

企业家姓氏网络的出口外溢效应*

赵子乐 林建浩 朱元冰

摘要：研究出口外溢的文献发现，企业之间的出口信息共享和出口费用分担可以促进出口。在中国的社会文化背景下，信息共享和费用分担往往嵌套于一定的关系网络。分布于闽、粤、琼等省份的闽南语群体由于强烈的“海洋性”使得宗族组织泛化，普遍形成超越血缘关系的姓氏网络，克服了关系网络的可观测性和内生性问题。本文以中国工业企业数据库的闽南语区私人控股企业为样本，发现企业的出口概率会随着“同姓”企业（即企业负责人姓氏相同）当中出口企业占比的提升而提升，表明存在基于姓氏网络的出口外溢，改变模型设定、使用工具变量等稳健性分析均不改变结论。安慰剂检验表明，“异姓”之间、国有或外资企业的“同姓”之间均不存在出口外溢。出口外溢是在同一个行业大类里面不同行业小类之间发生，而非在有直接竞争关系的行业小类内部发生。姓氏网络是在城市层面而非作为“熟人社会”的县域层面发挥作用；主要在缺乏出口经验的企业、小企业、出口不太普遍的行业发挥作用。姓氏网络并未造成不同姓氏之间的出口机会越来越不均等。

关键词：闽南语 姓氏 出口外溢 社会网络 华侨华人

中图分类号：F752.8

JEL：Z13, F14, L14

Export Spillover Effects of Surname Networks for Entrepreneurs

ZHAO Zile¹ LIN Jianhao² ZHU Yuanbing¹

(1. Jinan University, Guangzhou, China; 2. Sun Yat-sen University, Guangzhou, China)

Abstract: The literature on export spillover finds that export information and cost sharing among firms can promote export. With China's sociocultural background, information and cost sharing are typically embedded in social networks. For the Hokkien speaking ethnic group in Fujian, Guangdong and Hainan, high relevance with the ocean induces extension and generalization of lineages, widely leading to kinless surname networks, which help us overcome the observability and endogeneity problems of social networks. With private holding firms in the Hokkien speaking areas from Chinese industrial enterprises database as our sample, this paper finds that the probability to export increases with the proportion of exporting firms with the same "surname" (i.e. the surname of the person in charge of the firm), implying export spillover based on surname networks. With changes of model setting, use of IV and other checks, the results are robust. Placebo tests find no export spillover among firms of different "surnames", or among state-owned and foreign-owned firms of the same "surnames". Export spillover occurs between four-digit industries of the same two-digit industry, other than within the same four-digit industry where there is direct competition among firms. Surname networks play a role at the prefecture

* 赵子乐，暨南大学国际关系学院/华侨华人研究院，邮政编码：510632，电子邮箱：zhao_zile@163.com；林建浩，中山大学岭南学院，邮政编码：510275，电子邮箱：linjh3@mail.sysu.edu.cn；朱元冰，暨南大学国际关系学院，邮政编码：510632，电子邮箱：zhuyuanbing@hotmail.com。本文是国家自然科学基金青年科学基金项目（71803061）、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（16JJD810008）的阶段性成果，并得到中央高校基本科研业务费专项资金资助。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见，感谢范子英教授、孙涛副教授、唐为博士、陈昊副教授的宝贵建议，感谢谢民生秘书长、谢基路会长、虞文戟堂主、林永平秘书长、施性勤会长、赵世聪宗长等对作者调研的大力支持，文责自负。

level rather than at the county level dominated by strong ties, and mainly play a role in firms without export experiences, small businesses, and industries in which exports are less common. Surname networks have not resulted in increasing inequality of export opportunities among different surnames.

Keyword: Hokkien; Surname; Export Spillover; Social Network; Overseas Chinese

一、引言

改革开放四十年来中国的出口经历了急剧增长,从微不足道的出口国变成世界最大出口国,到底是什么因素在推动中国的出口?大量文献对中国出口的支撑因素进行探索,有的在传统的市场供求框架下进行分析,包括比较优势、外资进入、贸易自由化、出口补贴、价格优势等等,廖涵、谢靖(2018)对相关文献进行了综述。近年来,越来越多文献从中国市场机制和政府制度的特殊性进行解释,包括要素市场扭曲、国内市场分割、融资约束、社会诚信缺失、知识产权缺位等,然而极少有文献从社会文化(sociocultural)角度研究中国的出口^①。在数千年的农业社会传统以及儒家文化的影响下中国形成了独特的社会文化特征,其中一个最为鲜明的特点是关系网络发达,众所周知这对于企业家的融资、创业、国内贸易等具有重要影响,但出口贸易的对象为国外企业,此时国内关系网络还能否发挥作用?

国际贸易领域有大量文献证实了企业之间存在出口外溢效应(Koenig et al, 2010; Fernandes & Tang, 2014; Kamal & Sundaram, 2016),即一个地区企业的出口会受到其他企业出口的正向影响,他们对出口外溢的机制作了大量探讨,认为最主要的机制在于共享国外市场信息,其次是出口费用的共同分担(包括推广、销售、配送渠道的共享等)。信息交换以及出口费用分担需要双方具有一定的信任,但中国人的信任模式以“特殊信任”为主,即信任主要发生在有一定“关系”的人之间,而对陌生人缺乏信任。在这样的社会背景下,企业之间的出口外溢可能需要依托社会网络这一载体才能充分发生,现有文献对出口外溢的机制作了很充分的逻辑分析,却普遍忽略了出口外溢的载体。

要研究社会网络这一载体,在技术上有着两大困难,一是企业家的社会网络属于敏感信息,很难观测到,现有文献一般都是以上市公司为研究样本;二是社会网络变量的内生性问题严重,人们结成社会网络很可能是因为具有共同的特征,例如兴趣、品味、性格等不可观测因素,使得社会网络的影响与共同特征的影响难以区分。为了解决社会网络变量的可观测性和内生性问题,我们选择一种特殊的社会网络——闽南方言区的姓氏网络,即闽南方言区同一个地级市范围内同姓人群所结成的社会网络,作为研究对象。这是一种超越了血缘关系的社会网络,是宗族组织和宗族文化泛化的产物。

在方言学当中,广义上的闽南方言包括闽南话、潮汕话、海南话、黎话、海话等,集中分布在福建东南部、广东东部、浙江南部、广东西部的雷州半岛以及海南岛,在港澳台以及东南亚也有数量庞大的使用者,人数超过六千万,闽南方言人群在人类学上经常被称为“福佬族群”。闽南方言区普遍存在着没有确切血缘关系的同姓人员结成姓氏网络的现象,这是传统的宗族组织和宗族文化泛化的结果,与闽南方言人群的“海洋性”有密切关联(赵子乐、林建浩, 2019)。福佬族群分散分布,但几乎都是在滨海地区,具有“逐海而居”的特征,这在中国的方言族群中是绝无仅有的。“海洋性”令福佬人的宗族文化发生巨大变异,明代“倭寇之乱”和清代“迁海复界”对福佬社会造成重大冲击,传统的以血缘关系为基础的宗族组织趋于瓦解,取而代之的是“合同式宗族”形态,这种宗族形态以姓氏相同、没有确切血缘关系、散居各地为特征;“倭寇之乱”又导致宗族组织的军事化,到清代及民国时期流

^① 个别文献研究海外华人网络对中国出口的影响,例如蒙英华等(2015)。

行同姓宗族结盟与异姓械斗，进一步强化同姓人群的社会和情感联系。此外，福佬地区的华侨华人、归侨、侨眷数量与本地居民人口相当，“侨乡”属性非常明显，福佬人在海外大量建立了只求同姓不问血缘的“宗亲会”组织，改革开放以后在海外宗亲会的示范作用下，“宗亲会”在大陆福佬地区也迅速流行起来。这三种因素共同导致福佬地区没有确切血缘关系的同姓人员被联结起来，形成姓氏网络，这为本文的研究提供了难得样本。并且福佬人本身在商业领域有着特殊重要性，“海洋性”使其经商传统浓厚，在2017年福布斯华人富豪榜前一百名的富豪当中约四分之一是福佬人，是中国商界一支非常重要的力量。

本文可能的贡献包括以下三点：第一，现有的国际贸易文献只关注到地理范围与出口外溢的关联，但在中国的社会背景下社会网络可能是出口外溢的重要载体，本文补充了这一视角；第二，经济学文献关注的社会网络主要包括亲属、同乡、同学、同事等社会网络，这些社会网络以亲缘关系或共同的生活区域、求学经历、工作经历为基础，即有着真实的基础作为支撑，姓氏网络与这些常规的社会网络都不同，属于人类学所说的“想象的共同体”，不但经济学文献几乎没有研究过闽南方言区的姓氏网络，连人类学文献都视之为前沿话题（陈夏晗，2015），本文是对现有文献的有益补充；第三，在技术上，本文以姓氏网络为突破口较好地克服了社会网络研究的可观测性和内生性难题，企业家的姓氏是公开信息，又是先天给定的，外生性很强（马光荣、杨恩艳，2011），这有可能为同类研究提供参考。

