

---

# 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

宋美喆<sup>1</sup>

(湖南大学 经济与贸易学院, 长沙 410079;

湖南财政经济学院 财政金融学院, 长沙 410205)

**【摘要】:** 本文以财政竞争、资源错配与经济波动的内在联系为出发点, 通过构建含有共同因子的动态空间杜宾面板数据模型和中介效应模型, 基于 Bailey 等人(2016)提出的两步法的估计思路, 实证检验了财政竞争对经济波动影响的直接效应和间接效应。研究发现, 经济波动和资源错配在时间维度具有路径依赖特征, 在空间维度具有空间集聚特征; 财政竞争是导致经济波动的重要诱因之一, 其对经济波动的双重作用路径均显著, 不仅可以直接放大经济波动, 而且通过引发资源错配间接加剧波动态势。据此, 为实现宏观经济稳定发展, 本文提出完善区域性经济波动的联合监测预警机制、创新地方政府官员的政绩考核制度、充分发挥市场机制在资源配置中起主导性作用等对策建议。

**【关键词】:** 财政竞争 资源错配 经济波动 共同因子

**【中图分类号】:** F812.5 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006-2912(2021)03-0014-13

### 一、引言

现阶段我国宏观经济面临着较大的下行压力, 消费、投资、外贸增速均不同程度放缓, 在国内外严峻的经济环境下, 2020年国务院政府工作报告明确指出要抓好“六保”“六稳”工作, 有效应对经济冲击, 平抑经济波动, 稳住经济基本盘。政府应如何防范化解经济运行中的重大风险, 优化资源配置格局, 提高资源配置效率, 调控经济波动成为我们当前亟需解决的重点课题。经济波动一直以来都是宏观经济研究的核心问题, 为揭示经济波动的原因, 学者们提出了不同观点, 其中比较有代表性的包括真实经济周期说和货币信贷周期说。前者强调技术对经济的冲击, 认为技术冲击可以解释经济波动的主要部分。后者侧重货币冲击的影响, 认为经济波动与信贷供给有着密切的联系。上述理论一定程度上成功解释了市场经济条件下产生经济周期和经济波动的原因, 但由于在经济转型升级中政府采取了特定的经济政策并表现出特殊的行为特征, 导致理论对我国经济波动的

---

<sup>1</sup>**作者简介:** 宋美喆(1986-), 女, 新疆哈密人, 湖南财政经济学院财政金融学院, 讲师, 经济学博士, 湖南大学应用经济学博士后, 研究方向: 经济、金融统计, 公共财政管理。

**基金项目:** 2018 国家自然科学基金面上项目“财政竞争导致资源空间错配的条件、机制及其政策优化研究”(71873045); 2017 国家社科基金青年项目“惩罚机制下公共品自愿供给的组合格均衡评价及其实验研究”(17CGL056); 2019 湖南省教育科学“十三五”规划项目“湖南省高等教育与科技创新的耦合协调关系测度及提升对策研究”(XJK19QJG001)

解释效力较弱。与发达国家不同的是,使我国经济遭受冲击的最主要因素既非技术进步,也非货币供应量调控,而是与政府行为相关的一系列制度与环境(唐志军等,2011)<sup>[1]</sup>。必要的政府干预是经济持续稳定发展的前提保障,但不当的干预不仅不能熨平经济波动,反而可能引发经济发展失衡,加大经济波动的幅度。据测算,我国经济波动中的30%可追溯至地方政府行为的冲击(李猛和沈坤荣,2010)<sup>[2]</sup>。地方政府作为宏观调整政策的执行主体,拥有着管理辖区内经济和社会事务的自由裁量权,可引导个人、企业等经济主体的行为决策,影响资源要素的流动和分布,进而反映至经济的波动水平上。在晋升制度安排下,为增进辖区利益,获取有限的资源,迅速做大经济“蛋糕”,地方政府间展开激烈的竞争,而这种竞争往往是依靠财政支出的扩张和外延式的增长方式来实现。在此背景下,政府人为的干预很可能制约了劳动力、资本等资源要素的自由合理流动,改变了市场机制下要素逐利的本质(孙晓华和郭旭,2015)<sup>[3]</sup>,造成资源配置失衡,加剧要素市场扭曲,破坏经济稳定,抑制经济发展。故本文拟从理论和实证的角度探讨财政竞争、资源错配及其对经济波动的影响,分析地方政府行为对经济波动的传导机制,以优化顶层制度设计,重塑政府间财政关系,寻求经济稳定发展的有效途径。

