**财政压力如何影响民生支出？基于新视角的检验**

马海涛 秦士坤

**摘要：**地方政府财政压力水平及其后续影响值得关注，然而现有文献缺乏理论探讨，对财政压力的测度方式也有待改进。基于理论梳理，本文收集了2014至2019年我国地市级面板数据，综合债务与PPP的财政支出责任测度了财政压力，并利用2009年经济刺激计划时期的官员特征构建了财政压力的工具变量，以检验财政压力对地方政府支出结构的影响。研究发现：第一，当面临财政压力时，地方政府所采取的并非紧缩策略，而是通过平衡策略保障民生支出，这一结论与部分前期文献不同，却与务实市政主义理论的预测相一致，其内在机制可能是源于财政压力下中央政府影响力的增强；第二，地方政府在分配支出资源时存在“类啄序”，即优先保障民生支出，其次是运转支出，而经济支出最容易被削减。在民生支出中，社保、教育具有较高的优先级。以上研究为探索紧缩背景下的地方政府行为带来了一定的启示。

**关键词：**财政压力 民生支出 地方政府债务 削减 啄序

## 一、引言

如何在财政紧张时期分配稀缺资源，已成为地方政府最具争议和重要的决策之一。近年来，地方政府面临严峻的收支矛盾，引发持续关注。在支出端，地方政府需要在承担大量偿付责任的同时保障各类支出投入；在收入端，新冠肺炎疫情等重大公共危机事件导致财政收入增长停滞，收支矛盾进一步加剧。相较预算收入，预算支出通常是地方政府在短期内能够即时调整的财政行为。值得探究的是，地方政府会如何通过改变支出结构来应对财政压力？地方政府是否能够有效保障民生支出，维持基本公共服务？

已有文献试图回答这一问题，然而得出的结论却不尽相同。多数文献认为，财政压力会降低社保、教育、医疗卫生等民生支出倾向（吴敏、周黎安，2020；席鹏辉、黄晓虹，2020；余靖雯等，2018；詹新宇、王蓉蓉，2021；张原、吴斌珍，2019），然而也有文献认为财政压力能够提高特定类别的民生支出（杨得前、汪鼎，2021），或对民生支出的影响会随政府间关系发生变化（孙开、张磊，2019），或者根本不存在影响（徐超等，2020）。

早在上世纪七十年代，国外已开始有文献关注财政压力下的地方政府行为，形成了削减管理理论（Levine, 1978）。近年来，随着金融危机的爆发，财政压力再度成为热点话题，形成了竞争性观点。部分学者持悲观看法，认为财政压力下地方政府倾向于削减公共服务，并引发恶性循环，这种看法被称作紧缩城市主义（Austerity Urbanism）（Kim & Warner, 2021；Peck, 2012）。同时，也有学者乐观地认为地方政府会通过平衡多种策略来维持公共服务，实行的是务实市政主义（Pragmatic Municipalism）（Kim & Warner, 2016；Warner et al., 2021）。不同观点对于地方政府应对财政压力的解释呈现鲜明对比，在我国的适用性值得检验。

本文的研究对象是我国城市层级的地方政府。作为经济活动与区域竞争的中心，城市是财政压力的主要承载者。在省管县改革等制度背景下，市级财政压力尤为严峻。例如，2021年末，鹤岗市宣布实施财政重整计划，成为我国首个财政重整的地级市。[[1]](#footnote-1)随着偿付责任的到期以及收入形势的恶化，未来可能会有更多城市面临重整压力。因此，有必要关注城市财政压力及其应对行为。

本文收集了2014至2019年我国284座地市级的面板数据，构建工具变量模型展开实证检验，得出了以下结论：第一，当面对财政压力时，地方政府会积极提高民生支出投入，而非削减民生支出。该行为符合务实市政主义理论的预测，其内在机制可能与中央政府的政策导向有关。第二，在不同支出类别中，民生支出具有最高优先级，其次为运转支出，而经济支出最容易被削减。在民生支出中，社保、教育支出的优先级最高。以上发现体现了财政压力下地方政府的“类啄序”现象。

本文对于当前文献的拓展在于：第一，引入了西方学界最新的理论探讨。现有国内文献对于地方政府行为的讨论更多基于实证结果，而缺乏理论基础。本文梳理了上世纪经典理论与近年来新发展的理论解释，为探究地方政府应对财政压力的行为模式提供了新的思路，有助于在全球视角下重新审视地方政府面临的激励与约束。第二，首次从财政偿付责任口径，检验财政压力对民生支出的影响。前期文献的结论不统一很大程度上是由于财政压力的测度口径不统一所致，而大多测度口径未能很好地刻画财政压力。例如，现有文献通常使用财政政策冲击或收支缺口来测度财政压力，然而政策冲击难以完整捕捉财政压力的总体规模与动态变化，而收支缺口很大程度上反映的是转移支付规模，而非财政压力程度。本文基于近年来学者提出的新口径重新检验经典的研究命题。第三，提出了财政压力的工具变量。基于我国地方政府外部融资的实践背景，本文创新性地利用2009年经济刺激计划时期的行政主官特征构建了财政压力的工具变量，以识别财政压力与民生支出之间的因果机制。

本文结构安排如下：第二部分介绍本文的理论基础并提出研究假说；第三部分介绍研究背景；第四部分为实证分析；第五部分为进一步地实证分析；最后为结论与启示。

## 二、理论基础

在各类风险事件的冲击下，各国地方政府普遍面临财政压力约束，这使得“地方政府如何应对财政压力”成为政府预算领域的经典命题，形成了大量理论与实证成果，至今仍在迭代更新。本部分首先回顾了西方学术界自上世纪以来出现的经典理论，然后介绍近年来出现的新的讨论，最后基于我国背景提出相应的理论假说。

### （一）上世纪的经典理论

如瓦格纳法则所预言，自上世纪中期以来，随着各国经济的迅速增长，公共部门也在以更大的比例扩张。然而经济不可能无限增长，随着风险事件的爆发与经济衰退的出现，公共部门不得不开始应对紧缩的困难局面。这使得学者也开始思考当经济衰退时如何管理公共组织。

早期的相关讨论被称作削减管理理论（Cutback Management Theory）（Warner et al., 2021），主要由组织管理领域的文献发展而来，将地方政府看作类似企业的一种组织形式，从而揭示地方政府如何应对外界环境变化。例如，Levine（1978）的开创性研究提出，地方政府面对财政压力时的回应通常是循序渐进的，即在开始阶段主要采用扩大收入基础、提高运作效率等措施，而随着预算状况的恶化，地方政府不得不削减部分公共服务。类似地，Wolman（1983）认为地方政府首先会采用低风险策略，而将削减公共服务等高风险策略作为最后不得已的手段。Pagano（1988）分析了美国234 个城市的预算数据，发现为了保持组织内部与外界环境之间的平衡，地方政府的确会采取特定的收入与支出策略。总体来看，此类文献认为不同地方政府的应对策略是相似的、可预测的。

与之相反，一些文献则认为地方政府的回应模式是千差万别、难以预测的。例如Morgan & Pammer Jr（1988）认为地方政府应对财政压力的过程符合组织决策理论的“垃圾桶模型”，即组织决策是随机的结果，而城市管理者在决策中发挥关键作用。Nelson（2012）认为地方政府在决策时受到不完全信息的限制，其行为具有“有限理性”特征，具体表现为随着财政约束的增加，地方政府行为的一致性逐渐减弱，从而作出非结构化的回应。

上世纪的经典理论提供了宝贵的见解，但也存在明显的局限性。首先，基于组织视角的讨论容易忽视政府的公共性特征，需要探索更适用于地方政府的理论（Pandey, 2010）。其次，21世纪以来地方政府所面对的外界环境发生了巨大变化，随着预算方式的变化以及财政压力的加剧，经典的预算理论已难以解释财政压力下的预算过程，需要探索新的理论支撑（Rubin, 2015）。

### （二）新背景下的理论发展

21世纪以来，在全球金融危机与新冠疫情的外部冲击下，地方政府财政压力再度成为全球关注的焦点（Chung & Williams, 2021；Douglas & Raudla, 2020）。当前世界各国都面临不同程度的预算约束，例如，自2008年经济衰退开始以来，美国46个州由于财力不足导致公共服务减少（Johnson et al., 2011），一些欧洲国家预算执行的灵活性受到限制（Raudla & Douglas, 2021）。在这一背景下，两种新的理论——紧缩城市主义与务实市政主义引发了广泛的讨论（Kim & Warner, 2021）。

紧缩城市主义理论是在全球金融危机的背景下产生的。在经济衰退的背景下，许多政府部门大幅削减支出，陷入财政困境。该理论认为，地方政府应对财政压力的方式出现了根本性转变，主要体现为掠夺性地削减公共服务（Peck, 2012）。而随着预算的削减，风险将会从公共部门转移至私人部门，使得地方政府面临更大的挑战（Kennett et al., 2015）。这一理论在英国、西班牙等欧洲国家得到了很好地验证，在一些美国城市也能看到类似的证据（Kim & Warner, 2021）。典型的案例是底特律，在财政紧缩之下，底特律市政府在2013年申请破产。总的来说，紧缩城市主义理论对于地方政府行为缺乏信心，对未来持有负面与悲观的看法。

务实市政主义理论则提出了更为积极的观点。该理论由Kim & Warner（2016）提出，认为紧缩城市主义只适用于中央财政高度集中的欧洲国家与极少数美国城市，由于美国地方政府拥有更大的财政自主权，对于绝大多数美国城市，地方政府对财政压力的回应不仅仅是削减，而是通过筹集替代收入、组织重组等多种方式致力于维持公共服务。一些数据调查也显示，在绝大多数美国城市中，采用的是平衡的应对措施（Warner et al., 2021）。务实市政主义理论与上世纪的削减管理理论有着相似之处，都认为地方政府会采取多重平衡策略回应财政压力（Kim & Warner, 2021），但务实市政主义更为强调地方政府的“公共性”特征，这一点与新公共服务（New Public Service, NPS）理论的精神高度一致，因此务实市政主义有着更好的解释力（Warner et al., 2021）。

