

区域平衡性干预政策对共同富裕影响机制研究 ——兼论要素投入与效率的“得”与“失”

洪竞科¹, 蒋静雅¹, 刘炳胜²

(1. 重庆大学 管理科学与房地产学院, 重庆 400045; 2. 重庆大学 公共管理学院, 重庆 400045)

摘要:在新时代国家区域协调战略和共同富裕理念背景下,文章探究空间尺度干预政策调控个体层面共同富裕过程中存在的“得”与“失”,这对发挥区域协调政策调控的精准性具有重要意义。文章运用2001—2017年中国30个省份的面板数据,研究了区域平衡性干预政策对共同富裕的影响及作用机制。实证结果表明,平衡性干预政策对共同富裕有显著促进作用。在此作用中,资本存量发挥正向中介作用,全要素生产率对共同富裕存在“遮掩效应”,而劳动存量中介作用有限。进一步研究表明:第一,平衡性干预政策主要通过提升居民富裕水平以促进共同富裕;第二,平衡性干预政策主要通过要素质量、配置、流动与升级影响全要素生产率;第三,劳动力流动在平衡性干预政策影响共同富裕过程中发挥中介作用。文章以区域平衡性干预政策为出发点,评估该政策对推进共同富裕的有效性,为共同富裕的理论与实践提供参考。

关键词:平衡性干预政策;共同富裕;劳动力流动

中图分类号:F207;F24 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2023)12-0048-14

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.20230920.401

一、引言

在推进全体人民共同富裕的历史阶段中,推动区域协调发展是实现全体人民共同富裕的必然要求与基本逻辑。平衡性政策是为实现区域协调发展战略目标而实施的一系列政策措施。为解决区域经济社会发展不平衡不充分的问题,中国制定并实施了一系列区域发展战略与政策,帮助落后地区发展经济(张军扩,2022),该类政策可被统称为平衡性政策。平衡性政策可分为空间干预政策与空间中性政策(丁嵩和孙斌栋,2015)。空间干预政策强调发挥政府“有形之手”的作用以纠正市场失灵导致的效率损失,通过投资、补贴等方式促进落后地区发展。空间中性政策则强调经济集聚和人员流动,通过制度支持来发挥区域市场的作用,提高居民收入水平并实现区域经济增长。那么,兼具现实性与目的性的区域平衡性政策能否有效推进共同富裕?考虑到空间中性政策涉及措施类型多样,较难量化,本文主要从表示政府“有形之手”的空间干预视角开展对平衡性政策有效性的深入研究。

收稿日期:2023-04-18

基金项目:国家自然科学基金委员会与美国国家科学基金会可持续区域系统合作研究项目(T221101034);教育部哲学社会科学重大课题攻关项目(21JZD029)

作者简介:洪竞科(1986-),男,四川成都人,重庆大学管理科学与房地产学院教授,博士生导师;
蒋静雅(1999-),女,重庆万州人,重庆大学管理科学与房地产学院硕士研究生;
刘炳胜(1979-)(通讯作者),男,天津人,重庆大学公共管理学院教授,博士生导师。

区域平衡性干预政策实施力度的加大始于 2000 年，其目的是在空间层面实现区域均衡协调发展。中国在 1985 年首次正式提出实现共同富裕，旨在消除两极分化，实现全体人民共同富裕。前者更加强调空间尺度下的地区均衡协调发展，是政府主导下的空间干预行为，而后者则侧重居民个体尺度下的财富公平，是均衡协调发展思想在微观个体上的体现。因此，平衡性干预政策作用共同富裕的研究实质是在“以人民为中心”理念下对国家宏观空间政策在微观居民个体尺度的检验。而共同富裕的本质是人民富裕程度不断攀升的同时实现贫富差距的缩小，重点在于低富裕群体个体生产效率的提升。虽然当前区域协调政策能够改善居民富裕程度，但随之可能产生要素效率损失与经济结构扭曲(陆铭, 2020)。因此，平衡性干预政策是否能够实现个体层面的共同富裕?目前学界仍无统一答案。本文针对这一现实问题，通过对平衡性干预政策影响共同富裕的研究，尝试进行解答，为提升平衡性干预政策调控的精准性提供参考。

近年来，中国学者对如何有效推进共同富裕进行了深入研究。大多研究从共同富裕的影响因素出发：部分学者认为金融科技、产业智能化等新型信息技术的创新、融合与应用能够通过提高对低技能劳动者的需求，提升低收入人群的工资进而显著提升共同富裕程度(杨飞和范从来, 2020; 许健等, 2022); 还有部分研究认为平台经济、数字经济等新型经济形态能够通过带动低收入人群增收以促进共同富裕(刘伟丽和陈腾鹏, 2023); 也有研究认为社会保障等补偿性制度能够通过促进人力资本积累以推动共同富裕(蓝勇福, 2023; 宋佳莹, 2023)。总的来看，当前关于区域层面平衡性干预政策推进共同富裕有效性的研究还是比较少的。

本文运用 2001—2017 年中国 30 个省份的面板数据，探究平衡性干预政策对共同富裕的影响。研究结论表明，平衡性干预政策显著提升了各区域共同富裕水平。其中，资本存量发挥正向中介作用，全要素生产率发挥负向中介作用，而劳动存量发挥作用有限。进一步分析表明：第一，平衡性干预政策主要通过提升富裕水平以促进共同富裕，且在区域层面存在“益贫效应”；第二，平衡性干预政策对全要素生产率作用方向为负；第三，劳动力流动在平衡性干预政策促进共同富裕作用中存在中介效应。此外，家庭式的劳动力流动在调节平衡性干预政策促进共同富裕过程中更为有效。