## 二、文献综述

针对资源配置严重扭曲的现状,探寻问题产生的根源成为当前研究的热点之一。从资源错配的影响因素来看,可分为两大类,一是内生性因素,即市场机制,学者们分别分析了要素投入摩擦、市场不完全、资本调整成本等对资源错配产生的影响。二是外生性因素,即政府干预。其中财政竞争是影响资源要素流动的重要外生力量(钟军委和万道侠,2018)<sup>[4]</sup>,其影响着微观主体的资源配置决策和区域经济格局的演变。在分权体制下,出于经济利益和政治绩效的双重考虑,地方政府通过财政竞争手段争夺有限的资源,由此衍生出的市场分割、行政壁垒限制等问题,导致了资源错配(孙犇和宋艳伟,2012;梁河,2015;杨继东和罗路宝,2018;Zhang,2020)<sup>[5-8]</sup>,使地方政府在经济发展中扮演的角色表现为掠夺之手。朱德云等(2019)<sup>[9]</sup>指出地方政府间的财政支出竞争通过优势要素偏向性选择,造成资源配置扭曲。孙晓华和郭旭(2015)<sup>[3]</sup>采用空间计量模型实证检验了财政支出竞争对资源配置效率的影响,结果表明,前者对后者具有显著的阻碍作用,与钟军委和万道侠(2018)<sup>[4]</sup>的结论一致。杨继东和罗路宝(2018)<sup>[7]</sup>使用DID方法证实了“政府竞争”假说,地方政府间激烈的竞争,使得资源配置扭曲和低效。张鑫娜(2020)<sup>[10]</sup>通过DEA和固定效应面板数据模型实证检验得到结论,财政竞争对要素空间配置效率可能产生抑制影响。还有部分研究持截然相反的观点,即地方政府间的财政竞争可以促进技术进步,引致产业结构升级优化,并通过溢出效应、外部效应及相互模仿等手段支持地方经济发展,提升资源配置效率(钱颖一,2016;秦琳贵和沈体雁,2020)<sup>[11-12]</sup>。袁凯华和高翔(2019)<sup>[13]</sup>实证检验的结果表明,地方政府竞争效率改善到一定程度将有助于促进企业全要素生产率的进步。从资源错配产生的后果来看,国内外学者主要分析了其对经济增长效率的影响(Heish和Klenow,2009;Aoki,2012;Brandt等,2013)<sup>[14-16]</sup>,他们认为当资源要素无法有效配置到效率最高的领域时,会造成经济效率的损失。杨振和陈雨军(2013)<sup>[17]</sup>、李欣泽和陈言(2017)<sup>[18]</sup>从产业层面分析了资源错配对产业经济增长的阻碍作用。林伯强和杜克锐(2013)<sup>[19]</sup>、宋马林和金培振(2016)<sup>[20]</sup>讨论了资源错配带来的能源浪费与环境污染问题。少量研究关注于资源错配与经济波动的关联,从资源错配的角度探讨了我国的经济波动问题。朱军(2013)<sup>[21]</sup>构建了DSGE模型,研究发现公共资源配置对实际经济产出具有即期挤出效应,是经济波动方差的主要贡献者之一。Luo(2019)<sup>[22]</sup>同样使用DSGE模型分析了信贷资源在国有经济部门和非国有经济部门的错配对经济波动的影响。段莉芝等(2019)<sup>[23]</sup>聚焦于土地资源错配,认为其在短期内能够缓解经济波动,但在长期会引发经济波动。此外,地方政府在本地利益最大化动机驱使下表现出的行为特征,也在深刻影响着经济的稳定与发展(龚旻和张帆,2015)<sup>[24]</sup>。部分研究考察了地方政府行为对经济波动的直接作用。李猛和沈坤荣(2010)<sup>[2]</sup>得到结论,官员腐败程度越高,地方政府行为对经济波动的影响程度越大。丁骋骋和傅勇(2012)<sup>[25]</sup>推导出,如中央在金融体制上缺乏有力集权,地方政府为经济增长而展开的竞争会使宏观经济大起大落,降低经济稳定性。郭庆旺和贾俊雪(2006)<sup>[26]</sup>、唐志军等(2011)<sup>[1]</sup>的分析进一步表明,地方政府的引资动机引起投资过热,是宏观经济波动的深层原因。林春和孙英杰(2019)<sup>[27]</sup>使用联立方程模型实证检验的结果表明,财政纵向失衡、地方政府干预行为和政府间横向竞争均会影响经济波动。胡本田和王一杰(2020)<sup>[28]</sup>采用固定效应面板数据模型检验了地方政府行为对经济波动的影响,得出政府行为不仅会直接加剧经济波动,还会通过资源配置渠道间接影响经济波动。

纵观已有研究可知,在研究内容上,目前学术界从地方政府行为的角度围绕着资源错配和经济波动进行了大量研究,但关于财政竞争对经济波动影响的研究仍显不足,至于其中的影响机制和路径更是鲜见文端。极少有文献将财政竞争、资源错配与

经济波动置于统一的分析框架，将资源错配作为中介变量，阐述财政竞争对经济波动的传导效应，这三者间的逻辑联系还有待进一步深入挖掘。在研究方法上，大多数研究都忽略了现实中不同地区的空间关联。随着地区间经济往来日益密切，在地区间策略互动和博弈的影响下，不同地区的资源错配及经济波动相互作用，具有较强的空间联动性，故忽略此特征的实证模型估计结果往往是不可靠的，在研究方法和模型的构建方面还有待进一步改进。

### 三、理论机制

周黎安(2007)<sup>[29]</sup>的研究指出，在我国特色的财政分权体制下，政治上高度集权，而在经济上以分权为特征。上级政府负责下级政府官员的晋升考核，为提高升迁概率，在同级政府中脱颖而出，下级政府对获得良好政绩有着强烈诉求，会主动迎合上级的考核偏好，而不是当地居民的偏好。长期以来，作为地方官员政绩考核主要依据的是经济增长，为在有限的任期内提高当地经济总量，同级政府处于晋升博弈中，凭借手中掌握的对当地公共资源的配置权，以财政手段吸引要素资本流入。

财政竞争能够直接对经济波动产生影响，也可以通过改变资源的配置间接传导至经济波动。直接影响方面，财政竞争既可能正向加剧经济波动，也可能反向抑制经济波动，前者主要体现为：其一，当竞争是依靠财政支出的过度扩张来实现时，不仅会降低财政资金的利用效率，还会挤出私人部门的投资和消费，形成高经济增长与低居民消费并存的特殊格局。当经济处于低谷期时，这种格局会加剧供需的不匹配，在内需不足的同时，供给反而增加，导致经济波动(林春和孙英杰，2019)<sup>[27]</sup>。地方政府制定的宏观调控政策，又可能由于信息不对称、信息滞后、政策制定和执行的交易成本等，进一步加重经济波动。其二，为吸引外来资本入驻，促进本地投资和消费，地区间围绕招商引资展开竞争。出于急功近利的心理，地方政府片面追求招商成功率，以提高财税补贴力度，放宽企业准入门槛作为手段，对引入的企业和项目不加甄别地照单全收。这导致一些科技含量不高、工艺技术落后、污染严重的企业得以入驻，在资源既定的前提下大大排斥了先进技术和理念的引进，阻碍了地区科技发展，地区间的竞争表现为竞相降低引资质量的逐底竞争(段莉芝等，2019)<sup>[23]</sup>。一个地区的抗风险能力往往与创新能力有关，较低的科技水平和发展水平使得经济自我修复功能和稳定性也会比较差。后者主要体现为：其一，稳增长、保就业是官员选拔的前提条件，在经济增长前景黯淡，就业压力增大的形势下，为防止本地经济出现大幅下滑和大量失业，保住参与竞争的资格，地方政府通常会利用国有建设用地的控制权和垄断权，低价出让土地，换取工业投资增长，填平经济谷底。其二，尽可能多地吸引要素流入形成了对地方政府的外在压力，为打造良好的投资环境，地方政府主动改善当地的基础设施水平和公共治理水平，提高了地区间的通达性，减少了要素流动的摩擦成本，强化了地区间经济社会联系，为资源在更大范围内的流动和有效配置提供了可能，也为本地引起先进技术和高质量人力资本创造了条件，这同时使得地区抗风险能力增强。

