

# 高管家乡偏好与企业投资区位选择\*

张伟静 刘 瑞

(南开大学经济学院,天津 300071)



**内容提要:**使用2000—2019年我国上市公司新增子公司数量和投资数据,本文实证检验了高管家乡偏好对企业投资区位选择的影响。研究发现,企业投资区位选择受到高管家乡偏好的影响,企业会向董事长和总经理的家乡设立更多的子公司,进行更多的投资。机制分析表明:企业依托高管家乡的社会网络可以形成异地信息和资源获取优势,弥补企业异地独立董事渠道获取信息和资源的不足;高管家乡偏好可以发挥非正式制度对企业投资的促进作用,弥补目标城市市场化水平不足的问题。异质性分析表明,高管家乡偏好对新增子公司数量的影响在民营企业和高竞争行业更为显著,对新增子公司投资的影响在国有企业和低竞争行业更为显著。但是,高管家乡偏好对新增子公司数量和投资的影响在市场分割程度较高的城市间均不显著,表明高管家乡偏好难以突破市场分割引致的企业异地投资壁垒。此外,本文还检验了高管家乡偏好对企业投资二元边际的影响,发现高管家乡偏好能够同时提高企业投资的集约边际和扩展边际,具有投资规模化和多元化两方面的促进作用。

**关键词:** 高管家乡偏好 企业投资 区位选择 子公司 社会网络

**中图分类号:** F272 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2022)11—0089—17

## 一、引言

在中国,家乡文化源远流长,社会成员对家乡的归属感和偏好程度十分强烈。已有研究发现,经济活动中普遍存在家乡偏好的特征,例如,中央部委官员会致力于促进家乡经济发展,通过财政资源倾斜和项目审批权限提高家乡的投资水平(范子英等,2016)<sup>[1]</sup>;消费者偏好家乡的品牌与产品,对家乡产品通常存在更高的支付意愿(吴林海等,2018)<sup>[2]</sup>;企业高管对家乡成员身份具有高度认同感,在家乡任职的企业高管更乐意对环境投资,以保护家乡的生态环境(胡珺等,2017)<sup>[3]</sup>。企业投资区位选择是否也存在家乡偏好呢?为此,本文基于上市公司设立子公司的证据,对高管家乡偏好如何影响企业投资区位选择展开分析。

设立子公司是企业扩张中的重要投资决策,尤其是考虑到我国较大的国内市场规模、差异化的地区资源禀赋以及复杂多样的人文环境,以子公司为代表的企业投资区位选择将直接影响到企业的市场分布与发展布局。现有研究主要从地方保护、政绩压力、环境规制、高铁开通以及地方经济政策不确定性等宏观视角探究企业投资区位选择的影响因素,取得了较为卓著的研究成果(张彩云等,2018<sup>[4]</sup>;高丹雪等,2018<sup>[5]</sup>;王金杰等,2020<sup>[6]</sup>;刘秉镰等,2022<sup>[7]</sup>)。然而,在我国家乡文化深厚的背景下,企业投资区位选择是否受到管理者偏好的影响?如果存在影响,这种家乡偏好会产生

收稿日期:2022-03-05

\* 基金项目:国家社会科学基金青年项目“企业参与乡村振兴的长效机制研究”(19CGL019)。

作者简介:张伟静,女,博士研究生,研究领域为区域经济与政策分析,电子邮箱:zwjing1121@126.com;刘瑞,女,博士研究生,研究领域为区域经济与政策分析,电子邮箱:lh940508@163.com。通讯作者:张伟静。

哪些优势?又会如何影响企业投资的二元边际,是选择追加已有投资以实现规模化,还是选择扩大投资范围以实现多元化?这些问题尚没有答案。鉴于此,本文从地级市层面识别高管家乡偏好并分析其对企业投资区位选择的影响,进而对上述问题进行回答。研究高管家乡偏好对企业投资区位选择的影响不仅有助于我国企业整合市场资源以强化其核心竞争力,同时对于建设全国统一大市场 and 促进我国经济内循环具有重要的现实参考意义。

本文使用2000—2019年我国A股上市公司及其控股子公司的匹配样本,检验高管家乡偏好对子公司区位选择的影响并探究其内在动机。与已有研究相比,本文可能的贡献主要体现在以下几个方面:一是丰富了高管家乡偏好对企业行为的影响研究。已有研究主要集中在高管家乡偏好对企业环境治理(胡珺等,2017)<sup>[3]</sup>、避税行为(李吉园等,2020)<sup>[8]</sup>、异地并购(华仁海和章玮梓,2021)<sup>[9]</sup>、创新(黄珍等,2022)<sup>[10]</sup>等方面的影响,本文基于上市公司设立子公司的数据,补充了高管家乡偏好对企业投资区位选择的影响研究。二是将子公司区位数据细化至地级市层面,大大减轻了实证分析中可能存在的估计偏误。已有研究主要使用省级层面的子公司数量研究子公司的区位选择(曹春方等,2018<sup>[11]</sup>;刘秉镰等,2022<sup>[7]</sup>),这一统计口径较为粗糙,本文不仅在更加精细化的地级市尺度上进行测算,还补充了子公司投资这一指标,可以更好地研究子公司区位选择不同维度的影响因素。三是基于国内投资视角,拓展了企业投资二元边际的相关研究。现有文献主要从出口和对外投资视角探讨企业投资二元边际问题(Eicher等,2012<sup>[12]</sup>、刘晓光和杨连星,2016<sup>[13]</sup>),鲜有研究涉及企业国内投资。本文立足于企业国内投资行为,研究高管家乡偏好如何影响企业投资的集约边际和扩展边际,对于企业依托国内超大规模市场实现规模经济和范围经济具有重要意义。

## 二、理论分析与研究假设

### 1. 高管家乡偏好与企业投资区位选择

在经济社会活动中,人的身份是多重的,比如职务身份、性别身份、家乡身份等,一旦人对自己在某个群体中的身份产生认同感,相应身份所对应的社会规范就会直接影响到人的经济行为。Akerlof和Kranton(2000)<sup>[14]</sup>在新古典效应分析框架中引入了身份认同,指出身份认同是与特定的社会范畴相联系自我感受,个人效用受到自我身份认同的影响。身份认同体现的是个体在融入社会时的归属感,是在社会结构中通过自我与他人的互动而形成的对社会身份的认同,进而实现充分的社会融入。在我国,家乡是身份认同的重要维度,广泛存在的乡土观念使得个人对家乡身份具有高度的认同感。李书娟和徐现祥(2016)<sup>[15]</sup>研究发现,官员对家乡身份的认同形成了家乡偏爱,但家乡身份认同效应只局限于家乡城市,不惠及家乡邻近城市。孙斌栋等(2022)<sup>[16]</sup>从微观个体层面,研究发现我国创业者在区位选择上也存在家乡偏好,且这种偏好在生存型和机会型创业者中均存在。

理论上,家乡身份认同来源于个人在生活 and 成长过程中与家乡建立的情感联结,表现为个体对家乡这个特殊地方的心理依恋。地方依恋最初出现在环境心理学领域,用于描述人和特定地方之间建立的情感联系。人文地理学家Tuan(1974)<sup>[17]</sup>将地方依恋引入地理学领域,以情感联系为纽带开始研究人地关系。Hammit等(2006)<sup>[18]</sup>将地方依恋细分为地方熟悉感、地方归属感、地方依赖感、地方认同感、地方根深蒂固感五个维度,指出从地方熟悉感到地方根深蒂固感,是人和地方之间由浅到深的情感联结,具有层层递进的关系。从人文地理学的观点来看,若将地方依恋聚焦于家乡维度,地方依恋就可具化为对家乡的熟悉、认同与依赖。陈东华等(2013)<sup>[19]</sup>指出,不同于西方社会,我国受户籍制度、土地情怀和经济发展等因素影响,人口流动性相对较低,社会联系相对频繁,在这种情况下,社会成员对家乡怀有天然情感,自然容易形成对家乡的偏爱。

基于身份认同的地方依恋为个体行为受到家乡偏好的影响提供了理论依据。现实情况中,家乡偏好通过影响个体行为,会对企业治理和经济绩效产生一定的影响。目前,已有大量研究证实了

企业经营管理过程中存在高管家乡偏好。胡珺等(2017)<sup>[3]</sup>分析了高管家乡认同对于企业环境治理的影响,研究发现当董事长和总经理在家乡任职时,企业的环境投资更多,证明了高管家乡认同对于企业环境治理具有显著的促进作用。钱士茹和赵斌斌(2018)<sup>[20]</sup>基于总经理出生地和工作地点数据,发现经理人家乡和工作地点的一致可以显著降低企业代理成本。孔庆洋等(2021)<sup>[21]</sup>研究了高管地缘关系和信息披露的关系,指出基于故乡情的信任是地缘效应的基础,乡愁越浓,地缘效应越强,信息披露质量越高。

