

地方财政压力与罚没收入扩张

代志新 谢浥好 杨 素

目 录

附录 I 我国罚没收入管理制度发展历程的具体描述分析 1

附录 II 罚没收入扩张典型事实的补充分析 2

 (一) 全国层面罚没收入扩张典型事实及案例分析 2

 (二) 地级行政单位罚没收入规模占比的排名概况 3

附录 III 其他稳健性检验 5

附录 IV 工具变量的选择以及回归分析 6

附录 V 门槛效应检验 8

附录 VI 财政压力外生冲击：减税降费与罚没收入 9

 (一) 强度 DID 9

 (二) 事前趋势检验 9

 (三) 安慰剂检验 10

附录 VII 民生服务业受影响较大的可能解释 12

附录 VIII 附表 13

参考文献 16

附录 I 我国罚没收入管理体制的发展历程的具体描述分析

第一,基础构建阶段(1986—1999年)。1986年12月31日,财政部出台《罚没财物和追回赃款赃物管理办法》(〔86〕财预第228号),首次明确了罚没财物的登记、处置及上缴流程,为后续管理制度搭建奠定了重要基础。1995年1月13日,财政部公布并施行《关于下达行政性收费、罚没收入实行预算管理实施办法的通知》(财预字〔1995〕27号),将罚没收入全面纳入预算管理,确立了财政统管原则。1997年11月17日,国务院颁布《罚款决定与罚款收缴分离实施办法》(国务院令第235号),提出“罚缴分离”机制,从程序上切断了执法部门与罚款的直接关联。1999年6月14日,财政部等印发《行政事业性收费和罚没收入实行“收支两条线”管理的若干规定》(财综字〔1999〕87号),进一步要求收入与支出脱钩,由财政全额保障执法经费,初步形成了罚没收入“收支两条线”管理。这一阶段的政策以明确管理流程、确立管理机制为主,建立了罚没收入管理的基本原则和框架,为后续改革奠定了基础。

第二,制度完善阶段(2000—2019年)。2000年2月12日,国务院颁布《违反行政事业性收费和罚没收入收支两条线管理规定行政处分暂行规定》(国务院令第281号),明确了违反“收支两条线”管理行为的行政处分措施,为规范行政事业性收费和罚没收入管理提供了制度保障。2003年5月9日,财政部等部门联合发布《关于加强中央部门和单位行政事业性收入“收支两条线”管理的通知》(财综〔2003〕29号),强化了资金监管的刚性,明确了违规行为的行政处分标准。2015年,《关于进一步规范刑事诉讼涉案财物处置工作的意见》(中办发〔2015〕7号)与《人民检察院刑事诉讼涉案财物管理规定》(高检发〔2015〕6号)两份文件同年发布,要求建立涉案财物保管、处置与监督的全流程规范,推动了执法透明化与当事人权益保障。2018年12月26日,财政部印发《关于税务部门罚没收入等政府非税收入管理有关事项的通知》(财税〔2018〕161号),规定税务部门的相关罚没收入等全额上缴中央国库,并明确缴库科目填列要求,确保管理规范透明。这一阶段,随着操作细则的不断完善,罚没收入管理逐渐走向精细化。

第三,深化改革阶段(2020年至今)。2020年12月17日,财政部印发《罚没财物管理办法》(财税〔2020〕54号),全面规范了罚没财物的移交、保管、处置、收入上缴等环节,确保管理全过程透明、可追溯。2023年10月27日,国务院发布《关于取消和调整一批罚款事项的决定》(国发〔2023〕20号),取消了住房城乡建设等领域的16项罚款事项,旨在减轻企业负担、遏制“以罚增收”倾向。2024年2月19日,国务院印发《关于进一步规范和监督罚款设定与实施的指导意见》(国发〔2024〕5号),系统规范了罚款的设定与实施,着力解决“以罚代管”和“逐利罚款”等问题,推动罚款相关规定的立法、执法更加科学合理。

附录 II 罚没收入扩张典型事实的补充分析

(一) 全国层面罚没收入扩张典型事实及案例分析

整体来看,我国地方罚没收入的变化主要呈现以下三个特征:一是地方罚没收入规模在过去十余年实现了显著增长(图 II1(a))。2008年,我国地方罚没收入为 866.68 亿元,2023 年飙升至 3629.88 亿元,15 年间总量上翻了 4.2 倍。二是地方罚没收入在地方一般公共预算收入中的占比呈现明显的“先降后升”趋势。2008—2016 年间,我国经济处于高速增长阶段,财政形势向好,此时罚没收入在地方一般公共预算收入中的比重回落;2017 年以来,受宏观经济下行压力影响,税收收入增长乏力,地方政府财政压力愈发凸显,罚没收入也呈现出明显的扩张态势,占地方一般公共预算收入的比重开始持续攀升,并于 2022 年达到最高点。三是罚没收入的变化整体呈现显著的“逆周期”特性(图 II1(b))。即地方罚没收入与一般公共预算收入的增速总体呈现较为明显的此消彼长的动态关系。当地方一般公共预算收入增速较快时,罚没收入的增长速度相对较缓并低于前者;而当地方一般公共预算收入增速放缓时,地方罚没收入增速则呈现明显上升趋势,且在大部分时期超过一般公共预算收入增长速度。尤其是在疫情后地方财政整体承压、财政收入下降的背景下,这一特征尤为明显。例如,2020 年、2022 年地方一般公共预算收入甚至出现负增长,但地方罚没收入却仍保持增长趋势;2023 年在经济恢复发展下地方一般公共预算收入由负转正、逐步回升,罚没收入反而出现了负增长,进一步印证了其变化“逆周期”的非常规性。

