

人口流动、贸易与财政支出政策的地区性配置

周慧珺，傅春杨，龚六堂

[摘要] 本文通过构建包含人口迁移成本和贸易成本的多地区空间一般均衡模型，分析了地区性财政政策对经济产出和福利的影响。研究表明，单个地区支出政策对产出和福利的影响可以分解为全要素生产率、要素禀赋、再配置调节、转移支付等多个渠道。地区生产性政府支出对产出和福利的影响主要通过全要素生产率渠道产生，而社会保障性支出的影响则主要通过转移支付渠道产生，且主要影响福利水平。支出政策乘数的方向和强弱具有较强的地区异质性。在单个地区生产性支出增加对总产出的边际影响中，约23%是对其他地区的负向溢出效应，而社会保障性支出增加对整体福利的边际影响中，约15%表现为对其他地区的正向溢出，跨地区贸易和人口流动机制的引入是弹性大小的重要影响因素。反事实估计表明，城市群政策将给城市群外的其他地区的经济发展带来一定的虹吸效应，但同时也会对这些地区的居民效用产生正向溢出效果。本文的研究为理解多地区财政政策配置对整体经济的影响提供了理论证据，也为区域经济协调发展提供了有益参考。

[关键词] 人口流动；贸易成本；财政支出乘数；空间一般均衡模型

[中图分类号]F123 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2022)02-0042-19

一、引言

积极的财政政策在平滑经济波动、调节经济结构和平衡地区差异等多个方面都发挥着重要作用。2008年，政府积极推出“四万亿元计划”，极大地减缓了金融危机带来的负面影响，使得经济快速恢复。2020年，中央再次启用积极有为的财政政策，推进“六稳”“六保”工作顺利进行。2021年，中央经济工作会议再次强调，要继续实施积极的财政政策，保证财政支出强度，加快支出进度，增强发展内生动力。财政支出的投入无疑可以促使整体经济更快走出困境，回复正轨，但在总支出给定的前提下，财政政策的有效程度还取决于政策的具体实施渠道和配置形式。中国幅员辽阔，各省份、城市之间差异较大，相同政策在不同地区的实施效果有所不同。因此，财政投入的地区配置在很大程度上决定了整体政策的实施效果。此外，不同的财政支出项对经济的影响渠道全然不同，对政策目标实现程度的影响也各不相同。本文感兴趣的是：财政政策施加在不同地区、不同支出项目时，对整

[收稿日期] 2021-07-30

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“实质性减税降费与经济高质量发展研究”(批准号19ZDA069)；国家自然科学基金专项项目“中国贸易投资开放发展：基本规律、宏观效应与‘双循环’新发展格局构建”(批准号72141309)。

[作者简介] 周慧珺，中国社会科学院经济研究所助理研究员，经济学博士；傅春杨，中国社会科学院大学经济学院讲师，经济学博士；龚六堂，北京工商大学国际经管学院、北京大学光华管理学院教授，数学博士。通讯作者：傅春杨，电子信箱:jimidwq123@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

体经济发展和社会福利的影响到底有多大?二者之间的差异又如何?回答这些问题对于财政政策的优化配置和区域经济的协调发展具有重要的理论参考价值,然而在以往的文献中还缺乏对此问题的系统性研究。此外,为了更准确地回答这些问题,还需要明晰针对单个地区财政支出影响整体经济的渠道,但在以往理论文献中,对于单个地区政策影响机制的关注也相对较少。鉴于此,本文将政府财政投入的地区间配置和支出项目配置同时纳入多地区模型,尝试分析地区性的财政支出政策对整体经济的影响、渠道及其决定因素。

在对地区性财政支出乘数的分析中,单个地区政策对其他地区的溢出效应不容忽视。随着产业的分工和集聚加快以及交通运输设施的飞速发展,各个地区的要素流动和贸易往来愈发频繁,联系也日益紧密。以劳动力的流动为例,近年来,“北上广深”四个特大城市以其广阔的就业前景和更大的发展空间吸引了一批又一批的青年劳动力。人口迁移数据显示,北京、上海等地非户籍人口占总人口的比例已超过65%。不仅如此,即使在人户分离比例最低的山西,非本地户籍人口占比也接近10%。随着户籍制度进一步放开,人口跨地区流动的客观限制还将继续下降,各地区之间的人力资本迁移也将更加自由。相比于劳动力,货物流通显得更加简单而方便,随着铁路、航运等物流体系的逐渐完善,各地区之间的贸易品已基本实现相互流通。随着网络平台在企业和居民采购和物流体系发挥越来越重要的作用,地区间贸易中空间和距离的限制将被进一步打破。这些影响和交互意味着,每个地区不再是一座座独立的“岛屿”,而是“牵一发而动全身”的经济体系中的一份子,单个地区的经济形势变化都会产生“蝴蝶效应”,给其他地区经济社会带来不可忽视的影响。因此,本文在空间一般均衡模型的分析框架中引入商品、要素等多种形式的地区间互动,以期在多种外部性存在的的情况下深入研究财政支出对经济的影响机制。

本文的研究建立在两支文献的基础上。一支文献主要讨论贸易和人口跨地区流动及其对不同地区经济发展的影响。自 Krugman(1991)开创新经济地理学以来,众多文献借助一般均衡模型分析地理因素对不同地区经济发展状况影响,发现区域间贸易流动、人力资本流动的成本以及各地区技术的差异是解释区域经济差异的核心因素(Allen and Arkolakis,2014)。在贸易流动方面,Anderson and Wincoop(2004)使用引力理论描述地区间的贸易流,Fujita and Thisse(2013)等重申了引力方程对于刻画产品流动的重要性。此外,其他文献也从地区间贸易成本及影响等角度详述了贸易因素同国家或地区经济活动空间分布之间的联系(Aguayo-Téllez et al.,2010;Ghani et al.,2016;McCaig and Pavcnik,2018;Monte et al.,2018;Caliendo et al.,2019)。在劳动力流动方面,多数相关文献仅仅引入独立同分布的居民居住地偏好异质性(Desmet and Rossi-Hansberg,2013;Blouri and Ehrlich,2020),或是强调职住分离的情况下通勤成本的变化(Monte et al.,2018;陈诗一等,2019),而忽略了在中国人口迁移过程中另一重要的特征事实,即人口在各个地区间迁移的固定成本不同。Tombe and Zhu(2019)首次将各地区人口迁移成本的异质性纳入模型,测算出了中国省份间的迁移成本矩阵,这也是迄今为止为数不多的关于中国劳动力流动摩擦异质性的文献。这些研究为城市规模、劳动力分布等空间经济学现象提供了有效的分析工具,但针对政策影响,尤其是引入中国特色经济背景的政策研究还相对较少,对政策支出乘数的讨论则更是少之又少。国内文献方面,关于要素流动和多地区一般均衡模型的研究大致包含两类:一类相对关注城市规模的大小(柯善容和赵曜,2014;梁婧等,2015;刘修岩和李松林,2017;段巍等,2020b),另一类侧重于空间错配模型的定量估计(王丽莉和乔雪,2020;段巍等,2020a;赵扶扬和陈斌开,2021),但都较少关注财政政策影响的问题,且少有同时引入贸易、要素流动等多类地区间的交互行为。

另一支相关文献侧重于对政策成效的分析。在 Roback (1982) 经典模型的基础上,Kline and

Moretti(2013)采用结构计量方法,估计了地方差异性的财政政策乘数。Bound and Holzer (2000)、Diamond(2016)、Notowidigdo(2020)则分别基于生活成本差异和人群流动性差异等视角探讨了转移支付、收入税、企业税等政策变动带来的影响。这些研究基于不同的角度分析了政策实施成效的地区差异性,但由于研究对象的差异,研究设定也各有不同。在中国,房地产市场的兴衰也影响政府的财政收入及政策的实施强度,因此,针对中国的政策研究还需要引入房地产—政府部门联系。此外,相关研究较少同时引入不同用途的财政政策。Blouri and Ehrlich(2020)同时引入了工资补贴和交通基础设施投资,与本文较为接近,他们基于欧洲数据量化估计了不同类型的补贴和转移支付政策对生产率和居民效用的边际影响,并以此为基础研究了政策在地区间的最优配置。但不同的是,此研究并没有从理论角度给出居民效用和产出的充分统计量,也没有考虑人口迁移成本和土地财政等因素。

总体而言,本文的边际贡献主要体现在以下三点:①在空间一般均衡框架下引入贸易和人口迁移成本,估计了地区间贸易和迁移成本的实际大小,并将这一区域间的相互影响纳入政府政策的考虑范围内;②基于中国制度背景和政策特征量化分析了区域性财政支出政策对总体经济产出和福利的影响,并探究了影响的渠道和程度,为理解区域性财政支出政策带来的宏观经济效果,特别是其外溢效应提供了有益参考;③在 Baqaee and Farhi(2020)的基础上进行扩展,给出了多地区人口流动框架下总产出和福利的充分统计量,并详细分析了区域性政府支出对整体经济变量作用的理论机制。

本文其余部分安排为:第二部分介绍模型的基本设定;第三部分基于模型均衡初步阐述政策变化对于产出和福利的影响机制;第四部分利用中国人口流动、财政支出和经济发展等数据估计模型中涉及的参数和经济基本面;第五部分进行数值模拟;最后总结全文并给出政策启示。

