

地方政府竞争恶化了城乡收入差距吗？

——基于1995-2007年省际面板数据的实证分析

张建武 赵秋运 兰丽君*

内容提要 既有文献对中国城乡收入差距扩大的成因解释主要集中在非正常收入、转移支付、城市化和城市倾向政策、等级制度以及政府税收等角度，本文则从地方政府竞争尤其是投资竞争的视角提供了一种新的解释。本文利用1995-2007年省际面板数据研究发现，地方政府竞争对城乡收入差距具有显著的扩大作用，即便在控制其他潜在影响收入差距的各种因素后，上述结论仍是显著且稳健的。此外，外贸依存度、教育水平、国内生产总值增长率、产业结构等也是影响城乡收入差距的重要因素。

关键词 地方政府竞争 城乡收入差距 投资竞争

一 引言及文献综述

改革开放30多年以来，中国经济体制经历了深刻的历史变革，并出现了“双重过渡”：一方面，经济体制从计划经济逐步过渡到市场经济；另一方面，经济发展格局从低收入经济逐渐过渡到中等收入经济。在这一特殊的经济背景下，中国居民收入差距正逐步扩大。田卫民(2012)利用基尼系数公式，较为完整地测算了全国省级基尼系数。测算结果显示，1990年中国居民收入的基尼系数仅为0.32，而到了2005年，基尼

* 张建武，华南师范大学经济与管理学院，电子邮箱：zjw0993@126.com；赵秋运（通讯作者），北京大学光华管理学院，电子邮箱：fuyunshuangquan@163.com；兰丽君，华南师范大学经济与管理学院，电子邮箱：15920442395@163.com。本文得到了华南师范大学研究生科研创新基金资助（2012KYJJ202）。作者感谢黎富森、黄佳祥等人在数据上的支持以及魏下海和容金凤、麦巧旋等人的建设性意见。当然，文责自负。

系数则高达 0.45，并呈现继续上升的趋势（图 1）。李实和罗楚亮（2007）认为，如果考虑到城镇居民所享有的实物性补贴、社会保障以及自有住房估算租金等，城镇居民的人均收入水平会显著上升，城乡居民之间的收入差距也会随之上升。王小鲁和樊纲（2005）认为，中国收入差距在今后相当长时期内还会持续上升。这种现状如果继续存在下去，可能会导致中国总需求持续不足，社会冲突加剧，社会保障问题难以解决，甚至还有落入“中等收入陷阱”的可能^①。城乡收入差距问题能否得到合理解决是中国经济发展能否实现转型的关键性因素。

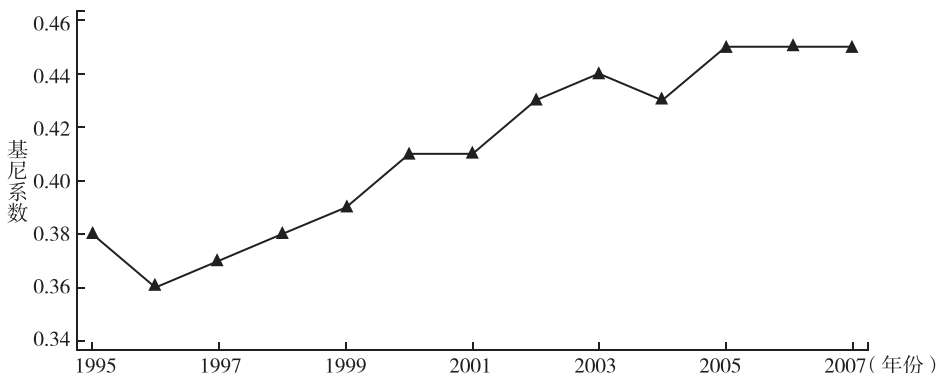


图 1 1995 - 2007 年中国居民收入差距指标

资料来源：田卫民（2012）。

既有文献从不同角度诠释了收入差距的成因及其形成机制，主要分为以下几个方面：从非正常收入的角度，陈宗胜和周云波（2001）研究表明，各种非法、非正常收入会导致居民收入差距“非正常扩大”，而“制度缺陷”是中国非法、非正常收入在市场化改革过程中滋生蔓延的根本原因；从转移支付的角度，黄祖辉等（2003）认为，中国现阶段的转移性收入不但没有缩小收入不平等，反而加剧了收入不平等；从城市化和城市倾向的经济政策角度，陆铭和陈钊（2004）研究表明，中国持续扩大的城乡收入差距与地方政府实施的带有城市倾向的经济政策有关；从等级制度与市场经济相互作用的角度，林光彬（2004）认为，在计划机制与市场机制的双重规则下，社会等级秩

① 20 世纪 70 年代，拉美一些国家在人均国内生产总值（GDP）达到 1000 美元之前曾出现过一段发展较快的时期。但是，当人均 GDP 超过 1000 美元之后，收入分配差距两极分化趋势越来越明显，弱势群体增多，城乡差距扩大，失业率居高不下，大多数人享受不到现代化的成果，社会陷入动荡，政局不稳，经济增长持续低迷。

序格局、失衡的财富与收入分配格局、资源的流动性障碍格局与市场等级化格局等一系列社会安排的相互作用,形成了一种“收入差距不断扩大的自我强化机制”;从政府税收的角度,赵震宇和白重恩(2007)研究表明,在市场出清的情况下,工业品生产过剩导致的经济危机会成为调整城乡居民收入差异的内生因素,而政府对工业品和农业品所采取的不同税率政策也会相当程度地影响城乡居民收入差距的程度和经济发展速度。

