

# 地方财政压力与投资多样性

——基于所得税分享改革的研究

陈思霞,张领祎

(中南财经政法大学 财政税务学院,湖北 武汉 430000)

**[摘要]**利用企业所得税分享改革构建强度倍差模型,使用1997—2012年全国地级市数据,检验了地方财政压力对于投资多样性的影响及相关传导机制。结果表明,地方财政压力不利于投资多样性的提高;在财政压力下,地方容易形成偏向房地产行业的投资倾向。然而,不同地区地方财政压力对投资结构的影响存在异质性。经济发展水平较低的地区在财政压力下更容易降低投资多样性;而经济发展水平高的地区应对财政压力时,更倾向于通过多元化投资的方式做大税基、减轻财政压力。优化分税制结构、建立地方性税种能缓解地方财政压力,对于改变地方“房地产集中型”投资结构有一定的积极作用。

**[关键词]**地方财政压力;投资多样性;所得税分享改革;强度倍差模型;财税改革;税收分权

**[中图分类号]**F810 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2018)02-0046-12

## 一、引言

投资是中国经济发展的重要引擎之一,而投资多样性能够保证经济健康与持续发展,进而减小宏观经济波动的风险。近年来,中国地方投资呈现出向房地产行业集中,而以制造业为代表的实体经济低迷的现象。十九大报告特别强调要做强实体经济、抑制房地产泡沫,引导金融“脱虚向实”。由于房地产行业普遍存在高杠杆、高风险,一旦房地产泡沫破灭,不仅会引发金融危机和系统性风险,还会使经济陷入衰退。

我们根据官方数据进行了统计,图1展示了1997—2015年中国东、中、西三个地区房地产开发投资占GDP比重。从中不难看出,三大地区房地产投资占GDP比重都在迅速上升。其中,东部地区房地产投资占比增长最快;除2008—2010年外,其余年份西部地区房地产投资占比均略高于中部地区;自2010年后,东部地区的房地产投资占比与中、西部地区的差距逐渐拉大。虽然房地产的发展确实会显著拉动经济增长,但如果一个国家的长期发展过度依赖于房地产,则必然会挤占其他行业的投资。而更为重要的是,单一化的投资结构不利于应对宏观经济波动带来的风险。例如中国社科院发布的《住房绿皮书》指出:经济房地产化将导致社会资源短期内向单一行业集中,从而阻碍产业升级,加大产业结构调整的难度。更为严重的是,经济房地产化可能助长社会投机心理,“掏空”中国未来30年经济增长的基础。

投资结构作为人类进行社会再生产过程中的资源配置方式,受到自然地理条件、经济发展阶段、社会技术水平、资源配置方式、对外开放度等诸多因素的影响。其中,政府制度对社会投资结构的影

**[收稿日期]**2017-06-08

**[基金项目]**教育部人文社会科学基金青年项目(14YJC790015);国家自然科学基金青年项目(71503270)

**[作者简介]**陈思霞(1987—),女,湖南邵阳人,中南财经政法大学财政税务学院副教授,主要研究方向为财税政策评估;张领祎(1993—),女,湖北宜昌人,中南财经政法大学财政税务学院硕士生,主要研究方向为财税政策评估。

响是十分深刻的。我们认为,在中国“收入集权、支出分权”财政体制下,地方政府财政压力对引导社会投资结构的形成具有显著的影响,然而这方面的研究并没有引起足够的关注。

本文将借助 2002 年所得税分享改革来测度地方政府财政压力变化差异,检验受到财政压力冲击较大的地区相对于受到财政压力冲击

较小的地区是否会形成更加偏向房地产行业的社会投资结构。进一步地,我们将检验地方财政压力影响投资结构多样性的传导机制。这有利于分析在财政压力下,拥有不同社会经济特征和预算约束的地方政府会如何进行投资决策,从而为政策制定者优化社会总体投资结构、平衡地区间发展提供现实依据。在实证技术上,一方面,我们使用全国地市一级 1997—2012 年的面板数据<sup>①</sup>,这有助于我们得到地方财政压力效应检验的更加微观的经验证据;另一方面,在技术方法上,我们选用倍差模型(DID, Difference-in-Differences)进行实证研究,从而使得对内生性的处理更为可靠,估计系数更为可信。

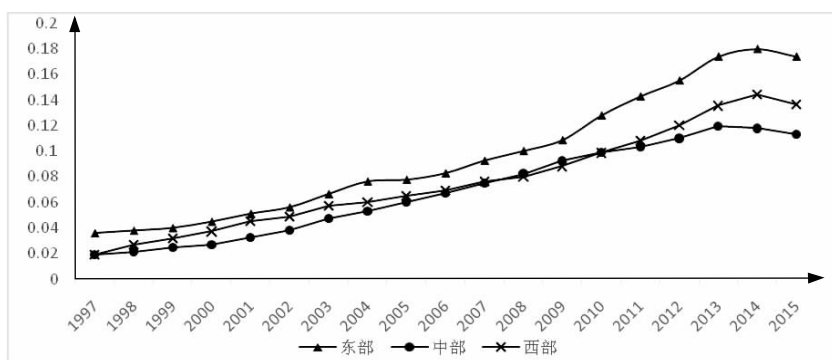
本文第二部分对相关文献进行了回顾;第三部分介绍财政压力形成的制度背景与理论分析;第四部分是模型、数据以及指标;第五部分为实证结果解读;第六部分为结论与政策建议。