间接影响方面，在政治晋升和经济利益的双重激励下，地方政府运用公共权力对当地经济社会进行干预，改变了企业、家庭等微观主体的行动策略和要素的流向，进而反映到经济的波动水平上。雷达和张胜满(2015)<sup>[30]</sup>指出，财政竞争扭曲了市场均衡状态下的资源配置格局。首先，官员晋升制度影响了下级政府的投资偏好，为符合上级政府的政策导向和发展需要，下级政府争相发展上级政府偏好的重点产业，一定程度上放弃了自身的比较优势和地域特色，非理性的投资违背市场规律，引起产业结构趋同、产业链条短等问题，造成资源在不同产业部门间的配置失衡，破坏经济社会的稳定性(胡本田和王一杰，2020)<sup>[28]</sup>。其次，相比较其他行业，工业能够在短期内快速拉动经济增长，地方政府普遍具有工业经济偏好，纷纷采取低价出让工业用地的策略吸引外来工业企业，大力推进工业园区建设，同时为了满足财政支出所需资金，高价出让商服用地和住宅用地的开发权和使用权，这造成工业产能过剩，房价不断攀升，服务业发展滞后等严重后果，资源在不同行业企业间存在着错配。而相较于制造业，服务业的需求弹性小，不易受到外部冲击的影响，更能应对经济波动，服务业发展滞后使其在熨平经济波动方面的作用受到限制，不利于经济稳定发展。再次，地方政府过度竞争，财政支出规模大幅提高，财政收入的增长速度跟不上财政支出的扩张，在地方政府的不当干预下，金融发展让位于经济增长，金融被赋予了过多财政职能。地方政府依靠融资平台借债来筹集资金，当投资项目无法维持正常运转，出现偿债危机，加之政府对当地银行信贷决策强加干涉，银行对政府的追债难度较大，致使金融资产损失，金融风险加剧，引发通货膨胀，即金融资源的错配加大了经济波动出现的可能性。最后，财政竞争会诱发地方政府重投资轻民生的倾向(林春和孙英杰，2019)<sup>[27]</sup>，使财政支出结构出现偏向。为能快速拉动经济增长，地方政府采用铺摊子的外延型发展模式，上马基础设施项目等各类政绩工程，忽视了回收期较长、正外部性较强的公共服务类支出，财政支出

带有较强的短期利益导向。基础设施重复建设问题突出，公共服务供给不足，资源在不同支出领域间存在错配，其中投资过热使经济波动的态势越演越烈，政府公共服务供给能力的弱化不利于社会稳定。

综上，财政竞争对经济波动的直接影响同时存在正负两个方向，实际表现为正向加剧还是反向平抑还取决于哪股力量占上风。财政竞争对经济波动的间接影响为正向，主要是通过加重资源配置的扭曲程度加剧经济波动，如图 1 所示。

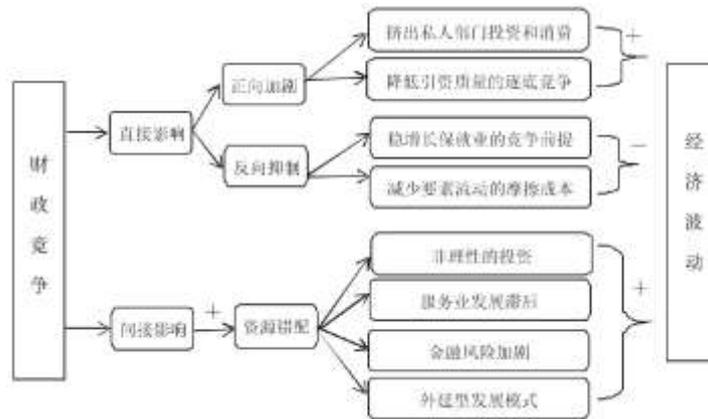


图 1 财政竞争、资源错配对经济波动影响的机制和路径

注：“+”表示正向影响，即增加；“-”表示负向影响，即减少。

#### 四、实证模型、指标及数据

##### (一) 模型构建

因地区间的经济波动具有空间传递性，当本地经济受到冲击时，会通过贸易、金融等渠道传导至邻近地区，引发地区间经济波动的协同，这一点已经被黄晶(2014)<sup>[31]</sup>证实。如在模型中忽略经济波动的空间关联，会造成参数估计偏误，故需要建立空间面板计量模型对理论进行验证。从分类来看，空间面板计量模型大致分为三种：空间滞后面板数据模型、空间误差面板数据模型和空间杜宾面板数据模型。其中空间滞后面板数据模型和空间误差面板数据模型都可由空间杜宾面板数据模型变换而来，空间杜宾面板数据模型具有更普遍意义，又因经济波动具有时间延续性，本期的经济波动水平依赖于上一期，综合考虑建立动态空间杜宾面板数据模型(1)：

$$Eco_{it} = \beta_0 + \gamma_1 Eco_{it-1} + \gamma_2 WEco_{it} + \beta_1 Fis_{it} + \beta_2 WFis_{it} + \beta_3 Mis_{it} + \beta_4 WMis_{it} + \lambda_1 X_{it} + \lambda_2 WX_{it} + \xi_{it} \quad (1)$$

模型(1)中，被解释变量  $Eco$  代表经济波动， $W$  是空间权重矩阵，时间滞后项的系数  $\gamma_1$  反映了经济波动水平的路径依赖特征，空间滞后项  $WEco$  的系数  $\gamma_2$  反映了地区间经济波动水平的关联。解释变量财政竞争  $Fis$  的系数  $\beta_1$  反映了本地区财政竞争强度对经济波动的影响，空间滞后项  $WFis$  的系数  $\beta_2$  反映了其他地区财政竞争强度变动带来的影响。系数  $\beta_3$  和  $\beta_4$  分别表示本地区资源错配  $Mis$  和其他地区资源错配  $WMis$  对当地经济波动的影响。 $X$  表示其他一系列控制变量。