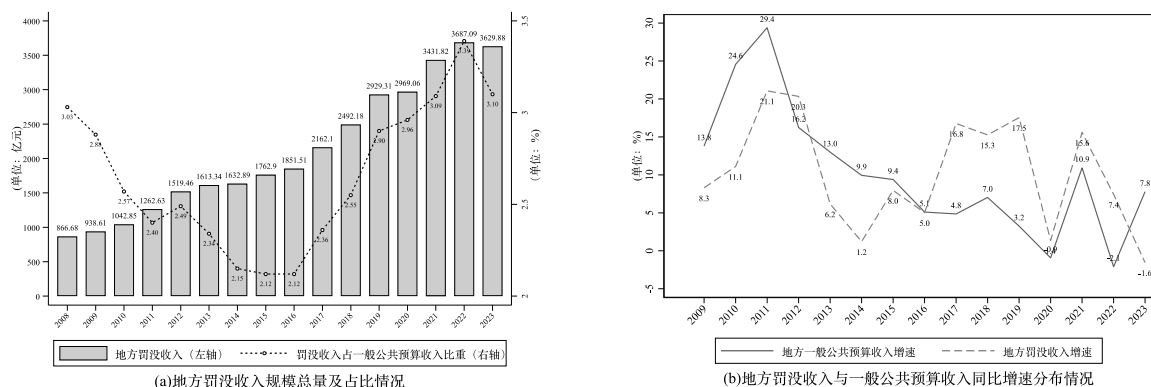


图 II1 2008—2023 年我国罚没收入发展概况

注:上述数据来自国家统计局数据官网。

理论上,在一个良性的罚没管理制度下,随着社会法治化水平的提升和违法行为的减少,罚没收入应该逐渐下降(赵海益,2014)。但无论是地方罚没收入规模的增长,还是占比的“先降后升”趋势、变化的“逆周期”特征,均清晰地表明,罚没收入增长变化可能并非源于执法活动的自然增加或执法环境的周期性变化,而是与地方财政的“增收”需求紧密相关,事实上扮演着地方政府财政“缓冲器”的角色——在财政宽松时期表现收敛,而在财政承压阶段则扩张明显,成为观察地方财政健康状况的一个“反向”指标。与此同时,部分地方出现的“逐利执法”现实也表明,财政压力已经传导至执法环节,我国当前的执法实践中还衍生出短期内大规模执法、小过重罚、违规异地执法等异化形态。例如,2021 年国务院“互联网+督查”平台公开通报,河北省霸州市为缓解财力紧张及不合理支出等产生的财政收支缺口,组织开展运动式执法,67 天内实现入库和未入库罚没收入共 6718.37 万元,其中核查认定的违规收费罚款达 6424.91 万元,占比高达 95.6%,逐利特征明显

①；2022 年国务院督查组通报陕西榆林“卖 5 斤芹菜被罚 6.6 万元案”，并指出这并非孤例，地方执法机关滥用自由裁量权的现象普遍，甚至存在处罚力度与绩效挂钩的违规考核问题；②违规异地执法也并非个例（陈永生，2025），2025 年浙江省人民检察院通报了 5 起“违规异地执法和趋利性执法司法”典型案例，③这种“远洋捕捞”式的违规执法行为严重损害企业合法权益。在财政持续承压的背景下，罚没收入异常增长背后隐含着部分地方政府执法目标已从规范社会秩序偏移至财政创收的风险。

（二）地级行政单位罚没收入规模占比的排名概况

表 III 展示了 2015—2023 年我国 279 个地级行政单位罚没收入占非税收入与一般公共预算收入的比重排名及其区域分布特征。整体数据显示，罚没收入占非税收入比重的前十五名均值跨度为 20.5 个百分点（45.44%~24.94%），罚没收入占一般公共预算收入比重的前十五名跨度为 8.81 个百分点（17.45%~8.64%），反映出各地区在财政收入结构以及对罚没收入依赖程度上存在较大差异。从区域分布来看，东北与西部地区的结构性特征较为明显，黑龙江七台河市在两指标中均处于位于前列（45.44%、17.45%），其省内伊春、鹤岗等城市也处于较高位次。同时，内蒙古乌兰察布、兴安盟等地的持续上榜，反映出这类区域可能面临非税收入渠道相对单一与“逐利执法”倾向。与之形成鲜明对比的是，长三角、珠三角城市圈呈现出“双低”格局，芜湖、合肥、上海、厦门、云浮等地的罚没收入占非税收入比重，均位列罚没收入强度的后十五名，江苏的无锡、苏州、南京，浙江的杭州、宁波，深圳、厦门等城市，罚没收入占一般公共预算收入比重更是低于 2%。进一步聚焦于省级行政单元内部，湖南省内邵阳、湘西州等地区罚没收入占一般公共预算收入比重较高（分别为 10.18%和 9.88%），而省会长沙则以 1.67%的占比成为罚没收入依赖度最低的城市之一，这种省内财政结构的二元分化的特征，可能与转移支付和地方财政自主性有关。数据还揭示了“强省会”战略的财政效应：南京、成都、武汉、长沙、合肥以及济南等省会城市，罚没收入占一般公共预算收入比重均处于全国较低水平，这可能是由于省内优质企业倾向于在省会注册，提高了省会城市的整体税收。

