

# 乍听乡音慰客颜:方言如何影响风险投资决策\*

孙文莉 张润铎 赵海燕

【摘要】本文以1999~2022年上市公司风险投资事件为样本,研究风险投资人和企业创始人的乡音关系对风险资本在投资阶段、投资金额和持股比例方面决策的影响。研究发现:(1)方言一致性将显著提前风险资本进入企业的时间,提高投资人对该公司的投资金额和持股比例;(2)相比“交流效应”,方言一致性产生影响的主要机制为“文化效应”,即“方言→地域文化→文化认同与身份认同→同乡圈层网络→信任、信息优势与声誉监督网络→风险投资决策”的影响路径;(3)对于持股比例方面的决策,投资人的正式人力资本积累将削弱乡音关系的作用。当投资人出生地或籍贯的经济发展水平越高、正式制度越完善时,其投资轮次和持股比例方面的决策受乡音关系影响的程度越低;(4)在移动互联网背景下,早期项目的交易相关“软”信息得以在社会网络的不同圈群之间快速流动,克服了交易双方信息非对称带来的决策阻力,强化了方言一致性使投资轮次提前效应。

**关键词:** 汉语方言 风险投资决策 文化认同 圈层关系

**JEL分类号:** D91 G11 Z13

## 一、引言

“八千里外始乡关,乍听乡音慰客颜。”这句诗出自明代诗人郭子奇的《至大埔闻乡音》,生动展现了作者在经历长时间的漂泊之后,突然听到来自故乡的口音时所感到的巨大慰藉。从古至今,方言不仅是人们日常交际往来的关键媒介,也是乡土情结、地域归属等深厚情感的重要寄托。基于方言一致产生的身份认同会迅速拉近交易双方的心理距离,推动密切有效的沟通和商业合作的达成。现实经济生活中时常可见基于乡音关系的“抱团行为”——来自同一方言区的商人们组成“同乡商会”,在联系紧密且相对私密的同乡圈层网络中配置更多有利资源,扩散外群体难以获取的交易相关“软”信息,并形成具有强约束力的监督制约机制。在公司、机构的高层管理团队中,基于同乡背景形成的“圈子文化”和裙带关系网络也较为常见(陆瑶和胡江燕,2014;戴亦一等,2016)。

近年来,越来越多学者开始将语言、文化这些被古典经济学所忽略的因素纳入到现代经济问题的研究范式之中,考察其对宏观经济绩效和微观主体决策的影响(李树等,2020)。作为投资学研究的关键经济主体,风险投资人和企业创始人之间的方言一致性、文化认同与关系圈层是否会影响风险资本的投资策略选择?针对这一问题的研究对创新型中小企业的培育具有理论参考价值和现实指导意义。

\* 孙文莉,北京外国语大学国际商学院,教授,博士生导师,经济学博士;张润铎(通信作者),香港浸会大学商学院,博士研究生;赵海燕,北京外国语大学国际商学院,硕士研究生。本文得到“北京外国语大学‘双一流’重大标志性项目研究成果”《后疫情时期全球化风险研究:金融安全与商务风险视角》(项目批准号:2022SYLZD001)的资助。作者感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵修改意见,文责自负。

本文以1999~2022年的上市公司风险投资事件为样本,研究风险投资人和企业创始人的乡音关系对风险资本在投资阶段、投资金额和持股比例方面决策的影响。本文可能的边际贡献如下:第一,基于方言视角,本文扩展了投资学研究领域针对投资者行为决策影响因素的研究,深入分析投资人与创始人的方言一致性对投资决策的影响。第二,本文选取“方言一致性”作为非正式制度的代理变量,尝试探讨非正式制度在契约执行中的治理功能,为理解新兴市场环境下正式制度与非正式制度的互动机制提供了新的分析框架。第三,进一步研究发现,移动互联网作为一种通讯技术革命的产物,其引发的信息沟通便利性的增强,使得以“方言一致性”为代表的非正式制度在契约执行中的治理功能不是削弱,而是强化。

## 二、文献综述与研究假设

本部分梳理了“风险投资的关系网络”“方言与经济行为”“方言经济效应的文化传导渠道”以及“文化传导渠道的机制梳理”四支文献脉络,并在此基础上提出了本文的研究假设。

### (一) 风险投资的关系网络研究

“相似的鸟儿聚集在一起”(Birds of a feather flock together)。长久以来,同质性(Homophily)都是社会网络领域的重要研究命题之一。McPherson et al.(2001)将同质性定义为社交网络连接中的使用者在社会属性和背景上的个体相似性。同质性原则构成了各种类型的社会纽带,限制了人们的社交领域,并对个体之间的资讯接收、态度与互动具有深刻影响。在风险投资交易中,机构投资策略的制定和实施由风险投资人主导完成,个人特质和关系网络将起到关键作用(黄福广和贾西猛,2018;Gompers et al.,2020)。因此,许多已有文献从投资者社会关联的角度探讨影响风投决策的因素和作用机制。

在投资人之间的互动层面,Gompers et al.(2016)发现来自相同种族、具有相似教育背景和职业背景的风险投资人之间更有可能形成辛迪加(Syndicate),但这种同质性将降低风险投资的成功率。Hong et al.(2005)发现位于同一城市的机构投资者的决策行为趋于一致,说明他们很可能通过口头交流的方式直接将信息和投资思路进行传递。而在投资人和企业创始人之间的互动层面,以往的研究主要聚焦于校友关系(蔡庆丰等,2016)。具体而言,Cohen et al.(2008)发现,基金经理倾向于将资产更多地配置在其校友担任高管的公司,由此获得约7.8%的超额收益。黄福广和贾西猛(2018)的研究指出,投资人和企业创始人的校友关系将使风险资本更有可能流向风险相对较高的早期项目和高科技企业。

与上述研究不同,本文基于中国情境,将目光转向投资人和创始人之间的另一种重要的强关系——方言一致关系,探讨其对投资轮次、投资规模、持股比例等方面决策的影响。“形容不识乡音,挑尽寒灯到夜深。”“乡音”自古以来就是每个中国人身上深刻的文化烙印,被寄予厚重的情感牵挂。在漫长的历史发展过程中,汉语方言的地域格局逐渐明晰,形成了包括官话、晋语、赣语、湘语、吴语、徽语、粤语、闽语、客家话、平话在内的十大方言区。方言不仅是人们日常沟通交往的媒介,也是地域文化的重要载体。

### (二) 方言的经济效应研究

本文的研究扩展了方言与经济金融交叉融合方面的文献。该领域已有的文献主要分为两类。其中一类从宏观的角度研究城市或地区的方言多样性对经济发展(徐现祥等,2015)、资源配置(刘毓荟等,2017)、企业创新(洪俊杰和杨志浩,2021;张杰和王文凯,2022)、流动人口收入(马双和赵文博,2019)、城市风险投资(华岳和杨琛,2022)、家庭商业保险参与(张诚等,2024)等方面的影响。上述研究均发现地区方言复杂性对经济变量具有抑制作用。

而另一类主要从微观个体或企业的角度探讨不同地区间方言差异的作用。相对而言,与本文的研究关系更近的是第二支文献。在高管层面,戴亦一等(2016)发现,董事长与总经理的方言一致性可显著降低代理成本,且方言使用的地域范围越窄,该作用越明显。在高管与外部利益相关者的互动层面,袁德利等(2018)的研究表明,高管与签字会计师之间的乡音关系会影响审计质量,且高管主导的乡音关系有损审计质量,而签字会计师主导的乡音关系可提高审计质量。Zhang (2022)研究了分析师与公司高管的同音关系对卖方信息生产的影响,发现语言共通性使分析师更有可能发出强烈买入建议,且根据同方言分析师的建议进行交易可以获得相对更高的市场调整回报率。

在其他应用场景层面,张航等(2021)发现二手房交易市场上买卖双方的方言一致关系将对交易议价产生显著影响,该作用表现为典型的同乡间提携后进模式,即议价过程中年轻的一方能通过方言获利。杨强等(2024)则发现,电商直播中助农主播的方言水平与消费者的农产品购买行为之间存在倒U型关系,即购买量首先随方言水平的提高而增加,但在超过某阈值后开始下降。此外,李路等(2018)、高超等(2019)、陈勇兵和程昱(2024)的研究表明,地区间的方言差异还会对企业的并购、跨省份销售行为以及地理边界扩张产生不可忽视的影响。与已有文献不同,本文聚焦于风险投资人和企业创始人的方言一致关系对风险投资决策的影响,从投资轮次、投资金额、持股比例等多维度展开验证。

### (三)方言经济效应的文化传导渠道

以往文献认为,方言产生作用的主要渠道为“文化效应”。就微观主体之间的互动而言,说同种方言、有类似“口音”的个体之间更有可能产生认同心理。相关理论指出,“文化相似性”作为一种“积极特质”(Positive Distinctiveness)可以建立和维系个体间的身份认同,使其在资源配置上采取差异化对待。个体倾向于将更多有利资源分配给来自相似文化背景的“内群体”,而对由其他文化属性个体组成的外群体分配较少资源或采取消极态度(Tajfel, 1982;戴亦一等,2016;张航等,2021)。

而在更为宏观的层面,方言、地域文化在产权保护、契约执行等正式制度尚不完善的转型经济中扮演了非正式制度的角色,深刻影响了社会关联的建立和商业“软”环境的构成(高超等,2019)。经济主体在进行策略选择时通常会同时考虑正式和非正式制度两方面的因素,因此方言很可能通过非正式制度渠道影响了决策行为。基于以上讨论,本文认为方言的“文化效应”一方面指微观主体决策受个体基于文化相似性产生的身份认同的影响,另一方面也代表了文化因素作为非正式制度在契约执行中的作用。

### (四)文化传导渠道的机制梳理

方言具体是通过什么机制影响经济主体的决策行为?本文认为关系网络将在其中扮演重要的中介角色。人们在进行人际交往时很容易通过方言、口音来判断彼此的故乡,进而基于文化认同和身份认同形成一种具有强情感依赖、凝聚力和约束力的同乡圈层网络(翟学伟,2014)。基于该关系网络建立的信任、信息优势与监督制约机制将深刻影响个体的一般性的经济决策行为。

首先,社会个体的“内群体偏好”使其倾向于对同乡圈层内个体产生更积极的评价和更高的信任程度。信任关系的构建能够有效消除彼此的戒心,显著降低欺骗动机和交易风险,推动密切有效的沟通和商业合作的达成(蔡宁和徐梦周,2009;黄玖立和刘畅,2017)。

其次,“内群体偏好”将形成同乡圈层内个体的信息优势(蔡宁和何星,2015)。身份认同心理将促进内群体个体之间通过非正式沟通进行的信息交换,使其相较外群体个体获得更多的交易相关“软”信息,显著降低其中的信息不对称水平,并提高了获取超额收益的几率(Cohen et al., 2008)。