对比之下，两大理论有着明显的分歧，紧缩城市主义认为面对财政压力，地方政府倾向于削减公共服务而损害公民利益，而务实市政主义则认为地方政府会致力于维持公共服务。有大量实证研究检验了财政压力下的地方政府支出行为模式，然而得出的结论却并不一致 （Breunig & Busemeyer, 2012；Foged, 2021；Hendrick & Degnan, 2020）。地区间的制度、环境差异导致不存在适用一切场景的理论，值得思考的是，哪种理论更能诠释我国的现实背景？

### （三）基于中国背景的理论含义

我国财政体制的核心特征是垂直政治管理体制与经济分权的结合（傅勇、张晏，2007）。在晋升锦标赛机制的激励下，地方政府有足够的积极性发展经济（周黎安，2007）。这一体制与西方国家存在较大差异，例如与美国的财政联邦主义不同，我国的中央政府更具主导性，这使得无论紧缩城市主义还是务实市政主义理论都不能完美适用于我国。尽管如此，务实市政主义理论的核心内涵能在一定程度上解释我国的地方政府行为。面对现实中的财政压力，我国的地方政府通常会采取主动策略，例如加强税收征管（陈晓光，2016），调整产业结构（谢贞发等，2017），调整土地政策（亓寿伟等，2020），实施PPP模式（秦士坤等，2021）等。这类行为反映出我国的地方政府能够通过多种手段来平衡财政压力，而非单纯地实行削减。正因如此，即便财政压力较大，地方政府仍然能够闪转腾挪来避免成为“破产城市”，这与务实市政主义的描述颇为类似。如果这一理论成立，那么应当可以观察到，地方政府在面对财政压力时会调整预算支出结构以保障民生支出。问题是，财政压力为何会影响民生支出？在普遍意义上，现有理论多认为我国的民生领域很容易出现政府投入不足。然而，这一现象主要针对一般场景，当财政压力上升时，地方政府可能会出现截然不同的支出选择。本部分结合官员晋升锦标赛理论、财政联邦主义理论、政府预算理论作出深入探讨。

根据官员晋升锦标赛理论，中央政府的政绩考核是影响我国地方政府行为的关键。在我国体制背景下，地方政府官员为了能够实现个人目标的最优化，有动机将财政资源过度投入到生产性基础设施领域，以此与其他地方政府展开竞争（周黎安，2007）。然而，为了避免扭曲的激励机制，近年来，这一体制也在不断完善，一个重要特点是开始由以GDP考核为主转向多维度的考核机制（Luo & Qin，2021），这可能会有助于缓解地方政府的经济支出偏向问题。在财政紧缩背景下，社会稳定通常是中央政府考量的首要目标，为了避免公众生活受到明显影响，中央政府通常会出具指导性意见。例如，在近年来严峻的收支矛盾背景下，中央政府多次强调地方政府应“牢牢兜住基层‘三保’底线”，即“保基本民生、保工资、保运转”，明确表示要让民生支出在财政预算中占据优先地位。借助政绩考核体制，中央政府能够快速有效地影响地方政府行为，从而可能会提高民生支出投入。

根据财政联邦主义理论，政府间关系也会影响地方政府行为。财政联邦主义理论通常认为分权通常能够提高公共物品的供给效率。然而，这一假说需要满足一定的前提条件，例如中央与地方政府的供给成本是相似的，不存在规模效率，且所提供的公共物品不具有显著的外部性等。对于民生支出，由于社会福利难以提高当地的经济竞争力，且可能会吸引低收入人群，造成供给成本的上升，因此分权体制下民生支出可能会出现供给不足，此时就需要上级政府的介入（Jimenez，2009）。当面对较大的财政压力，适度的集中化决策可能是必要的，因为地方政府缺乏应对经验，很难自愿削减，而集中化决策能够更好地统筹协调，从而平衡各方利益，克服削减过程中的阻力。因此，在财政压力期间增强中央部门的权威性，往往是实施削减的主要路径之一（Levine, 1978）。在我国，当地方政府财政压力上升时，中央政府可能会通过政策导向的形式加强决策的集中化程度，从而根据财政压力作出及时调整。

根据政府预算理论，预算支出的分配是多方参与者在特定环境背景下权力关系变化的结果。Foged（2021）基于西方的制度背景提出，预算分配的参与者包括“优先设定者”与“支出倡导者”等。其中，优先设定者指代由行政人员、政治家和利益集团组成的具有主导性的联盟，追求组织的长期经济可持续性与合法性，可以通过制定政策影响预算过程，并通过安排监护部门来维持预算纪律（Good, 2014）。而支出倡导者是指由负责预算执行的行政机构所组成的利益集团，其行动目标是维持特定领域的财政资金。Foged（2021）认为，优先设定者与支出倡导者之间的权力关系会随着财政压力的变化而变化。当财政压力增加时，基于可持续性的考虑，优先制定者的影响力将会上升，从而使得预算支出更多被用于具有经济可持续性与合法性的领域。换言之，预算分配过程中所涉及的多方参与者的相对影响力，决定了预算过程中的优先选项（Levine, 1978）。这一理论解释在我国也同样适用。结合我国背景可知，中央政府可以被看作优先设定者，而各级预算实施单位则是支出倡导者，两者之间的权力关系变化影响了预算支出分配过程。当财政较为宽松时，预算实施单位能够自由施加一定的影响力。而当面临财政压力时，中央政府作为优先制定者，在地方政府的预算过程中往往会形成更大的影响力。这种来自中央的政策干预影响了地方政府在预算分配时的策略选择，能够有效防止紧缩城市的出现，以保障公众的基本生活水平。

综上，本文认为，我国地方政府行为更可能会表现为务实市政主义，即在面临财政压力时，地方政府倾向于保障民生类支出。这一行为的内在机制是，随着财政压力的提升，政府间关系会发生变化，中央政府影响力会显著增强，并借助政绩考核体系等手段影响地方政府的预算支出分配过程，最终能够保障“三保”领域的资金供给。因此本文提出假说：财政压力对地方政府的民生支出有正向影响。

## 三、研究背景

近年来，地方政府的财政压力很大程度上源于前期财政偿付责任的累积。本部分首先回顾了近年来财政压力的形成背景，并梳理了当前文献中财政压力的测度方法。

### （一）财政压力的演变

近年来，地方政府债务风险引发广泛关注，而债务风险的累积最早可追溯至20世纪90年代的财政体制改革（周世愚，2021）。为了改变中央财政收入占比较低的局面，财政体制改革将收入逐渐向中央集中，而经济建设与公共服务等事权仍高度集中于地方政府，这使得事权与支出责任不相适应，地方政府面临收支矛盾。由于1995年施行的《预算法》严禁地方政府发行债务，地方政府长期缺乏合规的融资方式，支出压力导致地方政府只得大量借助融资平台、事业单位等变相融资，债务风险逐渐累积。

自2008年金融危机以来，地方政府债务迎来了扩张期。由于金融危机对中国的出口导向型经济带来了沉重打击，为了提振经济，2009年中央政府实施了“四万亿投资计划”，这项经济刺激计划的主体内容是基础设施投资，因此几乎所有的投资都由地方政府负责实施。在该计划背景下，大量银行贷款投向基础设施建设领域，地方政府融资平台的债务规模迅速膨胀，委托贷款、理财产品等影子银行活动快速增长（Chen et al., 2020）。这些融资渠道复杂且隐蔽，导致地方政府债务的真实规模难以得到有效统计，也引发了众多猜想和讨论。

在这一背景下，中央政府开始严控财政风险。审计部门对政府性债务情况进行了全面审计，据2013年的《全国性债务审计结果》披露，地方政府负有直接偿还责任的债务约10万亿元，而或有债务的规模则更为庞大。为了规范地方政府的举债行为，2014年，中央政府修订了《预算法》，正式允许地方政府通过发行标准化的地方政府债券进行举债，并将过去累积的不同形式的债务逐渐转换为地方政府债券的形式，以实现成本与风险最小化（王雅龄、王力结，2015）。此外，自2014年开始，中央政府还通过鼓励推广PPP（Public-Private Partnership）模式来缓解债务压力（秦士坤等，2021）。这一模式的优势是能够通过与社会资本合作，在短期内筹措大量资金用于基础设施建设。然而，随着近年来PPP的大规模采用，这一过程也累积了大量的偿付责任，需要在PPP项目运营阶段逐渐消化，客观上形成了新的偿付压力。

综上，与西方国家相比，我国的地方政府债务更多属于行政行为（伏润民等，2012），地方政府财政压力的累积很大程度上是前期信贷肆意扩张的结果（李建强等，2020）。尽管伴随我国的财政制度的完善，投融资方式已经得到了有效管控，然而前期累积的存量偿付规模仍需要阶段性的消化。[[2]](#footnote-2)过高的财政偿付责任对财政状况的影响是多方面的，除了需要偿还债款以外，地方政府新的筹资空间也会随之减小，容易带来违约风险 （秦士坤，2020；朱军等，2019），甚至向其它方向转嫁（马海涛、吕强，2004）。在未来相当长的时间内，财政偿付责任都将成为衡量地方政府财政压力的重要角度。

