

地方政府财政收支竞争策略与居民收入分配

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)

梁煊*

(中国人民大学财政金融学院)

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; 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: F810.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-480X (2020)

[收稿日期]

[基金项目] 本文是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)(10XNJ001)、国家自然科学基金面上项目(71673279)、国家社会科学基金重大项目(17ZDA048)和中国人民大学 2019 年度拔尖创新人才培养资助计划成果的阶段性成果。

[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、副院长, 经济学博士; 梁煊, 中国人民大学财政金融学院博士研究生。通讯作者: 梁煊, 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。

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 年间,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 收入分配差距业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,如何有效缩小居民收入分配差距就成为我国政府和学术界亟需解决的一个重大课题(贾俊雪、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、林毅夫,2013),国民收入要素分配(白重恩、钱震杰,2009),行政垄断(岳希明等,2010;武鹏,2011),以及税收政策(刘怡、聂海峰,2004;徐建炜等,2013;贾俊雪、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——即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(Blanchard and Shleifer, 2001; 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。

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

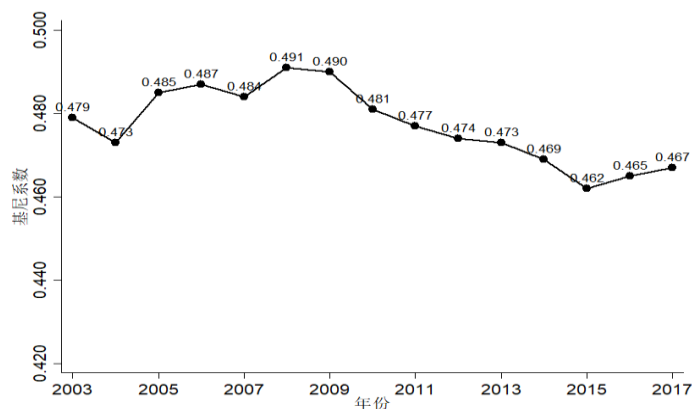


图1 2003—2017年全国居民人均可支配收入基尼系数

资料来源：国家统计局

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一倍，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

^① 这类文献包括 Case et al. (1993)、Lyytikäinen (2012)、Hatfield 和 Kosec (2013)、沈坤荣、付文林 (2006)、尹恒、徐琰超 (2011)、龙小宁等 (2014) 和汪冲 (2019) 等。

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 和 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(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。

本文其余部分的结构安排如下:第二节构建理论分析框架,提出核心理论命题;第三节介绍了本文的计量策略与数据;第四节给出实证分析和稳健性检验结果;第五节为机理检验部分;最后为本文的结论与政策建议部分。

二、分析框架与理论假说

本节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。

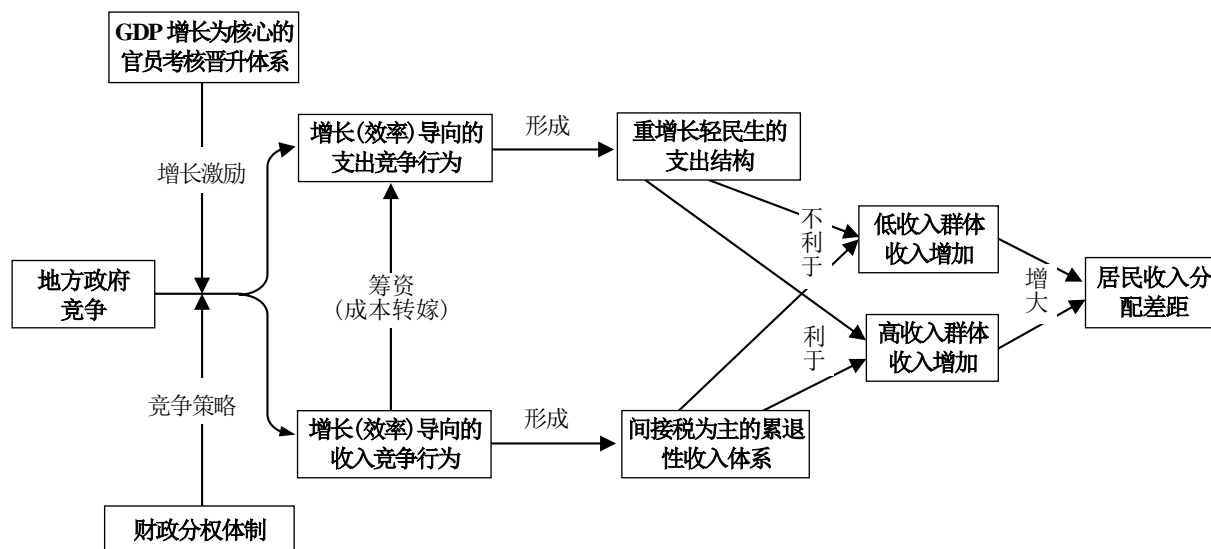


图 2 地方政府竞争对居民收入分配影响的逻辑机理图

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明显争论。^①Tiebout(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。但也有一类文献指出: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,资本无疑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; Qian and Roland, 1998; Wilson, 1999)——这也不利于缩小居民收入分配差距。Cai和Treisman(2005)对这一观点提出质疑,认为若地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,则可能会放弃吸引资本。由此可见,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(Blanchard and Shleifer, 2001; Li and Zhou, 2005),而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20世纪80年代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

^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、才国伟, 2017)。关于这方面文献较详细的介绍,请参见Wilson(1999)、Brueckner(2003)和钱金保、才国伟(2017)。

点（王永钦等，2007；龚锋、卢洪友，2009）。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（乔宝云等，2005），因而进一步加剧了地方政府“重资本、轻民生”的支出行为倾向。这更倾向于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。^②

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。^③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（Mieszkowski, 1967）；而且，（2012年“营改增”改革前）增值税税源主要涉

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、才国伟，2017）。

② 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边际产出（Aschauer, 1989; Barro, 1990; 贾俊雪，2017），这有利于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（skilled labor, 高工资收入者）较低技能劳动力（unskilled labor, 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更倾向于会增大居民收入分配差距。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会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——但就中国现实来看，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。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。

③ 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；本文的数据表明：1998—2005年，这三类转移支付占总转移支付的比重分别为33%、35%和31%。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——关于中央转移支付的详细介绍，请参见李萍（2010）。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于公共基础设施投资等生产性支出（尹恒、朱虹，2011；李永友、张帆，2019）。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（杨其静等，2014；王媛、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，但由于缺少样本期内地方政府债务的详细数据，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。

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。^①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收入集权的财政体制安排下，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：

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

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

^① 2018 年国地税合并之前，省以下地税局主要采取的是“条块”管理模式，即受上级地税局和同级地方政府的双重管理，这使得地方政府对地税局的税收征管具有较大影响力。国税局则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，则它的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 年以来就一直是中央地方共享税，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、付文林，2006；吴联生、李辰，2007；龙小宁等，2014；李永友，2015）。

比值)、财政收入比率(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和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_j 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。第一类是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和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其次,本文考虑了一组地理变量(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。最后,城镇化水平也会对地区居民收入分配产生重要影响(陆铭、陈钊,2004),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

^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; Brennan and Buchanan, 1980; Stansel, 2005; Hatfield and Kosec, 2013)。这也符合中国地方政府官员晋升的现实情况:中国政府官员的岗位编制是由中央决定的,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(遗憾的是,县级官员信息公开不完整,故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:他们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;他们利用1998—2013年全国1378个县1952个县长和县委书记的数据发现,地级市所辖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)作为被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。

^② Shen和Yao(2008)在研究基层民主与收入不平等的关系时,发现家庭在这三个维度上的差异性越大,居民收入差距越大。

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,尽管在方程(1)中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,将会导致内生性问题。其次,居民收入分配与辖区数量也可能存在逆因果关系。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来看,还是基于生态语言学文献揭示的逻辑来看,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)——第三节给出的一阶段回归结果也很好地支持了这一点。

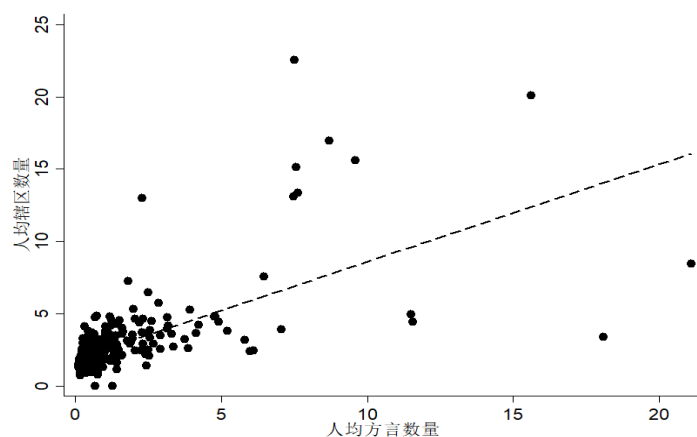


图3 地级市人均方言数量与人均辖区数量的散点图

^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。

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。一个担忧可能在于：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（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（回归结果具有良好的稳健性，详见第四节）。

另一个担忧可能在于：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，而自治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区（包括内蒙古、广西、西藏、新疆和宁夏自治区）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。^①而且，本文的样本单元为地级市，使用的是最小单位的方言（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（详见第四节），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，^②是以全国为总体，以省、自治区和直辖市

^① 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%。

^② 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。

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。最后，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（下文稳健性检验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。由此可以看出：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问题比较严重。地级市基尼系数的简单均值为 0.413（见表 1），加权均值（以人口为权重）为 0.409，明显小于国家统计局公布的数据（0.485）。原因可能主要在于：本文对原始样本数据进行了剔除处理（详见下文）。

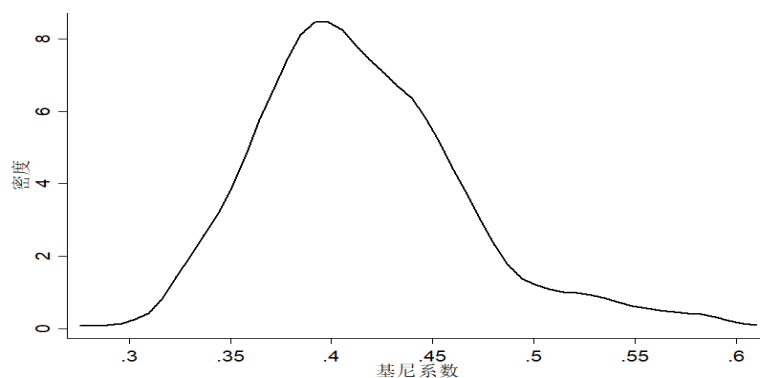


图 4 2005 年地级市居民收入基尼系数

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 至 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。

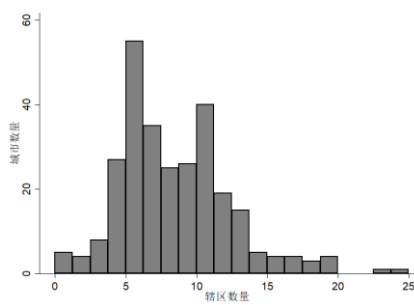


图5 地级市辖区数量

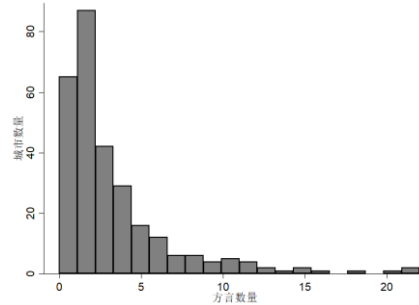


图6 方言数量

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一片一小片，将少数民族语言依次细划为语系—语言—方言—土语。^①本文使用的计数单位为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）。^②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（比例接近于三成）。

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高度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、上海和重庆市。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

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一小片；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。

② 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—东乡土语。

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。

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	665.9576
坡度标准差	260	0.8211	0.7960	0	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
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、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。

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 0.02，意味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 0.02。

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	0.1082

			(0.0715)	(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	N	Y	Y	Y
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。N 表示未控制该变量，Y 表示回归中包含该变量。海拔标准差的系数和标准误的单位为 10^{-4} 。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著。

2. IV 估计结果

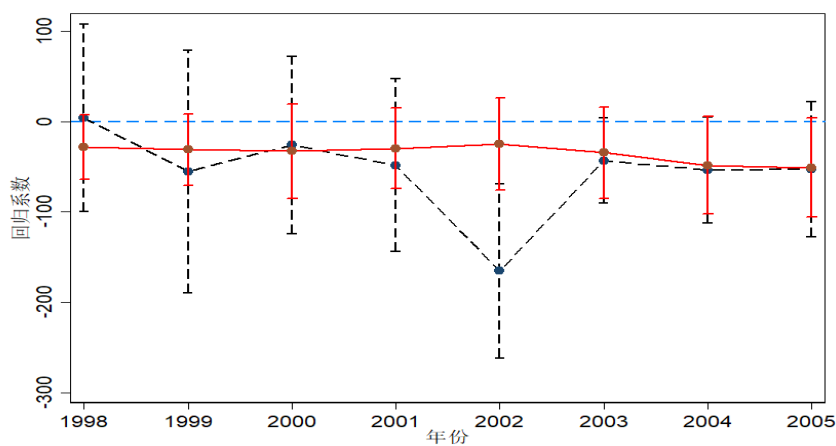
正如前文指出的，由于潜在的内生性问题，OLS 结果可能有偏。为此，本文以人均方言数量作为工具变量进行 IV 估计，表 3 和表 4 分别给出一阶段和二阶段的回归结果。从表 3 可以看出，人均方言数量与人均辖区数量具有显著且稳健的正相关关系（不同设定下的回归系数没有明显变化，且均在 1% 的置信水平上显著），即工具变量满足相关性条件。特别地，由第（4）列的回归结果可知，人均方言数量每增加 1 种，人均辖区数量将增加 11.91%。而且，Kleibergen-Paap F 检验值均大于 10（见表 4），表明本文的工具变量较好地通过了弱工具变量检验。

