

文化多样性与区域经济发展差异

——基于民族和方言视角的考察*

李红 韦永贵

摘要:本文针对中国多民族、多语言以及区域经济发展差异等现实问题,基于六普数据,从民族和语言角度探讨文化多样性对中国区域经济发展的影响。研究发现,高民族多样性和方言多样性显著抑制了区域经济发展,但在不同地区表现出影响强度的异质性,表现为对南方经济发展的抑制作用大于北方,对西部地区的抑制作用大于中、东部地区。在考察内生性问题并进行一系列稳健性测试之后,该结论依然稳健。通过对影响机制的探讨,发现民族多样性和方言多样性对区域经济发展的影响可通过社会信任关系和市场经济制度的中介作用进行传导,二者在文化多样性影响区域经济发展中发挥的中介效应分别占总效应的 20.76%、28.82%和 47.29%、62.05%。

关键词: 民族多样性 方言多样性 区域经济发展差异 社会信任关系 市场经济制度

Cultural Diversity and Regional Economic Development Differences: Evidence from Ethnic and Dialect

LI Hong¹ WEI Yonggui²

(1. Business School, Guangxi University, Nanning, China; 2. Guangxi Centre of Finance and Economy, Guangxi University of Finance and Economics, Nanning, China)

Abstract: Aiming at the realistic problems of China's multi-ethnic, multi-linguistic and regional economic development differences, this paper uses the data of the Sixth Population Census to explore the impact of cultural diversity on China's regional economic development from the perspective of ethnic groups and dialects. We find that the high ethnic diversity and dialect diversity significantly inhibit effects on regional economic development, but in different regions, they show the heterogeneity of influence intensity, which shows that the inhibition on economic development in the south is greater than that in the north, and the inhibition on economic development in the west is greater than that in the middle and East. After examining the endogenous problem and conducting a series of robustness tests, the conclusion is still robust.

*李红, 广西大学商学院, 邮政编码: 530001, 电子邮箱: luke6803@126.com; 韦永贵, 广西财经学院广西(东盟)财经研究中心, 邮政编码: 530003, 电子邮箱: 1059156896@qq.com。本文为国家自然科学基金地区项目(41561026、71763002)、广西自然科学基金项目(2019GXNSFAA245096)的阶段性成果,并得到广西财经学院博士启动基金项目(BS201975)资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

Further discussion of the influential mechanism, we find that the impact of ethnic diversity and dialect diversity on regional economic development can be conducted through the intermediary role of social trust relationship and market economy system. And the intermediary effect of social trust relationship and market economy system in the influence of cultural diversity on local economic development accounted for 20.76%, 28.82% and 47.29% , 62.05% of the total effect respectively.

Key words: Ethnic Diversity; Dialect Diversity; Regional Economic Development Differences; Social Trust Relationship; Market Economy System

一、引言

改革开放以来,中国经济经历了四十多年的高速增长,但与此同时,区域经济发展差异现象也越来越突出,具体表现为东中西部经济差距拉大——东部沿海地区经济增长迅速,中西部地区经济发展水平远远落后,以及近期的南北经济增长差距。尽管国家为了缩小区域经济差距出台了诸如“西部大开发”、“中部崛起”、“振兴东北”以及城市群与经济带等一系列重大战略,但区域经济发展的差距非但没有缩小,反而有扩大趋势。更为严重的是,低增长区域较为严重依赖中央政府的投入,内生动能较弱,经济发展后劲不足。这一现象引发了学界关于中国区域经济发展差异影响因素的探讨。

事实上,关于经济发展差异决定因素的探讨一直以来备受学界的广泛关注。早期的研究将经济差异归因为地理因素、资本积累以及技术进步,后来又逐渐关注政策制度对经济增长的影响。近年来,随着研究的进一步深入,中国经济学界开始探讨影响经济发展的“基础性因素”,如地理、历史、文化等(赵子乐、林建浩,2017;李楠、林友宏,2019)。但作为影响经济发展最深层次的因素——文化,多视角的研究仍有待丰富。中国是多民族国家,具有多种语言和文化,文化多元、族群多样是中国的重要特征,且这种多样性在地理空间分布上极为不均衡。从民族多样性来看,中国中西部地区的民族多样性指数显著高于东部地区(同样,南方地区也高于北方地区),而方言多样性的地理空间分布亦如此(见图1)^①。与此同时,在民族多样性与方言多样性高值区的中西部地区,其经济发展水平却远远落后于多样性程度相对较低的东部地区,民族多样性和方言多样性与经济发展水平呈现出明显的反向关系(见图1和图2)。引起这一现象的原因是什么?其内部的影响机制又是什么?解答这一问题,可为我国区域经济发展差异的原因提供文化视角及更深层次的解释,对于发掘中西部地

^①说明:本文的东部地区包括北京、天津、辽宁、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南11省(市);中部地区包括黑龙江、吉林、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南8省;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆12省(市);南部地区和北部地区的划分则根据学界惯用的秦岭-淮河一线进行区分。

区的经济发展动能，促进区域经济的均衡、协调与高质量发展具有重要意义。

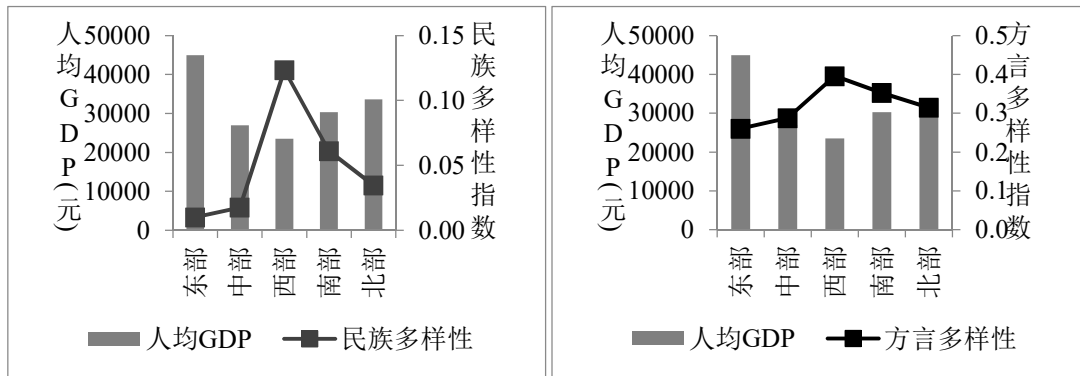


图 1 分地区文化多样性与人均 GDP 关系示意图^①

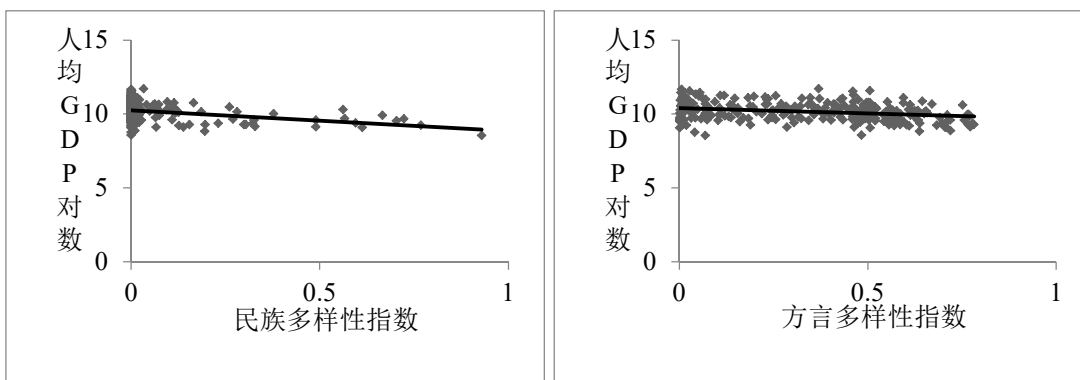


图 2 分市域文化多样性与人均 GDP 对数散点图

为验证民族多样性和方言多样性与区域经济发展之间是否存在反向关系，本文以中国地级行政单位为研究样本，构建计量模型实证分析民族多样性和方言多样性对区域经济发展的影响，并深入探讨民族多样性和方言多样性作用于区域经济发展的机制路径。主要发现为：

(1) 高民族多样性和方言多样性对区域经济发展具有显著抑制作用，但这一抑制效应随着经济社会的发展和民族融合的不断推进而逐渐减弱；(2) 民族多样性和方言多样性对经济发展的影响具有区域差异性，表现为对南方地区经济发展的抑制作用大于北方地区，对西部地区的抑制作用大于东、中部地区。(3) 民族多样性和方言多样性对区域经济发展的抑制作用主要通过社会信任关系渠道和市场经济制度渠道进行响应。

本文可能的边际贡献主要有如下几点。第一，从民族多样性和方言多样性双重视角探究了文化多样性对我国区域经济发展的作用，为我国区域经济发展差异的原因提供了文化视角的解释。第二，在实证过程中从自然条件、历史事件和史料等方面对遗漏变量问题进行了相关处理，进一步丰富了基于自然地理条件、历史事件、文化制度等基础性要素对经济发展长期影响的研究框架。第三，从社会信任关系、市场经济制度等层面揭示了民族多样性和方言

^①图中的东、中、西部与南、北部为平行分组。由于本文的研究时间点为 2010 年，因此图 1 和图 2 中的人均 GDP 和民族多样性数据为 2010 年数据；受数据可获得性的限制，方言多样性数据为 1985 年数据，由于方言的变迁随时间的变化很小，因此不影响到本文的研究结论。