本文的边际贡献体现在以下几个方面：第一，在实证研究方面，本文评估了平衡性干预政策对推进共同富裕的有效性，为共同富裕的理论与实践提供参考；第二，在理论分析方面，本文探究了要素投入与效率影响共同富裕的“得”与“失”，并深入挖掘了全要素生产率对推进共同富裕存在“遮掩效应”的原因；第三，在制度改革方面，揭示了落户门槛作为影响劳动力要素流动的主要制度性因素对共同富裕的影响机理，为通过家庭式户籍制度的改革促进共同富裕提供了可行的思路；第四，本文针对已有研究在共同富裕测度方面的欠缺，在富裕维度中加入收入分配、收入结构两个根源性指标，在物质生活中加入信息水平、能源消耗这一现象性指标，在共同维度加入制度保障这一保障性指标，以体现指标体系的全面性。

文章结构安排如下：第一部分是引言；第二部分是理论分析与研究假说；第三部分是模型设计阐述与数据来源说明；第四部分是实证研究部分；第五部分是进一步分析；第六部分是结论与政策启示。

二、理论分析与研究假说

(一)平衡性干预政策影响共同富裕的作用机制

共同富裕包括富裕与共同两个重要维度：富裕包括物质与精神两个层面的富足，其中物质层面又包括收入财富与物质生活两个方面(李海舰和杜爽, 2021)；共同则表示消除了两极分化

但存在合理差距的普遍富裕。基于此,本文将共同富裕理解为人民富裕程度不断攀升与差距水平不断缩小的有机耦合。

我国实行的干预政策通过土地政策优惠、财政转移支付等措施,直接改变资源空间配置以实现落后地区经济增长。垂直空间干预是中央对落后地区的直接支付与要素投入,包括直接资金投入、专项资金补助以及建设用地指标倾斜等;横向空间干预为省际间的支持或投入,主要方式为发达地区向落后地区投入人力、物质资本与经济、技术支持。干预政策使得投资大规模流向落后地区,填补了区域内有效需求的不足,提高区域产出,提升富裕水平(Judd, 1985; Barro, 1990)。然而,由于中国仍存在一些市场机制缺陷,资源投入红利的社会共享受到一定阻滞,空间干预措施可能在一定程度上加剧收入差距(刘儒和李超阳, 2019)。从整体来看,平衡性干预政策能够通过提升富裕程度,从而促进共同富裕,但对共同程度的影响因同时存在正负作用而未知,在此提出假设:

假设 1: 平衡性干预政策能够显著作用于共同富裕,但影响方向取决于平衡性干预政策影响富裕程度与共同程度两条路径作用的大小与方向。

(二)平衡性干预政策影响共同富裕的中介路径

干预政策的本质是空间上要素的配置与引导,而要素是社会生产的自然基础与物质前提,增强要素作用直接驱动经济增长。要素发挥作用的根本在于生产过程中的投入与效率。要素投入指资本、劳动及其他自然资源的投入数量和质量,而要素效率指要素实现产出的效率。

在要素投入方面,政策通过直接干预将资本要素投入落后地区,通过间接引导增加落后地区劳动投入。具体来说,就资本要素的直接作用机制而言,平衡性干预政策引导资金资本、物质资本等要素向落后地区倾斜。就劳动要素的间接作用机制而言,平衡性干预政策通过人口流动和劳动力迁移,间接影响了各区域劳动要素的投入:在发达地区,平衡性干预政策通过收紧建设用地指标使得区域内土地供给减少、地价上涨,减少区域内劳动存量;在落后地区,偏向性土地政策催生了大量的开发区等项目建设,扩大了就业容量,减少了人口流出。在要素效率方面,平衡性干预政策将要素资源引导至地理劣势地区,从而导致了沿海地区生产成本上升,抑制了人口向发达地区集聚,在一定程度上形成人口份额和经济份额错配,使得要素效率下降(陆铭等, 2019)。综上所述,本文选取资本存量、劳动存量作为描述平衡性干预政策调控区域资本、劳动要素投入的代理指标,选取全要素生产率刻画要素效率,以探究平衡性干预政策通过要素投入与效率影响共同富裕的作用机制。

1. 资本存量

根据古典经济增长理论,资本要素的投入能够拉动区域经济迅速增长,提高居民收入水平与富裕程度。另外,资本存量也能够缩小区域内差距。吴怀琴(2019)认为政府投资能够通过大量基础设施的建设显著缩小区域内城乡收入差距;卢文秀和吴方卫(2022)发现生态补偿横向转移支付可以同时提高农村和城镇居民工资性收入,并且显著缩小受偿地区城乡收入差距;于井远和王金秀(2020)认为用于基础公共服务的资金投入能够显著缩小城乡收入与消费差距。总体而言,资本要素投入能够显著提升富裕与共同程度,因此,提出以下假设:

假设 2: 平衡性干预政策通过资本存量影响共同富裕,中介作用方向是正向的。

2. 劳动存量

平衡性干预政策通过影响各区域劳动存量从而对共同富裕产生作用。就富裕维度而言,平衡性干预政策避免了落后地区内人力资本的流失与劳动存量的下降,适当引导发达地区人口流出,使得人口的空间分布与地区的经济发展相适应(周少甫和陈哲, 2020),提高区域富裕水平。

就共同维度而言，已有研究对劳动存量如何影响区域内差距仍存在不同看法。陆铭(2017)认为在发达地区，劳动存量的增加能够带动低技能劳动群体工资上涨，缩小区域内差距；孙华臣和卢华(2014)认为外出务工等迁移途径降低了迁入地收入平均水平，有利于各区域内的城乡收入差距缩小；关爱萍和葛思羽(2017)认为劳动存量增加有利于发达地区收入差距缩小，但会加剧落后地区收入差距扩大。总体而言，平衡性干预政策显著影响各区域劳动存量，劳动存量能够提升各区域富裕程度，但影响共同程度方向未知，所以提出假设：