最后,同乡圈层的声誉监督机制将显著提升个体的忠诚度(潘越等,2009;戴亦一等,2016)。

若圈内个体存在提供虚假信息、不履行合约义务等行为,其失信弃义的负面消息会沿同乡圈层网络迅速扩散,使其受到快速而严厉的惩罚。这种非正式的监督制约机制大大提高了违约成本,有助于保护内部经济利益,形成更为稳固的信任关系(Bengtsson and Hsu, 2015; 黄福广和贾西猛, 2018)。

更为具体地,在风险投资交易中,乡音关系的作用将更为明显。与二级投资相比,一级市场上的风险投资交易往往伴随着更为严重的收益不确定和信息不对称风险——风险投资的对象多为新兴市场上处于初创期的中小企业,缺乏完备的财务信息、信用记录以及硬资产供投资者参考,且创始人也有夸大项目前景以谋求投资的动机。在这种情况下,信任、信息以及同乡监督制约就显得更为关键。

首先,当投资人与创始人存在乡音关系时,同乡圈层网络提供了信息传播的载体,而人际信任提高了信息共享的意愿(刘毓荟等, 2024)。两者的共同作用显著削弱交易主体之间的信息不对称程度,大大降低了投资人投资早期项目所面临的被套牢风险。同时,同乡圈层的监督制约机制也将降低企业创始人提供虚假信息和夸大的投资报价的动机,削弱逆向选择风险(黄福广和贾西猛, 2018)。因此,乡音关系可能使风险资本进入企业的时间(轮次)更早。

其次,基于身份认同而产生的高信任水平和“内群体偏好”将会使投资人为与其有乡音关系的创始人提供更多有利资源,且同乡圈层的信息共享机制将提高投资人获取超额收益的几率(Cohen et al., 2008; Butler and Gurun, 2012)。因此,乡音关系可能会导致更优的投资条款设置和更高的投资金额。

最后,方言一致性产生的高信任水平将推动风险资本与被投资企业形成长期稳定、更具建设性的合作关系,促使双方在企业发展规划、投后管理与退出方式等方面达成更多共识(Bengtsson and Hsu, 2015)。因此,投资人与被投资企业创始人的乡音关系可能会提高投资人在该公司的持股比例。

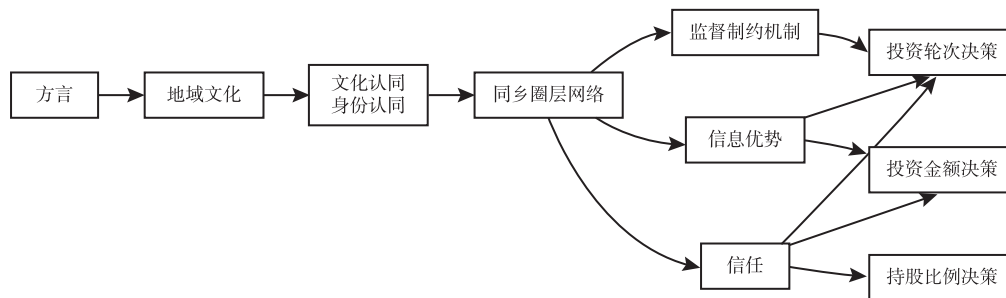


图1 乡音关系对风险投资决策的影响机制(“文化效应”传导机制)

基于以上分析,本文提出如下三个研究假设:

假设1:投资人和创始人的方言一致关系将使风险资本进入企业的时间(轮次)更早。

假设2:投资人和创始人的方言一致关系将显著提升投资人对该公司的投资金额。

假设3:投资人和创始人的方言一致关系将显著提升投资人在该公司的持股比例。

### 三、研究设计

为检验投资人和创始人方言一致关系对风险投资决策的影响,本部分从样本选择、数据来源和模型构建等方面对本文的研究设计进行了具体介绍,并展示了基本的描述性统计结果。

(一) 样本选择与数据来源

本文以 1999~2022 年发生在中国风险投资市场的约 3.3 万个投资事件为初始样本,依次剔除了无明确投资人、被投资企业为未上市公司、被投资企业为银行、保险、多元金融等金融机构以及投资人或创始人出生地/籍贯数据缺失的投资事件样本<sup>①</sup>。最终研究样本包含 1126 个投资事件,涉及 119 位风险投资人、719 位企业创始人以及 732 家被投资企业。其中,投资事件和投资机构的相关数据源自清科私募通数据库(Zero2IPO),被投资企业财务信息来源于 Wind 数据库和东方财富 Choice 金融终端,投资人和创始人的相关信息则由笔者从各公司和投资机构官网、交易公告、权威信息门户网站(东方财富网、前瞻眼、企查查、爱企查、IT 桔子等)、期刊杂志访谈记录、校友会、商会以及地方政府官网等手工收集得到。

(二) 模型设计与变量说明

为验证前文提出的假设,本文构建了如下计量模型:

$$y_{ifnst} = \beta_0 + \beta_1 dia_{if} + \varphi X_{ifns} + \gamma Dummy_{id} + \varepsilon_{ifnst} \quad (1)$$

其中  $y_{ifnst}$  为被解释变量,包括投资轮次、投资金额以及持股比例三方面的指标;下标  $i, f, n, s, t, d$  分别表示投资人、创始人、被投资企业、风投机构、投资年份以及公司所在行业。核心解释变量为  $dia_{if}$ ,  $k$  的取值为 1 或 2,分别表示方言区和方言片一致关系; $X_{ifns}$  为投资人、创始人、被投资企业、风投机构和投资事件层面的控制变量; $Dummy_{id}$  为一系列控制年份与行业影响的虚拟变量, $\varepsilon_{ifnst}$  为标准误。

1. 解释变量。本文的核心解释变量是投资人与创始人的方言一致关系,用“方言区一致性”(dia1)和“方言片一致性”(dia2)衡量。在该变量的构建过程中,笔者首先确定各投资事件涉及的风险投资人和企业创始人<sup>②</sup>,然后通过搜索“家乡”、“哪里人”等关键词或官方发布的交易公告中披露的身份证前 6 位数字确定投资人和创始人的出生地/籍贯,最后基于《中国语言地图集:汉语方言卷》(朗文出版(远东)有限公司,1987)匹配双方所属的方言区和方言片,并计算得到“dia1”、“dia2”变量的取值。当投资人和创始人属于同一方言区时“dia1”取 1,反之取 0;当投资人和创始人属于同一方言片时,“dia2”取 1,反之取 0。其中,方言片相较于方言区是一个更为细分的方言使用单位。例如,北京官话(方言区)可以被进一步划分为京师片、怀承片和朝峰片(方言片)。

2. 被解释变量。为从不同角度考察方言一致性对风险投资决策的影响,本文选取投资轮次、投资金额和持股比例作为被解释变量。投资轮次指投资事件发生时被投资企业所处的融资轮次,在本样本中包括天使轮、Pre-A 轮、A 轮、A+轮、B 轮、B+轮、C 轮、D 轮、D+轮、E 轮、F 轮、G 轮、Pre-IPO 和 IPO 及以上。本文为上述投资轮次分别赋值 14 至 1,投资轮次越靠前,所赋数值越大。由于投资金额方面的决策颇受投资人个人风格的影响,笔者对投资金额数据进行了如下处理:(1)将所有投资事件按其投资人分组,计算每组中不存在乡音关系( $dia1=0$ )事件的投资金额均值;(2)组内各样本数据再与该均值作比,形成“投资金额均值比”变量。该转换方法较好解决了数据的异方差问题。若投资人对与其存在乡音关系的公司的投资金额系统性增高,则该类样本投资金额均值比的数值也将显著升高。在后续的研究中我们都使用投资金额均值比替代原始的投资金额变量。持股比例,即投资人通过该次投资在被投资企业获得的股权份额百分比,该数据可直接从 Zero2IPO 数据库获取。

① 具体而言,在约 3.3 万个初始样本中,15534 个投资事件有明确的投资人信息。其中,3626 个投资事件的被投资企业为上市公司因而财务数据可获得。除去财务报表编制原则与普通上市公司不同的金融类上市企业之后,样本量剩余至 3542 个。其中,1126 个投资事件所涉及的投资人和创始人的出生地/籍贯信息可获得。因此,本文最终的样本量锁定为 1126 个。同时,由于投资人、创始人家乡信息是否能被找到是随机的,随机测度误差只会使解释变量的系数估计存在向零偏误(戴亦一等,2016)。因此,我们认为该 1126 个样本不存在选择性偏误。

② 投资人信息直接来源于 Zero2IPO 数据库;创始人被确定为受公司官网认证,且投资事件发生时担任公司董事长的个体。对于一些无明确创始人的公司(如国有企业),本文选取投资事件发生时公司时任董事长作为“创始人”的代理。

表1 变量的描述性统计

| 变量         | 符号                        | 观测值  | 均值      | 标准差      | 最小值      | 最大值       |
|------------|---------------------------|------|---------|----------|----------|-----------|
| 投资阶段       | <i>invest_round</i>       | 846  | 9.034   | 4.359    | 1        | 14        |
| 投资金额(均值比)  | <i>aver_invest_money</i>  | 1009 | 1.301   | 4.097    | 0.006    | 114.286   |
| 持股比例       | <i>invest_share</i>       | 593  | 6.044   | 7.873    | 0.010    | 100       |
| 方言区一致性     | <i>dia1</i>               | 1126 | 0.262   | 0.440    | 0        | 1         |
| 方言片一致性     | <i>dia2</i>               | 1126 | 0.174   | 0.379    | 0        | 1         |
| 风投机构类型     | <i>inst_ty</i>            | 1126 | 2.544   | 0.829    | 1        | 3         |
| 风投机构国资背景   | <i>inst_g</i>             | 1126 | 0.412   | 0.492    | 0        | 1         |
| 风投机构资本管理规模 | <i>inst_sca</i>           | 1126 | 9.707   | 2.277    | 4.094    | 12.907    |
| 风投机构投资经验   | <i>inst_exper</i>         | 1126 | 8.223   | 6.204    | 0        | 49        |
| 企业组织形式     | <i>firm_ty</i>            | 1126 | 2.429   | 1.107    | 1        | 6         |
| 企业注册资本     | <i>firm_sca</i>           | 1126 | -0.024  | 2.931    | -7.763   | 4.469     |
| 企业风险水平     | <i>firm_capratio</i>      | 1126 | 32.396  | 21.132   | 1.915    | 205.136   |
| 企业盈利能力     | <i>firm_roa</i>           | 1126 | 2.998   | 31.596   | -436.486 | 153.316   |
| 企业成长性      | <i>firm_growth</i>        | 1126 | 122.475 | 1753.525 | -72.973  | 41565.082 |
| 投资人投资经验    | <i>inve_exp</i>           | 1126 | 12.827  | 6.306    | 0        | 30        |
| 投资人性别      | <i>inve_gen</i>           | 1126 | 0.960   | 0.196    | 0        | 1         |
| 投资人学历      | <i>inve_edu</i>           | 1126 | 4.075   | 0.691    | 1        | 5         |
| 创始人性别      | <i>foun_gen</i>           | 1126 | 0.940   | 0.238    | 0        | 1         |
| 创始人学历      | <i>foun_edu</i>           | 1126 | 3.410   | 1.035    | 1        | 5         |
| 地理距离       | <i>distance_firminsti</i> | 1126 | 0.335   | 0.472    | 0        | 1         |
| 校友关系       | <i>school</i>             | 1126 | 0.074   | 0.261    | 0        | 1         |

