

政府部门间政策协调的理论和经验证据*

郑新业 王宇澄 张 力

内容提要：同级政府内部不同部门之间决策互动对资源配置有重大影响，但学术界对互动的机制仍然缺乏足够的了解。本文构建了一个三级科层模型，分析发展改革委和财政两个综合性部门在经济增长目标和区域平衡目标之间的权衡，并利用市级面板数据实证检验发现：地级市获得省发改委审批的企业投资越多，得到省财政厅分配的专项转移支付也显著增加，且在东部经济发达地区更为明显。本文还利用中国投资管理体制改革弱化政府投资审批权的外生冲击，验证了上述结果的稳健性。本研究表明，当同级政府内部不同部门之间的政策目标和职能存在交叉，即使没有正式协调制度，部门之间存在政策工具的互动，并对资源配置有重大影响，这为理解地方政府的行为提供了新的视角。

关键词：部门协调 投资审批 转移支付 发展改革部门 财政部门

一、政府内部门间关系：重要却被忽略的议题

传统的政府竞争理论表明不同层级政府间的纵向和横向关系是重要的，但同级政府各组成部门间的协调关系也同样值得研究。^①作为世界上最大的单一制国家，“条块”是中国行政管理中的典型组织形式。政府各职能部门不仅要贯彻落实上级部门下达的政策和任务，还要服务于其所属层级政府的政策目标。在给定政府政策目标和资源约束条件下，同一层级政府各组成部门之间的合作和（或）竞争关系，至今在经济学文献中仍缺乏足够的研究。仅就“条条”管理而言，中央政府各组成部门之间的关系呈现如下特点：一是部门权责存在一定的交叉。在精简机构的改革中，部门职权呈集中趋势，逐渐形成了发展改革系统和财政系统等少数具有超强干预经济能力的综合性部门系统，肩负着多重职责。同时，随着经济社会发展，政府部门职能划分处于动态调整当中，部分部门之间的关系缺乏正式的制度安排，^②导致“越位”与“缺位”并存（徐忠，2018），比如在食药监管、环境污染治理等领域长期存在“九龙治水”现象。^③若各部门存在关注自身利益的本位主义，部门利益的分化和冲突或被加剧。例如，针对PPP的监管，国家发展和改革委员会（“发展和改革委员会”后简称“发改委”）和财政部各自发布了项目合同指南，并分别提请立法，导致法案草案内容冲突。二是部门功能尚不够明晰。为发挥中国“集中力量办大事”的制度优势，政府在组织形式和资金分配上倾向于项目制（周飞舟，2012；郑世林，2016），强调以事项而不是以权责为导向。虽然“三

* 郑新业，中国人民大学应用经济学院，邮政编码：100872，电子信箱：zhengxinye@ruc.edu.cn；王宇澄，美国匹兹堡大学经济系，电子信箱：yuw143@pitt.edu；张力（通讯作者），中国人民大学应用经济学院，邮政编码：100872，电子信箱：zhangli9503@ruc.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金资助项目（71774165, 71503261）的资助。作者感谢黄阳华对本文作出的实质性贡献，尤其感谢匿名审稿专家给予的建设性意见，但文责自负。

① 政府间纵向关系主要是指中央和地方政府之间财权和事权的配置问题，横向关系则是指通过“溢出效应”、“资源流动效应”及“政策模仿效应”等（Brueckner, 2003）影响企业和家庭的资源配置行为。

② 蔡英辉和申爱华（2014）指出，我国目前《立法法》、《国务院组织法》仅界定了部委在行政立法方面的权限，而未提及国务院各部、各委员会之间的协调问题。相比之下，西方国家无论政治体制，中央部门的职权都是由宪法明确赋予的，各部门具有依法自行处理内部事宜的权力。

③ 例如环保部（现生态环境部）就因“九龙治水”的格局而处于“看得见管不到”、“有问题治不了”的窘境（《人民日报》2013年7月10日）。

定”(即“定职责、定机构、定编制”)方案规定了各部委的职能,但为了实施重大战略和重点工作,^①形成了“领导小组”、“联合发文”等具有中国特色的同级政府不同组成部门间的协调模式。各部委在多大程度上发挥其职能取决于复杂的博弈过程,演化出既互补又重叠、既协调又冲突的部门间关系,并直接关系到最终政策效果。针对这一现象,党的十九大报告明确指出,要“健全财政、货币、产业、区域等经济政策协调机制”。毫无疑问,实现各项政策协调的组织基础,是理顺政府部门之间的协调机制。在中国情景下,党政机构的“优化协同高效”,是推进国家治理体系和治理能力现代化的重心所在。^②只有合理界定部门各自边界,强化部门政策工具间的协调,才能更好地形成政策合力(徐忠,2018)。可见,政府部门间协调与冲突对于理顺部门间关系、深化政府机构改革有着重大的现实意义。对此,需要在基本理论上解释部门间互动的逻辑,理解部门决策的形成机制,为构建良性部门间协调关系提供学理支撑。

然而,现有文献对部门间协调的理论解释和经验证据均显不足。早期公共经济学的政府竞争理论,将政府作为基本决策单元,强调理性政府的效用最大化选择造成“用脚投票”(Tiebout, 1956)、“标尺竞争”等。这些经典理论抽象掉了政府内部的利益分歧和互动,没有深入研究部门间的协调。在国内研究中,主流的政府竞争理论强调“块块”关系,包括纵向的“央地关系”研究,以及横向的地方政府辖区竞争理论和晋升锦标赛理论,忽视了“条条系统”在政府治理中的重要作用(郑世林和应姗姗,2017),对部门间利益分化的典型事实缺乏研究。20世纪中期后,随着公共选择理论的发展(Buchanan & Tullock, 1962; Tullock, 1970),学者开始关注部门间利益冲突和利益交换(logrolling)(Tullock, 1965; Bernholz, 1973, 1978),强调部门效用最大化动机(Niskanen, 1971)。实证研究也发现部门间的互动广泛存在于美国国会投票(Stratmann, 1992, 1995)、欧盟政策制定(Crombez, 2000)和IMF贷款决策(Copelovitch, 2010)中。值得注意的是,由于制度背景和典型事实的差异,国外文献中的“部门”更接近政治学文献中的“利益群体”,而非按权责划分的正式政府部门。另一支政治学文献关注到中国内部部分权的事实,以“碎片化的威权体制”(fragmented authoritarianism)描述各部门之间各自为政、互相竞争行政资源的现象(Oksenberg & Lieberthal, 1988; Lieberthal, 1992; Yang, 2013)。相比之下,经济学文献对这些问题的研究较为欠缺。

新近文献尝试从微观层面打开中国政府决策和治理的“黑箱”,主要包括部门利益分化(高楠和梁平汉,2015),地方政府实际政治权力分布(李飞跃等,2014)、实权结构(梁平汉和高楠,2017)、部门领导之间的相互影响(梁平汉和周润桦,2018)和部门间博弈(Gilli & Li, 2013)等。不过这些研究并没有从行为层面分析部门间协调关系的影响。Qian & Mok(2016)、Gilli et al. (2018)和王清(2018)是例外。Qian & Mok(2016)以失业保险和“低保”为例,发现部门利益分割导致社会福利政策之间存在挤出效应;Gilli et al. (2018)研究农村医疗保险和“低保”发现卫计委和民政部之间的利益交换行为导致社保和医保覆盖效率下降;王清(2018)通过“政绩相容体”的概念,研究了药监部门和公安部门的合作案例。但整体而言,相关研究仍处于起步阶段,缺乏部门协调的一致性理论分析,也缺乏部门协调影响政府资源分配的大样本实证检验。

本文选取同一层级政府内部的发展改革部门和财政部门为分析对象,研究政府部门之间的政策协调及其对资源配置的影响。^③选择两个部门的主要依据如下。其一,两者的职能最为综合、公共政策资源最为丰富、政策力度最为强烈,与中国经济社会发展联系更为紧密。发展改革部门编

① 例如,三峡工程、南水北调工程等项目就涉及财政部、水利部、科学技术部、交通运输部等多个部委。

② 具体请参见中共十九届三中全会《关于深化党和国家机构改革的决定》(以下简称《决定》)。与以往的机构改革强调“精简”相比,这次机构改革提出以“优化协同高效”作为深化党和国家机构改革的正确方向和着力点。

③ 在本文中,定义“公共资源”为政府部门可直接配置的资源,包括财政部门的转移支付资金等。其他如企业投资资金,特别是非国有企业投资资金,则归属于“资源”。感谢审稿人对此的宝贵意见。