假设 3：平衡性干预政策通过劳动存量影响共同富裕，劳动存量中介作用方向取决于平衡性干预政策影响劳动存量与劳动存量影响共同富裕两条路径的方向。

3. 全要素生产率

平衡性干预政策使要素向落后地区倾斜，这在一定程度上将损害各区域全要素生产率，但全要素生产率在推进共同富裕进程中具有重要作用：一是全要素生产率能够通过显著加强创新活动、强化创新能力实现经济从投入驱动型增长转向效率驱动型增长，显著提高居民收入水平与富裕程度(Kim 和 Park, 2018)；二是全要素生产率的提升伴随着生产要素在城乡之间配置的优化，其有助于缩小区域内城乡差距(Sicular 等, 2007)。综上所述，平衡性干预政策损害全要素生产率，全要素生产率正向作用于共同富裕，因此本文提出假设：

假设 4：平衡性干预政策通过全要素生产率影响共同富裕，中介作用方向是负向的。

三、模型设计与数据说明

(一) 计量模型构建

1. 基准模型

为检验平衡性干预政策对共同富裕的总效应，构建双向固定效应计量模型如下：

$$CP_{it} = \beta_1 Balance_{it} + \lambda_1 Z_{it} + c_1 + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 表示省份， t 表示年份。被解释变量 CP_{it} 为第 t 年 i 省份共同富裕指数对数值，解释变量 $Balance_{it}$ 为第 t 年 i 省份建设用地审批面积对数值。 Z_{it} 为一系列控制变量。 c_1 为常数项， δ_i 和 δ_t 分别表示省份固定效应与年份固定效应， ε_{it} 表示随机扰动项。为避免异方差和序列相关性所导致的误差，回归均采用聚类稳健标准误。

2. 并行多重中介模型

由于资本存量(Capital)、劳动存量(Labor)、全要素生产率(TFP)都是从要素作用视角识别而出的中介，为并列关系，因此采用一元并行多重中介模型检验三条路径的中介效应(柳士顺和凌文铨, 2009)。结合式(1)构建如下模型：

$$A_{it}^n = \alpha_n Balance_{it} + \lambda_2 Z_{it} + c_2 + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$CP_{it} = \beta_2 Balance_{it} + \sum_{n=1}^3 \varphi_n A_{it}^n + \lambda_3 Z_{it} + c_3 + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， A_{it}^n 为中介变量， n 取值为 1、2 和 3，分别表示资本存量、劳动存量和全要素生产率。其余同上文。机制检验主要对 α_n 和 φ_n 进行检验，若二者均显著，表明该渠道存在中介效应，反之则不存在中介效应。

(二) 主要指标构建

1. 被解释变量：共同富裕

本文基于共同富裕的内涵，从富裕与共同两个维度构建共同富裕评价指标体系(刘培林等, 2021；杨宜勇和王明姬, 2021；孙豪和曹肖焯, 2022)。富裕维度选取国民收入、物质生活以及精

神文化三个一级指标进行度量。共同维度表现为发展过程中的成果共享与差距缩小，而区域内的共同程度主要从人群间与城乡间两方面体现(李实和杨一心, 2022)，选取人群差距与城乡差距两个一级指标进行度量。所构建的共同富裕评价指标体系包含 5 个一级指标、18 个二级指标、30 个三级指标，具体见表 1。^①所构建体系的创新点在于：一是将收入结构、收入分配纳入国民收入一级指标下；二是将信息水平与能源消耗纳入物质生活一级指标下；三是在人群、城乡差距中增加分配结构维度，以保证共同富裕指标体系的系统性、完整性。

表 1 共同富裕指标评价体系

总指数	维度	一级	二级	序号	三级	方向	
共同富裕	富裕	国民收入	收入水平	1	人均可支配收入	+	
			收入结构		2	失业率	-
					3	第三产业就业人数占比	+
			收入分配		4	每万人劳动报酬	+
					5	人均可支配收入与人均GDP比值	+
			收入保障	6	每万人社会保障和就业支出	+	
		物质生活	教育事业		7	每万人在校学生人数	+
					8	人均教育经费	+
			医疗健康		9	每万人执业(助理)医师数	+
					10	每万人医疗机构床位数	+
			住房保障		11	居民可支配收入与房价比	+
					12	年末人均住房面积	+
			交通设施		13	每万人拥有公共交通工具	+
					14	公路铁路密度	+
			信息水平		15	每万人互联网宽带接入端口数	+
					16	每万人年末移动电话用户数	+
			能源消耗		17	每万人天然气供应量	+
					18	输电线路密度	+
		精神文化	文化发展		19	人均文教娱乐支出	+
					20	文化及相关产业固定支出总额占GDP比重	+
					21	文化事业费占比	+
			综合素质		22	每万人社会捐赠接收工作站点数	+
					23	每万人拥有公共图书馆藏量	+
					24	每万人运动场地面积	+
		共同	人群差距	收入差距	25	收入基尼系数	-
				分配结构	26	劳动者报酬占比	+
				保障水平	27	政府一般公共预算支出	+
			城乡差距	收入差距	28	城乡居民收入倍差	+
				分配结构	29	二元对比系数	+
				保障水平	30	农村保障水平	+

注：“+”和“-”分别指该指标为正向指标和逆向指标。

以中国 30 个省级行政区为研究对象，测度中国各省级行政区 2001 年至 2017 年共同富裕指数。具体处理如下：首先，采用熵权法分别测算富裕、共同指数；其次，参照万海远和陈基平(2021)的观点，共同与富裕为不完全替代关系，将共同指数与富裕指数进行相乘得到共同富裕总指数；最后，取共同富裕指数对数值为被解释变量。

^① 由于平衡性干预政策对落后地区的投入与扶持会直接带动落后地区经济增长，并显著缩小区域间发展差距，为排除其与共同富裕指标相关所产生的内生性干扰，本文构建的指标体系侧重反映居民在区域内的共同富裕水平。

