资环境，解决企业的外源筹资约束问题，从而激励有实力的民营企业“走出去”。第三，在全面深化改革开放的新形势下，地方政府应探索土地的多元化供应模式。政府相关部门应根据地方产业特点，科学预测产业用

地需求、安排产业用地规模；推动工业用地由出让为主转向租赁、出让并重，推进第二、三产业混合用地改革，以更高质量的用地为产业发展提供空间保障。

参考文献

- [1] 陈斌开, 金箫, 欧阳涤非. 住房价格、资源错配与中国工业企业生产率[J]. 世界经济, 2015, 38(4): 77-98.
- [2] 戴魁早, 刘友金, 潘爱民. 技术要素市场发展促进了制造业生产率增长吗?[J]. 统计研究, 2023, 40(12): 119-131.
- [3] 郭娟娟, 洗国明, 田朔. 房价上涨是否促进中国制造业企业OFDI[J]. 世界经济, 2020, 43(12): 126-150.
- [4] 黄玖立, 冯志艳. 用地成本对企业出口行为的影响及其作用机制[J]. 中国工业经济, 2017(9): 100-118.
- [5] 刘贯春, 段玉柱, 刘媛媛. 经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 53-70.
- [6] 刘玉, 唐礼智, 金梦洁. 东道国制度环境、市场规模和中国对外直接投资——基于“一带一路”国家的半参数变系数空间面板模型[J]. 统计研究, 2023, 40(3): 85-99.
- [7] 卢建新, 罗百棠. 政府动机、企业预期与地价扭曲[J]. 统计研究, 2021, 38(11): 73-86.
- [8] 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.
- [9] 马光荣, 李力行. 金融契约效率、企业退出与资源误置[J]. 世界经济, 2014, 37(10): 77-103.
- [10] 毛其淋, 许家云. 中国企业对外直接投资是否促进了企业创新[J]. 世界经济, 2014, 37(8): 98-125.
- [11] 田巍, 余淼杰. 企业生产率和企业“走出去”对外直接投资: 基于企业层面数据的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 383-408.
- [12] 席强敏, 梅林. 工业用地价格、选择效应与工业效率[J]. 经济研究, 2019, 54(2): 102-118.
- [13] 曾海舰. 房产价值与公司投融资变动——抵押担保渠道效应的中国经验证据[J]. 管理世界, 2012(5): 125-136.
- [14] Amore MD, Corina M. Political Elections and Corporate Investment: International Evidence[J]. Journal of International Business Studies, 2021: 1-22.
- [15] Besley T, Mueller H. Predation, Protection, and Productivity: A Firm-level Perspective[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2018, 10(2): 184-221.
- [16] Chaney T, Sraer D, Thesmar D. The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment[J]. American Economic Review, 2012, 102(6): 2381-2409.
- [17] Chen C, Tian W, Yu M. Outward FDI and Domestic Input Distortions: Evidence from Chinese Firms[J]. The Economic Journal, 2019, 129(624): 3025-3057.
- [18] Dunning J H. Trade, Location of Economic Activity and the MNE: A Search for An Eclectic Approach[M]. The International Allocation of Economic Activity. Palgrave Macmillan, London, 1977: 395-418.
- [19] Fougère D, Lecat R, Ray S. Real Estate Prices and Corporate Investment: Theory and Evidence of Heterogeneous Effects across Firms[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2019, 51(6): 1503-1546.
- [20] Gulen H, Ion M. Policy Uncertainty and Corporate Investment[J]. The Review of Financial Studies, 2016, 29(3): 523-564.
- [21] Jarret C, Jude C, Chinn M. Foreign Direct Investment under Uncertainty: Evidence from a Large Panel of Countries[J]. Review of International Economics, 2023, 31(3): 854-885.
- [22] Levinsohn J, Petrin A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [23] Miao J, Wang P. Sectoral Bubbles, Misallocation, and Endogenous Growth[J]. Journal of Mathematical Economics, 2014, 53: 153-163.
- [24] Murata Y, Thisse J F. A Simple Model of Economic Geography à La Helpman-Tabuchi[J]. Journal of Urban Economics, 2005, 58(1): 137-155.
- [25] Saiz A. The Geographic Determinants of Housing Supply[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2010, 125(3): 1253-1296.
- [26] Shao Y, Shang Y. Decisions of OFDI Engagement and Location for Heterogeneous Multinational Firms: Evidence from Chinese Firms[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2016, 112: 178-187.
- [27] Tang T, Li Z, Ni J, et al. Land Costs, Government Intervention, and Migration of Firms: The Case of China[J]. China Economic Review, 2020, 64: 101560.
- [28] Yan B, Zhang Y, Shen Y, et al. Productivity, Financial Constraints and Outward Foreign Direct Investment: Firm-level Evidence[J]. China Economic Review, 2018, 47: 47-64.

作者简介

欧阳艳艳, 中山大学国际金融学院副教授, 中山大学区域开放与合作研究院研究员、博士生导师。研究方向为国际直接投资、环境与气候变化。

韩永辉(通讯作者), 广东外语外贸大学广东国际战略研究院教授、博士生导师。研究方向为世界经济与贸易、产业政策。电子邮箱: hanyonghui2006@foxmail.com。

李子健, 香港中文大学经济学系博士研究生。研究方向为国际直接投资、应用微观经济学。

(责任编辑: 张艺馨)