

GDP 核算改革何以影响地方财政支出？

庞伟 李青*

【摘要】2015 年，我国 GDP 核算改革明确将“财政八项支出”纳入 GDP 核算中。基于预算间断—均衡理论，以 2008—2019 年 237 个地级市作为研究样本，运用测量间断性变化的 MAD 方法和多组中断时间序列（ITS）模型，论文考察了 GDP 核算改革对我国地方财政支出的影响及其机制。因果关系识别的结果显示，受 GDP 核算改革的影响，2015 年之后“财政八项支出”比重增长率的右尾概率呈现出“均衡—间断—均衡”的变化，符合间断—均衡理论提出的“突发间断”与“长期均衡”。作用机制的检验结果表明，“财政八项支出”间断性增长是 GDP 核算改革产生的冲击和“生产性支出偏向”这一既有的制度惯性综合作用的产物。研究表明，我国地方财政支出间断性增长的实质是地方政府利用 GDP 核算改革做大其 GDP。国家虽然确立了新发展理念，但地方政府“唯 GDP”导向的财政支出模式惯性并未得到根本扭转。为引导地方政府落实新发展理念，需要建立、完善相关的激励和约束机制。

【关键词】 GDP 核算改革 财政支出 间断—均衡 制度惯性

【中图分类号】 D63

【文献标识码】 A

【文章编号】 1674 - 2486 (2024) 03 - 0061 - 20

一、引言

2015 年，为了统一和规范地区季度 GDP 核算方法，国家统计局按照《季度地区生产总值核算方案》（国统字〔2015〕32 号）的规定，将原核算程序中非营利性服务业增加值中的“一般公共服务支出增长速度”“其他营利性服务业从业人员增长速度”和“工资总额增长速度”，改为“一般公共预算支出中八项

* 庞伟，北京工商大学经济学院讲师；通讯作者：李青，中国人民大学公共管理学院副教授。感谢匿名评审专家和编辑部对论文提出的修改意见与建议。

基金项目：国家自然科学基金面上项目“契约理论视角下中国地方政府债务管控对地方财政行为的影响研究”（72274202）。

支出”合计的增长速度，这八项支出包括一般公共服务支出、公共安全支出、教育支出、科学技术支出、社会保障和就业支出、医疗卫生与计划生育支出、节能环保支出及城乡社区支出（下文简称为“财政八项支出”）。2017年7月，国务院正式颁布了《中国国民经济核算体系（2016）》，这一新的核算体系区分了政府最终消费支出、实际最终消费和实物社会转移等概念，并明确政府最终消费支出涵盖国家安全和国防、行政管理、维护社会秩序、环境保护、医疗卫生、养老、教育、文化娱乐和社会保障等方面的支出^①，这与2015年核算改革涉及的“财政八项支出”基本重合。本文将上述2015年和2017年两次GDP核算方法和口径的调整统称为GDP核算改革。

无独有偶，从2015年开始，各地纷纷出现“财政八项支出”增长的现象，不少地方政府甚至出台了加快“财政八项支出”进度的政策^②。如图1所示，2007—2015年间，我国237个地级市的“财政八项支出”占一般公共预算支出的比重整体上逐年下降，但在2015年以后快速提高，形成了明显的“V”字形格局。特别地，2016年和2017年的支出比重均值置信区间相较于前一年均没有任何重叠，形成了明显的“断点”。

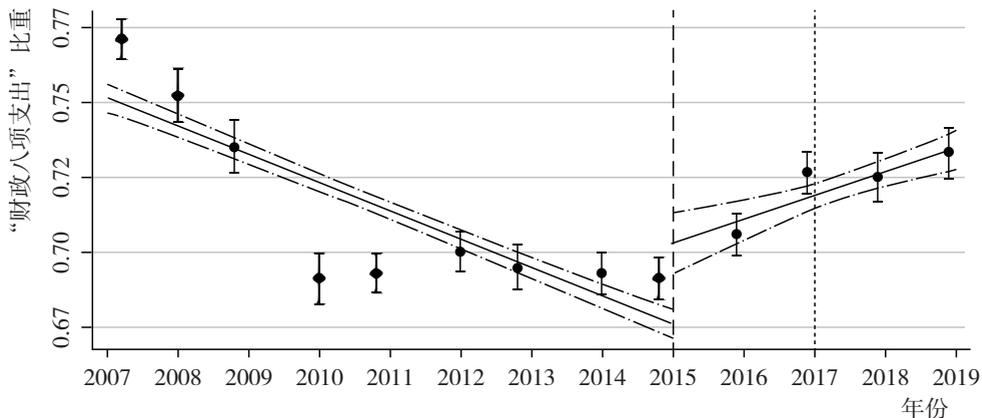


图1 2007—2019年我国237个地级市的“财政八项支出”占一般公共预算比重的时间趋势

注：实线表示均值的时间趋势线，虚线表示均值加减 $1.96 * 1$ 个标准差所形成的置信区间。

资料来源：作者根据各地级市财政预决算报告和统计年鉴数据自制。

① 参见2017年《国务院关于中国国民经济核算体系（2016）的批复》（国函〔2017〕91号）中的《中国国民经济核算体系（2016）》。

② 例如，从2015年山东省青岛市颁发的《关于进一步加快财政支出进度的通知》（青财预〔2015〕18号），2016年江苏省淮南市政府网站，2017年湖北省安陆市预算执行报告，2018年内蒙古额尔古纳市政府网站，2019年安徽省池州市和2020年内蒙古乌海市统计局网站，以及山西省临汾市曲沃县、江苏省徐州市丰县等县政府网站等，都能查阅到明确提出要加快“财政八项支出”进度的说法或相关文件。

以上变化能否说明“财政八项支出”具有间断式增长的特征?而且,“财政八项支出”被纳入 GDP 核算与其比重由降转升在时间节点上完全重合,这是否意味着“财政八项支出”的增长趋势是由 GDP 核算改革所导致的呢?如果是,地方政府为什么要在 GDP 核算改革后加大“财政八项支出”呢?本文将对这些问题展开研究。

二、文献综述与研究假设

(一) 文献综述

制度变革会改变政府决策的注意力分配和行为。就 GDP 核算改革而言,《中国国民经济核算体系 2015》对研发支出实施了资本化处理,导致行政单位和非营利事业单位总产出核算口径范围发生了变化,从而使得政府的关注焦点不再是科技研发活动本身,而是如何通过研发支出资本化带来更高的 GDP 增速(高敏雪,2017;许宪春等,2020)。此外,《中国国民经济核算体系 2016》将自然资源实物量核算表延伸到资源环境核算,包括自然资源核算、环境保护支出核算和污染物排放核算,探索建立了绿色 GDP 核算制度。随着其逐渐完善,地方政府会更加注重兼顾短期经济发展与长期可持续发展(朱婧等,2012)。

政府决策注意力分配的调整会通过政府财政支出的变化得到反映(陈那波、张程,2022)。在美国,公众表达的支出偏好和支出倡议者的施压导致了国会注意力分配的变化,进而带来财政支出的变动(Mortensen,2005)。在我国,地方政府的注意力分配与地方财政支出的间断变化也有着密切的关系。比如,由于受到决策者注意力和体制摩擦的共同影响,地方环保支出呈现间断均衡的特点(邝艳华,2015)。又如,地方领导人任期越长,与制度惯性的摩擦越大,财政支出越呈现间断均衡的特点。且地方新任官员在经济建设支出方面,更加倾向于“力争全国之上游”(姚东旻,2020)。再如,所得税分享改革缩减了地方政府的可支配财政收入,使其面临更大的财政压力,而不得不重视减缓支出增长,从而降低了预决算支出的间断性(李文钊等,2021)。

