

移民多样性与城市经济发展

余玲铮 刘欢 魏下海*

内容提要 中国的广袤疆域孕育了各地迥异的文化习俗，当移民走出“熟人社会”向城市汇聚，移民多样性就会对城市发展产生影响。关于移民多样性与经济的关系，是迁移经济学的一个新兴话题。本文利用全国流动人口动态监测调查数据，依据移民户籍地个体信息构建了移民多样性指标，实证检验移民多样性对城市经济发展的效应和机制。研究发现，移民多样性显著促进了城市经济发展。机制检验表明，尽管移民多样性会降低城市人际间信任水平，但由于移民多样性有助于形成劳动力技能互补，提高了城市的劳动生产率和创新水平，因而对经济发展的综合影响是正向效应。异质性分析表明，在东中部以及人口流入占比高的城市中，移民多样性促进经济发展的效应尤为明显。本文研究结果从经验上揭示了移民多样性的潜在经济红利，为当今“流动的中国”背景下如何更好地激发城市经济活力提供了有益的政策洞见。

关键词 移民多样性 经济发展 劳动生产率 创新 信任

一 问题的提出

人口的自由流动能为城市发展提供重要的动力源泉，也是塑造城市移民多样性

* 余玲铮，华侨大学经济与金融学院，电子邮箱：lingzhengyu2005@126.com；刘欢，华侨大学经济与金融学院，电子邮箱：liuhuan2020616@163.com；魏下海，华侨大学经济发展与改革研究院，电子邮箱：xiahaiwei2005@126.com。本研究得到国家自然科学基金面上项目“企业工会的收入分配效应及其对技术升级路径的影响研究：微观机制与实证检验”（71873048）、福建省社会科学基金一般项目“工作任务视角下新技术变革对劳动就业与收入的冲击研究”（FJ2021B039）和福建省创新战略研究计划项目“人力资本促进制造业服务化高质量发展的机制与效应研究”（2022R0050）的资助。

(immigrant diversity) 的重要基础。近年关于构建合理、公正、畅通、有序的社会性流动格局备受政策制定部门重视,其中有两份具有里程碑意义的政策文件:2019 年 12 月,中共中央、国务院发布的《关于促进劳动力和人才社会性流动体制机制改革的意见》中强调^①“要破除妨碍劳动力、人才社会性流动的体制机制弊端,使得人人都有通过辛勤劳动实现自身发展的机会”。2020 年 4 月出台《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》^②,进一步强调“要引导劳动力要素合理畅通有序流动”,包括“深化户籍制度改革,畅通劳动力和人才社会性流动渠道,健全统一规范的人力资源市场体系,营造公平就业环境,依法纠正身份、性别等就业歧视现象,保障城乡劳动者享有平等就业权利……”。这两份文件对于鼓励劳动力流动、优化人才资源配置,有着标志性的政策指导意义。

伴随全国新型工业化和城镇化的纵深推进,全国流动人口规模不断扩大。据第七次人口普查数据,全国人户分离人口为 4.93 亿人,其中,流动人口为 3.76 亿人。与 2010 年相比,人户分离人口增长 88.52%,流动人口增长 69.73%。大规模的流动人口主要以珠三角、长三角、京津冀三大都市圈为聚集地,为当地经济发展提供了丰裕的劳动力资源。值得注意的是,这些外来劳动力并不是以同质单一的劳动力要素存在,而是存在鲜明的个体异质性。中国的悠久文化和广袤疆域孕育了各地迥异的风土人情,来自不同地域的移民在思维方式、劳动技能以及价值观方面均非同质。当各地劳动者走出同宗同族的“熟人社会”(费孝通,1985),汇聚到同一座城市,城市的移民多样性便应运而生。

在经济学文献上,移民多样性与经济的关系是一个新兴的研究领域。理论上,多样性是一把双刃剑。就积极方面而言,移民多样性有利于形成技能互补性和人力资本外部性,异质个体之间存在正向的相互作用,有利于形成城市经济发展所需的动力源泉,也是现代经济增长的核心要素。正如 Jacobs (1969) 指出的,城市因其鼓励想法各异的人产生互动、创新经济知识,进而成为经济增长的引擎。中国俗语“三个臭皮匠,胜过诸葛亮”,就生动地刻画个体异质性形成的多样性之潜在好处。就负面影响而言,移民多样性群体会让彼此之间形成心理间隙,影响人际间信任,甚至产生相互敌意,增加交易成本进而伤害经济增长 (Easterly & Levine 1997; Ager & Brückner, 2013)。移民多样性与经济的关系尚未有完备答案。需要说明的是,已有文献更多

① 参见 http://www.gov.cn/zhengce/2019-12/25/content_5463978.htm。

② 参见 http://www.gov.cn/zhengce/2020-04/09/content_5500622.htm。

是从种族、语言或者基因去考察多样性的影响，而对于移民来源地多样性如何影响城市经济发展，现有文献中尚未见到，这也就成为本文研究的重要出发点。

与既有文献相比，本文的边际贡献主要有两点：一是利用中国流动人口动态监测调查（CMDS）移民户籍地的微观信息来刻画城市移民多样性，这一分析视角是以往研究较少考虑的，本文试图为理解中国城市经济发展差异提供一个新的解释视角。二是本文系统考察移民多样性如何影响城市经济发展，进而论证其形成过程和作用机制。这不仅为政府部门制定激励劳动力流动、优化人才资源匹配政策提供依据，也为理解当今“流动的中国”背景下城市经济发展动能提供一定的参考思路。本文以下的结构安排为：第二部分提出移民多样性影响经济发展的理论机制与假说；第三部分是数据来源与实证设计；第四部分为实证分析；最后是结论与政策启示。

