

宗族网络、市场嵌入与产业增长^{*}

黄玖立¹ 潘文彬²

摘要 在市场化转型过程中,基于血缘关系的宗族网络能够嵌入式地发挥作用,弥补正式制度发育不足的缺陷。本文以2001年中国“入世”后外部市场开放为冲击事件,比较了“入世”前后冲击暴露程度不同的制造业行业在宗族密度不同地区之间的增长差异。估计结果显示,“入世”之后,相对于低宗族密度地区,受益于外部市场开放的行业在宗族密度较高地区增长更快,且这种促进作用是通过改善所在地区的契约环境和缓解外部融资约束实现的。本文研究有助于理解传统文化的市场嵌入和中国制度型开放的逻辑内涵。

关键词 宗族网络;外部市场开放;产业增长

0 引言

宗族或家族系由同一祖先繁衍的血缘关系远近不同的若干家户组成的总和,宗族之间相互关联的社会网络结构形成了旧式中国乡村基层自治组织。新中国成立后,宗族中旧的权力、等级和依附关系被新生政权迅速解构,农村家户被统一编入人民公社,宗族网络及其经济社会影响也在全国范围内暂时归于沉寂。但直至改革前的三十年时间里,在户籍等系列制度安排下,广大农村人口无法跨地区流动,城市化和现代工业文明对农村社会组织的影响有限,也使得宗族赖以生存的土壤仍然得以部分保留。改革后,农村地区的制度变迁即联产承包责任制重新确立了家户在农业生产经营上的主体地位,市场经济逐渐活跃起来,这也使得宗族复归成为可能。此时的宗族与旧式宗族虽大不相同,但仍能起到维系熟人社会的作用,即将亲疏不同的家户连接成网络,从而传递信息和价值观、提供互助治理甚至组织集体行动。

宗族具有较强的根植性,多集中于中国南方地区。研究发现,在正式市场制度尚未确立的经济转型时期,宗族网络或宗族文化作为非正式制度,能够替代正式制度的作用,跨越民营企业成长过程中遇到的契约不完全、腐败掠夺和融资约束等障碍,从而促进创业、出口和地区专业化(Zhang, 2020; 吴小康和于津平, 2022; Fan et al., 2023),这部分解释了南北方民营经济发展的差异。我们也发现,同样是在中国南方地区,宗族网络密集的浙

^{*} 本研究受研究阐释党的二十届三中全会精神国家社科基金重大专项“完善高水平对外开放体制机制综合研究”(项目批准号:24ZDA058)的资助。

1 黄玖立,南开大学跨国公司研究中心、经济行为与政策模拟实验室,教授, E-mail: jlhuan@nankai.edu.cn。

2 潘文彬(通信作者),北京大学汇丰商学院,硕士研究生, E-mail: nkupwb2023@163.com。

江、福建、广东三省的民营经济在改革开放后迅速崛起,与之毗邻且宗族网络同样分布密集的江西省同时期民营经济发展则不尽如人意。那么,宗族网络的非正式制度功能究竟是独立起作用还是嵌入了某种增长机遇或市场机会呢?

简单观察就可以发现,浙江、福建、广东经济的快速增长与其拥有海运港口从而紧邻世界市场密不可分,而江西增长相对滞后则很可能源于其在对外开放过程中的地理区位优势;相对应地,在对外开放的冲击下,宗族网络密度较弱的中国北方沿海地区,民营经济发展也相对滞后。基于这一观察,本文以2001年中国加入WTO即“入世”(下同)为冲击,考察宗族网络在各地对外开放过程中的重要作用,其中“入世”后美国授予的“永久正常贸易关系”地位消除了美国市场对中国产品加征关税的预期,即从正常贸易关系关税跃升至非正常贸易关系关税的可能。本文利用这两种关税之差衡量行业外部市场开放的冲击强度,结合“入世”虚拟变量以及每万人拥有的族谱数量衡量当地宗族网络构建“三重差分”(Triple-Differences)模型,以此估计宗族网络对冲击暴露程度不同行业增长的影响。

本文研究发现,相对那些低宗族密度地区,“入世”后受益于外部市场开放的行业在宗族密度较高的地区增长更快。进一步分析表明,宗族网络的产业增长促进效应仅存在于非国有企业子样本,且在城市化程度较低、市场制度并未充分发育的非市辖区的影响更为明显。机制分析表明,宗族是通过改善契约环境和缓解外部融资约束起作用的。

本文将根源于乡土中国的传统文明置于“入世”冲击的时代背景中,探讨了宗族文化借助对外开放促进区域发展的路径。首先,本文讲述的是一个传统文化嵌入全球化提供的市场机遇实现经济增长的故事,能够深入揭示“入世”以来地区间经济差异背后的社会历史根源,也丰富了关于外部市场开放对区域经济增长绩效的异质性影响研究。其次,本文从非正式制度的角度考察了宗族网络对经济增长的影响,凸显了增加制度供给对于可持续增长的必要性,有助于我们准确把握二十届三中全会关于制度型开放的逻辑内涵。

本文接下来的安排如下:第一节是文献综述与理论机制分析;第二节提供数据、变量与模型的说明;第三节报告基准回归结果;第四节报告进一步分析结果;第五节是机制分析;第六节总结全文。

1 文献综述与理论机制

本文旨在考察改革后宗族网络在中国地方经济发展和对外开放中的积极作用。关于宗族对经济发展和对外开放的影响,现有文献的看法并不统一。第一篇文献认为,宗族这种小共同体或熟人社会结构是传统社会走向现代社会和市场经济之路上的“绊脚石”。这类观点的核心逻辑是,现代市场经济在本质上是陌生人之间的合作和长距离交易,这不仅需要将人从不平等或人身依附关系中解放出来,还必须冲破血缘亲缘等熟人社会束缚并建立陌生人之间的合作互信(Greif,1994,2006;Greif and Tabellini,2010)。在名著《大裂变》中,Greif(2006)对比历史上北非“马格勒布”商人与欧洲地中海“热拉亚”商人认为,一度被认为“野蛮”的欧洲文明之所以后来居上,其根本奥秘在于后者盛行陌生人之间的交易和相互信任,而非洲马格勒布早期经济繁荣依赖的是族群内部成员之间的信任和交易。Greif and Tabellini(2017)尝试用这一框架继续讨论前现代历史时期中华文明与欧洲文明

分岔背后的社会文化差异。该文认为,中国的宗族和欧洲的公司均能维系内部合作、规范内外互动、提供公共(俱乐部)产品以及协调其与市场和国家之间的关系,但中国的宗族基于共同祖先和集体主义价值体系,成员之间合作成本较低但较为封闭,欧洲的公司则基于共同利益和个人主义价值体系,成员之间非亲非故,具有较强的开放性和延展性。