3. 控制变量。参考 Gompers et al.(2010)、余琰等(2014)、黄福广和贾西猛(2018)的研究,本文选取控制变量如下。

投资机构特征变量,包括资本管理规模的自然对数、机构类型(外资、合资、本土)、投资经验(投资事件发生年份与机构成立年份之差)、国资背景(是否有政府资本支持)<sup>①</sup>。

被投资企业特征变量,包括注册资本的自然对数、组织形式(外资、民营、公众、集体、地方国有和中央国有)、风险水平(企业上市当年的资产负债率)、盈利能力(企业上市当年的总资产净利率)和成长性(企业上市前两年的营业总收入增长率的平均数)。

投资人、创始人特征变量,包括投资人性别、学历(中专及以下、专科、本科、硕士、博士)、从业时间以及创始人性别和学历。其中,从业时间用投资事件发生年份与投资人行入年份的差值来衡量。

投资事件特征变量,包括地理距离、校友关系、投资年份和被投资企业所属行业。当风投机构与被投资企业处于同一省份时,“地理距离”变量取1,否则取0。当投资人与创始人有在同一所学校的就读经历时,“校友关系”变量取1,否则取0。该变量数据由笔者查找各公司和投资机构官网、权威信息门户网站、校友会访谈记录等得到。行业分类主要依据中国证监会《上市公司行业分类指引》中的分类标准。所有变量的描述性统计结果如表1所示。

<sup>①</sup> 根据余琰等(2014),若风险投资股权构成中存在各级政府或相关机构引导的产业基金以及国有企业的投入资本,则无论占比多少,均被认为获得了政府资本的支持。

#### 四、实证结果

本部分首先报告了基准回归结果,验证了前文提出的三个研究假设。在此基础上,基于地方志等历史移民记载和各省的地形地貌特征构建了“明、清、民国时期历史移民数据”作为工具变量尝试解决潜在的内生性问题。同时,通过倾向得分匹配(PSM)、替代变量检验等多种手段,证实研究结论的稳健性。

##### (一)基准回归结果

表2报告了基于模型(1)得到的基准回归结果。由列(1)与列(2)的回归可以看出,当投资人和创始人之间存在乡音关系时,风险资本进入企业的时间将显著提前。其中,方言一致性变量的回归系数均接近于1,且在1%的水平上显著。由列(3)与列(4)的回归结果可知,乡音关系将显著提高投资人对该公司的投资金额。由列(5)与列(6)的回归结果可知,方言一致性将显著提升投资人在被投公司的持股比例。当投资人与创始人来自同一方言区时,持股比例将提高2.75%;当他们属于同一方言片时,持股比例将提高3.51%。这两个回归系数均在1%的水平上显著。因此,前文提出的三个假设都基本得到验证。

对于持股比例方面的回归,随着所考察方言适用范围的逐渐缩窄(从方言区到方言片),方言一致性变量回归系数的数值有所提升。由于方言片相较于方言区是更为细分的方言边界概念,来自同一方言片的投资人和创始人通常具有更高的文化背景相似度,更容易建立起身份认同和人际信任,从而导致方言对投资决策更强有力的影响。这与戴亦一等(2016)、张航等(2021)的研究相一致。

表2 基准回归:方言一致性对投资决策的影响

|                      | 投资轮次                 |                      | 投资金额(均值比)          |                    | 持股比例                 |                      |
|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------|--------------------|----------------------|----------------------|
|                      | (1)                  | (2)                  | (3)                | (4)                | (5)                  | (6)                  |
| <i>dia1</i>          | 0.999***<br>(0.268)  |                      | 1.104**<br>(0.429) |                    | 2.746***<br>(0.762)  |                      |
| <i>dia2</i>          |                      | 0.833***<br>(0.311)  |                    | 1.082*<br>(0.589)  |                      | 3.505***<br>(0.946)  |
| <i>inst_ty</i>       | 0.494***<br>(0.168)  | 0.447***<br>(0.169)  | -0.653*<br>(0.348) | -0.714*<br>(0.369) | -0.869<br>(0.576)    | -1.076*<br>(0.570)   |
| <i>inst_g</i>        | -1.200***<br>(0.289) | -1.214***<br>(0.290) | -0.031<br>(0.181)  | -0.031<br>(0.194)  | 0.657<br>(0.623)     | 0.585<br>(0.626)     |
| <i>inst_exper</i>    | -0.043<br>(0.027)    | -0.044<br>(0.027)    | -0.004<br>(0.024)  | -0.006<br>(0.025)  | -0.019<br>(0.074)    | -0.018<br>(0.072)    |
| <i>inst_sca</i>      | -0.028<br>(0.067)    | -0.018<br>(0.068)    | -0.019<br>(0.044)  | 0.001<br>(0.046)   | -0.108<br>(0.153)    | -0.048<br>(0.154)    |
| <i>firm_ty</i>       | -0.224*<br>(0.127)   | -0.205<br>(0.126)    | -0.054<br>(0.164)  | -0.022<br>(0.162)  | -0.005<br>(0.295)    | 0.121<br>(0.283)     |
| <i>firm_sca</i>      | -0.091*<br>(0.052)   | -0.093*<br>(0.052)   | 0.056<br>(0.042)   | 0.056<br>(0.043)   | -0.633***<br>(0.207) | -0.584***<br>(0.201) |
| <i>firm_capratio</i> | -0.012*<br>(0.007)   | -0.011<br>(0.007)    | 0.014*<br>(0.009)  | 0.016*<br>(0.009)  | 0.020<br>(0.014)     | 0.022<br>(0.014)     |

续表2

|                           | 投资轮次                 |                      | 投资金额(均值比)           |                     | 持股比例                 |                      |
|---------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
|                           | (1)                  | (2)                  | (3)                 | (4)                 | (5)                  | (6)                  |
| <i>firm_roa</i>           | -0.007*<br>(0.004)   | -0.006<br>(0.004)    | 0.001<br>(0.002)    | 0.001<br>(0.002)    | 0.001<br>(0.009)     | -0.001<br>(0.008)    |
| <i>firm_growth</i>        | -0.001<br>(0.002)    | -0.001<br>(0.002)    | 0.000<br>(0.001)    | 0.000<br>(0.001)    | -0.003<br>(0.004)    | -0.004<br>(0.004)    |
| <i>founder_gen</i>        | -0.047<br>(0.471)    | -0.051<br>(0.476)    | -0.299<br>(0.360)   | -0.316<br>(0.387)   | 0.056<br>(0.903)     | 0.139<br>(0.904)     |
| <i>founder_edu</i>        | -0.272**<br>(0.125)  | -0.267**<br>(0.125)  | 0.067<br>(0.104)    | 0.078<br>(0.108)    | 0.062<br>(0.297)     | 0.054<br>(0.292)     |
| <i>investor_gen</i>       | -0.640<br>(0.454)    | -0.681<br>(0.472)    | 0.703*<br>(0.373)   | 0.632*<br>(0.352)   | -1.047<br>(1.467)    | -1.484<br>(1.464)    |
| <i>investor_edu</i>       | 0.050<br>(0.173)     | 0.030<br>(0.173)     | -0.152<br>(0.167)   | -0.184<br>(0.169)   | -1.572**<br>(0.783)  | -1.633**<br>(0.753)  |
| <i>investor_exp</i>       | -0.022<br>(0.028)    | -0.023<br>(0.028)    | -0.055**<br>(0.027) | -0.057**<br>(0.028) | -0.071<br>(0.081)    | -0.067<br>(0.076)    |
| <i>distance_firminsti</i> | 0.202<br>(0.250)     | 0.219<br>(0.253)     | -0.194<br>(0.188)   | -0.175<br>(0.184)   | -1.585***<br>(0.565) | -1.596***<br>(0.560) |
| <i>school</i>             | 0.244<br>(0.398)     | 0.244<br>(0.395)     | -0.488**<br>(0.245) | -0.475**<br>(0.237) | -2.035<br>(1.356)    | -2.110<br>(1.345)    |
| <i>_cons</i>              | 13.366***<br>(1.881) | 13.613***<br>(1.908) | 5.340**<br>(2.157)  | 5.982***<br>(1.962) | 14.942***<br>(4.757) | 14.608***<br>(4.596) |
| 行业固定效应                    | 是                    | 是                    | 是                   | 是                   | 是                    | 是                    |
| 年份固定效应                    | 是                    | 是                    | 是                   | 是                   | 是                    | 是                    |
| 样本量                       | 846                  | 846                  | 1009                | 1009                | 593                  | 593                  |
| $R^2$                     | 0.453                | 0.449                | 0.145               | 0.142               | 0.284                | 0.291                |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示通过1%、5%、10%的显著性检验;系数下方的括号内报告的是聚类到公司层面的稳健t值。本文对模型中连续变量的1%以下、99%以上分位数进行了缩尾处理。

## (二)关于内生性问题的讨论

前文基准回归部分展示的OLS回归结果表明,方言一致性能对风险投资人在投资轮次、投资金额和持股比例方面的决策产生显著影响。然而,此类显著系数的出现很可能是由于遗漏变量、测量误差等内生性问题的干扰。因此,本文引入我国明、清、民国时期历史移民数据作为工具变量,使用两阶段最小二乘估计(2SLS)再次考察方言一致关系对风险投资决策的影响。

历史地理学与汉语语言学方面的研究表明,人口迁徙是导致汉语方言地域格局形成的一个非常关键的动态影响因素。周振鹤和游汝杰(1986)指出,“历史移民活动引起方言的消亡、更替、融合与并用;语言演化的种种不同形态受移民人数的多寡、迁徙过程的久暂、迁徙距离的远近以及移民与土著文化背景的影响”。当两地在历史上存在移民活动时,其以方言为表征的文化距离将大大缩短,该工具变量满足相关性假设。同时,导致大规模历史移民事件的原因通常为天灾、战争、疫病等,其发生具有外生性,不太可能对当今风险投资决策产生影响,该工具变量满足外生性假设。因此,本文构建我国明、清、民国时期的历史移民数据(*history\_migr*)作为方言一致性的工具变量,可进一步解决可能存在的内生性问题。

