

# 贸易开放与财政支出周期性\*

——来自 PSM-DID 自然实验的证据

王立勇 祝灵秀

**摘要：**本文采用状态空间模型估算中国 1993-2016 年各省财政支出周期性，借助 PSM-DID 方法研究贸易开放对财政支出周期性的因果效应及内在机理。结果表明，第一，中国财政支出总体上呈顺周期态势，但呈现出明显的区域异质性；近年来财政支出顺周期性程度有所降低，东部地区降低程度最为明显，并表现出一定的逆周期性，而西部地区的顺周期性特征较为显著且较为稳定。第二，贸易开放显著影响财政支出周期性，贸易开放度越高，财政支出越倾向于顺周期。第三，贸易开放对财政支出周期性的因果效应应具有持续性和动态异质性，随着时间的推移，影响程度总体呈先上升后下降趋势。第四，政府规模是贸易开放影响财政支出周期性的中介变量和内在机理，即贸易开放度的提高，增加了政府规模，使财政支出更加倾向于顺周期。

**关键词：**贸易开放 财政支出周期性 状态空间模型 准自然实验 PSM-DID

## 一、引言与文献综述

财政是国家治理的基础和重要支柱，财政政策是宏观经济领域的重要研究主题，也是国家宏观调控的重要工具或手段；财政支出作为财政政策的主要工具之一，其实施特征和有效性一直是理论界和政策当局关注的焦点。近年来，随着中国开放程度和全球化进程的逐步推进，财政支出的特征及有效性不仅受到内部环境的影响，且与外界因素息息相关，即贸易开放对财政支出政策及其相关特征具有重要影响。陈诗一、张军（2008）研究了贸易开放对政府支出效率的影响，Eggertsson et al（2016a）和 Eggertsson et al（2016b）强调了贸易开放对一国财政政策实施的重要影响；Lane（2003b）、Ram（2009）、毛捷等（2015）等研究了贸易开放对政府规模的影响；Albuquerque（2011）、Woo（2011）等研究了贸易开放对财政政策波动性的影响。抚平经济波动的反周期调控是财政政策的重要经济稳定职能，随着全球经济开放程度的逐步加大，外部环境的不确定性等对国内政策实施带来的影响不容忽视，财政政策实施的稳定性与效果同样受其影响。财政支出周期性，体现了财政支出根据实际经济运行状况做出调整的方向和灵活性。当经济增长时，财政支出增加，经济衰退时，财政支出减少，财政支出表现为“顺周期，反之，财政支出表现为“逆周期。由此可知，财政支出周期性反映了财政支出政策对于抚平经济波动及稳定经济的功效。财政支出周期性，作为财政支出的重要特征之一（Fatas & Mihov, 2007; Afonso et al, 2010），是否会受到贸易开放进程的影响呢？或者存在何种程度或方向的影响呢？研究这些问题，不仅有利于开放经济背景下的财政调控政策的选择和制定，而且是评价中国财政政策实施效果的重要方面。特别是在十九大报告明确指出“推动形成全面开放新格局”“拓展对外贸易，培育贸易新业态新模式，推进

---

\* 王立勇，中央财经大学国际经济与贸易学院，邮政编码：100081，电子邮箱：liyongecon@126.com；祝灵秀，中国科学院大学、中国科学院数学与系统科学研究院，邮政编码：100190，电子邮箱：lingxiu@amss.ac.cn。本文受国家社会科学基金重大项目（15ZDA009）和国家自然科学基金项目（71473280）的资助。感谢匿名审稿人的修改建议，当然文责自负。

贸易强国建设”“着力构建市场机制有效、微观主体有活力、宏观调控有度的经济体制”的背景下，厘清贸易开放对财政政策特征的影响方向和影响机理显得尤为重要。基于此，本文将着重研究贸易开放对财政支出周期性的影响，在此基础上，进一步考察贸易开放对财政支出周期性的影响渠道和作用机制。

从实际经济行为看，贸易开放与财政支出周期性似乎存在较强的相关性，图 1 描绘了 1993-2016 年财政支出周期性与贸易开放度之间的散点图，<sup>①</sup>其中横坐标表示贸易开放程度，纵坐标表示财政支出周期性。图中的每一个散点均表示某一省份在某一年度的贸易开放度与其相应的财政支出周期性值的对应关系，直线为二者之间的线性拟合结果。从图 1 可知，财政支出周期性与贸易开放度呈正相关关系，即随着贸易开放度的提高，财政支出倾向于顺周期。

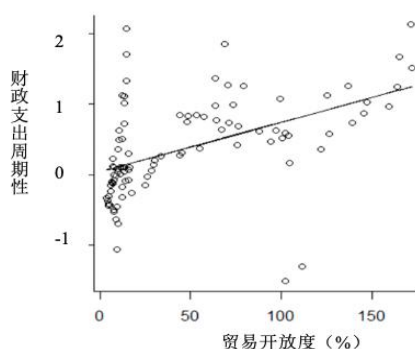


图 1 财政支出周期性与贸易开放度之间的散点图

为了更加直观地展示二者之间的相关性，图 2 给出相应的箱线图。在图 2 的左图中，横坐标轴数字 0 代表对照组（受“加入 WTO”事件冲击较小的省份），数字 1 代表处理组（受“加入 WTO”事件冲击较大的省份），纵坐标为财政支出周期性；在图 2 的右图中，横坐标轴的数字 0 代表加入 WTO 以前的时点，数字 1 代表加入 WTO 以后的时点，纵坐标为财政支出周期性。箱线图内部的横线给出了相应财政支出周期性中位数的位置。左图显示，在加入 WTO 以前，与处理组地区相比，对照组地区的财政支出更倾向于顺周期性；但随着贸易开放度的提高（即“加入 WTO”），对照组地区的财政支出周期性水平却明显低于处理组，即处理组地区的财政支出更加倾向于顺周期性。右图显示，加入 WTO 后，财政支出更加倾向于顺周期，且与对照组地区的财政支出周期性变化相比，加入 WTO 前后处理组地区的财政支出周期性的变化更加明显。<sup>②</sup>

图 1 和图 2 均从直观上显示，贸易开放与财政支出周期性之间存在正相关关系，且随着贸易开放度的提高，财政支出更加倾向于顺周期。然而，二者之间是否真的存在这样的因果关系，有待进行严谨的因果效应推断。

<sup>①</sup> 财政支出周期性的测度详见下文。综合考虑数据的可获取性及已有文献的通用做法，图 1 中的贸易开放度利用进出口额占 GDP 比例来测度，即外贸依存度。