## 二、文献综述

### (一) 社会投资结构的影响因素

多元化的投资结构有利于社会经济协调可持续发展以及增强整体经济体系抵御风险的能力。单一的投资结构会导致经济结构失衡,增加宏观经济波动的风险,不利于提高经济增长的质量。有研究认为,我国投资领域存在的主要矛盾不在于总量,而在于内部结构<sup>[1]</sup>。合理的投资结构才能支持经济的长期快速增长,实现国民经济发展战略目标。社会投资结构是决定经济增长质量的重要因素<sup>[2]</sup>,投资结构失衡将直接导致经济结构失衡,而大量资金进入房地产行业则是投资结构失衡的原因。近年来,大量民间资本逃离实体产业,投机房地产市场,使房地产业以外其他固定资产投资的环境恶化,影响了实体经济的金融链条。李畅等研究发现,房地产过度投资对制造业有“挤出”效应<sup>[3]</sup>。若流动性大量集中在房地产行业,则实体产业将得不到足够的发展资本,从而使地方缺乏发展后劲,进而不利于经济体制转型<sup>[4]</sup>。

在市场经济条件下,对产业结构及投资结构产生作用的是市场需求以及供给,但更多学者只从需求角度研究这一问题。张中华认为,我国需求结构不合理是投资结构不合理的主要原因<sup>[5]</sup>。王胜和卢盛荣通过实证研究发现,个人投资需求、人口增长速度、币值升值预期等需求因素确实是拉动中国房地产行业高速增长的重要因素,但房地产需求中有相当一部分是虚假需求<sup>[6]</sup>。梁云芳等则从宏观



注:数据由作者手工整理获得。

图 1 1997—2015 年中国分地区房地产开发投资占 GDP 比重趋势图

<sup>①</sup>我们将研究的时间区间选为 1997—2012 年。选定 1997 年为起始年份,是因为中国自 1997 年后行政区划范围(重庆与四川)逐步趋向稳定,有利于保证数据样本的一致性。而数据截至 2012 年是因为中国从 2013 年启动了“营改增”改革,为了保证实证更加准确估计“所得税分享改革政策”的效应,而不受到其他税收改革政策的影响,我们的数据截至 2012 年。DID 实证技术可靠性的前提在于,以政策改革年份为基准年份,能确保获取改革年份之前和改革年份之后至少一年的数据。因此,估计结果的准确性不会受到样本年份范围的影响。

经济因素切入,发现经济发展水平和信贷规模的变化对房地产投资有较大影响<sup>[7]</sup>。

然而,也有研究认为市场因素不能够完全解释我国房地产投资现状的成因。地方政府行为也是导致产业结构和投资结构变动的主要因素。司增焯研究了1998—2002年的投资结构,发现房地产开发投资增长速度明显高于基本建设投资的增长速度及更新改造投资的增长速度,而原因在于政府试图以房地产投资作为扩大内需的一个主要措施<sup>[8]</sup>。吕冰洋等指出,地方政府重视房地产业发展带来的财政利益,是房地产业投资扩张的重要原因<sup>[9]</sup>。不少文献也认同地方政府对于“土地财政”的过度依赖并人为引导社会资源集中于房地产行业是房地产投资增加的重要推手<sup>[10-11]</sup>。

## (二) 地方财政压力与社会投资结构

地方财政压力会影响地方政府行为决策方式进而引导社会经济特征的改变。陈抗等认为财政收入集权将激励地方政府伸出“攫取之手”,即地方政府会把财政压力转嫁给企业及个人,转向预算外以及体制外收费<sup>[12]</sup>。沈伟利用1982—2005年的省级面板数据研究发现,税收集权阻碍了经济发展,并加剧了中西部地区的不平衡<sup>[13]</sup>。而“新财政集权理论”认为我国财政集权将激励地方政府伸出“援助之手”,他们认为在财政压力下,地方政府会更偏好扩大预算内收入,除了强化新税制下营业税和所得税的征收管理外,还会通过大规模的招商引资来争夺制造业投资以扩大增值税、营业税税基<sup>[14-15]</sup>。单新萍和卢洪友使用1999—2008年省级面板数据对税收分权与经济增长之间的关系进行了实证研究,发现地方税收自给率与经济增长之间呈正相关,即税收集权将促进经济增长<sup>[16]</sup>。袁飞等则进一步分析了财政压力下不同地区的异质性反应,他们的研究发现,资源禀赋较好的地区获得的财政转移支付较少,倾向于利用自有财政收入发展本地经济、培养本地税源,而资源禀赋较差的地区更多地依赖转移支付,并将其用于保证地方利益集团的特殊利益<sup>[17]</sup>。

那么,地方财政压力为什么会影响社会投资结构呢?相关文献认为,在产生财政缺口时,地方政府不得不扩大财政收入缓解财力约束,最直接的方法就是发展与地方税种紧密相关的产业。1994年分税制确定的地方税种,包括营业税、土地增值税、房产税、契税等基本上都是与房地产相关的税收<sup>[18]</sup>。营业税税源行业结构中,房地产的产业带动效应强,对地方本级税收收入贡献最大。而与房地产密切相关的土地出让金收入,在1994年分税制改革后规定作为预算外财政收入,不参与中央与地方的体制收入分成,全部划归地方政府<sup>[19]</sup>。这些都促使地方政府利用土地资源扩大财政收入并发展地方经济。

地方政府行为的转变不仅会影响政府自身的投资决策,还会影响社会的投资方向。张军等检验了政府竞争与地方政府基础设施的投资之间的关系,发现地方政府为了吸引FDI会提高对基础设施的投资<sup>[20]</sup>。周光亮认为税权集权使地方政府展开投资竞争,把大量资源投向大型工业以及基础设施,从而不利于我国产业结构的调整<sup>[21]</sup>。在政府的政策“示范效应”下,房价的快速上涨吸引了大量的社会资本进入房地产行业,房地产的投资规模的持续增长源于其高回报率,房地产平均利润率远远高于其他工业行业,从而诱惑部分实体企业抽离资金投资于房地产来进行套利<sup>[22]</sup>。