多样性影响区域经济发展的机制路径，为制定有效政策以推动区域经济均衡、协调和高质量发展提供了一定的参考思路。

二、文献回顾

自 Easterly & Levine (1997) 开创族群多样性对经济发展影响的研究领域以来，国际上关于文化多样性与经济的研究文献不断涌现。至今，相关理论观点可简要概括为两类：

第一类观点认为文化多样性对经济发展有“离散效应”，即文化多样性显著抑制经济发展 (Montalvo & Reynal-Querol, 2005)。关于其中的关联机制，多数学者认为，以族群、语言、宗教等为表征的文化多样性对经济发展的阻碍作用主要基于文化多样性存在的潜在成本——族际沟通、交易成本、利益冲突、宗教偏见、歧视、保护主义等，这些通常会影响到政府行为 (Gören, 2014)、资源配置 (Alesina et al, 1999)、市场制度、腐败 (Mauro, 1995)、社会稳定性 (Collier, 2001)，从而对经济增长产生负面影响。同时，文化多样性存在的沟通成本，导致文化距离的产生，对经济交流、投资经贸等交易活动产生阻碍作用 (Guo, 2007)。从更为具体的族群多样性或民族语言分化来看，两者对经济增长的负面影响主要体现在两个方面：其一，认为族群多样性和语言多样性造成的人际低信任度和沟通障碍而引致经济决策的非最优选择。例如，Alesina & Ferrara (2003) 指出，族群多样性的存在和语言的分化会导致社会总体信任度下降并增加交易的交流成本，从而阻碍经济的发展。Knack & Keefer (1997) 采用跨国数据进行实证研究，发现族群多样性和语言多样性与创新激励、人力资本积累以及政府机构绩效存在显著的反向关系。另外，Grafton et al (2007) 提出的“社会分歧”理论假说也指出，由族群多样性和语言分化引起的沟通障碍阻碍了思想和知识的“交叉施肥” (cross-fertilization)，对经济发展产生负面影响，甚至会引致恶性累积循环。事实上，Grafton 的“社会分歧”假说并不是对社会多样性的否定，而是认为多样性的存在导致更高的沟通成本，从而抑制了知识的产生和传播，进而阻碍生产力的提高。其二，认为族群多样性和语言分化导致对再分配政策的偏好冲突。如，Easterly & Levine (1997) 在关于族群多样性与经济增长的研究中指出，族群多样性容易导致公共政策选择的分散，从而不利于经济增长。Alesina et al (2005) 的研究也表明，族群和语言的分化对人均收入增长产生极强的负效应，同时，族群多样性的存在容易导致教育、就业等公共产品跨区域供给的次优政策选择。

第二类观点则认为多民族文化的异质性在空间上的集聚会对区域经济发展产生很强的正外部性效应。具体表现为地理空间上的多样性族群文化集聚会使区域内部产生群体的多元能力、多元经历、多元文化、多元思维方式以及供需偏好等 (Ottaviano & Peri, 2006)。这些异质性族群文化资源在区域空间上的交融和碰撞形成了知识的创造和转移，从而对区域经济发展产生极强的经济绩效。例如，Ottaviano & Peri (2006) 的研究表明，语言多样性对美国的劳动工资和就业密度有积极影响。他们认为语言多样性是文化多样性的替代指标，而来自不同文化背景的不同技能劳动者有助于提高美国的社会生产力。这一结论事实上与

Grafton et al (2007) 提出的“社会分歧”假说并不矛盾, 因为跨社会群体的沟通障碍虽然会对经济发展产生负面影响, 但如果可以克服社交沟通障碍, 比如两个族群的口语都是一种可以相互理解的语言, 那么交换互补知识所带来的收益就会超过沟通成本, 从而有助于经济增长 (Sparber, 2010)。其以美国为案例的研究发现, 即使存在族群多样性, 但当族群交融产生的新知识和新技能大于沟通成本时, 族群多样性对美国的经济增长有促进作用。

与国外同类研究相比, 国内关于族群或语言多样性对区域经济发展的影响及其发生机制的研究起步较晚, 但近几年来相关研究成果开始零星出现。如郑长德和单德鹏 (2011) 从民族多样性的识别标准和测度方法、民族多样性影响经济增长的渠道和机制等方面对国际研究文献进行了较为系统的梳理。另外, 一些学者也从方言多样性角度研究了方言对中国劳动力流动 (刘毓芸等, 2015)、经济增长 (徐现祥等, 2015; 戴亦一等, 2016)、企业创新 (潘越等, 2017)、技术扩散 (林建浩、赵子乐, 2017) 等的影响。大多研究认为方言多样性增加了沟通成本, 限制了经济增长、劳动力跨方言区流动以及技术的空间扩散。但潘越等 (2017) 的研究却指出方言多样性有利于民营高科技企业的创新产出, 当公司越是处于方言多样性大、人口流入多、包容性强及知识产权保护水平高的城市时, 方言多样性对企业创新的正向影响越显著。

综上所述可见, 当前国内外关于族群或方言多样性对经济发展影响的研究, 由于研究区域、对象、样本以及研究方法等不同, 得出了不同甚至是截然相反的结论。同时, 在实证研究中, 对于文化多样性与经济发展之间存在的内生性问题没有得到很好地解决。另外, 从国内的研究来看, 已有研究大多从方言的单一视角去研究文化多样性对经济发展的影响, 极少综合民族多样性与方言多样性等去进行探讨。中国作为同时具备民族多样性和方言多样性特征的经济行为体, 理应是研究文化多样性影响经济增长的天然“实验场”和理想案例。故此, 本文以 274 个中国地级行政单位^①为样本, 研究民族多样性和方言多样性对区域经济发展的影响及其作用机制, 以期从文化角度解释中国区域经济发展差异的原因和影响机制提供实证依据。

三、理论机制

(一) 文化多样性影响区域经济发展的社会信任关系渠道

一个国家或民族在长期的历史发展过程中往往会形成自身独特的内部文化和民族认同感。因此, 不同民族之间可能会因为民族文化和语言上的差异而增加彼此之间的沟通交流难度, 并在一定程度上形成观念意识上的距离感和信任距离。正如 Alesina & Ferrara (2003) 的研究所示, 族群和语言分化会导致社会总体信任度下降并增加交易的交流成本, 从而阻碍

^①说明: 由于缺乏西藏自治区相关数据, 因此本研究的 274 个地级行政单位不包括西藏自治区地级市的数据。而香港、澳门、台湾则由于政治、经济的特殊性也被排除出研究样本。

经济的发展。Grafton et al (2007) 也指出族群多样性和语言分化所形成的交流成本和信任距离会阻碍知识的跨族际溢出,不利于经济发展。但民族融合的强化和普适性语言的推广会弱化族群和语言分化所造成的不利影响,甚至会因为异质性文化在空间上的交融、碰撞与互补形成知识的创造与转移,并对经济发展产生正外部性效应 (Sparber, 2010)。在以中国为案例的研究中,阮建青和王凌 (2017)指出,语言分化所导致的距离造成了市场制度的差异,其作用途径为语言差异形成了由信任距离所反映的文化观念差异,从而增加市场制度的差异。张博和范辰辰 (2018) 在研究文化多样性对民间金融发展的作用机制时发现,方言多样性所造成的地域文化和身份认同差异导致了信任距离的产生,对民间借贷交易的契约订立与执行产生不利影响。王振宇和顾昕 (2018) 也认为族群多样性会产生语言沟通成本和信任距离,不利于私有部门投资,从而降低地方经济增长。由此可见,社会信任关系在民族多样性和方言多样性影响区域经济发展中发挥着重要作用,有可能是文化多样性影响区域经济发展的重要机制。

(二) 文化多样性影响区域经济发展的市场经济制度渠道

经济制度的变革被认为是推动中国经济发展的最重要因素 (樊纲等, 2011)。经济制度的变革包括市场化程度、农村土地制度、产权制度等多个方面 (李楠、林友宏, 2019)。文化作为影响经济增长的基础性因素,对个体和企业的价值观念、经济行为及市场策略都具有重要影响。因此,民族多样性和方言多样性所形成的文化差异极有可能导致经济制度变迁进程中的差异。正如李楠和林友宏 (2019) 指出的,历史上商业文化较发达的地区,当地民众往往具有更强的市场观念,因而这些地区的市场化进程较其他地区更快。丁从明等 (2018) 也指出,由文化分化所导致的无形市场壁垒阻碍了要素可充分自由流动的区域一体化市场的发展,并显著降低了地区经济发展水平。事实上,从王小鲁等 (2018) 测算的 2003-2017 年各省份的市场化指数就可以窥见一二,商业氛围浓厚的东部地区的市场化程度整体上高于中、西部地区,而巧合的是,东部地区的民族多样性和方言多样性则低于中、西部地区。这一现象似乎反映了民族多样性和方言多样性对区域经济发展差异的影响有可能通过市场经济制度进行响应。因此,市场经济制度有可能是文化多样性影响区域经济发展的重要中介渠道。