<sup>②</sup> 关于对照组和处理组的划分详见下文。

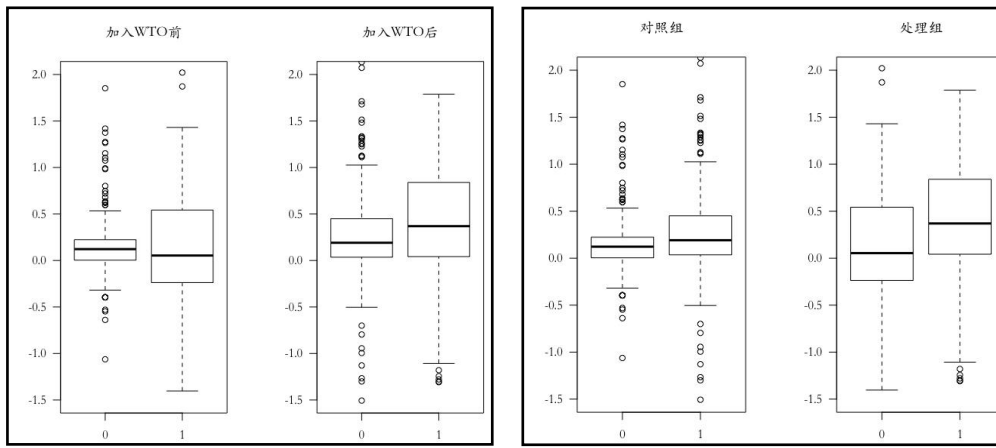


图 2 处理组和对照组加入 WTO 前后财政支出周期性对比图

关于财政支出周期性的研究一直未停止过,多数文献主要集中在刻画一国财政支出是顺周期或逆周期,如 Gavin & Perotti (1997) 研究发现拉丁美洲地区财政支出呈顺周期; Kaminsky et al (2004) 的研究发现,大多数发展中国家的财政支出是顺周期性的; Fatas & Mihov (2010) 得到欧元区国家的财政支出顺周期性的结论; Pandey & Patnaik (2019) 根据南亚经济体 1990-2016 年数据测算其财政支出周期性发现,南亚国家的财政支出并未实现从顺周期到逆周期性的成功转变;与之不同的是, Lee & Sung (2007) 发现,除澳大利亚、日本、葡萄牙、新西兰、土耳其和希腊等以外, OECD 国家财政支出普遍存在逆周期性特征; Auerbach (2009) 的研究发现,1984-2009 年美国财政支出表现出非常强的逆周期性; Egert (2014) 研究 1970-2008 年 OECD 国家财政政策周期性特征时发现,财政支出是逆周期的; Combes et al (2017) 使用 1990-2011 年 56 个发达、新兴发展中经济体数据研究财政政策周期性问题时发现,财政收入和财政支出的周期性存在差异,政府投资支出和政府工资呈顺周期性,而财政补贴呈逆周期性。国内相关研究中,王立勇、纪尧 (2015) 发现有关财政政策周期性研究结论不一;王立勇 (2008) 基于结构预算分析方法发现,我国相机抉择财政政策在经济周期下降期表现出逆周期,但在经济周期扩张期表现复杂;方红生 (2009) 在讨论顺周期性财政政策时发现,理论研究表明缓解金融约束、降低腐败程度等有利于施行逆周期财政政策;孙天琦等 (2010) 认为 1998 年之前中国财政支出具有顺周期特征,之后则呈现出经济繁荣期的顺周期与经济萧条期的逆周期特征;闫坤、刘陈杰 (2015) 认为我国财政支出具有“在经济衰退期基建支出扩张效应大,繁荣期则行政管理支出扩张效应大”的特点;曾晓安等 (2015) 的研究发现,1995-2014 年中国一般公共预算的逆周期性年份比例为 75%;从树海、张源欣 (2018) 研究得到我国财政政策实施顺周期性的结论。<sup>①</sup>虽有文献研究了财政周期性的影响因素,如 Gavin & Perotti (1997)、Kaminsky et al (2004) 强调政府融资约束的作用; Persson & Tabellini (2001)、Lane (2003b)、Alesina et al (2008)、Afonso et al (2010) 等强调政治(如选举原则、政治权利分散程度、腐败、政治区制等)和制度变量(如

<sup>①</sup> 已有研究结论存在较大争论,即使是以同一组国家为样本的研究之间也会出现结论完全相反的情况。例如, Alesina et al (2008) 认为,工业化国家财政支出呈现逆周期性,而 Lane (2003a)、Fatas & Mihov (2007) 却得到不同结论。同时,实证研究结果与理论预测也存在不一致现象 (Fatas & Mihov, 2007)。

预算约束)的影响;其中,Afonso et al (2010)强调了国家和政府大小的影响;Woo (2009)强调了社会极化现象的影响;Egert (2014)和 Combes et al (2017)强调了政府债务规模的影响;Fatas & Mihov (2006)和 Guerguil et al (2017)则强调了财政规则的影响,但已有文献关于贸易开放对财政支出周期性的因果效应研究明显不足,仅有少量文献在研究财政支出周期性时将贸易开放作为控制变量,如 Lane (2003b)研究了财政支出周期性的影响因素,其中考虑了贸易开放变量,发现贸易开放导致财政支出顺周期性;Woo (2009, 2011)在研究收入差距对财政支出周期性的影响时,将贸易开放度作为控制变量。以上文献并未讨论和解决贸易开放变量的内生性问题,亦未能做出科学严谨的因果效应推断和机制解释。

基于此,本文利用状态空间模型测度财政支出周期性,并将中国加入 WTO 视作一项准自然实验,借助准自然实验方法推断贸易开放对财政支出周期性的因果效应并分析影响机理。与已有文献相比,本文的创新性主要包括:第一,本文从一个新的视角分析财政支出周期性的影响因素,即分析贸易开放对财政支出周期性的影响,发现一些新的现象,得到一些新的结论和观点,能够为已有相关文献提供有益的补充;第二,为了克服因果效应推断中的内生性问题,将中国加入 WTO 作为一个准自然实验,借助双重差分这一准自然实验分析方法来推断贸易开放对财政支出周期性的因果效应,且在使用双重差分法之前利用倾向得分匹配方法确保对照组选取的有效性,并借助四个方面的稳健性检验以保证研究结论的可靠性。第三,借助状态空间模型得到中国财政支出周期性的省级面板数据,既能够更加细致地分析中国财政支出周期性特征,又使准自然实验方法的使用变得可行,得到一些更深入的结论,为已有相关研究提供新的经验证据。第四,不仅分析贸易开放度对财政支出周期性的因果效应,而且从文献、理论和实证等角度分析这一因果效应的内在机理和传导机制,以提供新的理论观点和相应证据。

## 二、研究设计、指标测度与数据来源

### (一) 研究设计

世界贸易组织(WTO)是世界上唯一管理国际贸易规则的国际组织,其核心是世贸组织各成员国签署的各项协议,由大多数贸易国家进行谈判和签署,旨在确保贸易顺利、可预测和促进贸易自由流动。2001年9月7日,中国加入世界贸易组织的所有法律文件在日内瓦通过。中国代表于11月11日签署了“中国加入WTO议定书”,并向WTO秘书处提交了中国加入WTO的批准文件。2001年12月11日,中国正式成为WTO成员国。加入WTO是中国贸易对外开放的一个重大转折点。

为了分析贸易开放对财政支出周期性的影响,本文将中国加入WTO视作一项准自然实验,采用PSM-DID方法进行分析。基本思路如下:其一,虽然中国加入WTO实际上是一项在全国范围内铺开的政策,但考虑到不同地区受该事件的影响存在较大差异,从而将加入WTO这一事件视为准自然实验,将那些受这一事件影响较小的省份设为对照组,而那些受影响较大的省份设为处理组。需要说明的是,本文以“加入WTO”前后即1999-2002年各省份贸易开放度变动幅度作为衡量标准,主要因为:中国于2001年末加入WTO,到了2002年贸易开放度发生了显著变化,但不同省份受到的影响不尽相同,体现出了不同省份开放程度的差异。由此得到的处理组与对照组可以较好地分出“中国加入WTO”这一事件的效应。其二,双重差分法是日前广泛使用的一种用于评估政策实施效果的重要方法,其基本思想是通过对比处理组和对照组在政策实施前后的变化来评估该项政策的效果。双重差分法可以通

过有效控制不可观测的固定效应，在一定程度上解决内生性问题。但是，由于双重差分法难以控制由于政策实施对象及实施时点的非随机性导致的选择性偏差，所以本文在使用该方法进行分析前通过倾向得分匹配法来控制“选择性偏差”，确保双重差分法的结果可靠（Heckman et al, 1998）。Khandker et al（2010）指出，基于倾向得分匹配的双重差分法将有效控制“选择性偏差”问题。经过倾向得分匹配以控制选择性偏差后，构建双重差分模型如下：

$$fiscyc_{it} = \mu_i + \theta_t + \lambda \cdot treat_i \cdot open_t + \delta \cdot W_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $fiscyc_{it}$ 为财政支出周期性， $treat_i$ 表示处理组虚拟变量（地区在处理组时取值为1，在对照组则取值为0）， $open_t$ 是加入WTO政策实施虚拟变量，中国加入WTO之后，取值为1，而在加入WTO之前则取值为0； $W_{it}$ 是控制变量，以保证实验分组和政策实施时点选择的随机性； $\mu_i$ 和 $\theta_t$ 分别表示地区固定效应和时间固定效应； $\varepsilon_{it}$ 是模型的随机扰动项。需要指出的是， $\lambda$ 刻画的是贸易开放对财政支出周期性的因果效应，即本文所关注的平均处理效应。