上述研究对帮助人们理解中国收入差距的成因有重要意义,但对这些研究的深化和拓展也是必需的。在很大程度上可以说,研究当今中国的收入差距问题,如果缺乏或忽视了对政府行为、政府目标、政府自身利益等问题的考察,答案很可能是不完全乃至非实质性的。在中国特殊的财政分权体制以及向上负责的政府治理模式下^①,地方政府官员之间的标尺竞争导致地方政府有很强的增长渴望,并通过改进基础设施等方式吸引外资以促进本地区经济增长(张军等,2007;张军、高远,2007)。Qian & Xu (1993)认为,中央向地方的分权促进了地方政府之间的良性竞争,由此实现了中国的经济增长。Li & Zhou (2005)的研究证实,中央政府在提拔地方官员时采用的以GDP为主的相对政绩考核机制使得地区间收入差距拉大^②。由于晋升职位的有限,晋升锦标赛具有“赢家通吃”和“零和博弈”的特征,这不仅使得地方官员更加注重本地区的经济增长,而且使得地方官员尽量避免本地区的经济增长给其他参与竞争的官员所在地区带来正的外部性(周黎安,2004,2007;张晏、龚六堂,2005)。

以往的研究主要关注政府行为与经济增长或地区间收入差距的关系,但是鲜有学者从地方政府竞争的角度研究中国总体城乡收入差距问题。事实上,改革开放以来,地方政府之间的竞争已经成为一种常态,结果必然导致地方政府将本地的优势资源用于产出效率高的产业,城乡收入差距很可能在这种竞争状态中逐步扩大。鉴于此,本文旨在通过使用1995-2007年的数据来证实这一假说。本文的研究思路基于以下逻辑:行政和财政分权使地方政府竞争加剧,当地政府为拉动本地区经济绩效,注重城镇大规模投资而忽视农业投资,导致城市倾向的投资政策,从而加剧了城乡收入差距(图2)。本文希望能在分权化改革背景下,通过研究地方政府竞争对城乡收入差距的影响机理,为全面认识城乡收入差距这一议题提供新的研究视角,并丰富政府行为与城乡收入差距的文献素材。

① 中国特有的财政分权体制表现在没有赋予地方政府税收立法权,是一种经济分权与垂直管理相结合的制度安排。

② 中国特有的官员晋升机制表现在中央对于地方政府官员的任免拥有绝对权,而任用提升标准已由改革开放以前的政治表现为主转变为经济绩效为主(张军、高远,2007)。

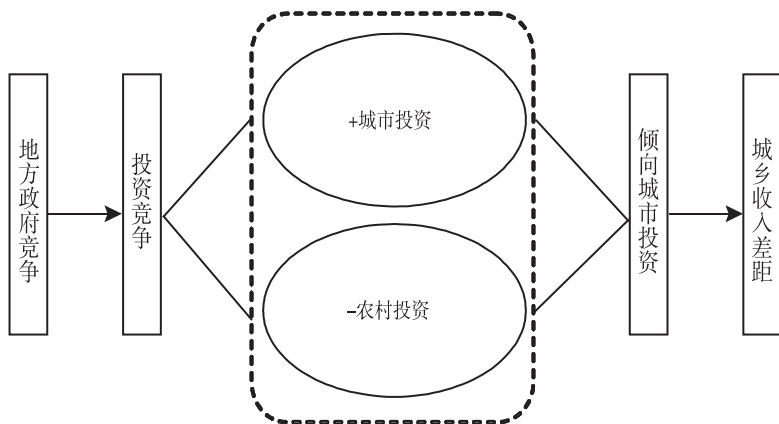


图2 地方政府竞争对城乡收入差距的影响机理

本文的内容安排如下：第二部分提出地方政府竞争与城乡收入差距的几个待检验假设；第三部分是指标选取、数据说明及模型设定；第四部分是模型检验及其结果与分析；最后是结论及政策启示。

二 地方政府竞争会加剧城乡收入差距的假说

中国在分权制改革后成为一个高度分权的经济体，地方政府在很大程度上拥有自主制定当地经济政策的权力，并从当地经济增长中获得税收（王永钦等，2007）。1995年，地方政府收入在全国财政收入中所占的比重为47.8%，地方政府支出在全国财政支出中所占的比重为70.8%。而在2007年，这两个比重分别为45.9%和77%^①。地方政府行为深刻地影响当地经济发展，然而，经济学家较少关注到地方政府竞争行为对收入差距的影响。

Li & Zhou（2005）利用1979-1995年间的经验数据发现各省主要领导职位升迁与地方经济增长率正相关，因此地方政府展开了激烈的经济增长竞争。张军和高远（2007）以及王永钦等（2007）认为，中国式的分权在激励地方政府“为增长而竞争”的同时，也产生了一些负面激励，即由于经济增长的主要来源是城市部门，因此竞争使得地方政府存在着优先发展城市、更多考虑城市利益和实施城市倾向的经济政策的激励。即使城乡收入差距的缩小在长期内会对地方经济有促进作用，但基于任期内考

