

非税自主权与部门结构升级： “竭泽而渔”还是“细水长流”？

姚鹏^{1,2}, 马志达¹

(1. 曲阜师范大学 经济学院, 山东 日照 276826; 2. 山东大学 经济学院, 山东 济南 250100)

摘要: 作为国家财政收入支柱之一, 非税收入拥有高度自主性特征, 是实现国家治理的重要基础。地方政府利用非税自主权参与国民收入初次分配和再分配, 实现资源要素在各个部门间合理配置, 推动部门结构升级。文章利用 2011—2019 年 292 个地级市的面板数据, 分析非税自主权对部门结构升级的影响。进一步以非税比重为门限变量, 运用面板门限效应模型进行实证研究。实证结果表明: (1) 非税自主权显著促进了部门结构合理化和高级化水平, 推动了部门结构升级; (2) 非税自主权与部门结构合理化和高级化之间呈现倒“U”形关系, 这表明只有将地方非税自主权控制在合理边界内, 才能“细水长流”; (3) 门限效应检验显示, 非税自主权与部门结构升级之间存在显著的非税比重的门限效应。(4) 机制分析表明, 非税自主权的提升提高了技术创新水平和资源配置效率, 从而推动部门结构升级。文章的研究有利于更加全面地理解非税收入及其自主权的作用, 进而为非税收入制度改革和部门结构优化提供经验支持。

关键词: 非税自主权; 部门结构升级; 部门结构高级化; 部门结构合理化; 门限效应

中图分类号: F812.43 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2022)09-0124-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20220518.401

一、引言

“十四五”规划明确提出“要加强财政资源的统筹能力”。而非税收入是重要的财政资源, 是地方政府参与国民收入初次分配和再分配的一种形式, 是新时期开展经济建设和实现经济转轨的重要保障(李谭君和何荣宣, 2016)。合理统筹利用非税收入, 对提高国家财政自主能力具有重要意义(吕炜, 2021)。现今学术界对非税收入概念的理解存在一定差异。从广义的概念上看, 部分学者将非税收入定义为地方政府获得的除税收收入以外的一切合法收入, 虽然这一定义能够更好地反映财政收入中除去税后所有收入的情况, 但从中国地方政府管理的实际来看, 非税收入并不包括地方政府债务收入、社保基金收入、群团组织的会费^①等收入(苑广睿, 2007)。从狭义的概念出发, 部分学者认为非税收入是一种特别的税收收入, 是政府对其提供的管理或服

收稿日期: 2022-02-11

基金项目: 山东省高等学校青年创新团队发展计划(2021RW008); 山东省自然科学基金青年项目(ZR2021QG048); 中国博士后科学基金第 67 批面上项目(2020M672032)

作者简介: 姚鹏(1986—), 男, 山东济南人, 曲阜师范大学经济学院副教授, 山东大学经济学院应用经济学博士后科研流动站博士后;

马志达(1996—)(通讯作者), 男, 河北唐山人, 曲阜师范大学经济学院硕士研究生。

^① 群团组织会费包括工会经费、党费、团费等。

务收取的费用。具体来看,狭义的非税收入仅包括一般公共预算收入内的以行政事业收费、罚没收入等形式存在的非税收入(赵仁杰和范子英,2021),但从全国非税收入数据来看,狭义非税收入仅占非税总收入的30%左右,^①因而仅从狭义的概念入手探究非税收入的影响,其效果难以区分是受到财政相关因素影响还是统计口径变化的影响(谷成和潘小雨,2020)。另外,部分学者还借鉴了《政府非税收入管理办法》中对非税收入的界定,^②将非税收入具体划分为一般公共预算内非税收入、政府性基金收入和国有资本经营预算收入三部分,这个划分显然更加符合中国政府管理的现实(郭月梅和欧阳洁,2017)。

由于之前政府预算未包括非税收入,直至2011年才全部纳入预算管理,而地方政府在非税收入的立项、征收、管理等权限上仍然拥有较大的自主权(简称“非税自主权”)。^③如图1所示,随着非税收入的总体规模持续性增长,虽然其在财政收入中的比重(以下简称“非税比重”)^④一直在40%左右波动,没有打破非税收入占辅助地位的共识,但也没有实证研究证明该比例的优劣(李谭君和何荣宣,2016),使得非税收入的作用和合理性在学术界存在争议。

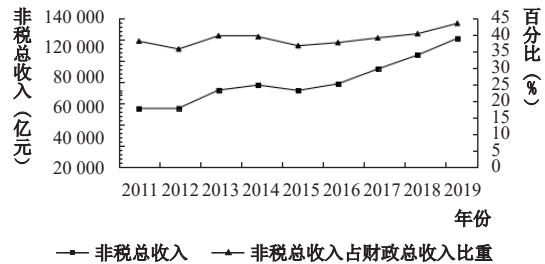


图1 全国非税总收入及其占财政收入的比重

一部分学者认为非税自主权所带来的非税收入扩张是“竭泽而渔”的行为,增加了企业和居民的非税负担,不利于本地区经济发展(江飞涛等,2012)。但相关研究所利用的非税收入仅来自一般公共预算,如行政性事业收费,这类非税收入仅占非税总收入的30%左右,不足以代表非税收入整体,并不能否定非税自主权在财政收入中的作用(谷成和潘小雨,2020)。另一部分学者则认为非税自主权能够充分调动各级地方政府积极性,为地方开展基础设施建设和公共服务提供资金支持,从而促进社会经济协调发展(王佳杰等,2014)。但是这部分文献未关注到非税自主权在地方政府参与国民收入初次分配和再分配中的具体作用。地方政府作为资源所有权人和宏观经济管理者,可以利用非税自主权在国民收入初次分配中获得非税收入,并通过差异化非税税负,向市场主体释放信号,引导资源要素向急需发展的部门流动,从而间接对部门结构升级产生影响(童锦治等,2013)。另外,地方政府可以利用非税自主权对非税收入进行再配置,并依据产业政策,有倾向地投资相关产业部门,从而直接影响部门结构升级(李波和张胜利,2021)。但现有文献缺乏关于非税自主权影响部门结构升级的直接证据。那么,拥有高度自主权的非税收入是否能够推动部门结构升级?在不同非税比重下,非税自主权对部门结构升级的影响是否存在差异?针对上述问题进行探讨,对于正确认识非税收入,开展非税收入制度改革,实现国家治理现代化以及推动我国部门结构升级具有重要的理论与现实意义。

因此,本文根据地方政府公布的预决算报告,手动整理了2011—2019年间的非税数据,研究了非税自主权对部门结构升级的影响。并在基准回归的基础上,进一步以非税比重为门限变量,

① 资料来源:全国的非税数据均来自国家统计局网站和财政部在历年两会期间所做的报告。

② 《政府非税收入管理办法》中将非税收入定义为“除税收以外,由各级国家机关、事业单位、代行政府职能的社会团体及其他组织依法利用国家权力、政府信誉、国有资源(资产)所有者权益等取得的各项收入”,本文接下来的分析所提到的非税收入均以此概念来界定。