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***	0.1324***	0.1359***	0.1191***

	(0.0260)	(0.0250)	(0.0256)	(0.0238)
家庭收入人数变异系数			2.5034**	-0.4755
			(1.2283)	(0.4841)
家庭居住面积变异系数			-0.3853	0.1371
			(0.6514)	(0.3237)
家庭规模变异系数			-5.0966*	-1.6185**
			(2.6525)	(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	N	Y	Y	Y
样本数	271	271	268	249
R^2	0.2195	0.4337	0.5415	0.6843

注：括号中的数字为异方差稳健标准误，N表示未控制该变量，Y表示回归中包含该变量。海拔标准差的系数和标准误的单位为 10^{-3} 。*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著。



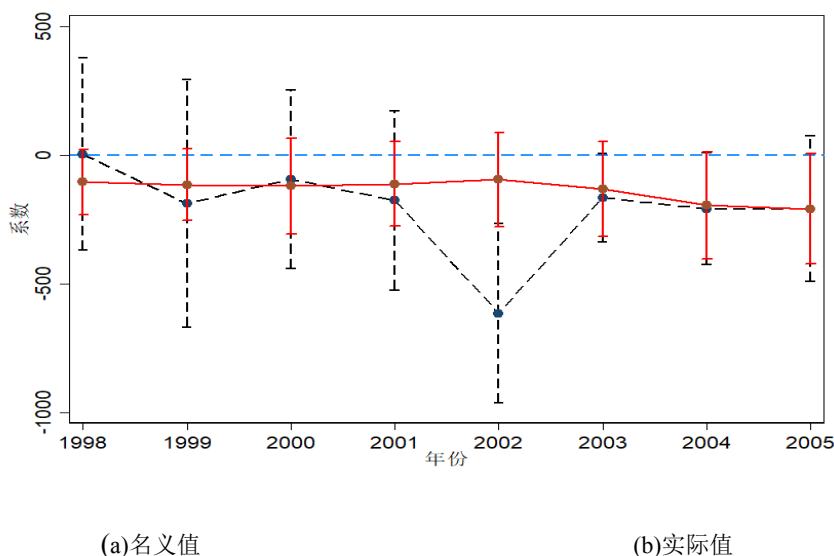


图7 方言数量对城乡居民收入的影响系数

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）。

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（虚线代表被解释变量为城镇居民人均可支配收入时的回归系数及其置信区间，实线代表被解释变量为农村居民人均纯收入时的回归系数及其置信区间）。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一倍，将导致地级市居民收入基尼系数增加0.04—鉴于地级市居民收入基尼系数的样本均值为0.413（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。

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	N	Y	Y	Y
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：括号中的数字为异方差稳健标准误，N 表示未控制该变量，Y 表示回归中包含该变量。海拔标准差的系数和标准误的单位为 10^{-4} 。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著。

3. 稳健性检验

为确保本文基准结论的可靠性,本节进行稳健性检验,表5汇报了具体检验结果。

(1) 增加控制变量。这里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最后,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(包括县级市)无论是在自主权还是在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。特别地,这里只保留了年龄在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,将其作为被解释变量——此时基尼系数的样本均值为0.402,略小于以家庭为单位计算的基尼系数的样本均值(0.413),这符合预期(杨卫华、钟慧,2011)。回归结果没有什么明显变化(见表5第(3)列)。

(4) 按辖区数量分组。最后,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

^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。

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）和（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。

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	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
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：括号中的数字为异方差稳健标准误。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）。Y 表示回归中包含该变量。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）和（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。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著。

五、机理检验

上节分析较好地验证了本文的核心理论假说，即地方政府竞争加剧了居民收入分配差距，本节依据前文构建的理论框架对其作用机理进行实证检验。

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来看,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。

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	-0.0021***	-0.0059***	-0.0111***	0.0356***	0.0403***	0.0363***
(取自然对数)	(0.0007)	(0.0017)	(0.0028)	(0.0086)	(0.0101)	(0.0105)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
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

注:括号中的数字为异方差稳健标准误。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(结果未报)。Y表示回归中包含该变量。*、**、***分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著。

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。②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:

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。

② 理论上讲,对居民收入分配具有最直接影响的应当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

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 0.15，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^①）。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 7 辖区竞争对地方政府支出行为的影响

变量	财政支出	基本建设支	农业支出	教育支出比	社会保障支	居民社会保险
	比率	出比重	比重	重	出比重	参保比例
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
人均辖区数量（取自然对数）	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	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
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。括号中的数字为异方差稳健标准误。控制变量包括家庭收

各项公共服务的获益情况以及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。

① 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。

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（结果未报）。

Y 表示回归中包含该变量。*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著。

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没有采取“低税负”收入竞争策略，且主要依靠转移支付收入来为扩张的支出筹资（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。

表 8 辖区竞争对地方政府收入行为的影响

变量	财政收入比	转移支付收	营业税占财政	增值税占财政总	企业所得税占财政总收	个人所得税占财	
	率	入比率	总收入比重	收入比重	入比重	政总收入比重	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
人均辖区数量	0.0062	0.1517***	0.0267**	-0.0228	0.0222	0.0019	0.0019
（取自然对数）	(0.0038)	(0.0289)	(0.0114)	(0.0145)	(0.0144)	(0.0089)	(0.0040)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
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。括号中的数字为异方差稳健标准误。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（结果未报）。Y 表示回归中包含该变量。*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著。

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政策工具（龙小宁等，2014；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（效率）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则不显著。^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。

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一倍，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，

^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，因此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。

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政府和其他辖区政府；且更倾向于利用（税源主要集中于劳动密集型的第三行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。

首先，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

其次，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。新时期，应持续优化完善财税管理体制——适当下放财权，

^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。

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。

最后,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”机制的有效发挥作用创造良好条件。

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] 龚锋,卢洪友. 公共支出结构、偏好匹配与财政分权[J]. 管理世界, 2009,(1):10-21.
- [4] 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.
- [5] 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.
- [6] 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.
- [7] 李萍. 财政体制简明图解[M]. 北京:中国财政经济出版社, 2010.
- [8] 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+206.
- [9] 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.

- [10] 刘怡,聂海峰. 间接税负担对收入分配的影响分析[J]. 经济研究, 2004,(5):22-30.
- [11] 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.
- [12] 陆铭,陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究, 2004,(6):50-58.
- [13] 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), 2018,(3):1097-51118.
- [14] 乔宝云,范剑勇,冯兴元. 中国的财政分权与小学义务教育[J]. 中国社会科学, 2005,(6):37-46.
- [15] 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.
- [16] 汪冲. 用地管控、财政收益与土地出让:央地用地治理探究[J]. 经济研究, 2019,(12):54-69.
- [17] 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.
- [18] 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.
- [19] 吴联生,李辰. “先征后返”,公司税负与税收政策的有效性[J]. 中国社会科学, 2007,(4):61-73.
- [20] 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.
- [21] 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.
- [22] 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.
- [23] 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.
- [24] 杨其静,卓品,杨继东. 工业用地出让与引资质量底线竞争——基于 2007~2011 年中国地级市面板数据的经验研究[J]. 管理世界, 2014,(11):24-34.
- [25] 杨卫华,钟慧. 强化个人所得税对居民家庭收入的调节作用——以广州市城镇居民家庭收入为例[J]. 税务研究, 2011,(3):36-40.
- [26] 尹恒,徐琰超. 地市级地区间基本建设公共支出的相互影响[J]. 经济研究, 2011,(7):55-64.
- [27] 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+222.

- [28] 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.
- [29] Aschauer, D. A. Back of the G-7 Pack: Public Investment and Productivity Growth in the Group of Seven [R]. Working Paper, 1989.
- [30] Barro, R.J. Government Spending in a Simple model of Endogenous Growth[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5):103-125.
- [31] Besley, T., and A. Case. Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-setting, and Yardstick Competition[J]. American Economic Review, 1995,85(1):25-45.
- [32] Blanchard, O., and A. Shleifer. Federalism with and without Political Centralization: China versus Russia[J]. IMF Staff Papers, 2001,48(1):171-179.
- [33] Brennan, G., and J. M. Buchanan. The Power to Tax: Analytic Foundations of a Fiscal Constitution[M]. New York: Cambridge University Press, 1980.
- [34] Brueckner, J. K. Strategic Interaction Among Governments: An Overview of Empirical Studies[J]. International Regional Science Review, 2003,(26):175-188.
- [35] 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.
- [36] Case, A. C., H. S. Rosen, and J.R. Hines. Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States[J]. Journal of Public Economics, 1993,52(3):285-307.
- [37] Fiva, J. H., and J. Rattsø. Welfare Competition in Norway: Norms and Expenditures[J]. European Journal of Political Economy, 2006,(22):202-222.
- [38] Hatfield, J. W., and K. Kosec. Federal Competition and Economic Growth[J]. Journal of Public Economics, 2013,97(1):144-159.
- [39] Keen, M., and M. Marchand. Fiscal Competition and the Pattern of Public Spending[J]. Journal of Public Economics, 1997,66(1):33-53.
- [40] 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.
- [41] Lyytikäinen, T. Tax Competition among Local Governments: Evidence from a Property Tax

- Reform in Finland[J]. *Journal of Public Economics*, 2012,96(7-8):584-595.
- [42] Mieszkowski, P. M. On the Theory of Tax Incidence[J]. *The Journal of Political Economy*, 1967,75(3):250-262.
- [43] Oates, W. E. *Fiscal Federalism*[M]. New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1972.
- [44] Pi, J., and Y. Zhou. Public Infrastructure Provision and Skilled-unskilled Wage Inequality in Developing Countries[J]. *Labour Economics*, 2012, 19(6):881-887.
- [45] Qian, Yingyi, and G. Roland. Federalism and the Soft Budget Constraint[J]. *American Economic Review*, 1998,88(5):1143-1162.
- [46] Shen, Y., and Y. Yao. Does Grassroots Democracy Reduce Income Inequality in China?[J]. *Journal of Public Economics*, 2008,92(10-11):2182-2198.
- [47] Stansel, D. Local Decentralization and Local Economic Growth: A Cross-sectional Examination of US Metropolitan Areas[J]. *Journal of Urban Economics*, 2005,57(1):55-72.
- [48] Tiebout, C. M. A Pure Theory of Local Expenditures[J]. *Journal of Political Economy*, 1956,64(5):416-424.
- [49] Wilson, J. D. Theories of Tax Competition[J]. *National Tax Journal*, 1999,52(2):269-304.

Local Government Competition 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;)

LIANG Xuan²

(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; residents' income distribution; shared development; local government governance system

JEL Classification: H77; D31; E62

政府间收入分成与财政收入预算偏离

吕冰洋

(中国人民大学政金融学院, 中国财政金融政策研究中心)

摘要: 降低收入决算和预算之间的偏离程度是现代预算制度的基本要求, 本文研究了政府间财政收入分成对收入预算偏离的影响。理论上, 财政收入分成的上升会对下级政府产生财政压力和财政扩张两种截然相反的影响, 前者会减少政府的收入预算偏离, 而后者则会扩大收入预算偏离。运用市县层面加总的预决算数据, 实证分析较为稳健地支持了财政压力机制: 财政收入分成降低1个百分点, 收入预算偏离会增加0.3个百分点。进一步分析表明, 收入分成对预算偏离的影响在省本级层面不显著, 并且其对预算偏离的影响会随着经济发展水平的上升而降低。本文研究的现实意义是政府间收入划分的改革方案要兼顾长期稳定性与财力支持性, 这对于降低收入预算偏离、推进现代预算制度建设具有重要作用。

关键词: 财政收入预算偏离; 政府间收入分成; 财政压力; 财政扩张

JEL分类号: H61, H71, H77

一、引言

现代预算制度是现代财政制度的基础(楼继伟, 2013), 为此, 党的十九大指出, 要加快建立现代财政制度, 建立全面规范透明、标准科学、约束有力的预算制度。《中华人民共和国预算法》(2014年修正)(以下简称《预算法》)规定, 预算收入征收部门和单位“必须依照法律、行政法规的规定, 及时、足额征收应征的预算收入”, 并“不得违反法律、行政法规规定, 多征、提前征收或者减征、免征、缓征应征的预算收入”。可见, 科学、规范、透明的预算制度, 其表现之一便是政府的预算执行应与预算编制的情况尽可能保持一致, 不应出现大额的超收或者短收的情况^①, 以避免对市场预期造成过大的冲击。

然而, 自从分税制改革以来, 中国政府预决算之间的差别长期处于较大的状态。这种差别我们称

^① 超收指的是决算收入高于预算收入, 短收则是决算收入低于预算收入。

之为预算偏离或者预决算偏差，它指的是“在经立法机关审查批准的政府预算收支同作为其实际执行结果的政府决算收支之间出现了差异”（高培勇，2008）。具体的，我们定义预算偏离= $[(\text{决算}-\text{预算})/\text{预算}]*100\%$ 。预算偏离包括收入预算偏离和支出预算偏离，本文主要关注收入预算偏离。^①

