

地方政府财政收支竞争策略与居民收入分配

贾俊雪, 梁焯

[摘要] 本文构建一个理论分析框架,阐释了地方政府竞争对居民收入分配的影响及其机理,提出核心理论命题;以1998—2005年地级市数据和2005年全国1%人口抽样调查数据为基础,利用工具变量法进行实证检验。研究表明,地方政府竞争增大了居民收入分配差距。原因在于:分税制改革采取财权集中的做法,压缩了地方政府“低税负”收入竞争空间,促使其更多运用“高支出”竞争策略;而在GDP增长为核心的晋升激励下,竞争加剧了地方政府注重基础设施等经济性支出而忽视教育和社会保障等民生性支出的行为偏差;亦促使其更多依靠转移支付收入为扩张的支出筹资,以将支出成本更多通过公共池渠道转嫁给中央和其他辖区政府;更倾向于利用营业税获取自有收入,而尽可能避免对经济具有较大不利影响的企业所得税和增值税等收入的较快增加。这样的收支竞争策略更倾向于增大居民收入分配差距。实证分析证实了上述作用机理,因此,实现分配公平和共享发展需优化完善地方政府治理体系。

[关键词] 地方政府竞争; 财政收支策略; 居民收入分配; 共享发展; 地方政府治理体系

[中图分类号]F126 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)11-0005-19

一、引言

1978年改革开放以来,中国经济保持了近40年的持续高速增长,创造了世人瞩目的经济奇迹。但与此同时,居民收入差距亦快速增大,分配不公问题十分严峻——由国家统计局公布的数据可知:2003—2017年,中国居民收入基尼系数总体上呈现出先升后降的变化态势,但始终保持在较高的水平上(平均为0.477,见图1)。^①收入分配差距已成为制约中国经济顺利跨越“中等收入陷阱”的一个重要因素。新时代,中国将“共享发展、共同富裕”提升为国家发展理念——党的十九大历史上第一次将全体人民共同富裕的社会主义本质外化为具体的奋斗目标,指出中国特色社会主义新时代的鲜明特征之一就是不断创造美好生活、逐步实现全体人民共同富裕。因此,如何有效缩小居

[收稿日期] 2020-07-16

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“基于中国实践的财政分权理论”(批准号71673279);国家社会科学基金重大项目“推动中国经济中高速可持续发展的突破性改革:地方政府治理体系改革”(批准号17ZDA048);中国人民大学科学研究基金项目(中央高校基本科研业务费专项资金资助)“财政分权、地方政府行为与经济发展:中国模式研究”(批准号10XNJ001)。

[作者简介] 贾俊雪,中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心教授,经济学博士;梁焯,中国人民大学财政金融学院博士研究生。通讯作者:梁焯,电子邮箱:liangxuan@ruc.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。感谢中国人民大学2019年度拔尖创新人才培养资助计划的支持。

^① 数据来源于国家统计局网站(<http://www.stats.gov.cn>)。

民收入分配差距成为中国政府和学术界亟需解决的一个重大课题(贾俊雪和孙传辉,2019)。

目前,大量文献考察了各种因素对中国居民收入分配差距的影响,包括重工业优先发展战略(陈斌开和林毅夫,2013)、国民收入要素分配(白重恩和钱震杰,2009)、行政垄断(岳希明等,2010;武鹏,2011),以及税收政策(徐建炜等,2013;贾俊雪和孙传辉,2019)等。这些研究深入揭示了上述因素对中国居民收入

分配差距的影响及其机理,但在一定程度上忽略了一个极为重要的因素——地方政府竞争的影响。作为纵向政府体系中的重要主体,地方政府的竞争性行为无疑会对居民收入分配产生潜在重要影响,这在中国表现得尤为突出。改革开放以来,中国逐步建立起以GDP增长为核心的官员考核晋升体系,赋予了地方政府发展经济的强大动机(Li and Zhou,2005)。为更好地吸引稀缺资源尤其资本(中国劳动力尤其是具有较高人力资本劳动力的跨区流动性较差),地方政府更倾向于采取“重资本、轻劳动”这一增长(效率)导向的收支竞争行为策略,故可能增大居民收入分配差距。显然,深入厘清上述逻辑机理对于深刻认识和理解中国居民收入分配差距形成的深层次制度根源,从而更好地实现分配公平和共享发展具有十分重要的意义。

为此,本文首先构建一个理论分析框架,深入阐释了地方政府竞争对居民收入分配的影响及其逻辑机理,提出核心理论命题;然后以1998—2005年地级市数据和2005年全国1%人口抽样调查数据为基础,利用人均辖区数量刻画地方政府竞争强度,运用工具变量法进行实证检验。研究表明,地方政府竞争增大了居民收入分配差距,不利于分配公平,体现在:若人均辖区数量增加1倍,居民收入基尼系数将增加9.69%。这一不利影响主要源于地方政府竞争(相比于低收入群体而言)更有利于高收入群体的收入增加。进一步的机理检验表明,辖区竞争导致地方政府支出规模扩张,强化了地方政府注重基本建设支出而忽视教育与社会保障等民生性支出的行为偏差;促使地方政府更多依靠转移支付收入来为扩张的支出筹资,以将支出成本更多地通过转移支付这一公共池渠道转嫁给中央和其他辖区政府;也更倾向于利用(税源主要集中于劳动密集型的第三产业、具有较强累退性的)营业税获取自有收入,而尽可能避免对经济具有较大不利影响的企业所得税和增值税等收入的较快增加。这为地方政府竞争对居民收入分配的不利影响提供了一个较好解释,支持了本文的核心理论命题。

与已有研究相比,本文可能的特色主要体现在以下三个方面。①大量经验研究识别了地方政府的竞争策略及其对地区经济增长和地区差距的影响,①本文则重点剖析了地方政府竞争对居民收入分配的影响及其机理,对此类文献进行了有益补充。这不仅有利于更好地认识和理解地方政府竞争的经济影响,也有助于揭示中国居民收入分配差距形成的深层次制度根源。②借鉴Stansel(2005)以及Hatfield and Kosec(2013)的做法,本文利用人均辖区数量刻画地方政府竞争强度,这有利于较直观地识别地方政府的收支竞争策略以及二者的交互影响,已有研究则往往聚焦于其中的一种竞

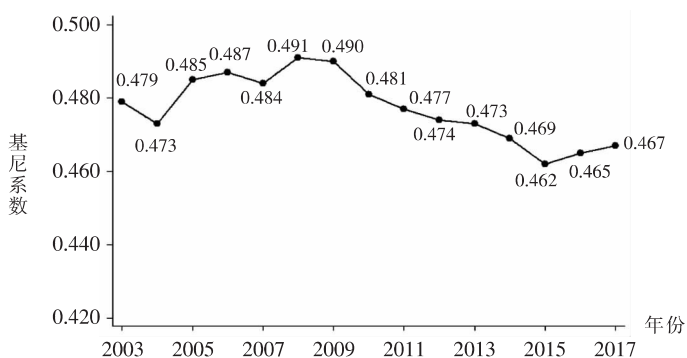


图1 2003—2017年全国居民人均可支配收入基尼系数
资料来源:国家统计局。

① 这类文献包括 Hatfield and Kosec(2013)、沈坤荣和付文林(2006)、龙小宁等(2014)。

争行为。③大样本人口抽样调查数据的使用有利于更好地刻画中国居民收入分配差距,提供地方政府竞争影响居民收入分配的微观经验证据,工具变量法的运用(以方言数量即最小方言片数作为辖区数量的工具变量)也有利于较好地矫正内生性问题。

二、分析框架与理论假说

本文以现有的地方政府竞争理论为基础,紧密结合中国行政、财政体制等相关制度安排及其决定的地方政府的利益动机和竞争策略选择,构建一个理论分析框架(见图2),剖析地方政府竞争对居民收入分配的影响及其逻辑机理,提出核心理论命题。