本文剩余部分内容安排如下：第二节是文献综述；第三节详细介绍了福佬地区普遍存在超越血缘关系的姓氏网络的原因，以及姓氏网络产生出口外溢的逻辑；第四节介绍了本文所用数据、变量选取以及模型构建；第五节先后呈现了基准回归结果，分析了企业产生外溢的动机、姓氏网络的作用范围；第六节进行稳健性检验和安慰剂检验；第七节研究了姓氏网络作用大小的变化趋势；第八节为结论。

二、文献综述

与本文相关的第一类文献是研究宗族和姓氏的经济学文献。过去，宗族常常被视为封建落后的象征而受到批判，近年来随着社会对于传统文化作用的重新认识以及微观调查数据的完善，很多文献发现宗族能发挥积极作用，在民间融资以及村庄公共品供给方面的作用尤其显著（马光荣、杨恩艳，2011；林建浩等，2016）。另一些文献则更关注宗族能否与“现代化”进程相容，在城镇化过程、现代金融体系运作、现代工商业发展中发挥作用：陈斌开、陈思宇（2018）关注宗族文化能否帮助移民在城镇就业，发现其可以帮助移民进入低端服务业，但在高端服务业难以发挥作用；郭云南、姚洋（2013）发现宗族网络促进农民外出打工，但其作用随着社会经济发展水平的提升而弱化。周群力、丁骋骋（2013）发现，宗族网络在正规金融中仍能发挥作用，帮助宗族成员获得更好的信用评级。创业方面，Peng（2004）基于九十年代初的数据发现宗族有利于农村企业的发展，认为其机制是在制度不完善的情况下保护私有产权和降低交易成本，因此随着市场经济的完善宗族的作用会弱化；阮荣平、郑风田（2012）则发现，到了市场经济相对成熟的2005年，宗族网络的产权保护效应已不甚明显，其短半径信任效应和短半径交易效应则十分突出，总体上抑制了乡村企业发展；张川川、李涛（2015）发现宗族可以帮助个体创业，但仅限于初级的个体工商业活动，对于私营企业活动没有影响，随着市场化程度和经济开放程度的提升，宗族的作用由促进变为抑制。总体而言，现有文献发现宗族在现代经济活动中依然能发挥一定正面作用但作用有限，而且随着现代化的进程其负面作用可能日渐突出。现有文献没有注意到的是，宗族虽然是传统社会的产物，但其组织形式并不是一成不变的，福佬地区合同式宗族以及宗亲会组织的兴起，便是传统宗族在明清时期军事因素冲击以及近现代全球化浪潮下作出适应与变革的产物，一旦考

考虑到宗族文化本身的可塑性，则宗族文化有更大的可能与现代经济相容。而本文所关注的正是宗族文化在适应外部环境变化而变异、泛化以后，在现代经济中发挥的作用，这与上述文献都不相同。

宗族属于血缘网络，而超越血缘关系的姓氏网络极少有经济学文献关注，仅有个别文献在公司治理框架下研究姓氏的作用，潘越等（2020）发现董事长与总经理同姓（已排除家庭成员同姓的情况）能够显著降低民营企业股东与管理层之间的代理成本，其机制在于董事长的宗族观念以及宗族关系网络的非正式约束；Tan et al (2018)发现董事的同姓现象会降低公司价值；Du (2017)则发现CEO与审计师同姓会增加财务舞弊的可能。本文与这些文献有明显不同，现有文献关注的是个别人士是否同姓，本文关注的是大范围的姓氏网络；现有文献关注的是企业内部或企业与会计师事务所之间的同姓现象，本文关注的是同行企业之间的同姓现象；本文研究的是出口外溢而不是公司治理。

与本文相关的第二类文献是关于企业出口外溢效应的文献，大量文献表明，出口外溢效应不但存在于发达国家（Koenig et al, 2010; Choquette & Meinen, 2014），也存在于包括中国在内的发展中国家（Fernandes & Tang, 2014; Kamal & Sundaram, 2016）。现有文献对出口外溢的机制作了非常详细的逻辑分析，几乎一致认为首要的机制在于企业之间的信息分享，卖家之间会分享出口市场信息以及其他相关知识（Aitken et al, 1997; Koenig et al, 2010），卖家还可能向国际买家分享其他卖家的信息从而帮助其出口（Kamal & Sundaram, 2016）；其次，卖家之间可以共同分担出口相关费用，例如共用推广渠道、销售渠道、报关行、集装箱等，参与出口的企业越多则出口费用越低（Koenig et al, 2010; Kamal & Sundaram, 2016）。其他影响渠道还包括：企业的出口行为向其他企业发送了出口市场需求旺盛的信号，诱使其他企业参与出口（Choquette & Meinen, 2014; Fernandes & Tang, 2014）；部分企业出口业务的开展，会促进当地与出口相关的基础设施的完善以及出口服务部门的发展，增加出口专业人才的供应，这都有利于其他企业出口（Aitken et al, 1997; Choquette & Meinen, 2014）；还有少量文献从产业关联角度进行机制分析（Choquette & Meinen, 2014）。这些文献都是研究一定区域范围内的出口外溢，正如前文所述，作为最主要机制的信息共享和费用分担，都需要双方具有一定的信任，在中国的社会背景下，地域上的邻近并不必然产生信任，通常需要依托关系网络这一载体才能更充分地建立信任关系，这是现有文献普遍忽略的。

与本文相关的最后一类文献是研究社会网络对国际贸易影响的文献（Hiller, 2014; 蒙英华等, 2015），主要从促进契约的跨国执行以及信息的跨国传播两个角度研究社会网络的作用，现有文献关注的社会网络基本都是跨国移民网络或者跨国族群网络，这种网络对国际贸易的促进作用是十分直观的。本文研究的则是一个城市之内的姓氏网络，发现这种本地化的网络同样能够促进国际贸易。另一方面，这类研究当中使用企业层面数据的文献非常少（Hiller, 2014），本文是一个有益的补充。

三、社会历史背景及理论假说

1. 社会历史背景。传统的宗族一般居住在同一村庄之内，共同的姓氏背后是共同的父系祖先，因此村庄的同姓人士结成紧密的社会网络。至于姓氏的作用超越了村庄范围，成为连接较大区域内没有确切血缘关系人员的纽带，则属于传统宗族组织和宗族文化的泛化，这与福佬地区特殊的社会历史背景有关。

明代“倭寇之乱”以及清代“迁海复界”令福佬地区宗族形态发生较大变异，新的宗族形态成为血缘关系不确切、地域上分散的同姓人员联合体，是传统宗族组织泛化的产物。在“倭寇之乱”中，作为传统宗族组织核心的士绅遭到大规模屠戮又或者逃亡异乡；清政府在

收复台湾过程中，为了切断郑氏政权与沿海地区的经济往来，颁布“迁海令”强迫沿海数十里范围内的居民迁往内地，直到收复台湾以后才“复界”允许居民回到沿海地区居住，这一过程瓦解了原有的社会结构。“倭寇之乱”和“迁海复界”对传统的以血缘关系为基础的宗族形态造成沉重打击，兴起了新的宗族形态即“合同式宗族”，其组织较为松散，由没有确切血缘关系但姓氏相同的人员组成，清中叶以后，普遍出现了由散居数十个村落的同姓人员组成合同式宗族的情况（郑振满，1992）。“倭寇之乱”和“迁海复界”对福佬地区冲击特别大，这与福佬族群的“海洋性”密不可分（赵子乐、林建浩，2019）。首先，如第一节所述福佬族群是中国唯一具有“逐海而居”特征的方言族群，其居住地自然普遍受到冲击；其次，福佬地区的人主导了从宋元时期一直到鸦片战争以前中国的海上贸易（赵子乐、林建浩，2019），导致福佬地区成为“倭寇”袭击的重点区域（Kung & Ma, 2014）；第三，台湾郑氏政权的骨干是福佬人，相应地，清政府在福佬地区实施“迁海令”的力度异常大（马楚坚，1994）。因此这两次冲击对福佬社会的影响特别严重，合同式宗族异常流行。

