

人口流动、企业迁移与中央转移支付的空间配置效应*

黄文彬

内容提要:基于量化空间均衡模型的分析大多聚焦于人口流动与商品贸易,忽视了企业迁移。本文构建了一个包含人口流动、企业迁移与商品贸易的空间一般均衡模型,研究中央转移支付的空间配置效应及其作用机制,进而优化中央转移支付的配置结构。研究发现:(1)全国层面来看,2016—2021年的中央转移支付造成了省份内部的人口流动和企业迁移不协调以及省份之间两者往低生产率地区流动的空间错配问题,在缩小区域经济差距3.32%的同时导致经济总产出降低了2.49%;(2)区域层面来看,中央转移支付缩小了东部地区的区域内经济差距,但扩大了中西部地区的区域内经济差距;(3)结构层面来看,一般性和生产性专项转移支付的变动造成了区域经济差距和经济总产出的降低,而民生性专项转移支付的作用效果相反;(4)三类转移支付对区域经济差距、经济总产出和社会福利的边际影响存在明显差异,中央转移支付的配置结构的优化方向取决于其政策目标。

关键词:中央转移支付 人口流动 企业迁移 空间错配 量化空间均衡分析

作者简介:黄文彬,华南农业大学经济管理学院首聘副教授、硕士生导师,510642。

中图分类号:F812.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2024)11-0039-17

一、引言

中国自1994年实施分税制改革以来,中央财政的集权程度日益强化,与之伴随的是中央转移支付规模快速扩大。以2023年为例,中央一般公共预算支出高达14.12万亿元,其中的10.29万亿元以转移支付的形式下发到地方政府,占地方一般公共预算收入的46.73%。巨额的转移支付通过一般性和专项转移支付对地方政府的财政支出行为产生重要影响,在一定程度上促进了区域协调发展(陆铭等,2019)、缓解了收入不平等(解垚,2017)、推动了公共服务均等化(毛捷等,2012;崔小

* 基金项目:广东省哲学社会科学规划项目“区域平衡发展视角下广东各市财政支出的作用与优化研究:基于空间一般均衡模型的分析”(GD22YYJ14);广东省自然科学基金项目“区域协调发展视角下广东省省以下转移支付的作用与优化:基于量化空间均衡的研究”(2024A15150)。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。黄文彬电子邮箱:huangwb@scau.edu.cn。

勇等,2023),但也产生了扩大地方财政支出规模的“粘蝇纸效应”(范子英、张军,2010)、加大了地方政府债务(钟辉勇、陆铭,2015)。

中央转移支付产生的一切经济影响都以要素流动为基础。然而,现有文献大多采用简约式分析来识别这一政策的局部影响,忽视了空间溢出效应。近年来少数学者开始采用空间一般均衡分析框架来研究欧盟(Blouri 和 Ehrlich, 2020)、德国(Henkel 等, 2021)、美国(Ferrari 和 Ossa, 2023)和中国(王永进等, 2022)的财政转移支付,此框架充分考虑了空间溢出效应。不过,上述研究采用的空间一般均衡分析框架都基于人口流动与商品贸易展开,并未考虑企业迁移这一关键因素。从理论而言,中央转移支付不仅通过地方公共服务供给影响人口流动,还通过基础设施改善等渠道提升地方生产率,影响各地区的企业生产利润,进而引发企业迁移(Fajgelbaum 等, 2019)。鉴于此,本文构建一个包含人口流动、企业迁移和商品贸易的空间一般均衡模型,融入中国的制度特征,考察中央转移支付如何通过人口与企业的空间配置变化影响区域经济差距、经济总产出和社会福利。

本文与以下三支文献紧密相关。(1)现有文献对中央转移支付的政策效果评估大多采用简约式的局部均衡分析(李永友、张子楠, 2017; 马光荣、孟源祎, 2022),少有研究从空间一般均衡视角进行考察。Blouri 和 Ehrlich (2020)、Henkel 等 (2021)、Ferrari 和 Ossa (2023)、王永进等 (2022)等新近文献在此框架下评估各国的财政转移支付效果。不过,上述研究都是围绕人口流动和商品贸易开展理论建模,没有考虑企业迁移。(2)现有关于要素空间错配的研究主要聚焦于劳动和资本的空间错配问题(Restuccia 和 Rogerson, 2008; Hsieh 和 Moretti, 2019; 黄文彬等, 2023),少有研究从人口流动和企业迁移两个层面研究空间错配。(3)本文的研究还与公共政策的空间效应的定量研究紧密相关(Fajgelbaum 等, 2019; Ferrari 和 Ossa, 2023)。其中, Fajgelbaum 等 (2019)在空间一般均衡框架下分析了美国联邦各州的税收异质性通过人口流动和企业迁移造成的空间错配。与美国不同的是,中国的地方政府没有税率制定权,税率由中央政府统一制定。因此,本文在该研究的理论框架下融入了中国的制度特征(如税收分成、土地财政),发现中央转移支付的配置结构变化也会造成人口和企业省份内部和省份之间的空间错配。

相较于现有文献,本文的贡献主要有两个方面。一是在融入人口流动和企业迁移的空间一般均衡模型中考察了中央转移支付如何影响人口和企业的空间配置,进而影响区域经济差距和经济增长,丰富了如下两支文献:(1)相较于采用简约式估计方法的相关文献,本文利用结构模型分析了中央转移支付通过要素流动产生的经济影响;(2)相较于利用空间一般均衡框架分析财政转移支付的研究,本文同时考虑了人口流动和企业迁移。二是分析了中央转移支付造成的人口和企业空间错配及其背后原因。

二、理论模型

本文在 Tombe 和 Zhu (2019)、Fajgelbaum 等 (2019)的基础上,结合中国的制度特征(中央专项转移支付配套率、中央与地方税收分成、土地财政),构建了一个包含人口流动、企业迁移和商品贸易的空间一般均衡模型,考察中央转移支付的空间配置效应。在理论模型中,本文把中央转移支付区分为一般性转移支付和专项转移支付。前者以均衡地方财力为目的,并通过特定的公式进行分配,资金由地方政府自主安排。后者则是中央政府根据社会发展需求而设定的,并具有“专款专用”的性质,还需要地方政府提供相应的配套政策。由于中央专项转移支付的种类繁多且涉及范围较广,本文参照吕冰洋等 (2018)的做法,把用于民生性服务和生产性建设的转移支付分别称为

民生性和生产性专项转移支付。与专项转移支付的分类方式相对应,地方财政支出也可以划分为生产性和民生性支出。^①因此,中央转移支付不仅影响地方财政支出规模,还通过专款专用和配套要求的方式影响地方财政支出结构。^②

进一步地,地方民生性支出通过地区居住效用变化影响人口流动,地方生产性支出则通过地区生产率变化影响企业迁移。人口流动和企业迁移又会引发地区间商品贸易的变化,进而影响经济发展的空间分布格局。本模型有 N 个地区且用 n 或 i 表示,全社会的劳动力规模和企业数量都是外生给定且标准化为 1。劳动力流动受到个体区位选择的异质性偏好和流动成本的影响,企业迁移则受到企业区位选择的异质性偏好和市场进入成本的影响,商品贸易则受到贸易成本的影响。

(一)消费部门

消费部门包含两类主体:一类是劳动者,左上角用 l 标识;另一类是资本持有者,左上角用 k 标识。每位劳动者都无弹性地提供 1 个单位的劳动,并遵循居住效用最大化的原则进行跨区流动。假定工资是劳动者的唯一收入,不仅用于商品和住房消费支出,还需要缴纳个人所得税。为简化模型分析,本文还假定资本持有者不能跨区流动,并且每个地区只有一位代表性的资本持有者(Caliendo 等,2019)。

1. 劳动者

假定 n 地区的居住效用 U_n 由人均层面的商品消费水平 $c_n^l = C_n^l/Ln$ 、住房消费面积 h_n^l 、民生性支出水平 $g_n^l = G_n^l/Ln$ 以及个体区位选择的异质性偏好 ϵ_n^l 组成,其中, C_n^l 表示劳动者的商品消费水平, H_n^l 、 G_n^l 和 L_n 分别表示地区 n 的居住用地总面积、民生性支出规模和劳动力规模。劳动者的效用函数具体设定为:

$$U_n = \epsilon_n^l u_n, \quad u_n = \left[(c_n^l)^\alpha (h_n^l)^{1-\alpha} \right]^{1-\beta^l} (g_n^l)^{\beta^l} \quad (1)$$

