

从公共支出效率看地方财政风险

——基于中国 239 个地级市面板数据的经验分析

李振 王秀芝

内容提要：我国减税降费力度的加强以及供给侧结构性改革的不断推进，在减轻企业和个人税费负担的同时，也会给地方政府带来财政压力，进而引发财政风险。本文通过构建一个以公共支出效率为逻辑起点的理论分析框架，阐述了其对地方财政风险的作用机制。在此基础上，运用三阶段数据包络分析方法测算了中国 239 个地级市的公共支出效率，并进行经验分析。研究得出：公共支出效率的提高，可以降低财政收入风险和财政支出风险，并且基于两者的共同作用进而降低财政赤字风险，其中财政支出风险的中介作用更大；此外，债务风险也得以降低，且与赤字风险之间呈现出 U 型关系。为此，从提高公共支出效率的角度提出防范化解我国地方财政风险的对策。

关键词：公共支出效率 地方财政风险 财政赤字 地方政府债务

中图分类号：F812.7 **文献标识码：**A **文章编号：**

一、引言与文献述评

近年来，我国一直处于经济下行趋势，减税降费措施不断推行。然而，考虑到我国财政支出的规模与结构，很多刚性支出依然占有很大的比例，比如教育、医疗卫生、社会保障与就业、城乡社区和住房保障等民生性支出。这些支出的比重还会伴随我国经济社会的不断发展而逐渐增大。如果忽略这些而盲目实施积极的财政政策，不仅会造成收支缺口进一步扩大、赤字率提高，而且会增加政府债务量，财政风险就会逐渐累积，财政的可持续性将会受到影响。对于地方政府而言更是如此，财政收入增速放缓、隐性债务以

作者简介：李振，中国人民大学财政金融学院博士研究生。

北京市海淀区中关村大街59号；13031088877；lzydncg@163.com

王秀芝（通讯作者），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、博士生导师。

北京市海淀区中关村大街59号；010-82500605；wxizuzhi@ruc.edu.cn

基金项目：国家社会科学基金专项项目“财税治理现代化问题研究”（17VZL012）。
作者感谢匿名审稿专家和编辑部提出的宝贵建议，当然文责自负。

及或有债务的扩增也给地方政府带来了较大的压力。此外，2020年新冠肺炎疫情又给我国带来了巨大考验。为此，2020年中央与地方预算草案报告^①中指出提高赤字率并增发抗疫特别国债、地方政府专项债券。在当前形势下，财政风险问题将会逐渐凸显。因此，研究防范化解地方财政风险的问题具有重要的现实意义。

党的十九大报告提出，防范化解重大风险是我国的三大攻坚战之一。然而，防范化解地方财政风险，前期需要认清其本质。学界展开的相关研究包括：财政风险的内涵和分类（高志立等，2001；Kopits, 2014；Polackova, 1998；刘尚希，2003；）、财政风险的测度（姚绍学等，2001；张志超，2003）等。基于此，在防范化解地方财政风险方面，很多学者从多角度深入分析并探寻其解决办法，只是研究的对象集中于地方政府债务（曹婧等，2019；刘柳和屈小娥，2019），尽管地方政府债务风险突出，但是仅考虑债务却是不全面的。同时，要切实降低财政风险，不能仅从控制债务的发行以及政府支出的角度入手，更要从源头抓起，即以公共支出效率为突破口，提高财政资金的使用效率，才能更有效地防范化解财政风险。目前，以公共支出效率为切入点的财政风险研究比较少，有学者就地方政府财政支出效率与地方政府债务风险程度的相关性进行分析，发现两者之间是负相关（缪小林和史倩茹，2016），并判断出政府财政支出效率是地方财政风险的根源与内核，也有研究发现地方政府债务风险与其绩效之间有正相关关系（仲凡，2017）。已有的文献，仅分析了公共支出效率与财政风险的关系且结论存在差异，或仅从债务风险角度考察其对公共支出效率的影响并未考虑到财政收支以及财政赤字，也未能恰当捕捉到公共支出效率与财政风险的因果关系与内在逻辑。因此，依托公共支出效率防范化解地方财政风险，并全面分析其对财政收入、财政支出、财政赤字^②以及政府债务的影响更为合理，也更为系统。

本文的贡献在于：一是以公共支出效率为逻辑起点，分析公共支出效率与防范化解地方财政风险的理论机制。既有文献多从债务角度分析地方财政风险，本文系统性研究公共支出效率对财政收入风险、财政支出风险、财政赤字风险以及政府债务风险的影响，拓宽了研究视角并且清晰呈现出了其内在关系。二是地级市层面的经验分析发现，提高公共支出效率有助于降低地方财政风险，并且通过对财政收入风险和财政支出风险的共同作用影响财政赤字风险，其中财政支出风险的中介作用更大；在公共支出效率视角下，财政赤字风险与债务风险呈现U型关系。三是为地方政府防范化解财政风险提供启示性对策。

二、公共支出效率对地方财政风险的影响机制

从表现形式看，地方财政风险可分为财政收入风险、财政支出风险、赤字风险以及债务风险（饶友玲，2004；丛树海和李生祥，2004），四个方面相互关联。当地方出现财政收入风险时，通常展现出财政收入

^①2020年5月22日在第十三届全国人民代表大会第三次会议上关于2019年中央和地方预算执行情况与2020年中央和地方预算草案的报告

^②由于地方政府不列财政赤字，本文所指的财政赤字是地方财政收支缺口，后文同。

结构单一、收入质量低以及收入规模逐渐下降等。收入结构单一主要是，地方财政收入较多地依靠地理位置或是少数企业的税收等，财政收入稳定性难以保证，存在风险隐患，并伴随财政收入质量下降，即地方政府的非税收收入占比高于税收收入占比，从长期看还会制约地方财政收入的规模，不利于地区经济持续、稳定发展。而财政收入规模逐渐降低或者增速迟缓，会削弱未来地方政府提供公共产品和公共服务的能力，从而对地方政府的正常运转以及财政可持续性造成负面影响。当然，财政收入增速过高、太过于反常，也会对地方整体的经济发展产生不良影响。但是考虑到我国当前经济下行的情况，加之受到新冠肺炎疫情的不确定性冲击，更多的是需要警惕财政收入规模降低的风险，本文也是基于此来考量财政收入风险。

可见，当地方财政收入风险凸显时，就难以满足日益增长的财政支出需要，随之而来的就是财政支出风险，结合当前我国在“六稳”和“六保”政策的驱动下，未来社会保障与就业支出、医疗卫生支出等会有增长的趋势，其他的经常性支出也会增加，如果再出现支出结构偏差、盲目支出的问题，就会进一步增加财政支出规模、加重地方财政支出负担，长此以往政府提供公共服务与产品的范围或数量就会受限，地方财政支出风险就会逐渐体现。不仅如此，地方财政收入风险与支出风险并存会进一步引发赤字风险，虽然地方政府不列赤字，但是财政收支缺口存有持续扩张的隐患，为弥补赤字和促进地方经济发展，地方政府会扩增债务，违约风险会加大，进而引发债务风险，其中隐性债务扩张是风险积累的重要方面。如果增发的抗疫特别国债与地方政府专项债券使用效率不高，也会导致地方政府债务风险进一步加大。倘若不能化解债务风险，地方经济增长将会受到抑制，财政收入就无法保证，并可能再次引发财政支出风险与赤字风险，形成恶性循环。

党的十九大报告指出：“要建立全面规范透明、标准科学、约束有力的预算制度，全面实施绩效管理”，而公共支出效率的提高既是绩效管理的重要组成部分，也是高质量发展的必然要求，更是触发财政风险的重要根源。公共支出效率与财政风险的关系研究，不能局限于以风险反观效率，要从更全面、更深层次的角度挖掘其中的因果关系。基于此，本文以公共支出效率为逻辑起点，探寻其与地方财政风险的内在关系，并构建一个理论分析框架。公共支出效率可从四个方面对地方财政风险产生影响。首先，较高的公共支出效率会促进资源的合理配置，最终会促进经济增长（刘勇政和冯海波，2011）。而经济增长会自发提高财政收入，有助于降低财政收入风险。其次，效率的提高也会抑制财政支出的增长。同等的支出规模可以提供更多的公共产品与服务或者更少的支出可以实现同样的公共服务目标，从而缓解财政支出压力，降低财政支出风险。再次，虽然经济增长可能会促使财政支出增长（有增加财政赤字的风险可能），但该作用弱于公共支出效率提高对财政收支的总体影响（增收减支），最终财政赤字会呈现降低的趋势，从而达到防范财政赤字风险的目的。最后，对于地方政府债务，公共支出效率提高本身可以起到抑制债务增长的作用，加之效率提高对财政支出增长的抑制也会降低债务的膨胀程度。二者共同作用下，地方政府债务风险可以得到降低。但是，当债务风险降低时，新一轮财政赤字扩张可能出现；同时，当财政赤字降低到一定水平

后，地方政府债务可能反弹，二者不是简单的同向变动或者线性关系。因为当赤字处于一定范围内，若赤字降低，发行债务用于弥补赤字的作用较弱，在其他因素（比如政府的财务状况较好，偿还债务的能力提高）的影响下，政府更加倾向于发行债务用于市政建设、交通建设、保障性住房等公益项目，债务增幅反而较大；反之，当赤字超出范围后，若赤字降低（增加），地方政府的债务量也会降低（增加），弥补赤字成为首要目标。

综上所述，公共支出效率与地方财政风险之间有着内在的逻辑关系，据此提出以下几个理论假说：一是公共支出效率的提高有助于降低地方财政收入风险、财政支出风险、财政赤字风险以及债务风险。二是公共支出效率通过对财政收入风险和财政支出风险的共同作用进而对财政赤字风险产生影响。三是在公共支出效率视角下，地方政府债务风险受到赤字风险的影响，且两者之间并不是简单的单向变动，而是U型关系。

三、模型设定、变量说明与统计描述

（一）模型设定

1.公共支出效率计算模型

对于公共支出效率的测算，采用非参数的数据包络分析（Data Envelopment Analysis, DEA）。考虑到一些不可控因素，比如环境因素、管理无效率以及随机因素，对公共支出效率的影响，进而运用三阶段 DEA 方法测算公共支出效率。该方法由 Fried 等(2002)创立，在 DEA 方法的基础上结合随机前沿分析(Stochastic Frontier Analysis, SFA)，使结果更加可靠、准确。其具体测算方法分为三个阶段。第一阶段以投入导向测算投入松弛值。由于本文采用的是地级市面板数据，为消除跨期前沿面不一致的问题，以刘自敏等(2014)的做法为依据，把投入与产出都转换成横截面数据，即给予不同时期的相同决策单元(Decision-Making Unit, DMU)区别对待，作为不同 DMU 进行效率测算，并计算出投入松弛值。第二阶段以第一阶段得到的投入松弛值为基，建立成本函数型的 SFA 多元回归模型：

$$S_{kit} = f(Z_{it}; \beta_{kt}) + v_{kit} + u_{kit} \quad (1)$$

其中， $k = 1, 2, 3, 4, \dots, N$; $i = 1, 2, 3, \dots, n$; $t = 1, 2, 3, \dots, T$ 。式(1)中 S_{kit} 代表第 i 个 DMU 在第 t 期的第 k 项投入松弛值， $Z_{it} = (Z_{1it}, Z_{2it}, Z_{3it}, \dots, Z_{rit})$ 表示 r 个环境变量， β_{kt} 为相应的环境变量的系数。 v_{kit} 是随机扰动项，假设其服从正态分布。 u_{kit} 为管理无效率项，假设其服从半正态分布； $\varepsilon = v_{kit} + \mu_{kit}$ 为混合误差项。鉴于本文采用的是地级市面板数据，进一步分析计算发现 u_{kit} 具有时变衰退性，即存在 $u_{it} = \exp[-\eta(t-T_i)]u_i$ ，且 η 衰退系数显著不为 0。此外，对应到第 i 个 DMU 的时期数为 T_i 。对于管理无效率项的计算，参照罗登跃(2012)、

陈巍巍等（2014）、刘军航等（2019）的计算方法，计算公式为：

$$E(u_i|\varepsilon_i) = \lambda_* + \sigma_* \left[\frac{g(\lambda_*/\sigma_*)}{G(\lambda_*/\sigma_*)} \right] \quad (2)$$

其中， $\lambda_* = (\sum_t a_t \varepsilon_{it}) \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_t a_t^2)$ ； $\sigma_*^2 = \sigma_v^2 \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_t a_t^2)$ ； $a_t = \exp[-\eta(t - T_i)]$ 。G(.)与g(.)分别为标准正态分布的概率分布函数与概率密度函数。进而可以得到随机扰动项的值，最后计算调整后的投入，即：

$$I_{kit}^* = I_{kit} + [\max f(Z_{it}; \beta_{kt}) - f(Z_{it}; \beta_{kt})] + [\max(v_{kit}) - v_{kit}] \quad (3)$$

第三阶段按照第一阶段计算效率的方法，以调整后的投入值与初始产出值再次进行效率计算，得出最终效率值。

2. 基准回归模型

根据上文提出的理论假说，设计如下多元回归模型来检验公共支出效率对地方财政风险的影响机制。模型（4）考察公共支出效率对财政赤字风险、财政收入风险和财政支出风险的影响；模型（5）考察公共支出效率对债务风险的影响。

$$fisk_{it} = \delta_0 + \delta_1 Score_{it-1} + \delta M_{it-1} + \varepsilon_i + \omega_t + \mu_{it} \quad (4)$$

$$detrisk_{it} = \lambda_0 + \sum_{k=1}^2 q_k detrisk_{it-k} + \lambda_1 Score_{it-1} + \lambda_2 finfic_{it-1} + \lambda_3 finfic_{it-1}^2 + \lambda_4 M_{it-1} + \tau_i + \rho_t + v_{it} \quad (5)$$