投资作为企业决策的重要内容,无疑也会受到高管家乡偏好的影响。在企业投资的过程中,往往需要开拓异地市场,此时异地市场的选择就会受到高管家乡偏好的影响,企业高管在内在情感和外在舆论的双重驱动下会向家乡投资。内在驱动力方面,企业高管通常会对家乡产生浓浓的依恋和认同,对家乡的情感羁绊以及建设家乡的责任感和使命感会促使高管向家乡投资。外在驱动力方面,企业高管会受到家乡亲属或者熟人的舆论压力,向家乡投资有助于提高高管个人、家庭甚至宗族在家乡的声誉,维持和亲人朋友的密切联系,寻求归属感与社会融入。总体而言,无论是内在情感下的自我驱动,还是社会责任下的外在驱动,企业高管都有向家乡投资的内在倾向与强烈动机。因此,本文提出以下假设:

H<sub>1</sub>:企业投资区位选择受到高管家乡偏好的影响,相比于其他地区,企业会向高管家乡进行更多的投资。

## 2. 家乡社会网络优势与企业投资区位偏好

在完善的市场环境中,信息和资源可以充分自由流动,企业能够通过观察价格信号发现市场潜力和投资机会,在更大的空间范围内利用过剩资源和搜寻开发新资源。然而,理想的完美市场往往是不存在的。现实中,我国统一大市场尚处于建设和完善阶段,市场发挥的作用相对有限。市场体系不健全以及市场发育不充分导致信息无法自由流动,产品市场和要素市场非竞争性和低流动性造成价格信号失灵(方军雄,2006)<sup>[22]</sup>,企业无法根据有效的价格信号进入异地市场。与此同时,政府掌握着大量稀缺资源,一些地方政府会对外来企业设置更高的进入壁垒,不仅通过市场管理和质量监督标准等手段设法限制或禁止外地产品进入,而且通过进入限制、存贷款数量和利率限制等方式进行金融抑制,导致企业无法有效整合利用当地资源(刘志彪和孔令池,2021)<sup>[23]</sup>。

制度经济学理论指出,正式制度和非正式制度在资源配置过程中具有一定的替代关系,当市场机制并不完善时,社会网络等非正式制度可以发挥重要的作用(钟文晶等,2021)<sup>[24]</sup>。相比于西方国家,我国是一个典型的人情社会,信息传播和资源获取很大程度上依赖于社会关系,社会成员之间的联系和交流更加密切,能够为企业提供更加丰富且有效的信息和资源。周国良等(2020)<sup>[25]</sup>指出,由于制度环境、市场化水平、文化习俗等方面的影响,我国企业重视社会网络的构建与扩展。同样,对于企业投资而言,也需要通过社会网络来获取异地信息和资源。

社会网络根据个体之间的社会关系构建而成,能够为关系网络中的个体带来信息和资源。在资本市场,只有融入社会网络,企业才有可能获得更多的私有信息,从而降低企业的投资成本,从关系走向市场。Engelberg等(2013)<sup>[26]</sup>认为,CEO社会网络是极具价值的企业资产,增加了企业获悉其他企业行为的机会和利用外部资源的能力。王营和曹廷求(2017)<sup>[27]</sup>研究发现,企业董事网络具有信息效应和资源效应的双重优势,能够缓解企业融资约束。曹春方和贾凡胜(2020)<sup>[28]</sup>指出,社会网络对于获取无法充分自由流动的信息和资源至关重要,能够克服信息不对称之类的非正式障碍,促进市场交易,提高资源配置效率。在企业投资过程中,高管家乡偏好能够形成定向的社会网络,将企业和高管家乡联系起来,成为企业获取异地信息和资源的重要渠道。

从异地信息获取而言,一方面,高管家乡社会网络能够帮助企业了解到更多的异地信息,大大降低企业投资过程中的信息搜寻成本,缓解信息不对称带来的风险,有助于企业寻找到更多的投资机

会。在市场主体面临信息不对称时,尤其是难以获得非公开信息时,信息搜寻的成本往往较高,理性选择是通过构建并扩展社会网络来获得更多信息。嵌入社会网络可以为企业带来信息优势(李善民等,2015)<sup>[29]</sup>,企业依托高管家乡社会网络可以增强对异地市场需求、社会规范和政策导向的了解,在进入异地市场时充分发挥信息优势,减少外来者劣势。另一方面,高管在家乡建立的社会网络通常联系更为密切,信息交流更加频繁和深入,这有助于提高信息反馈能力,进而更好地整合当地有效信息,帮助企业筛选出更有价值的投资机会。此外,社会网络发挥作用的有效性还依赖于网络紧密程度和企业网络位置。尽管处于松散的网络结构和边缘网络位置也能获取信息,但这种信息的真实性和有效性往往难以核实。一般而言,辨别信息真伪和约束个体行为的能力随着社会关系距离的增加有所下降。乡土情怀将社会关系相对固定在一个有限的范围内,能够形成以家族、邻里、老乡为核心的长期稳定关系,从而促进信息传递的准确性和有效性,帮助企业获得信息溢价(周国良等,2020)<sup>[25]</sup>。

从异地资源获取而言,一方面,企业能够以高管家乡网络为基点嵌入异地市场,与当地的制度环境保持同构,获得利益相关者的合法性支持,进而撬动企业发展所需的资源。企业合法性强调企业的社会性质而非经济性质,在由社会建构的规范、价值和定义体系中,企业行为应该是合意、正当且合适的(Baumann-Pauly等,2016)<sup>[30]</sup>。根据资源基础理论,企业行为越符合利益相关者的期望,合法性越高,利益相关者就会为其提供资源帮助,支持企业发展(杨汉明等,2022)<sup>[31]</sup>。另一方面,企业可以通过高管家乡网络与异地政府建立政治联系,降低企业进入异地市场的壁垒,为企业发展谋求更多政策和资源支持。我国目前尚未形成完全以市场为导向的资源配置体系,地方政府掌握了大量稀缺资源,能够通过行政审批、政策优惠的方式帮助企业形成强大的资源获取能力(于蔚等,2012)<sup>[32]</sup>。在这种情况下,企业可以借助高管家乡网络和异地政府官员建立良好关系,消除部分政策性歧视和行政壁垒,在市场准入、税收缴纳、要素供给等方面获得优惠待遇,为企业进入异地市场提供良好的发展环境。综上所述,本文提出以下假设:

H<sub>2</sub>:企业依托高管家乡的社会网络可以形成异地信息和资源获取优势,有助于发挥非正式制度对企业投资的促进作用。

基于上述理论分析,本文的逻辑框架如图1所示。

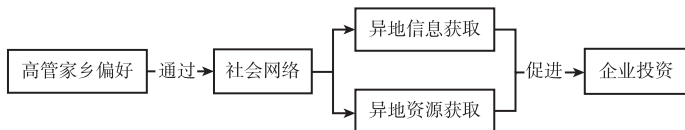


图1 逻辑框架

### 三、研究设计

#### 1. 模型设定

为了检验高管家乡偏好对企业投资区位选择的影响,使用如下的计量模型进行实证检验:

$$y_{imnt} = \beta_0 + \beta_1 home_{int} + \beta_2 x_{mnt} + \beta_3 z_{it} + \mu_i + \delta_t + \lambda_{mn} + \varepsilon_{imnt} \quad (1)$$

其中,下标*i*表示上市公司,*t*表示时间,*m*表示来源城市(母公司所在城市),*n*表示目标城市(子公司所在城市);*y<sub>imnt</sub>*为被解释变量,表示*m*城市的企业*i*年度*t*在城市*n*的新增子公司数量和投资额;*home<sub>int</sub>*为解释变量,表示企业*i*年度*t*在职高管的家乡是否是城市*n*;*x<sub>mnt</sub>*为城市层面的控制变量,*z<sub>it</sub>*为企业层面的控制变量;*ε<sub>imnt</sub>*为扰动项;考虑到不可观测变量的影响,本文还控制了母公司固定效应*μ<sub>i</sub>*、时间固定效应*δ<sub>t</sub>*、城市对固定效应*λ<sub>mn</sub>*。