可见,制度性因素的变化会改变地方政府的决策注意力而使其财政支出行为发生变化。关于财政支出间断-均衡的已有研究虽然比较丰富,但存在以下不足:首先,许多文献停留在描述财政支出是否存在间断变化的层面,少有研究对导致财政支出间断变化的因素进行因果识别;其次,多数研究忽视了间断-均衡模式最为核心的“厚尾”变化特征,未能准确衡量“间断”变化;最后,对制度改革的冲击如何导致间断性变化的机制缺乏考察。为弥补现有研究的不足,本文选择我国地级市作为研究对象,应用能够精准测量间断变化的 MAD 方法和基于准实验设计的 ITS 模型,考察制度变化对于地方财政支出决策

的影响效应，并揭示其作用机制。

（二）研究假设

对于政府预算决策过程，学者们提出了不同的理论模型进行解释（Jones et al. , 1998；John & Margetts, 2003；Mortensen, 2005；Baumgartner et al. , 2006；曹堂哲、郝宇华, 2020）。其中，间断-均衡理论提出的外部变化引起了决策者注意力的转移而克服了制度惯性，导致政策呈现变化的观点被引入预算领域，成为解释政府预算决策变化的重要理论。间断-均衡理论认为，政策子系统中政策垄断的“负反馈作用”维持着政策的渐进式变迁，而外部环境的动员和冲击则发挥着“正反馈作用”，不断提高议程设置进入到宏观政治系统的可能性，进而促进政策的间断式改变（Baumgartner & Jones, 1991）。

长期以来，经济增长一直作为对我国地方官员晋升的主要考核指标，导致地方政府之间围绕增长而展开“晋升锦标赛”（Li & Zhou, 2005）。在此背景下，当“财政八项支出”被纳入GDP核算中后，为了获得更大的经济增长绩效，地方政府的注意力必然转向“财政八项支出”涉及的领域，从而引起支出发生变化。这一变化既有可能表现为循序渐进式的增长，也有可能具有突发的间断增长特征。由此，本文提出以下研究假设。

H1a：GDP核算改革促使地方政府增加“财政八项支出”，这种变化属于间断性变化。

H1b：GDP核算改革促使地方政府增加“财政八项支出”，这种变化属于渐进性变化。

根据间断-均衡预算理论，只有当外部冲击克服原有的制度惯性时，政策才会表现出间断变化（Jones & Baumgartner, 2005）。1994年分税制改革后，为了追求经济增长，我国地方政府逐渐形成了“生产性支出偏向”（Chen et al. , 2005；张宇, 2013），它意味着地方政府偏好于把财政资源更多地投入生产性领域，且不愿改变这种预算支出模式。根据间断-均衡理论，制度惯性是制度结构抗拒变化所表现出的稳定倾向（Johan et al. , 2014）。据此，本文将地方政府的“生产性支出偏向”视为制度惯性。

在“财政八项支出”中，城乡社区事务支出反映的是城乡社区道路、桥涵、燃气、供暖、公共交通、道路照明等公共基础设施建设的维护与管理支出^①，除这项支出属于生产性支出以外，其他几项支出均为非生产性支出。GDP核算改革使得地方政府为追求GDP增长而增加“财政八项支出”，因其大部分为非生产性支出，从而就会挑战“生产性支出偏向”这一既有的制度惯性。当“财政八项支出”表

^① 参见2006年2月10日颁发的《财政部关于印发政府收支分类改革方案的通知》（财预〔2006〕13号）。

现出间断增长特征时,说明改革克服了制度惯性,而若“财政八项支出”仅为渐进增长时,则说明制度惯性难以被克服。由此,本文提出以下研究假设。

H2a: GDP核算改革会克服原有的“生产性支出偏向”这一制度惯性。

H2b: GDP核算改革并未克服原有的“生产性支出偏向”这一制度惯性。

三、研究设计

(一) 研究方法与实证模型

1. GDP核算改革与“财政八项支出”间断性变化的因果关系识别

本文将利用中断时间序列(Interrupted Time Series,以下简称ITS)模型,识别GDP核算改革与“财政八项支出”的间断性变化之间是否存在因果关系。

ITS方法最早是由Box和Tiao(1975)提出的,Linden等(2003)以及Linden和Adams(2011)随后应用该方法估计结果变量在政策处理前后的确定性趋势,以评价政策的平均处理效应。这一模型可以检验两类变化,即政策干预时的瞬时处理效应和政策干预后结果变量的趋势变化。目前,ITS也被国内学者应用于教育改革(哈巍、邱文琪,2019)和预算执行管理(於莉、王秋石,2021)等多个领域。

根据是否存在对照组,ITS可以分为单组(single-group)模型和多组(multi-group)模型。为检验研究假设H1a和H1b,本文将“财政八项支出”的间断性变化 $MADEXP_t$ 作为被解释变量,以GDP核算改革的两个年份——2015年和2017年作为政策干预间断点,分别用 X_{2015} 和 X_{2017} 表示,干预前的年份取值为0,干预当年及其以后的年份取值为1。同时,参考Linden和Arbor(2015)的研究,使用迭代方式寻找对照组的方法,首先,将时间趋势 T_t 设置为1,2,3……;其次,分别将交通运输、农林水事务和文化旅游体育与传媒支出^①等“八项以外的财政支出”作为对照组,进行多组ITS分析,最终,选择模型参数 β_4 、 β_5 的P值大于0.05的财政支出作为对照组。具体模型如公式(1)所示。

$$MADEXP_t = \beta_0 + \beta_1 T_t + \beta_2 X_t + \beta_3 T_t X_t + \beta_4 Z + \beta_5 Z T_t + \beta_6 Z X_t + \beta_7 Z T_t X_t + \beta_8 Control_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, ε_t 为随机扰动项, $control$ 表示控制变量。 T 表示时间趋势变量, X 表示 X_{2015} 和 X_{2017} 两个政策干预间断点,与 T 形成交互项 TX 。 Z 为政策干预个体虚

^① 由于数据的可获得性、连续性和完整性等方面原因,本文在八项之外的财政支出中仅整理了这三类财政支出。

拟变量，对照组为 0，实验组为 1，并与 X 、 T 、 TX 形成交互项。本文最为关注个体虚拟变量 Z 及其与时间趋势项 T 的交互项 ZT ，个体虚拟变量 Z 与 X_{2015} 和 X_{2017} 两个政策干预间断点的交互项 ZX 和 Z 、 T 、 X 三个变量交互项的系数。其中， β_4 、 β_5 的 P 值大于 0.05 表明对照组和实验组在政策干预前存在平行趋势，而 β_6 、 β_7 分别表示实验组与对照组政策干预时的瞬时变化与干预后趋势变化的显著差异。