图1和图2分别给出了各省收入预算偏离程度在2000-2014年的平均值以及各省预算偏离平均值的年度变化。我们发现，各省之间收入预算偏离程度的差别很明显，偏离程度大的几个省（直辖市）譬如宁夏、陕西等都超过了12%，而偏离程度小的天津，不到3%。各省这一指标的平均值为9.38%。同时，各省预算偏离的平均值在年度之间的变化也很大，自2000年以来，收入预算偏离总体不断上升，2007年则超过了15%；2008年国际金融危机开始蔓延，财政决算收入已因此受到冲击，收入预算偏离大幅下降；然而在经济刺激计划之后，2009年收入预算偏离又迅速上升，并在2011年达到最高峰，一个可能的原因是为应对财政困难，满足大规模的财政支出，地方政府通过加强征管等方式创造了大量“超收”收入^②；2012年以后，随着中国经济开始进入新常态以及预算制度的改革（例如《预算法》的修订），收入预算偏离度又大幅下降^③。可见，收入预算偏离度的变化一定程度上与经济形势和经济政策的改变相关。同时，作为最早确立现代政府预算的国家，英国2001-2003年三个财政年度的公共部门经常性收入预算偏离实际收入的幅度依次为-2.6%、-3.5%、-2.2%，平均为-2.8%（王秀芝，2009）；美国1987-2013年间税收的预算偏离程度则仅为1.5%（Boyd and Dadayan, 2014）。与发达国家相反，发展中国家的收入预算偏离度较高，例如Cangiano和Rahul（2019）使用2012-2017年的数据，探讨了26个低收入和中等收入国家的收入预测情况，发现这些国家的平均绝对预测误差为8.6%，其中超过40%的国家的平均绝对误差大于5%；Chakraborty和Sinha（2018）则发现印度2011-2013年的收入预算偏离分别为5.12%、6.42%和4.1%。与发展中国家类似，中国政府的预算偏离程度也较高，不仅远大于英美等国家，甚至远高于许多发展中国家。

预算本身是一种收支计划，应该允许决算数与预算数存在一定差距，而且在预算编制的过程中，就特意会留有一定的余地。但如果差距过大，就会带来一系列的问题。预算偏离意味着政府年初的预算政策与最终的执行政策存在差异，这在一定程度上表明政府财政政策的不确定性，这种不确定性会影响微观市场主体的预期，从而对投资等行为产生冲击；特别的，在减税降费的背景下，过多的超收收入会加重微观经济主体的实际税负，从而降低微观经济主体面临的经济激励，从而影响积极财政政策加力的效果，不利于推进供给侧结构性改革。如果预算偏离过大的状况一直持续下去，政府预算的编制就失去了其科学性和权威性，现代预算制度进而现代财政制度的建立就受到了挑战，从而会在很大程度上影响财政对国家经济调节的效果。因而，理解导致收入预算偏离的原因并提出

^① 一方面，支出预算偏离与收入预算偏离存在不同的特征，其影响因素也存在差异，难以同时对二者进行研究；另一方面，收入和支出又存在紧密联系，收入存在“超收”的情况下很可能也会影响到支出的偏离；此外，在当前减税降费的背景下，“超收”会影响纳税人对减税降费的获得感，影响政策的实施效果，因而先行研究收入预算偏离具有重要的现实意义。而对于支出预算偏离我们将另文研究。

^② 例如，多个省市在2009-2011年的预决算报告中提到加大收入征管力度，保证财政收入稳定增长等措施。

^③ 尽管预算偏离不断下降，根据陈志刚、吕冰洋（2019）的研究，总体上各省“超收”和“少支”的现象依然普遍存在，尤其是2015年之后，其基本趋势并没有出现根本性的逆转。

有针对性的措施，对于建立现代预算制度和现代财政制度，提高政府财政管理活动的绩效乃至推进国家治理的现代化都具有重要的意义。

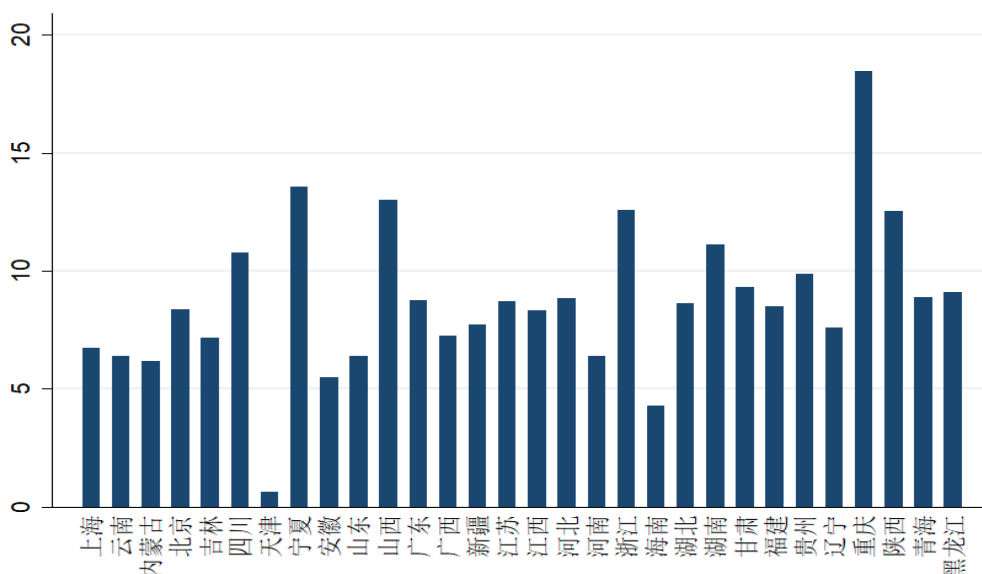


图1 各省收入预算偏离的平均值：2000-2014 (%)

数据来源：根据各省历年预决算报告整理。

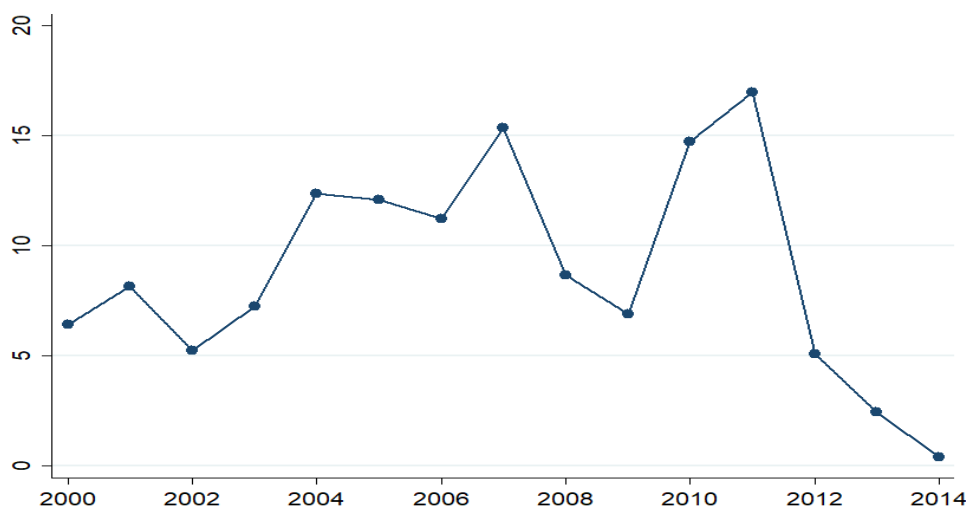


图2 2000-2014 各省收入预算偏离平均值的变化 (%)

数据来源：根据各省历年预决算报告整理。

既有文献从技术、经济以及制度等方面探讨了预算偏离的成因，但鲜有研究关注到政府间财政关系对预算偏离的影响。本文将系统分析财政收入分成对收入预算偏离的影响。李克强总理在十三届全国人大一次会议的政府工作报告中提出，要深化财税体制改革，“推进中央与地方财政事权和支出责任划分改革，抓紧制定收入划分改革方案”。收入划分改革方案的关键便是政府间收入的划分，它决定了地方政府能够获得自有财力的多寡。从理论上来说，由于地方政府在做预算编制时，不会

考虑当年财政收入分成下降所带来的税收努力和发展经济愿望的变化,在我国省以下财政收入划分主要采用分成办法的制度背景下,政府间收入分成的变化会对预算偏离产生两种相反的影响:一方面,收入分成会影响到地方财政收入的总量,带来下级政府财政压力的变化,从而导致决算收入变化并带来决算对预算的偏离;另一方面,收入分成还会影响到地方的边际财政扩张^①,下级政府收入分成越高,财政扩张程度也越强,财政决算超出预算的程度也越高。本文将在理论和实证上分析这两种机制。

本文的主要贡献包括:第一,研究预算偏离问题面临的重要挑战是数据问题,以往研究或是数据缺乏而不深入或是数据的获取还有待完善,本文利用各省历年人代会上的预决算报告收集了全省和市县层面加总的预算偏离数据,这可能是目前研究预算偏离问题最详细的数据;第二,以往文献讨论预算偏离的影响因素时,多是从在理论层面从多角度进行探讨,具体因素的分析不够深入,也缺乏相应的实证检验,本文则从理论和实证两方面系统阐述和检验了财政收入分成对收入预算偏离的影响;第三,财政收入分成的变化对地方政府行为的影响会产生两种相反的作用机制——财政压力和财政扩张,以往文献多是分析其中的一种机制,本文则同时考虑了两种机制变化对预算偏离的作用,并分析了财政压力机制起主要作用的原因。

文章的后续安排如下:第二部分回顾关于预算偏离的主要文献,阐述预算偏离的制度背景;第三部分从理论上探讨财政收入分成对收入预算偏离的可能影响,并在此基础上将构建一个简单的静态模型,对这一影响做出具体说明;第四部分主要利用市县层面的加总数据进行实证分析;最后是结论。

二、文献回顾与制度背景

(一) 文献回顾

高培勇(2008)最早提出预算偏差(预算偏离)的概念,他指出,“超收”、“超支”在中国长期存在,而且规模很大。同时,每年形成的“超收”,“几乎都要不打任何折扣地转化为当年的‘超支’”。在“超收”与“超支”之间,是一列高度相关的“直通车”。

不过,在高培勇(2008)以前,国外学者对预算偏离问题进行了较多的探讨。但是他们多从预测的科学性和准确性方面着手,并主要集中在讨论收入预测的方法以及影响因素上,并未形成“预算偏离度”这一概念,而是以“收入预测的准确性”(Revenue Forecasting Accuracy)来概括。例如,Kyobe & Danninger(2005)研究了34个低收入国家收入预测的过程,他们发现对于低收入国家的收入预

^① 与扩张性财政政策不同,本文的财政扩张指的是收入分成变化对下级政府收入扩张的影响,即收入分成导致下级政府增加税收努力,从而导致财政“超收”。

测,“更简化的程序和更高的透明度是形成一个高效率的预算的重要条件”。Jonung & Larch (2006)发现,欧盟成员国存在利用高估财政收入提高政府负债能力的情况,以规避《稳定与增长公约》关于欧元区各国财政赤字和公共债务的规定;进一步地,Boylan (2008)指出,当选举来临时,地方官员会倾向于通过高估财政收入来提高政府的负债能力以提高连任的支持度。Buettner & Bjoern (2010)则对部分 OECD 国家的收入预测实践及其表现进行了研究,他们认为,国家间的收入预测表现差异主要与宏观经济的不确定性有关,保持预测过程不受政府部门干扰对提高预测的科学性非常重要。Boyd et al. (2011)对美国州政府 1987 至 2009 年的收入预测科学性进行了分析,发现美国州政府在该期间的平均偏离为 3.5%,且预测准确与否与经济周期有关,在经济繁荣的时候,财政收入倾向被低估,而在经济低迷时,财政收入往往被高估。总结起来,国外研究关于影响政府收入预测准确性的因素,可以分为经济因素,例如经济形势波动导致的失业(Boyd & Dadayan, 2014);组织因素,尤其是预算的规则(Forrester, 1991; Rose & Smith, 2012);政治因素,譬如选举年的影响、政党的附属关系等(Smith, 2007);技术因素,例如参与预测的人员特征、预测的过程等等(Reddick, 2004; Buettner & Bjoern, 2010)。相比较而言,“预算偏离”反映的不仅仅是收入预测的问题,更有执行的问题,因而,国外关于预测的讨论侧重的是预算编制的环节,而忽略了预算的执行环节。

由于中国现代预算制度建设存在诸多不足,因而国内关于预算偏离的探讨则超出了“预测”的范畴。早期的研究多从全国层面探讨中国政府预算偏离的状况以及形成的原因,不过限于数据,这些分析多是理论层面或者数据描述上的研究。之后学术界则逐渐开始出现一些从地方层面研究收入预算偏离的文献,并有部分文章进行了实证检验。总体而言,国内关于收入预算偏离的研究主要探讨了预算偏离的基本特征,分析了预算偏离或者财政超收的成因和影响因素,并提出了降低预算偏离的措施。