表 III 2015—2023 年我国 279 个地级行政单位基于全市（盟、州）口径罚没收入规模排名 单位（%）

全市口径：罚没收入/非税收入				全市口径：罚没收入/一般公共预算收入			
前十五名		后十五名		前十五名		后十五名	
地级市	均值	地级市	均值	地级市	均值	地级市	均值
七台河市 (黑龙江)	45.44	克拉玛依市 (新疆)	4.56	七台河市 (黑龙江)	17.45	深圳市 (广东)	1.01
盘锦市 (辽宁)	41.16	芜湖市 (安徽)	5.31	贺州市 (广西)	12.12	克拉玛依市 (新疆)	1.03
乌兰察布市 (内蒙古)	29.96	深圳市 (广东)	5.40	梧州市 (广西)	11.42	苏州市 (江苏)	1.03

① 《关于河北省霸州市出现大面积大规模乱收费乱罚款乱摊派问题的督查情况通报》，具体网址：
https://www.gov.cn/hudong/ducha/2021-12/17/content_5661671.htm,访问时间：2025 年 9 月 22 日。

② 《国务院大督查在行动 | 陕西榆林等地行政处罚“过罚不当” 全省通报部署整改》，具体网址：
http://www.news.cn/2022-08/30/c_1128959435.htm,访问日期：2025 年 9 月 22 日。

③ 《浙江省检察机关“违规异地执法和趋利性执法司法专项监督”典型案例》，具体网址：
https://www.zjcy.gov.cn/art/2025/8/29/art_32_204367.html，访问日期：2025 年 9 月 22 日。

表 III 2015—2023 年我国 279 个地级行政单位基于全市（盟、州）口径罚没收入规模排名 单位（%）

全市口径：罚没收入/非税收入				全市口径：罚没收入/一般公共预算收入			
前五名		后十五名		前五名		后十五名	
贺州市 (广西)	28.95	长沙市 (湖南)	5.53	伊春市 (黑龙江)	10.64	南京市 (江苏)	1.21
咸宁市 (湖北)	28.33	黄山市 (安徽)	5.64	邵阳市 (湖南)	10.18	厦门市 (福建)	1.26
枣庄市 (山东)	27.79	厦门市 (福建)	5.76	湘西州 (湖南)	9.88	杭州市 (浙江)	1.33
伊春市 (黑龙江)	27.43	云浮市 (广东)	5.84	盘锦市 (辽宁)	9.53	武汉市 (武汉)	1.34
巴彦淖尔市 (内蒙古)	27.16	银川市 (宁夏)	6.12	乌兰察布市 (内蒙古)	9.43	合肥市 (安徽)	1.42
台州市 (浙江)	27.05	晋城市 (山西)	6.16	崇左市 (广西)	9.39	宁波市 (浙江)	1.55
黄冈市 (湖北)	26.77	合肥市 (安徽)	6.18	兴安盟 (内蒙古)	9.21	芜湖市 (安徽)	1.55
大连市 (辽宁)	26.23	丽江市 (云南)	6.69	鸡西市 (黑龙江)	9.19	无锡市 (江苏)	1.57
通辽市 (内蒙古)	26.22	泸州市 (四川)	6.70	鹤岗市 (黑龙江)	9.18	长沙市 (长沙)	1.67
菏泽市 (山东)	25.63	郑州市 (河南)	6.74	双鸭山市 (黑龙江)	8.68	济南市 (山东)	1.72
兴安盟 (内蒙古)	25.00	成都市 (四川省)	6.90	辽源市 (吉林)	8.67	常州市 (江苏)	1.73
临沂市 (山东)	24.94	青岛市 (山东)	6.92	来宾市 (广西)	8.64	东莞市 (广东)	1.79

注：数据由团队手工整理计算所得。

总体而言，通过对我国 279 个地级行政单位罚没收入规模占比的总体分布情况、核密度变化趋势以及具体城市排名的分析，可以发现我国地级市政府对罚没收入的依赖程度呈现出逐渐上升的趋势，并且上述现象在产业结构单一化、经济欠发达的地区和城市更为明显，初步反映出地方财政压力与罚没收入规模占比之间可能存在一种较强的关联性。

附录 III 其他稳健性检验

本文还从以下四个方面对实证结果的稳健性进行测试：第一，排除反向因果问题，采用上一期财政压力继续对本期罚没收入规模进行回归。第二，替换解释变量，采用财政收支缺口与 GDP 的比值替换解释变量进行检验。第三，控制疫情冲击的影响，通过整理 2020 年 1 月到 2022 年 12 月各地区卫生健康委员会发布的新增确诊数据并进行归一化处理，同时将其与时间虚拟变量（2020—2022 年赋值为 1，其他为 0）相乘，作为新冠疫情冲击代理变量放入回归中进行控制。第四，考虑省份经济冲击的影响，控制省份—年份交互固定效应进行检验。根据表 III1 的回归结果可知，以上稳健性检验的结果均较好地支持了本文基准回归的相关结论。