2. 解释变量：平衡性干预政策

目前学术界并无成熟完整的指标体系以衡量平衡性干预政策，大多数学者采用虚拟变量表示各类区域政策(王怡颖和赵子萌, 2022)。但该方法无法动态、详实地表示政策落实力度。尽管当前平衡性干预政策的实施路径主要包括垂直干预和横向干预两种方式，但一方面，由于地方间无隶属关系、转移支付职责划分含糊等复杂现实情况，我国并没有明确的横向转移支付与利益补偿制度或政策(贾若祥, 2013)；另一方面，有着支付性质的“对口支援”还没有完善的评估体系，缺乏健全的激励机制，只能覆盖沿边或少数民族地区、为国家做出重大建设或牺牲的贫苦地区和遭受巨大灾害损失的贫苦地区，多用于解决灾后重建、扶贫攻坚等特殊问题(曾水英和范京京, 2019)。因此，我国干预政策从实施路径上呈现出以垂直干预为主的特征。而垂直干预政策又可细分为单一型要素干预与综合型要素干预。单一型要素干预主要涉及单种要素的变动，如建设用地审批面积以及转移支付分别涉及土地要素和资本要素的单一投入；综合型要素干预政策影响两种及两种以上要素的变动，如重大基础设施项目涉及到资本、土地等多种要素的投入。相比单一型要素干预，综合型要素干预政策种类更加丰富、方式更加多元、作用更加复杂，且不同政策所影响的要素种类、数量也存在差异，难以被全面、精确地度量。因此，在自变量选择过程中，本文聚焦于可量化的单一型要素干预。在现有政策体系中，单一型要素干预主要包括土地与资本两个层面，因而已有研究对政府干预的量化主要涵盖建设用地和财政收支两个方面(胡尊国等, 2022)。但相比之下，土地政策更能够代表平衡性干预政策的调控力度与实施效果。具体来说，在功能维度，土地指标的分配为劳动力、资本等要素的落地提供了物理空间，引导了基础设施和产业空间布局，支撑了城镇经济的快速增长(周玉龙等, 2022)。在效用维度，土地出让的结构化策略可以帮助政府较快获得建设资金，同时也能引入项目，拉动经济增长(吉富星和鲍曙光, 2020)。建设用地面积主要用于商业、住宅和公共设施的建设，有利于周边农村人口的就近转移集聚，扩大了城镇规模，间接提高了社会生产效率。在目标维度，中央明确提出土地政策参与宏观经济调控，这是推动区域平衡发展的重要抓手(韩立彬和陆铭, 2018)。而转移支付作为资金性质的财力投入，支付用途存在约束性，使用策略存在局限性，对区域平衡发展的干预有效性相对较弱。实际上，建设用地指标的分配作为宏观调控的工具，一直是支持落后地区经济发展的重要政策工具(李书娟等, 2023)，能够较好地表示平衡性干预政策实施力度。因此，本文选取各区域建设用地审批面积的对数值表示平衡性干预政策。为保证解释变量的有效性，在后文开展基于转移支付与偏向性政策拐点的稳健性检验。

3. 中介变量

(1)资本存量(*Capital*)。资本要素投入选用固定资本存量指标，根据单豪杰(2008)的研究，使用永续盘存法计算固定资本存量。

(2)劳动存量(*Labor*)。选用第一、第二、第三产业从业人员总数的对数值表示劳动存量指标。

(3)全要素生产率(*TFP*)。使用 *DEAP2.1* 软件，采用 *Malmquist* 法对各区域全要素生产率进行测算。投入指标选用资本存量与劳动存量，均采用上文计算得出的数据。产出指标为以 2000 年为基期的实际地区生产总值。选用计算得出的全要素生产率指数对数值表示该指标。

4. 控制变量

根据已有研究设定了若干控制变量(张彤进和任碧云, 2017)：政府财政能力(*Expen*)，使用地方财政总收入与总支出之比表示；金融发展水平(*Finan*)，使用商业银行存款余额与地区 *GDP* 之比表示；物价水平(*Cpi*)，以上一年为基期的居民消费价格指数衡量；对外开放水平(*Open*)，使用每万人利用外资总额的对数值表示。

(三)数据来源及处理

本文研究对象为中国 30 个省级行政区(不包括中国台湾、香港、澳门和西藏),研究时间为 2001 年至 2017 年,所用数据来源于 EPS 数据库、Wind 数据库、中国国家统计局数据、历年《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国电力统计年鉴》《中国农村统计年鉴》以及各省份经济统计年鉴。

四、实证分析

(一)描述性统计与多重共线性检验

表 2 报告了本文主要变量的描述性统计与方差膨胀因子(VIF)检验结果。对各解释变量的方差膨胀因子检验结果显示,所有变量中 VIF 最大的值为 8.60,小于经验法则所要求的临界值 10,因而变量间不存在多重共线性问题。

表 2 变量描述性统计与方差膨胀因子检验

变量名称	观测数	均值	标准差	最小值	最大值	VIF	1/VIF
共同富裕	510	12.36	1.66	8.51	15.65		
平衡性干预政策	510	9.25	0.83	6.90	10.81	2.00	0.50
资本存量	510	9.66	1.04	7.09	11.70	8.60	0.12
劳动存量	510	-0.03	5.10	-15.34	18.41	4.95	0.20
全要素生产率	510	1.11	0.63	0.05	2.64	5.10	0.20
政府财政能力	510	1.59	0.67	0.85	4.69	2.07	0.48
金融发展水平	510	0.51	0.19	0.18	0.91	3.31	0.30
物价水平	510	102.38	1.96	98.40	107.59	1.21	0.83
对外开放程度	510	-4.33	1.22	-7.29	-1.92	2.39	0.42