其中， δ_0 、 λ_0 为截距项， ε_i 、 τ_i 与 ω_t 、 ρ_t 分别为个体效应和时间效应， μ_{it} 、 v_{it} 为随机扰动项。模型（4）中 $fisk_{it}$ 为衡量财政赤字风险、财政收入风险与财政支出风险的被解释变量。 $Score_{it-1}$ 为核心解释变量，代表地级市公共支出效率，考虑到其对财政收入风险、财政支出风险以及赤字风险的影响均需要一定时间，同时为避免地方财政风险对公共支出效率的影响而产生内生性问题，取效率的滞后一期。 M_{it-1} 为滞后一期控制变量，主要包括财政分权、人口规模、第三产业占比、固定资产投资占比、利用外资情况、金融机构贷款占比、金融风险。模型（5）中 $detrisk_{it}$ 为债务风险，考虑到前期债务可能对当期债务风险的影响，模型中引入债务风险的滞后一期和两期。核心解释变量为 $Score_{it-1}$ 、 $finfic_{it-1}$ （财政赤字率）、 $finfic_{it-1}^2$ 赤字率平方和 $detrisk_{it-k}$ （地方政府债务风险的滞后项），赤字率与其平方项均滞后一期以控制赤字率与债务风险的双向作用所产生的内生性问题。 M_{it-1} 为控制变量，含义同上。

3. 中介效应模型

从上述机制分析可以看出，提高公共支出效率可以降低财政赤字风险，其中的传导机制是公共支出效率分别作用于财政支出风险与财政收入风险（两者起到中介作用），进而影响财政赤字风险。为验证此机制的存在，构建如下多重中介模型：

$$finfic_{it} = \varpi_0 + \varpi_1 Score_{it-1} + \varpi_2 M_{it-1} + \zeta_i + \varphi_t + g_{it} \quad (6)$$

$$finexp_{it} = \eta_0 + \eta_1 Score_{it-1} + \eta_2 M_{it-1} + v_i + k_t + e_{it} \quad (7)$$

$$finincome_{it} = \varsigma_0 + \varsigma_1 Score_{it-1} + \varsigma_2 M_{it-1} + \sigma_i + w_t + \varphi_{it} \quad (8)$$

$$finfic_{it} = \rho_0 + \rho_1 Score_{it-1} + \rho_2 finincome_{it-1} + \rho_3 finexp_{it-1} + \rho_4 M_{it-1} + \zeta_i + \chi_t + \pi_{it} \quad (9)$$

其中, $finfic_{it}$ 、 $finexp_{it}$ 、 $finincome_{it}$ 分别代表财政赤字率、财政支出占比与财政收入占比, M_{it-1} 为控制变量, 含义同上。 ζ_i 、 v_i 、 σ_i 、 ζ_i 和 φ_t 、 k_t 、 w_t 、 χ_t 分别为个体效应和时间效应, g_{it} 、 e_{it} 、 φ_{it} 、 π_{it} 分别为随机扰动项, ϖ_0 、 η_0 、 ς_0 、 ρ_0 为截距项。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

财政赤字风险用赤字率 ($finfic$) 即各地市财政收支缺口^①/GDP 衡量 (吕炜等, 2019)。其次, 财政收入风险 ($finincome$) 和财政支出风险 ($finexp$) 的度量方式为各地市财政收入/GDP、各地市财政支出/GDP。

^②最后, 地方政府债务风险以债务率 ($detrat$) (各地市城投债余额/一般公共预算收入) 衡量。

2. 解释变量

核心解释变量公共支出效率的测算是综合效率值, 因此与陈诗一和张军 (2008)、代娟和甘金龙 (2013) 的做法一致, 投入变量采用人均财政支出 (元/人) 衡量。产出变量分为教育 (中学师生比、小学师生比); 医疗 (每万人拥有医生数、每万人拥有医疗床位数); 文化 (每百人拥有藏书量); 邮政 (每百万人拥有邮电局数); 通讯 (每百人拥有移动电话数)。效率测算第二阶段选定环境变量为人口密度 (人/平方公里)、人均实际利用外资 (元/人)、第三产业从业人员比重、人均公路货运量 (吨/人)、人均 GDP (元/人)。

3. 控制变量

相关控制变量包含: 财政分权^③、人口规模 (取总人口的自然对数)、第三产业占比 (第三产业/GDP)、固定资产投资占比 (固定资产/GDP)、利用外资情况 (人均实际利用外资加 1 取对数)、金融机构贷款占比 (金融机构贷款余额/GDP)、金融风险^④

(三) 数据来源与统计描述

1. 数据来源

本文使用的是 2003—2016 年中国 239 个地级市面板数据。^⑤基于数据可得性和可比性, 剔除了西藏、

^①财政收支缺口=各地市一般公共预算支出-各地市一般公共预算收入。

^②对于财政收入风险和支出风险度量中使用的财政收入与财政支出指一般公共预算收入与一般公共预算支出。

^③以财政支出分权衡量, 即地级市人均本级财政支出/(地级市人均本级财政支出+各省人均本级财政支出+中央人均财政支出)。

^④(金融机构贷款余额-金融机构存款余额)/一般公共预算收入。

^⑤由于数据可得性, 对于债务风险的分析使用的数据时间跨度为 2006—2015 年。

青海、北京、上海、重庆、天津等数据。对于部分变量的缺失值，以其前后两年的平均值代替。对于以货币计量的变量，均以2003年为基期，运用GDP平减指数对各省、市的相关变量进行调整，从而消除物价因素的影响。数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国统计年鉴》，在衡量债务风险中城投债的数据来源于曹婧等（2019）公开的数据，各省、市GDP平减指数来源于中经网产业数据库、CEIS经济数据库。

2.描述性统计分析

表1展示了主要变量的描述性统计，图1为2003—2016年各地级市赤字率、财政收入占比、财政支出占比、债务率以及公共支出效率的平均值变化趋势。^①

表1 主要变量的描述性统计

主要变量	观测值	均值	最小值	最大值
赤字率 <i>finfic</i>	3346	0.079	-0.067	1.383
债务率 <i>deprat</i>	2390	0.008	0.000	0.177
财政支出占比 <i>finexp</i>	3346	0.143	0.041	1.485
财政收入占比 <i>finincome</i>	3346	0.065	0.018	0.238
公共支出效率 <i>Score</i>	3346	0.345	0.115	1.000
财政分权 <i>findec</i>	3346	0.332	0.133	0.904
人均GDP增长率 <i>pegdp</i>	3346	0.014	-0.610	2.934
人口规模（人口自然对数） <i>psize</i>	3346	5.886	3.392	7.138
第三产业占比 <i>thirat</i>	3346	0.369	0.086	0.764
固定资产投资占比 <i>fixrat</i>	3346	0.622	0.120	1.771
金融机构贷款占比 <i>finloan</i>	3346	0.829	0.075	7.450
人均利用外资（加1取对数） <i>pefore</i>	3346	4.930	0.000	9.897
金融风险 <i>finrisk</i>	3346	-6.039	-51.860	139.390

^①即取每一年所有地级市相关指标的平均值，公共支出效率值由三阶段DEA计算而得，债务率时间跨度2006—2015年。

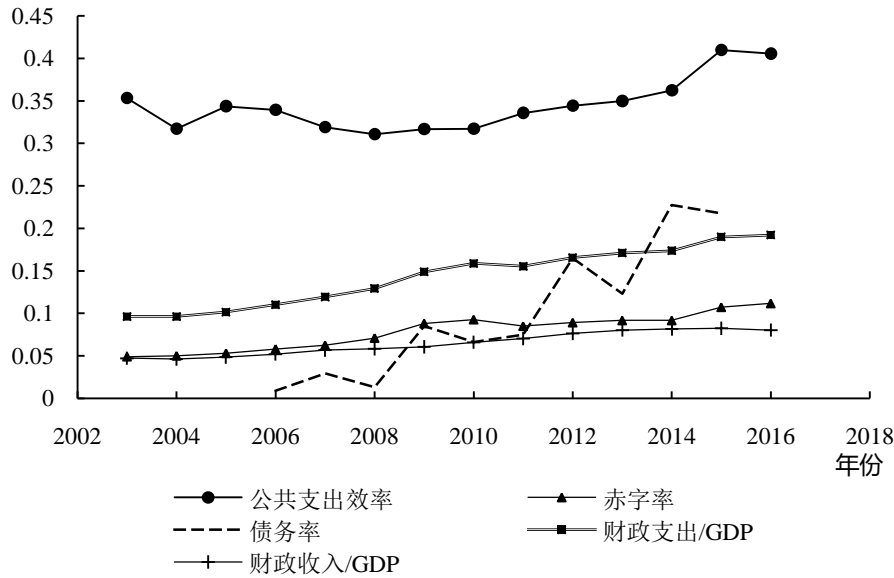


图1 2003—2016年地方财政风险与公共支出效率变化趋势

首先，由图1得知，2003—2016年间，赤字率、财政支出占比、财政收入占比三者整体呈现上升趋势（2009-2014年，赤字率略微下降）。其中财政支出占比始终高于财政收入占比，这也导致了赤字率始终为正值，地方政府支出压力较大。其次，公共支出效率有先下降后上升的趋势，在其下降的区间（2005-2008年），赤字率、财政支出占比处在上升期；在其上升的区间（2009-2014年），财政收入占比增长较为明显，且赤字率有一定下降。在一定程度上体现出公共支出效率与地方财政风险的关系。对于债务率而言，2006—2015年间其变化并不平稳，呈现波动上升趋势，地方政府债务风险比较明显，仔细观察发现如果某一年债务率低于前一年，则次年债务率增加较多，且次年债务率高于以前年度债务率，呈现波动上升。可见，债务率变动与以前年度债务率密切相关。最后，图1显示2008—2010年间，赤字率、债务率、财政支出占比均有较为明显的增长。

四、实证结果分析

（一）基准回归结果

对于公共支出效率对地方财政收入风险、财政支出风险以及赤字风险的影响，选择的是双边固定效应模型；其对于债务风险的作用，采取系统GMM的方法来检验。回归结果如表2所示。

表 2 公共支出效率对地方财政风险的影响

变量	赤字率 (1)	财政收入占比 (2)	财政支出占比 (3)	债务率 (4)
<i>L.Score</i>	-0.0169*** (0.0058)	0.0064*** (0.0017)	-0.0105* (0.0054)	-0.1695** (0.0779)
<i>L.detrat</i>				0.7356*** (0.1149)
<i>L2.detrat</i>				0.2974*** (0.0653)
<i>L.finfic</i> ²				1.2367* (0.7335)
<i>L.finfic</i>				-0.6723** (0.2994)
<i>L.findec</i>	0.2609*** (0.0787)	0.1074*** (0.0182)	0.3683*** (0.0801)	-0.1160** (0.0489)
<i>L.psize</i>	0.0114 (0.0242)	0.0341*** (0.0082)	0.0455* (0.0236)	-0.0103* (0.0055)
<i>L.thirat</i>	-0.0652** (0.0271)	0.0212 (0.0150)	-0.0440 (0.0294)	0.1561*** (0.0514)
<i>L.fixrat</i>	0.0230* (0.0126)	0.0063** (0.0030)	0.0293** (0.0120)	0.0117 (0.0215)
<i>L.pefore</i>	0.0016 (0.0012)	0.0009** (0.0004)	0.0025** (0.0012)	-0.0036 (0.0044)
<i>L.finrisk</i>	-0.0011*** (0.0003)	0.0001 (0.0001)	-0.0009*** (0.0003)	-0.0028* (0.0016)
<i>L.finloan</i>	0.0124 (0.0127)	0.0004 (0.0030)	0.0128 (0.0140)	0.0071 (0.0215)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
城市个体效应	控制	控制	控制	控制
AR(1) test				0.001
AR(2) test				0.541
Hansen test				0.123
样本数	3107	3107	3107	1912
R ²	0.278	0.588	0.491	—
模型	FE	FE	FE	GMMSYS

注:表中*、**、***分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平, 括号内是聚类在城市的稳健标准误, 除债务率分别滞后一期和两期外, 其余解释变量与控制变量均为滞后一期, AR(.)test 为 Arellano-Bond test。

表 2 显示, 对于赤字风险而言, 提高公共支出效率能显著降低赤字率, 公共支出效率每提高 1 个单位, 赤字率将降低 0.0169 个单位。同理, 公共支出效率的提高也能显著降低财政支出风险和财政收入风险, 公共支出效率每提高 1 个单位, 财政收入占比提高 0.0064 个单位、财政支出占比降低 0.0105 个单位。对于债

务风险，公共支出效率提高也显著降低了债务率，即公共支出效率提高1个单位，债务率降低0.1695个单位。同时，赤字率与债务率展现出显著U型关系，且当赤字率为27.18%^①时发生转折，一方面，赤字率过高会造成债务率急剧上升，另一方面，要警惕随着公共支出效率的提高，赤字率下降到一定范围内后由赤字率降低而引发其他债务风险。

对于控制变量而言，财政分权与财政支出占比的关系显著正相关，这与郭庆旺和贾俊雪（2010）研究结论一致；虽然财政分权对财政赤字风险有显著正向作用，但可以显著增加财政收入占比，降低财政收入风险。金融风险提高对于财政风险的影响均表现为抑制作用，这是因为当一定的风险集中于金融部门时，短期内对财政部门的影响会削弱且地方政府可能趋于放松警惕的状态，如果不加以防范，当金融风险积累到一定程度时，势必会转嫁并由地方政府承担风险，不利于经济的协调、稳定发展。