另一篇文献则倾向认为,在正式制度无法触及的地区和时期,宗族能够发挥正式制度的作用,是从传统社会到现代市场经济的“垫脚石”。首先,宗族能够提供交易和社会运行所需的秩序和治理,且与现代经济社会中的警察、司法等专业化治理机构相比,宗族网络这种“自治理”组织比较灵活、治理成本低(Faure,1986;2006)。事实上,明清时期的宗族正是借助契约制度和股份制等进行投资(如沙田开发、土地购买和产业投资)和资产控制^①,推动了珠江三角洲地区的经济发展(科大卫,2009)^②。郑振满(2020)提出的合同式宗族也反映了宗族的资源配置功能,认为合同式宗族是基于特定目的而形成的地缘性联盟,承担着基层行政组织、经济生产基本单位等复杂的社会功能^③。

其次,宗族能够实现宗族内部提携与合作,从而发展出独特的地域文化—经济模式并至今烙印在中国当今的经济与社会运行当中。区别于普通的社会互助,宗族的经济协作是建立在伦理秩序规范上、带有“绝对义务”性质的协作。族人之间以经济为联结方式,却并不以经济为核心指标,更多的是出于血缘亲情的自发的协助与互助,因此带有较强的义务性质。例如徽州宗族谱牒中就记载有“以业贾故,挈其亲戚知交而共事,以故一家得业,不独一家食焉而已”,这种团结互助精神的倡导也造就了徽商的经济成就。宗族成员之间形成了相互提携、抱团取暖的合作传统,而由此蕴含于传统宗族网络的高协作程度及集体主义倾向正逐渐演变为一种文化基因而独立存在,它能够显著降低诸如公司经营等经济活动的交易成本,与以市场与法治为基础的现代化进程相兼容(王丹利,2023)。事实上,中国的宗族不仅仅是交易治理和团结互助组织,还在相当长的历史时期内发挥着基层“非正式政府”的功能(Ch'u,1962),能够帮助处理地方事务,如收税、解决民事冲突和提供保护以防止入侵(Zhang,2020),并在扶幼养老、济贫救灾、助学等方面有所作用。^④

关于中国宗族的研究证实,宗族网络作为非正式制度能够发挥正式制度的作用,促进地区对外贸易和经济增长。吴小康和于津平(2022)的研究发现,在那些宗族分布密集从而宗族文化盛行的城市,民营企业在契约密集型和外部融资依赖型行业出口越多,但对国有企业 and 外资企业出口结构没有类似影响,且对正式制度越不完善的城市的作用也越大。Fan et al. (2023)的研究也发现,依赖关系型投资的产业更多地集聚在宗族文化较强的城市,且更多体现在私营部门。然而,这类研究基于横截面数据,无法捕捉外部市场冲击的作用过程,所以无法回答前文提及的江西省与毗邻沿海省份的经济发展差异问题。

本文以中国“入世”后美国贸易政策不确定性突然下降作为外部市场开放为正向市场

① 科大卫认为,家庙和宗族作为资产管理机构,承担了商业组织的职能,其中的祭祀规则则明确了参与管理和分享宗族资产的成员范围,这一规则在某种程度上类似于股份制度。

② 科大卫,2009:《皇帝与祖宗:华南的国家与宗族》。卜永坚译。南京:江苏人民出版社。

③ 郑振满,2020:《明清福建家族组织与社会变迁(增订版)》。北京:北京师范大学出版社。

④ 例如宗族在大饥荒期间发挥了救灾作用,宗族强盛的县死亡率上升明显较少(Cao et al.,2022)。现代市场经济中,宗族则能够保护私营企业成员摆脱地方政府的“攫取之手”(Zhang,2020)。

冲击,比较冲击前后暴露程度(exposure)不同的制造业行业在宗族网络密度不同地区之间的成长情况。本文想要回答的问题是:当外部市场机会来临的时候,宗族的上述功能是否能够帮助本地企业迅速嵌入市场从而抓住增长机遇?

这里的贸易政策不确定性就是最惠国待遇或正常贸易关系问题。中美建交之后,美国给予中国临时最惠国待遇,但需要接受国会参众两院年度审查,若被最终否决,则需按照1930年Smoot-Hawley法案的规定课征较高的进口关税(或称为“第二栏关税”)。^①“入世”之后美国自动授予中国永久正常贸易关系地位,从而消除了美国市场对中国进口产品加征关税进而爆发“贸易战”的可能。这极大地促进了中国对外贸易出口增长(Handley and Limão, 2017; Feng et al., 2017),比如根据Handley and Limão(2017)的研究发现,2000—2005年中国对美出口增长中超过1/3的部分是贸易政策不确定性下降导致的。这也意味着,对中国经济而言,美国贸易政策不确定性下降相当于一次规模空前的外部市场开放冲击。

不少研究考察了贸易政策不确定性下降对经济社会的影响,比如显著提升了中国对美国的出口值和出口量(魏悦羚和张洪胜, 2019),扩大了国内企业的进口规模 and 提高了进口概率(毛其淋, 2020),促进了企业就业,提高了企业平均工资且缩小了工资差距(李胜旗和毛其淋, 2018),鼓励企业申请更多专利(Liu and Ma, 2020)。这些文献的基本识别策略是利用2001年美国市场上各个产品(行业)的非正常与正常贸易关税之差对各个行业或产品进行连续分组并进行“倍差法”估计。在这些文献的基础上,本文进一步考虑企业所在的地区特征,通过三重差分估计考察宗族网络的全球化嵌入行为。

2 数据、变量与模型说明

2.1 数据说明

本文主要采用来源于国家统计局的1998年至2007年的中国工业企业数据库,其统计对象为规模以上工业法人企业,在使用该数据库进行回归分析前进行如下处理。首先,考虑到可能存在的错记、漏记等问题,参考聂辉华等(2012)的做法,本文剔除了如下三类观测值。第一,不满足“规模以上”标准:主营业务收入小于500万元以及职工人数少于8人的观测值。第二,不符合会计准则:资产不等于负债与所有者权益之和、本年折旧大于累计折旧、固定资产大于等于总资产、流动资产大于等于总资产。第三,不符合经济常识:资产总值、固定资产原值、固定资产净值、实收资本、负债合计、工业总产值、工业销售产值、工业增加值、应付职工工资小于等于0;职工福利、补贴收入、工业中间投入小于0。

其次,该数据库记录了微观企业的原始信息,而本文聚焦于行业层面分析,且需要使用来源于其他数据库的行业数据,因此需要解决行业匹配问题。工企数据库中的行业类别依据“国民经济行业分类标准”进行编码,但2002年之前的年份依据的标准为GB/T 4754—1994,2002年之后则调整为GB/T 4754—2002,因此本文首先将所有行业编码统一

^① 以2000年为例,如果中国失去最惠国地位,则出口商面临的平均关税水平为31%,而平均最惠国关税仅为4%(Handley and Limão, 2017)。

匹配至 GB2002 四分位行业分类,然后对四分位行业进行部门合并、重新编码,最终共得到 82 个制造业细分行业(IndCode),并将其匹配至工企数据库,且后续所有涉及行业层面的数据均以该分类为依据进行编码和匹配。