其中, H_n^l 、 G_n^l 和 L_n 分别表示居住用地总面积、民生性支出规模和劳动力规模; α 和 $1-\alpha$ 分别为商品消费份额和住房支出份额, β^l 为人均民生性支出在地区居住效用中的权重。此外,参照 Tombe 和 Zhu(2019),假定个体区位选择的异质性偏好 $\{\epsilon_n^l\}_{n=1}^N$ 服从 $\Pr(\epsilon_n^l < t) = \exp(-t^{-\epsilon_l})$ 的 Fréchet 分布,并且 ϵ_l 反映异质性偏好的离散程度。由式(1)可知,地区 n 的 g_n^l 越高, U_n 越高。此外,根据式(1),可得到 n 地区的人均住房支出为 $d_n^l = (1-\alpha)(1-t^l)w_n$ 和内生房价为 $P_n^l = d_n^l L_n / H_n^l$ 。

由于劳动者需要缴纳个人所得税 t^l ,因此其预算约束函数为 $P_n c_n^l + P_n^l h_n^l \leq (1-t^l)w_n$ 。其中,

$$P_n = \left[\sum_{i \in N} \int_{j \in M_i} (p_{ni}^j)^{1-\sigma} dj \right]^{1/(1-\sigma)} \quad \text{和} \quad c_n^l = \left[\sum_{i \in N} \int_{j \in M_i} (c_{ni}^{l,j})^\rho dj \right]^{1/\rho}$$

分别为 n 地区的商品综合价格和人均消费水平, p_{ni}^j 为 i 地区 j 企业生产的商品在 n 地区的销售价格, $c_{ni}^{l,j}$ 为 n 地区的劳动者 l 对 i 地区 j 企业生产的商品消费量, M_i 为 i 地区的企业数量, $\sigma = 1/(1-\rho)$ 为商品替代弹性。

2. 资本持有者

参照 Caliendo 等(2019),为校准地区间贸易不平衡的现实情况,假定全社会有一个资本性账户 I^k ,吸收各地区的企业利润和劳动者的部分住房支出,同时根据地区间的贸易不平衡状况将这笔资

① 限于篇幅,地方民生性和生产性支出的具体划分标准未列出,留存备案。

② 现有文献关于中央转移支付如何影响地方政府行为的讨论非常丰富,比如,粘蝇纸效应、道德风险、地方政府债务。不过,中央转移支付对地方政府行为的综合影响的最直接表现就是地方财政支出规模与结构的变化。因此,本文重点关注中央转移支付对地方财政支出行为的影响。

金分配给各地区的代表性资本所有者,各地区获得的份额记为 κ_n 。①因此, n 地区资本持有者的预算约束函数为:

$$P_n c_n^k \leq (1 - t^l) \kappa_n I^k, \quad I^k = \sum_{i \in N} [(1 - t^f) \tilde{\pi}_i + (1 - \phi) d_i^l L_i] \quad (2)$$

其中, $\kappa_n I^k$ 为 n 地区资本持有者的收入, t^f 为企业所得税, $\tilde{\pi}_i$ 为企业税前利润, ϕ 为居住用地支出占劳动者住房支出的比重,反映的是居住用地成本。这里暗含的一个假设是各地区的居住用地支出占比相同,即 $\phi \equiv \phi_n = r_n^l H_n^l / (d_n^l L_n)$,其中 r_n^l 为 n 地区的居住用地价格。

(二)生产部门

假定 i 地区有 M_i 个企业(左上角用 f 标识),每个企业都处于垄断竞争市场,并投入劳动力和工业用地进行生产,即:

$$q_i^j = a_i^j \left(\frac{l_i^j}{\lambda} \right)^\lambda \left(\frac{h_i^{f,j}}{1 - \lambda} \right)^{1-\lambda} \quad (3)$$

其中, q_i^j 、 a_i^j 、 l_i^j 和 $h_i^{f,j}$ 分别为 i 地区 j 企业的产量、生产率、劳动力投入和工业用地投入, λ 为劳动力投入份额。此外, i 地区的商品销售量、劳动力规模和工业用地面积可分别表示为: $Q_i = \int_{j \in M_i} q_i^j dj$, $L_i = \int_{j \in M_i} l_i^j dj$, $H_i^f = \int_{j \in M_i} h_i^{f,j} dj$ 。根据式(3),可得到 i 地区 j 企业的税后利润为:

$$\pi_i(a_i^j) = \max_{\{q_{ni}^j\}} (1 - t^f) \left[\sum_{n=1}^N x_{ni}^j - \frac{w_i^A (r_i^f)^{1-\lambda}}{a_i^j} \sum_{n=1}^N \tau_{ni} q_{ni}^j - f_i \right] \quad (4)$$

其中, x_{ni}^j 和 q_{ni}^j 分别为 i 地区 j 企业生产的商品在 n 地区的销售额和销售量, w_i 和 r_i^f 分别为 i 地区的工资水平和工业用地价格, f_i 为企业进入 i 地区的市场进入成本。 $\tau_{ni} \geq 1$ 为由 i 地区生产的商品运往 n 地区所损耗的“冰山”贸易成本,当 $i = n$ 的时候 $\tau_{nn} = \tau_{ii} = 1$ 。 $\tau_{ni} > 1$ 表示商品运输过程中出现了损耗,导致 n 地区 j 企业需要提供产量为 $\tau_{ni} q_{ni}^j$ 的商品才能运到产量为 q_{ni}^j 的商品到 n 地区。为简化分析,本文假定市场进入成本与各地区企业生产的边际成本呈正相关,并将两者的比例设定为 $f_e \in (0, 1)$ 。

进一步地,参照Fajgelbaum等(2019),假定 i 地区 j 企业的生产率 a_i^j 取决于两部分:一部分是与企业无关且每个企业都能平等享受的生产率 a_i^0 ,比如各地区的交通基础设施等;另一部分是企业迁移的异质性偏好 ϵ_i^j 。进一步地, a_i^0 还可以分解为外生的生产率 a_i 、生产性支出水平 G_i^f 和企业集聚程度,具体设定为:

$$a_i^j = a_i^0 \epsilon_i^j, a_i^0 = (G_i^f M_i^X)^{\beta^f} a_i^{1-\beta^f} \quad (5)$$

其中,企业迁移偏好 $\{\epsilon_i^j\}_{n=1}^N$ 服从 $\Pr(\epsilon_i^j < t) = \exp(-t^{-\varepsilon_f})$ 的Fréchet分布并且 ε_f 反映企业迁移偏好的离散程度, β^f 为地方生产性支出对该地区 a_i^0 的提升程度, $\chi \beta^f$ 为各地区的企业数量对该地区 a_i^0 的提升程度,体现了企业的集聚效应。由式(5)可知,各地区的 a_i^0 随该地区生产性支出和企业数量的增加而提高。此外,生产率异质性只表现在地区层面,同一地区的企业生产率相同。

① 劳动者的住房支出的一部分以居住用地成本的方式被地方政府吸收,另一部分被资本所有者吸收。

结合式(5)和Fréchet分布的特征,可将地区层面的生产率水平 $\tilde{a}_i = \left[\int_{j \in M_i} (a_i^j)^{\sigma-1} dj \right]^{1/(\sigma-1)}$ 调整为:

$$\tilde{a}_i = a_i^0 M_i^{-1/\varepsilon_f} = M_i^{\chi\beta^f - 1/\varepsilon_f} (G_i^f)^{\beta^f} a_i^{1-\beta^f} \quad (6)$$

其中, $\chi\beta^f$ 反映了企业集聚效应,而 $-1/\varepsilon_f$ 反映了企业拥挤效应。根据式(6),在 G_i^f 和 a_i 不变的情况下,各地区的企业规模 M_i 对 \tilde{a}_i 的影响取决于集聚效应和拥挤效应之间的比较。如果 $\chi\beta^f - 1/\varepsilon_f \geq 0$,说明集聚效应占据主导地位,企业数量的增加能提高该地区的生产率水平。反之,若 $\chi\beta^f - 1/\varepsilon_f < 0$ 则说明拥挤效应占据主导地位,企业数量的增加反而降低该地区的生产率水平。

