

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2021.06.001

经济转型视域下的地方政府投资与资源错配

——环境规制的门槛效应及国企依赖度的调节效应

庞明川^a, 宁赋宪^b

(东北财经大学 a. 经济与社会发展研究院; b. 投资工程管理学院, 辽宁 大连 116025)

摘要: 地方政府投资既是对资源的直接配置, 也会通过改变公共服务供给的结构和分布来影响资源的流动与配置。在粗放型经济增长方式下的高速增长阶段, 地方政府在“GDP增长竞争”中有过度投资的倾向, 并偏向于实现短期内更快的经济增长而忽视资源配置效率的提高; 同时, 在城市化的快速推进和经济增长极的培育过程中, 地方政府投资会加剧公共服务非均等化, 并可能通过“虹吸效应”促使资源在大城市、发达地区及重点领域过度聚集, 进而加剧地区资源错配。在集约型经济增长方式下的高质量发展阶段, 地方政府投资转向适度, 并注重效率提升和公共服务均等化, 将有利于减轻资源错配。采用2007—2019年中国29个样本地区数据的分析表明: 总体上看, 地方政府投资强度(人均地方政府投资)增加在一定程度上加剧了地区资源错配, 且地区经济对国有企业的依赖度越高, 该负面影响越大; 当环境规制强度过低和过高时地方政府投资强度增加都会加剧资源错配, 而在适度的环境规制强度下地方政府投资强度增加可以减轻资源错配, 表明从高速增长向高质量发展的经济转型有利于地方政府投资对资源错配的改善, 但跨越发展阶段的过激转型政策也不利于资源配置优化和经济高质量发展; 在资源配置过度时地方政府投资强度增加会加剧资源错配, 而在资源配置不足时会减轻资源错配; 在东部地区和西部地区地方政府投资强度增加会加剧资源错配, 而在中部地区会减轻资源错配。在发展方式转变和经济转型过程中, 要进一步深化政府投资体制改革和要素市场化配置改革, 促进公共服务均等化, 提高资源流动和配置效率; 全面深化国有企业改革, 提升国有企业生产效率和资源配置能力; 适度提高环境规制强度, 促进地区资源配置优化和经济高质量发展。

关键词: 地方政府投资; 资源错配; 资本错配; 劳动力错配; 要素错配; 经济转型; 环境规制
中图分类号: F120.3; F812.45 **文献标志码:** A **文章编号:** 1674-8131(2021)06-0001-17

* 收稿日期: 2021-08-12; 修回日期: 2021-10-02

基金项目: 部省共建长期合作研究项目“完善财政宏观调控推动结构性改革政策研究”(12118007)

作者简介: 庞明川(1963), 男, 四川西充人; 研究员, 博士, 博士生导师, 主要从事宏观经济理论和对外直接投资研究; E-mail: pmc2004@dufe.edu.cn。宁赋宪(1991), 男, 河北邢台人; 博士研究生, 主要从事政府投资理论论研究; E-mail: nfx2018@126.com

一、引言

改革开放以后,中国经济总量持续高速增长,创造出举世瞩目的发展奇迹,其中地方政府投资在刺激经济增长方面发挥了重要作用。但是在分权激励下的地方竞争中,地方政府往往更偏向于选择粗放型经济增长方式,忽略要素配置的有效性和市场化以及经济增长的环境代价,进而在一定程度上造成产能过剩、产业结构趋同、生产效率低下等资源错配现象,而资源错配又会进一步加剧生产效率较低、环境污染较大等问题。可见,非市场化因素导致的结构性资源错配及其衍生问题已经成为阻碍中国经济高质量发展的一大掣肘。2020年3月20日,《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》中指出,要“清理废除妨碍统一市场和公平竞争的各种规定和做法,进一步减少政府对要素的直接配置。”《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》也明确提出,要“破除制约要素合理流动的堵点,矫正资源要素失衡错配,从源头上畅通国民经济循环。”作为政府部门对资源要素进行直接配置的重要渠道之一,地方政府投资与地区资源错配的关系需要进一步厘清。

资源错配是相对资源有效配置而言的,如果资源可以自由流动并实现投入产出的“帕累托最优”,那么就实现了资源的有效配置,资源错配则是偏离了这种理想状态。Hsieh 和 Klenow (2009)认为,由于存在扭曲性楔子(Wedge),生产要素价格发生扭曲将导致资源错配^[1]。现有文献通常将资源错配的影响因素划分为两类:一是内生性因素,比如市场机制不健全导致的要素摩擦、要素流动成本、不完全竞争等(张建华等,2015;戴小勇,2018)^[2-3]。二是外生性因素,比如政府干预形成的地方保护、进入壁垒等。其中,政府干预对资源配置的影响是多方面的,包括政策实施和直接的经济行为。一方面,地方政府可以通过产业、财政、金融等政策使得不同的微观经济主体面临不同的发展环境和融资约束,进而带来资源错配(李欣泽等,2018)^[4];政府部门还可以通过核发营业执照、原材料管制等行政管理方式对某些行业设置进入壁垒,制约要素资源在不同市场上自由流动,进而带来资源错配(胡本田等,2020;王曙光等,2021)^[5-6]。另一方面,政府本身也拥有一定的资金(主要是财政收入),进而可以通过投资来影响资源配置。直接研究地方政府投资与资源错配关系的文献不多。部分学者认为政治晋升和财政利益激励等容易诱导地方政府的过度投资和财政竞争,并将进一步加剧资源错配(周黎安,2007;张卫国等,2011;宋美喆,2021)^[7-9]。也有学者认为地方政府对纯公共物品或准公共物品的投资有利于区域间经济联系,降低了要素流动成本(马光荣等,2020)^[10]。

虽然已有文献对地方政府投资与资源错配的关系进行了有益探讨,但是相关研究主要从理论层面进行分析,缺乏实证检验,关于地方政府投资影响资源错配的方向及作用机制的研究也不够深入。本文认为,地方政府投资对地区资源配置状况的影响主要在于两个方面:一方面,地方政府投资本身就是一种资源配置行为,如果其配置效率不高,比如生产要素被过多地配置到低生产率水平的经济主体中,将直接产生资源错配,进而降低地区资源的整体配置效率。另一方面,地方政府投资主要集中在公共服务和产品部门,如果其存在明显的区域和领域偏向性,比如更多地投资到城市和交通设施建设,则会导致公共服务的非均等化,而公共服务状况是影响资源流动和配置的重要因素,因而地方政府投资可能通过改变公共服务供给的结构和分布来影响资源的流动方向和配置效率。总体来看,地方政府投资既可能通过纠正市场失灵、引导产业转型升级来减轻资源错配,也可能由于“投资涌潮”或激进投资而加剧资源错配。因此,在不同的情形下,地方政府投资可能有不同的资源错配效应,其中经济发展方式是决定性因素之一。

当前,中国正在积极转变经济发展方式,已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。在从粗放型经济增长向集约型经济增长的转型过程中,促进资源节约与环境保护是重点领域,中央政府愈加重视环境保

护和环境治理工作, 地方政府的政绩考核也由“唯 GDP 政绩观”发展为包含环境治理指标的“多元政绩观”。那么, 这种转变会对地方政府投资的资源错配效应产生怎样的影响, 是需要进一步研究的重要课题。同时, 国有企业在国民经济发展中占据主体地位, 地方政府与国有企业间的利益关联是否会影响到地方政府投资的资源错配效应也是值得深入探讨的问题。有鉴于此, 本文在已有研究的基础上, 从经济转型的角度进一步探究地方政府投资影响资源错配的理论机制以及国企依赖度和环境规制在其中的作用, 并采用 2007—2019 年中国 29 个样本地区的数据进行实证检验。