2. GDP 核算改革导致“财政八项支出”发生间断性变化的作用机制检验

本文将我国地方政府的“生产性支出偏向”作为制度惯性，并对 GDP 核算改革是否能克服“生产性支出偏向”这一制度惯性从而导致间断变化的作用机制进行检验。已有文献大多通过考察财政分权对生产性与非生产性支出规模的影响，来检验地方政府是否存在“生产性支出偏向”及其偏向的大小（张宇，2013；张莉等，2018）。为此，本文建立双向固定效应模型，在样本期内，通过比较 GDP 核算改革前和改革后财政分权对“财政八项支出”影响的差异，以揭示“生产性支出偏向”的制度惯性是否被 2015 年和 2017 年两次 GDP 核算改革产生的冲击所克服。具体模型如公式（2）所示。

$$EXP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FIS_{it} + \beta Control_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，核心解释变量 FIS_{it} 表示地方政府的财政分权水平。被解释变量 EXP_{it} 为 t 期地级市 i 的“财政八项支出”占一般公共预算支出的比重。系数 α_1 在改革前表示财政分权对“财政八项支出”比重的影响，用以反映是否存在“生产性支出偏向”这一制度惯性及惯性的大小。GDP 核算改革后，系数 α_1 则表示“生产性支出偏向”的制度惯性与 GDP 核算改革的综合影响。如前文所述，由于“财政八项支出”主要表现为“非生产性支出”的属性，在改革前的时期内，如果存在制度惯性，那么系数 α_1 应当是显著为负的。在改革后的时期，如果 α_1 不再显著为负，甚至由改革前的负转为正，那么说明 GDP 核算改革产生正向作用，且大于或是抵消了制度惯性的反向作用，从而导致“财政八项支出”发生间断性增长；但是，如果改革后系数 α_1 仍然显著为负，那就说明制度惯性的负向作用没有被改革的正向作用所克服。另外，公式（2）中的 $Control_{it}$ 是控制变量， λ_t ， u_i 分别为时间和个体效应， ε_{it} 为随机扰动项。

（二）变量说明与样本选择

1. 被解释变量

（1）因果关系识别中的被解释变量。针对前文提出的研究假设 H1a 和 H1b，本文将检验 GDP 核算改革是否导致地方财政支出的间断性增长。在实证模型（1）中，被解释变量为“财政八项支出”的间断性变化。本文基于以下考虑和

依据,展开对被解释变量的测量。

第一,考虑到GDP平减和财政支出总体规模变化的影响,绝大部分文献采用的是财政支出比重的年度增长率,而非支出的同比增长率(Chan & Zhao, 2016; 李文钊等, 2021)。为此,本文也将采用这一指标。

第二,度量预算支出变化间断性的常见方法主要包括比较峰度分析与正态性检验与线性矩法峰度参数等方法。其中,相对于峰度K值(Kurtosis)和偏度S值(Skewness)而言,线性矩法峰度参数L-K值更稳健一些,其值在0到1之间。当其等于0.1226时,说明政策变迁符合正态分布,而一旦超过0.1226则意味着存在间断过程,符合尖峰分布(Hosking, 1990)。

然而,计算线性矩法峰度参数L-K值并非最理想的方法。根据L-K值的计算公式,当极值越多或者趋近于均值的数越多时,峰度系数越大;当趋近于均值的小规模变化越多时,其离散水平会有所下降,这两种情况所代表的“厚尾”或者“尖峰”都会使得L-K值增加。回归到理论本身,“厚尾”的变化是间断-均衡预算支出模式区别于其他预算模式的关键特征(Park & Sapotichne, 2020; Wordliczek, 2021)。根据“小概率、大规模”的要求,当“厚尾”的数量和变化幅度短时间内大幅增加而后逐渐减小,表现出“均衡-间断-均衡”的变化趋势时,预算变迁才符合间断模式(Flink, 2017)。这说明,尖峰分布不一定等同于间断变化,“厚尾”的界定才是检验是否存在间断变化的关键。

对于间断-均衡理论中呈现的尖峰分布,相对于其他基于均值和标准差的计算方法,绝对离差中位数MAD(Median Absolute Deviation)更加适合于计算离群值。这是一种更稳健的计算离群值(outliers)的非参数方法,可以最为准确地度量间断-均衡理论中的“厚尾”变化(Wordliczek, 2021),如公式(3)所示。其中,M表示原数据的中位数,而离群值的临界范围则在 $(M - 3 * MAD, M + 3 * MAD)$ 之外。

$$MAD = \text{median}(|X_n - M|) \quad (3)$$

本文根据公式(3)计算我国地方政府“财政八项支出”比重增长率的MAD值,并将大于 $M + 3 * MAD$ 的离群值作为“财政八项支出”间断变化的“右尾”,并计算“右尾”数量占全样本的比重,即“MAD右尾”的概率。同时,本文也将计算线性矩法峰度参数的L-K值,并将两种结果进行比较。基于此,在采用ITS方法检验因果关系时,将“财政八项支出”的“右尾”概率MADEXP设定为被解释变量。

此外,还将考察分类支出的间断性变化。如前文所述,参考童幼稚、李永友(2021)的研究以及部分地级市政府预决算报告中的分类,将“财政八项支出”分为维持性支出、社会性支出和经济性支出三大类。其中,维持性支出包

括一般公共服务和公共安全支出，社会性支出包括教育、科学技术、社会保障和就业、医疗卫生、环境保护支出，经济性支出包括城乡社区支出。经济性、社会性和维持性支出的 MAD “右尾” 概率分别用 $MADEXP_p$ 、 $MADEXP_s$ 和 $MADEXP_o$ 表示。

(2) 作用机制检验中的被解释变量。针对前文提出的研究假设 H2a 和 H2b，本文将对 GDP 核算改革是否克服“生产性支出偏向”这一制度惯性的作用机制进行检验。根据前文提出的实证模型 (2)，在作用机制检验中，被解释变量是“财政八项支出”的规模，用“财政八项支出”占一般公共预算支出的比重 EXP 作为测量指标。

2. 解释变量

在因果关系的识别中，本文分别以 T、X 和 TX 分别代表时间变量、政策干预时间虚拟变量以及二者的交互项。由于我国 2015 年和 2017 年两次 GDP 核算改革都涉及到了“财政八项支出”，本文以 X_{2015} 作为第一个政策干预点的二分变量（2015 年以前为 0，2015 年以后为 1）， X_{2017} 作为第二个政策干预点的二分变量（2017 年以前为 0，2017 年以后为 1）。

在作用机制的检验中，如上文所述，通过考察财政分权对财政支出比重的影响，来检验地方政府“生产性支出偏向”的负向作用在 GDP 核算改革后是否依然存在。因此，财政分权是作用机制检验的解释变量。参考储德银和邵娇 (2018) 的研究，将财政分权指标 DEC 分为财政收入分权指标 DREV 和财政支出分权指标 DEXP，计算公式如 (4) 所示。其中，MREV 和 MEXP 分别代表地级市 i 在第 t 期的一般公共预算收入与支出，PREV 和 PEXP 分别代表地级市所在省的省本级 j 在第 t 期的一般公共预算收入与支出，MPOP 和 POP 分别表示地级市 i 和全省 j 的常住人口。

$$\begin{aligned} DREV_{it} &= \frac{MREV_{it}/MPOP_{it}}{MREV_{it}/MPOP_{it} + PREV_{jt}/POP_{jt}} \\ DEXP_{it} &= \frac{MEXP_{it}/MPOP_{it}}{MEXP_{it}/MPOP_{it} + PEXP_{jt}/POP_{jt}} \end{aligned} \quad (4)$$