二、模型设定

本文基于 Desmet and Rossi-Hansberg(2013)、Tombe and Zhu(2019)构建空间一般均衡模型,并在模型中引入政府的财政支出决策。假设整个经济体中有 N 个地区,共 L 个工人,每个工人无弹性地提供 1 单位劳动并获得工资收入。居民根据在每个地区获得的间接效用及地区间迁移成本选择居住和工作地点。每个地区有一个代表性房地产商,从事房地产生产并将其出售给当地居民,非房地产企业则生产可贸易的一般商品并出售至各个地区。为了模拟各地区间的人口流动和贸易摩擦,假设人口跨地区流动时存在效用损失,商品跨地区贸易存在冰山成本。政府以税收收入和土地出让收入作为财源,给各个地区提供差异化的转移支付,提升各地区社会保障水平和生产效率。

1. 异质性居民偏好

对于一个选择在地区 n 居住的居民,其效用可以被写成地域偏好和自身消费水平的函数:

$$U_n(v)=\varphi(v)V_n=\varphi_n(v)\left(\frac{c_{nv}^H}{\theta_H}\right)^{\theta_H}\left(\frac{c_{nv}^M}{\theta_M}\right)^{\theta_M} \quad (1)$$

其中,下标 $n=1, 2, \dots, N$ 代表地区, v 代表居民, c_{nv}^M 和 c_{nv}^H 分别表示其非房产消费和房产消费,参数 θ_H 和 $\theta_M=1-\theta_H$ 分别代表居民对房产消费和非房产消费的相对关注程度。 $\varphi_n(v)$ 项代表个体区位选择时的异质性偏好,服从独立的Frechet 分布。分布的形状参数 κ 决定偏好的同质性程度, κ 越大说明居民对各个地区偏好的同质性越高,即居民主观偏好的重要程度越低,地区的客观条件对区位选择的影响越大,地区间人口流动性也越强。假设在同一地区工作的居民均获得相同收入,收

入来源于税后工资和政府转移支付,支出则用于购买非房地产商品和房地产服务:

$$P_n^M c_{nv}^M + P_n^H c_{nv}^H = P_n^F c_{nv}^F \leq (1 - \tau_n^W) \omega_n + t_n^S \quad (2)$$

其中, P_n^M 和 P_n^H 分别代表非房地产商品和房地产商品的价格, P_n^F 和 c_{nv}^F 代表最终消费的价格和数量, ω_n 代表当地工资水平, τ_n^W 代表收入税率, t_n^S 代表地区异质性的政府转移支付收入。从居民的预算约束中不难看出, 居民的一部分收入用于购买房地产服务, 形成该地区的房地产需求。进一步地, 本文沿用 Moretti(2013)、Heish and Moretti(2019)的做法, 假设一个地区的住房供给方程如下:

$$H_n = \left(\frac{1 - \tau_n^H}{B_n^H} P_n^H \right)^{1/\varepsilon_H} \quad (3)$$

这表明, 房价越高, 住房供给量越大。其中, B_n^H 反映该地区房地产生产技术、生产成本等基本面因素, 参数 ε_H 代表住房供给的价格弹性。

2. 生产技术与贸易

在非房地产部门, 本文遵循 Eaton and Kortum(2002)的做法, 假设每个地区包含多个非房地产企业 $\varpi \in \Omega_n$, 每个企业生产差异化的产品, 一部分供本地区消费, 另一部分销售至其他地区。参考 Blouri and Ehrlich(2020), 将企业的生产技术拆分为两部分: 一是当地平均生产技术 A_n^M , 由技术禀赋 \bar{A}^M 和地区人均实际生产性支出 t_n^M/P_n^F 共同组成; 二是 $z_n(\varpi)$ 反映企业间生产技术差距, 服从一个形状参数为 ε 的独立 Frechet 分布, 可表示为:

$$A_n^M(\varpi) = A_n^M z_n(\varpi), \ln A_n^M = \ln \bar{A}^M + \rho_M \ln \left(t_n^M / P_n^F \right) \quad (4)$$

其中, 参数 ρ_M 代表政府支出对于生产效率的提升程度。本文假设每个地区房地产企业的全要素生产率恒为常数, 而非房地产企业的生产技术则与当地政府的财政支撑力度相关。这一做法的现实理由包括两点: 一是对于房地产企业而言, 房地产产业和建筑业的生产技术目前已经比较完善; 而对于非房地产企业, 各地政府则不同程度地使用财政支出, 力求为企业创造良好的营商环境。二是引入房地产企业的意义在于体现房地产对于居民生活的重要性及更准确地描述政府的财政来源, 并不在于引入企业部门的多行业竞争。

企业以资本和劳动作为投入要素生产可贸易品, 生产函数假设为 Cobb-Douglas 形式:

$$q_n(\varpi) = A_n^M z_n(\varpi) \left[\frac{k_n(\varpi)}{\alpha_M} \right]^{\alpha_M} \left[\frac{l_n(\varpi)}{\beta_M} \right]^{\beta_M} \quad (5)$$

其中, $l_n(\varpi)$ 代表劳动力, $k_n(\varpi)$ 代表资本, 参数 α_M 和 $\beta_M = 1 - \alpha_M$ 分别表示资本和劳动的产出弹性。企业面临竞争性的劳动力成本、资本成本及税率为 τ_n^M 的营业税。考虑到运输成本因素, 假设产品销售至其他地区时存在冰山成本, 1 单位地区 i 的产品抵达地区 n 后剩余 $1/t_{ni}$ 。同 Eaton and Kortum (2002)类似, 令产品替代弹性为 σ_i , 给定 $z_n(\varpi)$ 的分布, 可以求解出地区 n 的非房地产商品价格:

$$P_n^M = \left[\Gamma \left(1 + \frac{1 - \sigma_i}{\varepsilon} \right) \right]^{-\frac{1}{\sigma_i - 1}} \left\{ \sum_{i=1}^N \left[t_{ni}^{\frac{\alpha_M}{\varepsilon}} \frac{\omega_i^{\beta_M}}{A_i^M (1 - \tau_i^M)} \right]^{-\varepsilon} \right\}^{-\frac{1}{\varepsilon}} \quad (6)$$

其中, $\Gamma(1+\frac{1-\sigma_i}{\varepsilon})$ 代表 Gamma 函数在参数 $1+\frac{1-\sigma_i}{\varepsilon}$ 处的取值。参考 Caliendo et al.(2019), 在均衡状态下地区 n 的消费中来自地区 i 的比例取决于地区 i 非房地产产品的价格优势:

$$\pi_{ni} = \left[\frac{r^{\alpha_n} \omega_i^{\beta_n}}{A_i^M (1-\tau_i^M)} t_{ni} \right]^{-\varepsilon} / \sum_{i'=1}^N \left[\frac{r^{\alpha_{i'}} \omega_{i'}^{\beta_{i'}}}{A_{i'}^M (1-\tau_{i'}^M)} t_{ni'} \right]^{-\varepsilon} \quad (7)$$

与此同时,本文参考 Caliendo et al.(2019)的做法,在模型中引入代表性资本持有者,其收入来源于非房地产部门所有资本回报及部分房地产收入,支出则用于在各个地区的消费,消费比例则由各个地区的贸易赤字程度来估计。^①

3. 政府

中央政府通过税收返还、转移支付等多种形式影响地方财政收支,其政策调控在均衡地方财力,协调区域发展方面发挥着重要作用。为模型化这一特征事实,本文假设一个可以进行地区间支出调控的中央政府,其财政收入一方面来源于税收收入,包括非房地产企业所得税、房地产企业所得税和居民个人所得税,另一方面来源于土地出让收入:

$$\gamma_H \sum_{n=1}^N (1-\tau_n^H) P_n^H C_n^H + \sum_{n=1}^N \tau_n^H P_n^H C_n^H + \sum_{n=1}^N \tau_n^M \frac{r^{\alpha_n} \omega_n^{\beta_n}}{A_n^M (1-\tau_n^M)} \int_{\varpi \in \Omega_n} \frac{q_n(\varpi)}{z_n(\varpi)} d\varpi + \sum_{n=1}^N \tau_n^W \omega_n L_n \quad (8)$$

政府财政支出流向不同地区的社会保障性支出 $G_n^S = L_n t_n^S$ 和生产性支出 $G_n^M = L_n t_n^M$, 其中, 社会保障性支出直接转移给居民, 形成居民消费, 生产性支出则用于购买当地产出并投入至生产部门。

4. 迁移成本及居民区位决策

居民在收入约束下选择房地产和非房地产消费,然后基于效用最大化原则选择居住和工作地。给定居民偏好分布的情况下,户籍地为 n 并生活在地区 i 的居民间接效用表示为:

$$V_{ni}(v) = \frac{\varphi_n(v)}{\mu_{ni}} \frac{(1-\tau_i^M) \omega_i^S t_i^S}{(P_i^H)^{\theta_n} (P_i^M)^{\theta_M}} \quad (9)$$

其中, $\mu_{ni} \geq 1$ 代表从地区 n 迁移至地区 i 时的福利损失,即人口迁移成本。当居民选择留在户籍地工作生活时, $\mu_{nn}=1$; 当 $n \neq i$ 时, 人口迁移成本 μ_{ni} 则大于 1。整体看, 间接效用除了取决于个体偏好之外,还取决于当地的实际工资水平,工资水平越高,物价越低的城市更容易受到居民的青睐。此外,由于引入了公共财政支出 t_n^S 对居民收入的直接影响,间接效用的大小还取决于当地福利保障水平的高低。福利性支出越高的城市,被选择的概率也会越大。^② 在总人口数量不变的情况下,每个地区留在本地工作的人口占原户籍人口的比例取决于地区间接效用水平的相对大小:

^① 这里选用了资本持有者,而不是政府转移支付来刻画地区间贸易赤字,这使得政府支出的变化更加独立,本文也因此得以更好地讨论和分析政府政策及其制定规则。

^② 值得注意的是,正如匿名评审专家所指出的,这一假设认为居民无法改变户籍,只能改变工作地点,而随着户籍制度的逐渐放开,居民的户籍地可能不是一成不变的。此时可以将人口迁出地 n 理解为出生地或家乡,人口迁移成本不仅包括没有工作地户籍带来的不便,也可能包括离开熟悉环境,缺乏亲友陪伴等带来的负面影响。这样一来,居民只是无法选择出生地或家乡,和现实情况不符的问题带来的影响得到大大降低。

$$m_{ni} = \frac{L_{ni}}{\bar{L}_n} = \Pr\left(V_{ni} = \max_{i'=1,2,\dots,N} V_{ni'}\right) = \frac{(V_i/\mu_{ni})^\kappa}{\sum_{i=1}^N (V_i/\mu_{ni})^\kappa} \quad (10)$$

其中, L_{ni} 代表从户籍地 n 迁移到地区 i 的人口数量, \bar{L}_n 代表地区 n 的户籍人口总数。人口迁移成本和此前所提人口迁移弹性有所差异, 人口迁移弹性主要反映 1 单位的间接效用上升带来的人口迁移意愿变化的百分比, 说明各个地区之间不是完全替代的。不仅如此, 其对于每个居民和地区而言都是事前平等的。反观这里引入的人口迁移成本则是因地而异, 每一对迁出地—迁入地的迁移成本不同, 更多的是刻画不同地区户籍制度等带来的差异。

5. 市场均衡

当市场均衡时, 劳动力市场、产品市场和资本市场同时出清, 可得各地区的人口数量 L_n , 产品价格 $\{P_n^M, P_n^H, P_n^F, r, w_n\}$ 和产品数量 $\{Q^M, c_n^M, c_n^H\}$ 。市场出清条件包括: 整体劳动力市场出清: $\sum_{i=1}^N L_i = \bar{L}$; 每个地区的房地产市场出清: $H_n = L_n C_n^H, n=1, 2, \dots, N$; 整体非房地产市场出清: $\sum_{i=1}^N P_n Q_n = \sum_{n=1}^N L_n C_n^M + C_K + C_G$ 。

此外, 均衡情况还满足居民的效用最优化条件, 代表性房地产企业和非房地产企业一阶条件和政府的预算约束。

三、理论机制分析

通常政府的政策目标定为整体 GDP 和福利的函数, 因此, 在数值模拟之前, 本文通过对模型均衡的求解, 将实际总产出和福利的变化写成人口、技术等变量的函数, 并由此定性讨论政策变化对于产出、福利影响的机制和渠道。如式(11)所示, 实际总产出的变化可以拆分为以下三个部分:

$$\begin{aligned} d\ln Y^F = & \underbrace{\sum_{n=1}^N \frac{\Lambda_n}{(1-\alpha_M)(1-\tau_n^M)} d\ln A_n^M + \theta_M \alpha_M d\ln K}_{\text{全要素生产率项(TFP)}} + \underbrace{\sum_{n=1}^N \frac{\Lambda_n}{(1-\tau_n^M)} d\ln L_n}_{\text{要素禀赋项(Endowment)}} \\ & - \underbrace{\theta_M \alpha_M d\ln A_K - \sum_{n=1}^N \frac{\Lambda_n}{(1-\tau_n^M)} d\ln A_n}_{\text{再配置调节项(Reallocation)}} \end{aligned} \quad (11)$$

其中, Λ_n 代表地区 n 的总消费和劳动要素收入占经济体总产出的比重, Λ_K 则代表资本要素收入占整个经济体总产出的比重。式(11)中第一项衡量各地区全要素生产率(TFP)变化带来的影响。当单个地区的生产效率增大时, 经济总产出随之提高, 且不同地区生产效率变化带来的边际影响有所差异。地区劳动要素收入占比越高, 1 单位生产效率提高对总产出的提升效果越强。鉴于各地区劳动要素收入占部门总产出份额为相同的常数, 这也意味着经济产出越大的地区, 其生产效率对整体经济而言更加重要。第二、三项衡量要素禀赋(Endowment)变化带来的影响。假设在各地区土地禀赋不变的前提下, 资本和各地区劳动力人口的变化构成了经济中生产要素的全部变化。随着地区劳动人口增加, 经济总产出会有所提升, 且其边际提升效果随地区劳动要素收入占比的增大而增大。第四、五项衡量价格带来的再配置调节(Reallocation)效应, 是地区间的相互作用和反馈调节带来的经济缓冲效果。由于地区间存在贸易和劳动力的流动, 单个地区的经济体量过大可能并不会带来绝

对的好处，而是会带来反向效果，拉低总产出的提升幅度。

进一步地，本文考虑政府的财政政策 t_n^M 和 t_n^S 在经济产出的变化中扮演的角色（式 12）。^① 对于生产性支出 t_n^M ：①全要素生产率渠道。 t_n^M 对全要素生产率项的影响由几个部分组成：一方面，根据企业部门生产效率的决定式，生产性支出的上升直接带来当地全要素生产率的提高，这也是生产性支出最直接的作用渠道；另一方面，这一影响还将通过贸易传导至其他地区，使得其他地区物价下降，全要素生产率和产出增大，总产出进一步提高。②要素禀赋渠道。随着生产效率的提升，当地工资提高，劳动力吸引力增强，当地劳动人口禀赋增加，拉动 GDP 上升。但与全要素生产率项不同，在人口总量不变的情况下，当地人口禀赋的上升意味着其他地区人口禀赋的下降，两项效应相互抵消，要素禀赋项对 GDP 变化的整体贡献相对较小。③再配置调节渠道。生产效率的提升推动当地经济的发展，从而带来经济体量占比的变化，并通过再分配效应影响最终经济总产出。

相比之下，社会保障性支出 t_n^S 的影响显得更为隐晦：从式(12)中可以看出，其对总产出的影响均无法直接施加，而是需要通过劳动力和产品市场均衡渠道产生。这就意味着其影响路径相对较长，弹性大小经过层层稀释后也会较弱。具体而言，社会保障性支出的效果首先体现在当地的可支配收入上，随着可支配收入增加，越来越多的人口迁移至此。随着人口占比的变化，各地区经济产出、物价、劳动要素收入占比都将发生变化，社会保障性支出由此渗入经济的方方面面，最终影响整体产出。

$$\begin{aligned} d\ln Y^F = & \frac{\Lambda_{1 \times N}}{(1-\alpha_M)(1-\tau^M)} \left[(I - L_{pA}ATM + L_{pL}LTM + L_{pM}) d\ln t_{N \times 1}^M \right. \\ & \left. + (L_{pL}LTS - L_{pA}ATS) d\ln t_{N \times 1}^S \right] \\ & \underbrace{\quad}_{\text{全要素生产率项}} \\ & + \frac{\Lambda_{1 \times N}}{(1-\tau^M)} \left[LTS d\ln t_{N \times 1}^M + ATS d\ln t_{N \times 1}^S \right] - \frac{\Lambda_{1 \times N}}{(1-\tau^M)} \left[ATM d\ln t_{N \times 1}^M + ATS d\ln t_{N \times 1}^S \right] \quad (12) \\ & \underbrace{\quad}_{\text{要素禀赋项}} \quad \underbrace{\quad}_{\text{再配置调节项}} \end{aligned}$$

此时，如果不存在地区间贸易，那么，单个地区物价的下降不再能通过贸易渠道溢出至其他地区，全要素生产率的溢出效应将明显减弱。反之，如果地区间贸易不存在冰山成本，那么，全要素生产率的溢出效应也将有所上升。此外，在人口迁移方面，假设人口迁移弹性为零或完全限制人口迁移，那么模型回到独立封闭经济体状态，不存在再分配效应和要素禀赋效应，经济增长完全取决于技术进步和财政政策的变化。同样地，如果户籍制度有所放开，人口流动自由程度有所上升，那么要素禀赋项随各地区政策的变化也将更加敏感，错配消除效果也将更加明显。

除经济产出之外，福利也是居民和政府共同关注的重点。因此，本文将福利变化同样拆分为全要素生产率、要素禀赋等分项变化之和^②，并由此得到政府支出对居民福利的边际影响（见式(13)）。不难看出，其与式(12)存在两点差异：一是两项支出的具体作用渠道发生变化。生产性支出可以通过提高生产效率直接提升产出。而在这里，生产效率的变化需要先带来经济体量变化、工资变化，进一步引起物价和居民收入变化，最终传导至效用。而对于社会保障性支出而言，除了与生产性支出

^① 考虑到公式项数较多，难以合并，支出对产出和福利的边际影响用矩阵形式表示。由于后续分析中并不引入税率的地区异质性，为简便起见，从此处起也直接将税率视为常数。式中参数定义参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