为验证资源错配中介效应的存在，参考邵帅等(2019)<sup>[32]</sup>的做法，构建模型(2)和模型(3)：

$$Eco_{it} = \beta_0 + \gamma_1 Eco_{it-1} + \gamma_2 WEco_{it} + \beta_1 Fis_{it} + \beta_2 WFis_{it} + \lambda_1 X_{it} + \lambda_2 WX_{it} + \xi_{it} \quad (2)$$

$$Mis_{it} = \alpha_0 + \rho_1 Mis_{it-1} + \rho_2 WMis_{it} + \alpha_1 Fis_{it} + \alpha_2 WFis_{it} + \pi_1 X_{it} + \pi_2 WX_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

$\xi_{it}$  和  $\mu_{it}$  对应着不同模型的随机扰动项。模型(2)反映了财政竞争对经济波动影响的总效应，系数  $\beta_1$  既包括财政竞争对经济波动的直接影响，也包括财政竞争通过资源错配渠道对经济波动造成的间接影响。若存在中介效应，模型(3)中  $\alpha_1$  和模型(1)中的系数  $\beta_3$  应同时显著，传导效应为  $\beta_3 \times \alpha_1$ ，且模型(1)中  $Fis$  的系数  $\beta_1$  比模型(2)中的系数  $\beta_1$  估计值应有所变化或不再显著。同时模型(3)可用于考察资源错配的空间联动性和时间滞后性。

进一步地，Elhorst 等(2016)<sup>[33]</sup>的研究指出，地区间经济波动的关联可能并没有完全代表经济波动的空间相依关系，而是夹杂了共同因子的影响，如国家层面的经济波动，即不同地区的经济波动在同一宏观大环境的驱使下表现为共同的变化趋势，从而具有了相关性，如在模型估计时不考虑这一点，则会造成模型(1)中系数  $\gamma_2$  的高估，为此我们需要剔除共同因子的干扰。如何将共同因子和纯粹的空间相关区分开来，也是现代空间计量模型的核心。根据 Bailey 等(2016)<sup>[34]</sup>的方法，基于两步估计法的建模思路，首先建立地区层面经济波动与国家层面经济波动间的回归模型，具体形式为(4)：

$$Eco_{it} = \tau_{0i} + \tau_{1i} Eco_{Nt} + e_{it} \quad (4)$$

其中， $Eco_{Nt}$  表示第  $t$  年全国经济波动水平，通过估计模型(4)的参数，计算残差  $e_{it}$ ，即剔除共同因子后的经济波动水平，再将其用于前述动态空间杜宾面板数据模型的参数估计。

## (二) 指标选取

被解释变量，经济波动  $Eco$ ，根据李强(2012)<sup>[35]</sup>的研究，对人均 GDP 进行 HP 滤波处理，分离出波动成分  $B$  和趋势成分  $T$ ，使用  $\frac{B}{T} \times 100\%$  作为度量指标。

解释变量，财政竞争  $Fis$ ，财政竞争的形式分别税收竞争与财政支出竞争两种，因税收管理的规范性不断提高，留给地方政府操纵的空间有限，现阶段财政竞争主要表现为基于财政支出的竞争，地方政府具有扩张投资规模的冲动。根据邱栋桦和伏润民(2015)<sup>[36]</sup>的研究，以国有经济固定资产投资占全社会固定资产投资的比重反映财政竞争的程度。

中介变量，资源错配程度，参考林伯强和杜克锐(2013)<sup>[19]</sup>、宋马林和金培振(2016)<sup>[20]</sup>的做法，采用各地区要素市场发育程度与样本中要素市场发育程度最高的相对差距作为资源错配的指标表示，即  $Mis_{it} = [\max(\text{factor}_{it}) - \text{factor}_{it}] / [\max(\text{factor}_{it})] \times 100\%$ 。其中， $\text{factor}_{it}$  为第  $t$  年第  $i$  个地区的要素市场发育程度指数，通过金融业的市场化、引进外资的程度、劳动力流动性、技术成果市场化等方面来衡量，数据来源于《中国分省份市场化指数报告》(王小鲁等，2019)<sup>[37]</sup>，因该报告更新较慢，且在 2016 年后没有公布各子指标的相关数据，故借鉴马连福等(2015)<sup>[38]</sup>的做法，根据历年指数的平均增长幅度推出 2017-2018 年数据。

其他控制变量，参照林春和孙英杰(2019)<sup>[27]</sup>、胡本田和王一杰(2020)<sup>[28]</sup>、李成和王柄权(2020)<sup>[39]</sup>的研究，选取变量如下：人

力资本水平 X1, 以文盲半文盲占 15 岁以上人口比重表示;政府干预程度 X2, 以财政支出与 GDP 之比表示;产业结构 X3, 以第三产业产值占 GDP 比重表示;交通条件 X4, 以铁路营业里程数、内河航道里程数、公路里程数之和与地区土地面积之比表示。

空间权重矩阵 W, 主要体现地区间地理空间的关联, 矩阵元素取地区间基于经纬度计算的欧式距离的倒数, 地理距离越远, 权重值越小。

### (三)数据说明

为避免 2008 年次贷危机爆发造成回归模型出现结构突变问题, 本文的研究期定为 2009-2018 年, 样本包括全国大陆地区 31 个省、市、自治区和直辖市, 台湾、香港、澳门因统计口径不一致未涵盖在研究范围之内, 数据来源于历年的《中国统计年鉴》。个别数据缺失的, 采用插值法做补充。各指标数据的描述性统计分析见表 1:

表 1 指标数据的描述性统计分析

变量名	观测值个数	均值	标准差	最小值	最大值
Eco	310	-0.0008	0.0250	-0.1343	0.0817
Fis	310	0.6645	0.2983	0.0791	1.3862
Mis	310	0.6674	0.1756	0.0000	1.0693
X1	310	0.0646	0.0631	0.0123	0.4118
X2	310	0.2736	0.2061	0.0964	1.3792
X3	310	0.4477	0.0949	0.2862	0.8098
X4	310	0.9449	0.5661	0.0443	2.5290