四、模型、变量与数据

(一) 计量模型构建

参考 Ratna et al (2009) 的研究,本文把文化多样性变量纳入经济增长影响因素的横截面数据模型,同时在模型中纳入现有文献所识别出的其他影响因素,以满足模型估计的无偏性要求。基准回归模型设定如下:

$$\ln PGDP_{it} = \alpha + \beta_1 Div_i + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别表示观测点即地级市和时间;因变量 $\ln PGDP_{it}$ 表示 i 市的人均 GDP 的自然对数; Div 为文化多样性变量集合,包含民族多样性变量和方言多样性变量,其刻画的是

民族多样性和方言多样性对于区域经济发展的影响，是本文的核心解释变量； $Controls_{it}$ 是控制变量集合，包括受教育程度、城市化率、劳动年龄比例、人口密度、资本投资率、对外贸易依存度、技术进步、是否是沿海城市、是否是省会城市，以及年均气温、年均降水量、坡度、地形、纬度、适农热量、是否位于可通航河流沿岸等自然地理条件变量； μ_i 为城市固定效应（*City Dummy*）； ε_{it} 为随机干扰项。

（二）变量说明与数据来源

1. 被解释变量。依据研究经济发展的主流文献做法，本文采用地级市人均 GDP 的自然对数（ $Lnpgdp$ ）作为被解释变量来反映当地的经济发展水平。由于本文的民族多样性变量是第六次人口普查（2010 年）的数据，因此此处的人均 GDP 数据为 2010 年的数据，来源于《中国城市统计年鉴·2011》。为剔除由于价格变动导致的名义 GDP 变动，本文根据 GDP 平减指数将人均 GDP 调整为以 1982 年价格衡量的实际人均 GDP。

2. 核心解释变量。以民族多样性和方言多样性度量的文化多样性是本文的关键解释变量。民族多样性和方言多样性的测度方法如下：

民族多样性测度。现有文献对民族多样性测度的常用方法有两种，即民族分化指标和民族极化指标。其中，民族分化指标最常用的测度方法是赫芬达尔指数，即计算两个随机抽取样本隶属于不同民族的概率，其取值在 0-1 之间；当取值为 1 时，表明每个个体都属于不同的民族；当取值为 0 时，说明所有的个体都属于同一民族（Ratna et al, 2009）。具体计算公式为：

$$Frac = 1 - \sum_{i=1}^N \pi_i^2 \quad (2)$$

式中， $Frac$ 代表民族分化程度； π_i 是指*i*类民族所占的人口比例， N 为民族种类数。目前，该指标已经被广泛运用于民族多样性的测算（Easterly & Levine, 1997；Alesina, 2003）。

极化指标是测算民族多样性的另一种方法，该方法由 Esteban & Ray（1994）提出，主要思想是根据特定的标准，将散落个体组合成一个集群，这时同一集群内部的个体之间的属性是相同的，而不同集群之间的个体则拥有不同的属性，在这种情况下集群是极化的（郑长德、单德鹏，2011）。目前，学术界根据这一思想发展演化出多种民族多样性测度方法，其中应用最广泛的是由 Montalvo & Reynal-Querol（2005）所构建的极化指数，计算公式为：

$$RQ = 1 - \sum_{i=1}^N \left(\frac{0.5 - \pi_i}{0.5} \right)^2 \pi_i \quad (3)$$

式中， RQ 表示民族极化指数， π_i 为第*i*类民族的人口比重。与分化指数相比，极化指数能够解决数据的均匀性问题，且能够更好地捕捉了民族之间潜在的沟通障碍和冲突（Montalvo & Reynal-Querol, 2005）。

虽然分化指数和极化指数都是测度民族多样性的有效方法，且在理论上互为补充，但二者存在不同的内涵，其中分化指数阐述的是某经济体内多个民族的影响，而极化指数阐述的则是民族间的差异化程度的影响（韦永贵、李红，2019）。本文以地级行政单位为研究样本，考察各地级行政单位民族多样性的存在对区域经济发展的影响。数据来源于第六次全国人口普查资料（2010 年），该资料提供了详细的市级民族人口统计。

方言多样性测度。本文方言多样性的原始数据来源于《汉语方言大辞典》。大词典报告了中国各县市汉语方言系属简表，罗列了中国县或县级以上城市所使用的汉语方言系属，共 2113 个观测单元，徐现祥等（2015）对该数据进行了相关整理。本文借鉴徐现祥等（2015）的做法，以地级以上城市为分析单元，构建城市内部的方言多样性指数。本文将基本的方言多样性指数定义为城市中所使用的汉语次方言数量，用 $Lang$ 表示。如北京市辖区和辖县所使用的汉语次方言共有京师片、保唐片以及承怀片共 3 个，那么北京市的方言多样性指数为 3。 $Lang$ 只关注城市中所使用的次方言的种类，对数据的要求不高，且相对稳定。但是，仅使用次方言种类来度量方言多样性可能存在口径过宽从而导致高估城市方言多样性的问题。同时，以地方汉语方言数量度量方言多样性，实际上假定了城市中的每个汉语次方言都是等权重的，并不考虑方言使用人群的差异，从而有可能会导致估计结果出现误差。对此，本文以城市中次方言使用人数作为权重，重构方言多样性指数，记为 $Lang_w$ ，具体计算公式为：

$$Lang_w = 1 - \sum_{j=1}^N S_{ji}^2 \quad (4)$$

式中， S_{ji} 表示在城市 i 使用方言 j 的人口比重， N 等同于 $Lang$ 。 $Lang_w$ 的取值在 0 到 1 之间，值越大说明方言多样性程度越高。

3. 控制变量。本文借鉴已有相关研究，控制了人力资本（受教育程度）、城市化率、人口密度、劳动年龄比例、资本投资率、对外贸易依存度、技术创新能力、是否沿海城市、是否省会城市、年均气温、年均降水量、坡度、地形、纬度、适农热量、是否位于可通航河流沿岸等一系列回归变量。大量研究表明，人力资本水平的差异是造成区域经济发展差异的重要因素（Higgins et al, 2006）。而城市化率和人口密度是人力资本外部性的重要来源，同样会影响到区域经济增长。因此，本文在研究中把城市化率和人口密度作为控制变量。年龄结构也是影响人均收入的重要因素（Ratna et al, 2009），对此，本文对劳动年龄比例进行了控制，并将其定义为年龄结构中 20 岁到 64 岁组别的人口所占的比重。上述变量数据来源于第六次全国人口普查资料（2010 年）。另外，资本投资、技术进步、对外开放等作为影响经济增长的决定（或重要）因素，在中国区域经济发展差距形成的过程中具有重要作用，故此，本文对资本投资率、技术进步及对外开放水平进行了控制，其中资本投资率用资本形成总额占 GDP 的比重进行衡量，数据来源于 2011 年《中国城市统计年鉴》；技术进步用城市和产业创新指数进行测度^①；对外开放水平用进出口总额占 GDP 的比重所反映的外贸依存度进行代理^②。同时，中国东部沿海地区在改革开放初期获得了诸多政策倾斜，而这些政策红利对地方经济的发展会产生直接影响（阮建青、王凌，2017），省会城市也存在类似的情况，故

①数据来源于寇宗来、刘学悦发布的《中国城市和产业创新力报告（2017）》，该报告详细计算并分析了中国 2001-2016 年 338 个城市的城市创新指数、城市创业指数以及分产业创新力指数。对于本文所使用的城市创新指数，该报告的测度方法为使用中国国家知识产权局的发明授权专利，通过专利更新模型估计其价值，在此基础上将每个专利的价值加总到城市层面。该指数能够较为全面的反映一个城市的技术进步和技术创新能力。本研究使用的数据为 2010 年数据。

②原始数据来源于 2011 年各省份的统计年鉴。

而需要进行控制。我们采用 0-1 虚拟变量表示所研究样本是否属于东部沿海城市或省会城市，若该样本为东部沿海地区城市或省会城市则取值为 1，否则为 0。

除此之外，民族多样性和方言多样性的分布格局有可能受到地形地貌、气温、降雨量等自然地理条件的影响，而自然地理条件又会通过其他渠道影响到区域经济发展。例如，赵子乐、林建浩（2017）指出，地形地貌对中国汉语方言格局、古代移民和现代交通产生了重大影响，而水运作为古代移民的重要交通方式，也会在一定程度上对现代经济产生作用。阮建青、王凌（2017）认为适宜的地形、坡度、气温、热量和降水等自然条件造就了中国古代南部和东部地区高度发达的农业，并吸引了大量的中原人口迁入进行生产活动，是古代经济重心南移的重要推动力之一。因此，我们有必要对地形、坡度、气温、热量、降水量、是否位于适航河流沿岸以及纬度^①等自然地理条件加以控制以尽可能地消除这些因素的干扰。

以上各变量的描述性统计见表 1。由表 1 可知，民族多样性两个衡量指标（*RQ* 和 *Frac*）的最小值分别为 0.0001 和 0.0006，两者差别不大，最大值分别为 0.8306 和 0.9295，后者稍微大于前者，但最大值与最小值之间差距较大，反映了中国民族多样性空间分布不均的现实。方言多样性变量与民族多样性变量的情况类似，最大值与最小值之间差距很大，说明了中国的方言多样性在空间分布上同样是不均衡的。另外，人均 GDP 自然对数的最小值与最大值之间差距也较大，这一结果从侧面反映了中国区域经济发展差异的现实情况。