③ 非税收入自主权=地方实际非税收入/地方预期非税收入。非税收入自主权简称“非税自主权”。

④ 非税比重=非税总收入/地方财政总收入。其与非税自主权的区别:非税自主权衡量的是地方政府在非税收入征管方面的权限,非税比重衡量的是非税收入的相对规模和负担水平。

运用面板门限效应模型实证考察了非税自主权与部门结构升级之间的非线性关系。研究发现,非税自主权显著促进了部门结构合理化和高度化水平。门限效应检验结果显示,非税自主权推动部门结构升级存在显著的非税比重的门限效应。机制分析表明,地方政府非税自主权的提升,能够促进技术创新水平和资源配置效率的提高,进而推动了部门结构升级。

本文的主要边际贡献和创新点体现在:首先,在研究视角上,从非税自主权入手,探讨了非税自主权对部门结构升级的影响,有效地补充了非税收入理论的研究。其次,在研究方法上,以非税比重作为门限变量,运用面板门限效应模型检验非税自主权与部门结构升级之间的关系,并得出相关门限值,为地方政府合理控制非税收入规模,实现“细水长流”提供参考。最后,在研究样本上,本文手动整理了地级市预决算报告内的一般公共预算内非税收入、政府性基金收入和国有资本经营预算收入,得到非税总收入这一变量,并考察非税总收入下非税自主权对部门结构升级的影响,为准确认识非税自主权的作用奠定了基础。

余下部分结构安排为:第二部分是相关制度背景和研究假说;第三部分是研究设计,包括模型设定、变量选取以及数据来源;第四部分是实证结果与分析,包括基准回归结果、机制检验、门限效应检验;第五部分是稳健性检验;最后是结论与政策建议。

二、制度背景与研究假说

(一)制度背景

自1994年开始实施分税制改革以来,中央政府将所有税种按照中央税、地方税和共享税进行划分。尤其是在2002年所得税分享改革和2012年“营改增”等财税体制变革后,地方政府的财权被逐渐向上集中。但对中央和地方支出责任的划分却没有较大的改变,面对国有企业改制和城镇化进程中的一系列支出责任,地方政府所要承担更多,导致地方政府的财政压力加剧(高培勇,2018)。在这种财权与事权不匹配的体制下,地方政府开始逐渐重视非税收入,但也导致非税收入规模膨胀,产生了企业非税负担沉重等问题。因此,2004年中央政府对非税收入的概念和征管范围作出了严格的界定,^①并在2011年将其纳入预算管理。^②尽管中央政府对非税收入的科目作出了严格限定,^③地方政府及其财政部门仍然可以根据法律法规的授权,结合本地的实际情况设立相应的非税收入品目,只要保证其性质可以归入中央设立的12大类和129个项目即可。非税收入的立项、征收、管理等权限依然被保留在地方。综上所述,作为地方政府财政收入的另一支柱和重要来源,地方政府对非税收入有较大的自主权,表现出“自由裁量”的特性,是地方政府缓解财政压力的重要筹资渠道(谷成和潘小雨,2020)。

(二)研究假说

现行的非税收入征管体制使得地方政府有非税自主权,而各个地区之间在非税收入科目设定、征收机构、执法方法、程度与标准以及总额上有着较大区别,导致地方政府存在差异化的非税自主权程度。非税自主权较高的地区意味着地方政府能够利用非税自主权更加灵活地通过征收、管理等行为调节资源要素在部门间的分配,实现资源要素的合理配置,推动部门结构升级。接下来,本文从技术创新水平和资源配置效率两个角度来说明非税自主权影响地方部门结构升级的内在机理,具体如图2所示。

① 2004年,财政部下发《关于加强政府非税收入管理的通知》(财综[2004]53号)对非税收入概念和征管范围进行了严格界定。

② 《关于将预算外资金管理的收入纳入预算管理的通知》(财预[2010]88号)要求将预算外资金全部纳入预算管理。

③ 《政府非税收入管理办法》(财税[2016]33号)重新调整了非税收入项目。

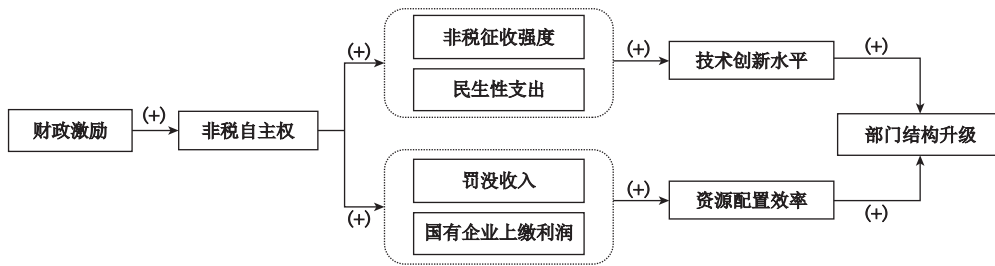


图 2 非税自主权对部门结构升级的影响机理

自从分税制改革以来,地方政府的财政压力逐渐增大。一方面,分税制改革使得增值税等地方的主要税种与中央实行税收分成,而不参与央地分成的税种(如个人所得税、房产税等)在财政收入中占比很小;另一方面,随着“营改增”的实施、增值税税率下调和小微企业普惠性税收减免,地方政府的税收收入增长乏力(高培勇,2018)。面对来自收入端的一系列冲击,“节流开源”成为地方政府财政工作的重点。从“节流”的角度看,由于地方政府一贯实施积极或稳健的财政政策,财政支出呈现刚性特征(Tiebout, 1956),尤其是在经济下行时期,即便面临巨大的财政收入压力,地方政府仍会保持适度的支出扩张(徐超等,2020)。因此,相对于降低财政支出,地方政府更加倾向于增加财政收入来应对财政压力(Wolman, 1983)。那么从“开源”的角度看,由于地方的四大主体税种实行与中央分成,而非分成税种仅为小税种,导致地方政府即使加强税收征管也难以缓解财政压力。因此,在财政压力下,地方政府可能会利用非税自主权,通过强化非税收入的征收等方式扩大非税收入规模,这已经成为弥补地方政府财政收支缺口的重要选择(王志刚和龚六堂,2009)。

随着非税自主权的提升,为了获取更多的非税收入,地方政府也会随之强化对非税收入的征收执法,因此企业面临着更为严格的非税收入缴纳监管,这将使企业进行技术创新,推动部门结构升级(何凌云和陶东杰,2020)。另外,严格的非税收入缴纳监管也对国有企业生产经营等活动起到监察作用,^①这能够缓解国有企业委托代理问题(曾亚敏和张俊生,2009),减少了国有企业资源的流失,为国有企业的创新活动提供持续资源支撑(兰竹虹等,2021),提升了国有企业技术创新水平,从而通过需求结构变动引导上下游相关行业进行技术创新(余泳泽等,2020),推动了部门结构升级。

