

央地间文化纽带与财政转移支付¹

钟扬民² 张航³ 徐祎晨⁴

摘要 财政转移支付是实现区域均衡发展和共同富裕的重要政策工具,但央地间的信息不对称降低了资源配置效率。本文认为,转移支付的分配者与地方间的文化纽带会帮助纠正信息不对称问题,提高资源配置效率。本文利用部长更替的准自然实验构造了渐进双重差分模型,实证结果显示,在任部长会给出其出生地文化区的人均专项转移支付带来18.41万元的增长,相当于平均水平的10.7%;这一结果是稳健性的,且效应受到部长掌握资源的多寡以及文化纽带的强弱所影响;由文化纽带配置的专项资金能显著提振当地经济,且刺激效应大于其他的专项资金。本文的结果有助于我们理解传统文化如何嵌入国家治理体系并提高治理效率,对中国式现代化的实现提供了理论支撑。

关键词 文化纽带;转移支付;经济增长

0 引言

纵观世界发展的历史,制度可以为经济的稳定增长提供内生驱动力,但需要制度设计符合特定国家和民族的文化属性(Alesina et al., 2013; Huntington, 1996)。这一规律在我国的发展历程中尤为凸显。自改革开放之后,我国经济的飞跃离不开对“中国特色”社会主义道路的坚持和探索,党的二十大报告更是直接提出了“中国式现代化”的发展目标,要求新时代的发展方向与中华民族的特性相结合,而民族特性的根基就在于中国悠久历史所塑造的独特文化。这种文化特性镌刻在民族基因中,展现为经济行为中的习俗和观念,并最终形成了中国特有的经济规律(刘毓芸等, 2015; 林建浩和赵子乐, 2017; 张航等, 2021)。

¹ 作者感谢国家自然科学基金青年项目“房产税对住房投机的抑制作用及其财富再分配效应研究”(项目编号:72003066)和中央高校基本科研业务费专项资金项目“城市内部政府间关系与城市一体化发展”(项目编号:2021110441)的资助。

² 钟扬民,南通大学法学院副教授,E-mail:zhongyanglaw@163.com。

³ 张航(通信作者),上海财经大学公共经济与管理学院副教授,E-mail:zhanghangacm@163.com。

⁴ 徐祎晨,云南财经大学会计学院本科生,E-mail:zz0523@ynufe.edu.cn。

制度改革和政策制定要顺应经济规律发挥作用,就必须了解其背后的文化根源。正如周黎安在《中国式现代化:发展战略与路径》一书中所强调的,“在国家治理转型的重要节点上,我们需要系统反思中国政府治理的传统性特征”,才能应对未来的变革与挑战。这意味着在中国式现代化的道路上,需要社会各界对传统文化嵌入国家治理体系并改变治理效率有更深刻和丰富的理解。

已有研究普遍认为,地域文化由当地的自然禀赋和历史经历所塑造(游汝杰和周振鹤,1985)。例如,耕种模式会影响人们的合作意识和现代女性的劳动参与率(丁从明等,2018,2020),地理位置临海与否将决定当地的开创和冒险精神,进而改变当代企业的创新能力(赵子乐和林建浩,2019),遭受自然灾害的程度更是对包括性别、信任和宗教在内的观念造成全面的冲击(梁若冰,2021)。在中国广袤的国土上,不同地区自然和历史条件差异极大,塑造了地区间迥异的文化格局。这在促进我国文化繁盛的同时,也不可避免地带来了多元化困境,即不同文化群体因观念差异而导致认同感不足和跨文化交流受阻。文化经济学将这种观念上的差异理解为偏好体系,或者说效用函数构成上的差异,来解释不同文化个体的差异化选择及沟通阻碍(Akerlof and Kranton,2000)。在多元化并立的情况下,文化距离越近则偏好差异越小,因此,人们会对同源文化的人和事有更低的理解障碍和更高的效用预期(Tajfel,1982;张航等,2021)。

文化属性构成的隐形纽带已被证实深刻影响着人口流动、商品贸易、团队协作等微观经济维度(刘毓芸等,2015;林建浩和赵子乐,2017;张航等,2021;张航,2022),但其在国家治理和宏观经济中的作用还未被充分研究。与微观行为不同,宏观经济受到更复杂因素的干扰,这显著增加了国家政策的不确定性。尤其在长周期、高预算的项目上,这种不确定性将被进一步放大。虽然政策制定要经历调研论证,但许多分配型项目的最终决策权由部门一把手掌握(Cohen et al.,2011;范子英和李欣,2014)。在面对高风险决策时,决策者与项目背景的文化纽带强弱将修正其对政策执行力和效果的预期,进而影响决策的结果和国家治理的效率。

本文以中国治理体系中最重要资源分配制度——转移支付制度为研究对象,来探究文化纽带效应在其中的作用。转移支付是财政资金在央地间流转分配的通道,至2021年,其总量已达到9.8万亿元,占当年GDP的8.57%。这笔巨大的财政资金按税收分成规则上缴至中央后,再基于特定的政策导向分配至地方,主要用于缓解地方财政压力,支持落后地区的基础设施建设和其他扶持性公共支出的补偿(尹振东和汤玉刚,2016;龚斌磊等,2022)。其中的专项转移支付依托于项目建设,在地区间的分配由国务院各职能部委审批决定。但由于央地间存在信息阻隔(Huang,2002;潘健平等,2022),部委难以准确预判地方对项目的执行能力和资金使用效率。此时,部长与项目来源地之间的文化纽带

将影响其对项目效益的判断,进而决定财政资金的流向和国家发展的侧重。

本文以方言为文化标识,以2002年国务院部长更替作为外生冲击,检验了央地间文化纽带对地方专项资金获取的影响。这一识别策略借鉴了范子英和李欣(2014),利用部长更替引起的文化纽带改变来构造双重差分模型,以此消除地区间专项资金的内生差异,获得文化纽带与专项资金的净效应识别。此外,用方言度量地域文化是文化经济学的通用做法,而方言的差异在县域的维度,因此我们搜集了中国所有县级行政单位在1998年至2007年间的财政转移支付数据、经济发展数据以及此期间中央部委部长在任的个人信息。在此基础上,我们对比了有部长在任的方言片和没有部长的方言片,结果显示,央地间的文化纽带显著提升了关联县的转移支付水平,在剔除了部长的出生城市后,非故乡同方言县的人均专项转移支付提高了18.41万元,相当于平均水平的10.7%。这一结果的稳健性在地区行政级别、识别策略、国家战略偏好和少数民族语言差异等层面得到了检验。除了出生地外,文化纽带还会辐射到籍贯地和毕业院校所在地的方言片。文化纽带效应受到部委的重要性和方言使用范围的影响,重要部委的部长能够带来更多的转移支付,而使用人口较少的方言片更能唤起文化认同感,诞生于此的部长对方言片内转移支付的提升程度也更大。由文化纽带带来的转移支付进一步提高了关联地的经济发展水平,且刺激效力高于非文化关联地的专项资金。