本文的边际贡献主要在于: 第一, 较为系统地分析地方政府投资影响资源错配的机制与效果, 并进行实证检验; 第二, 基于地方政府与国有企业的利益关联, 分析地区经济对国有企业依赖程度对地方政府投资的资源错配效应的影响, 并进行调节效应检验; 第三, 基于经济发展方式的转变, 从经济转型视角分析环境规制强度变化对地方政府投资的资源错配效应的影响, 并进行门槛效应检验。上述研究, 不但可以丰富和拓展地方政府投资与资源错配关系的研究, 并为进一步的研究提供理论参考、思路启发和方法借鉴, 还可以为全面深化要素市场化配置改革和国有企业改革以及在“碳达峰、碳中和”背景下的环境规制政策优化提供有益启示, 进而促进地区要素资源配置效率的提高和经济高质量发展。

二、理论分析与研究假说

1. 粗放型经济增长方式下地方政府投资的资源错配效应及国企依赖度的调节效应

从中国的实际情况来看, 在传统的粗放型经济增长方式下, “GDP 增长竞争”可能带来地方政府的过度投资, 进而加剧资源错配程度。在以 GDP 增长为核心的地方政府绩效考核和地方官员晋升激励下, 各地通常会制定较高的经济增长目标并采取一定经济干预措施确保目标的实现, 以期在“GDP 增长竞争”中获胜(吴非等, 2021)^[11]。因此, 作为拉动地区经济增长的有效手段之一, 地方政府投资往往被过度使用(朱金鹤等, 2021)^[12]。刺激 GDP 增长的投资冲动会促使地方政府产生“财政机会主义”思想, 为争夺有限的生产资源, 一些投资额度大、短期见效快的项目成为各地政府投资的重点对象, 导致产能过剩和重复建设现象普遍存在。为保持较高的 GDP 增速, 地方政府不但倾向于投资资源密集型、劳动密集型领域, 而且还会对其采取一定保护措施, 大量资本、劳动力等要素在低生产率领域聚集, 造成价值链低端锁定, 也导致要素资源难以通过市场机制有序退出和再配置, 并可能使高生产率企业和产业因要素投入不足而难以扩大规模和进一步发展。因此, 在这种情况下, 地方政府投资的增加可能加剧重复建设、产能过剩以及“僵尸企业”等现象, 进而提高资本、劳动力等要素资源的错配程度。

同时, 在经济赶超和快速城市化的发展阶段, 地方政府投资的偏向性将导致公共服务的非均等化, 进而通过“虹吸效应”加剧资源错配。在快速城镇化进程中, 地方政府更倾向于投资大城市建设。大城市依靠雄厚的财政实力不断扩大投资规模, 提升当地基础设施和公共物品的供给结构和能力; 同时, 大城市优质的投资环境、教育和医疗服务、就业机会等不断吸引周边地区的资本、劳动力等生产要素进入, 并进一步提高城市竞争力。城市利用“虹吸效应”吸入周边地区生产要素后, 不仅在其内部可能造成资源冗余, 资本与劳动力的不匹配还会导致部分生产要素难以发挥应有的边际效用, 形成资源配置过度, 同时也使得周边地区因要素资源配置不足而发展受阻, 并形成恶性循环, 进一步加剧经济发展的不平衡。此外, 地方政府的投资规模往往是与其经济发展水平正相关性的, 这使得大城市的地方政府投资总量更大, 新增投资衍生出的就业吸引力、资本聚集效应更强, 进一步导致要素资源过度向大城市流动, 加剧了大城市与小城市之间的资源错配。同时, 在各地争相培育经济增长极和地区主导产业的过程中, 地方投资也会产出类似的资源错配效应, 导致资源要素可能在发达地区和重点领域过度聚集。如果没有外部干预, 这会使得经济发展呈现“强者恒强, 弱者恒弱”的局面, 并造成区域间资源错配(李建华等,

2016)^[13]。

此外,地区经济增长更多地依赖国有企业可能会增强地方政府投资的资源错配效应。首先,分税制改革削弱了地方政府财权,使得预算内财政收入结构发生重大调整,国有资本经营收入成为地方财政收入的重要组成部分。因此,国有及国有控股企业产值占 GDP 比重越高的地区,其国有资本经营收入对当地经济增长和财政收入的贡献往往越大,地方财政为政府投资提供资金的能力也越强,此时地方政府投资更易进入投资短视误区,放大“GDP 增长竞争”的作用,并进一步加剧资源错配。其次,地方政府投资的项目往往更多地由国有企业承建,有政府信用背书的国有企业更易获得信贷支持,且相较于民营企业资金成本更低,这不但会导致要素价格扭曲,还可能产生国有部门对民营部门的“信贷侵占”,使得要素资源过度配置于国有企业,加剧资源错配。最后,相比民营企业,国有企业中的产能过剩和效率较低现象较为突出(张璇等,2019)^[14],在地区经济发展对国有企业依赖程度较高的地区,地方政府更可能向低效率的国有企业乃至“僵尸企业”输血,部分低效率国有企业难以有序退出市场将会侵占高效率企业的发展空间。

基于上述分析,本文提出研究假说 H1:在粗放型经济增长方式下的高速增长阶段,地方政府投资规模增加会加剧资源错配程度;同时,地区经济增长对国有企业的依赖程度越高,地方政府投资的资源错配效应越大。

2. 经济转型的效果:环境规制的门槛效应

更加重视资源环境问题,促进可持续发展是经济发展方式转变的主要表现之一。一方面,环境规制的加强本身有利于降低资源错配程度(童健等,2016;韩超等,2017)^[15-16];另一方面,将环境绩效纳入地方政府考核后也会改变地方政府的财政支出行为,进而提升资源要素配置效率(余泳泽等,2020)^[17]。因此,环境规制强度的变化在一定程度上反映了经济转型的进程。基于此,本文选择从环境规制角度来分析经济增长方式从粗放型向集约型转变对地方政府投资的资源错配效应所产生的影响。

环境规制的强度差异可能导致地方政府投资与资源错配呈现非线性关系。在粗放型经济增长方式下,环境规制处于较低水平,政绩考核通常以 GDP 增长为核心,在地区环境治理上也往往是处于“强标准、弱监管”状态。因此,地方政府为取得更好政绩会更加关注以 GDP 增长为核心的“经济绩效”,施政重点在于发展经济并提高就业,加上受到的环境约束较小,地方政府主导的投资会更多地流向资源密集型和劳动密集型领域以实现短期的经济快速增长和就业增加,而要素资源在低端领域聚集还可能导致高端领域的要素投入不足。因此,环境规制较弱时,地方政府投资增加会加剧地区资源错配程度。

当环境规制处在适当水平时,政绩考核方式得以转换,环境治理成为重要的考核内容,经济增长方式也随之向集约型转变。地方政府不再只关注“经济绩效”,而是“经济绩效”与“环境绩效”“资源绩效”等并重,单纯的“为增长而竞争”也转为“为增长而竞争+为环境而竞争+为效率而竞争”等多维竞争(吴非等,2021)^[11]。因此,地方政府愈加重视绿色投入和长期投资效益,地方政府投资的重点也由资源密集型、劳动密集型领域转向知识密集型和技术密集型领域,并依靠创新补偿效应冲抵遵循成本(贯君等,2021)^[18],从而带动辖区内产业转型升级,并改善资源配置状况。因此,环境规制适度时,地方政府投资增加会减弱地区资源错配程度。

然而,经济发展是一个循序渐进的过程,发展阶段和发展方式的转变也需要稳步推进,过于激进的转型政策也会损害经济效率。当环境规制强度高于合理范围时,尤其是在命令型环境规制工具的严格限制下,地方政府为满足环境治理要求会加大污染治理及环境改善投资,投入大量人力、物力去解决环境问题。地方政府主导的投资过多地偏移到污染治理领域,一方面可能挤占高效率企业的要素投入,另一方面可能导致要素价格扭曲并偏离正常的市场化水平,从而加剧资源错配。因此,过高的环境规制强