### （二）财政压力的测度

现有文献对财政压力的客观刻画主要有三类方式。第一类使用某一财政政策冲击加以衡量，例如陈晓光（2016）和余靖雯等（2018）使用取消农业税费改革、席鹏辉等（2017）使用地市增值税分成变化、毛捷等（2020）使用企业所得税改革来测度财政压力。这种方式的测度逻辑是捕捉某一时点财政政策发布对于财政收支带来的冲击，从而刻画财政压力。其优点是可以通过构建准自然实验较好地识别财政压力带来的因果效应，缺点则是政策冲击无法从衡量财政压力的整体水平与动态变化。

第二类使用地方政府一般预算的收支缺口占收入或GDP的比重进行衡量，认为收支缺口越大则财政压力越大。这种测度方式的优点是数据相对容易获取，计算方式简洁直观，且能够从整体上衡量一个地区的财政压力水平，因此在文献中被大量采用（亓寿伟等，2020；孙开、张磊，2019；杨得前、汪鼎，2021；杨其静等，2021）。但这种方式存在一定的局限性：首先，收支缺口仅反映了一般预算的收支状况，并未涉及政府性基金预算。其次，收支缺口所反映的主要是转移支付规模，而非财政压力。具体来说，地方政府的收支缺口可以拆解为三个部分，一部分是中央对地方税收返还与转移支付，一部分是从地方预算稳定调节基金、政府性基金预算、国有资本经营预算调入资金以及结转结余，其余为财政赤字。如图1所示，2014至2020年，税收返还与转移支付占地方政府收支缺口的比重分别达到了96.9%、82.1%、81,2%、79.5%、77.2%、72.5%、75.5%，可见收支缺口中绝大比例是税收返还与转移支付。如果采用收支缺口衡量财政压力，所刻画出的财政压力较大的地区，实际上是接受税收返还与转移支付越大的地区。而税收返还与转移支付的分配有着客观计算公式，与财政压力关联较小。

###### 图1 财政缺口与转移支付的对比

数据来源：2014至2020年《中央和地方预算执行情况与预算草案报告》，由作者手工整理。

第三类从地方政府财政偿付责任视角来衡量财政压力。Wang et al.（2007）认为衡量政府财政健康状况最好的方式是测度政府履行偿付责任的能力。基于这一思路，Brien et al. （2021）使用债务与财政收入的比值衡量财政压力，朱军等（2019）使用地方政府债务的违约率衡量财政压力，秦士坤（2020）使用地方政府债务与PPP财政支出责任占综合财力的比重衡量财政压力。较前两类测度方式，这类方式更贴合当前我国防范化解重大风险的历史背景，对于财政压力的测度较为直观：即财政偿还责任越大，则财政压力越大。此外，这种方式能够覆盖地方政府的多个账目，全面衡量地方政府的财政压力水平以及动态变化趋势。碍于数据的可得性，当前使用城市层面偿付责任数据分析财政压力的研究相对较少。基于这类文献的思路，下文构建了财政压力指标。

## 四、实证分析

鉴于本文使用财政偿付责任而非政策冲击来衡量财政压力，这使得实证部分难以构建准自然实验来识别因果效应，因此内生性问题的处理变得尤为重要。为了尽可能消除内生性问题，本部分主要使用工具变量法进行估计，并借助多种方法完成稳健性检验。

### （一）研究设计

本文主要使用两阶段最小二乘（2SLS）模型进行工具变量估计，模型设定如下：

 $y\_{it}=Stress\_{i,t}β\_{1}+X\_{i,t-1}β\_{2}+η\_{p}+δ\_{t}+ε\_{i,t}$ （1）

$Stress\_{it}=IV1\_{i}θ\_{1}+IV2\_{i}θ\_{2}+X\_{i,t-1}θ\_{3}+η\_{p}+δ\_{t}+ε\_{i,t}$ （2）

其中，*i*代表城市，*p*代表省份，*t*代表年份；$y\_{it}$为被解释变量，即民生类财政支出占比；核心解释变量 $Stress\_{i,t}$为财政压力值；*IV1*与*IV2*指代本文构造的两个工具变量，将在下文具体介绍；$X\_{i,t-1}$代表一系列控制变量，为了控制潜在的内生性问题，作滞后一期处理从而转化为前定变量；$ θ与β$均为估计系数；$ η\_{p}$为地区固定效应，控制不随时间变化的地区特性；$δ\_{t}$为时间固定效应，控制每个年份的宏观形势冲击；$ε\_{it}$为随机扰动项。

### （二）变量与数据

本文数据为2014至2019年284座地级市（不含直辖市、自治州、盟等）的面板数据。选取2014年作为起始时间是因为2014年《预算法》修正以来，地方政府投融资模式发生了根本性变化。选取2019年作为截止时间是为了消除疫情冲击对本文结果的影响。变量与数据来源说明如下：

1.被解释变量：民生支出占比

被解释变量为民生类财政支出规模占当年总财政支出的比例。民生支出又称公共服务类或社会类支出，与其相对应的是经济类或生产类支出。关于民生支出的定义，现有文献尚未形成共识。一些学者是以教育或医疗卫生的单项支出来衡量（魏福成、朱东霞，2021；余靖雯等，2018），一些学者是以科教文卫支出来衡量（傅勇、张晏，2007），一些学者是以教育、社会保障和就业、医疗卫生支出的总和来衡量（孙开、张磊，2019；杨得前、汪鼎，2021）。借鉴前期文献做法，本文将民生财政支出定义为教育、社会保障和就业、医疗卫生支出的总和。数据来源于各地财政预决算报告，通过人工方式收集整理。

此外，为了进行稳健性估计，本文还构造了两种民生相关的被解释变量。第一种是广义民生支出占比，即在上述民生支出定义基础上，进一步包含住房保障支出、科学技术支出、文化体育与传媒支出。[[3]](#footnote-3) 第二种是人均民生支出，即从绝对规模角度衡量民生支出投入。这样做的原因是仅从从相对规模角度衡量民生投入存在一定的问题：一是模型估计问题。由于被解释变量位于0到1之间，且不同科目支出占比的总和为1，这会对估计结果带来一定偏误。二是效应识别问题。财政压力对于民生类支出占比的影响既可能来自分子（即民生支出规模），也可能来自分母（即财政支出总规模），导致无法准确识别绝对影响。综上，本文从相对规模与绝对规模角度构建了多个民生支出投入指标。

2.核心解释变量：财政压力

本文的核心解释变量为财政压力。财政压力的测度指标应当能够有效衡量财政收支矛盾。在现有文献基础上，本文从收支两端测度财政压力：在支出端，本文使用地方政府债务（包括一般债务与专项债务）余额与PPP财政支付责任的总和衡量财政偿付责任。其中，PPP财政支付责任的计算方式参考秦士坤（2020）的做法，将2014至2019年PPP项目层面年度支付责任进行折现后累加至城市层面。值得说明的是，PPP项目年度支付责任数据来源于财政部PPP中心数据库，该数据统计的目的是为了衡量不同年度的PPP财政承受能力，以控制财政风险。其定义是“未来需从预算中安排的支出责任”，在计算过程中已考虑了项目未来收益等因素。[[4]](#footnote-4)因此，折现后得到的PPP财政支付责任与地方政府债务余额有着相似的内涵，均属于累积的未来偿付责任，从而具备可比性。

在收入端，本文使用一般公共预算收入与政府性基金收入的总和衡量综合财力。其原因是尽管我国地方政府的财政预算有“四本账”，但财政收入主要来源于一般公共预算（主要由税和费构成）与政府性基金预算（有特定用途的资金），这两类收入也构成了政府债务与PPP的偿付来源。数据来源于各地财政预决算报告，通过人工方式收集整理。财政压力的最终计算公式为：

 $Stress\_{i,t} $= $\frac{Debt\_{i,t}+PPP\_{i,t}}{Rev\_{i,t}+Fund\_{i,t}}$ （3）

其中，*i*代表城市，*t*代表年份；*Stress*代表财政压力；*Debt*代表地方政府债务余额，包含一般债务与专项债务；*PPP*代表PPP未来支出责任的现值；*Rev*代表一般公共预算收入，*Fund*代表政府性基金收入。在式（3）中，分子整体衡量的是各城市在当期的偿付责任规模，分母则代表地方政府当年的综合财力。[[5]](#footnote-5)

为了检验本文所构建指标是否能够客观反映真实的城市财政状况，我们将2019年各城市的财政压力指标按照由低到高排序。结果显示财政压力指标最低的五座城市分别为深圳、苏州、景德镇、厦门、廊坊，而财政压力指标最高的五座城市分别为固原、伊春、商洛、乌兰察布、资阳。由此可见，财政压力指标较小的城市通常经济发达、财政资源充沛，而财政压力指标较大的城市通常经济发展水平相对较低，存在区位劣势。这证明本文所构建指标基本符合公众的主观认知，能够客观反映财政压力。

在指标构建基础上，本文初步探索了财政压力与民生类支出占比之间的关系。如图2所示，在2014至2019年间，绝大多数城市的财政压力集中于100%至300%之间，而民生类支出占比主要集中于30%至50%之间。如果对两者间关系进行初步的线性拟合，可发现两者呈正向相关。这与本文的假说相一致，即财政压力使民生支出投入上升，而非下降。



###### 图2 财政压力与民生支出的相关关系

数据来源：2014至2019年各城市财政预决算报告，由作者手工整理。

为了体现财政压力的内在结构，在式（3）基础上，本文将财政压力进一步拆解为两部分：

$Stress\_{i,t} $= $\frac{Debt\_{i,t}}{Rev\_{i,t}+Fund\_{i,t}} $+ $\frac{PPP\_{i,t}}{Rev\_{i,t}+Fund\_{i,t}} $= $DS\_{i,t}+PS\_{i,t}$ （4）