(二)基准回归

根据式(1)进行的回归结果如表 3 所示。结果表明,平衡性干预政策对共同富裕的影响系数都在统计意义上正向显著,说明平衡性干预政策确实促进了共同富裕程度,验证了假设 1。

表 3 基准回归:平衡性干预政策与共同富裕

	(1)共同富裕	(2)共同富裕	(3)共同富裕	(4)共同富裕
平衡性干预政策	0.994*** (5.314)	0.075* (1.919)	0.621*** (4.343)	0.061* (1.930)
政府财政能力			4.254*** (7.827)	-0.126 (-0.928)
金融发展水平			0.215 (0.100)	0.433 (1.067)
物价水平			0.141*** (7.170)	-0.027 (-1.641)
对外开放程度			0.343*** (4.172)	0.042 (1.678)
Cons	3.162* (1.827)	9.048*** (27.290)	-13.151*** (-5.386)	11.998*** (6.951)
年份固定效应		控制		控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制

续表 3 基准回归：平衡性干预政策与共同富裕

	(1)共同富裕	(2)共同富裕	(3)共同富裕	(4)共同富裕
<i>N</i>	510	510	510	510
<i>R</i> ²	0.155	0.987	0.623	0.988

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著，括号内为*t*值，下表同。

(三)中介检验

中介机制检验回归结果如表 4 所示。由表可知，资本存量存在显著正向中介效应，验证了假设 2；平衡性干预政策通过劳动存量渠道促进共同富裕的作用十分有限，假设 3 不成立。全要素生产率对平衡性干预政策推动共同富裕存在“遮掩效应”，假设 4 成立。

表 4 资本存量、劳动存量、全要素生产率中介检验

	(1)共同富裕	(2)资本存量	(3)劳动存量	(4)全要素生产率	(5)共同富裕
平衡性干预政策	0.061*	0.055**	-0.016	-0.051***	0.040
	(1.930)	(2.075)	(-1.360)	(-2.877)	(1.503)
资本存量					0.514***
					(3.208)
劳动存量					-0.386
					(-1.640)
全要素生产率					0.273**
					(2.279)
<i>Cons</i>	11.998***	11.239***	5.959***	-3.665***	9.525***
	(6.951)	(17.615)	(10.640)	(-4.453)	(4.131)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	510	510	510	510	510
<i>R</i> ²	0.988	0.982	0.640	0.962	0.989

由此可见，从要素投入上看，平衡性干预政策主要通过增加资本存量以促进共同富裕，同时，平衡性干预政策对区域劳动存量作用有限，这或许是因为增加了落后地区劳动力外出机会成本与提高了发达地区的生存成本。从要素效率上看，区域平衡性干预政策抑制了全要素生产率的增长，证明平衡性干预政策在一定程度上导致了要素错配。

(四)稳健性检验^①

1. 替换解释变量

由于平衡性干预政策的内涵较为复杂，本文选取转移支付与偏向性政策拐点替换建设用地审批面积进行稳健性检验。平衡性干预政策的另一主要手段是转移支付，本文参考胡洪曙和梅思雨(2021)的研究，采用中央补助收入的对数值衡量转移支付。回归系数的符号与基准回归保持一致。另外，除土地财政、转移支付等单一型要素干预政策之外，平衡性干预政策还涵盖混合各类要素的综合型要素干预政策。根据陆铭(2019)的观点，2003年以后平衡性干预政策作用力度明显加大，各类要素资源更多地向中西部倾斜，形成了明显的偏向性政策拐点。因此，本文采用2003年政策拐点哑变量衡量平衡性干预政策。回归系数的符号也与基准回归保持一致。

① 限于篇幅，图表分析省略，读者若是感兴趣可向作者索取。

2. 替换被解释变量

根据何理等(2022)的研究结论,实现共同富裕的目标是要扭转收入差距的扩大趋势,而城乡差距是收入差距存在的主要原因,因此使用农村与城市家庭人均可支配收入差值作为共同富裕的替代指标。根据回归结果,回归系数的符号与基准回归保持一致,通过了稳健性检验。

3. GMM 动态面板

考虑到本期共同富裕或许受到上期共同富裕的影响,存在一定的路径依赖,采用 GMM 模型进行稳健性检验。根据回归结果,共同富裕存在一定程度的路径依赖,在控制路径依赖后平衡性干预政策依然对共同富裕有着显著正向影响,通过了稳健性检验。

4. 反事实检验

本文借鉴周茂等(2018)的研究,构建反事实事件,使得解释变量对地区的冲击变得随机。根据回归结果,反事实的平衡性干预政策不对共同富裕产生影响,符合假设。为保证政策变量不与相应的共同富裕值保持相关性,从样本中抽取 500 次进行回归,结果通过了稳健性检验。

5. 中介效应检验

本文采用 Z 检验与 Bootstrap 检验进行中介效应验证。根据柳士顺和凌文铨(2009)的研究,用 Z 检验进行中介效应的显著性检验,检验结果通过了稳健性检验。在上述检验结果基础上,采用更为精确的 Bootstrap 方法进行进一步检验,结果通过了稳健性检验。

(五)滞后分析^①

根据朱天星等(2014)的观点,空间干预措施存在明显的时滞效应,因此对平衡性干预政策进行滞后效应分析。将平衡性干预政策分别滞后一、二、三期,依次加入基准模型以判断时间滞后效应。根据回归结果,平衡性干预政策存在滞后一期时滞效应,能显著促进下一期的共同富裕水平。

(六)异质性分析^②

为考察平衡性干预政策在不同区域的影响差异,将各省份划分为东、中、西三个地区进行分析。生成东、中、西部地区的虚拟变量并将其与平衡性干预政策相乘形成交互项,分别加入基准模型中进行回归。根据回归结果,区域平衡性干预政策主要在西部地区产生效果,这意味着平衡性干预政策能够不断缩小西部地区与东、中部地区共同富裕的差距。