福佬地区的姓氏械斗强化了同姓人员之间的社会与情感联系。明清以来东南地区流行乡族械斗，其中以福佬地区最为严重（郑振满，2009），这与“倭寇之乱”以来宗族组织的武装化有关（郑振满，2009）。明末以降，乡族械斗更多地表现为多个宗族结为同姓宗族联盟与其他宗族联盟械斗，常常牵连数十个乡、跨越县界，这一直持续到民国时期（郑振满，2009），甚至到了改革开放以后福佬人较多的区域仍存在大规模的同姓宗族联盟械斗（刘小京，1993）。历史上有过械斗的姓氏之间至今仍存在对抗意识和心理隔阂，这促使当代的同姓人员结社以增强本姓氏的势力（陈夏晗，2015）。

在海外福佬人的示范带动下，福佬地区产生了大量“宗亲会”社团，成为联系没有血缘关系但同姓的人士的纽带。按照各省侨务部门的资料，福佬地区的华侨华人、归侨及侨眷数量大体上与本地居民人口相当（此外台湾还有一千多万福佬人），这远高于东南沿海其他方言族群^①。海外华人流行建立“宗亲会”社团，其特征是不要求会员有确切的血缘关系只要同姓，其数量在菲律宾、新加坡、泰国、马来西亚分别超过一百、两百、三百、四千（杨志刚，1996；潘宏立，2000；潘少红，2010）。大陆改革开放以后，作为“侨乡”的大陆福佬地区在海外宗亲会的示范带动和支持下，宗亲会组织迅速发展，例如泉州地区获得政府承认的宗亲会就有一百个左右（潘宏立，2000）。大陆的宗亲会有着明显的经济交流合作功能，在合作投资、建立销售网络、业务转介、社会关系共享、调解经济纠纷等方面为商人提供帮助（陈夏晗，2015）。

2. 理论假说。姓氏网络之所以可能产生出口外溢，主要是通过以下两个潜在渠道进行的：第一，信息分享，与出口相关的信息（例如国外市场需求、国外竞争状况、国外市场的规定和标准等），有可能从出口企业溢出到其他企业（Koenig et al, 2010; Choquette & Meinen, 2014; Kamal & Sundaram, 2016），人们建立合同式宗族和宗亲会的主要目的就包括商业合作（钱杭，2001；潘少红，2010；陈夏晗，2015），与出口相关的信息很可能通过姓氏网络传播。第二，费用分担，现有文献认为新的出口商可以通过与已有的出口商共用推广渠道、销售渠道、海外服务中心、报关行等方法分担出口费用（Koenig et al, 2010; Kamal & Sundaram, 2016），这些费用的分担属于较为深度的商业合作，需要双方较强的信任，合同式宗族和宗亲会为商人之间相互了解、重复博弈提供了平台，同姓企业家较容易建立信任关系，这为分担出口费用提供了良好条件。因此，当一个姓氏网络当中的出口企业越多，企业可能越容易获得出口相关信息、分担出口费用，从事出口的概率越高，基于此我们提出本文的假说：

假说：企业从事出口的概率随着姓氏网络当中出口企业占比的提高而提高。

^① 即便是以华侨华人数量众多著称的粤语族群，其华侨华人占比也不到福佬族群的40%。

四、数据及模型

本文的数据来自 1998-2007 年的中国工业企业数据库,该数据库覆盖了所有国有企业以及年销售额 500 万元以上的非国有企业,是研究非上市企业最常用的数据库。在公开可得的非上市企业数据中,该数据库应该是唯一披露了企业负责人姓名的,这对于本文的研究至关重要。由于本文所用数据较旧,一个重要的问题是本文的研究结论是否在今天仍有意义。事实上,2007 年以后闽南方言区姓氏网络的联系功能比 2007 年以前更强^①,姓氏文化活动也更加活跃^②,因此姓氏网络的作用在 2007 年以后并没有减弱而是增强,本文的研究结论在今天仍有重要的参考价值。此外,本文第七节特意对姓氏网络作用的变化趋势进行分析,发现姓氏网络对出口格局的影响只是曾经在“入世”的冲击下有所下降,但 2004 年开始便保持稳定,这也表明姓氏网络的作用具有较强的时间持续性。

本文从中国工业企业数据库中截取福佬地区的数据,覆盖了泉州、漳州、厦门、汕头、潮州、揭阳、汕尾、湛江、海口、三亚^③,跨越三个省份。本文研究主题属于企业家个人特征对于企业的影响,所以选择个人控股企业作为样本,从逻辑上讲这些企业的决策更容易受到企业家个人特征的影响,后文将使用国有控股以及外资控股企业进行安慰剂检验。我们参照谢千里等(2008)的方法进行样本筛选:(1)剔除关键指标缺失的企业;(2)剔除总资产、固定资产总额为零或负值的企业;(3)剔除营业收入低于 500 万元或员工人数小于 8 人的企业;(4)剔除明显违反会计准则的企业,即总资产小于固定资产净值、固定资产总额或流动资产,或累计折旧小于当期折旧。最终我们保留 11349 个观测值。建立基准回归模型如下:

$$Export_dum_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Surname_{it-1} + X'_{it-1}\gamma + \lambda_c + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

本文的被解释变量为企业本年度是否有出口 ($Export_dum$),有出口则取值 1 否则取值 0,由于被解释变量为虚拟变量,本文使用 Probit 模型进行回归。

核心解释变量为上年度本市本行业“同姓”企业中出口企业的比例 ($Surname$),即上年度本市本行业“同姓”企业当中有多大比例的企业有出口,本文所谓“同姓”是指企业负责人具有相同的姓氏。

X 是控制变量集合。首先需要考虑的是, $Surname$ 是基于同地域同行业定义的“同姓”变量,因此也包含了区域和行业的信息。为了控制这些因素,我们加入上年本市本行业企业中出口企业的比例 ($City$),这捕捉了城市内以及行业内企业的共性。为了更细致地控制区域因素的影响,我们还控制上年本县区本行业企业中出口企业的比例 ($County$),这是因为不同县的姓氏结构常常有明显差异,有可能在同一个城市之内某个姓氏较集中在某个县,而另一个姓氏较集中在另一个县,因此同姓的人可能有相对更高的概率来自同一个县, $Surname$ 便可能包含了县域层面的信息,为了控制一县之内企业的共性我们控制 $County$ 。上

^① 自 2007 年开始,高规格、得到官方有力支持的“海峡百姓论坛”基本每年举办一次,姓氏宗亲联谊交流成为对台工作的组成部分(台湾大部分人口为闽南方言族群),这为闽南方言区的宗亲会组织发展提供了有力支持,毕竟,对台工作的需要一直是促进宗亲会发展的重要因素。2010 年以后,潮汕各姓氏宗亲联谊大会以及泉州市姓氏文化交流协会相继成立,标志着姓氏网络交流进入了空前繁荣的时期。

^② 一个有力的证据是,2007 年以后出版的姓氏志书远多于 2007 年以前,作者所知的闽南方言区的 11 部姓氏志书中,仅有 3 部为 2007 年及以前出版,其他 8 部均为 2007 年以后出版。

^③ 浙江温州以及广东惠州也有不少福佬人,但在当地不属于主体族群,因此未纳入样本。

文所谓“本行业”均指二位数代码行业（即行业大类），之所以选择行业大类作为计算口径，是因为厂商很容易知道同一个行业大类之内其他行业小类（即四位数代码行业）的信息，其销售推广渠道也很可能是相通的。例如，棉纺厂的客户很大可能也会采购毛纺制品，棉纺厂也很容易知道毛纺业的市场信息，因此棉纺厂与毛纺厂有可能交流信息或者相互介绍客户，出口外溢会发生在整个行业大类之内，而不仅仅是发生在行业小类内部，作为对比，下文还会呈现使用行业小类作为统计口径时的结果。另外需要说明的是，我们在计算 *Surname*、*City* 以及 *County* 时，均把本企业排除在外。

另一个重要控制变量是企业上年度是否有出口（*L.export_dum*），现有文献普遍使用上年度是否有出口来衡量企业是否已经支付过出口固定成本（包括获取出口相关信息、建立海外销售推广渠道等等）。可以预期，如果企业本身有出口经验、已经支付过出口固定成本，那么对姓氏网络的依赖会下降，因此必须控制 *L.export_dum* 以免高估姓氏网络的作用。

其他控制变量方面，在参考相关文献的基础上，我们控制了劳动生产率对数（*LnProductivity*，工业增加值^①除以员工人数再取对数）、以总资产对数衡量的企业规模（*LnAsset*，总资产对数）、资本密度对数（*LnCI*，固定资产净值除以员工人数再取对数）、人均工资对数（*LnWage*，应付工资与应付福利之和除以员工人数再取对数）、境外股份占比（*Foreign*，港澳台资本与外商资本之和占总资本比例），以上变量均滞后一期，此外我们还控制了企业年龄（*Age*，样本年份减去企业成立年份）。最后，由于样本期内各个年份可能面临着不同的外生冲击，我们控制了年份固定效应 μ ；姓氏网络与地域文化（例如当地宗族文化的发达程度）也有密切关系，我们还控制了城市固定效应 λ_c 。表 1 提供了重要指标的描述性统计。