二 移民多样性影响经济发展的理论机制与假说

移民多样性之于经济发展可能存在两种方向相反的影响，那么其影响主要是通过何种机制渠道起作用呢？从目前研究进展来看，主要包含如下渠道。

第一，移民多样性与劳动生产率。由于语言、种族以及价值观念等方面的差异，来自不同疆域的人们通常拥有不同的信息集和分析问题的视角，当他们流入同一个地方，不仅扩大了本地人力资本供给，还能形成一个视角丰富、技能互补的群体，有利于劳动力市场工作匹配，提升劳动生产率（Alesina et al., 2016; Kemeny & Cooke, 2018; 陆铭等, 2012）。当外来移民与本地劳动者一起工作时，能将不同的思想见解引入并应用到本地劳动力市场，形成与本地劳动力的双向互动，产生人力资本外部性（张萃, 2019）。劳动力在提高自身生产率的同时，也会提高整个城市劳动生产率（梁文泉、陆铭, 2016）。中国疆域辽阔、历史悠久，来自不同地方的人具有不同性格特征、价值观念、能力技能以及思考问题的视角（Moser, 1985; 杜瑜, 2010; 张萃, 2019），无论他们迁移到哪里，都或多或少留有当地“烙印”。因此，当外来移民汇聚于同一座城市，将极大地丰富该城市的“技能集合”，从而带来更高的产出。

据此，本文提出假说1：移民多样性通过提高劳动生产率促进经济增长。

第二，移民多样性与城市创新。知识生产依赖于不同文化背景的劳动力，能力和知识多样化的劳动力集聚更易催生一系列的新思想（Weber & Fujita, 2004; Alesina & Ferrara, 2005）。在理论上，多样化的群体有更加丰富多元的解决问题的方案，因而在

职场上比专业化代理人团队更具优势 (Hong & Page, 2004)。在实证上,有研究表明,来自不同文化背景的劳动者在知识与技能方面的差异提高了研发部门的绩效 (Niebuhr, 2010),其本质在于不同员工之间的思想和能力的汇集能有效提升企业的创新能力。Kemeny (2012) 强调多样化的劳动力在相互交流中产生和传播新知识与新技术,即通过“交叉授粉”式的互动与交流萌发创新活动。Lee (2015) 研究表明,异质性管理层相比于同质的竞争者有更强的创新能力。

据此,本文提出假说 2: 移民多样性通过提升创新水平促进经济增长。

第三,移民多样性与信任水平。社会信任水平高低与公共政策质量和市场运行效率密切相关,因此信任对于经济发展至关重要 (Zak & Knack, 2001)。Alesina & Ferrara (2005) 发现,在一个种族多样化的城市里,人们更少地参与社会活动,人际间的信任也较低。这表明,多样化移民因文化差异在社会交往中容易产生彼此心理距离,影响社会有效融合与交流。在微观层面,多样性可能导致团队缺乏凝聚力,提高合作成本 (Alesina et al., 2016)。同时,异质性的个体在“互动与交流”的过程中存在高昂的交易成本,也可能阻碍创新的产生,这一观点根植于心理学范畴的“社会认同理论” (Harrison & Klein, 2007; Van Knippenberg & Schippers, 2007)。

据此,本文提出假说 3: 移民多样性降低人际间信任水平,阻碍社会有效融合与交流,抑制经济发展。

三 数据来源与实证设计

(一) 数据来源

本文采用的基础数据主要来自国家卫生健康委员会 2011 - 2016 年中国流动人口动态监测调查 (China Migrants Dynamic Survey, 简称 CMDS) 数据,样本覆盖全国 31 个省份。调查对象为在流入地居住一个月以上、非本区 (县、市) 户口的 15 周岁及以上流动人口,目标总体排除调查时在车站、机场、旅馆、医院等地点的瞬时流入人口,同时排除在异地读书的学生。CMDS 调查数据包括流动人口的家庭成员与收支情况、就业、流动、居留意愿以及健康和公共服务等内容。

需要指出的是,自 2011 年开始,调查样本的选取遵循省市分级方法,对北京市、上海市、广东省等人口流动较为频繁的地区分配更多的样本量,这就确保在全国各省份具有代表性的基础上突出对重点城市的调查,样本总量由 2011 年的 128000 人逐年增加到 2016 年的 450000 人。2011 - 2016 年 CMDS 数据的户籍调查只细分到省份,而在

2017 年才开始具体到区县，为保持数据的可比性，本文将按照户籍地省份对流动人口进行分类，即用户籍地信息来测度移民的多样性。相较于以往研究，本文首先利用 CMDS 微观数据计算各个样本城市的移民多样性指标。此外，本文研究所涉及的城市宏观数据主要来自历年《中国城市统计年鉴》。

（二）实证设计

1. 指标构建与说明

沿用既有文献做法，本文的被解释变量以城市实际人均 GDP 来表示，取自然对数。核心解释变量为流动人口的多样性，取自然对数。本文主要按照来源地对流动人口进行分类，测算依据来源于中国流动人口动态监测调查数据中的户籍地点。多样性的指标计算借鉴已有文献（Alesina et al., 2016），其公式为：

$$diversity_i = 1 - \sum_{j=1}^n (s_{ij})^2 \quad (1)$$

上式中， $diversity_i$ 为城市 i 的移民多样性指标， s_{ij} 表示流入 i 城市的移民中户籍地为 j 省份所占总流动人口的份额， n 则表示流入到城市 i 的城市移民总共来自 n 个省份。这种测算方法称为赫芬达尔指数法（HHI）。从上述公式可以看出^①，流动人口的来源地分化程度越高，多样性指标（diversity）的值趋于更大。考虑两种极端情形，当流动人口完全来自某个省份时， s_{ij} 取值为 1，相应地，城市移民多样性取值为 0；当流动个体均来自不同省份，且假设此时省份个数无穷大，那么城市多样性指标的数值为 1，而实际上各个城市的取值通常在（0，1）的范围内。最后，对测算值的百分数取自然对数作为核心解释变量。