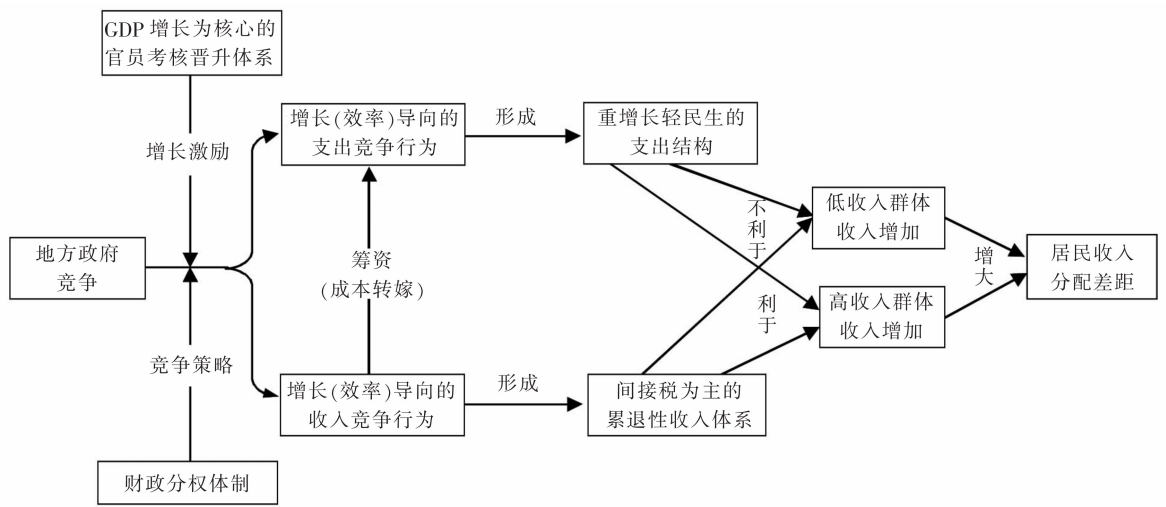


图2 地方政府竞争对居民收入分配影响的逻辑机理

目前,已有的地方政府竞争理论关于辖区竞争对地方政府收支行为进而对经济的影响尚存在争论。^① Tiebout(1956)在假设居民具有良好跨区流动性的前提下,认为辖区竞争将促使地方政府在尽可能不增加地区税负的情况下努力改善教育、社会保障等民生性公共服务以避免居民“流失”;虽然他没有直接论及,但这一“用脚投票”机制引发的地方政府竞争更倾向于会改善民生,缩小居民收入分配差距。但有一类文献指出:若没有外在约束,由于福利政策的外部性(Benefit Spillover),地方政府在教育和社会保障等居民福利政策方面会倾向于采取“避高就低”(Race to the Bottom)的竞争策略,以避免净福利接受者的大量涌入带来的财政负担及其对本辖区经济的负面冲击(Fiva and Rattsø, 2006)——这无疑会增大居民收入分配差距。此外,还有大量研究指出:现实经济中,相较于居民而言,资本具有更好的跨区流动性;在此情况下,地方政府更倾向于降低企业税负、改善基础设施等经济性服务以吸引资本,而忽视与居民福利密切相关的教育和社会保障等民生性服务(Keen and Marchand, 1997)——这也不利于缩小居民收入分配差距。Cai and Treisman(2005)则认为若地

① 目前,关于地方政府竞争的理论研究众多,大体可分为:强调吸引稀缺资源的财政竞争、强调信息外部性的标尺竞争和强调福利外部性的福利政策竞争。标尺竞争理论主要针对的是欧美国家的选举制度(Besley and Case, 1995),并不完全适用于中国,但也有研究认为中国存在“自上而下”的标尺竞争(钱金保和才国伟, 2017)。关于这方面文献较详细的介绍,请参见钱金保和才国伟(2017)。

区间的禀赋差异很大,而那些禀赋很差的地区意识到自己无法在竞争中获胜,将可能放弃吸引资本。因此,就理论而言,辖区竞争对地方政府收支行为进而对居民收入分配的影响不明确,取决于相关制度安排决定的激励和约束机制,及其对地方政府的利益动机和竞争策略选择的深刻影响。

具体到中国实践,改革开放以来,中央确立了以经济建设为中心的发展战略,逐步建立起以GDP增长为核心的官员考核晋升体系。这使得以GDP增长为核心的政治晋升利益构成了地方政府的核心理益,赋予了地方政府追求地区经济增长的强大竞争激励(Li and Zhou, 2005),财政分权体制安排则很大程度上决定了地方政府实现这一核心理益的竞争策略选择。特别地,与之前的财政承包制改革不同,1994年分税制改革采取了财权集中的做法,这明显压缩了地方政府“低税负”收入竞争的空间(谢贞发, 2016),促使地方政府转向更多运用“高支出”(确切讲是“高投资”)竞争策略。

为更好地促进经济增长,地方政府的支出竞争行为主要以增长(效率)为导向,呈现出注重公共基础设施等经济性支出而忽视教育和社会保障等民生性支出的显著特点(王永钦等, 2007)。而且,由于户籍制度的限制,中国居民(尤其具有较高人力资本的居民)的跨区流动性较差,^①这在很大程度上限制了“用脚投票”机制的作用发挥,也导致地方政府缺乏改善民生性公共服务的动机,进一步加剧了地方政府“重资本、轻民生”的支出行为倾向。这会不利于低收入群体的收入增加、而有利于高收入群体的增收,因而可能会增大居民收入分配差距。因为公共基础设施等经济性支出往往有利于提升企业资本投入和劳动投入的生产效率进而提升边际产出(Barro, 1990; 贾俊雪, 2017),促进企业利润增加进而有利于企业管理层等高收入群体的收入增加(他们能从企业利润增加中获益更多)。而且,由于高技能劳动力(高工资收入者)较低技能劳动力(如农民工等低工资收入者)而言与资本的互补性更强,故高技能劳动力较低技能劳动力而言通常会从资本投资增加(无论是公共资本投资增加还是由此带来的企业资本投资增加)中获益更大、工资收入增加更多(Pi and Zhou, 2012)。因此,公共基础设施等经济性支出增加往往更有利于高收入群体的收入增加进而会增大居民收入分配差距。^②与之不同,教育和社会保障等民生性支出,往往有利于改善居民(尤其低收入居民)的福利,进而有利于缩小居民收入差距,更好地实现社会公平。

就地方政府收入行为而言,面对支出扩张,地方政府会更倾向于尽可能避免增加自有财政收入规模,以规避对本辖区经济增长产生较大负面影响;而更多依靠上级政府给予的转移支付来为(竞争引发的)扩张的支出筹资,以便将支出成本更多通过转移支付这一公共池(Common Pool)渠道转嫁给中央政府或其他辖区政府。中央转移支付主要有三大类,即专项转移支付、一般性转移支付和税收返还。专项转移支付通常规定用途,地方政府的自由支配权较小,但其分配缺乏良好的透明性,地方与中央的讨价还价空间较大;一般性转移支付是按照因素法分配(即按照测算的地方标准化支出与标准化收入的缺口和转移支付系数确定),地方政府对这部分转移支付收入拥有自由支配权;税收返还主要包括两税(增值税和消费税)返还和企业所得税返还等,地方政府同样拥有自由支配权。而且,实践中,中央转移支付首先拨付给省级政府,然后由省级政府分配给省以下地方政府(省级政府具有很大的裁量权)。这些都使得地方政府可通过扩张支出和(或)降低自有收入努力来扩大纵向财政失衡缺口以争取更多的上级政府转移支付,也有较大的操控空间将转移支付收入用

① 较低人力资本的居民(如农民工)具有较强的跨区流动性,但因户籍制度的限制而往往无法享受当地的民生性服务。因此,中国地方政府的福利支出竞争机制较弱(钱金保和才国伟, 2017)。

② 不过,若公共基础设施条件已很好,那么较大规模的公共基础设施投资也可能对民间投资产生较大的排挤效应(Barro, 1990),从而可能产生相反影响。但就中国现实看,在相当长的时期内(包括本文的样本期内),公共基础设施都比较薄弱,故这一机制倾向于较弱。

于公共基础设施投资等生产性支出(尹恒和朱虹,2011;李永友和张帆,2019)。^①

而在不得不增加自有财政收入(尤其税收收入)的情况下,地方政府很可能更倾向于优先考虑营业税。这是因为:营业税是地方税种,地方政府对其征管政策具有较大影响力;更为重要的是,营业税具有较强的累退性,且税源主要集中于劳动密集型的第三产业,因此,在“重资本、轻劳动”这一增长(效率)导向的发展理念下,其更有可能成为地方政府获取税收收入的重要来源。与之不同,增值税是以商品和劳务的增加值为课税对象,本质上是对企业资本和劳动课征的要素税(Mieszowski,1967);而且,2012年“营改增”改革前增值税税源主要涉及第二产业,并长期为生产型(不允许抵扣固定资产,对企业投资具有抑制作用;2009年转为消费型)。企业所得税和个人所得税则属于直接税,具有较强的累进性(且企业所得税的税基为资本所得,具有较强流动性)。因此,为规避对本辖区经济增长造成较大不利影响,地方政府往往有较强的动机尽可能避免这些税种收入的较快增加。^②这样的收入行为使得地方收入体系更倾向于具有较强的累退性,因此,会有利于高收入群体增收而不利于低收入群体的收入增加,从而可能加大居民收入分配差距。

综上所述,本文提出如下核心理论假说:

在GDP增长为核心的官员考核晋升体系和财权上移的财政体制安排下,辖区竞争将加剧地方政府支出规模扩张,强化其增长(效率)导向的支出行为偏差;亦会促使地方政府更多依靠转移支付收入和具有较强累退性的营业税来为扩张的支出筹资,而尽可能避免对经济具有较大不利影响的企业所得税和增值税等收入的较快增加。因此,地方政府竞争更倾向会增大居民收入分配差距,不利于分配公平。