#### 2. 变量选择与数据获取

(1)企业投资。本文以我国A股上市公司为母公司,使用2000—2019年相应母公司每年在各地

级市的新增子公司数量和投资数据,主要有以下几方面的考虑:第一,以资本为纽带的母子公司体制已成为企业投资的主流结构,并且我国上市公司普遍规模较大、经营状况良好,具有开拓国内市场、跨区域投资的强烈愿望,因此选择上市公司作为母公司。第二,重点考察持股比例大于50%的控股子公司,可以保证母公司对子公司的绝对控制权,因此选择控股子公司。第三,与历史所有子公司相比,新增子公司更能体现高管在任期间其家乡偏好对企业投资区位选择的影响,因此选择新增子公司。

新增子公司数量(*firm*):首先,本文收集整理了我A股上市公司和其参股公司的基本信息,删除样本期间被ST、\*ST和PT处理的上市公司,删除金融、保险类上市公司,删除参股比例小于50%以及持股不详的样本,只保留控股子公司数据。然后,基于控股子公司的企业地址和登记机关,提取子公司所在城市数据,基于控股子公司的注册时间,提取注册年份数据。最后,根据控股子公司所在城市和注册年份,计算每个上市公司每年在各个地级市的新增子公司数量,得到了“母公司-来源城市-年份-目标城市-新增子公司数量”的数据结构,比如“上市公司*i*-深圳-2000年-成都-1个新增子公司”为1个观测值。

新增子公司投资(*capital*):首先,本文根据上市公司对子公司的参股比例以及子公司的注册资本,计算每个上市公司对每个控股子公司的投资总额。然后,根据控股子公司所在城市和注册年份,计算每个上市公司每年在各个地级市的新增子公司投资,得到了“母公司-来源城市-年份-目标城市-新增子公司投资”的数据结构,比如“上市公司*i*-深圳-2000年-成都-500万元”为1个观测值。最后,为了避免新增子公司投资数值过大的影响,对数据作对数化处理。

(2)高管家乡偏好(*home*)。本文借鉴胡珺等(2017)<sup>[3]</sup>、迟铮和王佳元(2021)<sup>[33]</sup>的做法,选择董事长和总经理作为代表人物衡量高管家乡偏好。从我国公司治理的实践来看,董事长是股东权益的代表,总经理是经理层的最高领导,二者是公司两种权力的集中体现,都能够影响到公司的重大投资事项。因此,本文以董事长和总经理的籍贯城市<sup>①</sup>与子公司所在城市是否一致来衡量高管家乡偏好,具体方法如下:首先,本文收集整理了上市公司董事长和总经理的个人履历信息,并借助网络搜索工具,对董事长和总经理的籍贯城市进行提取和补充。然后,以董事长和总经理作为高管代表,根据任职时间与母公司一一匹配,如果母公司某一年度高管发生变更,以任职时间长的作为当年高管,任职时间相同的选择后任职的作为当年高管。最后,根据高管籍贯城市与子公司所在城市是否一致,生成高管家乡偏好的虚拟变量。如果董事长或总经理的籍贯城市和子公司所在城市相同,定义为1,否则为0。

(3)控制变量。本文选择了城市层面和企业层面两类控制变量。城市层面的控制变量包括:GDP差异(*gdp*)、GDP增长率差异(*growth*)和地理距离(*distance*)。企业层面的控制变量包括:企业规模(*size*)、资产负债率(*debt*)、企业年龄(*age*)、资产收益率(*Roa*)、董事会结构(*Drc*)、股权结构(*MShr*)、高管年龄(*carrer*)、高管性别(*gender*)、高管学历(*edu*)和二职合一(*dual*)。

数据主要来自EPS中国城市数据库和中国研究数据服务平台(CNRDS),所有连续变量在1%水平上进行缩尾处理,变量描述性统计如表1所示。

表1 变量描述性统计

变量类型	变量符号	变量名称及说明	观测值	均值	标准差
被解释变量	<i>firm</i>	新增子公司数量。上市公司各年度在不同城市的新增子公司数量(个)	28686	1.420	0.937
	<i>capital</i>	新增子公司投资。上市公司各年度在不同城市的新增子公司投资(万元),作对数化处理	28686	7.626	2.128

① 部分缺失数据使用出生地补充。

续表 1

变量类型	变量符号	变量名称及说明	观测值	均值	标准差
解释变量	<i>home</i>	高管家乡偏好。董事长和总经理的籍贯城市是否和目标城市相同	28686	0.136	0.343
控制变量	<i>gdp</i>	GDP 差异。来源城市和目标城市 GDP 差距的绝对值(亿元),作对数化处理	28686	13.764	7.455
	<i>growth</i>	GDP 增长率差异。来源城市和目标城市 GDP 增长率差距的绝对值(%)	28686	1.897	1.828
	<i>distance</i>	地理距离。来源城市和目标城市的地理最短路径(km),基于 OpenStreetMap(OSM)地图数据计算,作对数化处理	28686	5.210	2.897
	<i>size</i>	企业规模。上市公司总资产(元),作对数化处理	28686	22.669	1.666
	<i>debt</i>	资产负债率。负债合计除以资产总计	28686	0.491	0.211
	<i>age</i>	企业年龄。子公司成立年份减去母公司成立年份,作对数化处理	28686	2.637	0.454
	<i>Roa</i>	资产收益率。净利润除以资产总计(%)	28686	4.684	4.573
	<i>Drc</i>	董事会结构。独立董事比例	28686	0.383	0.108
	<i>MShr</i>	股权结构。管理层持股比例	28686	0.128	0.194
	<i>carrer</i>	高管年龄。董事长和总经理的平均年龄,作对数化处理	28686	3.930	0.124
	<i>gender</i>	高管性别。董事长或总经理是否为女性	28686	0.075	0.263
	<i>edu</i>	高管学历。将学历按照“中专及以下”“大专”“本科”“硕士”“博士”五个等级,赋值 1~5,然后取董事长学历和总经理学历的均值	28686	2.600	0.801
	<i>dual</i>	二职合一。董事长和总经理是否由一人兼任	28686	0.112	0.316

## 四、实证分析

### 1. 基准回归

表 2 第(1)列和第(2)列为未加入任何控制变量和固定效应的回归结果,第(3)列和第(4)列引入了控制变量,第(5)列和第(6)列进一步控制了城市对固定效应、时间固定效应、母公司固定效应。从结果来看,*home* 系数全部显著为正,表明高管家乡偏好显著增加了新增子公司数量和投资,有助于促进企业投资。也就是说,相比其他地区,企业会向高管家乡设立更多的子公司,进行更多的投资,企业投资时更倾向于选择高管家乡,假设  $H_1$  得以证明。从第(5)列和第(6)列 *home* 系数大小来看,与其他地区相比,企业向高管家乡增加了 0.123 个子公司,增加了 21.3% 的投资。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>firm</i>	<i>capital</i>	<i>firm</i>	<i>capital</i>	<i>firm</i>	<i>capital</i>
<i>home</i>	0.470*** (8.800)	0.572*** (8.909)	0.110*** (2.838)	0.144** (2.008)	0.123*** (3.494)	0.213*** (3.831)
<i>gdp</i>			-0.011*** (-3.488)	-0.032*** (-5.185)	-0.011 (-0.373)	-0.093** (-2.439)

续表 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>firm</i>	<i>capital</i>	<i>firm</i>	<i>capital</i>	<i>firm</i>	<i>capital</i>
<i>growth</i>			-0.001 (-0.352)	0.033 *** (4.588)	0.003 (0.910)	0.015 (1.645)
<i>distance</i>			-0.056 *** (-7.486)	-0.052 *** (-3.292)	-0.169 *** (-4.668)	-0.227 * (-1.693)
<i>size</i>			0.132 *** (7.685)	0.602 *** (25.491)	0.172 *** (5.917)	0.133 ** (2.276)
<i>debt</i>			0.376 *** (8.233)	0.392 *** (4.106)	-0.004 (-0.043)	-0.351 * (-1.934)
<i>age</i>			0.024 (1.560)	-0.102 *** (-2.883)	0.010 (0.114)	0.290 ** (2.001)
<i>Roa</i>			-0.060 *** (-3.701)	-0.306 *** (-13.282)	-0.034 (-1.356)	-0.071 (-1.331)
<i>Drc</i>			0.008 *** (5.018)	0.006 ** (2.058)	0.007 *** (2.837)	0.012 ** (2.455)
<i>MShr</i>			-0.020 (-0.269)	0.466 *** (4.126)	-0.287 *** (-3.052)	0.050 (0.276)
<i>carrer</i>			0.044 (1.145)	-0.368 *** (-5.028)	0.098 (1.123)	-0.098 (-0.567)
<i>gender</i>			-0.348 *** (-6.165)	-0.265 ** (-2.147)	-0.006 (-0.045)	-0.205 (-0.727)
<i>edu</i>			0.104 *** (3.206)	-0.135 *** (-2.825)	0.058 (0.811)	0.077 (0.610)
<i>dual</i>			-0.024 ** (-2.373)	0.033 ** (2.025)	0.006 (0.385)	-0.023 (-0.620)
常数项	1.356 *** (75.450)	7.548 *** (303.039)	1.323 *** (5.378)	2.257 *** (4.463)	-0.678 (-0.786)	8.765 *** (5.395)
固定效应	否	否	否	否	是	是
观测值	28686	28686	28686	28686	25052	25052
R <sup>2</sup>	0.030	0.008	0.100	0.105	0.323	0.405