度会导致地方政府投资过多地流向污染治理和环境改进领域, 而过度的环境治理投资也可能带来资源错配。

综上所述, 在过高或过低的环境规制强度下, 地方政府投资增加都会加剧资源错程度, 而环境规制处于合理水平时, 地方政府投资增加会降低资源错配程度。据此, 本文提出研究假说 H2: 地方政府投资增加对资源错配的影响存在环境规制的门槛效应, 仅在环境规制处于适度水平时才能降低资源错配程度。

三、模型设定与变量测度

1. 计量模型设定

考虑到“资源错配”变量具有动态性和延续性, 本文采用加入“资源错配”变量滞后一期的动态面板模型进行实证检验, 采用该模型不仅能揭示出“资源错配”变量自身动态变化的特征, 还可以在一定程度上克服由于内生性引致的估计偏误问题。为检验研究假说 H1 的前半部分, 本文设定基准动态面板模型 (1):

$$Disa_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Disa_{it-1} + \alpha_1 \ln INV_{it} + \alpha_2 \ln SOE_{it} + \alpha_3 \ln MAR_{it} + \alpha_4 \ln BEI_{it} + \alpha_5 \ln ASTR_{it} + \alpha_6 \ln PGDP_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别代表地区和年份, 被解释变量 $Disa$ 为“资源错配” (包括“资本错配”和“劳动力错配”), 核心解释变量 INV 为“人均地方政府投资” (反映地方政府投资强度), 变量 SOE 、 MAR 、 BEI 、 $ASTR$ 、 $PGDP$ 分别为“国企依赖度”“市场化程度”“营商环境”“产业协同集聚”“经济发展水平”; μ_i 为地区个体效应, λ_t 为时间效应, ε_{it} 为随机误差项。

本文通过引入“人均地方政府投资”与“国企依赖度”的交乘项来验证研究假说 H1 的后半部分。考虑到引入的交乘项变量与其他变量之间可能存在多重共线性, 参考宋马林和金培振 (2016) 的做法^[19], 采用去中心化的方式削弱交乘项与其他变量之间的多重共线性, 设定模型 (2):

$$Disa_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Disa_{it-1} + \alpha_1 \ln INV_{it} + \alpha_2 \ln SOE_{it} + \alpha_3 \ln INV_{it} \cdot \ln SOE_{it} + \alpha_4 \ln MAR_{it} + \alpha_5 \ln BEI_{it} + \alpha_6 \ln ASTR_{it} + \alpha_7 \ln PGDP_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

为验证研究假说 H2, 本文借鉴 Tsung-Wu (2006) 的做法^[20], 使用动态面板门槛模型 (3) 进行检验:

$$Disa_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Disa_{it-1} + \alpha_1 \ln INV_{it} \cdot I(\ln FER_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_2 \ln INV_{it} \cdot I(\ln FER_{it} > \gamma_1) + \alpha_3 \ln SOE_{it} + \alpha_4 \ln MAR_{it} + \alpha_5 \ln BEI_{it} + \alpha_6 \ln ASTR_{it} + \alpha_7 \ln PGDP_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型 (3) 是以“环境规制” (FER) 为门槛变量的单门槛模型, 多门槛模型可以在此基础上拓展得到。其中 γ 为门槛值, $I(\cdot)$ 为指示函数, α_1 和 α_2 分别为“人均地方政府投资”在门槛变量“环境规制”低于临界值和高于临界值时对“资源错配”的影响系数。

2. “资源错配”的测度

本文采用资源错配指数来衡量样本地区的资本和劳动力要素错配程度。参考陈永伟和胡伟民 (2011) 的方法^[21], 将资源错配分为“资本错配” ($Disa_{Ki}$) 和“劳动力错配” ($Disa_{Li}$):

$$Y_{Ki} = \frac{1}{1 + Disa_{Ki}}; Y_{Li} = \frac{1}{1 + Disa_{Li}}$$

其中, Y_{Ki} 和 Y_{Li} 为要素绝对扭曲系数, 但无法测得, 借鉴崔书会等 (2019) 的方法使用要素相对扭曲系数 \hat{Y}_{Ki} 和 \hat{Y}_{Li} 来代替^[22]:

$$\hat{Y}_{Ki} = \left(\frac{K_i}{K} \right) / \left(\frac{S_i \beta_{Ki}}{\beta_K} \right); \hat{Y}_{Li} = \left(\frac{L_i}{L} \right) / \left(\frac{S_i \beta_{Li}}{\beta_L} \right)$$

其中: K 代表资本要素, L 代表劳动力要素; $S_i=(y_i/Y)$, 为 i 地区产出占全部产出的份额; β 为要素产出弹性。以资本要素为例: $\beta_K = \sum_{i=1}^N S_i \beta_{Ki}$; K_i/K 为 i 地区资本量占总资本量的实际比例, $S_i \beta_{Ki}/\beta_K$ 为资本有效配置时 i 地区资本量占总资本量的理论比例,二者比值可以反映资本错配程度:若 \hat{Y}_{Ki} 大于 1,表示资本配置过度;反之,若 \hat{Y}_{Ki} 小于 1,表示资本配置不足。同理可得到劳动力要素的相对扭曲系数。

要计算资源错配指数首先需要估算各地区资本和劳动力要素产出弹性 β_{Ki} 和 β_{Li} 。本文借鉴潘雅茹和高红贵(2011)以及白俊红和刘宇英(2018)的做法^[23-24],采用索洛余值法计算要素产出弹性,计算方法如下:假设生产函数为规模报酬不变的 C-D 函数: $Y_{it}=AK_{it}^{\beta_{Ki}}L_{it}^{1-\beta_{Ki}}$ 。两边同时取对数,并且在模型中加入个体效应和时间效应: $\ln(Y_{it}/L_{it})=\ln A+\beta_{Ki}\ln(K_{it}/L_{it})+u_i+\lambda_t+\varepsilon_{it}$ 。其中,产出采用各地区的 GDP 来衡量,劳动力投入采用各地区平均就业人数衡量,资本投入采用各地区固定资本存量(采用永续盘存法计算)来衡量,折旧率设定为 10.96%(单豪杰,2008)^[25]。考虑到资本和劳动力产出弹性具有动态变化特征,本文使用最小二乘虚拟变量法(LSDV)对各地区要素产出弹性进行估计。

估计得到各地区的要素产出弹性后,便可以估算出各地区的资本错配指数(即“资本错配”变量)和劳动力错配指数(即“劳动力错配”变量)。当“资本错配”和“劳动力错配”为负数时,表示资本和劳动力要素配置过度;当“资本错配”和“劳动力错配”为正数时,表示资本和劳动力要素配置不足。为了使回归方向一致,参考钟军委(2021)的做法^[26],对资源错配指数取绝对值,数值越大表示要素错配越严重。

3. “人均地方政府投资”“国企依赖度”和“环境规制”的测度

在目前的官方统计数据中不存在地方政府投资这个指标,有关研究在测度该指标时一般将地方财政中特定项目支出总额作为代理变量,并采用逐项剔除法(张卫国等,2010)或逐项累加法(苑德宇,2014;孔令池,2020)进行测度^[27-29]。在参考上述文献做法并综合考虑数据可得性后,本文采用累加法测算样本地区的“人均地方政府投资”,即将财政支出部分项目加总作为地方政府投资额^①。同时,为消除地区经济规模的影响,用人均地方政府投资额(地方政府投资额与常住人口的比值)来测度核心解释变量“人均地方政府投资”。

由前文分析可知,地方政府对国有企业的经济依赖可能会加剧地方政府投资的资源错配效应。本文采用样本地区规模以上国有及国有控股工业企业增加值占 GDP 的比重来测度调节变量“国企依赖度”。