三、计量策略与数据

1. 模型设定

借鉴已有文献的普遍做法(Shen and Yao,2008; Hatfield and Kosec,2013),本文采用如下回归模型,以更好地识别地方政府竞争对居民收入分配的影响,对本文的核心理论命题进行检验:

- ① 限于数据,本文没有考虑地方政府的预算外收支行为。实践中,地方政府也普遍将预算外收支作为重要的竞争工具,突出表现在:地方政府倾向于通过低价转让工业用地来吸引企业投资办厂,通过高价转让商住用地来获取更多财政收入(王媛和杨广亮,2016)。同时,地方政府还普遍利用地方投融资平台等隐性借贷来为支出筹资,但由于数据限制,本文也未考虑地方政府债务。不过,地方政府在这些方面的竞争行为逻辑是一样的,即追求增长(效率)导向的竞争策略以获取更大的晋升机会,进而对居民收入分配的影响逻辑亦是相似的。
- ② 2018年国地税合并之前,国家税务总局(国税局)采取的是垂直管理体制(即“条条”管理模式),负责中央税、中央地方共享税的征管。个人所得税在2002年所得税分享改革后成为中央地方共享税,但一直由地方税务局(地税局)负责征管。2002年以前,企业所得税按企业行政隶属关系征管——中央企业归国税局征管,地方企业归地税局征管;2002年所得税分享改革将企业所得税划为中央地方共享税,原有企业的征管方式不变,新成立的企业归国税局征管;2009年再次调整——新成立的企业若缴纳增值税,则其企业所得税归国税局征管,若缴纳营业税,则归地税局征管。所以,地税局一直拥有相当部分企业所得税的征管权。因此,地方政府一直能够干预影响个人所得税和企业所得税的征管。与个人和企业所得税不同,增值税自1994年以来就一直由国税局征管。但实践中,地方政府仍能干预影响增值税的征管——特别地,国税局在地方驻地的办公楼土地审批、职工住房、子女入学、医疗福利等方面都要依赖于地方政府,这为地方政府干预影响国税局的税收征管提供了空间。因此,虽然中国的税收立法权集中在中央政府,但地方政府能够通过干预影响税收征管来实现其政策目标。这也得到了已有文献的普遍认同(沈坤荣和付文林,2006;龙小宁等,2014;李永友,2015)。

$$GN_i = \alpha + \beta \log(n_i) + \gamma X_i + \eta_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, GN_i 为地级市*i*的居民收入基尼系数;机理检验也考虑以财政支出比率(财政支出与GDP的比值)、自有财政收入比率(自有财政收入与GDP的比值)、转移支付收入比率(转移支付收入与GDP的比值)、各项财政支出占财政总支出的比重和各项税收收入占财政总收入的比重等作为因变量。遵循Stansel(2005)、Hatfield and Kosec(2013)以及许敬轩等(2019)的做法,本文利用地级市*i*的人均辖区,即所辖市区以及县和县级市(下文简称为县)的数量 n_i 来刻画地方政府竞争强度,人均辖区数量越多,地方政府竞争强度越大。^① η_i 为省份固定效应,用以控制省份特定因素的影响。 ε_i 为误差项。

X_i 为一组控制变量,包括三类变量。①居民家庭状况差异变量,这类变量无疑构成了居民收入分配差距的重要根源。借鉴Shen and Yao(2008)的做法,本文考虑了居民家庭在3个维度上的差异状况,并利用变异系数(即变量标准差与均值的比值)加以刻画。特别地,本文考虑了居民家庭收入人数(即家庭内赚取收入的人数)变异系数、家庭居住面积变异系数和家庭规模(即家庭成员数量)变异系数。②地理变量(包括海拔标准差与坡度标准差),用以控制地理环境等因素对居民收入分配差距的影响。这两个变量捕捉了地区自然环境差异,有助于控制可能影响居民收入分配差距的潜在客观因素;居住在不同海拔地区的人群可能会形成不同的生产生活方式,从而可能影响居民收入分配;坡度标准差捕捉了不同地区地表崎岖等方面的差异,这也可能会影响居民收入分配。③城镇化水平也会对地区居民收入分配产生重要影响,因此,本文也考虑了非农人口占总人口的比重,用以捕捉城镇化水平的影响。

2. 内生性问题

方程(1)可能存在内生性问题,导致OLS估计有偏。特别地,这一问题可能主要源于两个方面:一是遗漏变量问题,二是逆因果问题。首先,方程(1)考虑了较多的控制变量,但仍有遗漏变量的可能性;而这些遗漏变量如果与残差项相关,将导致内生性问题。其次,居民收入分配与辖区数量也可

① 1982年,中国实行了“市管县”行政体制改革。除北京、天津、上海和重庆4个直辖市以及海南省(地级市不辖县,县由省级政府直辖)外,其他省份采取的都是四级地方政府架构,即省级、地市级、县级和乡镇政府,各级政府都直接隶属于上一级政府。相比于乡镇,区县的划分标准更为明确统一;而且,县级政府在中国经济社会发展中发挥着极为重要的作用。因此,本文使用地级市所辖区县的数量来捕捉地级市辖区内的地方政府竞争强度。这符合已有财政分权理论的内在逻辑——辖区数量越多,财政分权水平越高,辖区竞争强度越大(Oates, 1972; Stansel, 2005; Hatfield and Kosec, 2013)。这也符合中国地方官员晋升的现实情况:中国政府官员的岗位编制由中央决定,地级市岗位编制数量相对固定,意味着县级官员的晋升岗位个数基本固定;实践中存在县级官员跨地市晋升的情况(但县级官员信息公开不完整,无法准确获知这种情况的详细信息),不过即使是在这种情况下,地级市所辖区县数量仍可较好地捕捉地方政府的竞争强度,因为这些跨地级市晋升县级官员的“脱颖而出”也主要是本地级市内竞争的结果。换言之,这种情况可理解为晋升岗位较只能在本市内升迁情况而言增加了一些,但不会改变辖区数量增加、竞争强度增大的状况。许敬轩等(2019)为此提供了良好证据:依据从各地级市市委、政府、人大和政协的官方网站搜集的数据发现,副厅级官员个数在各地级市之间的差异不大,即地级市岗位编制数量相对固定;利用1998—2013年全国1378个县1952个县令和县委书记的数据发现,地级市所辖区县的数量增加降低了县级官员的晋升概率。此外,隶属于同一地级市的县级行政单位在历史文化、地理环境和政策制度等方面具有较好的相似性,可比性较强。地级市辖区数量的最小值为零,为尽可能保留样本且不影响结果,本文实际使用的是: $\log(n+0.01)$ 。考虑到地级市所辖区县的数量往往与人口规模有关,故以人均辖区数量(取自然对数)作为解释变量以剔除人口因素的影响。下文也尝试控制经济发展水平的影响,结果没有明显不同。

能存在逆因果关系。长期以来,中国行政区划及其调整都有着严格规定^①,故这一问题并不突出。

为矫正内生性问题,本文采用工具变量法。具体而言,本文利用地级市人均方言数量(每百万人)作为地级市辖区数量的工具变量,并采用如下一阶段回归方程:

$$\log(n_i) = \pi_0 + \pi_1 l_i + \lambda X_i + \eta_j + \sigma_i \quad (2)$$

其中, l_i 为地级市*i*的人均方言数量, σ_i 为误差项。

一个好的工具变量必须满足有效性(包括相关性和外生性)条件。就相关性条件而言,无论是从各地区行政区划沿革看,还是基于生态语言学文献揭示的逻辑看,中国方言地理与行政地理的关系都非常密切——方言不同的地区往往更容易被划分为不同的辖区。图3给出地级市人均方言数量与人均辖区数量的散点图(控制了省级固定效应)。由此可知,地级市方言数量与辖区数量呈现出较强的正相关性(二者的相关系数为0.65,且在1%的置信水平上显著),表3的一阶段回归结果也很好地支持了这一点。

外生性条件(即要求工具变量对因变量不具有直接影响)是工具变量需要满足的另一个重要条件。使用方言数量作为工具变量,可能会存在这方面的担忧。一个担忧在于:地区方言的形成可能与该地区自然地理环境特征有关,而这些特征亦可能影响居民收入分配,若遗漏了这些变量,则可能会破坏外生性条件。为避免这一问题,本文在方程(1)和方程(2)中引入一组地理环境变量(包括海拔标准差与坡度标准差)和省份固定效应;并在稳健性检验中进一步控制了地级市的平均气温和降水量(还包括期初人均GDP、省会城市哑变量、东部地区哑变量和中部地区哑变量)等特征变量。