注:括号内为回归系数的 *t* 值; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;固定效应包括时间固定效应、母公司固定效应、城市对固定效应;标准误差聚类到城市对层面,下同

## 2. 稳健性检验

(1) 更换被解释变量。本文借鉴曹春方等(2018)<sup>[11]</sup>的做法,使用母公司 *i* 年度 *t* 在城市 *n* 新增子公司数量除以母公司 *i* 年度 *t* 所有新增子公司总量 (*firm\_rate*), 作为 *firm* 的替代变量, 回归结果如表 3 第(1)列所示。同理,使用母公司 *i* 年度 *t* 在城市 *n* 新增子公司投资除以母公司 *i* 年度 *t* 所有新增子公司投资 (*capital\_rate*), 作为 *capital* 的替代变量, 回归结果如表 3 第(2)列所示。从结果来看, *home* 变量显著为正, 基准回归结果稳健。

表 3 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>firm_rate</i>	<i>capital_rate</i>	<i>firm</i>	<i>capital</i>	<i>firm</i>	<i>capital</i>
	更换被解释变量		滞后效应		逆向因果	
<i>home</i>	0.030 *** (3.676)	0.025 *** (3.305)			0.121 *** (3.135)	0.165 *** (2.865)
<i>L. home</i>			0.147 *** (3.709)	0.273 *** (4.243)		
常数项	0.858 *** (3.907)	0.871 *** (3.532)	-1.632 (-1.638)	7.212 *** (3.793)	-1.332 (-1.297)	9.077 *** (4.145)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	25052	24986	22608	22608	22108	22108
R <sup>2</sup>	0.683	0.676	0.334	0.414	0.332	0.416

(2)滞后效应。考虑到企业投资过程中高管家乡偏好的滞后效应,本文还对解释变量 *home* 进行了滞后处理。由于本文数据结构难以直接生成滞后变量,因此本文将高管任职时间整体提前一年,从而使用对应的滞后变量 *L. home* 进行检验,结果如表 3 第(3)列和第(4)列所示。从结果来看,*L. home*显著为正,基准回归结果稳健。

(3)逆向因果。余玉苗等(2015)<sup>[34]</sup>分析了上市公司为何要聘请退休政府官员,研究发现通过发挥政府关系的调节功能,退休官员可以给企业带来更多税收优惠、政府补助等资源。同理,如果企业想要开拓某地市场,可能也会聘请家乡属于该地的高管,从而通过该高管的家乡关系获得相关资源,迅速占领该地区市场。此外,向高管家乡进行投资可能是因为企业与当地的一贯经济往来,本身就具有向当地设立子公司的投资意愿。因此,本文的结果可能存在内生性问题。为了处理内生性,本文参考华仁海和章玮梓(2021)<sup>[9]</sup>的做法,删除总经理和董事长任职少于三年的样本重新回归,结果如表 3 第(5)列和第(6)列所示。从结果来看,*home* 变量显著为正,基准回归结果稳健。

(4)动态效应。如果高管家乡偏好确实存在,那么企业向高管家乡设立的子公司数量和投资的显著增加应该是由该高管上任这一事件引发的,因此本文使用事件研究法检验了高管任职前后新增子公司数量和投资的变化。假设某企业在  $t-1$  年向 A 地设立子公司  $m_{t-1}$  家,向 B 地设立子公司  $n_{t-1}$  家, $t$  年新的高管上任,家乡是 A 地, $t$  年该企业向 A 地设立子公司  $m_t$  家,向 B 地设立子公司  $n_t$  家,如果企业投资过程中确实存在高管家乡偏好,那么应该观察到: $\Delta m_t = m_t - m_{t-1}$  应该显著高于  $\Delta n_t = n_t - n_{t-1}$ 。按照这个逻辑,本文首先以子公司成立年份减去高管任职初始年份,计算高管任职时间。然后以高管任职当年为第 0 年,以此为基准分别将任职前一年的时间定义为 -1 年,任职后的时间定义为 1、2、3、4、5 年。最后构建高管任职时间和 *home* 的交互项进行回归,交互项系数大小和变化趋势如图 2 和图 3 所示。为了便于说明,本文仅以董事长样本为代表,进行动态效应检验<sup>①</sup>。

图 2 是董事长任职前后的新增子公司数量变化。从结果来看,董事长任职前一年,交互项系数并不显著异于 0(95% 的置信区间包含 0 值),表明  $\Delta m_{t-1}$  和  $\Delta n_{t-1}$  没有显著差异,董事长正式任职以后,尤其是任职后的第二年和第三年,交互项系数显著大于 0,表明  $\Delta m_{t+2}$  和  $\Delta m_{t+3}$  显著高于  $\Delta n_{t+2}$  和  $\Delta n_{t+3}$ ,可以说明是董事长的上任提高了其家乡子公司数量。

① 董事长样本个数为 24192,总经理样本个数为 12335,因此,本文仅以董事长为例进行说明,并且由于样本中董事长平均任职年限为五年,本文的动态效应也只考察到董事长任职五年内。



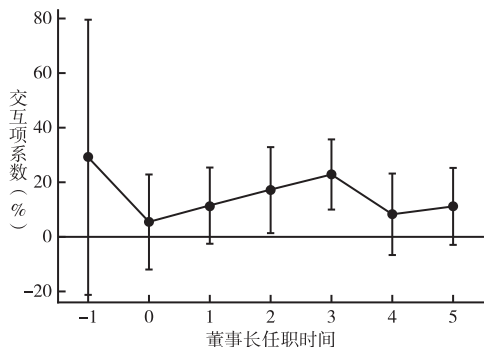


图2 董事长任职前后新增子公司数量变化

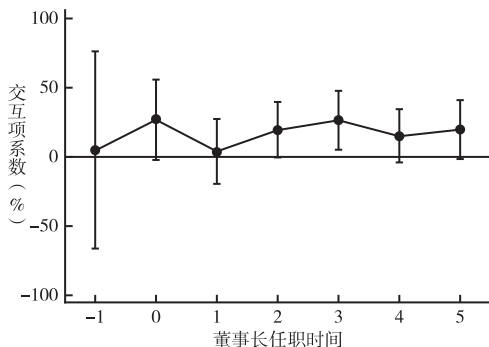


图3 董事长任职前后新增子公司投资变化

图3是董事长任职前后的新增子公司投资变化。从结果来看,董事长任职前一年,交互项系数并不显著异于0,董事长正式任职的当年及以后,交互项系数基本显著大于0,从而可以说明是董事长的上任提高了其家乡子公司投资。结合图2和图3,可以说明企业投资区位选择受到高管家乡偏好的影响,企业会在高管家乡设立更多的子公司,进行更多的投资。

(5)安慰剂检验。考虑到遗漏变量,尤其是不可观测变量对结果造成的影响,本文还借鉴 Cai等(2016)<sup>[35]</sup>、宋弘等(2019)<sup>[36]</sup>的思路,通过随机选择高管的家乡进行安慰剂检验。根据计量模型(1),可以得到系数 $\hat{\beta}_1$ 的表达式为:

$$\hat{\beta}_1 = \beta_1 + \gamma \frac{\text{cov}(home_{int}, \varepsilon_{int} | W)}{\text{var}(home_{int} | W)} \quad (2)$$

其中, $W$ 表示所有控制变量和固定效应, $\gamma$ 表示非观测因素对被解释变量的影响,如果 $\gamma = 0$ ,那么非观测因素就不会干扰估计结果, $\hat{\beta}_1$ 就是无偏的,然而这一点无法直接证明。但是,如果可以用某个变量替代 $home$ ,并且这个变量理论上无法对结果产生影响,在此基础上估计出 $\hat{\beta}_1 = 0$ ,那么就可以反推 $\gamma = 0$ ,从而说明遗漏变量不会对估计结果造成偏误。因此,本文构建了 $home$ 的随机变量替代其真实变量,然后重复1000次的基准回归,得到1000个估计值的分布结果如图4和图5所示。从结果来看, $home$ 的随机变量分布在零值附近且服从正态分布,对新增子公司数量和投资的影响均小于基准值,说明未观测因素不会对估计结果产生影响,基准回归的结果是稳健的。