^② 参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

类似的作用渠道外,其还可以通过收入效应刺激当地居民效用,效果相比之前更加直接。二是政策边际效果的大小发生改变。对于生产性支出而言,其直接作用依然体现在对全要素生产率的影响上,随着全要素生产率增加,产品成本下降,价格降低,居民效用也会上升。物价水平和收入水平对福利影响的弹性在同一量级上,因此可以估计,生产性支出对于福利和总产出的弹性也在同一量级上。而对于社会保障性支出而言,其可以直接进入居民可支配收入,对效用的影响路径明显较式(12)中对产出的影响路径更短,边际效果也将更强,在总体弹性中占据更重要的地位。更详细的矩阵运算和比较结果也显示,社会保障性支出对福利的边际影响的确大于其对产出的边际影响。在后续的数值模拟中,本文将根据具体的参数得到边际影响的实际大小来验证这一结果。

进一步地,总产出和福利的变化也可以写成政策实施地的产出/福利变化及给其他地区带来的溢出效应之和。同理,自身效应和溢出效应也可以再分解为全要素生产率、要素禀赋等分项,接下来的数值模拟部分将进一步分析每一分项中自身效应和溢出效应的大小及方向。

$$\begin{aligned}
 d\ln U = & \underbrace{\theta_M \Theta_{1 \times N} \Pi \left[(I - L_{pA} ATM + L_{pL} LTM + L_{pM}) d\ln t_{N \times 1}^M + (L_{pL} LTS - L_{pA} ATS) d\ln t_{N \times 1}^S \right]}_{\text{全要素生产率项}} \\
 & + \underbrace{\left[\theta_M \beta_M \Theta_{1 \times N} \Pi - (\chi v v^W)^T \right] \left(LTM d\ln t_{N \times 1}^M + LTS d\ln t_{N \times 1}^S \right)}_{\text{要素禀赋项}} + \underbrace{\left[\chi_n v_n \left(1 - v_n^W \right) d\ln t_{N \times 1}^S \right]}_{\text{转移支付项}} \\
 & + \underbrace{\left[\left(\chi_K \chi^H \right)^T - \frac{\theta_H}{1 + \varepsilon_H} \Theta_{1 \times N} \right] \left(c_W D_\eta^{-1} D_A ATM d\ln t_{N \times 1}^M + c_W D_\eta^{-1} D_A ATS d\ln t_{N \times 1}^S \right)}_{\text{再配置调节项}} \\
 & + \underbrace{\left[\left(\chi v v^W + \chi_K \chi^M \right)^T - \theta_M \beta_M \Theta_{1 \times N} \Pi \right] \left(ATM d\ln t_{N \times 1}^M + ATS d\ln t_{N \times 1}^S \right)}_{\text{再配置调节项}}
 \end{aligned} \quad (13)$$

四、参数估计

本文接下来基于模型和中国现实数据进行参数估计。使用的数据主要包括中国地区生产总值、人口及各项财政支出数据。考虑到各项支出的可区分程度、支出占比及数据可得性,将社会保障性支出对应为社会保障和就业及住房保障支出之和;生产性支出对应为城乡社区事务、交通运输、资源勘探电力信息等事务、节能环保、商业服务业等事务及金融监管等事务等支出的总和。模型中的待估计项可以分为以下两类:一是模型参数,在各个地区具有同一性,可以通过数据或以往文献直接校准;二是各地区的基本面数据,主要通过已有数据和模型均衡条件回归或迭代求解。

1. 直接校准参数

本文将非房地产部门的资本和劳动要素份额 α_M 和 β_M 均设为 0.5; 居民消费中房地产占比 θ_H 设为 0.2, 非房地产占比 θ_M 设为 0.8。非房地产产品的替代弹性 ε 在许多文献有过估计,结果基本在 3—6 之间,本文将该弹性取为 4,并在稳健性检验中对 $\varepsilon \in [3, 5]$ 的情况进行检验。考虑到各省份之间实际税率差异相对较小,本文统一使用各税种总税收和税基的比值作为统一税率。此外,参考刘修岩和李松林(2017),本文将房地产部门的供给弹性 $1/\varepsilon_H$ 设为 1.25。

2. 人口迁移弹性

对于人口迁移弹性 κ ,本文参考 Tombe and Zhu(2019),利用人口迁移比例的决定式进行估计,

① 回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

其中,人口迁移数据来自2015年1%人口抽样调查形成的省级人口迁移矩阵,工资水平和物价数据由国家统计局获得。回归结果表明, κ 显著为正,系数大小为1.4620。^①为进一步检验结果的稳健性,本文继续以地区间距离作为地区间人口迁移成本的代理变量,发现弹性系数与Tombe and Zhu(2019)的估计接近,且显著程度基本不变。为进一步排除因果倒置、工资数据中包含系统性误差等问题带来的估计偏误,本文使用外部工资和Bartik工具变量作为实际工资的工具变量再次进行估计,所得的人口迁移弹性 κ 介于1.40和1.65之间,数值和显著性均与基准回归非常相似。综合多列结果,在之后的分析中,本文将这一系数取为1.4620。

3. 人口迁移成本

参考Head and Ries(2001)、Tombe and Zhu(2019),本文首先使用各地区之间的迁移人数矩阵估计地区 n 到地区 i ($n, i \in [1, N]$)的平均人口迁移成本。之后,考虑到在中国迁移成本很大程度上受到迁移方向的影响,本文进一步假设实际人口迁移成本是对称迁移成本、迁出地和迁入地固定效应的函数,即 $\mu_{ni} = \bar{\mu}_{ni} \sqrt{\gamma_i / \gamma_n}$,其中,地区内迁移成本 μ_{nn} 单位化为1,地区间迁移成本则可视为相对迁移难易程度。表1按照经济发展程度、人口密集程度和地理位置将31个省份分为八个区域,行表示迁出地,列表示迁入地。从表1中不难看出,对角位置上的人口迁移成本较其他同迁入地或迁出地的迁移成本普遍更低,即相邻地区之间的人口流动更为频繁和容易。此外,发达地区的人口流动普遍比不发达地区成本更低,人口流动也更加灵活。^①

表1 人口迁移成本矩阵

地区	北京/天津	北部沿海	中部沿海	南部沿海	中部内陆	东北	西北	西南
北京/天津	7.7690	9.7492	34.1727	50.9599	24.2115	18.8866	56.3615	35.0734
北部沿海	10.6391	10.3277	31.3087	52.9260	34.4845	21.1982	66.5065	33.8755
中部沿海	29.8576	25.1116	6.2598	32.8377	15.4060	36.8501	41.0383	39.2878
南部沿海	52.9135	49.6520	40.2085	14.1841	28.5838	58.2045	41.6162	83.1380
中部内陆	27.6036	35.9850	21.5066	32.5261	26.9691	67.8263	51.9992	52.9213
东北	32.5049	30.6949	45.5210	61.4576	66.7242	28.9302	87.6557	98.6385
西北	80.8307	87.5476	73.6066	68.4610	61.8331	118.6647	46.9322	108.0261
西南	48.5106	42.5494	64.3892	113.8991	64.2966	115.9534	122.5786	30.6129

注:参考Tombe and Zhu(2019),北部沿海包括山东、河北;中部沿海包括江苏、浙江和上海;南部沿海包括福建、广东和海南;中部内陆包括山西、河南、安徽、湖北、湖南和江西;东北地区包括黑龙江、辽宁和吉林;西北地区包括内蒙古、陕西、宁夏、甘肃、青海和新疆;西南地区包括四川、重庆、云南、贵州、广西和西藏。

4. 贸易成本

模型中引入了地区间贸易流动及其摩擦,本文还需要估计地区间差异性的贸易成本。同人口迁移成本类似,贸易成本同样存在不对称性(Waugh,2010;Tombe and Zhu,2019),因此,本文使用同人口迁移成本估计类似的方法估计出不对称的贸易成本矩阵(如表2所示)。^②可以看出,相比于人

^① 值得注意的是,这里计算出的人口迁移成本很大程度上取决于人口的实际迁移比例,是机会成本的概念,一方面反映客观通行条件的便利程度,另一方面反映了人们对各个地区的主观迁入意愿,总体而言可以理解为主观和客观因素共同作用下的人口实际迁移难度,或者说是迁移付出的代价或牺牲的利益。

^② 同样将本地区到本地区的贸易成本单位化为1,地区间贸易成本视为相对贸易难度。

口迁移成本,贸易成本总体更低,且不同地区之间的贸易成本差距也更小。此外,越发达的地区,贸易自给程度越高且整体贸易成本越低。

表 2 地区间贸易成本矩阵

地区	北京/天津	北部沿海	中部沿海	南部沿海	中部内陆	东北	西北	西南
北京/天津	1.8773	3.0324	3.6122	3.7547	3.3398	3.6487	3.6939	3.4916
北部沿海	3.7163	2.4550	4.2295	4.5425	4.0401	4.4766	4.4199	4.3130
中部沿海	3.2719	3.1004	2.2618	3.3363	2.9586	3.2939	3.2572	3.0851
南部沿海	3.8796	3.8166	3.8147	2.8441	3.7151	4.0024	3.8350	3.8789
中部内陆	4.3934	4.3028	4.3228	4.6892	3.6249	4.8660	4.7310	4.6595
东北	3.6733	3.6662	3.6355	3.8421	3.7570	3.1451	3.9340	3.9767
西北	4.7330	4.6011	4.6370	4.7397	4.6195	5.0916	4.0013	4.8481
西南	4.7864	4.8061	4.7162	5.1298	4.8374	5.3874	5.1870	4.5007