制、审核经济社会发展规划和重点产业发展规划,负责全社会固定资产投资和重大基本建设项目的审批,调控关键要素和产品的价格,甚至直接持有、调节相当规模的公共资金池和专项基金。财政部门则通过影响政府预算、公共收支行为间接调控经济运行状况。其他专业型政府部门的职责聚焦于特定领域,所配置的公共资源较少,对经济社会发展的影响较为局部,弱于上述两个部门。其二,中国建立社会主义市场经济体制,既要发挥市场在资源配置中的决定性作用,又要更好发挥政府作用,宏观调控体系在一定程度上或在一定形势下保留着行政干预↔财政政策↔货币政策的联动机制。因此,当上级决策部门制定了发展目标后,核心实施环节是由发展改革部门编制相应的产业政策和项目投资计划,由财政部门制定公共财政安排方案,形成分工协作的关系。按照一般的观察,在中国现行财政体制和投资管理体制下,上级政府对下级政府的财政转移支付直接影响了地方政府发展经济的能力。^① 发展改革部门的投资审批则决定了地方政府能够完成的固定资产投资和公共支出水平,影响当地基础设施建设、企业产能形成、科技进步等与经济发展直接相关的因素。因此,两个政策工具都可能直接影响下级政府所获资源的多寡从而影响其经济增长水平。本文的研究问题是:发展改革部门和财政部门之间的协调是否广泛存在? 具体而言,发展改革部门所掌握的投资审批工具,是否影响同级财政部门的转移支付政策?^② 如有,协调模式是什么?

本文的边际贡献有三个方面。一是探索性地从部门内部协调的视角,关注两大经济综合调控部门之间的政策互动。据我们所知,现有文献尚未对此进行系统研究。二是尝试构建一个分析部门间政策协调机制及其影响的理论模型,为后续研究提供可供拓展的基础。三是构建了1998—2009年地市级面板数据,实证检验了省发改委投资审批对省财政厅所辖地级市转移支付分配行为的影响,并经过安慰剂检验、工具变量、投资体制改革等外生冲击解决内生性问题,揭示了两个部门、两个政策之间稳健的因果机制。实证研究结果表明:一个地市所获投资审批项目越多,该地获得的专项转移支付也显著增加,一般转移支付并无明显差异,表明省级政府仍然是“经济发展型”而非“区域平衡型”政府;分地区来看,东部发达地区部门间的协调更明显,仍优先追求经济增长目标,或加剧区域间的不均衡发展;从趋势看,随着投资体制改革的深入,发展改革部门的投资审批权限趋于弱化,两部门间的协调也明显减弱。

二、理论框架

(一)部门协调的制度背景

所有关于政府部门间协调的讨论,均依赖于上级政府的制度安排。随着各级编制部门逐步落实行政部门“三定”方案,各部门的权责边界和行政能力有了正式的安排。财政部门和发展改革部门作为对经济影响重大的部门,彼此间存在多维度的正式和非正式的互动(王清,2018),为彼此政策工具的协调创造了空间。首先,两部门常共同参与联合发文,政策目标一致但政策工具不同,在政策实施中既分工又合作。其次,在各级政府中,两部门常通过联席会议分析经济形势和协调经济工作,并在过程中交换信息、沟通意见。最后,两部门同属于经济系统,系统内人员流动和交流任职促进了部门间的信息交流和社会网络发展。^③

^① 专项转移支付为上级政府为实现特定的经济和社会发展目标安排给下级政府的预算资金。现实中,专项转移支付资金的使用往往与经济增长和区域均衡发展目标相关,并且上级政府对于专项转移支付资金的分配有较大的主观性。而一般转移支付则主要按照“公式法”进行分配,主要保证下级政府的“吃饭财政”。

^② 值得注意的是,现实中,专项转移支付的分配不仅取决于财政部决策,同时是各职能部委的项目分配。因此研究发改委投资审批对专项转移支付的影响也同时反映了发改委和多个部委之间的协调问题。

^③ 一些重要的人事任命也提供了线索,财政部前部长刘仲黎、谢旭人、楼继伟等都有在国家发改委(包括其前身国家计委、体改委)任职的经历。

两个部门作为综合性部门,政策工具和政策资源较多,造成对两个部门之间的全部政策协调建模是极为困难的。本文以转移支付资金管理为财政部门的政策工具代表、以固定资产投资管理为发展改革部门的政策工具代表,研究这两种政策工具的相互影响,分析部门间协调的机制和影响。从理论上讲,这两种政策工具可能会影响区域经济增长:财政部门的转移支付增加了转入地政府的收入,可发挥政府投资的乘数效应影响经济增长和地区投资回报率;发展改革部门审批的大型基础设施项目,可能对私人投资的回报率产生影响。因而,本文认为,两个部门可能通过改变地区发展水平,反映出两种政策的互相影响。

本文考察的是两部门间两种政策工具的溢出效应,与部门间利益互换模型(Gilli et al.,2018)不同。本文的建模思路是将一个部门的决策置于另一个部门的目标函数当中,再通过固定替代弹性(CES)效用函数刻画部门自身政策目标与部门间协调之间的权衡,可以较好地契合政府部门多目标决策的属性。同时,应用古诺博弈可以模拟政府部门间互动的模式。因此,本文构建的理论模型可以推广至其他部门间协调问题的研究。

(二)模型设定和求解

本文借鉴Cai & Treisman(2005)和Qian & Roland(1998)的分析框架,采用一个上级政府—下级政府—下级私人资本(企业)的三层模型。为了刻画省级部门之间的博弈行为,本文假设省级政府(上级政府)存在部门S和部门G,分别使用一种政策工具决定一种资源在地级市(下级政府)的分配。为了模型分析的方便,本文假设可供S和G分配的资源总量是外生给定的。作为一种简化的情形,我们不妨设定S代表省财政厅,负责分配对地级市政府*i*的转移支付 s_i ,^①供下级政府提供公共基础设施所用;G代表省发改委,分配对*i*的基础设施投资 g_i 的审批配额。考虑一个部分财政分权的经济,假设仅存在两个区域,各存在一个下级政府。设定地方私人资本可以在区域间自由流动。假设地区生产函数使用C-D函数形式:

$$F_i = A_i k_i^\alpha p_i^\beta g_i^\eta \quad (1)$$

其中, F_i 是地区总产出水平; k_i 是地区私人资本水平; A_i 衡量地区的禀赋水平,会影响当地企业的生产率; p_i 是下级政府*i*提供的生产性公共服务水平,如区域内的公路、桥梁、水利和电力等基础设施; g_i 是上级政府在区域*i*的基础设施投资水平。这里区分上级和下级政府建设的基础设施,是因为公共服务具有外部性,下级政府容易在一些区域交界处的基础设施投资上“搭便车”(如“断头路”等现象),跨区域的投资项目主要由上级发展改革部门核准或备案。(1)式体现了上级财政部门的转移支付资金分配和发展改革部门的投资项目管理共同影响一个地区的产出水平。假设产出水平对私人资本和公共资本规模报酬递减,即产出弹性满足 $\alpha + \beta + \eta < 1$ 。

下级政府提供生产性公共服务 p_i 和非生产性公共服务 c_i ,设定其效用函数:

$$V_i = \mu_i \ln(F_i) + (1 - \mu_i) \ln(c_i), i = \{1, 2\} \quad (2)$$

其中, μ_i 和 $(1 - \mu_i)$ 是权重,表示下级政府追求总产出和提供非生产性公共服务的偏好。假设下级政府的财力完全来自于上级财政部门S所分配的资源,^②其预算约束为:

$$p_i + c_i = s_i \quad (3)$$

设定三个主体的博弈顺序如下:在时期1,上级部门S、G决定对下级政府的资源分配 s_i 、 g_i →时

① 模型中只考虑一般性转移支付的情况。事实上,考虑专项转移支付只会影响后文(6)式中 ϕ_i 的函数形式,不会改变对中央政府部门分析的结果。

② 现实中,下级政府财力其实还来源于本地区税收收入。一些文献如Cai & Treisman(2005),在下级政府预算约束中加入产出与税率的乘积衡量地区税收收入。我们抽象掉地区税收是因为:第一,本文的分析重点在省级部门的资源分配,对于最优税率的决定不感兴趣;第二,加入这一项不影响分析的结果,但是会使得 p_i 的解析解非常复杂。

期 2, 下级政府决定 s_i 在生产性和非生产性公共服务支出的分配→时期 3, 私人投资者根据两个区域的基础设施水平决定资本 k_i 。对此动态博弈, 我们使用逆向归纳法依次求解私人资本、下级政府和上级政府两部门的最优决策。