3. 控制变量

控制变量分为经济、财政和政治三类。经济类控制变量包括：滞后一期地区生产总值增长率 LGDPZ，滞后一期第三产业比重 LSGDP，城镇居民人均可支配收入对数值 LUIC，年末金融机构存款余额对数值 LLOAN；财政变量包括：滞后一期对应财政支出的比重 LEXP 和当期其他支出的增长率 ROE，“增营”两税收入占一般公共预算收入的比重 SHARE，地方土地出让成交价款对数值 LMLAND。对于经济和财政的部分控制变量，为了避免物价水平波动的影响，以

2003年为基期,采用CPI进行了平减折算。政治类控制变量包括市委书记任期变量MSEC。对于一年中1~5月上任的,将当年记为该官员任职的开始年份;对于一年中6~12月上任的,则将下一年记为其任职的开始年份。另外还有地方官员的晋升激励强度。参考繆小林等(2017)的研究,用各地级市的经济赶超水平EINC来表示。

4. 样本选择和数据来源

样本期设定为2007—2019年的主要考虑是:2007年我国开始实施政府收支科目分类改革,从这一年开始可以获得统一口径的财政数据。2020年受到新冠肺炎影响,地方政府财政支出波动较大,因此样本期截至2019年。样本数量方面,本文剔除了北京、上海、重庆、天津四个直辖市和西藏自治区,以及其他省份中的民族自治地区之后,整理得到了283个地级市数据。由于数据可获得性等原因,实证分析中最终采用的截面样本为237个,保证了2007—2019年各主要变量数据的连续性和完整性。

变量数据来源于公开的CEIC和EPS数据库、历年各省市统计年鉴、《中国国土资源统计年鉴》、国信房地产信息网土地市场库、《中国财政年鉴》、《中国税务年鉴》、各地级市政府网站公布的党委书记履历、中经网统计数据库等。主要变量的描述性统计参见表1。

表1 主要变量的描述性统计

变量	符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
“财政八项支出”MAD右尾概率	MADEXP	12	0.057	0.010	0.045	0.076
“财政八项支出”比重	EXP	3081	0.712	0.066	0.266	0.952
解释变量						
时间虚拟变量	T	12	6.500	3.606	1.000	12.000
2015年政策干预时间虚拟变量	X ₂₀₁₅	12	0.417	0.515	0.000	1.000
2017年政策干预时间虚拟变量	X ₂₀₁₇	12	0.250	0.452	0.000	1.000
财政收入分权	DREV	3081	0.809	0.125	0.108	0.984
财政支出分权	DEXP	3081	0.824	0.075	0.408	0.993

资料来源:作者自制。

四、实证分析及结果

(一) 被解释变量——“财政八项支出”间断性变化的测量结果

首先,从“财政八项支出”的整体变化来看,如图2所示,“财政八项支出”

的 L-K 值除 2011 年有明显提高之外,其余年份逐年下降。其中 2008—2014 年 L-K 平均值为 0.3002,但是 2008—2015 年、2008—2017 年和 2008—2019 年三个时期的均值,则分别为 0.2971、0.2894 和 0.2837。可见,如果采用 L-K 值度量间断性,则说明 2015 年和 2017 年 GDP 核算修订后“财政八项支出”大幅度比重变化出现的概率有所减少,由此不能认定其出现了间断—均衡理论中的间断式变化。

然而,从 2015 年开始,“财政八项支出”的 MAD 右尾数量呈现明显增长,2018 年后又逐渐减少。特别地,本文以 2008 年的 MAD 上限值作为衡量每一年 MAD 右尾离群值的标准,右尾数量在 2015—2018 年所呈现的“先增长后减少”的趋势更加明显。具体来看,2008—2014 年间,这一比重由 0.0759 逐年下降至 0.0452,在 2015—2017 年间逐年提高至 0.0646,2018 年和 2019 年再小幅缩减。

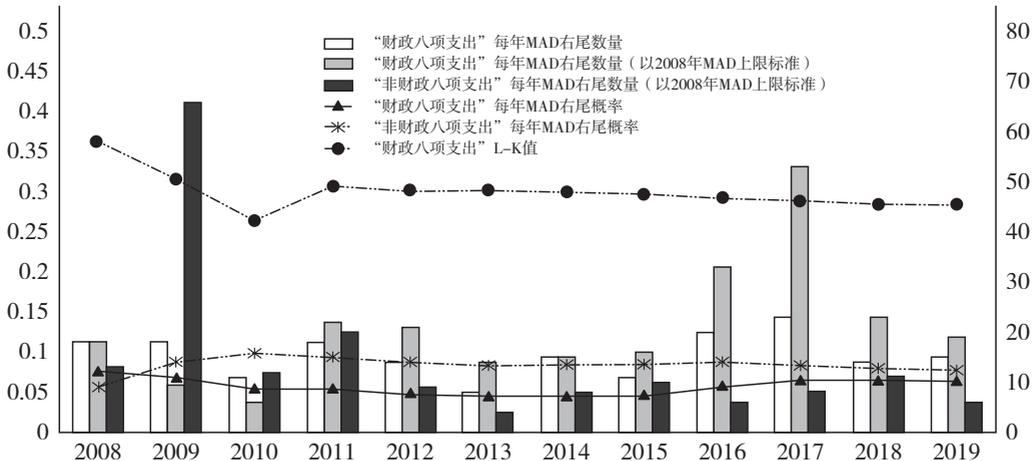


图 2 2008—2019 年“财政八项支出”比重变化率的 L-K 值与 MAD 离群值

注：图中 MAD “右尾”表示大于 $M + 3 * MAD$ 的比重变化率；图中 L-K 值和 MAD “右尾”概率表示一定时间范围内多个年份的累计,适用于主坐标轴,其余指标适用次坐标轴；图中非“财政八项支出”包括文化旅游体育与传媒支出、交通运输支出和农林水事务支出。

资料来源：作者依照 L-K 和 MAD 公式计算的结果自制。

其次,从维持性、社会性和经济性三类支出的情况来看,三类支出的 L-K 值均明显大于 0.1226,因此其预算变化都属于“尖峰分布”。但是 2015 年以后,只有生产性支出的 L-K 值出现了明显的提高,而其他两类支出则呈现了不同程度的缩减。若以 L-K 值作为度量“厚尾”的依据,那么社会性支出和维持性支出都不符合间断性变化。但从 MAD 右尾概率值来看,经济性和社会性支出比重增长率的 MAD 右尾比重从 2015 年开始显著提高,并在 2017 年以后保持稳定、增幅减缓。同时,维持性支出虽然在 2015 年并未发生显著变化,但是 2016 年 MAD 右尾比重由 0.0353 大幅提高至 0.0485,随后逐年下降。可见,三类支