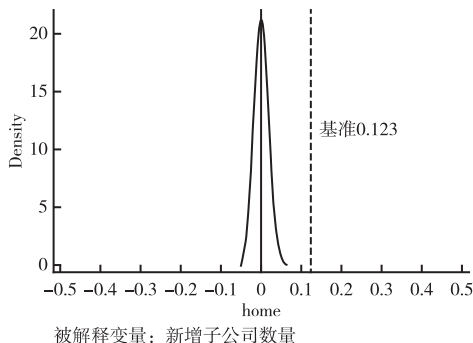


图4 安慰剂检验(被解释变量为 firm)

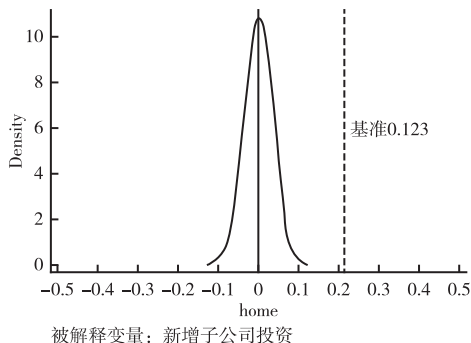


图5 安慰剂检验(被解释变量为 capital)

(6)其他稳健性检验。本文还进行了更多的稳健性检验,一是考虑金融危机的影响,删除2008年和2009年的样本,回归结果如表4第(1)列和第(2)列所示。Kathleen和René(2013)<sup>[37]</sup>的研究表明,信贷扩张能够增加企业投资需求。而金融危机期间,全球信贷紧缩,企业面临融资约束,投资意愿强烈下降,甚至面临倒闭风险。因此,考虑到全球金融危机对我国上市企业投资的影响,本文删除了2008年和2009年的样本,重新进行回归。

表 4

其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	<i>firm</i>	<i>capital</i>	<i>firm</i>	<i>capital</i>	<i>firm</i>	<i>capital</i>	<i>firm</i>	<i>capital</i>	<i>firm</i>	<i>capital</i>
	金融危机		城市级别		管理者过度自信		管理者政治关联		全资子公司	
<i>home</i>	0.128*** (3.426)	0.204*** (3.670)	0.162*** (4.334)	0.237*** (3.209)	0.118*** (3.210)	0.209*** (3.405)	0.151*** (3.608)	0.329*** (4.712)	0.100*** (2.915)	0.169*** (2.598)
常数项	-0.964 (-0.976)	8.326*** (4.765)	0.001 (0.001)	8.303*** (4.254)	-0.283 (-0.357)	9.204*** (5.552)	0.622 (0.613)	9.734*** (4.595)	-1.545 (-1.318)	7.626*** (3.756)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	23278	23278	20208	20208	23315	23315	16691	16691	15203	15203
R <sup>2</sup>	0.332	0.412	0.341	0.439	0.326	0.419	0.336	0.437	0.335	0.431

二是考虑城市级别的影响,回归结果如表4第(3)列和第(4)列所示。我国城市的行政级别可以分为直辖市、副省级城市、非副省级省会城市和普通地级市(江艇等,2018)<sup>[38]</sup>,由于直辖市归中央管辖,行政级别较高,具有较强的资源集聚能力,往往可以吸引到大量企业。因此,考虑到城市级别对企业投资的影响,本文删除了目标城市为北京、上海、天津、重庆四个直辖市的样本,重新进行回归。

三是加入管理者过度自信,回归结果如表4第(5)列和第(6)列所示。Zaher(2019)<sup>[39]</sup>发现管理者过度自信会影响到企业行为。如果管理者过度自信,就会倾向于快速扩张,增加投资,甚至高估其在家乡的信息优势。因此,考虑到管理者过度自信对企业投资的影响,本文控制该变量重新进行回归。参考李善民等(2015)<sup>[29]</sup>的做法,管理者过度自信使用的是监管层前三名薪酬总额与所有监管层薪酬总额的比值,薪酬占比是常见的衡量管理者过度自信的指标。

四是加入管理者政治关联,回归结果如表4第(7)列和第(8)列所示。Braam等(2015)<sup>[40]</sup>发现政治关联对企业经营管理也具有一定影响,与政府建立关联能够获得更多经济资源与政策支持,从而促进企业投资。因此,考虑到管理者政治关联对企业投资的影响,本文控制该变量重新进行回归。借鉴王乐等(2019)<sup>[41]</sup>关于政治关联的定义,如果董事长或总经理曾经或现在担任人大代表、政协委员或者在政府部门任职,设置为1,否则为0。管理者政治关联从董事长和总经理的简历中手工整理而来。

五是使用全资子公司,回归结果如表4第(9)列和第(10)列所示。邓宏等(2016)<sup>[42]</sup>研究我国企业海外投资时,将企业进入模式分为全资子公司和合资两种方式,认为全资子公司可以保护企业的专有资产,避免合作伙伴的侵蚀风险。因此,考虑到进入方式对企业投资的影响,本文在基准回归控股子公司的基础上,进一步使用全资子公司作为研究对象,重新进行回归。

上述结果均显示,高管家乡偏好显著增加了新增子公司数量和投资,基准回归结果稳健。

### 3. 机制分析

(1)异地独立董事的信息和资源支持。由于很难找到能够衡量企业异地信息获取和资源获取的中介变量,本文借鉴Rajan和Zingales(1998)<sup>[43]</sup>、施炳展和李建桐(2020)<sup>[44]</sup>的思路,通过构建交互项模型对高管家乡偏好是否通过异地信息获取和异地资源获取促进企业投资。具体检验思路是,如果高管家乡偏好确实可以通过异地信息和资源获取促进企业投资,那么就观察到高管家乡偏好对异地信息和资源获取渠道匮乏的企业有更大的促进作用。按照这个检验思路,本文在基准回归模型的基础上,加入了企业是否有异地独立董事的虚拟变量以及该变量与高管家乡偏好的交互项,回归结果如表5第(1)列和第(2)列所示。

表 5 机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>firm</i>	<i>capital</i>	<i>firm</i>	<i>capital</i>
	M = 企业是否有异地独立董事		M = 目标城市市场化水平	
<i>home</i>	0.159*** (3.694)	0.243*** (3.923)	0.130*** (3.255)	0.240*** (4.243)
<i>M</i>	0.002 (0.106)	0.001 (0.033)	0.039** (2.181)	0.063* (1.773)
<i>home * M</i>	-0.082* (-1.952)	-0.067 (-0.829)	-0.016 (-0.558)	-0.064* (-1.884)
常数项	-0.672 (-0.784)	8.770*** (5.384)	-0.977 (-1.170)	8.444*** (5.118)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是
观测值	25052	25052	25052	25052
R <sup>2</sup>	0.323	0.405	0.323	0.405

在企业投资的过程中,异地独立董事能够成为企业了解当地文化习俗、社会规则以及消费习惯的重要途径,能够协调企业和当地政府、金融机构、社会组织之间的关系,帮助企业获取大量市场信息和政府资源(刘春等,2015<sup>[45]</sup>;全怡等,2017<sup>[46]</sup>),从而促进企业投资。因此,如果可以证明高管家乡偏好可以弥补企业异地独立董事渠道的不足,对异地信息和资源获取渠道匮乏的企业有更大的促进作用,就可以说明高管家乡偏好能够通过异地信息和资源获取促进企业投资。从表 5 第(1)列和第(2)列来看,交互项对新增子公司数量的影响显著为正,但对新增子公司投资的影响并不显著,表明高管家乡偏好能够通过异地信息和资源获取提高新增子公司数量。也就是说,在新增子公司数量层面,高管家乡偏好能够通过异地信息和资源获取促进企业投资。

(2)目标城市市场化水平与信息 and 资源获取。在我国市场体系还不健全、发育并不充分的背景下,企业在利用市场信息、整合异地资源时面临巨大的障碍,企业投资可能更需要从非市场途径进行信息和资源获取。因此,如果高管家乡偏好确实能够通过异地信息和资源获取促进企业投资,那么应该还可以观察到在资源获取困难的地区,也就是市场化水平较低的地区,高管家乡偏好对企业投资的促进作用就越大。按照这个检验思路,本文在基准回归模型的基础上,还加入了目标城市市场化水平<sup>①</sup>以及该变量与高管家乡偏好的交互项<sup>②</sup>,进一步检验异地信息和资源获取机制,回归结果如表 5 第(3)列和第(4)列所示。从中可以看出,交互项对新增子公司数量的影响并不显著,但对新增子公司投资的影响显著为正,表明高管家乡偏好能够通过异地信息和资源获取提高新增子公司投资。也就是说,在新增子公司投资层面,高管家乡偏好能够通过异地信息和资源获取促进企业投资。结果还表明,在我国市场化机制还不完善的背景下,高管家乡偏好能够弥补目标城市市场化水平的不足,通过社会网络的非正式制度发挥对企业投资的积极作用。