对于“环境规制”的度量,目前主要有环境污染治理投入、污染物排放量、污染物去除率等几种方法。考虑到数据的可得性以及指标设计的合理性,并借鉴沈能和刘凤朝(2012)的方法^[30],本文通过构建环境规制评价指数来测度门槛变量“环境规制”: $FER_{it}=\frac{pol_{it}}{val_{it}}/ind_{it}$ 。考虑到各地区的污染治理投资具有明显的时间趋势,率先完成污染治理的地区在后续年份可能会减少污染治理投资,因此选用累计值进行计算: pol 为地区累计工业污染治理投资完成额, val 为地区累计工业增加值, ind 为地区工业增加值占 GDP 的比重。“环境规制”的值越大,表示环境规制强度越大。

4. 控制变量选择与测度

为了对影响资源错配的主要因素进行控制并减轻遗漏变量带来的估计偏误,本文在借鉴相关研究的基础上选取如下控制变量:

^① 由于 2007 年中国实施了新的财政收支分类项目改革,考虑到数据的连贯性,本文使用改革后的财政支出项目分类,将一般公共服务、城乡社区事务、节能环保、农林水事务、交通运输、资源勘探、灾后重建共 7 项财政支出项目的合计额作为地方政府投资额的代理变量。

(1)“市场化程度”(MAR)。市场化程度可以在一定程度上反映资本要素和劳动力要素在市场机制下的流动水平,对于资源配置状况具有重要影响。本文采用由王小鲁、樊纲等人编制的《中国市场化指数数据库》中样本地区的市场化指数来测度“市场化程度”,但是该数据库只有1997—2016年的数据,借鉴马连福等(2015)的做法^[31],使用历年平均增长率推算得到缺失数据。

(2)“营商环境”(BEI)。邹薇和雷浩(2021)认为营商环境的改善可以通过降低企业负担改善资源错配^[32]。本文借鉴段龙龙和王林梅(2021)的研究^[33],通过构建包括市场环境、税收环境、政策环境、生态环境以及基础设施环境五个维度的指标体系,采用市场化指数、企业税负率、政府公正与服务效率指数、人均建成区绿化面积以及万人公路总里程作为替代变量,并采用平均加权法计算得到各样本地区的综合营商环境指数,以此来测度“营商环境”。由于缺少2018和2019年的数据,采用历年平均增长率推算得到缺失数据。

(3)“产业协同集聚”(ASTR)。产业集聚可以通过金融专业化分工改善资本错配,也可以通过前后向关联效应改善劳动力错配(崔书会等,2019)^[22]。本文借鉴陈建军等(2016)、伍先福(2019)的方法计算产业协同集聚指数^[34-35],具体计算公式为: $ASTR = 1 - \frac{|S_{ij} - S_{im}|}{(S_{ij} + S_{im})}$ 。其中, S_{ij} 为*i*地区*j*产业的区位熵, S_{im} 为*i*地区*m*产业的区位熵,进而可以计算各地区任意两个产业间(产业*j*和产业*m*)的产业协同集聚水平。为计算简便,本文采用制造业和生产性服务业两个产业来计算地区产业协同集聚水平。理论上讲,产业协同集聚水平的提升有助于改善资源配置效率,进而减轻资源错配。

(4)“经济发展水平”(PGDP)。当地区经济发展水平较高时,企业生产和销售活动相对活跃,资本和劳动力要素配置的可选择空间较大,要素在不同区域和产业间的自由流动也较多,因而资源错配的程度可能相对较小。本文使用人均GDP来衡量样本地区的经济发展水平。

5. 样本选择与数据来源

本文以中国大陆(不包括港澳台地区)的省级区域为研究样本。由于西藏自治区部分年份数据缺失严重,予以剔除;在测算“营商环境”指标时无法获得重庆市的有效数据,综合考虑后将重庆市整体归入四川省合并计算;最终整理得到2007—2019年29个样本地区的面板数据。相关数据主要来源于相应年度的《中国统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国环境年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国分省企业经营环境指数报告》以及WIND数据库,部分缺失数据使用历年平均增长率推算得到。所有价值变量均利用相应价格指数进行折算:与投资相关的数据利用固定资产投资价格指数进行折算,GDP数据利用GDP平减指数折算。同时,为使各变量处于同一量级并减少异方差影响,对相关变量进行取对数处理。主要变量的描述性统计结果如表1所示。

这里以2019年的资源错配指数(见表2,未取绝对值)为例,对样本地区的资源错配情况进行简要分析。资本错配在中西部地区比较严重,例如:新疆、青海、云南等地区属于资本配置过度,而四川、贵州、黑龙江、内蒙古等地区则属于资本配置不足。东部地区由于市场化程度相对较高,营商环境相对较好,资本流动相对畅通,资本错配程度也相对较轻。区域间资本流动主要受两方面力量影响:一方面,新古典分配理论认为,资本的“逐利性”使得其呈现出从欠发达地区向发达地区流动的特点;另一方面,资本流动会受到政府干预的影响,例如国家的区域发展战略和地方政府的产业发展政策等(庞明川,2013)^[36]。资本的区域配置既具有市场化流动的特点,又受到宏观政策的强势干预,因此存在一定程度的错配。劳动力错配方面,在青海、广西、云南等西部地区属于劳动力配置过度,北京、天津、江苏、浙江等东部地区属于劳动力配置不足。东部地区虽然在医疗、教育、就业机会等方面具有优势,也吸引了一大批中西部地区劳动力前来就业,但对劳动力的巨大需求使其劳动力要素依然出现短缺。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	变量含义	均值	标准差	最大值	最小值	观测值
<i>DisaK</i>	资本错配	0.402	0.226	2.342	0.004	377
<i>DisaL</i>	劳动力错配	0.623	0.370	2.351	0.037	377
$\ln INV$	人均地方政府投资	6.230	0.170	9.010	4.753	377
$\ln SOE$	国企依赖度	-1.897	0.063	-0.799	-2.526	377
$\ln FER$	环境规制	1.093	0.350	7.281	-6.283	377
$\ln MAR$	市场化程度	1.609	0.615	2.197	0.182	377
$\ln BEI$	营商环境	-0.792	0.325	-0.478	-1.143	377
$\ln ASTR$	产业协同集聚	0.283	0.126	0.405	-0.916	377
$\ln PGDP$	经济发展水平	9.641	0.311	11.205	8.011	377

表 2 2019 年样本地区的资源错配指数

地区	资本错配	劳动力错配	地区	资本错配	劳动力错配
安徽	1.312	1.469	吉林	-0.398	0.118
北京	-0.457	1.845	辽宁	0.883	1.845
福建	1.469	0.930	内蒙古	1.633	0.595
甘肃	-1.795	-1.927	宁夏	-0.251	-1.672
广东	0.954	0.596	青海	-1.618	-1.647
广西	-1.830	-1.729	山东	0.247	0.105
贵州	1.944	-0.127	上海	-0.211	1.655
海南	0.994	-0.126	陕西	-0.238	-0.232
河北	-0.342	-0.258	山西	0.534	0.588
黑龙江	1.693	1.733	四川	1.542	-0.188
河南	0.950	-1.587	天津	-0.424	1.841
湖北	0.463	-0.160	新疆	-1.780	2.102
湖南	-0.078	-0.136	云南	-1.767	-1.754
江苏	-0.384	0.506	浙江	-0.132	0.945
江西	0.342	-0.119			