另一个担忧在于:方言可能会影响人们的交流沟通从而影响居民收入(李光勤等,2017),进而可能直接影响居民收入分配。这一问题可能在少数民族自治地区表现得较突出——少数民族语言与汉语存在明显差异,而民族自治地区的少数民族居民对汉语的掌握相对较差,一定程度上妨碍了不同民族居民间的良好交流沟通。为此,本文剔除了五个少数民族自治地区(包括内蒙古、广西、西藏、新疆和宁夏回族自治区)的样本(包含这些自治区样本不影响本文的主要结论)。而在其他省份,居民主要使用的是汉语方言。汉语方言也存在较大差异,但早在1956年中国就已在全国范围内推广普通话的使用;目前,普通话在全国(尤其少数民族自治地区以外)的普及率很高,在正式场合(学习、工作和商务谈判等),普通话的使用已成为必备条件。^②而且,本文的样本单元为地级市,使用的是最小

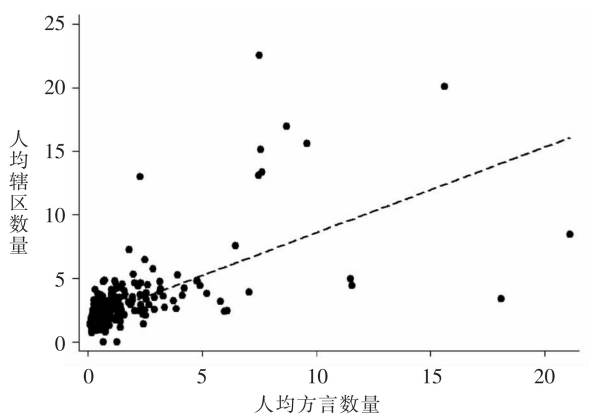


图3 地级市人均方言数量与人均辖区数量的散点图

① 县级行政区划变动调整(如新设、撤销和合并等)需报请地级市政府同意后转呈省级政府,经省级政府同意后上报国务院,国务院批转民政部审核并征求有关部门意见后报请国务院审批。目前,县一级辖区设置的基本原则主要依据的是《国务院批转民政部关于调整设市标准报告的通知》(国发[1993]38号)。2014年,民政部出台了《市辖区设置标准(征求意见稿)》,明确规定了市辖区的设置条件。

② 1956年2月,国务院发布《关于推广普通话的指示》,在全国范围内推广普通话,并成立了中央推广普通话工作委员会。1994年,中央发布《关于开展普通话水平测试工作的决定》;1998年起,将每年9月的第三周设立为“全国推广普通话宣传周”。据《人民日报》(2019年9月19日)报道:普通话在全国范围内的普及率接近80%。

单位的方言(即小片或土语,详见下文介绍),也有助于避免这一问题(虽存在不同方言,地级市居民的语言交流障碍较小)。实证检验也较好地证实了这一点:方言数量对城镇居民收入和农村居民收入总体上都不具有显著影响,进而对居民收入分配产生直接影响的可能性较小。因此,本文的工具变量可较好地满足相关性和外生性要求。

3. 数据

本文以 2005 年全国 1%人口抽样调查数据为基础计算地级市的居民收入基尼系数。这一数据是目前中国唯一公开提供居民收入的大样本人口调查数据,^①是以全国为总体,以省、自治区和直辖市为次总体,采取分层、多阶段和整群概率比例的抽样方法;总样本量为 1705 万人,占全国总人口的 1.31%。调查内容包括受访者的性别、民族、年龄、所在地、收入、就业、住房、受教育程度、生育和社会保障等信息。首先,本文以家庭为单位,将个体收入(包括现金收入和实物折合现金收入)数据按照家庭进行合并。具体而言,这里将住户编号相同的个体归属为同一家庭,将各成员月收入之和作为家庭月收入,进而得到家庭年收入,然后除以家庭人数,得到家庭人均年收入。如果个体的户籍类型是集体户,则将其视为一个独立家庭(集体户中的个体之间往往没有家庭成员关系,只是共同居住在单位的集体宿舍或其他住所),并将其收入作为家庭人均收入。然后,以地级市为单位,计算出属于该地区所有家庭样本的收入基尼系数(下文也尝试以个体为单位计算地级市居民收入基尼系数,结论依然成立)。

图 4 给出 2005 年地级市居民收入基尼系数的核密度曲线。可以看出:大部分地级市的基尼系数都在 0.4 左右,也有一些地级市的基尼系数达到 0.5 以上,表明中国居民收入不平等比较严重。地级市基尼系数的简单均值为 0.4130(见表 1),加权均值(以人口为权重)为 0.4090,明显小于国家统计局公布的数据(0.4850)。主要原因可能在于:本文对原始样本数据进行了剔除处理,详见下文。

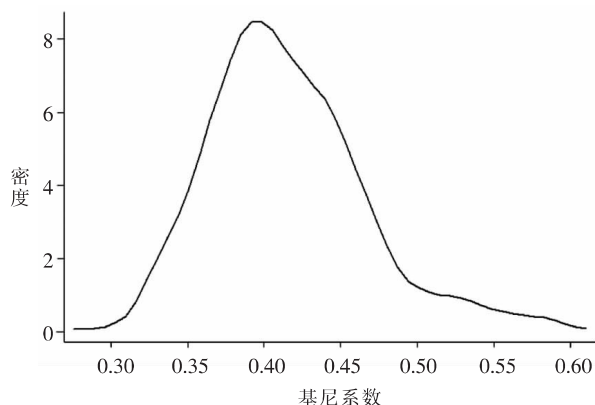


图 4 2005 年地级市居民收入基尼系数

地级市的辖区数量数据是依据国家统计局和行政区划网(<http://www.xzqh.org/html>)公布的 1998—2005 年全国行政区划代码和行政区划变更文件等计算得到。图 5 给出 1998—2005 年各地级市的辖区(包括市区和县)数量均值的频数分布直方图。可以看出,各地级市的辖区数量存在明显差异(从 0—25 不等),其中大部分地级市的辖区数量在 5—10 个左右。为控制人口因素的影响,本文最终使用的是人均辖区数量,以此捕捉地方政府竞争强度。

本文使用的工具变量即方言数量的数据来源于 2012 年出版的《中国语言地图集》(第二版)。《中国语言地图集》将中国方言划分为汉语方言和少数民族语言两大类,其中将汉语方言依次细划为方言—片—小片,将少数民族语言依次细划为语系—语言—方言—土语。本文使用的计数单位为

^① 目前,已有文献在研究居民收入分配问题时,主要使用的是城乡居民住户调查数据。与 2005 年全国 1%人口抽样调查数据相比,该数据的样本量较少且涉及到的地级市数量较少。而中国历年的人口普查数据均未公开提供居民收入数据。

两类方言的最小单位,即小片和土语(若无小片或土语,则以划分的最小单位计算)。①图6给出地级市方言数量的分布情况。样本地级市中,最少的仅有1种方言,最多的则达到22种,而有2种方言的地级市数量最多(比例接近于30%)。

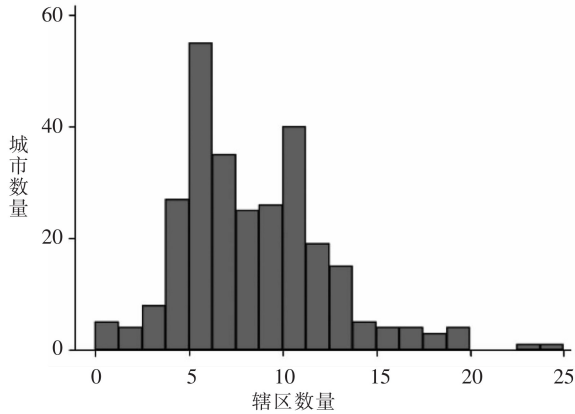


图5 地级市辖区数量

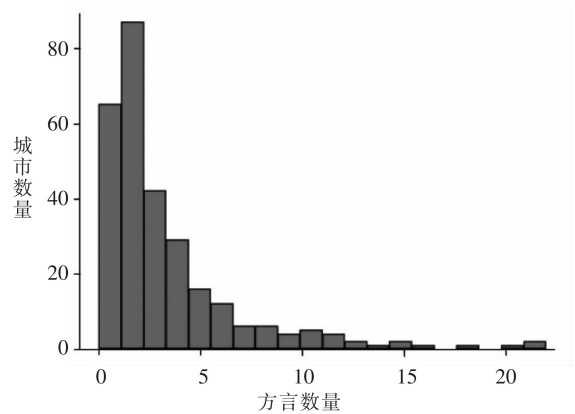


图6 方言数量

海拔和坡度数据来源于中国科学院地理科学与资源研究所公布的中国海拔和坡度数字高程模型(Digital Elevation Model,DEM)空间分布数据。本文利用 ArcGIS 软件提取了地级市所辖各区县的海拔和坡度数据,计算出地级市的海拔和坡度标准差。相关财政数据主要来自历年的《全国地市县财政统计资料》,其他数据主要来自《中国区域经济统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和各省统计年鉴。