^① 来自《中国统计年鉴》（2011）。

核的政绩指标也使得地方政府存在急功近利的短视倾向,从而更多关注于短期内的经济增长,而忽略了城乡间的协调发展。

另外,秋风^①(2007)曾提出“权力造城”理论^②,城市的级别越高,就越能充分享受金融、土地、人才等一系列的强力支持;反之,在农村或者不被权力所重视的县镇,非但享受不到政策优惠,连自己本身所拥有的资源,也可能被上级政府所在的城市“抽走”。此外,非农产业是经济增长的主要源泉,所以中国地方政府往往采取一些城市倾向的经济政策使得城市的经济发展速度及居民收入远高于农村,经济增长所带来的成果也明显多于农村。而在市场经济条件下,收入越高,越有能力提高在未来收入分配中的优势;收入越低,越没能力改变在未来收入分配中的不利地位,即会出现“富者越富、贫者越贫”的“马太效应”。这样,城市偏向的政策带来的经济增长差异,在市场经济的“马太效应”下,必然导致收入差距的累积性扩大。由此提出本文第一个假设。

假设1:经济增长的竞争压力促使仅有一定任期的地方政府有动机去进行最有利可图的投资——注重城镇投资而忽视农村投资,这就造成了城市经济相较于农村经济发展快的趋势,这种动机是政府竞争下城乡收入差距扩大的重要原因。

如果地方政府竞争行为确实加剧了城乡收入差距,那么,其竞争到底是通过本文的传导机制——投资竞争还是其他途径对城乡收入差距产生影响的呢?郭庆旺和贾俊雪(2006)阐述了在政治晋升和财政利益激励下,地方政府进行财政竞争导致企业投资过热,从而影响宏观经济稳定的作用机制。周业安和章泉(2008)认为财政分权体制下的地方政府竞争产生了投资冲动。李猛和沈坤荣(2010)认为官员腐败(直接经济利益)、政治晋升(政治利益)和财税收入(间接经济利益)会激励地方政府采取短期化竞争行为,他们通过建立地方政府间的博弈模型论证了三种激励因素均会导致全社会投资总额的膨胀。沈立人和戴园晨(1990)、张曙光(1993)、张维迎和栗树(1998)、杨灿明(2000)、Jin et al.(2001)以及郭庆旺和贾俊雪(2006)等都指出,行政分权和财税体制改革为地方政府干预经济提供了动力,其结果是地方政府尽可能地要求地方企业加大投资,以提高本地GDP和财政收入。

众所周知,投资对消费倾向较低的中国来说,已经成为拉动经济增长的主要因素。

① 秋风,又名姚中秋,主要从事古典自由主义理论与奥地利学派经济学的研究。

② 其核心思想是:“由于高层级政府对其下辖的市县享有几乎不受节制的权力,为了提升自己的政绩,每一级政府都乐于把自己所能控制的资源投入到自己所驻的城市。地级市政府所在的城市除了自留资源外,市政府还可以利用其权力,集中全市资源用于发展该地级市。县政府也会利用其权力汲取全县资源发展县城。”

特别是 2000 年以后，投资对 GDP 的贡献率在三大需求中是最高的，达到 50% 左右，2004 年达到 78.2%，尤其在 2009 年，投资的贡献率高达 95.2%^①，所以地方政府的竞争主要表现为地方政府的投资竞争。由于不同类型的财政支出对于地方经济增长的作用不同，见效快、增长效应明显的基本建设投资往往成为地方政府财政支出的首选，以通过改善硬环境来吸引外资，并通过乘数效应快速拉动经济增长。从生产的角度看，投资本身就是一种生产活动，通过投资建设可以直接创造工业、建筑业等产业及其相关产业的增加值，使其成为当期生产总值的一部分，即通过供给效应对经济产生作用^②；从使用的角度看，投资又是对国内生产总值的最终使用。由于投资增加使社会有效需求相应增加，从而对国民经济起到拉动作用，这就是投资的需求效应。与供给效应一样，需求效应也表现出多级传导和扩散的功能，即通过对相关产业的影响，拉动消费需求的增长。积极扩大投资以迅速做大经济“蛋糕”是实现地方政府利益最大化的有效途径，因此投资竞争成为地方政府竞争的重要方面。所以，从 1995 年至今，中国的投资都处于不断上涨状态（图 3）。

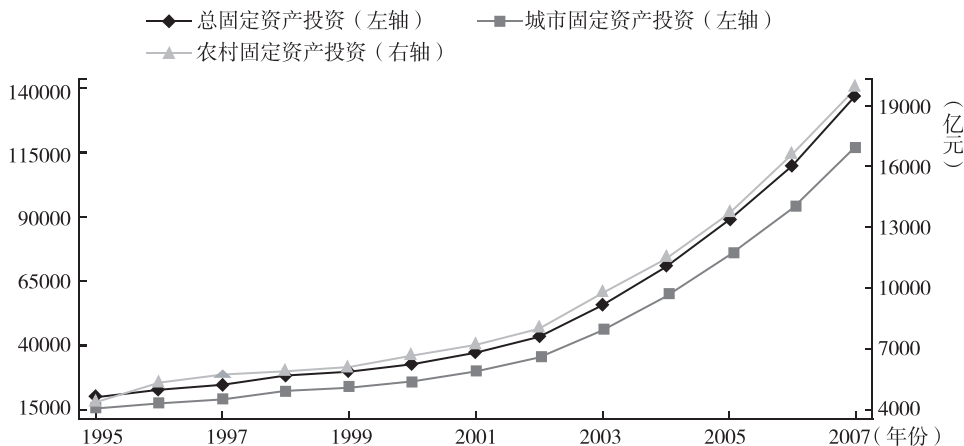


图 3 1995 - 2010 年固定资产投资曲线

注：自 1997 年起，除房地产投资、农村集体投资、个人投资以外，投资统计的起点由 5 万元提高到 50 万元。为便于比较，对 1996 年的相应数据作了全面调整（下同）。