注:负数表示配置过度,正数表示配置不足;数字绝对值越大则资源错配越严重。

四、实证结果分析

由于本文涉及的变量均为宏观经济变量,为避免模型出现伪回归,需要进行单位根检验。通过 LLC 检验和 ADF-Fisher 检验发现,所有变量在差分后满足一阶单整;为防止某些本不具有平稳性的变量在线性组合后存在长期均衡关系,需要对相关变量进行协整检验。本文根据 Pedroni 提出的协整检验统计方法进行面板协整检验,结果表明相关变量拒绝了不存在协整关系的原假设。因此,本文所选变量存在面板协整性关系,可以进行下面的实证分析。

1. 基准模型和调节效应检验结果

GMM 模型是估计动态面板数据的重要工具之一,主要有系统 GMM 和差分 GMM 两种估计方法。差分 GMM 估计的思想是对原模型进行一阶差分变换后将内生变量的滞后变量作为工具变量进行估计,虽然可以缓解内生性带来的估计偏误,但是在样本量有限条件下存在严重的弱工具变量问题,从而降低模型估计的准确性。因此,本文采用系统 GMM 两步法对所设定的动态计量模型进行估计,估计结果见表 3。“资本错配”和“劳动力错配”的滞后一期项的估计系数显著为正,说明资源错配确实具有时间上的累积性和持续性,构建动态面板模型是合理的。同时,模型也通过了序列相关检验和 Sargan 检验:AR(1) 检验的 P 值均小于 0.05,而 AR(2) 检验的 P 值均大于 0.1,说明残差序列存在一阶自相关但不存在二阶自相关;Sargan 检验对应的 P 值均大于 0.1,说明所有工具变量都是有效的。

表 3 基准模型估计和调节效应检验结果

变量	资本错配		劳动力错配	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
人均地方政府投资	2.290** (2.314)	1.807*** (4.220)	1.102*** (3.582)	1.255** (2.118)
国企依赖度	0.651** (2.241)	0.404* (1.739)	0.690* (1.801)	0.422** (2.300)
人均地方政府投资×国企依赖度		0.810** (2.240)		0.454*** (7.134)
市场化程度	-0.919 (-1.009)	-0.311*** (-4.228)	-0.607** (-2.241)	-0.237** (-2.448)
营商环境	-1.105*** (-6.411)	-1.913* (-1.830)	-1.361** (-2.330)	-0.842*** (-3.012)
产业协同集聚	-0.349*** (-4.425)	-0.105* (-1.799)	-0.131 (-1.420)	-0.052 (-1.109)
经济发展水平	-0.831** (-2.400)	-0.325*** (-6.742)	-0.252* (-1.772)	-0.270** (-2.240)
资本错配滞后一期	1.319** (2.396)	1.677* (1.771)		
劳动力错配滞后一期			2.305** (2.391)	2.711* (1.809)
常数项	2.051* (1.737)	1.250*** (5.832)	0.860 (1.125)	4.739* (1.790)
AR(1)	0.012	0.003	0.005	0.011
AR(2)	0.630	0.483	0.551	0.317
Sargan 检验	0.537	0.623	0.496	0.490

注:AR(1)、AR(2)和 Sargan 检验报告的 P 值,括号内数字为 t 值,*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著,下表同。

在表3的基准回归模型1和模型3中,“人均地方政府投资”的估计系数均显著为正,表明地方政府投资的增加会加剧资源错配,研究假说H1的前半部分得到验证。在“国企依赖度”的调节效应模型中(表3的模型2和模型4),“国企依赖度”和“地方政府投资×国企依赖度”的估计系数均显著为正,表明地区经济对国有企业依赖度的提高不但会加剧资源错配,还会强化地方政府投资的资源错配效应,研究假说H1的后半部分得到验证。

此外,控制变量的回归结果也基本符合理论预期:(1)“市场化程度”对“资本错配”和“劳动力错配”的估计系数均为负,且除了模型1外均显著,表明地区市场化水平的提高能够打破要素市场分割,加速劳动力和资本的流动并提高要素匹配度,从而减轻资源错配程度;(2)“营商环境”的估计系数均显著为负,表明地区营商环境的改善有利于要素的市场化流动,进而缓解资源错配;(3)“产业协同集聚”对“资本错配”的估计系数显著为负,对“劳动力错配”的估计系数为负但不显著,表明产业协同集聚可以形成空间溢出效应,通过整合产业链资源缓解资本错配,但对劳动力错配的影响不显著;(4)“经济发展水平”的估计系数均显著为负,表明经济发展水平的提高有利于减轻资源错配程度。

2. 稳健性检验

本文通过变换“人均地方政府投资”的测度方法以及更换估计方法来对回归结果进行稳健性检验(见表4)。具体而言,回归(1)采用“地方政府投资额与固定资产投资额的比值”来衡量“人均地方政府投资”;回归2采用“地方投融资平台每年发行的城投债数据并进行人均化处理”作为“人均地方政府投资”的代理变量(张路,2020)^[37];回归3采用系统GMM一步法进行模型估计。分析结果显示,核心解释变量的系数符号与基准模型分析结果保持一致,表明本文的研究结论具有稳健性。

表4 稳健性检验结果

变量	回归(1)		回归(2)		回归(3)	
	资本错配	劳动力错配	资本错配	劳动力错配	资本错配	劳动力错配
人均地方政府投资	1.282** (2.401)	2.144*** (7.492)	0.618* (1.810)	1.473* (1.750)	2.620*** (8.413)	1.583 (0.219)
国企依赖度	0.083 (0.231)	0.741* (1.723)	0.191*** (9.401)	0.420* (1.822)	0.528*** (5.103)	0.531** (2.370)
人均地方政府投资×国企依赖度	0.188* (1.770)	1.090** (2.312)	0.150** (2.280)	0.031** (2.390)	1.730*** (7.053)	1.092*** (5.240)
资本错配滞后一期	0.650*** (4.810)		1.370** (2.210)		1.858*** (7.010)	
劳动力错配滞后一期		1.670* (1.710)		1.308** (2.410)		1.372*** (6.490)
常数项	0.568** (2.355)	0.913*** (6.293)	0.441* (1.720)	0.092 (0.593)	1.217 (0.430)	0.650* (1.710)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
AR(1)	0.005	0.019	0.016	0.003	0.002	0.001
AR(2)	0.242	0.523	0.247	0.458	0.531	0.153
Sargan 检验	0.430	0.647	0.591	0.480	0.592	0.681

3. 环境规制的门槛效应检验

在进行门槛值估计前,需要消除动态面板门槛模型中存在的个体固定效应。传统的解决方法有组内变换和一阶差分两种,但由于本文模型中“资源错配”的滞后一期项与个体误差项的均值存在序列相关,使用组内变换法会导致估计结果不再有效,而使用一阶差分法可能会使得误差项存在负相关。综合考虑后,本文使用 Kremer 等(2013)提出的前向正交离差变换法来消除个体效应^[38],其核心思想是将样本值减去该样本值之后所有样本值的平均值,经此变换后就消除了误差项的序列相关问题。消除个体固定效应后,可将各变量按照门槛变量(“环境规制”)进行排序,并运用面板数据最小二乘法估计得到残差项平方和,选择使残差平方和最小的数值作为门槛值的估计值。检验结果显示(见表5),在资本错配模型和劳动力错配模型中,“环境规制”均存在显著的单一门槛和双重门槛,而三重门槛不显著。

表5 门槛值估计及显著性检验结果

模型	门槛类型	F 值	P 值	临界值			门槛值	95% 置信区间
				1%	5%	10%		
资本错配模型	单一	42.150***	0.002	34.183	19.521	13.046	1.166	[1.105, 1.203]
	双重	22.412**	0.017	28.655	17.310	14.310	2.240	[2.165, 2.563]
	三重	15.343	0.221	35.430	26.325	21.713		
劳动力错配模型	单一	19.480**	0.036	28.120	17.362	12.493	1.275	[0.953, 1.280]
	双重	38.250***	0.000	36.528	20.145	15.099	2.215	[2.210, 2.230]
	三重	13.431	0.425	35.647	27.436	21.820		