2.2 变量说明

2.2.1 宗族密度

编纂族谱是宗族活动的重要组成部分,而族谱是记载同宗共祖血缘集团世系人物和事迹等方面情况的历史图籍。自宋朝以降,一些地方强宗大族开始编写并世代传承家谱(Fei and Liu,1982),现今族谱仍然是记载宗族规模和历史发展进程的重要载体,因而其数量可以较好地衡量一个宗族的势力大小,并被众多研究者用于测度地区的宗族文化或宗族网络(Greif and Tabellini,2010;Zhang,2020;Fan et al.,2023)。

本文使用每万人族谱数量度量各城市的宗族网络强度或宗族密度,族谱数据来源于上海图书馆编纂的《中国家谱总目》,该目录记录了每一本家谱撰写或更新的日期及其对应宗族的地理位置,这使得我们能够将所有族谱匹配至地级市。剔除所属地区为港澳台的族谱后,共得到 39823 部族谱,分布在全国 274 个地级市,共有 20 个地级市的族谱数量超过 500 本,其中浙江省金华市的族谱数量最多,达到 3206 本。空间上,宗族的地理分布呈现明显的差异,其在湖南、浙江、上海、安徽、江西、江苏、湖北、福建等华东和华中地区较为密集,而在西北和华北地区则分布较为稀疏。各地区宗族网络密度的巨大差异提供了一个很好的机会来检验文化在单一国家内区域经济发展差异中的作用。

2.2.2 贸易政策不确定性

美国对中国的贸易政策不确定性来源于关税威胁,即对 WTO 成员的最惠国关税和对非市场经济国家的关税之间存在较大差异,且这两类关税在 1930 年的《斯穆特-霍利法案》中已被设定,因而具有良好的外生性。按照文献的处理方法,本文采用 NTR 关税差额度量贸易政策不确定性程度(Pierce and Schott,2016;Handley and Limão,2017),即定义行业(外部市场中的)贸易政策不确定性为: $NtrGap_i = Non_NtrTariff_i - NtrTariff_i$ 。

具体地,我们先使用 Feenstra et al. (2002) 的 HS8 编码的关税数据来计算商品层面的 NtrGap 并将其对应至 HS6 商品层面,然后通过中国 2002 年投入产出表与 HS6 的对应关系^①,将其匹配至工企数据库中的行业编码(IndCode),最后对每个行业内产品层面的 NtrGap 取均值,得到行业层面的贸易政策不确定性^②。需要说明的是,本文使用 1999 年的贸易政策不确定性而不是每年的数据纳入模型,主要是因为:1999 年以来中美双方采取的一系列贸易关系改善行动可以被市场所捕捉,也就是说此后年份贸易政策不确定性的迅速降低将会被厂商预期到并利用,利用 1999 年的 NtrGap 可以更好地捕捉贸易自由化的真实和预期影响(Lu and Yu,2015)^③。

① 行业编码的对应关系来自世界银行 WITS 数据库。

② 因篇幅所限,本文省略了贸易政策不确定性测算结果,感兴趣的读者可在《经济学报》知网增强出版中下载附录 1。

③ 基于相同的原因,本文参考 Liu and Trefler(2011)、Lu and Yu(2015)等的做法,后文将以 2001 年的进口关税作为控制变量纳入模型,此处一并说明。

2.3 模型设定

为了探究宗族对于美国贸易政策不确定性下降所带来的外部机遇中的中国地区间制造业就业增长差异的影响,本文采用三重差分模型进行回归估计,其中空间上的宗族密度高低构成第一重差分;行业上的贸易政策不确定性高低构成第二重差分;“入世”前后构成第三重差分。不妨令 t 年份 c 城市 i 行业的经济规模为 Y_{cit} ,本文的估计模型设定如下:

$$\ln Y_{cit} = \theta \text{Clan}_c \text{Post}_t \text{NtrGap}_i + \alpha \text{Clan}_c \text{Post}_t \mathbf{X}_i + \beta \text{Post}_t \text{NtrGap}_i \mathbf{Z}_c + \delta_{ci} + \delta_{ct} + \delta_{it} + \epsilon_{cit}$$

为了避免价格因素的干扰,我们主要采用就业人数作为样本期间各地区各行业规模 Y_{cit} 的衡量指标,以避免价格水平波动对测量准确性的影响,同时采用增加值进行稳健性分析。具体地,本文将工业企业数据库中的“全部职工(从业人员平均人数)”和“工业增加值”指标分别进行加总,最终共得到356个地级市中82个行业1998—2007年就业人数指标和增加值指标。模型中乘积项($\text{Clan}_c \text{Post}_t \text{NtrGap}_i$)为核心解释变量,其中 Post_t 代表中国加入WTO的年份虚拟变量(2001年及之前年份取0,之后取1), Clan_c 为城市的宗族密度,我们将族谱数量(genealogies)加总后按当地人口规模标准化(以2000年的人口规模为标准)。^①由于某些地级市族谱数量为0无法直接对数化,我们将按人口规模标准化后的族谱数量加1后再取自然对数。^② θ 是核心估计系数,如果前文的假说成立,则应显著为正,即相较宗族稀少的地级市,中国加入WTO后NtrGap更高的行业在宗族密布的地级市的产业增长更快。 δ_{ci} 、 δ_{ct} 、 δ_{it} 分别代表城市—行业、城市—年份、行业—年份固定效应, ϵ_{cit} 代表随机扰动项。 $\mathbf{X}_i$ 和 $\mathbf{Z}_c$ 分别为行业层面和城市层面的控制变量向量,具体如下。

(1) 行业贸易自由化类变量向量($\mathbf{X}_i$)。考虑到中国加入WTO之后,进口贸易自由化程度得到了进一步提高,这可能会对企业就业规模和产出规模产生影响,因此模型中加入了行业层面的关税与其他维度的变量的交互项来控制贸易自由化因素(毛其淋和许家云,2016)。测算行业层面关税的数据来源于WTO的World Integrated Trade Solution(WITS)数据库,从中得到2002年HS6产品层面的关税数据,关税率用各行业所进口的HS6位码产品的简单平均关税率来衡量,然后根据海关协调编码与2002年国民经济行业分类间的对应关系(HS-GB/T 2002)将产品进口关税税率转为行业层面的平均进口关税税率。此外,由于涉及服装纺织品配额的“多种纤维协定”于2004年12月才全部取消,因此为消除该协定对服装纺织品行业的影响,纳入 MFA_i 的虚拟变量,若属于服装纺织品行业则取1,其余行业取0。

(2) 城市层面控制变量向量($\mathbf{Z}_c$),包括市场化程度和地理区位。

① 地区市场化程度变量:市场发育程度是影响宗族作用的重要因素,在城市化程度高、市场发育充分的地区,交易活动往往由市场制度下的普通信任所主导(黄玖立等,2023),此时基于血缘和地缘关系形成的宗族网络在交易活动中需要让位于正式的市场制度,因此为控制市场发育程度对估计结果的影响,参照樊纲等(2010)提出的省级市场化指