孙文莉等：乍听乡音慰客颜

该工具变量的构建使用到了两类数据来源：一为移民史方面的文献资料，二为各省、自治区和直辖市的地形地貌特征。首先，本文参考的历史文献资料主要是《中国移民史(第5卷):明时期》(曹树基,1997a)和《中国移民史(第6卷):清、民国时期》(曹树基,1997b)。上述史学著作根据正史、地方府志县志、族谱墓表等资料详细记录了明、清、民国时期各主要跨省移民活动的起因、迁徙对象、迁出地、迁入地等信息，而笔者对这些信息做了进一步筛选和梳理，共整理出洪武年间至民国末年的141条主要移民路线，形成了一个名为“历史移民记载”(history\_rec)的虚拟变量。当风险投资人和企业创始人的出生地或籍贯之间存在历史文献所记载的大规模跨省移民事件时，该变量取1，否则取0。相较高超等(2019)的研究，本文将历史移民事件的统计时期扩展至明代，因为明代的移民活动对后世人口、文化的地域分布产生了非常深远的影响。例如，明初由政府主导的“洪武大移民”的规模非常宏大，达到了1100万人之众，占当时全国总人口的15.7%。这一人口迁徙的相对规模在整个中国移民史上都是绝无仅有，几乎重建了当时长江中下游地区、北京周边区域(北平府、永平府、河间府)、山东西部、湖北、四川等地的人口(曹树基,1997a)。因此，本文将历史移民数据的统计时期扩展至明代有其合理性，也具有重要价值。

其次，本文工具变量的构建还充分使用地理数据作为历史文献资料的补充。张国雄(1996)指出，中国移民史所称之“移民”，是“具有一定数量、一定距离、在迁入地居留了一定时间的移动人口”。发生在同一地理区(平原、丘陵或山地)内不同市县之间、迁徙距离较近的移民活动常常未被史学文献所记载。但是，这部分群体迁徙的规模往往也十分宏大，对地方方言、文化的融合演化起到了不可忽视的作用。参考《中国分省地图集》(杜秀荣,2014)，本文依据各省、自治区、直辖市的山川形势和地形地貌特征划分了地理区间。例如，四川省被划分为东部四川盆地、西部高原山地(青藏高原东缘)以及西南部横断山脉山地。在此基础上，本文构建了“地理区域”(geo\_region)变量。若风险投资人和企业创始人的出生地或籍贯处于同一地理区内，该变量取1，否则取0。

表3 工具变量估计

|   | 投资轮次                |                     | 投资金额(均值比)           |                     | 持股比例                |                     |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|   | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 | (5)                 | (6)                 |
| 第二阶段(被解释变量是风险投资决策)                      |                     |                     |                     |                     |                     |                     |
| <i>dia1</i>                             | 1.590***<br>(0.377) |                     | 1.878*<br>(1.077)   |                     | 2.317**<br>(0.967)  |                     |
| <i>dia2</i>                             |                     | 1.885***<br>(0.453) |                     | 2.274*<br>(1.311)   |                     | 2.861**<br>(1.193)  |
| <i>R</i> <sup>2</sup>                   | 0.450               | 0.441               | 0.139               | 0.131               | 0.283               | 0.290               |
| 第一阶段(被解释变量是 <i>dia1</i> 或 <i>dia2</i> ) |                     |                     |                     |                     |                     |                     |
| <i>history_migr</i>                     | 1.079***<br>(0.045) | 0.910***<br>(0.045) | 1.080***<br>(0.052) | 0.892***<br>(0.050) | 1.154***<br>(0.060) | 0.935***<br>(0.058) |
| 控制变量                                    | 是                   | 是                   | 是                   | 是                   | 是                   | 是                   |
| 行业固定效应                                  | 是                   | 是                   | 是                   | 是                   | 是                   | 是                   |
| 年份固定效应                                  | 是                   | 是                   | 是                   | 是                   | 是                   | 是                   |
| 样本量                                     | 846                 | 846                 | 1009                | 1009                | 593                 | 593                 |
| Olea and Pflueger(2013)有效F值             | 577.204             | 415.064             | 436.710             | 321.014             | 374.150             | 255.819             |
| <i>R</i> <sup>2</sup>                   | 0.526               | 0.495               | 0.537               | 0.484               | 0.598               | 0.506               |

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示通过1%、5%、10%的显著性检验；系数下方的括号内报告的是聚类到公司层面的稳健t值。限于篇幅，表中未报告各控制变量和常数项的回归系数。

综上所述,本文的工具变量“历史移民”(history\_migr)实际上是“历史移民记载”和“地理区域”的加权项。其中,前者反映长距离人口动态迁徙,而后者表现了在山川形势产生的地理阻隔限制下的短距离移民活动。由于移民史、方言史方面的文献认为长、短距离人口迁徙在方言和地域文化的演化过程中起到的作用基本相当,这两个变量的加权系数均被设为 $1/2$ <sup>①</sup>。

表3报告了以明、清、民国时期历史移民数据作为工具变量的两阶段最小二乘估计结果。由第一阶段回归结果可知,历史移民与方言一致性具有显著的正相关关系,说明历史人口迁徙确实是导致当前汉语方言地域格局的一个深层动因,且所有第一阶段回归的Olea and Pflueger (2013)有效F值均高于5%水平上弱识别检验的临界值37.418,可以拒绝弱工具变量的原假设。

由第二阶段回归结果可知,核心解释变量“方言一致性”(dia1、dia2)的作用方向均与前文结论相一致。以投资轮次为被解释变量的IV估计中,方言一致性变量的回归系数数值相较基准回归(表2)时均有了明显增大,支持方言一致性促使风险投资更早进入企业(假设1)的结论。投资金额(均值比)相关的回归中,方言一致性变量的系数相较OLS回归时也都有了大幅增长。在持股比例相关的估计中,方言一致性变量的系数都显著为正且在数值上相较基准回归时有一定的下降。使用工具变量处理潜在的内生性问题之后,“dia2”在各回归中的系数均大于“dia1”。这支持了前文提出的“方言适用范围越窄,对风险投资决策影响越大”的结论。

### (三)稳健性检验

#### 1.“乡音”还是“故土”?

正如张航等(2021)所指出的,乡土情结的内涵包括以“乡音”为代表的文化背景和以“故土”为代表的地域环境。相较于“同音不同乡”的情况,“同音又同乡”的投资人和创始人之间很可能会产生更强的身份认同心理。剥离开“故土”的作用,“乡音”的影响还会在多大程度上存续?为厘清这一问题,本文采取如下两个检验策略:一是剔除投资人和创始人出生在同一城市的样本再作回归;二是在全样本回归中加入判定同乡关系的解释变量“same\_city”,该变量在投资人与创始人出生于同一城市时取1,否则取0。

附表2的列(1)与列(2)、列(6)与列(7)以及列(11)与列(12)展示了剔除样本后的回归结果。可以看到,在不存在同乡关系的投资人和创始人之间,方言一致关系的影响仍基本显著。即使是列(7),回归系数的p值也为0.121,非常接近10%显著性水平。其次,若在全样本回归中加入反映同乡关系“same\_city”变量,方言一致性变量(dia1、dia2)的回归系数也仍高度显著,而同乡关系的作用是微弱且不显著的。此外,列(5)、列(10)和列(15)的结果显示,“same\_city”对投资决策没有独立的解释力。以上证据均表明,在剥离同乡关系的作用之后,乡音关系的影响作用仍然存在且显著。

#### 2.排除其他不可观测因素的影响

尽管前文已根据相关文献控制了风险投资“本地化倾向”和校友关系的影响,但是仍可能存在其他不可观测的遗漏变量对本文的回归结果造成偏误。参考Oster(2019)的研究,本文基于对可观测控制变量集的选取进一步计算了Oster's delta,即选择比例(Selection Proportionality),反映不可观测因素相对于可观测因素的重要性。为计算Oster's delta,我们进行了两组回归。第一组回归使用“限制模型”,控制变量集仅包含被投资企业特征变量;第二组回归使用“完整模型”,将已构建的全部控制变量加入到回归中<sup>②</sup>。

① 基于“历史移民记载”和“地理区域”不同赋权权重所构建的工具变量回归结果见附表1。由于篇幅限制,本文附录部分的图表(附表1~附表14、附图1~附图3)请参见[https://github.com/Runduo Zhang/Dialect\\_appendix.git](https://github.com/Runduo Zhang/Dialect_appendix.git)。

② 根据Oster(2019)的建议,本文将若不可观测因素能够被观测时的回归方程的最大拟合优度设置为“完整模型”拟合优度的1.3倍。

最终,计算得到的 Oster's delta 如附表 3 所示。无论被解释变量为投资轮次、投资金额(均值比)还是持股比例,不论核心解释变量为“方言区一致性”(dia1)还是“方言片一致性”(dia2),我们计算得到的选择比例都大于 1 或小于 0,说明不可观测的遗漏变量不会对本文核心结论产生实质性影响(马双和赵文博,2019;Graham et al.,2017;Xiang and Sheng,2024)。例如,以投资轮次为被解释变量、“dia1”为核心解释变量的回归中,不可观测变量的作用必须比可观测变量的作用强 5.06 倍,才有可能获得为 0 的回归系数,使得因果关系不存在。考虑到我们已控制风投机构、被投公司、投资人、创始人和投资事件层面的诸多可观测变量,上述情形发生的可能性是非常微小的。

此外,参考周茂等(2018)、宋弘等(2019)的做法,本文使用置换检验来进一步排除不可观测因素的影响。针对“投资轮次”、“投资金额均值比”和“持股比例”三个被解释变量的回归,笔者使用计算机随机生成各风投事件所涉及投资人和创始人的乡音关系,估计方言一致性变量的回归系数,并将该过程重复 500 次。如附图 1 至附图 3 所示,这样得到的回归系数均值基本为 0 且近似服从正态分布,符合置换检验的预期,进一步说明不可观测因素不太会对本文结论造成实质性影响。

### 3. 方言一致概率

在本研究涉及的 1126 个投资事件中,被投资企业创始人出生地/籍贯具体到省级、市级、县级及以下层次的占比分别为 6.93%、53.20% 和 39.88%;风险投资人出生地/籍贯具体到省级、市级、县级及以下层次的占比分别为 17.94%、58.26% 和 23.80%。对于仅具体到省级层次的数据,我们暂将出生地/籍贯定位至该省省府。因此,用于匹配投资人或创始人方言系属的出生地信息大多仅具体到市级层次。然而徐现祥等(2015)、潘越等(2017)的研究表明,一个城市内很可能会流行不止一种方言,城市具有“方言多样性”。因此,先前我们根据《中国语言地图集:汉语方言卷》为投资人或创始人的出生地/籍贯匹配一种主要适用方言,并基于此判断方言一致性的做法就显得有些过于粗略,或许会存在高估或低估方言一致性作用的可能。