综上,企业可以依托高管家乡的社会网络可以形成异地信息和资源获取优势,有助于发挥非正式制度对企业投资的促进作用,假设 H<sub>2</sub> 得以证明。

#### 4. 异质性分析

(1)企业所有权性质。本文根据母公司实际控制人将上市公司分为国有企业和民营企业。当实际控制人为国家控制、国家或者代表国家的机构或企事业单位控制,定义为国有企业,否则为民

① 数据来自中国分省份市场化指数数据库(<https://cmi.ssap.com.cn/>)。市场化指数包括政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织的发育和法律制度环境。

② 本文对目标地市场化水平和高管家乡偏好的交互项进行了中心化处理。由于企业是否有异地独立董事和高管家乡偏好同为虚拟变量,因此未对其和高管家乡偏好的交互项进行中心化处理。

营企业。表6列第(1)列和第(2)列是国有企业回归结果,第(3)列和第(4)列是民营企业回归结果。从结果来看,国有企业高管家乡偏好显著提高了新增子公司投资,但对新增子公司数量并没有显著影响;民营企业高管家乡偏好显著提高了新增子公司数量,但对新增子公司投资没有显著影响。国有企业的董事长和总理由上级党委任命,受人民群众监督,其行为决策受到的外部约束力度较大,因此家乡偏好可能不便于体现在新增子公司数量上,但是可以通过增加新增子公司投资的方式实现;而民营企业高管受到的外部约束力度较小,且市场竞争更激烈,抢先占领异地市场对于企业发展更为重要,因此家乡偏好对新增子公司数量的影响更显著。

表6 企业所有权性质

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>firm</i>	<i>capital</i>	<i>firm</i>	<i>capital</i>
	国有企业		民营企业	
<i>home</i>	-0.023 (-0.393)	0.463 *** (4.579)	0.159 *** (3.708)	0.035 (0.475)
常数项	1.610 (1.137)	5.497 ** (2.003)	-0.391 (-0.339)	11.144 *** (5.139)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是
观测值	7201	7201	16901	16901
R <sup>2</sup>	0.344	0.403	0.345	0.419

(2)行业竞争程度。本文根据母公司所在行业的竞争程度将上市公司分为高竞争行业和低竞争行业。参考刘秉镰等(2022)<sup>[7]</sup>的做法,使用行业赫芬达尔指数衡量市场竞争程度,计算公式为 $HHI_n = \sum (X_{mn}/X_n)^2$ , $X_{mn}$ 为行业 $n$ 中企业 $m$ 的营业收入, $X_n$ 为行业 $n$ 中所有企业的营业收入总和。当母公司所在行业的年度赫芬达尔指数小于所有行业年度赫芬达尔中位数时,定义为高竞争行业,否则为低竞争行业。表7第(1)列和第(2)列是高竞争行业回归结果,第(3)列和第(4)列是低竞争行业回归结果。从结果来看,高竞争行业中高管家乡偏好可以显著提高新增子公司数量,但对新增子公司投资没有显著影响;低竞争行业中高管家乡偏好可以显著提高新增子公司投资,但对新增子公司数量没有显著影响。由于高竞争行业投资机会短暂,且战略性先发优势较大,这些行业内的企业更倾向于设立更多的子公司抢先占领市场,因此家乡偏好对新增子公司数量的影响更显著;而低竞争行业竞争程度较低,无需抢先设立更多的子公司,更注重子公司规模大小,因此家乡偏好对新增子公司投资的影响更显著。

表7 行业竞争程度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>firm</i>	<i>capital</i>	<i>firm</i>	<i>capital</i>
	高竞争行业		低竞争行业	
<i>home</i>	0.174 *** (3.123)	0.095 (1.053)	0.052 (0.796)	0.334 *** (4.273)
常数项	0.291 (0.228)	9.507 *** (4.210)	-1.262 (-0.934)	6.907 *** (2.878)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是
观测值	12497	12497	11090	11090
R <sup>2</sup>	0.364	0.422	0.351	0.451

(3) 资本市场分割。本文根据城市间的资本市场分割程度将样本分为市场分割程度低和市场分割程度高两个样本。由于企业投资是资本流动层面的研究, 因此, 相较于产品层面的市场分割, 资本市场分割更为合适。关于资本市场分割的测算, 本文使用相对价格法, 参考赵奇伟和熊性美(2009)<sup>[47]</sup>的选择标准, 使用固定资产投资价格指数的相对方差衡量资本市场分割, 选取建筑安装工程、设备工具购置、其他费用三大类<sup>①</sup>价格指数。由于数据可得性, 本文的市场分割数据使用的是省级层面的数据。当省份间的年度资本市场分割程度低于所有省份年度资本市场分割中位数时, 定义为市场分割程度低, 否则为市场分割程度高。表 8 第(1)列和第(2)列是市场分割程度低的回归结果, 第(3)列和第(4)列是市场分割程度高的回归结果。从结果来看, 高管家乡偏好对市场分割程度低的样本中显著为正, 但在市场分割程度高的样本中并不显著。这表明地区之间的市场分割程度提高了市场壁垒, 子公司进入难度较大, 高管家乡偏好难以突破市场分割引致的企业异地投资壁垒。

表 8 资本市场分割

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>firm</i>	<i>capital</i>	<i>firm</i>	<i>capital</i>
	市场分割程度低		市场分割程度高	
<i>home</i>	0.210*** (3.956)	0.358*** (4.694)	0.033 (0.721)	0.026 (0.286)
常数项	-1.210 (-0.858)	7.775*** (3.292)	-29.252 (-0.847)	-14.013 (-0.619)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是
观测值	11997	11997	10507	10507
R <sup>2</sup>	0.390	0.448	0.375	0.473

### 五、进一步研究

上文检验了高管家乡偏好如何影响企业投资区位选择(去哪设立子公司), 下面将进一步分析企业如何进行投资(怎么设立子公司), 是选择追加已有投资以实现规模化(集约边际), 还是选择扩大投资的范围以实现多元化(扩展边际)。

本文借鉴 Eicher 等(2012)<sup>[12]</sup>、刘晓光和杨连星(2016)<sup>[13]</sup>的做法, 将企业投资分为集约边际和扩展边际, 具体计算公式如下:

$$y_{imnt} = \sum_k y_{imnkt} = intensive_{imnt} \times extensive_{imnt} \quad (3)$$

其中, 下表 *i*、*m*、*n*、*t*、*k* 分别表示企业、来源城市、目标城市、时间和行业; *y<sub>imnt</sub>* 表示 *m* 城市企业 *i* 年度 *t* 在城市 *n* 的新增子公司数量和投资额; *y<sub>imnkt</sub>* 表示 *m* 城市企业 *i* 年度 *t* 在城市 *n* 行业 *k* 的新增子公司数量和投资额; *intensive<sub>imnt</sub>* 表示 *m* 城市企业 *i* 年度 *t* 在城市 *n* 的集约边际, 包括 *intensive<sub>f</sub>* 和 *intensive<sub>c</sub>*, 其中 *intensive<sub>f</sub>* 使用企业在目标城市各行业新增子公司数量均值衡量, *intensive<sub>c</sub>* 使用企业在目标城市各行业新增子公司投资额均值的对数衡量; *extensive<sub>imnt</sub>* 表示 *m* 城市企业 *i* 年度 *t* 在城市 *n* 的扩展边际, 使用企业在目标城市新增子公司的行业数量衡量。

以上述计算得到的集约边际和扩展边际为被解释变量, 本文检验了高管家乡偏好对企业投资的二元边际的影响。表 9 列示了回归结果, 其中, 第(1)列和第(2)列检验了高管家乡偏好对企业投资集约边际的影响, 第(3)列检验了高管家乡偏好对企业投资扩展边际的影响。从结果来看, 高

① 广东省 2000 年缺失值使用 2001 年数值填充, 删除数据完全缺失的西藏样本。

管家乡偏好显著为正,表明高管家乡偏好不仅能提高企业投资的集约边际,促进投资规模化,而且能提高企业投资的扩展边际,促进投资多元化。也就是说,高管家乡偏好对企业投资具有规模化和多元化两方面的促进作用,企业不仅会追加高管家乡的已有投资,还会扩大在高管家乡投资的范围,有助于企业实现规模经济和范围经济。