表 III1 其他稳健性检验

变量	Panel A: 罚没收入强度的其他稳健性检验			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	滞后一期 财政压力	替换解释变量	控制疫情冲击	控制省份层面冲击
财政压力	0.008*** (0.002)	0.756*** (0.168)	0.012*** (0.002)	0.010*** (0.002)
观测值	2136	2403	2393	2403
R-squared	0.654	0.635	0.634	0.725
	Panel B: 罚没收入依赖的其他稳健性检验			
	(1)	(2)	(3)	(4)
财政压力	0.002*** (0.001)	0.280*** (0.055)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
观测值	2136	2403	2393	2403
R-squared	0.666	0.652	0.649	0.733
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	否
省份—年份固定效应	否	否	否	是

附录 IV 工具变量的选择以及回归分析

本文将采用两阶段最小二乘法 (2SLS) 进行回归分析。第一, 参考已有研究 (詹新宇和刘文彬, 2020; 李森和王聪, 2024) 的做法^①, 使用“同一省份内、除该城市外其他兄弟城市财政压力的均值”作为新的工具变量。从相关性的角度来看, 同一省份内的各城市通常面临相似的财政制度环境和政策导向, 因此, 其他兄弟城市面临的财政压力的均值水平与本市财政压力之间具有较强的相关性。就外生性而言, 其他兄弟城市的财政压力水平主要受其自身经济社会特征的影响, 不太可能受到本城市未被观测变量的系统性干扰。同时, 该变量是其他兄弟城市财政压力的均值水平, 在逻辑上不会直接作用于本城市的罚没收入水平, 满足外生性要求。

第二, 参考已有研究 (张牧扬等; 2022; 张牧扬和费冒盛, 2025) 的计算方式, 使用加权地方财政压力作为第二个工具变量, 以进一步增强估计结果的稳健性。具体计算方法如下: 首先, 计算样本期内本城市财政压力与该城市所在省份财政压力之比的均值作为一个恒定权重, 然后以此权重与当期该城市所在省份的财政压力相乘得到该城市每年相应的加权财政压力。选择上述工具变量的原因如下: 一是满足相关性要求。从工具变量本身构造来看, 其与被解释变量地方财政压力高度相关。此外, 在预算管理框架下, 市级政府的财政运行需符合省级财政政策导向, 因而市级财政压力在一定程度上受到省级层面的整体财政状况约束, 因此, 二者在财政收支体系上具有较强的联动性。二是满足外生性要求。由于省级财政压力的变化主要由上级财政政策和整体经济环境决定, 其对市级财政压力的影响属于外生冲击, 并不会直接影响地区罚没收入规模, 且该工具变量的构造方式引入了长期均值权重, 能够同时捕捉跨期财政压力的趋势性影响, 降低了市级财政短期波动对工具变量外生性的干扰, 因此, 该工具变量的外生性要求同样被满足。

表 IV1 工具变量法

变量	罚没收入强度				罚没收入依赖			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	工具变量 1 回归		工具变量 2 回归		工具变量 1 回归		工具变量 2 回归	
	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段
IV1 (同省其他城市财政压力均值)	0.550*** (0.124)				0.550*** (0.124)			
IV2 (加权财政压力)			0.740*** (0.124)				0.740*** (0.124)	
财政压力		0.028*** (0.007)		0.015*** (0.005)		0.006** (0.002)		0.005** (0.002)
Cragg-Donald Wald F	203.755> (16.38)		465.424> (16.38)		203.755> (16.38)		465.424> (16.38)	
Kleibergen-Paap Wald rk	19.521> (16.38)		35.47> (16.38)		19.521> (16.38)		35.47> (16.38)	
观测值	2403	2403	2403	2403	2403	2403	2403	2403
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

^① 感谢审稿专家的建议。

工具变量回归结果如表 IV1 所示。其中第 (1) 列和第 (5) 列展示了工具变量 1 第一阶段的回归结果, 第 (2) 列和第 (6) 列展示了工具变量 1 第二阶段的回归结果。第 (3) 列和第 (7) 列展示了工具变量 2 第一阶段的回归结果, 第 (4) 列和第 (8) 列展示了工具变量 2 第二阶段的回归结果。由表 IV1 可知, 在第一阶段中, 工具变量对财政压力的影响均在 1% 的水平上显著为正, 与预期相符。Kleibergen-Paap rk LM statistic 的 p 值均为 0.00, 显著拒绝原假设“工具变量识别不足”的问题。Cragg-Donald Wald F 统计量和 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量均大于 10% 的临界值, 表明工具变量不存在弱工具变量的问题。与此同时, 第二阶段回归结果的系数均显著为正, 这也意味着在使用工具变量控制了潜在的内生性问题之后, 财政压力的转嫁效应依然显著。

