DOI: 10. 3876/j. issn. 1671 - 4970. 2023. 04. 011

财政分权与社会保障:新结构经济学视角

赵秋运1,刘堂森2,刘震海3

(1. 北京大学新结构经济学研究院,北京 100871; 2. 吉林大学哲学社会学院,吉林 长春 130012; 3. 南昌航空大学航空发展研究院,江西 南昌 330063)

摘要:走和平发展道路的中国式现代化需要有效的社会保障体系支撑,而社会保障又与财政制度安排息息相关。其中,财政分权是影响社会保障支出水平的重要因素,但是关于二者的具体关系,已有文献并未形成统一共识。基于新结构经济学视角构建理论框架分析后发现:财政分权对社会保障支出水平的影响取决于"收入效应"和"替代效应"的大小及方向,而这两种效应又与经济发展阶段相关。由此提出理论假说:现阶段我国财政分权对社会保障支出水平具有显著的负向影响,但这一影响将随着经济发展水平的提升而减弱。随后,基于1998—2020年中国省级面板数据,采用双固定效应模型进行实证检验,结果证实了上述理论假设。经过内生性、动态性和稳健性检验后,结论依然稳健。此外,考虑产业分工造成的差异:产业上游省份受到中央转移支付的冲击,财政分权对社会保障支出的负面影响较小;产业下游省份结果与全样本回归一致;"三省一市"处于中高收入过渡阶段,负效应不显著。进一步地,考虑地区发展水平差异:中西部地区财政分权对社会保障支出有负面影响,而东部地区由于收入水平较高,该影响不显著。基于此,要坚持推进财政改革,提高财政分权度;优化地方政府政绩考核体系,适当加大"民生"指标的考核权重。

关键词:财政分权:社会保障:发展阶段:新结构经济学

中图分类号:F062.9;F812 文献标志码:A 文章编号:1671-4970(2023)04-0110-13

习近平总书记在党的二十大报告中提出: "必须坚持在发展中保障和改善民生,鼓励共同奋斗创造美好生活,不断实现人民对美好生活的向往。"[1]为此,对社会保障提出的要求是"健全覆盖全民、统筹城乡、公平统一、安全规范、可持续的多层次社会保障体系"[1]20。新时代以来,我国社会的主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要同不平衡不充分的发展之间的矛盾,人民群众对生活安全感和幸福感日益提升的需要同不平衡不充分的社会保障建设之间的矛盾更加不容忽视。社会保障作为一种公共产品,其充分发展离不开政府公共财 政投入。然而,自 20 世纪 90 年代中期我国实施分税制改革以来,财政分权已经对地方政府财政收入及支出结构产生重大影响,社会保障支出作为地方财政支出的重要分项也受此冲击。因此,有必要厘清财政分权与社会保障之间的关系,从而更好地推动我国社会保障事业的高质量发展,充分发挥其"稳定预期、刺激内需"的重要作用,旨在为推动国内大循环、为走和平发展道路的中国式现代化助力。

一、文献回顾与问题提出

关于财政分权对社会保障这一类公共产品

引用本文: 赵秋运,刘堂森,刘震海. 财政分权与社会保障:新结构经济学视角[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版),2023,25 (4)·110-122.

基金项目: 国家社会科学基金项目(18BJL120);江西省宣传部文化名家暨"四个一批"人才工程资助项目;江西省创新项目(S202310406045)

作者简介: 赵秋运(1981—),男,研究员、博士,主要从事新结构经济学研究。E-mail;qiuyunzhao@ nsd. pku. edu. cn

供给的影响,既有文献主要持有三类观点:财政 分权对社会保障具有负向影响、财政分权对社 会保障具有正向影响以及二者存在非线性关 系。①较多研究证实,财政分权将对社会保障 产生不利影响,财政分权度的提高会降低地区 社会保障支出水平。针对这一观点,一部分文 献从社会保障的提供者"政府"的角度进行解 读:一方面,我国政治领域的集权与经济领域的 分权对地方政府起到双重激励,为了打赢以经 济增长为考核标尺的政治晋升锦标赛,在财政 分权导致地方财政收入相对减少的情况下,地 方政府会主动将有限的财政资金投入到能够体 现政绩、促进经济增长的生产性设施建设上。 例如,"铁公机"①,从而忽视了"社会保障、公共 卫生"等基本公共服务的投入[2-6]。另一方面, 分税制改革后,地方政府财权上移的同时,事权 却在逐渐下移,即地方政府财政收入份额减少 的同时,财政支出责任却在不断增加。虽然中 央转移支付增强了地方可支配财力,但是依然 不够充分,地方财政困难已是存在多年的客观 事实,这就导致地方政府被迫减少社会保障等 民生类公共产品供给[7-12]。另一部分文献则从 社会保障的需求者"公民"的角度进行分析:如 匡小平等的研究发现,由于我国公民缺少"用 手投票"和"用脚投票"机制,财政分权不但没 能促进社会保障等公共服务的投入,反而变成 了制约其长效增长、可持续发展的制度性因 素[13]:李森等的研究则证实,横向委托代理链 条的"虚化"导致地方政府行为难以受到辖区 公民的有效监督及制约,使得地方官员容易为 了"政治晋升"等个人利益进行政治决策,对财 政社会保障及其分项支出产生不利影响[10]22。 此外,还有少数研究关注"社会保障"本身:由 于社会保障具有较强的正外部性,会影响地区 人口流动,人口流出地社会保障支出自然相对 减少,人口流入地社会保障支出则相对增加;与 之相反,人口流入地则容易为了维护自身的经 济利益,依托户籍制度减少部分群体的社会保 障供给,以抑制过多的人口流入[14]。②另有部 分研究表明,财政分权对政府社会保障支出具 有显著的正向影响,即财政分权度的提高有利 于财政社会保障支出的增加,然而不同的学者

对此有不同的解释。如,李拓等研究证实,财政 分权可以使地方政府财力获得提升,财力提升 带来公共服务支出"增长效应"大于晋升竞赛 对公共服务支出的"挤出效应",社会保障等公 共服务支出由此得以提升[15];袁月等的研究表 明,与中央政府相比,地方政府易于了解民众偏 好,在财政分权的情况下,地方政府能够扩大社 会保障等与公民自身利益紧密相连的公共服务 支出规模,增加社会保障供给[16];包健等则认 为,财政分权能够带动地方投资,增加就业,从 而使得与工作相关的社会保障支出获得增 长[17]。③还有一些研究表明,财政分权对社会 保障的影响并非单一的正向或负向,即二者的 关系是非线性的。一种观点认为,二者呈现正 "U"型关系,具体而言: 当财政分权水平较低 时,地方政府的财力有限,难以负担全部支出责 任,倾向于将资金投入经济建设领域以应对 GDP 考核; 当财政分权度达到一定水平后, 地 方政府财力增强,加之地方政府拥有一定的信 息优势,会通过增加社会保障支出以满足公众 的需求[18]。另一种观点认为,二者呈现倒"U" 型关系,即前期财政分权水平的提升提高了地 方政府公共服务支出的能力,将促使其加大社 会保障支出;随着地方财政自主度达到一定水 平,财政分权对公共服务开支的边际效应将减 弱,政府将以投资"生产性"项目为主,实现最 大收益[19]。此外,刘君等的研究表明,在早期 的"建设财政"时期,财政支出的主要目的是经 济建设,财政分权体制下,生产性投入对非生产 性公共服务投入具有强烈的"挤出效应",损害 社会保障等公共服务供给;而在当下的"公共 财政"时期,民生绩效成了政府政绩考核的重 要指标,同时各级政府的财力随着经济发展均 有所提升,此时财政分权反而使政府增加社会 保障等民生建设支出[20-21]。