综上所述，回归结果与理论机制的假说相符合，也印证了时间趋势图所展示的部分现象，提高公共支出效率有利于降低地方财政风险。

（二）中介效应检验

1.公共支出效率对财政赤字风险的影响机制

为了进一步验证公共支出效率对财政赤字风险的影响机制，需要检验公共支出效率是否通过作用于财政支出风险和财政收入风险，进而影响财政赤字风险。基准回归结果已经表明公共支出效率对赤字风险的负向影响，因此，采用两步回归法（Zhao等，2010）检验中介效应，具体回归结果如表3。

表3 公共支出效率降低财政赤字风险的中介效应检验

变量	财政收入占比		财政支出占比		赤字率
	(1)	(2)	(3)	(4)	
L.Score	0.0057*** (0.002)	0.0064*** (0.002)	-0.0125** (0.006)	-0.0105* (0.005)	-0.0108* (0.007)
L.finexp					0.3690* (0.200)
L.finincome					-0.5317*** (0.087)
控制变量		控制		控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	3107	3107	3107	3107	3107
R ²	0.554	0.588	0.437	0.491	0.340
模型	FE	FE	FE	FE	FE

^① $(-\frac{(-0.6723)}{2 \times 1.2367})$ ，根据二次函数最大值计算公式得到。（转为可编辑形式而非图片，公式表示不规范，-0.6723应有括号，文中其他有关负数的书写请规范化）。

注:表中*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平,括号内是聚类在城市的稳健标准误,控制变量均滞后一期。

首先,表3(1)—(4)列展现了公共支出效率对财政支出占比和财政收入占比的影响,其中(1)(3)两列未加入控制变量。无论是否加入控制变量,公共支出效率的提高都能显著提高财政收入占比、降低财政支出占比。(5)列为同时加入财政支出占比和财政收入占比时,公共支出效率对赤字率的影响。其次,从表中可以得到公共支出效率降低赤字率的直接效应为-0.0108。公共支出效率影响财政收入占比的中介效应是-0.0034(0.0064×(-0.5317)),且作用显著。公共支出效率影响财政支出占比的中介效应也是显著的,其值为-0.0039((-0.0105)×0.3690),且略大于影响财政收入占比的中介效应。因此,公共支出效率确实是通过财政支出风险以及财政收入风险的中介效应影响财政赤字风险(其中财政支出风险起到的作用更大)。

2.公共支出效率对财政收入风险的影响机制

由理论分析部分可知,公共支出效率可通过作用于经济增长来影响财政收入风险(即公共支出效率→人均GDP增长率→财政收入占比)。为验证此中介效应机制,根据温忠麟和叶宝娟(2014)提出的检验程序,此时运用Sobel和Bootstrap两种方法进行检验。具体结果见表4。

表4 公共支出效率降低财政收入风险的中介效应检验

检验方法	Bootstrap		Sobel	
直接效应	0.02508	0.01147	0.02508***	0.01147***
置信区间	p(0.0182446, 0.031914)	p(0.006753, 0.016457)		
	bc(0.018477, 0.032176)	bc(0.006646, 0.016377)		
中介效应	0.00083	0.00033	0.00083***	0.00033**
置信区间	p(0.000455, 0.001634)	p(0.000032, 0.000667)		
	bc(0.000426, 0.001565)	bc(0.000047, 0.000688)		
总效应	0.02591	0.0118	0.02591	0.0118
中介效应占比	0.032	0.028	0.032	0.028
控制变量		控制		控制

注:置信区间为95%,**、***分别代表5%、1%的显著性水平;控制变量包括财政分权、第三产业占比、人口规模、人均利用外资、金融机构贷款占比、固定资产投资占比、金融风险;bc代表偏差校正置信区间,p代表百分位置信区间。

由表4可知,无论是否加入控制变量,两种方法都显示中介效应显著存在,且数值相等,Bootstrap检验两类置信区间都不包含0,说明中介效应存在;Sobel检验中介效应与直接效应都通过显著性检验。中介效应与直接效应均显著提高财政收入占比,降低了财政收入风险,属于部分中介。此外,中介效应占总效

应的比例分别为 3.2%和 2.8%。因此，提高公共支出效率降低财政收入风险，有部分原因是其作用于经济增长而实现的。

（三）稳健性检验

1.转换地方财政风险的衡量标准

前文中分别讨论了公共支出效率对赤字率、财政收入占比、财政支出占比以及债务率的作用，为了避免衡量地方财政风险指标的单一性问题，在此改变地方财政风险的衡量方式来进一步考察。对于财政赤字风险，参考张斌（2012）的做法，使用人均财政赤字比（人均地方财政赤字/人均国家财政赤字）来度量，同时对于财政收入与支出风险，采用财政收支比（各地级市财政支出/各地级市财政收入）^①来综合考察。此外，以债务负担率（*detf*）（地级市城投债余额/GDP）来衡量债务风险。相应的回归结果见表 5。

表 5 转换地方财政风险衡量标准的回归结果

变量	人均财政赤字比	财政收支比	债务负担率
<i>L.Score</i>	-0.4022 (0.2586)	-0.3166*** (0.0867)	-0.0109** (0.0044)
<i>L.detf</i>			0.7719*** (0.0973)
<i>L2.detf</i>			0.3852*** (0.0607)
<i>L.finfic</i> ²			0.0689* (0.0411)
<i>L.finfic</i>			-0.0409** (0.0163)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
城市个体效应	控制	控制	控制
样本数	3107	3107	1912
R ²	0.666	0.090	—
AR(1) test			0.000
AR(2) test			0.407
Hansen test			0.149
模型	FE	FE	GMMSYS

注：表中*、**、***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平，括号内是聚类在城市的稳健标准误，除债务负担率分别滞后一期和两期外，其余解释变量与控制变量均为滞后一期，AR(.)test 为 Arellano-Bond test。

在转换地方财政风险衡量指标后，基本结论并没有变化，但显著性有所改变。由表 5 中看出，公共支

^①借鉴刘谊等（2004）的分类标准，此处称为财政收支风险。

出效率与财政赤字风险依然负相关，虽然不显著，但是公共支出效率对财政赤字风险的作用比较大，公共支出效率提高1个单位，人均财政赤字比降低约0.4个单位。对于财政收支比而言，其值越大表明财政风险越大，而公共支出效率提高后依然可使其降低，且在1%的显著性水平上通过检验，说明公共支出效率提高可以降低财政收支风险。就债务风险来说，公共支出效率与债务负担率依旧显著负相关，但作用效果弱于对债务率的影响；而且财政赤字率和债务负担率也显著表现出U型关系。总之，公共支出效率对地方财政风险的作用与基准回归的结论基本相同。

2.进一步加入控制变量

为降低遗漏变量而引起内生性问题，考虑到还有一些变量可能影响地方财政风险，因此进一步控制通货膨胀率、居民储蓄率以及城镇失业率。^①具体回归结果见表6。

表6 增加控制变量后公共支出效率对地方财政风险的影响

变量	赤字风险		财政收入和财政支出风险			债务风险	
	赤字率	人均财政赤字比	财政收入占比	财政支出占比	财政收支比	债务率	债务负担率
<i>L.Score</i>	-0.0200*** (0.0059)	-0.4674* (0.2534)	0.0066*** (0.0017)	-0.0134** (0.0055)	-0.3513*** (0.0864)	-0.1720** (0.0786)	-0.0098* (0.0053)
<i>L.detrat</i>						0.7340*** (0.1150)	
<i>L2.detrat</i>						0.2951*** (0.0655)	
<i>L.detf</i>							0.8645*** (0.1067)
<i>L2.detf</i>							0.3478*** (0.0713)
<i>L.finfic</i> ²						1.2858* (0.7643)	0.0684* (0.0385)
<i>L.finfic</i>						-0.6947** (0.3138)	-0.0357** (0.0154)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	3107	3107	3107	3107	3107	1912	1912
AR(1) test						0.001	0.000
AR(2) test						0.540	0.262
Hansen test						0.115	0.109
R ²	0.299	0.668	0.590	0.504	0.103	—	—

^①通货膨胀率计算借鉴丛树海和李祥生(2004)的办法，即通货膨胀率=(GDP平减指数-1)×100%；居民储蓄率=居民储蓄余额/GDP；城镇失业率=城镇失业人口/总人口。

模型	FE	FE	FE	FE	FE	GMMSYS	GMMSYS
----	----	----	----	----	----	--------	--------

注:表中*、**、***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平,括号内是聚类在城市的稳健标准误,控制变量均滞后一期,

AR(.)test 为 Arellano-Bond test。

加入控制变量后,基本结论没有改变,只是部分结果显著性发生了变化。特别是公共支出效率对人均财政赤字比的影响系数绝对值与显著性均得到提高(与表 5 相比),并在 10%的显著性水平下通过了检验。与基准回归相比,公共支出效率对财政支出占比影响的显著性提高,在 5%的显著性水平下通过了检验,并且提高公共支出效率对降低赤字率的作用增强,公共支出效率提高 1 单位,赤字率降低 0.02 单位,债务率、债务负担率与赤字率依然显著呈现 U 型关系。进一步证实了基准回归中结论的可靠性。

五、结论与对策

本文以公共支出效率为逻辑起点,探讨了其对地方财政风险的影响机制。在此基础上,通过对 2003—2016 年中国 239 个地级市面板数据的经验分析证实了其中的作用机理。研究结论为:第一,提高公共支出效率,最终会降低地方财政风险,包含财政支出风险、财政收入风险、财政赤字风险以及债务风险。第二,公共支出效率通过对财政收入风险以及财政支出风险的双重作用,进而影响财政赤字风险,且财政支出风险的中介作用更大。第三,在引入公共支出效率之后,地方财政赤字风险与债务风险表现出 U 型关系,当赤字风险降低时,有可能加剧地方政府债务风险。

党的十九大报告中指出的防范化解重大风险是我国的一项长期战略方针,不仅要做好长期应对的准备,还要因时因地探寻防范策略,并为应对因新冠疫情所带来的经济冲击留有足够的缓冲空间。根据研究可知,当前公共支出效率既是触发财政风险的源头也是防范风险的关键。为此,防范化解地方财政风险,应当以公共支出效率为突破口,具体对策为:第一,地方政府在全面实施预算绩效管理的同时,要重视优化财政支出结构,提高支出效率,降低赤字风险。第二,财政赤字并不是越低越好,应把控在合理范围之内,谨防由赤字降低而引发的地方政府债务增加、加大地方政府债务风险的问题。因此,在保证公共支出效率的前提下,提高财政赤字不失为一项应对当前困境的举措,这也证实了 2020 年中央与地方预算草案中提出的提高赤字率目标的合理性。第三,用好积极的财政政策,在进行减税降费的同时能够切实促进企业等机构的创新,为提高公共支出效率而助力。第四,较高的公共支出效率源于有效的政府,但也不局限于此,要同时考虑到市场的反作用。为此,应当进一步深化财政体制改革,正确处理政府与市场的关系,坚定不移地保证市场在资源配置中的决定作用,切实提高经济效率。第五,防范化解地方财政风险不能一蹴而就,需恰当处理地方财政支出风险、财政收入风险、赤字风险以及债务风险之间的关系,盲目地提高公共支出

效率并不是最优选择。需要逐步把公共支出效率嵌入到地方财政风险系统之中,使其维持动态稳定,才能不顾此失彼,真正实现目标。

参考文献:

- [1] 曹婧,毛捷,薛熠.城投债为何持续增长:基于新口径的实证分析[J].财贸经济,2019(5):5-22.
- [2] 丛树海,李生祥.我国财政风险指数预警方法的研究[J].财贸经济,2004(6):29-35.
- [3] 陈巍巍,张雷,马铁虎,刘秋龄.关于三阶段DEA模型的几点研究[J].系统工程,2014(9):144-149.
- [4] 陈诗一,张军.中国地方政府财政支出效率研究:1978—2005[J].中国社会科学,2008(4):65-78.
- [5] 代娟,甘金龙.基于DEA的财政支出效率研究[J].财政研究,2013(8):22-25.
- [6] 高志立,陈志国,王延杰.财政风险及其构成内容的理论分析[J].财政研究,2001(2):30-34.
- [7] 郭庆旺,贾俊雪.财政分权、政府组织结构与地方政府支出规模[J].经济研究,2010(11):59-72.
- [8] 刘军航,唐鸿博,徐晟.皖江城市带财政支出绩效评价——基于时变衰退的面板三阶段DEA模型[J].华东经济管理,2019(3):25-34.
- [9] 刘柳,屈小娥.经济政策不确定性环境下地方政府债务扩张动因再检验——基于新口径城投债视角的实证分析[J].财政研究,2019(10):32-46.
- [10] 刘尚希.财政风险:一个分析框架[J].经济研究,2003(5):23-31.
- [11] 刘勇政,冯海波.腐败、公共支出效率与长期经济增长[J].经济研究,2011(9):17-28.
- [12] 刘自敏,张昕竹,杨丹.我国省级政府卫生投入效率的时空演变——基于面板三阶段DEA模型的分析[J].中央财经大学学报,2014(6):97-104.
- [13] 罗登跃.三阶段DEA模型管理无效率估计注记[J].统计研究,2012(4):104-107.
- [14] 吕炜,周佳音,陆毅.理解央地财政博弈的新视角——来自地方债发还方式改革的证据[J].中国社会科学,2019(10):134-159.
- [15] 缪小林,史倩茹.经济竞争下的地方财政风险:透过债务规模看财政效率[J].财政研究,2016(10):20-35.
- [16] 饶友玲.地方政府财政风险:表现形式、成因与防范[J].中央财经大学学报,2004(4):1-5.
- [17] 施青军.我国当前财政风险分析[J].财政研究,2000(8):29-31.
- [18] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731-745.
- [19] 姚绍学,宋立根,黄朝文.地方财政风险问题研究[J].财政研究,2001(12):71-74.
- [20] 张斌.体制外分权增加了地方财政风险吗?——基于省级面板数据的实证检验[J].云南财经大学学报,

2012(3): 68-75.