## （二）财政支出周期性测度

随着内外部环境的不不断变化，在经济发展的不同时期财政支出的实施效果和特征会随之变化。用以往的OLS等常参数模型方法无法刻画出这种时变特征，但状态空间模型的变参数模型能够刻画这一动态变化。因此，根据研究需要和模型条件，本文借助时变系数状态空间模型测度得到中国财政支出周期性的省级面板数据，为下文研究提供数据基础。参考Fatas & Mihov（2007）及Lane（2003b）等已有权威文献关于财政支出周期性的测度方法，本文构建状态空间模型如下：

量测方程：

$$\Delta G_{it} = \beta_{it0} + \beta_{it1} \Delta G_{it-1} + \beta_{it2} \Delta Y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

状态方程：

$$\beta_{it0} = d_{i0} + h_{i0} \beta_{it-1,0} + v_{it1}; \beta_{it1} = d_{i1} + h_{i1} \beta_{it-1,1} + v_{it2}; \beta_{it2} = d_{i2} + h_{i2} \beta_{it-1,2} + v_{it3} \quad (3)$$

其中， $i$ 代表地区， $t$ 代表年份， $G$ 为实际财政支出的自然对数值， $Y$ 为各地区实际产出的对数值。在式（2）中，参数 $\beta_{it0}$ 、 $\beta_{it1}$ 和 $\beta_{it2}$ 均有下标 $t$ ，表示这三个系数是随着时间而变化的，即为时变参数，从而所得 $\beta_{it2}$ 的估计结果能够反映财政支出周期性的时变特征，可供分析财政支出周期性如何随时间变化而变化。但由于时变参数 $\beta_{it0}$ 、 $\beta_{it1}$ 和 $\beta_{it2}$ 是不可观测的，从而无法用常规方法对其进行估计。为了实现这一估计过程，得到时变参数的估计结果，通常假设时变参数随时间变化的状态可由AR（1）过程描述，即式（3）。量测方程与状态方程共同组成了本文所用的状态空间模型，采用卡尔曼滤波的方法对其进行估计。量测方程与状态方程的随机干扰项 $\varepsilon_{it}$ 与 $v_{itk}$ （ $k=1,2,3$ ）相互独立，且服从均值为0、方差为常数的正态分布。其中，系数 $\beta_{it2}$ 刻画了财政支出增长对产出增长的反应程度，即为本文所关注的财政支出周期性。若系数估计结果为正，则说明财政支出是顺周期的；若结果为负，则说明财政支出是逆周期的。具体测度结果详见图3。测度结果显示：第一，财政支出周期性特征呈现出明显的区域异质性，总体上呈顺周期态势，东西部地区更加明显。第二，近年来，各地区财政支出顺周期性状况有所缓解，东部地区财政支出顺周期性的降低程度最为明显，并表现出一定的逆周期性；相比之下，西部地区的顺周期性较为显著且较为稳定。

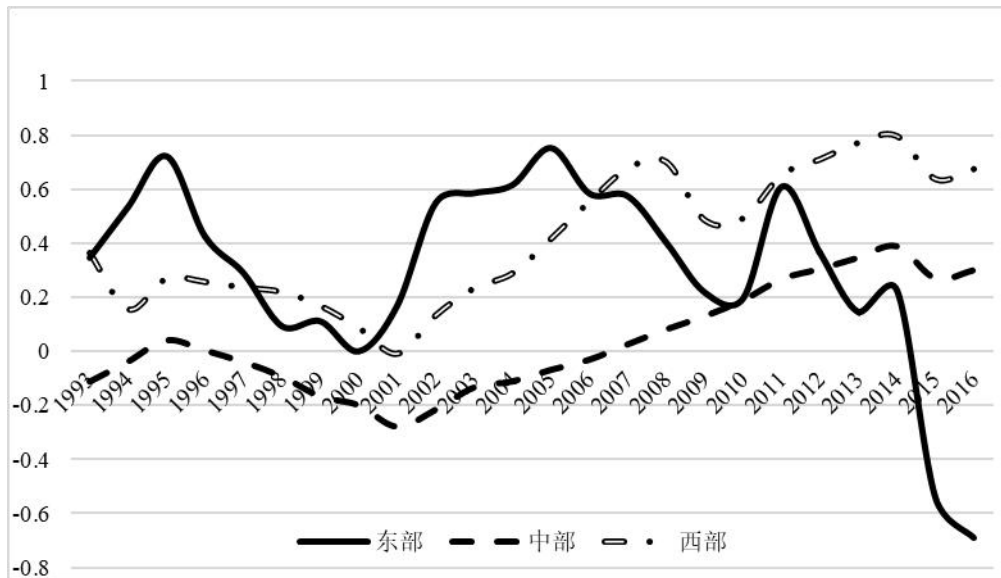


图3 中国东中西部平均财政支出周期性估计结果（1993-2016年）

### （三）指标含义和数据来源

为了保证倾向得分匹配和双重差分方法的有效性，本文在构建倾向得分匹配和双重差分模型时还考虑了人均GDP、财政自主程度、人均财政收入、人口密度、创新能力、外来冲击等指标或因素，关于这些指标的具体含义见表1。

表1 指标含义

变量名称	指标含义及补充说明
贸易开放度	进出口总额占地区生产总值的比重（%）
人均GDP	来源于中经网统计数据库
财政自主程度	说明地区财政自主性，由地方财政收入/地方财政支出得到
人均财政收入	由年度财政收入（亿元）/人口（万人），单位为万元/人
人口密度	根据地区年末人口数（万人）/[地区面积（平方千米）×1000]得到，单位为十人/平方千米
创新能力	参考已有文献的普遍做法，使用各省专利申请受理数进行测度，且根据研究需要，本文对其进行对数化处理
外来冲击	根据国外发生地震频数×本国与该国外贸易份额，以得到本国受到该国外冲击水平，该数值乘以各地区贸易开放度便可得到各地区受到外来冲击水平

本文使用的样本数据为1993-2016年省级面板数据，原始数据来源于Wind数据库、国家统计局网站、中经网统计数据库，以及相应年度的《中国科技统计年鉴》等。根据研究需要，已利用价格指数将名义变量化为实际量。由于重庆市缺失1997年以前的部分数据，本文采用插值法对其进行了处理。各变量的描述性统计结果见表2：

表2 描述性统计结果

变量	最小值	1/4分位数	中位数	均值	3/4分位数	最大值
财政支出周期性	-5.809	-0.026	0.192	0.262	0.559	5.011

贸易开放度	3.164	8.02	12.549	29.779	31.883	217.334
人均 GDP	0.123	0.584	1.316	2.205	3.305	11.82
人口密度	0.193	12.073	25.88	38.996	44.475	382.66
财政自主程度	0.047	0.404	0.494	0.54	0.683	1.875
人均财政收入	0.006	0.035	0.095	0.232	0.316	2.647
创新能力	2.303	7.588	8.775	8.84	10.196	13.793
外来冲击	0.004	0.24	0.706	3.486	2.256	98.427

### 三、倾向得分匹配结果

如上所述，双重差分法难以控制由于政策实施对象及实施时点的非随机性导致的选择性偏差，从而本文通过倾向得分匹配法来控制“选择性偏差”，确保双重差分法结果的可靠性。

#### （一）倾向得分匹配结果

为保证倾向得分匹配方法的有效性，应该选取那些可能会引起样本偏差的变量作为匹配变量，因此本文采用影响财政支出特征且与贸易开放水平有关的可能变量作为匹配变量。参考陈硕、高琳（2012）、鲁晓东、刘京军（2017）等文献，借助逐步回归分析，本文选取的匹配变量包括财政自主程度、人均 GDP、人均财政收入、创新能力及外来冲击，表 3 给出了倾向得分匹配的 Logit 回归结果。表 3 结果显示，本文处理组与对照组的初始划分的确不是随机的，存在显著的系统性差异。