本文对以下三支文献作出了贡献。第一是关于语言与文化的经济产出。文化作为非正式制度对经济有着深刻的塑造作用,已有文献在贸易、人口流动、知识和技能溢出等维度探讨了两者的关系(Melitz and Toubal, 2014; 刘毓芸等, 2015; 林建浩和赵子乐, 2017; Eugster and Parchet, 2019),但仍缺乏政治经济学维度的观察,导致我们对国家治理和宏观经济运行过程中传统文化的作用缺乏理解。本文从官员个体入手,估计文化纽带对地区资源分配和经济发展的影响,填补了文化经济学在这一维度的空白。

第二是关于官员影响公共资源分配问题。官员通过调整资源分配拉动家乡经济的现象已经在文献中得到了广泛的探讨,例如, Knight (2008)发现美国国会议员会为其来源地争取更多的转移支付, Cohen et al. (2011)在美国国会主席层面同样检验到这种现象的存在,这类现象在非洲更为严重(Kasara, 2007; Franck and Rainer, 2012)。Jones and Olken (2005)和 Hodler and Raschky (2014)通过跨国对比发现,民主化程度越低、公民受教育年限越少的地区,政治关联带来的经济增长效应越强。从上述文献来看,官员在政治分配中仅扮演了偏袒者的角色,导致公共资源配置失衡。但在中国,转移支付体系对地方而言更多是援助之手(范子英等, 2016)。在项目绩效考核制下,官员将资源分配到效率低下地区的解释与现实不符。本文结果显示,受益于官员的不仅是其故乡,还有

非故乡的同源文化地区。官员没有回馈这些地区的激励,因此上述结果所反映的恰恰是官员以配置效率为目标,在受限信息壁垒时所作出的个体价值判断结果。本文的结论为官员影响公共资源分配的动机提供了新的诠释。

第三是关于身份认同的表现形式。自 Akerlof and Kranton (2000) 将身份认同引入新古典效用函数中以来,以此为视角的经济学研究十分繁盛,涉及公共资源、竞技仲裁、公司治理、科研产出等领域 (Laband and Piette, 1994; Prendergast and Topel, 1996; Garicano et al., 2005; Cohen et al., 2011; Hodler and Raschky, 2014; 李书娟和徐现祥, 2016)。然而,多数研究将身份认同等同于经历认同,来检验人们对故乡或故土的经济回馈,却忽略了身份认同的文化内核。Tajfel (1982) 认为认同感的根源在于相同价值观念所催生出的信任感和确定性。由此出发,身份认同的表现形式不应只拘泥于故乡城市,而应该以秉持相同价值观的地区或人群为范围,因此更准确的做法是从文化圈层入手界定。本文的研究丰富了对身份认同表现形式的理解。

论文其余部分的结构安排如下:第1部分为制度背景与理论假说;第2部分为研究设计,介绍本文所用的数据及实证模型;第3部分为文化纽带与专项转移支付的实证结果;第4部分是本文的结论。

1 专项转移支付制度与理论假说

转移支付体系是我国财政体系重要的组成部分。自分税制以来,央地间出现了事权与税权不匹配的问题,地方被要求担负更多的支出责任,但没有足够的财政资金做支撑,因此需要中央以转移支付的形式下拨资金。我国的转移支付包括三大块内容,分别是税收返还、一般性转移支付和专项转移支付。其中,税收返还是按照地方上年度上交税收的一定比例计算,与地方自有财力成正比。一般性转移支付按“要素法”计算,主要用于补贴地方的财政缺口,并附加以特定的政策倾向,例如,农村、民族聚集地等地区的特殊补贴,总体上与地方自有财力成反比。专项转移支付则是特定建设项目的配套资金,在项目批准后分年度下达到地方。

这三类资金构成的转移支付体系在涵盖地方的一般性支出需求的同时,也为中央的宏观调控提供了政策工具,在平稳运行的数十年间为我国的稳定均衡发展提供了政策和财力支持。但随着我国经济发展进入高速增长阶段,社会矛盾和不平衡性逐渐显现,中央的调控需求随之增强,三大转移支付的比重也相应出现了趋势性的变化。在1994年分税制施行之初,地区间财力差异较小,税收返还占据了转移支付总量的74%。但随着区域间不平衡的加剧,一般性转移支付和专项资金的比例逐渐扩大。特别是在2008年施行扩张性财政政策之

后,中央在区域层面推出了一系列针对落后地区的发展战略,例如西部大开发、东北振兴和中部崛起,均伴随有大量的建设项目和专项转移支付。至2011年,专项资金占转移支付的比例达到42%。虽然在2014年和2015年中央连续发布了《关于改革和完善中央对地方转移支付制度的意见》和《中央对地方专项转移支付管理办法》,限制了专项资金的无序扩张,但至今依旧在转移支付体系中占据可观的比重。

从分配规则来看,税收返还和一般性转移支付均有固定的计算公式,对地方而言也是可预期的收入。但专项转移支付以项目获批为准,是中央政策倾向最主要的体现,也是地方最不可预期的部分。在流程上,专项资金需要基层政府先形成建设计划,并以项目的形式提交申请,经过逐级审批后上达国务院。由于对地方上报项目的审查要求较高的专业素养,所以国务院会将项目分类后,交由对口领域的部委进行审批,例如,交通设施项目被分配至交通运输部,教育投资项目被分配至教育部。中央对地方和项目的支持存在一定程度的重合,且侧重点逐年变动,所以国务院对项目的审批仅有指导思想却缺乏固定的规则,需要由部委自行组织比较和评估。与此同时,专项资金对地方而言是预算变动的最主要来源,各地都会尽力通过选择性描述等方式完善申请书,以提高项目中标率。因此,部委在拥有最终审批权的同时,却对地方的真实情况缺乏把握,需要通过申请书之外的信息来帮助确定项目的预期成效。在部委内部,虽然有专门的司室或工作小组负责审阅项目申请,但涉及重大资金的项目通常需要部委的部长来确认,这也符合中国一把手负责制行政体制(范子英和李欣,2014)。

与税收返还和一般性转移支付的逐年确定相比,专项资金涉及的项目建设周期更长,单个项目涉及的资金也更多,这无疑增加了项目的风险。另外,在项目获批后的建设中期和完成后,还需进行中期考核和验收考核,评估结果不仅会作为当地后续项目申报的重要参考,也是相关部委,特别是在任部长任期考核的重要参考。为保证项目的执行效率和收益,部长需要在不确定性下研判各个同类项目的优劣。此时,地方文化属性与部长文化属性的匹配程度将影响这一判断。如前文所述,受自然禀赋和历史经历塑造,我国各地区的价值观念和行为习惯差异极大,其中契约精神、求稳思维、酒桌文化等都会对项目执行模式、进度和效率产生影响。与此同时,对这些文化属性的价值判断,在个体间却各不相同。例如,契约精神有时被视为发展的重要基础,另一些时候被看作迂腐和不够灵活,这取决于判断主体自身成长环境的文化属性(Akerlof and Kranton, 2000; 李书娟和徐现祥, 2016)。如果项目所属地的文化属性与部长更为接近,观念和行为习惯更加一致,则部长会更理解该地区官员的行事风格和社会的风俗习性,这种确定性将有助于消解对项目执行力的不确定性,进而提高部长对其资金使用效率的预期,因此这些地区有更高的概率获批。