表 9 企业投资的二元边际

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>intensive_f</i>	<i>intensive_c</i>	<i>extensive</i>
<i>home</i>	0.057*** (3.786)	0.188*** (3.539)	0.054** (2.422)
常数项	0.317 (0.594)	8.959*** (5.686)	0.342 (0.555)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是
观测值	25052	25052	25052
R <sup>2</sup>	0.227	0.408	0.290

## 六、结 论

### 1. 研究结论

本文以我国 A 股上市公司为母公司,使用 2000—2019 年相应母公司每年在各地级市的新增子公司数量和投资数据,实证检验了高管家乡偏好如何影响企业投资区位选择。研究发现,第一,企业投资受到高管家乡偏好的影响,相比于其他地区,企业会向董事长和总经理的家乡设立更多的子公司,进行更多的投资。在更换被解释变量、滞后一期、删除样本、动态效应检验、安慰剂检验等多种稳健性检验和内生性处理之后,本文基准回归的结论仍然成立。第二,企业依托高管家乡的社会网络有助于形成异地信息和资源获取优势,不仅可以弥补企业异地独立董事渠道获取信息和资源的不足,而且可以弥补目标城市市场化水平的不足,发挥非正式制度对企业投资的促进作用。第三,高管家乡偏好对新增子公司数量的影响在民营企业和高竞争行业更为显著,对新增子公司投资额的影响在国有企业和低竞争行业更为显著。高管家乡偏好对新增子公司数量和投资额的影响在市场分割程度较高的城市间均不显著,表明高管家乡偏好难以突破市场分割引致的企业异地投资壁垒。此外,本文还进一步检验了高管家乡偏好对企业投资的二元边际的影响,研究发现高管家乡偏好不仅能提高企业投资的集约边际,促进投资规模化,而且能提高企业投资的扩展边际,促进投资多元化。

### 2. 管理启示

(1)企业要重视管理者家乡偏好,积极构建并扩展社会网络。高管家乡社会网络是企业重要的社会资本,不仅有助于企业了解到更多的异地信息,大大降低企业投资过程中的信息搜寻成本,缓解信息不对称带来的风险,而且有助于企业整合利用异地资源,取得异地发展的合法性支持,为企业市场扩张谋求更多政策优惠和资源支持。因此,企业要充分利用家乡社会网络的异地信息和资源获取优势,发现更多更有价值的投资机会,提高企业经营活力和经济效益。

(2)企业要合理布局国内市场,致力于实现规模经济和范围经济双重目标。现阶段,全球经济增速放缓,贸易保护主义抬头,国际经济形势日益复杂,企业出口和对外贸易面临的不确定性持续增加,充分利用国内市场规模以实现企业竞争力提升显得尤为重要。我国拥有 14 亿多的人口规模和 4 亿以上的中等收入群体,是全球最具潜力的消费市场。因此,企业若能充分挖掘我国超大规模市场优势,优化投资分布格局,紧抓国内不同地区市场机会,积极整合异质性资源,实现规模经济和

范围经济,不仅有助于促进企业自身成长,同时能够增强企业应对各类危机的韧性。

### 3. 政策建议

(1) 地方政府可依托乡土文化的经济属性,吸引更多企业到家乡投资兴业。乡土文化是中华文化的根脉,不仅具有铸魂塑形的文化价值,还蕴含着巨大的经济价值。鉴于此,地方政府应积极依托乡情、亲情等桥梁纽带,结合地区资源条件和发展需求,吸引大量企业投资,进而促进地区经济发展。与此同时,地方政府应积极出台相应的政策优惠和配套措施,为吸引企业进驻以及促进企业后续发展提供有利的客观环境支持,强化高管家乡偏好对企业投资产生的积极作用。

(2) 深入推动市场化改革,着力促进地区间要素充分流动。当前,我国市场建设体系不完善,部分稀缺性资源要素仍由地方政府掌握配置,导致企业无法通过市场化途径获取有效的异地信息和发展资源。在这种情况下,我国也出现资源配置效率低下、企业发展空间不足、要素难以自由流动等诸多现实问题。鉴于此,地方政府应积极妥善处理政府和市场的关系,加快转变政府职能,深化市场化改革,充分发挥市场在资源配置中的决定作用,进一步释放市场活力,为增强企业异地投资的动机和能力提供条件。

(3) 打破地方保护主义和市场分割,加快推动全国统一大市场建设。本文研究表明,高管家乡偏好难以突破市场分割引致的企业异地投资壁垒。因此,地方政府应积极破除地方保护主义,改善行政制度、文化差异以及行业垄断等因素导致的市场分割,扫清地区间要素和商品流动的各类体制机制障碍,同时应注重加强地方政府间的合作交流,积极推动区域间市场整合,着力构建全国统一大市场,促进国内市场高效畅通和规模拓展。

### 4. 研究展望

本文的研究还存在一定不足,未来可以进一步探索。第一,本文以董事长和总经理为高管代表,忽视了其他高管对企业投资决策的影响,未来研究可以将更多高管纳入考察范围,得到更加全面和丰富的研究结论。第二,本文根据子公司注册资本计算企业投资存在一定误差,企业在投资时还可以选择技术、专利或人力资本等形式,未来研究可以完善企业投资指标。第三,本文基于社会网络这一非正式制度视角探讨了高管家乡偏好的异地信息和资源获取优势,未来研究还可以探索其他影响企业投资区位选择的作用机制。

### 参考文献

[1] 范子英,彭飞,刘冲. 政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究[J]. 北京:经济研究,2016,(1):114-126.

[2] 吴林海,龚晓茹,陈秀娟,等. 具有事前质量保证与事后追溯功能的可追溯信息属性的消费偏好研究[J]. 济南:中国人口·资源与环境,2018,(8):148-160.

[3] 胡珺,宋献中,王红军. 非正式制度、家乡认同与企业环境治理[J]. 北京:管理世界,2017,(3):76-94,187-188.

[4] 张彩云,盛斌,苏丹妮. 环境规制、政绩考核与企业选址[J]. 北京:经济管理,2018,(11):21-38.

[5] 高丹雪,张鸿,仲为国. 慈善捐赠与企业区域扩张[J]. 北京:经济管理,2018,(12):55-71.

[6] 王金杰,李启航,刘金铃. 高铁开通与企业经营空间的地理扩张——基于2004—2018年上市公司子公司地理信息的实证分析[J]. 长沙:经济地理,2020,(8):114-122.

[7] 刘秉镰,张伟静,刘玉海. 地方经济政策不确定性与企业扩张选址——基于上市公司设立子公司的证据[J]. 长沙:经济地理,2022,(5):23-35.

[8] 李吉园,邓英雯,张敏. 本地CEO与企业避税:家乡认同还是寻租?[J]. 北京:会计研究,2020,(7):119-130.

[9] 华仁海,章玮梓. CEO家乡偏好与企业异地并购[J]. 太原:山西财经大学学报,2021,(11):102-114.

[10] 黄珍,禹媛媛,贾明. 衣锦还乡促创新?——基于高管家乡认同的研究[J]. 杭州:管理工程学报,2022,(5):111-129.

[11] 曹春方,刘秀梅,贾凡胜. 向家乡投资:信息、熟悉还是代理问题?[J]. 北京:管理世界,2018,(5):107-119,180.

[12] Eicher, T. S., L. Helfman, and A. Lenkoski. Robust FDI Determinants: Bayesian Model Averaging in the Presence of Selection Bias [J]. Journal of Macroeconomics, 2012, 34, (3): 637-651.

[13] 刘晓光,杨连星. 双边政治关系、东道国制度环境与对外直接投资[J]. 北京:金融研究,2016,(12):17-31.