为修正上述问题,本文参考徐现祥等(2015)的研究,引入一类名为“方言一致概率”(prob\_dia1、prob\_dia2)的变量作为原始核心解释变量“方言一致性”(dia1、dia2)的替代指标。此类变量的计算公式如下:

$$prob\_dia_{k_{mn}} = \sum_{i=1}^N S_{mi} S_{ni} \quad (2)$$

其中,k 的取值可为 1 或 2, $S_{mi}$ 、 $S_{ni}$  分别表示城市 m 和城市 n 中说方言区(片)i 的人口比重。因此,该指标的经济学含义是城市 m 与城市 n 中随机抽取两人,他们说同种方言的概率。

在构建“方言区一致概率”(prob\_dia1)和“方言片一致概率”(prob\_dia2)变量的过程中,笔者使用到了两个新的数据源:由许宝华和宫田一郎编著的《汉语方言大词典》(许宝华和宫田一郎,1999)以及我国第五次人口普查分县数据。《汉语方言大词典》附录部分的《中国各县市汉语方言系属简表》(以下简称“简表”)收录了全国各区县的方言系属<sup>①</sup>;而第五次人口普查分县数据则反映了 2000 年时我国各县、县级市以及城市辖区的常住人口数量<sup>②</sup>。在此部分的计算中,我们首先依据“简表”判定一城市下辖区县的方言系属,然后再由第五次人口普查分县数据计算该市内使用各方言的人口比例。例如,我们最终计算得到北京 89.8% 的人说北京官话京师片,7.3% 的人说北京官话怀承片,2.9% 的人说冀鲁官话石济片。在构建起一系列诸如此类的城市方言数据之后,我们便可进一步计算两个城市之间,或城市与区县之间的“方言一致概率”,得到一个反映方言距离的连续变量。

<sup>①</sup> 该表数据主要来源于 1987 年版《中国语言地图集:汉语方言卷》,但是在呈现方式上比地图集更为详细系统。

<sup>②</sup> 选取该数据作为方言权重标准的主要原因是该普查时间与《汉语方言大词典》的出版时间相近,且 2000 年后中国行政区划较为稳定(徐现祥等,2015)。

使用“方言一致概率”(prob\_dia1、prob\_dia2)作为核心解释变量的回归结果如附表4所示。总体而言,各回归系数的符号和显著性均符合预期。与基准回归(表2)相比,方言一致性使投资轮次提前的作用变得更强,此前使用虚拟变量“方言一致性”(dia1、dia2)衡量乡音关系的做法低估了该因素的影响。对于持股比例方面的回归而言,“prob\_dia2”的回归系数3.994明显高于“dia2”的回归系数3.505,说明基准回归也在一定程度上低估了方言片一致对投资人持股比例决策的作用。

#### 4. 样本选择问题

本文使用倾向匹配得分(Propensity Score Matching, PSM)方法处理潜在的样本自选择问题。第一,计算各公司获得有乡音关系的风险投资人投资的概率。首先,成立在投资人家乡的企业更有可能获得该投资者的资金支持,当企业注册地与风险投资人出生地在同一省份时,“hometown\_base”变量取1,否则取0。其次,若风险投资人加入了异地商会,商会的“社交网络”属性将使其更有可能接触到同籍商人,并为同乡创办的企业投资。因此,本文构建“chamber”变量,当投资人为异地商会成员时取1,否则为0。此外,风险投资人的从业时间(investor\_exp)越长,越有可能遇到并投资说同种方言的创始人所创办的公司。移动互联网及社交媒体的发展也会促进同方言投资人与创始人的交流,推动信息的流动投资合作的达成。因此,本文构建“wechat\_no”变量,反映投资事件发生当年全国微信用户数量。

第二,基于上述协变量组,使用Logit模型计算倾向匹配得分,对处理组中的每个个体在给定卡尺0.05的范围内做1:5的最近邻匹配。第三,依据共同支撑假定(Common Support)进行平衡性检验,删去不满足要求的观测值。最后,将匹配后的数据代入主回归方程中,发现回归结果仍然显著(见附表5)。这说明在处理了潜在的样本自选择问题之后,方言一致关系对风险投资决策的影响仍然明显,本文的研究结论具有稳健性。

#### 5. 首轮投资意愿与Tobit回归

本文考虑使用投资决策的另一种衡量方式,即首轮投资意愿,来检验假设1结论的稳健性。本文构建“首轮投资意愿”(first\_round)变量,当风险投资人在企业融资的首轮(天使轮、Pre A轮或A轮)投资,则该变量取1,否则取0。对该变量Logit回归的结果如附表6列(1)与列(2)所示,方言一致性变量的回归系数均显著为正,且根据计算得到的边际作用,同方言区的乡音关系将使风险资本在企业首轮融资时投资的概率增加10.70%,而同方言片的乡音关系将使上述概率增加10.17%。列(3)与列(4)使用工具变量进行IV-Probit估计,得到的结果也说明乡音关系显著提前了风投资本进入企业的时间。

再者,由于投资轮次变量的数据全部为正整数且存在左右侧取值受限的情况,符合“受限因变量”的特征。因此,本文使用Tobit模型重新拟合乡音关系对投资轮次决策的影响(附表6列(5)与列(6))。Tobit估计中,方言一致性变量的回归系数分别为1.248和1.037,均在1%的水平上显著。Tobit估计的系数与前文OLS回归结果十分类似,说明假设1结论具有稳健性。

#### 6. 调整研究样本

考虑到部分投资人会对同一个企业进行二次或多次投资,此类事件中常常会有其他难以观测的因素左右投资者决策,故本文将这类样本剔除,构建起一个全部为首次投资事件的样本后再重新回归。此外,少数投资人、创始人的出生地信息仅具体到省级层次,原先对该类样本的处理方法是省府城市判定方言系属,导致数据精确度较低。本文也尝试将这部分样本剔除后再作回归。

不论使用哪种方式调整研究样本,方言一致性变量的回归系数都显著为正(见附表7和附表8)。这说明方言一致关系确实对投资人在投资轮次、投资金额和持股比例方面的决策具有关键影响,本文的核心结论具有稳健性。

## 五、进一步讨论

本部分就机制检验和异质性分析展开了进一步讨论,主要包括以下五部分的内容:第一,探讨方言究竟是通过“交流效应”还是“文化效应”对风险投资决策产生影响;第二,考察“文化效应”产生作用的具体机制——信任和信息优势的中介作用;第三,从投资者受教育水平和地区制度环境差异两个维度展开异质性分析,讨论正式制度与非正式制度的交互作用;第四,研究移动互联网应用的影响;第五,考察风投机构资本背景的作用。

### (一)机制检验:“交流效应”还是“文化效应”

相关研究普遍认为方言影响经济主体行为决策的途径有两个:一为“交流效应”,即排除互动双方因语言不通而导致的信息获取障碍;二为“文化效应”,即互动双方基于文化相似性形成的身份认同和人际信任(戴亦一等,2016;高超等,2019;张航等,2021;张杰和王文凯,2022)。就交流障碍而言,由于我国自1986年起大力推广普通话,时至今日居民的普通话普及度已非常高,在商务洽谈等正式场合人们都说普通话,交际中的方言隔阂已基本被消除。但是,方言、口音背后的文化差异、心理距离与乡土情结等因素仍然会在潜移默化中对投资者的行为决策产生微妙影响。因此,本文预期方言一致性影响风险投资决策的主要途径为文化效应。

参考徐现祥等(2015)、戴亦一等(2016)的研究,本文首先考察官话与非官话的影响。引入代表官话方言区的变量“官话”(guan)及其与“方言一致概率”(prob\_dia1、prob\_dia2)的交乘项。当风险投资人和企业创始人属于同一官话方言区(西南官话除外)时,“guan”变量的取值为1,否则取0。这样做的原因在于,除西南官话外其他官话方言在词汇、语音、语法等方面均较为相似,说不同官话方言的人们可进行较为顺畅的交流,而非官话方言的难懂程度相对更大。若方言产生作用的主要机制为交流效应,则官话变量及其交乘项的回归系数应显著;若方言产生作用的主要机制为文化效应,则不同难懂程度的方言的一致性对风险投资决策的影响不应存在显著差别。

表4展示了使用上述策略进行机制检验的回归结果。在引入官话变量及其与方言一致概率的交乘项之后,投资金额相关回归中方言一致概率的回归系数仍至少在10%的水平上显著为正,而官话及其交乘项的回归系数不显著。这说明方言对投资金额决策产生影响的主要途径为文化效应而非交流效应。然而,在持股比例以及“prob\_dia2”对投资轮次的回归中,不论方言一致概率、官话还是两者交乘项的回归系数都至少在5%的水平上显著为负,这说明方言同时通过交流效应和文化效应对投资者的投资阶段和持股比例决策产生影响。

表4 机制检验:官话与非官话区

|                                | 投资轮次                |                     | 投资金额(均值比)          |                   | 持股比例                 |                     |
|--------------------------------|---------------------|---------------------|--------------------|-------------------|----------------------|---------------------|
|                                | (1)                 | (2)                 | (3)                | (4)               | (5)                  | (6)                 |
| <i>prob_dia1</i>               | 0.928***<br>(0.336) |                     | 1.340**<br>(0.564) |                   | 2.901***<br>(1.067)  |                     |
| <i>prob_dia2</i>               |                     | 1.116***<br>(0.402) |                    | 1.312*<br>(0.729) |                      | 5.079***<br>(1.360) |
| <i>prob_dia1</i> × <i>guan</i> | 0.597<br>(1.570)    |                     | -1.290<br>(1.014)  |                   | -12.858**<br>(5.945) |                     |

续表 4

|                       | 投资轮次             |                      | 投资金额(均值比)        |                   | 持股比例                |                      |
|-----------------------|------------------|----------------------|------------------|-------------------|---------------------|----------------------|
|                       | (1)              | (2)                  | (3)              | (4)               | (5)                 | (6)                  |
| <i>prob_dia2×guan</i> |                  | -2.967***<br>(1.095) |                  | -0.469<br>(0.763) |                     | -9.337***<br>(3.071) |
| <i>guan</i>           | 0.098<br>(1.268) | 2.304***<br>(0.654)  | 0.404<br>(0.683) | -0.102<br>(0.327) | 11.006**<br>(5.244) | 5.296**<br>(2.105)   |
| 控制变量                  | 是                | 是                    | 是                | 是                 | 是                   | 是                    |
| 行业固定效应                | 是                | 是                    | 是                | 是                 | 是                   | 是                    |
| 年份固定效应                | 是                | 是                    | 是                | 是                 | 是                   | 是                    |
| 样本量                   | 846              | 846                  | 1009             | 1009              | 593                 | 593                  |
| $R^2$                 | 0.454            | 0.456                | 0.144            | 0.141             | 0.292               | 0.309                |