表 1 重要指标描述性统计

指标	平均值	中位数	标准差
企业是否出口（是则取 1，否则取 0）	0.37	0	0.48
本市本行业“同姓”企业当中出口企业的比例	0.43	0.44	0.33
本市本行业企业当中出口企业的比例	0.44	0.48	0.21
本县区本行业企业当中出口企业的比例	0.43	0.41	0.29
劳动生产率（千元/人）	78	48	127
资本密度（千元/人）	68	30	184
总资产（千元）	24986	10528	57901
平均工资（千元/人）	18	14	16
境外股份占比	0.0091	0	0.0558

一个相关的问题是，福佬地区会不会有大量企业家来自其他方言区，因此未必加入当地姓氏网络？中国工业企业数据库没有提供企业家籍贯信息，我们可以从企业家姓氏构成进行推断。不同方言区的姓氏构成有很大区别，例如，闽语区三大姓分别为陈、林、黄，其中陈姓、黄姓在闽语区占比是在全国汉族占比的三倍，林姓更达到六倍以上（杜若甫、袁义达，1993）。假如福佬地区有较大比例企业家来自其他方言区，那么企业家姓氏构成会与当地户籍人口姓氏构成有较大差异，我们把福佬城市在 2005 年人口普查中的户籍人口姓氏构成与同年的中国工业企业数据库企业家姓氏构成进行对比，发现两者相关系数高达 0.965，可见福佬地区企业家是以福佬人为主。

五、回归结果

^① 2004 年的工业增加值指标缺失，采用刘小玄、李双杰 (2008) 的方法计算。

(一) 基准回归

表 2 呈现了基准回归结果, 由于本文充分考虑同区域同行业企业的共通性, 我们使用城市-行业层面的聚类标准误计算 z 值, 允许同城市且同行业企业的扰动项相关。第 (1) 列不引入任何控制变量, *Surname* 的系数显著为正, 第 (2) 列加入除 *City*、*County*、*L.export_dum* 以外的控制变量, *Surname* 的系数保持显著且系数变化不大。第 (3) 列则控制了 *City*、*County*、*L.export_dum* 三个关键变量, 此时 *Surname* 的系数明显下降, 但仍然保持高度显著, 反映了 *Surname* 确实包含了部分地缘、业缘信息; 第 (4) 列包括所有控制变量, 与第 (3) 列相比, 第 (4) 列中 *Surname*、*City*、*County*、*L.export_dum* 的系数大小及显著性水平变化都很小 (*Surname* 系数的 P 值为 0.012)。

第 (4) 列为本文的基准回归结果, *Surname* 的系数远小于 *County* 的系数, 这无疑是合理的, *County* 综合反映了地域因素和行业因素的影响, 其作用自然远远高于姓氏网络的影响。在控制了 *County* 以后, *City* 的系数不显著, 表明样本企业主要在县区层面呈现出区域趋同性。*L.export_dum* 的系数很大并且高度显著, 反映了由于存在出口固定成本, 企业的出口决策有着较强的延续性 (Roberts & Tybout, 1997)。*LnCI* 的系数显著为负, *LnAsset* 和 *LnWage* 的系数显著为正, 这也与现有文献的结果一致。由于基准回归当中 *City* 的系数不显著, 下文主要报告 *Surname* 以及 *County*、*L.export_dum* 的结果, *City* 以及其他控制变量的系数不再报告。

表 2 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4) 基准回归
<i>Surname</i>	1.31581*** (9.56)	1.03587*** (8.59)	0.21955*** (2.60)	0.21335** (2.52)
<i>City</i>			0.09563 (0.37)	0.08031 (0.34)
<i>County</i>			0.85568*** (4.03)	0.79974*** (4.32)
<i>L.export_dum</i>			2.31168*** (26.52)	2.25006*** (27.39)
<i>LnProductivity</i>		-0.05544** (-2.01)		0.02041 (0.93)
<i>LnCI</i>		-0.56679*** (-16.79)		-0.26679*** (-10.88)
<i>LnAsset</i>		0.38131*** (10.50)		0.21051*** (8.54)
<i>LnWage</i>		0.32113*** (5.09)		0.13608*** (2.92)
<i>Foreign</i>		0.20679 (1.18)		-0.12261 (-0.64)
<i>Age</i>		-0.00060 (-1.42)		-0.00120*** (-2.94)
时间虚拟变量	否	是	否	是
城市虚拟变量	否	是	否	是

样本量	11349	11349	11349	11349
-----	-------	-------	-------	-------

注：括号内的数值是根据（城市-行业层面的）聚类标准误计算所得的z值。省略常数项估计结果，*、**、***分别表示通过10%、5%、1%水平的显著性检验，下同。

（二）出口外溢的动机

第三节认为同姓企业之间的出口外溢是因为企业家之间共享信息以及通过共享销售推广渠道分担出口费用，这属于出口企业主动产生外溢，但出口外溢有可能导致其他企业与自己在出口市场上竞争，那么企业为什么愿意让外溢发生呢？

站在企业家的立场来看，这是一个需要权衡的问题：一方面，信息的共享通常是双向的，企业在分享自己信息的同时可以从其他企业身上获得有价值的信息，而费用的分担则可以帮助本企业降低成本，这是出口外溢带来的好处；另一方面，其他企业通过出口外溢获得国外市场信息和降低出口费用，有可能在出口市场上与本企业竞争，损害本企业的利益。我们推断，如果两个企业属于同一个行业大类但不属于同一个行业小类（例如棉纺业与毛纺业），那么企业之间没有直接的竞争关系，但又很有可能知道对方行业的信息或者可以共用销售、推广、配送渠道，企业会比较乐意进行信息交流和渠道共享；相反，同一个行业小类的企业属于直接竞争对手，信息与渠道的分享都会谨慎得多，出口外溢会很弱甚至不存在。基准回归是根据行业大类口径进行分析的，表3第（2）列的结果显示，如果我们把行业口径缩小到四位数代码行业（即行业小类），则 *Surname* 的系数完全不显著，并且很接近于零，这证实了我们的推断。表3的结果说明，姓氏网络的出口外溢并不是在同一个行业小类之内发生的，而是同一个行业大类之内不同行业小类之间的外溢，这在一定程度上回答了企业出口外溢的动机问题。

表3 不同行业口径下的出口外溢

	(1)	(2)
	基准回归	四位数代码行业口径
<i>Surname</i>	0.21335** (2.52)	-0.00030 (-0.95)
<i>County</i>	0.79974*** (4.32)	0.65565*** (3.99)
<i>L.export_dum</i>	2.25006*** (27.39)	2.06257*** (19.26)
其他控制变量	是	是
样本量	11349	8201

（三）姓氏网络的作用范围

前文在城市范围内构建姓氏变量，那么，姓氏网络在县域范围内作用如何？这一问题关系到对姓氏网络基本作用的认识。众所周知，“县”是典型的“熟人社会”，各类关系网络十分发达并且具备有力的现实基础作为支撑，例如同乡网络（建基于共同生活区域）、同学网络（建基于共同求学经历）、宗族和亲戚网络（建基于血缘或婚姻关系）、同事网络（建基于共同工作经历），相反，姓氏网络缺乏有力的现实基础作为支撑，即便同姓人员主观上认同他们有共同的祖先，一般也是远古的名人（例如比干之于林姓、谢安之于谢姓、张良之于张姓），缺乏事实的支持，属于人类学所说的“想象的共同体”，因此姓氏网络明显弱于上述几种网络。假如姓氏在县域范围内仍能发挥作用，则说明在“县”这样的熟人社会当中，同乡、宗族及亲戚、同学、同事等网络仍有力所不逮之处，作为弱关系网络的姓氏网络起到

补充作用。相反，如果姓氏在县域范围不能发挥作用而只是在城市层面发挥作用，则说明姓氏网络并不是在熟人社会起补充性作用，而是当合作范围需要超越熟人社会（县域）的范围，熟人社会种种网络的地域局限性充分暴露之后，人们需要姓氏网络这种弱关系网络来发挥作用。

表 4 姓氏网络的作用范围

	(1)	(2)	(3)
<i>Surname_County</i>		0.17595* (1.70)	0.02210 (0.18)
<i>Surname</i>	0.21335** (2.52)		0.29955** (2.19)
<i>County</i>	0.79974*** (4.32)	1.00903*** (5.16)	1.06573*** (5.61)
<i>L.export_dum</i>	2.25006*** (27.39)	2.19212*** (22.16)	2.19181*** (22.08)
其他控制变量	是	是	是
样本量	11349	8597	8597