表 1 变量描述性统计

变量名	样本量	平均值	标准误	最小值	最大值
人均 GDP 自然对数 (<i>LnPGDP</i>)	274	10.17	0.62	8.55	11.71
民族多样性指数 (<i>RQ</i>)	274	0.03	0.07	0.0001	0.83
民族多样性指数 (<i>Frac</i>)	274	0.05	0.14	0.0006	0.93
方言多样性指数 (<i>Lang</i>)	274	1.75	0.81	1	5
方言多样性指数 (<i>Lang_w</i>)	274	0.31	0.24	0.0008	0.78
受教育程度 (<i>edu</i>)	274	0.03	0.03	0.0036	0.19
城市化率 (<i>urban</i>)	274	0.49	0.17	0.13	1
劳动年龄比例 (<i>labor</i>)	274	0.74	0.04	0.61	0.89
人口密度 (<i>population</i>)	274	457.10	530.13	2.70	5200
投资率 (<i>invest</i>)	274	0.72	0.25	0.16	1.74
对外贸易依存度 (<i>trade</i>)	274	0.34	0.49	0.05	6.90
技术进步 (<i>tech</i>)	274	4.71	20.08	0.01	239.95
是否是沿海城市 (<i>sea_city</i>)	274	0.14	0.35	0	1
是否是省会城市 (<i>pro_city</i>)	274	0.11	0.31	0	1

①地形数据来源于封志明等（2007）的测算；坡度数据来自中国科学院地理空间数据云的 90 米分辨率数字高程数据；气温和降水量数据来自 2011 年相关省份《统计年鉴》；热量数据来源于 Galor & Ozak（2016）开发的宜农热量适宜性指数；是否位于适航河流沿岸变量为虚拟变量，若城市位于适宜航行的河流沿岸，则取值为 1，否则为 0；对纬度变量进行控制的原因在于古代汉族人口迁移的主要方向是自北向南，数据来自国家测绘地理信息局（<http://www.sbsm.gov.cn/>）。

年均气温 (<i>tem</i>)	274	15.94	27.29	1	58.30
年均降雨量 (<i>rain</i>)	274	955.74	492.48	8	2445.10
坡度 (<i>slope</i>)	274	5.57	4.57	0	18.23
地形 (<i>terrain</i>)	274	0.68	0.76	0	3.26
纬度 (<i>wd</i>)	274	32.84	6.71	18.14	50.14
热量 (<i>heat</i>)	274	3.01	0.72	0.55	4.84
是否位于适航河流沿岸 (<i>river_city</i>)	274	0.13	0.34	0	1

五、实证结果分析

(一) 文化多样性影响区域经济发展的基准检验

表 2 报告了模型 (1) 的估计结果。第 (1)、(3)、(5) 列为未加入控制变量情况下民族多样性和方言多样性与区域经济发展的回归结果。从第 (5) 列的估计结果来看, 民族多样性和方言多样性均在 1% 的水平上显著为负。在加入控制变量后, 民族多样性和方言多样性与区域经济发展的回归结果依然显著为负。同时, 对比 (2)、(4)、(6) 列还可以发现, 无论是在民族多样性的基础上引入方言多样性还是在方言多样性的基础上引入民族多样性, 民族多样性和方言多样性的标准化系数均只有轻微的下降, R^2 也都只有轻微的上升。说明高民族多样性和方言多样性在一定程度上抑制了中国区域经济的发展, 这也从侧面反映了民族多样性和方言多样性的空间分布格局在一定程度上造成了中国区域经济发展的差异。

表 2 文化多样性与区域经济发展基准回归

	<i>LnPGDP(2010)</i> -OLS 估计					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>RQ</i>	-1.699*** (-3.45)	-0.435* (-1.80)			-1.359*** (-2.82)	-0.338* (-1.94)
<i>Lang</i>			-0.731*** (-4.92)	-0.150* (-1.92)	-0.665*** (-4.47)	-0.135* (-1.71)
<i>edu</i>		8.217*** (5.43)		8.178*** (5.43)		8.243*** (5.47)
<i>urban</i>		1.316*** (5.85)		1.320*** (5.90)		1.302*** (5.81)
<i>population</i>		0.000 (0.29)		0.000 (0.18)		0.000 (0.13)
<i>labor</i>		3.339*** (4.81)		3.242*** (4.68)		3.238*** (4.67)
<i>invest</i>		0.429*** (5.22)		0.431*** (5.27)		0.430*** (5.26)
<i>trade</i>		1.830*** (7.75)		1.816*** (7.81)		1.855*** (7.87)
<i>tech</i>		0.004*** (3.16)		0.004*** (3.05)		0.004*** (3.03)

<i>sea_city</i>		0.137** (2.53)		0.130** (2.42)		0.134** (2.47)
<i>pro_city</i>		-0.085 (-0.88)		-0.091 (-0.95)		-0.086 (-0.90)
<i>tem</i>		-0.001 (-1.19)		-0.001 (-1.06)		-0.001 (-1.11)
<i>rain</i>		0.000 (1.42)		0.000 (1.37)		0.000 (1.13)
<i>slope</i>		-0.005 (-0.77)		-0.004 (-0.54)		-0.004 (-0.65)
<i>terrain</i>		-0.178*** (-4.07)		-0.168*** (-3.83)		-0.169*** (-3.85)
<i>wd</i>		-0.013** (-2.42)		-0.012** (-2.42)		-0.013** (-2.43)
<i>heat</i>		0.043** (2.05)		0.033* (1.83)		0.038* (1.81)
<i>river_city</i>		0.324* (1.84)		0.364* (1.95)		0.311* (1.79)
<i>City Dummy</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	274	274	274	274	274	274
R ²	0.0383	0.8073	0.0783	0.8089	0.1012	0.8089

注：括号内数值为 t 值，*、**与***分别表示 10%、5%与 1%的显著性水平。

（二）文化多样性影响区域经济发展的时变性检验

文化多样性对区域经济发展有重要影响，而区域内的文化多样性是长期存在的，这是否意味着文化多样性会长期抑制区域经济发展呢？Ratna et al (2009) 研究发现，随着城市化的发展、人口流动规模的扩大和频率的提高，民族多样性和方言多样性对区域经济发展的抑制效应会逐渐减弱。赵子乐、林建浩 (2017) 指出，方言多样性对区域经济发展的负向影响有可能因为以下原因而被削弱：一是普通话的推广；二是大规模的人口跨区域流动；三是经济社会的现代化转型。为研究民族多样性和方言多样性对区域经济发展的影响是否会随着时间的推移而衰减，本文进行了民族多样性和方言多样性影响经济发展的时变性检验。在检验过程中，考虑到经济周期、财政货币政策等短期因素可能会对检验结果产生干扰从而无法真实反映出民族多样性和方言多样性的作用，我们对时间跨度尽可能地拉长，具体是使用五普（2000 年）和六普（2010 年）的数据进行对比研究。

表 3 文化多样性影响区域经济发展的时变性检验

	<i>LnPGDP</i> (2000)-OLS 估计	<i>LnPGDP</i> (2010)-OLS 估计
	(1)	(2)
<i>RQ</i>	-0.435* (-1.81)	-0.338* (1.94)
<i>Lang</i>	-0.150* (-1.92)	-0.135* (-1.71)

原控制变量	控制	控制
<i>City Dummy</i>	控制	控制
样本量	274	274
R ²	0.8073	0.8089

注：原控制变量包括受教育程度、城市化率、人口密度、劳动年龄比例、投资率、对外贸易依存度、技术进步、是否沿海、是否省会城市、年均气温、年均降水量、坡度、地形、纬度、适农热量、是否位于通航河流沿岸等变量，表4、表6同；括号内数值为t值，*、**与***分别表示10%、5%与1%的显著性水平。

表3呈现了民族多样性与方言多样性影响区域经济发展的时变性检验结果。比较列(1)和列(2)可知，与五普数据相比，六普数据的回归结果中民族多样性的标准化系数有明显下降，下降幅度接近1/3，而方言多样性的标准化系数也有轻微下降。这意味着在普通话推广、人口跨区域流动、经济社会发展以及民族融合加强等因素的推动下，跨民族或跨方言群体之间的沟通得到了加强，信任不断强化，隔阂逐渐削弱，群体之间的知识溢出和传播更加顺畅，从而减弱了民族多样性和方言多样性对区域经济发展的抑制作用。但是，民族多样性和方言多样性的标准化系数依然显著为负，反映了民族多样性和方言多样性对区域经济发展的负向影响具有长期性和持续性。

(三) 文化多样性影响区域经济发展的异质性检验

中国幅员辽阔，民族多样性和方言多样性在中国的空间分布并非均质，从前文的图1可以看出，就南北区域分布而言，民族多样性和方言多样性在南方地区明显高于北方地区；就东、中、西部三大区域板块而言，民族多样性和方言多样性程度呈现出明显的自东向西依次梯度递增的分布格局。而以人均GDP所反映的经济发展水平却呈现出与民族多样性和方言多样性相反的分布格局。对此，我们利用中国南北方及东中西部文化多样性差异特征，进一步检验是否存在民族多样性和方言多样性水平越高，区域经济发展水平越低的逻辑，并且检验民族多样性和方言多样性对地方经济发展影响的异质性。具体而言，我们将样本城市依据秦岭-淮河一线分为南方和北方两类，依据东、中、西部三大区域板块将样本城市分为东部城市、中部城市和西部城市三类，共五种情况进行研究。