2. 统计事实

表 1 提供了中国不同省份移民多样性指数测算结果。由移民多样性测算原始数据可知，中国人口流动表现出典型的“向海性”。从省级层面来看，京津沪的移民多样性指数排在全国前三，分别是北京市为 0.896，天津市为 0.869，上海市为

① 需要说明的是，流动人口动态监测调查的对象是在本地居住一个月以上，非本区（县、市）户口，16~59 周岁流动人口。16~59 周岁恰恰属于劳动年龄区间，流动范围包括“跨省、省内跨市、市内跨县、跨境”。以 2016 年调查为例，这些流动人口中，超过 81% 比例具有明确就业身份（比如，雇员、雇主和自营者等），剩下那些目前暂时未获得工作机会的，主要原因是“已经找到工作等待上岗”、“因单位原因失去工作”、“因本人原因失去工作”、“临时性停工或季节性歇业”、“没找到工作”、“学习培训”等，他们属于潜在就业者。因此，本文通过流动人口测度多样性指标既符合中国户籍管理制度，也与已有研究做法相一致。

0.857。浙江省和广东省等发达省区在吸引外来流动人口方面具有优势，因而移民多样性指数也较高，其中浙江省为 0.847，广东省为 0.782。从城市层面来看，同一省区内部的不同城市移民多样性存在明显差异。以广东省为例，在珠江三角洲城市群，包括“广佛肇”（广州、佛山、肇庆）、“深莞惠”（深圳、东莞、惠州）、“珠中江”（珠海、中山、江门）等制造业和加工贸易基地都是吸引外来人口流入的聚集地，相应地，移民多样性指数更高，具体为：东莞市（0.878）、惠州市（0.856）、江门市（0.849）、深圳市（0.836）、珠海市（0.822）、中山市（0.821）、广州市（0.821）、佛山市（0.820）、肇庆市（0.789）。从地理分布来看，东部地区的移民多样性明显高于中西部，省会和副省级城市的移民多样性普遍较高^①。这些统计结果基本符合经济现实。

表 1 中国移民多样性在不同省份的比较

序号	省份	移民多样性	序号	省份	移民多样性	序号	省份	移民多样性
1	北京	0.896	12	安徽	0.273	23	四川	0.353
2	天津	0.869	13	福建	0.711	24	贵州	0.605
3	河北	0.604	14	江西	0.535	25	云南	0.692
4	山西	0.577	15	山东	0.286	26	西藏	0.730
5	内蒙古	0.451	16	河南	0.297	27	陕西	0.565
6	辽宁	0.668	17	湖北	0.425	28	甘肃	0.609
7	吉林	0.437	18	湖南	0.245	29	青海	0.818
8	黑龙江	0.327	19	广东	0.782	30	宁夏	0.651
9	上海	0.857	20	广西	0.581	31	新疆	0.821
10	江苏	0.719	21	海南	0.748			
11	浙江	0.847	22	重庆	0.503			

资料来源：根据 2011 - 2016 年中国流动人口动态监测调查数据计算得到。

表 2 报告了中国城市移民多样性的时间变动情况。从中可以看出，全国移民多样性均值在 (0.50, 0.54) 窄幅范围波动，且多样性指数随时间略有下降趋势，说明从全国平均来看，人口流动方向表现聚集特性（并非相对均匀的分布）。最后，本文绘制

① 限于篇幅，各城市不同年份的移民多样性指标测算结果未在文中列出，备索。

了移民多样性与城市经济增长的散点关系（见图1），可以观察到移民多样性指数越高，城市经济增长越快。

表2 2011—2016年中国城市移民多样性描述性统计

年份	城市数	均值	标准差
2011	265	0.5413	0.2378
2012	273	0.5210	0.2469
2013	275	0.5335	0.2329
2014	276	0.5308	0.2282
2015	278	0.5130	0.2457
2016	275	0.5036	0.2389

资料来源：根据2011—2016年中国流动人口动态监测调查数据计算得到。

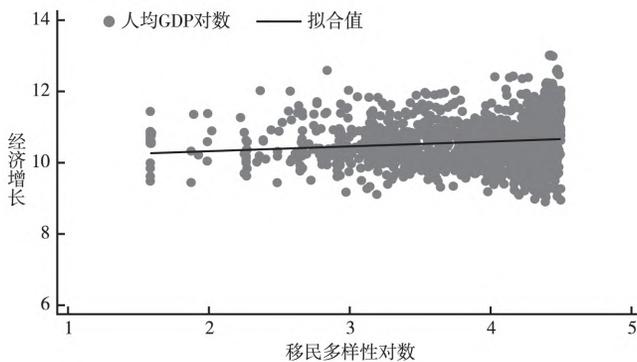


图1 移民多样性与城市经济增长的散点关系

资料来源：根据2011—2016年中国流动人口动态监测调查和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

3. 模型设定

在标准的新古典增长模型和内生增长模型中，当经济体处于稳态时，经济体的人均产出增长取决于技术进步速度（Hall & Jones, 1999）。生产函数设定为 $Y = K^\alpha (Alh)^{1-\alpha}$ ，进一步整理可得：

$$\ln(Y/L) = \alpha \ln(K/L) + (1 - \alpha) (\ln h + \ln A) \quad (2)$$

模型(2)中， Y 、 L 、 K 、 h 、 A 分别表示总产出、劳动投入、物质资本、人均人力资本、技术进步。根据上式即可将经济增长分解为资本集约度、人力资本和技术进步贡献额。为进一步考察移民多样性对经济增长的影响，借鉴国内同类主题文献的做法