注：第（2）、（3）列样本量小于第（1）列是因为部分企业在本县区范围内没有同姓企业，*Surname_County*值缺失，样本被舍去。

我们参照 *Surname* 的构建方法，建立县区-行业层面上的姓氏网络变量 *Surname_County*，重新进行回归。表 4 的结果表明，当不控制 *Surname* 时 *Surname_County* 的系数显著为正，但显著性较低，一旦控制了 *Surname* 则 *Surname_County* 的系数不再显著并且系数大幅度下降到接近于零^①，这表明姓氏网络主要是在城市而不是县域层面发挥作用。这是符合逻辑的，现有文献表明，人们建立超血缘的姓氏网络的主要出发点是为了现实利益需要尽可能地扩大社会网络范围（钱杭，2001），无论是合同式宗族还是宗亲会都倾向于在较大范围内（包括古代的“府”和现代的地级市等）建立姓氏网络（郑振满，1992；潘宏立，2000）。在县域范围内，同乡、宗族及亲戚、同学、同事等网络十分发达并且具备深厚的现实基础作为支撑，姓氏网络这种弱关系网络发挥作用的空間很小。然而，对同乡、宗族及亲戚、同学、同事等网络而言，深厚的现实基础（共同的生活空间、父系祖先、学习经历、工作经历等）既造就了较强的关系，但也决定了关系网络的地域范围有较大的局限性；相反，姓氏网络作为“想象的共同体”，这既使得其关系较弱，但也使得其地域范围容易扩大，因此在古代的“府”或现代的地级市这样大的范围内，姓氏网络的作用才能真正展现出来。从这个角度讲，可以把姓氏网络视为“超越熟人社会的网络”。

（四）排除“同祖效应”

本文使用 Probit 模型进行回归，无法控制个体固定效应。但企业的出口决策有可能受到企业固定效应的影响，如果 *Surname* 变量与企业固定效应相关，则会产生遗漏变量问题。*Surname* 变量与企业固定效应发生关联的可能渠道有两个，一是因为区域及行业的共性而产生相关性，这一因素已得到控制；二是同姓人员之间的共性，同姓企业家有一定概率有着共同祖先，共同的祖先可能留下了共同的行为特征并传承至今，使得企业出口决策有相似性，可称之为“同祖效应”，此时基准回归结果反映的就未必是外溢效应，而是同一祖先的后代出口决策的相似性。为了尽量排除“同祖效应”的可能性，我们集中考察大姓企业家，大姓

① *Surname* 与 *Surname_County* 的相关系数为 0.7834。

人口众多，支派非常庞杂，同姓者同宗的概率很低，并且大姓的人群即便源自同一祖宗，其共同祖宗通常要追溯到唐宋时期甚至更早（林殿阁，2007；林永平，2010）^①，在经历上千年历史以后还传承着特定祖宗行为特征的可能性微乎其微。因此，大姓属于比较“干净”的样本，如果我们在大姓人口，尤其是支派较多的大姓人口当中仍能复制基准回归的结果，那么就能较好地排除“同祖效应”。我们没法找到大部分样本城市的姓氏统计数据，但福佬族群发源于闽南的漳州和泉州（谢重光，2001），两地的姓氏结构在福佬族群当中具有良好的代表性，我们根据漳州和泉州的人口姓氏统计数据筛选出漳泉地区前 20 大姓^②，表 5 第（2）列呈现了前 20 大姓的回归结果；为了得到更“干净”的结果，我们进一步剔除支派相对较少的姓氏，根据林殿阁（2007）和林永平（2010）剔除姓氏的主体人口分属于五个以下支派的姓氏，保留陈、黄、王、吴、李、杨、蔡、刘、许、苏、曾、郭等 12 个姓氏作为样本，结果如第（3）列所示。可以看到，在基本排除“同祖效应”以后 *Surname* 的系数继续显著为正，系数甚至比基准回归更大，基准回归的结论得到加强。

表 5 大姓回归结果

	(1)	(2)	(3)
样本范围	全样本	前 20 大姓	前 20 大姓中的多支派姓氏
<i>Surname</i>	0.21335** (2.52)	0.24407** (2.20)	0.32501** (2.55)
<i>County</i>	0.79974*** (4.32)	0.76701*** (4.03)	0.82649*** (3.20)
<i>L.export_dum</i>	2.25006*** (27.39)	2.28152*** (27.84)	2.22695*** (25.42)
其他控制变量	是	是	是
样本量	11349	9343	6812

六、稳健性检验与安慰剂检验

（一）稳健性检验

基准回归使用 Probit 模型，无法控制企业固定效应；为了控制企业固定效应的影响，稳健性检验首先把因变量改为企业出口额占工业总产值之比^③（*Export_ratio*），此时因变量为连续变量，我们使用固定效应面板模型进行回归，表 6 第（2）列结果表明，*Surname* 的系数依然显著为正，这与基准回归结果一致。第（3）列则依旧使用企业是否出口作为因变量，

① 反过来说，祖宗很早进入当地，才能够通过很多代的繁衍形成大姓。今天闽语区最大的几个姓氏都是“八姓入闽”的姓氏，即属于福建史上接受的第一批大规模中原汉人移民（“永嘉之乱”的南迁汉人）的主要姓氏。

② 漳州数据来自林殿阁（2007），泉州数据由泉州市统计局发布，见《泉州版“百家姓”排行榜 陈林黄姓氏排在前三名》

（<http://fj.sina.com.cn/news/s/2014-06-27/093860556.html>）。

③ 更常用的指标为出口额占销售额之比，即出口密度，但 2004 年的企业销售额指标缺失，因此我们全部年份都使用工业总产值来代替销售额，在本文样本中两者相关系数高达 0.9962。

但改用面板 Logit 模型控制固定效应, *Surname* 以及 *County* 的结果也与基准回归保持一致, *Surname* 的显著性有所下降, 这可能与样本量大幅度减少有关, *L.export_dum* 的系数变成负值, 这是因为面板 Logit 模型在回归过程中自动舍弃各年的出口虚拟变量相同的企业样本, 也就是各年出口决策相同的企业均被剔除, 因此 *L.export_dum* 的系数自然为负。我们还在舍去 *L.export_dum* 以后重新进行回归, 结果如第 (4) 列所示。

表 6 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
因变量	<i>Export_dum</i>	<i>Export_ratio</i>	<i>Export_dum</i>	<i>Export_dum</i>	<i>Export_dum</i>
回归模型	Probit	固定效应 面板模型	固定效应 面板 Logit	固定效应 面板 Logit	IVprobit
<i>Surname</i>	0.21335** (2.52)	0.03568** (2.45)	0.66876* (1.91)	0.64973* (1.87)	0.70166* (1.66)
<i>City</i>	0.08031 (0.34)	-0.03014 (-0.79)	-1.09281 (-1.34)	-1.03828 (-1.28)	-0.50111 (-1.29)
<i>County</i>	0.79974*** (4.32)	0.10167*** (4.30)	1.78129*** (3.37)	1.49763*** (2.92)	0.76822*** (2.59)
<i>L.export_dum</i>	2.25006*** (27.39)	-0.02285** (-2.41)	-0.34430*** (-2.60)		2.23438*** (39.13)
其他控制变量	是	是	是	是	是
Wald Test					3.71
P 值					0.2943
样本量	11349	11349	1633	1633	11330

(二) 内生性问题

如前文所述姓氏变量的外生性很强, 不少文献还用姓氏来作为社会网络的工具变量(马光荣、杨恩艳, 2011), 但本文需要考虑反向因果关系带来的内生性问题: 出口外溢是双向的, 同姓企业的出口会对本企业产生外溢效应, 本企业的出口也会对同姓企业产生外溢效应, *City*、*County* 变量也存在类似问题。为此, 我们采用上年本市同行同姓企业的资本密度均值对数 ($\ln CI_Surname$)、上年本市同行企业的资本密度均值对数 ($\ln CI_City$)、上年本县区同行企业的资本密度均值对数 ($\ln CI_County$) 作为 *Surname*、*City*、*County* 的工具变量。表 2 结果表明资本密度对于出口决策有高度显著的影响, 三个潜在内生变量与三个工具变量的相关系数也较大, *Surname* 与 $\ln CI_Surname$ 、*City* 与 $\ln CI_City$ 、*County* 与 $\ln CI_County$ 的相关系数分别为 -0.39、-0.66、-0.58。

排他性约束方面, 企业之间不会共享资产, 因此其他企业的资本密度不会直接影响本企业资本密度。但资本密度反映了企业资本的丰裕程度, 这有可能影响到企业的投融资决策, 而不同企业的投融资决策可能存在一定关联(例如企业之间的借款和商业信用、共同投资等), 那么其他企业的资本密度便有可能影响本企业的投融资进而影响出口。为此, 我们检验工具变量对于投融资的影响, 融资方面, 现有文献普遍关注的是企业的利息支出和商业信用, 我们分别使用利息支出占总资产之比 ($Loan_ratio$)、应付账款占销售额之比 (Ap_ratio) 来刻画企业融资; 投资方面, 我们使用企业长短期投资之和占总资产比例 ($Invest_ratio$)