注:F 值和临界值均采用 Bootstrap(自举法)反复抽样 500 次得到。

为了解决模型内生性问题,本文借鉴 Cancer 和 Hansen(2004)以及黄智淋和董志勇(2013)对包含内生解释变量的动态面板门槛模型的处理方法^[39-40],通过估计简化型方程的方式得到内生变量拟合值(\widehat{Disa}_{it-1}),然后将其作为 $Disa_{it-1}$ 的工具变量代入模型,并借助系统 GMM 两步法进行估计。根据表 6 的回归结果,Sargan 检验显示工具变量设定合理,AR(2)检验表明不存在二阶序列相关,“资本错配”和“劳动力错配”滞后一期项的系数均通过 1% 水平下的显著性检验,说明“资本错配”和“劳动力错配”本身具有动态特征,模型设定合理。

表6 动态面板门槛模型估计结果

变量	资本错配	劳动力错配
人均地方政府投资 1	1.659**(2.220)	0.582*(1.765)
人均地方政府投资 2	-1.643***(-7.300)	-0.461***(-8.057)
人均地方政府投资 3	0.823**(2.238)	0.773**(2.401)
国企依赖度	0.643*(1.723)	0.712**(2.200)
市场化程度	-1.405**(-2.296)	-0.081***(-6.631)
营商环境	-0.302**(-2.405)	-0.930**(-2.310)
产业协同集聚	-0.401**(-2.190)	-0.550(-0.054)
经济发展水平	0.730*(1.710)	1.045(0.672)
资本错配滞后一期	1.259***(-9.011)	

续表

变量	资本错配	劳动力错配
劳动力错配滞后一期		1.431 ^{***} (6.288)
常数项	0.076 [*] (1.710)	3.201(0.320)
AR(1)	0.005	0.013
AR(2)	0.290	0.473
Sargan	0.556	0.618

注:“人均地方政府投资1”“人均地方政府投资2”“人均地方政府投资3”分别为“环境规制”变量尚未跨越第一门槛值、在第一门槛值和第二门槛值之间、跨越第二门槛值后的“人均地方政府投资”变量。

在“环境规制”跨越第一个门槛值之前,“人均地方政府投资”对“资本错配”和“劳动力错配”的估计系数均显著为正,表明在较低的环境规制强度下,地方政府投资强度增加会加剧资源错配。当“环境规制”处于第一门槛值和第二门槛值之间时,“人均地方政府投资”对“资本错配”和“劳动力错配”的估计系数均由正转负,且在1%水平上显著,表明当环境规制处于适度水平时,地方政府投资强度增加可以改善资源错配。当“环境规制”跨越第二门槛值后,“人均地方政府投资”“资本错配”和“劳动力错配”的估计系数又转变成显著为正,表明当环境规制强度过高时,地方政府投资强度增加会加剧资源错配。至此,研究假说H2得到验证。

4. 进一步的研究

(1)资源配置过度与配置不足的异质性

由于前文的分析中对“资源错配”变量取了绝对值,因而不能对资源配置过度与配置不足进行区分。但地方政府投资本身也是一种增加要素资源的行为,地区的初始资源配置状况(配置过度或配置不足)差异可能会导致其资源错配效应存在显著不同甚至相反。从理论上讲,原本资源配置就过度的地区已有大量资本、劳动力等要素聚集,并形成要素堆积与拥挤效应,此时新增地方政府投资通过“虹吸效应”吸引更多要素流入,会进一步加大资本和劳动力要素的配置过度;而对于原本资源配置不足的地区来说,地方政府投资也会通过“虹吸效应”吸引要素资源流入,虽然其吸引力相对较小,但也可能在一定程度上改善其资源配置不足的状况。为检验在要素配置过度和要素配置不足情形下地方政府投资的资源错配效应是否存在差异,本文参考白俊红和刘宇英(2018)以及钟军委(2021)的做法^{[24][26]},将全部样本划分为“资源配置过度组”和“资源配置不足组”^①,并分别进行回归分析,估计结果与理论预期基本相符(见表7):在“资源配置过度组”中,地方政府投资强度增加会显著加剧资本配置过度 and 劳动力配置过度;而在“资源配置不足组”中,地方政府投资强度增加能够显著地减轻劳动力配置不足,对资本配置不足也有负向影响但不显著。

(2)区域异质性分析

为考察不同地区的地方政府投资强度增加对资源错配的影响是否存在差异,本文将样本划分为东部、中部和西部三个地区^②,并采用系统GMM模型别进行检验,估计结果见表8。地方政府投资强度增

① 将全部样本根据取绝对值前资源错配指数的正负符号划分为两组(分组后依然取绝对值,这样可以保证回归方向的一致性)。使用这种分组方法的不足在于,同一地区在不同年份可能属于不同组,但目前在这方面没有更好的分类方法。

② 本文中,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、内蒙古,安徽、江西、河南、湖北、湖南,西部地区包括四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西。

加对资源错配的影响呈现出明显的区域异质性:(1)从资本错配来看,地方政府投资强度增加会加剧东部地区和西部地区的资本错配程度,而对中部地区的资本错配具有负向影响但不显著。其中,西部地区地方政府投资的资本错配效应最大,可能是由于其经济发展相对落后,政府干预更可能导致低效率的政府投资(庞明川,2013)^[36],使得资本配置比例过高。而东部地区基础设施建设较为完善,地方政府投资使得资金大量流入,导致重复建设与资本错配。(2)从劳动力错配来看,地方政府投资强度增加可以显著减轻中部地区的劳动力错配程度,但会加剧西部地区的劳动力错配程度,而对东部地区劳动力错配的影响为负但不显著。总体上看,地方政府投资强度增加会加剧东部地区和西部地区的资源错配,但会减轻中部地区的资源错配,其原因还有待进一步的考察和验证。

表 7 资源错配置过度与配置不足的差异

变量	配置过度组		配置不足组	
	资本配置过度	劳动力配置过度	资本配置不足	劳动力配置不足
人均地方政府投资	1.813 ** (2.208)	1.345 *** (6.693)	-0.446 (-0.051)	-0.173 *** (-7.892)
国企依赖度	1.320 *** (5.133)	0.684 (0.772)	0.041 *** (7.385)	0.631 * (1.791)
人均地方政府投资×国企依赖度	0.740 ** (2.303)	0.153 ** (2.412)	0.699 *** (5.410)	0.711 *** (6.550)
市场化程度	-1.591 *** (-5.481)	-0.072 ** (-2.205)	-0.983 *** (-4.489)	-0.774 * (-1.730)
营商环境	-1.923 ** (-2.330)	-0.257 (-0.192)	-0.393 ** (-2.388)	-1.530 *** (-5.820)
产业协同集聚	-0.443 ** (-2.405)	-0.017 *** (-6.112)	-0.550 ** (-2.314)	-0.692 (-0.881)
经济发展水平	-1.455 * (-1.702)	0.530 *** (7.140)	0.471 ** (2.210)	-1.283 ** (-2.391)
资本错配滞后一期	0.638 ** (2.317)		1.890 *** (3.612)	
劳动力错配滞后一期		1.485 ** (2.275)		1.832 *** (4.830)
常数项	0.563 * (1.811)	0.041 (0.257)	1.395 *** (6.493)	0.411 (0.235)
样本数	195	169	182	208
AR(1)	0.013	0.024	0.009	0.017
AR(2)	0.328	0.621	0.573	0.442
Sargan 检验	0.603	0.551	0.495	0.652