5. 全要素生产率

利用工资、人口、产出、贸易成本 l_{ni} 和实际税率 τ_n^M 数据进行方程迭代,可以获取各地区差异性的全要素生产率 A_n^M 。值得注意的是,由于模型中的全要素生产率没有量级,本文假设行政编码最小地区(北京)的全要素生产率为 1,其他地区的 A_n^M 可以看成是该地区相对于北京的生产率大小。估计结果显示,北京的全要素生产率最高,因此其他地区的相对生产率均小于 1。紧随北京之后的是上海和广东,二者的相对生产率分别为 0.9178 和 0.7099,其他东部发达地区如江苏、浙江等的全要素生产率也明显高于中、西部地区,青海、宁夏的全要素生产率较低。

6. 财政支出系数

根据(4)式,财政支出系数 ρ_M 的估计取决于各地区全要素生产率 A_n^M 和人均实际生产性支出 t_n^M 之间的相关系数,由于 2015 年省份层面数据样本量过少,本文分别使用 2012—2017 年的实际数据代入,形成 6×31 个观测因变量。表 3 第(1)列仅考虑地域固定效应,此时 ρ_M 为 0.1423,且在 1% 的统计水平上显著,第(2)列将地区和年份固定效应同时纳入,发现该系数依然显著为正,且大小与第(1)列相近。第(3)、(4)列使用对称的贸易成本矩阵估计全要素生产率,并使用该全要素生产率进行回归,结果的大小及显著性与前两列基本一致。从调整后的 R² 结果看,仅考虑地域固定效应时,计量模型的预测效果相比最好,因此,在之后的反事实估计时,本文将 ρ_M 取为 0.1423。在稳健性检验部分,本文将换用不同参数取值,在不同情况下检验定性结果的稳健性。

表 3 生产性支出对全要素生产率的影响估计

	不对称贸易成本矩阵		对称贸易成本矩阵	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln t_n^M$	0.1423*** (0.0485)	0.1629*** (0.0539)	0.1537*** (0.0372)	0.1757*** (0.0414)
年份固定效应	否	是	否	是
地域固定效应	是	是	是	是
Adjusted R ²	0.3141	0.3016	0.3297	0.3231
样本数量	186	186	186	186

注: *、** 和 *** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内为标准误。

五、数值模拟

1. 政策冲击下的产出和福利弹性

基于上文所估计的参数及地区基本面，可以得到单位支出政策带来的产出和福利变化及其分解。生产性支出对总产出和福利的影响渠道不同，但作用的分项及相对大小是类似的，^①因此，对于生产性支出，本文仅以产出弹性为例讨论其作用机制及大小。图1柱状图部分展示了每个地区的人均生产性支出增加1%带来的实际总产出变化，其中白色点状柱代表全要素生产率项，灰色斜条柱代表要素禀赋项，由于没有引入税率变动，再配置项对于总产出没有贡献，不再列出。^②

图1的结果表明，各个地区政策的产出弹性存在很强的异质性，江苏、山东等经济体量较大、人口相对集中的地区的产出弹性较大，而海南、宁夏等人口较少、经济发展程度较差的地区的产出弹性较小。分项的相对规模上，全要素生产率项占据重要份额，是最主要的影响渠道，且其方向均为正向，这也与模型求解部分中所得的结论基本一致。要素禀赋项所占比例相对较低，方向也表现出较强的地区差异性。正如前文提到的，中国各个地区财政支出差异很大，经济体量越大，人口越多的地区初始的财政支出体量也越大，1%的支出增加蕴含的实际支出规模也越高，而这也可能成为弹性随经济体量和人口正向变化的一大原因。因此，为了进一步分析同样的单位财政投入在各地区实施的效果差异，图1右轴展示了各地区财政支出的相对大小，黑色实线上的每一个点代表该地区初始财政总支出占全国财政总支出的比例。柱状图和实线的相对高低可以看成每1%财政支出增加成本和财政支出效益的权衡，当支出成本相对于支出效益越大时，说明在该地区增加支出的“性价比”越高。为了更清晰地考察地区支出变化相同金额时总产出的变化，本文进一步直接展示了地区生产性支出变化一单位对总产出的影响(见图2)^③，对比看，各地区生产性支出弹性之间的差距较之前明显下降。人口占比高、经济体量大的地区在产出弹性上仍比其他地区更有优势，但二者之间的正相关关系有所减弱。

为了更详细和清晰地阐述单个地区生产性支出如何对总体经济产生影响，本文将全要素生产率和要素禀赋项分别进一步拆解为政策对当地的影响（自身效应）和对其他地区的影响（溢出效应）。图3展示了全要素生产率项的分解结果，可以看出，生产性支出对整体经济的全要素生产率影响主要体现在本地区的生产技术上，溢出效果相对较小。这在经济学直觉上是容易理解的，正如理论部分所提到的，生产性支出的溢出效果需要通过当地物价的下降、省份间的贸易传导至其他地区，进而带来其他地区实际生产技术和产出的上升。最终的政策弹性等于各个渠道弹性的乘积，因此损耗相对较大。此外，所有的溢出效应都表现为正向溢出，即单个地区支出增加将给整个经济体带来技术的正外部性。

图4报告了地区生产性支出对总产出的边际影响中要素禀赋项的分解结果。可以看出，生产性支出变化给当地产出带来正向影响，却导致其他地区劳动力流失和产出下降，这也是部分地区要素禀赋项为负的原因。具体而言，一方面，生产性支出会带来当地生产技术的提高和工资水平的上升，进而吸引更多的人口进入该地区，促进当地经济发展。因此，生产性支出通过要素禀赋渠道产生的

^① 生产性支出对总福利的影响参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。从模拟结果看，生产性支出对产出和福利的影响大小的确在同一量级上，这也验证了本文在理论分析部分得到的结论。

^② 值得注意的是，由于弹性只适用于整个均衡经济系统受到微扰时各经济变量的变化情况，本文将政策变动幅度设为实际数据的1%。

^③ 为了保证增加的支出相对于实际总支出足够小，将单位支出视为在该地区增加1亿元的财政总支出。

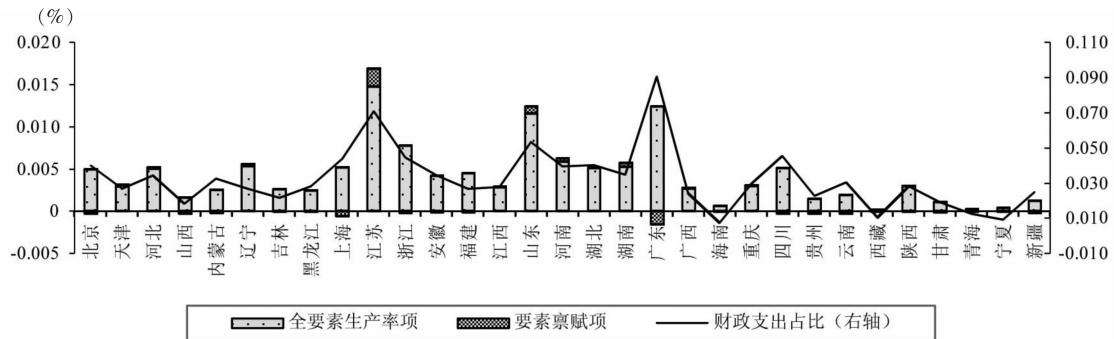


图1 地区生产性支出变化1%对总产出的影响

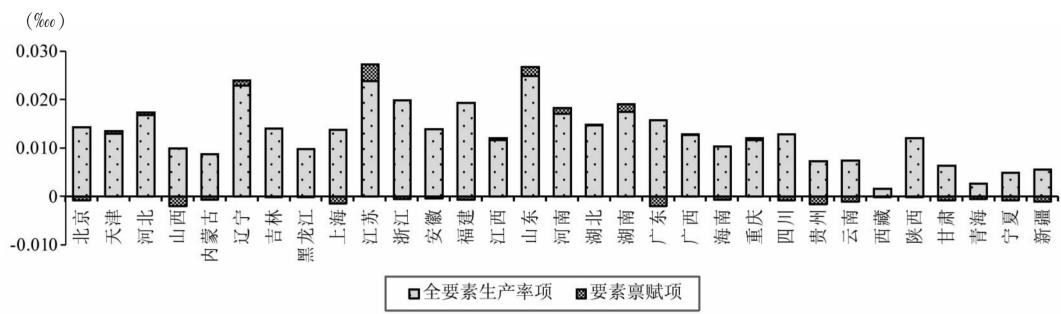


图2 地区生产性支出对总产出的边际影响分解

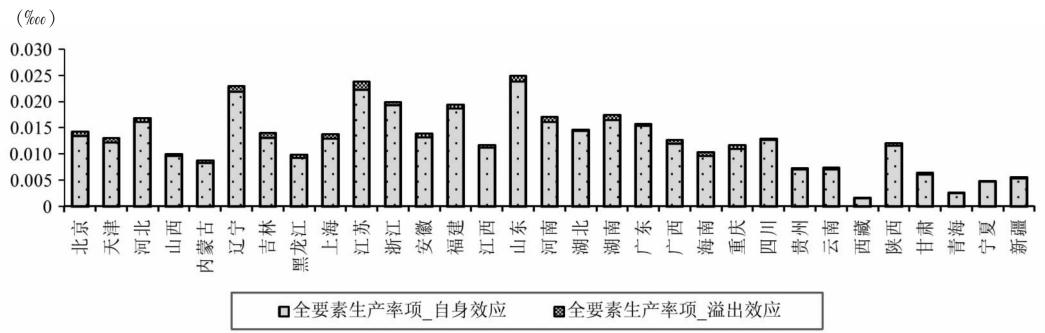


图3 地区生产性支出对总产出的边际影响——全要素生产率分项

自身效应均为正向。另一方面，在人口总量一定的情况下，对其他地区人才的抢夺直接降低了其他地区的劳动力规模，进而降低了其经济产出，因此，溢出效应均为负值，且大小与自身效应相近。最终的弹性方向及大小取决于当地劳动力规模和经济发展程度的匹配程度。