其中，*DS*代表来自债务的财政压力，*PS*代表来自PPP的财政压力。根据测算可知，在2014至2019年间，来自债务的财政压力平均值为173%，而来自PPP的财政压力平均值为42%。这说明尽管债务偿付是财政压力的主要来源，然而PPP的规模也应引起足够重视。将两部分财政压力与民生支出之间的关系分别呈现（如图3），可发现来自债务的财政压力与民生支出表现出明显的正向相关，而来自PPP的财政压力与民生支出的正向关系并不明显。这反映了地方政府对于不同来源财政压力具有不同的感知水平。



###### 图3 不同类型财政压力与民生支出的相关关系

数据来源：2014至2019年各城市财政预决算报告，由作者手工整理。

值得说明的是，已有学者发现财政压力的客观水平与决策者的感知水平与之间可能会存在偏离。例如，Maher & Deller（2007）针对美国威斯康星州地方政府进行了一项问卷调查，发现当地官员对财政压力的感知与财政压力的定量指标并不一致。地方政府决策者在应对财政压力的决策中往往发挥关键作用（Morgan & Pammer Jr, 1988），因此可被感知的财政压力能够更大程度地影响支出结构。在我国，尽管债务与PPP都客观形成了财政压力，然而地方政府可感知的财政压力可能主要来源于债务。其原因一方面是债务的总规模相对更大，在政策议程上具有更大的影响力。另一方面是由于当前对于PPP的管理只有流量管控，[[6]](#footnote-6)而缺乏存量管控（陈少强，2018）。PPP的支出责任分散在不同项目中，地方政府对于PPP所形成的总体偿付责任缺乏感知，导致PPP对地方政府行为的影响较小。当前在地方政府的预算报告里，主要以防控债务风险为主，较少提及PPP支付责任。这一现象值得警惕，由于PPP支付责任已具一定规模，客观上形成了财政压力，缺乏对这部分财政压力的感知容易带来财政风险。

3.工具变量：经济刺激计划时期的行政主官特征

在有关财政压力或地方政府债务的文献中，一般都存在遗漏变量或双向因果等识别问题，而这些内生性问题一直未得到良好的解决，原因是难以找到合适的工具变量。简单地使用财政压力滞后期作为工具变量无法解决潜在的时间序列问题。结合研究背景与相关文献，本文创新性地将经济刺激计划时期的行政主官特征作为财政压力的工具变量进行估计。

工具变量的有效性取决于是否满足相关性与排它性条件。Chen et al. （2020）在一项有关地方政府影子银行的研究中提出，在经济刺激计划时期更积极接受银行贷款的地方政府，往往会在几年后发行更多的城投债。为了识别这一因果效应，Chen et al. （2020）使用“2009年时任省长任期阶段”作为刺激性信贷规模的工具变量，选用这一工具变量的理由是其能够较好地满足工具变量的相关性与排它性条件。相关性方面，省长任期与刺激性银行贷款的接受程度有关，任期较长的省长基于晋升激励的考量，对中央政策的遵从意愿更为强烈，因此倾向于扩大地方政府融资规模。而新上任的省长由于晋升可能性较低，因此对于经济刺激计划并不敏感。排它性方面，由于省长任期通常在5年以内，2009年的省长任期与未来年份的城投债发行并不存在其它关系。

借鉴这一思路，本文认为经济刺激计划时期的市长特征同样可以作为财政压力的工具变量。[[7]](#footnote-7)工具变量的相关性方面，由研究背景部分可知，债务累积是信贷扩张的结果（李建强等，2020）。2009年开始实施的经济刺激计划向基础设施领域投放了大量信贷，地方政府借助融资平台等方式通过银行贷款投资基础设施建设，对地方政府存量债务带来了长期影响，并最终成为地方政府实施PPP的重要推手（秦士坤等，2021）。因此经济刺激计划时期的市长特征不仅与银行贷款规模相关，还与当前地方政府的财政压力相关，满足工具变量的相关性条件。排它性方面，由于市长任期的平均水平为3年，[[8]](#footnote-8)在经历了十八大以来各方面的财政体制改革以后，2009的市长特征在2014至2019年间几乎不会对本地的财政支出结构产生影响，因此可近似地看作满足排它性条件。

基于上述分析，本文使用“2009年时任市长任期阶段”作为当期财政压力的工具变量，如果上任时间超过1年则定义为1，反之为0。此外，2009年时任市长的其他个人特征也可能会影响财政压力。例如，学历较高的市长可能能够更好地利用经济刺激计划进行投资，继而影响未来财政压力。为了缓解弱工具变量问题带来的影响，本文将“2009年时任市长学历”作为补充工具变量，若学历水平为研究生以上则定义为1，反之为0。

4.其它控制变量

由于财政压力与民生类支出投入存在较多的共同影响因素，遗漏控制变量可能会带来内生性问题。本文从经济、人口、政府治理、行政主官四个方面纳入控制变量。经济方面，使用人均GDP控制当地的经济发展水平，使用人均财政支出控制当地的财政实力，使用金融机构贷款余额占GDP的比重控制当地的金融发展水平，数据来源均为Wind数据库。人口方面，使用人口密度衡量人口活跃程度，数据来源为Wind数据库。政府治理方面，使用财政透明度指数衡量政府开放程度与治理水平，数据来源为清华大学等发布的《中国城市政府财政透明度研究报告》。此外，使用市向县支出分权衡量政府间关系，其计算公式为县级政府财政支出占全市财政支出的比重，数据来源为各地财政预决算报告与Wind数据库。行政主官方面，使用市长和市委书记的任期年数与学历衡量行政主官的个人特征，其中学历在研究生以上学历时取值为1，否则为0。行政主官数据来源为百度百科、各地市官方网站等，通过人工方式收集整理。

基于数据可得性与模型构建方式考虑，本文的被解释变量与核心解释变量的时间跨度为2014至2019年，控制变量的时间跨度为2013至2018年。其中涉及金额数据使用GDP平减指数折算为2013年可比价格。所有变量在首尾1%的水平上进行缩尾。描述性统计见表1。

表1 描述性统计表

| 类别 | 变量名 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 被解释变量 | 民生支出占比 | 1527 | 0.40 | 0.06 | 0.24 | 0.55 |
| 经济支出占比 | 1471 | 0.45 | 0.07 | 0.28 | 0.67 |
| 运转支出占比 | 1539 | 0.15 | 0.03 | 0.07 | 0.25 |
| 人均民生类支出（加1取对数） | 1527 | 8.14 | 0.26 | 7.25 | 9.42 |
| 解释变量 | 财政压力 | 1659 | 2.17 | 1.34 | 0.03 | 10.79 |
| 来自债务的财政压力 | 1673 | 1.73 | 1.09 | 0.21 | 6.05 |
| 来自PPP的财政压力 | 1659 | 0.42 | 0.51 | 0.00 | 2.50 |
| 2009年市长任期阶段 | 1981 | 0.87 | 0.33 | 0.00 | 1.00 |
| 2009年市长学历 | 1981 | 0.84 | 0.36 | 0.00 | 1.00 |
| 人均GDP（加1取对数） | 1686 | 10.68 | 0.52 | 9.53 | 11.97 |
| 人均财政支出（加1取对数） | 1698 | 9.01 | 0.35 | 8.29 | 10.18 |
| 市向县支出分权 | 1698 | 0.70 | 0.21 | 0.00 | 0.93 |
| 人口密度（加1取对数） | 1692 | 5.71 | 0.93 | 3.15 | 7.82 |
| 金融发展水平 | 1678 | 1.37 | 0.58 | 0.51 | 3.48 |
| 财政透明度 | 1686 | 42.42 | 18.34 | 7.40 | 82.09 |
| 市长任期 | 1642 | 3.06 | 1.39 | 1.00 | 7.00 |
| 市长学历 | 1698 | 0.55 | 0.50 | 0.00 | 1.00 |
| 市委书记任期 | 1694 | 3.49 | 1.53 | 1.00 | 8.00 |
| 市委书记学历 | 1698 | 0.83 | 0.37 | 0.00 | 1.00 |

注：（1）为了尽可能减少加1取自然对数带来的分布扭曲，本文尽可能缩小了相关变量量纲。其中人均民生类支出单位为万元每万人，人均GDP单位为万元每万人，人口密度单位为人每平方公里；（2）由于部分城市未完整披露支出结构，样本中存在少量缺失；（3）除民生支出外，我们将剩余支出进一步划分为经济类与运转类，其中运转类包括一般公共服务与公共安全支出，经济类包括其它，具体分析见第五章第二节。

### （三）基准回归

在工具变量估计之前，我们首先通过固定效应模型初步观测财政压力与民生支出之间的关系。如表2的第（1）列所示，在加入控制变量的情况下，财政压力与民生支出在10%水平上呈现显著的正向相关，这一结论与图2相印证，与本文的研究假说相符。尽管如此，这一估计可能存在遗漏变量或双向因果问题，因此，在（2）-（4）列我们进一步展示了工具变量估计结果。其中，第（2）列为未加入控制变量的估计结果，第（3）列在第（2）列基础上纳入了时变控制变量，第（4）列为在第（3）列基础上将面板数据通过取样本期内均值的方式变为截面数据。使用截面数据进行估计的原因是，本文的工具变量不含时间维度的变动性，为了观测结果是否随数据结构发生变化，我们使用截面工具变量回归作为稳健性估计。