(徐现祥等, 2015), 实证模型设定如下:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{diversity})_{i,t-1} + \sum \beta X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型 (3) 下标 i 表示流入城市, t 表示年份。被解释变量 $\ln y_{it}$ 表示城市人均 GDP 自然对数, 核心解释变 $\ln(\text{diversity})_{i,t-1}$ 表示滞后一期的移民多样性指数 (取自然对数)^①。 X 为控制变量, u 和 v 分别为城市和年份固定效应。

本文控制变量包括资本集约度、人力资本、对外开放、政府规模、产业结构、互联网普及率、城市规模等。在实证分析过程中, 删去变量严重缺失的样本, 得到两百多个城市面板数据, 变量统计特征见表 3。

表 3 描述性统计

变量名	变量定义	样本量	均值	标准差	下四分位数	中位数	上四分位数
经济增长	Ln(人均 GDP)	1504	10.558	0.700	10.075	10.501	10.944
移民多样性	赫芬达尔指数	1504	0.516	0.240	0.309	0.524	0.731
	熵指数	1504	1.326	0.627	0.804	1.308	1.820
资本集约度	资本/劳动	1504	31.189	14.436	21.342	29.089	38.794
人力资本	每万人中普通本专科人数	1504	196.823	268.292	51.816	96.899	212.229
对外开放	FDI/GDP	1504	0.301	0.292	0.090	0.220	0.412
政府规模	政府支出/GDP	1504	0.183	0.094	0.128	0.164	0.218
产业结构	二产和三产占比	1504	87.782	7.669	83.310	88.61	93.765
互联网普及率	互联网用户数/总人口	1504	0.183	0.154	0.093	0.138	0.210
城市规模	全市总人口(单位: 10 万人)	1504	45.896	30.651	26.065	38.849	60.200

资料来源: 根据中国流动人口动态监测调查和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

① 关于文章为何采用移民多样性滞后一期作为核心自变量, 主要有几个方面的考虑: 第一, 由于历次中国流动人口动态监测数据现场调查、录入与上报的时间为每年的 5-6 月份, 并于当年 11-12 月份公布调查数据。这意味着当年 6 月份以后流入某城市的人口就可能被记录到下一年中。第二, 在回归过程中, 核心自变量采用移民多样性滞后一期, 也能在一定程度上降低移民多样性与经济发展的同期冲击, 缓解潜在的内生性问题。第三, 外来移民流入到某座城市, 未必立刻对城市经济产生影响。他们初来乍到, 或许不够熟悉本地劳动力市场真实情况, 往往需花费一定时间去寻找工作以及发挥其人力资本效应。换言之, 移民多样性对经济发展有一定的时间滞后性。

四 实证分析

(一) 基准估计结果

表4是基准估计结果。前三列报告了以赫芬达尔指数测算移民多样性对经济发展的影响。后两列是变换核心自变量，以熵指数测算移民多样性指标的回归结果。由第(1)列可知，在仅控制城市和年份固定效应下，移民多样性的估计系数为0.0133，在10%水平显著。第(2)列进一步控制更多经济变量，移民多样性估计系数为0.0146，在1%水平显著。第(3)列进一步引入了人均GDP的滞后项，消除了被解释变量的滞后项对模型产生偏误的影响，由估计结果可以看出，移民多样性估计系数依然显著，估计系数为0.0148，表明移民多样性每增加10%，人均GDP增长0.148%，移民多样性对城市经济繁荣有积极作用。相对于国内研究多样性经济影响的文献，本文提供了直接的经验证据。

表4 基准估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
多样性赫芬达尔指数	0.0133* (0.0076)	0.0146*** (0.0056)	0.0148*** (0.0056)		
多样性熵指数				0.0125** (0.0058)	0.0128** (0.0058)
资本集约度		0.0024*** (0.0003)	0.0023*** (0.0003)	0.0024*** (0.0003)	0.0024*** (0.0003)
人力资本		0.0004*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)
对外开放		0.0336*** (0.0113)	0.0363*** (0.0112)	0.0333*** (0.0113)	0.0360*** (0.0112)
政府规模		-0.8428*** (0.0869)	-0.8300*** (0.0864)	-0.8442*** (0.0869)	-0.8313*** (0.0865)
产业结构		0.0362*** (0.0020)	0.0358*** (0.0020)	0.0361*** (0.0020)	0.0357*** (0.0020)
互联网普及率		0.0754** (0.0296)	0.0663** (0.0295)	0.0752** (0.0296)	0.0661** (0.0295)
城市规模		-0.0049*** (0.0013)	-0.0048*** (0.0013)	-0.0049*** (0.0013)	-0.0048*** (0.0013)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Ln(人均 GDP) 滞后一期			0.0296 ^{***} (0.0071)		0.0296 ^{***} (0.0071)
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
观察值数	1357	1250	1242	1250	1242
R ²	0.4162	0.6986	0.7029	0.6979	0.7022

注：括号内为系数标准误；* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

资料来源：根据 2011 - 2016 年中国流动人口动态监测调查和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

为确保研究结论稳健性，本文进一步采用熵指数 (Entropy Index) 方法重新计算移民多样性 (Taagepera & Ray, 1977)，以此作为核心解释变量，计算公式为：

$$Entropy_diversity_i = - \sum_{j=1}^n s_{ij} \times \ln(s_{ij}) \quad (4)$$

表 4 的第 (4) 列和第 (5) 列报告了回归结果。核心解释变量移民多样性熵指数的估计系数为 0.0128，在 5% 的水平上统计显著，再次证明了移民多样性对城市经济发展的积极影响。