① 来源于国家统计局的第五次人口普查统计数据,后文也使用不同年份的人口规模进行稳健分析。

② 即 $\text{Clan}_c = \ln [1 + (\text{genealogies}_{2000c})]$ 。

数的构建方法,本文使用来源于地级市统计公报的相关数据计算得到地级市层面的市场化指数(Market),将其作为衡量正式市场制度发育程度的代理变量。

② 到海岸线的最小距离(Codist):对于沿海城市,直接计算其到海岸线的直线距离;对于内陆城市,参考黄玖立和徐旻鸿(2012),将该城市到海岸线的距离定义为其到距离最近的沿海城市的距离,再加上该沿海城市到海岸线的距离。其中,距离使用各市的经纬度坐标计算,该变量用于衡量各地级市与国际市场的远近,使用对数形式纳入模型。

③ 平均坡度(Slope):该变量用于控制地区经济活动的地理条件,且以对数形式纳入模型,数据取自 ArcGIS 软件。

表 1 主要变量含义说明

变量名称	变量含义	变量维度	变量定义
被解释变量			
Labor	就业人数	行业、地级市	各行业中所有企业职工人数之和
Addval	工业增加值	行业、地级市	各行业中所有工业增加值之和
核心解释变量			
Clan	宗族密度	地级市	每万人拥有的族谱数量(以 2000 年人口计)
NtrGap	贸易政策不确定性	行业	一类关税与二类关税差值
Post	“入世”冲击	年份	虚拟变量,2001 年前=0,2001 年及之后=1
控制变量			
Tariff	行业关税	行业	各行业所进口产品的平均关税率
MFA	多种纤维协定	行业	是否为纺织品或服装行业的虚拟变量
Market	市场化指数	地级市	中国各地区市场化进程指数
Codist	到海岸线距离(对数)	地级市	各城市到其距离最近的沿海城市的距离+沿海城市到海岸线的距离
Slope	平均坡度(对数)	地级市	各地级市的平均坡度
工具变量			
Wars	宋朝战争次数	地级市	宋朝时发生在当地的民族战争的次数
Occupied	是否被少数民族占领	地级市	当地在宋朝是否被少数民族政权占领过

表 2 主要变量描述性统计

变量名称	变量维度	观测值	平均值	标准差
贸易政策不确定性	行业	78	0.2375	0.1518
行业关税	行业	77	14.0039	9.4054
多种纤维协定	行业	78	0.0769	0.2682
宗族密度(对数)	地级市	270	0.2169	0.3503
市场化指数	地级市	337	4.5513	1.6019
到海岸线距离(对数)	地级市	337	5.8425	1.4676
平均坡度(对数)	地级市	340	0.5404	1.2783
就业人数(对数)	行业—地级市	142854	6.9230	1.6852
工业增加值(对数)	行业—地级市	142853	10.7221	1.9592

3 初步估计结果

3.1 基准估计结果

基准回归结果如表3所示,其中列(1)仅将宗族密度与“入世”冲击的乘积项纳入模型,列(2)~(4)依次将市场化程度、地理区位与“入世”冲击的乘积项作为控制变量。列(5)则采用价格指数平减后的工业增加值(由企业数据加总到行业层面)衡量地区产业。^①

表3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ln(labor)				ln(addval)
Clan×Post×NtrGap	1.2309*** (8.4299)	1.1756*** (8.0039)	0.9767*** (6.6514)	1.0263*** (6.8723)	0.7547*** (4.5182)
Clan×Post×Tariff	-0.0011 (-0.5308)	-0.0013 (-0.6257)	-0.0008 (-0.3822)	-0.0015 (-0.6977)	-0.0018 (-0.7392)
Clan×Post×MFA	-0.0566 (-0.8442)	-0.0310 (-0.4604)	0.0024 (0.0351)	0.0336 (0.4906)	0.1109 (1.5138)
Market×Post×NtrGap		0.1130*** (3.3097)	0.0889*** (2.6042)	0.0773** (2.1808)	0.0608 (1.4731)
Market×Post×Tariff		0.0003 (0.6594)	0.0004 (0.8387)	0.0005 (1.2081)	0.0006 (1.0589)
Market×Post×MFA		-0.0614*** (-3.4934)	-0.0578*** (-3.2582)	-0.0659*** (-3.5736)	-0.0442** (-2.2143)
Codist×Post×NtrGap			-0.3041*** (-8.5066)	-0.2949*** (-8.1405)	-0.2867*** (-6.5724)
Codist×Post×Tariff			0.0006 (1.2831)	0.0004 (0.8647)	-0.0001 (-0.1074)
Codist×Post×MFA			0.0499*** (2.6837)	0.0538*** (2.8711)	0.0558*** (2.7085)
Slope×Post×NtrGap				-0.0635 (-1.5198)	-0.1048** (-2.1357)
Slope×Post×Tariff				0.0010* (1.8421)	-0.0000 (-0.0039)
Slope×Post×MFA				-0.0374* (-1.8706)	-0.0198 (-0.8813)
行业—城市固定效应	是	是	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是	是	是
年份—城市固定效应	是	是	是	是	是
观测值	132120	132120	132120	132120	132119
R ²	0.8881	0.8881	0.8884	0.8884	0.8785

注:(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;(2)采用聚类到行业—城市层面的稳健标准误差;(3)括号内报告的为t值。

^① 以2001年为基期,采用工业品出厂价格指数(PPI)进行价格平减,具体过程为:先对企业层面的工业增加值进行价格平减,再加总至行业层面。该指标数据来源于国家统计局。

所有估计结果中,核心交互项(Clan×Post×NtrGap)的估计系数在 1%的显著性水平上均显著为正,即在中国加入 WTO 之后,贸易政策不确定性暴露度高的行业在宗族密集地区的产业增长速度显著高于宗族稀疏地区。这一结果在控制了关税等其他“入世”冲击、地区市场化程度和地理区位特征之后仍然成立。

这充分表明,宗族网络的确是通过嵌入外部市场开放提供的市场机遇发挥增长促进作用的,也提供了宗族文化影响现代经济的新证据:传统文化通过代际传递自我复制而绵延不绝,不仅能够传递有益的价值观和信息、提供必要的互助合作和集体行动,还能够发挥自身优势,适时嵌入市场机遇促进经济增长,对当今社会经济产生持久深远的影响(黄玖立等,2023)。

3.2 宗族网络的替代性度量：按标准化方法和编纂年份

前文主要采用 2000 年地区人口规模对族谱数量进行标准化处理。然而,改革开放之后人口迁移流动越来越频繁,各地出生率也存在差异,这可能会改变人口的空间分布结构并对估计结果产生影响,需要考虑其他标准化方法。本文分别使用 1953 年、1982 年、1990 年的人口规模来标准化家谱数量,估计结果分别如表 4 的 A 组估计中的列(1)~(3)所示,可以发现 Clan×Post×NtrGap 的系数大小及显著性并无实质性变化,各列结果均支持了宗族网络对于高不确定性行业的促进作用。此外,参照 Zhang(2020)的做法,进一步使用土地面积这类外生性较强的地理变量来控制城市规模,列(4)的估计结果进一步说明了改用不同指标来标准化族谱数量并不会导致结果的改变。