表 3 倾向得分匹配的 Logit 模型估计结果

变 量	估计值	标准差	t 统计量	p 值
人均 GDP	1.409	0.424	3.325	0.003***
财政自主程度	2.953	0.797	3.705	0.001***
人均财政收入	-12.672	3.545	-3.574	0.001***
创新能力	-0.227	0.079	-2.887	0.008***
外来冲击	0.029	0.014	2.071	0.185**

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%显著性水平下显著，下同。

#### （二）识别条件检验

要准确使用倾向得分匹配方法，必须要满足两个识别条件，即共同支撑假设和平衡性假设。接下来将对这两个假设进行检验，具体如下：

**1.平衡性假设检验。**倾向得分匹配法的有效性需依赖平衡性假设，即处理组和控制组样本匹配后特征变量不存在显著差异。表 4 给出了平衡性假设检验的结果。结果显示，经过倾向得分匹配后处理组与对照组的差异显著降低，无法拒绝处理组和控制组之间差异为零的假设，即匹配后处理组与控制组的特征变量已无显著差异，整体样本符合平衡性检验。

表 4 倾向得分匹配前后处理组与对照组的差异

变 量	样 本	均 值	标准误	P 值
-----	-----	-----	-----	-----

		处理组	对照组		
人均 GDP	匹配前	1.116	0.579	2.706	0.016**
	匹配后	0.728	0.787	-0.299	0.768
财政自主程度	匹配前	0.698	0.480	5.699	0.000***
	匹配后	0.509	0.590	-1.432	0.165
人均财政收入	匹配前	0.080	0.040	1.687	0.114
	匹配后	0.048	0.057	-0.426	0.674
创新能力	匹配前	8.269	7.012	2.816	0.009***
	匹配后	6.965	7.799	-1.706	0.106
外来冲击	匹配前	4.891	0.562	2.007	0.071*
	匹配后	1.338	1.311	0.037	0.971

**2.共同支撑假设检验。**倾向得分匹配法的另一个重要假设是共同支撑假设，要求处理组与控制组的倾向得分密度图有足够大的重叠部分。共同支撑假设认为，如果处理组与对照组的预测得分差异十分严重，将导致匹配结果失效。借鉴陈飞、翟伟娟（2015）的做法，图 4 给出处理组与对照组匹配前（左图）和匹配后（右图）的倾向得分核密度图，其中实线与虚线对应的重合区域则为共同支撑域。结果显示，在匹配前后，处理组与对照组的倾向得分共同支撑域有了明显提高，匹配后的共同支撑域几乎是匹配前的两倍，且匹配后，对照组和处理组的倾向得分核密度图几乎重合，说明满足共同支撑假设。

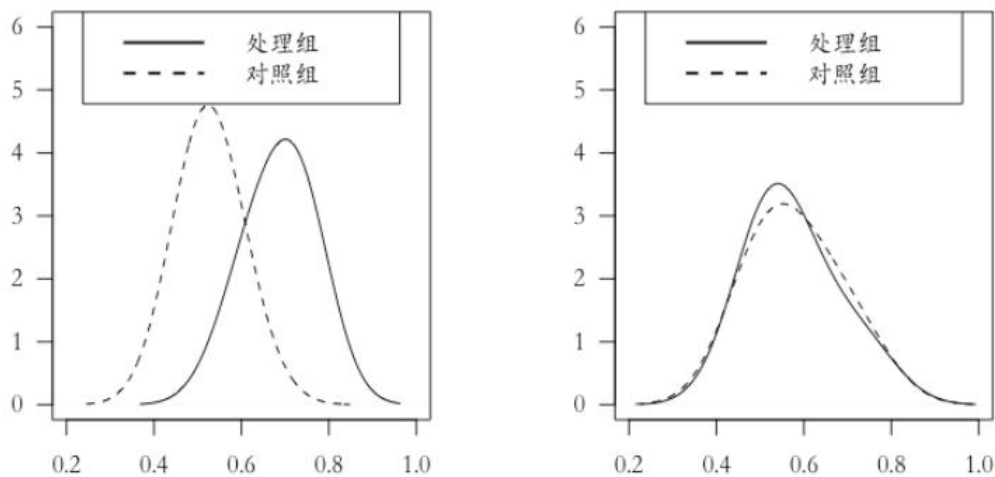


图 4 匹配前后倾向得分核密度

#### 四、DID 识别条件检验与估计结果

根据上文倾向得分匹配法所得到的处理组和控制组，这里将使用双重差分模型研究贸易开放对财政支出周期性的因果效应。本文首先检验双重差分法的识别条件，在此基础上对双重差分模型进行回归，从而得到因果效应估计结果。



### （一）识别条件检验

采用双重差分法进行政策评估时需要满足两个前提条件，首先要求样本选取过程是随机的，即对照组和处理组的选择过程不受其他因素的干扰，一旦该选择过程受其他因素影响，将导致研究的结论不再可靠。其次，对照组与处理组在政策实施前具有相似的特征，即具有平行趋势，从而模型使用对照组在政策发生后的趋势来估计处理组在政策发生后的趋势是有效的。因此，在使用双重差分法之前应先检验是否满足识别条件。

**1. 检验实验分组过程的随机性。**为了保证“加入 WTO”年份选取的随机性，本文在双重差分模型中加入了年份固定效应，以控制不同年份所可能存在的差异。因此，当且仅当政策制定者已经预期到处理组和对照组省份的财政支出周期性会在 2001 年及之后表现不同从而选择在 2001 年实施“加入 WTO”政策，才会使“加入 WTO”实施年份的选择非随机。事实上，鉴于中国入世之前经历长达 15 年的谈判，中国加入 WTO 这一事件具有一定的不可预期性。后文对 2001 年“加入 WTO”实施之前是否具有预期效益进行了稳健性检验，检验结果充分证明了这一点。

为了保证处理组和对照组选取的随机性，本文在基准模型的基础上加入了个体固定效应，以控制不同省份可能存在的异质性，与此同时，本文还在基准模型中加入控制变量。并且，在前述倾向得分匹配部分，我们已经对相关的特征变量进行检验，处理组与对照组的特征变量差异不再显著。

**2. 处理组与对照组的财政支出周期性是否具有平行趋势。**平行趋势假定意味着，“加入 WTO”这一准自然实验实施前，处理组与对照组省份的财政支出周期性特征满足平行趋势，即中国加入 WTO 以前，处理组和对照组的财政支出周期性随时间的变动趋势是平行的。图 5 描绘了处理组与对照组 1998-2010 年的财政支出周期性的变动趋势。结果表明，中国加入 WTO 之前，对照组与处理组的财政支出周期性呈现出平行的趋势。2002 年以来，对照组和处理组的财政支出周期性不再保持原趋势，出现了分离。处理组的财政支出周期性出现较大幅度的增加，由之前一直低于对照组财政支出周期性的状态转变为高于对照组财政支出周期性的状态，且两组的财政支出周期性差距明显增大。

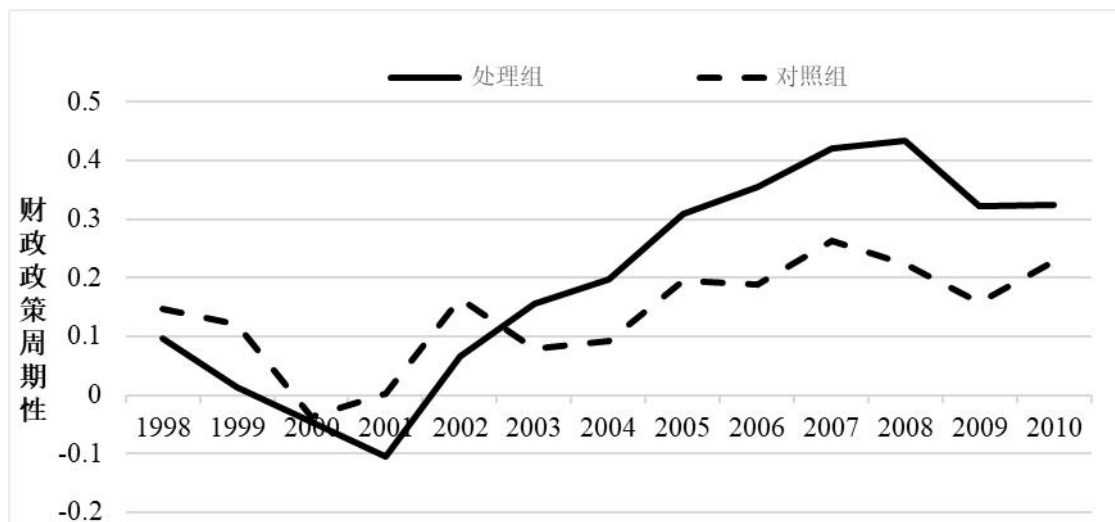


图 5 对照组和处理组的财政支出周期性趋势图

为了进一步证明以上结论的稳健性，在此借助事件分析法（event study）考察是否满足平行趋势假设。具体地，事件分析法的主要步骤包括：（1）事件定义：“加入 WTO”这一事件即为本文所研究的事件。（2）样本选取：在事件定义完成后，接下来决定样本选取。根据