出的MAD右尾概率都在2015年以后均出现了不同程度的增长,符合间断-均衡理论提到的“厚尾增加”这一突发间断的特征,因而三类支出都呈现出间断性变化^①。

(二) GDP核算改革与“财政八项支出”间断性增长的因果关系

1. 基准模型回归

首先,以2015年政策干预时间虚拟变量 X_{2015} 作为GDP核算政策冲击变量,并通过迭代方法从“非财政八项支出”中确定了合适的对照组,纳入到多组ITS模型中,并且进行了相应的自相关性检验,结果如表2中模型(1)所示。可以看出, ZX_{2015} 变量的系数显著为正,说明2015年GDP核算修订在当期就导致了“财政八项支出”变化的MAD右尾概率明显增加,发生了瞬时增长效应。另外,受到2015年政策干预后, $ZX_{2015}T$ 的影响系数为0.0285,而 $X_{2015}T$ 的系数并不显著,说明2015年前后右尾概率的趋势变化转为显著增长。另外, T 、 $X_{2015}T$ 这两个变量的影响系数都不显著,可以认为,2015年GDP核算改革并未影响到对照组——“八项以外的财政支出”的变化趋势。

表2 基准回归结果

变量	被解释变量: 右尾概率 MADEXP			
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
T	0.003	0.002	0.003	0.003
X_{2015}	-0.011		-0.015	-0.015
$X_{2015}T$	-0.005		0.006	0.005
X_{2017}		-0.012	-0.170*	-0.017
$X_{2017}T$		-0.003	-0.010	-0.010
Z	0.392	0.351	0.373	0.391
ZT	-0.017	-0.010	-0.016	-0.017
ZX_{2015}	0.043***		0.042**	0.044**
$ZX_{2015}T$	0.029**		0.018**	0.021**
ZX_{2017}		0.059***	0.026*	0.020
$ZX_{2017}T$		0.017**	0.005	0.002
常数项	0.140***	0.141***	0.139***	0.141***
控制变量	Y	Y	Y	Y

^① 因篇幅原因,本文略去了2008—2019年三类支出比重增长率的L-K值和MAD右尾的比重图,如读者感兴趣,可向作者索要。

(续上表)

被解释变量：右尾概率 MADEXP				
变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
观测值	36	36	36	36
最大滞后项	0	0	0	0
滞后一期 P 值	0.262	0.118	0.156	0.219
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000

注：回归系数为标准回归系数。***、**和*分别表示相关系数通过0.01、0.05和0.10水平的显著性检验。

资料来源：作者自制。

其次，将2017年政策干预时间的虚拟变量 X_{2017} 作为政策冲击变量，纳入多组ITS模型进行回归，结果如表4中模型(2)所示。 X_{2017} 的影响系数并不显著，而 ZX_{2017} 却显著为正，这说明相对于2017年以前，只有“财政八项支出”在2017年有水平方向的瞬时增长。而T和 $X_{2017}T$ 变量的系数不显著，说明对照组并未受到2017年制度改革的影响。但 $ZX_{2017}T$ 系数显著为正，可以认为，相对于2017年以前，“财政八项支出”受2017年GDP核算改革的影响，其右尾概率的变化趋势发生了显著正向增长。

再次，将 X_{2015} 和 X_{2017} 同时纳入基准回归模型中分析多次干预的政策效应，并纳入不同的控制变量后，两次政策干预的结果如表2中模型(3)和模型(4)所示。由于 ZX_{2015} 仍然显著为正，说明相对于2015年以前，“财政八项支出”的右尾概率发生了水平的瞬时增长，但 ZX_{2017} 的影响系数不再显著，即相对于2015—2017年这一阶段，2017年的右尾概率在水平变化上并没有显著变化。另外， $ZX_{2015}T$ 的影响系数显著为正，说明与2015年以前相比较，“财政八项支出”的右尾概率变化由减少转为增加。而 $ZX_{2017}T$ 的影响系数不再显著，表明在2015—2017年这一阶段变化趋势的基础上，2017年以后的右尾概率并没有继续明显增长。

综上所述，GDP核算改革导致了“财政八项支出”的右尾概率MADEXP在2015年以后显著提高，但在2017年后不再呈现明显的增长，这形成了“均衡—间断—均衡”的变化趋势。由此本文认为，我国2015年和2017年的两次GDP核算改革共同导致了“财政八项支出”的间断性增长，研究假设H1a得到验证。

2. 稳健性检验

(1) 变换政策干预间断点。将干预的真正起始点替换为非干预期中的一些伪起始点后进行测试，如果在伪起始点发现结果变量的水平或趋势存在中断，那么ITS的结果稳健性就会存在问题。从实践来看，我国大多数地方政府“基

数法”的预算编制方法是参考政府前一年的预算进行编制,而预算编制的“两上两下”的过程使得下级政府大多愿意通过“小修小补”改变预算,从而更好更快地获得上级政府的审批,导致预算支出产生渐进式影响(姚东旻等,2020b;於莉、王秋石,2021)。为了避免这一因素的影响,本文从2008年开始,每隔两年设置了2010年和2013年两个新的间断点,结果如表3中的模型(1)所示。可以看出,ZX₂₀₁₀和ZX₂₀₁₀T的系数都不显著,说明2010年这个伪起始点都没有对“财政八项支出”MAD右尾的概率产生影响。ZX₂₀₁₃的系数同样不显著,表示当年也未发生瞬时效应,而ZX₂₀₁₃T的系数显著为负,则说明2013年后MAD的右尾概率总体上是减少的。结合基准模型的结果,说明“财政八项支出”的间断变化主要归因于GDP核算制度改革。

表3 稳健性检验结果

被解释 变量	MADEXP		QMAD	UMAD	QMAD		UMAD	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
T	0.029	-0.003	-1.707	-0.014				
X ₁₁	-0.037	0.002	10.269**	0.003				
X ₁₁ T	-0.038	0.013	-6.599*	0.017				
X ₁₂	-0.004	-0.013	10.251	-0.074*				
X ₁₂ T	0.010	-0.010	9.420**	0.037				
Z	-0.436*	0.043	37.249	0.389*				
ZT	-0.015	0.003	-0.121	0.004				
ZX ₁₁	0.029	0.037**	-8.306	0.032				
ZX ₁₁ T	0.046	0.011**	17.296***	0.05				
ZX ₁₂	-0.017	0.013	-16.535**	0.081**				
ZX ₁₂ T	-0.036***	0.001	-21.663***	-0.070**				
常数项	0.071***	0.112***	30.851***	0.437***				
TREAT X ₁₁	-	-	-	-	1.187***	-	0.123***	-
TREAT X ₁₂	-	-	-	-	-	-1.791***	-	0.104***
观测值	36	27	48	36	48	48	48	48
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
P值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注:模型(1)中的X₁₁和X₁₂分别代表2010年和2013年两个时间间断点,模型(2)至模型(8)中的X₁₁和X₁₂分别代表2015年和2017年两个时间间断点。***、**和*分别表示相关系数通过0.01、0.05和0.10水平的显著性检验。

资料来源:作者自制。

(2) 缩短样本时间。如图 1 所示,“财政八项支出”比重在 2009—2010 年出现了一定程度的下降,由于“财政八项支出”中大部分是非生产性支出,因此可能是 2008 年出台的“4 万亿”刺激计划使得地方政府增加生产性支出所导致。为了避免这一政策产生的影响,缩短样本所跨期间,仅采用 2011—2019 年的样本数据进行了回归,如表 3 模型 (2) 所示,结果与基准模型结果基本一致,均表明在 2015 年以后的“财政八项支出”的右尾概率 MAD_{EXP} 显著提高。