(二) 潜在的内生性问题处理

本文讨论移民多样性对经济发展的影响，可能存在因果反置和不可观测遗漏变量问题。对此进行三个方面的检验和纠正：一是工具变量 (IV) 估计与检验；二是工具变量“近似外生”对估计结果影响稳健性的检验；三是检验不可观测遗漏变量是否影响估计结果。

1. 工具变量估计与检验

为解决潜在的反向因果关系，借鉴 Alesina et al. (2016) 思路，采用一个简化的双边引力模型，通过加权地理距离的方法构建工具变量。具体过程是，首先利用高德地图开放平台^①，获取每个城市的地理坐标，据此计算每个城市移民现住地与户籍地的地理距离，然后根据简化引力模型，测算出每个城市的加权地理距离指数作为移民多样性的工具变量。该工具变量的构建过程与余玲玲等 (2021) 做法完全相同。图 2 绘制了移民多样性 (赫芬达尔指数) 与移民地理加权距离 (IV) 的散点图，可以看出二者在统计上存在较强的正向关系，符合理论预期。

^① 来自高德地图开放平台，参见 <https://lbs.amap.com/api/webservice/summary>。

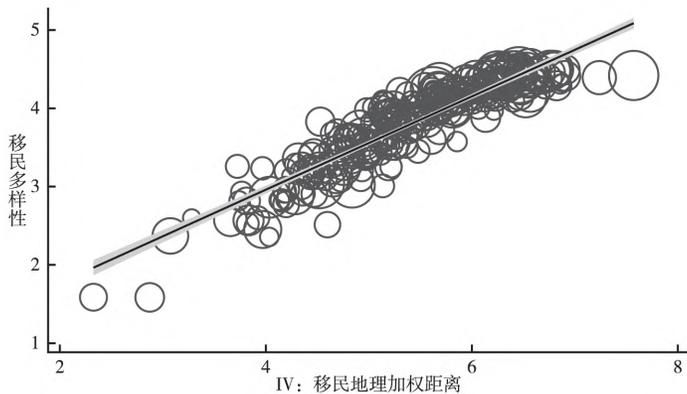


图2 移民多样性与移民地理加权距离 (IV) 的散点关系

资料来源：根据 2011 - 2016 年中国流动人口动态监测调查和高德地图开放平台数据计算得到。

表 5 报告了工具变量估计结果。在第一阶段估计中，工具变量与移民多样性变量高度显著正相关。弱工具变量检验表明，本文选取的工具变量对于移民多样性具有较好的解释力。进一步使用内生性检验得知，LM 检验的 p 值小于 1%，说明移民多样性的确存在内生性问题。两阶段估计得到移民多样性系数与表 4 中的 OLS 估计系数不同，说明如果忽视内生性而直接采用 OLS 方法，将导致估计结果有偏。但需要强调的是，在考虑潜在内生性情形下，移民多样性对城市经济发展的影响依然显著为正。

表 5 工具变量估计

	(1)	(2)
第二阶段估计		
多样性赫芬达尔指数	0.0104 [*] (0.0058)	
多样性熵指数		0.0132 [*] (0.0073)
资本集约度	0.0024 ^{***} (0.0003)	0.0024 ^{***} (0.0003)
人力资本	0.0004 ^{***} (0.0001)	0.0004 ^{***} (0.0001)
对外开放	0.0351 ^{***} (0.0098)	0.0355 ^{***} (0.0098)
政府规模	-0.8248 ^{***} (0.0757)	-0.8265 ^{***} (0.0759)
产业结构	0.0363 ^{***} (0.0017)	0.0362 ^{***} (0.0018)

续表

	(1)	(2)
互联网普及率	0.0667 ^{***} (0.0257)	0.0656 ^{**} (0.0258)
城市规模	-0.0047 ^{***} (0.0012)	-0.0048 ^{***} (0.0012)
Ln(人均 GDP) 滞后一期	0.0293 ^{***} (0.0062)	0.0292 ^{***} (0.0062)
第一阶段估计		
IV: 移民地理加权距离	0.6622 ^{***} (0.1301)	0.5228 ^{***} (0.1162)
内生性检验 LM 值	903 ^{***}	840 ^{***}
Cragg-Donald Wald F 值	2591	2024
观察值数	1232	1232
R ²	0.9947	0.9947

注：括号内为系数标准误；* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

资料来源：根据 2011 - 2016 年中国流动人口动态监测调查、《中国城市统计年鉴》和高德地图开放平台数据计算得到。

2. 工具变量“近似外生”对估计结果稳健性的检验

放松工具变量的排他性约束，即允许工具变量近似外生 (plausibly exogenous) 而非完全外生，来讨论在不同的近似程度下核心解释变量估计结果的稳健性。这里采用 Conley et al. (2012) 提出的置信区间集合 (UCI) 方法进行检验。

在实际的检验过程中，将工具变量和内生解释变量 (城市移民多样性) 同时纳入原估计模型，改写简约回归方程为：

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{diversity})_{i,t-1} + \gamma Z_{i,t-1} + \sum \beta X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中，除工具变量 Z 之外，其他设定与原文回归模型设定一样。如果工具变量 Z 仅通过内生变量影响被解释变量 (即满足排他性约束)，则在上式中， $\gamma = 0$ 。如果 $\gamma \neq 0$ ，则表明 Z 存在内生性。若 γ 接近于 0，即 $\gamma \approx 0$ ，则说明工具变量 Z 存在微弱内生性问题，即表明工具变量“近乎外生” (Conley et al., 2012)。

由图 3 可知，随着工具变量严格外生假定被违背的程度在逐渐增强，移民多样性变量的估计系数稳健置信区间也在逐渐变宽，不过，移民多样性估计系数处于相对稳定水平，置信区间绝大多数在零点以上，且保持较高显著水平。这一检验表明，在近似外生情形下，工具变量的估计结果稳健为正，这表明“城市移民地理加权距离”的