表 4 宗族网络的替代性度量

A:按标准化变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	1953 年人口	1982 年人口	1990 年人口	2010 年土地面积
Clan×Post×NtrGap	0.8597 *** (7.8116)	1.0546 *** (7.3411)	1.0461 *** (7.1747)	0.2707 *** (8.9123)
Clan×Post×Tariff	-0.0014 (-0.9229)	-0.0021 (-1.0456)	-0.0020 (-0.9830)	0.0000 (0.0809)
Clan×Post×MFA	0.0106 (0.2087)	0.0121 (0.1829)	0.0107 (0.1615)	-0.0139 (-0.8752)
观测值	125068	125068	125068	124940
R ²	0.8872	0.8872	0.8872	0.8873
B:按族谱编纂年份	(5)	(6)	(7)	(8)
	全部族谱	1850 年前	1950 年前	1979 年后
Clan×Post×NtrGap	1.0263 *** (6.8723)	2.4621 *** (5.9934)	0.9735 *** (6.0429)	3.3074 *** (5.6330)
Clan×Post×Tariff	-0.0015 (-0.6977)	-0.0030 (-0.5169)	-0.0014 (-0.6200)	-0.0084 (-1.1385)
Clan×Post×MFA	0.0336 (0.4906)	-0.0086 (-0.0507)	0.0369 (0.5134)	0.1097 (0.3416)
观测值	132120	132120	132120	132120

续表

B:按族谱编纂年份	(5) 全部族谱	(6) 1850年前	(7) 1950年前	(8) 1979年后
R^2	0.8884	0.8883	0.8883	0.8884
市场化程度控制变量	是	是	是	是
地理区位控制变量	是	是	是	是
行业—城市固定效应	是	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是	是
年份—城市固定效应	是	是	是	是

注:(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;(2)采用聚类到行业—城市层面的稳健标准误差;(3)括号内报告的为 t 值;(4)1953年、1982年、1990年的地级市人口数据来源于吴昊然等(2022)根据国家统计局发布的人口普查年的区县级人口统计年鉴整理的县级数据,作者进一步将其计算至地级市层面;(5)由于行政区划变动,其余年份的行政区划土地面积数据有较多缺失值,为避免缺失值干扰,采用土地面积数据较为完整的2010年作为族谱的标准化依据,土地面积数据来源于EPS数据库;(6)选择1850年和1950年作为分界年份,主要是出于战争的考虑:中国在清朝末期和中华民国时期遭受了若干次战争,伴随着数以万计的死亡的暴力冲突可能会严重影响家谱的存储和编纂(Fan et al., 2023);(7)市场化程度和地理区位控制变量同表3列(4)、(5),估计结果略。

采用族谱数量衡量宗族密度需要考虑的另一重要问题是族谱的编撰时间。中国近现代史进程中的诸多事件和政策因素使得族谱的编修活动呈现阶段性变化,^①从而考虑族谱的编撰时间的影响很有必要。为了避免潜在的内生性问题,本文采用1850年、1950年之前的家谱来衡量宗族的强度(Fan et al., 2023)。此外,考虑到改革之后,宗族文化和活动随着物质财富积累和社会活力增强开始复苏(Cao et al., 2022),本文进一步对1979年之后编撰的家谱进行估计。表4B组列(5)~(8)估计结果显示,前文结论是稳健的。

4 进一步讨论

4.1 按企业所有制和区域市场化分组

首先,非国有企业和国有企业在信息和资源获取上对宗族网络的依赖程度存在差异。本文根据企业所有制类型将样本划分为国有企业、外资企业和民营企业三组并重新加总。表5列(1)~(3)报告了分组别加总样本的估计结果,其中国有企业组的核心交互项不显著性,民营企业组和外资企业组在1%的水平下显著为正。这证实,宗族网络推动了所在区域的民营部门嵌入全球化,对国有企业的影响则并不明显。

表5 异质性分析:企业所有制和城市化

	(1) 国有	(2) 外资	(3) 民营	(4) 市辖区	(5) 非市辖区
Clan×Post×NtrGap	0.0890 (0.3092)	0.9777*** (3.4185)	0.6426*** (3.6975)	0.8611*** (4.6026)	1.1264*** (6.8956)
Clan×Post×Tariff	-0.0003 (-0.0884)	-0.0010 (-0.1981)	0.0009 (0.3564)	-0.0052** (-2.1050)	-0.0010 (-0.4278)

① 《中国家谱总目》中,1950年之前完成编撰的族谱占比约为77%,这意味23%的族谱是在新中国成立之后完成的,其中新中国成立后的30年间族谱编撰活动几近停滞,而改革开放后编撰的族谱占比高达21%。

续表

	(1) 国有	(2) 外资	(3) 民营	(4) 市辖区	(5) 非市辖区
Clan×Post×MFA	0.1946 (1.4291)	0.1145 (1.0278)	-0.0017 (-0.0233)	0.0783 (0.9693)	-0.0827 (-1.1572)
市场化程度控制变量	是	是	是	是	是
地理区位控制变量	是	是	是	是	是
行业—城市固定效应	是	是	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是	是	是
年份—城市固定效应	是	是	是	是	是
观测值	57466	47246	115796	98607	98390
R ²	0.8488	0.8781	0.8497	0.8801	0.8739

注:(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;(2)采用聚类到行业—城市层面的稳健标准误差;(3)括号内报告的为*t*值。参照蒋灵多和陆毅(2018),采取“登记注册类型+实收资本”定义国有企业:①登记注册类型为“国有企业”“国有联营企业”“国有与集体联营企业”“国有独资企业”,以及②“股份合作企业”“其他有限责任公司”“股份有限公司”中国有资本金占实收资本比重高于50%的企业。对于除①中四类外的登记注册类型,外资企业定义为外商和港澳台资本金占实收资本比重不低于25%的企业(聂辉华等,2012);其余企业定义为民营企业。

其次,宗族是对正式制度的“补位”安排:当正式的金融、法律等制度等缺乏时,宗族将扮演着类似于政府的功能,因此城市化程度较低、市场制度并未充分发育的地区才是宗族这类非正式制度发挥作用的天地。^① 本文依据企业所在地将全部企业划分为市辖区和非市辖区样本并重新进行加总。根据表5列(4)和(5)的估计结果,宗族网络对城市化程度较低、市场制度相对不完善的非市辖区企业的影响更大。

4.2 工具变量估计

尽管前文的讨论中考虑了可能影响估计结果的多重因素,但仍可能存在遗漏变量问题,进而导致对宗族力量与民营经济发展之间的关系的估计偏误。其中尤为值得关注的问题是,用于度量宗族力量的族谱可能是“后补”的,因为在民营经济发达的地区,人们往往具有热情去重拾已经遗失的家谱,而重修家谱或续修家谱本身是内生的,不少地方出于利益动机修谱,而非单纯出于寻根考虑。鉴于此,本文通过工具变量估计来解决潜在的遗漏变量问题。参照张川川和马光荣(2017),选取各地级市在宋朝发生过的民族政权之间战争的次数、各地级市在宋朝是否被少数民族政权占领过两个工具变量进行估计。第一个指标的数据来源于中国军事史编写组整理的《中国历代战争年表(下)》^②,第二个指标为二值变量,对照南宋版图识别得到。