来刻画企业投资^①。表 7 结果显示，三个工具变量对企业投融资没有显著影响。我们还需要考虑工具变量会否存在反向因果问题，排除本企业的出口影响到其他企业的出口并进一步影响其资本密度的可能。为此我们检验企业出口对自身资本密度的影响，以资本密度对数为因变量，核心自变量为企业是否出口^②，发现企业出口并不影响资本密度（结果从略），我们排除反向因果的可能。

表 7 排他性约束检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>Loan_ratio</i>	<i>Ap_ratio</i>	<i>Invest_ratio</i>
<i>LnCI_Surname</i>	-0.00002 (-1.38)	0.00435 (0.85)	0.00055 (0.41)
<i>LnCI_City</i>	-0.00003 (-1.07)	0.02455 (1.46)	0.00396 (1.26)
<i>LnCI_County</i>	-0.00001 (-0.25)	0.00236 (0.27)	-0.00032 (-0.15)
控制变量	是	是	是
样本量	11314	7789	9170

注：各列样本量不同是因为部分年份的商业信用和投资数据缺失。

表 6 第（5）列呈现了 IVprobit 模型估计结果，采用的是 Newey 两阶段估计方法。可以看到，*County* 和 *L.export_dum* 的结果均与基准回归高度一致，*City* 的系数始终不显著，*Surname* 的系数继续显著并且比基准回归大，因此 IVprobit 模型回归结果与基准回归相一致。然而，Wald 外生性检验并不能拒绝 *Surname*、*City*、*County* 三个自变量为外生变量的假设，这一结果并不意外，因为在本文的模型设定下，*Surname* 以及 *City*、*County* 都是滞后一期的变量，企业本期出口不会影响这些变量，只能通过过去的出口与他们发生关联，但 *L.export_dum* 已经被控制，因此基准回归并不存在明显的内生性问题，本文主要关注基准回归的结果而非 IVprobit 模型结果。

（三）安慰剂检验

在处理了内生性问题以后，本文需要澄清的一个问题是，*Surname* 的系数显著为正，是否真的反映了姓氏网络的出口外溢效应？在控制了 *City* 和 *County* 的前提下，如果只有“同姓”之间有额外的外溢效应，而“异姓”之间没有，则我们可以判断姓氏网络在出口外溢中发挥着独特作用；相反，假如随意两个姓氏之间都有外溢效应，这就说明企业之间还是存在普遍性的、不以姓氏网络为前提的出口外溢，那么 *Surname* 的系数显著为正可能只是对这种普遍性出口外溢的反映，而不能说明姓氏网络有特殊作用。

因此我们检验“异姓”之间是否存在出口外溢，作为安慰剂检验。然而本文样本企业的负责人共有 131 种姓氏，如果对两两之间的外溢效应逐一检验的话，需要进行 17030 次回归，这并不现实，也没有必要。因为在这 131 个姓氏中，超过一百个姓氏的样本量在 50 以下，这样的“小姓”企业要对其他企业产生显著的外溢效应本就很困难，进行安慰剂检验的意义

^① 控制变量方面，最重要的是企业自身的资本密度对数，此外我还控制了工业总产值对数、利润率（总利润与总资产之比）、外资股份占比、企业年龄等与投融资密切相关的变量，以及行业虚拟变量、城市虚拟变量、年份虚拟变量等常规变量，使用固定效应面板模型进行回归。

^② 控制变量包括企业规模（以主营业务收入对数衡量）、总利润对数、企业年龄、年份虚拟变量等，采用固定效应面板模型进行回归。

不大。相反，“大姓”企业数量众多，比较容易产生显著的外溢效应，我们主要检验“大姓”企业能否对其他企业产生外溢效应，被解释变量与控制变量不变，核心解释变量为上年度本市本行业“大姓”企业中出口企业的占比 (*BigSurname*)，样本范围为非“大姓”企业。表 8 显示，无论我们把“大姓”定义为本文样本的前 3 大姓、前 5 大姓、前 10 大姓还是前 20 大姓，*BigSurname* 的系数均不显著，即“大姓”不会对其他姓氏产生出口外溢，相反，*County* 和 *L.export_dum* 的系数一直高度显著，并且系数大小比较稳定，与基准回归结果接近。

表 8 安慰剂检验：“异姓”企业之间的出口外溢

	(1)	(2)	(3)	(4)
	前 3 大姓	前 5 大姓	前 10 大姓	前 20 大姓
<i>BigSurname</i>	0.24809 (1.04)	0.06500 (0.21)	-0.24627 (-0.48)	0.68023 (0.97)
<i>County</i>	0.99028*** (4.80)	1.10890*** (5.47)	1.16903*** (5.05)	1.07030*** (3.46)
<i>L.export_dum</i>	2.21009*** (22.64)	2.22765*** (23.52)	2.20121*** (19.97)	2.18526*** (12.86)
其他控制变量	是	是	是	是
样本量	7394	5872	3505	1721

基准回归的样本范围限制在私人控股企业，其逻辑在于，外资企业本身就拥有国外市场信息并且嵌入了国外的商业网络，因此不太需要国内的姓氏网络来获取国外市场的信息或分担费用；国有企业有着政府的支持，有较多手段克服出口障碍，也无需依赖姓氏网络。我们分别使用国有控股企业和外资控股企业作为样本，进行安慰剂检验。表 9 显示，在外资企业分组中 *Surname* 的系数只有基准回归的十分之一并且不显著；在国有企业分组中 *Surname* 的系数不显著且为负值。安慰剂检验结果与我们的预期一致，这进一步增强了本文结论的可靠性。

表 9 安慰剂检验：外资及国有企业

	(1)	(2)	(3)
	基准回归	外资企业	国有企业
<i>Surname</i>	0.21335** (2.52)	0.02155 (0.37)	-0.27666 (-1.12)
<i>County</i>	0.79974*** (4.32)	0.53541*** (5.06)	0.67513* (1.90)
<i>L.export_dum</i>	2.25006*** (27.39)	2.09985*** (23.63)	3.28804*** (17.81)
其他控制变量	是	是	是
样本量	11349	14069	1101

七、姓氏网络作用的变化趋势

(一) 企业层面的变化趋势

前文发现了姓氏网络存在出口外溢效应，如果企业家所属的姓氏网络当中出口企业的比

例较高则本企业占有较好的出口机会。由于企业家难以改变自己的姓氏，这实际上意味着企业家出口机会的不平等，那么，姓氏之间的不平等会慢慢弱化，还是会愈发加剧呢？本部分关注姓氏网络作用大小的变化趋势。我们首先关注的是，在企业层面，姓氏网络的影响是长期不变的，还是具有阶段性。

姓氏网络带来的出口外溢，主要是帮助缺乏出口经验的企业出口，还是在企业有了出口经验之后依然能发挥作用呢？按现有文献的普遍观点，有出口经验的企业已经获得了出口目的国市场信息、建立起销售推广渠道，这不但可以实现当期的出口，还能帮助往后的出口。有出口经验的企业可以依靠自己已有的信息和销售推广渠道继续从事出口，对姓氏网络的依赖程度较低，姓氏网络在帮助企业出口方面的作用应该较小。表 10 第（1）、（2）列根据企业上年是否出口进行分组回归，*Surname* 在“上年无出口”分组中的系数更大，并且在 5%水平上显著，而在“上年有出口”分组则不显著，表明姓氏网络更多地是在企业还没有出口经验时发挥作用，姓氏网络的作用具有阶段性。

表 10 姓氏网络作用的调节因素

	(1)	(2)	(3)	(4)
	上年有出口	上年无出口	全样本	全样本
<i>Surname</i>	0.18342 (1.31)	0.23392** (2.40)	0.28881*** (2.74)	0.61739*** (3.76)
<i>County</i>	0.90185*** (5.02)	0.89793*** (3.01)	0.87285*** (4.35)	0.58803* (1.89)
<i>L.export_dum</i>			2.13960*** (25.41)	2.77478*** (19.84)
<i>Asset*Surname</i>			-0.00338* (-1.89)	
<i>City*Surname</i>				-0.83627** (-2.33)
其他交叉变量	否	否	是	是
其他控制变量	是	是	是	是
样本量	4153	7129	11349	11343