从表 1 可以看到, 个别指标数据的标准差远大于均值, 通过初步判断可知其存在离群值, 为排除离群值对回归结果的干扰, 使用 winsor 缩尾处理。

比较各省份与全国总体层面的经济波动趋势(见图 2, 实线表示各省份, 虚线表示全国), 可知各省经济波动的整体走势与全国基本保持一致, 特别是福建、江西、河南等省份的经济波动趋势线与全国是高度重合的。受经济基本面的影响, 各省经济波动会表现出类似的变化特征, 可能导致经济波动呈现出“虚假”的空间关联。从整体趋势来看, 2009-2011 年各省份及全国经济波动频繁且幅度不断攀升, 为缓解次贷危机等外来冲击带来的持续影响我国基础设施投资不断扩张, 宏观调控目标在“保增长”和“控物价”之间反复跳转, 致使投资波动幅度增大, 引起经济波动剧烈。2012 年以后波动趋于缓和, 波动幅度下降, 经济呈现平稳增长的态势。以 2016 年为转折, 波动幅度又转而升高, 我国经济增长步入新常态, 经济结构和增长模式的调整使经济出现短期震荡。



Kobust LMlag	45.621*** (0.000)	45.399*** (0.000)	63.312*** (0.000)
Kobust LMerr	11.792*** (0.001)	12.485*** (0.000)	50.220*** (0.000)

注：(1)括号内为概率P值；(2)\*\*\*, \*\*, \*分别表示在1%, 5%, 10%的显著性水平上统计显著，下同。

## (二)CD检验和α指数

为了判断省份经济波动的空间关联是否和共同因子有关，同时使用CD检验和α指数作为依据，其中CD检验统计量的形式见(5)：

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^N \sum_{j=i+1}^N r_{ij}^{\wedge} \right) \quad (5)$$

$r_{ij}^{\wedge}$ 是从扩展类ADF回归中得到的配对残差相关系数的样本估计，N是省份个数，T是时间期数。CD统计量的极限分布为均值为0，方差为1的标准正态分布，如检验结果显著拒绝原假设，说明空间相关中有来自于共同因子的影响。

α指数也被称为横截面相依指数，取值在0到1之间，如果取1，表示相依程度最高，此时受共同因子的影响最大；取值在0与0.25之间，表示相依程度较低，受共同因子的影响较小，空间相关真正体现了省份间的相互作用。

检验结果显示，CD统计量的值为68.191，对应的伴随概率P值为0.000，远低于显著性水平1%，故可以拒绝原假设。α指数为1.0153，对应的标准差为0.0135，表现出强截面相关性。综上，省份层面经济波动的空间关联与全国经济波动这个共同因子有关，在进行回归分析前应先根据模型(4)剔除经济波动中共同因子的影响，进而对模型(1)进行估计，各省份经济波动对共同因子回归的估计结果见表3。可知，除少数个例外，省份层面的经济波动显著受到全国层面经济波动的影响，但不同省份的表现具有异质性。具体而言，山西、安徽、江西、陕西、甘肃、宁夏、新疆等省份对全国经济波动的反应更加敏感。从地理位置来看，这些省份基本位于中部和西部。当全国层面的经济波动提高1个单位时，上述省份经济波动随之提高的幅度超过1个单位，受全国整体经济走势波及的程度较深，抗风险能力较差，在面对全局性经济波动时，难以独善其身。北京、上海、山东、广东等其余省份对全国经济波动的反应敏感性较低，受全国经济波动的影响系数值小于1，且部分省份的估计系数不显著，这些省份多位于东部地区。对模型(4)的估计残差再次计算CD统计量和α指数，其值分别为8.581和0.5339，较之于经济波动原序列的检验结果有了大幅下降，说明已有效剔除了共同因子的影响。

表3 各省份经济波动对共同因子回归的估计结果

省份	t0i		t1i		省份	t0i		t1i	
	估计值	t 统计量	估计值	t 统计量		估计值	t 统计量	估计值	t 统计量
北京	0.0002	0.04	0.2000	0.72	湖北	-0.0002	-0.06	0.9358	3.38***
天津	-0.0003	-0.07	0.7341	2.65***	湖南	-0.0004	-0.1	0.7705	2.78***
河北	-0.0002	-0.04	1.2847	4.64***	广东	0.0002	0.05	0.3946	1.42
山西	0.0036	0.87	1.5619	5.64***	广西	-0.0008	-0.2	0.7340	2.65***

内蒙古	0.0056	1.36	0.7001	2.53**	海南	-0.0002	-0.04	1.0497	3.79***
辽宁	0.0022	0.52	1.0222	3.69***	重庆	-0.0006	-0.13	0.3834	1.38
吉林	-0.0005	-0.12	0.7648	2.76***	四川	-0.0007	-0.16	1.4483	5.23***
黑龙江	-0.0004	-0.1	1.1951	4.31***	贵州	0.0008	0.19	-0.0690	-0.25
上海	-0.0021	-0.5	-0.0980	-0.35	云南	0.0002	0.06	0.6975	2.52**
江苏	0.0001	0.01	0.7458	2.69***	西藏	0.0004	0.11	-0.0622	-0.22
浙江	-0.0002	-0.05	0.7918	2.86***	陕西	0.0011	0.26	1.4881	5.37***
安徽	0.0001	0.03	1.2807	4.62***	甘肃	-0.0004	-0.09	1.2717	4.59***
福建	0.0002	0.05	0.8769	3.16***	青海	-0.0001	-0.02	0.8481	3.06***
江西	-0.0014	-0.35	1.0154	3.66***	宁夏	-0.0006	-0.14	1.1655	4.21***
山东	-0.0002	-0.04	0.4041	1.46	新疆	0.0020	0.49	1.4197	5.12***
河南	0.0000	-0.01	0.9531	3.44***					

(三) 参数估计及结果分析

1. 财政竞争对经济波动影响的总效应估计。

考虑到个体异质性和时期异质性的干扰，本文采用时空固定效应的模型设定形式。使用极大似然估计法对模型(2)的参数进行估计，为便于比较，同时报告未剔除共同因子影响的估计结果，结果见表4。

表4 财政竞争对经济波动影响总效应的估计结果

剔除共同因子后的估计结果				未剔除共同因子的估计结果			
Fis	0.0159** (2.38)	WFis	-0.0024 (-0.31)	Fis	0.0069 (0.97)	WFis	-0.0142 (-1.74)
X1	-0.0441 (-0.63)	WX1	-0.4583** (-2.53)	X1	0.0747 (0.99)	WX1	-0.8055*** (-3.86)
X2	-0.1053*** (-2.90)	WX2	0.0829 (1.05)	X2	-0.1383*** (-3.57)	WX2	0.1942** (2.29)
X3	-0.0922*** (-3.16)	WX3	0.0471 (0.76)	X3	-0.1596*** (-5.14)	WX3	0.0052 (0.07)
X4	-0.0138 (-0.89)	WX4	0.0716	X4	-0.0169 (-1.03)	WX4	0.0650 (1.34)
Eco <sub>t-1</sub>	0.1168** (2.17)			Eco <sub>t-1</sub>	0.1145*** (2.77)		
WEco	0.2246** (2.38)			WEco	0.4876*** (7.25)		
Log-likelihood	880.3330			Log-likelihood	859.8141		