资料来源：根据《中国统计年鉴》和《中国可持续发展数据库》整理得到。

① 来自《中国统计年鉴》（2010）。
 ② 此作用主要表现在通过增加投资，形成新的生产能力和效益，为社会提供新的产品和服务，最终使生产总值增加，同时通过乘数效应和示范效应带动其他产业的发展。

中国的投资具有明显的城市倾向（图4）^①。因此，有必要对政府竞争影响城乡收入差距的途径进行检验。在这里提出本文第二个可供检验的假说。

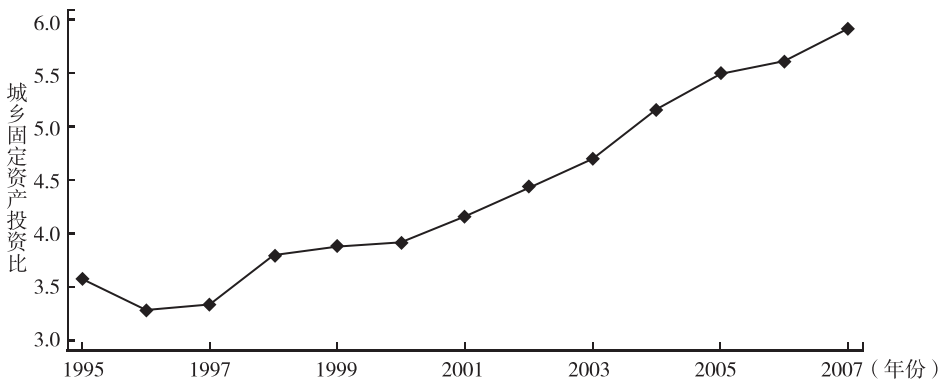


图4 1995-2010年投资竞争曲线

资料来源：根据《中国统计年鉴》和《中国可持续发展数据库》整理得到。

假说2：由于投资的作用显著，所以投资竞争成为地方政府竞争的重要手段，地方政府的竞争行为可以通过投资竞争对城乡收入差距扩大产生正效应。

三 指标选取、数据说明和模型设定

（一）指标选取

1. 城乡收入差距指标（*Gini*）。已有文献关于收入差距的度量指标较多，主要有：城乡居民收入比率、城乡差别基尼系数、城乡居民收入增长率、城乡收入差距的绝对值等，这些指标从不同侧面反映了城乡收入差距。部分学者（喻微锋、吴刘杰，2011；陆铭、陈钊，2004；章元等，2011）以城乡居民收入之比来代表城乡收入差距，但也有部分学者（刘怡、聂海峰，2004；朱国林等，2002）用基尼系数作为衡量收入差距的重要指标。本文采用田卫民（2012）计算出的各省级区域居民收入基尼系数来衡量城乡收入差距。

2. 地方政府竞争指标（*Gov*）。总体来说，中国地方政府在税收收入的税率、税目、征税标准等诸多方面并无自主权，税收体系主要以中央为主导，因此地方政府竞

① 本文用城市固定资产投资与农村固定资产投资之比来刻画中国投资的城市偏向。

争主要还是支出方面的竞争。有学者采用“地方财政一般预算支出与地方财政一般预算收入之比”来衡量地方政府的干预行为（喻微锋、吴刘杰，2011）。本文借鉴张璟和沈坤荣（2008）选取的“地方财政支出与地方财政收入之比”来衡量地方政府竞争。地方政府的财政支出可能带有明显的城市倾向，因此预期地方政府竞争变量的系数为正。

3. 投资竞争指标（ W ）。地方政府的投资竞争主要表现在城乡之间的投资不平等，故选取 $W = C_i/R_i$ 来度量政府的城市偏向政策对城乡固定资产投资的影响。其中， C_i 为城镇固定资产投资总规模， R_i 为农村固定资产投资总规模。

4. 控制变量。本文还加入了一组控制变量，以控制社会经济条件等因素对城乡收入差距的影响。主要的控制变量包括：开放度（ $Open$ ），以人民币度量的进出口贸易总额占当年 GDP 的比重来反映（王文剑、覃成林，2008）；教育（ Edu ），以教育经费占 GDP 的比例表示（魏浩、杨穗，2011）；GDP 增长率 Y_r （王小鲁、樊纲，2005）；产业结构：第一产业（ $First$ ）用第一产业生产总值占 GDP 的比例表示，第二产业（ $Second$ ）用第二产业生产总值占 GDP 的比例表示（喻微锋、吴刘杰，2011）。

（二）数据说明

本文关于收入差距的相关数据来自胡志军等（2011）采用拟合收入分布方法计算的全国总体基尼系数以及田卫民（2012）采用基尼系数公式计算的省级面板数据；除上述指标外，本文其他指标的计算加工均以《中国可持续发展数据库》、《中国统计年鉴》以及各省市《中国人口统计年鉴》和《新中国六十年统计资料汇编》中的相关数据为基础。受到数据限制，实证研究的时间跨度是 1995 年至 2007 年。为保持数据口径的一致性，西藏不包括在内，重庆与四川合并，共有 29 个省市区。

（三）模型设定

根据上文论述，本文拟建立以下计量模型来检验上文提出的两个假说：

$$Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 Gov_{it} + \beta_2 W_{it} + \beta_3 Z_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 表示省份， t 表示时间， μ_i 表示省际效应， μ_t 表示年度效应， ε_{it} 表示服从独立分布的误差项， Z 表示控制变量，包括开放度（ $Open$ ）、教育（ Edu ）、GDP 增长率（ Y_r ）、第一、二产业产值占 GDP 的比重（ $First$ 、 $Second$ ）。