综上不难发现,虽然已有研究在理论以及 实证上均针对财政分权对社会保障的影响做出 了较为充分的解释,但需要指出的是,这些研究 结论大多只具有部分合理性,不同观点之间存 在相互对立的情况,现有研究未能对二者关系

①指铁路、公路、机场基础设施建设。

给出一个逻辑一致的解释。

首先,已有研究对于财政分权对社会保障 的影响各执己见,尚未达成一致。一类文献认 为,财政分权有利于提高地方政府社会保障支 出,以"地方政府信息优势论[22]"和"公民用脚 投票论"[23]等第一代分权理论为基础的研究以 及基于我国近期样本的研究多支持这一观点。 另一类文献则认为,财政分权不利于政府社会 保障支出的增加,以中国改革开放前中期以及 其他发展中国家为样本的研究多支持此观点。 在笔者看来,二者观点虽然看似相互对立,但都 具有其阶段合理性,各类观点都能够对不同发 展阶段下财政分权对地方政府财政社会保障供 给的影响进行理论描述,但又仅仅局限于某一 发展阶段,未能给予一以贯之的理论解释。基 于新结构经济学理论和一般性逻辑,财政分权 与社会保障作为上层制度安排,内生于生产结 构,生产结构则由地区要素禀赋结构决定。换 言之,要素禀赋结构发生变迁,将会内生出新的 财政分权和社会保障上层制度安排,进而使二 者的关系发生改变。可见,在新结构经济学的 理论框架下,找到了财政分权与社会保障的连 接点——地区要素禀赋及其结构。也有部分研 究尝试发掘财政分权与社会保障的本质联系: 如刘玮玮研究发现,财政分权本质上作为一种 制度安排,对社会保障支出并无直接影响,主要 取决于行为主体"政府"的偏好及其财政目 标[21]81;张弓长则指出,财政分权实质上改变了 政府的预算约束,进而影响政府对农村社会保 障的供给[24]。遗憾的是,这类研究没有找到财 政分权与社会保障的根本连接点,只局限在制 度安排层面进行讨论,并且未能在经济社会长 期动态变迁的情况下对财政分权与社会保障的 关系展开分析。

其次,财政分权测量指标的选用也并未统一,运用不同的指标测量所得出的实证结果也有所不同。现有研究常用的财政分权测量指标主要有财政分权支出指标、收入指标以及财政自主度指标,三种指标的含义不尽相同:财政分权支出指标反映的是地方政府的支出责任和财政资源需求度,收入指标反映了地方政府的收入责任以及对财政资源的控制程度,财政自主

度体现地方政府财政支出对自有收入的依赖程度^[25]。已有研究发现,财政收入分权对社会保障支出呈负相关,财政支出分权对社会保障支出的影响则显著为正^{[4]101},这可能是因为社会保障代表的是一种政府支出责任,支出分权度越高,政府就越需要增加社会保障供给。从新结构经济学来看,财政分权本质上是一个结构变量,不同的测量指标体现出的是政府财政结构的不同维度,不同的结构维度所呈现的特性不一,其作用机制也不尽相同^[26]。

再次,关于财政分权影响社会保障的既有 解释存在漏洞。现有的主流解释往往从政府的 角度出发,提出"晋升锦标赛"机制以及"地方 财政收入份额减少、支出责任增加"机制。实 际上,这两种机制均存在一定的问题:就"晋升 锦标赛"机制而言,该机制运作的核心在于地 方政府政绩考核机制主要关注"GDP增长率", 除此之外,地方政府其余的支出责任都会被忽 视。实际上,地方领导人的选拔标准并非单一 的经济指标,而是相对多元化的。早在中共十 七大,中央就已经提出要把"民生"纳入地方政 府政绩考核体系[27];习近平总书记也明确指 出,要"把民生改善、社会进步、生态效益等指 标和实绩作为重要考核内容,再也不能简单地 以国内生产总值增长率来论英雄"[28]。此外, "地方财政收入份额减少、支出责任增加"成立 的关键就在于,地方财政"收不抵支"。诚然, 分税制改革后,地方政府的财政收入范围确实 相对减小[21],但是,随后展开的"土地财政、土 地金融"使得地方政府通过"土地转让金、房地 产税收"等渠道获得大量的财政收入,财政实 力大大增强[29]。此时,"社会保障支出水平低" 未必是财政收入来源问题,更多的是支出结构 问题。那么,政府为何不愿在社会保障等民生 供给上配置更多的资金?新结构经济学认为, 官员的考核指标是内生于发展阶段的[26],真 正改变财政分权对社会保障影响的是发展阶段 的变迁,发展阶段的变化又是由内生于要素禀 赋及其结构的产业技术结构决定的。换言之, 在不同的发展阶段,政府财政对社会保障供给 的资金配置是不同的,那么财政分权对社会保 障的影响自然也会发生变化。

最后,既有文献对财政分权与社会保障的非线性关系研究不够充分。已有研究得出了财政分权对社会保障支出呈"U"型及倒"U"型关系的观点^[18-21],二者存在相互矛盾之嫌,并且其解释机制是将政府财政割裂成"建设财政"和"民生财政"两个时期,缺少对政府这一行为主体的连续性与一致性分析,缺少更为底层的逻辑解释,即"建设财政"和"民生财政"两个时期实质上是内生于要素禀赋及其结构。财政分权的程度体现出的是中央政府和地方政府的结构调整问题,这就可能存在一个"最优财政分权度"^{[26]99},在最优财政分权度之下,财政分权对社会保障支出的促进作用才能最大化。

总之,在既有理论框架之下,财政分权与社 会保障之间的关系较为模糊,各类观点交织,阻 碍了对其的全面认识。基于新结构经济学理 论,尝试对二者的关系进行系统的分析及实证 检验。在已有研究的基础上,本研究可能的贡 献有:第一,重新审视财政分权与社会保障之间 的关系,对已有研究中的不足之处进行补充;第 二,从新结构经济学视角出发,采用结构均衡的 分析方法,运用图示,初步构建一个分析框架, 探讨在不同的经济发展阶段下财政分权对政府 这一行为主体的社会保障供给行为的影响,从而 把已有关于财政分权对社会保障影响的各类观 点统合起来,形成逻辑一致的解释;第三,运用中 国 1998—2020 年的省级面板数据,检验财政分 权对政府社会保障支出影响的阶段性特征,并进 行内生性、稳健性和异质性等系列探讨。

