

税负变化的经济增长效应：基于叙事记录法的实证分析*

李戎

中国财政金融政策研究中心、财税研究所研究员，财政金融学院

张凯强

中国社会科学院财经战略研究院

提要:本文借鉴 Romer & Romer (2010), 使用叙事记录法 (narrative record) 识别外生性税负变化, 结合 SVAR 模型分析外生税负变化的经济效应。我们发现 (1) 外生性税收政策事件使得税收收入占 GDP 比重增加 1 个百分点将显著地使得实际 GDP 降低 4.2%, 表明减税将有效扩大产出, 促进增长; (2) 固定资产投资和消费品零售总额受正向税收冲击的影响则分别降低 6.4% 和 4.1%; (3) 在加入广义货币供应量之后, 结果表明, 我国货币当局在税收政策收紧时将同时采取紧缩的货币政策, 形成了货币与财政政策相互配合的态势。本文的结论将为我国税制结构的调整和完善以及积极财政政策的制定和实施提供参考和建议。

关键词: 税收政策; 经济增长; 外生性税负变化量

一、引言

减税是近年来我国公共政策方面的重要议题。在 2016 年, 中央就实施了一系列减税降费政策^①; 财政部新闻发布会指出, 2017 年全年减税降费超过 1 万亿元; 在 2018 年 5 月增值税税率从 17% 降至 16%, 2019 年 3 月, 中共中央继续深化增值税改革, 将制造业等行业现行 16% 的税率降至 13%, 将交通运输业、建筑业等行业现行 10% 的税率降至 9%, 确保主要行业税负明显降低; 进一步降低企业税收负担, 促进实体经济的健康发展。那么, 减税究竟对宏观经济的影响如何呢? 这不仅仅是一个学术界关心的问题, 更是政策制定者迫切需要知道答案的问题。原因在于, 减税不仅仅关系着当前的财政政策走向, 也将对长期社会福利和财政可持续性产生重大影响。减税的财政成本高昂, 对各级财政也会带来较大压力 (郭庆

* 李戎, 中国人民大学中国财政金融政策研究中心、财税研究所研究员, 财政金融学院教授, 邮政编码: 100872, 电子信箱: lirong.sf@ruc.edu.cn; 张凯强 (通讯作者), 中国社会科学院财经战略研究院, 邮政编码: 100028, 电子信箱: zkq@ruc.edu.cn。本文得到国家自然科学基金面上项目, “地方财政政策与地方经济稳定: 实证分析与理论机制”, (项目批准号: 71973143)、国家社会科学基金青年项目《近几年减税降费政策效果评估研究》(项目批准号: 20CJY058) 资助。感谢匿名评审人的宝贵意见。文责自负。

^①如阶段性降低社会保险费率、银行卡刷卡手续费下调、普通化妆品取消征收消费税等。

旺, 2019), 如果其效果不及其他形式的财政政策, 那么政策制定者就需要考虑更有效率的方式来保障经济良性发展。因此, 定量估计税收变动对宏观经济的影响, 是帮助决策者进行政策取舍的关键。然而, 虽然大多数研究都认为减税具有促进经济增长的正面影响, 但是文献中对于税负变化对经济增长有着多大程度的影响有着非常大的分歧。具体来说, 在讨论税负变化对经济影响的定量研究中, 研究者们对税收乘数的估计结果产生了较大的差异 (Mertens & Ravn, 2014)。^①

造成这一学术争论的原因在于, 研究者很难准确测度税负变化进而精确测算其对经济增长的影响。税负变化的原因多样, 既有税制结构改革带来的变化, 也有由于经济增长下滑导致的财政刺激, 亦或是通过自动稳定器机制随着经济波动自然而来的变化。由于经济波动与税收变动相互影响, 并且存在某些第三方因素同时影响税收和经济增长, 因此在测算税负变化对宏观经济影响时, 研究者受到了反向因果和遗漏变量等原因带来的内生性问题的制约。

为了解决上述内生性问题, 研究者们开发出了两类主流识别外生税负变化的方法: 结构性向量自回归和叙事记录法。结构性向量自回归由 Blanchard & Perotti (2002) 提出, 其核心识别假设为: 政策制定者无法在较短的时间内对经济波动做出反应, 从而不能在影响经济增长的冲击到来的当期之内调整税收政策。叙事性方法则通过整理政府相关文件或新闻报道等, 构造一个直接描述外生政策变化的变量, 再利用这一变量的变化来估计政策对经济的影响。在税收政策方面, 具有代表性的叙事记录法的研究有 Romer & Romer (2010) 以及 Cloyne (2013), 二者分别构造了美国和英国的税收政策变化变量, 并且估计了两国的税收乘数。