表 8 区域异质性下地方政府投资对资源错配的影响

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	资本错配	劳动力错配	资本错配	劳动力错配	资本错配	劳动力错配
人均地方政府投资	0.482 ** (2.400)	0.429 (0.629)	-1.618 (-0.544)	-1.473 *** (-4.793)	2.620 *** (6.213)	0.033 * (1.808)
国企依赖度	0.083 (1.312)	0.741 * (1.890)	-0.191 *** (-5.233)	0.420 * (1.800)	0.528 *** (5.045)	0.531 ** (2.279)
人均地方政府投资×国企依赖度	0.188 * (1.742)	1.090 ** (2.336)	-0.150 ** (-2.418)	0.031 ** (2.357)	1.730 *** (3.921)	1.092 *** (5.481)
市场化程度	-0.082 *** (-5.420)	-0.173 ** (-2.307)	-0.886 ** (-2.179)	-0.463 ** (-2.198)	-2.032 (-0.892)	-0.547 * (-1.801)
营商环境	-1.296 *** (-3.922)	-0.043 (-1.345)	-0.033 *** (-7.220)	-0.640 * (-1.793)	-0.199 *** (-3.590)	-2.770 ** (-2.208)
产业协同集聚	-0.410 * (-1.800)	-0.681 ** (-2.355)	-0.331 * (-1.852)	0.503 (0.631)	-0.433 *** (-5.542)	-0.507 *** (-3.870)
经济发展水平	-0.410 *** (-5.248)	-0.301 ** (-2.289)	-0.490 ** (-2.335)	-0.317 ** (-2.407)	-1.568 ** (-2.306)	-2.042 *** (-7.432)
资本错配滞后一期	0.650 *** (4.436)		1.370 ** (2.351)		1.858 *** (5.602)	
劳动力错配滞后一期		1.670 * (1.712)		2.018 *** (3.203)		1.372 *** (4.917)
常数项	0.568 ** (2.238)	0.913 *** (4.073)	0.441 * (1.700)	0.092 ** (2.213)	1.217 (0.913)	0.650 * (1.805)
AR(1)	0.001	0.015	0.003	0.010	0.026	0.018
AR(2)	0.252	0.347	0.531	0.477	0.369	0.511
Sargan 检验	0.582	0.610	0.623	0.447	0.606	0.488

五、结论与启示

在传统的粗放型经济增长方式下,一方面,以 GDP 增长为核心的经济绩效考核会激励地方政府过度投资以刺激经济增长并增加就业,但同时也会导致重复建设、产能过剩和资源配置效率不高等问题;另一方面,城市化的快速推进以及经济增长极的培育使地方政府投资的偏向性带来公共服务非均等化,进而加剧要素资源在大城市、发达地区以及重点领域的过度聚集。本文基于 2007—2019 年中国 29 个样本地区的分析发现:在样本期间,地方政府投资强度增加会加剧地区资源错配,且地区经济增长对国有企业的依赖度越高这种负面影响越大;地方政府投资的资源错配效应存在环境规制的门槛效应,环境规制强度过低或过高时地方政府投资强度增加会加剧资源错配,而在环境规制强度适度时地方政府投资强度增加能够改善资源错配;在资源配置过度时地方政府投资强度增加会加剧资源错配,而在资源配置不足时地方政府投资强度增加会减轻资源错配;地方政府投资的资源错配效应存在明显的区域异质性,地方政府投资强度增加会加剧东部地区和西部地区的资源错配,但可以改善中部地区的资源错配。上述分析结果表明,经济增长方式从粗放型向集约型的转变,可以促使地方政府投资的资源错配效应转化为资源配置优化效应。因此,转变经济发展方式势在必行,但也应避免过激转型政策可能带来的负面影响。基于此,提出如下政策启示:

第一,进一步深化地方政府投资体制改革和要素市场化配置改革,不断提高资源配置效率。要明确地方政府投资的领域,鼓励政府投资作为民间投资的良性补充参与经济建设;要以高质量发展为标准改进地方政府考核和地方官员晋升体制机制,避免地方政府在“GDP增长竞争”下的过度投资、短视投资等低效投资行为;要积极推进各地区公共服务均等化,提高要素流入与要素需求的匹配度;要加速推进要素市场一体化建设,促进要素资源的市场化自由流动,提升要素配置效率。第二,全面深化国有企业改革,在做强做大国有经济的同时也要建立和完善国有企业退出机制。要让国有企业成为真正的市场经济主体,营造公平的竞争环境,消除要素资源配置过程中存在的所有制歧视问题;要持续推进混合所有制改革,提高国企的经营效率与资源配置能力;要建立和完善低效率国有企业的市场退出机制,特别要推动国有“僵尸企业”有序退出,减少其对资源无效率侵占,实现资源要素在不同所有制企业间的自由流动,并提高资源配置效率。第三,适度提高环境规制强度,有序推动发展方式转变。在经济转型过程中,适度的环境规制能够促进地方政府投资对资源错配的改善,但超越经济发展水平的过高的环境规制也可能带来新的资源错配。因此要因地制宜地制定环境治理规划和政策(秦炳涛等,2021)^[41],在经济效益与环境效益之间取得平衡,充分发挥适度环境规制优化资源配置的作用。

本文尝试从经济转型角度对地方政府投资的资源错配效应进行理论探讨和实证检验,丰富和拓展了地方政府投资与地区资源配置关系的研究,但是由于数据和方法的限制也存在不足,有待进一步的深入研究:一是经验分析的样本时间较短,不能反映经济增长方式转型的全过程。本文分析的样本实际上只包括经济高速增长阶段的后期和转型阶段的前期。一方面,在经济高速增长阶段的前期,政府投资的增加可能有利于资源配置的优化,本文对此没有进行探讨和检验;另一方面,由于经济增长的惯性和路径依赖,经济发展方式转变的效果需要经过一段时间后才能显现,因而本文没有从时间异质性上考察经济转型的影响。因此,随着中国经济发展方式转变的持续推进以及数据资料的不断完善,今后可以采用长期的动态样本进行更为细致的分析和检验。二是未对影响机制进行检验,也未进行空间效应分析。本文虽然在理论上分析了地方政府投资影响地区资源错配的机制,但由于变量选择及指标测度上的困难没有进行实证检验。同时,本文的实证模型将各地区设定为独立样本,没有考虑地区间可能存在的空间相关性和空间溢出效应。今后可进一步从多个维度分析地方政府投资影响资源错配的作用机制,并改进实证方法,借助空间计量模型等分析资源错配的时空演变特征及地方政府投资的空间效应。

参考文献:

- [1] HSIEH C, KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly Journal of Economics, 2009(4):1403-1448.
- [2] 张建华, 邹凤明. 资源错配 against 经济增长的影响及其机制研究进展[J]. 经济学动态, 2015(1):122-136.
- [3] 戴小勇. 资源错配视角下全要素生产率损失的形成机理与测算[J]. 当代经济科学, 2018(5):103-116+128.
- [4] 李欣泽, 陈言. 金融摩擦与资源错配研究新进展[J]. 经济学动态, 2018(9):100-114.
- [5] 胡本田, 王一点. 地方政府行为与经济波动——基于资源错配的中介效应[J]. 软科学, 2020(5):19-26.
- [6] 王曙光, 郭凯. 要素配置市场化与双循环新发展格局——打破区域壁垒和行业壁垒的体制创新[J]. 西部论坛, 2021(1):24-31.
- [7] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007(7):36-50.
- [8] 张卫国, 任燕燕, 花小安. 地方政府投资行为、地区性行政垄断与经济增长——基于转型期中国省级面板数据的分析[J]. 经济研究, 2011(8):26-37.
- [9] 宋美喆. 财政竞争、资源错配与经济波动——基于共同因子的动态空间杜宾面板数据模型的实证分析[J]. 经济问题探索, 2021(3):14-26.
- [10] 马光荣, 程小萌, 杨恩艳. 交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究[J]. 中国工业经济, 2020(6):5-23.
- [11] 吴非, 曹铭, 任晓怡. 地方经济增长目标对企业研发投入的影响与机制——基于“发展方式—政绩考核—政府行