二、理论分析与假说

基于新结构经济学视角,对财政分权与社会保障的关系展开系统性的分析,形成理论框架。首先抓住社会保障体系建设的决策主体——地方政府,基于"理性人"假设,分析财政分权对社会保障的"替代效应"及"收入效应";同时,紧握经济社会发展阶段这一主线,对各阶段的"替代效应"和"收入效应"展开分析,识别各阶段的主效应。

在对财政分权影响社会保障的因果机制展 开分析之前,需要进行两个必要的前提假设:第 一个是"理性人假设",即认为决策主体地方政 府是理性的,会在各种约束之下,努力实现效用最大化的目标;第二个是"财政分权非中性假设",即财政分权会改变地方政府各类行为的"机会成本",从而使地方财政形成一定的"支出偏向性"^{[26]98}。上述两个假设的合理性在现有的研究中得到了证明,地方政府在财政分权的体制下,会形成明显的支出偏好,以获得地方利益最大化^{[2]72,[5]33}。接下来,以图 1 为基准,具体分析财政分权影响社会保障的因果机制。

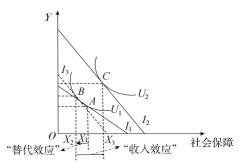


图 1 财政分权对社会保障支出的机制

新中国成立初期"一穷二白",各地要素禀 赋水平低下,同时国家在经济上推行"重工业 赶超战略",从而内生出计划经济体制,中央政 府集中统一管理各项事务,其中就包括财政收 支。在各地财政收支上,中央具有高度集中的 权力,建立了全国"统收统支"的体制,地方政 府只是中央计划的执行者,财政分权水平低下。 因此,图 1 中的 I_1 为新中国成立初期,地方政府 面临的包括要素禀赋、财政制度约束在内的一 系列预算约束线。U1为此时地方政府的无差 异曲线,在 I_1 的预算约束下,地方政府能获得最 大效用的均衡点是 A 点, 即地方政府的无差异 曲线 U_1 与预算约束线 I_1 的切点。此时,地方政 府的财政社会保障支出水平为 X_1 。改革开放 后,我国逐渐变革财政高度集权的体制,实行 "财政包干制",地方政府的财政权力快速上 升;之后,我国于1994年实行"分税制"改革, 逐渐将中央与地方政府的财政权力关系稳定下 来。就总体而言,这一时期财政分权度有所增 加,经济发展水平快速上升,地方政府面临的财 政制度、要素禀赋等约束情况得到了较大改善, 进而对其各类行为的相对价格产生影响。因 此,假设预算约束线 I_1 外移至 I_2 ,由于"财政分 权非中性", I_1 至 I_2 并非平行移动。此时,地方

政府在寻求效用最大化过程中,将受到预算约束线外移带来的两方面影响。

一方面是"替代效应"。为了得到在效用水 平不变的情况下,财政分权对地方政府各类行为 的相对价格的影响以及在此影响下地方政府的 社会保障支出情况,需要作 I,的补偿预算约束线 I_3 。 I_3 与无差异曲线 U_1 的切点为 B_1 该点表示地 方政府在原效用水平下效用最大化的均衡点。 由于社会保障属于公共产品,其支出属于非生产 性支出,经济效益在短期内难以实现[2],这就导 致与基础设施建设等生产性支出相比,社会保障 的相对价格更高,地方政府增加社会保障供给的 机会成本更高。所以,在财政分权度提高后,政 府大概率倾向于把资源投入到短期性、盈利快的 行业中去,从而对社会保障等公共产品的投入产 生了强烈的"挤出效应",财政社会保障支出下 降[21]。因此,财政分权对社会保障的"替代效 应"为负,即财政分权度的提高会降低地方政府 的社会保障支出,在图1中表现为社会保障支出 水平从 X_1 降至 X_2 的减少量。

另一方面是"收入效应"。对于地方政府而言,财政分权度的提升意味着其面临的财政制度以及要素禀赋等约束的放松,实质上可以视作地方政府"收入"的增加 $^{[26]}$ 。同时,在 I_2 的约束下,地方政府获得效用最大化的均衡点为无差异曲线 U_2 与 I_2 的切点 C,此时地方政府的财政社会保障支出水平为 X_3 ,可见,财政分权对社会保障的"收入效应"一般为正。具体而言,财政分权度的提升使得地方政府财政可支配资金增加,从而增加社会保障等公共品的投入。图1中,社会保障支出水平 X_2 至 X_3 的增量即代表财政分权对社会保障的"收入效应"大小。

显然,财政分权对社会保障的"替代效应"与"收入效应"同时存在,并且对社会保障产生相反的影响。因此,财政分权对社会保障的主效应则取决于正向"收入效应"与负向"替代效应"的强度大小:若"替代效应"小于"收入效应",则财政分权有利于社会保障支出的增加(图1);若"替代效应"大于"收入效应",则财政分权将导致社会保障支出减少^①。从新结构经济学来看,在不同的发展阶段,财政分权对社会保障的影响是有差异的,这种差异产生的原

因在于:首先,不同发展阶段经济体的要素禀赋 及其结构存在较大差异,意味着地方政府面临 的资源禀赋约束条件会产生相应的变化;其次, 不同发展阶段的要素禀赋结构决定的最优产业 和技术结构不同,地方政府治理的目标函数也 会发生相应的改变;最后,在不同产业技术结构 下,就业的公民对社会保障的诉求也有所不同。 作为理性主体,地方政府在进行决策时将考虑上 述因素对各类行为的"相对价格"产生的影响, 从而做出最优选择。同时,在财政分权体制下, 财政分权对社会保障的"替代效应"与"收入效 应"的大小也将发生改变,即财政分权对社会保 障的主效应将发生改变。针对不同发展阶段下, 财政分权对社会保障的主效应进行分析:

一是在经济发展的初期阶段,土地和自然资 源在要素禀赋结构中占据主导地位,要素禀赋结 构水平相对低下;此外,该阶段劳动力相对充足, 资本相对稀缺。因此,在该要素禀赋结构水平 下,对资本投入需求较低、土地和劳动力投入需 求较高的传统农业成为具有比较优势的产业,此 时地方政府的理性选择是实行遵循比较优势的 发展战略,大力发展传统农业,以获得最大剩余、 促进积累,提高地区禀赋水平。同时,由于土地 具有天然的社会保障属性,在此阶段的农业就业 人员的社会保障诉求较低,那么在财政分权的情 况下,地方政府的财政自主权增加,将会倾向于 将财政资金投入农业生产领域,以促进传统农业 的发展:加之传统农业带来的经济剩余较为低 下,地方政府财政收入有限,财政社会保障投入 则愈加有限。因此,在经济发展的早期阶段,财 政分权对社会保障的"替代效应"和"收入效应" 均较为低下,二者的关系并不显著。例如,在前 工业社会,政府层面仅零星地采取了社会救助、 社会优抚等低水平的社会保障措施[30]。

二是随着要素禀赋的不断积累,经济体进入 经济发展的中期阶段,在该阶段的要素禀赋结构 中,劳动力数量相对充足、人力资本水平有所上 升,资本逐渐充裕,要素禀赋结构水平上升。因 此,经济体具有比较优势的产业也从土地密集型