近似外生对估计结果的影响不大，是一个可以接受的工具变量，侧面印证为何多数研究移民多样性的文献常常采用此类工具变量（Alesina et al., 2016; 余玲铮等, 2021）。

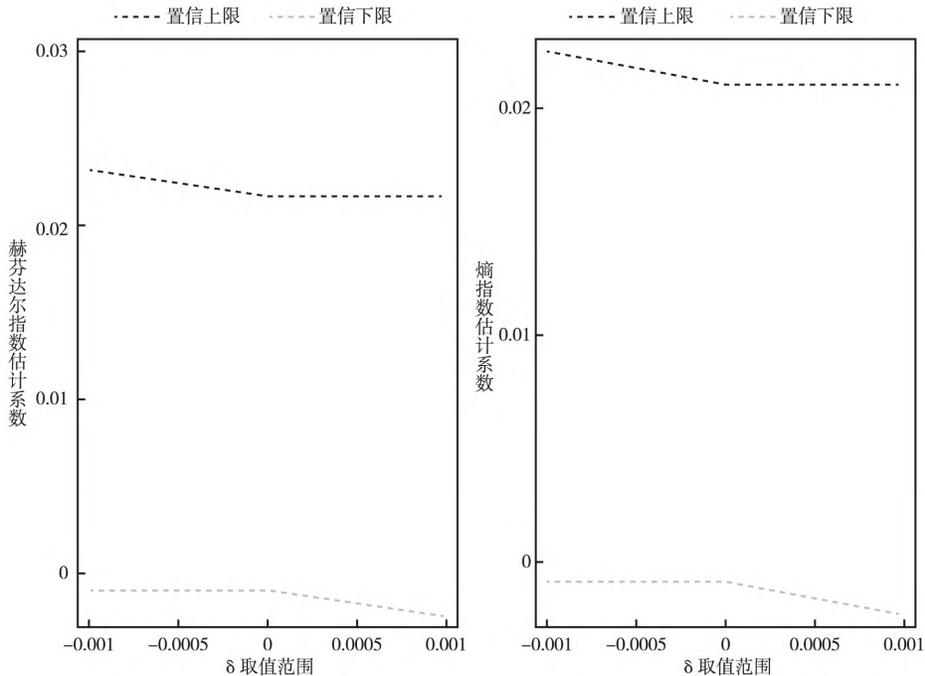


图3 基于“置信区间集合方法”的稳健置信区间

注：图中虚线分别表示在 UCI 假定下估计系数在 95% 的稳健置信上限和下限。

资料来源：根据 2011 - 2016 年中国流动人口动态监测调查、《中国城市统计年鉴》和高德地图开放平台数据计算得到。

3. 检验不可观测遗漏变量

尽管文章实证已尽可能控制城市经济特征以及时间和固定效应，但移民多样性对经济发展的估计系数可能仍会受到一些不可观测遗漏变量的影响，使得核心自变量估计结果遭受影响。为此，采用 Oster (2019) 提出经过遗漏变量偏误调整的干预效应 (bias-adjusted treatment effect) 检验方法^①。检验结果显示，经过遗漏变量偏误调

① 其计算方式为： $\beta^* = \beta_i - \delta (\beta_0 - \beta_i) ((R_{max} - R_i) / (R_i - R_0))$ 。其中， β^* 为经过遗漏变量偏误调整的干预效应即调整后的回归系数， β_0 和 R_0 分别为仅包含核心解释变量时核心解释变量的回归系数与组内 R 方， β_i 和 R_i 为包含所有控制变量时核心解释变量的回归系数与组内 R 方， R_{max} 是包含所有可观测变量与不可观测变量的最大组内 R 方， δ 是不可观察的选择效应相对于可观察的选择效应的比例。我们沿用 Oster (2019) 的设定，令 $R_{max} = 1.3R_i$ ， $\delta = 1$ 。

调整后移民多样性的赫芬达尔指数估计系数为 0.016（基准回归中该变量估计系数为 0.0148），熵指数估计系数为 0.009（基准回归中该变量估计系数为 0.0128）。与基准回归结果相比，调整后估计系数的变动很少，且系数方向保持不变，说明本文的不可观测遗漏变量问题并不严重，移民多样性促进城市经济繁荣的结论依然稳健成立。

（三）机制检验

文章第二部分已从理论上阐述移民多样性会通过提高城市劳动生产率和创新能力促进经济发展，也可能因多样性弱化社会信任而阻碍经济发展。这里进行机制检验，模型设定如下：

$$\ln(\text{productivity})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{diversity})_{i,t-1} + \lambda X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\ln(\text{creative})_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(\text{diversity})_{i,t-1} + \lambda X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\text{trust}_{it} = r_0 + r_1 \ln(\text{diversity})_{i,t-1} + \lambda X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

核心解释变量为城市移民多样性的对数值，控制变量与基准模型中所涉及的控制变量保持一致，同时控制城市与时间固定效应。本文重点关注模型中核心解释变量的系数：如果模型（6）和模型（7）移民多样性估计系数显著为正，则验证了假说 1 和假说 2 的合理性；模型（8）中 r_1 显著为负数则证实假说 3 成立。

机制检验 1：劳动生产率。本文参考 Ottaviano & Peri（2006）的做法，采用城市实际工资水平衡量劳动生产率，即对每年的名义工资使用 2011 年的消费价格指数进行平减。表 6 前两列分别报告了使用不同方法测算的移民多样性指标对城市劳动生产率的回归结果，可以看到核心解释变量移民多样性的估计系数均显著为正，说明移民多样性的确显著促进城市劳动生产率的提升。