本文进行机制检验的另一策略是控制投资人和创始人出生地/籍贯所在省份的普通话水平。参考刘毓芸等(2017)、高超等(2019)的研究,本文使用《中国语言文字使用情况调查资料》(中国语言文字使用情况调查领导小组办公室,2006)中记录的各省、自治区、直辖市能用普通话与人交谈的人口比例作为各地普通话普及度的代理变量。此处引入两个新的变量“投资人普通话水平”(mandarin\_i)和“创始人普通话水平”(mandarin\_f),以风险投资人或企业创始人的出生地/籍贯所在省份的普通话普及度为衡量。若方言产生作用的主要机制为交流效应,则较高的普通话水平可以解决因方言不通而导致的沟通问题,普通话相关变量的回归系数应显著;但若方言产生影响的主要机制是文化效应,则加入普通话相关变量后方言一致概率的回归系数仍应显著,而普通话相关变量的作用是微弱、模糊的。

附表9报告了使用第二种策略进行机制检验的回归结果。在控制了投资人和创始人的普通话水平之后,以投资轮次和投资金额为被解释变量的回归中方言一致概率的回归系数仍显著为正,普通话相关变量的回归系数相对不显著且数值接近于0。这说明在进行投资金额和投资轮次方面的决策时,方言起作用的主要机制是文化效应。但是,以持股比例为被解释变量的回归中,不仅方言一致概率的回归系数显著,“创始人普通话水平”变量也至少在10%的水平上显著。这与前文用官话和非官话考察作用机制时的回归结果类似,方言同时通过文化效应和交流效应两个机制对投资人持股比例方面的决策产生影响。相对而言,创始人普通话水平的提高更能弥合双方之间因方言不同而导致的沟通信息差。

### (二)机制检验:“信任”渠道与“信息优势”渠道

进一步地,本文考察“文化效应”产生作用的具体机制——信任和信息优势的中介作用<sup>①</sup>。首先,参考刘毓芸等(2024)的研究,本文基于中国劳动力动态调查问卷(China Labor-force Dynamics Survey, CLDS)测算劳动力人口的异地信任程度,并以该数据反映城市间的人际信任水平<sup>②</sup>。

具体而言,对“异地信任”数据的测算包含以下四个步骤。第一,基于2012、2014两次CLDS调查披露的受访者出生地和现居地信息,筛选出跨地区流动(即出生地与现居地不一致)的劳动力个

① 由于数据可获得性的限制,本文未能验证同乡圈层的“监督制约机制”传导渠道的有效性。

② CLDS由中山大学社会科学调查中心开展,关注中国15~64岁劳动人口的教育、就业、劳动权益、职业调动、职业保护与健康、职业获得感与幸福感等重要话题。在2012年首次完成全国基线调查之后,CLDS于2014、2016和2018年开展了数轮追踪调查,样本覆盖中国29个省市、401个村居,具有全国代表性。

孙文莉等:乍听乡音慰客颜

体共计4032人,覆盖1663个城市对;第二,对问卷问题“您对本社区(村)的邻里、街坊及其他居民信任吗?”,本文为所有可选回答——“非常不信任”、“不太信任”、“一般”、“比较信任”和“非常信任”依次赋值1至5,以体现信任程度的递增;第三,计算各城市对所涉及个体的平均信任程度,从而得到城市间人际信任水平的测度指标;第四,将上述数据与本文的风险投资事件样本相匹配。参考刘毓芸等(2024)的做法,对于CLDS未覆盖到的城市对,其“异地信任”指标被赋值为0<sup>①</sup>。这样的做法虽然粗略,但也具有一定合理性。若两城市之间的劳动力流动未能被CLDS的抽样所覆盖,则说明该人口流动的流量相对更小。

如表5列(1)与列(2)所示,具有方言一致性的城市间的人际信任水平明显更高,且随着方言适用范围的逐渐缩窄(从方言区到方言片),方言一致性使人际信任水平提高的作用变得更显著。如列(3)至列(8)所示,若将“城市间人际信任”(trust)加入到投资决策方面的回归中,则方言一致概率变量“prob\_dia1”和“prob\_dia2”的回归系数均明显变小且显著性下降(相比附表4),而“trust”变量的系数显著为正。这样的实证结果符合前文提出的理论假说,表明方言一致性通过提高信任水平来影响风险投资决策,使得投资轮次更为提前,投资金额和持股比例更高。

表5 机制检验:城市间人际信任(“信任”渠道)

|                | trust               |                     | 投资轮次                |                     | 投资金额(均值比)          |                   | 持股比例                |                     |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
|                | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 | (5)                | (6)               | (7)                 | (8)                 |
| prob_dia1      | 1.176***<br>(0.132) |                     | 0.879***<br>(0.337) |                     | 0.860**<br>(0.422) |                   | 1.205<br>(0.802)    |                     |
| prob_dia2      |                     | 1.600***<br>(0.166) |                     | 0.757*<br>(0.424)   |                    | 0.894<br>(0.695)  |                     | 2.417**<br>(1.205)  |
| trust          |                     |                     | 0.266***<br>(0.092) | 0.289***<br>(0.093) | 0.174*<br>(0.105)  | 0.181*<br>(0.099) | 0.946***<br>(0.265) | 0.851***<br>(0.264) |
| 控制变量           | \                   | \                   | 是                   | 是                   | 是                  | 是                 | 是                   | 是                   |
| 行业固定效应         | \                   | \                   | 是                   | 是                   | 是                  | 是                 | 是                   | 是                   |
| 年份固定效应         | \                   | \                   | 是                   | 是                   | 是                  | 是                 | 是                   | 是                   |
| 样本量            | 1061                | 1061                | 793                 | 793                 | 951                | 951               | 554                 | 554                 |
| R <sup>2</sup> | 0.101               | 0.120               | 0.467               | 0.464               | 0.145              | 0.144             | 0.331               | 0.336               |

注:列(1)与列(2)的被解释变量为城市间人际信任(trust),系数下方的括号内报告的是稳健t值。其他列使用聚类到公司层面的稳健标准误。

其次,采用Liu et al.(2014)测算得到的“城市间人际互动”数据作为“社交网络和信息”的代理变量,本文进一步验证了“信息优势”渠道传导路径的有效性。

基于大众点评等社交媒体签到数据,Liu et al.(2014)提取了2011年9月至2012年9月521000位用户的活动轨迹,计算得到中国370个城市间的人际互动数据。若某用户先在A市签到,然后在B市签到,即为一次移动。A、B城市间的总移动次数即为其间的互动量。当该数据越大时,则说明城市之间的社交网络连结越强,信息的流动和传播也越容易。在该样本中,上海和苏州之间的互动量最高,达到137847次;而对于很多地理距离较远的城市对(如邯郸和金华),其间的互动量为

<sup>①</sup> 除去投资人和创始人出生地相同以及无法明确城市对的投资事件样本之后,205个(21.21%)样本涉及的城市对能够被CLDS覆盖。

0。为解决数据的右偏问题,本文对原始“城市间人际互动数据”加1取自然对数构建了“人际互动”(city\_visit)变量。

如表6列(1)与列(2)所示,具有方言一致性的城市之间的人际互动更为频繁,且随着方言使用范围的缩窄,上述作用变得更为显著。如列(3)至列(6)所示,“信息优势”对投资轮次方面的决策具有关键性传导作用,而对投资金额的决策有一定程度的传导作用。原因在于:相比附表4,加入“city\_visit”变量使得“方言一致概率”(prob\_dia1和prob\_dia2)的系数数值和显著性出现明显下降;同时,“city\_visit”变量在投资轮次方面的回归中系数显著为正。

而对于持股比例方面的决策,“city\_visit”变量的加入并没有影响“方言一致概率”的系数数值和显著性。这表明“信息优势”对持股比例的决策似乎未起到中介作用。表6的估计结果也支持了前文的理论假说,说明“方言一致性”可以通过强化“信息优势”来影响投资轮次和投资金额方面的决策。

表6 机制检验:城市间人际互动(“信息优势”渠道)

|                | city_visit          |                     | 投资轮次               |                     | 投资金额(均值比)          |                  | 持股比例               |                     |
|----------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|------------------|--------------------|---------------------|
|                | (1)                 | (2)                 | (3)                | (4)                 | (5)                | (6)              | (7)                | (8)                 |
| prob_dia1      | 3.880***<br>(0.267) |                     | 0.758**<br>(0.345) |                     | 0.933**<br>(0.383) |                  | 2.050**<br>(0.862) |                     |
| prob_dia2      |                     | 5.164***<br>(0.325) |                    | 0.502<br>(0.444)    |                    | 0.984<br>(0.644) |                    | 3.914***<br>(1.330) |
| city_visit     |                     |                     | 0.115**<br>(0.046) | 0.131***<br>(0.047) | 0.037<br>(0.055)   | 0.039<br>(0.049) | -0.004<br>(0.103)  | -0.068<br>(0.110)   |
| 控制变量           | \                   | \                   | 是                  | 是                   | 是                  | 是                | 是                  | 是                   |
| 行业固定效应         | \                   | \                   | 是                  | 是                   | 是                  | 是                | 是                  | 是                   |
| 年份固定效应         | \                   | \                   | 是                  | 是                   | 是                  | 是                | 是                  | 是                   |
| 样本量            | 1061                | 1061                | 793                | 793                 | 951                | 951              | 554                | 554                 |
| R <sup>2</sup> | 0.199               | 0.226               | 0.466              | 0.464               | 0.143              | 0.141            | 0.305              | 0.316               |

注:列(1)与列(2)的被解释变量为城市间人际互动(city\_visit),系数下方的括号内报告的是稳健t值。其他列使用聚类到公司层面的稳健标准误。

通过数据测算,本文发现,方言一致性对风险投资决策的“文化效应”传递机制主要通过信任、信息优势这两条途径完成,且两者的传导作用有一定差异。其中,“信任”渠道的影响力度更大,对投资轮次、投资金额及持股比例决策均产生显著的传递作用。“信息优势”渠道只是对投资轮次决策产生显著影响,对投资金额决策具有一定的中介作用,但对持股比例决策似乎没有传导作用。总体看,这一验证结果与以往研究文献的观点大体吻合。

### (三)异质性分析:正式制度与非正式制度的互动

以往文献认为,正式制度和非正式制度之间存在深刻的互动关系。在中国情境之下,“关系”既是正式制度的补充,又与正式制度存在竞争(Horak and Restel, 2016; 蒋光明和陈慧荣, 2022)。前文的实证检验结果表明,方言关系作为一种非正式制度对风险投资决策有着不可忽视的影响。那么,正式制度有效性的差别是否会导致该作用呈现某种异质性? 本文从个体和地域两方面就上述问题展开研究。