① 限于文章篇幅,财政分权抑制社会保障支出的几何图 示未列出,结果备查。

的传统农业升级为劳动密集型的轻工业或资本 密集型的工业。此时,政府的理性选择是遵循比 较优势,大力扶持工业发展,促进积累,以提高地 区 GDP, 实现经济发展的治理目标。同时, 该阶 段的就业结构中,工业就业占据主导地位,工人 数量庞大:由于缺少土地的天然保障,工人对社 会保障的需求快速增加,并且通过建立工会组 织、工人政党等阶级力量来表达自身的利益诉 求。那么,当财政分权度提高时,地方政府的"收 人"相对增加,为了稳定社会秩序、促进工人积极 生产,会选择兴办一些"养老、医疗、工伤"等社 会保障事业,如1883年德国的《社会保险法》、 1935年美国的《社会保障法案》相继出台,社会 保障的制度化水平不断提高[30]。但是,此时地 方政府的核心目标还是发展经济,在财政分权的 体制下,理性政府会因势利导,大力增加"铁公 机"等生产性建设支出,为工业发展创造有利的 条件。实质上,发展一定程度的社会保障,只是 政府因势利导,促进经济增长的诸多手段之一。 因此,该阶段财政分权对社会保障支出的"收入 效应"逐渐体现,但其"替代效应"却仍占据着主 导地位。整体而言,财政分权不利于社会保障支 出水平的提高。具体来看,我国改革开放后,地 方政府财政支出长期偏向于经济建设,从而忽视 社会保障等民生支出[2,4],正是财政分权对社会 保障的负向"替代效应"大于正向"收入效应"的 体现。此外,朱凤梅等利用 2010—2019 年省市 级面板数据研究发现,财政分权对政府医疗卫生 支出起到负向激励作用[31],医疗卫生支出与社 会保障支出同属公共服务支出,也可以从侧面印 证上述分析。

三是当经济体迈人高收入阶段时,要素禀赋结构水平进一步上升,表现为资本十分充裕、劳动力稀缺但人力资本水平高。该要素禀赋结构水平所决定的具有比较优势的产业以高新技术产业和现代服务业为主,政府的理性选择自然是扶持该类产业的发展。然而,高新技术产业和现代服务业的发展需要大量的高端人才,地方政府为了吸引高层次人才落户,将通过增加社会保障投入的方式提高地区社会保障水平,增强地区吸引力。此外,随着经济发展水平的提高,公民的社会福利诉求也不断提高,各类

能够反映居民合理诉求的渠道也在不断完善,这将促使地方政府财政支出做出一定的反应。那么,在经济体的高收入阶段,地方政府财政自主权的提升将带来社会保障支出的增加,并且随着"民生"成为政府的治理目标之一,这种增加的趋势将长期延续。因此,该阶段财政分权的"收入效应"占据主导地位,财政分权度的提升有利于社会保障支出水平的提升。已有研究证实,在东部发达地区,财政分权度的提升对社会保障支出的促进作用远大于中西部地区[32],这恰恰表明,经济发展程度越高,财政分权对社会保障的正向"收入效应"也就越强。

因此,财政分权度的提高对政府社会保障 支出的影响取决于"替代效应"和"收入效应" 的大小。当正向"收入效应"大于负向"替代效 应"时,财政分权则有利于社会保障支出水平 的增加;当负向"替代效应"大于正向"收入效 应"时,财政分权则不利于社会保障支出水平 的提升。由上述分析可知,"收入效应"和"替 代效应"的大小与经济体所处的发展阶段紧密 相关。在样本期内,除少数东部发达地区外,我 国广阔的中西部以及东北地区仍处于中等收入 水平,由此预估我国全国样本财政分权对社会 保障支出的影响仍以负向"替代效应"为主。

基于以上理论分析,可提出如下假设:

假设1 样本期内,负向"替代效应"占主导,财政分权不利于社会保障支出水平的提升。

假设2 在不同的经济发展阶段,财政分权对社会保障支出水平的影响不同。随着经济的持续发展,在正向"收入效应"的作用下这种负向作用将逐渐减弱。

三、研究设计

1. 模型设定

(1) 基准模型

如前所述,样本期内我国财政分权对社会保障的影响将以负向作用为主,为检验这一假设,下面将基于我国省级面板数据检验财政分权与社会保障支出水平的关系,构建基准模型(1);同时,为检验经济发展阶段变迁对财政分权作用的影响,构建模型(2),如下:

 $SC_{ii} = \alpha_0 + \alpha_1 FD_{ii} + X_{ii}\beta + \gamma_i + \delta_i + \varepsilon_{ii} \quad (1)$

$$SC_{ii} = \alpha_0 + \alpha_2 FD_{ii} + \alpha_3 FD_{ii} \times GDP_{ii} + X_{ii}\beta + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{ii}$$
 (2)

式中: SC_u 为 i省份第 t年的财政社会保障支出 水平, FD_u 为 i 省份第 t 年的财政分权度。根据 理论分析可知,式(1)中估计系数 α_1 预估为负, 式(2)中 α_2 将随着经济发展阶段的变化而不 同:经济体处于中等收入阶段,财政分权不利于 社会保障支出水平的提升时,此时 α ,为负;经 济体进入高收入阶段,财政分权对社会保障支 出水平的提升将产生积极影响,此时 α_2 为正。 由于样本期内我国主要处于中等收入经济体, 理论预估 α ,为负。 GDP_{ii} 表示 i 省份第 t 年的经 济发展水平; α_3 $FD_u \times GDP_u$ 表示财政分权度与 经济发展水平对财政社会保障支出水平的交互 效应,理论预估 α ,为正,表示经济发展水平越 高,财政分权对社会保障支出水平的负向"替 代效应"就越弱。 X_{ii} 表示一系列影响社会保障 支出水平的控制变量; γ_i 和 δ_i 分别表示个体和 时间固定效应; ε_{μ} 为随机干扰项。

(2)模型的动态性

作为一种制度安排,财政分权从制定到落实具有一定的时间跨度,往往是以年度为周期,因而其对社会保障支出水平的影响也具有一定有"滞后效应"。为了识别这种滞后性,参考已有研究^[33],建立如下动态调整模型:

$$SC_{ii}^{e} = \alpha + \varphi Z_{ii} + \varepsilon_{ii}$$
 (3)

式中: SC_u^e 表示社会保障支出的期望水平, Z_u 表示由外生解释变量构成的向量,包含财政分权度和经济发展水平。理论上, SC_u^e 应当等于在给定外生变量 Z_u 的情况下的最优社会保障支出水平,但是由于财政分权对社会保障支出水平的滞后性,社会保障支出的期望水平无法在短期内实现,需要逐步调整以接近期望值,因此,可推出以下关系:

 $SC_{ii} - SC_{i,t-1} = (1-\tau)(SC_{ii}^e - SC_{i,t-1})$ (4) 式中: $(1-\tau)(0<\tau<1)$ 表示实际社会保障支出水平过渡到期望社会保障支出水平的调整系数,其数值与调整速度成正比,当 τ 值为零时,达到完全调整状态,实际水平与期望水平相等;当 $1-\tau=0$ 时,表示当前社会保障支出水平与前一期社会保障支出水平相等,当期社会保障支出水平未发生变化,调整程度为0。将式(3)代

入式(4)可得:

$$SC_{ii} = \alpha^* + \tau SC_{i,t-1} + \varphi^* Z_{ii} + \varepsilon_{ii}^* \quad (5)$$
其中
$$\alpha^* = (1 - \tau)\alpha \qquad \varphi^* = (1 - \tau)\varphi$$

$$\varepsilon_{ii}^* = (1 - \tau) \varepsilon_{ii}$$

式中: φ^* 为短期乘数,反映了短期内解释变量 Z_u 对社会保障支出水平的影响; φ 为长期乘数,表示外生解释变量 Z_u 对社会保障支出水平的长期影响; τ 为滞后乘数,表示的是滞后效应的大小,即 t-1 期社会保障支出水平对 t 期社会保障支出水平的影响。因此,以式(5)为基础,通过构建动态面来检验社会保障支出水平的动态性。

2. 变量及数据说明

对于解释变量社会保障支出水平的测度, 学界主要使用两种方式:社会保障支出占 GDP 的比重、社会保障支出占财政支出的比重[34]。 由于财政分权度直接关切地方政府财政收支情 况,为更好地验证理论分析,选择通过社会保障 支出占财政支出的比重来衡量社会保障支出水 平。同时,如前所述,财政分权的测量指标主要 有财政收入分权、财政支出分权及财政自主度, 前两个指标主要通过"省级财政预算内收入 (支出)占中央本级或全国财政预算内收入(支 出)的比重"来表示,后一个指标通过"省本级 财政预算内收入占省本级财政预算内总支出的 比重"来描述[35]。由于使用不同的财政分权测 量指标会影响最终的实证结果,在实证过程中 运用财政自主度 (FD_{α}) 、财政收入分权 (FD_{α}) 两个指标进行检验,以对二者关系有一个较为 全面的把握。此外,调节变量"经济发展水平" 使用各省级行政单位历年地区实际人均生产总 值来衡量。

同时,借鉴其他关于社会保障支出水平的研究,选取一系列控制变量:人均实际GDP(GDP),取1998年不变价;产业结构水平(IS),用第三产业增加值占第二产业增加值比重衡量;城镇化水平(URBAN),用城镇人口占总人口比重度量;财政收入水平(FI),财政收入的绝对数,已调整至1998年不变价;地区人口总量(POP),取各地区年末人口数;财政赤字水平(DEF),以财政赤字占财政收入的比重为指标;其中,人均实际GDP、财政收入水平及地区人口总量在实证过程中取对数。基于数据

的可得性与完备性,包含除西藏及港澳台地区外的30个省级行政单位1998—2020年的相关数据,数据来源于《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》及各省级统计年鉴。

四、实证结果与分析

1. 基准回归结果

表 1 主要针对研究假设 1 进行实证检验, 第(1)至(3)列是使用财政自主度(FD_a)作为财政分权的测量指标的回归结果。列(1)显示,财政分权估计系数显著为负,说明样本期内

财政分权度提升不利于社会保障支出的增加。为降低遗漏变量的影响,提高估计结果稳健性,列(2)和列(3)分别加入控制变量和运用固定效应模型进行估计,结果均在1%的水平上显著为负,假设1得到验证。进一步地,考虑到财政分权测量指标的多样性,采用财政收入分权(FD₁)作为财政分权的测量指标,进行类似的系列估计,结果如列(4)至列(6)所示,依然符合理论预期,进一步验证了假设1。

2. 经济发展阶段探讨

表2报告了随着经济发展阶段变迁,财政

表 1 基准回归结果

变量 -	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	FE	OLS	OLS	FE
FD_a	-0. 116 ***	-0. 266 ***	-0. 157 ***			
	(0.00673)	(0.0160)	(0.0382)			
FD_I				-0.029 3 ***	-0.052 0 ***	-0.0707***
				(0.002 10)	(0.005 07)	(0.0139)
控制变量	未控制	已控制	已控制	未控制	已控制	已控制
时间效应	未控制	未控制	已控制	未控制	未控制	已控制
地区效应	未控制	未控制	已控制	未控制	未控制	已控制
_cons	0. 191 ***	-0.0316	0.0924	0. 149 ***	0. 504 ***	0. 631
	(0.003 93)	(0.0941)	(0.498)	(0.00201)	(0.0976)	(0.459)
N	690	690	690	690	690	690
R^2	0. 270	0.390	0. 574	0. 139	0. 258	0. 584

注:括号内为聚类稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著(下同)。

表 2 经济发展阶段探讨

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
文里	OLS	RE	FE	FE	FE	
FD_a	-0. 404 ***	-1. 230 ***	-0. 977 ***	-1. 481 ***	-0. 977 ***	
ΓD_a	(0.119)	(0.222)	(0.236)	(0.247)	(0.236)	
$GDP \times FD_{a}$	0.0148	0. 101 ***	0. 087 3 ***	0. 129 ***	0. 087 3 ***	
$ODI \times ID_a$	(0.0119)	(0.0221)	(0.0243)	(0.0247)	(0.0243)	
GDP	0.00924	-0. 001 06	-0.0132	-0.00747	-0.0132	
GDI	(0.00864)	(0.0168)	(0.0312)	(0.0169)	(0.0312)	
IS	0. 006 53 ***	0. 014 1 ***	0. 020 2 **	0. 017 1 ***	0. 020 2 **	
15	(0.00202)	(0.00546)	(0.00974)	(0.00616)	(0.00974)	
URRAN	0. 093 2 **	-0. 001 68	0.00498	0.000879	0. 004 98	
URBAN	(0.0362)	(0.0251)	(0.0186)	(0.0240)	(0.0186)	
FI	-0. 016 2 **	-0. 038 2 ***	-0. 040 5 ***	-0. 044 4 ***	-0. 040 5 ***	
r i	(0.00662)	(0.0110)	(0.0136)	(0.0114)	(0.0136)	
POP	0. 0169 **	0. 0364 ***	-0.0198	0. 004 58	-0.0198	
101	(0.00732)	(0.0132)	(0.0431)	(0.0338)	(0.0431)	
DEF	-0. 175 ***	-0. 018 2	0.0143	0. 045 1	0.0143	
DEF	(0.0448)	(0.0503)	(0.0491)	(0.0645)	(0.0491)	
时间效应	未控制	未控制	已控制	未控制	已控制	
地区效应	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制	
_cons	0.116	0. 221	0.675	0. 565 *	0. 675	
_cons	(0.0814)	(0.150)	(0.577)	(0.329)	(0.577)	
N	690	690	690	690	690	
R^2	0.388	0. 426	0.605	0. 433	0.605	