地方政府获得的非税收入增加能更好地弥补地方民生性支出的缺口,增加民生性公共产品和服务的供给(赵海益和贾驰,2016),进而改善了技术创新所面临的外部环境,推动部门结构升级。随着财政透明度的提升以及中央“基本民生支出只增不减”等相关意见的出台,尽管地方政府追求经济增长,但也无法忽视民生性支出对维护社会稳定的重要性,为了减少本地区人口流出,地方政府将非税收入安排到民生领域,帮助其承担民生性公共品和服务供给的职责(平新乔和白洁,2006)。教育、卫生、医疗等民生性支出虽然不具有生产性,但这些支出的增加不仅能减少企业未来的保障性支出(易行健等,2013),缓解企业创新所面临的融资约束,而且能改善人力资本所处的环境,加速本地区优秀人力资本的积累,增加企业创新成功的概率和提升了技术创新水平,进而提高劳动的边际生产率,推动部门结构升级(代谦和别朝霞,2006)。基于以上分析,提出本文的假说 H1:

^① 非税收入的来源之一是国有企业的上缴利润,其与企业的生产经营状况有关,根据《企业国有资产监督管理暂行条例(2019 修订)》第十三条,地方政府职责之一是“通过统计、稽核等方式对企业国有资产的保值增值情况进行监管”。因此,地方政府会对企业生产经营活动进行监管。

H1: 非税自主权提高对部门结构升级具有促进效应,较高的非税自主权可以提升技术创新水平,进而促进部门结构升级。

由于拥有非税自主权的地方政府非收入的项目设定、费率^①设定、征收执法等方面拥有一定的“自由裁量权”,在财政压力下,除增强非税收入的征收执法力度外,通过提高非税费率的方式来增收可能已经成为地方政府实现财政增收的重要手段(赵仁杰和范子英,2021)。随着非税自主权的提升,地方政府拥有了更高的非税费率调整权限,为了扩大非税收入规模,地方政府也会提高非税费率,因此在环境等方面违规的低效率企业将面临着更为严重的行政处罚,这能够提高区域资源配置效率,进而促进部门结构升级。高额罚金使得违规的低效率企业因无法支付罚金或因整改成本高于其承担能力而退出相关市场,进而使得生产性资源向高效率企业聚集,提升了资源配置效率,从而推动部门结构升级(王勇等,2019)。另外,生产性要素在高效率企业的聚集会提升整个行业的平均生产率水平(Andersen,2018),这既阻止了低效率企业的进入又逐渐淘汰了行业中相对低效率企业,进一步提升了资源配置效率,推动部门结构升级(李蕾蕾和盛丹,2018)。

非税费率的提高还可能使得国有企业上缴利润的比例进一步增加,这将有利于资源配置效率的提升,从而推动了部门结构升级。由于资本的边际收益递减,当企业自由现金流量较多时,企业投资于低收益率甚至非盈利项目的可能性会增加,进而导致企业过度投资,降低了资本的配置效率(Richardson,2006)。因此,地方政府提高国有企业利润上缴比例能够减少国有企业内部过多的自由现金流,激励管理层谨慎投资,选择长期收益率更优的高生产率行业进行投资,进而优化了资源配置效率,促进部门结构升级(黎精明和郜进兴,2010)。另外,国有企业利润上缴比例的提高可能使得社会保障基金得到进一步充实,并通过失业保险金等途径增加了劳动力流动的保障,有效降低了劳动力在地区间流动和择业的成本(罗润东,2002),这有利于推动劳动力由低效率的企业向高效率的企业聚集,进而提高地区资源配置效率,推动部门结构升级(乔小乐和宋林,2022)。基于以上分析,提出本文的假说H2:

H2: 非税自主权提高对部门结构升级具有促进效应,较高的非税自主权会提高资源配置效率,进而推动部门结构升级。

但当地方非税自主权过高时,地方政府对本地经济可能进行干预。一方面,地方政府为增加财政收入,利用非税自主权加强对企业非税收入的征收,使得企业在资源要素初次分配过程中非税负担过重。面对沉重的非税负担,企业将通过持有更多现金和减少创新等方式来降低将要面临的不确定性(赵仁杰和范子英,2021),而没有创新的企业难以实现其向产业链中高端的跃迁(韩先锋等,2019),抑制了部门结构升级。另一方面,扩大辖区内投资是地方政府实现政治、经济目标的重要途径(王贤彬等,2010)。而高度的非税自主权使得地方政府具备了干预企业投资扩张的能力。在财政激励下,地方政府具备了干预企业投资扩张的动机和能力,导致其通过投资性补贴等手段引导辖区内企业投资扩张,诱发了投资同质化,形成重复性建设,从而出现部门结构趋同现象(江飞涛等,2012),抑制本地区部门结构升级。基于以上分析,提出本文的假说H3a:

H3a: 非税自主权与部门结构升级之间存在倒“U”形关系。

非税自主权的部门结构升级效应还可能受到非税比重的影响。根据世界银行公布的各国2019年财政数据显示,大多数国家的非税收入在政府收入结构中占辅助地位(李谭君和何荣宜,2016)。因为适量的非税收入可以补充地方政府的财政资金,缓解地方政府面临的财政压力,并

^① 非税费率指非税收入负担率,涵盖了一般公共预算内非税收入负担率、包括土地收入在内的政府性基金收入负担率和国有资本经营收入负担率。

且通过这种非税自主权实现资源要素向有利于本地区部门结构升级的方向配置(王佳杰等, 2014)。但是非税比重过高,甚至超过税收收入会影响到财政职能的发挥,进而对部门结构优化产生不利影响,具体表现为:地方政府利用非税自主权,通过增加非税收入项目和加强非税收入征收等手段,扩大非税规模,加重企业的非税负担,抑制企业有效投资,挤出了更多的税收收入,从而使地方财力下降,难以供给更多的公共产品,导致地方政府需要进一步扩大非税收入规模,抑制部门结构升级(李波和张胜利, 2021)。基于以上分析,提出本文的假说 H3b:

H3b: 非税自主权与部门结构升级之间存在非税比重的门限效应。

三、研究设计

(一)模型设定

1. 面板固定效应模型设定

为了实证分析非税自主权对部门结构升级的影响,本文构建了如下基本计量模型:

$$ind_{it} = \beta_0 + \beta_1 NTA_{it} + \beta_3 X_{it} + \gamma_k + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表地级市, t 代表年份, ind 代表部门结构升级水平, 并从部门结构合理化(isr)和部门结构高级化(ais)两个方面来衡量。 NTA 表示非税自主权, X 代表一系列控制变量, γ 为省级固定效应, μ 为时间固定效应, ε 为随机扰动项, β_0 为常数项。 β_1 为核心解释变量的系数, 其系数代表了非税自主权对部门结构升级的影响。