表6汇报了工具变量估计结果。弱工具变量检验结果显示,Wald F统计量远高于临界值,拒绝了弱工具变量假设。第一阶段的估计结果显示,宋朝发生的民族战争次数越多、被少数民族政权占领过均会显著削弱所在地区的宗族势力,表明那些在历史上较少受

① 现有研究亦支持正式制度的发展会抑制宗族的作用(Zhang,2020;吴小康和于津平,2022)。
② 中国军事史编写组,2003:《中国历代战争年表(下)》。北京:中国人民解放军出版社。

到外族侵占、较少发生民族战争的地区保留了更强的宗族文化传统。第二阶段的估计结果显示,在消除了内生性问题后,核心解释变量的系数有所增大,但依然在1%的水平上显著为正。工具变量估计进一步支持了前文的基准估计结果。

表6 工具变量分析:宋朝战争次数与是否被少数民族占领

因变量:ln(labor)	IV1:Wars,IV2:Occupied	
	第一阶段	第二阶段
Clan×Post×NtrGap		1.9833 *** (5.4130)
IV1×Post×NtrGap	-0.0117 *** (-12.8282)	
IV2×Post×NtrGap	-0.3094 *** (-37.1445)	
贸易自由化控制变量	是	是
市场化程度控制变量	是	是
地理区位控制变量	是	是
行业—城市固定效应	是	是
行业—年份固定效应	是	是
年份—城市固定效应	是	是
观测值	119048	119048
R ²		0.0036
Wald F 统计量	78.2900	

注:(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;(2)采用聚类到行业—城市层面的稳健标准误差;(3)括号内报告的为t值。

5 机制分析

5.1 机制分析 I:改善契约制度环境

前文述及,宗族网络有助于遏制道德风险或机会主义行为,从而能够在一定程度上改善本地的契约环境(吴小康和于津平,2022;Fan et al.,2023),弥补正式制度不足的缺陷。这些文献的研究方法来自Nunn(2007),^①对宗族契约制度功能的考察是基于行业的契约密集度展开的,核心解释变量是地区的宗族网络密度与行业的契约密集度的乘积项,其中行业契约密集度测度了不同行业对契约执行效率的依赖程度。为了考察宗族的这一影响机制,本文参照Nunn(2007)文中的方法重新计算行业的契约密集度: $Z_i = \sum_k \omega_{ik} R_k$,其中 ω_{ik} 表示来自行业k的中间投入在行业i的全部中间投入中所占的比重,中间投入数据来

① Nunn(2007)研究发现,契约制度是跨国比较优势的重要来源:司法质量较高的国家在契约密集度较高的行业上具有出口比较优势,其对跨国出口差异的解释力甚至超过了传统文献强调的物质资本和人力资本加总。

源于 2002 年中国投入产出表,计算剔除了来自本行业 i 的中间投入。^①

在指标计算的基础上,本文结合行业外部市场冲击强度与行业契约密集度两个指标重新对行业部门进行分组。具体地,本文按照以上两个指标的均值(中位数)将行业分为四组:(1)高契约制度依赖 $\times$ 高外部市场冲击组($H_z \times H_{NtrGap}$);(2)高契约制度依赖 $\times$ 低外部市场冲击组($H_z \times L_{NtrGap}$);(3)低契约制度依赖 $\times$ 高外部市场冲击组($L_z \times H_{NtrGap}$);(4)低契约制度依赖 $\times$ 低外部市场冲击组($L_z \times L_{NtrGap}$)。本文以低契约制度依赖 $\times$ 低外部市场冲击组为基准,生成三个行业虚拟变量 $D_{LH}(\equiv L_z \times H_{NtrGap})$ 、 $D_{HL}(\equiv H_z \times L_{NtrGap})$ 和 $D_{HH}(\equiv H_z \times H_{gap})$,与地区宗族网络密度及入世虚拟变量相乘进入估计模型。估计结果如表 7A 所示,核心解释变量的估计结果表明,仅当行业内同时具备较高的契约密集度和较高的贸易政策不确定性时,宗族力量才对该行业的就业具有显著的促进作用。这表明,较高的 NtrGap 在 WTO 冲击下带来了发展机会,而行业内部较差的契约环境为宗族力量提供了作用基础,高契约密集度的行业得以嵌入宗族这一非正式制度,契约环境的改善进而促进了行业内民营部门的增长。

表 7 机制分析估计结果

A: 契约制度质量 契约密度: Z	因变量: $\ln(\text{labor})$			
	全样本		非市辖区民营部门	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	均值分组	中位数分组	均值分组	中位数分组
$\text{Clan} \times \text{Post} \times D_{LH}$	0.1721 ***	0.1462 ***	0.1117 *	0.1243 *
$(D_{LH} \equiv L_z \times H_{NtrGap})$	(3.9942)	(3.2290)	(1.8429)	(1.7665)
$\text{Clan} \times \text{Post} \times D_{HL}$	0.1781 ***	0.1240 ***	0.0345	-0.0235
$(D_{HL} \equiv H_z \times L_{NtrGap})$	(3.1767)	(2.9113)	(0.4668)	(-0.4000)
$\text{Clan} \times \text{Post} \times D_{HH}$	0.1927 ***	0.2510 ***	0.1433 ***	0.1672 ***
$(D_{HH} \equiv H_z \times H_{NtrGap})$	(5.6452)	(7.1516)	(2.9489)	(3.1989)
观测值	132041	132041	86691	86691
R^2	0.8880	0.8880	0.8463	0.8463
B: 缓解融资约束 外部融资依赖度: ED	因变量: $\ln(\text{labor})$			
	全样本		非市辖区民营部门	
	(5)	(6)	(7)	(8)
	均值分组	中位数分组	均值分组	中位数分组
$\text{Clan} \times \text{Post} \times D_{LH}$	0.1474 ***	0.1945 ***	0.0537	0.1024
$(D_{LH} \equiv L_{fin} \times H_{gap})$	(3.4131)	(4.0320)	(0.8708)	(1.3807)
$\text{Clan} \times \text{Post} \times D_{HL}$	0.0463	0.1257 ***	-0.2778 **	-0.0245
$(D_{HL} \equiv H_{fin} \times L_{gap})$	(0.4390)	(2.7301)	(-2.0421)	(-0.3947)
$\text{Clan} \times \text{Post} \times D_{HH}$	0.1811 ***	0.2454 ***	0.1685 ***	0.2051 ***

① R_k 表示行业 k 的投入品中既不在交易所交易、也不以公开市场价格进行交易的产品占比,这一衡量产品制度属性的指标来源于 Rauch(1999)。此类产品几乎没有其他潜在买家,卖方面临很大的“敲竹杠”的风险,因而对契约的依赖程度很高。因篇幅所限,本文省略了行业契约密集度测算结果,感兴趣的读者可在《经济学报》知网增强出版中下载附录 2。