[21] 仲凡. 基于风险与绩效相关性的地方政府性债务管理研究[J]. 财政研究, 2017(3): 20-32.

[22] Fried, H.O., Lovell, C. A. K., Schmidt, S. S. & Yaisawarng, S.. Accounting for Environmental Effects and Statistical Noise in Data Envelopment Analysis. *Journal of Productivity Analysis*, 2002, 17(1): 157-174.

[23] Kopits, G.. Coping with Fiscal Risk: Analysis and Practice. *OECD Journal on Budgeting Volume*, 2014, 14(1): 47-71.

[24] Polackova, H.. Government Contingent Liabilities: A Hidden Risk for Fiscal Stability. *World Bank Policy Research Working Paper*, 1998.

[25] Zhao, X. S., Lynch, J. G. & Chen, Q. M.. Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths about Mediation Analysis. *Journal of Consumer Research*, 2010, 37(2): 197-206.

Discussing Local Financial Risks from Public Expenditure Efficiency

—Based on the Empirical Analysis of the Panel Data of China's 239

Prefecture Level Cities

Li Zhen WangXiuzhi

Abstract: The increasing degree of tax reduction and fee reduction and the deepening of supply side structural reform in China will not only reduce the tax burden of enterprises and individuals, but also bring financial pressure to local governments, which will cause financial risk. This paper constructs a theoretical analysis framework which begins with public expenditure efficiency, and discusses its mechanism of action on local financial risks. Based on this, this paper applies Three-stage data envelopment analysis method to calculate the public expenditure efficiency of 239 prefecture level cities in China, and carries out empirical analysis. It is concluded that improving the efficiency of public expenditure can reduce fiscal expenditure risk and fiscal revenue risk, and then reduce the risk of fiscal deficit based on the joint action of the two, in which the mediation of fiscal expenditure risk is greater. In addition, the risk of debt can also be reduced, and there is a "U" relationship between debt risk and deficit risk. Therefore, this paper proposes countermeasures to prevent and resolve the local financial risks in China by improving the efficiency of public expenditure.

Key words: public expenditure efficiency; local financial risk; fiscal deficit; local government debt

中国高投资之谜：分税制的激励作用*

刘勇政 吕冰洋 李岩

内容提要：中国投资率长期大大高于世界平均水平，并呈波动上升趋势。到底是什么因素在支持投资的长期高速增长？从财政角度看，近二十年来最重要的制度安排是分税制，其重要特点是地方政府参与流动性税基的税收分成，本文结合分税制的特点研究它对投资的激励作用。理论分析发现，当地方政府的税收分成比例提高时，地方财政收入和公共支出随之增加，征税带来的正外部性会超过负外部性，由此对投资产生正的边际效应。实证结果支持了理论判断，即省以下政府企业所得税和增值税分成比例的提高显著地推动了地级市投资率的上升，该激励效应在经济不发达地区更为明显，而2008年金融危机一定程度上削弱了投资激励。上述结论从财政激励的角度解释了伴随中国经济快速发展的投资高涨现象。

关键词：税收分成 分税制 投资率

一、引言

在中国经济增长过程中，投资高涨始终是我国经济发展的重要特征。以全社会固定资产投资占国内生产总值比重代表的投资率看，自1990年至2018年，中国的投资率由23.93%波动上升到70.23%。^①尽管从世界范围看，经济发展一般伴随着投资高涨，中等和低收入国家的投资率一般高于高收入国家，但是中国的投资率仍远远高于世界平均水平（如图1所示）。

*刘勇政，中国人民大学中国财政金融政策研究中心、财政金融学院，邮政编码：100872，电子信箱：yongzheng.liu@ruc.edu.cn；吕冰洋（通讯作者），中国人民大学中国财政金融政策研究中心、财政金融学院，邮政编码：100872，电子信箱：lby@ruc.edu.cn；李岩，中国人民大学财政金融学院，邮政编码：100872，电子信箱：liyan19940617@ruc.edu.cn。本文系国家自然科学基金（71773128，71673278，71533006）的阶段性成果。作者感谢匿名审稿专家提供的建设性意见。文责自负。

^①数值通过国家统计局公布的数据计算得到。

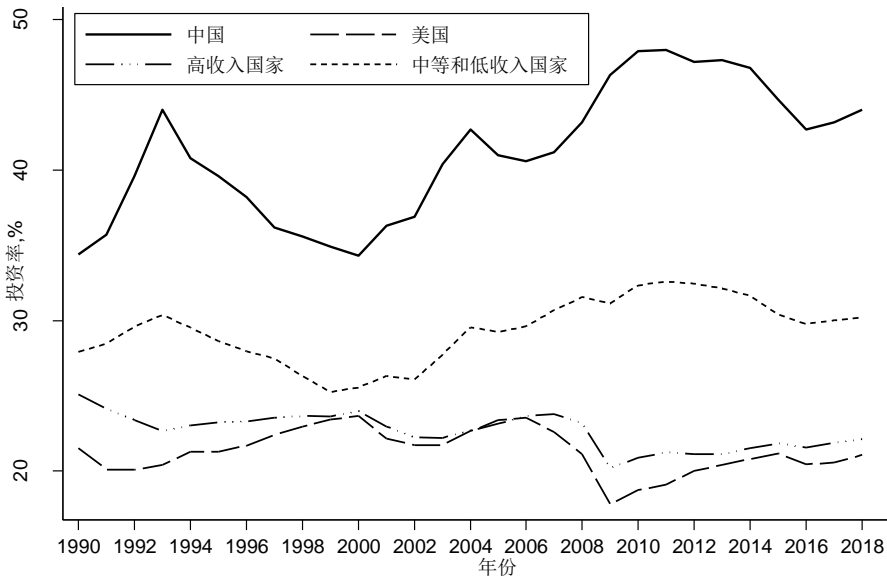


图 1 1990-2018 年中国和世界各国投资率（资本形成率）比较

数据来源：世界银行数据库和国家统计局网站

中国特有的投资高增长现象引发学术界一个有很大争议的论题，即高投资现象的成因，形成了所谓“中国高投资之谜”。^①一方面，学界肯定高投资对中国经济增长的重要拉动作用（郑京海等，2008；王小鲁等，2009；Ding & Knight, 2011），另一方面，学界对如此高的投资率带来的资源配置效率低、技术进步对经济增长的贡献率小、区域经济差距扩大等经济负面效应表示担忧（郭金龙，2000；魏后凯，2002；吴敬琏，2005），由此激发了对中国高投资形成原因的研究。如何解释中国投资持续且高速增长的现象？国内外学者进行了大量论证和深入研究，总的来说可以归纳为四种观点。

第一种解释为“资本回报率”的影响。Bai et al. (2006) 认为，中国自上世纪 80 年代以来资本回报率超过 20%，特别是 1979-1993 年资本回报率高达 25%，远远高于其他国家的回报率，这吸引了资金投入国内市场。第二种解释为“储蓄率”的影响。从家庭、企业和政府三部门资金流动的角度，Brooks & Barnett (2006) 发现家庭部门的高储蓄和企业部门的利润留存保障了资本供给，增加了投资产出比；Kuijs (2005) 认为政府部门的高储蓄行为造成了政府投资规模超过消费的结果；Narayan (2005) 则利用协整检验的方法发现 1952-1998 年中国储蓄和投资高度相关。第三种解释为“金融体系”的影响。中国金融系统的发展为企业获得金融资源提供了便利条件（宋海岩等，2003）。具体地，国有部门和私营部门分别通过商业银行和非正式信贷部门获得了充裕资金以支持扩大资本投入（Allen et al., 2002），特别是地方所属企业由于缺乏融资约束导致过度投资行为（王彦超，2009）。第四种解释为“制度政策激励”的影响。政府调控自然资源要素价格、保障利息率等政策刺激了对新资本投资的需求（林毅夫和苏剑，2007）；投资担保、财产保护等法律制度增强了投资者信心、激励了中国投资者增加资本供给（Clarke et al., 2006）；私人部门投资增长源于法律制度保护

^①从结构上看，中国的全社会固定资产投资主要由基础设施投资、房地产投资和以制造业等产业为代表的实体企业投资等三个部分构成。我们的计算结果表明：自分税制以来（1994-2018），这三个部分的投资率分别从 1994 年的 7.81%，5.90% 和 25.68% 上升到了 2018 年的 19.99%，17.22% 和 52.17%。由此可见，以制造业等产业为代表的实体企业投资率长期以来一直处于较高水平，这构成了中国高投资现象的一大主要特征事实。也正因此，以制造业等产业为代表的实体企业高投资率一直是这块文献研究的重点。

和较少的政府干预 (Cull & Xu, 2005); 以投资和产出增长最大化为目标的国有部门, 松散的环境治理因素、低现金股利政策、经理薪酬制度失效和地方政府干预是企业过度投资的主要原因 (魏明海和柳建华, 2007; 辛清泉等, 2007; 程仲鸣等, 2008)。

在制度激励解释中, 学界注意到中国特有的中央和地方关系对投资的巨大影响。中央和地方关系一般被概括成“行政上集权、经济上放权” (吴敬琏和刘吉瑞, 1991), 行政上集权使得上级政府在选拔官员时, 看重经济增长这一指标, 由此激发官员进行激烈的政绩竞争 (Hampton, 2007; 周黎安, 2007), 而经济上放权给予了地方政府较大的经济自由度, 拉动投资成为实现增长目标的有效手段, 导致固定资产投资同经济发展具有相似的增长和波动效应 (周业安和章泉, 2008)。此外, 为最大化任职期间的经济利益和政治利益, 地方官员偏好短期能够取得巨大收益的生产性投资而忽视创新性投资, 最终影响政府投资决策、企业投资行为 (吴延兵, 2017)。

在这种行政集权、经济分权体制下, 政府间财政关系 (文献上也称为财政分权) 始终是影响投资和经济增长的重要制度安排。早在 1956 年, 毛泽东在《论十大关系》中, 强调调动中央和地方两个积极性问题, 之后在计划经济框架下, 不断通过调整地方财政收入分配比例来刺激地方发展经济。改革开放后, 在 1980-1993 年的“财政包干制”期间, 财政就通过赋予地方政府剩余资源的所有权, 激励地方政府为企业减轻税负、推动企业扩大投资和生产 (项怀诚, 1987)。1994 年的分税制改革后, 地方政府大量通过税收返还、财政补贴等手段推动投资增长, 由此也引发了不少关于财政分权与中国投资增长关系的理论研究和实证研究 (周中胜和罗正英, 2011; 李京晓等, 2012; 李森圣和张宗益, 2015)。此外, 陶然等 (2009) 认为中国的“保护型财政联邦主义”、“晋升锦标赛理论”难以解释中国经济转轨时期高速增长的逻辑, 而以调整央地财政关系为导向的分税制改革是促使地方政府发展经济的重要财政激励措施, 它促使地方政府在接受财政集权规则的基础上参与投资竞争。乔宝云等 (2014) 认为如果地区间有生产分工或者存在各种外部冲击时, “晋升锦标赛”对地方政府的激励作用弱于“财政分成制”。综上, 学界通过理论阐述和案例分析发现中国特有的分税制带来了强有力的财政激励, 使得地方政府发展经济、扩大辖区内投资, 但这些发现尚未通过理论模型清楚阐述机制并进行实证检验。本文的研究立足于弥补文献中的这一不足。

在分税制框架下, 究竟是什么样的财政机制激励了投资增长? 对此, 我们需要观察一下分税制的运行特点。政府间财政关系主要集中在税权和事权分配上, 对于事权分配 (其中包括支出责任分配), 实际上由于事权涉及到上下级政府、政府各部门间的职能定位, 它具有很强的复杂性, 事权与支出责任的改革迟迟得不到有效推进, 直到 2016 年 8 月, 国务院才发布《国务院关于推进中央与地方财政事权和支出责任划分改革的指导意见》, 因此我国的财政分权主要集中在税权分配上。在税权分配中, 更集中在税收共享机制设计上。分税制的典型特点是地方政府参与分享以企业所得税、增值税为代表的流动性税基, 1994 年分税制改革蕴含的政府间税收分成的契约变化, 是由财政包干制下的分成和定额为主的契约向分税制下分税为主的契约转变, 之后随着所得税分享改革, 分税制逐渐演变为分成为主的契约 (吕冰洋, 2009)。这种契约充分调动了地方政府以扩大投资进而推动经济增长的积极性。作为在我国经济体制改革过程中被反复强调的“两个积极性” (即中央和地方积极性) 中的重要一环, 地方积极性的调动对国家经济发展起到了关键性作用。因而, 研究分税制改革对地方积极性的影响具有重要的现实意义。这在政府高官讲话和国家重要文件中,

可以很明显地看到这一点。如在前财政部长楼继伟（2013）的书中，曾指出：“地方增值税分享比例仍然较高，不利于有效遏制地方追求数量型经济增长的冲动”。^①2016年国务院出台的《全面推开营改增试点后调整中央与地方增值税收入划分过渡方案》，明确指出，“适当提高地方按税收缴费地分享增值税的比例，有利于调动地方发展经济和培植财源的积极性，缓解当前经济下行压力。”