基于以上分析,得出本文待检验的假说:

假说:在项目审批过程中,部长的价值判断将增加其同源文化地区的专项转移支付数量。

2 研究设计

2.1 数据样本

我国的方言片是以区县为单位划分的,大多数地级市都包含一种以上的方言,每一个方言片也都辐射到数个地级市,所以本文的检验有必要在区县层面进行。《全国地市县财政统计资料》详细记载了1993—2009年各区县的财政收支情况,为本文的实证检验提供了基础。另外,国务院各部委的重大变更都需要在全国人民代表大会上表决通过,所以部长的更替和部委的架构调整通常发生在五年一届的全国人大期间,其中部长的变更为本文对文化偏袒的检验提供了一个理想的自然实验,但部委的架构调整却会影响识别的结果。这是因为部委的新建或者合并背后蕴含着国家层面的战略规划,如2008年环保部的组建就是出于加大环境治理力度的政策目的,这种内生存在的政策倾斜会使调整后的部委在财政资源分配上与其他部委存在系统性的差异,实证估计中,这类偏差会被记入新任部长的偏袒效应中,造成估计系数的偏误。在《全国地市县财政统计资料》所涵盖的时间段内,1998年和2008年国务院均进行了较大的组织架构调整^①,只有2003年仅发生了一次部委的合并,且所涉及的三个部委掌握的专项转移支付较少,所以我们最终将样本观察期定为1998年到2007年。

在这十年间共发生了31次部长的更替,有60位部长先后在29个部委任职,我们手工搜集了这些部长的简历,整理出他们的出生地、籍贯和毕业院校^②,然后参照刘毓芸等(2015)的做法,从《汉语方言大词典》和《中国语言地图集:汉语方言卷》中整理出全国各区县所属的方言片,以此确定部长出生地、籍贯地和毕业院校所在地的方言。其中出生地方言为部长成长期间的语言环境,我们将此作为部长文化背景的基准认定;籍贯地方言代表部长的父辈或祖辈长期生活的语言环境,也可认为是部长家庭的语言环境,其中蕴含着传承自家庭的观念和习俗,我们以此从另一个角度考察不同类文化背景的作用;出于对青春的追忆,很多人会将毕业院校所在地认作自己的第二故乡,对院校所在地方言的检验可以让我们了解不同人生阶段的文化环境是否会给人打上相同的烙印。

^① 两次调整分别涉及19个部委和11个部委。

^② 由于部长的硕、博学历多为在职攻读,并未在学校当地长期生活,所以这里参照曹春方等(2017)的做法,以硕士之前的最高学历来认定毕业院校。

部长的文化偏袒会辐射到相同方言的所有地区,所以我们以此为基础构建了1998年至2007年的全国县级面板数据,将与部长同属一个方言片的县,在部长任职期内认定为存在文化关联。若以出生地为划分标准,则平均每年部长的方言种类能涵盖全国所有方言片的12.1%,关联县占全国所有县的18.7%。本文其余的控制变量来自《全国地市县财政统计资料》和《中国区域经济统计年鉴》,包括全国各县级行政单位的财政运行情况和经济社会基本指标。

在空间上,我们统计了基于部长出生地的关联地级市和关联方言片的分布。相比前人研究中以地级市为标准的划分(范子英和李欣,2014;李书娟和徐现祥,2016),方言片的划分结果差异较大。总体而言,全国方言片的数量仅约为地级市数量的三分之一,所以文化关联的辐射范围要大于出生城市。另外,由于方言有县域维度的差异,导致两者也并非完全的包含关系。例如,山西省吕梁市内部存在吕梁片和并州片两种方言,在地级市的划分体系下吕梁市所有区县均被认定为关联地区,但在文化关联的视角下,部长来自吕梁片,所以吕梁市内归属并州片的县被排除在处理组之外。与此同时,忻州、临汾、榆林三市有部分县在方言上属于吕梁片,这些县则被认定存在文化关联。

此外,相比于关联地级市,关联方言片的分布还呈现出两个明显的特征。第一,方言片的分布在地理上更为离散,甚至存在与周边地区方言均不相同的方言孤岛,这种空间上的离散性使关联地的分布突破了市际甚至省际的界限,有效降低了行政层面的差异给估计带来的替代性影响。第二,方言片的分布范围存在明显的南北差异,这是因为我国的地势总体上北方平坦而南方崎岖,导致自古以来北方的人口流动要比南方更为频繁,这种人口流动缩小了地区间语言的差异,所以在方言层面北方方言数量少且辐射地区广,南方则相反。方言使用范围的差异可能带来部长在文化认同程度上的差异,这一问题同样有待在实证中得到检验。

最后,本文对样本作了以下处理:第一,官员对其直接关联地的偏袒行为已在文献中得到验证(范子英和李欣,2014;李书娟和徐现祥,2016;曹春方等,2017),这类地区的关联效应与本文所检验的文化纽带效应在程度上存在差异,理应区分对待,所以本文剔除了与部长存在直接关联的城市。第二,县级行政单位的合并、重组以及撤县设区都伴随着特定的政策导向,即使行政区划保持不变,辖区政府的行为逻辑和财政收支权限仍会因之改变(卢盛峰和陈思霞,2017),所以我们剔除了这类样本。第三,只有在地方有对口部门的部委才有审批专项资金的权限,所以我们在认定文化纽带时仅保留这些部委的部长。第四,直辖市所属县的行政级别与一般县不同,我们将之剔除。第五,少部分样本存在转移支付为负的情况,这些地区也被排除在样本之外。

表1为处理后数据的描述性统计。在筛选后的48位部长中,出生地和籍

贯地不一致的有 9 位,其中所属不同方言片的有 7 位,但在文化纽带的辐射面上,以出生地和籍贯地方言为依据划分的处理组样本占比均为 18.7%。相比之下,部长的毕业院校大多集中在大城市,以毕业院校方言划分的处理组占比也下降为 12.9%,这种聚集带来的叠加效应有可能增加毕业院校地区的受影响程度。从转移支付的数量上看,专项转移支付在地方财政收入中占有相当大的比重,且在地区和年份间的离散程度较大,其最大值是平均值的 21 倍,而一般性转移支付的这一比值仅为 10.4 倍,导致这种不稳定性的原因之一正是部委在项目审批中的主观性。由于人口规模是影响专项转移支付的重要因素(范子英和李欣,2014),所以我们以年末总人口对其进行调整,调整后的人均专项转移支付均值为 172.2 万元。从控制变量上看,我国各县基本情况差异较大,如面积最大的新疆若羌县占地 20 万平方千米,约等于两个浙江省,所以有必要从经济、人口、财政等维度对模型进行控制,以降低遗漏变量问题带来的估计偏误。