研究需要，本文选取与“加入 WTO”这一事件有关的中国 1993-2016 年省级样本数据，来分析其对财政支出周期性的影响。(3) 参数估计：本文估计得到的系数将反映“中国加入 WTO”这一事件发生后对中国财政支出周期性产生的逐年效应。模型设定为：

$$fiscyc_{it} = \mu_i + \theta_t + \sum_{s=-9, s \neq -1}^{14} \beta_s \cdot treat_i \cdot d_s + \delta \cdot W_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， $d_s$ 表示事件窗口的年份虚拟变量，其赋值规则为：若当前年份为中国加入 WTO 后第  $s$  年，则取值为 1，否则为 0。 $s$  取值为 -9~14，即 1993 至 2016 年，通过设定  $s \neq -1$ ，将中国加入 WTO 前作为参照（由于中国于 2001 年底加入 WTO，其影响将在 2002 年初开始显现，因此本文设定 2002 年为事件发生当年，即 2002 年  $s=0$ 。参照年份则为  $s=-1$ ，即 2001 年）。这里关心的系数是  $\beta_s$ ，其衡量了相对于事件发生的前一年来说该事件的发生对财政支出周期性的动态影响。另外， $fiscyc_{it}$ 为财政支出周期性， $W_{it}$ 是控制变量， $\mu_i$ 表示地区固定效应， $\varepsilon_{it}$ 是模型的随机扰动项。模型（4）的回归结果见图 6。

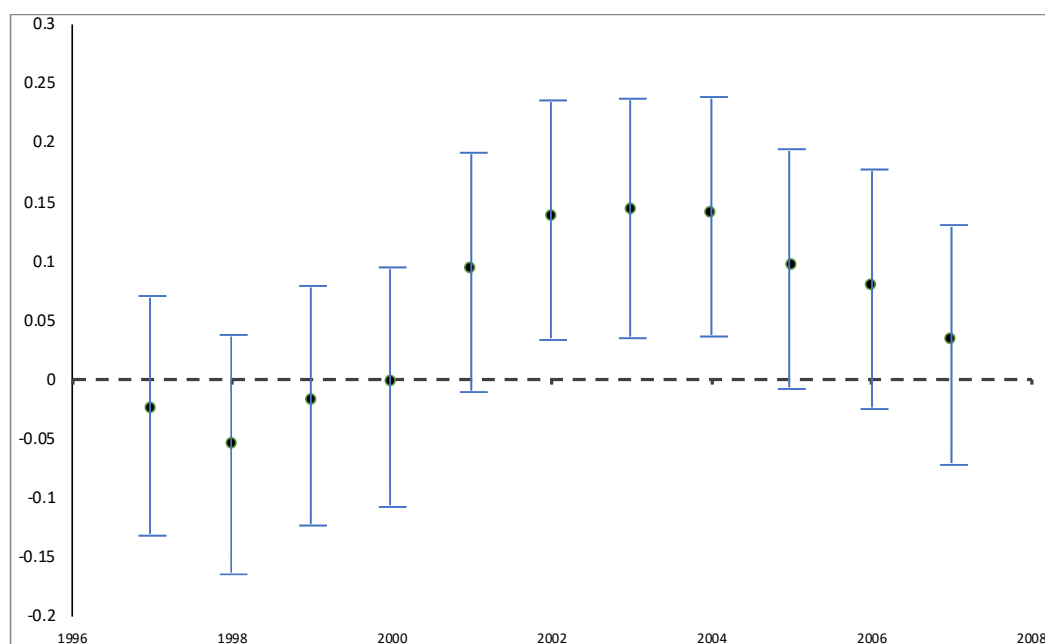


图 6 平行趋势检验-事件研究法系数变化图

图 6 所示结果表明，在“中国加入 WTO”之前， $treat \cdot d$  交乘项前的系数均不显著，影响效应在零附近波动，说明不存在显著影响。但在“中国加入 WTO”这一事件发生之后， $treat \cdot d$  交乘项前的系数估计结果跟零出现明显偏离，系数变得显著为正，说明存在显著影响。由此可知，本文双重差分模型不存在明显的事前趋势差异，满足平行趋势假设。而且“加入 WTO”这一事件确实造成了中国财政支出周期性显著趋向于顺周期，进一步佐证了本文将中国“加入 WTO”这一事件作为贸易开放程度提高的外生冲击的合理性。

进一步，本文从另一角度再次验证平行趋势假设，即参照付明卫等（2015）的做法，利用 1993-2001 年子样本数据做如下检验：

$$fiscyc_{it} = \mu_i + \theta_t + \gamma \cdot treat_i \cdot trend_t + \delta \cdot W_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， $i$  表示各个省份， $t$  表示 1993-2001 年的每一年份， $trend_t$  在 1993-2001 年分别取值 1, 2, 3...。利用 OLS 对模型（5）进行估计，在回归中引入省份和时间虚拟变量以控制个体固定效应和时间固定效应。检验结果见表 5。

表 5 平行趋势假设检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat.trend</i>	-0.014 (0.018)	-0.012 (0.018)	-0.015 (0.018)	-0.013 (0.018)	-0.013 (0.018)	-0.012 (0.017)
人均 GDP	控制	控制	控制	控制	控制	控制
财政自主程度		控制	控制	控制	控制	控制
人均财政收入			控制	控制	控制	控制
人口密度				控制	控制	控制
创新水平					控制	控制
外来冲击						控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注：括号内为标准差，下同。

表 5 所示的检验结果表明，无论是否加入人均 GDP、财政自主程度、人均财政收入、人口密度、创新水平、外来冲击等控制变量，*treat* 与 *trend* 交叉项的系数估计结果变化不大，系数估计值较小且不显著，这充分说明处理组省份和对照组省份在加入 WTO 前的财政支出周期性随时间的变动趋势比较一致，不存在显著差异，满足平行趋势假定，这进一步验证了上述趋势图所反映的结论及本文双重差分模型的适用性。

## (二) DID 模型估计结果

在证明满足以上两个假设后，本文对模型 (1) 进行估计，结果如表 6 所示。其中，列 (1) 控制了个体固定效应和时间固定效应，列 (2) ~ (7) 在控制了个体与时间固定效应之后，先后加入了人均 GDP、地区财政自主程度、人均财政收入、地区人口密度、创新水平、外来冲击等控制变量。