分权对社会保障影响的变化。以财政自主度 (FD_a)作为财政分权的测量指标,加入财政分 权与经济发展水平的交互项之后得到系列结 果。列(1)是普通最小二乘估计,财政自主度 分权估计系数显著为负,控制一系列影响社会 保障支出水平的其他因素后,结果依然稳健,表 明财政分权对社会保障支出水平的负向"替代 效应"占据主导。列(2)采用随机效应模型估 计,发现财政分权对社会保障支出水平的负面 作用仍然显著,并且财政分权的估计系数绝对 值有所上升。进一步地,为了减少遗漏变量对 模型估计的损害,列(3)至列(5)采用固定效应 模型逐步控制时间效应和地区效应,财政自主 度的估计系数始终显著为负.结果十分稳健。 此外,在使用随机效应及固定效应模型后,经济 发展水平与社会保障支出水平的交互项系数持 续显著为正。以上结果表明,在样本时段内,我 国整体上仍处于中等收入经济体,财政分权度 越高,对社会保障支出水平的负面影响就越强, 并且,在该时段内,财政分权对社会保障支出水 平的负面作用将随着经济发展水平的提升而削 弱,假设2得以初步验证。经过 Hausman 检 验,结果显示固定效应更符合模型,为了增强模 型估计的准确性, 选择固定效应模型, 即列(5) 为基准,展开后续分析。

接下来,以列(5)为基础,简要讨论控制变量的估计结果:人均 GDP 对社会保障支出水平的影响不显著,原因在于人均 GDP 很大程度上代表了经济发展水平,而经济发展水平与社会

保障之间可能存在非线性关系;产业结构水平对社会保障支出水平呈显著的正向影响,主要是因为服务业可以吸纳较多就业,工资水平也较高,从而增加了政府的与就业相关的社会保障支出;城镇化水平对社会保障支出水平系数为正但不显著,可能是因为在城镇化进程的前中期,城市基础设施建设才是主基调,社会保障等民生支出相对被忽视,导致系数不显著;财政收入对社会保障支出水平呈显著的负向影响,可能是因为样本时段内,政府总体更加重视经济发展,财政收入越高,政府越倾向于把资金投入到生产领域,也从侧面印证了文中所述的"替代效应";而人口和财政赤字均不显著。

3. 内生性与动态性探讨

模型的内生性处理以及动态性探讨结果如表3所示。列(1)为将财政分权度的滞后一期及滞后二期作为工具变量,进行2SLS估计的结果发现,财政分权对社会保障支出水平的影响与基准回归并无二致,表明内生性问题的估计结果影响较小。列(2)采用广义矩估计,结果显示与2SLS估计基本一致,表明异方差问题不明显。根据实证结果可以看出,以被解释变量的滞后项作为工具变量不存在过度识别问题,较为合理。此外,为进一步减少模型的动态性和遗漏变量对估计结果准确性的损害,在列(3)至列(5)的估计中引入社会保障支出水平的滞后项,分别采用动态OLS、动态FE以及动态SYS-GMM估计可以发现,动态OLS模型中解释变量的滞后项估计系数最高,固定效应模

1,7 E 3,900 E E 2						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
文里	IV-2SLS	IV-GMM	动态 OLS	动态 FE	两步 SYS-GMM	
L. SC			0. 824 ***	0. 552 ***	0. 797 ***	
L. SC			(0.03)	(0.05)	(0.06)	
FD_a	-1. 041 ***	-1. 022 ***	-0. 023	-0. 592 ***	-1.117	
ΓD_a	(0.18)	(0.18)	(0.08)	(0.12)	(0.09)	
$GDP \times FD_{\alpha}$	0. 094 ***	0. 091 ***	-0.003	0. 056 ***	0.005	
$ODI \land ID_a$	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	
时间效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	
地区效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	
		0. 447 *	-0. 142 ***	0. 177	-0. 181 **	
_cons		(0.32)	(0.06)	(0.31)	(0.07)	
N	630	630	660	660	660	
R^2	0.449	0. 826	0. 838	0. 683		

表 3 内生性与动态性检验

型中解释变量滞后项的估计系数最低, SYS-GMM 模型中解释变量滞后项的估计系数处于二者之间,并且 3 个模型估计结果均显著。那么,根据前人提出的判断原则:动态面板模型估计系数的真实值的合理区间由 OLS 的估计系数与固定效应模型的估计系数组成^[36], SYS-GMM 模型的被解释变量滞后项的估计系数处于真实值合理区间内,表明估计结果有效。在此基础上,观察财政分权度的估计系数,发现基准模型固定效应的动态估计中,其估计系数仍显著为负,结果表明,在综合考虑模型的内生性及动态性之后,理论假说仍体现出较强的稳健性。

4. 稳健性检验

进一步地,对实证结果进行稳健性探讨(表4)。考虑到社会保障支出水平的变化可能存在滞后性,采用财政自主度滞后一期作为解释变量。回归结果如列(1)显示,财政自主度滞后一期对社会保障支出水平呈显著的负向作用,经济发展水平与财政自主度分权滞后一期的交互作用显著为正,与基准回归结果一致。同时,通过更换被解释变量社会保障支出水平的测量指标进行检验,列(2)使用的是实际社会保障支出的估计结果,列(3)是使用实际人均社会保障支出的估计结果,无论是解释变量

表 4 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	解释变量	实际社会	实际人均社	财政收入
	滞后一期	保障支出	会保障支出	分权
L. FD _a	-1. 018 ***			
za z z a	(0.21)			
L. GDP×FD _a	0. 097 ***			
a	(0.02)			
FD_a		-8. 905 ***	-8. 905 ***	
$^{1}D_{a}$		(2.453)	(2.453)	
$GDP \times FD_{\alpha}$		0. 857 ***	0. 857 ***	
obi ni ba		(0.264)	(0.264)	
FD_I				-0. 265 ***
				(0.08)
$GDP \times FD_{T}$				0. 019 **
				(0.01)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
时间效应	已控制	已控制	已控制	已控制
地区效应	已控制	已控制	已控制	已控制
cons	0.655	0.304	9. 514 **	0. 982 *
_cons	(0.60)	(4.392)	(4.392)	(0.56)
N	660	690	690	690
R^2	0.500	0. 983	0. 981	0. 573

还是交互项,结果均与基准回归保持一致,证明 了结论具有稳健性。此外,由于使用不同的财 政分权测量指标会影响实证结果,列(4)中,使 用财政收入分权作为核心解释变量,发现其回 归结果与基准回归结果基本一致,财政收入分 权与经济发展交互项回归结果亦是如此。总 之,通过更换核心解释变量可以发现,上述结论 仍然成立。

5. 异质性探讨

随后,由于发展阶段的不同与产业结构水 平紧密相连,借鉴已有研究,根据产业分工的不 同将全国划分为上游省、市、自治区,下游省、 市、自治区和三省一市[37-38]①。表5的列(1)至 列(3)为上述3个不同产业层次的省份分组回 归结果,可以发现,"上游省份"的财政分权度 系数为负但不显著,与经济发展的交互作用也 不显著:"下游省份"的财政分权度系数显著为 负,与经济发展交互作用显著为正;"三省一 市"的财政分权度系数虽不显著,但系数已经 由负转变为正,交互项系数也与主回归相反,显 著为负。此外,考虑到我国区域经济发展不平 衡的特征显著,列(4)至列(6)为按地理区域划 为东部、中部和西部②的分样本回归结果,不难 发现,中部和西部回归结果显著为负,与全样本 结果保持一致;东部地区则不显著,原因在于东 部地区经济发展水平相对更高,财政分权对社会 保障支出的正向"收入效应"逐渐抵消负向"替 代效应"。