值得强调的是，正是由于要素禀赋项的自身效应和溢出效应相互抵消，图2中全要素生产率渠道占据主要地位，但此时要素禀赋项及人口流动因素仍然非常重要：①要素禀赋项在一些情况下可能会对整体经济产生较大影响。例如，在总财政赤字不变的情况下，全要素生产率项带来的效果相互抵消，权重可能下降，而要素禀赋项的重要性也随之上升。②要素禀赋项是溢出效应产生的主要条件。要素禀赋项的负向溢出远大于全要素生产率项的正向溢出，是总体溢出效应产生的主要条件。这也意味着，当站在某一个地区的角度上考虑其他地区政策对该地区的影响时，要素禀赋项不可忽视。③人口流动因素的影响不仅体现在要素禀赋项中，也体现在模型的其他方面。由于居民异

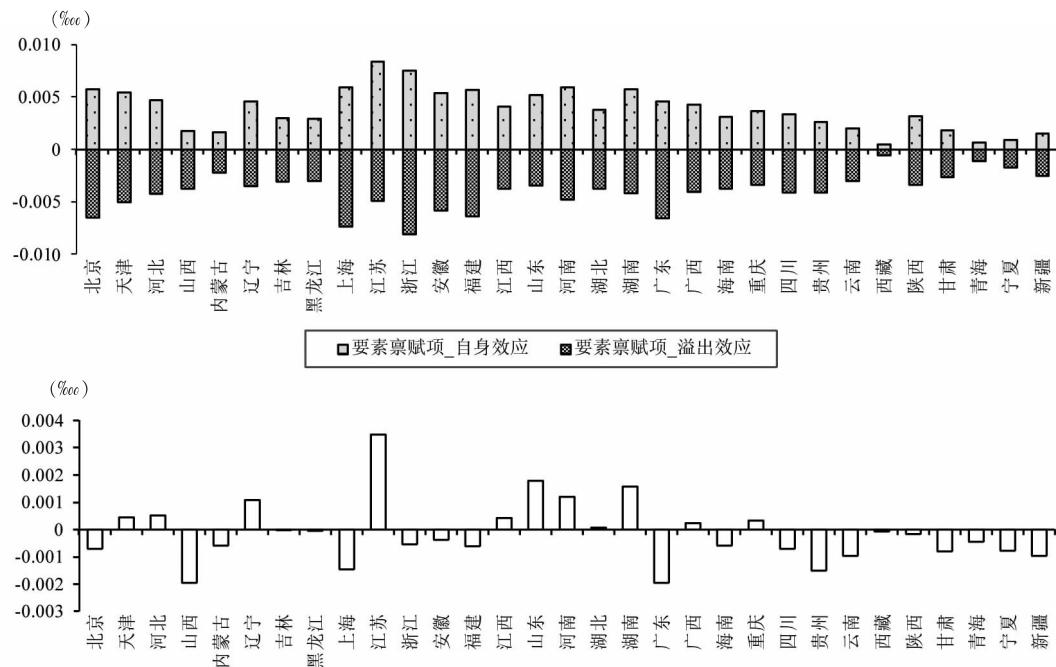


图4 地区生产性支出对总产出的边际影响——要素禀赋分项

质性偏好及人口迁移成本的存在，各地区居民的收入和经济产出份额都会受到人口流动因素的影响，全要素生产率项及支出政策整体对经济的影响大小也会发生改变。反事实分析中也提到，当人口完全不流动或人口迁移成本发生变化时，模型结果的整体偏误程度会有所上升。

结合理论模型，全要素生产率及要素禀赋项的大小及方向均可以看成是两个方面因素叠加的效果：当地产出和财政体量的相对大小和财政政策对各地区全要素生产率或人口数量的直接影响。数值结果显示，由于地区平均全要素生产率完全决定于人均名义生产性支出及当地物价，因此，当财政支出增幅不变时，政策对各地区平均全要素生产率的直接影响大小类似，全要素生产率项和相对产出呈明显的正相关关系。而对于要素禀赋项，由于总人口不变，单个地区政策对其他地区人口的影响均表现为负向溢出，且表现出较强的地区异质性。随着人口拥挤程度的上升，继续采用积极政策向发达地区输送人力资本也未必有益。总体而言，要素禀赋项和相对产出的正相关关系更弱。

对于社会保障性支出而言，其主要效果体现在居民福利的影响上，本文也仅以社会保障性支出的福利弹性为例，探究社会保障性支出对经济的作用渠道。^①如图5所示，纵坐标代表单位财政支出增加带来的福利上升的百分比。可以看出，直接的转移支付效应在福利弹性中的确占据重要地位，且由于转移支付效应不存在溢出，各个地区的社会保障性支出主要通过直接拉动当地居民效用来带动总福利的上升。相比之下，全要素生产率、要素流动和再配置调节效应的贡献相对较小。值得关注的是，对于要素禀赋项自身效应—溢出效应的分解结果与图4基本反向。这是因为社会保障性支出的上升同样可以将更多的人吸引到该地区，但其原因应归结于居民部门可支配收入的直接上升。此时，在生产端，劳动力数量增加，劳动收入事实上是降低的，因此，仅从要素流动项看，社会保障性支出给当地居民效用带来了负向影响。与此同时，随着更多的人涌向该地区，其他地区劳动力数量下降，工资上升，福利提高，因此，社会保障性支出给其他居民效用带来的是正向溢出效果。

^① 地区社会保障性支出对总产出的边际影响结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

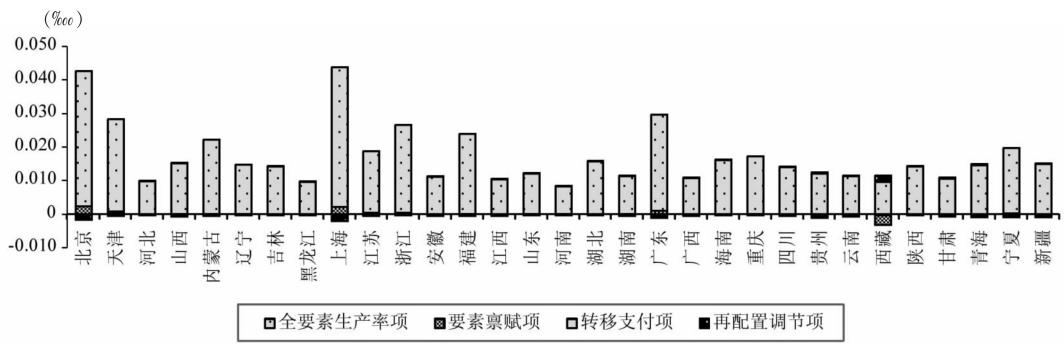


图 5 地区社会保障性支出对总福利的边际影响分解

2. 溢出效应及渠道分析

相比于单地区模型,空间一般均衡模型的重要特点之一是引入了地区间的相互作用。通过数值模拟,本文也得以计算出这一相互作用带来的政策溢出的大小和方向。对于单个地区而言,溢出效应中主要发挥作用的是要素禀赋项,因此,人口流动是解释单个地区政策对其他地区溢出效应及其异质性的主要原因。以生产性支出为例,根据引力方程,两个地区之间的距离越近,经济发达程度越高,则地区间人口流动意愿也越强,生产性支出上升带来的虹吸效应越强,负向溢出效应也越明显。在此基础上,可以进一步得到各地区带来的平均政策溢出效果,具体而言,本文定义溢出效果占比为单个地区支出增加时,溢出效果占其对总产出或福利影响的比例,将每个地区的溢出效果占比取平均值,即得到平均政策溢出效果占比。通过计算得到,在单位生产性支出带来的产出影响中,溢出效应占比为-22.97%,在单位社会保障性支出带来的福利影响中,溢出效应占比为 14.77%。这足以说明对于一个多地区的国家,政策的溢出效果扮演了重要角色,也会对总体产出和福利的变化产生重要影响。此外,不难发现,单个地区生产性支出政策对其他地区产出为负向溢出,而对其他地区福利则表现为正向溢出。这是因为利用财政支出的增加将其他地区人口吸引到政策实施地区后,在产出上,劳动力规模下降直接带来产出下降,这一效果占主导地位;而在福利上,人口数量的下降会带来实际工资上升,进而带动居民福利改善,因此福利通常表现为正向溢出。