五、进一步分析

(一)平衡性干预政策促进共同富裕的具体路径

本文将前文测算得到的富裕、共同指数对数值分别作为被解释变量,并带入式(1)中进行回归,以探究平衡性干预政策影响共同富裕的具体路径。结果如表 5 中列(1)、列(2)所示,平衡性干预政策能够直接提升富裕程度,但对共同程度影响有限。可能的原因是:虽然平衡性干预政策能够通过投资溢出与就业带动效应在一定程度上减小收入差距,但由于我国市场体系不够健全、补助资金作用有限等原因,平衡性干预政策促进共同的作用有限。在此基础上,根据富裕程度的不同将总样本分为低、中、高三组样本,并以此为被解释变量进行分组回归。结果如表 5 中列(3)至列(5)所示,可知平衡性干预政策能够显著提升低富裕地区的富裕程度,缩小与中、高富裕地区的差距。

① 限于篇幅,图表分析省略,读者若是感兴趣可向作者索取。

② 限于篇幅,图表分析省略,读者若是感兴趣可向作者索取。

表 5 平衡性干预政策影响共同富裕路径分析

	具体路径分析		富裕分组回归		
	(1)富裕	(2)共同	(3)低富裕	(4)中富裕	(5)高富裕
平衡性干预政策	0.046*** (2.933)	0.012 (0.409)	0.009* (1.914)	-0.008 (-1.206)	0.027 (1.292)
Cons	7.827*** (11.846)	4.473*** (2.879)	4.951*** (8.420)	6.567*** (14.040)	8.149*** (9.060)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	510	510	170	170	170
R ²	0.983	0.975	0.984	0.986	0.966

为进一步探究平衡性干预政策如何促进各百分位点的富裕程度，参照马丽梅和黄崇乐(2022)的研究，使用非可加固定效应面板分位数模型(QRPD)进行具体分析。在富裕程度各百分位点进行回归并给出平衡性干预政策边际效应的演化趋势。^①结果表明，平衡性干预政策的边际效应是动态变化的，呈现先增长后下降的趋势，且边际效应方向始终保持为正。

(二)平衡性干预政策对全要素生产率的负向影响机制研究

本文从要素利用视角对全要素生产率进行分解，分别将要素质量、要素配置、要素流动、要素升级作为被解释变量带入式(1)进行回归。限于要素升级指标体系数据的可得性，^②选取2003—2017年为研究区间进行分析，结果见表6。结果显示，平衡性干预政策的实施对区域整体的要素效率有负向影响，体现为降低科技创新能力、损害产业结构升级和减缓市场运行效率，然而平衡性干预政策通过建设数字基础设施与智能信息平台加强了区域间的数字连结，有效缓解了资源错配。

表 6 平衡性干预政策抑制要素效率的机制检验

	(1)技术进步	(2)产业升级	(3)市场优化	(4)数字转型
平衡性干预政策	-0.062** (-2.270)	-0.080*** (-2.887)	-0.030** (-2.599)	0.208* (2.029)
Cons	-2.831*** (-3.198)	-1.012 (-0.698)	2.786** (2.469)	29.024*** (4.440)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	450	450	450	450
R ²	0.969	0.626	0.719	0.651

(三)劳动力流动路径研究

前文实证结果表明，平衡性干预政策并未直接对各区域劳动要素存量产生显著影响，可能的原因是平衡性干预政策抑制了区域间劳动力流动。因此，本文进一步挖掘劳动力流动或许存在的中介效应，结合式(1)构建以下逐步回归中介效应模型进行检验：

① 限于篇幅，图表分析省略，读者若是感兴趣可向作者索取。

② 限于篇幅，省略指标体系，读者若是感兴趣可向作者索取。

$$Flo_{i,t} = \beta_3 Balance_{i,t} + \lambda_4 Z_{i,t} + c_4 + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$CP_{i,t} = \beta_4 Balance_{i,t} + \eta_1 Flo_{i,t} + \lambda_5 Z_{i,t} + c_5 + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $Flo_{i,t}$ 为劳动力流动变量,选取年末总人口数减户籍人口数衡量劳动力流动。其余同上文。根据表7可知劳动力流动存在正向中介效应。

上述结果说明,平衡性干预政策阻碍了劳动力流动。然而,劳动力的流入损害了各区域共同富裕水平。因此,本文基于此进行深入分析。将共同富裕程度作为划分依据进行5等分组,并以此为被解释变量进行回归。结果见表8。列(1)至列(5)显示,当共同富裕为较低与中等水平时,劳动力流入对共同富裕产生显著负向影响;当共同富裕为最高水平时,劳动力流入对共同富裕存在显著

表7 劳动力流动的中介检验

	逐步回归中介模型	
	(1)劳动力流动	(2)共同富裕
平衡性干预政策	-0.666** (-2.213)	0.038 (1.302)
劳动力流动		-0.034*** (-4.981)
Cons	-44.572*** (-2.794)	10.474*** (6.159)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
N	510	510
R ²	0.251	0.989

正向影响。这或许是因为共同富裕中低水平的地区大多数是资源禀赋与比较优势有限、基础设施与公共服务欠缺的落后地区,劳动力流入会加剧劳动市场竞争,降低整体共同富裕程度。