为了检验非税自主权对部门结构升级的非线性影响, 在模型(1)中加入非税自主权的平方项(NTA^2)作为解释变量, 得到模型如下:

$$ind_{it} = \beta_0 + \beta_1 NTA_{it} + \beta_2 NTA_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + \gamma_k + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(2)中, 当 ind 为部门结构合理化时, β_1 显著小于零, β_2 显著大于零。当 ind 为部门结构高级化时, β_1 显著大于零, β_2 显著小于零, 则表明非税自主权与部门结构升级之间呈现出倒“U”形关系。

2. 面板门限模型设定

根据理论机制分析, 非税比重对非税自主权部门结构升级效应的影响存在区间差异, 由于分位数回归会因人为主观划分区间产生估计结果的偏差, 因此本文采用 Hansen 面板门限模型, 研究在不同非税比重的区间内非税自主权对部门结构升级的异质性影响, 设立的面板门限模型如下:

$$ind_{it} = \beta_0 + \beta_1 NTA_{it} \times I(NTP_{it} \leq \zeta) + \beta_2 NTA_{it} \times I(NTP_{it} \geq \zeta) + \beta_3 X_{it} + \gamma_k + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, NTP 为非税比重, 是本文的门限变量, ζ 为待估计的门限值, $I(\cdot)$ 为示性函数, 当条件成立时, 该变量值为 1, 反之, 值为 0。其他变量含义与模型(1)相同。对模型(3)进行回归, 可以得出门限值, 以及由门限值划分的不同区间内非税自主权对部门结构升级的影响。

(二)数据来源与变量选取

1. 被解释变量

本文以部门结构升级为被解释变量, 而部门结构升级具有部门结构合理化和部门结构高级化两个维度, 两者相互作用, 共同推动地方部门结构优化(刘嘉毅等, 2014)。因此, 本文借鉴已有文献, 构建了部门结构合理化(isr)和部门结构高级化(ais)两个指标来衡量部门结构升级水平。

部门结构合理化(isr)表示资源要素在部门之间配置的协调程度和利用效率。本文在借鉴干春晖等(2011)关于部门结构合理化指标的设定方法后, 选取改进的泰尔指数来测度各地级市的部门结构合理化水平, 其具体计算公式如下:

$$isr_{it} = \sum_{m=1}^3 \frac{Y_{m,it}}{Y_{it}} \ln\left(\frac{Y_{m,it}}{Y_{it}} / \frac{L_{m,it}}{L_{it}}\right), m = 1, 2, 3 \quad (4)$$

其中, $Y_{m,it}$ 表示 i 市在 t 时期 m 部门产值, Y_{it} 表示 i 市在 t 时期的国内生产总值, $L_{m,it}$ 表示 i 市在 t 时期 m 部门的就业人数, L_{it} 表示 i 市在 t 时期的就业总人数。如果泰尔指数为 0, 则表明部门结构处于均衡水平, 部门结构较为合理。如果泰尔指数不为 0, 则表明部门结构偏离了均衡水平, 部门结构不合理。因此, 对部门结构合理化水平的回归, 非税自主权的系数 β_1 应显著为负。

部门结构高级化是指部门结构根据经济发展的内在逻辑以及资源要素配置路径从较低水平向高级水平有序演进的过程, 其核心是各个部门的劳动生产率实现从低水平到高水平的跃升。本文借鉴徐敏和姜勇(2015)对部门结构高级化指标构建的方法, 采用部门结构层次系数法来衡量部门结构高级化水平, 具体公式设定如下:

$$ais_{it} = \sum_{m=1}^3 \frac{Y_{m,it}}{Y_{it}} \times m, m = 1, 2, 3 \quad (5)$$

其中, 本公式相关指标的解释与公式(4)相同。该指数反映了各地级市由第一产业占主导地位的部门结构向第二、三产业占主导地位的部门结构比例关系的演进, 该指数越高, 部门结构越高级, 因此, 对部门结构高级化水平的回归中, 非税自主权的系数 β_1 应显著为正。

2. 核心解释变量

由于现有文献中较少有关于非税自主权的测度方式, 本文选取了非税征管强度作为非税自主权的代理变量, 即非税自主权(NTA)为实际非税收入除以预期非税收入(彭飞等, 2020; 兰竹虹等, 2021), 实际非税收入越高, 地方非税自主权越大。一方面, 非税自主权的核心是非税收入项目设定的自主权(冉富强, 2019); 另一方面, 地方政府非税收入征管程度的提高推动了地方政府收入规模的增加, 这也就意味着地方政府可以支配的非税收入越多, 其非税自主权也就越大(储德银等, 2018)。

通过以下模型估计各地区预期非税收入:

$$\frac{NON-TAX}{GDP} = \theta_1 + \theta_2 \times \frac{IND_1}{GDP} + \theta_3 \times \frac{IND_2}{GDP} + \theta_4 \times \frac{IE}{GDP} + \varepsilon \quad (6)$$

$NON-TAX$ 为地级市当年实际非税收入, GDP 为地级市当年地区总产值, IND_1 和 IND_2 分别为该地级市的第一产业和第二产业总产值, IE 为当年地区进出口总额。本文将具体数据带入模型(6)估计出相关系数, 进而计算出预期非税收入, 用 $(NON-TAX)/GDP_E$ 表示, 实际值用 $(NON-TAX)/GDP$ 表示, 从而计算出地区非税自主权:

$$NTA = \frac{(NON-TAX)/GDP}{(NON-TAX)/GDP_E} \quad (7)$$

3. 中介变量

(1) 技术创新水平(TJS)

关于技术创新水平这一变量的设定, 现有研究多从技术创新投入和技术创新产出两个角度入手, 而相对于技术创新投入, 技术创新产出对部门结构升级会产生更为实质的影响。因此, 本文从技术创新产出手, 选用各地级市的发明专利授权数的对数来度量技术创新水平。

(2) 资源配置效率(KAL)

当资本与劳动实现要素最优配置时, 经济才是最有效的, 因此资源配置效率(KAL)这一变量的构建参考了许捷和柏培文(2017)的计算方式, 设定公式如下:

$$KAL = |\beta_k / \beta_l - 1| \quad (8)$$

其中，借鉴陈永伟和胡伟明(2011)方法计算资本配置扭曲系数(β_k)和劳动配置扭曲系数(β_l)， KAL 表示资本相对于劳动的偏离程度，其越小，资源配置效率越高。

4. 其他变量：

(1)门限变量。非税比重(NTP)利用非税总收入与财政总收入的比值来计算。(2)控制变量。其中，经济发展水平($pgdp$)采用人均 GDP 来衡量；税收负担(tax)采用地区实际税负来表示；基础设施水平(inf)通过全市实有铺装道路面积与行政区域面积的比值来计算；外资利用水平($oupw$)按照当年美元与人民币平均汇率折算的实际利用外资总额占 GDP 的比重来衡量；人力资本水平($zmws$)利用地级市每万人在校大学生人数来衡量地区人力资本水平。