- 为一经济效应”范式的分析[J]. 西部论坛, 2021(5):46-68.
- [12] 朱金鹤, 王雅莉, 侯林岐. 政绩考核导向调整能否破解利益悖论? ——地方政府竞争压力视角的中国经验[J]. 西部论坛, 2021(4):65-81.
- [13] 李建华, 王振全, 李洁. 服务业结构对城市“虹吸”效应的影响[J]. 贵州财经大学学报, 2016(5):1-11.
- [14] 张璇, 李金洋. 僵尸企业、退出行为和资源错配——来自中国工业企业的证据[J]. 经济学动态, 2019(3):74-90.
- [15] 童健, 刘伟, 薛景. 环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级[J]. 经济研究, 2016(7):43-57.
- [16] 韩超, 张伟广, 冯展斌. 环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析[J]. 中国工业经济, 2017(4):115-134.
- [17] 余泳泽, 孙鹏博, 宣烨. 地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级? [J]. 经济研究, 2020(8):57-72.
- [18] 贯君, 苏蕾. 双重环境规制下政府经济竞争对绿色高质量发展的影响[J]. 中国环境科学, 2021(11):5416-5426.
- [19] 宋马林, 金培振. 地方保护、资源错配与环境福利绩效[J]. 经济研究, 2016(12):47-61.
- [20] TSUNG-WU H O. Income thresholds and growth convergence: A panel data approach[J]. Manchester School, 2006, 74(2): 170-189.
- [21] 陈永伟, 胡伟民. 价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用[J]. 经济学(季刊), 2011(4):1401-1422.
- [22] 崔书会, 李光勤, 豆建民. 产业协同集聚的资源错配效应研究[J]. 统计研究, 2019(2):76-87.
- [23] 潘红波, 余明桂. 支持之手、掠夺之手与异地并购[J]. 经济研究, 2011(9):108-120.
- [24] 白俊红, 刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. 中国工业经济, 2018(1):60-78.
- [25] 单豪杰. 中国资本存量K的再估算:1952~2006年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(10):17-31.
- [26] 钟军委. 地方政府债务对资源空间配置优化的影响研究[J]. 财政研究, 2021(1):74-85.
- [27] 张卫国, 任燕燕, 侯永建. 地方政府投资行为对经济长期增长的影响——来自中国经济转型的证据[J]. 中国工业经济, 2010(8):23-33.
- [28] 苑德宇. 地方政府投资的决定因素研究:基于税收预算决算偏离的视角[J]. 世界经济, 2014(8):173-192.
- [29] 孔令池. 市场化改革、地方政府投资与产能过剩治理[J]. 经济问题探索, 2020(11):52-60.
- [30] 沈能, 刘凤朝. 高强度的环境规制真能促进技术创新吗? ——基于“波特假说”的再检验[J]. 中国软科学, 2012(4):49-59.
- [31] 马连福, 王丽丽, 张琦. 混合所有制的优序选择:市场的逻辑[J]. 中国工业经济, 2015(7):5-20.
- [32] 邹薇, 雷浩. 营商环境对资源错配的改善效应及其作用机制——基于制造业层面的分析[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2021(1):121-139.
- [33] 段龙龙, 王林梅. 营商环境、中小企业成长与地区创新能力[J]. 数量经济研究, 2021(1):92-110.
- [34] 陈建军, 刘月, 邹苗苗. 产业协同集聚下的城市生产效率增进——基于融合创新与发展动力转换背景[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2016(3):150-163.
- [35] 伍先福. 产业协同集聚对全要素生产率影响的门槛效应研究——基于中国246个城市的实证检验[J]. 经济经纬, 2019(2):72-78.
- [36] 庞明川. 资源配置效率与公平视野的“强政府-强市场”目标模式[J]. 改革, 2013(11):25-36.
- [37] 张路. 地方债务扩张的政府策略——来自融资平台“城投债”发行的证据[J]. 中国工业经济, 2020(2):44-62.
- [38] KREMER S, BICK A, NAUTZ D. Inflation and growth: new evidence from a dynamic panel threshold analysis [J]. Empirical Economics, 2013, 44(2): 861-878.
- [39] CANCER M, HANSEN B E. Instrumental variable estimation of a threshold model [J]. Econometric Theory, 2004, 20(5):813-843.
- [40] 黄智淋, 董志勇. 我国金融发展与经济增长的非线性关系研究——来自动态面板数据门限模型的经验证据[J]. 金融研究, 2013(7):74-86.
- [41] 秦炳涛, 刘建昆, 葛力铭. 环境规制强度、产业结构优化与我国资源配置改善[J/OL]. 重庆工商大学学报(社会科学版):1-10(2021-09-04). https://t.cnki.net/kcms/detail?V=TANfbOZWLZQbQ4V2IgUJTg2au80ZBJeuXJS48asZPKcY8YR9vpj5FvCiI7_OGWRs1lLpwYiqpmfszKmsRzDjZ-d_y6GGsW4mSncrboFr3iI A8DUdSFeig=&uniplatform=NZKPT.

Local Government Investment and Resource Mismatch in the Perspective of Economic Transformation: the Threshold Effect of Environmental Regulation and the Moderating Effect of State-owned Enterprise Dependence

PANG Ming-chuan^a, NING Fu-xian^b

(*a. School of Economic and Social Development; b. School of Investment Engineering Management, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, Liaoning, China*)

Abstract: Local government investment is not only a direct allocation of resources, but also affects the flow and allocation of resources by changing the structure and distribution of public service supply. In the rapid growth stage of extensive economic growth mode, local governments tend to over-invest in the “GDP growth competition” and tend to achieve faster economic growth in the short term while ignoring the improvement of resource allocation efficiency. At the same time, in the process of rapid urbanization and the cultivation of economic growth poles, local government investment will aggravate the inequality of public services, and may promote the excessive accumulation of resources in large cities, developed regions and key areas through the “siphon effect”, thereby exacerbating regional resource mismatch. In the stage of high-quality development under the intensive economic growth mode, local government investment shifts to a moderate level, focusing on efficiency improvement and equalization of public services, which will help alleviate resource mismatch. Based on the data of 29 sample regions in China from 2007 to 2019, the analysis shows that on the whole, the increase of local government investment intensity (per capita local government investment) intensifies the regional resource mismatch to a certain extent, and the higher the dependence of the regional economy on state-owned enterprises, the greater the negative impact. When the intensity of environmental regulation is too low or too high, the increase of local government investment intensity will aggravate the resource mismatch, while under the moderate intensity of environmental regulation, the increase of local government investment intensity can alleviate the resource mismatch. The results show that the economic transformation from high-speed growth to high-quality development is beneficial to alleviating the resource mismatch of local government investment, but the radical transformation policy that spans the development stage is not conducive to the optimization of resource allocation and high-quality economic development. In the case of excessive resource allocation, the increase of local government investment intensity will aggravate the resource mismatch, while in the case of insufficient resource allocation, it will alleviate the resource mismatch. The increase of local government investment intensity in the eastern and western regions will aggravate resource mismatch, while in the central regions, it will alleviate resource mismatch. In the process of the transformation of development mode and the economy, it is necessary to further deepen the reform of the government investment system and the market-oriented allocation of factors, promote the equalization of public services, improve the flow of resources and the efficiency of allocation. Additionally, it is also necessary to comprehensively deepen the reform of state-owned enterprises and improve their productivity and capacity to allocate resources, appropriately increase the intensity of environmental regulations, and promote the optimization of regional resource allocation and high-quality economic development.

Key words: local government investment; resource mismatch; capital mismatch; labor mismatch; factor mismatch; economic transformation; environmental regulation

CLC number: F120.3; F812.45

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2021)06-0001-17

(编辑:刘仁芳)