为什么税收共享会影响投资增长？它的机制是什么？它的效果如何？这是解释中国投资之谜的文献中，相对缺乏的研究。原因可能在于两点。一是研究者可能没有注意到，分税制对市县政府而言，是一个税收“弹性分成契约”（吕冰洋和聂辉华，2014），尽管中央政府规定的央地间重要税种分配比例是固定的，如所得税实行“六四”分成，增值税实行“七五二五”（2015年前）或“五五”分成（2016年后），但是由于省级政府、地级市政府的介入，由于税收分配契约的多样性（如按企业隶属关系、按行业分配税收），实际上地市级和县级政府面临的税收分成比例是可变的。二是即使意识到税收弹性分成的存在，由于不清楚重要税种的具体分成比例，没有数据支撑，实证研究亦无法开展。

本文基于中国分税制的特点，从理论和实证两个角度研究税收分成对投资的影响。其研究贡献主要体现在三点：一是在内生经济增长框架下，从理论上说明税收分成对投资增长的激励机制，即在原有税率不变的情况下，地方政府税收分成比例的提高，增加了地方政府财政收入和公共支出，同时并不影响税收对私人部门投资的扭曲程度。因此，随着地方政府公共支出正外部性的提高，最终带动了私人部门的投资增长；二是基于省以下税收分成数据，实证分析了税收分成对地区投资率的影响效果，这为从财政制度角度下解释中国高投资率的形成提供了经验证据；三是本文利用各省省内税收分成的面板数据，较好地刻画了中国特有的财政分权制度带来的地方激励作用，并改进了现有文献对中国省级财政分权的衡量方式；同时，本文在实证上也为解决文献中财政分权的潜在内生性提供了一个可供参考的有效工具变量。本文的研究意义在于，政府间税收划分是当前一项改革重点，在党的十九大报告中指出：“调整中央和地方政府间关系，在保持中央和地方收入格局大体稳定的前提下，进一步理顺中央和地方收入划分”，目前不论是增值税还是所得税，其分配方案都带有很强的过渡性色彩，本文研究有助于为推进下一步税收分成方案改革提供参考。

本文余下部分安排如下：第二部分从理论上研究税收分成对投资的影响机制；第三部分设计计量模型，并对变量与数据进行说明；第四部分实证分析；第五部分为结论和政策建议。

二、理论模型

本文假设经济体中存在三个部门，即家庭、厂商和政府。家庭向厂商提供生产所需的资本，通过消费最大化自身的效用；厂商在完全竞争市场中通过投资追求利润最大化；政府在平衡预算下通过征税向社会提供公共产品，而公共产品作为生产要素进入厂商生产函数。本文理论模型所刻画的主要是以制造业等产业为代表的实体企业投资。事实上，这也是中国高投资率现象的最主要构成部分。

（一）模型构建与求解

1. 基本假设

^①数量型经济增长就是指以投资为驱动的粗放式增长。

(1) 家庭

假定经济体由无数同质、无限期存在的家庭组成，每个家庭只有 1 个个体，且没有人口增长。家庭的效用仅来自于各期消费，不考虑休闲和政府公共支出带来的效用。假定家庭的效用函数为常替代弹性效用函数 (Constant Elasticity of Substitution, CES)，形式如下：

$$\int_0^{\infty} \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} e^{-\rho t} dt \quad (1)$$

其中 c 代表家庭消费， θ 是相对风险规避系数， ρ 是主观贴现率。

(2) 厂商

根据 Barro (1990) 的经典假设，厂商面临 AK 模型，即生产由私人投入和公共投入决定。私人投入来自厂商雇佣的资本，公共投入来自政府提供的公共产品。在基准模型中，我们仅考虑地方公共产品对产出的影响；在下文模型拓展中，将进一步考察同时存在中央公共产品和地方公共产品的情况。

代表性厂商的生产函数为：

$$y = Ak^\alpha g^{1-\alpha} \quad (2)$$

其中 y 表示人均产出， α 表示资本产出弹性， A 、 k 和 g 分别表示厂商面临的技术、雇佣的人均资本和享受到的人均公共产品。

当市场处于均衡状态时，均衡利率为：

$$r = \alpha Ak^{\alpha-1} g^{1-\alpha} = \alpha \frac{y}{k} \quad (3)$$

(3) 政府

假定政府向资本利得和家庭消费征税，税率分别为 τ_r 和 τ_c ，即 (人均) 所得税和商品税收入分别为 $\tau_r rk$ 和 $\tau_c c$ ，总税收 $t = \tau_r rk + \tau_c c$ 。在分税制体制下，地方政府保留一定比例的税收收入以保持各个时期预算平衡，其余部分均上缴。设定地方政府获得的所得税和商品税分成比例为 s_r 和 s_c ，则地方政府实际获得的所得税和商品税收入分别为 $s_r \tau_r rk$ 和 $s_c \tau_c c$ ，中央政府实际获得的所得税和商品税收入分别为 $(1-s_r) \tau_r rk$ 和 $(1-s_c) \tau_c c$ 。所得税和商品税均是流动性税基；从我国现实看，所得税和商品 (含服务) 税的分成收入是地方政府主要税收来源，因此理论模型能够较好地捕捉分税制下地方政府税源特点。

地方政府预算平衡式为：

$$g = s_r \tau_r rk + s_c \tau_c c \quad (4)$$

因此资本积累方程为：

$$\dot{k} = y - t - c = (1 - \alpha \tau_r) Ak^\alpha g^{1-\alpha} - (1 + \tau_c) c \quad (5)$$

2. 模型求解

通过构造汉密尔顿方程求解家庭效用最大化问题：

$$H = \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} + \lambda[(1-\alpha\tau_r)Ak^\alpha g^{1-\alpha} - (1+\tau_c)c] \quad (6)$$

一阶条件为:

$$c^{-\theta} - \lambda(1+\tau_c) = 0 \quad (7)$$

欧拉方程为:

$$\dot{\lambda} = \rho\lambda - \alpha A\lambda(1-\alpha\tau_r)k^{\alpha-1}g^{1-\alpha} \quad (8)$$

将(7)式变形带入(8)式得到消费增长率:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\theta} \left[(1-\alpha\tau_r)\alpha A \left(\frac{g}{k}\right)^{1-\alpha} - \rho \right] \quad (9)$$

将(5)式变形得到资本增长率:

$$\frac{\dot{k}}{k} = (1-\alpha\tau_r)A \left(\frac{g}{k}\right)^{1-\alpha} - (1+\tau_c)\frac{c}{k} \quad (10)$$

在经济达到平衡稳定状态下, 有 $\frac{\dot{k}}{k} = \frac{\dot{c}}{c}$, 因此(9)式变形得到:

$$\frac{\dot{k}}{y} = \frac{\dot{c}}{c} \cdot \frac{k}{y} = \frac{1}{\theta} \left[(1-\alpha\tau_r)\alpha A \left(\frac{g}{k}\right)^{1-\alpha} - \rho \right] \cdot \frac{k}{y} \quad (11)$$

将(10)式变形得到投资率的表达式:

$$\frac{\dot{k}}{y} = (1-\alpha\tau_r)A \left(\frac{g}{k}\right)^{1-\alpha} \frac{k}{y} - (1+\tau_c)\frac{c}{y} \quad (12)$$

经过一系列推导, 进一步得到:

$$\frac{k}{y} = \frac{\alpha(1-\alpha\tau_r) - \theta \frac{\dot{k}}{y}}{\rho} \quad (13)$$

$$\frac{c}{y} = \frac{(1-\alpha\tau_r) - \frac{\dot{k}}{y}}{1+\tau_c} \quad (14)$$

$$\frac{g}{y} = s_r\tau_r\alpha + s_c\tau_c \frac{(1-\alpha\tau_r) - \frac{\dot{k}}{y}}{1+\tau_c} \quad (15)$$

联立方程式(13)、(14)、(15)和投资率表达式(12), 可得如下最优稳定解的条件:

$$1 = A \left[s_r \tau_r \alpha + s_c \tau_c \frac{(1 - \alpha \tau_r) - \frac{\dot{k}}{y}}{1 + \tau_c} \right]^{1-\alpha} \left[\frac{\alpha(1 - \alpha \tau_r) - \theta \frac{\dot{k}}{y}}{\rho} \right]^\alpha \quad (16)$$

(16) 式为关于所得税与商品税分成比例 s_r 和 s_c 与投资率 $\frac{\dot{k}}{y}$ 关系的隐函数方程, 无法求出显示解。为此, 本文采用数值模拟方法来呈现税收分成与投资率的关系。

(二) 数值模拟和解释

根据现有文献的参数赋值结果, 我们选取如下基准参数值: 根据 Turnovsky (2000)、Raurich (2003) 和 Doménech & García (2008), 主观贴现率 ρ 设定为 0.04; 作为风险规避系数 θ , Gómez (2004, 2007) 将该值赋为 1.25 和 2, 本文参照吕冰洋和毛捷 (2014) 的做法, 将其设定为 1.7; 基于中国工业企业数据, 程惠芳和陆嘉俊 (2014) 测算得到的中国工业企业的全要素生产率平均值为 1.83, Yu (2014) 测算的制造业行业的全要素生产率平均值为 2.76, 因此本文将厂商的生产技术 A 取值为 2; α 反映人均资本产出弹性, 考虑到私人资本产出弹性一般高于政府公共支出的产出弹性, 本文将其设定为 0.6, 这与 Marrero (2010) 设置的 0.64 和 Marrero & Novales (2007) 设置的 0.7 相近。根据岳树民和李静 (2011) 测算的中国近年来资本和消费的平均税率, 本文设定 $\tau_r = 0.30$ 和 $\tau_c = 0.14$ 。

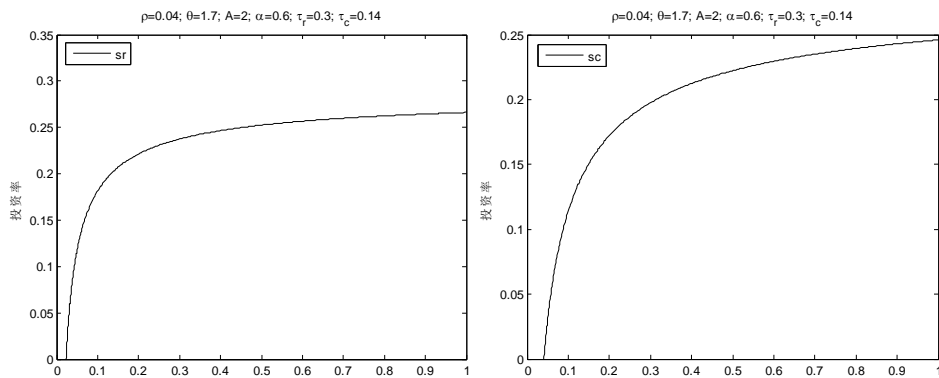


图 2 税收分成比例对投资率的影响

图 2 汇报了数值模拟的结果, 即在给定所得税率和商品税率的情况下, 分析了所得税分成比例 s_r 和商品税分成比例 s_c 对投资率 $\frac{\dot{k}}{y}$ 的影响。^①从图中可见, 不论是所得税还是商品税, 其分成比例提高对投资率的边际效应均为正。究其原因, 税收分成的改变并没有影响税率, 也就是说税收对私人部门的投资扭曲作用没有增加, 但是随着地方政府税收分成比例的提高, 政府财政收入和公共支出增加, 政府公共支出的正外部性提高, 进而带动私人部门投资增加。

^①在模拟地方所得税(增值税)分成对投资的影响时, 我们同时假定地方增值税(所得税)分成比例为 0。

为检验数值模拟的稳健性，我们变换模型中的关键参数并重新模拟。具体而言，考虑到文献中基于企业数据测算得到的全要素生产率平均值普遍超过 2，我们将生产技术 A 的参数赋值调整为 2.5；此外，不同学者对中国资本税和消费税的实际税率估算结果略有不同，我们亦将其赋值调整为郭庆旺和吕冰洋（2010）的测算结果，即资本税的实际税率为 0.36，消费税的实际税率为 0.12。图 3 汇报了稳健性分析的结果。从图中可以看到，所得税和商品税的分成比例均对投资率有正向效应。^①

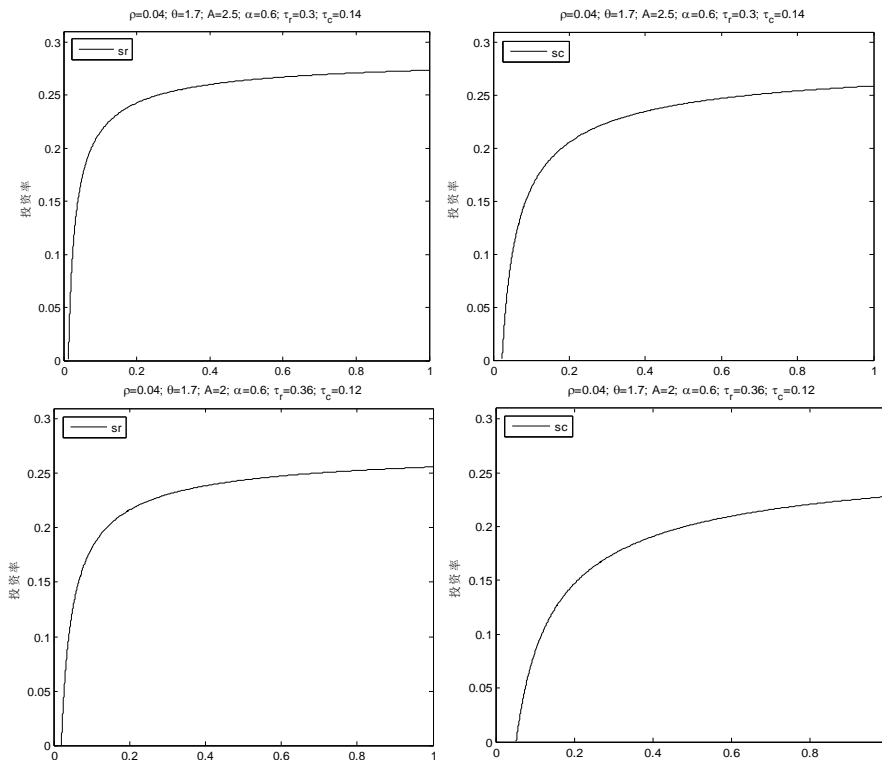


图 3 数值模拟稳健性

注：上图中 A 取 2.5；下图中 τ_f 取 0.36， τ_c 取 0.12。

（三）模型拓展

为了简化分析，上文基准模型未考虑中央政府的公共投入对产出的影响。本小节继续拓展模型以反应这一点。即我们假设厂商生产函数由厂商雇佣资本决定的私人投入和由中央和地方政府提供的公共产品投入共同决定，则生产函数（2）变换为：

$$y = Ak^\alpha g_c^\beta g_l^\gamma \quad (17)$$

其中 g_c 和 g_l 分别表示中央政府提供的公共产品和地方政府提供的公共产品； β 表示中央政府公共投入的产出弹性， γ 表示地方政府公共投入的产出弹性，且 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ 。进一步地，为了简化模型推导，我们假定中央政府对一个地方的公共投入完全来自于其从该地所取得的所得税和商品税分成收入，即中央政