5. 数据来源与描述性统计

本文选取 2011—2019 年 292 个地级市的面板数据实证分析非税自主权的部门结构升级效应。采用地级市作为本文研究样本的主要原因在于：(1)地级市的样本容量较大，能够更好地反映出地级市间非税自主权的差异化特征；(2)根据非税数据的可获得性，仅能收集到地级市及以上层面的非税数据。2011 年开始进行非税收入收缴改革，要求全部非税收入纳入预算管理，并纳入国库集中支付，使得非税数据有据可查，因此本文选取数据的时间跨度为 2011—2019 年。其中非税收入相关数据根据各个地级市公开的财政预决算报告手动整理所得，其他原始数据来源于各统计年鉴、国泰安数据库(CSMAR)以及各类公开信息，具体如表 1 所示。

表 1 变量说明及描述性统计

变量类型	变量符号	变量名称	N	$mean$	sd	min	max
被解释变量	isr	部门结构合理化	2616	0.270	0.206	0.002	0.898
	ais	部门结构高级化	2616	2.301	0.150	1.958	2.699
核心解释变量	NTA	非税自主权	2616	1.002	0.852	0.000	12.560
门限变量	NTP	非税比重	2616	0.459	0.168	0.089	0.781
中介变量	TJS	技术创新水平	2280	4.019	1.852	0.000	11.714
	KAL	资源配置效率	2312	2.817	2.032	0.000	7.567
控制变量	tax	税收负担	2312	160.700	273.400	9.250	1755.000
	$pgdp$	经济发展水平	2312	5.218	3.403	1.180	19.190
	$zmws$	人力资本水平	2312	185.900	241.400	0.000	1171.000
	inf	基础设施水平	2312	0.206	0.494	0.000	6.085
	$oupw$	外资利用水平	2312	0.014	0.016	0.000	0.086

四、实证结果与分析

(一)基本估计结果

本文利用固定效应模型检验了非税自主权对部门结构升级的净效应，估计结果详见表 2。其中，模型(1)检验了非税自主权与部门结构升级之间的线性关系，结果如表 2 的第(1)–(2)列和第(4)–(5)列。部门结构合理化用改进泰尔指数来表示，指数越小，部门结构越合理。因此，由表 2 的第(1)列可知，在未加入控制变量的情况下，非税自主权的系数在 1% 的显著性水平下显著为负，初步证明了非税自主权的部门结构合理化效应。第(2)列的结果显示，在加入城市层面的控制变量后，非税自主权的系数显著增加，且仍在 1% 的显著性水平下显著为负，这说明地方政府能够利用这种非税自主权促进地方部门结构的合理化发展。根据第(4)列和第(5)列的结果可知，非税自主权的估计系数均在 1% 的显著性水平下显著为正，这说明非税自主权对部门结构高级化存在显著正向影响，地方政府非税自主权越高，越能够促进本地区部门结构高级化。

表 2 基本估计结果

	<i>isr</i>			<i>ais</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>NTA</i>	-0.0136*** (-2.9294)	-0.0188*** (-2.8973)	-0.2599*** (-2.9806)	0.0376*** (8.3628)	0.0328*** (7.6342)	0.0686*** (7.8717)
<i>tax</i>		0.0001** (1.5724)	0.00004 (1.4690)		0.0001* (1.8349)	0.00004 (1.2478)
<i>pgdp</i>		-0.0100*** (-5.5915)	-0.0103*** (-5.6978)		-0.0157*** (-7.5721)	-0.0141*** (-7.1038)
<i>zmws</i>		-0.0001** (-2.1516)	-0.0001** (-2.2410)		0.0001*** (2.5927)	0.0001*** (2.2960)
<i>inf</i>		-0.0167** (-2.5098)	-0.0163** (-2.3120)		0.0014*** (0.2946)	0.0001*** (0.0308)
<i>oupw</i>		-0.7262*** (-1.7108)	-0.7940*** (-1.4892)		0.1970 (0.5585)	0.0335 (0.0970)
<i>NTA</i> ²			2.0347*** (7.6875)			-0.0110*** (-4.3739)
<i>_cons</i>	0.2832*** (54.0610)	0.2157*** (19.1398)	0.1962*** (16.9706)	2.2635*** (484.4279)	2.1578*** (215.1407)	2.1512*** (223.8286)
城市、年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2616	2312	2312	2616	2312	2312
<i>R</i> ²	0.8135	0.8597	0.8631	0.7060	0.7495	0.7545

注：***、**和*分别表示回归系数在1%、5%和10%的显著性水平上显著，括号内为*t*值，下表同。

模型(2)在模型(1)的基础上加入了非税自主权的平方项, 检验非税自主权对部门结构升级的非线性作用, 其结果详见表 2 的第(3)列和第(6)列。根据第(3)列的结果可知, 非税自主权及其平方项对部门结构合理化的弹性系数均在 1% 的显著性水平上显著, 并且非税自主权平方项的系数显著为正, 这说明非税自主权与部门结构合理化之间呈现倒“U”形关系, 验证了假说 H3a。从第(6)列的结果中来看, 非税自主权对部门结构高级化的弹性系数在 1% 的显著性水平上显著为正, 非税自主权平方项的弹性系数在 1% 的显著性水平上显著为负, 这说明非税自主权与部门结构高级化之间也呈现出倒“U”形关系, 进一步验证了假说 H3a。这说明只有将地方政府的非税自权限定在合理区间内, 才能实现部门结构升级。而部门结构的升级又能增加财政收入(钟艾阳等, 2013), 进而实现“细水长流”。

(二) 机制检验

前面的实证分析已经表明非税自主权能够显著地促进本地区的部门结构升级, 但是非税自主权部门结构升级效应的中间机制和传导过程是什么样的呢? 地方政府又在其中扮演了什么样的角色? 这是本文接下来要关心的问题。为了进一步回答这些问题, 本文借鉴 Baron 和 Kenny(1986) 提出的中介效应分析方法, 选取了技术创新水平(*TJS*)和资源配置效率(*KAL*)两个变量作为本文的中介变量, 进行内在机制检验, 并构建如下检验模型:

$$ind_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NTA_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + \gamma_k + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \tag{9}$$

$$M_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NTA_{i,t} + \alpha_3 X_{i,t} + \gamma_k + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \tag{10}$$

$$ind_{i,t} = \phi_0 + \phi_1 NTA_{i,t} + \phi_2 M_{i,t} + \phi_3 X_{i,t} + \gamma_k + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \tag{11}$$

其中, *M* 为中介变量, 分别表示技术创新水平(*TJS*)和资源配置效率(*KAL*)。非税自主权的部门结

构升级总效应为 β_1 , 直接效应为 φ_1 , 中介效应为 $\alpha_1\varphi_2$ 。若 φ_1 显著且 φ_2 也显著, 则 M 为部分中介变量。若 φ_1 不显著而 φ_2 显著, 则 M 为完全中介变量。其他变量的含义与模型(1)相同。