1. 私人资本的决策均衡。在资本跨地区自由流动的假设下, 私人资本决策的均衡条件是两地区的资本回报率 r 相等。根据(1)式, 解得均衡条件下地方私人资本水平:

$$k_i^* (A_i, p_i, g_i) = \left(\frac{\alpha}{r} A_i p_i^\beta g_i^\eta \right)^{1/1-\alpha} \quad (4)$$

2. 下级政府的决策均衡。将(4)式代入(1)式, 得到下级政府 i 的产出为:

$$F_i = \left[\left(\frac{\alpha}{r} \right)^\alpha A_i p_i^\beta g_i^\eta \right]^{1/1-\alpha} \quad (5)$$

将(5)式、(3)式代入(2)式, 求解下级政府效用最大化问题, 得到其最优公共物品供给水平:

$$P_i^* = \phi_i S_i \quad (6)$$

其中, $\phi_i = \frac{\mu_i \beta}{\mu_i \beta + (1 - \mu_i)(1 - \alpha)}$, 表示下级政府将上级政府转移支付中的 ϕ_i 份额用于提供生产性公共物品, $(1 - \phi_i)$ 份额用于提供非生产性公共物品。可见, ϕ_i 度量的是下级政府的生产性支出倾向, 取决于下级政府对两种公共物品的相对偏好。^①

3. 上级政府的决策均衡。假设省财政厅和省发改委两部门统筹经济增长和区域均衡发展目标, 借鉴现有文献的做法 (Behrman & Craig, 1987; Castells & Solé-Ollé, 2005), 设定省级政府部门的效用为 CES 函数形式。省财政厅的目标函数为:

$$U_s = \begin{cases} (\theta_1 F_1^{\varphi_s} + \theta_2 F_2^{\varphi_s})^{\frac{1}{\varphi_s}}, & \varphi_s \in (-\infty, 0) \cup (0, 1] \\ F_1^{\theta_1} \cdot F_2^{\theta_2}, & \varphi_s = 0 \end{cases} \quad (7)$$

其中, $F_i = F(s_i)$ 是地区 i 的产出水平。参数 $\varphi_s \in (-\infty, 1]$ 刻画了经济增长和区域发展目标在上级政府部门决策中的相对权重: φ_s 越小, 表明省财政厅越重视区域平衡目标; φ_s 越大, 则更追求总产出目标。参数 θ_1, θ_2 衡量了上级政府在两个地区之间的相对偏好, 且不受地区产出水平的影响。^②

为了分析方便, 假设省财政厅可分配的资源总量 $R (R \geq 0)$ 是外生给定的,^③ 其最优化问题可表述为:

$$\min_{s_1, s_2} U_s \quad (8)$$

$$\text{s. t. } s_1 + s_2 \leq R \quad (9)$$

根据(4)式、(6)式、(7)式、(8)式和(9)式, 求解省财政厅的最优资金分配的一阶条件为:

$$\frac{s_1}{s_2} = \left(\frac{\theta_1}{\theta_2} \right)^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta\varphi_s}} \left(\frac{A_1}{A_2} \right)^{\frac{\varphi_s}{1-\alpha-\beta\varphi_s}} \left(\frac{\phi_1}{\phi_2} \right)^{\frac{\beta\varphi_s}{1-\alpha-\beta\varphi_s}} \left(\frac{g_1}{g_2} \right)^{\frac{\eta\varphi_s}{1-\alpha-\beta\varphi_s}} \quad (10)$$

(三) 政府部门间协调的机制

(10)式给出了部门 S 资源分配对于部门 G 决策的最优反应。其中, 政府部门间的互动是互补的还是冲突, 取决于最优反应是策略互补 (strategic complements) 还是策略替代 (strategic substitutes)。类似经典的古诺博弈, 将部门 S 的预算约束代入(10)式并微分^④, 得到:

① 比如, 若下级政府只关心地方产出水平 (即 $\mu_i = 1$), 则它将会把全部转移支付 s_i 用于生产性公共物品的提高。同时还可以看出, 相比于资本固定的情形 ($\alpha = 0$), 资本自由流动意味着下级政府有更强的动机提供生产性公共物品。

② 以往文献证实了政府的资源分配可能会受到政治因素影响。例如, Boyle & Matheson (2009) 发现联邦政府可能更偏好总体选举的关键州。范子英和李欣 (2014) 也发现部长来源地拥有显著更高的财政转移支付水平。

③ 本文的经验研究使用地级市样本, 考虑到各省级政府部门可支配的资源还受中央部委的控制, 这里的预算约束假设是可接受的。

④ 此时, 本文是给定部门 G 的策略, 研究部门 S 的资源分配对其外生变化的反应。类似做法可参见 Bulow et al. (1985)。由于(9)式不是博弈的均衡, 因此与针对均衡解的比较静态分析有一定区别, 这里感谢审稿专家的意见。

$$\frac{\partial s_1}{\partial g_1} = MR\tau \frac{g_1^{\tau_1} - 1g_2^{\tau_2}}{(Mg_1^{\tau_1} + g_2^{\tau_2})^2} \quad (11)$$

其中, $M = \left(\frac{\theta_1}{\theta_2}\right)^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta\varphi_s}} \left(\frac{A_1}{A_2}\right)^{\frac{\varphi_s}{1-\alpha-\beta\varphi_s}} \left(\frac{\phi_1}{\phi_2}\right)^{\frac{\beta\varphi_s}{1-\alpha-\beta\varphi_s}} > 0, \tau = \frac{\eta\varphi_s}{1-\alpha-\beta\varphi_s}$ 。因此, $\frac{\partial s_1}{\partial g_1}$ 的符号与 τ 的符号一致。

部门间政策替代弹性为 $\frac{\partial \ln(s_1/s_2)}{\partial \ln(g_1/g_2)} = \tau$ 。又因 $\alpha + \beta + \eta < 1$, 那么 $\frac{\partial s_1}{\partial g_1} = \begin{cases} > 0, & \text{当 } \varphi_s \in (0, 1] \\ = 0, & \text{当 } \varphi_s = 0 \\ < 0, & \text{当 } \varphi_s \in (-\infty, 0) \end{cases}$, 其经

济学含义如下: 当省财政厅更偏好总产出目标时 ($\varphi_s > 0$), 倾向于向基础设施更发达地区增加转移支付, 促进该地区的边际产出和边际私人投资进一步增长, 从而表现出两部门政策工具的补充性 (策略互补); 相反, 当省财政厅更偏好区域发展平衡目标时 ($\varphi_s < 0$), 将减少对投资项目多的地区的转移支付, 从而表现为部门间政策工具的冲突性 (策略替代)。

图 1 给出了部门间政策替代弹性 τ 与省财政厅目标参数 φ_s 之间关系的数值模拟。结合改革开放以来中国坚持以经济建设为中心的典型事实, 我们假定政府部门更关注经济发展目标 ($\varphi_i > 0$), 提出本文的假说:

假说 1: 发展改革部门审批一个地区的公共投资越多, 财政部门对该地区的转移支付也会增加。

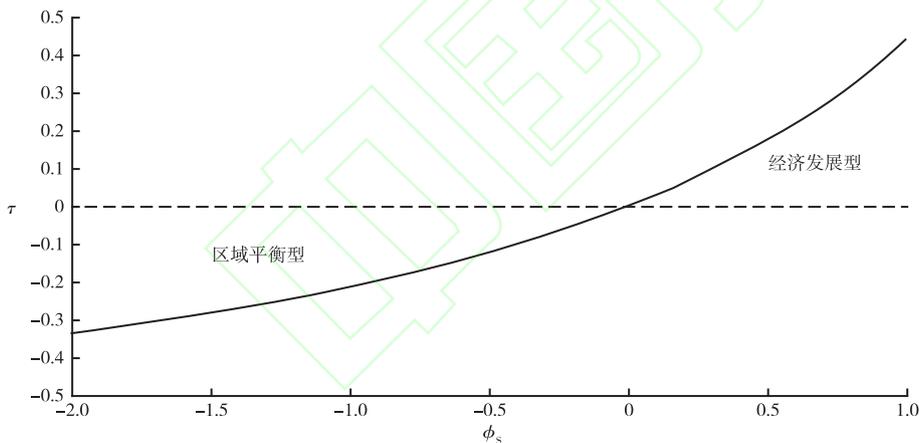


图 1 τ 与 φ_s 关系的数值模拟结果

(四) 部门间协调对资源配置的影响

通过求解博弈均衡, 可以分析部门间协调对于资源配置的影响。类似地, 省发改委 (部门 G) 的效用函数和约束可设定为:

$$\max_{g_1, g_2} U_G = \begin{cases} (\theta_1 F_1^{\varphi_g} + \theta_2 F_2^{\varphi_g})^{\frac{1}{\varphi_g}} & \varphi_g \in (-\infty, 0) \cup (0, 1] \\ F_1^{\theta_1} \cdot F_2^{\theta_2} & \varphi_g = 0 \end{cases} \quad (12)$$

$$s. t. \quad g_1 + g_2 \leq D \quad (13)$$

参数 φ_g 表示省发改委在产出和平衡之间的权衡。为了体现两部门职能和决策目标的差异, 假设 $\varphi_g \neq \varphi_s$ 。那么, 省发改委的最优化解的一阶条件为:

$$\frac{g_1}{g_2} = \left(\frac{\theta_1}{\theta_2}\right)^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\eta\varphi_g}} \left(\frac{A_1}{A_2}\right)^{\frac{\varphi_g}{1-\alpha-\eta\varphi_g}} \left(\frac{\phi_1}{\phi_2}\right)^{\frac{\beta\varphi_g}{1-\alpha-\eta\varphi_g}} \left(\frac{s_1}{s_2}\right)^{\frac{\beta\varphi_g}{1-\alpha-\eta\varphi_g}} \quad (14)$$

考虑两部门了解对方的决策过程并同时决策的情形。联立 (10) 式、(14) 式, 解得两个部

门在资源的跨地区分配中的均衡。

$$\left(\frac{s_1}{s_2}\right)^* = \left(\frac{\theta_1}{\theta_2}\right)^{\frac{1-\alpha+\eta\varphi_s-\eta\varphi_g}{1-\alpha-\beta\varphi_s-\eta\varphi_g}} \left(\frac{A_1}{A_2}\right)^{\frac{\varphi_s}{1-\alpha-\beta\varphi_s-\eta\varphi_g}} \left(\frac{\phi_1}{\phi_2}\right)^{\frac{\beta\varphi_s}{1-\alpha-\beta\varphi_s-\eta\varphi_g}} \quad (15)$$

$$\left(\frac{g_1}{g_2}\right)^* = \left(\frac{\theta_1}{\theta_2}\right)^{\frac{1-\alpha-\beta\varphi_s+\beta\varphi_g}{1-\alpha-\beta\varphi_s-\eta\varphi_g}} \left(\frac{A_1}{A_2}\right)^{\frac{\varphi_g}{1-\alpha-\beta\varphi_s-\eta\varphi_g}} \left(\frac{\phi_1}{\phi_2}\right)^{\frac{\beta\varphi_g}{1-\alpha-\beta\varphi_s-\eta\varphi_g}} \quad (16)$$

以上结果显示,两个部门中任一部门的最优政策选择均包含另一个部门目标函数的主要参数 φ ,从而体现均衡状态下部门之间政策目标的协调性。

作为对比的基准,假定不存在部门间协调,两部门均将对方的决策视作外生的。此时部门 S 关于部门 G 政策工具的先验分配为 $\frac{g_1}{g_2} = 1$,代入(10)式得到:

$$\frac{s_1}{s_2} = \left(\frac{\theta_1}{\theta_2}\right)^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta\varphi_s}} \left(\frac{A_1}{A_2}\right)^{\frac{\varphi_s}{1-\alpha-\beta\varphi_s}} \left(\frac{\phi_1}{\phi_2}\right)^{\frac{\beta\varphi_s}{1-\alpha-\beta\varphi_s}} \quad (17)$$

同理可以得到:

$$\frac{g_1}{g_2} = \left(\frac{\theta_1}{\theta_2}\right)^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\eta\varphi_g}} \left(\frac{A_1}{A_2}\right)^{\frac{\varphi_g}{1-\alpha-\eta\varphi_g}} \left(\frac{\phi_1}{\phi_2}\right)^{\frac{\beta\varphi_g}{1-\alpha-\eta\varphi_g}} \quad (18)$$

对比(15)式、(16)式、(17)式和(18)式,可以分析部门目标偏好对部门资源分配协调模式的影响(见表1)。当 $\varphi_g > 0, \varphi_s > 0$ 时,相比于无部门协调的情况,省财政厅将更多的资源偏向性地投向初始技术水平更高、下级政府生产性支出倾向更强的地区。同理,省发改委资源分配的生产性偏好增强;当 $\varphi_g > 0, \varphi_s < 0$ 时,相比于无部门协调的情况,省财政厅更多地资源投放在初始技术水平更低、下级政府生产性支出倾向更小的地区,即资源分配的平衡性偏好增强。而省发改委的资源分配产出性偏向减弱;当 $\varphi_g < 0, \varphi_s < 0$ 时,相比于无政策协调的情况,省财政厅和省发改委的资源分配的平衡性偏向均减弱。

表 1 部门资源分配协调模式与部门目标偏好的关系

		其他部门	
		$\varphi_{-i} > 0$	$\varphi_{-i} < 0$
本部门	$\varphi_i > 0$	总产出偏好,偏向程度增强	总产出偏好,偏向程度减弱
	$\varphi_i < 0$	平衡发展偏好,偏向程度增强	平衡发展偏好,偏向程度减弱

注:限于篇幅,没有报告分情况讨论的内容,可向作者索要。

综上,提出如下理论假说:

假说 2:在两部门存在政策协调的情形下,当 $\varphi_{-i} > 0$ 时,本部门的偏向性会被强化,加剧地区间资源的不平等,反之本部门的偏向性会被弱化,促进地区间资源的均等化。

三、经验研究设计与数据说明

(一)经验研究识别策略

中国在很长时间内按照“投资项目规模大小 + 投资主体隶属层级”的原则,将企业审批权责划分到不同层级的发展改革部门,为本文构建相关变量提供了制度条件。“项目规模”是指根据投资项目的金额为划分依据,分由各级发展改革部门审批;^①“隶属层级”以企业的上级主管单位或工商

① 1983 年《关于更新改造措施与基本建设划分的暂行规定》规定:“用各种资金安排的基本建设大中型项目一律由国家计委审批,小型项目一律由省、市、自治区计委和国务院有关部门审批。”随着审批权限下放,规模限额的标准在各地差异明显。

注册部门的层级为划分依据,隶属某一层级的企业的投资项目一般由级别对等的发展改革部门审批。^①因缺乏项目的微观数据,我们无法将企业的投资项目逐一划归到相应级别的发展改革部门。退而求其次,我们利用各隶属层级企业的固定资产投资规模,度量具有相应管理权责的发展改革部门的政策工具。^②鉴于发展改革部门通过事前制定行业投资和发展规划,以及事后负责投资审批等方式,直接或间接地影响企业的投资行为,本文用各级企业的项目投资作为发展改革部门政策工具的度量,具有一定的合理性。

本文不是研究财政部和国家发改委间的协调,而是省财政厅和省发改委间的协调,对应的回归使用的是地级市面板数据。这一选择的主要原因有四点。第一,中国于2004年改革了投资管理体制,将大量企业投资项目的管理职责下沉到市、县政府发展改革部门,样本期中1998—2003年中央企业投资很可能接受国家发展改革部门的直接管理,而2004—2009年市、县属企业的投资由隶属层级更低的发展改革部门管理。综合考虑,在项目层级数据不可得的情况下,以省属企业投资反映省发改委的行为是次优选择。第二,以省财政厅和省发改委作为理论模型中上级政府的组成部门,所对应的下级政府是地级市,那么构建地级市面板数据可以显著增加样本观测值数量,有利于提高估计结果的可信度。^③第三,本文的模型分析两部门在给定资源总额情况下的分配决策,而中央部委的政策工具更加多样,如财政部可以通过发行国债等方式增加可分配资金,而地方部门更符合“分配型”部门假设,且权责与政策工具较为单一,较好地匹配理论模型与实证研究数据。同时,中央—省级政府之间的资源分配,容易受到诸多非经济因素的影响(陈硕和朱志韬,2018),识别部委间协调的难度更大。第四,尽管地方政府部门和中央部委的行政级别不同,但同级政府不同部门之间的协调是相似的,省级政府部门之间的关系可作为中央部门间协调的替代样本。

(二) 计量模型和变量设定

根据理论模型以及前文的识别策略,构建如下基准计量方程:

$$Transfer_{it} = \alpha + \beta \cdot Invest_{it} + \gamma'X_{it} + \theta_i + \sigma_t + \sigma_t \times t + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