(三)政府部门

政府部门考虑了两方面的中国特征:一是中央和地方政府之间的税收分成,二是地方政府的土地财政收入。地方政府对劳动者和资本持有者征收个人所得税,对企业征收企业所得税,获得的税收收入需要与中央政府进行税收分成,并获得中央转移支付。此外,地方政府还吸收了本地的居住用地和工业用地出让收入。地方财政支出主要包括民生性支出和生产性支出。具体地:

$$(1 - \varphi) \left[t^l (w_n L_n + \kappa_n I^k) + t^f \tilde{\pi}_n \right] + (r_n^l H_n^l + r_n^f H_n^f) + (z_n^o + z_n^l + z_n^f) = G_n^l + G_n^f \quad (7)$$

其中, $\tilde{\pi}_n$ 为 n 地区的企业税前利润, φ 为税收分成比例。此外,中央专项转移支付需要地方政府提供一定的配套资金才能使用,即:

$$G_n^l = (1 + \theta_n^l) z_n^l + \tilde{G}_n^l, \quad G_n^f = (1 + \theta_n^f) z_n^f + \tilde{G}_n^f \quad (8)$$

其中, z_n^o 、 z_n^l 和 z_n^f 分别为 n 地区获得的中央一般性转移支付、民生性和生产性专项转移支付; G_n^l 和 G_n^f 分别为民生性和生产性支出, \tilde{G}_n^l 和 \tilde{G}_n^f 分别为扣除专项转移支付及其配套资金之后的民生性和生产性支出; θ_n^l 和 θ_n^f 分别为民生性和生产性专项转移支付的资金配套率。结合式(1)、式(5)和式(8),中央转移支付通过地方财政支出的规模和结构的变化影响人口和企业的空间配置以及商品贸易。

中央财政收入来源于地方政府的税收分成,并以转移支付的方式返还给地方政府,具体为:

$$\varphi \sum_{n \in N} \left[t^l (w_n L_n + \kappa_n I^k) + t^f \tilde{\pi}_n \right] = \sum_{n \in N} (z_n^o + z_n^l + z_n^f) \quad (9)$$

(四)人口流动、企业迁移与商品贸易

1. 人口流动

人口流动遵循居住效用最大化的原则。由于户籍制度深刻影响中国的人口空间分布,本文将各地区的居住人口划分为本地人口和外来人口。其中,本地人口是指户籍地与居住地在同一个地区,外来人口是指户籍地与居住地不在同一个地区。为简化分析,假定这两类人口的居住效用只存在流动成本差异,即本地人口无须承担流动成本 ($\mu_{nn} = 1$),外来人口需要承担流动成本 ($\mu_{ni} > 1$ 且 $n \neq i$)。其中, μ_{ni} 是指 n 地户籍的人口流向 i 地的流动成本。根据式(1), i 地区的本地人口的间接效用 \tilde{U}_i 为:

$$\tilde{U}_i = \epsilon_i^l v_i, \quad v_i = \left[\frac{(1 - t^l) w_i}{P_i^\alpha (P_i^l)^{1-\alpha}} \right]^{1-\beta^l} (g_i^l)^{\beta^l} \quad (10)$$

其中, P_i 为 i 地区的商品综合价格。根据居住效用最大化的原则, n 地户籍的人口流向 i 地的人口份额可表示为: $W_{ni} = \Pr[i = \arg\max_{i'} \epsilon_{i'}^l v_{i'}/\mu_{ni'}]$ 。由于 $\epsilon_{i'}^l$ 服从 Fréchet 分布, 可以推导出:

$$W_{ni} = \frac{\left(v_i/\mu_{ni}\right)^{\epsilon_i}}{\bar{v}_n} \quad (11)$$

其中, $\bar{v}_n = \sum_{k \in N} \left(v_k/\mu_{nk}\right)^{\epsilon_i}$ 为 n 地户籍的人口流向各地区所获得的期望效用。由式(11)可知, n 地户籍的人口流向 i 地的相对效用更高, 相应的人口份额 W_{ni} 会更大。进一步地, 根据式(11)可得到人口由 n 地区流向 i 地区的流动成本 μ_{ni} 为:

$$\mu_{ni} = \left(\frac{v_i}{v_n}\right) \left(\frac{W_{nn}}{W_{ni}}\right)^{1/\epsilon_i} \quad (12)$$

2. 企业迁移

企业迁移遵循生产利润最大化的原则。与人口流动类似, 在企业总规模不变($\sum M_i = 1$)的情况下, 企业生产利润的相对大小决定了各地区的企业迁移与分布, 即 $M_i = \Pr[i = \arg\max_{i'} \pi_{i'}(a_{i'}^j)]$ 。由于企业迁移偏好 $\epsilon_{i'}^j$ 服从 Fréchet 分布, 因此企业生产利润 $\pi_i(a_i^j) = \pi_i(a_i^0)(\epsilon_i^j)^{\sigma-1}$ 也服从 Fréchet 分布, 进而得到各地区的企业数量为:

$$M_i = \frac{\left[\pi_i(a_i^0)\right]^{\frac{\epsilon_i}{\sigma-1}}}{\bar{\pi}} \quad (13)$$

其中, $\bar{\pi} = \sum_{k \in N} \left[\pi_k(a_k^0)\right]^{\frac{\epsilon_k}{\sigma-1}}$ 为企业迁往各地区所获得的期望利润。根据式(13), 企业在 i 地区生产的相对利润更高, 相应的企业数量 M_i 也会更多。

3. 商品贸易

结合企业生产利润最大化的一阶条件和 $\sum_i E_{ni} = 1$, 可得到 i 地区生产的商品占 n 地区商品总需求的份额为:^①

$$E_{ni} = M_i \left[\frac{p_{ni}(\tilde{a}_i)}{P_n} \right]^{1-\sigma} \quad (14)$$

由式(14)可知, i 地区生产的商品运往 n 地区的相对价格越低, 以及该地区的企业数量越多, 则 n 地区对 i 地区生产的商品需求 E_{ni} 越大。

(五) 系统均衡

在均衡状态下, 同时存在劳动力市场出清 $\sum_n m_{ni} \bar{L}_n = L_i$ 和 $\sum_i L_i \equiv 1$, 企业市场出清 $\sum_i M_i \equiv 1$, 商品市场出清 $P_n c_n^l L_n + P_n c_n^k = P_n Q_n$ 和 $X_i = \sum_n E_{ni} X_n$, 土地市场出清 $H_n^l + H_n^f = H_n$, 还满足劳动者居住效用最优化条件, 企业利润最大化条件和政府预算约束。给定流动成本、市场进入成本、贸易成本等模型外生变量和参数, 可以利用一组内生变量 $\{w_n, L_n, M_n, W_{ni}, E_{ni}\}$ 求解上述均衡条件。具体地说, 首先求解初始的一般均衡, 获得相应初始变量的值; 其次, 参照 Dekle 等 (2017) 反事实方法, 得

① 限于篇幅, 企业生产利润最大化的一阶条件、地区间贸易赤字、资本持有者收入的求导过程未列示, 留存备索。

到均衡变量的变化幅度。

在均衡状态下,本文重点关注中央转移支付的加总效应,包括区域经济差距、经济总产出和社会福利。参照 Blouri、Ehrlich (2020) 和 Hao 等 (2020), 本文采用地区实际人均 GDP 的标准差来衡量区域经济差距。结合式 (5)、式 (8) 和企业利润最大化的一阶条件, 可得到地区实际人均 GDP 为:

$$y_n = \frac{(1 + \omega_n)w_n}{P_n^\alpha (P_n^w)^{1-\alpha}} \quad (15)$$

其中, $\omega_n = \kappa_n B^k / (w_n L_n)$ 为 n 地区的资本持有者收入与工人收入之比。参照 Hsieh 和 Moretti (2019)、Tombe 和 Zhu (2019), 本文采用地区实际 GDP 的加总来衡量经济总产出 Y , 采用人口加权的地区期望居住效用来衡量社会福利 V , 即:

$$Y = \sum_{n \in N} y_n L_n \quad (16)$$

$$V = \sum_{n \in N} \frac{\bar{L}_n}{L} \bar{v}_n \quad (17)$$

三、模型校准

基于理论模型和中国数据, 本文进行了参数校准与估计, 主要包括两部分的内容。一部分是根据现有文献直接进行校准的参数及结合理论模型和现实数据进行倒推的不可观测变量。另一部分是根据理论模型来设定结构式方程, 并在解决内生性问题的情况下进行估计的参数。考虑到数据可得性, 本文采用了除西藏、台湾、香港和澳门等地区之外的 30 个省(自治区、直辖市)数据。根据中央对地方转移支付管理平台公布的中央转移支付的支出明细数据, 本文测算了各省份获得的三类中央转移支付的规模。由于该平台公布的数据最早只能追溯到 2016 年, 因此本文以各省份在 2016 年的现实情况为基准水平。