1. 技术创新水平的中介效应

表 3 报告了非税自主权通过技术创新水平这一路径实现本地区部门结构升级的检验结果。其中, 表 3 的第(1)列结果显示了非税自主权的部门结构合理化总效应。由第(2)列可知, 非税自主权与技术创新水平在 1% 的显著性水平上显著正相关, 这表明地方政府的非税自主权越高, 技术创新水平越高。根据第(3)列可知, 将非税自主权与技术创新水平同时纳入模型后, 非税自主权与技术创新水平的系数均显著为负, 且分别通过了 1% 和 5% 的显著性水平检验, 这说明技术创新水平在非税自主权的部门结构合理化效应中起了部分中介效应。同样, 由第(4)–(6)列的回归结果可知, 在非税自主权的部门结构高级化效应的检验中, 将非税自主权和技术创新水平同时纳入模型, 非税自主权和技术创新水平的回归系数均显著为正, 说明技术创新水平为部分中介变量。因此, 表 3 的实证结果表明面临财政激励的地方政府, 其非税自主权的提升能够带动技术创新水平的提高, 进而促进部门结构升级, 印证了假说 H1。

表 3 技术创新水平中介作用的检验结果

	部门结构合理化			部门结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>isr</i>	<i>TJS</i>	<i>isr</i>	<i>ais</i>	<i>TJS</i>	<i>ais</i>
<i>NTA</i>	-0.0188*** (-2.8973)	0.1406*** (3.8307)	-0.0118*** (-2.8180)	0.0328*** (7.6342)	0.1406*** (3.8307)	0.0250*** (5.2649)
<i>TJS</i>			-0.0054** (-2.0540)			0.0078*** (6.0650)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市、年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2312	2280	2280	2312	2280	2280
<i>R</i> ²	0.8597	0.9434	0.8153	0.7495	0.9434	0.5453

2. 资源配置效率的中介效应

本部分选择资源配置效率作为中介变量, 考察非税自主权是否通过资源配置效率影响部门结构升级。由表 4 的第(2)列和第(5)列可知, 非税自主权与资源配置效率在 1% 的显著性水平上显著为负, 即非税自主权越大, 资源配置效率越高。资源配置效率在非税自主权和部门结构升级之间是否起到中介作用, 需要关注表 4 的第(3)列和第(6)列。从第(3)列可知, 加入中介变量之后, *KAL* 的系数在 10% 的显著性水平下显著为正, ①说明资源配置效率越高, 部门结构合理化水平越高。此外, 非税自主权(*NTA*)的回归系数在 1% 的显著性水平上显著为负, 说明资源配置效率是非税自主权促进部门结构合理化的部分中介因子。由第(6)列可知, 将非税自主权与资源配置效率同时纳入模型后, 资源配置效率的系数显著为负, 并且通过了 1% 的显著性水平检验。而非税自主权的回归系数在 1% 的显著性水平上显著为正, 说明资源配置效率在非税自主权的部门结构高级化效应中起了部分中介作用。因此, 地方政府非税自主权的提升, 会增加资源配置效率, 推动地方部门结构升级, 呈现出“细水长流”的特征。

① 根据变量设定, *KAL* 的值越小, 表示资源配置效率越高。*isr* 的值越小, 表示部门结构越合理。

表 4 资源配置效率中介作用的检验结果

	部门结构合理化			部门结构高级化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>isr</i>	<i>KAL</i>	<i>isr</i>	<i>ais</i>	<i>KAL</i>	<i>ais</i>
<i>NTA</i>	-0.0188*** (-2.8973)	-0.4451*** (-6.0546)	-0.0226*** (-3.8125)	0.0328*** (7.6342)	-0.4451*** (-6.0546)	0.0274*** (6.7783)
<i>KAL</i>			0.0025* (1.6794)			-0.0122*** (-10.9021)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市、年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2312	2312	2312	2312	2312	2312
<i>R</i> ²	0.8597	0.3021	0.8108	0.7495	0.3021	0.7656

(三) 面板门限模型回归结果^①

本文将非税比重设定为门限变量,以非税自主权为核心解释变量对模型(3)进行回归。这也是进一步检验无限度的非税自主权是否表现出“竭泽而渔”的特征,即检验非税自主权是否应存在边界。为了确定本文非税比重门限值,本文利用“自抽样法”迭代 500 次来计算 *F* 统计量、*p* 值以及非税比重的门限临界值。当部门结构合理化为被解释变量时,*F* 检验值在 5% 的显著性水平下拒绝“0 个门限”的原假设,这表明非税自主权的部门结构合理化效应存在着单一非税比重门限,且门限值为 0.5685。当部门结构高级化是被解释变量时,门限估计结果显示单一门限和双重门限均通过了 1% 的显著性水平检验,而三重门槛未通过显著性检验,这表明非税自主权的部门结构高级化效应存在着双重非税比重门限,门限值分别为 0.3491 和 0.5716。

根据回归结果,非税自主权对部门结构合理化的影响存在两个区间的变化,总体呈现出倒“U”形趋势:当非税比重低于 0.5685 时,非税自主权与泰勒指数之间呈现负相关,即非税自主权在 5% 的显著性水平下促进了部门结构合理化;当非税比重高于 0.5685 时,非税自主权抑制了部门结构合理化,但其作用不显著。根据回归结果,非税自主权的部门结构高级化效应系数存在三个区间的变化,总体呈现出倒“U”形趋势:当非税比重低于 0.3491 时,非税自主权对部门结构高级化具有显著的促进作用;当非税比重处在 0.3491 和 0.5716 之间时,非税自主权显著地抑制了部门结构高级化;当非税比重超过 0.5716 时,非税自主权对部门结构高级化的抑制作用更加明显。结果表明无限度的非税自主权具有显著的“竭泽而渔”的特征。

根据上述门限阈值,将样本划分为不同的门限区间。无论是高级化门限区间(0, 0.3491)还是合理化门限区间(0, 0.5685),其中的地级市数量均呈现下降趋势,这可能是因为在当今财政压力下,地方政府的非税收入的规模快速扩张所导致。而截至 2019 年,样本中有超过三分之二的地级市的非税比重超过 57.16%(56.85%),这可能影响到税收的主导地位,进而可能弱化财政的宏观调控能力(王佳杰等, 2014),使得非税自主权表现出“竭泽而渔”的特征。具体而言,2014 年非税比重超过 34.91% 的地级市增加 56 个,这可能是由于我国经济增速放缓与结构调整使得税收增长压力增大。2017 年非税比重超过 57.16% 的地级市增加 50 个,这可能是因为在 2016 年全国范围内“营改增”政策开始实施,这进一步加大地方政府的财政压力(谷成和潘小雨, 2020; 赵仁杰和范子英, 2021)。

^① 限于篇幅,分析表格省略,感兴趣的读者可向作者索取。

五、稳健性检验^①

1. 缩小样本估计

本文去除掉中西部的样本,以东部地区的地级市作为子样本进行稳健性检验,检验结果估计系数的符号与基本估计结果的符号相同,且分别通过了1%和5%的显著性水平检验,因此说明基本回归结果稳健。