其中,被解释变量 $Transfer_{it}$ 是地区 i 在 t 时期获得的转移支付的对数值。本文分别使用一般性转移支付和专项转移支付作为 $Transfer_{it}$ 的度量。在稳健性检验部分,我们还参考现有文献的做法(郑世林和应姗姗,2017;吕冰洋等,2018),使用专项转移支付占比作为被解释变量。核心解释变量 $Invest_{it}$ 是 i 地区在 t 时期获得上级发改委审批的固定资产投资额的对数值,以该地区省属工业企业的固定资产投资加总所得到的省属投资为代理变量。后文的稳健性检验也使用了该地区加总的其他隶属关系的投资作为解释变量。 β 是本文关心的核心系数。若 β 不为 0,说明省财政厅对 i 地区的转移支付,受到了省发改委对该地区的投资审批额的影响。另据理论分析, β 的正负号还体现了政府效用函数在总产出与区域平衡目标之间的权衡,是具有直接经济含义的参数。基准回归还加入了面板数据年度和地区双向固定效应 θ_i, σ_t 。为了控制随时间变化的地区特征,部分回归中还加

① 按照隶属层级划分审批权限的制度安排及其演进,我们进行了详细的梳理。限于篇幅没有展示,感兴趣的读者可向作者索取。样本期内有 14 个省(市、自治区)的企业备案权限是部分或完全地根据隶属层级划分的,有 14 个省(市、自治区)是部分或完全地根据属地原则划分的,只有 10 个省(市、自治区)是部分或完全地根据项目规模划分的。

② 这样做可能产生两方面偏差:一是将不属于省发改委管理的小型企业的小型投资项目错误地计算在内;二是将属于省发改委管理的其他隶属层级企业的大型投资或跨市投资项目错误地排除在外。一般来说,投资主体隶属层级与投资项目规模往往高度相关。因此,第一类偏差的程度较弱。而在同一个市场环境中,企业的投资决策具有相关性,因此省属企业投资的变动可以反映省发改委管理的其他企业投资的变动。尽管两类度量偏差会影响实证估计系数的大小,但度量误差带来的是衰减偏差,因此下文得到的是回归系数的保守估计,两部门协调程度的实际经济显著性将大于本文展示的结果。

③ 如果以财政部和国家发改委作为研究对象,则使用省级面板数据,核心变量为财政部分配各省的转移支付以及中央投资。我们也对省级数据进行了回归,得到接近的结果。限于篇幅,此处没有报告。

入了地区特性的时间趋势项 $\sigma_i \times t$ 。 ε_{it} 为随机扰动项。我们还参考吕冰洋等(2018)的做法,加入了一系列地级市层面的控制变量 X_{it} (见表3)。为了避免地区经济增长核算误差,我们使用了夜间卫星灯光数据。针对样本期内地级市财权和事权的变化,我们还引入了政策对象和政策实施时间的交互项,控制了省直管县改革变量(PMC)和扩权强县改革变量(Expansion)。

(三)数据说明

本文使用的数据为1998—2009年地市级面板数据。^① $Transfer_{it}$ 和其他财政变量来自《全国地市县财政统计资料》,构造 $Invest_{it}$ 所用的数据来自《规模以上工业企业数据库》企业微观数据, X_{it} 主要来自于《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》,夜间灯光数据来自美国国家海洋和大气管理局(NOAA),省直管县和扩权强县变量根据各省份相关政策文件手工整理得到。工业企业数据包含所有国有工业企业和主营业务收入500万以上的非国有企业的基本情况和财务信息。这些企业的销售收入总额约占全国工业企业销售收入的89.5%(聂辉华等,2012),具有很好的代表性。我们对工业企业数据库进行了如下处理。第一,参照Brandt et al.(2012)的做法,依据法人代码、企业名称、法人信息、地址和电话号码等匹配工业企业样本,得到了企业层面的非平衡面板数据。第二,剔除非平衡面板数据中不满足“规模以上”、缺少关键性变量、样本变量不符合逻辑等标准的异常观测值。第三,参考聂辉华等(2009)和俞剑等(2016)的计算方法,根据(20)式计算每个企业 j 在 t 年的固定资产投资额,企业固定资产现值和折旧分别为 K 和 δ 。第四,借鉴王宇澄等(2018)的计算方法,对隶属关系 c 属于“省属”(PROV)企业的投资额进行加总,并根据(21)式得到 $Invest_{prov}$ 。在加总省属投资额时,剔除了投资额在99%分位数以上及税率小于0的企业。

$$I_{ij,t} = K_{ij,t+1} - (1 - \delta_{ij,t}) \cdot K_{ij,t} \tag{20}$$

$$Invest_{prov_{i,t}} = \ln \left[\sum_j I_{j,c,t} \cdot 1(c \in PROV) + 1 \right] \tag{21}$$

为了检验微观加总数据的代表性和合理性,我们对比了微观数据加总的省级中央投资数据和《固定资产投资统计年鉴》中的“中央项目投资”数据,发现前者约为后者的70%。

变量的描述性统计见表2。表中报告了主要变量的自然对数值和原始单位。可以看到,使用对数形式后主要解释变量和被解释变量的数据离散程度较小,较为符合正态分布假设。

表2 变量描述性统计

变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
专项补助(专项转移支付)	$Transfer_{zx}$	3298	10.8774	1.1319	3.7377	14.9374
一般转移支付	$Transfer_{general}$	2539	10.1184	1.8896	3.0910	15.2092
税收返还	Tax_{rebate}	3288	10.7179	1.0340	5.9865	15.2175
专项转移支付比重	$Percent$	2539	0.6823	0.1946	0.0464	0.9989
省属投资	$Invest_{prov}$	3823	9.1309	2.7098	0.0000	15.0345
中央投资	$Invest_{central}$	3519	9.3297	3.2542	0.0000	15.7164
市属投资	$Invest_{city}$	4037	9.5110	2.1392	0.0000	14.5732
其他投资	$Invest_{other}$	4086	10.9716	1.9899	0.0000	16.1365

注:本表中Percent的设定方式为专项补助/(专项补助+一般转移支付)。本文还控制了一系列控制变量,其中pop_density为单位面积人口数,city为城镇人口占比,dnvalue为校准后的DMSPOLS夜间城市灯光亮度,structur为第二产业增加值占比,finance为(财政收入-财政支付)/财政收入,gov_size为每万人财政供养人口,bed为每万人中的病床数量,PMC和Expansion为虚拟变量。其余变量,包括土地面积(land)、人均国内生产总值(gdp_per)、财政收入(revenue)、企业生产能力(industrypro)、收入水平(wage)均为原始数据的对数值。限于篇幅,控制变量的描述性统计结果未列出,可向作者索要。

① 本文的核心解释变量由《规模以上工业企业数据库》加总所得,其可得的最新年限为2009年。

四、实证结果

(一) 基准结果

表3报告了使用OLS方法和面板双向固定效应模型的基准回归结果。第(1)、(2)列分别为不加入控制变量的随机效应模型估计结果和固定效应模型估计结果。Hausman检验结果建议使用固定效应模型。结果显示,在1%的置信水平上, $Invest_prov$ 的系数显著为正,表明省属投资与专项转移支付存在正相关关系。第(3)列是加入了控制变量的估计结果。给定其他因素不变,一个城市获得省发改委审批的省属投资每增加1%,会导致省财政厅对该市的专项转移支付增加0.00799%。考虑到财政转移支付分配具有动态效应,我们在估计模型的右边加入了被解释变量的滞后项缓解反向因果问题。估计结果显示(见第(4)列),专项转移支付的分配显著受到了上一期省属投资的正向影响。我们同时加入了解释变量和被解释变量的一阶滞后项(见第(5)列),进一步控制了城市特异性的时间趋势项(见第(6)列),结果均显示 $Invest_prov$ 的估计系数是稳健的。

此外,基准回归使用了聚类到地市级层面的异方差稳健标准误,但考虑到同一省内各地区的经济政治因素有较强相似性,我们将回归标准误聚类到省层面,^① $Invest_prov$ 的估计系数仍在10%的置信水平上显著。在经济显著性上,以第(5)列为准, $Invest_prov$ 的估计系数小于0.01,表明省财政厅的专项转移支付,与省发改委当期和上一期审批的省属投资存在程度较小的正向互动关系。这可能是因为专项转移支付和企业投资之间缺乏正式的制度关联,非正式的部门协调不能显著影响部门之间的行为。