就预算偏离的特征而言,长期以来中国政府收入都存在大幅超收的情况。王秀芝(2009)考察了 1994-2007 年中国政府收支预决算偏差的情况,指出“财政收入大幅超预算增长不是偶发事件,而是一种常态”。赵海利、吴明明(2014)通过对 1994-2010 年中国地方收入预算的执行情况进行分析,指出“地方政府收入预算科学性整体偏低”并且“低估政府收入具有普遍性”。随着新常态背景下经济增速的换挡,并且伴随结构性减税的政策调整,收入预算偏离有所降低,但是超收规模并没有一直下降,2015 年之后,财政超收又趋于上升(陈志刚、吕冰洋, 2019)。

就预算偏离的成因和影响因素而言,一些文献认为预算技术以及经济形势层面的因素导致了预算偏离,例如,马蔡琛(2008)指出,中国政府预算的预测方法和技术还不够成熟和完善,加上“收入预测本身所使用参数的复杂性和易变性”以及留有余地的编制原则使得预算偏离程度呈现高位运行的态势(王秀芝, 2009);而与计划经济增长率挂钩的做法使得经济周期波动以及通货膨胀都会在一定程度上导致预决算的偏离(孙玉栋、吴哲方, 2012)。制度则是影响预算偏离的另一个重要因素,一是现行财政管理体制的影响,“收入压力型政绩评价机制”与税收计划的层层加码是造成预算偏离的重要原因,并且政策制定与预算过程的分离也对预算偏离造成了不可忽视的影响(马蔡琛, 2009; 冯辉、沈肇章, 2015);二是预算法律制度的不完善使得政府执法的意愿较低,进而出现了政

府预算的“软约束”以及财政“超收”的现象（刘叔申，2010）。马蔡琛等（2015）则强调了预算行为主体心理因素的作用，他们构建了预算执行偏差的前景理论模型，指出可以利用“可得性偏差”来“构建预算执行偏差的奖惩机制”，以降低预算偏离的程度。

就降低预算偏离的措施而言，王秀芝（2009）指出，改进预算编制管理、进行预算调整、强化预算执行、协调政策制定与预算过程是降低预算偏离的重要方面。徐阳光（2011）则强调了预算法律制度的重要性，他认为“须理顺政府间关系、完善预算法律制度，并构建一套科学合理的收入预测法律机制”。在此基础上，陈志刚、吕冰洋（2019）则从建立全面规范的预算体系、理顺政府间收支责任安排、加强对预算管理的监督三方面提出了具体的建议。

可见，既有文献对中国政府收入预算偏离做了一定的研究，但鲜有文献关注到了收入分成的作用。此外，以往研究使用的数据仅仅是历年《中国财政年鉴》中全省层面的数据，而未利用省以下的的数据。本文则利用各省人代会上的预决算报告收集整理了省本级层面和市县层面加总的预决算数据^①，以探讨收入分成对预算偏离的影响。政府间收入分成之所以能够影响预算偏离，关键在于收入划分方法对财政收入预算和决算的影响机制是不一样的，对决算的影响程度高于对预算的影响程度。否则的话，如果影响程度一致，那么预算偏离就不会发生。下面根据中国财政管理体制的实践，分析财政收入预算和决算的决定因素，以及政府收入分成在其中所起的作用。

（二）制度背景

1. 政府间收入分成形式：税收弹性分成

中国政府间财政收入分成基本框架奠定自 1994 年分税制改革。分税制主要是针对中央与省之间税收划分问题进行改革，之后 2002 年又出台了《所得税分享方案》，对企业所得税和个人所得税实行中央与地方间税收共享，2016 年营业税改征增值税后，地方扩大了增值税分享比例。目前中央与省之间财政收入划分主要是税收共享方法，并且规则在各省是统一的。

但是，分税制对省以下财税体制改革没有涉及，由于地方税的长期缺失，实践上各省对主体税种广泛采用税收分成办法，对此，不少文献予以了分析（李萍，2010；张立承，2011；吕冰洋、聂辉华，2014）。各省对各税种税收分成规则不统一，这导致各地市在不同省份间面对的税收分成规则是不同的。图 3 根据吕冰洋等（2018）测算，呈现了各省之间市县加总层面（以下简称市县层面）的收入分成状况，可以看到，各省差异是非常大的。

总结来看，政府间收入划分的现状是：第一，中央与各省之间财政收入划分规则是统一的；第二，各省之间，省以下财政收入分配规则是不一致的。

^① 陈志刚、吕冰洋（2019）全面分析了中国政府预算偏离的特征，不过在全省层面，其使用的数据是《中国财政年鉴》的数据，这一数据囊括了预算调整以后的所有偏差，测算的其实是预算调整后的窄口径预算偏离，本文的预算数据则全部利用的是各省预算报告的年初数据，利用年初数据测算的预算偏离更能够刻画地方政府完整财政年度内的预算和决算行为。

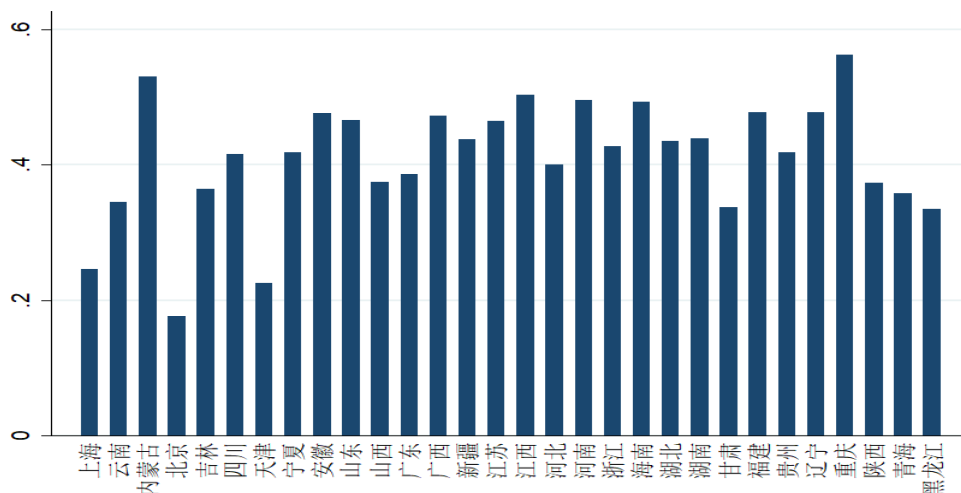


图3 各省省以下财政收入分成的平均值：2000-2013

注：纵轴表示的是市县政府的收入分成，即市县政府加总的一般公共财政收入与全省公共财政财政收入之比。

数据来源：根据《全国地市县财政统计资料》整理。

2. 财政收入预算的编制

中国政府预算采取分级编制的方式，一级政府，一级预算，地方各级总预算由本级预算和汇总的下一级总预算组成。每年的第四季度，财政部会下发预算编制的指引和通知，地方财政部门则根据通知要求组织当地次年预算的编制。就收入预算而言，在地方预算实践中，会出现三种收入计划，一个是国家税务总局对各省税务部门下达的税收任务计划，而且这种税收任务计划会出现“层层加码”的情况；另一个是“上级政府财政综合平衡后向下级财政部门提出的指导性收入计划”，它往往是下级政府的考核指标之一；还有一个则是地方政府向人大提交的收入预算，它在一定程度上参考了上述两个收入计划（罗春梅，2010）。

实践中，财政收入预算编制缺乏科学的预测过程，编制的依据较为简单，主要基于增量预算和与GDP挂钩的方法。地方政府在编制收入预算时，主要依据包括：国家法律法规以及上级政府的指示和要求、国民经济和社会发展规划以及财政中长期规划、上一年度预算执行情况和本年度收支变化因素以及上级政府的任务等。在现实操作中，主要采用两个方法：一是增量预算方法，即在上一年收入决算的基础上增加一定百分比；二是与GDP挂钩的方法，地方政府依据对当年GDP增长率的预测来确定可实现的财政收入规模，往往是在GDP增长率的基础上增加几个百分点，在预算编制的时候，各省参考的主要依据都是当年的经济社会发展规划。例如，辽宁省在编制2004年全省预算时，根据的是“《预算法》有关规定和国家财政预算收入政策以及我省国民经济主要预期指标”，“按照GDP与财政收入的弹性关系，考虑施行国家《行政许可法》、实施出口退税机制改革、降低农业税税率、取消农业特产税等政策性减收和口径调整因素，全省一般预算收入拟安排469.1亿元”。

由于这种预算特点，我们认为，尽管政府间收入分成会影响地方政府预算，但是这是趋势上或者说平均意义上的影响，即地方政府根据往年经验判断地方政府财政收入规模，地方政府当年预算

更多地是基于增量预算和与 GDP 挂钩的方法。当收入分成改变时，地方政府无法做出预先判断，当年财政收入分成比例变动也就难以对年初财政预算造成较大影响。即使当年的收入分成会影响年初预算，但它也会同时对决算产生同样的影响，更重要的是，它还会带来政府行为的变化，而这会进一步导致政府决算的变化，从而带来决算对预算的偏离。

3. 财政收入预算执行

在各级人大通过预算之后，预算进入执行阶段，预算执行的结果便是决算。在预算执行过程中，同样会受到人大的监督。但是决算超过预算带来的超收收入，其使用在 2007 年以前却并不会纳入人大的审批，而且也不会进入下一年的预算^①，“超收”收入的动用和决策“基本上在行政系统内完成”，而“未纳入人民代表大会的审批视野”，即便在形式上要走某些程序，通常的情形也是“先支用，后通报，或者边支用，边通报”。（王秀芝，2009）这导致超收资金游离了预算监管，有些地方甚至出现鼓励超收的局面^②。

那超收收入是如何产生的？政府在做财政收入预算时，会预估当年可实现的财政收入规模，财政收入以税收为主，可实现的税收收入取决于三者：税收分成、实际税率和税基。实际税率与地方政府税收努力有关，税基与地方政府发展经济努力有关。那么，地方政府的财政收入分成比例变动，会影响地方政府税收努力与发展经济努力吗？从机理上看，当地方政府所得的财政收入分成比例下降时，地方政府财政行为会受到两个相反机制的影响：一是财政压力，二是财政扩张。财政压力机制是指，地方政府面临的财政压力会随着财政收入分成比例下降而上升，为缓解财政压力，地方政府会加强税收征管或者大力发展经济，从而财政收入会上升。财政扩张机制是指，地方政府通过提高税收努力来增加财政收入的意愿度会随着财政收入分成比例下降而下降，从而财政收入会下降。这两种机制都会改变财政决算收入。

因此，总结而言，政府收入分成对财政收入预算偏离的影响机制是：我国政府间财政收入划分广泛采用分成办法；在财政压力和财政扩张机制下，财政收入分成对决算的影响程度大于对预算的影响程度；地方政府面临财政收入分成比例改变后，会选择调整政府行为改变财政决算，从而影响财政预算偏离。

下面我们结合中国预算管理体制的变化，从理论上进一步分析财政压力和财政扩张对预算偏离的影响机制。

三、理论分析与研究假说

^① 2007 年以后，尽管超收收入被纳入了预算稳定调节资金，但政府仍在当年对其使用具有很大的自由。

^② 例如，宁波市 2004 年就印发了《财政收入超收奖励办法（暂行）》，规定了分成收入超收的奖励办法。

（一）财政压力对预算偏离的影响

分税制改革的主要背景便是“两个比重”（财政收入占 GDP 的比重和中央财政收入占全国财政收入的比重）的下降，因而，分税制改革的重点是重新划分中央和地方的收入，但是却并没有相应调整中央和地方的支出责任（杨志勇，2014）。一方面，中央政府通过划分税种、设定税收分享比例、新建国家税税收征管机关、上收税收减免权等方式集中了收入特别是税收的配置权；另一方面，事权不断下放，义务教育、计划生育、医疗卫生等原本属于中央政府承担的公共支出却主要由基层政府的财政来负担（周黎安、陈祎，2015），并且伴随着国有企业改制和城镇化所内生出来的许多财政支出责任也主要由地方政府承担（傅勇，2008；陶然等，2009）。财权上收和事权下放导致地方政府尤其是基层政府面临着巨大的收支缺口和财政压力^①。

在日益严峻的财政压力下，地方政府采取了各种手段来汲取财政收入以满足支出的需要。其行为包括扩大预算外收入、加强收费和罚款的力度、高价拍卖土地、高负债行为等等。财政收入的主要来源是税收，在税收上，地方政府增加税收的方法有两个：一是提高实际税率，手段是加强税收征管^②；二是拓宽税基，手段是促进经济增长。一般地，文献把以增加实际收入率（我们把财政收入占 GDP 的比重称为实际收入率）的方式来汲取财政收入称为“攫取之手”，而把以促进经济增长，培育税源的方式增加收入称为“援助之手”（陈抗等，2002；方红生和张军，2014）。

不论是“援助之手”还是“攫取之手”，地方政府最终的目的都是努力增加财政收入，以缓解严峻的财政压力。因而，在预算保持不变的情况下，如果财政压力增大，地方政府就有动机去追求更多的收入，从而加大预算的偏离程度。

财政压力的变化是财政收支作用的共同反映，那么，地方政府的财政收入分成比例下降会导致财政压力上升吗？我们认为这在相当程度上是成立的，这主要基于以下两个理由。

第一，从中国的制度背景来看，财政收入划分的调整往往不会伴随支出责任的调整。分税制改革已经充分说明了这一点。因而，一旦地方政府财政收入分成比例下降，政府在收入降低的情况下，支出却具有刚性，财政压力也就随之上升。