2. 分时段估计

从2015年开始,地方政府编制国有资本经营预算,考虑到这对非税自主权可能带来冲击,本文将样本分为2011—2014年以及2015—2019年两个时间段进行回归,以此来检验该项冲击对估计结果的影响,结果显示2015年前后两个时间段的回归结果并没有改变非税自主权(NTA)及其平方项(NTA^2)系数的符号,并且均显著,这与基本回归的结果相吻合,同时也说明2015年的改革并未给本文结果造成影响。

3. 分项回归

本文将非税自主权划分为一般公共预算非税自主权($NTAY$)和政府性基金收入自主权($NTAG$)两项,分别考察他们对部门结构合理化和高级化的影响。从实证结果来看, $NTAY$ 和 $NTAG$ 的回归系数分别通过了1%和10%的显著性检验,进一步说明结果的稳健性。

4. 内生性问题

参考余泳泽等(2020)关于工具变量选取的思想,从自然地理角度出发,选取本文的两个工具变量。一方面,选取地级市的行政区域面积作为本文的工具变量。首先,地级市行政区域面积在一定程度上决定该地级市土地供应数量,进而影响政府性基金收入。而且行政区域面积越大,地级市的土地供应的持续性越强,地方政府的非税自主权就越有保障,因此选择地级市行政区域面积作为工具变量满足相关性要求。其次,行政区域面积作为工具变量还满足外生性要求,这是因为地级市的行政区域面积在样本期内基本保持不变,不会因时间变动而变动。另一方面,使用河流密度作为本文的另一个工具变量。在相关性上,一个地级市的行政区域内河流越多,河流密度越大,企业的排污、运输等成本就越低,环境受到污染的可能性就越大,而受到财政激励的地方政府可能会加大对相关企业的处罚力度,增加了政府罚没收入,提高了地方政府的非税自主权。在外生性方面,地级市的河流密度不会受当地的经济环境影响,仅仅取决于当地的自然地理条件,很难直接影响所在地级市的部门结构升级。因此,选取河流密度作为工具变量满足相关性和外生性假定。

由于行政区域面积和河流密度在样本期间并不随时间变动而变动,将其直接作为工具变量进行回归会因固定效应而无法估计,需选择一个外生时变变量。因此,本文在构建工具变量时参考Nunn和Qian(2014)的方法,将上述两个工具变量与前一年的全国财政收入的交互项作为非税自主权的工具变量。其中,由于本文非税自主权的度量选用的是当年实际非税收入与预期非税收入,不会对前一年国家财政收入产生影响。而前一年的全国财政收入通过影响实际非税收入进而影响非税自主权。同时,前一年的全国财政收入对于当年地区部门结构升级来说是一个相对外生变量。因此,选用行政区域面积和河流密度与前一年的全国财政收入的交互项是地级市非税自主权合适的工具变量。根据回归结果,本文所选工具变量满足相关性和外生性假设,而且非税自主权对部门结构合理化和高级化的估计系数均通过了1%的显著性检验,符号与基本回归

^① 限于篇幅,分析表格及稳健性检验的原因省略,感兴趣的读者可向作者索取。

也保持一致,说明在缓解潜在内生性后,本文的结论依然是稳健的。

六、结论与政策建议

自1994年分税制改革以来,虽然地方政府的税权减少了,但也有较大的非税自主权。在非税总收入下,地方政府利用非税自主权,通过资源要素初次分配和再分配来调节部门间资源配置,进而对本地区部门结构升级产生重要的影响。本文利用2011—2019年我国292个地级市的面板数据,分析了非税自主权的部门结构升级效应,并且选取了非税比重作为门限变量,运用面板门限效应模型实证考察了非税自主权与部门结构升级之间的非税比重的门限效应。研究发现:第一,非税自主权对部门结构合理化和高级化均存在显著的正向促进作用。第二,非税自主权与部门结构升级之间呈现出倒“U”形关系。第三,非税自主权与部门结构升级之间存在着显著的非税比重的门限效应。具体而言,非税自主权的部门结构合理化效应存在着单一的非税比重门限,门限值为0.3496,超过这一门限值,非税自主权对部门结构合理化具有显著的抑制作用。非税自主权的部门结构高级化效应存在着双重非税比重门限,门限值分别为0.3626和0.5716,当非税比重低于0.3626时,非税自主权对部门结构高级化才具有促进作用,而当非税比重高于0.5716时,非税自主权对部门结构高级化的抑制作用最强。第四,地方政府非税自主权的提升能够通过提升技术创新水平和资源配置效率的方式,推动部门结构升级。而此机制实现的基本前提是将地方政府的非税自主权控制在合理边界内。

基于上述实证研究结论,本文得出以下政策建议:第一,地方政府应充分认识非税比重过高对经济带来的负面影响,利用非税自主权控制合理的非税比重,并通过合理安排非税收入的支出等方式,提升资源要素配置效率,推动部门结构升级。第二,加快完善地方财税体系,建立财权、财力与事权相匹配的财政制度,从而缓解地方政府财政压力,降低其对非税收入的过度依赖,并利用非税自主权提升技术创新水平和资源配置效率。第三,加快非税收入制度建设。针对不同类型的非税收入,需要进一步研究其性质和作用的合理性,进而采取不同的改革策略方式。

主要参考文献:

- [1]陈永伟,胡伟民.价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用[J].经济学(季刊),2011,(4):1401-1422.
- [2]储德银,韩一多,张同斌,等.中国式分权与公共服务供给效率:线性抑或倒“U”[J].经济学(季刊),2018,(3):1259-1288.
- [3]代谦,别朝霞.人力资本、动态比较优势与发展中国家产业结构升级[J].世界经济,2006,(11):70-84.
- [4]干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,(5):4-16.
- [5]高培勇.中国财税改革40年:基本轨迹、基本经验和基本规律[J].经济研究,2018,(3):4-20.
- [6]谷成,潘小雨.减税与财政收入结构——基于非税收入变动趋势的考察[J].财政研究,2020,(6):19-34.
- [7]郭月梅,欧阳洁.地方政府财政透明、预算软约束与非税收入增长[J].财政研究,2017,(7):73-88.
- [8]韩先锋,宋文飞,李勃昕.互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J].中国工业经济,2019,(7):119-136.
- [9]何凌云,陶东杰.税收征管、制度环境与企业创新投入[J].科研管理,2020,(9):42-50.
- [10]江飞涛,耿强,吕大国,等.地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理[J].中国工业经济,2012,(6):44-56.
- [11]兰竹虹,曾晓,辛莹莹.产业竞争视角下税收征管对企业创新影响机制研究——基于“竞争效应”和“资源效应”[J].中国软科学,2021,(2):181-192.
- [12]李彬,郑雯,马晨.税收征管对企业研发投入的影响——抑制还是激励?[J].经济管理,2017,(4):20-36.