从表4显示的回归结果来看，在北方地区，民族多样性和方言多样性虽然对经济发展的影响为负，但不显著；在南方地区，民族多样性和方言多样性对经济发展的影响显著为负，且与北方地区相比，负向影响系数更大。另外，民族多样性和方言多样性对东、中、西部经济发展的影响具有显著差异性，其中民族多样性对经济发展的负向影响在东部地区和西部地区显著为负，且在影响系数上东部地区大于西部地区，但民族多样性对中部地区经济发展的负效应并不显著；方言多样性对西部地区经济发展的负效应显著为负，且影响系数大于东、中部地区，东部地区和中部地区的影响系数虽然为负，但不显著。该结果说明了民族多样性和方言多样性对中国经济发展的影响具有显著的区域异质性，是造成中国区域经济发展差异的重要因素。

表4 文化多样性影响经济发展的异质性检验

	LnPGDP(2010)-OLS 估计				
	北方	南方	东部	中部	西部

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>RQ</i>	-0.007 (-0.01)	-0.178* (-1.87)	-5.339*** (-2.97)	-0.035 (-0.03)	-0.051*** (-4.25)
<i>Lang</i>	-0.080 (-0.59)	-0.161* (-1.74)	-0.176 (-1.52)	-0.062 (-0.40)	-0.235* (-1.92)
原控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
<i>City Dummy</i>	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	129	145	91	95	88
R^2	0.7716	0.8864	0.8309	0.6980	0.8889

注：括号内数值为 t 值，*、**与***分别表示 10%、5%与 1%的显著性水平。

六、稳健性检验

(一) 遗漏变量问题

基准回归模型的估计结果虽然得出了民族多样性和方言多样性不利于区域经济发展的结论，但事实上文化多样性与区域经济发展之间可能存在由于遗漏变量产生的内生性问题。在本文中，民族和方言并非是一个完全随机的外生变量，因为除了来自民族和方言自身的发展规律外，民族和方言的分布还受到历史上中央王朝统治强度、战争、移民等因素的影响。无论是民族多样性还是方言多样性，其现今的空间分布格局并不是一直以来就固定，而是经过漫长的历史演化才形成，且这一过程是高度内生的。例如，历史上中原王朝对民族地区统治力的强弱会影响到该地区的族际同化和民族融合进程，进而影响到该地区的民族多样性。李楠、林友宏（2016）的研究表明，清代在西南边疆地区实施的“改土归流”政策对民族地区的汉化和当地的经济的发展具有长期影响，且这一影响一直延续到现在。因此，倘若忽视了这一历史因素，可能会对基准回归结果的准确性产生影响。方言多样性也存在类似的问题。尽管方言多样性由于以下两个特征使其在本文实证期限内与区域经济发展水平不存在必然的相关关系，从而使实证分析不存在严重的逆因果问题：其一，来自地方文化和方言的研究成果表明，中国当前的方言分布是在宋代形成的，之后的方言分布格局变动很小；其二，本文使用的方言调查数据是 20 世纪 70 年代和 80 年代完成的，相对于 2010 年的经济发展水平具有较强的外生性（高翔、龙小宁，2016）。但不存在严重的逆因果问题并不意味着方言多样性对被解释变量的估计就一定是一致的，除前文提到的地理、自然因素外，历史上中原王朝的统治力量及其民族政策所引致的民族地区“汉化”问题同样会影响到地区方言多样性和经济发展。这一点在中国南方的“近江方言”与“远江方言”的区分中体现十分明显，在湖南、广西等地的内部方言格局也表现十分明显。在《中国语言地图集》中，有的方言虽然被划分为汉语方言，但其实却含有较多的少数民族方言成分，属于“汉化”程度较低的方言，例如平话，而有的方言，例如吴语，则属于高度“汉化”的方言。因此，一个地方的方言多样性与当地的“汉化”程度有较强关联性，而“汉化”程度又在一定程度上与中原王朝的统

治力量有关。另外，一个地区在地理位置上是处于“中心”还是“边陲”，会直接影响到中原王朝能否实现有效统治，以及该地区少数民族与汉族融合的程度。因此，在实证过程中必须对这一因素加以考虑。除此之外，历史上由于战乱导致的移民也是影响民族和方言多样性格局的一个重要因素。在中国历史上的十次大规模人口迁移中，大多数都是由于战乱引起的被迫移民，且迁移路线大部分为自北方向南方或西南地区迁移。综上分析，我们将从如下几个方面对遗漏变量的影响进行考察。

表 5 历史上十次大型人口迁移事件

事件	发生时间	迁出地	迁入地
永嘉之乱	西晋末年	中原	今江南、湖南、湖北
安史之乱	唐朝天宝年间	河南、河北、陕西	今湖北荆州至湖南常德一带；东入江淮、太湖流域；西入四川
靖康之耻	北宋宋钦宗靖康年间	中原	今东南各省，福建、广东、苏南浙江一带
洪洞大槐树移民	明初	山西南部	河南、河北、山东、安徽、江苏等中原地区
湖广填四川	明末清初	两湖、两广、江西、福建等南方省份	四川
下南洋	明末清初至清末	福建、广东	东南亚地区
走西口	明末清初	山西、陕西	今内蒙古中西部
闯关东	清代、民国时期	山东、河北、河南、山西、陕西	今东北三省
西北大移民	抗日战争时期	河南、安徽、江苏	甘肃、青海、宁夏、新疆等地
三线建设	1964 年至 1980 年	—	甘肃乌鞘岭以东、京广铁路以西、山西雁门关以南、广东韶关以北的广大山区腹地

资料来源：笔者根据相关文献整理而得。

1. 中原王朝统治力的影响

前文分析指出，中原王朝统治力量的强弱会直接影响到民族地区汉族与少数民族融合的程度，从而影响到地方民族多样性和方言多样性格局，并进而影响到地方经济的发展。从历史时间维度看，自秦汉以来，中原王朝统治者为加强对外边地区尤其是边疆少数民族地区的管治进行了诸多政策探索，并先后实施了郡县制、羁縻、土司制度以及“改土归流”等管治政策。其中，明清两代实行的“改土归流”政策把少数民族土司管理的方式变成了汉族式的官员管理方式，这一管理政策在一定程度上消除了土司制度的落后性，同时加强了中央对西南少数民族聚居地区的治理，对于少数民族地区的“汉化”和地方经济发展起到了巨大的推动作用。首先，“改土归流”结束了土司的强权统治，使土民获得了更多的人身自由（李楠、林友宏，2016）；其次，“改土归流”在削减民族隔阂、加快人口流动和族际通婚等方面推动了中华多民族的交往交流交融，强化了西南少数民族对中华文化的认同，促进了“大一统”国家的发展（廖钰等，2019）；再次，“改土归流”推动了大规模的汉族向西南地区迁移，并促进了改流地区人口的快速增长；最后，“改土归流”辅以“文化治边”，推动了儒家文化向西南民族地区的传播。表现为科举人才不断涌现，人力资本显著提高（马亚辉等，2017）。另外，“改土归流”地区通过提供公共物品，如兴修水利、提供教育等，极大地促进了改流

地区经济的发展（李楠、林友宏，2016）。因此，明清时期推行的“改土归流”不但强化了中央王朝对西南民族地区管治，还对当地的民族和方言多样性以及社会经济发展产生了深远影响。因此，在实证过程中必须将这一因素加以考虑。而据对史料的考证，加上实施“改土归流”地区以及新疆、西藏等边疆地区，清雍正年间共设有 269 个府县。为检验中原王朝的影响，本文借鉴李楠和林友宏（2016）、Chen et al（2016）的研究，将清朝的 269 个府^①与本文研究的样本城市进行匹配，并设置虚拟变量，若该城市在清朝设有府，则取值为 1，否则为 0，再将这一变量加入到基准模型中进行回归，经过匹配，共得到 246 个样本量。同时，考虑到一个地区在地理位置上是处于“中心”还是“边陲”，会直接影响到中原王朝能否实现有效统治，以及该区域汉族与少数民族融合的程度。对此，我们用府治到中原王朝（清朝）统治核心区——京城（北京）的直线距离来衡量这些地区被统治及汉族与少数民族融合的强大。地理距离由经纬度距离计算得出。

从表 6 第（2）列的估计结果来看，中原王朝统治（*rule*）和中原王朝统治强度（*d_rule*）两个变量的回归系数均显著为正，说明中原王朝强化对边疆地区的管理确实会对区域经济发展起到推动作用。从民族多样性和方言多样性的估计结果来看，两者依然对区域经济发展的影响显著为负，表明高民族多样性和方言多样性会抑制区域经济发展。

2. 战乱引致的人口迁移的冲击

战乱是造成人口迁移的重要动因。当战乱爆发时，其引致的社会动荡、饥荒瘟疫等造成百姓流离失所。为规避战乱的影响，百姓被迫向时局稳定的地区进行大规模地举家迁移。而这种由战乱造成的人口迁移可能会在一定程度上影响到一个地方的民族和方言多样性格局以及当地的经济的发展。为此，本文将战乱所引致的人口迁移这一因素加入到基准模型中加以控制。前文研究提到，我国历史上共有十次大规模的人口迁移，但具有短时间、被迫性、大规模特征的国内人口迁移主要有五次^②。这五次大迁移使中原、河北、陕西、山西南部、两湖、两广、江西和福建等地区的人口大规模向东南沿海、四川等地区迁移，对迁入地和迁出地的民族多样性和方言多样性格局及社会经济发展产生了重要影响（邵帅等，2017）。我们借鉴邵帅等（2017）的研究，通过查阅这五次人口迁移的具体历史资料，将有一次以上人口迁入的城市取值为 1，若没有人口迁入则取值为 0。对于不能精准识别的人口迁移的具体迁入地，但能大概识别出人口迁入的某个省或某个省的某片区域的，则将该省或该省该区域的全部城市取值为 1。