注:括号内为统计量值。

由表 4 可知,剔除共同因子后,空间滞后项系数的估计值是 0.2155,在 5%的显著性水平上显著,地理距离相近省份的经济波动表现出集聚的特征,具有联动性。随着区域一体化的进程加快,邻近省份之间的经济、贸易、金融往来日益密切,本省对外省的依存度较高,使其容易受到其他省份经济波动的影响。对比未剔除共同因子的估计结果,空间滞后项系数的估计值是 0.4876,降低了近一倍,印证了如不排除共同因子的干扰,则会高估空间滞后项,存在估计偏误,故后文的分析以剔除共同因子后的估计结果为主。时间滞后项的系数在 5%的显著性水平上显著为正,说明经济波动具有路径依赖特征,本年度经济波动的影响会持续到下一年度。核心变量本省份财政竞争对经济波动的影响在 5%的显著性水平上显著为正,从总体效应来看,财政竞争会带来经济波动的加剧,与林春和孙英杰(2019)<sup>[27]</sup>的研究结论一致。地方政府具有在短期内快速获取经济利益和政治绩效的竞争动机,并通过调整财政支出规模和结构的手段,改变要素流动方向和成本收益,来实现预期目的。这可能导致投资过度、产能过剩等问题,使宏观经济中的总供给与总需求不相适应,不利于经济社会稳定发展。控制变量中,本省份产业结构和政府干预的影响显著。本省份第三产业比重提高,有助于增强经济发展的内生动力,对经济波动具有缓冲作用。适当的政府干预有助于发挥“经济稳定器”的功能,熨平经济波动。邻近省份人力资本水平提高,对本省份经济波动的影响显著为负。人力资本作为技术进步的重要载体,其通过空间溢出效应能有效改善本省份供需结构,促进产业全面升级,减弱经济波动。

## 2. 财政竞争通过资源错配对经济波动影响的间接效应估计。

为考察资源错配的中介效应,对模型(1)和模型(3)进行估计,结果见表 5。

表 5 财政竞争对经济波动影响间接效应的估计结果

因变量: Eco				因变量: Mis			
Fis	0.0153** (2.29)	WFis	-0.0020 (-0.25)	Fis	0.0413** (2.28)	WFis	0.0424 (1.03)
Mis	0.0141* (1.66)	WMis	-0.0202 (-0.73)	X1	0.2198 (0.58)	WX1	1.1682 (1.21)
X1	-0.0462 (-0.66)	WX1	-0.4568** (-2.52)	X2	0.0748 (0.38)	WX2	-0.4308 (-1.00)
X2	-0.1052*** (-2.90)	WX2	0.0824 (1.04)	X3	0.0798 (0.50)	WX3	-1.1027*** (-3.22)
X3	-0.0959*** (-3.25)	WX3	0.0597 (0.93)	X4	-0.3118*** (-3.78)	WX4	0.3206 (1.21)
X4	-0.0093 (-0.59)	WX4	0.0520 (1.02)				
Eco <sub>t-1</sub>	0.1210** (2.25)			Mis <sub>t-1</sub>	0.3380* (1.72)		
WEco	0.2155** (2.30)			WMis	0.1220* (1.91)		

Log-likelihood	883.2038	Log-likelihood	412.6714
----------------	----------	----------------	----------

当因变量是资源错配时，在控制其他因素不变的前提下，资源错配表现出了较显著的时间滞后性和空间相关性，影响系数分别为 0.3380 和 0.1220。再次证明使用能够同时捕捉到经济波动和资源错配在时间维度和空间维度相关性的动态空间杜宾模型是合理的。一方面，本年度的资源配置扭曲程度较高，将会如“滚雪球”般使下一年度的资源错配水平持续走高。另一方面，由于省份间的相互竞争和策略模仿，邻近省份的资源配置模式对本省份起到较强的示范性，省份间的资源错配水平呈现出正相关关系。核心变量财政竞争对资源错配的影响在 5% 的显著性水平上显著为正，财政竞争越激烈，越不利于资源的优化配置。为满足上级政府的考核标准和偏好，增加晋升概率，各省份在产业政策上纷纷模仿中央政府，使得当地的比较优势难以发挥，产业布局过度分散(杨继东和罗路宝，2018)<sup>[7]</sup>。且各地政府更愿意上马各类见效快的工业项目，大力发展工业园区，服务业则发展相对滞后，造成资源在不同产业、行业间配置失衡。这种铺摊子式的外延型发展模式，也让财政支出带有较强的短期利益导向，基础设施投资规模不断扩张，民生类公共服务供给不足。为满足支出需要，地方政府对金融部门的信贷决策进行过度和不当的干预，又导致了金融资源错配。至于其产生的后果，通过观察当因变量是经济波动时的估计结果可知，资源错配会正向恶化经济波动幅度，且该影响显著为正。辖区内资源配置的供需错位，破坏了经济社会发展的稳定性，使经济波动的态势越演越烈。对比表 4，在考虑了资源错配这一中介效应后，财政竞争的影响系数仍显著，影响方向为正。说明资源错配是财政竞争作用于经济波动的重要渠道，但并不是唯一渠道，财政竞争自身也可能直接影响经济波动，且直接效应中正向加剧超过反向抑制，占据上风，是引起我国宏观经济波动的深层次原因(唐志军等，2011)<sup>[1]</sup>。地方政府间的晋升博弈使其投资意愿加强，当政府投资规模超过经济体所需要的最优规模时，容易引发经济过热、通货膨胀压力增大等一系列问题。此外，如财政竞争表现为降低引资质量的逐底竞争，会阻碍地区科技进步，弱化地区的抗风险能力。对比表 4，控制变量的显著性和影响方向没有发生改变，估计结果较稳健。