续表

B:缓解融资约束 外部融资依赖度:ED	因变量:ln(labor)			
	全样本		非市辖区民营部门	
	(5)	(6)	(7)	(8)
	均值分组	中位数分组	均值分组	中位数分组
$(D_{HH} \equiv H_{fin} \times H_{gap})$	(4.8968)	(6.1285)	(3.3118)	(3.5737)
观测值	119935	119935	78484	78484
R^2	0.8866	0.8866	0.8498	0.8497
贸易自由化控制变量	是	是	是	是
市场化程度控制变量	是	是	是	是
地理区位控制变量	是	是	是	是
行业—城市固定效应	是	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是	是
年份—城市固定效应	是	是	是	是

注:(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;(2)采用聚类到行业—城市层面的稳健标准误差;(3)括号内报告的为*t*值。

5.2 机制分析Ⅱ：缓解融资约束

除了改善地区契约环境,现有研究还表明,宗族有助于私营企业克服融资约束从而促进私营部门的快速增长(Zhang,2020;吴小康和于津平,2022)。那么,这一机制在本文框架中是否存在?为了回答这一问题,本文参照Rajan and Zingales(1998)、Manova(2013),使用外部融资依赖度指标来度量行业层面的融资约束特征,该指标是指不以运营现金流为资金来源的资本支出份额,行业的外部融资依赖度越高,意味着该行业更容易受到融资约束的影响,本文使用美国金融市场的数据作为行业固有特征的测度。^①

进一步地,本文将该指标与行业的外部市场冲击强度指标进行交叉分组,得到两个指标的均值(中位数)将行业分为四组:(1)高外部融资依赖×高外部市场冲击组($H_{fin} \times H_{NtrGap}$);(2)高外部融资依赖×低外部市场冲击组($H_{fin} \times L_{NtrGap}$);(3)低外部融资依赖×高外部市场冲击组($L_{fin} \times H_{NtrGap}$);(4)低外部融资依赖×低外部市场冲击组($L_{fin} \times L_{NtrGap}$)。与上文类似,本文以低外部融资依赖×低外部市场冲击组为基准,生成三个行业虚拟变量 $D_{LH}(\equiv L_{fin} \times H_{NtrGap})$ 、 $D_{HL}(\equiv H_{fin} \times L_{NtrGap})$ 和 $D_{HH}(\equiv H_{fin} \times H_{NtrGap})$,与地区宗族网络密度及入世虚拟变量相乘进入估计模型。表7的B组报告了机制分析Ⅱ的估计结果。核心解释变量的估计结果仍然支持仅当行业内同时存在较高的融资约束程度和较高的贸易政策不确定性时,宗族力量才对该行业具有显著的促进作用,均值分组和中值分组下均能得到这一结论。因此,对地区融资约束的改善是宗族促进入世之后民营部门成长的另一重要路径。上述两条机制进一步说明,在市场经济制度相对不完善的非市辖区,宗族能够对正式的法律制度和金融制度起到“补位”作用。

① 因篇幅所限,本文省略了行业外部融资依赖度测算结果,感兴趣的读者可下载在线附录3。

6 结论

本文基于中国各地级市制造业企业的样本,考察了中国“入世”以来总量繁荣增长背后的地区发展差异的文化历史根源。“入世”后美国对中国的贸易政策调整带来了巨大的发展机遇,而行业层面的差异使得“入世”前具有高不确定性的行业在开放后的机遇更大,这一准自然事件提供了分析宗族影响的契机。

本文发现,宗族网络能够嵌入式地发挥作用,促进民营企业把握外部市场机遇,进而促进其所在城市的产业增长,从而使得区域间宗族分布差异与经济绩效差异之间具有高度相关性。这一结果在控制贸易自由化市场发育程度、城市地理区位等因素后仍然保持稳健,使用工业增加值这一经济绩效指标衡量地区产业增长能够得到相同的结论。异质性检验发现,宗族对于民营企业以及非市辖区的行业增长具有更大的作用。进一步的机制检验发现,宗族通过改善契约环境和缓解地区的外部融资约束,促进了民营企业抓住外部市场机遇。

上述发现为近年来关于文化与经济之间因果机制的讨论增加了新的证据,进一步支撑了传统文化与现代经济增长能够相互兼容。本文利用中国传统文化和经济表现的巨大区域差异,证明了形成于两千多年前的宗族文化,至今对地区经济的发展仍具有实质性影响,由宗族力量所驱动的社会力量为“入世”以来中国的区域发展不平衡提供了新的解释。

本文从制度和文化的角度讨论了对外开放的影响,有助于准确把握二十届三中全会关于制度型开放的逻辑内涵,其政策启示有如下两点。首先,在市场经济高度发达的今天,宗族文化仍可以发挥自身价值,其“相互提携、彼此扶持”的价值倡导,与当今社会所追求的“共同富裕”高度契合。在当前深入市场化改革和弘扬中华优秀传统文化的背景下,要利用好宗族这一传统组织中所蕴含的“亲市场”因素,使其服务于中国特色社会主义市场经济的建设与现代经济增长。其次,不可否认的是,作为沟通熟人社会的宗族网络仍具有文献中提及的封闭性和局限性,如何“取其精华、去其糟粕”是考验决策部门的重要议题。本文从非正式制度的角度考察了宗族网络的市场嵌入作用,从而也凸显了完善司法体系和金融市场等正式制度建设的必要性和紧迫性。

参考文献

- 樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 2010. 中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2009 年报告[M]. 北京:经济科学出版社: 1-323.
- Fan G, Wang X L, Zhu H P. 2010. NERI index of marketization of China's provinces 2009 report[M]. Beijing: Economic Science Press: 1-323. (in Chinese)
- 黄玖立,徐旻鸿. 2012. 境内运输成本与中国的地区出口模式[J]. 世界经济, (1): 58-77.
- Huang J L, Xu M H. 2012. Domestic transportation costs and regional export models of China[J]. *The Journal of World Economy*, (1): 58-77. (in Chinese)
- 黄玖立,张玉书,吴敏,等. 2023. 种植结构与短半径合作——来自合伙制企业的经验证据[J]. 中国农村经济, (11): 18-38.
- Huang J L, Zhang Y S, Wu M, et al. 2023. Crop structure and short-radius cooperation: Empirical evidence from partnership enterprises[J]. *Chinese Rural Economy*, (11): 18-38. (in Chinese)

蒋灵多, 陆毅. 2018. 市场竞争加剧是否助推国有企业加杠杆[J]. 中国工业经济, (11): 155-173.

Jiang L D, Lu Y. 2018. Whether market competition increasing boosts the leverage of SOEs[J]. *China Industrial Economics*, (11): 155-173. (in Chinese)

李胜旗, 毛其淋. 2018. 关税政策不确定性如何影响就业与工资[J]. 世界经济, 41(6): 28-52.

Li S Q, Mao Q L. 2018. How does tariff policy uncertainty influence employment and wages? [J]. *The Journal of World Economy*, 41(6): 28-52. (in Chinese)

毛其淋, 许家云. 2016. 中间品贸易自由化与制造业就业变动——来自中国加入 WTO 的微观证据[J]. 经济研究, (1): 69-83.