鉴于直辖市与地级市不具有可比性,本文剔除了北京、天津、上海和重庆。海南省采取的是三级政府架构,地级市往往不辖县和县级市,故本文也没有考虑海南省。此外,本文剔除了内蒙古自治区、新疆维吾尔自治区、广西壮族自治区、宁夏回族自治区和西藏自治区这五个少数民族自治区(原因详见前文)。最后,为避免异常值的影响,本文剔除了核心变量2%的样本(小于1%分位数和大于99%分位数的观测值)。最终,本文使用的样本包含21个省份的280个地级市。表1给出主要变量的基本统计描述。

四、实证结果

1. OLS 结果

表2给出地方政府竞争对居民收入基尼系数影响的OLS回归结果:第(1)列不含控制变量和省份固定效应,第(2)—(4)列依次加入省份固定效应和控制变量。从中可知,人均辖区数量的回归系

① 1987年,中国社会科学院和澳大利亚人文科学院合作编纂了《中国语言地图集》(第一版)。与第一版相比,第二版不仅丰富了汉语方言与少数民族语言的分区分类图,还新增了近20年来语言学调查研究的重大学术进展和最新成果。《中国语言地图集》(第二版)将汉语方言分为:东北官话、北京官话、冀鲁官话、胶辽官话、中原官话、兰银官话、江淮官话、西南官话、晋语、吴语、闽语、客家话、粤语、湘语、赣语、徽语等十几种方言,每种方言又依次细分为片—小片;将少数民族语言分为五种语系:汉藏语系、阿尔泰语系、南岛语系、南亚语系和印欧语系,每种语系又依次细分为语言—方言—土语。以湖南省永州市为例,按照这一标准,方言数量为7种,其中汉语方言5种:西南官话—桂柳片—湘南小片,湘语—永全片—东祁小片,湘语—永全片—道江小片,平话土话—湘南片和客家话—铜桂片;少数民族方言2种:瑶语—勉方言—湘西土语和瑶语—标敏方言—东山土语。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
基尼系数	280	0.4130	0.0499	0.2894	0.5964
人均辖区数量(个/百万人,取自然对数)	277	0.8271	0.8028	-4.6052	3.0013
人均方言数量(种/百万人)	272	1.5827	2.5465	0.1260	21.1082
家庭收入人数变异系数	280	0.6447	0.0769	0.4972	1.3219
家庭居住面积变异系数	280	0.5880	0.1228	0.3774	1.2678
家庭规模变异系数	280	0.4044	0.0602	0.3215	0.8038
海拔标准差	260	130.9275	129.9618	0.0000	665.9576
坡度标准差	260	0.8211	0.7960	0.0000	4.1176
城镇化率	275	0.2888	0.1568	0.0614	0.8494
1998年GDP(万元,取自然对数)	277	14.2807	1.0817	10.0326	16.7301
第二产业增加值占GDP比重	273	41.9046	11.5943	14.1000	86.9583
第三产业增加值占GDP比重	273	36.3623	6.7940	10.1998	56.0350
气温(摄氏度)	274	13.8646	5.1939	-2.1167	23.4333
降水量(毫米)	274	1.0524×10 ⁴	5.1377×10 ⁴	71.9000	5.0073×10 ⁵
财政支出比率	277	0.1163	0.0920	0.0394	0.6637
基本建设支出比重	268	0.0538	0.0453	0.0001	0.3006
农业支出比重	277	0.0343	0.0112	0.0079	0.0872
教育支出比重	277	0.1952	0.0473	0.0301	0.3757
社会保障支出比重	277	0.0484	0.0377	0.0058	0.1920
自有财政收入比率	277	0.0487	0.0155	0.0221	0.1141
转移支付收入比率	277	0.0822	0.0844	0.0136	0.6114
增值税收入比重	277	0.1701	0.0601	0.0383	0.3505
营业税收入比重	277	0.2073	0.0618	0.0820	0.4350
企业所得税收入比重	277	0.0818	0.0469	-0.0083	0.3347
个人所得税收入比重	277	0.0525	0.0193	0.0140	0.1579
居民社会保险参保比例	280	0.3440	0.1939	0.0494	0.8418

注:财政支出比率、自有财政收入比率和转移支付收入比率分别为财政支出、自有财政收入和转移支付收入与GDP的比值,各类支出比重均为占财政总支出的比重,各类税收收入比重均为占自有财政总收入的比重。考虑到变量的连续性影响,模型中使用的财政和经济数据若未标明具体年份,均为1998—2005年均值。《全国地市县财政统计资料》未提供1998—2000年的企业所得税,故以“企业收入”替代。企业收入包含企业所得税、企业利润上缴和价格补贴等,因此,可能存在负值(如芜湖市1998年的企业收入为-1.868亿元)。本文也尝试剔除这些负值数据以及只使用2001—2005年的企业所得税数据,结论具有较好的稳健性。

数均为正值(数值大小相似)且具有良好的统计显著性。特别地,第(4)列的回归结果(包含所有控制变量和省份固定效应)显示,人均辖区数量的回归系数为0.0198,意味着在其他条件不变的情况下,人均辖区数量每增加一倍(如从1个增加为2个),居民收入基尼系数将增加0.0198。

2. IV 估计结果

正如前文指出的,由于潜在的内生性问题,OLS结果可能有偏。为此,本文以人均方言数量作为工具变量进行IV估计,表3和表4分别给出一阶段和二阶段的回归结果。从表3可以看出,人均方言数量与人均辖区数量具有显著且稳健的正相关关系(不同设定下的回归系数没有明显变化,且均

表 2 OLS 回归结果

变量	因变量:地级市居民收入基尼系数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
人均辖区数量(取自然对数)	0.0265*** (0.0045)	0.0214*** (0.0040)	0.0208*** (0.0049)	0.0198** (0.0083)
家庭收入人数变异系数			0.1473*** (0.0479)	0.1452*** (0.0493)
家庭居住面积变异系数			0.0072 (0.0337)	0.0238 (0.0412)
家庭规模变异系数			0.0278 (0.0715)	0.1082 (0.0763)
海拔标准差				-0.0001 (0.0001)
坡度标准差				0.0122* (0.0069)
城镇化率				-0.0421 (0.0272)
省份固定效应	否	是	是	是
样本数	273	273	273	252
R ²	0.1565	0.5099	0.5294	0.5263

注:括号中的数字为异方差稳健标准误; *、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著。以下各表同。海拔标准差的系数和标准误的单位为 10⁻⁴。

在 1%的置信水平上显著),即工具变量满足相关性条件。特别地,由第(4)列的回归结果可知,人均方言数量每增加 1 种,人均辖区数量将增加 11.91%。而且,Kleibergen-Paap F 检验值均大于 10(见表 4),表明本文的工具变量较好地通过了弱工具变量检验。

除了相关性条件以外,一个好的工具变量还需满足外生性条件(即工具变量对被解释变量不具有直接影响)。正如前文指出的,方言数量可能对居民收入分配差距产生潜在直接影响的原因在于其可能会影响居民收入。为此,本文就 1998—2005 年每年的地级市城镇居民和农村居民收入(包括实际值和名义值)对地级市人均方言数量进行回归(控制了海拔、坡度与省份固定效应)。图 7 给出人均方言数量的回归系数及 5%的置信区间。由此可见,除 2002 年略有异常外,方言数量对城乡居民收入均没有显著影响(本文也尝试剔除 2002 年样本,IV 估计结果与表 4 的结果相比没有明显变化)。因此,方言数量对居民收入分配差距具有直接影响的可能性较小,可较好地满足外生性条件。上述检验支持了本文工具变量的有效性。

从表 4 给出的 IV 估计的二阶段回归结果可知,人均辖区数量的回归系数均显著为正,且明显大于 OLS 的估计结果,表明 OLS 倾向于低估了地方政府竞争的影响。特别地,由第(4)列可知,在其他条件不变的情况下,人均辖区数量每增加 1 倍,将导致地级市居民收入基尼系数增加 0.0409,鉴于地级市居民收入基尼系数的样本均值为 0.4130(见表 1),这意味着居民收入分配差距将增大 9.69%。因此,地方政府竞争加剧了中国居民收入差距问题,这证实了本文的核心理论命题。

3. 稳健性检验

(1)增加控制变量。首先尝试增加一组新的控制变量以检验基准结果的稳健性。特别地,本文考虑了 1998 年的地级市 GDP(取自然对数),以控制期初经济发展水平的影响;以及第二产业增加值占 GDP 的比重和第三产业增加值占 GDP 的比重,以控制产业结构的影响。此外,无论是政治地位还是经济社会发展等方面,省会城市与一般地级市都有较大差异。因此,本文也考虑了省会城市哑