表 6 中第（3）列的回归结果显示，人口迁移（*migration*）的回归系数为-0.108，并通过了 5%显著性水平，说明由历史战乱引起的人口迁移会对区域经济发展具有显著的抑制作用。

①原始数据通过对《中国历代行政区划的变迁》《清代政区沿革综表》《清史稿·地理志》《清史稿·土司传》《广西通志》《云南通志》《贵州通志》《湖南通志》《湖北通志》《四川通志》以及地方县志等现代、古籍资料手动整理得出。

②这五次人口大迁移分别为表 5 中的永嘉之乱、安史之乱、靖康之耻、洪洞大槐树移民以及湖广填四川。

而在考虑历史战乱引致的人口迁移的冲击后,民族多样性和方言多样性的回归系数依然显著为负。

表 6 遗漏变量考察

	<i>LnPGDP(2010)</i> -OLS 估计		
	(1)	(2)	(3)
<i>RQ</i>	-0.319* (-1.93)	-0.308* (-1.94)	-0.286* (-1.82)
<i>Lang</i>	-0.148** (-2.01)	-0.127* (-1.79)	-0.122* (-1.88)
<i>rule</i>	0.247* (1.93)	0.196** (2.04)	0.186* (1.92)
<i>d_rule</i>		0.083* (1.89)	0.076* (1.90)
<i>migration</i>			-0.108** (-2.03)
原控制变量	控制	控制	控制
<i>City Dummy</i>	控制	控制	控制
样本量	246	246	178
R^2	0.8096	0.8098	0.8126

注: 括号内数值为标准误, *, **与***分别表示 10%、5%与 1%的显著性水平。

(二) 缓解内生性问题: 工具变量法

尽管回归模型已加入上述自然地理与历史因素等变量,但 OLS 估计中存在的内生性问题仍可能是造成估计偏误的潜在隐患,其他遗漏的不可观测因素仍然难以量化考察,并有可能同时作用于民族多样性和方言多样性以及区域经济发展。另外,反向因果问题也需考虑。为进一步克服内生性问题,实现更严谨的因果推断,本文使用工具变量法对估计结果进行巩固和确认。

长期以来,区域经济发展所形成的差异已成为人口流动的指向标。虽然就个体而言,人本身的民族属性不可改变,但是在漫长的历史进程中一个地区的民族多样性是可以逐渐变化的,特别是在大规模的跨区域人口流动的冲击下,有些地方的民族多样性会逐渐减弱,而有些地方的民族多样性则会逐渐增强。渠爱雪、孟召宜(2014)研究发现,民族多样性具有缓慢变迁性,从五普到六普,整体民族多样性略降低。而地区民族多样性程度的变化与人口迁移及经济发展差异有很大的关系。方言多样性也同样如此,正如生态语言学文献所强调的,社会政治、经济及文化的不平衡发展,强势语言的扩散使大量的少数民族语言成为濒危语言,影响到语言多样性生态发展(徐现祥等,2015)。这似乎意味着经济发展会减弱语言多样性。虽然前文提到方言多样性对现今经济发展不存在很严重的逆向因果问题,但这并不能完全排除反向因果关系的存在。因此,为了克服这种可能存在的反向因果关系,本文使用遗传基因作为民族多样性和方言多样性的工具变量。以遗传基因作为文化的工具变量已被国内外学者广泛运用,其科学性也得到了验证。例如,Spolaore & Wacziarg(2009)、Desmet et al(2017)、

李楠、林友宏（2019）等证明了遗传基因与文化异质性之间的正相关性。人类学研究也表明人类的基因结构与民族、语言结构有着很好的对应关系（林建浩、赵子乐，2017）。对于本研究而言，无论是民族属性还是方言属性，都具有较强的代际垂直传承性，而民族和方言的代际传承与遗传基因存在很大的关系，哪怕是方言受到后天因素的影响极大，但是子女的方言能力一方面仍会受到父母遗传基因传递的影响，另一方面也会在对父母的学习模仿中形成，因此遗传基因是地方民族和方言多样性延续的重要因素。另外，遗传基因具有很强的外生性，因为遗传基因是根据那些不受自然选择影响、随机变化的中性基因构建的，不会受到制度或经济因素的影响，是随机分化的，可以排除反向因果关系（林建浩、赵子乐，2017）。本文的遗传基因数据为赵桐茂等（1991）的免疫球蛋白 Gm 单体型频率数据，Gm 单体型稳定、族群异质性强，是应用广泛的遗传标记。

表 7 为加入控制变量后的两阶段最小二乘法估计（2SLS）结果，控制变量包括原基准回归中的控制变量、中原王朝统治变量以及由战乱引起的人口迁移变量，下表 8、9、10 同。表中工具变量的可识别检验（LM 检验）显示不存在不可识别问题。用于弱 IV 检验的 Gragg-Donald Wald F 统计量远远大于临界值（大至为 16），说明不存在弱 IV 问题。Sargan 检验结果也拒绝了过度识别约束的原假设，表明工具变量符合外生条件。另外，Durbin-Wu-Hausman 检验结果表明变量存在内生性问题，因此选择遗传基因（*gene*）作为工具变量是可行的。从第（1）、（3）列第一阶段的回归结果来看，遗传基因变量（*gene*）与民族多样性和方言多样性变量的回归系数均至少在 5% 的显著性水平上显著为正，说明遗传基因确实会对地方民族多样性和方言多样性具有显著影响，遗传基因的垂直传递机制决定了该地区民族多样性和方言多样性的长期存续。第（2）、（4）列的第二阶段回归中，在引入所有控制变量的情况下，民族多样性和方言多样性对区域经济发展的影响系数依然显著为负，反映了民族多样性和方言多样性对经济发展的负效应这一结论是稳健的。

表 7 稳健性检验：工具变量回归结果（IV-2SLS 估计）

IV：遗传基因				
	(1) <i>RQ</i> 第一阶段	(2) <i>LnPGDP(2010)</i> 第二阶段	(3) <i>Lang</i> 第一阶段	(4) <i>LnPGDP(2010)</i> 第二阶段
<i>gene</i>	0.106** (2.16)		0.243*** (2.89)	
<i>RQ</i>		-0.426** (-2.06)		
<i>Lang</i>				-0.268* (-1.85)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>City Dummy</i>	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1431	0.4267	0.1232	0.5073
LM 检验	36.524***		28.133***	
Gragg-Donald Wald F	31.95		24.62	

Sargan 检验	0.861		0.676	
Durbin-Wu-Hausman 检验	5.344***		7.483***	
样本量	74	74	74	74

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平，括号内为 t 值。

（三）其他稳健性检验

1. 变换关键解释变量

前文的回归对民族多样性的衡量采用了 Montalvo & Reynal-Querol (2005) 提出的极化指数 (RQ)，对方言多样性的衡量则采用了城市中所使用的汉语次方言数量 ($Lang$)。在这里，我们使用民族分化指数 ($Frac$) 替换民族极化指数 (RQ)，用加权方言多样性指数 ($Lang_w$) 替代原方言多样性 ($Lang$) 进行稳健性分析。

表 8 第 (1) 列呈现了变换关键解释变量后的回归结果。从我们主要关注的民族多样性分化指数和方言多样性变量来看，两者的标准系数虽然有一定幅度的变化，但仍然显著为负，说明民族多样性和方言多样性程度越高，对区域经济发展的负向影响越大。这一结论仍支持表 2 得出的基本结论。

2. 变换被解释变量：使用夜间灯光密度数据衡量地方经济发展

前文的基准检验中使用了地区人均 GDP 来衡量地方经济发展水平，但随着天津、内蒙古、辽宁、山东、宁夏等国内部分省市统计数据造假事件的发生，地方统计数据的真实性受到了质疑。倘若基准回归中所使用的地方统计数据出现不真实或系统性偏差，那么将会直接影响到回归结果的可靠性。因此，我们有必要使用一个能够更客观衡量地方经济增长的变量去替代人均 GDP 进行重新验证。Owyang & Shell (2017) 在研究经济数据的可靠性时指出，不可靠的官方 GDP 统计往往是由于故意的数据伪造或数据处理偏差造成的，而与人为生产的经济数据指数不同，夜间灯光数据不会被伪造或误判，能够很好的对地方经济统计数据进行校正。Henderson et al (2012) 也证实夜间灯光数据能够很好地反映一个地区的经济活动，且能在一定程度上解决潜在的 GDP 测量误差问题。近年来，国内很多研究文献也开始使用夜间灯光数据来衡量区域经济发展水平 (范子英等, 2016; 李林玥等, 2018)。对此，本文借鉴已有研究，采用夜间灯光密度数据^①作为区域经济发展水平的代理变量进行稳健性分析。

从表 8 第 (2) 列的回归结果可知，使用夜间灯光密度数据 ($light_den$) 替代人均 GDP 后，民族多样性和方言多样性的标准系数仍然显著为负，反映了高民族多样性和方言多样性对区域经济发展具有抑制效应的事实，再一次验证了基准回归的结论。