由表2第（2）列结果可知，当不加入控制变量时，财政压力对民生类支出的影响系数为0.037，在5%水平上显著为正，与本文的研究假说相一致，即地方政府面临财政压力时倾向于保障民生支出。此外，第一阶段结果显示，两个工具变量对财政压力的影响均显著为正，且F值高于临界值10，说明工具变量满足相关性条件，且不存在严重的弱工具变量问题。这一结果可解读为2009年任期相对较长、学历较高的市长更容易接受刺激性银行贷款，进而对财政压力产生长期影响。Hansen检验的p值大于0.1，代表工具变量通过了过度识别检验。当纳入控制变量后，如第（3）列所示，系数大小变化程度较小且显著性增强，这说明控制变量对估计结果的影响较小，遗漏变量问题对于本文估计结果带来的影响并不严重。系数大小为0.040，这意味着当财政压力每上升1%，民生类支出占比上升0.040%。这一系数的经济显著性明显高于固定效应估计结果。在大多数有关工具变量的估计结果中，工具变量回归的系数大小通常高于一般回归结果（Lal et al., 2021）。其原因一方面可能是由于通过消除内生性还原了系数的真实大小，另一方面也可能是由弱工具变量所带来的估计偏误。然而，本文的弱工具变量问题并不严重，即便存在弱工具变量问题，在严格满足排它性条件下，弱工具变量问题也并不会影响本文的基本结论。

鉴于本文数据为面板结构，工具变量的选取应尽可能满足时间与截面维度上的变动性。然而，本文的工具变量为历史事件，难以获取时间维度上的变动性。为了进一步检验工具变量估计结果，我们将数据取样本期内均值，从而得到截面数据。随着样本数量的减小，可能会出现弱工具变量问题，具体表现为一阶段 F 统计量低于临界值10。为了解决这一问题，我们使用对弱工具变量更不敏感的“有限信息最大似然估计法”（LIML）进行估计。结果如第（4）列所示，财政压力对民生支出的影响在5%水平上显著为正，且系数大小与第（3）列几乎完全一致，这说明工具变量估计结果受到数据结构的影响较小，基准回归的结果较为可信。

表2基准回归估计结果

|  | 固定效应 |  | 工具变量 |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量名称 | (1) |  | (2) | (3) | (4) |
| Panel a：回归结果（被解释变量：民生支出占比） |
| 财政压力 | 0.003\* |  | 0.037\*\* | 0.040\*\*\* | 0.039\*\* |
|  | (0.00) |  | (0.01) | (0.01) | (0.02) |
| 人均GDP | 0.003 |  |  | 0.000 | -0.001 |
|  | (0.02) |  |  | (0.01) | (0.02) |
| 人均财政支出 | -0.087\*\*\* |  |  | -0.127\*\*\* | -0.126\*\*\* |
|  | (0.01) |  |  | (0.01) | (0.02) |
| 市向县支出分权 | -0.014\* |  |  | 0.031\*\*\* | 0.055\*\* |
|  | (0.01) |  |  | (0.01) | (0.02) |
| 人口密度 | -0.002 |  |  | 0.003 | 0.005 |
|  | (0.01) |  |  | (0.00) | (0.01) |
| 金融发展水平 | 0.007 |  |  | -0.003 | -0.008 |
|  | (0.01) |  |  | (0.00) | (0.01) |
| 财政透明度 | -0.000 |  |  | -0.000 | 0.000 |
|  | (0.00) |  |  | (0.00) | (0.00) |
| 市长任期 | -0.000 |  |  | 0.001 | 0.004 |
|  | (0.00) |  |  | (0.00) | (0.00) |
| 市长学历 | -0.001 |  |  | 0.006\* | 0.003 |
|  | (0.00) |  |  | (0.00) | (0.01) |
| 市委书记任期 | -0.000 |  |  | -0.000 | -0.001 |
|  | (0.00) |  |  | (0.00) | (0.00) |
| 市委书记学历 | -0.001 |  |  | -0.004 | -0.009 |
|  | (0.00) |  |  | (0.00) | (0.01) |
| Panel b：第一阶段回归结果（被解释变量：财政压力） |
| 2009年市长任期阶段 |  |  | 0.180\*\* | 0.313\*\*\* | 0.331\*\*\* |
|  |  |  | (0.07) | (0.07) | (0.13) |
| 2009年市长学历 |  |  | 0.256\*\*\* | 0.257\*\*\* | 0.232\*\* |
|  |  |  | (0.06) | (0.06) | (0.10) |
| 年份固定效应 | 是 |  | 是 | 是 | 是 |
| 城市/省份固定效应 | 是 |  | 是 | 是 | 是 |
| 一阶段F值 | - |  | 10.435 | 17.843 | 5.026 |
| Hansen p值 | - |  | 0.169 | 0.884 | 0.695 |
| 样本量 | 1447 |  | 1510 | 1447 | 272 |

注：（1）\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1% 、5% 和 10%的显著性水平，小括号内数值为聚类到城市层面的稳健性标准误，下同；本表被解释变量为民生支出占比；（2）第2至3列为面板数据，使用2SLS模型估计，第4列为截面数据，使用LIML模型估计；（3）由于2009年的市长特征为非时变变量，这导致无法控制城市层面的固定效应，因此工具变量模型控制年份与省份层面的固定效应。

### （四）工具变量的证伪与近似排它性检验

前文通过事实推演论证了工具变量满足相关性与排它性，然而该假设是否满足值得进一步检验。本部分通过证伪检验来观测假设是否成立。借鉴Nunn & Wantchekon（2011）的做法，证伪检验的具体思路为：如果工具变量可靠，应当可以观测到工具变量仅与部分变量具有相关关系，或仅在部分样本中影响被解释变量，否则证明工具变量并不可靠。根据前文描述，2009年的市长特征影响财政压力的渠道主要是通过银行贷款实现的，而银行贷款主要与债务累积相关，与PPP的推行并不直接相关。因此如果工具变量是可靠的，那么工具变量应该只影响来自债务的财政压力，而不影响来自PPP的财政压力。根据表3的（1）-（2）列所示，当我们将核心解释变量拆分为债务与PPP后分别回归，发现一阶段结果中工具变量的确仅对债务有显著影响，而对PPP没有显著影响，且F值远小于10，这说明工具变量的确是通过债务渠道来影响财政压力，证伪检验1成立。此外，本文还通过分样本简约式回归完成证伪检验2。如表3所示，第（3）列为全样本，而第（4）列仅包含债务压力最低的10%的样本。对于债务压力较低的样本，工具变量不存在影响财政压力的第一阶段渠道。如果排它性假设成立，即工具变量无法通过其它渠道影响民生支出，那么应当可以观测到的是工具变量理应无法进一步影响民生支出。由第（3）-（4）列回归结果可知，工具变量对被解释变量的影响仅在全样本中显著，而在不存在债务影响渠道的样本中并不显著，说明工具变量再次通过了证伪检验。

除证伪检验以外，本文还进一步检验了工具变量的“近似排它性”。考虑到工具变量的排它性很难严格满足，该检验的思路为：假设工具变量并不完全满足排它性，即“近似排它”，若放松假设后估计结果仍然不变，则证明估计结果是可信的。借鉴Conley et al.（2012）的做法，我们将新的估计方程定义为：

 $y\_{it}-IV1\_{i}γ\_{1}-IV2\_{i}γ\_{2}=Stress\_{i,t}β\_{1}+X\_{i,t-1}β\_{2}+η\_{p}+δ\_{t}+ε\_{i,t}$ （5）

其中，*i*代表城市，*p*代表省份，*t*代表年份；$y\_{it}$为被解释变量，即民生类财政支出占比；核心解释变量 $Stress\_{i,t}$为财政压力值；$X\_{i,t-1}$为控制变量；*IV1*与*IV2*为工具变量；$γ$衡量工具变量对被解释变量的直接影响；$ β$为估计系数；$ η\_{p}$为地区固定效应；$δ\_{t}$为时间固定效应；$ε\_{it}$为随机扰动项。

当排它性假设严格成立时，工具变量不存在对被解释变量的直接影响，此时$γ$等于0，此时采用公式（1）（2）的方程能够得到可靠的估计结果。但当排它性假设不严格成立时，$γ$不等于0，此时可能影响估计结果。根据前文结果可知，$β与θ$均大于0，因此如果$γ$大于0，那么原估计方程可能会高估财政压力对民生支出的影响系数，从而推翻前文关于正向关系的结论。为了解决这一问题，公式（5）从左端减去了工具变量的加权值，从而消除工具变量影响被解释变量的直接渠道，以得到更为可信的结果。具体地，我们将表3第（4）列简约式回归中工具变量的系数看作工具变量对被解释变量的直接影响，据此定义了$γ$数值，然后在此基础上进行2SLS估计。如表3第（5）列结果所示，当消除潜在的干扰因素后，财政压力对民生支出的影响仍然在1%水平上显著为正，而系数的大小为0.028，较之前的0.040出现了一定程度的下降。这说明当排它性假设不严格满足时，传统的工具变量估计会高估系数大小。但在本文中，即使排它性假设不严格成立，系数仍然显著为正，证明本文的估计结果是可信的。

表3工具变量的证伪与近似排它性检验

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 证伪检验1：检验不同解释变量F值 | 证伪检验2：简约式回归 | 近似排它性检验 |
| 变量名称 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Panel a：第二阶段回归结果（被解释变量：民生支出占比） |
| 财政压力 |  |  |  |  | 0.028\*\*\*(0.01) |
| 来自债务的财政压力 | 0.050\*\*\*(0.01) |  |  |  |  |
| 来自PPP的财政压力 |  | 0.321\*(0.18) |  |  |  |
| Panel b：第一阶段回归结果（被解释变量：财政压力） |
| 2009年市长任期阶段 | 0.253\*\*\*(0.06) | 0.044(0.03) | 0.012\*\*\*(0.00) | 0.004(0.01) | 0.313\*\*\*(0.07) |
| 2009年市长学历 | 0.207\*\*\*(0.05) | 0.026(0.02) | 0.011\*\*\*(0.00) | 0.003(0.01) | 0.257\*\*\*(0.06) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 一阶段F值 | 16.519 | 2.035 | - | - | 17.843 |
| Hansen p值 | 0.872 | 0.728 | - | - | 0.822 |
| 样本量 | 1451 | 1447 | 1461 | 351 | 1447 |