(3) 替换被解释变量。将每年的 MAD 右尾数量 $QMAD$ 和每年的 MAD 上限 $UMAD_m$ 作为被解释变量的替换指标。表 3 中模型 (3) 的结果显示,2015 年虽然并没有显著增加右尾数量 $QMAD$,但是 $ZX_{2015}T$ 的系数显著为正,说明增速在 2015 年以后正向增长。相对地, ZX_{2017} 和 $ZX_{2017}T$ 的系数为负,说明 2017 年 MAD 右尾的数量明显减少,其增速也从 2017 年开始由正转负。表 3 中模型 (4) 结果显示,“财政八项支出”的右尾上限 $UMAD$ 在 2015 年并未受到政策干预的显著影响,但是在 2017 年虽然其值有所增加。由于 $ZX_{2015}T$ 系数不显著,而 $ZX_{2017}T$ 系数显著为负,说明在 2015—2017 年这一时期变化的基础上,2017 年以后右尾上限 $UMAD$ 每年以 7% 的速度递减。

3. 异质性检验

为了检验“财政八项支出”中的经济性、社会性和维持性三类支出是否都会受到 GDP 核算改革影响而出现间断性变化,本文拟分别将三类支出都纳入多组 ITS 模型中。但由于维持性支出主要包括一般公共服务和公共安全两类,这类支出缺少合适的对照组,所以,为了保持结果的可比性,本文在异质性检验部分将采用单组 ITS 模型分别对经济性 MAD_{EXP_p} 、社会性 MAD_{EXP_s} 和维持性 MAD_{EXP_m} 三类支出进行检验。已有大量研究认为,单组 ITS 也能得到政策处理效应的稳健估计 (Shadiah et al., 2002; 白仲林、孙艳华, 2021)。

表 4 中模型 (1)、模型 (2) 和模型 (3) 的结果显示,维持性支出的右尾概率 MAD_{EXP_m} 并没有在 2015 年发生显著增长,但在 2015—2017 年以每年 1.9% 的正向增长。不过,2017 年受到第二次 GDP 核算改革的影响,这类支出的 MAD 右尾概率不增反降,甚至在此之后还以每年 1.8% 的速度逐年减少。社会性支出的右尾概率 MAD_{EXP_s} 仅在 2015 年和 2017 年当期受到瞬时影响。尽管 2015 年和 2017 年两次 GDP 核算改革对维持性和社会性支出的影响由正转负,但总体上看仍表现出了“均衡 - 间断 - 均衡”的变化趋势,属于间断性变化。然而,在 5% 显著性水平下,经济性支出的右尾概率 MAD_{EXP_p} 不仅受到 2015 年 GDP 核算修订的正向影响,2015—2017 年也以每年 0.7% 的速度逐年递增,不过 2017 年的瞬时效应和 2017 年以后的趋势性变化却不再显著,说明经济性支出的 MAD 右尾概率并未在 2017 年以后发生明显下降。横向比较来看,在

“财政八项支出”中,影响经济性支出 MAD 右尾概率的 X_{2015} 这一变量的系数最大,且在 2017 年并没有显著减少,可见这一类支出受到政策干预的间断性影响最大。

表 4 异质性检验结果

被解释变量变量	MADEXP ₀ 模型 (1)	MADEXP _s 模型 (2)	MADEXP _p 模型 (3)
T	-0.003	-0.001	-0.003
X_{2015}	0.003	0.008 **	0.017 **
$X_{2015}T$	0.019 **	0.002	0.007 **
X_{2017}	-0.020 ***	-0.008 **	-0.006
$X_{2017}T$	-0.018 ***	-0.004	-0.007 *
常数项	0.074	-0.201 **	0.045
控制变量	Y	Y	Y
观测值	12	12	12
P 值	0.000	0.000	0.000

注:***、**和*分别表示相关系数通过 0.01、0.05 和 0.10 水平的显著性检验。

资料来源:作者自制。

(三) GDP 核算改革导致“财政八项支出”间断变化的作用机制检验

考虑到国家分别在 2015 年和 2017 年实施了两次 GDP 核算改革,为了分析三种类型“财政八项支出”的作用机制,本文检验了 2007—2014 年、2015—2019 年、2015—2017 年三个时期财政分权对经济性、社会性和维持性支出的影响,以揭示作用机制,结果如表 5 所示。

表 5 中模型 (1)、模型 (2) 和模型 (3) 的结果显示了 GDP 核算改革前财政分权对三类支出比重的影响。在 10% 的显著性水平下,当地级市政府财政支出分权 L. DEXP 增加 1 个单位时^①，“财政八项支出”中社会性支出的比重将会下降 12%。同时,在 5% 和 1% 的显著性水平下,经济性和维持性支出会分别下降 3.2% 和 8.8%。这表明,在 2015 年 GDP 核算改革前,当财政支出分权增加时,地级市政府倾向更大幅度地减少当地的公共服务投入和维持性支出,缩减经济建设等投资支出的意愿相对较小,表现出明显的生产性支出偏向。

表 5 中模型 (4)、模型 (5)、模型 (6) 的结果显示了 2015 年 GDP 核算改

^① 通过内生性检验发现,在 5% 显著性水平下,财政收入分权指标的影响不显著,因此本文重点关注财政支出分权指标 L. DEXP 的影响。

革后财政分权对三类支出比重的影响。在 2015—2019 年间，财政支出分权对三类“财政八项支出”的负向作用被不同程度地抵消，即 L. DEXP 指标的影响全都显著性减弱，说明 GDP 核算改革对三类支出产生的都是正向作用。

表 5 模型（7）、模型（8）、模型（9）的结果显示了 2015—2017 年间财政分权对三类支出比重的影响。在这一时期，财政分权对维持性和社会性支出的负向影响不再显著，这表明 GDP 核算改革克服了与原有“生产性支出偏向”的制度惯性。然而，对于经济性支出而言，在 2007—2014 年，财政分权对经济性支出的影响是负向的。而 2015—2017 年影响由负转正，这说明 GDP 核算改革对经济性支出产生了正向的作用力，并非是“抵消”原有的制度惯性，反而是两者产生了“叠加”效应。

表 5 作用机制检验结果

变量	2007 - 2014			2015 - 2019			2015 - 2017		
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)	模型 (7)	模型 (8)	模型 (9)
L. DEXP	-0.088***	-0.120*	-0.032**	-0.063*	-0.085	0.103	-0.004	0.065	0.219**
L. DREV	0.052**	-0.015	0.113***	0.072***	-0.014	0.055	0.090***	-0.013	0.031
LGDPZ	0.026	0.066	0.013	-0.034	-0.081	0.170***	0.015	0.037	0.065
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Adj-R ²	0.498	0.732	0.853	0.773	0.763	0.789	0.835	0.832	0.795
P 值	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.037
观测值	1650	1650	1650	1183	1183	1183	711	711	711

注：***、**和*分别表示相关系数通过 0.01、0.05 和 0.10 水平的显著性检验。

资料来源：作者自制。

以上研究发现与间断 - 均衡理论提出的外部冲击克服制度惯性才会产生间断变化的观点正好相反。本文认为，这是“财政八项支出”中的经济性支出同时具备“生产性支出”与“核算支出”两种属性所导致的。2015 年之前，“财政八项支出”本身虽然不直接影响 GDP 核算，但地方政府只要增加其中的经济性支出，就可以发挥拉动制造业和建筑业发展的作用，做大第二产业的增加值。2015 年我国 GDP 核算改革后，“财政八项支出”作为非营利性服务业增加值被纳入 GDP 核算，成为“核算支出”，地方政府增加“财政八项支出”就能直接