- [14] Akerlof, G. A., and R. E. Kranton. Economics and Identity[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115, (3): 715 - 753.
- [15] 李书娟, 徐现祥. 身份认同与经济增长[J]. 北京: 经济学(季刊), 2016, (3): 941 - 962.
- [16] 孙斌栋, 崔莹雪, 李琬. 创业者区位选择的家乡偏好及其驱动机制[J]. 北京: 地理研究, 2022, (6): 1513 - 1524.
- [17] Tuan, Y-F. Topophilia: A Study of Environmental Perception, Attitudes and Values[J]. *Journal of Leisure Research*, 1974, 6, (4): 323 - 325.
- [18] Hammitt, W. E., E. A. Backlund, and R. D. Bixler. Place Bonding for Recreation Places: Conceptual and Empirical Development[J]. *Leisure Studies*, 2006, 25, (1): 17 - 41.
- [19] 陈冬华, 胡晓莉, 梁上坤, 等. 宗教传统与公司治理[J]. 北京: 经济研究, 2013, (9): 71 - 84.
- [20] 钱士茹, 赵斌斌. 经理人家乡情怀与企业代理成本的关系研究[J]. 成都: 软科学, 2018, (4): 58 - 62.
- [21] 孔庆洋, 张成, 闵继胜. 信任与激励: 上市公司高管的地缘关系与高质量信息披露[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2021, (2): 67 - 81.
- [22] 方军雄. 市场化进程与资本配置效率的改善[J]. 北京: 经济研究, 2006, (5): 50 - 61.
- [23] 刘志彪, 孔令池. 从分割走向整合: 推进国内统一大市场建设的阻力与对策[J]. 北京: 中国工业经济, 2021, (8): 20 - 36.
- [24] 钟文晶, 韩璐琦, 陈婷. 正式制度与非正式制度: 地权交易中的互动逻辑[J]. 广州: 学术研究, 2021, (4): 87 - 94.
- [25] 周国良, 孟庆玺, 武凯文, 等. 证券分析师家乡网络资本的信息效应[J]. 上海: 财经研究, 2020, (5): 111 - 124.
- [26] Engelberg, J., P. Gao, and C. A. Parsons. The Price of a CEO's Rolodex[J]. *The Review of Financial Studies*, 2013, 26, (1): 79 - 114.
- [27] 王营, 曹廷求. 董事网络与融资约束: 信息效应和资源效应[J]. 武汉: 中南财经政法大学学报, 2017, (1): 83 - 93, 159.
- [28] 曹春方, 贾凡胜. 异地商会与企业跨地区发展[J]. 北京: 经济研究, 2020, (4): 150 - 166.
- [29] 李善民, 黄灿, 史欣向. 信息优势对企业并购的影响——基于社会网络的视角[J]. 北京: 中国工业经济, 2015, (11): 141 - 155.
- [30] Baumann-Pauly, D., A. Scherer, and G. Palazzo. Managing Institutional Complexity: A Longitudinal Study of Legitimacy Strategies at a Sportswear Brand Company[J]. *Journal of Business Ethics*, 2016, 137, (8): 31 - 51.
- [31] 杨汉明, 尉晓亮, 张庆. 企业家情怀、合法性与风险承担能力[J]. 北京: 管理评论, 2022, (5): 252 - 264.
- [32] 于蔚, 汪淼军, 金祥荣. 政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应[J]. 北京: 经济研究, 2012, (9): 125 - 139.
- [33] 迟铮, 王佳元. 环境质量、高管家乡认同与企业环保资产投资[J]. 北京: 宏观经济研究, 2021, (9): 149 - 160.
- [34] 余玉苗, 周莹莹, 潘珺. 聘请退休政府官员背景独立董事给上市公司带来好处了吗? [J]. 武汉: 经济评论, 2015, (1): 129 - 139, 151.
- [35] Cai, X., Y. Lu, and M. Wu., et al. Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 73 - 85.
- [36] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. 北京: 管理世界, 2019, (6): 95 - 108, 195.
- [37] Kathleen, M. K., and M. S. René. Access to Capital, Investment, and the Financial Crisis[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 110, (2): 280 - 299.
- [38] 江艇, 孙鲲鹏, 聂辉华. 城市级别、全要素生产率和资源错配[J]. 北京: 管理世界, 2018, (3): 38 - 50, 77, 183.
- [39] Zaher, A. M. The Effect of Managerial Overconfidence on Accruals-Based and Real-Activities Earnings Management: Evidence from Egypt[J]. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 2019, 23, (4): 1 - 14.
- [40] Braam, G., M. Nandy, and U. Weitzel, et al. Accrual-Based and Real Earnings Management and Political Connections[J]. *The International Journal of Accounting*, 2015, 50, (2): 111 - 141.
- [41] 王乐, 田高良, 何畅. 政治关联、盈余管理方式选择对 ST 公司“摘帽”的影响[J]. 北京: 经济管理, 2019, (4): 23 - 39.
- [42] 邓宏, 王丽, 施建军. 全资子公司、合资两种 ODI 模式选择问题——对中国跨国公司样本的实证分析[J]. 南京社会科学, 2016, (3): 17 - 22, 37.
- [43] Rajan, R. G., and L. Zingales. Financial Dependence and Growth[J]. *The American Economic Review*, 1998, 88, (3): 559 - 586.
- [44] 施炳展, 李建桐. 互联网是否促进了分工: 来自中国制造业企业的证据[J]. 北京: 管理世界, 2020, (4): 130 - 149.
- [45] 刘春, 李善民, 孙亮. 独立董事具有咨询功能吗? ——异地独董在异地并购中功能的经验研究[J]. 北京: 管理世界, 2015, (3): 124 - 136, 188.
- [46] 全怡, 李四海, 梁上坤. 异地上市公司的政治资源获取: 基于聘请北京独立董事的考察[J]. 北京: 会计研究, 2017, (11): 58 - 64, 97.
- [47] 赵奇伟, 熊性美. 中国三大市场分割程度的比较分析: 时间走势与区域差异[J]. 北京: 世界经济, 2009, (6): 41 - 53.



# Hometown Preference of Executives and Location Choice of Enterprise Investment

ZHANG Wei-jing, LIU Rui

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

**Abstract:** Using the number and investment of new subsidiaries of China's A-share listed companies from 2000 to 2019, this paper explores how the hometown preference of executives affect the location choice of enterprise investment. The research finds that: 1) There is a hometown preference in the process of enterprise investment, which means more subsidiaries and bigger subsidiaries will be set up in the hometown of executives. After a variety of robustness tests and endogenous treatments, the conclusion is still valid. 2) The mechanism analysis shows that enterprises relying on the social network of hometown can form the advantage of obtaining information and resources in different places, which not only can make up for the shortage of information and resources obtained by independent directors in different places, but also can make up for the lack of marketization level of target cities. 3) The heterogeneity analysis shows that the influence of hometown preference on the number of subsidiaries is more significant in private enterprises and highly competitive industries, while the influence on the investment of subsidiaries is more significant in state-owned enterprises and low competitive industries. And if the market segmentation degree between cities is high, the hometown preference will not play an effective role regardless of the number or the investment of subsidiaries. 4) Further research finds that hometown preference of executives can improve both the intensive margin and the expansion margin of enterprise investment, which helps enterprises achieve economies of scale and scope.

The research also has important policy enlightenment. For enterprises, on the one hand, they should pay attention to the hometown preference of executives and actively build and expand social networks. The social network represented by the hometown of executives is an important social capital of enterprises, which not only helps enterprises to know more information from different places, reduce the information search cost and alleviate the risks caused by information asymmetry, but also helps enterprises to integrate and utilize resources, obtain legal and resource support.

On the other hand, it is necessary to rationally lay out the territory of the domestic market. The world is facing the unprecedented changes in a century, and the uncertainty faced by enterprises in export and foreign trade continues to increase. It is particularly important to make full use of the domestic market scale. With a population of over 1.4 billion and a middle-income group of over 400 million, China is the most potential consumer market in the world. At present, the domestic market is very important for enterprises to achieve competitiveness and improve resilience.

For local governments, firstly, they should rely on the economic attributes of hometown culture to attract more enterprises to invest in their hometown. The hometown culture has not only cultural value, but also economic value. Local governments can rely on the bridge of hometown to attract enterprises to invest and support local economic development. In addition, they should actively introduce corresponding policies and supporting measures, provide favorable environmental support for attracting enterprises to settle in and promoting their subsequent development.

Secondly, the government should deepen market-oriented reform and smooth the flow channels of factors. China's market construction system is not perfect, and some scarce resource elements are still allocated by local governments, resulting in enterprises being unable to obtain information and resources through marketization. In view of this, local governments should properly handle the relationship between government and market, deepen market-oriented reform, give full play to the decisive role of the market in resource allocation, further release the vitality of the market.

Thirdly, it is necessary to break local protectionism and market segmentation to build a unified national market. Local governments should actively improve market segmentation caused by administrative system, cultural differences, industry monopoly and other factors, and clear away all kinds of institutional obstacles of regional factors and commodity flows. At the same time, the government should strengthen cooperation and exchanges, focus on building a unified national market, and promote efficient and smooth domestic market and scale expansion.

**Key Words:** hometown preference of executives; enterprise investment; location choice; subsidiary; social network

**JEL Classification:** D22, R30, M12

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2022.11.005

(责任编辑:李先军)