附录 V 门槛效应检验

表 V1 呈现了财政压力作为门槛变量（简称： Fp ），分别进行单一门槛、双重门槛及三重门槛的检验结果。根据检验结果可知，财政压力对罚没收入强度存在显著的单门槛效应，而对罚没收入依赖程度则存在双重门槛效应。因此，我们分别建立单一门槛与双重门槛模型进行相应的参数估计，具体结果见表 V2。

表 V1 门槛效应检验										
门槛类型	被解释变量：罚没收入强度						被解释变量：罚没收入依赖			
	F 值	P 值	临界值			F 值	P 值	临界值		
			10%	5%	1%			10%	5%	1%
单一门槛	23.03**	0.0080	15.1286	16.7523	22.5140	23.64**	0.0120	15.7641	17.9425	23.7207
双重门槛	14.44	0.1400	15.9702	20.2584	29.3608	17.19**	0.0460	13.8096	16.9126	22.1699
三重门槛	10.84	0.4080	19.2751	23.5881	27.8667	7.42	0.6840	18.1730	21.2223	30.7174

注：*、**和***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平，p 值和临界值均采用 Bootstrap 抽样 500 次得到的结果，下表同。

表 V2 第（1）列显示，当 $Fp \leq 1.9013$ 时，财政压力对罚没收入强度的影响并不显著；一旦超过该阈值，财政压力系数显著为正，表明罚没收入强度随财政压力的上升而增加。进一步地，表 V2 第（2）列结果表明，当 $2.0154 < Fp \leq 3.5939$ 时，地方政府对罚没收入的依赖程度显著提升；当 $Fp > 3.5939$ 时，虽然地方罚没收入依赖增加的边际效应有所减弱，但财政压力的上升仍会造成地方罚没收入依赖的增加。结合两组实证检验结果可知，只有当门槛变量 Fp 超过门槛临界值 2 时（约等于 2）^①，地方财政压力的上升才会造成罚没收入规模的扩张，较低程度的财政压力水平并不会对罚没收入规模的扩张产生影响。

表 V2 面板门槛模型参数估计结果		
门槛变量： Fp	被解释变量：罚没收入强度	被解释变量：罚没收入依赖
	(1)	(2)
财政压力($Fp \leq 1.9013$)	-0.002 (0.005)	
财政压力($Fp > 1.9013$)	0.012*** (0.002)	
财政压力($Fp \leq 2.0154$)		0.003 (0.002)
财政压力($2.0154 < Fp \leq 3.5939$)		0.007*** (0.001)
财政压力($Fp > 3.5939$)		0.004*** (0.001)
样本量	2403	2403
年份/城市固定效应	是	是
控制变量	是	是
R-sq	0.1936	0.2180

注：*、**和***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平；表中括号是聚类到地级市层面的聚类稳健标准误。

^① 1.9013≈2；2.0154≈2。

附录 VI 财政压力外生冲击：减税降费与罚没收入

(一) 强度 DID

为了验证减税降费对罚没收入的影响，具体模型构建如下：

$$Fine_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \times Treated_c \times Time_t + \gamma_2 X_{it} + \lambda_t + \delta_i + \mu_{it} \quad , \tag{VI1}$$

公式 (VI1) 中， γ_1 为本文关注的核心系数， $Time_t$ 为政策实施节点，本文设定以 2018 年为政策冲击时点，当年份大于等于 2018 年时， $Time_t$ 赋值为 1，反之为 0。 $Treated_c$ 为处理组，依据处理强度变量 $Treatment_c$ 的中位数进行划分，中位数以上为处理组，否则为控制组。借鉴现有研究的思路（杨得前和汪鼎，2021），处理强度变量 $Treatment_c$ 采用政策冲击前后产生的财政压力变化的均值进行衡量，即通过计算 2019—2023 年间^①财政压力均值与 2015—2017 年间的财政压力均值的差额进行代理，具体计算方法见公式 (VI2)。按照前文的叙述逻辑，若地级市政府在 2018 年之后受到的“增支”和“减收”压力越大，其在冲击前后的财政压力变化也会越大。 X_{it} 为控制变量合集，包括人均生产总值、人口密度、经济增长率、城镇化率、工业化水平、政府规模、城市规模指数、人民生活水平和疫情冲击。公式 (VII) 的其他设定与正文基准模型设定相同。

$$Treatment_c = \frac{1}{5} \sum_{t=2019}^{2023} Fp_{it} - \frac{1}{3} \sum_{t=2015}^{2017} Fp_{it} \quad . \tag{VI2}$$

表 VII 展示了强度双重差分的回归结果。其中，第 (1) 列和第 (3) 列是没有加入控制变量的回归结果，第 (2) 列和第 (4) 列是加入了控制变量的估计结果。结果显示，估计系数均在 1% 的水平下显著为正，说明地级市政府在受到较大的财政压力外生冲击时，同样会选择通过扩大罚没收入规模占比的方式转嫁财政压力，这一发现与正文表 1 的结论保持一致，从而进一步支持了假说 1。

表 VII 财政压力外生冲击检验

变量	罚没收入强度		罚没收入依赖	
	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	0.030*** (0.007)	0.029*** (0.007)	0.009*** (0.002)	0.007*** (0.002)
观测值	2403	2393	2403	2393
R-squared	0.615	0.631	0.631	0.645
控制变量	否	是	否	是
城市/年份固定效应	是	是	是	是