^① 本文亦分别调整人均资本产出弹性和时间贴现率的取值范围并重新进行数值模拟，发现在合理的参数赋值区间内，税收分成对投资率的正相关关系仍保持一致。限于篇幅，本文未展示数值模拟结果，感兴趣的读者可向作者索要。

府的预算平衡式为： $g_c = (1-s_r)\tau_r rk + (1-s_c)\tau_c c$ 。

类比此前推导求解过程，可得如下新的最优稳定解的条件：

$$1 = A \left[\frac{(1-\alpha\tau_r) - \frac{\dot{k}}{y}}{1+\tau_c} \right]^{1-\alpha-\gamma} \left[\frac{(1-\alpha\tau_r) - \frac{\dot{k}}{y}}{1+\tau_c} \right]^\gamma \left[\frac{\alpha(1-\alpha\tau_r) - \theta \frac{\dot{k}}{y}}{\rho} \right]^\alpha \quad (18)$$

类似地，根据现有文献的参数赋值结果，我们仍选取如下基准参数值： $\rho = 0.04$ ； $\theta = 1.7$ ； $A = 2$ ； $\alpha = 0.6$ ； $\tau_r = 0.30$ ； $\tau_c = 0.14$ ； $\gamma = 0.29$ ； $\beta = 0.11$ 。^①从图 4 数值模拟的结果上看，在考虑中央政府公共投入对产出影响的情况下，地方政府所得税分成比例和商品税分成比例的提高对投资率的边际效应仍然为正。

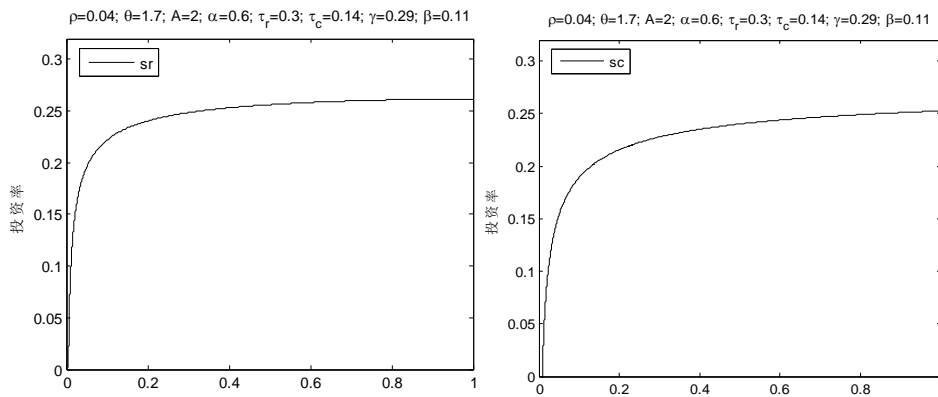


图 4 模型拓展：税收分成比例对投资率的影响

综上，税收分成比例提高将推动投资率上升。尽管理论模型阐述了这一结论，现实情况是否与其相符，需要经验证据的检验。第三、四节将进行实证分析，考虑到现实税收分成的度量难以准确地与理论模设定一一对应，本文采取近似的做法，以我国共享税中最为重要的两大税种（即企业所得税和增值税）的分成比例来衡量理论模型中的所得税分成和商品税分成程度，进而研究其对投资率的影响。

三、计量模型、变量与数据

（一）计量模型设定

本文的计量模型如下：

$$invest_{i,t} = cons + \alpha \times taxshare_{j,t} + \beta \times Z_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (19)$$

其中，下标 i 代表地级市、 j 代表省份、 t 代表年份，被解释变量 $invest_{i,t}$ 表示地级市 i 第 t 年的投资率，核

^①鉴于信息不对称、地方政府更接近当地市场等因素的影响，一般认为，地方政府公共投入的产出弹性要大于中央政府公共投入的产出弹性，即 $\gamma > \beta$ 。因而，我们根据 Shi & Huang (2014) 和 Guo & Shi (2018) 的测算结果，将地方政府公共投入的产出弹性值设为 0.29，中央政府公共投入的产出弹性设为 0.11。

心解释变量 $taxshare_{j,t}$ 表示地级市 i 所隶属的省份 j 所实行的省以下税收分成比例，^①控制变量 $Z_{i,t}$ 表示影响地级市 i 投资率的其他因素。 μ_i 、 ν_i 、 $\varepsilon_{i,t}$ 分别代表城市固定效应、时间固定效应和误差项， $cons$ 为常数项。基于理论判断，我们预期估计系数 α 为正数。

（二）变量

1. 投资率

从大的口径上看,全社会总投资额包括全社会固定资本形成总额和存货投资;而全社会固定资本形成总额是在全社会固定资产投资总额的基础上,扣除土地使用权和旧房屋、旧设备的购置价值,补充未纳入投资报表范围内的其他项目的价值(李稻葵等,2012)。但受限于市级层面数据的可得性,本文以全社会固定资产投资总额占国内生产总值(GDP)的比重作为投资率的衡量指标。其中,固定资产投资和GDP分别用固定资产投资价格指数和居民消费价格指数(CPI)进行调整以获得实际值。尽管这一指标并不包括存货,但在缺少市级存货和其它数据的情况下,全社会固定资产总额占GDP的比重也是我国统计投资率的核心指标之一。

2. 税收分成测量

毋庸置疑,中国财政分权会对地方政府产生很强的经济激励,但是如何度量财政分权却是需要深入探讨的一个重要问题。文献中常用的基本做法是用某地区人均财政收支与全国人均财政收支的比来度量财政分权,在此基础上产生各种变形,但实际上,该指标存在分母统一性问题,本质上度量的是地方财力水平,与财政分权基本没有关系。再者,该指标没有深入到制度层面捕捉财政分权的核心。这种度量办法会导致的测算结果是,财力越充足、经济越发达的地区,财政分权度越高;相反的是,在财政实践中,上级政府常常对欠发达地区给予更多的财政激励。吕冰洋(2009)指出,从财政包干到分税制,中国财政分权的核心是以税收收入为主的财政收入分权,而政府间税收分成是财政收入分权的最重要形式。因此,要识别财政分权的激励程度,关键在于度量各级政府享有的税收分成程度。

与理论模型相一致地,本文以政府间税收分成比例,即地市级政府享有的税收留存率来刻画该地方政府面临的财政激励程度。目前,相当多国内外文献只关注了中央和省级政府间财政关系,然而分税制改革后中央所确定的分成是与省级政府固定的分配比例,省以下地方政府的税收收入完全由省级政府决定分配份额,因此具有伴随时间变化的差异性,这种税收弹性分成成为一个聚焦省以下政府财政激励与中国投资高涨问题的合理角度。

由于省以下政府间财政关系基本由省级政府自行设定,一省在决定其内部不同层级政府间的税收分成比例上具有较高的自由裁量权,因而,省以下税收分成在不同省份间存在显著差异。同时,一省内部的税收分成规则基本上是统一的,省级政府往往通过统一的文件明确划分省(本)级政府与各地市、县各项税收收入的分配关系。对此,吕冰洋等(2017)详细测算了我国市县级政府企业所得税和增值税税收分成数据,它比较完整地体现税收分成对市县级政府的激励作用,这里我们引入该论文的测算结果。其计算公式

^①我们在下一小节对省以下政府税收分成的测算做了详细的说明。鉴于省以下地方政府的税收分成完全由省级政府决定且其分成规则在一省内部具有统一性,同时也考虑到数据可得性的原因,我们以一省统一的省以下政府税收分成比例作为该省所有市所面临的税收分成比例。

为:

$$\text{省以下政府企业所得税分成比例} = \frac{\text{该省所有地市级政府实际收到的企业所得税收入之和}}{\text{该省实现的企业所得税收入总和}} \quad (20)$$

$$\text{省以下政府增值税分成比例} = \frac{\text{该省所有地市级政府实际收到的增值税收入之和}}{\text{该省实现的增值税收入总和}} \quad (21)$$

其中,分子中“地市级政府实际收到的企业所得税(增值税)收入”为地市级政府一般预算收入中的企业所得税(增值税)收入;分母“该省实现的企业所得税(增值税)收入总和”为该省实际产生的企业所得税(增值税)收入总额,它包含中央本级政府收入分成数额与省本级政府和省以下政府(地市级)收入分成总额。

①

图5描绘了2003至2013年各省省以下政府企业所得税和增值税分成比例的平均值;可以看到,不同省份省以下政府的税收分成差异较大。与前文论述相一致地,这种差异反映了省级政府在制定一省内部政府间财政关系的相对自主性。平均而言,除直辖市、西藏和海南省外,省以下政府企业所得税分成比例最高的是浙江省,达到了33.2%,最低的是云南省,仅为14.1%;省以下政府增值税分成比例最高的是安徽省,为25.0%,最低的是青海省,仅为10.6%。

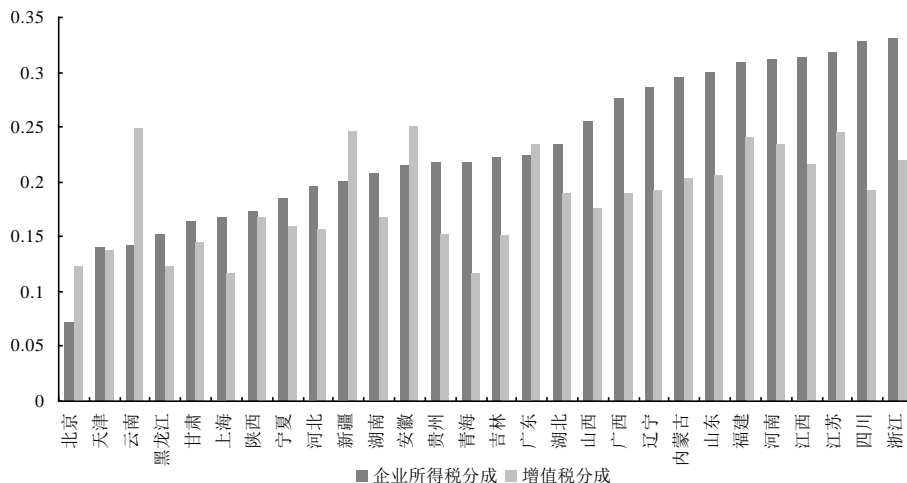


图5 各省2003-2013年平均税收分成比例

3.控制变量

模型中的其它控制变量主要包括:经济发展水平、经济结构、人口因素、城市化水平、经济开放程度、金融发展水平和居民储蓄率。其中,经济发展水平用人均GDP的对数来表示;经济结构用第二产业增加值占GDP的比重衡量;人口因素以人口密度为指标;城市化水平用城镇人口占年末总人口的比重来表示;经济开放程度以进出口贸易总额占GDP的比重来衡量;金融发展水平用年末金融机构贷款余额占GDP的比

①中央本级数据主要摘自各年度的《中国税务年鉴》,地方收入数据主要摘自各年度的《中国统计年鉴》。需注意的是,省增值税统计口径中包括进口环节增值税,它是中央级收入;企业所得税统计口径中需扣掉企业所得税退税。其它测算说明,请参见吕冰洋等(2017)。此外,由于现有公开渠道缺少计算每一个地市级实际产生的企业所得税(增值税)收入总额的数据,我们无法测算每个地市级政府本身的分成比例。鉴于一省内部的税收分成规则基本上是统一的,因而一省内部各地市级政府之间的分成比例差异应在较小范围之内。

重来表示；居民储蓄率用年末城乡居民储蓄余额占 GDP 的比重来代表。

（三）数据

本文的实证检验以中国 279 个地级市 2003 年至 2013 年的面板数据为分析基础。由于数据可得的原因，本文的分析样本不包含西藏自治区和海南省所属的地级市。在 1994 年进行分税制改革之后的一段时间里，中央与地方的税收收入分配比例处于较为频繁的调整过程中，尤其是 2002 年所进行的所得税分享改革更是较大程度地改变了中央与地方的分享机制。因而，我们将主要关注点聚集于政策较为稳定的时期内（即 2002 年之后），以有效地分析省以下政府税收分成产生的激励效应。