表 3 IV 估计的一阶段回归结果

变量	因变量:人均辖区数量(取自然对数)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
人均方言数量	0.1338*** (0.0260)	0.1324*** (0.0250)	0.1359*** (0.0256)	0.1191*** (0.0238)
家庭收入人数变异系数			2.5034** (1.2283)	-0.4755 (0.4841)
家庭居住面积变异系数			-0.3853 (0.6514)	0.1371 (0.3237)
家庭规模变异系数			-5.0966* (2.6525)	-1.6185** (0.6921)
海拔标准差				0.0003 (0.0004)
坡度标准差				0.0735 (0.0691)
城镇化率				1.1740*** (0.2408)
省份固定效应	否	是	是	是
样本数	271	271	268	249
R ²	0.2195	0.4337	0.5415	0.6843

注:海拔标准差的系数和标准误的单位为 10⁻³。

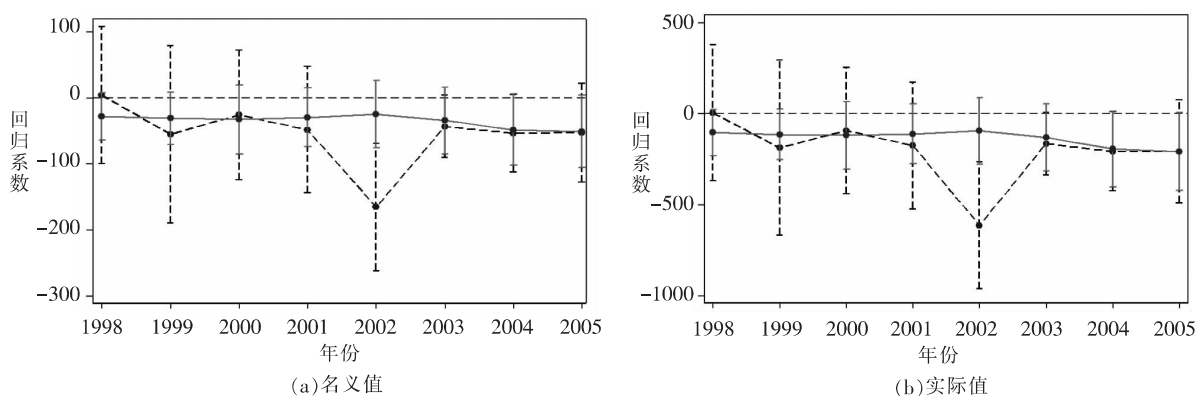


图 7 方言数量对城乡居民收入的影响系数

注:虚线代表因变量为城镇居民人均可支配收入时的回归系数及其 5% 的置信区间,实线代表因变量为农村居民人均纯收入时的回归系数及其 5% 的置信区间。实际值是利用消费价格指数折算得到的(以 1985 年为基期)。

变量(样本共包含 21 个省会城市),以控制这些差异的影响。而且,中国东中西部地区在经济社会发展、自然地理环境等方面也存在明显差异,为此本文也引入东部地区哑变量和中部地区哑变量。^① 本文还考虑了地级市的气温和降水量以控制不同地区气候差异的影响。^② 这些变量的引入不仅有

① 东中西部地区的划分以国家统计局公布的文件为依据。

② 数据来源于中国气象局气象数据中心(<http://data.cma.cn>)。该中心提供了中国基本、基准和一般地面气象站 1981—2010 年气温和降水等日气候标准值的累年数据,但没有提供每年数据。因此,本文使用的是这 30 年的累计值。日降水量的测量有两种方式:一种采取的时间窗口为 08 时—08 时;另一种为 20 时—20 时。本文采用的是前一种数据,使用后一种数据,结果没有明显不同。

表 4 IV 估计的二阶段回归结果

变量	因变量:地级市居民收入基尼系数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
人均辖区数量(取自然对数)	0.0672*** (0.0115)	0.0376*** (0.0112)	0.0369*** (0.0108)	0.0409*** (0.0101)
家庭收入人数变异系数			0.1187** (0.0528)	0.1667*** (0.0481)
家庭居住面积变异系数			0.0116 (0.0318)	0.0205 (0.0387)
家庭规模变异系数			0.1097 (0.0988)	0.1391* (0.0758)
海拔标准差				-0.0001 (0.0000)
坡度标准差				0.0115* (0.0064)
城镇化率				-0.0728** (0.0291)
省份固定效应	否	是	是	是
一阶段 F 值	26.3820	27.2140	28.2570	25.0040
样本数	268	268	268	249
R ²	—	0.4301	0.4598	0.4739

注:海拔标准差的系数和标准误的单位为 10⁻⁴。

助于减少遗漏变量偏差,缓解内生性问题,而且正如前文指出的,也有助于进一步确保工具变量满足外生性条件。由表 5 第(1)列可知,人均辖区数量的回归系数有所增大;但 Wald 检验表明,其与基准结果相比没有显著差异(见表 5 最后一行)。因此,本文的基准结论具有良好的稳健性。

(2)不含市辖区。虽然都隶属于地级市管辖,但市区与县和县级市在自主权和经济结构等方面都存在较明显的差异。为此,本文也尝试在计算地级市的辖区数量时不考虑市区而只计算所辖县的数量。表 5 第(2)列显示,新的结果与基准结果相比没有显著差异,基准结论是可靠的。

(3)以个人为单位计算基尼系数。基准分析使用的居民收入基尼系数是以家庭为单位计算的,本文也尝试以个人为单位计算基尼系数。这里只保留年龄在 18—60 岁的个体样本,以此为基础计算得到地级市的居民收入基尼系数。此时基尼系数的样本均值为 0.4020,略小于以家庭为单位计算的基尼系数的样本均值(0.4130),这符合预期。表 5 第(3)列显示,回归结果没有明显变化。

(4)按辖区数量分组。本文也尝试考察地方政府竞争的非线性影响。特别地,本文依据人均辖区数量的样本中位数将样本划分为两组:低竞争组(人均辖区数量小于中位数的),其他为高竞争组。由表 5 第(4)、(5)列可知:对于高竞争组而言,人均辖区数量的回归系数显著为正且数值较大,低竞争组的回归系数则很小且不显著(Wald 检验也表明,这两组回归系数存在显著差异)。这表明地方政府竞争对居民收入分配差距具有较明显的非线性效应,竞争强度越大,对居民收入分配的不利影响越突出。

五、机理检验

1. 对不同收入群体的影响

前文理论分析指出:地方政府竞争之所以会增大居民收入分配差距,源于其更倾向于促进高收

表 5 稳健性检验

变量	因变量:地级市居民收入基尼系数				
	增加控制变量	不含市辖区	基尼系数(以个人为单位计算)	低竞争组	高竞争组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
人均辖区数量(取自然对数)	0.0584*** (0.0189)		0.0394*** (0.0098)	0.0042 (0.0440)	0.0505*** (0.0173)
人均所辖县数量(取自然对数)		0.0340*** (0.0094)			
期初 GDP(取自然对数)	0.0023 (0.0082)				
第二产业增加值占 GDP 比重	0.0003 (0.0004)				
第三产业增加值占 GDP 比重	0.0013** (0.0006)				
省会城市哑变量	0.0529*** (0.0105)				
东部地区哑变量	-0.0524* (0.0276)				
中部地区哑变量	-0.0942*** (0.0323)				
气温	0.0013 (0.0021)				
降水量	-0.0000 (0.0000)				
基准控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
一阶段 F 值	12.586	30.2420	25.0040	19.0130	19.0060
样本数	244	249	249	125	124
R ²	0.5274	0.4466	0.4533	0.4788	0.5631
Wald 检验 p 值	0.3557	0.4603	0.8766	0.0075	

注:基准控制变量包括家庭收入人数变异系数、家庭居住面积变异系数、家庭规模变异系数、海拔标准差、坡度标准差和城镇化率(回归结果未报),以下各表同。降水量的系数和标准误的单位为 10⁻⁶。第(1)–(3)列最后一行汇报的是人均辖区数量回归系数与基准结果(见表 4 第(4)列)比较的 Wald 检验的 p 值,第(4)、(5)列最后一行汇报的是这两列人均辖区数量回归系数比较的 Wald 检验的 p 值。

入群体的收入增加,而可能不利于低收入群体增收。为检验这一理论判断,本文将地级市居民按照收入分为 10 等分组,将其中最高收入的 10%、20%和 30%归为高收入组,将最低收入的 10%、20%和 30%归为低收入组,考察地方政府竞争对这些不同收入组别居民收入占居民总收入比重的影响。^①由表 6 可知,人均辖区数量对低收入组居民收入比重的影响系数均为负值且在 1%的置信水平上显著,对高收入组居民收入比重则具有显著的正影响,这支持了前文的理论判断。而由不同收入组别影响系数的大小看,相较而言,地方政府竞争对高收入群体收入的增加效应更加突出。

^① 本文也尝试以不同收入组的居民收入(取自然对数)而非收入占比作为被解释变量,结果表明:人均辖区数量对低收入组居民收入的影响系数为正但不显著,对高收入组居民收入的影响系数则显著为正。