首先用式（1）检验地方政府竞争对城乡收入差距的影响，即假说 1；在式（1）的基础上，添加地方政府竞争与投资竞争指标的交叉项，研究地方政府竞争是否通过

固定资产投资这个途径对城乡收入差距产生影响。本文所涉及变量、定义以及部分主要变量的描述性统计见表1。

表1 变量定义和统计描述

定义	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
基尼系数	377	-1.01	0.17	-1.48	-0.71
地方政府竞争	377	-2.06	0.38	-3.01	-1.02
城乡固定资产投资比	377	1.75	0.64	0.24	3.59
外贸依存度	377	2.72	1.60	4.22	5.50
GDP增长率	377	2.39	0.22	1.34	3.17
教育经费占GDP比重	377	1.44	0.25	0.82	2.15
第一产业生产总值占GDP比重	377	2.64	0.75	0.22	3.59
第二产业生产总值占GDP比重	377	3.74	0.22	2.86	4.09

注：以上变量均取对数。

资料来源：作者根据整理数据计算得到。

四 模型检验及结果分析

(一) 基本估计结果

表2为采用不同方法估计的地方政府竞争对城乡收入差距的影响。首先采用不加入任何控制变量的估计模型，即表2中第(1)~(4)列，分别为利用混合最小二乘法、固定效应模型和随机效应模型对方程(1)进行估计的结果。可以发现，地方政府竞争对城乡收入差距具有显著的扩大效应，这与我们前面的假设相契合。城乡固定资产投资之比(W)即城市偏向的投资对城乡收入差距也有扩大作用。进一步地，我们加入一系列控制变量($Open$ 、 Yr 、 Edu 、 $First$ 、 $Second$)以验证估计的稳健性，见表2中第(5)~(8)列。结果表明，这些控制变量对城乡收入差距整体有解释作用。总体而言，在8个估计模型中，政府竞争 Gov 的估计系数都为正，且大都达到10%的显著水平。其中，教育经费占GDP之比即 Edu 的系数为正值，而且都达到1%的显著水平，说明财政支出中的教育经费支出偏向城市，对农村的教育投资还比较缺乏，而城乡居民接受不同的教育水平会进一步拉大城乡居民的收入差距；反映GDP增长率的 Yr 为正，但在(6)~(7)方程中都不显著，表明GDP增长率扩大收入差距的效应并不明显；外贸依存度 $Open$ 为负值，这与既往的研究有所不同(魏浩、杨穗，2011)，但是这种变化并不一定是线性的^①；第

① 其中我们并没有控制其二次项。

一、二产业占 GDP 比重的指标 *First* 和 *Second* 对收入差距也有一定的扩大作用，说明现阶段的结构仍不够完善，应大力发展能为农民工提供更多就业机会的第三产业。

表 2 基本估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	混合最小二乘法	混合最小二乘法	固定效应	随机效应	混合最小二乘法	固定效应	随机效应	广义最小二乘法
地方政府竞争	0.237 *** (11.755)	0.262 *** (12.191)	0.277 *** (6.531)	0.268 *** (6.224)	0.122 ** (2.356)	0.018 (0.362)	0.186 *** (3.622)	0.074 * (1.741)
城乡固定资产投资比			0.122 *** (2.642)	0.119 ** (2.520)	0.070 (1.273)	0.119 ** (2.435)	0.080 (1.523)	0.094 ** (2.168)
地方政府竞争和城乡固定资产投资交叉项		0.044 *** (6.303)	0.030 (1.398)	0.034 (1.586)	0.047 * (1.915)	0.035 * (1.662)	0.034 (1.446)	0.055 *** (2.899)
教育经费占 GDP 的比重					0.281 *** (8.167)	0.209 *** (6.055)	0.180 *** (4.733)	0.331 *** (11.899)
GDP 增长率					0.109 *** (3.576)	-0.029 (-1.161)	0.032 (1.167)	0.088 *** (3.650)
外贸依存度					-0.020 *** (-5.711)	0.043 ** (2.557)	-0.017 * (-1.909)	-0.019 *** (-5.594)
第一产业生产总值占 GDP 比重					0.117 *** (12.439)	-0.127 *** (-4.873)	0.015 (0.876)	0.108 *** (10.658)
第二产业生产总值占 GDP 比重					0.321 *** (9.661)	0.040 (0.680)	0.173 *** (3.315)	0.342 *** (9.674)
常数项	-0.522 *** (-12.355)	-0.329 *** (-6.196)	-0.554 *** (-5.616)	-0.548 *** (-5.315)	-2.846 *** (-14.625)	-1.226 *** (-5.022)	-1.633 *** (-6.875)	-3.028 *** (-16.515)
样本数量	331	300	300	300	300	300	300	300

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

资料来源：作者根据整理数据计算得到。

(二) 稳健性分析

1. 内生性检验

为了得到稳健的估计结果，本文在研究地方政府竞争对城乡收入差距的影响时，还需要考虑内生性问题。理论上，城乡固定资产投资比的增加扩大了城乡收入差距，城乡收入差距的扩大会继续使政府注重城市投资而忽略农村投资，从而导致城乡固定