表3 发改委投资审批对专项转移支付的影响

变量名	专项转移支付对数值					
	(1) RE	(2) FE	(3) FE	(4) FE	(5) FE	(6) FE
$Invest_prov$	0.0947 *** (0.0107) [0.0172]*	0.0128 *** (0.00411) [0.00705]*	0.00799 ** (0.00324) [0.00423]*	0.00983 *** (0.00378) [0.00494]*	0.00840 ** (0.00328) [0.00452]*	0.00776 ** (0.00356) [0.00511]
$l.Transfer_zx$			0.415 *** (0.0293)		0.413 *** (0.0301)	0.279 *** (0.0204)
$l.Invest_prov$				0.0100 *** (0.00376)	0.00479 (0.00331)	0.00622 * (0.00353)
控制变量	否	否	是	是	是	是
地区固定效应	否	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	是	是	是	是
地区特异性时间趋势	否	否	否	否	否	是
Hausman 检验	—	12.06	553.43	1191.46	1257.17	4869.11
Hausman p-value	—	[0.0005]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
观测值	3119	3118	2587	2509	2509	2517
R ²	0.0433	0.887	0.942	0.929	0.942	0.931
地级市个数	286	286	276	276	276	276

注:括号中报告了稳健标准误,圆括号内的标准误聚类到地市级层面,方括号内的标准误聚类到省级层面。***、**、*分别表示1%、5%、10%统计水平下显著。如无特别说明,估计模型中均加入了控制变量、地区固定效应和年份固定效应,限于篇幅,控制变量的估计系数未列出,可向作者索要,下同。

① 这里仅报告了核心解释变量的两种标准误。

(二) 稳健性检验与拓展分析

1. 安慰剂检验

以上基准回归可能存在遗漏变量对估计结果的影响,包括投资环境、市场健全程度、文化因素等同时影响省级转移支付分配和企业投资决策。由于投资项目实行分级管理制度,跨层级政府部门之间缺乏正式和非正式的互动交流的机会,我们认为国家、地市和县级发改委的审批决策不影响省财政厅的转移支付分配。如果中央企业、市属企业和民营企业投资额与省级转移支付分配存在显著相关关系,则说明确实存在遗漏变量偏误。反之,说明潜在的遗漏变量已经得到了较好的控制。为了排除潜在的遗漏变量问题,我们通过替换核心解释变量,对基准模型估计结果进行安慰剂检验,结果见表4。第(1)—(3)列是依次将解释变量替换本地区中央属投资 *Invest_central*、市属投资 *Invest_city* 和其他投资 *Invest_other* 的回归结果,估计系数均不显著。第(4)列加入此类层级投资变量,结果依然只有省属投资变量显著且为正,表明基准回归结果是稳健的。系数检验也表明,第(4)列中,省属投资的系数显著大于中央、市属和其他投资的系数。

表4 安慰剂检验结果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	专项转移支付	专项转移支付	专项转移支付	专项转移支付
<i>Invest_prov</i>				0.00692 ** (0.00339)
<i>Invest_central</i>	0.000140 (0.00303)			-0.0178 (0.0126)
<i>Invest_city</i>		0.00147 (0.00540)		-0.00233 (0.00565)
<i>Invest_other</i>			-0.0195 (0.0120)	-0.000341 (0.00327)
观测值	2419	2657	2657	2360
R ²	0.944	0.943	0.943	0.941
系数检验:				
省属 - 中央				0.00726 *
省属 - 市属				0.00925
省属 - 其他				0.0248 **

2. 工具变量回归

为了解决潜在的联立方程偏误,我们构造了工具变量 (*IV*) 并进行两阶段最小二乘回归 (2SLS)。企业投资要经过企业申报和发改委审批两个环节,省属投资主要由影响企业决策的市场因素和影响政府审批的行政因素决定。考虑到本文中的联立方程偏误主要来自于行政因素,那么根据市场因素的变异构造 *IV*,能同时满足 *IV* 的相关性和排他性条件。*IV1* 为本省内其他地市平均省属投资,度量了样本所在省内除地区 *i* 之外其他地市省属投资额的均值。同一省内的主要经济社会因素接近,省内不同地市的企业面临的市场机遇相似,因此本地区与其他地市的企业的投资决策具有相关性。同时,在潜在遗漏变量得到较好控制的情况下,*IV1* 排除了本市样本后基本不会与本市获得的转移支付直接相关,满足排他性条件。我们还构造了 *IV2*,度量除本市外其他地区市属

投资额的平均值。尽管审核主体不同,但是不同隶属关系的企业对于市场变化的反应是相似的,省内其他地区市属企业的投资在一定程度上反映了本地区省属企业面临的投资机会,并且上述安慰剂检验已经验证了市属投资与转移支付之间不存在显著的相关关系,使用 IV2 可进一步提高工具变量的外生性。我们还借鉴其他研究的思路(Atkin,2013;陈斌开和张川川,2016),构造供给冲击,排除需求因素,得到 IV3。

$$IV3_{i,t} = \ln[\lambda_{i,1999} \times \sum_{i \in I} Invest_{prov_{i,t}}], \lambda_{i,1999} = \frac{Invest_{prov_{i,1999}}}{\sum_{i \in I} Invest_{prov_{i,1999}}} \quad (22)$$

其中, $\lambda_{i,1999}$ 为样本初期^①本地区省属投资占全省省属投资总额的比重,由样本初期省属企业在省内的地区分布所前定,度量该地区投资对市场机遇的反应程度,但与部门间协调无关。因此, $\lambda_{i,1999}$ 与各期省属投资总额的交互,可以分离出投资变化中来自市场的冲击。

表 5 第(1)一(3)列分别报告了使用三个工具变量的回归结果,表明在 1% 的水平上,省发改委投资审批对省财政厅专项转移支付的影响依然显著为正,且回归系数绝对值明显加大。这可能是由于工具变量分离出市场冲击,估计结果为局部处理效应(LATE)。根据第一阶段回归、F 统计量和 Cragg-Donald F 统计量,IV 与内生变量具有较强的一阶段相关性,因此在统计上不存在弱工具变量问题。根据安慰剂检验,市属投资与转移支付分配不直接相关,也即 IV2 的外生性更强,而且其一阶段 F 统计量也最大,适合作为工具变量回归基准结果。由于在模型中包含了主要变量的滞后项,我们采用系统 GMM 的方法估计动态面板模型(见第(4)、(5)列),回归结果仍然稳健。

表 5 工具变量回归结果

被解释变量	专项转移支付对数				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2SLS-IV1	2SLS-IV2	2SLS-IV3	sys-GMM	sys-GMM
<i>invest_prov</i>	0.0989 *** (0.0246)	0.0516 *** (0.0111)	0.0744 *** (0.0203)	0.0723 *** (0.0279)	0.0163 ** (0.00785)
<i>l.transfer_zx</i>	0.401 *** (0.0310)	0.408 *** (0.0297)	0.369 *** (0.0616)	0.692 *** (0.0538)	0.672 *** (0.0586)
一阶段 F 统计量	35.84	99.11	75.71	—	—
Cragg-Donald F 统计量	65.60	281.02	100.18		
K-Prk LM 统计量	31.18	69.45	49.93		
AR(1)	—	—	—	[0.000]	[0.000]
AR(2)	—	—	—	[0.089]	[0.071]
Hansen J 统计量	—	—	—	25.76	37.4
观测值	2586	2585	2244	2593	2581
R ²	0.921	0.937	0.903		
城市数量	270	270	218	270	279

注:方括号中报告了检验统计量的 p 值。工具变量检验统计量的 p 值均小于 0.01,因此可以在 1% 的显著性水平上拒绝工具变量识别不足和弱识别的原假设。

① 本文数据的样本第一年为 1998 年,但是由于 1998 年多个地市财政数据缺失,为了避免样本损失,我们使用 1999 年的数据构造工具变量。

3. 分地区回归

我们将全部样本分为东、中、西三个区域子样本,考察部门间协调与资源分配的地区异质性(见表6)。结果显示,东部地区子样本 *Invest_prov* 估计系数均显著为正,说明东部地区政府更偏向于“经济发展型”政府;中部地区估计系数为正,但显著性较弱,西部地区则系数为负且不显著。造成这一结果有两种可能原因:一是中西部地区政府部门间不存在资源分配协调机制;二是部门间协调的确存在,但如果地方政府介于“经济发展型”与“区域平衡型”之间时($\varphi_s \rightarrow 0$),部门间协调会减弱甚至消失。综合判断,可能是因为东部地区发展经济条件比较好,营商环境更优,政府领导的考核更强调经济增长,从而促使各部门将资源集中于重点地区和城市。而中西部地区由于经济发展水平相对较低,市场在资源配置中的作用较弱,地方政府兼顾基础设施建设、扶贫济困、生态修复、维稳等更多的目标,对经济发展的重视反而弱于东部地区。这一结果表明,部门间协调与资源分配具有地区异质性,或进一步加大中国地区平衡发展的难度。