不同成长阶段的企业克服出口障碍的能力也不相同，大企业资金实力雄厚，信息来源丰富，商业网络广泛，容易赢得客户信任，比较容易克服出口障碍，对姓氏网络的依赖性应该较低，反之，小企业的依赖程度应该更高。表 10 第（3）列在回归中加入企业总资产（*Asset*）与各个自变量的交叉项，结果表明 *Asset*Surname* 的系数显著为负，表明企业规模越大则受姓氏网络影响越小，这印证了上文的逻辑推断。

除了企业自身的成长和市场开拓具有阶段性，行业的发展也具有阶段性，中国诸多行业的大规模出口并不是一蹴而就的，而是通过多年增长才达到庞大的规模。姓氏网络在行业不同的发展阶段作用可能有所不同，当行业内企业出口并不普遍，此时相应的贸易中介或贸易公司较少，劳动力市场上掌握了出口信息或渠道的人员同样较少，企业难以通过常规性方法获得出口信息或渠道，对姓氏网络的依赖应该较深；相反，当行业当中已有大量企业出口，则其他企业很容易通过“挖人”或通过贸易中介、贸易公司实现出口（Aitken et al, 1997；Choquette & Meinen, 2014），对姓氏网络的依赖程度应该较低。表 10 第（4）列加入了 *City*（上年本市本行业企业中出口企业的比例）与各个自变量的交叉项，结果表明 *City*Surname* 的系数显著为负，表明姓氏网络主要是在行业内企业出口还不普遍时发挥作用。综合表 10

各列的结果，姓氏网络作用的阶段性较明显，有着“起步扶持”的特征，主要在缺乏出口经验的企业、小企业、出口不太普遍的行业当中发挥作用。

（二）姓氏层面的变化趋势

我们还关注姓氏层面的变化趋势，本文发现企业出口的概率会随着本姓氏内出口企业占比的提高而提高，这在没有出口经验的企业身上更为明显。那么，在不考虑其他因素的前提下，假如某个姓氏的出口企业占比（记作 $Surname_export$ ^①）初始值较高，那么尚无出口的企业也会因外溢效应而有较高概率在下一阶段从事出口，导致 $Surname_export$ 值提升较快，并进一步提升再下一阶段企业出口概率，如此循环往复； $Surname_export$ 初始值较低的姓氏则与此相反。这意味着两类姓氏出口倾向的分化越来越严重，出口越来越集中在 $Surname_export$ 初始值高的姓氏，他们具有“先发优势”，形成出口机会的“姓氏不平等”。

然而，也有力量推动出口机会的“姓氏均等化”趋势。在早期阶段，由于国外贸易壁垒、出口贸易管制、外贸服务部门发育水平的制约，有很多企业本身条件适合出口但受制于外部条件难以真正实现出口，只有少数企业能实现出口，譬如 1998 年各个城市-行业组合内的出口企业数量中位数仅为 15 家，可见在大多数的城市-行业组合当中，出口业务都集中在少数企业、少数姓氏手中，并且，根据上文结果此时姓氏网络的作用特别大，出口机会的“姓氏不平等”特别突出。到了新阶段，随着中国加入 WTO 国外贸易壁垒大幅度减少，中国的政府管制也减少，外贸服务部门日趋发达，很多原先不能出口的企业都可以出口了，很多“新姓氏”加入出口，推动了出口机会的“姓氏均等化”。并且，早期阶段 $Surname_export$ 值较低的姓氏，在新阶段的出口（指拓展边际）增长幅度会更大，因为在那些早期阶段 $Surname_export$ 值较高的姓氏当中，本身条件适合出口的企业很多早已实现出口了，在新阶段的增长会相对弱一些，反之， $Surname_export$ 初始值低的姓氏在新阶段的增长幅度更大，具有“后发优势”。

表 11 $Surname_export$ 的存量对增量的影响

	(1)	(2)
观测值选取	每个企业都作为观测值	每个城市-行业-姓氏组合仅保留一个观测值
$L.Surname_export$	-0.16575*** (-11.10)	-0.17505*** (-10.72)
控制变量	是	是
样本量	10706	2300

注：括号内的数值是根据（城市-行业层面的）聚类标准误计算所得的 t 值。

为了检验“先发优势”与“后发优势”哪一个占据主导地位，我们检验 $Surname_export$ 的“存量”对“增量”的影响，因变量为本期 $Surname_export$ 与上一期的差额（ $Surname_increase$ ），核心解释变量为上一期 $Surname_export$ （记作 $L.Surname_export$ ），控制变量方面，根据基准回归方程的设定， $City$ 、 $County$ 、 $L.export_dum$ 、 $LnProductivity$ 、 $LnCI$ 、 $LnAsset$ 、 $LnWage$ 、 $Foreign$ 、 Age 等都可能影响企业是否出口，从而影响 $Surname_export$ ，那么这些变量的年度变化就可能影响 $Surname_increase$ ，因此我们控制了这些变量本期均值（按“城市-行业-姓氏”分组计算均值，下同）与上期均值之差，此外还控制了年份和城市

① 具体地， $Surname_export$ 是指在一个“城市-行业-姓氏”分组当中出口企业占所有企业的比例，其计算方法与 $Surname$ 略有不同，我们在计算 $Surname$ 时把企业自身排除在外，计算 $Surname_export$ 时则不需要如此，因此在同一个“城市-行业-姓氏”分组内，不同企业的 $Surname$ 值可能略有差异，而 $Surname_export$ 值是相同的。

虚拟变量，使用 OLS 模型回归并使用城市-行业层面的聚类标准误计算 t 值。表 11 第 (1) 列显示上一期的 *Surname_export* 值越大则其增长幅度越小，但第 (1) 列的回归是把每个企业都视为单独的观测值，这意味着企业数量较多的“城市-行业-姓氏”组合对回归结果有更大影响，第 (2) 列在每个“城市-行业-姓氏”组合中只保留一个观测值，其结果与第 (1) 列一致。表 11 表明，“后发优势”占主导地位，*Surname_export* 初始值低的姓氏会逐渐赶上。既然如此，我们还应该看到，行业的出口不是越来越集中在少数姓氏，而是越来越分散，这是出口机会“姓氏均等化”的最直接证据。为此我们首先确定各年份每个“城市-行业”分组当中 *Surname_export* 值最大的姓氏，然后计算该姓氏在该“城市-行业”分组的出口企业当中占了多大比例，如图所示，这一比例总体上是明显下降的，并且在中国加入 WTO 后的一段时间下降最快，但 2004 年开始就保持稳定。

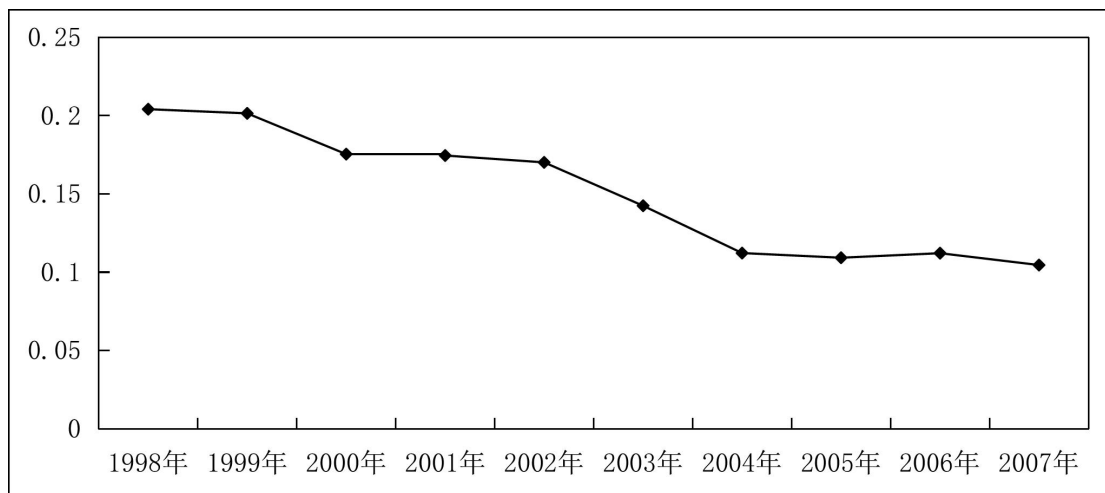


图 *Surname_export* 值最大的姓氏在出口企业中的占比

八、结论

出口外溢是国际贸易领域的重要话题，现有文献普遍强调出口外溢最重要的机制包括信息共享和各种出口费用的共同分担（例如共享销售渠道、推广渠道、配送渠道等）。信息共享和费用分担需要双方具有一定的信任，在中国这通常意味着双方有一定的“关系”，因此，关系网络是出口外溢得以发生的重要载体，现有文献对出口外溢的机制作了大量探讨，却忽略了出口外溢的载体。研究企业家关系网络的困难在于，非上市公司企业家的关系网络很难观测，内生性问题也很严重。本文选择闽南方言区（即福佬地区，跨越福建、广东、海南等省份）的姓氏网络作为研究对象，有效避免了这两大问题。福佬地区之所以普遍存在超越血缘关系、覆盖范围广的姓氏网络，是因为传统的宗族组织和宗族文化泛化，生成了“合同式宗族”、同姓宗族联盟、宗亲会等组织形态，这是明代“倭寇之乱”、清代“迁海复界”以及清代以来跨海移民的产物，与福佬族群的“海洋性”有密切关系。