表 6 地方政府竞争对不同收入群体的影响

变量	因变量:不同收入组居民收入比重					
	最低 10%	最低 20%	最低 30%	最高 30%	最高 20%	最高 10%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
人均辖区数量(取自自然对数)	-0.0021*** (0.0007)	-0.0059*** (0.0017)	-0.0111*** (0.0028)	0.0356*** (0.0086)	0.0403*** (0.0101)	0.0363*** (0.0105)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
一阶段 F 值	25.0040	25.0040	25.0040	25.0040	25.0040	25.0040
样本数	249	249	249	249	249	249
R ²	0.3995	0.3968	0.4115	0.4693	0.4944	0.5247

2. 对地方政府收支行为的影响

为进一步检验前文理论分析刻画的逻辑机理,本文也探究了辖区竞争对地方政府收支行为的影响。^①表 7 给出辖区竞争对地方政府支出行为(包括支出规模与支出结构)的影响结果。从中可知:人均辖区数量对财政支出比率具有显著正影响(影响系数为 0.1519,见表 7 第(1)列),表明竞争强度越大,地方政府支出规模越大,即呈现出明显的“高支出”竞争模式。具体到各类支出,由表 7 第(2)—(5)列可知,人均辖区数量对基本建设支出比重具有显著正影响,对农业支出比重的影响很小且不显著,对教育支出比重和社会保障支出比重则具有显著负影响。表 7 第(6)列也显示,人均辖区数量对居民社会保险参保比例的影响不显著^②。基本建设支出属于典型的经济性支出,正如前文指出的,这类支出更有利于高收入群体的增收,从而不利于缩小居民收入差距;教育支出和社会保障支出则是典型的民生性支出,有利于改善居民(尤其低收入居民)福利,缩小居民收入差距。本文的结果表明,在以 GDP 增长为核心的晋升激励下,辖区竞争不仅导致地方政府支出规模扩张,亦加剧了地方政府的职能扭曲,强化了其重增长而轻民生的支出行为倾向。这为地方政府竞争增大了居民收入分配差距提供了一个良好解释,支持了本文的理论命题。

表 8 汇报了辖区竞争对地方政府收入行为的影响结果。第(1)、(2)列显示,人均辖区数量对地级市自有财政收入比率的影响系数很小且不显著,对转移支付收入比率则具有显著正影响且力度较大。这表明,地方政府在辖区竞争中倾向于不采取“低税负”收入竞争策略,且主要依靠转移支付收入为扩张的支出筹资(体现在人均辖区数量对财政支出比率和转移支付收入比率的影响系数几乎完全一样,见表 7 第(1)列和表 8 第(2)列)。究其原因,正如前文理论分析指出的,主要在于:1994 年分税制改革采取了财权集中的做法,明显压缩了地方政府“低税负”收入竞争的空间,促使地方政府转向更多运用“高支出”竞争策略;但为规避对本地区经济增长的不利影响,地方政府倾向于尽可能避免增加自有财政收入,而更多依靠转移支付收入为增加的支出筹资,以将支出成本更多地通过转移支付这一公共池渠道转嫁给中央政府或其他辖区政府。

进而,本文考虑了在地方税收收入乃至整个自有财政收入中占有重要地位的几个税种,包括营业税、增值税、企业所得税和个人所得税,它们也是已有研究普遍强调的地方政府税收竞争的主要

① 理论上讲,对居民收入分配具有最直接影响的是公共服务的居民归宿和税负的居民归宿,即不同收入群体从各项公共服务的获益情况和他们承担的各税种的税负情况。但限于数据,我们无法获取这些详细信息。

② 居民社会保险参保比例是指 18—60 岁个体中参加社会保险(包括失业保险、基本养老保险和基本医疗保险)的人员比例,数据来自 2005 年全国 1%人口抽样调查数据。

表 7 辖区竞争对地方政府支出行为的影响

变量	财政支出比率	基本建设支出比重	农业支出比重	教育支出比重	社会保障支出比重	居民社会保险参保比例
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
人均辖区数量(取自自然对数)	0.1519*** (0.0289)	0.0160** (0.0081)	0.0016 (0.0018)	-0.0177*** (0.0060)	-0.0156*** (0.0035)	0.0278 (0.0254)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
一阶段 F 值	25.0040	24.7280	25.0040	25.0040	25.0040	25.0040
样本数	249	240	249	249	249	249
R ²	0.6068	0.5275	0.5320	0.6745	0.7831	0.7200

注:居民社会保险参保比例是指 18—60 岁个体中参加社会保险(包括失业保险、基本养老保险和基本医疗保险)的人员比例,数据来自 2005 年全国 1%人口抽样调查数据。

政策工具(谢贞发,2016)。正如前文理论分析指出的,2012 年“营改增”改革前营业税税源主要集中于劳动密集型的第三产业,增值税税源主要涉及第二产业,企业所得税和个人所得税为直接税;因此,在“重资本、轻劳动”这一增长导向的发展理念下,地方政府有较强的动机避免增值税、企业所得税和个人所得税收入的较快增加,而更多依靠营业税筹措收入,故不利于缩小居民收入分配差距。这得到表 8 第(3)—(7)列回归结果的支持——人均辖区数量对营业税收入占财政总收入的比重具有显著正影响,对增值税、企业所得税和个人所得税收入比重的影响不显著。^①

总体而言,上述检验结果较好地揭示出在以 GDP 增长为核心的晋升激励下地方政府的收支竞争行为策略,为地方政府竞争对居民收入分配的不利影响提供了合理解释,较好支持了本文的核心理论命题。

表 8 辖区竞争对地方政府收入行为的影响

变量	自有财政收入比率	转移支付收入比率	营业税占财政总收入比重	增值税占财政总收入比重	企业所得税占财政总收入比重		个人所得税占财政总收入比重
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
人均辖区数量(取自自然对数)	0.0062 (0.0038)	0.1517*** (0.0289)	0.0267** (0.0114)	-0.0228 (0.0145)	0.0222 (0.0144)	0.0019 (0.0089)	0.0019 (0.0040)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
一阶段 F 值	25.0040	25.0040	25.0040	25.0040	25.0040	25.0040	25.0040
样本数	249	249	249	249	249	249	249
R ²	0.5442	0.5095	0.5638	0.4234	0.3580	0.4973	0.6851

注:《全国地市县财政统计资料》缺少 1998—2000 年的企业所得税收入数据,第(5)列以企业收入数据替代,第(6)列只使用了 2001—2005 年的数据。

① 鉴于营业税税源主要集中于第三产业,增值税税源主要涉及第二产业,本文也尝试在回归方程中引入第二产业增加值占 GDP 的比重和第三产业增加值占 GDP 的比重以控制产业结构的影响,回归结果没有明显变化。类似地,控制了产业结构的影响后,企业所得税的回归结果也未明显改变。

六、结论及政策建议

在一个分权的多级政府框架下,地方政府的竞争行为策略无疑会对居民收入分配产生潜在重要影响。本文首先构建一个理论分析框架,深入阐释了地方政府竞争对居民收入分配的影响及其逻辑机理,提出核心理论命题;进而以中国1998—2005年地级市数据和2005年全国1%人口抽样调查数据为基础,利用辖区数量刻画地方政府竞争强度,运用工具变量法进行实证检验。

研究表明,地方政府竞争增大了居民收入分配差距,不利于分配公平,体现在:若人均辖区数量增加1倍,居民收入基尼系数将增加9.69%。这一结论具有良好的稳健性。进一步的分析发现,这一不利影响主要源于地方政府竞争更有利于高收入群体的收入增加。原因主要在于:1994年分税制改革采取了财权集中的做法,明显压缩了地方政府“低税负”收入竞争的空间,促使地方政府转向更多运用“高支出”竞争策略;而在以GDP增长为核心的晋升激励下,辖区竞争加剧了地方政府的职能扭曲,强化了其注重基础设施等经济性支出而忽视教育和社会保障等民生性支出的行为倾向;亦促使地方政府更多依靠转移支付收入来为扩张的支出筹资,以将支出成本更多地通过公共池渠道转嫁给中央和其他辖区政府;且更倾向于利用(税源主要集中于劳动密集型的第三产业和具有较强累退性的)营业税来获取自有收入,而尽可能避免(对经济具有较大不利影响的)增值税、企业所得税和个人所得税收入的较快增加。这样的收支竞争策略更倾向于增大居民收入分配差距。实证分析较好地证实了上述逻辑机理,支持了本文的核心理论命题。

上述结论有利于更好地认识和理解20世纪90年代中期以来中国居民收入分配差距持续增大的深层次体制根源,对于完善地方政府治理体系以有效促进经济包容性增长、实现分配公平和共享发展具有重要启示。改革开放以来,中国经济实现了长达近40年的持续高速增长,但居民收入分配差距亦持续扩大,成为制约中国经济社会长期可持续发展的重要因素,地方政府以增长(效率)为导向的竞争性行为在其中扮演了极为重要的作用。新时代,为更好地贯彻落实党的十九大提出的“共享发展、共同富裕”这一国家发展理念,迫切需要有效矫正地方政府的竞争性行为,而其中的关键在于地方政府治理体系的完善。