表 6 DID 模型估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>treat.open</i>	0.172*** (0.076)	0.176*** (0.077)	0.167*** (0.075)	0.138** (0.077)	0.151** (0.077)	0.152*** (0.077)	0.151** (0.077)
人均 GDP		控制	控制	控制	控制	控制	控制
财政自主程度			控制	控制	控制	控制	控制
人均财政收入				控制	控制	控制	控制
人口密度					控制	控制	控制
创新水平						控制	控制
外来冲击							控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表 6 结果显示, 无论是否加入各个控制变量, *treat.open* 的系数估计结果的符号和大小均比较稳定, 在 5% 的显著性水平下, 列 (1) - (7) 中 *treat.open* 的系数均显著为正, 说明贸易开放与财政支出周期性之间存在明显的因果关系, 贸易开放对财政支出周期性具有显著的正向影响, 一个地区的贸易开放程度越高, 在其他因素不变的情况下, 该地区的财政支出更加倾向于顺周期性, 即地方政府倾向于选择在经济扩张期增加财政支出, 而在经济下行期降低财政支出。更精确地讲, 从系数估计结果可知, 加入 WTO 前后, 处理组省份的财政支出周期性测度结果的变化量比对照组省份的财政支出周期性测度结果的变化量高, 根据本文处理组与对照组的划分标准, “加入 WTO” 这一事件由于对处理组省份的贸易开放水平带来更大的影响, 使处理组省份财政支出周期性更加倾向于顺周期, 且与对照组省份财政支出周期性变化量相比, 处理组省份的财政支出顺周期性程度多增加 0.151 个单位, 是统计显著的。由此可知, 随着一个地区贸易开放进程的推进和加快, 该地区的财政支出顺周期性特征将变得更加明显。

为了进一步探究 “加入 WTO” 这一事件对财政支出周期性的因果效应是否具有动态异质性, 本文构造分别以 2001-2006 年为政策发生时点的准自然实验, 即通过模型 (1) 中表示政策发生时点的虚拟变量  $open_t$  进行重新定义, 分别假设政策发生时点是 2001 年、2002 年、2003 年、2004 年、2005 年及 2006 年, 然后分别对模型 (1) 进行估计, 结果如表 7 所示。

表 7 长期动态异质性效应估计结果

年 份	系数估计结果	年 份	系数估计结果
2001 年	0.151** (0.077)	2004 年	0.159** (0.075)
2002 年	0.175** (0.076)	2005 年	0.133* (0.077)
2003 年	0.168** (0.075)	2006 年	0.120 (0.078)

表 7 结果表明, 第一, 贸易开放对财政支出周期性的因果效应具有持续性, 持续期约达 5 年之久, 即 “加入 WTO” 这一事件对财政支出周期性产生的影响在 2001-2005 年均显著为正, 而到 2006 年时这一影响变得不再显著, 即贸易开放对财政支出周期性的因果效应衰减至零。第二, 贸易开放对财政支出周期性的因果效应具有显著的动态异质性, 且随着时间的推移, 这一因果效应呈现先增强后衰弱的态势, 即这一因果效应先逐渐变大, 而后又逐年衰减直至为零。换言之, 加入 WTO 前后, 处理组省份的财政支出周期性测度结果的变化量与对照组省份的财政支出周期性测度结果变化量的差值呈现先增大后减少的特征, 由 2001 年的 0.151 增加到 2002 年的 0.175, 然后降低到 2005 年的 0.133。

## 五、稳健性检验

为了提高研究结论的稳健性和可信度, 本文将主要从四个方面进行稳健性检验。

### (一) 通过改变政策发生时点进行反事实检验

为了进一步验证双重差分模型的识别条件得以满足, 也为了排除其他政策或随机性因素的干扰, 本文借鉴范子英、田彬彬 (2013) 等人的研究, 通过改变政策执行时点进行反事实检验。我们分别假设 “加入 WTO” 时间发生在 1996、1997、1998、1999 及 2000 年, 如果此

时回归结果中 *treat.open* 的系数仍然显著，则说明双重差分模型的识别条件之一，即平行趋势假设不满足，处理组省份的财政支出顺周期性的加强并不是由“加入 WTO”改革带来的，而是来自于其他政策或随机性因素；如果 *treat.open* 的系数不再显著，则说明平行趋势假设成立，处理组省份财政支出周期性变化的贡献来自于“加入 WTO”改革。表 8 结果显示，假定改革分别发生在 1996、1997、1998、1999、2000 年时，*treat.open* 估计系数均不显著，表明平行趋势假设是成立的，处理组省份的财政支出周期性变化恰是由“加入 WTO”改革带来的，而非随机性因素导致的。

表 8 改变政策发生时点的反事实检验

解释变量	假设发生在 1996 年	假设发生在 1997 年	假设发生在 1998 年	假设发生在 1999 年	假设发生在 2000 年
<i>treat.open</i>	0.128 (0.079)	0.089 (0.091)	0.099 (0.086)	0.123 (0.082)	0.128(0.079)
其他协变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	720	720	720	720	720
调整 $R^2$	0.411	0.408	0.409	0.410	0.410

### (二) 安慰剂检验：随机选取处理组

为了进一步验证处理组省份财政支出周期性的变化确实由“加入 WTO”引起，而非源于其他不可观测因素，本文参考 Lu et al (2017) 的检验方案，对处理组的选取与政策实施时点的发生进行安慰剂检验。具体地，在所有 31 个省份中随机抽取新的处理组，重复抽取 500 次，由此得到 500 个估计系数，计算得到其均值为 0.01，标准差为 0.038。系数的核密度分布图如图 7 所示，图中曲线为核密度分布，虚线为上文实际得到的 *treat.open* 系数估计结果。由此可见，准自然实验设计得到的系数估计结果显著异于安慰剂检验得到的系数，从而证实了“加入 WTO”对财政支出周期性的因果效应并非源于其他不可观测因素。

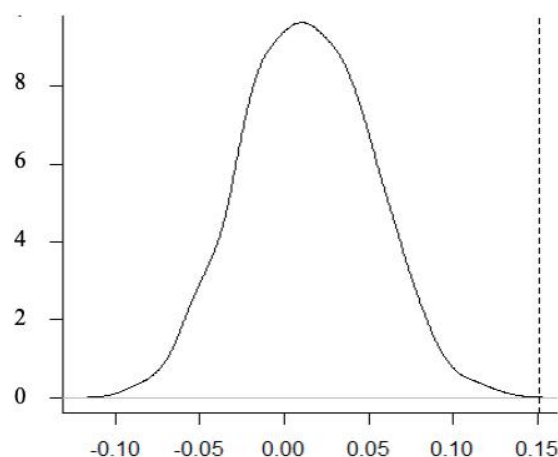


图 7 安慰剂检验

### (三) 检验协变量的 DID 效应

这里将检验“加入 WTO”改革是否会对可观测的协变量产生影响，若这一政策对可观测协变量不产生任何影响，则可增强我们对平行趋势假设成立和双重差分模型适用性的信心，因为“加入 WTO”改革若没有改变可观测协变量的变化路径，由此可以推测，这一政策对所

有不可观测协变量也不会产生影响。借鉴 Tanaka (2015)，在模型 (1) 的基础上，将每个协变量  $W_{it}$  依次作为被解释变量进行估计，若核心解释变量  $treat.open$  估计系数显著，则表明“加入 WTO”改革对可观测协变量产生了影响，即可观测协变量间存在系统性差异，从而混淆贸易开放的因果效应。表 9 所示的估计结果显示， $treat.open$  系数的估计结果均不显著，表明“加入 WTO”改革未对可观测协变量产生任何影响，从而也不会对不可观测的协变量产生影响，再次证明了平行趋势假设成立和双重差分模型适用。

表 9 协变量的 DID 效应检验结果

解释变量	被解释变量					
	人均 GDP	财政自主程度	人均财政收入	人口密度	创新水平	外来冲击
$treat.open$	-0.022 (0.046)	-0.009 (0.031)	0.003 (0.006)	-0.151 (8.021)	0.171 (0.269)	0.260 (1.595)
其他协变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

#### (四) 贸易开放与预算外资金支出周期性

这里以预算外资金支出作为财政支出测度进行稳健性检验，模型估计结果见表 10。

表 10 贸易开放与预算外资金支出周期性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$treat.open$	0.086*** (0.024)	0.086*** (0.024)	0.081*** (0.024)	0.082*** (0.024)	0.091*** (0.024)	0.087*** (0.023)	0.088*** (0.023)
人均 GDP		控制	控制	控制	控制	控制	控制
财政自主程度			控制	控制	控制	控制	控制
人均财政收入				控制	控制	控制	控制
人口密度					控制	控制	控制
创新水平						控制	控制
外来冲击							控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表 10 结果表明，贸易开放显著影响预算外资金支出的周期性，且该影响显著为正，即贸易开放程度越高，预算外资金支出的政策效果越倾向于顺周期性，与前文研究结论一致，证明了以上研究结论的稳健性。