第二，转移支付在缓解地方财力困境方面的作用很有限。首先，转移支付并没有完全抵消地方面临的财力冲击，例如，在 2005 年取消农业税的改革中，尽管有中央转移支付的支持，但地方依然受到了较大的财力冲击，根据陈晓光（2016）的测算，“在 2000-2004 年，县级农业税占税收总收入的比重平均为 12%；在考虑了农业税费改革转移支付补助后，农业税与该转移支付补助之和占税收收入的比重，从 2005 年前的均值 21.8% 下降到 9.5%”。其次，转移支付本身也存在诸如分配不公、资金存在层层截留、拨付进度缓慢等问题。这意味着即使有上级政府的补助，财政收入分成的下降依然会造成地方财政压力的上升。

^① 例如，贾康、白景明（2002）指出，许多地方县乡两级政府工资欠发普遍化、赤字规模不断扩大、实际债务负担沉重，财政风险日渐膨胀。

^② 而且提高实际税率是完全可行的，这是因为分税制后税收制度秉承的是一种“宽打窄用”的设计（高培勇，2006），并且根据陈晓光（2013）的研究，增值税的实际平均税率只有 10%，远低于法定税率。

因此,从我国现实看,一方面年初地方政府在做预算编制时,不会考虑当年财政收入分成下降所带来的税收努力和发展经济愿望的变化,另一方面财政收入分成的下降又会带来地方财政压力的上升并促进地方努力增加收入,这最终会导致收入预算偏离程度的上升。因而,在财政压力的机制下,财政收入分成与收入预算偏离呈负向关系。

(二) 财政扩张与预算偏离的关系

财政收入分成的变化会影响地方政府的收入征管努力程度。根据契约理论,如果委托人和代理人之间采用分成的方式决定各自收益的比例,那么这个比例的大小就会影响代理人的行为(Holmstrom and Milgrom, 1987):代理人的分成比例越高,其单位努力获得的边际收益也越高,因而代理人越会倾向于加强努力。如果将上级政府视作委托人,下级政府作为代理人,那么,下级政府从总的财政收入中分得的比例大小显然会影响其付诸的行动。

分税制以来,政府间税收的划分大量采用共享税的形式,不仅中央与地方如此,地方政府之间也是如此,政府间的各税收合同共同组成了一个“弹性分成合同系统”(吕冰洋、聂辉华,2014)。特别的,尽管中央与地方之间的分成比例基本是固定不变的,但是省以下地方政府之间税收如何划分,一直没有明确的规定,它“往往是上下级政府之间讨价还价的结果”。

在这样的制度背景下,财政收入分成的变化会在较大程度上影响地方政府的收入征管努力程度。地方政府财政收入分成越低,财政扩张程度也越小,财政决算超出预算的程度也就越小,最终会降低预算偏离的程度。因而,在财政扩张的机制下,财政收入分成与收入预算偏离呈正向关系。

(三) 模型分析

我们构建一个简单的静态模型,以便更清楚地观察财政收入分成对收入预算偏离的影响机制。假设某地区的生产函数为

$$Y = AK^\alpha G^\theta \quad (1)$$

其中, Y 为产出, K 为资本, G 表示政府支出。 α 、 θ 分别为资本和政府支出的产出弹性。

式(1)两边取对数,得:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \theta \ln G \quad (2)$$

令 $y = \ln Y$, $a_0 = \ln A + \alpha \ln K$, $a_1 = \theta$, $g = \ln G$, 则式(2)变为:

$$y = a_0 + a_1 g \quad (3)$$

设政府的预算支出为 g_0 , 预算税率为 t , 超额征税率(即实际税率超过预算税率的部分)为 T , 决算支出为 g_1 , 则预算产出为 $y_0 = a_0 + a_1 g_0$, 实际产出为 $y_1 = a_0 + a_1 g_1$ 。

上级政府首先决定下级政府的收入分成比例 s , 于是下级政府的最终收入由四部分组成:

一是上级政府的转移支付 f , 二是自有的预算收入 $R_0 = sty_0 = st(a_0 + a_1 g_0)$, 三是税基增加带

来的收入 $st(y_1 - y_0) = sta_1(g_1 - g_0)$ ，四是税率增加带来的收入 $sTy_1 = sT(a_0 + a_1g_1)$ 。此外，根据前文的讨论，税收分成比例不会对预算税率 t 产生影响，但会影响到超额征收率 T ，即 T 是 s 的函数， $T = T(s)$ ^①。

假设政府是收支平衡的，则：

$$g_0 = f + R_0 = f + st(a_0 + a_1g_0) \quad (4)$$

$$g_1 = f + st(a_0 + a_1g_0) + sta_1(g_1 - g_0) + sT(a_0 + a_1g_1) \quad (5)$$

令 $R_1 = st(a_0 + a_1g_0) + sta_1(g_1 - g_0) + sT(a_0 + a_1g_1)$ ，则 R_1 表示政府自有的决算收入。于是，政府自有决算收入对自有预算收入的偏离程度可以表示呈 $E = \frac{R_1 - R_0}{R_0}$ 。

根据式 (4)，可得：

$$R_0 = \frac{sta_0 + sta_1f}{1 - sta_1} \quad (6)$$

根据式 (5)，可得：

$$R_1 = \frac{sta_0 + sta_1f + sTa_0 + sTa_1f}{1 - sta_1 - sTa_1} \quad (7)$$

结合式 (4) 和式 (5)，有：

$R_1 - R_0 = sta_1(R_1 - R_0) + sTa_1(R_1 - R_0) + sTa_0 + sTa_1(f + R_0)$ ，于是：

$$E = \frac{R_1 - R_0}{R_0} = \frac{(sTa_0 + sTa_1f) / R_0 + sTa_1}{1 - sta_1 - sTa_1} = \frac{T}{t(1 - sta_1 - sTa_1)} \quad (8)$$

式 (8) 对 s 求偏导可得：

$$\frac{\partial E}{\partial s} = \frac{(1 - sta_1)T' + tTa_1 + T^2a_1}{t^2(1 - sta_1 - sTa_1)^2} \quad (9)$$

由 $R_1 = \frac{sta_0 + sta_1f + sta_1f + sTa_1f}{1 - sta_1 - sTa_1} > 0$ ，可知 $1 - sta_1 - sTa_1 > 0$ ， $1 - sta_1 > 0$ ，于是，式 (9)

的符号由 T' 决定。

根据前文的分析，年初地方政府的预算编制不会考虑当年财政收入分成变化所带来的税收努力和发展经济愿望的变化。在财政扩张的作用下，收入分成的下降会导致地方降低征税努力，从而导致实际征收率与计划征收率的差异降低，即超额征收率下降，因此 $T' > 0$ 。显然，此时式 (9) 大于 0，也就是说，财政收入分成越高，预算偏离越大。在财政压力的作用下，收入分成的下降会增加地方的财政压力并因此提高征税努力程度，从而导致实际征收率与计划征收率的差异上升，即超额征收率提高，因此 $T' < 0$ 。当 T' 足够小，也就说下级政府面临的财政压力足够大时，式 (9) 小于 0，

^① 为了表述方便，我们在后文都简写为 T 。此外，理论模型并未考虑税收分成带来的地方发展经济愿望的改变。

即财政收入分成越高, 预算偏离越小。在分税制改革之后, 由于财权上收事权下放导致基层政府存在严重的财政困难, 因此缓解财政压力成为地方政府的主要目标; 随着经济的发展以及事权与支出责任的改善, 地方的财政压力得到缓解, 此时财政扩张会发挥更大的作用。同样的, 对于经济发展发达地区和更高层级的政府, 其财政压力相对较小, 收入分成下降导致的收入减少对其征税努力的影响也不够敏感。

综合上述理论和模型的分析, 我们可以得到如下两个对立的假说:

假说 A: 财政收入分成提高会降低地方财政压力, 地方财政增收压力变小, 进而会缩小地方收入预算偏离。我们简称为财政压力假说。

假说 B: 财政收入分成提高会增加地方的财政努力, 进而会扩大收入预算偏离。我们简称为财政扩张假说。

显然, 假说 A 和假说 B 依据的是不同的机制, 得到结论也是完全对立的。那么, 在实践中, 到底是哪个机制起主要作用呢? 这需要我们进一步的实证检验。

四、实证分析

(一) 模型设定

为观察财政收入分成对收入预算偏离的影响, 设定计量模型如下

$$Revenuedv_{it} = \alpha + \beta fdrevenue_{it} + \gamma X_{it} + u_i + \lambda_t + v_{it} \quad (10)$$

其中, α 是常数项, 下标 i 表示省份, t 表示年份; 因变量 $Revenuedv_{it}$ 衡量的是一般收入预算与决算之间的偏离程度; $fdrevenue_{it}$ 代表地方政府获得的财政收入分成比例, X_{it} 为其它控制变量; u_i 为个体效应或随机效应, λ_t 为年份效应, v_{it} 为干扰项; β 、 γ 是对应解释变量的系数。根据我们的讨论, 如果 $\beta > 0$, 表示财政扩张起主要作用, 即财政收入分成比例越高, 下级政府面临的财政扩张越强, 预算偏离越大; 如果 $\beta < 0$, 则表示财政压力起主要作用, 即下级政府分得的财政收入分成比例越低, 面临的财政压力越大, 预算偏离越大。此外, 考虑宏观经济形势和政策的影响, 我们在回归时还控制了时间固定效应。

(二) 指标与数据

本文的关键指标是市县层面的预算偏离和收入分成。在 1999 年部门预算改革之前, “一年预算、预算一年”, 预算本身就是不停调整的, 因而预算偏离的数据也存在较多的瑕疵。同时, 2000 年以前各省的预决算报告存在较多的缺失情况, 这也导致 2000 年以前市县层面的预决算数据数量较少。

除此之外，我们测算的省以下收入分成的数据截止到2013年，并且在2000年前数据量也较少，因而我们主要利用2000-2013年间的数据进行实证分析。

1. 财政收入分成的度量

本文将市县政府作为一个整体，以某省市县政府分得的一般预算收入与该省产生的全部一般预算收入之比作为市县政府的收入分成比例。这主要是基于以下两点考虑（吕冰洋等，2018）：一是“税收弹性分成”是当前中国政府间收支责任划分的最核心契约，虽然中央有明确文件规定中央和地方关于共享税的分成比例，但对于省以下的分成规则却没有明确，导致“分成比例不是全国统一规定的，往往是上下级政府之间讨价还价的结果”；二是在同一个省份内，不同市县与上级政府的税收分成率的差异较小，而不同省份市县政府的分成率则存在较大差异，从而用各省的市县级政府总体税收分成能够在很大程度上反映省以下实际税收分成率。具体而言，有：

$$\text{某一省份市县政府的财政收入分成} = \frac{\text{该省市县政府自有的一般预算收入}}{\text{该省产生的总的一般预算收入}} * 100。$$

中国目前编制的是复式预算，预算体系包括预算包括一般公共预算、政府性基金预算、国有资本经营预算和社会保险基金预算。由于数据的限制，本文研究的对象是一般公共预算（2010年以前，各省预决算报告中称为一般预算）收入，它包括税收收入，也包括非税收入。

省以下财政收入分成的测算数据主要来自《全国地市县财政统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》、《中国税务年鉴》以及《中国统计年鉴》。

图4给出了省以下财政收入分成在时序的变化。我们可以看到，大体而言，省以下的财政收入分成表现为先下降后上升的态势，从2000年46.91%下降到2005年39.33%再上升到2013年的47.92%。可见，省以下的财政收入分成状况存在较大的时间变化。

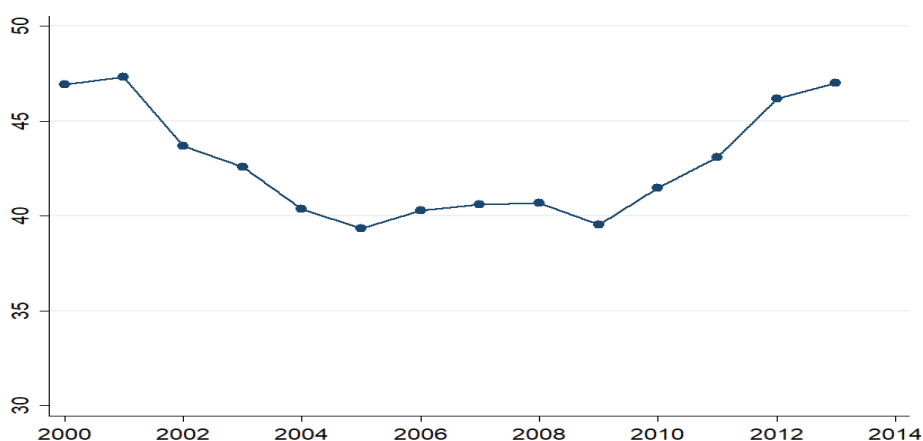


图4 市县政府一般公共预算收入的分成比例：各省平均值 (%)

2. 收入预算偏离

收入预算偏离最直接的衡量便是 $[(\text{决算}-\text{预算})/\text{预算}]*100\%$ ，不过为了结果的稳健性，我们在后文还会有其它测量的形式。由于我们的财政收入分成指标主要关注的是省以下层面，将省以下的