综上所述,现有研究关注了中国投资结构发展趋势,研究了社会投资结构的决定因素,但是大多文献从“政府竞争”角度切入,以政府作为投资主体之一,研究政府支出竞争对投资以及经济结构变化的影响。罕有研究从地方财政压力视角出发,研究财政压力下的政府行为决策对投资结构变化的影响。因此,本文将既有研究向前推进,研究在“中国式分权”背景下,地方财政压力是否会促使地方政府通过税收优惠、产业扶持等手段引导社会投资,进而形成相对集中于房地产行业的投资结构。我们的研究将对既有文献做出有益的补充。

## 三、制度背景及理论分析

### (一) 制度背景

1994年分税制改革重点是对商品流转税类的中央和省级政府的税收收入进行划分。增值税作

为第一大税种被确定为中央与地方共享税,中央占增值税收入的75%,省及省以下政府占增值税收入的25%。消费税为中央税,营业税为地方税。所得税方面,规定企业所得税按照企业行政隶属关系在中央和地方之间进行划分,即中央企业和银行金融企业所得相关税收收入归属中央,地方企业所得相关税收收入(不含金融企业所得税)归属地方。个人所得税收入则完全归属地方所有。1994年分税制在向上集中税收收入的同时,政府间的支出责任的调整却相应滞后,地方实际支出责任显著增加<sup>[14]</sup>。地方财政除了要承担本地区政权机关运转所需行政支出之外,还要承担教育、医疗、环保、社会救济等多项公共服务的主要支出责任。

2002年实施的所得税分享改革则从所得税收入分享上进一步集中税权。除少数行业和企业外,对个人所得税和企业所得税实行中央与地方按比例分享,实施增量分成改革模式,在维持地方政府既有所得税基数不变的基础上<sup>①</sup>,对于收入的增量部分,规定中央与地方于2002年实行“五五分成”。2003年改革进一步上调了中央政府的税收分享比例,规定中央与地方对所得税收入“六四分成”。在所得税分享改革后,地方政府可支配财政收入进一步下降。显然,所得税分享改革进一步加剧了地方财政收入与财政支出间的财政缺口。

虽然中央政府设定了财政转移支付对地方财力缺口进行弥补,然而,在我国目前的财政转移支付中,专项转移支付所占比重较高,具有均等化效应的一般性转移支付的比重较低,地方政府缺乏自主安排转移支付资金的能力,地方财政压力仍普遍存在。在财政收入向中央倾斜的过程中,省级政府也将财政压力下放到市和县,省以下也出现了财政收入向省级政府集中的现象,这使得基层财政更加困难。

## (二) 理论分析

面对财政压力,地方政府会尽可能扩大财政收入以缓解财政压力。由于税收收入占地方政府预算收入的绝对比例高,并且,国家近几年正在逐步规范非税收入以及降低非税收入占比,因此提高预算内税收收入成为地方政府的理性行为决策。提高预算内收入有两种主要方式:一是扩大税基,二是提高税收征收效率。

从税基效应上来看,在分税制税收分享机制下,地方政府对某个税种分成比例越高,扩大其税基越具有缓解地方政府财政压力的优势,地方政府对培养该税种税基的积极性越高,反之亦然。税源培养方式包括提供财政补贴、提供低利率银行贷款贴息、给予其他政策优惠等。我们以中国两大主要税种(增值税以及营业税)为例进行说明。在“营改增”之前,营业税是地方税,也是中央留给地方为数不多的全额自留税种之一,而增值税的75%归属中央政府。同时由于增值税的税基具有流动性,征管难度相对较大,因此地方政府有更强的动机发展与营业税这一地方独立税源相关的产业。我们认为,在财政压力的影响下,地方政府对营业税源培养的重视程度会高于增值税税源培养的重视程度。

而提高地方税种征收率对于地方政府来说可能并不是占优决策。一方面,提高地方税收征收率可能引致资本等生产要素的外流;另一方面,税收征管率的变化可能会带来新的税收“歧视”问题,包括受到企业“游说”政府和政治关联的影响,造成新的税收损失。

当然,在做大财政收入的同时,地方政府也会扩大预算外财源。预算外弥补地方财力缺口的主要途径为增加土地财政收入。我们通过统计样本区间的土地出让收入增长趋势发现,这一时期全国土地出让收入整体呈现上扬趋势,其中2002年到2003年增长率最高,达到了123%。不难推断,地方受到所得税改革带来的财政压力越大,越会激励地方政府增加土地出让,获得越多的土地出让收入。同时,土地出让收入的高涨可能会推动房价上涨、导致偏向房地产行业的投资结构。为了控制土地出让收入对地方财政压力产生变化和影响地方投资结构,我们将在回归模型中控制这一影响因素。

<sup>①</sup>这里的基数是以2001年为基期(假定2001年就实行税收分享改革)计算得到的一个固定值,如果这个值小于地方实际所得税收入,差额部分由中央作为基数返还地方;如果大于地方实际所得税收入,差额部分由地方作为基数上交中央。具体参见《国务院关于印发所得税收入分享改革方案的通知》。



## 四、研究设计

### (一) 回归模型

本文研究使用了将所得税分享改革作为测度地方财政压力变动的政策实验。所得税分享改革由中央政府于 2002 年统一在全国层面推行实施,给改革前对所得税依赖程度高的地市产生更大的财政压力,这就为我们识别财政压力的外生冲击提供了一个良好的自然实验。