第一,在个体层面,本文探讨不同受教育程度的投资者对方言信息的依赖程度差异,检验教育这一正式人力资本积累是否削弱了方言的非正式作用。如附表10所示,若在基准回归模型的基础上进一步加入“投资者受教育水平”(investor\_edu)与“方言一致概率”(prob\_dia1、prob\_dia2)的交乘项,对于以持股比例为被解释变量的回归,“方言一致概率”的估计系数仍显著为正,而交乘项的系数显著为负。这说明对于持股比例方面的决策,投资人受教育水平的提高将削弱乡音关系的作用。而在投资轮次和投资金额相关的回归中,未发现类似的趋势。

第二,在地域层面,本文分析了地区经济发展水平对方言效应的调节作用。基于各省、市历年发布的《国民经济和社会发展统计公报》,本文收集了投资人出生地或籍贯所在地级市2010年的国民生产总值,并以该数据的自然对数作为地区经济发展水平的代理变量(ln\_GDP),将该变量及其与“方言一致概率”的交乘项加入到回归中。由附表11可见,对于投资轮次和持股比例方面的回归,“prob\_dia1”和“prob\_dia2”的估计系数仍显著为正,而交乘项系数基本显著为负。回归结果表明:当投资人出生地或籍贯的经济发展水平越高、正式制度越完善时,其投资轮次和持股比例方面的决策受方言关系影响的程度越低。这体现出正式制度完善程度与非正式制度作用强度之间的替代关系。

#### (四)异质性分析:移动互联网应用的影响

以往文献认为,移动互联网的横空出世极大促进了社会网络的建立和发展,提高了社会网络的活跃程度,从而深刻影响了风险投资人获取信息的方式和成本。例如,黄福广和贾西猛(2018)发现,随着微信使用人数的增加,投资人和创始人之间的校友关系对促进风险资本流向相对风险更高的早期项目和高科技企业的作用将变得更为显著。基于此,本文探讨了移动互联网应用的发展对方言效应的调节作用。

参考彭涛等(2015)、黄福广和贾西猛(2018)的研究,本文使用投资事件发生时是否推出了首个微信版本(Wechat\_if)和投资事件发生当年的微信用户人数(Wechat\_num)来衡量移动互联网应用的影响<sup>①</sup>。在基准回归模型的基础上,我们进一步引入“Wechat\_if”、“Wechat\_num”以及它们与“方言一致概率”的交乘项。如附表12列(1)与列(2)所示,“Wechat\_if”和方言一致概率的交乘项的系数始终显著为正,说明微信应用的推出强化了乡音关系在提前投资轮次方面的作用。而列(3)与列(4)使用“Wechat\_num”展开检验的结果也十分类似——随着微信用户数量的增加,乡音关系提前投资轮次的作用变得更为显著。这与黄福广和贾西猛(2018)的研究结论相一致,说明在社会网络日益复杂和活跃的移动互联网时代背景下,早期项目的交易相关“软”信息将通过社会网络在不同圈层之间进行快速流动,交易双方的信息非对称导致的决策阻力被通信技术的变革所“化解”。互联网时代引发的信息沟通便利性的增强,使得私交关系对投资人决定是否“押注”某项目的影响变成一种“助力器”。不过,对于投资金额和持股比例方面的决策,本文没有发现移动互联网应用存在类似的调节作用。

#### (五)异质性分析:风投机构资本背景的影响

国内外学界发现,有政府资金支持的风投机构与私人部门风投机构在投资偏好和策略选择方面存在明显差异。余琰等(2014)指出,我国国资背景风投机构自诞生之初就肩负着解决市场失灵、促进企业创新的政策使命,具有社会公共品的性质,应表现出更为明显的投资早期项目的倾向。而非国资背景风投机构以获利为主要目的,其在项目筛选、监管方面的标准更为严格,其投资对企业的认证作用也更强(尹苗苗等,2020)。基于此,本文依据是否有政府资本持股(inst\_g)将风投机构划分为国资背景和非国资背景的两个子样本进行回归分析,考察方言一致关系对在不同资

<sup>①</sup> 微信的首个版本发布于2010年1月21日,若投资事件发生于2010~2022年之间则“Wechat\_if”变量取1,否则取0。

本背景风投机构中任职的投资人决策的异质性影响。

附表13展示了以投资轮次为被解释变量的分样本回归结果。首先,对比列(1)、列(3)和列(4)、列(6)的回归结果可以发现,方言一致性变量的回归系数仅在国资背景风投机构中显著。对于在有政府资本持股的风投机构中任职的投资人,其与企业创始人的方言一致关系可显著提前风险资本进入企业的时间;但对于那些在非国资背景风投机构中任职的投资人,方言一致关系对其投资轮次决策没有显著的影响。究其原因,笔者认为:在对投资风险的态度方面,国资背景风投机构麾下的投资人的风险厌恶程度将更低。一旦通过同乡圈层网络获取到外人不易获得的交易相关“软”信息,他们就有可能决定“押注”某早期项目。相比之下,私人背景风投机构的投资人在项目进入时期和时机的决策上,无论从信息获取能力,还是风险防范意识看,会更为审慎考量。

进一步地,本文在附表13列(2)和列(5)的回归中加入一个反映国有资本持股比例的连续变量“*insti\_govpro*”,该变量的数据来源于企查查和爱企查数据库,由笔者查询各风投机构的股权结构得到。这两列的回归结果显示,“*insti\_govpro*”的回归系数显著为正,说明风投机构由国有资本持股比例越高,其麾下投资人越偏好于投资早期项目。同时,方言一致性变量的回归系数仍至少在10%的水平上显著为正。

附表14报告了以投资金额均值比和持股比例为被解释变量的分样本回归结果。对比看来,虽然方言一致性变量的估计系数在各回归中都基本显著,但非国资背景样本的回归系数总是大于国资背景样本。这说明对于投资金额和持股比例方面的决策,方言一致关系对在私人部门风投机构任职的风险投资人的作用更强。这表明在资本投入的力度和持股的比例方面,相较于国有背景的风投机构,私人背景风投机构的投资人逐利的强烈动机将驱使其在一旦“认定”某项目后投入更大规模的资金,并持有更高的股比。

## 六、政策含义与未来扩展

本文以1999~2022年间发生在中国风险投资行业的1126个上市企业投资事件为研究样本,探讨风险投资人与企业创始人的方言一致关系对风险资本在投资轮次、投资金额和持股比例方面决策的影响。本研究的主要结论如下:

第一,方言一致关系将显著提前风险资本进入企业的时间。平均而言,若投资人与创始人之间存在方言一致关系,风险资本参与企业融资的轮次将提前一轮;若以首轮投资意愿为衡量,方言区一致关系将使风险资本在企业首轮融资时投资的概率增加10.70%,而方言片一致关系将使该概率增加10.17%。

第二,方言一致关系将显著提高投资人对该公司的投资金额以及在该公司的持股比例。平均而言,当投资人与创始人来自同一方言区时,持股比例将提高2.75%;当他们属于同一方言片时,持股比例将提高3.51%。

第三,对于投资金额方面的决策,方言一致关系产生影响的主要途径为“文化效应”;而对于投资轮次和持股比例方面的决策,方言一致关系同时通过“文化效应”和“交流效应”产生影响。

第四,方言一致性对风险投资决策的“文化效应”传递机制主要通过信任、信息优势这两条途径完成,且两者的传导作用有一定差异。其中,“信任”渠道的影响力度更大,对投资轮次、投资金额及持股比例决策均产生显著的传递作用。“信息优势”渠道只是对投资轮次决策产生显著影响。

第五,对于持股比例方面的决策,投资人正式人力资本的积累将削弱乡音关系的作用。当投

资人出生地或籍贯的经济发展水平越高、正式制度越完善时,其投资轮次和持股比例方面的决策受方言关系影响的程度越低。这体现出正式制度完善程度与非正式制度作用强度之间的替代关系。

第六,在移动互联网背景下,早期项目的交易相关“软”信息得以在社会网络的不同圈群之间快速流动,克服了交易双方信息非对称带来的决策阻力,强化了方言一致关系使投资轮次提前的效应。这表明移动互联网作为一种通讯技术革命的产物,使得以“方言一致性”为代表的非正式制度在契约执行中的治理功能不是削弱,而是强化。

总之,本文发现时至今日,方言、乡土情结、圈层关系以及人际信任等文化因素作为非正式制度仍对中国风险投资市场产生着深刻的作用。方言一致关系可以通过信任建立、信息交换、声誉监督等机制使资金更多地流向发展不确定性较高的早期创业企业,并对投资人的资产配置决策产生了不可忽视的影响。市场各方和政策制定者均应注意到这一独特现象,在参与经济金融交易、进行政策规划及监管将文化因素纳入考虑范畴之内,助力创新型中小企业的培育和发展。

最后,研究工作可能还存在一些不足。由于数据可得性方面的限制,第一,本文的研究样本局限于上市企业,未能考察非上市企业或投资失败事件中乡音关系对投资决策的影响;第二,未能考察风投机构的投资决策委员会以及被投资企业股东大会的潜在影响;第三,未能就不同投资轮次在风险特征和决策标准上的差异展开稳健性检验。另外,未能进一步开展监督机制路径的验证工作。针对这些问题的研究还有待未来的进一步深耕。

#### 参考文献

- 蔡宁、何星(2015):《社会网络能够促进风险投资的“增值”作用吗?——基于风险投资网络与上市公司投资效率的研究》,《金融研究》,第12期。
- 蔡宁、徐梦周(2009):《我国创投机构投资阶段选择及其绩效影响的实证研究》,《中国工业经济》,第10期。
- 蔡庆丰、郭春松、黄凯松(2016):《社会关系与社会经历对资本市场影响研究进展》,《经济动态》,第2期。
- 曹树基(1997a):《中国移民史(第5卷明时期)》,福建人民出版社。
- 曹树基(1997b):《中国移民史(第6卷清、民国时期)》,福建人民出版社。
- 陈勇兵、程昱(2024):《方言差异与企业地理边界扩张》,《世界经济》,第9期。
- 戴亦一、肖金利、潘越(2016):《“乡音”能否降低公司代理成本?——基于方言视角的研究》,《经济研究》,第12期。
- 翟学伟(2014):《信任的本质及其文化》,《社会》,第1期。
- 杜秀荣(2014):《中国分省地图集》,中国地图出版社。
- 高超、黄玖立、李坤望(2019):《方言、移民史与区域间贸易》,《管理世界》,第2期。
- 洪俊杰、杨志浩(2021):《方言边界、交流障碍与创新绩效》,《南开经济研究》,第2期。
- 华岳、杨琛(2022):《文化多样性与城市风险投资——基于方言视角的实证分析》,《中国经济问题》,第1期。
- 黄福广、贾西猛(2018):《校友关系、信任与风险投资交易》,《经济管理》,第7期。
- 黄玖立、刘畅(2017):《方言与社会信任》,《财经研究》,第7期。
- 蒋光明、陈慧荣.(2022):《非正式制度与国家治理:一项研究述评》,《实证社会科学》,第1期。
- 李路、贺宇倩、汤晓燕(2018):《文化差异、方言特征与企业并购》,《财经研究》,第6期。
- 李树、邓睿、陈刚(2020):《文化经济学的理论维度与实践进路——第五届文化与经济论坛综述》,《经济研究》,第1期。
- 刘毓芸、戴天仕、徐现祥(2017):《汉语方言、市场分割与资源错配》,《经济学》(季刊),第4期。
- 刘毓芸、严翠欣、陈强远(2024):《信息壁垒与资本空间配置:方言的视角》,《世界经济》,第6期。
- 陆瑶、胡江燕(2014):《CEO与董事间的“老乡”关系对我国上市公司风险水平的影响》,《管理世界》,第3期。
- 马双、赵文博(2019):《方言多样性与流动人口收入——基于CHFS的实证研究》,《经济学》(季刊),第1期。
- 潘越、戴亦一、吴超鹏、刘建亮(2009):《社会资本、政治关系与公司投资决策》,《经济研究》,第11期。
- 潘越、肖金利、戴亦一(2017):《文化多样性与企业创新:基于方言视角的研究》,《金融研究》,第10期。
- 彭涛、黄福广、熊凌云(2015):《地理邻近对风险资本参与公司治理的影响》,《管理科学》,第4期。