(一) 参数校准

1. 直接校准的参数

第一, 参数 α 、 σ 、 $\varepsilon_l f_e$ 和 $\chi \beta^f$ 的设定。(1) Fang 等 (2022) 修正了国家统计局的住房支出占比的核算方式, 在考虑自有住房支出的情况下该占比维持在 23% 左右。参照该研究, 本文得到 $\alpha = 0.77$ 。(2) 参照 Ferrari 和 Ossa (2023), 本文设定 $\sigma = 5$ 。(3) 参照 Tombe 和 Zhu (2019) 和 Hao 等 (2020), 本文设定 $\varepsilon_l = 1.5$ 。(4) 蒋冠宏 (2022) 基于 2003—2013 年的中国工业企业数据, 发现并购和未并购企业的平均利润率分别为 0.175 和 0.039, 意味着工业企业的平均利润率 $(1 + f_e - \sigma f_e) / \sigma$ 介于两者之间, 因此本文将其设定为 0.05, 得到 $f_e = 0.1875$ 。^①(5) $\chi \beta^f$ 反映的是企业集聚效应, 文东伟和冼国明 (2014) 测度了 1998—2009 年中国制造业的空间集聚程度, 发现 2009 年省级层面的空间集聚程度为 0.088 并且呈递增趋势。本文利用该研究测得空间集聚程度的平均增速, 然后计算得到 2016 年我国制造业的空间集聚程度为 0.111, 即 $\chi \beta^f = 0.111$ 。

第二, 参数 t^l 、 t^f 、 φ 和 ϕ 的设定。(1) 根据 2016 年的全国人均 GDP 水平和个人所得税的征收规定, 本文将 t^l 设为 0.10。(2) 根据企业所得税的征收规定, 本文把 t^f 设定为 0.25; 根据中央与地方的所

① 限于篇幅, 参数稳健性检验的结果未列示, 留存备案。

得税分成的规定,把 φ 设定为0.60。(3)参照万一方和黄文彬(2024),本文把 ϕ 设定为0.4,并对 $\phi \in \{0.3, 0.5\}$ 的情况进行了稳健性检验。

第三,变量 G_n^f 、 G_n^l 、 z_n^o 、 z_n^l 、 z_n^f 、 θ_n^l 和 θ_n^f 的测度。(1)参照吕冰洋等(2018),本文把各省份在2016年的财政支出划分为生产性支出 G_n^f 、民生性支出 G_n^l 和其他支出,数据来源于《中国财政年鉴》。(2)根据中央对地方转移支付管理平台公布的支出明细数据,本文划分和测算2016年和2021年各省份的 z_n^o 、 z_n^l 和 z_n^f 。(3)由于中央专项转移支付的配套率因地区和项目而异,难以准确测量。因此,本文假定 θ_n^l 和 θ_n^f 的全国平均水平为1[即 $\text{mean}(\theta_n^l) = \text{mean}(\theta_n^f) = 1$],进而以各省份工资水平与人口加权工资的偏离程度为权重得到各省份的 θ_n^l 和 θ_n^f ,使得工资水平越高(越低)的省份所对应的配套率越大(越小)。^①在稳健性检验中,本文对 $\{\text{mean}(\theta_n^l), \text{mean}(\theta_n^f)\} \in \{0.5, 1.5\}$ 的情况进行了检验。

第四,变量 H_n^f 、 H_n^l 、 w_n 、 L_n 和 M_n 的测度。(1)本文利用2016年各省份住宅用地和工矿仓储用地的供应面积分别衡量居住用地面积 H_n^l 和工业用地面积 H_n^f ,数据来源于《中国国土资源年鉴》。(2)本文利用2016年各省份城镇就业人数和工资水平分别反映各省份的 L_n 和 w_n ,利用2016年各省份规模以上工业企业数量反映企业数量 M_n ,数据来源于《中国统计年鉴》。

第五,变量 W_{ni} 、 E_{ni} 、 τ_{ni} 和 ψ_n 的测度。(1)由于2020年全国人口普查的微观数据无法获取,因此本文利用2015年全国1%人口抽查的微观数据测算省份之间的人口流动矩阵 W_{ni} 。(2)利用Zheng等(2020)编制的2015年省份之间的投入产出表,本文计算省份间的贸易矩阵 E_{ni} 和贸易赤字 ψ_n 。(3)参照Tombe和Zhu(2019)的做法,本文利用2015年的省份间投入产出表测算省份间的非对称贸易成本 τ_{ni} 。

2. 模型校准的参数

一是 a_i 的测度。第一步,联立式(6)和式(14)以及企业利润最大化的一阶条件,利用 E_{ni} 、 w_i 和 L_i 等数据进行方程迭代,通过不断调整 a_i^0 的取值,使得模型计算的各省份商品销售收入和基于2015年省份间投入产出表计算的结果尽可能一致。第二步,根据式(5),利用校准得到的 a_i^0 、 M_i 、 G_i^f 和 β^f ,计算各省在2016年的外生生产率 a_i 。经过模型校准,北京、上海和广东的 a_i 最高,青海的 a_i 最低;沿海省份的 a_i 总体高于内陆省份,东部省份的 a_i 总体高于中西部省份。二是 μ_{ni} 的测度。参照Tombe和Zhu(2019),根据式(10)和式(12),利用 W_{ni} 和 w_i 等数据,测算出2015年30个省份之间的流动成本 μ_{ni} 。值得注意的是,本文的流动成本包括除交通成本之外的其他成本,比如,各省份的户籍制度安排。因此,省份之间的流动成本是非对称的。

(二)参数估计

1. 参数 β_n^f 和 ε_f 的估计

参照周慧珺等(2022)的做法,本文对式(6)两边取对数可得到 β_n^f 和 ε_f 的结构方程表达式:

$$\ln \tilde{a}_{nt} = b_1 \ln G_n^f + b_2 \ln M_{nt} + s_t^f + \xi_n^f + \nu_{nt}^f \quad (18)$$

其中, $b_1 = \beta^f$ 和 $b_2 = \chi\beta^f - 1/\varepsilon_f$ 为待估参数, ξ_n^f 和 s_t^f 分别表示地区和时间固定效应, ν_{nt}^f 为包含了不可观测因素 $\ln a_n$ 的误差项。联合 b_1 和 b_2 ,可以得到 β^f 和 ε_f 的校准值。此外,考虑到2016年省份层面的数据样本过少,本文将数据扩展成2014—2018年的省级面板数据,形成150个样本进行参

^① 国务院于2015年印发的《关于改革和完善中央对地方转移支付制度的意见》和财政部同年印发的《中央对地方专项转移支付管理办法》指出:“根据各地财政状况,同一专项对不同地区可采取有区别的分担比例,但不同专项对同一地区的分担比例应逐步统一规范。”

数估计。

本文首先利用双向固定效应模型对式(18)进行估计, $\ln G_n^f$ 对 $\ln \tilde{a}_n$ 产生显著的正向影响, $\ln M_n$ 则对 $\ln \tilde{a}_n$ 产生显著的负向影响, 对应的估计系数分别为 $b_1 = 0.63$ 和 $b_2 = -0.124$ 。由 $b_2 < 0$ 可知 $\chi\beta^f < 1/\varepsilon_f$, 意味着本模型的企业集聚效应小于拥挤效应。这是因为本模型的企业集聚效应是通过地区生产率影响企业生产利润, 进而引发企业迁移, 其作用渠道相对间接; 而造成企业拥挤效应的企业区位选择偏好则直接影响企业迁移, 对企业迁移产生更强的作用。

由于误差项 ν_{nt}^f 为包含了不可观测因素 $\ln a_n$, 导致模型估计存在变量遗漏的内生性问题。与此同时, $\ln M_n$ 和 $\ln \tilde{a}_n$ 之间也存在互为因果的内生性问题, 即企业迁移会影响地区生产率, 地区生产率又会通过企业生产利润变化影响企业迁移。为解决内生性问题, 本文参照 Fajgelbaum 等(2019)、赵扶扬等(2022)等文献在量化空间均衡模型中的常用做法, 引入各省份的外部收入 (z_n^{out}) 和 Bartik 收入 (z_n^{bartik}) 两个工具变量。^①