需要说明的是,在经典的双重差分模型中,根据是否接受实验,样本被划分为“实验组”和“对照组”。然而,在所得税分享改革中,所有观测到的样本都受到了“突然”的分税冲击,并没有产生绝对的“实验组”和“对照组”,因此本文的 DID 模型根据“受到改革冲击的程度大小”划分实验组和对照组。改革前对所得税收入依赖程度更大的地市,相对于改革前对所得税收入依赖程度更低的地市,在改革后受到的冲击更大,因此为“实验组”。这种情况下,实验组和对照组是“相对”而非“绝对”的。

我们使用改革前三年各地市税收收入中所得税占比均值作为衡量地市受政策改革冲击力度大小的指标,这一指标是连续变量,我们再将这一连续变量与政策改革的时间年份进行交乘,形成倍差模型中的双重差分项。数据样本为 1997—2012 年地级市面板数据,本文控制时间和地市的双向固定效应,具体计量模型如下:

$$diversity_{it} = \beta_0 + \beta_1 (D_{incometax} \times D_t) + \beta_2 pergdp + \beta_3 (D_{incometax} \times D_t \times pergdp) + \beta_k \cdot x_{it, k(k \geq 4)} + \alpha_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $i$  和  $t$  分别表示地级市和年份, $\alpha_i$  为地市固定效应, $year_t$  是时间固定效应, $\varepsilon_{it}$  随机扰动项。 $D_t$  代表所得税分享改革政策年份, $D_{incometax}$  为各地市改革前三年所得税占本市财政收入比值的平均值, $x$  为一系列控制变量。我们将  $D_t$  和  $D_{incometax}$  的交乘项称为税权改革交乘项。由于本文主要识别财政压力对于地方投资结构多样性的影响, $\beta_1$  是我们主要关心的系数,它测度的是受财政压力冲击大的地市相对于受财政压力冲击小的地市,在改革后是否显著提高了房地产投资占总投资的比重。我们预期  $\beta_1$  显著为正。

同时我们纳入了税权改革交乘项与地区人均 GDP 的三重差分项进行检验。这样做是为了关注财政压力效应的地区异质性。我们试图检验经济发达地市相对于经济欠发达地市,如果受更大的财政压力冲击,其投资结构变化是否会存在地区差异性。

### (二) 指标构建

#### 1. 被解释变量

我们的被解释变量为投资多样性,我们借鉴赫芬达尔指数进行指标构建。按照管理渠道,全社会固定资产投资总额分为基本建设、更新改造、房地产开发投资和其他固定资产投资四个部分。我们使用房地产开发投资总额占社会固定资产投资总额的平方项来衡量投资多样性( $diversity\_square$ )。该值越大说明房地产开发投资占比越大,投资多样性越低;反之,该值越小说明投资多样性越高。数据来源于《中国城市统计年鉴 1998—2013》。

#### 2. 解释变量

本文的解释变量为财政压力冲击程度。地方因所得税分享改革形成的收入损失与地方财政对所得税收入的依赖程度(即所得税收入/地方税收收入)是密切相关的。地方税收对所得税依赖程度越高,所得税分享改革造成的财政压力越大。

我们分地市计算改革前 1998—2000 年各地市所得税占税收收入比值的三年平均值,以此刻画不同地市可能受到所得税分享改革冲击的大小。该比例越大说明地方财政对所得税收入的依赖程度越强,地方受到所得税收入分成改革产生的财政压力越大。使用这样一种强度指标进行实验组和对照组的划分本质是,对于每一个城市而言,大于该城市所得税占比比值的城市样本都为该城市的“相

对”实验组,反之,则为相对“对照组”。指标的数据来源于《中国区域统计年鉴 2001—2013》。

### 3. 控制变量

我们还控制一系列城市特征变量以尽可能地减少遗漏变量造成的估计偏误。本文选取的控制变量包括:(1)城市的投资状况(固定资产额占 GDP 的比重),投资率可以反映地方投资活动的活跃度。(2)消费率(全社会消费零售总额占 GDP 的比重),消费率能够放映地区消费水平以及消费需求的旺盛程度,消费率上升可能会提高投资多样性。(3)政府规模(财政支出占 GDP 比重)。(4)宏观产业结构(第二产业产值占 GDP 比重),产业结构越大越高代表着地区的工业化程度越高。(5)人口总数和人口密度,采用地市年度总人口比上管辖面积表示人口密度,预期人口越稠密的地区聚集力越强,越能扩大对房地产行业的需求。(6)鉴于人均 GDP 相比于总量 GDP 更能真实地反映地区经济增长水平,本文选取各地级市人均 GDP 作为经济发展水平的衡量指标。控制变量的数据均来自于《中国城市统计年鉴 1998—2013》。各变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变量名称	样本数	中值	标准差	最小值	最大值
改革前所得税占比	4672	0.147	0.074	0	0.4399
投资多样性	4477	0.0264	0.0454	0	0.8524
投资率	4496	0.4433	0.25423	0.020511	4.3044
消费率	4516	0.3416	0.1354	0.026401	4.3409
财政支出规模	4513	0.2309	0.6468	0.000356	9.0626
人口	4515	398.8176	232.3319	13.09	1360.04
产业结构	4516	46.57495	12.79186	14	359.58
人口密度	4492	405.0707	346.5389	4.7	11564