3. 剔除直辖市、省会城市、副省级城市、计划单列市数据

由于政治、经济、区位等方面的独特地位，直辖市、省会城市、副省级城市、计划单列

^①夜间灯光亮度数据来自美国的国家海洋和大气管理局 (NOAA) 提供的全球 DMSP/OLS 夜间灯光遥感数据，数值越大表示灯光亮度越强。该数据经过严格处理，已经去除太阳光、月光、云、极光和极端天气等因素的影响，也去除了火灾等短暂性事件的瞬时光亮。本文使用的是 2010 年全球夜间灯光的序列图像中的稳定夜间灯光数据，其值代表年平均灯光强度。在 ArcGIS 软件中通过矢量地图提取中国各地级市的有效灯光数据。

市与其他城市相比可能享有诸多政策上的特惠优势,并且这些城市往往是人口净流入较多的城市(张博、范辰辰,2018)。为排除这些城市可能存在的政策优势以及人口流动的影响,我们进一步使用剔除直辖市、省会城市、副省级城市、计划单列市后的数据进行重新估计。估计结果如表8第(3)列所示,在剔除上述城市之后,民族多样性和方言多样性的标准系数仍然显著为负,且系数大小与基准回归相比较接近,说明基准回归的结论依然成立。

表8 其他稳健性检验的回归结果(OLS估计)

	<i>LnPGDP</i> (2010)	<i>light_den</i> (2010)	<i>LnPGDP</i> (2010)
	(1)	(2)	(3)
<i>RQ</i>		-4.327** (-2.12)	-0.233** (-1.97)
<i>Lang</i>		-2.041* (-1.80)	-0.146* (-1.85)
<i>Frac</i>	-0.324** (-2.12)		
<i>Lang_w</i>	-0.006** (-2.22)		
控制变量	控制	控制	控制
<i>City Dummy</i>	控制	控制	控制
样本量	178	178	176
R ²	0.8097	0.8184	0.8413

注:括号内数值为t值,*、**与***分别表示10%、5%与1%的显著性水平。

七、文化多样性影响区域经济发展的机制考察

上述结果表明了民族多样性和方言多样性均对区域经济发展具有抑制效应,那么其中的影响机制是什么?前文的理论机制分析认为民族多样性和方言多样性可能会以社会信任关系和市场经济制度为介导,进而影响区域经济的发展。对此,本部分将从“社会信任关系渠道”和“市场经济制度渠道”两个方面对民族多样性和方言多样性影响经济发展的作用机制作进一步探讨。为检验民族多样性和方言多样性影响区域经济发展的机制,本文借鉴温忠麟等(2004)提出的中介效应检验方法,即在方程(1)的基础上增加方程(5)和方程(6),一起检验民族多样性和方言多样性对区域经济发展的直接效应和通过社会信任关系、市场经济制度等中介变量对区域经济发展的中介效应:

$$Med_{it} = \alpha + \delta_1 Div_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$LnPGDP_{it} = \alpha + \gamma_1 Div_{it} + \gamma_2 Med_{it} + \gamma_3 Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

根据中介效应模型的含义,方程(1)的系数 β_1 是民族多样性(方言多样性)对区域经济发展的总效应;方程(5)中的 Med 为中介变量,系数 δ_1 为民族多样性(方言多样性)对中介变量的效应;方程(6)的系数 γ_2 是在控制民族多样性(方言多样性)的影响后,中介

变量对区域经济发展的效应；系数 γ_1 是在控制中介变量影响后，民族多样性（方言多样性）对区域经济发展的直接效应；中介效应由 $\delta_1 \times \gamma_2$ 衡量。在中介效应检验过程中，若系数 δ_1 和 γ_2 全部显著则表明民族多样性（方言多样性）对区域经济发展的影响机制存在中介效应；否则需要进一步用自举法(Bootstrap 方法)检验方程(5)和(6)中 $\delta_1 \times \gamma_2$ 是否显著，若 $\delta_1 \times \gamma_2$ 显著，则表明影响机制中同样存在中介效应。

对于社会信任关系的衡量，本文采用 2010 年中国综合社会调查 (CGSS) 中居民调查提供的社会信任数据。在 CGSS 调查问卷中涉及社会信任的问题如下：“您是否同意在这个社会上，绝大多数个体都是可以信任的？”我们对“完全不同意”、“比较不同意”、“无所谓同意或不同意”、“比较同意”和“完全同意”等 5 个选项分别赋值为 1-5，分数越高代表该样本对他人信任程度越高。该数据被广泛用于地区社会信任度的衡量(阮建青、王凌, 2017; 曹春方等, 2019)。在研究过程中，本文首先分别加总各个城市所有样本该问题的信任得分，再用总分除以各城市的样本数获得各城市的社会信任度。而对于市场经济制度的度量，我们借鉴李楠和林友宏(2019)的做法，选择市场化指数^①作为市场经济制度完善程度的代理变量。由于该数据只有到省级层面，因此本文在进行“市场经济制度渠道”的机制分析时仅提供省级数据的分析结果。

另外，从表(2)可知，民族多样性和方言多样性对区域经济发展的影响均显著为负，满足进行中介效应检验的条件。因此本部分直接进行中介效应的公式(5)和(6)的检验。

(一) 社会信任关系渠道

表 9 汇报了民族多样性和方言多样性是否会通过社会信任关系 (*trust*) 的传导进而影响区域经济发展的估计结果。由第(1)列至第(4)列的回归结果看，系数 δ_1 (-0.372、-0.094) 显著为负，而系数 γ_2 (0.309、0.302) 显著为正。在 Bootstrap 检验中，中介效应的置信区间 ([-2.1262, -0.4063]和[-1.35961, -0.2231]) 都不包含 0，说明民族多样性和方言多样性在影响区域经济发展中存在以社会信任关系为中介变量的中介效应。其中，在民族多样性组别，民族多样性对区域经济发展的直接效应为-0.439；通过社会信任关系对区域经济发展发挥的中介效应为-0.115，占总效应的 20.75%。在方言多样性组别，方言多样性对区域经济发展的直接效应为-0.070；通过社会信任关系对区域经济发展发挥的中介效应为 0.028，占总效应的 28.82%。可见民族多样性和方言多样性在影响区域经济发展的过程中以直接效应为主，但通过社会信任关系发挥的中介效应也极为重要。因此，社会信任关系是民族多样性和方言多样性影响区域经济发展的重要机制。

表 9 信任关系中中介效应检验 (OLS 估计)

	<i>trust</i>	<i>LnPGDP</i> (2010)	<i>trust</i>	<i>LnPGDP</i> (2010)
--	--------------	----------------------	--------------	----------------------

^①数据来源于王小鲁等发布的《中国分省份市场化指数报告(2018)》，该指数综合反映了政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织的发育和法律制度环境等方面，能够较为全面的衡量各个地区市场经济制度的发展程度。本研究使用的数据为 2010 年数据。

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>RQ</i>	-0.372* (-1.88)	-0.439** (-2.04)		
<i>Lang</i>			-0.094* (-1.84)	-0.070* (-1.86)
<i>trust</i>		0.309** (2.07)		0.302** (2.03)
控制变量	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2404	0.8159	0.2455	0.8162
样本量	84	84	84	84
中介效应值	-0.115		-0.028	
中介效应占比	20.75%		28.82%	
Bootstrap 检验置信区间	[-2.1262, -0.4063]		[-1.35961, -0.2231]	

注：括号内数值为 t 值，*、**与***分别表示 10%、5%与 1%的显著性水平。

(二) 市场经济制度渠道

为识别和探究民族多样性和方言多样性在影响区域经济发展中是否存在市场经济制度 (*market*) 传导效应，本文在中介效应模型中引入市场化水平这一变量。从表 10 第 (1) - (4) 列的回归结果看，系数 δ_1 (-1.653、-0.751) 和系数 γ_2 (0.125、0.123) 至少在 5% 的显著性水平上显著，且 Bootstrap 检验显示的置信区间均不包含 0，表明在民族多样性和方言多样性影响区域经济发展的过程中除了存在直接效应外，还存在明显的以市场经济制度发展程度为渠道的中介效应。其中，民族多样性和方言多样性对区域经济发展的直接效应分别为 -0.229 和 -0.057；而通过市场经济制度 (*market*) 对区域经济发展发挥的中介效应分别为 -0.206 和 -0.093，分别占总效应的 47.29% 和 62.05%。说明民族多样性在影响区域经济发展中以直接效应为主，但通过市场经济制度发挥的中介效应也很大，而方言多样性对区域经济发展的抑制作用主要以中介效应为主。这反映出市场经济制度是民族多样性和方言多样性抑制区域经济发展的另一个重要中介渠道，各地市场经济制度发展程度的差异间接影响到区域经济发展的差异。

表 10 市场经济制度中介效应检验 (OLS 估计)

	<i>market</i>	<i>LnPGDP</i> (2010)	<i>market</i>	<i>LnPGDP</i> (2010)
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>RQ</i>	-1.653** (-1.98)	-0.229* (-1.86)		
<i>Lang</i>			-0.751*** (-2.63)	-0.057** (-2.04)
<i>market</i>		0.125*** (7.81)		0.123*** (7.69)
控制变量	控制	控制	控制	控制
R ²	0.5550	0.8575	0.5644	0.8575
样本量	30	30	30	30
中介效应值	-0.206		-0.093	

中介效应占比	47.29%	62.05%
Bootstrap 检验置信区间	[-1.4539, -0.4075]	[-0.1892, -0.0295]