综上所述,异质性实证结果符合理论预期: 一方面,就上下游省份以及中西部地区而言,除少数省份外,经济发展水平整体属于中等收入阶段,该阶段财政分权对社会保障支出水平以负向的"替代效应"为主效应,因而实证结果与主回归基本一致;"上游省份"财政分权系数为负但不显著,可能的原因是该类地区多以中西

①上游省、市、自治区:河北、山西、内蒙古、云南、贵州、宁夏、甘肃、青海、新疆、辽宁;下游省、市、自治区:北京、吉林、四川、天津、安徽、山东、广西、江西、河南、海南、湖北、湖南、福建、重庆、陕西、黑龙江;三省一市:广东、江苏、浙江、上海。

②东部地区:北京、天津、河北、上海、浙江、江苏、福建、辽宁、山东、广东、海南;中部地区:河南、山西、湖南、湖北、江西、安徽、吉林、黑龙江;西部地区:四川、重庆、贵州、云南、广西、陕西、青海、甘肃、新疆、宁夏、内蒙古。

+ -	
表 5	异质性探讨

) . H	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)
变量 -	上游省、市、自治区	下游省、市、自治[区 三省一市		东部	中部	西部
FD_a	-0.774	-0. 906 ***	1. 449		-0. 159	-1. 797 **	-1. 147 **
ΓD_a	(1.10)	(0.30)	(0.68)		(0.436)	(0.534)	(0.498)
$GDP \times FD_a$	0.062	0. 078 **	-0. 231 *		0.0102	0. 177 **	0. 107 *
$GDI \times ID_a$	(0.12)	(0.03)	(0.07)		(0.0397)	(0.0549)	(0.0515)
控制变量	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制
时间效应	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制
地区效应	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制
_cons	0. 636	0. 339	3.322		0. 105	-0.0333	0. 219 ***
	(0.97)	(0.80)	(2.65)		(0.0694)	(0.856)	(0.0458)
N	230	368	92	253	184	4	253
R^2	0.512	0. 720	0. 787	0. 524	0.8	16	0.516

部省份为主,其财政分权对政府各类行为的相 对价格的影响受到中央对财政高额转移支付的 干扰,导致财政分权系数不显著。另一方面, "三省一市"地区经济发展水平高,已经逐渐迈 入高收入阶段,因而财政分权对社会保障支出 水平的正向"收入效应"愈发显著,主效应逐渐 转向"收入效应",所以该地区财政分权的系数 由负转变为正,意味着财政分权度的提高有利 于社会保障支出水平的提升,但由于该地区并 未完全跨入高收入阶段,所以结果并不显著;但 财政分权与经济发展的交互项却显著为负,这 说明在高收入阶段,经济发展水平的提升可能 会导致财政分权对社会保障支出水平的影响由 正向转变为负向,东部地区的回归结果也呈现 出类似的趋势,这值得在样本更加充足的情况 下进行进一步的探讨。

五、结论与建议

自改革开放以来,我国就开启了财政分权 改革,推动了我国经济长达 40 余年的中高速增 长,但社会保障等公共服务建设却一度滞后于 经济发展水平,这与财政分权的实施不无关系。 既有关于二者关系的研究无法提供一个逻辑一 致的解释,有鉴于此,基于新结构经济学的理 论,从要素禀赋结构决定最优生产结构、上层制 度安排内生于生产结构的底层逻辑出发,以理 性政府为主体,初步重构了财政分权与社会保 障支出水平的理论分析框架:财政分权对社会 保障支出水平的影响取决于其"替代效应"和 "收入效应"的大小,一般情况下,在经济发展 的前中期阶段,财政分权对社会保障支出水平 的负向"替代效应"占主导地位,到经济发展的后期阶段,在正向"收入效应"的作用下,财政分权对社会保障的负向作用将逐渐减弱。进一步地,借助我国 1998—2020 年的省级面板数据,对经济发展前中期阶段财政分权对社会保障以负向"替代效应"为主进行实证检验,经过内生性、动态性、稳健性以及异质性处理后实证结果依然稳健地支持这一假说;并且,在区域异质性分析中,初步验证了高收入地区财政分权对社会保障的负向"替代效应"将逐渐被正向"收入效应"所抵消。

从上述结论出发,提出如下建议:第一,坚 持财政分权改革,提高财政分权度。尽管样本 期内财政分权对社会保障支出水平的提升起负 向作用,这种负面作用只是阶段性的,不能因此 而否定财政分权改革。并且,随着我国进入新 时代,逐渐由中等收入经济体迈向高收入经济 体,财政分权对社会保障支出的作用将逐渐转 为正向,需要逐步提高财政分权度,使得地方政 府的自主性和信息优势可以充分发挥。第二, 优化地方政府政绩考核体系,加强"民生"指标 的考核权重。随着我国由中等收入经济体迈向 高收入经济体,相应的政绩考核指标也要进行 改变,以推动地方政府的约束条件和治理目标 的变迁,促使其强化社会保障投入。但仍要注 意,社会保障支出水平要与地区要素禀赋水平 相适宜。虽然财政分权度的不同能够改变政府 社会保障投入的机会成本,但是社会保障等公 共服务的供给本质上是内生于要素禀赋水平。 因此,随着地区要素禀赋水平的变迁,社会保障 支出水平必然经历一个由低到高的过程,并逐

步稳定收敛。第三,扶持由要素禀赋结构决定的最优产业结构以提升地区禀赋水平,尤其是产业发展相对落后的"上游省份",可以充分发挥"后来者优势",加快引进、消化、吸收符合要素禀赋结构的技术及产业,尽快提升经济发展水平,这是提高社会保障支出水平的根本途径。

参考文献:

- [1] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[M]. 北京:人民出版社,2022.
- [2] 黄国平. 财政分权、城市化与地方财政支出结构 失衡的实证分析——以东中西部六省为例[J]. 宏观经济研究,2013(7):70-77.
- [3] 谢芬,肖育才.财政分权、地方政府行为与基本公共服务均等化[J].财政研究,2013(11);2-6.
- [4] 王珺红,张磊. 财政分权、公众偏好与社会保障支出——基于省际面板数据的实证研究[J]. 财贸研究,2013,24(4):100-109.
- [5] 王询,孟望生,张为杰. 财政分权、晋升激励与民生公共品偏向——基于全国省级面板数据的实证研究[J]. 云南财经大学学报,2013,29(4):30-38.
- [6] 李永友,陈安琪,曹畅. 分权时序与地方财政支出结构——基于中国省级权力下放实践的经验分析[J]. 财政研究,2021(7):53-65.
- [7] 袁月. 财政支出分权、社会保障与多维相对贫困 [J]. 公共财政研究,2022(3):43-63.
- [8] 李森,孔振焕,王俊燕. 中国财政分权特征及其对 地方性公共产品供给结构的影响[J]. 宏观经济 研究,2020(3);19-31.
- [9] 赵彤. 供需视角下的政府社会保障支出及其影响 因素分析[J]. 经济问题探索,2018(5):17-24.
- [10] 田时中. 中国式财政分权抑制了政府公共服务供给吗? [J]. 西南民族大学学报(人文社科版), 2020,41(6):119-130.
- [11] 闫坤,黄潇.中国式分权、财政纵向失衡与基本公共服务供给研究[J]. 经济学动态, 2022(12): 37-50.
- [12] 妥宏武,杨燕绥. 地方政府竞争动力与养老保险 缴费负担[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2020,22(5);32-41.
- [13] 医小平,赵丹. 县级基本公共服务供给与财政分权体制的关系研究——以江西省为例[J]. 当代