本文在空间一般均衡模型基础上加入人口迁移成本和贸易成本,分别刻画劳动力市场和产品市场的摩擦。为了进一步明确这两个机制的重要性,本文改变模型假设,在关闭或放大这两个机制的情况下观察结果的相对变化。表 4 包含四种反事实极端情形^①,可以看出,如果不引入居民的异质性偏好,那么估计一单位生产性支出带来的产出变化时,结果将偏离基准情况 61.79%。考虑到基准情况离现实经济尚有距离,这意味着完全不引入异质性偏好将至少带来 61.79% 的估计偏差。而当不存在人口迁移成本时,模型的结果偏离则更大,这是因为人口的跨地区迁移成本实际上远超过 1,甚至达到三位数的量级,因此,完全忽略这一因素会带来很大的影响。此外,在劳动力完全不流动或没有地区间贸易的情况下也分别存在 9.34% 和 18.79% 的弹性估计偏差。这也足以证明,劳动力市场和产品市场摩擦在政策影响的估计中的确发挥了重要作用。

值得说明的是,在估计 t_n^s 变化带来的产出弹性(表 4 第(3)列)时,反事实极端情况带来的偏离

^① 表中的每一个数字代表一组省份数据的平均值,每一个省份数据表示在这一情况下,1 单位生产性或社会保障性支出带来的产出或福利变化与基准情况(存在人口跨地区流动摩擦和贸易摩擦)的差异,数字越大代表这一设定下的政策效果同基准情况相比平均偏误越大。

明显较大。这是因为在第(1)、(2)列中, t_n^M 对于总产出和福利的影响主要通过全要素生产率渠道传导, 而全要素生产率渠道中溢出效应的占比是非常低的, 即使人口迁移和贸易成本影响了溢出效应, 其对总体产出和福利弹性的影响也是相对较小的。在第(4)列中, t_n^S 对总福利的影响则主要通过直接的收入效应来实现, 而直接的收入效应根本不存在溢出效应, 因此人口迁移和贸易的影响也会相对较小。但在社会保障性支出对产出的影响大小计算中(表 4 第(3)列), 社会保障性支出对产出的所有影响都要由人口的流动和商品的流动传导和产生, 如果人口不流动, 那么社会保障支出的影响根本不会涉及当地生产部门, 更不会带来产出增加, 总体产出弹性为零。其他情况下的结果也是类似的, 一旦某一渠道消失或变大, 弹性的大小变化会十分剧烈。

表 4 人口迁移和贸易成本带来的影响

反事实情形	t_n^M		t_n^S	
	产出	福利	产出	福利
	(1)	(2)	(3)	(4)
区位选择偏好没有异质性($\kappa \rightarrow +\infty$)	0.6179	0.0840	13.1060	0.1125
没有人口迁移成本($\mu_{ni} \equiv 1$)	2.4143	0.1832	62.4610	0.2458
人口完全不流动($\kappa \rightarrow 0$)	0.0934	0.0131	1.0000	0.0179
没有地区间贸易($l_m \rightarrow +\infty$)	0.1879	0.1258	1.1508	0.0242

3. 基于反事实政策实施的模型应用: 城市群政策

为了集中优势资源, 加快形成具有国际竞争力的产业经济带, 带动区域一体化和地区间协调发展, 中国先后培育建立了一系列城市群, 包括长三角、珠三角、京津冀、长江中游城市群等。城市群的建立加快了人口和产业的集聚, 形成了新的经济增长极, 但与此同时, “一城独大”的问题也逐渐涌现, 资源不断地向城市群倾斜, 城群内的城市外来人口负担重, 环境压力加大, 而其他地区则人才短缺, 与城市群的经济发展差距日益拉大。在二者的共同作用下, 城市群到底会带来收益还是负担, 又是否能真正带动周边地区经济发展? 如表 5 所示, 本文按照城市群成立的时间顺序将各个城市群逐渐加入, 假设城市群中的每个地区都会受到政府的额外财政支持。结果显示, 正如本文在产出和福利弹性的测算中所得出的, 由于生产性财政支出的单向增加, 所有情况下的产出和福利均正向提升, 且加入的城市群越多, 财政支持地区也就越多, 产出和福利提升幅度也越大。

表 5 城市群政策效果评估 单位: %

	长三角	珠三角	京津冀	长江中游	国家级城市群
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
产出	0.32	0.43	0.55	0.69	0.97
福利	0.32	0.46	0.59	0.71	0.97

相比政策的总体效果, 本文更加关心的是, 城市群是否能像政策制定时所期望的那样拉动周边地区发展。图 6 报告了在城市群的总体政策影响中自身效果的相对占比。可以看出, 城市群政策带

来的总产出效果均来自于城市群内的地区,而对于其他地区基本为负向溢出。这也与本文在之前的产出弹性分析中所得的结论吻合,城市群获得了更大的财政支持,吸引了更多的劳动力,也更大程度地降低了其他地区的人口数量和产出水平。因此,城市群政策并不能拉动非城市群地区的经济增长,反而带来了虹吸效应,将其他地区的资源优势吸入城市群。值得欣慰的是,在总福利提升上,城市群政策存在较大的政策溢出效果。以长三角城市群为例,当增加长三角城市群地区生产性支出时,总福利提升的37.14%来自非城市群地区。同上文的分析一样,这是因为劳动力集中到城市群地区后,非城市群地区的劳动力数量下降,单个工人工资水平上升,居民效用得以提高。^①

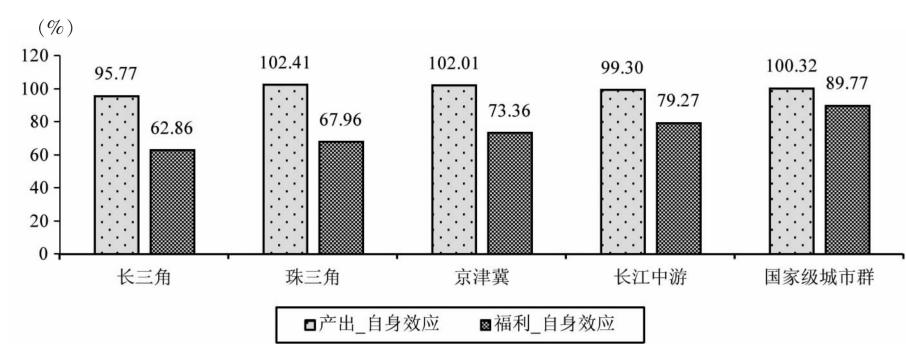


图6 城群政策影响中本地区影响占比

出于稳健性的考虑,本文对于模型参数集设定进行了一系列调整和检验。在参数设定方面,分别令 $\kappa=1.3, 1.5; \varepsilon=3, 5; 1/\varepsilon_H=1, 1.3; \rho_M=0.13, 0.15$ 。在模型设定方面,本文在居民效用函数中加入地区异质性的效用禀赋;在生产性支出和社会保障性支出中均加入医疗和教育支出,结果都与基准情况非常相近,而这也证明了本文结论的稳健性。此外,为了简化推导,并更好地将重心放在人口流动带来的影响上,本文在以上的分析中均假设居民的劳动供给是无弹性的。本文尝试拓展模型,放松这一假设,引入劳动供给弹性^②,重新求解后的结果依然稳健。

六、结论与政策启示

区域经济协调发展和经济空间格局的构建是“十四五”期间重要的政策议题。本文在一个包含人口迁移和贸易成本的空间一般均衡模型的框架下讨论财政政策的区域和支出项目配置,主要得到如下结论:^①对产出和福利变化的拆解结果显示,政策支出对二者的影响均可以拆分为全要素生产率、要素禀赋、再配置调节和转移支付等多个渠道,其中,地区生产性支出的增加对整体产出和福利的影响主要通过全要素生产率渠道产生,社会保障性支出的影响则主要通过转移支付效应产生,且主要影响福利水平。^②分地区数值模拟的结果显示,产出和福利弹性均具有很强的地区异质性,经济体量更大、人口更集中的地区政策弹性普遍较大。平均而言,单个地区生产性支出增加对总产

^① 不同城市群加入后,溢出效果的大小有所变化,这一变化一部分来自各个城市群本身的经济发展水平差异,另一部分来自城市群的数量和规模的不断增加。

^② 正如匿名评审专家所提到的,引入劳动供给弹性相当于将工资水平变化带来的劳动供给时长变化及劳动供给时长上升给居民福利带来的负面影响均纳入模型的考虑范围之内,增强模型与现实经济的吻合程度,提高模型定性结果的稳健性和定量结果的准确性,拓展模型结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

出的影响中,有 22.97%是对其他地区产生的挤出效应,而单个地区社会保障性支出增加对总福利的影响中,则有 14.77%是对其他地区的正外部性。^③反事实情况表明,贸易和人口流动的引入对于模型估计结果有重要影响。当不考虑居民对于区位选择偏好的异质性,人口迁移成本为零,完全不流动或完全不跨地区贸易时,政策弹性均会较基准模型发生很大变化。^④作为模型应用,本文最后定量评估了城市群政策的效果。结果表明,城市群政策带来其他地区福利提高(占 10.23%),但无法拉动其他地区经济增长,还会产生虹吸效应(占 0.32%),造成其他地区产出下降。

基于研究结论,本文得到如下政策启示:

(1)加强经济整体观念,实现政策优化配置。本文基于多地区框架开展研究,结果表明,由于区间间的要素流动和贸易往来,一个经济体内单个地区的政策影响会不同程度地溢出到其他地区,且溢出效应存在显著的地区异质性。近年来,随着户籍制度逐渐放开,贸易条件日益完善,地区间的联系更加密切,给政策效果带来的影响不容忽视。因此,在政策制定过程中,必须充分考虑各地区间的联系和差异,因地制宜,因时制宜,适时调整政策方向,以达到理想的政策效果。