使得核算的 GDP 数值变大。这就解释了“财政八项支出”中的经济性支出为何会受到“生产性支出偏向”的制度惯性和 GDP 核算改革冲击的同方向作用。“生产性支出偏向”是地方政府为做大制造业和建筑业增加值而增加“财政八项支出”中经济性支出的一贯行为偏好，这是制度惯性。GDP 核算改革后，为增加 GDP 的核算值，地方政府也会增加“财政八项支出”中的经济性支出，这是 GDP 核算改革产生的冲击，与制度惯性的作用方向相同。

五、结论与政策建议

本文基于间断-均衡理论，以 2007—2019 年我国 237 个地级市作为样本，实证检验了我国 GDP 核算改革对地方“财政八项支出”间断变化的影响效应及其作用机制，相关的实证工作及主要研究结论如下。

第一，我国地方“财政八项支出”呈现出“均衡-间断-均衡”的间断性增长特征。L-K 值能够比较稳健地测量预算变化的“尖峰分布”，但出现“尖峰分布”并不一定代表“厚尾”变化，MAD 方法可以更加准确地测量出间断变化的关键特征——“厚尾”概率的提高。本文采用 MAD 方法计算了 237 个地级市“财政八项支出”比重变化率的间断性，整体上呈现出“均衡-间断-均衡”的变化特征。

第二，GDP 核算改革作为重要的政策冲击导致了地方财政支出的间断性增长。以“财政八项支出”的 MAD 右尾概率作为被解释变量，利用多组中断时间序列（ITS）模型检验发现，受到 2015 年和 2017 年两次 GDP 核算改革的影响，“财政八项支出”呈现出在短暂、显著地提高之后发生缩减的趋势。

第三，经济性支出受到 GDP 核算改革的影响最大。采用单组中断时间序列（ITS）模型分别对“财政八项支出”中的经济性、社会性和维持性三类支出 MAD 右尾概率进行了分析与比较，发现经济性支出的间断性增长变化最为突出，并且回归均衡的速度也远小于其他两类支出。

第四，GDP 核算改革的冲击既能克服“生产性支出偏向”的制度惯性，两者也会对地方财政支出产生“叠加”效应。通过作用机制的检验发现，对于“财政八项支出”中的社会性和维持性支出，GDP 核算改革克服了地方政府“生产性支出偏向”这一制度惯性；而对于“财政八项支出”中的经济性支出，改革的冲击效应与制度惯性的作用方向相同，导致其在三类支出中所发生的间断性增长变化程度最大。

以上结论具有明确的政策启示。近 10 年来，中央对地方官员考核导向的不断科学化和新发展理念这一大政方针的确立，是为了引导地方政府将决策注意

力分配转向民生领域，扭转长期以来地方官员因唯 GDP 考核所导致的以做大 GDP 为目标的财政支出模式。然而，本文研究却表明，虽然国家不断在调整对地方官员的考核导向，纠正地方政府唯 GDP 的发展理念和模式，但地方政府一味把 GDP 做大的内在动力却非常强大，偏好于生产性支出的惯性发展模式并没有随着新发展理念的确立而得到完全扭转。

要使新发展理念真正得到贯彻落实，实现经济的高质量发展，还需要建立和完善激励、约束机制，削弱地方政府追求唯 GDP 发展模式的内在动力。具体建议如下。

首先，不断推动财税体制改革，厘清中央和地方政府、省本级和市县级政府的财政体制，通过进一步完善政府间的收入划分方案，充分调动中央和地方两个积极性。同时，应当在积极推动制定政府间财政关系基本法律的基础上，结合收入划分和转移支付结构优化，根据 2022 年 6 月国务院颁发的《关于进一步推进省以下财政体制改革工作的指导意见》，以解决基层财政困难为重点目标，加快确定省以下财政事权和支出责任的划分，使得基层政府承担的事权和支出负担更加合理，以弱化其重生产性支出，轻民生支出的动力。

其次，按照新发展理念的要求，以经济高质量发展为宗旨，完善地方政府官员的绩效考核机制，兼顾经济社会短期发展目标和长期可持续目标。同时，通过对各地区的基本公共服务进行科学量化的绩效评价，并建立公共服务的居民参与监督机制，将对地方官员自上而下的政绩考核与公众满意度有机结合，提高地方政府重视公共服务的动力。

最后，为了促进地方政府预算过程的规范化，同时有效激励地方政府切实保障基本公共服务，应当将地方政府基本公共服务标准化、规范化、制度化。要求地方应当根据居民需求、公共服务供给成本差异和财政承受能力等因素，因地制宜地动态制定和调整地方标准，推进财政支出标准化。同时，还需要强化预算绩效评价结果在标准制定工作中的应用，进一步提升财政标准化工作的科学性。

参考文献

白仲林、孙艳华 (2021). 一种协整时间序列的动态因果效应估计与推断方法. *统计研究*, 10: 134 - 150.

Bai, Z. L. & Sun, Y. H. (2021). An Approach of Causal Effect Evaluation and Inference for Co-integration Time Series. *Statistical Research*, 10: 134 - 150. (in Chinese)

曹堂哲、郝宇华 (2020). 中国公共预算变迁的间断均衡——基于中国各级预算支出面板数据的实证分析. *浙江大学学报(人文社会科学版)*, 5: 104 - 118.

Cao, T. Z. & Hao, Y. H. (2020). Punctuated Equilibrium in China's Public Budgeting: An Empirical Study Based on Panel Data on China's Budget Outlay at all Government Levels. *Journal of Zhejiang University (Humanities and Social Sciences Edition)*, 5: 104 - 118. (in Chinese)

储德银、邵娇 (2018). 财政纵向失衡、公共支出结构与经济增长. *经济理论与经济管理*, 2018(10): 30 - 43.