注:有关数据均已利用 1997 年作为基准进行平减。

## 五、实证分析

### (一) 基础回归

#### 1. 基础回归结果

表 2 为基础回归结果,其中,列 1 未引入任何控制变量,列(2)至列(7)是在列(1)基础上依次引入其他变量进行逐步回归。

表 2 基础回归结果

指标	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
税收改革	0.031	0.046 **	0.045 **	0.046 **	0.045 **	0.046 **	0.047 **
交乘项	(-1.47)	(-2.25)	(-2.19)	(-2.21)	(-2.17)	(-2.22)	(-2.31)
税收改革 × 改革	-0.000 ***	-0.000 ***	-0.000 ***	-0.000 ***	-0.000 ***	-0.000 ***	-0.000 ***
时间 × 人均 GDP	(-3.55)	(-3.63)	(-3.77)	(-3.78)	(-3.80)	(-3.91)	(-3.91)
人均 GDP	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
	(-0.19)	(-0.65)	(-0.48)	(-0.45)	(-0.41)	(-0.40)	(-0.41)
投资率		-0.035 ***	-0.040 ***	-0.041 ***	-0.040 ***	-0.040 ***	-0.040 ***
		(-3.50)	(-4.14)	(-4.20)	(-4.16)	(-4.09)	(-4.09)
消费率			0.029 ***	0.029 ***	0.029 ***	0.029 ***	0.029 ***
			(-2.94)	(-2.92)	(-2.93)	(-2.88)	(-2.87)
政府支出规模				0.003	0.003	0.003	0.003
				(-0.68)	(-0.68)	(-0.68)	(-0.67)
人口					0.000	0.000	0.000
					(-0.88)	(-0.84)	(-0.87)
产业结构						-0.000	-0.000
						(-0.88)	(-0.91)
人口密度							-0.000
							(-0.84)
常数	0.015 ***	0.024 ***	0.015 ***	0.015 ***	0.009	0.013	0.014
	(-7.48)	(-7.1)	(-4.53)	(-4.49)	(-1.31)	(-1.48)	(-1.61)
时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup> 值	0.058	0.077	0.083	0.084	0.085	0.085	0.085
F 值	7.683	7.384	7.106	6.891	6.567	6.416	6.210
观测数	4397	4397	4397	4394	4394	4394	4387

注:\*\*\*, \*\*, \* 分别代表在 1%, 5% 和 10% 的置信区间上显著,下同。

从表 2 的结果中,我们发现,在所有模型中不论是否引入控制变量,税收改革交乘项都显著为正。结果说明,相对于受分税冲击较小的地区而言,受分税冲击影响较大的地区,投资多样性更低,即受到

财政压力增加的影响,地方投资结构会更偏向房地产行业。在经济意义上,地市的所得税占比增加10个百分点,则房地产投资占比增加0.6个百分点。

进一步地,我们发现税收改革交乘项与地区经济发展水平的三重差分项的系数显著为负,这说明不同地区应对财政压力冲击的投资结构变动效应有显著的地区性差异。平均而言,经济发展水平低的地区相对于经济发展水平高的地区,在受到财政压力的冲击时,更倾向降低投资多样性。这一结论有重要的政策含义。经济发达地区在应对税收收入减少带来的财政压力时,由于政府可融资渠道较多,并不会依赖发展房地产行业而减少社会投资结构的多元性。而当经济欠发达地区受到税收收入减少的财政压力冲击时,政府可调动的公共资源相对较少,其降低社会投资结构多元性的可能性更高。

## 2. 分地区异质性检验

我国不同区域在经济、社会、地理、文化等方面差异很大,因此我们将样本分为东部、中部和西部进行群组检验,这样做可以增加样本的同质性、减弱遗漏变量的影响。关于东中西部的划分本文采用《中国统计年鉴》的做法,即河北、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南、辽宁为东部地区;黑龙江、吉林、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南为中部地区;剩下的省(自治区、直辖市)为西部地区。回归结果见表3。

分地区结果显示,仅有西部地区的地市在受到分税改革带来的财政压力冲击时,才会显著地增加房地产投资比例、降低投资多样性。这同时也说明,该效果主要是由西部的地市应对财政压力而产生的。同时,这一结论与与基础回归的三重差分效应也基本吻合,即经济发展水平较低的地区相对于经济发展水平较高的地区,在财政压力增加时,更有可能降低社会投资结构的多样性。

### (二) 稳健性检验

在基础模型中,我们通过控制尽可能多的变量以及地区固定效应和时间固定效应来减弱内生性的影响。在这一部分中,面对还可能存在的遗漏变量问题,我们将通过稳健性检验对基础模型的回归结果进行进一步的验证。

#### 1. 控制土地财政规模

地方政府可以通过增加土地出让金的方式来缓解增加的财政压力。如果受财政压力冲击较大的地市,在分税改革后获得了更多的土地出让金,那么,更多的土地出让可能会引起房价的上涨,导致偏向房地产行业的投资结构。这种情况下,偏房地产的投资结构并非受财政压力的影响所致,影响系数可能被高估。

因此,在基础回归之上,我们分别控制了三个反映土地财政相对规模的指标。本文借鉴已有文献的做法,采用土地出让金占财政收入的比重来衡量土地财政依赖度或土地财政规模<sup>[19]</sup>;考虑到我国采用先“上缴后返还”以及“转移支付政策”,采用土地出让金占财政支出的比重衡量土地财政规模<sup>[23]</sup>;由于

表3 分地区异质性检验回归结果

指标	(1)东部	(2)中部	(3)西部
税收改革交乘项	0.048 (1.08)	-0.007 (-0.18)	0.034* (1.72)
税收改革 × 改革时间 × 人均GDP	-0.000*** (-4.23)	0.000 (1.10)	-0.000 (-0.97)
人均GDP	-0.000 (-0.21)	-0.000 (-1.41)	-0.000 (-0.63)
投资率	-0.069*** (-3.11)	-0.019* (-1.75)	-0.033* (-1.83)
消费率	0.042 (1.44)	0.022* (1.80)	0.018 (1.36)
政府支出规模	0.012*** (3.09)	-0.005 (-1.09)	0.005** (2.39)
人口	-0.000 (-0.90)	0.000 (0.28)	0.000 (1.06)
产业结构	0.000 (0.53)	-0.000 (-0.80)	-0.000 (-0.98)
人口密度	-0.000 (-0.87)	0.000 (1.31)	0.000 (0.83)
常数	0.042 (1.66)	0.008 (0.53)	0.006 (0.45)
时间	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制
R <sup>2</sup> 值	0.194	0.047	0.077
F 值	8.925	7.414	3.476
观测值	1568	1583	1225