注：第4列使用债务压力最低的10%的样本，其余列均为全样本。

### （五）稳健性检验

本部分以三种思路检验结果的稳健性。第一种是替换被解释变量，从而排除测量误差的影响。如表4的Panel a所示，我们将被解释变量替换为广义民生支出占比，或从绝对规模角度衡量人均民生支出投入，发现估计结果均在1%的水平上显著为正，说明财政压力不仅增加了民生支出的相对份额，还增加了民生支出的绝对值投入。

第二种是将解释变量分别替换为滞后1到4期，从而缓解反向因果问题。如表4的Panel b所示，不同滞后期财政压力对民生支出的影响均是显著为正的，且系数大小较为稳定。这一结果一方面通过缓解反向因果问题证明本文的研究结论较为稳健，另一方面说明财政压力具有长期效应，能够影响多年后的支出结构。

第三种是通过滚动的方式连续选取样本，从而观测结果是否受到特定年份影响。如表4的Panel c所示，所有三年期滚动回归结果均显著为正，证明结果稳健。值得关注的是，随着样本时间的推进，一阶段F值出现下降，说明2009年市长特征与财政压力间的相关性在减弱，这是因为近年来新发行的债务与PPP主要受到新时期宏观环境与政策的影响，而08年金融危机对财政压力的影响在逐渐消失。

表4 稳健性检验

|  |  |
| --- | --- |
|  | Panel a：替换被解释变量 |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 被解释变量= | 民生支出占比 | 广义民生支出占比 | 人均民生支出 | 人均广义民生支出 |
| 财政压力 | 0.040\*\*\*(0.01) | 0.054\*\*\*(0.01) | 0.125\*\*\*(0.03) | 0.138\*\*\*(0.03) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 一阶段F值 | 17.843 | 16.043 | 17.843 | 16.043 |
| Hansen p值 | 0.884 | 0.405 | 0.341 | 0.149 |
| 样本量 | 1447 | 1387 | 1447 | 1387 |
|  | Panel b：将解释变量滞后（被解释变量：民生支出占比） |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 解释变量= | 滞后1期 | 滞后2期 | 滞后3期 | 滞后4期 |
| 财政压力 | 0.039\*\*\*(0.01) | 0.032\*\*\*(0.01) | 0.037\*\*\*(0.01) | 0.042\*\*\*(0.02) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 一阶段F值 | 14.783 | 14.601 | 11.280 | 8.562 |
| Hansen p值 | 0.910 | 0.347 | 0.439 | 0.262 |
| 样本量 | 1182 | 918 | 648 | 383 |
|  | Panel c：滚动回归（被解释变量：民生支出占比） |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 样本年份= | 2014至2016 | 2015至2017 | 2016至2018 | 2017至2019 |
| 财政压力 | 0.035\*\*\* | 0.027\*\*\* | 0.027\*\*\* | 0.051\*\*\* |
|  | (0.01) | (0.01) | (0.01) | (0.02) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 一阶段F值 | 10.846 | 11.401 | 10.963 | 6.295 |
| Hansen p值 | 0.337 | 0.911 | 0.928 | 0.632 |
| 样本量 | 802 | 799 | 786 | 645 |

综上可知，在财政压力下，地方政府更加积极地响应中央政策号召，即通过平衡策略保障民生类支出投入，表现为务实市政主义。这一结论与本文的假说一致，说明我国的财政体制能够有效应对财政压力的冲击，避免紧缩城市的出现。

## 五、进一步地分析

在前文基础上，本部分将进一步探究财政压力对民生支出的影响机制，以及不同类型支出在地方政府决策中的优先次序。

### （一）机制检验与异质性分析

由理论分析部分可知，地方政府采取务实市政主义策略的机制为：在财政压力下，地方政府的支出分配将倾向于中央政府的偏好，从而导致地方政府更为积极地响应中央政府 “保民生”的政策号召，从而保障民生支出。本文用于机制检验的核心思路是，如果该假说成立，则说明在财政压力较大且更容易受到中央政策影响的地区，在预算支出分配时应当更倾向于提高民生支出。反之，若该机制不成立，则财政压力对民生支出的影响在政策响应程度不同的地区应当没有显著差异。

与行政中心的地理距离接近程度是衡量政府间垂直关系与政策干预程度的重要维度（Berezin & Díez-Medrano, 2008；Kim et al., 2012）。在我国制度背景下，“距离北京的地理距离”可用于衡量中央政府的政治影响力（Tong et al., 2019）。即距离北京越远，中央政策的影响力越小，这也在一定程度上解释了为什么我国试点改革的城市往往位于南方沿海或边境地区。按照这一思路，本文按照城市距离北京的地理距离进行分组，并使用前文所用到的工具变量回归对不同样本城市进行分组估计。如果本文的机制假说成立，则应当可以观察到距离北京越远（中央政策影响力相对较低），财政压力所带来的民生支出倾向越低，影响系数应当呈现衰减特征。

表5展示了机制检验的估计结果。其中，Panel a的第（1）-（3）列分别使用距北京地理距离大于0km、500km、1000km的样本城市进行工具变量估计。所使用的样本数量由全样本开始逐渐降低，这样安排的目的是为了尽可能保障每组都有足够的样本，从而保证工具变量的F值检验与Hansen检验的通过。由结果可知，财政压力对于民生支出的影响的确随地理距离的增加而出现衰减。这说明中央政府的影响力可能是影响地方政府支出分配行为的关键因素，当财政压力增大时，地方政府的支出策略会更大程度地受到中央政府影响。

除中央政府以外，省级政府在这一过程中也可能扮演重要角色。作为中央与市级政府的中间层级，省级政府除了制定区域政策以外，很大程度上还需要向市级政府传达中央政府的政策导向，因此距离省会城市的距离可能也是重要的解释因素。如果本文的假定的机制成立，那么财政压力对民生支出的影响系数应当随距离省会距离的增加而衰减。为了检验这一假说，如表5 Panel b所示，第（1）-（3）列分别使用距省会城市距离大于0km、50km、100km的样本城市进行工具变量估计，结果发现估计系数的确在一定程度上呈现衰减特征。尽管上述机制检验并非严格的因果论证，但也为本文提供了一定的现实依据。

表5 机制检验

| Panel a：按到首都的距离分组（被解释变量：民生支出占比） |
| --- |
|  | (1) | (2) | (3) |
| 到首都的距离= | 0km | 500km | 1000km |
| 财政压力 | 0.040\*\*\* | 0.030\*\*\* | 0.017\*\* |
|  | (0.01) | (0.01) | (0.01) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 一阶段F值 | 17.843 | 17.920 | 14.517 |
| Hansen p值 | 0.884 | 0.771 | 0.242 |
| 样本量 | 1447 | 1252 | 815 |
| Panel b：按到省会的距离分组（被解释变量：民生支出占比） |
|  | (1) | (2) | (3) |
| 到省会的距离= | 0km | 50km | 100km |
| 财政压力 | 0.040\*\*\* | 0.023\*\*\* | 0.021\*\* |
|  | (0.01) | (0.01) | (0.01) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 一阶段F值 | 17.843 | 18.363 | 11.370 |
| Hansen p值 | 0.884 | 0.387 | 0.051 |
| 样本量 | 1447 | 1276 | 1043 |

注：Panel a中1至3列所选取样本分别为距首都北京地理距离大于0km、500km、1000km的城市，Panel b中1至3列所选取样本分别为距各城市省会地理距离大于0km、50km、100km的城市。

为了丰富文章结果，我们还将样本按照地理区位、行政级别、人口规模分组，以观测财政压力对民生支出的影响是否存在区域层面异质性。如表6所示，无论按照何种维度分组，财政压力对民生支出的影响均显著为正。这说明中央政府对地方政府具有强大的约束力，能够有效影响不同地区的地方政府行为，从而应对财政压力。为了检验组间系数是否存在显著差异，我们使用Permutation检验，具体做法为设定组间系数不存在显著差异的零假设，通过Bootstrap方法计算统计量，得到经验p值。如果经验p值小于0.1代表组间系数存在显著差异，反之则说明组间差异可能是由误差导致的。由表6结果可知，三组回归的经验p值均大于0，说明不同地区对财政压力的回应不存在显著差异。

表6 异质性分析

|  | 被解释变量：民生支出占比 |
| --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 分组= | 沿海城市 | 内陆城市 | 高行政级别 | 低行政级别 | 大城市 | 小城市 |
| 财政压力 | 0.047\*\* | 0.042\*\*\* | 0.033\*\*\* | 0.023\*\* | 0.025\*\* | 0.028\*\*\* |
|  | (0.02) | (0.02) | (0.01) | (0.01) | (0.01) | (0.01) |
| 经验p值 | 0.340 | 0.260 | 0.420 |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 一阶段F值 | 7.263 | 8.140 | 7.139 | 13.254 | 15.073 | 15.866 |
| Hansen p值 | 0.476 | 0.613 | 0.764 | 0.746 | 0.038 | 0.819 |
| 样本量 | 260 | 1187 | 240 | 1207 | 596 | 850 |

注：（1）高行政级别包括副省级、准副省级、省会城市，低行政级别包括其它城市；（2）大城市代表人口数量大于平均人口的城市，小城市代表小于平均人口的城市；（3）经验p值大于0.1代表组间系数差异不显著。

### （二）啄序理论检验

由上文分析可知，在财政压力下，地方政府会更加积极地响应中央政策号召，导致民生类支出的优先级高于生产类支出。由于财政支出的详细数据往往难以获取，近年来对财政支出结构的研究主要关注某个单项支出，而缺乏对整体财政支出结构的分析。为更全面地探索地方政府支出行为，本文通过手工方式收集了12类主要支出类型数据，[[9]](#footnote-9)从而能够全面概况地方政府支出行为。在此基础上，本部分结合相关理论试图进一步探索地方政府的啄序现象。