表 1 描述性统计

变量名	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
出生地方言片	18593	0.187	0.390	0	1
籍贯地方言片	18593	0.187	0.390	0	1
毕业院校方言片	18593	0.129	0.335	0	1
一般性转移支付	16377	9458	9568	2	98325
专项转移支付	18557	4881	5180	0	102552
一般预算收入	18586	11845	23345	31	1.172e+06
年末总人口	18577	44.37	33.37	0.570	305.4
人均专项转移支付	18548	172.2	228.2	0	5960
农业人口	18509	37.27	29.76	0	301
财政供养人口	18326	11928	7315	0	212125
行政区划面积	18542	4092	9744	19.15	208226
国内生产总值	18415	322148	441465	4	1.190e+07

2.2 实证模型

以往文献中对这类自然实验的检验多采用标准双重差分的方法,以部长集中更替的时间点来划分冲击发生的前后,再用有新部长上任的地区作处理组来对比一直没有部长的对照区。然而,这种做法要求冲击在某一时间点集中发生,对于在其余时期受到冲击的样本只能作删除处理。在本文的样本期内,共发生了 31 次部长的更替,最集中更替的时间是 2003 年的两会前后,也仅囊括

了其中的 17 次,如果将其余部长的方言片所涵盖的地区全部删除,势必对结论的代表性造成影响。事实上,对于这类冲击发生的时间点比较分散的自然实验,更好的识别策略是类似 Li et al. (2016) 所采用的渐进双重差分法,也就是不再以某一特定时间作为冲击前后的划分,仅以样本在当年受到冲击与否来划分处理组和对照组。本文沿用这一思路,构建如下双向固定效应模型,来检验部长的文化偏袒效应:

$$Ptran_{it} = \alpha + \beta Minister_{it} + \gamma X + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 代表县, t 代表年份。被解释变量 $Ptran$ 为人均专项转移支付; 核心解释变量 $Minister$ 即为对文化关联的度量,如果某县所属的方言片在该年度有部长在位,则认为该县在当年存在文化关联, $Minister = 1$ 。换言之,部长在任期间,其方言片内的所有县均被划定为关联县,进入处理组,反之若当年在任的部长没有一位来自该县所属的方言片,则 $Minister = 0$, 该县在当年被划归为对照组; X 为控制变量,包括一般预算收入的对数、行政区划面积的对数、人均财政供养人口、人均 GDP 和以非农业人口占年末总人口比例表示的城镇化率; δ_i 和 φ_t 分别为县级固定效应和年份固定效应,与传统双重差分相比,双向固定效应的设置相当于是将模型在个体和时间维度进行了展开,以更好地保证识别结果不受县域间差异和时间趋势的干扰。系数 β 即为本文所关心的文化纽带效应,表示在任部长会在多大程度上增加方言片内各县的人均专项转移支付。在此基础上,我们再用两阶段估计法,检验由文化纽带带来的转移支付增量如何促进地方经济增长。具体而言,我们可以从公式(1)的估计中得到由 $Minister$ 合成的 $Ptran$ 的预测值 $\widehat{Ptran}$, $\widehat{Ptran}$ 代表专项转移支付中由部长的文化纽带效应所带来的部分,继而用如下模型估计 $\widehat{Ptran}$ 对地方经济发展的影响:

$$Pgdp_{it} = \alpha + \beta \widehat{Ptran}_{it} + \gamma X + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,被解释变量为 i 县在 t 年的人均 GDP,系数 β 反映文化纽带对经济发展的刺激效应。

3 文化纽带与专项转移支付

3.1 基本回归结果

表 2 列示了部长的文化纽带对地方专项转移支付的基本回归结果。第一列以部长的出生地方言为识别文化纽带的标准,结果显示 $Minister$ 项的系数显著为正,表明在同等条件下,与部长同方言地区的专项转移支付提高了 18.41 万元。以表 1 中的均值计算,该效应相当于使处理组的人均专项转移支付在平均水平上提高了 10.7%。除了出生地方言所刻画的增长外部文化环境外,我们还关心家庭文化是否存在差异化的作用,而籍贯作为父辈或祖辈的长期居住地,能更好地代

表家庭文化的根源^①。表 2 第(2)列以部长籍贯地方言作为确定文化关联县的依据,结果显示部长对籍贯方言片的文化偏袒提高了这些地区人均专项转移支付 24.98 万元,甚至高于出生地的效应,说明家庭文化给人带来的烙印是极其深刻的。此外,个体的认知偏好和价值体系汲取自各个成长阶段的文化环境,出生地和家庭主要作用在成长早期和价值观形成初期,而高等教育毕业院校则对成长晚期和价值观定型期有着重要影响,以此为基准的检验可以揭示不同成长阶段的文化环境是否能产生相同的文化偏袒。从表 2 第(3)列的结果看,部长对毕业院校所在方言片的作用也是显著的,平均提高了处理组人均专项转移支付 46.86 万元。

表 2 基准回归

变量名	(1) 出生地	(2) 籍贯	(3) 毕业院校	(4) 部长数量	(5) 一般性转移
被解释变量:人均专项转移支付					
Minister	18.41 *** (6.262)	24.98 *** (6.021)	46.86 *** (8.201)	13.45 *** (3.607)	19.34 (11.79)
一般预算收入	33.23 *** (3.173)	33.27 *** (3.182)	27.08 *** (3.144)	33.39 *** (3.172)	8.632 (6.015)
行政区划面积	-28.98 ** (11.73)	-29.08 ** (11.74)	-29.89 *** (11.57)	-29.04 ** (11.73)	-56.16 ** (22.61)
人均财政供养人口	0.0771 *** (0.00984)	0.0775 *** (0.00984)	0.0747 *** (0.00981)	0.0764 *** (0.00984)	0.263 *** (0.0177)
人均 GDP	0.000509 ** (0.000237)	0.000567 ** (0.000237)	0.000461 ** (0.000223)	0.000576 ** (0.000237)	-0.000373 (0.000449)
城镇化率	-0.638 *** (0.0490)	-0.646 *** (0.0491)	-0.643 *** (0.0494)	-0.640 *** (0.0490)	-1.519 *** (0.0883)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	17998	17962	18064	17998	15839
R ²	0.725	0.726	0.725	0.726	0.753