地出让金可能与人口聚集规模相关,因此用人均土地出让金来度量土地财政相对规模也具有经济学含义。表4是以投资多样性为被解释变量,分别加入三个土地财政相对规模指标进行回归的结果。

结果显示,在控制土地财政规模后,与基础回归相比,税收改革交乘项系数与三重差分系数都变小了,但从符号和显著性水平来看,基础回归结果仍然十分稳健。这一结果说明,即便控制住土地财政规模,财政压力仍然会使投资多样性下降。

### 2. 控制转移支付水平

我们考虑财政转移支付对地方财政压力的调节效应。在所得税分享改革之后,中央通过转移支付的方式缓解地方财政压力(尤其是对西部地区)。如果不考虑转移支付,可能会高估欠发达地区的财政压力、低估发达地区的财政压力。我们担心财政转移支付情况会显著影响地方财政压力对投资多样性的效应,因此表5是在控制转移支付状况后再次进行检验。由于地市级财政转移支付具体数值自2009年后无法公开获得,本文将样本城市划分为转移支付的净流入地、净流出地、平衡地进行群组回归。结果见表5。

从表5的结果发现,即便考虑到财政转移支付的影响,获得转移支付的转移支付净流入地市,在受到财政压力冲击时,仍然增加了对房地产行业投资的比重。结论甚至暗示我们,转移支付净流入地存在将新增的财政转移支付用于房地产等基础设施投资的可能性。一般而言,转移支付净流入地多为西部地市,这一结果与分区域回归结果能够相互印证。

### 3. 控制市场化程度

考虑到中国的经济体制改革包含了市场化和财政分权的双重分权过程<sup>[24]</sup>。在税权上收的过程中,各地市场化进程也

可能影响地区房地产市场,进而影响社会投资结构。为了控制市场化程度对投资多样性的影响,我们根据1997—1999年各省市场化指数,将样本省划分为两个组:第一组包括福建、广东、河北、江苏、山东、浙江、海南、河南、湖北、湖南、辽宁、四川、安徽,这些地区的市场化指数高于全国平均水平。其他省份的市

表4 稳健性检验一:控制土地财政的相对规模

指标	(1)	(2)	(3)
	投资多样性	投资多样性	投资多样性
税收改革交乘项	0.047 ** (1.99)	0.047 ** (1.99)	0.048 ** (2.06)
税收改革 × 改革时间 × 人均GDP	-0.000 *** (-3.53)	-0.000 *** (-3.55)	-0.000 *** (-3.71)
人均GDP	-0.000 (-0.38)	-0.000 (-0.36)	-0.000 (-0.76)
土地出让金占财政支出比重	0.000 (1.15)		
土地出让金占财政收入比重		0.000 ** (2.13)	
人均土地出让金			0.000 (0.90)
常数	0.023 (1.63)	0.023 (1.64)	0.021 (1.48)
时间	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制
R <sup>2</sup> 值	0.077	0.078	0.078
F 值	5.789	6.220	5.814
观测值	3644	3643	3644

表5 稳健性检验二:控制转移支付水平

指标	(1)流出地	(2)平衡地	(3)流入地
	税收改革交乘项	0.043 (0.93)	-0.025 (-0.98)
税收改革 × 改革时间 × 人均GDP	-0.000 *** (-4.46)	0.000 (1.34)	-0.000 (-0.80)
人均GDP	0.000 (0.14)	-0.000 ** (-2.26)	-0.000 (-0.20)
常数	0.038 * (1.67)	0.063 *** (3.36)	0.010 (1.53)
其他变量	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制
R <sup>2</sup> 值	0.215	0.085	0.064
F 值	7.372	6.679	2.947
观测值	1360	1813	1011

表6 稳健性检验三:控制市场化程度

指标	市场化程度较高	市场化程度较低
	税收改革交乘项	0.043 ** (2.00)
税收改革 × 改革时间 × 人均GDP	-0.000 *** (-4.32)	-0.000 (-0.13)
人均GDP	-0.000 (-0.03)	-0.000 (-1.12)
常数	0.022 (1.35)	0.007 (0.63)
其他变量	控制	控制
时间	控制	控制
地区	控制	控制
R <sup>2</sup> 值	0.128	0.054
F 值	7.379	2.890
观测值	2780	1596



场化程度处于较低水平,划分为第二组。分组回归的结果见表6。

回归结果显示,一方面,无论是市场化程度较高地区还是市场化程度较低的地区,在受到财政压力冲击时,都会显著提高房地产投资比重,降低投资多样性;另一方面,从影响程度来看,市场化程度较低的地区在应对财政压力增加的冲击时,投资多样性降低的程度更多。这说明,市场化程度是影响地区经济发展的核心要素,它一定程度上能够抑制为增长而牺牲发展质量的地方政府行为。

#### 4. 控制其他宏观发展战略

政府在实施2002年所得税分享改革的同时,对社会其他方面也进行了改革。一方面,2003年至2005年,国务院相继提出振兴东北老工业基地和中部崛起战略,增加了给东北地区和中部地区财政补贴以及财政转移支付等优惠政策,这无疑会减少这些地区的财政压力。因此本文删除中、东北地区九个省的数据之后,使用剩余样本再次进行回归(结果见表7列1)。另一方面,2005年我国政府开始对房地产进行宏观调控,导致全国土地收入在2005年增长率为负。为检验基础回归的结果是否受到2005年房地产市场宏观调控等非可观测因素的系统性影响,我们将样本缩短至1997—2005年进行回归(结果见表7列2)。