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。

(二) 事前趋势检验

^① 出于以下考虑，我们在构建强度变量时未将 2018 年纳入“后”期窗口。2018 年减税降费政策经历了 3 月全国两会部署，4 月起陆续出台细则，5—10 月集中退税减征的渐进过程，全年约 70% 的减收效应体现在第三季度及以后，且该效应自上而下逐级传导至地市级财政的时滞性更为明显，因此，2018 年是政策实施前后的过渡年份，同时受到新旧两套政策环境的叠加影响，无法代表纯粹“政策后”状态，将其排除可更清晰地区分政策冲击前后地级市政府面临的这种“增支”和“减收”的财政压力变化。

在运用双重差分法评估政策效应时,核心假设是在减税降费政策实施之前,处理组和控制组的罚没收入规模变化趋势应保持一致或不存在系统性差异,而处理组未受到冲击的反事实通常是无法被直接观测到的,因此,只能通过事件研究法进行间接检验,具体模型构建如下:

$$\begin{aligned} Fine_{it} = & \gamma_0 + \sum_{k=-3}^5 \gamma_{tk} \times Treated_c \times T_{tk} \\ & + \gamma_2 X_{it} + \lambda_t + \delta_i + \mu_{it}, (k \neq -1), \end{aligned} \quad (VI3)$$

公式(VI3)中, k 代表相对政策冲击年份的相对期数, T_{tk} 是新生成的各年份对应的时间虚拟变量,表示第 t 年是相对于减税降费政策实施前(后)的第 k 期,在本部分实证检验中以 $k=-1$ 期作为基期,其余变量定义与公式(VII)一致。如若满足平行趋势事前检验,当 $k < 0$ 时,处理组 $Treated_c$ 与政策冲击前时间虚拟变量的交互项系数 γ_{tk} 应不显著。如若是以减税降费政策为代表的财政压力外生冲击导致的罚没收入规模扩大,事件研究法中动态效应分析结果应表示为,当 $k > 0$ 时,交互项系数 γ_{tk} 变得显著。

图VII展示了平行趋势检验的结果,横轴表示以政策实施年份为基准的相对时间期数,纵轴表示交互项系数估计值。从图VII中可以看出,对于“罚没收入依赖”和“罚没收入强度”两个被解释变量,在政策实施前,交互项系数均不显著,这说明在事前处理组和控制组没有显著差异,这为平行趋势假设检验提供了一定的支撑。政策实施后(1至5期),交互项系数逐渐上升并显著偏离0,表明以减税降费政策为代表的财政压力外生冲击显著影响了地方政府的罚没收入规模,且这种影响在政策实施后逐渐增强,进一步佐证了基准回归结论的可靠性。

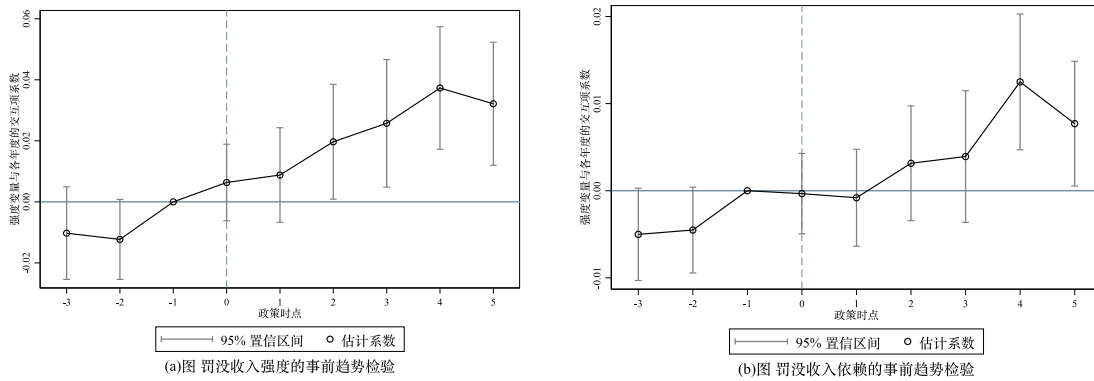


图 VII 平行趋势检验和动态效应分析

(三) 安慰剂检验

为进一步验证财政压力外生冲击对罚没收入强度和依赖度的因果关系,借鉴 Ferrara et al.(2012)的思路,本文通过随机选择 2016 至 2023 年间的某一年作为虚假时间冲击节点,并采用随机抽样方式生成虚假处理组和实验组,进而构造出虚假时间冲击节点和虚假强度变量的交互项,将其纳入模型进行回归分析。由于上述过程是随机生成的,我们预期这组虚假财政压力冲击不会对罚没收入强

度和依赖度产生显著影响。图 VI2 (a) 和 (b) 分别展示了在重复 1000 次随机抽样后相应估计系数的分布情况。图 VI2 (a) 和 (b) 中虚拟处理效应估计系数基本服从以 0 为中心的正态分布, 而真实估计系数 (0.029 和 0.007) 均显著偏离该分布, 落在小概率区间内。这表明本文研究结论并非由随机因素或不可观测的混淆变量所驱动。