啄序理论（Pecking Order Theory）是金融领域分析企业资本结构的重要理论，用于解释企业融资行为，最早由Myers & Majluf（1984）提出。该理论认为，由于存在信息不对称，公司内部与外部投资者之间会产生逆向选择问题，因此企业的外部融资较内部融资往往具有更高的交易成本。为了最小化信息不对称带来的交易成本，公司在内部融资与外部融资之间存在一定的偏好顺序。类似地，由于地方政府行为与企业行为有着一定的相似性，一些学者提出地方政府在财务管理、融资工具选择等方面也存在一定的啄序现象（Zhao et al., 2019；Qin & Luo, 2022）。基于这一理论，本文认为，由于中央政府与地方政府间存在信息不对称，为了更好地体现对中央政策的响应，地方政府倾向于选择明确符合中央政策导向的支出，例如民生支出与运转支出，而经济支出的优先级可能会相对下降。

我们首先将全部支出划分为三种类型：民生、经济、运转，其中民生支出如前文定义，而运转支出包括一般公共服务与公共安全支出，经济支出包括所有其它支出。根据中央政府的“三保”政策，即保基本民生、保工资、保运转，我们推测在三类支出中，地方政府民生支出可能有着最高优先级，其次是运转，最后是经济。为了检验这一假说，我们通过替换被解释变量的方式分别进行工具变量估计，并比较财政压力对不同类型支出占比的影响系数大小。为了更直观地进行对比分析，本文使用图形方式展示结果。如图4左图所示，每一个符号所对应的横轴数字代表财政压力对于不同支出占比影响的系数大小，而符号左右的线段范围代表90%的置信区间。若区间内不含0值，则表示估计结果至少在10%水平上显著。按照回归系数的大小将支出从上至下排列，我们发现系数间存在显著差异。其中，财政压力对民生支出的影响系数最大，其次是运转，而对经济支出的影响系数最低且低于0。这与本文的假说相一致，即地方政府面对财政压力时的优先顺序依次是民生、运转、经济，其中经济支出是被削减的主要对象。

此外，我们还进一步检验了财政压力对不同细分支出的影响差异，以丰富实证结果。结合政府收支分类科目与采访调研，本文认为在众多细分类型的支出中，社会保障和就业支出由于涉及最需要救助的社会群体，可能会成为优先级最高的支出项目。由图4右图结果可知，财政压力对于社会保障和就业支出的影响最大，系数为0.018且在1%的水平上显著为正，说明财政压力每上升1%，社保类支出占比提升0.018%。此外，教育支出位列第二，系数大小为0.016。排在倒数两位的分别为城乡社区、其它经济类，其系数均显著为负，说明相关的经济类支出可能被大量削减用于维持其它类别的支出水平。

综上，本部分检验初步反映了各支出类型间存在“类啄序”，[[10]](#footnote-10)即在财政压力下，地方政府会优先投入至民生与运转领域，而非经济领域。具体来看，在民生支出中，社保与教育具有较高的优先级。这一分析将啄序理论的应用范围进一步拓展至地方政府领域，有助于更好地理解地方政府行为模式。



###### 图4 财政压力对不同支出类别的影响

注：线段范围代表90%的置信区间。左图将支出划分为民生类、运转类、经济类，右图按细分功能划分。

## 六、结论与启示

结合财政压力的最新文献，本文使用2014至2019年城市层面的面板数据探讨了我国地方政府应对财政压力的行为模式。研究发现：第一，面对财政压力，地方政府所采取的是务实市政主义策略，具体表现为积极响应中央政府的政策号召，增加民生类支出。这说明我国财政体制能够有效应对财政压力冲击，避免紧缩城市的出现。第二，地方政府支出行为呈现出“类啄序”，即当面对财政压力时，会优先保障民生支出，其次是运转支出，最后是经济支出。在民生类支出中，社保与教育领域具有最高优先级。本文将新的理论视角与分析口径应用于我国地方政府的实证研究，在研究与实践层面均有所启示。

在研究层面，本文的启示如下：第一，值得关注不同财政压力测度方式对于研究结论所带来的影响。分析财政压力首先需要科学地识别财政压力，财政压力的识别并非明确的、一成不变的，需要结合当下地方政府所处的现实背景进行分析与测度，这种测度可能是客观的，也可能是主观的（例如对地方政府官员进行访谈），需要明确其适用边界。当前国内对于地方政府财政压力的测度仍处于探索阶段，只有在科学测度财政压力的基础上，相关的研究结论才具备可信度与现实含义。第二，能否有效处理财政压力变量的内生性问题是提高研究结果可信性的关键。当前较多文献对于债务所带来的影响缺乏严格的因果论证，本文则提供了一套检验思路。由于2009年的经济刺激计划对地方政府债务带来了长期影响，因此可考虑将这一时期的相关变量作为工具变量进行一系列的拓展分析，例如债务对地方政府行为、经济金融系统的影响。

在政策实践层面，本文的启示如下：第一，加强地方政府财政感知能力，防范财政风险。从财政偿付责任视角，当前地方政府财政压力主要来自于存量政府债务与PPP支付责任，相较于政府债务，PPP所形成的财政压力更容易被政府部门所忽视，继而引发财政风险。只有让财政压力的客观水平与决策者的感知水平尽可能接近，才能有效管控财政压力并将其维持在合理区间。因此，建议加强财政信息披露程度，对PPP实行存量管控，并在预算报告中加以体现，从而全方位掌握地方政府的真实财政压力水平，消除不完全信息所带来的负面影响。第二，进一步优化支出结构，过好“紧日子”。当民生支出增加时，必然会挤占其它类支出。尽管中央政策强调压缩一般性支出，然而一般性支出中实际可用于压缩的空间可能并不大，从而会导致议价能力较弱的部门支出被缩减，对长期可持续发展产生负面影响。建议在保障民生支出同时，续优化财政支出结构，使长期效益不足的支出资金用于重点保障领域。第三，关注民生支出资金的使用绩效。在中央政策号召下，民生类支出规模得到了一定的保障，但基于功能分类的支出科目并不能完全反映财政资金在民生领域的实际使用情况。建议建立可比的数据采集与监测系统，通过科学方法呈现资金投向与使用效率，确保重点领域财政资金能够得到有效利用。

本文仍存在一定的局限性，在未来值得进一步拓展研究。第一，本文的工具变量设定仍存在优化空间。尽管文中尝试使用多种方式论证结果的稳健性，但如何进一步提升工具变量的可信度仍面临挑战。例如弱工具变量问题，工具变量的非时变问题等。第二，未能充分论证PPP压力对支出结构的影响。由于很难找到PPP压力的工具变量，因此我们无法得出二者关系的可信结论，有关不同类型财政压力对支出行为的不同影响机制仍有待探索。在未来，可在本文的框架基础上进行跨国的比较研究，从而梳理出不同财政体制国家的地方政府在预算约束下的行为特征。此外，可以在更长的时间跨度上进行分析，例如关注新冠疫情冲击对于地方政府支出行为带来的短期与长期效应。有关地方政府如何应对财政压力的研究领域有着较大的发展空间，在总结西方理论的基础上，值得更多挖掘我国地方政府的独特实践经验，以发展适应中国国情的理论阐释，为解决可能长期存在的地方政府预算约束问题带来新的启示。

## 参考文献：

陈少强，2018:《完善PPP财政风险管理研究——基于流量管理和存量管理相结合的视角》,《中央财经大学学报》第12期。

陈晓光,2016:《财政压力、税收征管与地区不平等》,《中国社会科学》第4期。

伏润民 缪小林 师玉朋,2012:《政府债务可持续性内涵与测度方法的文献综述——兼论我国地方政府债务可持续性》,《经济学动态》第11期。

傅勇 张晏,2007:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》第3期。

李建强 朱军 张淑翠,2020:《政府债务何去何从：中国财政整顿的逻辑与出路》,《管理世界》第7期。

马海涛 吕强，2004:《我国地方政府债务风险问题研究》,《财贸经济》第2期。

毛捷 韩瑞雪 徐军伟，2020:《财政压力与地方政府债务扩张——基于北京市全口径政府债务数据的准自然实验分析》,《经济社会体制比较》第1期。

亓寿伟 毛晖 张吉东，2020:《财政压力、经济刺激与以地引资——基于工业用地微观数据的经验证据》,《财贸经济》第4期。

秦士坤，2020:《中国城市财政压力现状与风险识别——基于新口径的测算》,《中央财经大学学报》第10期。

秦士坤 王雅龄 杨晓雯，2021:《政策创新扩散与PPP空间分布》,《财贸经济》第10期。

孙开 张磊，2019:《分权程度省际差异、财政压力与基本公共服务支出偏向——以地方政府间权责安排为视角》,《财贸经济》第8期。

王雅龄 王力结，2015:《地方债形成中的信号博弈:房地产价格——兼论新预算法的影响》,《经济学动态》第4期。

魏福成 朱东霞，2021:《互联网普及对地方政府民生性支出的影响研究——以医疗卫生支出为例》,《财政研究》第5期。

吴敏 周黎安，2020:《财政压力的多层级传递与应对——基于取消农业税改革的研究》,《世界经济文汇》第1期。

席鹏辉 黄晓虹，2020:《财政压力与地方政府行为——基于教育事权改革的准自然实验》,《财贸经济》第7期。

席鹏辉 梁若冰 谢贞发 苏国灿，2017:《财政压力、产能过剩与供给侧改革》,《经济研究》第9期。

谢贞发 严瑾 李培，2017:《中国式“压力型”财政激励的财源增长效应——基于取消农业税改革的实证研究》,《管理世界》第12期。

徐超 庞雨蒙 刘迪，2020:《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》,《经济研究》第6期。

杨得前 汪鼎，2021:《财政压力、省以下政府策略选择与财政支出结构》,《财政研究》第8期。

杨其静 吴海军 杨继东，2021:《土地用途、市场化改革与地方政府反应》,《经济学动态》第6期。

余靖雯 陈晓光 龚六堂，2018:《财政压力如何影响了县级政府公共服务供给?》,《金融研究》第1期。

詹新宇 王蓉蓉，2021:《财政压力、支出结构与公共服务质量》,《改革》网络发表。

张原 吴斌珍，2019:《财政分权及财政压力冲击下的地方政府收支行为》,《清华大学学报(自然科学版)》第11期。

周黎安，2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。

周世愚，2021:《地方政府债务风险：理论分析与经验事实》,《管理世界》第10期。

朱军 寇方超 宋成校，2019:《中国城市财政压力的实证评估与空间分布特征》,《财贸经济》第12期。

Berezin M. & Díez-Medrano J., (2008), “Distance matters: Place, political legitimacy and popular support for European integration”, Comparative European Politics, 6(1):1-32.