注:括号中为标准误,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

然而,基于毕业院校的估计系数更大并不能说明部长对成长后期的文化环境更为认同,因为同一方言片所包含的在任部长往往不止一位,多位部长带来的叠加效应会提高方言片的受偏袒程度,而毕业院校多位于大城市,在这个层面,部长的叠加效应更强,会进一步推高估计的系数。基于这一考虑,我们用部长数量代替原先是否有部长的虚拟变量,来看每增加一位部长对方言片内各县

^① 关于对出生地和籍贯的认同感,一个典型的例子是周恩来总理。周总理虽然出生在江苏淮安,但其对祖籍浙江绍兴更为认同,曾多次公开表示自己的根在绍兴,在他的南开中学毕业证书上也写着浙江绍兴(兴)县人。

人均专项转移支付的作用。在考察期内,诞生部长最多的方言片是太湖片,分别在 1999 年、2001 年和 2002 年有 7 位部长出生于此,而从未诞生过部长的方言片则有 88 个,这一变异程度要求我们在具体估计文化偏袒的大小时不能简单地以有无部长来划分。从表 2 第(4)列结果看,出生于某一方言片的部长每增加一位,都会提高该方言片内人均专项转移支付 13.45 万元,相当于均值水平的 7.8%。最后,我们用人均一般性转移支付代替人均专项转移支付作为被解释变量,从反面来检验估计结果确实来自部长的文化纽带而非处理组的特殊性。表 2 最后一列的结果与预期一致,有明确分配规则的一般性转移支付不受部长影响,在处理组与对照组之间不存在显著差异。

3.2 稳健性检验

为了确保结果是稳健的,下面我们对一些替代性假说进行检验。首先,我们从样本中剔除了省会城市下辖县,这些县虽然与其余县在行政级别上是相同的,但在资源分配上依然会受到省会城市的外溢性影响,如果这种影响与部长的政治生涯存在某种内生性的关联^①,则省会的作用会被计入部长的偏袒效应中,造成估计结果的偏误,从表 3 第(1)列的结果看,文化偏袒效应依然显著,且系数大小与基本回归持平,排除了上述潜在威胁。

其次,在出现过部长的 21 个方言片中,有 7 个在观察期内一直有部长在任,这种长期存在的文化关联与新任部长的情况或许有所不同,在表 3 第(2)列中我们剔除了这些方言片所涵盖的县,结果与基本回归没有显著差异。

表 3 稳健性检验

变量名	(1) 剔除省会	(2) 有异动方言片	(3) 剔除国家战略	(4) 省内样本	(5) 外省样本	(6) 汉语区
被解释变量:人均专项转移支付						
Minister	20.42 *** (6.456)	18.73 *** (6.416)	36.38 *** (3.936)	19.64 *** (5.608)	77.74 (56.03)	21.95 *** (4.308)
一般预算收入	23.78 *** (3.381)	26.30 *** (3.575)	33.56 *** (2.717)	18.30 *** (3.729)	25.79 *** (5.415)	26.60 *** (2.378)
行政区划面积	-27.55 ** (12.04)	-33.67 *** (12.10)	123.7 *** (28.95)	64.42 ** (30.48)	-37.59 *** (13.48)	-0.0686 (10.83)
人均财政供养人口	0.0260 ** (0.0111)	0.0115 (0.0112)	0.395 *** (0.0168)	0.399 *** (0.0164)	-0.0284 ** (0.0131)	0.268 *** (0.0100)
人均 GDP	0.00122 *** (0.000256)	0.000846 *** (0.000267)	-0.000885 *** (0.000170)	0.000763 *** (0.000266)	0.00240 *** (0.000438)	-0.000218 (0.000172)

① 从统计上看,省会下辖的县被划入处理组的比例为 26.1%,略高于样本均值。

续表

变量名	(1) 剔除省会	(2) 有异动方言片	(3) 剔除国家战略	(4) 省内样本	(5) 外省样本	(6) 汉语区
被解释变量:人均专项转移支付						
城镇化率	-0.715 *** (0.0535)	-0.758 *** (0.0543)	0.235 *** (0.0524)	0.371 *** (0.0640)	-0.922 *** (0.115)	-0.109 *** (0.0402)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	16865	15412	8943	10310	7688	16403
R ²	0.725	0.726	0.788	0.724	0.742	0.753

注:括号中为标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

再次,在样本期内中央推行了“西部大开发”和“东北地区振兴规划”两大国家战略,其中就包括了在这些地区大量的建设项目和配套的专项资金,如果中央在部长来源地的选择上并非完全随机,而是倾向来自这些地方的官员以保证政策的落实,就会使国家战略与部长的个人效应重合。东北三省大部分地区都是部长的文化关联地,这进一步提高了“东北地区振兴规划”增加处理组转移支付的可能,使系数存在高估的风险。但国家层面的战略往往具有来自更高层的政治压力和更强的监督,相比一般地区,国家战略扶持地区的项目审批中部长主观偏向的发挥空间受到压制,在区域内部的横向对比中,这会缩小处理组与对照组之间的差异,从而在整体上降低估计系数。所以,这两种相对的效应在总体上给估计带来的影响是不明确的。为此,我们在表3第(3)列中剔除了东北和西部省份,结果依然稳健且系数有所上升,说明基本回归结果并不是由国家的战略性偏向造成的,且在国家重点发展的地区,更为明确的资源分配机制挤出了部长的个体偏好,使区域内的偏袒效应得以减弱。

由于剔除了直接关联地,所以基本回归结果表明部长对家乡财力的提升超越了市级行政区划界限,那么是否也会跨越省界,对不同省但同方言的地区产生影响呢?在表3第(4)(5)列中我们单独回归了有部长出生的省份和没有部长出生的省份,结果显示文化纽带效应仅在省内样本中被检测到,换言之,部长不会对外省但同方言的地区给予特殊的照顾。这一方面是因为我国相邻省份间普遍存在着较大的竞争关系,无论在经济发展还是官员晋升上都会以邻省作为比较的基准^①,此时部长对邻省的照顾会降低本省在区域竞争中的相对排位,这种负面的压力抵消了同方言带来的文化认同。另一方面是因为跨省的方言片数量较少,在外省样本中仅有4.6%的样本被划入处理组,这在一定程度上影响了估计结果的代表性。

^① 由此带来的最典型结果是省域之间堪比国界的贸易壁垒(高翔和龙小宁,2016)和不惜以两败俱伤来保持自身优势的激烈竞争(周黎安,2004)。

最后,我国部分少数民族聚居地的官方语言并非汉语,《汉语方言大词典》和《中国语言地图集:汉语方言卷》的记录也没有涵盖这些地区。在基本回归中我们保留了这些地区作为对照组,但按照本文的核心逻辑,文化相似会带来文化认同和文化纽带,那么这些地区存在的巨大文化差异也会带来文化歧视,进而拉低对照组样本的人均专项转移支付,导致估计结果的高估。因此我们在表 3 第(6)列剔除了非汉语区的样本,结果依然稳健。