## 六、影响机理分析

上文分析表明，贸易开放对财政支出周期性产生正向因果效应，即贸易开放度越高，财政支出越倾向于顺周期性，然而，为何会产生该种结果？其内在机理是什么？需要我们进一步探究。从文献研究脉络角度看，本文认为政府规模可能是贸易开放影响财政支出周期性的中介变量或影响渠道，即贸易开放能够提高政府规模，而政府规模的提高会使一国或地区的财政支出更加倾向于顺周期。已有文献已充分证明，贸易开放对政府规模存在影响，贸易开放对政府规模的影响有两类效应：一是效率假说，认为贸易开放带来政府规模的缩小。原因在于，贸易开放给政府行为带来约束，影响了政府对经济的管束和干预，进而抑制政府规模的扩张。二是补偿性假说，认为贸易开放带来政府规模的扩大，该假说强调了政府提供公共服务的能力受贸易开放的影响进一步加强，从而贸易开放带来政府规模的扩大（毛捷等，2015）。从已有的经验研究看，大量证据支持补偿性假说，如 Cameron（1978）最早对该问题进行研究，发现贸易开放使政府支出增加，从而政府规模加大。Rodrik（1998）的研究同样发现对外开放程度与政府规模之间存在显著且稳健的正相关关系，他认为贸易开放带来了外部风险，政府为应对外部风险而采取的增加社会保障支出等手段是政府规模增加的原因，即支持“补偿性假说”。Kimakova（2009）对 87 个国家进行分析，发现贸易开放程度的加大将会导致更大的政府规模，从而验证了补偿性假说。而 Lane（2003b）、Ram（2009）、郭月梅、孙群力（2009）、梅冬州、龚六堂（2013）、毛捷等（2015）等文献也提供了类似证据。接下来本文将对这一影响渠道进行验证。

### （一）模型设定

为了考察贸易开放是否通过上述影响渠道和机理对财政支出周期性产生影响，本文使用中介效应模型对此进行验证：

$$\begin{cases} fiscyc_{it} = \mu_{i1} + \theta_{t1} + c \cdot treat_i \cdot open_t + \gamma_1 \cdot W_{it} + \varepsilon_{1it} \\ gov_{it} = \mu_{i2} + \theta_{t2} + a \cdot treat_i \cdot open_t + \gamma_2 \cdot W_{it} + \varepsilon_{2it} \\ fiscyc_{it} = \mu_{i3} + \theta_{t3} + c' \cdot treat_i \cdot open_t + b \cdot gov_{it} + \gamma_3 \cdot W_{it} + \varepsilon_{3it} \end{cases} \quad (6)$$

其中， $gov_{it}$ 为政府规模，使用财政支出占地区生产总值的百分比进行衡量，系数  $c$  表示贸易开放对财政支出周期性的总因果效应， $a$  为贸易开放对政府规模产生的影响， $c'$ 为控制政府规模后，贸易开放对财政支出周期性的直接效应。下面检验上述系数显著性及系数大小的变化，以此验证政府规模是否是贸易开放对财政支出周期性因果效应的中介变量。

### （二）实证结果

对模型（6）进行估计，结果如表 11 所示，其中贸易开放对财政支出周期性的总因果效应估计为 0.151，贸易开放对政府规模产生的影响为 4.843，说明贸易开放促使政府规模的扩大，与毛捷等（2015）的结论一致，验证了“补偿性假说”。在控制政府规模后，贸易开放对财政支出周期性的直接效应降低为 0.113，且变得不再显著，这充分表明，政府规模是贸易开放影响财政支出周期性的中介变量和影响渠道，是完全中介。由此可知，贸易开放度的提高增加了政府规模，从而使财政支出更倾向于顺周期性。

表 11 贸易开放对财政支出周期性的影响机理

被解释变量	财政支出周期性	政府规模	财政支出周期性
	(1)	(2)	(3)
政府规模			0.014*** (0.002)

<i>treat.open</i>	0.151** (0.077)	4.843*** (0.768)	0.113 (0.092)
其他协变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
观测值	720	720	720
调整 R <sup>2</sup>	0.411	0.911	0.120

需要说明的是，我国自实行出口退税财政负担机制以来，经历了多次调整。2003 年以前，我国出口退税由中央财政全额负担，2004-2015 年由中央财政和地方财政共同承担出口退税，增加了地方政府的财政支出，尤其是在出口量大的地区。换言之，出口越多，地方政府承担的出口退税就越多，地方政府的财政负担就越重，财政支出越倾向于顺周期，这进一步验证了贸易开放对财政支出周期性的影响。然而，出口退税分担机制的变化，对本文影响机理的实证结果可能存在一定影响，在一定程度上可能会高估出口退税分担机制变化之后的“政府规模”渠道的解释力。

## 七、结论与政策启示

财政支出周期性是与财政政策持久性、财政政策波动性一起同被经济学家和政策当局关注的三大政策特征之一，一直是财政领域或宏观经济领域的研究热点。近年来，中国进出口呈现快速增长的势头，全球化进程逐步推进。贸易开放将如何影响财政支出周期性特征，这一问题自然而然地成为学者们关注的焦点。弄清楚贸易开放对财政支出周期性的影响及影响机理不仅有利于开放经济背景下的财政调控政策的选择和制定，而且是评价中国财政政策实施效果的重要方面。特别是在十九大报告明确指出“推动形成全面开放新格局”、“拓展对外贸易，培育贸易新业态新模式，推进贸易强国建设”的背景下，这一研究显得尤为重要。立足现实重大问题，针对已有研究的不足，本文借助状态空间模型测度中国各省份的财政支出周期性，得到财政支出周期性的省级面板数据，进而将中国加入 WTO 视作一项准自然实验，借助 PSM-DID 方法推断贸易开放对财政支出周期性的因果效应，在此基础上利用中介效应框架分析贸易开放对财政支出周期性的影响机理。研究结果表明：第一，中国财政支出周期性特征呈现出明显的区域异质性，总体上呈顺周期态势，东西部地区的财政顺周期现象更加明显。第二，近年来，各地区财政支出顺周期性状况有所缓解，东部地区财政支出顺周期性的降低程度最为明显，并表现出一定程度的逆周期性；相比之下，西部地区的顺周期性较为显著且较为稳定。第三，贸易开放对财政支出周期性有显著的正向影响，即贸易开放度越高，财政支出越倾向于顺周期特征。本文从多个方面进行了稳健性检验，充分证明了这一结论的稳健性。第四，贸易开放对财政支出周期性的影响具有持续性，持续期约达 5 年之久。贸易开放对财政支出周期性的因果效应具有动态异质性，随着时间的推移，贸易开放对财政支出周期性的影响程度呈现先上升后下降的态势。第五，政府规模是贸易开放影响财政支出周期性的中介变量和影响渠道，即贸易开放度的提高，会增加政府规模，从而使财政支出更加倾向于顺周期。

根据以上结论，本文得到如下政策启示：第一，随着我国贸易开放程度的进一步提升，需要密切关注财政政策调控效果，应采取合理有效的措施尽可能降低贸易开放对财政支出周期性



的影响。即为了提高宏观调控有效性,改善财政政策调控的效率和效果,政府应进一步降低财政调控的顺周期性程度,主动强化财政逆周期调控模式;第二,在“推动形成全面开放新格局”和“推进贸易强国建设”的大背景下,应充分认识到贸易开放程度提高对财政支出周期性带来的影响,在吸收贸易开放带来的发展机遇和福利的同时,应避免外来冲击对财政政策调控模式和调控效果的不利影响;第三,在当前中国加快完善社会主义市场经济体制的大环境下,应进一步有效处理政府与市场的关系,使市场在资源配置中起决定性作用,更好发挥政府的作用,既不缺位,也不越位,积极做到“市场机制有效、微观主体有活力”和“宏观调控有度”。