根据表 1, 采用 z_n^{bartik} 和 z_n^{out} 的第一阶段 F 值都大于弱工具变量的经验值(10), 说明这两个工具变量能较好地解决估计过程中的内生性问题。采用工具变量之后, $\ln G_n^f$ 的正向影响和 $\ln M_n$ 的负向影响都在 5% 的统计水平下显著, 并且 $\ln G_n^f$ 的估计系数在 0.156~0.171, $\ln M_n$ 的估计系数 -0.385~-0.303。考虑到采用 z_n^{bartik} 作为工具变量的第一阶段 F 值更大, 所以本文令 $b_1 = \beta^f = 0.156$ 、 $\chi\beta^f - 1/\varepsilon_f = -0.303$ 。结合 $\chi\beta^f = 0.111$, 得到 $\beta^f = 0.156$ 、 $\varepsilon_f = 2.416$ 和 $\chi = 0.712$ 。

表 1
 参数估计

工具变量	被解释变量: $\ln \tilde{a}_n$			被解释变量: $\ln w_n$		
	无	z_n^{bartik}	z_n^{out}	无	z_n^{bartik}	z_n^{out}
$\ln G_n^f$	0.063*** (0.024)	0.156** (0.073)	0.171** (0.079)			
$\ln M_n$	-0.124** (0.057)	-0.303** (0.152)	-0.385** (0.187)			
$\ln g_n^f$				0.046 (0.037)	-0.211** (0.108)	-0.134** (0.065)
$\ln P_n$				0.428*** (0.035)	0.984*** (0.275)	0.849*** (0.205)
$\ln P_n^f$				0.030* (0.016)	0.295** (0.137)	0.237*** (0.092)
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
第一阶段 F 值	—	12.153	10.756	—	7.582	9.873
R ²	0.528	0.486	0.453	0.628	0.708	0.741
N	150	150	150	150	150	150

注: *、**和***分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平下显著; 括号内为稳健标准误。

2. 参数 β_n^f 的估计

对式(10)两边取对数可得到 β_n^f 的结构方程表达式为:

① 工具变量的具体构造方式参见赵扶扬等(2022)。

$$\ln w_{nt} = d_1 \ln g_{nt}^l + d_2 \ln P_{nt} + d_3 \ln P_{nt}^l + \xi_t^l + s_n^l + \nu_{nt}^l \quad (19)$$

其中, $d_1 = -\beta^l / (1 - \beta^l)$ 为重点关注的参数, ξ_t^l 和 s_n^l 分别为时间和地区固定效应, ν_{nt}^l 为包含不可观测因素 $\ln w_{nt}$ 的误差项。值得注意的是, 商品综合价格 P_n 和房价 P_n^l 都是由模型校准得到。同样利用 2014—2018 年的省级面板数据及其校准的 P_n 和 P_n^l 来估计参数 β^l 。

由表 1 可知, 利用双向固定效应模型进行估计, $\ln g_n^l$ 的估计系数并不显著, 这是因为式 (19) 的参数估计存在遗漏变量的内生性问题。为解决内生性问题, 本文同样采用 z_n^{bartik} 和 z_n^{out} 作为工具变量。对于 z_n^{out} , 其反映的是 n 省之外的其他省份收入的综合水平, 不会直接影响被解释变量 $\ln w_n$, 但会影响人口流动, 进而影响 n 省的人均民生性支出, 与核心解释变量 $\ln g_n^l$ 相关。对于 z_n^{bartik} , 其反映的是全国各行业人均收入的加权水平, 也不会直接影响 n 省的工资水平, 但会通过人口流动影响 n 省的人均民生性支出。因此, z_n^{out} 和 z_n^{bartik} 都能较好地满足工具变量所需的相关性和外生性条件。

相较于 z_n^{bartik} , 工具变量 z_n^{out} 的第一阶段 F 值更接近于弱工具变量的经验值, 表明 z_n^{out} 能更好地解决 $\ln g_n^l$ 的内生性问题。在解决内生性问题的情况下, $\ln g_n^l$ 对 $\ln w_n$ 产生显著的负向影响, 其估计系数介于 $-0.211 \sim -0.134$ 。考虑到采用 z_n^{out} 的第一阶段 F 值更大, 本文令 $-\beta^l / (1 - \beta^l) = -0.134$, 得到 $\beta^l = 0.118$ 。

四、量化分析中央转移支付的空间配置效应

基于空间一般均衡模型, 本文以各省份在 2016 年的经济发展状况为基准水平, 考察 2016—2021 年的中央转移支付变化如何通过人口流动和企业迁移影响区域经济差距和经济总产出, 进而分析背后的作用机制, 探讨中央转移支付配置结构的优化问题。具体地, 本文首先评估中央转移支付变化产生的空间配置效应, 然后从结构和空间两个层面分解中央转移支付的空间配置效应, 接着进行作用机制分析, 最后在转移支付总规模不变的情况下探讨转移支付配置结构的优化问题, 并开展一系列的参数稳健性检验。

(一) 中央转移支付的空间配置效应评估

给定包括 \tilde{G}_n^w 和 \tilde{G}_n^f 在内的其他变量维持在 2016 年的现实水平, 把各省份在 2016 年获得的中央转移支付调整到 2021 年的水平, 考察人口与企业的空间配置变化, 如图 1 所示。

图 1a 描绘了各省份获得的中央转移支付占该省份财政支出的比重 (即 Z_n/G_n) 在 2016—2021 年的变化。可以看出, 中西部省份的增幅明显快于东部省份, 其中, 宁夏的增幅最高 (64.30%), 上海的增幅最小 (0.58%)。^① 此外, 各省份的 Z_n/G_n 在 2016—2021 年都得到提高, 说明中央转移支付对地方财政支出的宏观调控作用越来越重要, 引发的空间配置效应亟须关注。

图 1b 和 1c 分别描绘了中央转移支付引发的各省份人口规模 (L_n) 和企业数量 (M_n) 变化。可以看出, 中西部省份的人口和企业数量增加而东部省份减少, 说明中央转移支付减缓了人口和企业由中西部省份往东部省份的流动趋势。背后的原因在于: 2016—2021 年的中央转移支付变化使得中西部省份的居住效用和地区生产率的提升幅度快于东部省份, 从而减缓中西部省份的人口和企业迁出的趋势。综合图 1a 至 1c, 在其他因素不变的情况下, 各省份人口和企业的变化幅度与该省份的 Z_n/G_n 增幅总体呈正相关关系, 即 Z_n/G_n 增幅越大的省份对人口和企业的吸引力越强。