市县作为整体来处理，与之相对应，收入预算偏离针对的也主要是省以下层面（以下简称市县层面）。不过根据后文分析的需要，我们也使用了省本级层面的数据。

为了得到市县层面加总的预决算数据，我们用全省总的的数据减去省本级层面的数据。具体而言，我们使用的主要数据是 2000-2013 年一般公共预算（各地 2010 年以前的预决算报告都使用的是一般预算的称谓）的预算和决算数据。全省和省本级层面的预决算数据均来自历年各省（自治区、直辖市）财政厅在本级人民代表大会的预决算报告，而各地的预决算报告则主要来自各省人民政府网站、财政厅网站、人大常委会网站、国研网以及各省（自治区、直辖市）的《年鉴》和《经济年鉴》。尽管我们通过多渠道尽可能地收集了各地的资料，但仍存在某些省份在某些年份预决算报告的缺失，因而，在市县层面我们的数据存在一定的缺失值。此外，在进行具体分析时，我们还剔除了西藏的数据。

3. 其它控制变量

我们主要考虑以下一组控制变量：实际 GDP 增长率（*gdpgrowth*，单位：%）、上一期的决算收入（*L.final*，单位：亿元），这用来反映预算编制的特征，因为地方预算主要是依据上期执行情况和当年经济情况做出的；二三产业增加值占 GDP 的比重（*sectthird*，单位：%），用来捕捉产业结构的影响；进出口总额占 GDP 比重（*open*，单位：%）、国有投资占全社会投资的比重（*soe*，单位：%）、城市人口占总人口比重（*urb*，单位：%），分别反映对外开放程度、国有经济以及城市化对收入预算偏离的影响；老龄化（*old*，单位：%）、失业率（*unem*，单位：%），用来控制人口结构和就业情况的影响；此外，我们还控制了官员的特征，包括省委书记的年龄（*age*，单位：岁）、受教育水平（*edu*，以分组变量表示，1 表示本科以下，2 表示本科，3 表示研究生及以上）、是否来自中央（*formcentral*，虚拟变量，来自中央取值为 1，否则为 0）以及任期（*officeterm*，单位：年）。这些数据主要来自《中国统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》以及中国领导干部资料库，并且所有的名义变量都经过了 GDP 平减指数的平减，GDP 平减指数以 1993 年=1。

表 1 是主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	含义	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>shixiandv</i>	收入预算偏离	370	7.05	12.92	-66.54	42.52
<i>fdrevenue</i>	收入分成	378	43.21	8.92	16.40	79.90
<i>final</i>	决算收入	405	603.67	771.74	10.31	5338.41
<i>gdpgrowth</i>	GDP 增长率	420	11.86	2.35	5.40	23.80
<i>sectthird</i>	二三产业占比	420	87.02	6.69	63.55	99.43
<i>open</i>	对外开放程度	420	326.53	408.08	35.72	1721.48
<i>soe</i>	国有投资占比	420	37.00	12.21	11.45	70.26
<i>urb</i>	城市化	420	46.99	15.33	18.00	89.61
<i>old</i>	老龄化	420	8.67	1.87	4.33	16.38
<i>unem</i>	失业率	419	3.64	0.71	0.80	6.50
<i>age</i>	年龄	420	60.39	4.14	48.00	71.00

edu	教育水平	420	2.40	0.49	2.00	3.00
fromcentral	是否来自中央	420	0.39	0.49	0.00	1.00
officeterm	任期	420	5.40	2.63	1.00	15.00

注：对外开放程度的数值比较大，不过这些大的数值主要是在某些年份且在上海、浙江等开放程度高的省份出现的，因而也是合理的。

（三）基本结果

由于我们的数据结构是面板数据，因此我们分别采用了随机效应(re)和固定效应模型对式(10)进行估计。表 2 给出了我们得到的基本结果，由于 Hausman 检验拒绝了随机效应模型优于固定效应模型的假设^①，因而在表 2 中只报告了固定效应的结果。

在表 2 中，我们使用了不同的设定形式对式(10)进行估计。其中，第(1)列我们只控制了财政收入分成这一个变量，在第(2)列，我们根据预算编制的主要依据，加入了上一年的决算收入和当年 GDP 的实际增长率两个控制变量。第(3)列则将一些其它的经济变量考虑了进来，分别是产业结构(以二三产业占 GDP 比重衡量)、对外开放程度(进出口总额占 GDP 比重)、所有制结构(国有固定资产投资占全社会固定资产投资的比重)。在第(4)列，我们增加了一些社会和官员特征的变量，这包括城市化水平(城市人口占总人口的比重)、老龄化程度(65 岁及以上人口占总人口的比重)、失业率，省委书记的年龄、受教育程度(分为大学以下、大学、研究生三类)、是否来自中央、任期。最后，由于财政收入竞争的影响，预算偏离可能在各区域之间存在一定的交互影响，也就是可能存在截面相关问题；同时，由于我们的数据序列跨度为 21 年，也可能存在一定的序列相关问题。为此，我们使用 XTSCC 命令对标准误进行矫正，结果显示在第(5)列。

表 2 收入分成对预算偏离的影响 基本结果

序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
fdrevenue	-0.36** (-2.77)	-0.34** (-2.57)	-0.30** (-2.67)	-0.30*** (-2.83)	-0.30*** (-3.44)
L.final		0.00 (0.44)	-0.00 (-0.33)	-0.00 (-0.69)	-0.00 (-0.76)
gdpgrowth		0.97** (2.56)	0.63* (1.74)	0.50 (1.35)	0.50 (1.58)
secthird			1.09** (2.44)	1.10*** (2.91)	1.10*** (4.59)
open			-0.02 (-1.48)	-0.02 (-1.66)	-0.02 (-1.62)
soe			-0.24 (-1.51)	-0.24 (-1.61)	-0.24 (-1.39)
urb				-0.09 (-0.40)	-0.09 (-1.02)
old				0.95 (0.90)	0.95 (1.00)
unem				-2.37	-2.37**

^① 文章不再给出 Hausman 检验的结果。

序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
				(-1.65)	(-2.89)
age				-0.22	-0.22
				(-1.21)	(-1.54)
edu				-1.19	-1.19
				(-0.88)	(-1.19)
fromcentral				-2.24	-2.24*
				(-1.40)	(-1.98)
officeterm				0.32	0.32*
				(1.32)	(2.01)
Constant	27.82***	12.75*	-76.37*	-54.15	-54.15*
	(5.37)	(1.81)	(-1.97)	(-1.40)	(-2.09)
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	322	318	318	318	318
R 平方	0.30	0.32	0.36	0.39	0.39

注：小括号内为对应系数的 t 统计值，(1) - (4) 列的标准误群聚 (cluster) 在省层面，第 (5) 列使用 xtsc 命令进行估计；*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

表 2 的各列都显示，财政收入分成与收入预算偏离呈显著的负向关系，也就是说财政收入分成越低，预算偏离越大。模型的结果倾向于财政压力的机制，财政收入分成越低，下级政府面临的财政压力越大，为缓解财政压力，下级政府部门便会采取加强税收努力或者促进经济发展的方式来增加财政决算收入，最终使得收入的预算偏离加大。根据表 2 第 (5) 列的结果，我们可知，财政收入分成每下降 1 个百分点，预算偏离会上升 0.3 个百分点。那么，如果说预算偏离的增加是由财政压力上升造成的，为什么财政收入分成的下降与预算偏离的上升幅度不完全一致呢？一方面，财政收入分成的下降可能会伴随着转移支付的增加，这意味着财政收入分成下降 1%，财政压力的上升会小于 1%，因而预算偏离的增加也应该小于 1%；另一方面，面临财政压力的上升，下级政府也可能会追求一般预算以外的收入，从而导致一般预算内收入预算的偏离小于 1%；此外，税收征管的加强或者经济的发展也受制于各种客观因素，据此而增加的预算偏离程度也难以恰好达到 1%。而表 2 的数值小于 1%，这恰恰说明文章结果的合理性。

就模型的其它控制变量而言，上期决算收入的系数为负但并不显著，GDP 实际增长率的系数则为正且在第 (2) 和第 (3) 列中显著，这意味着 GDP 增长率越高，收入预算偏离越大。显然，预算是根据 GDP 预计增长率编制的，GDP 实际增长率越高，与预计增长率的偏差也越大，收入预算的偏离也应该越大。产业结构的系数显著为正，即第二、三产业占比越高，预算偏离越大，二、三产业是政府收入的主要来源，其占比越高，超收的可能性也越大。其它经济社会变量的系数不显著，可能的原因是各变量之间存在一定的相关性，也有可能是各变量对收入预算偏离的影响存在正反两方面的作用，例如，国有企业占比越高，逃税的行为越少，这在一定程度会降低决算对预算的扰动，但是过多的国有企业也可能会带来低效率，从而导致决算偏离预算，增加预算偏离的程度。官员的行为特征对预算偏离也会产生影响，其中，省委书记来自中央能较为显著地降低预决算的偏离程度，一个可能的原因是省委书记来自中央可能会加强对预决算行为的监督，从而降低预算偏离度；而省

委书记的任期则会增加预算偏离,这可能是因为省委书记任期越长,对预决算的干预能力也越强^①。

(四) 稳健性检验

为检验实证结果的稳健性,我们采取了一系列不同的处理方式。

第一,采用不同的指标对预算偏离进行衡量。上文以 $Revenuedv = \frac{F - B}{B} * 100$ 来衡量收入预算偏离度,其中, F 表示决算收入, B 表示预算收入。不过,这一衡量指标的问题可能会产生两个问题:一是计算出的预算偏离会出现负值,二是偏离的方差可能会很大,容易产生离群点。为此,我们对预算偏离使用另外两种方式进行衡量。

首先,直接用决算收入除以预算收入,即 $Revenuedv2 = F / B * 100$,这可以消除负值的影响。

其次,根据 Williams (2012),以 $Revenuedv3 = \frac{F - B}{(F + B) / 2} * 100$ 计算预算偏离,这可以减少离群点的影响。

为保证结果的稳健性,我们同时对以上两种方式表示的预算偏离进行了回归,结果见表 3 的第(1)和第(2)列,可见,我们得到的结果基本没有变化。

第二,考虑转移支付的影响。在我们的基准模型中,一个潜在的问题便是没有考虑省级政府对市县政府的转移支付。一般而言,下级政府面临收入分成比例的下降,很可能会伴随转移支付的增加,一旦转移支付增加了,地方政府的财政压力便会减少。由于无法区分哪些转移支付是因为收入分成比例的改变而增加或者减少的,因而我们无法具体测算收入分成比例下降带来的财政压力的变化到底有多大。不过,如果财政压力机制确实成立的话,那么转移支付的增加就会降低财政压力进而降低收入预算偏离的程度。退一步讲,在不虑转移支付的情况下,上述结果也能给出财政收入分成对收入预算偏离影响的最低限^②。这是因为,如果我们没有控制住转移支付带来的财政压力的变化,那么财政收入分成的系数便包含了转移支付的影响,也就是说,收入分成比例的下降导致财政压力增加的幅度降低了,而我们的回归结果显示,即使收入分成比例下降对预算偏离上升的效果被转移支付抵消了一部分,其系数仍然是显著的。进一步地,我们还在表 3 的第(3)列控制了市县政府得到的净转移支付(转移支付收入减去地方上解)与决算收入^③之比这一变量^④,与我们预期的一致,转移支付的增加会降低预算偏离的程度,而且在考虑转移支付的影响之后,财政收入分成系数的绝对值上升了。

第三,内生性问题。可能还存在一些其它因素同时影响财政收入分成和收入预算偏离,从而产生内生性问题,对此,我们尽量控制了相关的变量,并控制了个体效应和时间固定效应,以尽可能

^① 关于官员行为特征对预算偏离的影响是另一个主题,本文不做深入探讨。

^② 如上所述,财政收入分成的下降会带来转移支付的增加,而当遗漏变量与核心解释变量的相关关系为负时,带来的是核心解释变量系数的低估问题。

^③ 最终影响财政压力的是决算收入,因而,我们在这里采用是转移支付与决算收入之比而不是预算收入之比。

^④ 受转移支付数据的限制,此时,我们回归的年份只到 2009 年。

地解决这一问题。此外，我们还使用了财政收入分成的滞后一期、人口需求的多样性以及各省加权平均的税收分成变量（*simshare*）作为财政收入分成的工具变量进行回归。这主要基于如下考虑。首先，在实证分析中，使用滞后项作为工具变量是较为常见的一种做法（Kneller et al., 1999；贾俊雪、应世为，2016），不过滞后项能否作为工具变量取决于干扰项是否存在序列相关。从理论上说，财政收入分成比例由省级政府决定，而制度设计具有很强的延续性，即便本省内经济社会条件发生改变，制度调整以及实际生效往往具有一定的时滞。因此，当年的收入分成比例与上一年（或上几年）的分成比例具有很强的联系。同时，根据文中的理论分析，收入分成对预算偏离的影响主要是当期的分成会对政府行为从而对决算产生影响，而上期的分成很可能并不会对当期决算发生作用。因而，收入分成的滞后项可能是一个可行性的工具变量。其次，地区人口需求的多样性指的是人们对公共服务和公共产品需求的多样性。由于不同民族的人口具有不同的生活习俗和传统，因而对公共物品的偏好可能存在差异，因此，作为一个代理变量，少数民族人口规模（*ethnic*）一定程度可以表明该地区人口需求的多样性，而财政分权理论认为，需求的多样性需要分权化的政府架构以满足民众需要，这意味着一省少数民族人口规模可能直接影响了该省省内的收入分成政策。最后，借鉴李戎等（2018）以及 Lv et al.（2020），考虑到不同省份在制定省以下政府收入分成政策时可能存在空间策略互动，同时各省可能都会一定程度参照中央对省一级的分成政策，因而，我们构造一个虚拟的收入分成变量（*simshare*），该变量等于除本省以外所有省份相应收入分成的加权平均值（权重是省与省之间地理距离的倒数）。这一变量与本省的收入分成直接相关，同时我们在计算这一指标时剔除了本省的数值，该指标也不会直接影响到本省的收入预算偏离。因而，本文同时使用收入分成的滞后一期、少数民族占比以及虚拟的收入分成变量（*simshare*）作为工具变量。回归结果见表3的第（4）列，其中，一阶段检验的F值大于10，表明不存在弱工具变量的问题，Hansen检验也表明不存在过度识别的问题。显然，回归结果并未改变我们的结论，只是财政收入分成系数的绝对值有所增大。为了进一步佐证工具变量的排他性，参考孙圣民和陈强（2017），本文采用半简化式回归的方式，其基本逻辑是，如果工具变量与原方程的扰动项不相关，则将工具变量加入原方程应该得到不显著的系数估计结果。为此，我们将收入分成的滞后一期、少数民族占比以及虚拟的收入分成变量同时加入到式（10）中进行回归，结果见表3的第（5）列。可见，这三个工具变量的系数都不显著，这进一步说明了工具变量满足外生性条件。