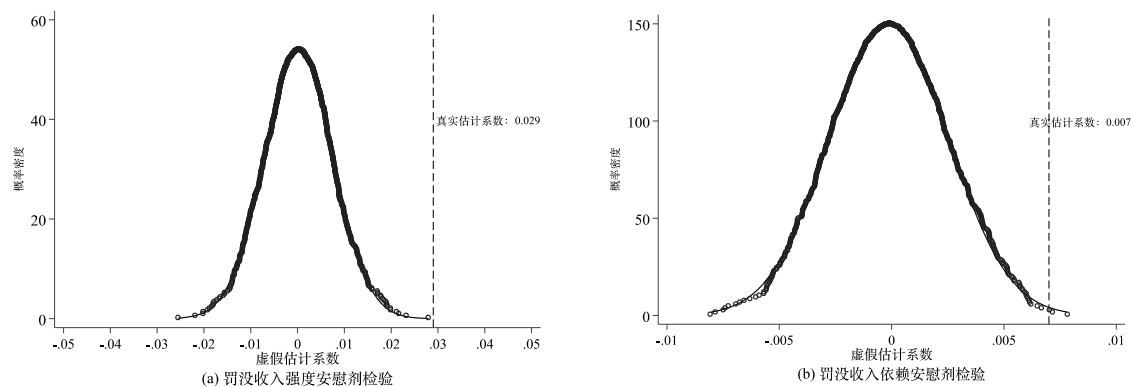


图 VI2 安慰剂检验

附录 VII 民生服务业受影响较大的可能解释

罚没收入强度和依赖度的提升对农、林、牧、渔、住宿和餐饮、居民服务、修理和其他服务等行业新增企业进入存在显著的负向影响。这可能是因为民生服务行业（如餐饮、农、林、牧、渔以及住宿和餐饮业）大多具有较为严格的质量监管要求，例如农药残留、食品加工卫生标准、商品质量、商标侵权、内容审查、消费者权益保护等诸多方面详细的监管标准，由于行业特性和监管敏感性，这类行业的企业面临较多的合规风险。同时，这类企业对现金流的敏感度极高，罚没成本相对来说更容易威胁到企业的生存能力，新进入企业会更加谨慎地考虑监管带来的额外成本和风险。而采矿和金融等重资产行业，通常受到统一技术标准的严格约束，并且能够享受到更多的产业扶持政策倾斜。凭借规模效应以及较强的政企协商能力，这些重资产行业能够在一定程度上缓冲罚没冲击所带来的不利影响。

附录 VIII 附表

表 A1 变量描述性统计

指标	衡量方式	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
罚没收入强度	罚没收入/非税收入	2403	0.147	0.078	0.017	0.690
罚没收入依赖	罚没收入/一般公共预算收入	2403	0.046	0.029	0.007	0.309
财政压力	一般公共预算收支缺口/一般公共预算收入	2403	2.244	2.196	-0.113	16.198
人均生产总值	Ln (人均 GDP)	2403	1.880	0.427	0.700	3.357
人口密度	地级市总人口与行政区划面积之比	2403	0.049	0.066	0.001	0.799
经济增长率	GDP 同比增速	2403	5.987	2.884	-4.800	11.400
城镇化率	以企业预警通公布的城镇化率	2403	0.596	0.137	0.325	0.954
工业化水平	二产占比	2403	0.415	0.098	0.114	0.730
政府规模	一般公共预算支出/GDP	2403	0.214	0.104	0.059	0.797
城市规模指数	Ln (城市夜间灯光值 ≥ 22 的区域均值) ^①	2403	3.479	0.156	3.167	3.943
人民生活水平	Ln(城镇居民人均可支配收入)	2403	10.476	0.265	9.959	11.203

表 A2 晋升压力下行为动机检验

Panel A：以官员任期内平均 GDP 增长率作为晋升压力代理变量				
被解释变量	罚没收入强度		罚没收入依赖	
	低晋升压力	高晋升压力	低晋升压力	高晋升压力
	(1)	(2)	(3)	(4)
财政压力	0.009*** (0.003)	0.015*** (0.003)	0.003** (0.001)	0.005*** (0.001)
观测值	1178	1184	1178	1184
R-squared	0.758	0.651	0.805	0.641
组间系数差异 P 值	0.047**		0.085*	
Panel B：以官员年龄为晋升压力的代理衡量				
	低晋升压力	高晋升压力	低晋升压力	高晋升压力
	(1)	(2)	(3)	(4)
财政压力	0.010*** (0.003)	0.014*** (0.003)	0.002** (0.001)	0.005*** (0.001)
观测值	1284	1101	1284	1101
R-squared	0.665	0.759	0.673	0.779
组间系数差异 P 值	0.151		0.033**	

注：*、**和***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平；聚类标准误、控制变量与固定效应都与基准回归保持一致。组间系数差异 P 值是基于 bootstrap 的费舍尔组合检验法，重复抽样 1000 次计算获得。