资产投资比 W 提高。即可能存在城乡固定资产投资比 W 与城乡收入差距 $Gini$ 的双向因果关系。同理,教育也可能产生内生性问题,即可能存在教育投入与城乡收入差距之间的因果关系。严重的内生性将使模型的估计系数有偏和非一致。鉴于此,我们选取滞后一期的 W 和 Edu 作为其工具变量。因为在球形扰动项的假定下,两阶段最小二乘法 (2SLS) 所提供的工具变量的线性组合渐进最有效。由表 3 结果可知,我们通过考察工具变量的有效性,发现不存在弱工具变量问题。但为了稳健起见,我们使用对弱工具变量更不敏感的有限信息最大似然法 (LIML) 进行估计,如表 3 中 (3)~(4)。结果发现 LIML 的系数估计值与 2SLS 相同,这也从侧面印证了“不存在弱工具变量”。

Beck et al. (2007) 利用跨国数据的研究表明,收入差距具有动态效应,当年的收入差距会受上一年收入差距的影响。鉴于城乡收入差距具有可持续性,我们考虑在估计模型中加入被解释变量的滞后项。因而,估计模型变成一个动态模型,见式 (4)。被解释变量的滞后项作为解释变量,会导致解释变量的内生性问题。为解决这一问题,我们需要运用动态面板方法进行实证分析。在进行相关估计中,学者们提出了广义矩估计 (GMM) 的估计方法。广义矩估计包括差分广义矩估计 (GMM-DIF) 和系统广义矩估计 (GMM-SYS)。Bond (2002) 指出一阶差分 GMM 估计方法容易受到弱工具变量的影响而得到有偏的估计结果。因此,在这里,我们使用系统 GMM 估计。系统 GMM 估计量综合了一阶差分方程和水平方程,其具体做法是将水平回归方程和差分回归方程结合起来进行估计,在这种估计方法中,滞后水平作为一阶差分的工具变量,而一阶差分又作为水平变量的工具变量。系统 GMM 方法的一般形式如下:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + x'_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \Delta x'_{it}\beta + \Delta \varepsilon_{it} \quad (3)$$

方程 (2) 为水平方程,对应的矩条件为 $E[\Delta x_{i,t-s}(\mu_i + \varepsilon_{it})] = 0$ 和 $E(\Delta y_{i,t-s}\varepsilon_{it}) = 0$ ($s \geq 1$)。只要这两个矩条件得到满足,内生变量的差分滞后项 (即 $\Delta x'_{i,t-s}$ 和 $\Delta y_{i,t-s}$, $s \geq 1$) 就是水平方程的合格工具变量。方程 (3) 为差分方程,对应的矩条件为 $E[x'_{i,t-s}\Delta \varepsilon_{it}] = 0$ 和 $E[y_{i,t-s}\Delta \varepsilon_{it}] = 0$ ($s \geq 1$)。只要这两个矩条件得到满足,内生变量的水平值滞后两期及以上 (即 $x'_{i,t-s}$ 和 $y_{i,t-s}$, $s \geq 1$) 就是差分方程合格的工具变量。

$$Gini_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Gini_{i,t-1} + \alpha_2 Gov_{it} + \alpha_3 W_{it} + \alpha_4 Z_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

表 3 估计结果的稳健性

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	工具 变量法	工具 变量法	工具 变量法	工具 变量法	系统 GMM	系统 GMM	系统 GMM	异常样本 点剔除
地方政府竞争	0.101 * (1.778)	0.290 *** (2.821)	0.101 * (1.778)	0.290 *** (2.821)	-0.020 (-0.429)	-0.130 (-1.417)	-0.059 (-1.099)	0.003 (0.056)
城乡固定资产投资比	0.070 (1.337)	-0.130 (-1.204)	0.070 (1.337)	-0.130 (-1.204)	0.133 ** (2.034)	0.208 *** (2.916)	0.165 ** (2.437)	0.131 ** (2.573)
地方政府竞争和城乡固定资产投资比交叉项	0.046 * (1.853)	-0.042 (-0.862)	0.046 * (1.853)	-0.042 (-0.862)	0.058 ** (2.440)	0.095 *** (2.998)	0.076 *** (2.747)	0.040 * (1.819)
教育经费占GDP比重	0.311 *** (7.345)	0.267 *** (6.558)	0.311 *** (7.345)	0.267 *** (6.558)	0.069 * (1.849)	0.048 (1.463)	0.061 ** (2.317)	0.218 *** (6.199)
GDP增长率	0.136 *** (4.092)	0.156 *** (4.380)	0.136 *** (4.092)	0.156 *** (4.380)	-0.110 *** (-2.656)	-0.151 *** (-7.953)	-0.161 *** (-5.598)	-0.030 (-1.132)
外贸依存度	-0.021 *** (-5.728)	-0.019 *** (-5.595)	-0.021 *** (-5.728)	-0.019 *** (-5.595)	-0.059 (-1.326)	0.008 (0.694)	-0.002 (-0.158)	0.038 ** (2.117)
第一产业生产总值占GDP比重	0.116 *** (10.149)	0.113 *** (9.924)	0.116 *** (10.149)	0.113 *** (9.924)	-0.012 (-0.341)	-0.109 ** (-1.963)	-0.007 (-0.235)	-0.138 *** (-4.794)
第二产业生产总值占GDP比重	0.321 *** (7.347)	0.321 *** (6.911)	0.321 *** (7.347)	0.321 *** (6.911)	0.190 (1.374)	-0.085 (-0.761)	0.128 (1.494)	0.005 (0.077)
基尼系数的滞后项					0.879 *** (11.503)	0.862 *** (12.671)	0.902 *** (14.492)	
常数项	-2.991 *** (-11.992)	-2.539 *** (-8.500)	-2.991 *** (-11.992)	-2.539 *** (-8.500)	-0.577 (-1.215)	0.368 (1.042)	-0.420 (-1.307)	-1.083 *** (-4.065)
Sargan					(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	
AR(1)					(0.0018)	(0.0027)	(0.0018)	
AR(2)					(0.2179)	(0.2089)	(0.2008)	
样本量	278	275	278	275	276	276	276	293