核心解释变量企业所得税和增值税分成比例的数据整理自历年《中国税务年鉴》和《全国地市县财政统计资料汇编》。被解释变量投资率和其它控制变量的数据均来源于《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》和《中国财政年鉴》。另外，对于经济开放度、金融发展、居民储蓄等变量的部分缺失数据，我们通过各省统计年鉴和各地区国民经济和社会发展统计公报进行了补充。最后，我们去除了所有变量上下 1% 的极值以排除数据异常值的干扰。具体的变量描述性统计如表 1 所示。此外，我们计算各变量间的相关系数显示：投资率和企业所得税分成比例、增值税分成比例的相关系数分别为 0.105 和 0.049；同时，绝大部分的变量相关系数的绝对值均小于 0.3，说明变量间不存在明显的多重共线性问题。本文亦通过考察方差膨胀因子（VIF）来检验计量模型的共线性，结果发现 VIF 值均小于 3，这就进一步说明各自变量之间不存在显著的多重共线性问题。一般认为，如果最大的方差膨胀因子 VIF 小于或等于 10，则表明变量间不存在多重共线性问题。

表 1 各变量描述性统计

	均值	标准差	最小值	最大值	观察值
投资率	0.547	0.215	0.117	1.203	3066
企业所得税分成比例	0.251	0.070	0.094	0.438	3068
增值税分成比例	0.198	0.045	0.102	0.283	3068
人均国内生产总值，对数	9.709	0.752	4.358	12.799	3066
经济结构	0.494	0.112	0.090	0.910	3066
人口密度，对数	5.715	0.940	1.548	8.689	3066
城市化水平	0.353	0.192	0.012	1.000	3065
经济开放度	0.205	0.366	0.001	2.399	3009
金融发展水平	0.738	0.400	0.189	2.313	3062
居民储蓄率	0.681	0.222	0.277	1.475	3066

四、实证分析

（一）基准结果

表 2 汇报了计量模型的基准回归结果。第（1）-（2）列和第（3）-（4）列分别考察了省以下政府企业所得税分成比例和增值税分成比例对地市级投资率的影响。从中可见，与理论模型预测相一致地，税收分成带来的投资激励效应非常明显。以第（2）和（4）列为参考，在考虑城市固定效应和年份固定效应，并

控制其它影响因素的情况下,企业所得税和增值税分成比例每提高1个百分点,投资率将分别上升0.145和0.216个百分点,且这些结果均在5%的置信水平下显著。基准回归结果表明,省以下政府税收分成比例的提高对地市级投资率产生了正向边际效应,验证了税收分成带来的投资激励效应。

同样,以表2第(2)和(4)列为基准结果,我们发现:(1)人均GDP的估计系数显著为负。这表明随着边际资本回报率的下降,发达地区新增的投资率相对下降;(2)第二产业增加值占GDP比重的估计系数显著为正,表明以制造业为主的产业结构的调整有利于投资增长,资本投入更青睐第二产业;(3)其它控制变量包括城市化水平、经济开放度、金融发展水平和居民储蓄率对地区投资率均有正向影响,但这些影响在统计上并不显著。

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
企业所得税分成	0.338*** (4.990)	0.145** (2.279)		
增值税分成			0.573*** (5.801)	0.216** (2.272)
人均国内生产总值	0.199*** (25.000)	-0.096*** (-6.210)	0.197*** (24.938)	-0.096*** (-6.196)
经济结构	0.738*** (10.431)	0.854*** (13.256)	0.794*** (11.035)	0.866*** (13.279)
人口密度	0.034** (2.016)	-0.008 (-0.553)	0.032* (1.903)	-0.009 (-0.616)
城市化水平	0.088** (2.265)	-0.005 (-0.135)	0.088** (2.257)	-0.003 (-0.088)
经济开放度	-0.032 (-1.300)	0.032 (1.421)	-0.032 (-1.307)	0.033 (1.461)
金融发展水平	0.107*** (6.501)	0.023 (1.396)	0.107*** (6.497)	0.020 (1.222)
居民储蓄率	0.126*** (6.394)	0.024 (1.296)	0.124*** (6.297)	0.022 (1.214)
常数项	-2.220*** (-20.538)	0.836*** (4.947)	-2.245*** (-20.797)	0.827*** (4.878)
年份固定效应	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是
R ²	0.440	0.556	0.442	0.556
样本数	3005	3005	3005	3005

注:括号内为t统计值。*、**、***分别代表在10%、5%和1%水平下显著。

(二) 稳健性分析

本小节从多个角度对上述基准回归结果进行稳健性分析,以增强结果的可信度。

1. 样本异质性

我们考虑两方面异质性样本的可能影响。首先,由于省会城市往往是省域经济、文化和政治中心,相较于其它地级市,省会具有诸多投资优势。因而,省会城市对税收分成比例的反应程度可能相对较低。为检验这一点并削弱样本异质性对基准结果可能产生的影响,我们将样本中的省会城市予以剔除并重新估计模型。表3中第(1)和(2)列的结果表明,相较于表2的结果,所有税收分成变量的估计系数仍然显著为正,且在数值上有所增大。这与我们的预期相一致,即省会城市对税收分成比例相对不敏感,因而剔除

省会城市的样本将增大税收分成的估计系数。其次，相对于非民族地区而言，民族地区政府的调控政策和经济发展目标可能更偏向于社会稳定而非 GDP 增速和投资规模，这也可能导致民族地区税收分成带来的投资激励相对较弱。因此，我们也尝试剔除少数民族自治区和民族省份的样本数据并重新估计模型。^①表 3 中第 (3) 和 (4) 列的实证结果表明，企业所得税和增值税分成比例在非民族地区对投资率均有显著正效应。这些结果表明，我们的基准结果不受样本异质性的影响。

表 3 稳健性检验：考虑样本异质性

	非省会城市样本		非民族地区样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
企业所得税分成	0.205*** (3.010)		0.245*** (3.794)	
增值税分成		0.243** (2.398)		0.175* (1.761)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
R ²	0.561	0.560	0.579	0.577
样本数	2731	2731	2562	2562

注：括号内为 t 统计值。*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。控制变量包括人均国内生产总值、经济结构、人口密度、城市化水平、经济开放度、金融发展水平和居民储蓄率。

2. 内生性问题

表 2 的基准回归结果可能面临的问题是税收分成变量的内生选择问题。这一问题的产生可能源于某些不可观测但随时间变化的因素同时影响了一省省内税收分成的政策选择和这个城市的投资率；也可能仅是源于反向因果的存在，即当城市投资率增长较快时，地市级政府领导可能以此为理由向省级政府游说以提高省以下税收分成比例。^②内生性问题的存在将导致上述基准回归结果产生偏差。

为解决可能存在的内生性问题，我们采用常用的工具变量回归方法做进一步分析。我们同时选取一省少数民族人口数和除本省以外所有省份相应税收分成的加权平均值作为本省税收分成的工具变量。省级少数民族人口数来自于全国第五次和第六次人口普查资料。选择这两个工具变量的理由是：首先，一省少数民族人口规模往往代表了该地区人口需求的多样性，而传统财政分权理论认为，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税收分成政策，而这种省级层面的民众需求多样性不太可能直接影响一个地级市的投资水平。其次，考虑到不同省份在制定政策（如省以下政府税收分成政策）时可能存在空间策略互动，我们构造的除本省以外所有省份相应税

^①少数民族自治区和民族省包括新疆、西藏、内蒙古、广西、宁夏、贵州、云南和青海等 8 个省份。

^②从实证策略上看，因反向因果所导致的内生性问题应该相对较弱。原因在于，税收分成是省一级全部地级市汇总的比例，而投资率为市级数据，因而，某一地级市的投资率对所属省份税收分成比例的影响是比较有限的。

收分成的加权平均值（权重是省与省之间地理距离的倒数）应与本省的税收分成直接相关，而其不太可能通过其它渠道直接影响本省内地市级的投资行为。

表4汇报了工具变量法的回归结果：第（1）和（3）列仅以少数民族人口对数作为工具变量，而第（2）和（4）列则同时加入了除本省外所有省份税收分成的加权平均值作为工具变量。从表中可见，Cragg-Donald F 统计量远大于 10，表明模型不存在弱相关问题，所选取的工具变量满足工具变量有效性的要求之一；Sargan 检验的结果表明工具变量基本满足外生性的要求。在所有回归模型中，企业所得税和增值税分成比例对投资率的影响仍然为正，且在 1% 的置信水平下显著。这表明，即使在考虑内生性问题的情况下，本文的理论判断仍然成立。

表4 稳健性检验：工具变量法的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
企业所得税分成	1.065*** (4.663)	1.008*** (4.555)		
增值税分成			1.800*** (4.609)	1.797*** (4.737)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
R ²	0.521	0.526	0.510	0.510
Cragg-Donald Wald F	244.8	129.8	187.1	99.6
Sargen Test (p值)	-	0.277	-	0.966
样本数	3005	3005	3005	3005

注：括号内为 t 统计值。*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。控制变量包括人均国内生产总值、经济结构、人口密度、城市化水平、经济开放度、金融发展水平和居民储蓄率。

3. 动态面板数据模型

考虑到现实的投资率既决定于当前的因素也受过去因素的影响，因此，我们进一步考察动态面板数据模型的估计结果。具体而言，我们在基准模型中依次加入滞后一期和二期的投资率作为新的控制变量，以捕捉动态因素的影响。

动态面板数据带来的问题是将滞后因变量作为自变量所引发的内生性问题，由于个体效应影响所有期限内的因变量，这导致固定效应模型难以解决这种内生性问题。为此，我们采用 Arellano & Bond (1991)、Blundell & Bond (1998) 等提出的广义矩估计方法 (GMM) 来进一步检验动态面板数据模型。

表5汇报了系统 GMM 的估计结果。表中 Arellano-Bond 二阶序列相关检验 (AR (2)) 表明，模型不存在显著二阶残差自相关，验证了 GMM 估计结果的一致性和无偏性。同时，各模型也通过了验证工具变量有效性的 Hansen 过度识别检验，说明工具变量是有效的。与静态面板数据模型相一致地，动态估计的结果同样验证了企业所得税分成比例（第（1）和（2）列）和增值税分成比例（第（3）和（4）列）带来的投资激励效应。

表5 稳健性检验：GMM方法的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
滞后1期投资率	0.858*** (55.540)	0.867*** (11.881)	0.859*** (54.288)	0.877*** (12.047)
滞后2期投资率		-0.002 (-0.030)		-0.011 (-0.170)
企业所得税分成	0.068*** (2.917)	0.067*** (3.087)		
增值税分成			0.125*** (2.718)	0.134*** (3.164)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
AR(1) (p值)	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2) (p值)	0.257	0.400	0.237	0.447
Hansen Statistic(p值)	0.132	0.190	0.137	0.195
样本数	2999	2985	2999	2985

注：括号内为 t 统计值。*、**、***分别代表在 10%、5%和 1%水平下显著。控制变量包括人均国内生产总值、经济结构、人口密度、城市化水平、经济开放度、金融发展水平和居民储蓄率。

（三）税收分成的异质性影响分析

行文至此，我们得到的基本结论是以省以下税收分成为代表的地方财政激励对一个地区投资率的形成起到了积极的正向影响。这一结论是基于所有城市和期限的平均估计效应得到的。在此基础上，我们继续关注两个维度的问题：（1）税收分成对地区投资率所产生的激励效应在空间上（即地区间）是否具有异质性？（2）税收分成对地区投资率所产生的激励效应在时间上是否具有异质性？以下，我们尝试分别回答这两方面问题。

1.经济越不发达，税收分成的激励作用越强

一般而言，经济基础较好、经济发展水平较高的地区，其投资规模往往更多地依赖其所拥有的资源禀赋积累、区位优势等非政府因素。因而，相较于经济不发达地区，经济发达地区的投资规模往往受到政府引致的因素会相对弱一点。换言之，经济不发达地区的投资水平可能更多的依赖政府驱动。为考察这一点并回答上述第（1）个问题，我们在基准模型中引入税收分成与人均国内生产总值对数的交互项。修正的计量模型如下：

$$invest_{i,t} = cons + \alpha_0 \times taxshare_{j,t} + \alpha_1 \times taxshare_{j,t} \times \log(gdppc_{i,t}) + \beta \times Z_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (22)$$

表 6 报告了修正模型的回归结果。从表中可见，企业所得税和增值税分成比例仍对投资有显著的正向影响，而企业所得税和增值税分成比例与人均国内生产总值的交互项的系数均显著为负。这印证我们的基

本判断：相较于经济发达地区，经济不发达地区的税收分成对地区投资水平的影响更大。

表 6 异质性分析：地区发展水平的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
企业所得税分成	4.510*** (7.422)	4.338*** (7.969)		
增值税分成			6.743*** (7.125)	8.605*** (10.103)
企业所得税分成 ×人均国内生产总值	-0.436*** (-6.908)	-0.438*** (-7.755)		
增值税分成 ×人均国内生产总值			-0.636*** (-6.555)	-0.868*** (-9.909)
人均国内生产总值	0.315*** (16.922)	0.017 (0.807)	0.326*** (15.404)	0.063*** (2.855)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是
R ²	0.450	0.565	0.451	0.571
样本数	3005	3005	3005	3005

注：括号内为 t 统计值。*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。控制变量包括人均国内生产总值、经济结构、人口密度、城市化水平、经济开放度、金融发展水平和居民储蓄率。

2.2008 年金融危机削弱了税收分成对投资的激励效应

从时间维度上看，本文的数据跨越了 2008 年金融危机这一重要时间节点。2008 年金融危机使得各地区经济增速普遍放缓，各级政府在刺激本地经济增长方面面临较大压力，我们预计，税收分成本身所具有的投资激励效应在这一时期可能会相对有所弱化，原因有两点：一是 2008 年金融危机使得私人部门投资预期回报下降，税收分成带来的激励作用减弱；二是中央政府为应对金融危机所出台的“四万亿”财政刺激计划，有可能对私人部门投资产生挤出作用。为检验这一点并回答上文提出的第（2）个问题，我们在基准模型中引入税收分成与 2008 年金融危机哑变量（即 2008 年及以后年份设置为 1，以前年份设置为 0）的交互项。修正的计量模型如下：

$$invest_{i,t} = cons + \alpha_0 \times taxshare_{j,t} + \alpha_1 \times taxshare_{j,t} \times crisis_t + \beta \times Z_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (23)$$