^① 参考丁从明等（2020）的做法，提取我国各城市夜间灯光值大于等于 22 的区域平均值的对数进行衡量。

表 A3 罚没收入“异常扩张”的进一步识别

Panel A “基于财政增收”的罚没收入扩张效应识别：来自罚没收入“财政汲取”属性的视角								
变量	罚没收入强度				罚没收入依赖			
	(1)土地财 政依赖	(2)土地财 政依赖	(3)转移支 付	(4)转移支 付	(5)土地财 政依赖	(6)土地财 政依赖	(7)转移支 付	(8)转移支 付
	高组别	低组别	高组别	低组别	高组别	低组别	高组别	低组别
财政压力	0.015*** (0.002)	0.009** (0.003)	0.007** (0.003)	0.038*** (0.013)	0.006*** (0.001)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.020*** (0.004)
观测值	963	966	802	798	963	966	802	798
R-squared	0.685	0.675	0.703	0.605	0.770	0.647	0.669	0.630
组间系数	0.065*		0.000***		0.015**		0.000***	
差异P值								
Panel B “基于财政增收”的罚没收入扩张效应识别：来自罚没收入“经济惩戒”属性的视角								
变量	罚没收入强度				罚没收入依赖			
	(1)环境污 染程度1	(2)环境污 染程度1	(3)环境污 染程度2	(4)环境污 染程度2	(5)环境污 染程度1	(6)环境污 染程度1	(7)环境污 染程度2	(8)环境污 染程度2
	高组别	低组别	高组别	低组别	高组别	低组别	高组别	低组别
财政压力	0.018*** (0.004)	0.009*** (0.002)	0.014*** (0.003)	0.008** (0.003)	0.006*** (0.001)	0.003** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.003* (0.002)
观测值	974	984	833	844	974	984	833	844
R-squared	0.672	0.716	0.649	0.717	0.703	0.697	0.648	0.704
组间系数	0.019**		0.141		0.043**		0.417	
差异P值								
Panel C “基于财政增收”的罚没收入扩张效应识别：来自罚没收入“经济惩戒”属性的视角								
变量	罚没收入强度				罚没收入依赖			
	(1)法治环 境	(2)法治环 境	(3)社会治 安	(4)社会治 安	(5)法治环 境	(6)法治环 境	(7)社会治 安	(8)社会治 安
	高组别	低组别	高组别	低组别	高组别	低组别	高组别	低组别
财政压力	0.014*** (0.005)	0.008*** (0.003)	0.015*** (0.003)	0.008*** (0.002)	0.008** (0.003)	0.002 (0.001)	0.006*** (0.001)	0.003*** (0.001)
观测值	749	777	1258	1143	749	777	1258	1143
R-squared	0.736	0.732	0.709	0.701	0.718	0.742	0.738	0.687
组间系数	0.091*		0.041**		0.015**		0.015**	
差异P值								
Panel D 罚没收入异常扩张的稳健性检验分析								
变量	罚没收入强度				罚没收入依赖			
	(1)低“治理需求”组别	(2)高“治理需求”组别	(3)低“治理需求”组别	(4)高“治理需求”组别	(1)低“治理需求”组别	(2)高“治理需求”组别	(3)低“治理需求”组别	(4)高“治理需求”组别
财政压力	0.021*** (0.006)		0.007*** (0.002)		0.012*** (0.003)		0.002 (0.001)	
观测值	442		1091		442		1091	
R-squared	0.741		0.733		0.723		0.750	
组间系数	0.011**				0.001**			
差异P值								

注：*、**和***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平；聚类标准误、控制变量与固定效应都与表 3 基准回归保持一致。

参考文献

- [1] 陈永生,“趋利性执法司法的体制根源与制度应对——以罚没款物管理制度为重点的分析”,《中国刑事法杂志》,2025 年第 3 期,第 106—122 页。
- [2] 丁从明、黄雪洋、周敏,“方言多样性、要素集聚与城市规模——基于卫星灯光数据的实证检验”,《财贸经济》,2020 年第 8 期,第 80—94 页。
- [3] Ferrara L. E., A. Chong, and S. Duryea, “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4), 1-31.
- [4] 李森、王聪,“财政压力对制造业企业创新的影响研究——基于创新数量与创新质量双重视角的经验分析”,《财政研究》,2024 年第 4 期,第 69—84 页。
- [5] 杨得前、汪鼎,“财政压力、省以下政府策略选择与财政支出结构”,《财政研究》,2021 年第 8 期,第 47—62 页。
- [6] 詹新宇、刘文彬,“中国式财政分权与地方经济增长目标管理——来自省、市政府工作报告的经验证据”,《管理世界》,2020 年第 3 期,第 23—39 页。
- [7] 张牧扬、潘妍、范莹莹,“减税政策与地方政府债务——来自增值税税率下调的证据”,《经济研究》,2022 年第 3 期,第 118—135 页。
- [8] 张牧扬、费冒盛,“减税政策与地方预算统筹”,《管理世界》,2025 年第 3 期,第 19—43 页。
- [9] 赵海益,“财政分权体制下中国地方政府罚没收入诱因研究”,《现代财经(天津财经大学学报)》,2014 年第 3 期,第 55—64 页。

注: 该附录是期刊所发表论文的组成部分, 同样作为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容, 请务必在研究成果上注明附录下载出处。