### 3. 财政竞争对经济波动影响的效应分解。

在表 4 和表 5 中，因财政竞争和资源错配的空间滞后项都显著不为 0，故不能直接对系数的回归结果进行解读。使用 Lesage 和 Pace(2010)<sup>[40]</sup>提出的偏微分方法，测算本省份财政竞争对当地经济波动的直接影响程度，以及本省份财政竞争通过资源错配对当地经济波动的间接影响程度(考虑到其他邻近省份核心变量对本省份经济波动或资源错配的影响不显著，故没有列示)，测算结果见图 3。

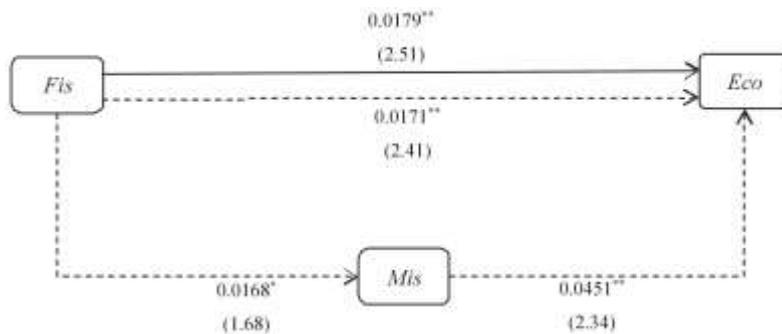


图 3 财政竞争对经济波动的影响效应

注:实线是基于表 4 中估计结果的测算，代表总效应;虚线是基于表 5 中估计结果的测算，代表间接效应。

由图 3 可知, 财政竞争对经济波动的影响既包括直接效应也包括间接效应。本省份财政竞争通过资源错配对当地经济波动的间接影响效应值是 0.0008 (即  $0.0168 \times 0.0451$ ), 本省份财政竞争对当地经济波动的直接效应值是 0.0171, 总效应值是 0.0179, 总效应中有 4.47% 来源于资源错配的中介效应。

#### (四) 稳健性分析

在经济波动的衡量方面, 学者们常用的方法除了滤波法外, 还包括滚动标准差法。为对估计结果的稳健性进行验证, 本文同时使用实际 GDP 增长率的 5 年期滚动标准差作为经济波动的指标表示。并使用本省份人均财政支出与全国人均财政支出之比作为财政竞争的指标表示。在根据全国层面经济波动剔除了共同因子的影响后, 保持其他控制变量不变, 对模型 (1)、(2) 和 (3) 进行估计, 结果见表 6。

表 6 稳健性检验的回归结果

因变量	Eco		Mis
Fis	0.0396*** (3.18)	0.0365*** (2.94)	0.1522** (2.47)
Mis		0.0088* (1.78)	
WFis	-0.0027 (-0.12)	0.0050 (0.21)	-0.1787 (-1.26)
WMis		-0.0690** (-2.54)	0.1321* (1.99)
WEco	0.5116*** (8.06)	0.5561*** (8.82)	
Eco <sub>t-1</sub>	0.6700*** (15.23)	0.7107*** (16.03)	
Mis <sub>t-1</sub>			0.3590* (1.81)
Log-likelihood	871.4933	870.9593	415.7468

在更换了关键变量的衡量指标后, 经济波动和资源错配的时间滞后项和空间滞后项仍然显著; 本省份财政竞争程度的提高会显著加剧当地经济波动, 在加入了资源错配变量后, 该影响程度减弱, 但仍显著; 本省份财政竞争对当地资源错配的影响显著为正。说明财政竞争对经济波动影响的直接效应和总效用都是存在的, 且影响方向为正, 资源错配在财政竞争和经济波动间起到了部分中介的作用, 前文的关键结论没有发生改变, 估计结果较稳健。

## 六、结论与对策

本文将财政竞争、资源错配与经济波动置于统一的分析框架, 以资源错配作为中介变量, 从理论方面阐述了财政竞争对经济波动影响的直接效应和间接效应。考虑到不同地区经济波动的空间关联并不纯粹, 其中可能掺杂了共同因子的干扰, 为尽可

---

能消除估计偏误，本文采用 Bailey 等人 (2016) 提出的两步估计法的建模思路，在剔除了全国层面经济波动这个共同因子影响的基础上，构建能够同时捕捉时间相关性和空间相关性的动态空间杜宾面板数据模型，实证检验了财政竞争、资源错配与经济波动三者间的影响效应。得到如下结论：

(1) 省份层面的经济波动显著受到全国层面经济波动的影响，但不同省份的表现具有异质性。具体而言，中西部地区的省份对全国经济波动的反应敏感性相对较高，东部地区省份的敏感性较低。

(2) 经济波动和资源错配既表现出时间维度上的路径依赖特征，同时在地理距离相近的省份间也表现出显著的空间集聚特征，如不排除共同因子的干扰，则会导致经济波动空间集聚性的高估。

(3) 从总效应来看，本省份财政竞争程度的提高会显著加剧当地的经济波动。地方政府间为快速获取经济利益和政治绩效展开的财政竞争是造成宏观经济波动的深层原因。

(4) 从间接效应来看，资源错配是财政竞争作用于经济波动的重要中介，财政竞争通过引发资源错配使经济波动的态势越演越烈。除此以外，财政竞争对经济波动还具有显著的直接效应，且其对经济波动的正向加剧作用超过反向平抑作用。

据此，本文认为要平抑经济波动，可从以下三方面做出改进：

第一，中央和各省政府在针对经济波动制定各项调控政策时，应树立全国一盘棋的思想，做好统筹规划，不仅要考虑本省经济波动的具体情况，还要考虑经济波动对其他地区的空间溢出效应。各省份间加强信息共享，完善区域性经济波动的联合监测预警机制，防止省份间经济波动交叉传导带来的不良影响。第二，政治上集权、经济上分权是当前国情下的必然选择，在我国特色的财政分权体制下地方政府间的财政竞争是不可避免的，但对地方利益的追求应以不违背国家利益为前提。财政竞争在促进经济高速增长的同时，也引起了经济波动等一系列问题。要想平抑经济波动，我们应从制度层面入手，规范政府间的财政竞争行为，加强政府间的合作共赢，避免盲目竞争和同构竞争造成的囚徒困境，创新地方政府官员的政绩考核制度，实施多元化的考核目标，使官员晋升与资源优化配置、经济稳定发展之间激励相容。第三，推进要素市场发育，畅通要素流动渠道，营造良好的营商环境，推动要素价格由政府决定向市场决定转变，使真实的价格体系成为资源配置的指示器，充分发挥市场机制在优化资源配置中的主导性作用。持续加快市场化一体化进程，打破地方保护主义，地方政府应在尊重市场规律和比较优势的基础上谨慎运用宏观调控手段，弱化财政政策对要素流动和配置的负面影响。