机制检验 2：城市创新水平。本文选取发明专利授权量、专利实用新型授权量以及外观设计授权量总和的自然对数来刻画城市创新水平。需要说明，发明专利申请程序复杂，一般在初审合格后自申请日期满 18 个月公布，因此本文用第二年的发明专利授权量衡量前一年的创新水平。表 6 第（3）列和第（4）列报告了移民多样性对城市创新水平的估计结果，可以看出，移民多样性估计系数在 1% 的水平上显著为正，说明多元化的外来移民能显著促进城市创新，这对城市经济发展无疑是重要的。

检验机制 3：城市社会信任。关于个体间的社会信任水平测算需要依赖于城市个体调查数据，本文利用 2012 年、2014 年和 2016 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据构建了每个城市信任水平。表 6 第（5）列和第（6）列实证结果表明，移民多样性对城市信任水平的影响为负向，至少在 10% 水平显著，从而在经验上支持了前述的第三个理论假说，即移民多样性降低城市信任水平。

表 6 机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	劳动生产率		城市创新		社会信任	
多样性 赫芬达尔指数	0.0109* (0.0061)		0.0797*** (0.0247)		-0.0718*** (0.0271)	
多样性 熵指数		0.0134** (0.0063)		0.0713*** (0.0257)		-0.0578* (0.0327)
经济变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观察值数	1234	1234	1245	1245	230	230
R^2	0.7870	0.7873	0.6288	0.6278	0.2496	0.2141

注：括号内为系数标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

资料来源：根据 2011—2016 年中国流动人口动态监测调查、中国劳动力动态调查、《中国城市统计年鉴》和中国研究数据服务平台（CNRDS）数据计算得到。

（四）异质性检验

1. 不同地理位置的影响差异

中国的广袤疆域孕育了各地迥异的文化习俗以及技能特征，移民多样性的经济效果在不同地域是否有所差异？本文将样本划分为东中部与西部城市。表 7 第（1）列和第（2）列是采用赫芬达尔指数测算移民多样性的估计结果，从中可以看到，移民多样性在东中部显著促进经济增长。而在西部地区，移民多样性对经济增长影响不显著，其原因可能是西部城市尚未形成能够激发移民多样性活力的机制，比如劳动力市场工作匹配以及“互动与交流”机制等。而这亟需在政策层面引起关注。

2. 流动占比高低的影响差异

当前，流动人口主要汇聚于北京、上海、广州、深圳等超大城市。相较之下，经济欠发达的城市在吸纳少数流动人口的同时却大量流失本地人口，另有一些城市则表现为流入与流出人口大致相当。为考察移民多样性的经济效应是否受流动人口占比高低的影响，本文将样本城市分为流入占比高、流动占比低以及流出占比高三类进行异质性分析。根据 2016 年各省市的统计年鉴，获取样本城市的常住人口以及户籍人口的数据，推算出该城市的人口净流动情况。其中， $(\text{常住人口} - \text{户籍人口}) / \text{户籍人口} > 15\%$ 为流入占比高的城市^①，数值小于 -15% 说明流出占比高，取值在 -15% 与 15%

① 人口净流入城市样本中，移民占户籍人口比重的中位数接近于 15%。

之间为流动占比低的城市。

表 7 第 (3) 列、第 (4) 列和第 (5) 列的估计结果均表明，在流入人口占比高的城市里，移民多样性对经济发展有更加积极的影响。而在人口流失严重的城市，多样性的经济效应不显著。对于这些城市而言，留住本地居民吸引外地人口，扭转人口流失严重的颓势，是推动移民多样性促进经济增长的主要对策。

表 7 异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东中部	西部	流入占比高	流动占比低	流出占比高
移民多样性	0.0206 ^{***} (0.0058)	-0.0054 (0.0085)	0.0660 ^{***} (0.0194)	0.0109 [*] (0.0056)	-0.0026 (0.0080)
经济变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
观察值数	958	284	330	708	204
R ²	0.7128	0.9137	0.6767	0.7720	0.9157

注：括号内为系数标准误；^{*} p < 0.1, ^{**} p < 0.05, ^{***} p < 0.01。

资料来源：根据 2011 - 2016 年中国流动人口动态监测调查和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

五 结论与政策启示

考察移民迁入对地区经济发展的影响是增长文献的经典话题，关于移民多样性如何影响经济发展，目前文献并不多见。本文考察了两者之间的关系，并论证移民多样性的作用机制。本文首先利用中国流动人口动态监测调查数据构建城市移民多样性指标，进而分析其对城市经济发展的影响机制及效应。研究发现，移民多样性显著促进城市经济发展，在控制各种可能影响经济发展的因素以及纠正内生性问题后，研究结果依然稳健。机制检验表明，移民多样性尽管在一定程度降低城市信任水平，但知识与技能多样的移民集聚在一起能够显著提升城市劳动生产率和创新水平。此外，异质性分析发现，东中部以及人口流入地能够有效发挥移民多样性的经济增长效应，西部以及人口流出地由于缺乏相对完善机制体系而使得多样性的积极效应未得以彰显。

本文从经验上检验了移民多样性对城市发展的重要意义，丰富了移民多样性的研究视角。本文的研究结论能够在政策层面呼应国家关于畅通人口流动的重大现实需求。为了更好地促进人口流动，推进移民多样性对经济发展的积极作用，本文提出几点政

策启示：第一，破除妨碍劳动力、人才社会性流动的体制机制弊端。取消限制城市常住人口规模的政策，积极推动城乡之间深度融合，引导劳动要素在城乡之间合理且自由流动，保证市场在劳动力迁移与流动中发挥积极作用。第二，就业优先政策创造流动机会。劳动力选择迁移很大程度上是基于寻找优质的工作，提高对多样化移民的吸引能力，创造出更多相匹配的工作岗位，促进移民技能互补效应的发挥。第三，加大公共服务均等化程度，让流动人口同等地享受城市公共服务是吸引并留住多样化移民的有效手段。第四，倡导包容开放的城市风气，减小城市移民与当地居民以及城市移民之间的心理距离，促进群体间积极的互动与交流。