本文以中国工业企业数据库中闽南语城市的私人控股企业为样本，使用 Probit 模型检验上年本市本行业“同姓”企业（即企业负责人姓氏相同）当中出口企业占比对本年本企业出口概率的影响，以此刻画姓氏网络的出口外溢效应。为控制区域共通性和行业共通性，我们控制了上年本市本行业企业中出口企业的比例、上年本县区本行业企业中出口企业的比例，在控制这些变量以及上年本企业是否出口等其他变量的前提下，本文发现企业本年度从事出口的概率会随着上年本市本行业同姓企业当中出口企业占比的提升而提升，表明出口外溢确

实会通过姓氏网络发生；基于多支派大姓的分析表明，基准回归结果并非反映了同姓人士有较大概率属于同一祖先的后代从而具有类似的行为特征。稳健性检验改用固定效应面板模型、固定效应面板 Logit 模型以及工具变量 Probit 模型，结论保持不变。安慰剂检验首先关注“异姓”企业之间是否存在出口外溢，集中检验“大姓”对其他姓氏的出口外溢效应，发现效应并不存在；在国有或外资控股企业样本当中，出口外溢不会通过姓氏网络发生。姓氏网络的出口外溢是在同一个行业大类里面不同行业小类之间发生，而非在有直接竞争关系的行业小类内部发生，这在一定程度上回答了企业出口外溢的动机问题；姓氏网络并不是在具有“熟人社会”性质的县域层面发挥作用，而是在城市层面这样大的范围发挥作用，属于“超越熟人社会的网络”；姓氏网络主要在缺乏出口经验的企业、小企业、出口不太普遍的行业发挥作用，具有“起步扶持”的特征。姓氏网络并未造成不同姓氏之间的出口机会越来越不均等，早期阶段出口企业占比较低的姓氏，其出口企业占比会在后期上升较快，形成“后发优势”，以上是本文的主要结论。本文的一个明显不足在于，由于数据的限制，未能验证信息分享和费用分担这两个可能的影响渠道^①，这是未来重要的研究方向。

国际贸易主流理论新贸易理论强调，只有高生产率企业有能力支付出口固定成本（主要包括获取信息以及建立海外销售渠道等成本）实现出口，贸易开放的过程是高生产率企业扩张市场，吸纳更多生产要素，挤出低生产率企业从而实现资源配置的过程。本文揭示了现有理论没有考虑的一种可能性，即在“人情社会”背景下，恰好拥有合适“关系”的企业更容易降低出口固定成本，因此贸易开放的过程也可能是“有关系”的企业挤出“没关系”的企业过程，这未必是资源配置的过程。从这个角度讲，应该强化政府部门、外贸协会、行业协会等在提供出口信息以及搭建贸易平台等方面的功能，培育包括跨境电子商务、外贸综合服务等在外的对外贸易服务产业，使得企业可以普遍性地降低出口固定成本，降低企业家对私人关系的依赖程度，让对外贸易更好地发挥优化资源配置的作用。

参考文献：

- 陈斌开 陈思宇，2018：《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业？》，《经济研究》第3期。
- 陈夏晗，2015：《地域，宗族，商人与同姓团体——以闽南地区的田野调查为例》，《开放时代》第3期。
- 杜若甫 袁义达，1993：《中国姓氏的进化及不同方言区的姓氏频率》，《中国社会科学》第4期。
- 郭云南 姚洋，2013：《宗族网络与农村劳动力流动》，《管理世界》第3期。
- 廖涵 谢靖，2018：《“性价比”与出口增长：中国出口奇迹的新解读》，《世界经济》第2期。
- 林殿阁，2007：《漳州姓氏》，中国文史出版社。
- 林建浩 吴冰燕 李仲达，2016：《家庭融资中的有效社会网络：朋友圈还是宗族？》，《金融研究》第1期。
- 林永平，2010：《泉州姓氏分布指南》，香港中国理想出版社。
- 刘小京，1993：《略析当代浙南宗族械斗》，《社会学研究》第5期。
- 刘小玄 李双杰，2008：《制造业企业相对效率的度量和比较及其外生决定因素(2000—2004)》，《经济学(季刊)》第3期。
- 马楚坚，1994：《明清边政与治乱》，天津人民出版社。

^① 这也是现有文献的普遍缺陷（Aitken et al, 1997；Koenig et al, 2010；Kamal & Sundaram, 2016），Choquette & Meinen(2014)几乎是唯一的例外，他们利用丹麦的数据优势，使用雇主-雇员关联数据匹配出企业间的员工流动，证实其为出口外溢的影响渠道。

- 马光荣 杨恩艳, 2011: 《社会网络、非正规金融与创业》, 《经济研究》第3期。
- 蒙英华 蔡宏波 黄建忠, 2015: 《移民网络对中国企业出口绩效的影响研究》, 《管理世界》第10期。
- 潘宏立, 2000: 《闽南地区宗亲会的复兴及其跨国网络——以“福建省济阳柯蔡委员会”为例》, 载于陈志明、张小军、张展鸿编《传统与变迁: 华南的认同和文化》, 文津出版社。
- 潘少红, 2010: 《移民与1945年以来泰国华人宗亲组织的发展》, 《汕头大学学报(人文社会科学版)》第26卷第1期。
- 潘越 宁博 戴亦一, 2020: 《宗姓认同与公司治理: 基于同姓高管“认本家”情结的研究》, 《经济学(季刊)》即将发表。
- 钱杭, 2001: 《血缘与地缘之间: 中国历史上的联宗与联宗组织》, 上海社会科学院出版社。
- 阮荣平 郑风田, 2012: 《市场化进程中的宗族网络与乡村企业》, 《经济学(季刊)》第12卷第1期。
- 谢重光, 2001: 《福佬人论略(下)》, 《广西民族学院学报(哲学社会科学版)》第3期。
- 谢千里 罗斯基 张轶凡, 2008: 《中国工业生产率的增长与收敛》, 《经济学(季刊)》第3期。
- 杨志刚, 1996: 《当代中国大陆和海外、台湾宗亲活动述论》, 《复旦学报(社会科学版)》第3期。
- 张川川 李涛, 2015: 《网络与文化双重视角下的宗族与创业: 影响与机制》, 《经济研究》工作论文。
- 赵子乐 林建浩, 2019: 《海洋文化与企业创新——基于东南沿海三大商帮的实证研究》, 《经济研究》第2期。
- 郑振满, 1992: 《明清福建家族组织与社会变迁》, 湖南教育出版社。
- 郑振满, 2009: 《乡族与国家: 多元视野中的闽台传统社会》, 三联书店。
- 周群力 丁骋骋, 2013: 《姓氏与信用: 农户信用评级中的宗族网络》, 《世界经济》第8期。
- Aitken, B. et al(1997), “Spillovers, foreign investment, and export behavior”, *Journal of International Economics* 43(1-2): 103-132.
- Choquette, E. & P.Meinen(2015), “Export spillovers: opening the black box”, *The World Economy* 38(12): 1912-1946.
- Du, X.(2017), “What's in a surname? the effect of auditor - CEO surname sharing on financial misstatement”, *Journal of Business Ethics* 12:1-26.
- Fernandes, A. P. & H.Tang(2014), “Learning to export from neighbors”, *Journal of International Economics* 94(1): 67-84.
- Hiller, S.(2014), “The export promoting effect of emigration: evidence from Denmark”, *Review of Development Economics* 18(4): 693-708.
- Kamal, F. & A.Sundaram(2016), “Buyer-seller relationships in international trade: Do your neighbors matter?”, *Journal of International Economics* 102: 128-140.
- Koenig, P. et al(2010), “Local export spillovers in France”, *European Economic Review* 54(4): 622-641.
- Kung, J.K.S. & C.Ma(2014), “Autarky and the rise and fall of piracy in Ming China”, *The Journal of Economic History* 74(2):509-534.
- Peng, Y.(2004), “Kinship networks and entrepreneurs in China's transitional economy”, *American Journal of Sociology* 109(5): 1045-1074.

Roberts, M.J. & J.R. Tybout(1997), “What makes exports boom?”, The World Bank.

Tan, Y. et al(2018), “What’s in a name? the valuation effect of directors’ sharing of surnames”, working paper.