3.3 异质性与扩展

这部分我们从两个维度来检验样本异质性对估计结果的影响,以期进一步理解文化纽带现象发生的机理。首先是从部委类型的角度,部长之所以可以影响转移支付,是由于其在部委管辖领域内的资源分配中拥有很大的话语权,所以不同部委所掌握的资源差异理应会影响部长的作用。类似地,Cohen et al. (2011)在针对美国两院各委员会的研究中就发现,委员会主席的作用与委员会的重要性存在正向关系。在我国的体制下,中央各部委所分管的领域相对独立,而各领域在国民经济和中央战略部署中的重要性有很大差别,这直接导致了各部长之间权力的差距。我们按各领域专项转移支付的数量进行排名,然后对应到分管的部委,以此筛选出掌握专项转移支付最多的四个部委,分别是劳动和社会保障部、农业部、卫生部和教育部,再加上对财政资金和项目审批有综合管辖权的财政部和发改委,将这六个部委划归为重要部委,其余认定为一般部委,分别来检验两类部委部长的偏袒效应。

在具体的识别中,为了更清晰地估计不同部委部长的效应,我们将所有方言片分为三类,即有重要部委部长在任的方言片、有一般部委部长在任的方言片和没有部长的方言片,其中前两类方言片有部分重叠,我们认为这些方言片受到了重要部委的影响,所以仍将其划归为第一类。表 4 第(1)列,我们用第一类和第三类方言片所包含的样本进行回归,结果显示重要部委部长对同方言各县的文化纽带效应非常显著,且系数远大于基本回归中的平均水平。相比而言,第(2)列用一般部委方言片对比无部长方言片的结果就比较微弱,得到的系数低于基本回归中的平均水平且显著性有所下降,说明部委所掌握的资源确实对部长的偏袒效应有重要影响。

表 4 异质性及扩展

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	重要部委	一般部委	大方言片	小方言片
被解释变量:人均专项转移支付				
Minister	49.27 *** (11.20)	15.04 ** (7.093)	5.075 (8.415)	29.08 *** (9.769)

续表				
变量名	(1) 重要部委	(2) 一般部委	(3) 大方言片	(4) 小方言片
被解释变量:人均专项转移支付				
一般预算收入	24.27 ^{***} (3.540)	34.71 ^{***} (3.322)	34.65 ^{***} (3.249)	24.23 ^{***} (3.834)
行政区划面积	-35.52 ^{***} (12.11)	-28.33 ^{**} (11.84)	-23.94 ^{**} (11.08)	-37.05 ^{***} (11.85)
人均财政供养人口	0.0151 (0.0111)	0.0641 ^{***} (0.0101)	0.0706 ^{***} (0.00986)	0.00823 (0.0115)
人均 GDP	0.000935 ^{***} (0.000262)	0.000760 ^{***} (0.000257)	0.000597 ^{**} (0.000242)	0.00138 ^{***} (0.000285)
城镇化率	-0.806 ^{***} (0.0529)	-0.665 ^{***} (0.0538)	-0.668 ^{***} (0.0488)	-0.717 ^{***} (0.0571)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	15454	17105	17444	14234
R ²	0.728	0.724	0.725	0.727

注:括号中为标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

另外,部长的文化纽带来源于对自己家乡文化价值的认同,而方言带来的认同感又与方言的稀缺性存在关联。我国地域广袤,中央官员来自全国各地^①,乡音是其与家乡的重要纽带。乡音之所以拥有超出普通语言的意义,是由于其中蕴含着对故土文化的思念,而与家乡的疏离感是思念产生的基础。如同余光中在《乡愁》中的描写,对故乡的思念之所以浓郁,正是由于那湾浅浅的海峡无限拉长了作者与大陆的距离。所以,方言的使用范围越广,部长对家乡的疏离感就越弱,方言带来的文化认同也就越弱,反之,部长来源的方言片越狭窄,则部长对故土文化的认同感越强,纽带作用也会越强。遵循这一逻辑,我们把所有处理组的方言片按使用人口进行排序,将中位数以上的方言片认定为使用人口较多的大方言片,中位数以下的划归为小方言片。在具体估计中,我们同样拿没有部长的方言片分别对比两类有部长的方言片。从表4第(3)和第(4)列的结果来看,来自大方言片的部长并没有实施显著的文化偏袒行为,而在来自小方言片的部长身上则检验到了非常显著的文化纽带现象,且系数大于基本回归中的平均水平,佐证了我们之前的猜想,方言的稀缺性确实是文化认同和文化纽带现象的重要诱因。

3.4 文化纽带与经济增长

在官员影响资源再分配的文献中,最富有争议的在于这类再分配行为究竟是对资源的优化配置还是劣化配置。本文上述部分证明,以往的回馈性假说并

① 在所有被考察的部长中,仅有两位出生于北京。

不能完全解释官员的再分配行为,并证明官员是出于对自有文化的价值认同而增加了这些地区的专项资金。但部长基于对出生地文化圈的深入了解,也能更准确地识别出该地区项目中更为优质的部分予以批准,这将提高资金的产出效益,提高专项资金对经济发展的杠杆作用。对这一问题的探究有助于我们回答一个更为基本的问题,即在公共资源分配制度中,官员的自有价值判断能否为资源分配提供有益的补充,表现为受此机制分配的资源对经济的刺激作用是否更强。

下面我们将分三步来回答上述问题,即专项资金是否能刺激经济增长?由文化纽带所配置的专项资金是否能刺激经济增长?该刺激作用是否强于不由文化纽带所配置的专项资金?首先,专项转移支付作为地区的额外补偿性资金,理应对经济存在刺激效应。表 5 第(1)列用专项资金对 GDP 进行了回归,发现两者之间确实存在显著的正相关关系。作为对比,第(2)列用一般性转移支付对 GDP 进行回归,显示两者间并无统计相关性。上述对比说明,对地方财政的补偿性资助只能满足日常支出需要,无法刺激经济,而专项资金则可以作为地方发展的强心剂,通过项目建设加速经济的增长。

正如前文所分析,专项资金的分配受到项目的显性质量和部长的文化纽带两条渠道的影响。为将实证聚焦于后者,我们在表 5 第(3)(4)列借鉴工具变量的思想,利用二阶段估计将其单独剥离。具体而言,表 5 第(3)列用部长的文化纽带回归了人均专项转移支付,基于此得到由文化纽带所配置的专项资金,并在第 4 列中用该拟合值回归人均 GDP,二阶段结果显著为正且系数较大。说明在我国,部长通过自身价值判断所配置的专项资金有效促进了地方经济发展,一定程度上起到了合理配置资源的作用,并不是部分文献所强调的资源配置劣化(Hodler and Raschky, 2014)。