参考文献：

- 杜瑜(2010)，《中国人人格地图》，北京：金城出版社。
- 费孝通(1985)，《乡土中国》，北京：三联书店。
- 梁文泉、陆铭(2016)，《后工业化时代的城市：城市规模影响服务业人力资本外部性的微观证据》，《经济研究》第12期，第90-103页。
- 陆铭、高虹、佐藤宏(2012)，《城市规模与包容性就业》，《中国社会科学》第10期，第47-66页。
- 徐现祥、刘毓芸、肖泽凯(2015)，《方言与经济增长》，《经济学报》第2期，第1-32页。
- 余玲铮、娄世艳、王建楠、魏下海(2021)，《城市的移民多样性与创业选择》，《经济科学》第2期，第135-147页。
- 张萃(2019)，《外来人力资本、文化多样性与中国城市创新》，《世界经济》第11期，第172-192页。
- Ager, Philipp & Markus Brückner (2013). Cultural Diversity and Economic Growth: Evidence from the US during the Age of Mass Migration. *European Economic Review*, 64, 76-97.
- Alesina, Alberto & Eliana Ferrara (2005). Ethnic Diversity and Economic Performance. *Journal of Economic Literature*, 43 (3), 762-800.
- Alesina, Alberto, Johann Harnoss & Hillel Rapoport (2016). Birthplace Diversity and Economic Prosperity. *Journal of Economic Growth*, 21 (2), 101-138.

- Conley , Timothy , Christian Hansen & Peter Rossi (2012) . Plausibly Exogenous. *Review of Economics and Statistics* , 94 (1) , 260 – 272.
- Easterly , William & Ross Levine (1997) . Africa 's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions. *The Quarterly Journal of Economics* , 112 (4) , 1203 – 1250.
- Hall , Robert & Charles Jones (1999) . Why do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker than Others? *The Quarterly Journal of Economics* , 114 (1) , 83 – 116.
- Harrison , David & Katherine Klein (2007) . What 's the Difference? Diversity Constructs as Separation , Variety , or Disparity in Organizations. *Academy of Management Review* , 32 (4) , 1199 – 1228.
- Hong , Lu & Scott Page (2004) . Groups of Diverse Problem Solvers Can Outperform Groups of High-ability Problem Solvers. *Proceedings of the National Academy of Sciences* , 101 (46) , 16385 – 16389.
- Jacobs , Jane (1969) . *The Economy of Cities*. New York: Random House.
- Kemeny , Thomas (2012) . Cultural Diversity , Institutions , and Urban Economic Performance. *Environment and Planning A* , 44 (9) , 2134 – 2152.
- Kemeny , Thomas & Abigail Cooke (2018) . Spillovers from Immigrant Diversity in Cities. *Journal of Economic Geography* , 18 (1) , 213 – 245.
- Lee , Neil (2015) . Migrant and Ethnic Diversity , Cities and Innovation: Firm Effects or City Effects? *Journal of Economic Geography* , 15 (4) , 769 – 796.
- Moser , Leo (1985) . *The Chinese Mosaic: The People and Provinces of China*. New York: Routledge.
- Niebuhr , Annetrin (2010) . Migration and Innovation: Does Cultural Diversity Matter for Regional R&D Activity? *Papers in Regional Science* , 89 (3) , 563 – 585.
- Oster , Emily (2019) . Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence. *Journal of Business & Economic Statistics* , 37 (2) , 187 – 204.
- Ottaviano , Gianmarco & Giovanni Peri (2006) . The Economic Value of Cultural Diversity: Evidence from US Cities. *Journal of Economic geography* , 6 (1) , 9 – 44.
- Taagepera , Rein & James Ray (1977) . A Generalized Index of Concentration. *Sociological Methods & Research* , 5 (3) , 367 – 384.
- Van Knippenberg , Daan & Michaela Schippers (2007) . Work Group Diversity. *Annual Review Psychology* , 58 , 515 – 541.

Weber , Shlomo & Masahisa Fujita (2004) . Strategic Immigration Policies and Welfare in Heterogeneous Countries. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.500723>.

Zak , Paul & Stephen Knack (2001) . Trust and Growth. *The Economic Journal* , 111 (470) , 295 – 321.

Immigrant Diversity and Urban Economic Development

Yu Lingzheng¹ , Liu Huan¹ & Wei Xiahai²

(School of Economics and Finance , Huaqiao University¹;

Institute of Economic Development and Reform , Huaqiao University²)

Abstract: As migrants from different cultural practices enter cities , how migrant diversity affects urban economic development draws discussions in migration economics. Based on the dynamic monitoring data of the floating population in China , this paper constructs the diversity index and empirically tests the effect of the migration diversity on urban economic development. The findings are as follows: firstly , the diversity of migrants significantly promotes the development of urban economy. Secondly , mechanism test shows that although the diversity of migrants reduces the level of interpersonal trust in cities , it contributes to the formation of skill complementarities and increases labor productivity and innovation in cities. Therefore , the comprehensive impact on economic development is still positive. Thirdly , heterogeneity analysis shows that the effect of diversity on economic development is especially significant in the central and east cities and cities with high proportion of migrants. These results empirically disclose the potential economic dividends of migration diversity and provide useful policy insights on how to better stimulate urban economic vitality in the context of contemporary “mobile China” .

Keywords: immigrant diversity , economic development , labor productivity , innovation , trust

JEL Classification: J61 , O11 , R23

(责任编辑： — 帆)