资料来源：作者根据整理数据计算得到。

在此,我们把经济增长率和第二产业生产总值占GDP的比重等指标视为外生变量,并对上述方程进行系统GMM估计。在差分方程中,内生变量水平值的滞后两期是GMM工具(GMM-style),而外生变量水平值的差分是一般工具(IV-style)。在水平方程中,内生变量水平值的差分滞后是GMM工具,而外生变量水平值是一般工具。在模型的估计中,我们将重点报告与系统GMM有关的三项检验统计量指标。其中,Sargan检验的卡方统计量用于检验约束条件是否存在过度识别,即检验工具变量的合理性,AR(1)和AR(2)则用于检验估计残差是否存在一阶和二阶序列相关性。

运用这一方法对样本进行估计的结果见表3。由表3可知,回归方程通过了残差自相关的AR(1)、AR(2)检验以及工具联合有效的Sargan检验,说明得到的回归系数和稳健性是比较可靠的。在估计结果中,基尼系数的滞后项与当期收入差距显著正相关,可见收入差距的持续效应明显,这进一步验证了收入差距动态模型的合理性。我们所重点关注的城乡固定资产投资比重系数显著为正,政府竞争的影响也为正,进一步表明城乡固定资产投资偏向对收入差距的恶化是客观存在的。显然,本文所关注的核心解释变量对收入差距变动的贡献是强化还是弱化的结论在动态识别中依然成立。

2. 异常样本点的影响

为了检验本文估计结果是否受到异常点的影响,我们首先计算出29个省市基尼系数10%和90%分位数,并将全部样本中低于10%分位数和高于90%分位数的样本点剔除。在此基础上,对剩余样本数据进行固定效应模型估计,结果见表3第(8)列。从中可知,投资竞争以及政府竞争与投资竞争的交叉项等核心解释变量系数皆达到统计显著,与前述基本识别结果相接近。因此整体上看,我们的结论仍然是基本稳健的。

总而言之,上述经验研究支持了地方政府竞争对城乡收入差距有正向影响,在一定程度上可以使这种影响进一步恶化。在控制可能存在的内生性问题后,研究结果仍然是显著的,而且表现出相当的稳健性。本文研究为人们观察地方政府竞争和城乡收入差距提供了一个全新的视角。

五 结论及政策启示

本文从地方政府竞争这一全新的视角诠释了中国城乡收入差距扩大之成因。我们

通过对 1995 - 2007 年中国 29 个省市的面板数据进行的实证研究发现，在控制可能存在的内生性问题之后，地方政府竞争对收入差距有显著的扩大作用。投资竞争对城乡收入差距有进一步恶化作用，城乡投资之比越高，收入差距就越大。即便在考虑内生性问题和异常样本点的影响后，上述研究仍是显著和稳健的。

本文研究结论具有一定的现实意义，因此本文的政策含义也是明显的：首先，政府的政策组合应该倾向于增加农业支出及其比重。在财政分权的背景下，这离不开地方政府政绩考核方式的转变。而且，由于城乡收入差距具有一定的持续性，政府的财政支出政策及其组合的惠农方向调整也应当是一项连续的长期政策，而非一时的权宜之计。因此，本文有如下建议：

(1) 改革对地方政府官员的考核机制。避免地方官员为了单纯追求 GDP 等经济指标和政治业绩考核指标而带来的消极影响，积极推行绿色 GDP 考核体系。

(2) 加大对地方政府行为的监控和约束。中央应对不顾财力大搞政绩工程和面子工程的地方政府官员给予监督和约束。同时，扩大本地居民对当地政府行为的监督渠道，充分发挥人大、政协的监督职能，使地方政府时刻置于国家法律法规和公民监督的约束之下。

(3) 应大力发展第三产业，创造更多的就业机会。不断把农村剩余劳动力转移到城镇部门，逐渐提高农村从业者的工资和收入水平，同时以工业反哺农业，逐步形成农村经济的资本积累机制以及缩小城乡收入差距，实现城乡一体化发展。

最后，不能一味批评地方政府之间经济竞争所带来的负面影响，最重要的应该是构建合理有序的地方政府竞争模式，以实现新型城市化为目标，在制度设计上以调动地方政府参与竞争的积极性。

参考文献：

- 陈宗胜、周云波 (2001)，《非法非正常收入对居民收入差别的影响及其经济学解释》，《经济研究》第 4 期，第 14 - 23 页。
- 郭庆旺、贾俊雪 (2006)，《地方政府行为、投资冲动与宏观经济稳定》，《管理世界》第 5 期，第 19 - 25 页。
- 胡志军、刘宗明、龚志明 (2011)，《中国总体收入基尼系数的估计：1985 - 2008》，《经济学 (季刊)》第 7 期，第 1423 - 1436 页。