- 宋弘、孙雅洁、陈登科(2019):《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》,《管理世界》,第6期。
- 徐现祥、刘毓芸、肖泽凯(2015):《方言与经济增长》,《经济学报》,第2期。
- 许宝华、宫田一郎(1999):《汉语方言大词典》,中华书局。
- 杨强、霍佳乐、鲁艺、刘福、冯利伟(2024):《乡音的力量——乡村振兴背景下方言直播对农产品销售的双刃剑效应》,《南开管理评论》,第7期。
- 尹苗苗、孙亚、费宇鹏(2020):《民营风险投资对新企业创业能力的影响机制》,《管理学报》,第4期。
- 余琰、罗伟、李怡宗、朱琪(2014):《国有风险投资的投资行为和投资成效》,《经济研究》,第2期。
- 袁德利、许为宾、陈小林、刘小元、刘广瑞(2018):《签字会计师——高管乡音关系与审计质量》,《会计研究》,第2期。
- 张诚、翁希演、胡少东(2024):《方言多样性对家庭商业保险参与的影响》,《经济学报》,第2期。
- 张国雄(1996):《中国历史上移民的主要流向和分期》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》,第2期。
- 张航、范子英、杨现领(2021):《方言、文化认同与住房市场交易》,《经济学》(季刊),第2期。
- 张杰、王文凯(2022):《方言多样化和企业创新——中国的事实及机制》,《金融研究》,第3期。
- 中国社会科学院、澳大利亚人文科学院(1987):《中国语言地图集》,朗文出版(远东)有限公司。
- 中国语言文字使用情况调查领导小组办公室(2006):《中国语言文字使用情况调查资料》,语文出版社。
- 周茂、陆毅、杜艳、姚星(2018):《开发区设立与地区制造业升级》,《中国工业经济》,第3期。
- 周振鹤、游汝杰(1986):《人口变迁和语言演化的关系》,《上海社会科学院学术季刊》,第4期。
- Bengtsson, O. and D. Hsu (2015): “Ethnic Matching in the US Venture Capital Market”, *Journal of Business Venturing*, 30, 338–354.
- Butler, A. and U. Gurun (2012): “Educational Networks, Mutual Fund Voting Patterns, and CEO Compensation”, *Review of Financial Studies*, 25, 2533–2562.
- Cohen, L., A. Frazzini and C. Malloy (2008): “The Small World of Investing: Board Connections and Mutual Fund Returns”, *Journal of Political Economy*, 116, 951–979.
- Gompers, P., A. Kovner, J. Lerner and D. Scharfstein (2010): “Performance Persistence in Entrepreneurship”, *Journal of Financial Economics*, 96, 18–32.
- Gompers, P., V. Mukharlyamov and Y. Xuan (2016): “The Cost of Friendship”, *Journal of Financial Economics*, 119, 626–644.
- Gompers, P., W. Gornall, S. Kaplan and I. Strebulaev (2020): “How do Venture Capitalists Make Decisions?”, *Journal of Financial Economics*, 135, 169–190.
- Graham, B., M. Miller and K. Strøm (2017): “Safeguarding Democracy: Power Sharing and Democratic Survival”, *American Political Science Review*, 111, 686–704.
- Hong, H., J. Kubik and J. Stein (2005): “Thy Neighbor’s Portfolio: Word-of-mouth Effects in the Holdings and Trades of Money Managers”, *Journal of Finance*, 60, 2801–2824.
- Liu Y., Z. Sui, C. Kang and Y. Gao (2014): “Uncovering Patterns of Inter-Urban Trip and Spatial Interaction from Social Media Check-In Data”, *PLoS ONE*, 9, 0086026.
- McPherson, M., L. Smith-Lovin and J. Cook (2001): “Birds of a Feather: Homophily in Social Networks”, *Annual Review of Sociology*, 27, 415–444.
- Oster, E. (2019): “Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 37, 187–204.
- Olea, J. and C. Pflueger (2013): “A Robust Test for Weak Instruments”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 31, 358–369.
- Tajfel, H. (1982): “Social Psychology of Intergroup Relations”, *Annual Review of Psychology*, 33, 1–39.
- Xiang, J. and Z. Sheng (2024): “Relative Strength of Business Groups and the Value-Relevance of Earnings for Group-Affiliated Companies”, *Finance Research Letters*, 63, 105320.
- Zhang, R. (2022): “Language Commonality and Sell-side Information Production”, *Management Science*, 68, 4435–4453.

(责任编辑:周莉萍)(编校:霍冉冉)

## How Manufacturing Import Competition Affects Household Debt Behavior

LIN Sihan<sup>[a]</sup> HAN Jinzi<sup>[a]</sup> ZHU Taihui<sup>[b]</sup> YANG Yaxin<sup>[c]</sup>

a. School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China

b. National Institution for Finance and Development, Beijing 100020, China

c. Institute of Real Estate and Urban Studies, National University of Singapore, 117602, Singapore

**Abstract:** Against the backdrop of profound adjustments in global industrial chains and escalating trade disputes between China and the US, China has actively implemented policies to expand imports and promote balanced trade development, leading to increasingly intense import competition in the domestic manufacturing sector. Using multi-source data including the China Household Finance Survey (CHFS), this study systematically examines the impact of manufacturing import competition on household debt behavior and its underlying mechanisms. The findings indicate that: (1) manufacturing import competition significantly increases household debt, primarily driven by investment-related liabilities (such as housing and business debt) rather than consumption debt; (2) import competition encourages household borrowing by improving employment, raising wages, and creating entrepreneurial opportunities, thereby fostering positive income expectations; (3) the effect is more pronounced for high-technology imports (e.g., those from OECD countries or technology-intensive industries), though it may also lead to over-allocation of housing debt among high-wealth households, exacerbating debt structure imbalances; (4) further analysis shows that enhancing market-oriented institutions and advancing digital finance can effectively curb housing debt while promoting business debt, thereby optimizing the household debt structure. This study provides new micro-level insights into the effects of import expansion policies and offers valuable implications for policy responses to substantial US tariff increases.

**Keywords:** Manufacturing Import Competition; Household Debt; Labor Market

**JEL Codes:** F14; F16; G51

## Reassured by Hearing Sounds of the Hometown at First: How Dialects Affect Venture Capital Investment Decisions

SUN Wenli<sup>[a]</sup> ZHANG Runduo<sup>[b]</sup> ZHAO Haiyan<sup>[a]</sup>

a. International Business School, Beijing Foreign Studies University, Beijing 100089, China

b. School of Business, Hong Kong Baptist University, Hong Kong 999077, China

**Abstract:** Using a sample of venture capital (VC) events involving listed companies from 1999 to 2022, this study investigates how a shared dialect between venture capitalists and firm founders influences VC decision-making regarding investment stage, investment amount, and equity stake. The results show that: (1) Dialect consistency significantly accelerates the VC's entry timing, increases the investment amount, and leads to a larger equity stake; (2) Rather than a "communication effect," the primary mechanism behind the influence of dialect consistency is a "cultural effect," operat-

## CONTENTS

ing through the pathway: “dialect → regional culture → cultural and identity recognition → hometown-based social networks → trust, informational advantages, and reputational supervision → VC decisions”; (3) The effect of dialect consistency on equity stake is attenuated when investors possess higher levels of formal education. Moreover, higher economic development and institutional quality in the investor’s birthplace or place of origin reduce the influence of dialect consistency on investment timing and equity stake; (4) In the mobile internet era, soft information related to early-stage deals flows more rapidly across social networks, mitigating information asymmetry and amplifying the effect of dialect consistency in accelerating investment timing.

**Keywords:** Chinese Dialects; Venture Capital; Cultural Identity; Social Circle

**JEL Codes:** D91; G11; Z13

## Can the Financial Regulatory Sandbox Promote the Digital Transformation of Banks?

JIN Xiangyi<sup>[a]</sup> WANG Xiyang<sup>[a]</sup>

a. School of Economics, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China)

**Abstract:** Against the backdrop of the deep integration of digital technologies and financial services, the success of the digital transformation of banks hinges on appropriate financial regulation. In this context, the Financial Regulatory Sandbox has emerged as an innovative financial regulatory tool, not only supporting the development of underlying technologies for banks’ digital transformation but also providing necessary regulatory safeguards. Based on the FinTech Innovation Regulatory Pilot policy implemented by the People’s Bank of China, this paper explores the impact of the Financial Regulatory Sandbox on the digital transformation of banks and its underlying mechanisms. The study shows that the Financial Regulatory Sandbox can significantly promote the digital transformation of banks. Mechanism analysis reveals that enhancing banks’ innovation capabilities, driving human capital upgrading, and mitigating regulatory risks are important channels through which the Financial Regulatory Sandbox facilitates digital transformation. Additionally, the paper finds that the Financial Regulatory Sandbox can improve banks’ information screening capabilities, enhance management and operational efficiency, reduce bankruptcy risks, optimize profit structures, and thereby boost profitability. Finally, the study investigates the spillover effects of the Financial Regulatory Sandbox. By elucidating how the Financial Regulatory Sandbox influences banks’ digital transformation, this research provides micro-level empirical evidence for China to advance high-quality financial development and fulfill the “five key initiatives” for building a financial powerhouse.

**Keywords:** Financial Regulatory Sandbox; Digital Transformation of Banks; Financial Technology; Financial Regulation

**JEL Codes:** G21; K23; O33