- 财经,2015(7):24-34.
- [14] 刘欢,张晨. 财政分权和人口流动对地方软公共品供给的影响[J]. 城市问题,2018(6):73-79.
- [15] 李拓,李斌,余曼. 财政分权、户籍管制与基本公共服务供给——基于公共服务分类视角的动态空间计量检验[J]. 统计研究,2016,33(8):80-88
- [16] 袁月,吴廷帅. 财政分权与社会保障投入产出效率研究[J]. 财政科学,2020(2):45-60.
- [17] 包健,尉喆雅. 财政分权、政府竞争与基本公共服务供给[J]. 财经理论研究,2020(6):28-36.
- [18] 郭平,周洁.财政分权、社会保障支出与城乡居民收入差距的实证分析[J].财经理论与实践,2016,37(5);88-93.
- [19] 陈黎明,刘悦,龙灵芝,等. 财政分权对民生福祉的影响研究——基于中国面板数据的实证检验 [J]. 湖南大学学报(社会科学版),2023,37(1):66-77.
- [20] 刘君. 财政分权、经济开放与政府的建设及社保支出——以河南省城市面板数据为例[J]. 经济问题,2013(3):37-41.
- [21] 刘玮玮. 财政分权、资源禀赋与公共服务供给 [J]. 技术经济与管理研究,2022(1):79-83.
- [22] HAYEK F A. The use of knowledge in society [J].

 The American Economic Review, 1945, 35(4):519530.
- [23] TIEBOUT C M. A pure theory of local expenditures [J]. Journal of Political Economy, 1956, 64(5): 416-424.
- [24] 张弓长. 我国农村社会保障供给不足的成因解析与对策——基于分税制改革的视角[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版),2008(1):128-131.
- [25] 龚璞,杨永恒. 财政分权、政府规模与公共服务成本效益——基于 2002—2012 年省级面板数据的实证分析[J]. 公共行政评论,2017,10(5):144-170.
- [26] 刘舫,郑洁,李红勋. 财政分权与环境治理:新结构经济学视角的理论初探[J]. 经济问题探索, 2022(8):94-105.
- [27] 胡锦涛. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为夺取全面建设小康社会新胜利而奋斗——在中国共产党第十七次全国代表大会上的报告[J]. 求是,2007(21);3-22.
- [28] 盛若蔚. 建设一支宏大高素质干部队伍 确保党 始终成为坚强领导核心[N]. 人民日报,2013-06-30.

- [29] 周飞舟. 生财有道:土地开发和转让中的政府和农民[J]. 社会学研究,2007(1):49-82.
- [30] 侯日云,蒲晓红. 历史视野下的社会保障: 概念分歧与规范化[J]. 理论月刊,2021(8):65-76.
- [31] 朱凤梅,朱恒鹏. 财政分权、卫生支出与医疗资源 配置——基于2010—2019 年中国省市两级面板 数据的分析[J]. 当代经济研究,2022(6):104-118.
- [32] 严雅娜,张山. 社会保障地区差距测度和影响因素的实证分析——基于 2004—2013 年省级面板数据[J]. 经济问题,2016(10);114-120.
- [33] BLOOM D E, CANNING D, MANSFIELD R, et al. Demographic change, social security systems, and savings [J]. Journal of Monetary Economics, 2007,54(1):92-114.

- [34] 王晓丽. 社会保障支出与区域经济发展差异的门槛效应关系研究[J]. 商业经济研究,2017(10): 114-116.
- [35] 陈硕,高琳. 央地关系:财政分权度量及作用机制再评估[J]. 管理世界,2012(6):43-59.
- [36] ROODMAN D. How to do xtabond2; an introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata[J]. The Stata Journal, 2009, 9(1); 86-136.
- [37] 杨红丽,刘志阔,陈钊. 中国经济的减速与分化: 周期性波动还是结构性矛盾? [J]. 管理世界, 2020,36(7):29-41.
- [38] 严海宁,张高菲,赵秋运.工业赶超与医疗保障水平——基于新结构经济学的理论与实证研究 [J]. 江西财经大学学报,2023(3):57-70.

(收稿日期:2022-12-05 编辑:高虹)

Fiscal Decentralization and Social Security: A New Structural Economic Perspective/ZHAO Qiuyun¹, LIU Tangsen², LIU Zhenhai³ (1. Institute of New Structural Economics, Peking University, Beijing 100871, China; 2. School of Philosophy and Sociology, Jilin University, Changchun 130012; 3. Institute of Aviation Development, Nanchnag Hangkong University, Nanchnag 330063, China)

Abstract: Chinese-style modernization that takes the path of peaceful development needs the support of an effective social security system, and social security is closely related to the arrangement of the fiscal system. Among them, fiscal decentralization is an important factor affecting the level of social security expenditure, but there is no consensus in the literature on the specific relationship between the two. After constructing a theoretical framework from the perspective of new structural economics, it is found that the impact of fiscal decentralization on the level of social security expenditure depends on the size and direction of the "income effect" and the "substitution effect", and these two effects are related to the stage of economic development. Therefore, the theoretical hypothesis is proposed. At this stage, China' s fiscal decentralization has a significant negative impact on the level of social security expenditure, but this impact will weaken with the improvement of economic development level. Subsequently, based on the provincial panel data in China from 1998 to 2020, the double fixed-effect model was used for empirical testing, and the results confirmed the above theoretical hypothesis. After endogeneity, dynamism and robustness tests, the conclusion is still robust. In addition, considering the differences caused by industrial division of labor, the upstream provinces of the industry are affected by central transfer payments, and fiscal decentralization has less negative impact on social security expenditure. The results of the downstream provinces are consistent with the regression of the whole sample. "Three provinces and one city" are in the transition stage of medium and high income, and the negative effect is not significant. Further, considering regional differences in development levels, fiscal decentralization in the central and western regions has a negative impact on social security expenditures, while the eastern regions have less significant impact due to higher income levels. Based on this, we must persist in promoting fiscal reform and improve the degree of fiscal decentralization, optimize the performance appraisal system of local governments, and appropriately increase the assessment weight of "people's livelihood" indicators.

Key words: fiscal decentralization; social security; development stage; new structural economics