Breunig C. & Busemeyer M. R., (2012), “Fiscal austerity and the trade-off between public investment and social spending”, Journal of European Public Policy, 19(6):921-938.

Brien S. T., Eger R. J., Matkin D. S. T., (2021), “The timing of managerial responses to fiscal stress”, Public Administration Review, 81(3):414-427.

Chen Z., He Z., Liu C., (2020), “The financing of local government in China: Stimulus loan wanes and shadow banking waxes”, Journal of Financial Economics, 137(1):42-71.

Chung I. H. & Williams D., (2021), “Local governments’responses to the fiscal stress label: The case of New York”, Local Government Studies:1-28.

Conley T. G., Hansen C. B., Rossi P. E., (2012), “Plausibly Exogenous”, Review of Economics and Statistics, 94(1):260-272.

Douglas J. W. & Raudla R., (2020), “What is the remedy for state and local fiscal squeeze during the COVID-19 recession? More debt, and that is okay”, The American Review of Public Administration, 50(6-7):584-589.

Foged S. K., (2021), “Spending Allocations during Low and High Fiscal Stress: Priority Setters and Spending Advocates in Danish Municipalities, 2008‐2015”, Public Administration.

Good D. A., (2014), The politics of public money. University of Toronto Press.

Hendrick R. & Degnan R. P., (2020), “In the shadow of state government: Changes in municipal spending after two recessions”, The American Review of Public Administration, 50(2):161-175.

Jimenez B. S., (2009), “Fiscal Stress and the Allocation of Expenditure Responsibilities Between State and Local Governments: An Exploratory Study”, State and Local Government Review, 41(2): 81-94.

Johnson N., Oliff P., Williams E., (2011), “An update on state budget cuts”, Center On Budget & Po-licy Priorities. Washington, DC at, 1:10-12.

Kennett P., Jones G., Meegan R., Croft J., (2015), “Recession, austerity and the ‘great risk shift’: Local government and household impacts and responses in Bristol and Liverpool”, Local Government Studies, 41(4):622-644.

Kim C. F., Pantzalis C., Park J. C., (2012), “Political geography and stock returns: The value and risk implications of proximity to political power”, Journal of Financial Economics, 106(1):196-228.

Kim Y. & Warner M. E., (2016), “Pragmatic municipalism: Local government service delivery after the great recession”, Public Administration, 94(3):789-805.

Kim Y. & Warner M. E., (2021), “Pragmatic municipalism or austerity urbanism? Understanding local government responses to fiscal stress”, Local Government Studies, 47(2):234-252.

Lal A., Lockhart M. W., Xu Y., Zu Z., (2021), “How much should we trust instrumental variable estimates in political science? Practical advice based on over 60 replicated studies”, Practical Advice Based On Over, 60.

Levine C. H., (1978), “Organizational decline and cutback management”, Public Administration Review, 38(4):316-325.

Luo, W., & Qin, S. (2021). “China’s local political turnover in the Twenty-First Century”. Journal of Chinese Political Science, 26(4): 651-674.

Maher C. S. & Deller S. C., (2007), “Municipal responses to fiscal stress”, Intl Journal of Public Administration, 30(12-14):1549-1572.

Morgan D. R. & Pammer Jr W. J., (1988), “Coping with fiscal stress: Predicting the use of financial management practices among US cities”, Urban Affairs Quarterly, 24(1):69-86.

Myers S. C. & Majluf N. S., (1984), “Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have”, Journal of Financial Economics, 13(2):187-221.

Nelson K. L., (2012), “Municipal choices during a recession: Bounded rationality and innovation”, State and Local Government Review, 44(1\_suppl):44S-63S.

Nunn N. & Wantchekon L., (2011), “The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa”, American Economic Review, 101(7):3221-3252.

Pagano M. A., (1988), “Fiscal disruptions and city responses: Stability, equilibrium, and city capital budgeting”, Urban Affairs Quarterly, 24(1):118-137.

Pandey S. K., (2010), “Cutback management and the paradox of publicness”, Public Administration Review, 70(4):564-571.

Peck J., (2012), “Austerity urbanism: American cities under extreme economy”, City, 16(6):626-655.

Qin, S., & Luo, W. (2022), “Exploring Local Government Financing Strategies in China: A Capital Structure Perspective”, Public Performance & Management Review, 45(4): 970-997.

Raudla R. & Douglas J. W., (2021), “Austerity and budget execution: control versus flexibility”, Journal of Public Budgeting, Accounting & Financial Management.

Rubin I., (2015), “Past and future budget classics: A research agenda”, Public Administration Review, 75(1):25-35.

Tong K., Zhao Z., Feiock R., Ramaswami A., (2019), “Patterns of urban infrastructure capital investment in Chinese cities and explanation through a political market lens”, Journal of Urban Affairs, 41(2):248-263.

Wang X., Dennis L., Tu Y. S., (2007), “Measuring financial condition: A study of US states”, Public Budgeting & Finance, 27(2):1-21.

Warner M. E., Aldag A. M., Kim Y., (2021), “Pragmatic Municipalism: US Local Government Responses to Fiscal Stress”, Public Administration Review, 81(3):389-398.

Wolman H., (1983), “Understanding local government responses to fiscal pressure: A cross national analysis”, Journal of Public Policy, 3(3):245-263.

Zhao J. Z., Su G., Li D., (2019), “Financing China's unprecedented infrastructure boom: The evolution of capital structure from 1978 to 2015”, Public Money & Management, 39(8):581-589.

**How does fiscal stress affect spending allocations? A budget solvency perspective**

**Abstract:** Recently, the financial restructuring plan of Hegang City has attracted considerable attention. The local fiscal stress and its subsequent impact need to be further explored. However, the current literature lacks theoretical discussion, and the measurement method of fiscal stress needs to be improved. This paper collects the city-level panel data of China from 2014 to 2019 and measures the fiscal stress from the perspective of budget solvency, and takes the characteristics of Mayors in 2009 as the Instrumental Variable (IV) of fiscal stress to empirically test the impact of fiscal stress on the expenditure structure of local governments. The results suggest that: First, local governments adopt a balancing strategy but austerity strategy to safeguard the essential public services such as social welfare, education, and public health when facing rising fiscal stress. The possible mechanism of that is the enhancement of the central government’s influence under fiscal stress. Second, there is a pecking order in local governments’ allocation of expenditure resources. That is, redistributive expenditure is prioritized, followed by allocational and developmental expenditures. In redistributive expenditure, social welfare and education have higher priority. The above research has enlightened the exploration of local government behavior in the context of austerity.

**Keywords:** Fiscal stress, Redistributive expenditure, Local government debt, Cutback, Pecking order

1. 根据国务院办公厅2016年印发的《地方政府性债务风险应急处置预案》，市县政府年度债务付息支出超过一定规模时，必须启动财政重整计划。财政重整计划包括但不限于拓宽财源渠道、优化支出结构、处置政府资产等。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 根据财政部的披露，截至2020年，地方政府债务余额合计25.66万亿元，高于当年地方政府的一般公共预算与政府性基金预算收入的总和。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 值得说明的是，根据功能分类来区分民生类与经济类支出存在一定的局限性。根据最新的《政府收支分类科目》，各类支出都包含一定的民生或经济类内容，但由于碍于数据可得性无法进行更为详尽的统计，因此文献中多采用这种粗略划分的方式。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 具体计算过程可参见财政部PPP中心项目库中各项目披露的实施方案。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 国际上通常使用债务率或负债率衡量地区的财政风险，其分子通常为债务规模，分母为综合财力或GDP。本文财政压力指标的构借鉴了这一方法。 [↑](#footnote-ref-5)
6. 根据财政部的政策要求，地方政府每年的PPP支付责任应控制在一般公共预算支出的10%以内，从而形成流量管控。 [↑](#footnote-ref-6)
7. 我们还尝试使用2009年当地市委书记特征作为工具变量，但结果显示一阶段的F统计量较小，证明存在弱工具变量问题。我们推测这是因为市长的职能更贴近经济发展，对债务的影响更为直接，因此市长特征相较市委书记更适合作为工具变量。 [↑](#footnote-ref-7)
8. 由表1描述性统计表可知，样本期内市长任期最少为1年，最长为7年，平均为3年。 [↑](#footnote-ref-8)
9. 据统计，12类细项支出占比在样本期内的均值合计约为92%，基本覆盖了一般预算支出的总体规模。 [↑](#footnote-ref-9)
10. 由于在不同被解释变量的估计方程之间难以检验系数差异是否显著，现有估计结果难以严格地论证啄序理论，因此称作“类啄序”。 [↑](#footnote-ref-10)