第四，考虑上期偏离对本期偏离的影响。超收收入有时会作为地方政府或者相关官员的考核指标，在这种情况下，上期预算的偏离很可能对本期预算偏离有所影响。为此，我们在模型中加入预算偏离的滞后一期作为控制变量，此时，式（10）变成动态面板模型。关于动态面板模型的估计方法，Anderson和Hsiao（1981）给出了一阶差分估计方法，并使用因变量的二阶滞后项作为工具变量，这种方法虽然给出了系数的一致估计，但不是有效的；在此基础上，Arellano和Bond（1991）提出了差分广义矩估计方法（DIF-GMM）；不过相比差分广义矩估计，Arellano和Bover（1995）、Blundell和Bond（1998）提出的系统广义矩估计（SYS-GMM）进一步采用差分变量的滞后项作为水平值的工具变量，从而增加了可用的工具变量，同时，它在估计过程中使用水平方程和差分方程

两个方程，并一定程度克服了差分 GMM 的弱工具变量问题。因此，本文使用系统广义矩估计的方法进行估计。结果见表 3 的第 (5) 列。其中，序列相关检验表明模型存在一阶自相关而不存在二阶自相关，Hansen 检验表明模型不存在过度识别的问题，同时工具变量的个数也少于观察值的个数。我们发现，财政收入分成对预算偏离的影响显著为负，此外，上期预算偏离对本期预算偏离的影响为负但并不显著。

第五，考虑变量之间的空间影响。各省的收入预算偏离程度很可能会受到周边地区预算偏离的影响；同时也可能会受周边地区收入分成以及其他相关变量（例如经济发展和产业结构等）的影响。为了控制这种空间上相关性，本文采用空间杜宾模型（SDM）进一步进行实证分析。该模型同时考虑了被解释变量和解释变量的空间滞后。在空间计量模型中，空间权重矩阵具有外生性，本文主要采用地理反距离矩阵作为空间权重矩阵。此外，在进行空间杜宾模型分析时，要求变量不能有缺失值，对此，我们将变量缺失严重的省份删除，而对其他有个别缺失值的地区采用插值的方式对数据进行补充^①。具体回归结果见表 4。空间自回归系数显著为负，这表明收入预算偏离对自身具有负向的空间溢出效应。从表 4 第 (1) 列的主要结果来看，收入分成对收入预算偏离的影响仍然显著为负，与我们的基本结果一致。第 (2) 列进一步给出了各解释变量对本地区收入预算偏离的空间影响。从结果来看，周边地区的收入分成并不会对本地区的收入预算偏离产生显著的空间溢出效应；而周边地区的产业结构和对外开放程度则对当地收入预算偏离分别具有正向和负向的传导作用。此外，表 4 的 (3) - (5) 列还将空间溢出效应分解为了直接效应、间接效应和总效应。可见，本区域内收入分成的变化对本区域收入预算偏离的影响显著为负，而周边区域以及所有区域收入分成的变化则对本区域的收入预算偏离无显著影响。

总之，在改变预算偏离的衡量方法，考虑转移支付的影响、上期偏离的影响以及可能存在的内生性以及变量间的空间影响等问题之后，我们的结果依然较为稳健地指向了财政压力这一机制。即：市县收入分成比例越低，面临的财政压力越大，由此会增加税收努力或者促进经济发展，并带来决算收入的增加。

表 3 财政收入分成对预算偏离的影响 稳健性检验

序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
fdrevenue	-0.30*** (-3.44)	-0.33*** (-3.67)	-0.38*** (-4.64)	-61.29** (-2.04)	0.21 (1.18)	-0.27* (-1.90)
transfer			-0.00 (-1.29)			
L.final	-0.00 (-0.76)	-0.00 (-0.57)	-0.01** (-2.71)	0.00 (0.33)	-0.00 (-0.30)	-0.00 (-0.43)
gdpgrowth	0.50 (1.58)	0.45 (1.61)	0.21 (0.55)	0.48 (1.30)	0.37 (1.08)	0.45 (0.89)
secthird	1.10*** (4.59)	1.06*** (4.79)	1.07** (2.68)	1.06** (2.52)	0.85* (1.91)	1.33 (1.53)
open	-0.02	-0.01	-0.02**	-0.01	-0.01	-0.01

^① 我们也尝试直接将所有缺失值直接设为 0，收入分成对预算偏离影响的结果并未受到影响。

序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	(-1.62)	(-1.44)	(-2.67)	(-0.60)	(-0.82)	(-0.45)
soe	-0.24	-0.22	-0.09	-0.26*	-0.27	-0.21
	(-1.39)	(-1.40)	(-0.35)	(-1.70)	(-1.66)	(-1.18)
urb	-0.09	-0.09	-0.05	-0.12	-0.09	-0.25
	(-1.02)	(-1.10)	(-0.40)	(-0.54)	(-0.45)	(-0.59)
old	0.95	0.75	0.83	0.67	0.67	0.31
	(1.00)	(0.90)	(0.78)	(0.87)	(0.63)	(0.21)
unem	-2.37**	-2.24***	-3.84**	-2.82*	-2.64*	-2.96*
	(-2.89)	(-3.18)	(-2.44)	(-1.96)	(-1.85)	(-1.73)
age	-0.22	-0.20	-0.13	-0.20	-0.16	-0.21
	(-1.54)	(-1.52)	(-0.62)	(-1.28)	(-0.94)	(-0.94)
edu	-1.19	-1.07	0.28	-1.09	-0.17	-0.04
	(-1.19)	(-1.19)	(0.17)	(-0.80)	(-0.13)	(-0.02)
fromcentral	-2.24*	-2.14*	-2.05	-2.33*	-1.85	-1.95
	(-1.98)	(-2.03)	(-1.29)	(-1.65)	(-1.25)	(-1.18)
officeterm	0.32*	0.29*	0.42	0.26	0.30	0.24
	(2.01)	(2.00)	(0.74)	(0.93)	(1.22)	(0.81)
L.shixiandv						-0.11
						(-1.10)
L.fdrevenue					-0.34	
					(-1.60)	
ethnic					0.45	
					(1.55)	
simshare					399.86	
					(0.35)	
Constant	45.85	-50.55*	0.00		-50.09	
	(1.77)	(-2.15)	(.)		(-1.19)	
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	318	318	223	293	293	271
R 平方	0.29	0.39	0.40	0.34	0.41	
F test for first-stage				22.89		
工具变量个数						203
p value for AR(1)						0.00***
p value for AR(2)						0.68
p value for Hansen test				0.69		1.00

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 括号内是系数对应的 t 统计值。(1) - (3) 列使用的是 xtsc 估计, 第 (4) 列使用的是工具变量估计, 工具变量是 fdrevenue 的滞后一期、一省少数民族人口比重 (ethnic) 以及虚拟的收入分成变量 (simshare), 第 (5) 列使用的是动态面板估计; F test for first-stage 是工具变量回归时一阶段回归的 F 统计值; AR(1)和 AR(2)检验的原假设是一阶差分方程的残差项不存在一阶和二阶自相关; Hansen 检验的原假设是模型不存在过度识别问题。

表 4 财政收入分成对预算偏离的影响 空间杜宾模型结果

序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Main	Wx	直接效应	间接效应	总效应
fdrevenue	-0.32***	-22.86	-0.30***	-0.19	-0.49
	(-4.29)	(-0.89)	(-4.14)	(-0.49)	(-1.25)

序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Main	Wx	直接效应	间接效应	总效应
L.final	0.00067 (0.50)	-0.03 (-0.09)	0.00066 (0.47)	-0.00096 (-0.18)	-0.00030 (-0.06)
gdpgrowth	0.36 (1.00)	-23.55 (-0.31)	0.42 (1.17)	-0.52 (-0.49)	-0.10 (-0.10)
sectthird	1.03* (2.49)	183.80* (1.97)	0.89* (2.30)	2.42 (1.65)	3.32* (2.17)
open	-0.0062 (-0.86)	-6.23** (-2.91)	-0.0019 (-0.25)	-0.09* (-2.56)	-0.092** (-2.69)
soe	-0.31* (-2.49)	-31.01 (-0.91)	-0.29* (-2.30)	-0.35 (-0.70)	-0.64 (-1.27)
urb	-0.18 (-0.73)	-51.83 (-1.04)	-0.15 (-0.57)	-0.72 (-0.97)	-0.87 (-1.17)
old	1.18 (1.48)	-176.00 (-0.97)	1.30 (1.64)	-3.12 (-1.15)	-1.82 (-0.66)
unem	-2.24 (-1.71)	-279.20 (-0.77)	-2.00 (-1.56)	-3.17 (-0.67)	-5.17 (-1.07)
age	-0.26 (-1.76)	-109.00** (-2.63)	-0.18 (-1.20)	-1.50* (-2.37)	-1.68** (-2.63)
edu	-2.23 (-1.62)	-374.90 (-0.98)	-2.00 (-1.59)	-4.65 (-0.88)	-6.65 (-1.17)
fromcentral	-1.10 (-0.80)	307.80 (0.92)	-1.25 (-0.89)	4.97 (1.03)	3.73 (0.72)
officeterm	0.36 (1.37)	153.50 (1.88)	0.24 (0.99)	2.12 (1.76)	2.36 (1.92)
空间自回归系数	-27.61** (-2.65)				
地区固定效应	Yes				
年份固定效应	Yes				
观察值	299				
R 平方	0.11				

注：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

（五）进一步讨论

上文的分析发现，在实证结果中，财政收入分成对收入预算偏离的影响显著为负，这表明财政压力起主要作用。那么一个很自然的问题，为什么财政激励机制的作用不明显呢？在回答这个问题之前，我们先考察财政收入分成对收入预算偏离影响在不同层级政府以及在不同经济发展水平地区的情况。

1. 省本级的情况

尽管分税制改革带来了很大程度的纵向失衡，但不同层级政府面临的收支缺口是不一样的，这是因为财权是层层上收的，而事权是层层下放的，因而，越是基层的政府，财政压力越大。这造成的结果便是“中央财政喜气洋洋，省级财政蒸蒸日上，市级财政勉强强，县级财政哭爹叫娘”。这样的话，相比省级政府，市县级政府面临的财政的压力要大。如果财政压力机制成立的话，那么相

比市县财政，财政收入分成对省本级收入预算偏离的影响要小。为此，我们用财政收入分成指标（注意，此时财政收入分成指标的数值越大，省级政府分得的收入越少）对省本级收入预算的偏离进行回归，结果见表5的第（1）和第（2）列。从方向上看，省本级分得的收入越少，预决算的偏离程度也越小。这与我们使用市县财政收入的数据得到的结果正好相反！当然，这一结果并不显著。不过可以明确的是，这从另一个侧面证明了我们的逻辑：财政压力越大的地区，财政收入分成对收入预算偏离的影响越显著。

2. 不同经济发展水平的影响

除了从省级层面进行分析之外，我们还可以分析不同经济发展水平可能产生的异质性影响。一般地，我们认为相比发达地区，欠发达地区面临的财政压力要大（陈晓光，2013），特别的，在某些财政充盈的地区，即使收入分成比例下降也不会带来财政压力，此时，财政压力机制便不会起作用。也就是说，随着经济发展水平的提高，收入分成对收入预算偏离的影响也会减弱。为此，我们加入收入分成和GDP(Inconsgdp,以1993年不变价衡量,并取对数)的交叉项(fdgdp),并同时将在consgdp加入回归方程,结果见表5的第(3)、(4)列。其中,第(3)列没有加入其它控制变量,第(4)列则将其它因素进行了控制。