结论显示,无论是删除中、东北地区地市样本,还是缩短样本的时间段,所得税改革交乘项都显著为正,说明对所得税依赖程度越大的地市在改革后房地产投资占比上升越快,并且这一效应具有稳健的地区差异性。当我们使用1997—2005年的样本进行回归后,交乘项的系数变大,表明2005年以后的其他宏观冲击非可观测的系统性因素确实对基础回归的结果产生了影响,这与2005年中国开始实施房地产市场调控也是密切相关的。

#### (三) 机制检验

上述结论已经表明,所得税分享改革所形成的地方财政压力确实会影响投资多样性,且这种效应存在显著的地区差异性。那么,财政压力对地方投资结构影响的传导机制是什么?本文拟验证以下机制。

根据新财政集权主义,所得税压力大的地区为缓解财政压力会偏向于发展包括房地产行业在内的营业税相关的行业。地方政府为了鼓励这类高税行业的发展,会引导社会增加对该行业的投资而使得投资多样性下降。与此同时,由于房地产、建筑业营业税在营业税中贡献较大,如果财政压力推动了房地产业的发展、造成投资多样性下降,那么营业税收入相对规模可能会上升。

当然,由于制造业自身在产生较稳定持续的增值税收入的同时还将带来对其他产业产生“溢出效应”,地方制造业的发展仍可带来较大的税收增收空间。因此,地方政府仍然有发展以增值税为税源(如制造业)产业的动力,但由于地方政府只占有增值税收入的25%,这种发展激励不如营业税显著。

如果上述推断成立,增值税收入相对规模可能低于营业税收入相对规模。我们构造了一个营业税、增值税相对规模指标。具体来说,我们使用营业税收入除以增值税收入,这一指标越大,则营业税相对规模越大,反之,则增值税相对规模越大。同时,为了使回归结果具有稳健性,我们构造了另一个指标,即(营业税收入-增值税收入)/营业税收入。这一指标的系数越大,则地方越偏向于促进地方高税行业的发展。考虑到财政压力对税收相对结构的影响可能具有滞后性,因此我们在模型中增加了税收改革交乘项的滞后一期。结果见表8。

回归结果列(1)和列(2)显示,当我们使用(营业税收入/增值税收入)为被解释变量时,无论是

表7 稳健性检验四:其他检验

指标	删除中部省份和东北部省份	缩小时间段
税收改革交乘项	0.048 ** (2.01)	0.061 *** (2.71)
税收改革 × 改革时间 × 人均GDP	-0.000 *** (-4.28)	-0.000 *** (-3.94)
人均GDP	-0.000 (-0.36)	-0.000 (-1.11)
常数	0.018 * (1.75)	0.015 ** (2.35)
其他变量	控制	控制
时间	控制	控制
地区	控制	控制
R <sup>2</sup> 值	0.123	0.116
F 值	5.361	7.002
观测值	2580	2448

使用税权改革当期交乘项还是税权改革滞后一期交乘项,估计系数都是显著为正的,说明受到财政压力冲击较大的地区营业税收入相对规模扩大也更快,地方政府有引导地支持地方高税行业(包含房地产业)的发展,增加地方财政收入和降低财政压力。此外,这一影响机制不存在地区异质性(税权改革交乘项与人均GDP的三重差分不显著)。列(3)和列(4)显示,当我们使用(营

表8 传导机制检验

指标	(1)	(2)	(3)	(4)
	营/增	营/增	(营-增)/营	(营-增)/营
税权改革交乘项	1.196 <sup>*</sup> (1.91)		1.049 <sup>***</sup> (2.90)	
税权改革×改革时间×人均GDP	-0.000 (-0.47)		-0.000 (-0.21)	
税权改革交乘项滞后项		1.497 <sup>**</sup> (2.14)		1.139 <sup>***</sup> (3.02)
税权改革交乘项滞后项×人均GDP		-0.000 (-0.73)		-0.000 (-0.72)
人均GDP	0.000 (1.29)	0.000 (1.27)	0.000 <sup>**</sup> (2.03)	0.000 <sup>**</sup> (2.28)
其他变量	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制
常数	1.283 <sup>***</sup> (2.60)	1.273 <sup>**</sup> (2.56)	0.023 (0.10)	0.029 (0.13)
R <sup>2</sup> 值	0.213	0.214	0.100	0.102
F值	25.47	25.48	25.09	24.90
观测值	3542	3542	3542	3542

业税收入-增值税收入)/营业税收入作为被解释变量时,我们的传导机制仍然是显著成立的。

## 六、结论与启示

本文基于所得税收入分享改革的政策实验,研究了地方财政压力对投资多样性的影响及其传导机制,通过使用中国地市一级的面板数据进行实证检验发现:地方政府为缓解财政压力会注重培养营业税等地方税源、侧重发展地方高税行业、引导社会形成集中于房地产行业的投资结构,这一投资扭曲效应在经济欠发达地区更加显著。

投资过度集中于房地产行业不仅会导致房地产开发投资过热、降低经济发展多样性,而且可能加剧宏观经济波动,不利于产业结构转型和经济质量的提高。鉴于税收收入分成的纵向安排对地方投资结构的显著影响,我们可从以下几个方面优化社会投资结构。