① 限于篇幅, 发达和欠发达地区, 东、中、西部地区的省份名单未列示, 留存备案。

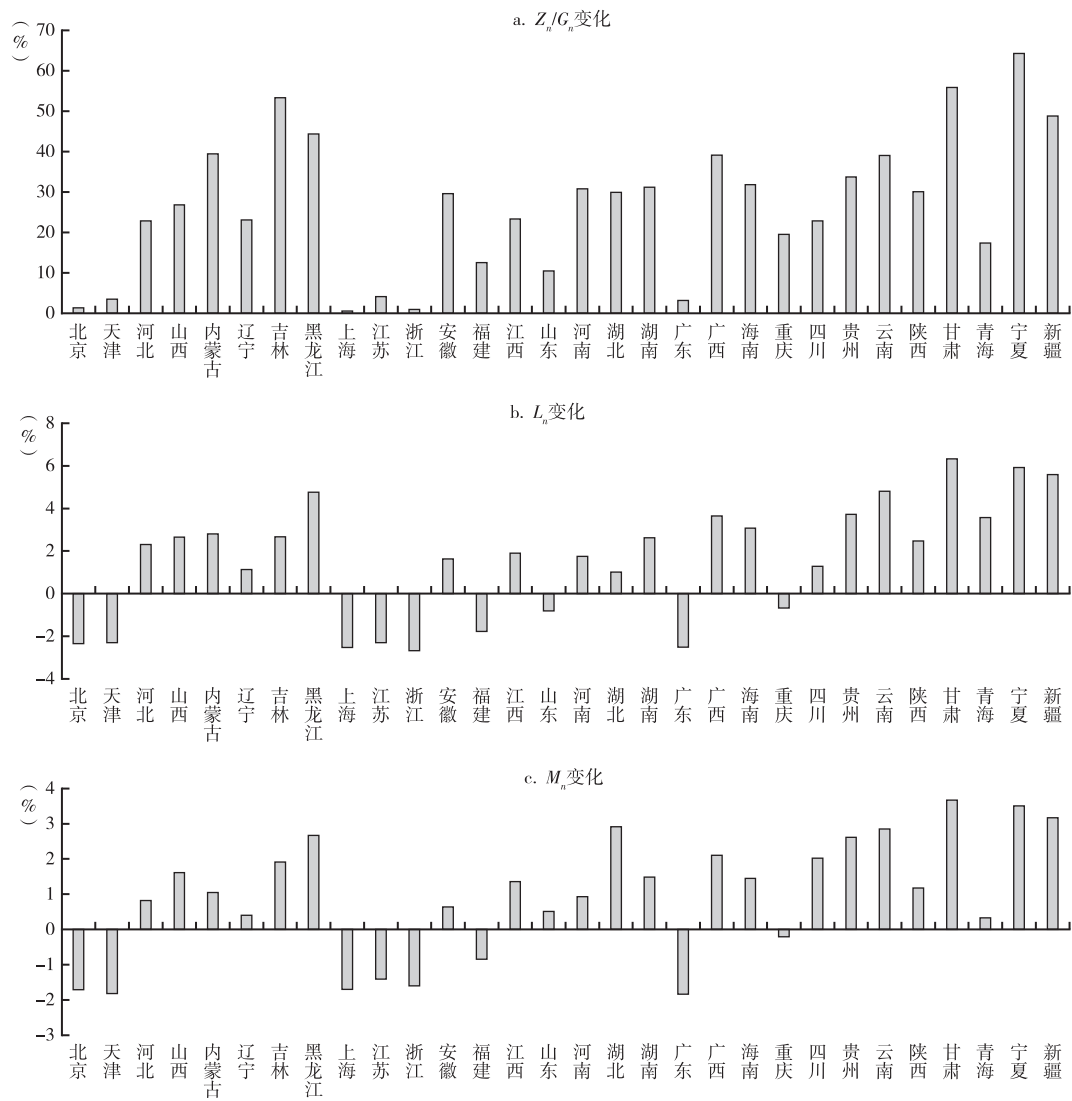


图1 中央转移支付的空间配置效应:2016—2021年

(二)中央转移支付的空间配置效应分解
 本部分分别从中央转移支付的结构和空间两个层面进行作用分解,如表2和表3所示。

情形设定	人口流动比例	企业迁移比例	区域经济差距	经济总产出	社会福利
G_n 变动	1.44	0.81	-0.26	0.21	4.54
$\# \tilde{G}_n$ 变动	3.16	1.72	4.17	3.57	3.82
$\# Z_n$ 变动	2.32	1.42	-3.32	-2.49	0.91
$\# z_n^o$ 变动	1.67	0.77	-1.88	-1.55	1.06
$\# z_n^l$ 变动	0.97	0.83	-1.82	-1.22	-0.07
$\# z_n^f$ 变动	0.32	0.06	0.05	0.05	-0.11

注:区域经济差距是指各省份实际人均GDP的标准差,经济总产出是指各省份实际GDP的加总;下同。

1. 结构层面

本文按照由上往下的逻辑顺序对中央转移支付的空间配置效应进行逐层分解:第一层分解把地方财政支出变动分解为 Z_n 和 \tilde{G}_n 变动,第二层分解把中央转移支付变动分解为 z_n^o 、 z_n^f 和 z_n^l 变动,具体的分解结果如表2所示。

表2报告了不同模拟情形下的人口流动和企业迁移变化及其引发的区域经济差距、经济总产出和社会福利变化。从 G_n 的作用及其分解来看,2016—2021年的地方财政支出 G_n 变动引发了1.44%的人口流动和0.81%的企业迁移,进而缩小了区域经济差距并增加了经济总产出和社会福利。然而,对 G_n 进行作用分解之后发现 \tilde{G}_n 和 Z_n 对区域经济差距和经济总产出的作用方向是相反的。具体表现为, \tilde{G}_n 变动引发经济总产出的增加和区域经济差距的扩大,而 Z_n 变动缩小了区域经济差距但降低了经济总产出。由于 \tilde{G}_n 和 Z_n 的作用方向相反, G_n 引发的人口和企业重置比例相对较小。此外, \tilde{G}_n 对经济总产出的促进作用和 Z_n 对区域经济差距的缩小作用,反映出地方政府更注重经济发展而中央政府更注重区域协调发展。

从 Z_n 的作用分解来看, z_n^o 引发的人口重置比例最大, z_n^f 引发的企业重置比例最大,而 z_n^l 引发的人口和企业重置比例都小于其他两种转移支付。进一步地, z_n^o 和 z_n^f 引发的人口流动和企业迁移都缩小了区域经济差距,但也降低了经济总产出;而 z_n^l 引发的人口流动和企业迁移则增加了经济总产出并扩大了区域经济差距。背后的原因在于:2016—2021年 z_n^o 和 z_n^f 的份额总体得到提升,而 z_n^l 的份额总体出现下降。此外, z_n^o 的变化增进了1.06%社会福利,而 z_n^f 和 z_n^l 的变化却分别降低了0.07%和0.11%的社会福利。尽管 z_n^o 和 z_n^f 都会在缩小区域经济差距的同时降低经济总产出,但是 z_n^o 还能增进社会福利,说明 z_n^o 产生的宏观经济效果要优于 z_n^f 。此结果可以为中央政府近年来持续提高一般性转移支付份额,相应地降低专项转移支付份额的做法提供理论依据。

2. 空间层面

表3报告了2016—2021年各地区的中央转移支付变化引发的区域内人口数量、企业数量、经济差距和经济产出变化。从中央转移支付的变化来看,西部地区的 Z_n/G_n 增幅最大(43.46%),其次是中部地区(36.86%),最后是东部地区(12.60%)。从中央转移支付引发的区域内人口与企业数量的变化来看,中西部地区的人口和企业数量增加,而东部地区减少,意味着中央转移支付减缓了人口和企业由中西部地区往东部地区流动的趋势,与图1描绘的结果一致。此外,尽管2016—2021年各地区的 Z_n/G_n 都得到明显提升,但中西部地区提升更快。

表3

中央转移支付的作用分解:空间层面

单位:%

地区	Z_n/G_n 的现实变化	人口数量	企业数量	区域内经济差距	区域内经济产出
东部	12.60	-1.73	-0.96	-1.96	-3.22
中部	36.86	2.11	1.48	2.15	0.46
西部	43.46	2.71	1.87	2.45	0.25

注:区域内经济差距是指区域内各省份实际人均GDP的标准差,区域经济产出是指区域内各省份实际GDP的加总。

进一步地,从区域内经济产出的变化来看,由于中央转移支付引发了东部地区的人口和企业往中西部地区流动,东部地区的经济产出下降,而中西部地区的经济产出增加。从区域内经济差距的变化来看,中央转移支付缩小了东部地区内部的经济差距,但扩大了中西部地区内部的经济差距,这揭示了中央转移支付引发的人口和企业跨区流动行为。虽然东部地区的人口和企业外流,但发生外

流的主要是经济发达省份,从而缩小东部地区内部的经济差距。与之不同的是,虽然人口和企业流向中西部地区,但发生流入的主要是经济相对发达省份(湖北、四川、河南),而不是经济发展落后省份,导致中西部地区内部的经济差距扩大,这在一定程度上减弱了中央转移支付的区域协调作用。

(三)中央转移支付的作用机制分析

本部分进一步分析中央转移支付引发的空间配置效应的背后机制。首先,判断中央转移支付引发的人口流动和企业迁移的方向在省份内部是否相同(见图2a)。如果是反向流动,则认为人口流动和企业迁移并不协调;如果是同向流动,则进一步分析人口流动、企业迁移及其引发的工资变化之间的关系(见图2b和2c)。如果某个省份的人口或企业增幅高于全国平均增幅,但相应的工资增幅却低于全国平均增幅,同样被认为是人口流动和企业迁移的不协调。其次,分析人口流动、企业迁移与外生的地区生产率的关系(见图2d和2e),如果人口和企业由生产率高的地区流向生产率低的地区,会造成人口和企业省份之间的空间错配。