### 参考文献:

- 陈飞 翟伟娟, 2015:《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》,《经济研究》第10期。
- 陈诗一 张军, 2008:《中国地方政府财政支出效率研究:1978—2005》,《中国社会科学》第4期。
- 陈硕 高琳, 2012:《央地关系:财政分权度量及作用机制再评估》,《管理世界》第6期。
- 丛树海 张源欣, 2018:《财政政策的顺周期实施效应特征与基本成因》,《财贸经济》第6期。
- 方红生, 2009:《顺周期性财政政策研究进展》,《经济学动态》第1期。
- 范子英 田彬彬, 2013:《税收竞争、税收执法与企业避税》,《经济研究》第9期。
- 付明卫 叶静怡 孟侯希 雷震, 2015:《国产化率保护对自主创新的影响——来自中国风电制造业的证据》,《经济研究》第2期。
- 郭月梅 孙群力, 2009:《贸易开放与中国地方政府规模关系的实证研究》,《管理世界》第10期。
- 闫坤 刘陈杰, 2015:《中国财政政策顺周期行为:财政分权与预算软约束》,《经济学动态》第8期。
- 鲁晓东 刘京军, 2017:《不确定性与中国出口增长》,《经济研究》第9期。
- 毛捷 管汉晖 林智贤, 2015:《经济开放与政府规模——来自历史的新发现(1850-2009)》,《经济研究》第7期。
- 梅冬州 龚六堂, 2013:《开放真的导致政府规模扩大吗?——基于跨国面板数据的研究》,《经济学(季刊)》第1期。
- 孙天琦 杨岚 苗文龙, 2010:《中国财政政策是否具有顺周期性》,《当代经济科学》第3期。
- 王立勇, 2008:《我国相机抉择财政政策周期性的经验研究——基于结构预算的多模型分析》,《系统工程理论与实践》第7期。
- 王立勇 纪尧, 2015:《财政政策波动性研究的国际动态》,《经济学动态》第10期。
- 曾晓安 王志刚 胡祖铨, 2015:《中国财政政策:顺周期还是反周期?》,《财政研究》第11期。
- Afonso, A. et al (2010), "Fiscal policy responsiveness, persistence, and discretion", *Public Choice* 145 (3-4) :503-530.
- Albuquerque, B.F. (2011), "Fiscal institutions and public spending volatility in Europe", *Economic Modelling* 28 (6) :2544-2559.
- Alesina, A. et al (2008), "Why is fiscal policy often procyclical", *Journal of the European Economic Association* 6 (5) :1006-1036.
- Auerbach, A.J.(2009), "The revival of fiscal policy: Implementing the new fiscal policy activism", *American Economic Review* 99 (2) : 543-549.
- Cameron, D.R. (1978), "The expansion of the public economy: A comparative analysis", *American Political Science Review* 72 (4) :1243-1261.

- Combes, J. et al (2017) , "Is fiscal policy always counter- (pro-) cyclical? The role of public debt and fiscal rules", *Economic Modelling* 65:138-146.
- Egert, B. (2014) , "Fiscal policy reaction to the cycle in the OECD: Pro-or counter-cyclical?", *Mondes en Développement* 42(3):35-52.
- Eggertsson, G.B. et al (2016a) , "Secular stagnation in the open economy", *American Economic Review* 106 (5) :503-507.
- Eggertsson, G.B. et al (2016b) , "A contagious malady? Open economy dimensions of secular stagnation", *IMF Economic Review* 64 (4) :581-634.
- Fatas, A. & I.Mihov (2006) , "The macroeconomic effects of fiscal rules in the US states", *Journal of Public Economics* 90:101-117.
- Fatas, A. & I.Mihov (2007) , "Fiscal discipline, volatility, and growth", in: G.E.Perry et al (eds) , *Fiscal Policy, Stabilization, and Growth*, World Bank.
- Fatas, A. & I.Mihov (2010) , "The euro and fiscal policy", in: A.Alesina & F.Giavazzi (eds) , *Europe and the Euro*, University of Chicago Press.
- Gavin, M. & R.Perotti (1997) , "Fiscal policy in Latin America", *NBER Macroeconomics Annual* 12 (1) :11-61.
- Guerguil, M. et al (2017) , "Flexible fiscal rules and countercyclical fiscal policy", *Journal of Macroeconomics* 52 (8) :189-220.
- Heckman, J. et al (1998) , "Characterizing selection bias using experimental data", NBER Working Paper, No. w6699.
- Kaminsky, G.L. et al (2004) , "When it rains, it pours: Procyclical capital flows and macroeconomic policies", *NBER Macroeconomics Annual* 19:11-53.
- Khandker, S.R. et al (2010) , *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices*, World Bank.
- Kimakova, A. (2009) , "Government size and openness revisited: The case of financial globalization", *Kyklos* 62 (3) :394-406.
- Lane, P.R. (2003a) , "Business cycles and macroeconomic policy in emerging market economies", *International Finance* 6 (1) :89-108.
- Lane, P.R. (2003b) , "The cyclical behaviour of fiscal policy: Evidence from the OECD", *Journal of Public Economics* 87 (12) :2661-2675.
- Lee, Y. & T.Sung(2007), "Fiscal policy, business cycles and economic stabilisation: Evidence from industrialised and developing countries", *Fiscal Studies* 28 (4) : 437-462.
- Lu, Y. et al (2017) , "Identifying FDI spillovers", *Journal of International Economics* 107:75-90.
- Pandey, R. & I.Patnaik (2019) , "Fiscal policy cyclicality in South Asian economies", National Institute of Public Finance and Policy Working Paper, No.19.
- Persson, T. & G.Tabellini (2001) , "Political institutions and policy outcomes: What are the stylized facts?", CESifo Working Paper, No.459.
- Ram, R. (2009) , "Openness, country size, and government size: Additional evidence from a large cross-country panel", *Journal of Public Economics* 93 (1-2) :213-218.
- Rodrik, D.(1998) , "Why do more open economies have bigger governments", *Journal of Political Economy* 106 (5) :997-1032.
- Tanaka, S. (2015) , "Environmental regulations on air pollution in China and their impact on infant mortality", *Journal of Health Economics* 42:90-103.
- Woo, J. (2009) , "Why do more polarized countries run more procyclical fiscal policy", *Review of Economics and Statistics* 91 (4) :850-870.

Woo, J. (2011), "Growth, income distribution, and fiscal policy volatility", *Journal of Development Economics* 96 (2):289-313.

## Trade Openness and Fiscal Expenditure Cyclicity: Evidence from PSM-DID Quasi-Natural Experiment

WANG Liyong<sup>1</sup> ZHU Lingxiu<sup>2,3</sup>

(1. Central University of Finance and Economics, Beijing, China;

2. University of Chinese Academy of Sciences, Beijing, China;

3. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing, China)

**Abstract:** This paper uses State-Space Model to estimate the cyclicity of China's provincial fiscal expenditure from 1993 to 2016. Then the PSM-DID method is used to study the causal effect and mechanism of trade openness on fiscal expenditure cyclicity. The results show that, firstly, China's fiscal expenditure is generally pro-cyclical with regional heterogeneity. The degree of fiscal expenditure pro-cyclicity has been reduced. The eastern region has reduced the most and presented counter-cyclicity. The western region's pro-cyclicity of fiscal expenditure is more significant and more stable. Secondly, trade openness has a significant impact on the cyclicity of fiscal expenditure. The higher the degree of trade openness, the fiscal expenditure tends to be more pro-cyclical. Thirdly, the causal effect of trade openness on the fiscal expenditure cyclicity is persistent and has dynamic heterogeneity. As time went by, the impact effect generally rised and then declined. Fourthly, the size of the government is the mechanism of the impact of trade openness on fiscal expenditure cyclicity. Increase in trade openness brings about larger government size, thus causing fiscal expenditure more pro-cyclical.

**Keywords:** Trade Openness; Fiscal Expenditure Cyclicity; State-Space Model; Quasi-natural Experiment; PSM-DID