- Chu, D. Y. & Shao, J. (2022). Financial Vertical Imbalance, Public Expenditure Structure and Economic Growth. *Economic Theory and Business Management*, 10: 30 - 43. (in Chinese)
- 陈那波、张程 (2022). 领导重视什么及为何? 省级党政决策的注意力分配研究——基于2010—2017年省委机关报的省级领导批示. *公共管理与政策评论*, 4: 85 - 102.
- Chen, N. B. & Zhang C. (2022). What Do Leaders Pay Attention to and Why: A Study of Attention Allocation about Political Decision-making Based on Cross-Provincial Evidence (2010—2017). *Public Administration and Policy Review*, 4: 85 - 102. (in Chinese)
- 高敏雪 (2017). 研发资本化与GDP核算调整的整体认识与建议. *统计研究*, 4: 3 - 14.
- Gao, M. X. (2017). Understanding and Proposal of R&D Capitalization and GDP Adjustment. *Statistical Research*, 4: 3 - 14. (in Chinese)
- 哈巍、邱文琪 (2019). “粘住”还是“挤出”? ——中西部高校基础能力建设工程”对地方本科高校教育经费支出的影响研究. *教育与经济*, 3: 49 - 55.
- Ha, W. & Qiu, W. Q. (2019). “Flypaper” Effect or “Crowding-out” Effect? Impact Evaluation of the First Phase of the National Basic Ability Construction Project of HEIs in Western and Central China. *Education & Economy*, 3: 49 - 55. (in Chinese)
- 邴艳华 (2015). 环保支出决策: 渐进还是间断均衡——基于中国省级面板数据的分析. *甘肃行政学院学报*, 2: 52 - 61 + 126 - 127.
- Kuang, Y. H. (2015). Environmental Expenses Decisions: Incremental or Punctuated Equilibrium: An Analysis of Chinese Provincial Panel Data. *Journal of Gansu Administration Institute*, 2: 52 - 61 + 126 - 127. (in Chinese)
- 李文钊、庞伟、吴珊 (2021). 制度摩擦何以影响中国预算变迁? ——基于1992—2019年的中国预算变迁数据的实证研究. *公共行政评论*, 2: 38 - 60 + 229.
- Li, W. Z., Pang, W. & Wu, S. (2021). How Does Institutional Friction Influence the Changes in China's Budget? Evidence from 1992 - 2019. *Journal of Public Administration*, 2: 38 - 60 + 229. (in Chinese)
- 缪小林、王婷、高跃光 (2017). 转移支付对城乡公共服务差距的影响——不同经济赶超省份的分组比较. *经济研究*, 2: 52 - 66.
- Miao, X. L., Wang, T. & Gao, Y. G. (2017). The Effect of Fiscal Transfer on the Gap Between Urban-rural Public Services Based on a Grouping Comparison of Different Economic Catching-up Provinces. *Economic Research Journal*, 2: 52 - 66. (in Chinese)
- 童幼雏、李永友 (2021). 省以下财政支出分权结构: 中国经验. *财贸经济*, 6: 5 - 20.
- Tong, Y. C. & Li, Y. Y. (2021). Diversified Sub-provincial Fiscal Expenditure Decentralization Structure: A Case in China. *Finance & Trade Economics*, 6: 5 - 20. (in Chinese)
- 许宪春、王洋、刘婉琪 (2020). GDP核算改革与经济发展. *经济纵横*, 10: 74 - 85.
- Xu, X. C., Wang, Y. & Liu, W. Q. (2020). GDP Accounting Reform and Economic Development. *Economic Review Journal*, 10: 74 - 85. (in Chinese)
- 姚东旻、朱泳奕、余凯 (2020). 制度惯性、地方领导人更替与财政支出结构变动. *社会学研究*, 2020(2): 99 - 123 + 243 - 244.
- Yao, D. M., Zhu, Y. Y. & Yu, K. (2020). Institutional Inertia, Succession of Provincial Leaders and Changes in the Structure of Provincial Fiscal Expenditure. *Sociological Studies*, 2: 99 - 123 + 243 - 244. (in Chinese)
- 於莉、王秋石 (2021). 中国地方预算执行管理改革及其效果评估. *财政研究*, 3: 28 - 40.
- Yu, L. & Wang, Q. S. (2021). The Reform of China's Local Budget Execution and Assessment of Its Effect. *Public Finance Research*, 3: 28 - 40. (in Chinese)
- 张莉、皮嘉勇、宋光祥 (2018). 地方政府竞争与生产性支出偏向——撤县设区的政治经济学分析. *财贸经济*, 3: 65 - 78.
- Zhang, L., Pi, J. Y. & Song, G. X. (2018). Government Competition and Preference for Productive Expenditure: The Political Economy in County-to-District Reforms in China. *Finance & Trade Economics*, 3: 65 - 78. (in Chinese)
- 张宇 (2013). 财政分权与政府财政支出结构偏离——中国政府为何偏好生产性支出. *南开经济研究*, 3: 35 - 50.

- Zhang, Y. (2013). Fiscal Decentralization and the Bias of Governments' Expenditure Structure: Why Chinese Governments Prefer Productive Expenditure. *Nankai Economic Studies*, 3: 35 – 50. (in Chinese)
- 朱婧、孙新章、刘学敏、宋敏 (2012). 中国绿色经济战略研究. *中国人口·资源与环境*, 4: 7 – 12.
- Zhu, J., Sun, X. Z., Liu, X. M. & Song, M. (2012). Study on China's Green Economy Strategy. *China Population Resources and Environment*, 4: 7 – 12. (in Chinese)
- Baumgartner, F. R. & Jones, B. D. (1991). Agenda Dynamics and Policy Subsystems. *The Journal of Politics*, 53(4): 1044 – 1074.
- Box, G. & Tiao, G. (1975). Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems. *Journal of the American Statistical Association*, 70(3): 70 – 79.
- Chan K. N. & Zhao S. (2016). Punctuated Equilibrium and the Information Disadvantage of Authoritarianism: Evidence from the People's Republic of China. *Policy Studies Journal*. 44(2): 134 – 155.
- Chen, Y., Li, H. & Zhou L. A. (2005). Relative Performance Evaluation and the Turnover of Provincial Leaders in China. *Economics Letters*, 88(3): 421 – 425.
- Flink, M. C. (2017). Rethinking Punctuated Equilibrium Theory: A Public Administration Approach to Budgetary Changes. *Policy Studies Journal*, 45(1): 101 – 120.
- Hosking J. R. M. (1990). L-Moments Analysis and Estimation of Distributions Using Linear Combinations of Order Statistics. *Journal of the Royal Statistical Society*, 52(1): 105 – 24.
- Johan, M. R., Jaap, G. R. & Laura A. F. (2014). Institutional Inertia and Climate Change: A Review of the New Institutional Literature. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*, 5(5): 639 – 648.
- John P. & Margetts H. (2003). Policy Punctuations in the UK: Fluctuations and Equilibria in Central Government Expenditure since 1951. *Public Administration*, 81(3): 411 – 432.
- Jones, B. D., Baumgartner, F. R. & True, J. L. (1998). Policy Punctuations: Us Budget Authority, 1947 – 1995. *The Journal of Politics*, 60(1): 1 – 33.
- Li, H. & Zhou, L. A. (2005). Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China. *Journal of Public Economics*, 89(9 – 10): 1743 – 1762.
- Linden, A., Adams, J. L. & Roberts, N. (2003). Evaluating Disease Management Program Effectives: An Introduction to Time Series Analysis. *Disease Management*, 6(4): 243 – 255.
- Linden, A. & Adams, J. L. (2011). Applying a Propensity-score Based Weighting Model to Interrupted Time Series Data: Improving Causal Inference in Program Evaluation. *Journal of Evaluation in Clinical Practice*, 17(6): 1231 – 1238.
- Mortensen, P. B. (2005). Policy Punctuations in Danish Local Budgeting. *Public Administration*, 83(4): 931 – 950.
- Park, A. Y. S. & Sapotichne, J. (2020). Punctuated Equilibrium and Bureaucratic Autonomy in American City Governments. *Policy Studies Journal*, 48(4): 896 – 925.
- Shadiah, W. R., Thomas, D. C. & Campbell, D. T. (2002). Experimental and Quasi-Experiment Designs for Generalized Causal Inference. *Social Service Review*, 76(3): 510 – 514.
- Wordliczek, L. (2021). Between Incrementalism and Punctuated Equilibrium: The Case of Budget in Poland, 1995 – 2018. *Central European Journal of Public Policy*, 15(2): 14 – 30.

责任编辑：王秋石