根据图2a,中央转移支付引发的各省份人口数量和企业数量的变化总体呈正相关,表明大多数省份的人口流动与企业迁移是同向的。不过,仍旧存在少数省份(山东)的人口流动和企业迁移不是同向的。因此,中央转移支付造成部分地区的人口和企业反向流动是存在的。由图2b和2c可知,无论是各省份的人口数量变化还是企业数量变化,都与该省份的工资变化呈正相关。此结果说明人口和企业增加的省份所对应的工资也得到提高,而人口和企业减少的省份所对应的工资会下降,意味着人口流动和企业迁移总体是比较协调的。不过,仍旧存在少数省份的人口流动和企业迁移的不协调。具体表现为,虽然青海的人口增幅高于全国平均水平,但企业增幅低于全国平均水平;虽然湖北和山东的企业增幅高于全国平均,但人口增幅低于全国平均水平。综合图2a至2c,2016—2021年的中央转移支付引发了少数省份的人口流动和企业迁移的不协调,造成了人口和企业的空间错配。

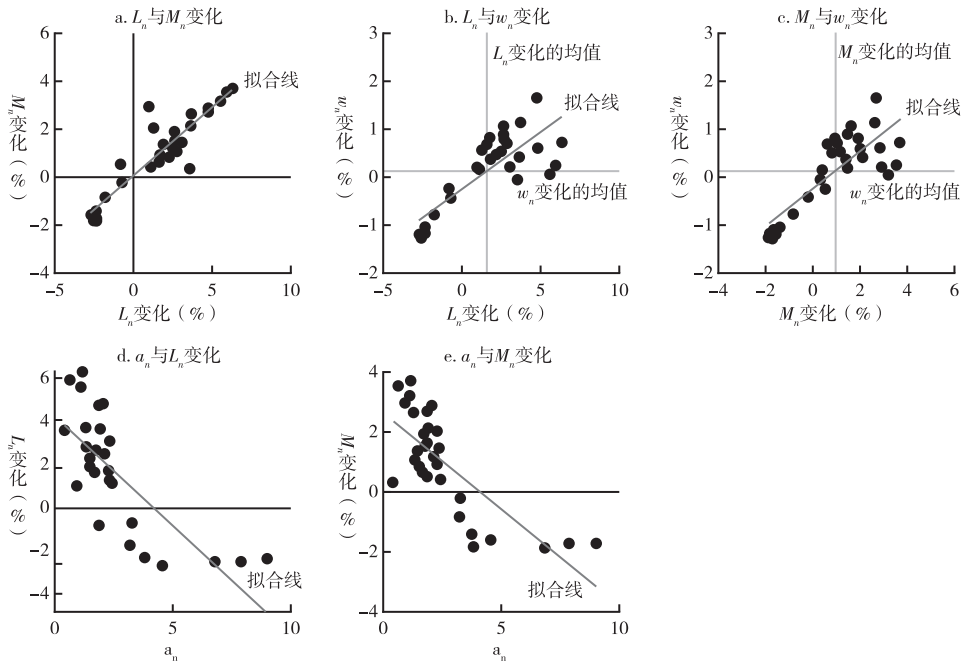


图2 中央转移支付引发的人口和企业空间错配

由图 2d 和 2e 可知,生产率水平最高的三个省市分别是北京、上海和广东,而青海和宁夏的生产率水平最低。进一步地,可以发现人口和企业数量变化与地区生产率总体呈负相关关系,说明中央转移支付引发了人口和企业由生产率较高的地区流向生产率较低的地区,阻碍了生产率的地区优势发挥,同样造成了人口和企业的空间错配。综合来看,相较于人口流动和企业迁移在省份内部的不协调,人口和企业往生产率较低的地区流动是中央转移支付造成人口和企业空间错配的主要原因。

(四)中央转移支付的配置结构优化

本文在中央转移支付总规模不变的情况下,依次考察 z_n^o 、 z_n^f 和 z_n^l 比例提高引发的宏观经济变化。以 z_n^o 比例提高的情形设定为例,在中央转移支付的总规模维持在 2021 年水平的情况下,假定中央政府给各省份在 2021 年的 z_n^o 增加 1 亿元,并相应地减少各省份的 z_n^f 和 z_n^l 。通过比较模拟情形和基准结果(见表 2 第 3 行 Zn 变动的模拟结果)的差异,得到中央转移支付的配置结构变化产生的影响,如表 4 所示。

表 4	中央转移支付的配置结构调整产生的影响			单位:%
情形设定	区域经济差距	经济总产出	社会福利	
各省份的 z_n^o 比例提高	0.013	0.009	-0.001	
各省份的 z_n^f 比例提高	-0.030	-0.015	-0.007	
各省份的 z_n^l 比例提高	0.006	-0.002	0.026	

表 4 报告了三类转移支付的比例依次提高引发的区域经济差距、经济总产出和社会福利变化。从区域经济差距和经济总产出的变化方向来看,提高各省份的 z_n^o 比例将增加经济总产出同时扩大区域经济差距,提高各省份的 z_n^f 比例则会缩小区域经济差距并降低经济总产出,而各省份的 z_n^l 比例提高不仅没有缩小区域经济差距,还降低了经济总产出。从社会福利的变化方向来看,提高各省份的 z_n^o 和 z_n^f 比例都会降低社会福利,而提高各省份的 z_n^l 比例能提升社会福利。由此可见,无论是哪类转移支付,都难以兼顾“效率”与“公平”。

从区域经济差距和经济总产出的变动幅度来看, z_n^f 比例提高产生的影响最大,其次是 z_n^o 比例提高,最后是 z_n^l 比例提高。从社会福利的变动幅度来看, z_n^l 比例提高引发的社会福利变动最大,其次是 z_n^f 比例提高,最后是 z_n^o 比例提高。此结果表明, z_n^f 对区域经济差距和经济总产出的边际影响最大,而 z_n^l 对社会福利的边际影响最大。这是因为 z_n^f 包含着中央政府为改善公共基础设施和交通基础设施的基建支出,有助于降低人口流动和企业迁移的交通成本,促进人口和企业流动,使得 z_n^f 对经济总产出和区域经济差距的边际影响更大。

综合来看,各类转移支付引发的宏观经济变化存在明显差异,中央政府如何调整优化转移支付的配置结构取决于其政策目标。如果中央政府以缩小区域经济差距为目标,可以通过 z_n^f 比例提高来实现;如果以经济总产出增长为目标,可以通过 z_n^o 比例提高来实现;如果以社会福利提升为目的,可以通过 z_n^l 比例提高来实现。

五、结论与启示

随着中央财政的集权程度日益强化,中央通过转移支付对地方财政收支的宏观调控作用与日俱增。然而,评估中央转移支付政策效果的现有研究多基于简约式估计,少有关关注其对要素空间

配置的影响。近年来发展的量化空间均衡分析框架为该问题的解决提供了良好的理论工具,少数学者已开始利用该分析框架研究中国、美国等国家的财政转移支付。不过,这些研究都围绕人口流动和商品贸易展开理论建模。与之不同的是,本文在 Fajgelbaum 等(2019)的基础上,结合中国的制度特征,构建一个包含人口流动、企业迁移和商品贸易的空间一般均衡模型,评估中央转移支付的空间配置效应,进而探讨中央转移支付的配置结构优化问题,得到以下研究结论。

(1)2016—2021年的中央转移支付缩小了3.32%的区域经济差距,但也降低了2.49%的经济总产出,背后的原因是中央转移支付引发了人口流动和企业迁移在省份内部的不协调并且在省份之间两者往低生产率地区流动,从而造成人口和企业的空间错配。(2)中央转移支付变动导致东部地区的区域内经济差距缩小,而中西部地区的区域内经济差距扩大,背后的原因是中央转移支付引发的人口流动和企业迁移主要是由东部的发达省份流向中西部的较发达省份而不是经济落后省份。(3)在此期间的一般性和生产性专项转移支付变动造成了区域经济差距缩小和经济总产出下降,而民生性专项转移支付变动引发了区域经济差距扩大和经济总产出提高。(4)相较而言,生产性专项转移支付对区域经济差距和经济总产出的边际影响最大,而民生性专项转移支付对社会福利的边际影响最大,一般性转移支付的边际影响则介于两类专项转移支付之间。

由于以区域协调发展为目标的中央转移支付引发了人口和企业的空间错配,造成了经济效率损失,因此中央政府需要重视不同类型的转移支付产生的宏观经济效果。依据本文研究结论得到的第一个政策启示是:中央政府应适当提高一般性转移支付的份额,并相应地减少专项转移支付的份额,从而在缩小区域经济差距的同时尽可能地减少经济效率损失。本文得到的第二个政策启示是:中央专项转移支付的分配与安排应更多地遵照地方经济发展需求,尤其是生产性专项转移支付的安排,尽可能地减小人口与企业的空间错配。

参考文献:

1. 崔小勇、赵煦风、闫昱:《公共支出均衡化、外部性与最优一般性转移支付》,《经济研究》2023年第2期。
2. 范子英、张军:《中国如何在平衡中牺牲了效率:转移支付的视角》,《世界经济》2010年第11期。
3. 黄文彬、马银坡、史清华:《劳动力配置效率与中国经济增长——户籍改革视角》,《经济学(季刊)》2023年第4期。
4. 蒋冠宏:《企业并购如何影响绩效:基于中国工业企业并购视角》,《管理世界》2022年第7期。
5. 解垚:《公共转移支付对再分配及贫困的影响研究》,《经济研究》2017年第9期。
6. 李永友、张子楠:《转移支付提高了政府社会性公共品供给激励吗?》,《经济研究》2017年第1期。
7. 陆铭、李鹏飞、钟辉勇:《发展与平衡的新时代——新中国70年的空间政治经济学》,《管理世界》2019年第10期。
8. 吕冰洋、毛捷、马光荣:《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》2018年第4期。
9. 马光荣、孟源祎:《财政转移支付的资本化与福利分化效应》,《经济研究》2022年第9期。
10. 毛捷、汪德华、白重恩:《扶贫与地方政府公共支出——基于“八七扶贫攻坚计划”的经验研究》,《经济学(季刊)》2012年第4期。
11. 万一方、黄文彬:《有为政府与区域协调发展:基于地方财政支出的视角》,《暨南学报(哲学社会科学版)》2024年第2期。
12. 王永进、刘玉堂、陈晓佳:《新型城镇化背景下的中央地方财政关系调整》,《经济研究》2022年第2期。
13. 文东伟、冼国明:《中国制造业的空间集聚与出口:基于企业层面的研究》,《管理世界》2014年第10期。
14. 赵扶扬、陈斌开、傅春杨:《动态量化空间均衡模型的理论进展与中国应用》,《中国工业经济》2022年第9期。
15. 钟辉勇、陆铭:《财政转移支付如何影响了地方政府债务?》,《金融研究》2015年第9期。
16. 周慧珺、傅春杨、龚六堂:《人口流动、贸易与财政支出政策的地区性配置》,《中国工业经济》2022年第2期。
17. Blouri, Y., & Ehrlich, M. V., On the Optimal Design of Place-Based Policies: A Structural Evaluation of EU Regional Transfers. *Journal of International Economic*, Vol.125, 2020, 103319.
18. Caliendo, L., Dvorkin, M., & Parro, F., Trade and Labor Market Dynamics: General Equilibrium Analysis of the China Trade

Shock. *Econometrica*, Vol.87, No.3, 2019, pp.741–835.

19.Dekle, R., Eaton, J., Kortum, S., Unbalanced Trade. *American Economic Review*, Vol.97, No.2, 2007, pp.351–355.

20.Fajgelbaum, P. D., et al., State Taxes and Spatial Misallocation. *The Review of Economic Studies*, Vol. 86, No.1, 2019, pp.333–376.

21.Fang, M., Han, L., Huang, Z., et al., Place-Based Land Policy and Spatial Misallocation: Theory and Evidence from China. Working Paper, 2022.

22.Ferrari, A., & Ossa, R., A Quantitative Analysis of Subsidy Competition in the US. *Journal of Public Economics*. Vol.224, 2023, 104919.

23.Hao, T. T., et al., The Effect of Migration Policy on Growth, Structural Change, and Regional Inequality in China. *Journal of Monetary Economics*, Vol.113, 2020, pp.112–134.

24.Henkel, M., Seidel, T., & Suedekum, J., Fiscal Transfers in the Spatial Economy. *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol.13, No.4, 2021, pp.433–468.

25.Hsieh, C. T., & Moretti, E., Housing Constraints and Spatial Misallocation. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.11, No.2, 2019, pp.1–39.

26.Restuccia, D., & Rogerson, R., Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Establishments. *Review of Economic Dynamics*, Vol.11, No.4, 2008, pp.707–720.

27.Tombe, T., & Zhu, X. D., Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China. *American Economic Review*, Vol.109, No.5, 2019, pp.1843–1872.

28.Zheng, H. R., et al., Regional Determinants of China's Consumption-Based Emissions in the Economic Transition. *Environmental Research Letters*, Vol.15, No.7, 2020, 074001.

Labor Migration, Firm Relocation, and Spatial Allocation of Central-to-Local Government Transfer Payments

HUANG Wenbin (South China Agricultural University, 510642)

Summary: Policy effect evaluations based on quantitative spatial equilibrium models have largely focused on labor migration and commodity trade while neglecting the impact of firm relocation. Fajgelbaum et al. (2019) were the first to include labor migration and firm relocation into quantitative spatial equilibrium models, studying the spatial misallocation caused by tax rate differences across regions in the United States. Unlike those in the United States, local governments in China do not have the power to set tax rates which are uniformly determined by the central government. Inspired by their research, this paper evaluates the spatial allocation effects of central-to-local government transfer payments within a spatial general equilibrium framework that includes labor migration, firm relocation, and commodity trade.

Since China implemented the tax-sharing system reform in 1994, the centralization of fiscal power has been strengthened, and the scale of transfer payments has expanded rapidly, significantly influencing local governments' fiscal expenditure behavior. In 2023, for example, the central government's public budget expenditure reached 14.12 trillion yuan, of which 10.29 trillion yuan was allocated to local governments through transfer payments, accounting for 46.73% of local public budget revenue. Therefore, it is of great importance to study how transfer payments affect regional economic disparities, total economic output, and social welfare through changes in the spatial allocation of labor and firms.

The primary goal of transfer payments is to promote coordinated regional development, which is a key measure of social equity. Previous research has provided a wealth of empirical evidence for this positive

policy effect. However, accompanying the narrowing regional economic disparities is the loss of economic efficiency caused by such transfer payments. Therefore, a study on the spatial allocation effects of transfer payments will enrich the discussion on the classic topic of the trade-off between equity and efficiency.

Compared to existing literature, this paper's main contributions are in two aspects. First, although recent studies have begun to evaluate the effects of transfer payments within a spatial general equilibrium framework, they are mostly based on labor migration and commodity trade, without considering the key factor of firm relocation. This paper constructs a spatial general equilibrium model that includes labor migration, firm relocation, and commodity trade, incorporating China's institutional characteristics, to examine how transfer payments affect regional economic disparities, total economic output, and social welfare through changes in the spatial allocation of labor and firms. Second, this paper further examines the underlying reasons for the sacrifice of economic efficiency in promoting social equity through transfer payments, namely, the lack of coordination between labor migration and firm relocation caused by transfer payments, and the spatial misallocation of both labor and firms flowing toward areas with lower productivity.

Based on the expenditure details published by the Transfer Payments Management Platform, this paper categorizes transfer payments into general and special-purpose transfer payments, with the latter further divided into livelihood and production-oriented transfer payments. Based on data availability, this paper examines the spatial allocation effects of transfer payments and their mechanisms of action during the period from 2016 to 2021, and further discusses how to optimize the allocation structure of transfer payments.

The study findings are as follows. (1) At the national level, transfer payments have caused spatial misallocation between labor migration and firm relocation, leading to a 3.32% reduction in regional economic disparities and a 2.49% reduction in total economic output. (2) At the regional level, transfer payments have narrowed economic disparities within the eastern regions but widened those within the central and western regions. (3) At the structural level, changes in general and production-oriented transfer payments have led to a reduction in regional economic disparities and total economic output, while the effects of livelihood-oriented transfer payments are opposite. (4) The marginal impacts of the three types of transfer payments on regional economic disparities, total economic output, and social welfare are significantly different, and the direction of optimizing the allocation structure of transfer payments depends on its policy objectives.

Based on the above conclusions, two policy implications are obtained. First, the central government should appropriately increase the share of general transfer payments and correspondingly reduce that of special transfer payments, thereby narrowing regional economic disparities while minimizing the loss of economic efficiency. Second, the allocation and arrangement of special-purpose transfer payments should better reflect local economic development needs, especially the arrangement of production-oriented transfer payments, to reduce the spatial misallocation between labor and firms as much as possible. Future research can delve deeper into the internalization of the behavior of central and local governments, and the allocation of financial and administrative powers between central and local governments.

Keywords: Central-to-Local Government Transfer Payments, Labor Migration, Firm Relocation, Spatial Misallocation, Quantitative Spatial Equilibrium Analysis

JEL: H53, R13, E62