结果显示,收入分成对收入预算偏离的影响依然显著为负。此外,收入分成和GDP的交叉项显著为正。这表明,随着经济发展水平的提高,收入分成对收入预算偏离的影响变小。

表5 财政收入分成对预算偏离的影响 进一步讨论

序号	(1)	(2)	(3)	(4)
样本	省本级	省本级	市县	市县
fdrevenue	-0.07 (-0.37)	-0.16 (-0.64)	-220.45*** (-5.86)	-177.27** (-2.65)
fdcgdp			24.74*** (5.32)	19.94** (2.22)
Inconsgdp			7.91 (0.64)	-17.34 (-1.50)
L.final		-0.10*** (-4.78)		-0.00 (-1.49)
gdpgrowth		1.26 (1.08)		0.57* (1.88)
secthird		-0.80 (-1.01)		0.95*** (3.80)
open		-0.06*** (-3.39)		-0.02 (-1.62)
soe		0.23 (0.67)		-0.20 (-1.29)
urb		-0.14 (-0.24)		-0.05 (-0.39)
old		-1.88 (-0.74)		0.93 (1.04)
unem		5.53* (2.01)		-1.79 (-1.73)

序号	(1)	(2)	(3)	(4)
样本	省本级	省本级	市县	市县
age		-0.69*		-0.27*
		(-2.04)		(-1.82)
edu		-0.58		-1.14
		(-0.20)		(-1.35)
fromcentral		0.79		-2.27*
		(0.18)		(-1.87)
officeterm		0.61		0.23
		(0.84)		(1.66)
Constant	0.00	0.00	0.00	96.22
	(.)	(.)	(.)	(0.84)
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	349	344	322	318
R 平方	0.16	0.39	0.31	0.40

注：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ ；括号内是对应系数的 t 统计值，所有列使用的都是 xtscc 估计。L.final 在第 (1) 和第 (2) 列表示省本级决算收入的滞后一期，在其它列表示市县决算收入的滞后一期。

3. 为什么是财政压力而不是财政扩张

现在我们可以回答之前提出的问题——为什么财政扩张这一机制的作用不明显？我们认为可能的原因在于财政扩张是边际影响，而财政压力是总量影响。财政压力就像是一个最低的要求，即使上级政府给下级政府的收入分成比例再小（即对财政扩张的影响再弱），它也会通过加强税收努力或者促进经济发展等方式，增加自身的收入，以满足财政压力这一总量的需要。只有在不存在财政压力的前提下，下级政府才可能会考虑税收分成比例的调整带来的财政扩张的变化。上面的分析较好地支持了这一解释：相比省级政府，市县层面面临着更大的财政压力，因而，财政收入分成对收入预算偏离的影响在市县层面显著为负，而在省本级层面为正但不显著；相比经济发达地区，经济落后地区面临的财政压力更大，因而随着经济发展水平的提高，收入分成对收入预算偏离的影响变小。

五、结论

本文从理论和实证两个层面分析了政府间财政收入分成对收入预算偏离的影响。主要发现为以下两点：

第一，理论分析发现，财政收入分成对下级政府收入预算偏离的影响存在财政压力和财政扩张两种相反的机制。一方面，地方政府财政收入分成的提高，增加了地方政府的财政收入，在支出责任不变的情况下，会降低地方面临的财政压力，从而缩小收入预算的偏离；另一方面，分成比例的提高也意味着地方政府财政努力的边际收益上升，因而会增强地方政府增加财政收入的积极性，从而扩大收入的预算偏离。

第二，实证分析运用市县层面的加总数据，较为稳健地支持了财政压力这一机制。即地方政府财政收入分成比例的下降，会降低地方政府收入的预算偏离程度。同时发现，由于相比市县层面，

省本级政府的财政压力很小，因而这一影响在省本级层面并未表现出显著性；随着经济发展水平的提高，收入分成对收入预算偏离的影响变小。

收入预算偏离意味着预算的实际执行与预算的编制出现了偏差，而“预算偏离度的持续扩大，不仅使得政府预算的监督制约作用在某种程度上走了过场，形同虚设，而且也使得预算法治一再受到挑战，甚至处于极度尴尬之中”（高培勇，2008）。因而，降低预算偏离程度，对于建立全面规范透明、标准科学、约束有力的现代预算制度具有重要的意义。我国2016年全面“营改增”之后，地方政府的财力受到一定的冲击，以共享税为主的政府间收入分成改革已是箭在弦上。根据本文研究得出的政策建议是，为有效降低地方政府收入预算偏离，政府间收入分成方案改革应该确定两点方针：一是改革要能够缓解地方政府的财政压力，二是政府间财政收入分成办法要保持稳定性。

参考文献：

- [1] 陈抗、Arye L.Hillman 和顾清扬，2002，《财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手》，《经济学（季刊）》第1期，第111~130页。
- [2] 陈晓光，2013，《增值税有效税率差异与效率损失——兼议对“营改增”的启示》，《中国社会科学》，第8期，第67~84页。
- [3] 陈晓光，2016，《财政压力、税收征管与地区不平等》，《中国社会科学》第4期，第53~70页。
- [4] 陈志刚和吕冰洋，2019，《中国政府预算偏离：一个典型的财政现象》，《财政研究》第1期，第26~44页。
- [5] 方红生和张军，2014，《财政集权的激励效应再评估：攫取之手还是援助之手？》，《管理世界》第2期，第21~31页。
- [6] 冯辉和沈肇章，2015，《政治激励、税收计划与地方财政收入——基于省际动态面板数据模型的分析》，《云南财经大学学报》第3期，第27~39页。
- [7] 傅勇，2008，《财政分权改革提高了地方财政激励强度吗？》，《财贸经济》第7期，第35~40页。
- [8] 高培勇，2006，《中国税收持续高速增长之谜》，《经济研究》第12期，第13~23页。
- [9] 高培勇，2008，《关注预决算偏离度》，《国际税收》第1期，第5~6页。
- [10] 贾俊雪和应世为，2016，《财政分权与企业税收激励——基于地方政府竞争视角的分析》，《中国工业经济》第10期，第23~39页。

- [11] 贾康和白景明, 2002, 《县乡财政解困与财政体制创新》, 《经济研究》第2期, 第3~9页。
- [12] 李萍, 2010, 《财政体制简明图解》, 中国财政经济出版。
- [13] 李戎、张凯强和吕冰洋, 2018, 《减税的经济增长效应研究》, 《经济评论》第4期, 第~7页。
- [14] 刘叔申, 2010, 《政府预算的科学性与软约束——基于中国财政预算执行情况的实证分析》, 《中国行政管理》第2期, 第111~115页。
- [15] 楼继伟, 2013, 《建立现代财政制度》, 《人民日报》2013年12月16日。
- [16] 罗春梅, 2010, 《地方财政预算权与预算行为研究》, 西南财经大学出版社。
- [17] 吕冰洋、马光荣和胡深, 2018, 《蛋糕怎么分: 中国财政分权的重要指标》, 工作论文。
- [18] 吕冰洋和聂辉华, 2014, 《弹性分成: 分税制的契约与影响》, 《经济理论与经济管理》第7期, 第43~50页。
- [19] 马蔡琛, 2008, 《市场经济国家的预算超收形成机理及其对中国的启示》, 《财政研究》第11期, 第74~77页。
- [20] 马蔡琛, 2009, 《中国政府预算超收资金的形成机理与治理对策》, 《财贸经济》第4期, 第18~22页。
- [21] 马蔡琛、张铁玲和孙利媛, 2015, 《政府预算执行偏差的行为经济学分析》, 《财经论丛》第3期, 第17~23页。
- [22] 孙圣民和陈强, 2017, 家庭联产承包责任制与中国农业增长的再考察——来自面板工具变量法的证据, 《经济学(季刊)》第2期, 第815~832页。
- [23] 孙玉栋和吴哲方, 2012, 《我国预算执行中超收超支的形成机制及治理》, 《南京审计学院学报》第4期, 第1~12页。
- [24] 陶然、陆曦和苏福兵, 2009, 《地区竞争格局演变下的中国转轨: 财政激励和发展模式反思》, 《经济研究》第7期, 第21~33页。
- [25] 王秀芝, 2009, 《1994~2007: 关于我国财政收支预决算偏差的考察》, 《经济问题探索》第9期, 第164~167页。
- [26] 徐阳光, 2011, 《收入预测与预算法治——预决算收入偏差的法律评估》, 《社会科学》第4期, 第43~51页。

- [27] 杨志勇, 2014, 《我国预算管理制度的演进轨迹: 1979~2014年》, 《改革》第10期, 第5~19页。
- [28] 张立承, 2011, 《省对下财政体制研究》, 经济科学出版。
- [29] 赵海利和吴明明, 2014, 《我国地方政府收入预算的科学性——基于1994~2010年地方收入预算执行情况的分析》, 《经济社会体制比较》第6期, 第135~147页。
- [30] 周黎安和陈伟, 2015, 《县级财政负担与地方公共服务: 农村税费改革的影响》, 《经济学[季刊]》第2期, 第417~434页。
- [31] Anderson, T. W. and Hsiao, C., 1981, “Estimation of Dynamic Models with Error Components”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 375, pp.598~606.
- [32] Arellano, M. and Bond, S., 1991, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations”, *The Review of Economic Studies*, vol. 58, pp.277~297.
- [33] Arellano, M. and Bover, O., 1995, “Another Look at The Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, vol. 68, pp.29~51.
- [34] Blundell, R. and Bond, S., 2000, “GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions”, *Econometric Reviews*, vol. 19, pp.321~340.
- [35] Boyd, D. J. and Dadayan, L., 2014, “State Tax Revenue Forecasting Accuracy”, Technical Report, Rockefeller Institute of Government State, University of New York.
- [36] Boyd, D. J., Dadayan, L. and Ward, R. B., 2011, “States’ Revenue Estimating: Cracks in The Crystal Ball”, *State Tax Notes*, pp.945~72.
- [37] Boylan, R. T., 2008, “Political Distortions in State Forecasts”, *Public Choice*, vol. 136, pp.411~427.
- [38] Buettner, T. and Kauder, B., 2010, “Revenue Forecasting Practices: Differences across Countries and Consequences for Forecasting Performance”, *Fiscal Studies*, vol. 31, pp.313~340.
- [39] Cangiano, M. and Rahul Pathak, 2019, “Revenue Forecasting in Low-Income and Developing Countries: Biases and Potential Remedies,” in Daniel Williams and Thad Calabrese (eds.) *The Palgrave Handbook of Government Budget Forecasting*, New York: Palgrave Macmillan, pp.89~114.
- [40] Chakraborty, L. and Sinha, D., 2018, “Has fiscal rules changed the fiscal behaviour of union government in India? Anatomy of budgetary forecast errors in India”, *International Journal of Financial Research*,

- vol. 9, pp.75~85.
- [41] Forrester, J. P., 1991, “Budgetary Constraints and Municipal Revenue Forecasting”, *Policy Sciences*, vol. 24, pp.333~356.
- [42] Holmstrom, B. and Milgrom, P., 1987, “Aggregation and Linearity in The Provision of Intertemporal Incentives”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, vol. 55, pp.303~328.
- [43] Jonung, L. and Larch, M., 2006, “Improving Fiscal Policy in the EU: the Case for Independent Forecasts”, *Economic Policy*, vol.21, pp.492~534.
- [44] Kneller, R., Bleaney, M. F., and Gemmell, N., 1999, “Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries”, *Journal of Public Economics*, vol. 74, pp.171~190.
- [45] Kyobe, A. and Danninger, M. S., 2005, “Revenue Forecasting: How is it Done? Results From a Survey of Low-Income Countries”, International Monetary Fund, No. 5-24.
- [46] Lv, B., Liu, Y. and Li, Y., 2020, “Fiscal Incentives, Competition, and Investment in China”, *China Economic Review*, vol.59, pp.1~15.
- [47] Reddick, C. G., 2004, “Assessing Local Government Revenue Forecasting Techniques”, *International Journal of Public Administration*, vol. 27, pp.597~613.
- [48] Rose, S. and Smith, D. L., 2012, “Budget Slack, Institutions, and Transparency”, *Public Administration Review*, vol. 72, pp.187~195.
- [49] Smith, D. L., 2007, “Rules, Participants, and Executive Politics in State Tax Revenue Forecasting”, *Journal of Public Budgeting, Accounting and Financial Management*, vol. 19, pp.472.
- [50] Williams, D. W., 2012, “The Politics of Forecast Bias: Forecaster Effect and Other Effects in New York City Revenue Forecasting”, *Public Budgeting and Finance*, vol. 32, pp.1~18.

The Intergovernmental Revenue Sharing and The Deviation of Fiscal Budget Revenue

Abstract: Reducing the degree of deviation between the final revenue accounts and the budget is the basic requirement of the modern budget system. This paper studies the effect of the fiscal revenue sharing on the deviation of the budget revenue. Theoretically, the decline of the fiscal revenue share will have two opposite effects on the lower governments: fiscal pressure and fiscal expansion. The former will increase the revenue budget deviation of the government, while the latter will reduce the revenue budget deviation. Using the data of budget and final accounts of cities and counties, the empirical analysis supports the fiscal pressure mechanism robustly: 1 percentage point reduction of the revenue sharing would increase the revenue budget deviation by 0.3 percentage points. Further analysis shows that the impact of revenue sharing on budget deviation is not significant at the provincial level, and its impact on budget deviation will decrease with the level of economic development. According the research, the reform plan of intergovernmental revenue sharing should consider long-term stability and financial support for local government which is very important to reduce the revenue budget deviation and promote the construction of modern budget system.

Key Words: The Deviation of Fiscal Budget Revenue; The Intergovernmental Revenue Sharing; Fiscal Pressure; Fiscal expansion