从表 7 的回归结果来看，在 1% 置信水平下，企业所得税和增值税分成比例的估计系数仍显著为正，而税收分成与 2008 年哑变量（ $crisis_t$ ）的交互项系数均显著为负。这客观上印证了我们的预测，即 2008 年以后税收分成对投资的刺激作用确实有所减弱。^①进一步地，考虑金融危机影响的滞后性，估计结果仍然稳健，限于文章篇幅，不再赘述。

^①考虑到 2008 年金融危机的影响可能存在的时滞效应，我们重新定义此哑变量（即将 2009 年及以后年份设置为 1，以前年份设置为 0）并重新检验式（23），我们得到了与表 7 一致的估计结果。限于篇幅，我们未在正文中汇报此结果，感兴趣的读者可向作者索要。

表7 异质性分析：2008年金融危机的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
企业所得税分成	0.392*** (5.514)	0.300*** (4.456)		
增值税分成			0.736*** (7.100)	0.491*** (4.822)
企业所得税分成 ×08年哑变量	-0.427*** (-5.968)	-0.433*** (-6.556)		
增值税分成 ×08年哑变量			-0.624*** (-5.590)	-0.743*** (-7.076)
08年哑变量	0.202*** (10.683)	0.526*** (20.226)	0.221*** (9.663)	0.582*** (19.015)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是
R ²	0.477	0.563	0.479	0.564
样本数	3005	3005	3005	3005

注：括号内为t统计值。*、**、***分别代表在10%、5%和1%水平下显著。控制变量包括人均国内生产总值、经济结构、人口密度、城市化水平、经济开放度、金融发展水平和居民储蓄率。

五、结论和政策建议

投资驱动经济增长是中国改革开放以来的典型现象，本文从财政激励角度为中国投资高涨之谜提供了一个合理解释。分析认为，1994年后以分税制为主要特点的财政体制，地方政府的主要税收源自生产性税基的征税分成收入，各级政府关于财政收入划分形成了一个“弹性分成”契约，它激励地方政府推动辖区投资增长。本文的实证分析结论为：第一，作为主要共享税种和地方收入来源，企业所得税和增值税分成比例的提高将推动投资率上升；第二，经济发展水平对税收分成产生的投资激励效应具有一定的抑制作用；第三，2008年金融危机削弱了税收分成带来的投资激励。

本文的研究有助于为下一步财政体制改革提供参考。2016年我国“营改增”改革后，作为地方主体税种的营业税已消失，地方主要税收来源均为共享税。这种办法的确如本文研究所显示的，有助于鼓励地方政府在经济发展中培育和拓展税源。但同时也看到，它对经济增长方式转变、实现高质量发展有一定不利影响。由于增值税和企业所得税主要来自工业企业，且集中于重化工业，因而以税收“弹性分成”为代表的财政分配体制，一方面会激励地方政府推动企业投资，另一方面也容易导致重复建设，且不利于形成规范的财政秩序。中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，为适应该阶段的发展要求，通过财政体制调动地方积极性的方式也要随之改变：既要像过去一样调动地方政府发展经济积极性，同时也要调动地方政府提供好公共服务的积极性。这就要落实在税收分成办法改变和地方税系建设上，可采取的改革思路有：一是改变增值税和企业所得税分成办法，如按人口或消费分享税收，让地方税的受益性增强；二是规范省以下税收收入共享办法，使其规则更加透明和统一。党的十九届五中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》，明确财政领域重点改革是健全省以下财政体制与完善地方税系，我们认为，改革税收分成办法是实现这两方面改革的重要途径。

参考文献:

- 程惠芳、陆嘉俊, 2014:《知识资本对工业企业全要素生产率影响的实证分析》,《经济研究》,第5期。
- 程仲鸣、夏新平、余明桂, 2008:《政府干预,金字塔结构与地方国有上市公司投资》,《管理世界》,第9期。
- 郭金龙, 2000:《经济增长方式转变的国际比较》,中国发展出版社。
- 郭庆旺、吕冰洋, 2010:《中国税收负担的综合分析》,《财经问题研究》,第12期。
- 李稻葵、徐欣、江红平, 2012:《中国经济国民投资率的福利经济学分析》,《经济研究》,第9期。
- 李京晓、张庆昌、王向, 2012:《财政分权与投资偏好的地方政府行为——基于省级面板数据的实证研究》,《产业经济研究》,第5期。
- 李森圣、张宗益, 2015:《财政分权与地方交通基础设施投资激励——基于中央跨区域财政配置视角的分析》,《产业经济研究》,第2期。
- 林毅夫、苏剑, 2007:《论我国经济增长方式的转换》,《管理世界》,第11期。
- 楼继伟, 2013:《中国政府间财政关系再思考》,中国财经经济出版社。
- 吕冰洋, 2009:《政府间税收分权的配置选择和财政影响》,《经济研究》,第6期。
- 吕冰洋、马光荣、胡深, 2017:《蛋糕怎么分:中国财政分权的重要指标》,工作论文。
- 吕冰洋、毛捷, 2014:《高投资、低消费的财政基础》,《经济研究》,第5期。
- 吕冰洋、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。
- 毛泽东, 1976:《论十大关系》,人民出版社。
- 乔宝云、刘乐峥、尹训东、过深, 2014:《地方政府激励制度的比较分析》,《经济研究》,第10期。
- 宋海岩、刘淄楠、蒋萍, 2003:《改革时期中国总投资决定因素的分析》,《世界经济文汇》,第1期。
- 陶然、陆曦、苏福兵、汪晖, 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。
- 王小鲁、樊纲、刘鹏, 2009:《中国经济增长方式转换和增长可持续性》,《经济研究》,第1期。
- 王彦超, 2009:《融资约束,现金持有与过度投资》,《金融研究》,第7期。
- 魏后凯, 2002:《外商直接投资对中国区域经济增长的影响》,《经济研究》,第4期。
- 魏明海、柳建华, 2007:《国企分红、治理因素与过度投资》,《管理世界》,第4期。
- 吴敬琏, 2005:《转变增长方式关键在体制改革》,《金融经济》,第11期。
- 吴敬琏、刘吉瑞, 1991:《论竞争性市场体制》,中国财政经济出版社。
- 吴延兵, 2017:《中国式分权下的偏向性投资》,《经济研究》,第6期。
- 项怀诚, 1987:《在改革中前进的中国财政》,《财政研究》,第2期。

辛清泉、林斌、王彦超, 2007: 《政府控制、经理薪酬与资本投资》, 《经济研究》, 第 8 期。

岳树民、李静, 2011: 《对我国劳动、资本、消费课税的比较及分析》, 《涉外税务》, 第 6 期。

郑京海、胡鞍钢、Arne Bigsten, 2008: 《中国的经济增长能否持续? —一个生产率视角》, 《经济学(季刊)》, 第 3 期。

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。

周业安、章泉, 2008: 《财政分权、经济增长和波动》, 《管理世界》, 第 3 期。

周中胜、罗正英, 2011: 《财政分权、政府层级与企业过度投资—来自地区上市公司面板数据的经验证据》, 《财经研究》, 第 11 期。

Allen, F., J. Qian, and M. Qian, 2002, “Law, Finance, and Economic Growth in China”, *Journal of Financial Economics*, 77(1), 57-116.

Arellano, M., and S. Bond, 1991, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.

Bai, C. E., C. T. Hsieh, and Y. Qian, 2006, “The Return to Capital in China”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 61-88.

Barro, R. J., 1990, “Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth”, *Journal of Political Economy*, 98(5), 103-125.

Blundell, R., and S. Bond, 1998, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.

Brooks, R., and S. A. Barnett, 2006, “What's Driving Investment in China?”, *IMF Working Papers*, 6265(200), 1-39.

Clarke, D., P. Murrell, and S. Whiting, 2006, “The Role of Law in China's Economic Development”, *Electronic Working Papers*, 6.

Cull, R., and L. C. Xu, 2005, “Institutions, Ownership, and Finance: The Determinants of Profit Reinvestment among Chinese Firms”, *Journal of Financial Economics*, 77(1), 117-146.

Ding, S., and J. Knight, 2011, “Why Has China Grown So Fast? The Role of Physical and Human Capital Formation”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 73(2), 141-174.

Doménech, R., and J. R. García, 2008, “Unemployment, Taxation and Public Expenditure in OECD Economies”, *European Journal of Political Economy*, 24(1), 202-217.

Gómez, M. A., 2004, “Optimal Fiscal Policy in a Growing Economy with Public Capital”, *Macroeconomic Dynamics*, 8(4), 419-435.

- Gómez, M. A., 2007, “Optimal Tax Structure in a Two-sector Model of Endogenous Growth”, *Journal of Macroeconomics*, 29(2), 305-325.
- Guo, S., and Y. Shi, 2018, “Infrastructure Investment in China: a Model of Local Government Choice under Land Financing”, *Journal of Asian Economics*, 56, 24-35.
- Hampton, A., 2007, “Local Government and Investment Promotion in China”, Centre for Future State.
- Kuijs, L., 2005, “Investment and Saving in China”, World Bank Policy Research Working Paper, 3633.
- Marrero, G. A., 2010, “Tax-mix, Public Spending Composition and Growth”, *Journal of Economics*, 99(1), 29-51.
- Marrero, G. A., and A. Novales, 2007, “Income Taxes, Public Investment and Welfare in a Growing Economy”, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 31(10), 3348-3369.
- Narayan, P. K., 2005, “The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests”, *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- Raurich, X., 2003, “Government Spending, Local Indeterminacy and Tax Structure”, *Economica*, 70(280), 639-653.
- Shi, H., and S. Huang, 2014, “How much Infrastructure is too much? a New Approach and Evidence from China”, *World Development*, 56(2), 272-286.
- Turnovsky, S J., 2000, “Fiscal Policy, Elastic Labor Supply, and Endogenous Growth”, *Journal of Monetary Economics*, 45(1), 185-210.
- Yu, M. J., 2014, “Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms”, *Economic Journal*, 125(585), 943-988.

The Puzzle of High Investment Rate in China: Incentive Effects of the Tax-Sharing System

LIU Yongzheng, LV Bingyang and LI Yan

(School of Finance, Renmin University of China)

Summary: Since the reform and opening up, the high investment rate has been one of the main characteristics of the Chinese economy. By one count, the ratio of total fixed assets investment to GDP was 23.93% in 1990 and it increased steadily thereafter, reaching 70.23% in 2018. Even though economic development in many countries around the world is usually accompanied by high investment and the investment rates in developing countries are usually higher than developed countries, the aforementioned investment rate in China is notably much higher than the global average value. How to explain this high investment rate in China? The current literature has devoted a lot of attention to this fundamental question. Generally, early studies have mainly focused on the roles of the high return rate of capital, the high saving rate in the economy and China's special state-owned banking system; recent studies start to highlight the incentive effects implied by the unique political and fiscal institutions of the country. From the fiscal perspective, the most important institutional arrangement over the past decades is the setup of the tax-sharing system (TSS), featured by allowing local governments to share a proportion of the corporate income tax (CIT) and value-added tax (VAT) revenues collected from mobile tax bases. This largely motivates local governments to enlarge investment in their domains for promoting local economic growth and incentivize them to involve in a fierce game for competing investment under the decentralized fiscal system.

Based on this insight, the current paper explores the investment incentive effects of the TSS both theoretically and empirically. To start with, we build an endogenous growth model with three sectors in the economy including households, firms and local government. Households are assumed to provide firms with the capital needed for production and maximize their own utilities through consumption; firms are assumed to pursue profit maximization in a perfect competition market and to incorporate the key feature of the TSS, local governments are assumed to reserve a certain proportion of the CIT and VAT revenues being collected for providing productive public goods while maintaining balanced budget. The model solution and the corresponding numerical simulation suggest that for given tax rates, the increase of the tax sharing ratios for local governments tend to improve local

revenues and expenditures, while it does not introduce additional distortion for private investment; as a result, the marginal productivity of capital is increased by the improvement of local expenditures, eventually leading to expansion of private investment.

Empirically, the paper first employs provincial and sub-provincial tax data to construct the CIT and VAT sharing ratios for each province and then uses 279 prefectural-city level data for 2003-2013 to conduct empirical tests. Our estimation results provide supporting evidence for the theoretical prediction. That is, both the CIT and VAT sharing ratios significantly increase investment rates of the cities. Quantitatively, a one percentage point increase in the CIT (VAT) sharing ratio is associated with a 0.145 (0.216) percentage point increase in total fixed assets investment (as a percent of GDP). These results are shown to be quite robust across alternative samples and alternative specifications correcting for endogeneity and dynamic panel data model. Finally, we also find the investment incentive effect of the TSS to be less salient in less-developed regions and in the post-2008 financial crisis period.

This paper contributes to the literature in three significant aspects. First, we develop an endogenous growth model to illustrate the mechanism of the investment incentive effects of the TSS, which, in turn, provides a novel theoretical explanation for the high investment rate in China from the fiscal institutional perspective. Second, we complement the empirical evidence on the sources of the high investment rate in China by using prefectural-city level data. Third, we construct the tax sharing ratios for each province, which appear to better capture fiscal incentives faced by the Chinese local governments and one that measures fiscal decentralization of the Chinese provinces in a more accurate way. At the same time, the instruments for the tax sharing ratios proposed in this paper also offers a potential solution for future studies of this subject.

Keywords: Tax-Sharing Ratio; Tax-Sharing System; Investment Rate

JEL Classification: E22, H77, R53