首先,由于地方政府财权与事权不匹配造成的财力缺口会显著降低地方投资结构的多元性,中央政府应适当调整纵向政府间关系,提高地方财权与事权的匹配度。其中,在当前中国已经完成“营改增”税收改革后,重构地方性主体税种,使地方财政拥有持续稳定的收入来源,这对于增加地方投资多元性有重要意义。其次,鉴于经济欠发达地区应对财政压力时更倾向于依赖房地产行业投资,中央政府可进一步完善政府间财政转移支付制度,提高一般性财政转移支付在总财政转移支付中所占的比重,加大对欠发达地区的转移支付比重,防范经济欠发达地区由于财政压力而过于依赖单一化投资结构的风险。再次,地方政府实施产业扶持政策时,应当结合地区实际经济特征,发展地方具有比较优势的产业,合理引导社会投资,控制房地产行业投资的速度和规模,逐步摆脱对土地财政的依赖。最后,根据十九大的要求,政府应进一步完善货币政策和宏观审慎制度双支柱框架,加强对房地产信贷的逆周期调节,坚持分类调控,因城、因地施策,支持和引导投资向实体经济倾斜,防范房地产泡沫,构建房地产调控的长效机制。

### 参考文献:

- [1] 胡少维. 优化投资结构,促进固定资产投资健康平稳增长[C]. 投资建设三十年回顾——投资专业论文集(4), 2008:10.
- [2] 胡永平,祝接金. 我国固定资产投资结构分析[J]. 经济问题探索,2003(2):35-38.

- [3] 李畅, 谢家智, 吴超. 房地产投资与制造业: 促进效应还是挤出效应——基于非参数逐点回归的实证分析[J]. 金融经济研究, 2013(5): 39-48.
- [4] 酆水清, 王媛, 田传浩. 土地财政对经济增长贡献的地区差异分析[J]. 科学经济社会, 2014(3): 56-63.
- [5] 张中华. 论产业结构、投资结构与需求结构[J]. 财贸经济, 2000(1): 13-17.
- [6] 王胜, 卢盛荣. 供给、需求和外部冲击——中国房地产业发展驱动因素的实证分析[J]. 中国土地科学, 2008(8): 11-17.
- [7] 梁云芳, 高铁梅, 贺书平. 房地产市场与国民经济协调发展的实证分析[J]. 中国社会科学, 2006(3): 74-84.
- [8] 司增焯. 我国固定资产投资结构实证研究[J]. 统计与决策, 2005(24): 73-75.
- [9] 吕冰洋, 毛捷, 吕寅哈. 房地产市场中的政府激励机制: 问题与改革[J]. 财贸经济, 2013(7): 126-137.
- [10] 张双长, 李稻葵. “二次房改”的财政基础分析——基于土地财政与房地产价格关系的视角[J]. 财政研究, 2010(7): 5-11.
- [11] 张岑遥. 城市房地产价格中的地方政府因素: 成因、机制和效应[J]. 中央财经大学学报, 2005(10): 65-69.
- [12] 陈抗, HILLMAN A L, 顾清扬. 财政集权与地方政府行为——从援助之手到攫取之手[J]. 经济学(季刊), 2002(1): 111-130.
- [13] 沈伟. 试析中国税权划分对经济增长的影响[J]. 税务研究, 2008(10): 49-51.
- [14] 陶然, 陆曦, 苏福兵, 等. 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[J]. 经济研究, 2009(7): 21-33.
- [15] 方红生, 张军. 财政集权的激励效应再评估: 攫取之手还是援助之手[J]. 管理世界, 2014(2): 21-31.
- [16] 单新萍, 卢洪友. 税收分权与经济增长——基于省际面板数据的实证分析[J]. 当代财经, 2011(5): 41-47.
- [17] 袁飞, 陶然, 徐志刚, 等. 财政集权过程中的转移支付和财政供养人口规模膨胀[J]. 经济研究, 2008(5): 70-80.
- [18] 张学博. 分税制、土地财政与官员晋升锦标赛[J]. 科学社会主义, 2014(5): 135-139.
- [19] 陈志勇, 陈莉莉. 财政体制变迁与“土地财政”产业结构调整[J]. 财政研究, 2011(11): 7-11.
- [20] 张军, 高远, 傅勇, 张弘. 中国为什么拥有了良好的基础设施? [J]. 经济研究, 2007(3): 4-19.
- [21] 周光亮. 财政分权、地方政府投资和产业结构调整——来自中国的经验[J]. 经济问题, 2012(1): 24-26.
- [22] 王文春, 荣昭. 房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究[J]. 经济学(季刊), 2014(2): 465-490.
- [23] 王斌, 高波. 土地财政、晋升激励与房价棘轮效应的实证分析[J]. 南京社会科学, 2011(5): 28-34.
- [24] 周业安, 章泉. 财政分权、经济增长和波动[J]. 管理世界, 2008(3): 6-15+186.

[责任编辑: 杨志辉]

## Local Fiscal Pressure and Investment Diversity: A Study Based on Income Tax Sharing Reform

CHEN Sixia, ZHANG Lingyi

(School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430000, China)

**Abstract:** With the data of prefecture-level cities from 1997 to 2012, the paper tests the impact of local fiscal pressure on investment diversity and the related transmission mechanism by constructing an intensified DID model based on the Income Tax Sharing Reform. The results show that local fiscal pressure has a significantly negative effect on investment diversity. With the constraint of fiscal budget, local governments are more likely to increase investment on the real estate industry. However, the effect of local fiscal pressure on investment structure demonstrates heterogeneity among different regions. Developing regions are more responsive to local fiscal pressure by investing more on the real estate industry. Whereas, the developed regions are inclined to diversify the investment and hence enlarge the tax base in order to relieve fiscal pressure. A further step to optimize the tax sharing system as well as initiate new local taxes are effective to relieve fiscal pressure, and in return, change the real estate industry-based investment structure.

**Key Words:** local fiscal pressure; investment diversification; income tax sharing reform; intensified DID model; fiscal and tax reform; tax decentralization