表6 分地区回归结果

所在地区	东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
<i>Invest_prov</i>	0.0102 ** (0.00501)	0.0664 *** (0.0197)	0.00819 (0.00521)	0.0497 * (0.0251)	-0.00662 (0.00630)	-0.0614 (0.0404)
<i>l. Transfer_zx</i>	0.371 *** (0.0544)	0.372 *** (0.0539)	0.390 *** (0.0483)	0.389 *** (0.0476)	0.355 *** (0.0360)	0.343 *** (0.0421)
一阶段 F 统计量	—	47.43	—	31.39	—	17.61
观测值	1000	1000	915	924	672	661
R ²	0.940	0.932	0.953	0.949	0.952	0.947

注:2SLS 估计使用的是 IV2。括号中报告了稳健标准误,标准误聚类到地市级层面。

综上,本文认为中国地方政府部门间整体上存在协调关系,证实了本文的假说1。同时,各项结果中省级投资审批对专项转移支付的回归系数均为正,说明省级政府对总产出目标的偏好甚于辖区内区域均衡发展目标。这为中国在保持经济高速增长同时,区域发展不平衡加剧的典型事实提供了部门协调视角的解释。

(三) 考虑投资体制改革的政策试验

以上检验已证实省级部门之间存在广泛的政策工具协调,但仍无法识别其产生的边界条件。考虑到各部门拥有相应的政策工具是部门间存在协调的前提,如果存在导致部门权责变化的外生冲击,就可以构建不同部门的决策信息环境,从而直接检验部门间协调的实现机制。2004年国务院颁布的《关于投资体制改革的决定》(国发[2004]20号),将企业投资审批制逐步调整为核准制与备案制,^①削减了各级发展改革部门对企业固定资产投资的审批权限。借助这一外生冲击,构建省属投资规模与政策实施虚拟变量的交互项,衡量政策冲击对部门间协调的影响。如果投资体制改革弱化了发改委对省属投资的政策影响力,相应降低了发改委投资审批对

① 改革项目审批制度,落实企业投资自主权。彻底改革现行不分投资主体、不分资金来源、不分项目性质,一律按投资规模大小分别由各级政府及有关部门审批的企业投资管理方法。对于企业不使用政府投资建设的项目,一律不再实行审批制,区别不同情况实行核准制和备案制。

财政专项转移支付分配的影响,理论预测交互项系数显著为负。然而,由于依然存在发改委对企业投资决策的影响,部门间协调机制还可能继续存在,即主效应系数显著为正,且省属投资的边际效应为正。

表7报告了(23)式的估计结果。其中第(3)、(4)列是以省属投资及其与改革交互项为核心解释变量的估计结果。 $\widehat{\beta}_2$ 显著为负, β_1 显著为正,且 $|\widehat{\beta}_1| > |\widehat{\beta}_2|$,和理论预期一致,再次表明投资体制改革显著减弱了部门间的协调。我们还报告了使用一般转移支付作为被解释变量、其他层级投资交互项作为解释变量的稳健性检验结果,回归系数均不显著,符合本文的理论预期。

表7 改革交互项模型估计结果

被解释变量	一般转移支付		专项转移支付				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Invest_prov * T</i>	0.00264 (0.0122)	0.00904 (0.0130)	-0.0171 ** (0.00869)	-0.0144 ** (0.00700)			
<i>Invest_prov</i>	-0.00832 (0.00956)	-0.0114 (0.00958)	0.0207 *** (0.00515)	0.0165 *** (0.00452)			
<i>Invest_other * T</i>					0.0135 (0.0188)		
<i>Invest_other</i>					-0.0174 (0.0166)		
<i>Invest_city * T</i>						-0.0146 (0.0110)	
<i>Invest_city</i>						0.00816 (0.00880)	
<i>Invest_central * T</i>							0.000254 (0.00613)
<i>Invest_central</i>							-0.00123 (0.00438)
控制变量	否	是	否	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2192	2456	3118	2619	2692	2691	2450
R ²	0.915	0.914	0.888	0.928	0.930	0.930	0.930

五、结论和政策建议

本文选取了发展改革部门和财政部门这两个综合性政府部门为研究对象,剖析发改委的企业

投资审批对同级财政部门专项转移支付分配决策的影响,尝试打开同级政府不同组成部门之间“条条”关系的“黑箱”。本文梳理了中国部门间协调的制度背景和典型事实,构建了三级科层博弈下的政策工具分配模型,并使用微观数据构建了1998—2009年地市级面板数据,发现一个地级市的企业所获得的省发改委的投资审批越多,该地级市得到省财政厅分配的专项转移支付也显著增加,表明两个部门的政策工具间存在显著的正向互补关系;更进一步的研究发现,该机制在东部发达地区政府部门间更为明显,显示了不同地区对经济增长和区域平衡发展的异质性偏好。本文还借助国家投资体制改革对发改委投资审批权的外生冲击,检验了估计结果的稳健性,并比较了不同协调模式的差异。

本文从多部门政策目标交叉的视角,提出了一种解释发展改革部门和同级财政部门之间政策协调的机制:由于两个综合性部门的目标函数同时包含经济增长和区域平衡目标,即使两部门之间没有正式协调制度,也会在追求部门自身目标的同时“自发”促成部门之间的协调。虽然本文的研究还处于初步阶段,但上述同级政府不同部门间的协调机制可能并非个例,且因具体部门职能、目标函数、支配工具的不同而呈现多样的关系。这为理解中国经济发展事实提供了全新的视角,与关注央地和地方政府间“块块”治理关系文献形成互补。本文还发现,这种“自发”协调机制利弊兼存:在部门间正式制度安排缺失、管辖边界不明确、权责交叉的情况下,部门间的政策工具协调提高了政策执行和重大项目的推进效率,是中国“集中力量办大事”的制度优势的组织基础;但过于强化经济发展目标导向的政策协调,导致资源集中于局部发展水平高、投资环境好、基础设施完善的地区,从而加剧了区域发展不平衡不充分的矛盾。

本研究有两点政策含义。第一,政府部门的职能交叉是造成政策工具“自发”协调的重要原因之一。随着新时代社会主要矛盾的深刻变化,中国加快构建现代化经济体系不仅要坚持市场在资源配置中的决定性作用,而且要从调整政府自身的职能和提高现代治理水平入手,反思过去中高速增长阶段所设置的政府职能分工能否适应高质量发展阶段的要求。因此,贯彻新发展理念,重新梳理、评估和界定政府机构的权责边界,减少部门间目标重叠,将是今后国家治理体系和治理能力现代化的重点和难点。第二,即便是经济相对发达地区的东部地区,政府不同组成部门之间的协调仍然存在追求经济增长的导向,反而是经济发展水平较低的中西部地区,政府部门间的协调表现出更强的区域均衡发展导向。这种地区发展阶段与政策目标之间的异质性,或许是中国区域经济发展“马太效应”的制度性根源。因此,在更为强调均衡发展的政策目标下,推动各地区、各部门系统调整政策目标,将是当前和今后一个时期的重要改革任务。

参考文献

- 蔡英辉、申爱华,2014:《我国中央部委间关系研究——基于跨部门协同的考量》,《四川行政学院学报》第5期。
- 陈斌开、张川川,2016:《人力资本和中国城市住房价格》,《中国社会科学》第5期。
- 陈硕、朱志涛,2018:《相对绩效考核与自由裁量权:中国县级官员治理考察》,《经济学(季刊)》即将刊出。
- 范子英、李欣,2014:《部长的政治关联效应与财政转移支付分配》,《经济研究》第6期。
- 高楠、梁平汉,2015:《为什么政府机构越来越膨胀?——部门利益分化的视角》,《经济研究》第9期。
- 李飞跃、张冬、刘明兴,2014:《实际政治权力结构与地方经济增长:中国革命战争的长期影响》,《经济研究》第12期。
- 梁平汉、高楠,2017:《实际权力结构与地方政府行为:理论模型与实证研究》,《经济研究》第4期。
- 梁平汉、周润桦,2018:《地方领导人社会关系、晋升激励与政府行为》,工作论文。
- 吕冰洋、毛捷、马光荣,2018:《分税与转移支付结构:专项转移支付为什么越来越多?》,《管理世界》第4期。
- 聂辉华、方明月、李涛,2009:《增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例》,《管理世界》第5期。
- 聂辉华、江艇、杨汝岱,2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 王清,2018:《政府部门间为何合作:政绩相容体的分析框架》,《中国行政管理》第7期。
- 王宇澄、张莉、郑新业,2018:《“准财政政策”能指望么?——中央投资对地方投资带动效应评估》,《管理世界》第8期。