- [13]李波, 张胜利. 我国地方政府非税收入竞争的增长效应研究——基于空间杜宾模型的经验分析[J]. 商业研究, 2021, (1): 32–42.
- [14]李蕾蕾, 盛丹. 地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化[J]. 中国工业经济, 2018, (7): 136–154.
- [15]李谭君, 何荣宣. 非税收入与经济发展: 一个文献综述[J]. 地方财政研究, 2016, (12): 68–75.
- [16]刘嘉毅, 陶婷芳, 夏鑫. 产业结构变迁与住宅价格关系实证研究——来自中国内地的经验分析[J]. 财经研究, 2014, (3): 73–84.
- [17]罗润东. 中国城乡劳动力就业中的互动机制研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2002, (2): 24–28.
- [18]吕炜. 新时期财政工作的几个重大关系[J]. 财政研究, 2021, (9): 3–13.
- [19]彭飞, 许文立, 吕鹏, 等. 未预期的非税负担冲击: 基于“营改增”的研究[J]. 经济研究, 2020, (11): 67–83.
- [20]平新乔, 白洁. 中国财政分权与地方公共品的供给[J]. 财贸经济, 2006, (2): 49–55.
- [21]乔小乐, 宋林. 僵尸企业、劳动力资源错配及宏观效率损失——基于企业间劳动力资源流动视角[J]. 产业经济研究, 2022, (2): 71–84.
- [22]冉富强. 地方财政自主权基本构造的缺位与补正——以中央与地方财政关系法治化为目标[J]. 政治与法律, 2019, (2): 78–87.
- [23]王佳杰, 童锦治, 李星. 税收竞争、财政支出压力与地方非税收入增长[J]. 财贸经济, 2014, (5): 27–38.
- [24]王贤彬, 徐现祥, 周靖祥. 晋升激励与投资周期——来自中国省级官员的证据[J]. 中国工业经济, 2010, (12): 16–26.
- [25]王勇, 李雅楠, 俞海. 环境规制影响加总生产率的机制和效应分析[J]. 世界经济, 2019, (2): 97–121.
- [26]王志刚, 龚六堂. 财政分权和地方政府非税收入: 基于省级财政数据[J]. 世界经济文汇, 2009, (5): 17–38.
- [27]徐超, 庞雨蒙, 刘迪. 地方财政压力与政府支出效率——基于所得税分享改革的准自然实验分析[J]. 经济研究, 2020, (6): 138–154.
- [28]许捷, 柏培文. 中国资本回报率嬗变之谜[J]. 中国工业经济, 2017, (7): 43–61.
- [29]徐敏, 姜勇. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗?[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, (3): 3–21.
- [30]易行健, 刘胜, 杨碧云. 民生性财政支出对我国居民消费率的影响——基于 1996–2009 年省际面板数据的实证检验[J]. 上海财经大学学报, 2013, (2): 55–62.
- [31]余泳泽, 孙鹏博, 宣烨. 地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?[J]. 经济研究, 2020, (8): 57–72.
- [32]苑广睿. 政府非税收入的理论分析与政策取向[J]. 财政研究, 2007, (4): 8–12.
- [33]曾亚敏, 张俊生. 税收征管能够发挥公司治理功用吗?[J]. 管理世界, 2009, (3): 143–151.
- [34]张军. 分权与增长: 中国的故事[J]. 经济学(季刊), 2008, (1): 21–52.
- [35]赵海益, 贾驰. 财政支出结构偏向刺激了中国地方政府罚没收入增长吗?[J]. 浙江社会科学, 2016, (10): 38–47.
- [36]赵仁杰, 范子英. 税费替代: 增值税减税、非税收入征管与企业投资[J]. 金融研究, 2021, (1): 71–90.
- [37]周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007, (7): 36–50.
- [38]Andersen D C. Accounting for loss of variety and factor reallocations in the welfare cost of regulations[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 88: 69–94.
- [39]Baron R M, Kenny D A. The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6): 1173–1182.
- [40]Richardson S. Over-investment of free cash flow[J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11(2-3): 159–189.
- [41]Stock J, Yogo M. Testing for weak instruments in linear IV regression[R]. NBER Technical Working Papers, No. 0284, 2002.
- [42]Tiebout C M. A pure theory of local expenditures[J]. *Journal of Political Economy*, 1956, 64(5): 416–424.

[43] Wolman H. Understanding local government responses to fiscal pressure: A cross national analysis[J]. *Journal of Public Policy*, 1983, 3(3): 245–263.

Non-tax Autonomy and Upgrading of Department Structure: Unsustainable Exploitation or Improvement of Long Standing?

Yao Peng^{1,2}, Ma Zhida¹

(1. *School of Economics, Qufu Normal University, Rizhao 276826, China;*

2. *School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China*)

Summary: As the pillar of national fiscal revenue, non-tax revenue has a high degree of autonomy and is an important foundation for the realization of national governance. Although the expansion of non-tax revenue has brought some negative effects, the proportion of non-tax revenue has been fluctuating around 40%, which has not broken the global consensus that non-tax revenue occupies an auxiliary position. In addition, it cannot be ignored that local governments using non-tax autonomy to participate in the primary and secondary distribution of income realizes the rational allocation of resource elements among various departments, which in turn promotes the upgrading of department structure. This paper uses the panel data of 292 prefecture-level cities from 2011 to 2019 to analyze the impact of non-tax autonomy on the upgrading of department structure. Further, using the non-tax proportion as the threshold variable, the panel threshold effect model is used to empirically examine the reasonable range of non-tax proportion to realize the structural upgrading effect of non-tax autonomous departments. The empirical results show that: (1) Non-tax autonomy significantly promotes the rationalization and advanced level of department structure, and promotes the upgrading of department structure. (2) There is an inverted “U”-shaped relationship between non-tax autonomy and the rationalization and advancement of department structure, which indicates that only by controlling local non-tax autonomy within a reasonable boundary, can it be improved for a long time. (3) The threshold effect test shows that there is a significant non-tax proportion threshold effect between non-tax autonomy and the upgrading of department structure. Specifically, there are single thresholds and double thresholds for the rationalization and advancement effects of the department structure of non-tax autonomy, which further proves the above conclusion. (4) The mechanism analysis shows that the improvement of non-tax autonomy improves the level of technological innovation and the efficiency of resource allocation, so as to promote the upgrading of department structure. This paper manually sorts out the data of non-tax revenue, government fund revenue and state-owned capital operating revenue in the general public budget, obtains the variable of total non-tax revenue, and examines the linear and nonlinear effects of non-tax autonomy on the upgrading of department structure under the total non-tax revenue. It effectively supplements the research on the theory of non-tax revenue, provides a reference for local governments to reasonably control the scale of non-tax revenue and realize long-term flow, and then provides experience support for the reform of non-tax revenue system and the optimization of department structure.

Key words: non-tax autonomy; upgrading of department structure; advancement of department structure; rationalization of department structure; threshold effect

(责任编辑 顾 坚)