表 5 文化纽带的经济刺激效应

变量名/被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	专项转移支付	一般性转移支付	一阶段	二阶段
	人均 GDP	人均 GDP	人均专项转移支付	人均 GDP
人均专项转移支付	0.612 ** (0.262)			86.16 *** (29.81)
人均一般转移支付		-0.113 (0.160)		
Minister			19.25 *** (6.250)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	17998	15837	17998	17998
R ²	0.737	0.760		-4.511

注:括号中为标准误,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

但上述结果仍不足以证明文化纽带是公共资源分配机制中的有益补充,因为以项目质量作为显性分配标准同样会促进经济增长。如果文化纽带的配置作用弱于显性标准的配置作用,则文化纽带的存在对公共分配体系而言依然是劣化因素。因此,我们需要比较两条渠道所配置资金的经济刺激效应。在策略上,我们无法清晰区分项目获批的原因是质量较高还是存在文化纽带。但在地区维度,无文化纽带地区的获批资金必然源于其项目质量,而存在文化纽带地区的获批资金可能源于高质量,也可能源于部长的价值认可,是两条渠道的综合作用。这两类地区专项资金对经济刺激效应的差值体现了文化纽带与显性质量标准对资源配置能力的差异,且由于文化纽带地区同样有部分项目是在质量标准下获批的,因此这一差值是对真实差异的低估。表 6 前两列分别估计了当年有无同方言部长在任的地区,发现虽然在无文化纽带地区,专项转移支付也能显著促进经济增长,但其效应要小于存在文化纽带的地区。最后,我们用差分模型进一步对比两类地区,交互项系数显著为正,即文化纽带地区每单位专项资金能带来的经济增长更高,说明部长对出生地文化圈的了解,帮助其在文化纽带地区作出了更为精准的项目选择,表现为每单位资金的经济产出更高,说明文化纽带的存在对公共资源的分配起到了有益的补充作用。

表 6 文化纽带与质量标准的资源配置效应

变量名	(1)	(2)	(3)
	无文化纽带地区	文化纽带地区	有无纽带地区对比
被解释变量:人均 GDP			
人均专项转移支付	1.254 *** (0.268)	2.666 *** (0.875)	0.439 (0.269)
Minister			1,464 *** (226.5)
Minister×人均专项转移支付			1.084 ** (0.534)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	14600	3351	17998
R ²	0.728	0.811	0.738

注:括号中为标准误,***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

4 结论

改革开放以来,我国经济经历了高速发展和模式转型阶段,地区间发展不

平衡问题日益凸显,成为实现共同富裕目标的重大阻碍。为此,向欠发达地区进行政策倾斜,通过专项转移支付支持欠发达地区脱贫攻坚是我国近年来区域均衡战略的重要方向。然而,在专项资金的审批过程中,存在央地间信息不对称的问题,导致正式制度渠道闭塞,无法实现公共资源的高效配置。对此,一个普遍的解决途径是以项目负责制为依托,利用审批人自身的信息渠道作为补充,来判断项目的优劣和资金的流向。

本文结合中国转移支付体系的制度特征,以中央部委部长的更替作为准自然实验,估计了部长的价值判断对专项转移支付流向的影响。实证结果显示,部长对专项资金的流向有着显著的影响,但影响方式并非既有文献强调的回馈来源地,而是对同源文化地区给予更高的价值认可,表现为与其出生地相同方言的各县能获得额外18.41万元的人均专项转移支付,相当于在均值水平上提高了10.7%,也即存在文化纽带效应。这一结果意味着,回馈来源地假说不能完全解释部长的再分配行为,以个人价值判断为导向选择潜在经济价值更高的项目是部长再分配行为的逻辑基础,也是项目负责制下负责人自有信息渠道对正式渠道进行补充的体现。上述效应是稳健的,并且随着部长所掌握资源的数量增加,以及文化纽带的增强而加剧。由文化纽带配置的专项资金显著促进了地区经济增长,且其效应大于在正式渠道下基于项目质量获批的专项资金,说明部长的价值判断促进了公共资源的优化配置,是正式制度的良好补充。此结果意味着,至少在中国的体制下,官员在公共资源分配中扮演着积极的协调配置作用,而文化纽带是这一作用得以展现的重要渠道。时至今日,公共资源错配和管理不科学等问题时有发生。针对这些问题,在畅通正式信息渠道,完善项目问责制度的同时,也应在正向激励下积极发挥项目负责人、审批人的作用,利用官员能力来提升资源的配置效率。

参考文献

- 曹春方,张婷婷,范子英. 2017. 地区偏袒下的市场整合[J]. 经济研究, 52(12): 91-104.
- Cao C F, Zhang T T, Fan Z Y. 2017. Market integration under regional favoritism [J]. *Economic Research Journal*, 52(12): 91-104.
- 丁从明,周颖,梁甄桥. 2018. 南稻北麦、协作与信任的经验研究[J]. 经济学(季刊), 17(2): 579-608.
- Ding C M, Zhou Y, Liang Z Q. 2018. Crops, cooperation and trust pattern: Empirical evidence from China[J]. *China Economic Quarterly*, 17(2): 579-608.

- 丁从明,董诗涵,杨悦瑶. 2020. 南稻北麦、家庭分工与女性社会地位[J]. 世界经济, 43(7): 3-25.
- Ding C M, Dong S H, Yang Y Y. 2020. Rice theory, housework division and female labour force participation[J]. *The Journal of World Economy*, 43(7): 3-25.
- 范子英,李欣. 2014. 部长的政治关联效应与财政转移支付分配[J]. 经济研究, 49(6): 129-141.
- Fan Z Y, Li X. 2014. Political connection of ministers and the allocation of fiscal transfer[J]. *Economic Research Journal*, 49(6): 129-141.
- 范子英,彭飞,刘冲. 2016. 政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究[J]. 经济研究, 51(1): 114-126.
- Fan Z Y, Peng F, Liu C. 2016. Political connections and economic growth: Evidence from the DMSP/OLS satellite data[J]. *Economic Research Journal*, 51(1): 114-126.
- 高翔,龙小宁. 2016. 省级行政区划造成的文化分割会影响区域经济吗? [J]. 经济学(季刊), 15(2): 647-674.
- Gao X, Long X N. 2016. Does cultural segmentation caused by administrative division harm regional economic development in China? [J]. *China Economic Quarterly*, 15(2): 647-674.
- 龚斌磊,张启正,袁菱苒,等. 2022. 革命老区振兴发展的政策创新与效果评估[J]. 管理世界, 38(8): 26-43.
- Gong B L, Zhang Q Z, Yuan L R, et al. 2022. The policy innovation and effect evaluation of the revitalization and development in old revolutionary base areas[J]. *Journal of Management World*, 38(8): 26-43.
- 李书娟,徐现祥. 2016. 身份认同与经济增长[J]. 经济学(季刊), 15(3): 941-962.
- Li S J, Xu X X. 2016. Identity and growth[J]. *China Economic Quarterly*, 15(3): 941-962.
- 梁若冰. 2021. 自然灾害与文化形成——基于黄泛区的研究[J]. 经济学(季刊), 21(3): 1063-1082.
- Liang R B. 2021. Natural calamity and cultural formation—A study on yellow river flooding region[J]. *China Economic Quarterly*, 21(3): 1063-1082.
- 林建浩,赵子乐. 2017. 均衡发展的隐形壁垒: 方言、制度与技术扩散[J]. 经济研究, 52(9): 182-197.
- Lin J H, Zhao Z L. 2017. Invisible barriers to balanced development: Dialect, institution and technology diffusion [J]. *Economic Research Journal*, 52(9):