(1)应持续深化官员考核晋升机制改革。目前,中国尚缺乏较成熟完善的“自下而上”的监督约束机制,因此,“自上而下”的官员考核晋升机制在未来一段较长的时期内仍将发挥无可替代的重要作用。鉴于GDP增长为核心的官员考核晋升体系已不能很好地适应新时代中国特色社会主义的发展需要,中央应持续深化官员考核晋升机制改革,增加社会民生和居民福利相关的绩效考核指标及其权重,促使地方政府官员树立科学的政绩观,更加关注社会民生和居民福利。^①

(2)应持续深化财税管理体制改革。1994年分税制改革采取了财权上移、事权下放、通过转移支付弥补地方纵向财政失衡的做法,这引发了较严重的道德风险问题,强化了地方政府“高支出”竞争模式,加剧了地方政府职能扭曲。新时代,应持续优化完善财税管理体制,适当下放财权,上移事权,降低转移支付规模,形成一个财权与事权更为匹配的分权格局;优化转移支付结构,增加资金划拨的科学性和透明度,充分发挥转移支付的政策引导作用,促进地方政府职能优化。

(3)应推进构建“向下负责”机制。中国地域辽阔,地区间发展不均衡,不同地区居民的发展诉求存在差异,而且一些民生性指标也很难准确量化,这使得中央很难制定出精确的、完备的、适用范围

^① 党的十八届三中全会提出改革和完善干部考核评价制度和完善发展成果考核评价体系的要求。2013年12月,中共中央组织部印发了《关于改进地方党政领导班子和领导干部政绩考核工作的通知》,标志着中国在树立科学的考核导向和正确的政绩观以推动经济社会可持续发展方面迈出了重要一步。

普遍的多重目标官员考核晋升体系。因此,今后应在继续完善“向上负责”机制的同时引入有效的“向下负责”机制,促使地方政府更加关注民众需求。特别地,应继续加大地方政府预算公开力度,提升预算编制、审批、执行等环节的透明度,使民众能够真正了解财政收入来源和支出用途等情况;运用预算听证等方式让民众参与到预算管理中,增强民众监督。同时,也应持续深化户籍制度改革,保障要素(尤其劳动力)的流动性,为民众“用脚投票”机制的有效发挥创造良好条件。

[参考文献]

- [1]白重恩,钱震杰. 谁在挤占居民的收入——中国国民收入分配格局分析[J]. 中国社会科学, 2009,(5):99-115.
- [2]陈斌开,林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学, 2013,(4):81-102.
- [3]贾俊雪. 公共基础设施投资与全要素生产率:基于异质企业家模型的理论分析[J]. 经济研究, 2017,(2):4-19.
- [4]贾俊雪,孙传辉. 公平与效率权衡:垄断、居民收入分配与最优财政货币政策[J]. 管理世界, 2019,(3):48-63.
- [5]李光勤,曹建华,邵帅. 语言多样性与中国对外开放的地区差异[J]. 世界经济, 2017,(3):144-168.
- [6]李永友. 转移支付与地方政府间财政竞争[J]. 中国社会科学, 2015,(10):114-133.
- [7]李永友,张帆. 垂直财政不平衡的形成机制与激励效应[J]. 管理世界, 2019,(7):43-59.
- [8]龙小宁,朱艳丽,蔡伟贤,李少民. 基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析[J]. 经济研究, 2014,(8):41-53.
- [9]钱金保,才国伟. 地方政府的税收竞争和标杆竞争——基于地市级数据的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2017,(3):1097-1118.
- [10]沈坤荣,付文林. 税收竞争、地区博弈及其增长绩效[J]. 经济研究, 2006,(6):16-26.
- [11]王永钦,张晏,章元,陈钊,陆铭. 中国的大国发展道路——论分权式改革的得失[J]. 经济研究, 2007,(1):4-16.
- [12]王媛,杨广亮. 为经济增长而干预:地方政府的土地出让策略分析[J]. 管理世界, 2016,(5):18-31.
- [13]武鹏. 行业垄断对中国行业收入差距的影响[J]. 中国工业经济, 2011,(10):78-88.
- [14]谢贞发. 中国式分税制的税收增长之谜[J]. 中国工业经济, 2016,(5):92-108.
- [15]徐建炜,马光荣,李实. 个人所得税改善中国收入分配了吗——基于对1997—2011年微观数据的动态评估[J]. 中国社会科学, 2013,(6):53-71.
- [16]许敬轩,王小龙,何振. 多维绩效考核、中国式政府竞争与地方税收征管[J]. 经济研究, 2019,(4):33-48.
- [17]尹恒,朱虹. 县级财政生产性支出偏向研究[J]. 中国社会科学, 2011,(1):88-101.
- [18]岳希明,李实,史泰丽. 垄断行业高收入问题探讨[J]. 中国社会科学, 2010,(3):77-93.
- [19]Barro, R. J. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth [J]. *Journal of Political Economy*, 1990,98(5):103-125.
- [20]Besley, T., and A. Case. Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-setting, and Yardstick Competition [J]. *American Economic Review*, 1995,85(1):25-45.
- [21]Cai, H., and D. Treisman. Does Competition for Capital Discipline Governments? Decentralization, Globalization, and Public Policy [J]. *American Economic Review*, 2005,95(3):817-830.
- [22]Fiva, J. H., and J. Rattsø. Welfare Competition in Norway: Norms and Expenditures [J]. *European Journal of Political Economy*, 2006,(22):202-222.
- [23]Hatfield, J. W., and K. Kosec. Federal Competition and Economic Growth [J]. *Journal of Public Economics*, 2013,97(1):144-159.
- [24]Keen, M., and M. Marchand. Fiscal Competition and the Pattern of Public Spending [J]. *Journal of Public Economics*, 1997,66(1):33-53.
- [25]Li, Hongbin, and Li-An Zhou. Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China [J]. *Journal of Public Economics*, 2005,89(9-10):1743-1762.
- [26]Mieszkowski, P. M. On the Theory of Tax Incidence [J]. *Journal of Political Economy*, 1967,75(3):250-262.

- [27]Oates, W. E. Fiscal Federalism[M]. New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1972.
- [28]Pi, J., and Y. Zhou. Public Infrastructure Provision and Skilled–unskilled Wage Inequality in Developing Countries[J]. Labour Economics, 2012,19(6):881–887.
- [29]Shen, Y., and Y. Yao. Does Grassroots Democracy Reduce Income Inequality in China [J]. Journal of Public Economics, 2008,92(10–11):2182–2198.
- [30]Stansel, D. Local Decentralization and Local Economic Growth: A Cross–sectional Examination of U.S. Metropolitan Areas[J]. Journal of Urban Economics, 2005,57(1):55–72.
- [31]Tiebout, C. M. A Pure Theory of Local Expenditures[J]. Journal of Political Economy, 1956,64(5):416–424.

Local Government Competition Strategy of Fiscal Revenue and Expenditure and Residents' Income Distribution

JIA Jun-xue¹, LIANG Xuan²

- (1. School of Finance & China Financial Policy Research Center, Renmin University of China, Beijing 100872, China;
2. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: This paper constructs a theoretical analysis framework, explains the influence and mechanism of local government competition on residents' income distribution, and puts forward a core theoretical hypothesis. Based on the data of prefecture-level cities from 1998 to 2005 and Population Census data 2005, we employ the instrumental variable method for empirical testing. Studies have shown that local government competition has increased the income distribution gap among residents, which is not conducive to fair distribution. The reason is that reform of tax-sharing system in centralizing financial power substantially reduced the local government's "low tax" competition space, while encourages local governments to use more "high expenditure" competition strategy. And under the incentive of political promotion with GDP growth as the core, the jurisdiction competition has intensified local government's behavioral deviations that focus on economic expenditures such as infrastructure but ignoring people's livelihood expenditures such as education and social security. This also encourages local governments to rely more on transfer payments to finance expansion expenditures, so as to increase the cost of expenditures through public pool channels are passed on to the central government and other jurisdictions. They are more inclined to use business tax to obtain their own income, while avoiding the rapid increase in income such as corporate income tax and value-added tax that has a large adverse impact on the economy. Such income and expenditure competition strategies are more alike to increase the income distribution gap among residents. The empirical analysis better confirms the above logical mechanism and supports the theoretical hypothesis of this paper, indicating that the realization of distribution equity and shared development requires the optimization and improvement of the local government governance system.

Key Words: local government competition; strategy of fiscal revenue and expenditure; residents' income distribution; shared development; local government governance system

JEL Classification: H77 D31 E62

[责任编辑:王燕梅]