- 徐忠,2018:《新时代背景下中国金融体系与国家治理体系现代化》,《经济研究》第8期。
- 俞剑、郑文平、程冬,2016:《油价不确定性与企业投资》,《金融研究》第12期。
- 郑世林,2016:《中国政府经济治理的项目体制研究》,《中国软科学》第2期。
- 郑世林、应珊珊,2017:《项目制治理模式与中国地区经济发展》,《中国工业经济》第2期。
- 周飞舟,2012:《财政资金的专项化及其问题兼论“项目治国”》,《社会》第1期。
- Atkin, D., 2013, “Trade, Tastes, and Nutrition in India”, *American Economic Review*, 103(5), 1629—1663.
- Behrman, J., and S. Craig., 1987, “The Distribution of Public Services: An Exploration of Local Governmental Preferences”, *American Economic Review*, 77(1), 37—49.
- Bernholz, P., 1973, “Logrolling, Arrow Paradox and Cyclical Majorities”, *Public Choice*, 15(1), 87—95.
- Bernholz, Peter, 1978, “On the Stability of Logrolling Outcomes in Stochastic Games”, *Public Choice*, 33(3), 65—82.
- Boyle, M., and V. Matheson, 2009, “Determinants of the Distribution of Congressional Earmarks across States”, *Economics Letters*, 104(2), 63—65.
- Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Yifan Zhang, 2012, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 97(2), 339—351.
- Brueckner, J. K., 2003, “Strategic Interaction Among Governments: An Overview of Empirical Studies”, *International Regional Science Review*, 26(2), 175—188.
- Buchanan, J., and G. Tullock, 1962, *The Calculus of Consent: Logical Foundations of Constitutional Democracy*, Ann Arbor, MI, University of Michigan Press.
- Bulow, J., J. D. Geanakoplos, and P. D. Klemperer, 1985, “Multimarket Oligopoly: Strategic Substitutes and Complements”, *Journal of Political Economy*, 93(3), 488—511.
- Cai, H., and D. Treisman, 2005, “Does Competition for Capital Discipline Governments? Decentralization, Globalization, and Public Policy”, *American Economic Review*, 95(3), 817—830.
- Castells, A., and A. Solé-Ollé, 2005, “The Regional Allocation of Infrastructure Investment: The Role of Equity, Efficiency and Political Factors”, *European Economic Review*, 49(5), 1165—1205.
- Copelovitch, M., 2010, “Master or Servant? Common Agency and the Political Economy of IMF Lending”, *International Studies Quarterly*, 54(1), 49—77.
- Crombez, C., 2000, “Spatial Models of Logrolling in the European Union”, *European Journal of Political Economy*, 16(4), 707—737.
- Gilli, M., and Y. Li, 2013, “A Model of Chinese Central Government: The Role of Reciprocal Accountability”, *Economics of Transition*, 21(3), 451—477.
- Gilli, M., Y. Li, and J. Qian, 2018, “Logrolling under Fragmented Authoritarianism: Theory and Evidence from China”, *Public Choice*, 175(1—2), 197—214.
- Lieberthal, K., 1992, “Introduction: The ‘fragmented Authoritarianism’ model and Its Limitations.”, in *Bureaucracy, Politics, and Decision Making in Post-Mao China*, Berkeley: University of California Press.
- Niskanen, W. A., 1971, *Bureaucracy and Representative Government*. Chicago: Aldine, Atherton.
- Oksenberg, M., and K. Lieberthal., 1988, *Policy Making in China: Leaders, Structures, and Processes*, Princeton: Princeton University Press.
- Qian, J., and K. H. Mok, 2016, “Dual Decentralization and Fragmented Authoritarianism in Governance: Crowding Out among Social Programmes in China: Dual Decentralization and ‘Fragmented Authoritarianism.’”, *Public Administration and Development*, 36, 185—197.
- Qian, Y., and G. Roland, 1998. “Federalism and the Soft Budget Constraint”, *American Economic Review*, 88(5), 1143—1162.
- Stratmann, T., 1992, “The Effects of Logrolling on Congressional Voting”, *American Economic Review*, 82(5), 1162—1176.
- Stratmann, T., 1995, “Logrolling in the U. S. Congress”, *Economic Inquiry*, 33(3), 441—456.
- Tiebout, C., 1956, “A Pure Theory of Local Expenditures”, *Journal of Political Economy*, 64(5), 416—424.
- Tullock, G., 1965, *The Politics of Bureaucracy*, Washington, D. C: Public Affairs Press.
- Tullock, G., 1970, “A Simple Algebraic Logrolling Model”, *American Economic Review*, 60(3), 419—426.
- Yang, Z., 2013, “‘Fragmented Authoritarianism’ - the Facilitator behind the Chinese Reform Miracle: A Case Study in Central China.”, *China Journal of Social Work*, 6(1), 4—13.

Coordination between Government Departments and the Allocation of Public Resources: Theory and Empirical Evidence

ZHENG Xinye^a, WANG Yucheng^b and ZHANG Li^a

(a: School of Applied Economics, Renmin University of China; b: Department of Economics, University of Pittsburgh)

Summary: Traditional government competition theory treats governments as a whole when analyzing their behavior, thereby neglecting the relationship between departments. However, evidence from China indicates that government departments have their own interests and exercise discretion in allocating their resources. Because there are no formal rules for interdepartmental coordination in China, the allocation of public resources is largely decided by the strategic interaction between departments. The report of the 19th National Congress of the Communist Party of China clearly stated that the government needed to “improve the coordination mechanism of economic policies”. Therefore, understanding the coordination and conflict between government departments is an important research issue, and it has practical significance for rationalizing the relationships between departments and promoting the reform of government institutions. This paper provides a rigorous theoretical and empirical analysis of the coordination between government departments. Specifically, we treat the National Development and Reform Commission (NDRC) and the Ministry of Finance (MoF) as interdependent decision-makers and analyze the effect of investment approval on the allocation of fiscal transfers. Overall, this paper helps to open the “black box” of internal government decision making.

To analyze the coordination between departments, we establish a multi-tier model of public resource allocation. To preclude the endogeneity problem arising from the policy-making processes of central ministries, we limit our research to the departments of provincial governments. In the model, the provincial government departments make resource allocation decisions based on their own targets and the behavior of other departments. Then, the municipal government responds to the provincial governments and decides how to use the fiscal expenditure. Lastly, private investors make their investment choices. We show that the direction and extent of the policy coordination depend on the trade-off between economic growth and regional balanced development, and the nature of the interdepartmental coordination.

Using micro-data on provincial-level firm investment in China to aggregate the proxy for provincial investment approval along with municipal-level data from 1998 to 2009, we empirically test and validate the existence of interdepartmental coordination. The greater the level of investment approved by the municipal government, the more special transfers it receives. However, this tendency is not observed for general transfers. These results indicate that China’s local governments prefer to generate economic growth.

To deal with the endogeneity problems arising from missing variables, we use central level investment, municipal level investment, and other investment as placebos. We also use three market factors as instrumental variables to deal with the endogeneity problems of simultaneous equations, because we believe that provincial investment is mainly determined by market factors and administrative factors while the simultaneity bias mainly comes from the administrative factors. Furthermore, using the investment system reform as an exogenous shock to the NDRC’s right of approval, which eliminates the effect of investment approval on the special transfer payment allocation decisions, we confirm the robustness of our results and show the heterogeneity between different types of coordination.

Our findings show that there is endogenous coordination between the development and reform commissions and their corresponding finance departments. The overlap of the objectives between departments leads to such coordination, which exists even in the absence of a formal coordination system. We believe that this form of endogenous coordination exists widely in China. Although our findings do not necessarily demonstrate whether this kind of department coordination is good or bad for administrative performance, our research provides a new perspective for understanding the behavior of local government and insights for the central government to adjust the form of interdepartmental coordination.

Keywords: Department Coordination; Investment Approval; Transfer Payment; National Development and Reform Commission; Ministry of Finance

JEL Classification: H77, H72, H30

(责任编辑:陈小亮)(校对:王红梅)