- 182-197.
- 刘毓芸,徐现祥,肖泽凯. 2015. 劳动力跨方言流动的倒U型模式[J]. 经济研究, 50(10): 134-146, 162.
- Liu Y Y, Xu X X, Xiao K Z. 2015. The pattern of labor's cross-dialects migration [J]. *Economic Research Journal*, 50(10): 134-146, 162.
- 卢盛峰,陈思霞. 2017. 政府偏袒缓解了企业融资约束吗?——来自中国的准自然实验[J]. 管理世界, (5): 51-65, 187-188.
- Lu S F, Chen S X. 2017. Does governmental favoritism reduce financing constraintsof firms: A quasi-natural experiment from China [J]. *Journal of Management World*, (5): 51-65, 187-188.
- 潘健平,马黎珺,范蕊,等. 2022. 央地交流与政策执行力:来自政策文件大数据的证据[J]. 世界经济, 45(7): 181-204.
- Pan J P, Ma L J, Fan R, et al. 2022. Central-local rotation and policy implementation: Big data evidence from policy documents[J]. *The Journal of World Economy*, 45(7): 181-204.
- 尹振东,汤玉刚. 2016. 专项转移支付与地方财政支出行为——以农村义务教育补助为例[J]. 经济研究, 51(4): 47-59.
- Yin Z D, Tang Y G. 2016. Earmarked grants and local government spending behavior—Evidence from China's rural compulsory education aid program [J]. *Economic Research Journal*, 51(4): 47-59.
- 游汝杰,周振鹤. 1985. 方言与中国文化[J]. 复旦学报(社会科学版), (3): 232-237.
- You R J, Zhou Z H. 1985. Dialects and Chinese culture [J]. *Fudan Journal (Social Sciences Edition)*, (3): 232-237.
- 张航,范子英,杨现领. 2021. 方言、文化认同与住房市场交易[J]. 经济学(季刊), 21(2): 693-712.
- Zhang H, Fan Z Y, Yang X L. 2021. Chinese dialects, cultural identity and housing transaction[J]. *China Economic Quarterly*, 21(2): 693-712.
- 张航. 2022. 文化多样性、合作精神与团队效率[J]. 经济管理, 44(3): 108-122.
- Zhang H. 2022. Cultural diversity, cooperation spirit and team efficiency [J]. *Economic Management Journal*, 44(3): 108-122.
- 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[J]. 经济研究, 54(2): 68-83.
- Zhao Z L, Lin J H. 2019. Marine culture and innovation: An empirical study based on three merchant groups on the southeast coast[J]. *Economic Research Journal*, 54(2):

68-83.

周黎安. 2004. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. *经济研究*, 39(6): 33-40.

Zhou L A. 2004. The incentive and cooperation of government officials in the political tournaments: An interpretation of the prolonged local protectionism and duplicative investments in China[J]. *Economic Research Journal*, 39(6): 33-40.

Akerlof G A, Kranton R E. 2000. Economics and identity[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(3): 715-753.

Alesina A, Giuliano P, Nunn N. 2013. On the origins of gender roles: Women and the plough[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(2): 469-530.

Cohen L, Coval J, Malloy C. 2011. Do powerful politicians cause corporate downsizing? [J]. *Journal of Political Economy*, 119(6): 1015-1060.

Eugster B, Parchet R. 2019. Culture and taxes[J]. *Journal of Political Economy*, 127(1): 296-337.

Franck R, Rainer I. 2012. Does the leader's ethnicity matter? Ethnic favoritism, education, and health in sub-Saharan Africa[J]. *American Political Science Review*, 106(2): 294-325.

Garicano L, Palacios-Huerta I, Prendergast C. 2005. Favoritism under social pressure [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 87(2): 208-216.

Hodler R, Raschky P A. 2014. Regional favoritism [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(2): 995-1033.

Huang Y S. 2002. Managing Chinese bureaucrats: An institutional economics perspective [J]. *Political Studies*, 50(1): 61-79.

Huntington S. 1996. The clash of civilizations and the remaking of world order[M]. New York: Simon & Schuster.

Jones B F, Olken B A. 2005. Do leaders matter? National leadership and growth since world war II[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(3): 835-864.

Kasara K. 2007. Tax me if you can: Ethnic geography, democracy, and the taxation of agriculture in Africa[J]. *American Political Science Review*, 101(1): 159-172.

Knight B. 2008. Legislative representation, bargaining power and the distribution of federal funds: Evidence from the US congress[J]. *The Economic Journal*, 118(532): 1785-1803.

Laband D N, Piette M J. 1994. Favoritism versus search for good papers: Empirical evidence regarding the behavior of journal editors[J]. *Journal of Political Economy*, 102(1): 194-203.

- Melitz J, Toubal F. 2014. Native language, spoken language, translation and trade[J]. *Journal of International Economics*, 93(2): 351-363.
- Prendergast C, Topel R H. 1996. Favoritism in organizations[J]. *Journal of Political Economy*, 104(5): 958-978.
- Tajfel H. 1982. Social psychology of intergroup relations[J]. *Annual Review of Psychology*, 33: 1-39.

Cultural Ties and Fiscal Transfer

Yangmin Zhong¹ Hang Zhang² Yichen Xu³

(1. School of Law, Nantong University;

2. School of Public Economics and Management, Shanghai University of Finance and Economics;

3. School of Accountancy, Yunnan University of Finance and Economics)

Abstract Fiscal Transfer is important for achieving balanced regional development and common prosperity, but the information asymmetry between central and local governments reduces the efficiency of resource allocation. This paper argues that the cultural ties between ministers and the local government will help correct the information asymmetry and improve the efficiency of resource allocation. Based on the natural experiment of ministers' reappointment, we apply a difference-in-differences analysis to estimate the cultural ties effect, and find that a minister makes the per capita earmarked grants of his dialect zone increase 184100 yuan, equals to an increase of 10.7%. This result is robust, and the effect is affected by the amount of resources held by ministers and the strength of cultural ties. The fiscal transfer allocated by cultural ties can significantly boost the local economy, and the stimulus effect is greater than other fiscal transfer. The results of this paper help us understand how traditional culture is embedded in the national governance system and improve governance efficiency, and provide theoretical support for the realization of "Chinese path to modernization".

JEL Classification D72, H77, Z13