(2)强化主体功能区战略。研究表明,单个地区政策对于整体经济的影响大小同政策实施地的经济体量、人口密集度息息相关。将生产性支出或者社会保障性支出配置到发达地区、人口密集地区将更有利于提振整体经济,改善整体居民福利。因此,站在整体经济社会发展的角度上,应强化主体功能区战略,推动完善发达地区、人口集聚地区基础设施和产业政策,提高政策实施效率,让有限的政策支出尽可能惠及更多的产业集群和更广的劳动者群体,保障经济发展重要动力源,推动形成主体功能明确的空间新格局。

(3)健全区域协调发展体制机制。如果仅以经济总量或居民总福利为目标,财政政策势必会向发达地区倾斜,加之政策可能带来的负向溢出效果,难免拉大区域间差距。随着地区间贸易和要素流动成本降低,全要素生产率高、人口吸引力强地区的政策弹性还将进一步提高,政策倾向还有可能会更强。为了促进地区间的协调发展,还需要完善健全区域协调体制机制,适当地将地区间收入和经济发展差距纳入政策目标,在推进全国构建统一大市场的同时,动态调配区域内各个地区之间的财政性支出,切实避免整体产出和福利水平高、但地区间两极分化严重的情况。

(4)深入落实城市群及其配套政策。反事实估计结果表明,城市群政策无法带来产出的溢出效果,推动各地经济协同发展,甚至还会抢占其他地区资源,但其仍然能够改善其他地区居民效用,提高居民获得感和幸福感,为经济的高质量发展提供人力资本保障,因此,应继续坚定不移地推进城市群战略的深化落实。另外,考虑到城市群政策可能带来的负面影响,在积极推动城市群建设的同时,应加快完善相应的配套政策,着力提高当前城市群外地区的基本公共服务水平和人民生活质量,促进区域经济的整体协调发展。

本文基于理论模型定量考察了两种类型政策的经济效益、福利改进等一系列政策效果,为财政支出政策的实际制定规则提供了有益的参考,也为政策的后续实施方向提供了理论基础。但与此同时,由于将重心放在人口的跨地区流动机制上,本文没有考虑居民的住职分离及户籍在出生地和工作地之间的迁移现象,也没有引入地方差异性的产业结构和地区间的投入产出关系,而这些也都将成为进一步研究和探索的方向。

[参考文献]

- [1]陈诗一,刘朝良,冯博. 资本配置效率、城市规模分布与福利分析[J]. 经济研究, 2019,(2):133–147.
- [2]段巍,王明,吴福象. 中国式城镇化的福利效应评价(2000—2017)——基于量化空间模型的结构估计[J]. 经济研究, 2020a,(5):166–182.

- [3]段巍,吴福象,王明.政策偏向、省会首位度与城市规模分布[J].中国工业经济,2020b,(4):42–60.
- [4]柯善咨,赵曜.产业结构、城市规模与中国城市生产率[J].经济研究,2014,(4):76–88.
- [5]梁婧,张庆华,龚六堂.城市规模与劳动生产率:中国城市规模是否过小?——基于中国城市数据的研究[J].经济学(季刊),2015,(3):1053–1072.
- [6]刘修岩,李松林.房价、迁移摩擦与中国城市的规模分布——理论模型与结构式估计[J].经济研究,2017,(7):67–80.
- [7]王丽莉,乔雪.我国人口迁移成本、城市规模与生产率[J].经济学(季刊),2020,(1):165–188.
- [8]赵扶扬,陈斌开.土地的区域间配置与新发展格局——基于量化空间均衡的研究[J].中国工业经济,2021,(8):94–113.
- [9]Aguayo-Tellez, E., M. A. Muendler, and J. P. Poole. Globalization and Formal Sector Migration in Brazil[J]. World Development,2010,38(6):840–856.
- [10]Allen, T., and C. Arkolakis. Trade and the Topography of the Spatial Economy [J]. Quarterly Journal of Economics, 2014,129(3):1085–1140.
- [11]Anderson, J. E., and E. V. Wincoop. Trade Costs[J]. Journal of Economic Literature, 2004, 42(3): 691–751.
- [12]Baqae, D. R., and E. Farhi. Productivity and Misallocation in General Equilibrium [J]. Quarterly Journal of Economics, 2020,135(1),105–163.
- [13]Blouri, Y., and M. V. Ehrlich. On the Optimal Design of Place-Based Policies: A Structural Evaluation of EU Regional Transfers[J]. Journal of International Economics, 2020,<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2020.103319>.
- [14]Bound, J., and H. J. Holzer. Demand Shifts, Population Adjustments, and Labor Market Outcomes during the 1980s[J]. Journal of Labor Economics, 2000,18(1):20–54.
- [15]Caliendo, L., M. Dvorkin, and F. Parro. Trade and Labor Market Dynamics: General Equilibrium Analysis of the China Trade Shock[J]. Econometrica, 2019,87(3):741–835.
- [16]Desmet, K., and E. Rossi-Hansberg. Urban Accounting and Welfare [J]. American Economic Review, 2013, 103(6):2296–2327.
- [17]Diamond, R. The Determinants and Welfare Implications of U.S. Workers' Diverging Location Choices by Skill: 1980—2000[J]. American Economic Review, 2016,106(3):479–524.
- [18]Eaton, J., and S. S. Kortum. Technology, Geography, and Trade[J]. Econometrica, 2002,70(5):1741–1779.
- [19]Fujita, M., and J. F. Thisse. Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location and Globalization (2nd Edition)[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2013.
- [20]Ghani, E., A. G. Goswami, and W. R. Kerr. Highway to Success: The Impact of the Golden Quadrilateral Project for the Location and Performance of Indian Manufacturing[J]. Economic Journal, 2016,126(591):317–357.
- [21]Head, K., and J. Ries. Increasing Returns Versus National Product Differentiation as an Explanation for the Pattern of U.S.–Canada Trade[J]. American Economic Review, 2001,91(4):858–876.
- [22]Hsieh, C. T., and E. Moretti. Housing Constraints and Spatial Misallocation [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2019,11(2):1–39.
- [23]Kline, P., and E. Moretti. Local Economic Development, Agglomeration Economies, and the Big Push: 100 Years of Evidence from the Tennessee Valley Authority[J]. Quarterly Journal of Economics, 2013,129(1):275–331.
- [24]Krugman, P. Increasing Returns and Economic Geography[J]. Journal of Political Economy, 1991,99(3):483–499.
- [25]McCaig, B., and N. Pavcnik. Export Markets and Labor Allocation in a Low-Income Country [J]. American Economic Review, 2018,108(7):1899–1941.

- [26]Monte, F., S. J. Redding, and E. Rossi-Hansberg. Commuting, Migration, and Local Employment Elasticities[J]. American Economic Review, 2018,108(12):3855–3890.
- [27]Moretti, E. Real Wage Inequality[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2013,5(1):65–103.
- [28]Notowidigdo, M. J. The Incidence of Local Labor Demand Shocks [J]. Journal of Labor Economics, 2020,38 (3):687–725.
- [29]Roback, J. Wages, Rents, and the Quality of Life[J]. Journal of Political Economy, 1982,90(6):1257–1278.
- [30]Tombe, T., and X. D. Zhu. Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China[J]. American Economic Review, 2019,109(5):1843–1872.
- [31]Waugh, M. E. International Trade and Income Differences [J]. American Economic Review, 2010,100 (5): 2093–2124.

Migration, Trade and Fiscal Expenditure Allocation among Regions

ZHOU Hui-jun¹, FU Chun-yang², GONG Liu-tang^{3,4}

- (1. Institute of Economics CASS, Beijing 100836, China;
2. School of Economics UCASS, Beijing 102488, China;
3. School of International Economics and Management BTBU, Beijing 102488, China;
4. Guanghua School of Management, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: This article explores the impact of fiscal expenditure reallocation on the social welfare and economic output based on a multi-regional spatial general equilibrium model including migration costs and trade costs. The results show that the impact of fiscal expenditure policy in one single region could be divided into four channels: total factor productivity, factor flow, reallocation, and transfer, which have different direction and size of the spillover effect. The impact of regional productive expenditure on output and welfare is mainly produced through the TFP channel, while the impact of social security expenditure is mainly produced through transfer effects, and mainly affect the social welfare. This article describes the direction and size of policy multiplier when the policy is implemented in one certain province in detail, and analyzes the heterogeneity and its source. We find that in general, 23% of the impact of the productive expenditure in one single region on the overall output is manifested as negative spillover effect (crowding-out effect) on other regions. By contrast, 15% of the impact of social security expenditure on social welfare could manifested as positive spillovers to other regions. The introduction of cross-regional migration and trade could impose an important influence on the quantitatively measurement of policy effect. In addition, counterfactual estimates indicate that the urban agglomeration policy will bring a siphon effect to the economic development of other regions, but it will also produce a positive spillover effect on the welfare of residents in surrounding regions. This article provides quantitative theoretical evidence for understanding the impact of fiscal expenditure allocation on the aggregate output and welfare in a multi-regional framework, and also provide suggestions for the coordinated development of regional economy.

Key Words: migration; trade cost; fiscal expenditure multiplier; spatial general equilibrium model

JEL Classification: R12 R23 R58

[责任编辑:李鹏]