- 黄祖辉、王敏、万广华 (2003), 《我国居民收入不平等问题: 基于转移性收入角度的分析》, 《管理世界》第4期, 第70-75页。
- 李猛、沈坤荣 (2010), 《地方政府行为对中国经济波动的影响》, 《经济研究》第12期, 第35-47页。
- 李实、罗楚亮 (2007), 《中国城乡居民收入差距的重新估计》, 《北京大学学报(哲学社会科学版)》第3期, 第111-120页。
- 林光彬 (2004), 《等级制度、市场经济与城乡收入差距扩大》, 《管理世界》第4期, 第30-50页。
- 刘怡、聂海峰 (2004), 《间接税负担对收入分配的影响分析》, 《经济研究》第5期, 第22-30页。
- 陆铭、陈钊 (2004), 《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》, 《经济研究》第6期, 第50-58页。
- 秋风 (2007), 权力造城运动带来畸形格局, <http://news.szhk.com/2007/11/26/282669645679339.html>.
- 沈立人、戴园晨 (1990), 《我国“诸侯经济”的形成及其弊端和根源》, 《经济研究》第3期, 第12-19页。
- 田卫民 (2012), 《省域居民收入基尼系数测算及其变动趋势分析》, 《经济科学》第4期, 第48-59页。
- 王文剑、覃成林 (2008), 《地方政府行为与财政分权增长效应的地区性差异——基于经验分析的判断、假说及检验》, 《管理世界》第1期, 第9-21页。
- 王小鲁、樊纲 (2005), 《中国收入差距的走势和影响因素分析》, 《经济研究》第10期, 第24-36页。
- 王永钦、张晏、章元、陆铭、陈钊 (2007), 《中国的大国发展道路——论分权式改革的得失》, 《经济研究》第1期, 第4-16页。
- 魏浩、杨穗 (2011), 《对外贸易、进出口商品结构与我国城乡收入差距》, 《经济经纬》第9期, 第56-60页。
- 杨灿明 (2000), 《地方政府行为与区域市场结构》, 《经济研究》第11期, 第56-60页。
- 喻徽锋、吴刘杰 (2011), 《地方政府行为、金融发展与城乡收入差距——基于省际面板数据的实证研究》, 《广东金融学院学报》第9期, 第58-64页。
- 张璟、沈坤荣 (2008), 《地方政府干预、区域金融发展与中国经济增长方式转

型——基于财政分权背景的实证研究》，《南开经济研究》第6期，第122 - 141页。

张军、高远（2007），《官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据》，《经济研究》第11期，第91 - 103页。

张军、高远、傅勇、张弘（2007），《中国为什么拥有了良好的基础设施》，《经济研究》第3期，第4 - 19页。

张曙光（1993），《关于地区经济差异变动的另一种解释》，《经济研究》第9期，第19 - 26页。

张维迎、栗树（1998），《地区间竞争与中国国有企业的民营化》，《经济研究》第12期，第13 - 22页。

张晏、龚六堂（2005），《分税制改革、财政分权与中国经济增长》，《经济学（季刊）》第10期，第75 - 108页。

章元、刘时菁、刘亮（2011），《城乡收入差距、民工失业与中国犯罪率上升》，《经济研究》第2期，第59 - 72页。

赵震宇、白重恩（2007），《政府税收对中国城乡居民人均收入差距的影响》，《中国软科学》第11期，第48 - 56页。

周黎安（2004），《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》，《经济研究》第6期，第33 - 40页。

周黎安（2007），《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》，《经济研究》第7期，第36 - 50页。

周业安、章泉（2008），《财政分权、经济增长和波动》，《管理世界》第3期，第6 - 15页。

朱国林、范建勇、严燕（2002），《中国的消费不振与收入分配：理论和数据》，《经济研究》第5期，第72 - 95页。

Beck, T., Asli Demirgüç-Kunt & Ross Levine (2007). Finance, Inequality and the Poor. *Journal of Economic Growth*, 12(1), 27 - 49.

Bond, S. (2002). Dynamic Panel Data Models; A Guide to Micro Data Method and Practice. *Portuguese Economic Journal*, 1(2), 141 - 162.

Jin, Hehui, Yingyi Qian & B. R. Weingast (2001). Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style. *Journal of Public Economics*, 89(9 - 10), 1719 - 1742.

Li, Hongbin & Li'an Zhou (2005). Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China. *Journal of Public Economics*, 89(9-10), 1743-1762.

Qian, Y. & C. Xu (1993). Why China's Economic Reform Differ: The M-Form Hierarchy and Entry/Expansion of the Non-State Sector. *Economics of Transition*, 1(2), 135-170.

Has Competition among Local Governments Worsened Urban-Rural Income Gap? An Empirical Analysis Based on Provincial Panel Data from 1995 to 2007

Zhang Jianwu¹, Zhao Qiuyun² & Lan Lijun¹

(School of Economics and Management, South China Normal University¹;

Guanghua School of Management, Peking University²)

Abstract: Existing literatures on explaining reasons of increasing urban-rural income gap mainly focused on abnormal income, transfer payments, urbanization and urban tendency policies, hierarchy and government revenue, etc. This paper provides a new explanation from the perspective of local government competition, especially investment competition. The empirical results based on provincial panel data from 1995 to 2007 show that the competition among local governments has significantly increased urban-rural income gap in China. The results are still significant and robust even after controlling for other potential factors which may affect urban-rural income gap. Besides, other factors like dependence on foreign trade, education level, GDP growth rate and industrial structure also affect urban-rural income gap.

Keywords: local government competition, urban-rural income gap, investment competition

JEL Classification: E21, E25, J1

(责任编辑: 贾 朋)