Mao Q L, Xu J Y. 2016. Input trade liberalization and manufacturing job dynamics[J]. *Economic Research Journal*, (1): 69-83. (in Chinese)

毛其淋. 2020. 贸易政策不确定性是否影响了中国企业进口? [J]. 经济研究, 55(2): 148-164.

Mao Q L. 2020. Does trade policy uncertainty affect Chinese manufacturing firms' imports? [J]. *Economic Research Journal*, 55(2): 148-164. (in Chinese)

聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 2012. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 35(5): 142-158.

Nie H H, Jiang T, Yang R D. 2012. A review on the use of Chinese industrial enterprises database[J]. *The Journal of World Economy*, 35(5): 142-158. (in Chinese)

王丹利. 2023. 传统文化在现代经济中的顺应、阻碍与变迁[J]. 学术月刊, 55(3): 58-66.

Wang D L. 2023. The adaptation, obstruction and evolution of China's traditional culture in modern economic growth[J]. *Academic Monthly*, 55(3): 58-66. (in Chinese)

魏悦龄, 张洪胜. 2019. 贸易政策不确定性、出口与企业生产率——基于 PNTR 的经验分析[J]. 经济科学, (1): 57-68.

Wei Y L, Zhang H S. 2019. Trade policy uncertainty, export and firm productivity: An empirical analysis based on PNTR[J]. *Economic Science*, (1): 57-68. (in Chinese)

吴昊然, 高亮, 宋栋栋, 等. 2022. 全国六次人口普查区县级人口分布数据集[J]. 中国科学数据(中英文网络版), 7(4): 300-306.

Wu H R, Gao L, Song D D, et al. 2022. A dataset of district/county-level population distribution of China's six national censuses[J]. *China Scientific Data*, 7(4): 300-306. (in Chinese)

吴小康, 于津平. 2022. 宗族文化与民营企业出口结构[J]. 国际贸易问题, (11): 139-154.

Wu X K, Yu J P. 2022. Clan culture and export structure of private firms[J]. *Journal of International Trade*, (11): 139-154. (in Chinese)

张川川, 马光荣. 2017. 宗族文化、男孩偏好与女性发展[J]. 世界经济, 40(3): 122-143.

Zhang C C, Ma G R. 2017. Clan culture, son preference and the development of women in China[J]. *The Journal of World Economy*, 40(3): 122-143. (in Chinese)

郑振满. 2020. 明清时期的林业经济与山区社会——福建永泰契约文书研究[J]. 学术月刊, 52(2): 148-158.

Zheng Z M. 2020. Forestry economy and local society of mountain areas in Ming and Qing Periods—Investigating contracts from Yongtai county[J]. *Academic Monthly*, 52(2): 148-158. (in Chinese)

Cao J R, Xu Y Q, Zhang C C. 2022. Clans and calamity: How social capital saved lives during China's great famine [J]. *Journal of Development Economics*, 157: 102865.

Ch'u T T. 1962. Local government in China under the Ch'ing[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Fan H C, Li C, Xue C, et al. 2023. Clan culture and patterns of industrial specialization in China[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 207: 457-478.

Faure D. 1986. The structure of Chinese rural society: Lineage and village in the eastern New Territories[M]. Hong Kong, China, Oxford, New York: Oxford University Press.

Faure D. 2006. China and capitalism: A history of business enterprise in modern China[M]. Hong Kong, China: Hong

Kong University Press.

- Feenstra R C, Romalis J, Schott P K. 2002. U. S. imports, exports, and tariff data, 1989-2001, NBER Working Paper No. 9387[R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research: 1-39.
- Fei J C H, Liu T J. 1982. The growth and decline of Chinese family clans[J]. *Journal of Interdisciplinary History*, 12(3): 375-408.
- Feng L, Li Z Y, Swenson D L. 2017. Trade policy uncertainty and exports: Evidence from China's WTO accession[J]. *Journal of International Economics*, 106: 20-36.
- Greif A. 1994. Cultural beliefs and the organization of society: A historical and theoretical reflection on collectivist and individualist societies[J]. *Journal of Political Economy*, 102(5): 912-950.
- Greif A. 2006. Institutions and the path to the modern economy: Lessons from medieval trade[M]. Cambridge: Cambridge University Press.
- Greif A, Tabellini G. 2010. Cultural and institutional bifurcation: China and Europe compared[J]. *American Economic Review*, 100(2): 135-140.
- Greif A, Tabellini G. 2017. The clan and the corporation: Sustaining cooperation in China and Europe[J]. *Journal of Comparative Economics*, 45(1): 1-35.
- Handley K, Limão N. 2017. Policy uncertainty, trade, and welfare: Theory and evidence for China and the United States[J]. *American Economic Review*, 107(9): 2731-2783.
- Liu Q, Ma H. 2020. Trade policy uncertainty and innovation: Firm level evidence from China's WTO accession[J]. *Journal of International Economics*, 127: 103387.
- Liu R J, Treffer D. 2011. A sorted tale of globalization: White collar jobs and the rise of service offshoring, NBER Working Paper No. 17559[R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research: 1-65.
- Lu Y, Yu L H. 2015. Trade liberalization and markup dispersion: Evidence from China's WTO accession[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(4): 221-253.
- Manova K. 2013. Credit constraints, heterogeneous firms, and international trade[J]. *The Review of Economic Studies*, 80(2): 711-744.
- Nunn N. 2007. Relationship-specificity, incomplete contracts, and the pattern of trade[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(2): 569-600.
- Pierce J R, Schott P K. 2016. The surprisingly swift decline of US manufacturing employment[J]. *American Economic Review*, 106(7): 1632-1662.
- Rajan R G, Zingales L. 1998. Financial dependence and growth[J]. *The American Economic Review*, 88(3): 559-586.
- Rauch J E. 1999. Networks versus markets in international trade[J]. *Journal of International Economics*, 48(1): 7-35.
- Zhang C C. 2020. Clans, entrepreneurship, and development of the private sector in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 48(1): 100-123.

Clan Networks, Market Embeddedness and Industry Growth

Jiuli Huang¹ Wenbin Pan²

- (1. Center for Transnationals' Studies, Laboratory for Economic Behaviors and Policy Simulation, Nankai University;
2. HSBC Business School, Peking University)

Abstract In the process of market-oriented transition, the kinship-based clan network embeds itself in the market opportunity so as to compensate for the deficiencies in the formal institution. This paper takes as an external market opening shock after China's accession to the WTO in 2001. It compares the growth rate of manufacturing industries with different exposure to the shock in regions with varying clan densities. The triple differences estimation reveals that, relative to regions with lower clan densities, industries benefiting more from external market opening witness faster post-WTO growth in regions with higher clan densities, which is achieved through improving the contractual environment and alleviating external financing constraints in the respective regions. This study helps elucidate the market embedding of traditional culture and the logical connotation of China's institutional opening-up.

JEL Classification F13, R12, Z10