表8 劳动力流动的分组回归与落户门槛的调节效应

	共同富裕分组回归					调节效应	
	(1)最低	(2)较低	(3)中等	(4)较高	(5)最高	(6)共同富裕	(7)共同富裕
平衡性干预政策	-0.012 (-0.503)	0.051 (1.189)	-0.011 (-0.360)	-0.007 (-0.200)	0.141** (2.195)	0.050* (1.699)	0.038 (1.549)
劳动力流动	-0.124 (-1.447)	-0.024** (-2.422)	-0.041** (-2.545)	0.013 (1.046)	0.080*** (2.853)		
平衡性干预政策×个人式落户门槛						-0.009 (-0.135)	
个人式落户门槛						0.371*** (3.270)	
平衡性干预政策×家庭式落户门槛							0.268* (2.027)
家庭式落户门槛							0.889*** (4.928)
Cons	10.900*** (4.406)	8.020*** (3.154)	13.719*** (7.878)	7.552*** (2.865)	3.981 (0.651)	12.129*** (7.114)	11.603*** (6.724)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	102	102	102	102	102	510	510
R ²	0.965	0.920	0.959	0.957	0.972	0.988	0.989

(四)落户门槛作用研究

人口流动的最大阻碍因素可能是户籍制度(屈小博和胡植尧,2022)。因此,有必要研究放宽户籍制度是否能够逆转劳动力对共同富裕的负向作用。现有落户门槛的评估多以个人为单

元,不能全面体现落户门槛对以家庭为单位的劳动力流动的制约水平与阻碍程度,因此本文加入更具持续性与稳定性的家庭式落户门槛以评估落户门槛对劳动力流动的影响(陈宏胜等,2015)。构建以下调节效应模型,分别以个人、家庭为单位的落户门槛作为调节变量进行回归:

$$CP_{i,t} = \beta_5 Balance_{i,t} + \theta_1 Balance_{i,t} \times Domicile - p(f)_{i,t} + \eta_2 Domicile - p(f)_{i,t} + \lambda_6 Z_{i,t} + c_6 + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中, $Domicile - p(f)_{i,t}$ 为户籍落户门槛变量, $Domicile - p_{i,t}$ 为个人式落户门槛变量,以当年非农业户籍人口除以常住人口的对数值表示(宋弘等,2022), $Domicile - f_{i,t}$ 为家庭式落户门槛变量,以当年户籍户数除以常住人口的对数值表示(陈宏胜等,2015),落户门槛变量数值越高,则代表当地落户门槛越低,其余同上文。表8中列(6)、列(7)报告的结果显示,个人式落户门槛的降低对平衡性干预政策影响共同富裕过程无明显调节作用,但家庭式落户门槛对此过程有显著正向调节作用。由此可知,落户门槛通过影响劳动力流动改善了平衡性干预政策对共同富裕的作用,但落户门槛发挥作用的阈值较高,只有家庭式落户门槛的降低才具备调节作用。这或许是因为家庭式落户门槛的降低能够更好地满足流动人口的居住意愿和居住需求,相较于个人式落户在劳动力引进方面更具有长期性与稳定性。

六、结论与政策启示

本文运用2001—2017年中国30个省份的面板数据,研究了区域平衡性干预政策对共同富裕的影响机制。研究发现:第一,平衡性干预政策显著正向作用于共同富裕,具有时滞性与异质性,主要通过提升富裕水平实现,且在区域层面存在“益贫效应”;第二,平衡性干预政策导致的效率损失体现在降低要素质量、扭曲要素配置与减缓要素流动三个方面,但也能通过促进要素升级在一定程度上缓解要素效率的降低;第三,区域间劳动力流动在平衡性干预政策影响共同富裕过程中存在中介作用,但是存在异质性;第四,家庭式落户门槛的降低有利于平衡性干预政策促进共同富裕,但个人式落户门槛无明显作用。

本文认为,在推进共同富裕的过程中,平衡性干预政策在要素投入和要素效率方面“有得有失”。为此,本文提出以下政策建议:(1)构建公平合理的收入分配制度,建立健全三次分配机制。平衡性干预政策促进富裕程度成效显著,但缩小差距效果明显不足。因此,要加强制度在调节收入分配中的作用,提高社会主体对三次分配的积极性和自觉性。(2)强化科技协调管理,优化产业分工格局。需进一步提升科技资源配置与运行效率,推动各区域产业分工的深化和生产的社会化,提高要素质量、优化要素配置并加快要素流动。(3)完善信息基础设施建设,推动数字化转型升级。需加大数字信息技术与新型基础设施的投资力度,推动数字技术与实体工业的深度融合,提升要素生产效率。(4)推进家庭式户籍制度改革,完善户籍制度顶层设计。发达地区的户籍制度顶层设计应更加关注以家庭为单位的人口流动,使得共同富裕的进程具有长期性与稳定性。

本文从多方面验证了选取建设用地指标表示平衡性干预政策的有效性,但是由于干预政策形式的多样性和关系的复杂性,仅用建设用地审批面积指标仍显不足。并且建设用地审批面积指标既包括为满足中西部地区城镇化建设要求的合理的建设用地指标,也包括为了推动中西部地区城镇化和工业化,通过空间干预产生的额外建设用地增减部分。然而限于所用数据,无法得到排除合理需求后的用地数据,后续研究仍可在指标选取上进行拓展。

主要参考文献:

- [1]陈宏胜,王兴平,贺志华.城镇化的家庭转向:个体城镇化向家庭城镇化转变的实证研究[J].规划师,2015,(10):82-88.
- [2]丁嵩,孙斌栋.区域政策重塑了经济地理吗?——空间中性与空间干预的视角[J].经济社会体制比较,2015,(6):56-67.
- [3]关爱萍,葛思羽.劳动力流动对区域收入差距的影响:2000-2015年[J].人文杂志,2017,(10):54-61.
- [4]韩立彬,陆铭.供需错配:解开中国房价分化之谜[J].世界经济,2018,(10):126-149.
- [5]何理,赵一宁,冯科.数字金融发展对共同富裕的影响:基于县级数据的实证分析[J].学习与探索,2022,(9):139-147.
- [6]胡洪曙,梅思雨.转移支付对企业税负的影响研究——基于信息不对称背景下地方策略性征税视角[J].华中师范大学学报(人文社会科学版),2021,(5):54-64.
- [7]胡尊国,顾金鑫,陈颖.“倾斜性”政策、生产部门变迁与南北地区发展差异——来自机器学习的因果推断[J].财经研究,2022,(1):93-107.
- [8]吉富星,鲍曙光.地方政府竞争、转移支付与土地财政[J].中国软科学,2020,(11):100-109.
- [9]贾若祥.我国区域间横向转移支付刍议[J].宏观经济管理,2013,(1):52-53.
- [10]蓝勇福.西部高等教育振兴助力共同富裕的实证研究[J].重庆高教研究,2023,(1):76-88.
- [11]李海舰,杜爽.推进共同富裕若干问题探析[J].改革,2021,(12):1-15.
- [12]李实,杨一心.面向共同富裕的基本公共服务均等化:行动逻辑与路径选择[J].中国工业经济,2022,(2):27-41.
- [13]李书娟,王贤彬,陈邱惠.中央资源配置如何影响地方增长目标设置?——基于2004年土地供应政策调整的解释[J].数量经济技术经济研究,2023,(2):25-47.
- [14]刘培林,钱滔,黄先海,等.共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J].管理世界,2021,(8):117-127.
- [15]刘儒,李超阳.市场机制的收入分配效应与政府干预——基于对涓滴效应的考察[J].学海,2019,(3):154-161.
- [16]柳士顺,凌文轻.多重中介模型及其应用[J].心理科学,2009,(2):433-435.
- [17]陆铭.城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来[J].经济学(季刊),2017,(4):1499-1532.
- [18]陆铭.中国经济的症结是空间错配[J].深圳大学学报(人文社会科学版),2019,(1):77-85.
- [19]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[J].管理世界,2019,(10):11-23.
- [20]卢文秀,吴方卫.生态补偿横向转移支付能缩小城乡收入差距吗?——基于2000-2019年中国典型流域生态补偿的经验证据[J].财政研究,2022,(7):35-51.
- [21]马丽梅,黄崇乐.金融驱动与可再生能源发展——基于跨国数据的动态演化分析[J].中国工业经济,2022,(4):118-136.
- [22]单豪杰.中国资本存量K的再估算:1952-2006年[J].数量经济技术经济研究,2008,(10):17-31.
- [23]宋弘,罗吉昱,蒋灵多.城市落户门槛变化如何影响人才流动与产业创新[J].财贸经济,2022,(5):82-95.
- [24]万海远,陈基平.共同富裕的理论内涵与量化方法[J].财贸经济,2021,(12):18-33.
- [25]许健,季康先,刘晓亭,等.工业机器人应用、性别工资差距与共同富裕[J].数量经济技术经济研究,2022,(9):134-156.
- [26]杨飞,范从来.产业智能化是否有利于中国益贫式发展?[J].经济研究,2020,(5):150-165.
- [27]于井远,王金秀.基础公共服务支出对城乡消费差距的影响研究[J].统计与决策,2020,(11):114-118.
- [28]张军扩.中国区域政策回顾与展望[J].管理世界,2022,(11):1-12.
- [29]Barro R J. Government spending in a simple model of endogenous growth[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): S103-S125.
- [30]Judd K L. Redistributive taxation in a simple perfect foresight model[J]. Journal of Public Economics, 1985, 28(1): 59-83.

- [31] Kim J, Park J. The role of total factor productivity growth in middle-income countries[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2018, 54(6): 1264–1284.
- [32] Sicular T, Yue X M, Gustafsson B, et al. The urban-rural income gap and inequality in China[J]. *Review of Income and Wealth*, 2007, 53(1): 93–126.

The Impact Mechanism of Regional Balanced Intervention Policies on Common Prosperity: Also on the “Gains and Losses” of Factor Input and Efficiency

Hong Jingke¹, Jiang Jingya¹, Liu Bingsheng²

(1. School of Management Science and Real Estate, Chongqing University, Chongqing 400045, China;

2. School of Public Administration, Chongqing University, Chongqing 400045, China)

Summary: The pursuit of common prosperity constitutes a foundational tenet of socialism and stands as a prominent facet of the Chinese-style modernization paradigm. The advancement of harmonized regional development emerges as an inexorable requisite and the fundamental rationale for realizing common prosperity of the society. Within the present historical epoch dedicated to the enhancement of societal common prosperity, it becomes paramount to scrutinize the efficacy of spatial-scale intervention policies in engendering common prosperity at the individual level.

Using the panel data encompassing 30 provinces in China from 2001 to 2017, this paper employs the econometric model to delve into the ramification and underlying mechanism of regional balanced intervention policies on common prosperity. The results show that the policies markedly elevate common prosperity. This effect is underscored by a positive mediating role of capital stock, a negative mediating impact of TFP, and a delimited contribution from labor stock. Subsequent investigations elucidate the following aspects: First, balanced intervention policies advance common prosperity by enriching the citizenry. Second, balanced intervention policies yield their impact on TFP through the enhancement of factor quality, the judicious allocation of resources, the facilitation of factor mobility, and the promotion of technological upgrading. Third, labor mobility plays a pivotal mediating role in the positive effect of balanced intervention policies on common prosperity, with its significance being particularly pronounced in instances of familial labor mobility. Henceforth, governmental authorities are well-advised to synergistically deploy policy instruments encompassing income distribution, industrial division, digital transformation, and household registration to harness the precision of balanced intervention policies in the pursuit of common prosperity.

The contributions of this paper are as follows: First, from an empirical perspective, it evaluates the effectiveness of balanced intervention policies on common prosperity. Second, from a theoretical perspective, it examines “gains and losses” of factor input and efficiency in shaping common prosperity. Third, it unveils the mechanism by which the institutional threshold for settlement exerts an impact on common prosperity. Fourth, it develops a more comprehensive index system for common prosperity measurement.

Key words: balanced intervention policy; common prosperity; labor mobility

(责任编辑 顾 坚)