#### 参考文献：

- [1]唐志军，刘友金，谌莹．地方政府竞争、投资冲动和我国宏观经济波动研究[J]．当代财经，2011(08):8-18.
- [2]李猛，沈坤荣．地方政府行为对中国经济波动的影响[J]．经济研究，2010, 45(12):35-47.
- [3]孙晓华，郭旭．财政支出竞争与地区资本配置效率——基于空间计量模型的实证检验[J]．东北大学学报(社会科学版)，2015, 17(02):135-140, 147.
- [4]钟军委，万道侠．地方政府竞争、资本流动及其空间配置效率[J]．经济经纬，2018, 35(04):141-149.
- [5]孙犇，宋艳伟．官员晋升、地方经济增长竞争与信贷资源配置[J]．当代经济科学，2012, 34(01):46-57, 125-126.
- [6]梁河．地方政府财政竞争的生产要素空间配置效应研究[D]．哈尔滨工业大学，2015.

- 
- [7]杨继东, 罗路宝. 产业政策、地区竞争与资源空间配置扭曲[J]. 中国工业经济, 2018(12):5-22.
- [8]Na Zhang, Jinqian Deng, Fayyaz Ahmad, et al. Local Government Competition and Regional Green Development in China: The Mediating Role of Environmental Regulation[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2020, 17(10).
- [9]朱德云, 孙若源, 王斌. 财政竞争与要素配置空间选择——基于 2000-2013 年 DMS/OLS 夜间灯光数据[J]. 山东财经大学学报, 2019, 31(01):36-49, 84.
- [10]张鑫娜. 地方政府财政竞争对要素空间配置的影响研究[D]. 云南财经大学, 2020.
- [11]钱颖一. “开放”与“放开”[N]. 北京日报, 2016-12-19(017).
- [12]秦琳贵, 沈体雁. 地方政府竞争、环境规制与全要素生产率[J]. 经济经纬, 2020, 37(05):1-8.
- [13]袁凯华, 高翔. 政府效率竞争与企业全要素生产率——基于《中国工业企业数据库》1998-2007 年数据的分析[J]. 商业研究, 2019(09):40-51.
- [14]Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4):1403-1448.
- [15]Aoki, S. A. Simple Accounting Framework for the Effect of Resource Misallocation on Aggregate Productivity [J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2012, 26(4):473-494.
- [16]Brandt L, Tombeb T, Zhu X. Factor market distortion across time and space and sectors in China[J]. Review of Economic Dynamics, 2013, 16(1):39-58.
- [17]杨振, 陈甬军. 中国制造业资源误置及福利损失测度[J]. 经济研究, 2013, 48(03):43-55.
- [18]李欣泽, 陈言. 资源错配变迁与工业经济增长——基于 1980-2014 年中国工业部门的研究[J]. 山西财经大学学报, 2017, 39(07):59-71.
- [19]林伯强, 杜克锐. 要素市场扭曲对能源效率的影响[J]. 经济研究, 2013, 48(09):125-136.
- [20]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, 51(12):47-61.
- [21]朱军. 土地供给冲击、公共资源配置与中国经济波动——“动态新凯恩斯主义”DSGE 模型的视角[J]. 资源科学, 2013, 35(06):1115-1124.
- [22]Luo. Credit Misallocation, Endogenous TFP Changes, and Economic Fluctuation in China[J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2019, 55(9):1909-1925.
- [23]段莉芝, 陈乐一, 李玉双. 土地资源错配与经济波动——基于中国地级市数据的实证分析[J]. 中国土地科学,

---

2019, 33(07):64-72.

[24] 龚旻, 张帆. 中国地方政府的“相机抉择依赖症”与地区经济波动[J]. 当代财经, 2015(03):3-12.

[25] 丁骋骋, 傅勇. 地方政府行为、财政-金融关联与中国宏观经济波动——基于中国式分权背景的分析[J]. 经济社会体制比较, 2012(06):87-97.

[26] 郭庆旺, 贾俊雪. 地方政府行为、投资冲动与宏观经济稳定[J]. 管理世界, 2006(05):19-25.

[27] 林春, 孙英杰. 纵向财政失衡、地方政府行为与经济波动[J]. 经济学家, 2019(09):44-53.

[28] 胡本田, 王一杰. 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, 34(05):19-26.

[29] 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(07):36-50.

[30] 雷达, 张胜满. 超越要素价格扭曲的新“外向型”发展战略——基于二元边际分析与产品内分工双重视角的实证研究[J]. 经济理论与经济管理, 2015(07):24-35.

[31] 黄晶. 国内贸易、空间溢出与省际经济周期协同:1987-2011[J]. 财贸研究, 2014, 25(04):18-27.

[32] 邵帅, 张可, 豆建民. 经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J]. 管理世界, 2019, 35(01):36-60, 226.

[33] Vega S H, Elhorst J P. A regional unemployment model simultaneously accounting for serial dynamics, spatial dependence and common factors[J]. Regional Science and Urban Economics, 2016(60):85-95.

[34] Bailey Natalia, Holly Sean, Pesaran M Hashem. A Two-Stage Approach to Spatio-Temporal Analysis with Strong and Weak Cross-Sectional Dependence[J]. Journal of Applied Econometrics, 2016, 31(1):249-280.

[35] 李强. 产业结构变动加剧还是抑制经济波动——基于中国的实证分析[J]. 经济与管理研究, 2012(07):29-37.

[36] 邱栋桦, 伏润民. 财政分权、政府竞争与地方政府债务——基于中国西部 D 省的县级面板数据分析[J]. 财贸研究, 2015, 26(03):97-103.

[37] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2019.

[38] 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(07):5-20.

[39] 李成, 王柄权. 金融结构、产业结构与经济波动的内在关联性研究——基于省际面板数据的实证检验[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2020, 20(06):66-79.

[40] Le Sage J P, Pace R K. Introduction to Spatial Econometrics[M]. Boca Raton, US: CRC Press Taylor&Francis Group, 2009.