注：括号内数值为 t 值，*、**与***分别表示 10%、5%与 1%的显著性水平。

八、结论与政策含义

本文基于中国案例，用第五、六次人口普查数据和方言数据构建地方民族多样性和方言多样性指数，探讨民族多样性和方言多样性对区域经济发展的影响，以解答中国文化多样性格局与经济发展格局呈现反向关联的原因及其作用机制。研究结论如下：（1）高民族多样性和方言多样性对区域经济发展具有抑制作用，且这种负效应具有长期性和持续性，但会随着经济社会发展和民族融合的不断推进而逐渐减弱。（2）民族多样性和方言多样性对区域经济发展的影响具有显著的异质性，表现为民族多样性和方言多样性对南方地区经济发展的抑制作用大于北方地区，对西部地区的抑制作用大于东、中部地区。（3）民族多样性和方言多样性对区域经济发展的影响主要通过社会信任关系渠道和市场经济制度渠道进行响应。

本文在经济学产生“文化转向”与“空间转向”需求，“经济—文化”互动不断增强的背景下，从文化视角对中国区域经济发展差异的原因进行了探讨，具有一定的现实意义与政策含义。首先，民族多样性和方言多样性对区域经济发展的影响虽具有抑制作用，但在长期的民族文化融合发展中不断被削弱。因此，持续推进平等、开放、包容的民族政策，构建全面包容的社会制度，促进中华民族的大融合大团结可以有效减少民族隔阂、增进民族互信互爱，弱化民族多样性和方言多样性对经济发展的负面影响。其次，西部边疆地区是我国少数民族的重要聚居地，受地理环境和制度因素的制约，历史上与中原的文化交流受到严重影响，由此形成的民族和方言多样性对经济发展的制约显著大于其他地区。因此，国家应持续加大对西部民族地区在基础设施建设、公共服务、基础教育、医疗卫生等方面的政策倾斜力度，加强对少数民族地区经济、产业和社会民生保障的扶持力度，促进西部少数民族地区与中、东部地区的文化交流，为当地经济发展消除文化障碍。再次，关于民族多样性和方言多样性影响区域经济发展的作用机制反映了增进民族互信、强化民族文化认同和加快民族地区市场经济制度发展的重要性。因此，政府一方面要加大普通话的推广力度，提高民族间、地区间交流的质量和深度，增强民族间的信任关系和文化认同；另一方面，加快和完善地方市场经济制度建设，注重企业家精神的培养，推动形成良好的市场观念。最后，民族多元、方言多样均是我国重要的文化资源财富，强化对民族多样性和方言多样性的保护及其经济潜力的挖掘，必将强有力的推进区域经济的发展。因此，从长远来看，民族多样性和方言多样性都是助推我国经济发展的重要文化资源。

诚然，本研究还存在一些不足及受篇幅限制而未能详细探究之处：第一，现代经济社会转型发展、日益频繁的跨区域大规模人口流动，以及普通话推广与双语教育、包容性民族政策的实施等因素推动的日益频繁和迅速的跨区域、跨族群和跨文化知识溢出，对民族多样性

和方言多样性影响经济发展的后果及机制路径的考察。第二，特色产业政策和区域发展政策作用下，民族多样性和方言多样性集聚区的经济发展模式及其路径演化，特别是这些地区如何发挥民族、方言文化多样性优势以推动经济发展。第三，民族多样性和方言多样性在影响区域经济发展过程中由负效应向正效应转续的门槛因素是什么？如何才能达到？对于这些问题，期待后续能深入推进。

参考文献：

- 曹春方 夏常源 钱先航，2019：《地区间信任与集团异地发展——基于企业边界理论的实证检验》，《管理世界》第1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。
- 丁从明 吉振霖 雷雨 梁甄桥，2018：《方言多样性与市场一体化：基于城市圈的视角》，《经济研究》第11期。
- 樊纲 王小鲁 马光荣，2011：《中国市场化进程对经济增长的贡献》，《经济研究》第9期。
- 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》，《经济研究》第1期。
- 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？》，《经济学(季刊)》第2期。
- 李林玥 孙志贤 龙翔，2018：《“一带一路”沿线国家与中国的贸易发展状况研究——夜间灯光数据在引力模型中的实证分析》，《数量经济技术经济研究》第3期。
- 李楠 林友宏，2016：《管治方式转变与经济发展——基于清代西南地区“改土归流”历史经验的考察》，《经济研究》第7期。
- 李楠 林友宏，2019：《族群文化差异与经济发展——基于基因和姓氏的实证研究》，《经济学动态》第3期。
- 廖钰 李良品 祝国超，2019：《改土归流与中华民族共同体建设》，《贵州社会科学》第9期。
- 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》，《经济研究》第9期。
- 刘毓芸 徐现祥 肖泽凯，2015：《劳动力跨方言流动的倒U型模式》，《经济研究》第10期。
- 马亚辉 王巧娟，2017：《清前期西南边疆民族政策的动态考察》，《广西民族研究》第5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。
- 渠爱雪 孟召宜，2014：《我国文化多样性时空格局及其成因研究》，《人文地理》第6期。
- 阮建青 王凌，2017：《语言差异与市场制度发展》，《管理世界》第4期。
- 邵帅 李光勤 曹建华，2017：《文化多样性会阻滞城镇化进程吗？——基于方言视角的经验考察》，《东南大学学报(哲学社会科学版)》第5期。
- 王振宇 顾昕，2018：《族群多样性与地方经济增长——来自中国城市层面的证据》，《财经研究》第2期。
- 韦永贵 李红，2019：《信仰的力量：东道国宗教信仰会影响中国 OFDI 吗？》，《南方经济》，第2期。
- 温忠麟 张雷 侯杰泰，2004：《中介效应检验程序及其应用》，《心理学报》第5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。
- 张博 范辰辰, 2018:《文化多样性与民间金融:基于方言视角的经验研究》,《金融研究》第7期。
- 赵桐茂 张工梁 朱永明 郑素琴 顾文娟 陈琦 章霞 刘鼎元, 1991:《中国人免疫球蛋白同种异形的研究:中华民族起源的一个假说》,《遗传学报》第2期。
- 赵子乐 林建浩, 2017:《经济发展差距的文化假说:从基因到语言》,《管理世界》第1期。
- 郑长德 单德朋, 2011:《族群多样性与经济增长——基于经济学视角的综述》,《民族学刊》第3期。
- Alesina, A. & E. L. Ferrara(2003), “Who trusts others?” *Journal of Public Economics* 85(2): 207–234.
- Alesina, A. & E. L. Ferrara(2005), “Ethnic diversity and economic performance”, *Journal of Economic Literature* 43 (3): 762–800.
- Alesina, A. et al(1999), “Public goods and ethnic divisions”, *The Quarterly Journal of Economics* 114(4): 12–43.
- Chen, T. et al(2016), “Long live Keju! the persistent effects of China's imperial examination system”, *Social Science Electronic Publishing* 1–64.
- Collier, P. (2001), “Ethnic diversity: An economic analysis”, *Economic Policy* 32(16): 127–166.
- Desmet, K. et al(2017), “Culture, ethnicity and diversity”, *American Economic Review* 107(9): 2479–2513.
- Easterly, W. & R. Levine(1997), “Africa's growth tragedy: Policies and ethnic division”, *The Quarterly Journal of Economics* 112(4): 1203–1250.
- Esteban, J. M. & D. Ray(1994), “On the measurement of polarization”, *Econometrica* 62(4): 819–851.
- Gören, E. (2014), “How ethnic diversity affects economic growth”, *World Development* 59: 275–297.
- Grafton, R. Q. et al(2007), “Bridging the barriers: Knowledge connections, productivity and capital accumulation”, *Journal of Productivity Analysis* 27 (3): 219–231.
- Guo, R. (2007), “Linguistic and religious influences on foreign trade: Evidence from East Asia” *Asian Economic Journal* 21(1): 101–121.
- Henderson, J. V. et al(2012), “Measuring economic growth from outer space”, *American Economic Review* 102(2): 994–1028.
- Higgins, M. J. et al(2006), “Growth and convergence across the United States: Evidence from county-level data” *Review of Economics and Statistics* 88(4): 671–681.
- Knack, S. & P. Keefer(1997), “Does social capital have an economic payoff? Across-country investigation”, *The Quarterly Journal of Economics* 112 (4): 1251–1288.
- Mauro, P. (1995), “Corruption and growth”, *The Quarterly Journal of Economics* 110(3): 681–712.
- Montalvo, J. G. & M. Reynal-Querol(2005), “Ethnic diversity and economic development”, *Journal of Development Economics* 76(2): 293–323.
- Ottaviano, G. I. P. & G. Peri(2006), “The economic value of cultural diversity: Evidence from US cities”, *Journal of Economic Geography* 6(1): 9–44.

- Owyang, M. T. & H. Shell(2017), “China’s economic data: An accurate reflection or just smoke and mirrors?”, *Regional Economist* 25(2): 7–12.
- Ratna, N. N. et al(2009), “Is diversity bad for economic growth? Evidence from state-level data in the US”, *Journal of Socio-Economics* 38(6): 859–870.
- Sparber, C. (2010), “Racial diversity and macroeconomic productivity across US States and Cities”, *Regional Studies* 44(1): 71–85.
- Spolaore, E. et al(2009), “The diffusion of development”, *The Quarterly Journal of Economics* 124(2): 469–529.