本文旨在定量研究我国税负变动对经济增长的影响, 从而为新时代中我国减税降费政策的预期效果进行估计, 为积极财政政策的制定和实施提供参考。为了处理内生性问题, 本文使用 Romer & Romer (2010) 的叙事记录法, 构建了反映我国外生税负变化情况的变量。具体来说, 我们首先通过梳理我国自 1994 年以来税收政策调整的事件, 将政策调整带来的税负变化从非政策调整带来的税负变化中提取出来。第二步, 利用政府文件等信息中所体现的税收政策调整动机将税收政策调整区分为外生调整和内生调整, 从而最终得出能够反映我国外生税负变化的变量。利用这一变量, 我们进而使用结构性向量自回归方法分析我国税收变动对宏观经济整体, 以及投资、消费、货币流动性等关键经济变量的影响。从而量化减税的经济影响, 为我国的税收政策的变化和调节提供分析和建议。

实证分析的主要结果为: (1) 外生性税收政策事件冲击使得税收收入占 GDP 比重增加 1 个百分点将显著地使得实际 GDP 降低 4.2%, 表明税收减少将扩大产出, 促进增长;

(2) 外生性税收政策事件使得税收收入占比增加一个百分点将显著地使得固定资产投资和消费品零售总额分别降低 6.4% 和 4.1%; (3) 在加入广义货币供应量之后, 结果表明, 我国货币当局在税收政策收紧时将同时采取紧缩的货币政策, 形成了货币与财政政策相互协

^①税收乘数, 即税收每降低一个单位, 带来的产出增加的单位数。在以美国为研究对象的估计中, 税收乘数的估计结果从 0 到 4 不等。(Mertens 和 Ravn, 2014)。

调配合的态势。

在已有的以中国数据为基准的文献分析中,马拴友(2001)、刘溶沧和马拴友(2002)分别使用时间序列和面板数据考察我国的税率与经济增长之间的关系,认为消费、劳动、资本有效税率提高 10%,可导致人均经济增长增加 0.31%、0.26%、0.12%。郭健(2006)基于 1979-2004 年的全国数据运用协整分析认为我国经济增长与税收之间存在存在负相关关系。这些研究在思想上具有有益的启发,但税收变动的宏观效果随着经济发展可能有所变化,需要进一步的实证分析。刘宏杰(2009)基于 1978-2007 年数据,使用 VAR 模型分析,得出结论:税收收入占比冲击对 GDP 增长率有正向影响,并在冲击后的第 4 年对其的正向影响达到最大。唐东会(2013)基于我国 1952-2011 年数据,建立 VAR(向量自回归)模型得出宏观税率与 GDP、TFP 之间,并不存在长期稳定关系,其中财政收入弹性促进投资增长率和 TFP 增长率的作用途径主要是,影响财政支出弹性。但是,VAR 模型的问题在于,缺乏对外生冲击的识别,所得结论的经济意义不明确。李晓芳等(2006)利用 SVAR 模型分析各个税种对产出的不同影响,认为直接税(企业所得税、个人所得税)和增值税、消费税均不利于产出的增加,而营业税反之。识别方法采取了 Blanchard & Perotti(2002)比较经典的假设,与本文所采用的叙事记录法是两种不同的方法。这一方法的主要缺陷是无法捕捉政策的预期效应。严成樑和龚六堂(2012)以我国 1978 - 2009 年的全国数据为基础,基于内生增长模型,得出宏观税负总体上将显著降低经济增长率。尹恒和迟炜栋(2022)在结构性模型中考虑了企业异质性,测算了增值税减税的效应。基于结构性模型的研究有助于得到税收对经济影响的传导机制,但所得结论也受限于模型的具体设定。许伟和陈斌开(2016)利用 2004-2009 年期间的增值税转型事件,测算了减税对企业投资行为的影响,发现增值税有效税率下降 1 个百分点,企业投资大约增加了 8%。李明等(2018)利用所得税分享改革,采用断点回归发现,税率每下降 1%,企业劳均增加值增速约提高 3%。此外,也有部分国内文献基于面板数据对不同税种,或者税制的结构的经济效应进行分析(李绍荣和耿莹、2005;李涛等,2011;张胜民,2013),而本文的则基于 1990 年后中国的整体税收政策事件展开分析和讨论。

区别于已有研究,本文主要贡献在于,不是仅仅着眼于某种单一的税收政策或者某一政策改革推动的“准自然实验”,也不依赖于某一结构性模型的具体设定,而是基于分税制改革后的所有重要税收政策调整事件,定量研究税负变化与我国经济增长的作用机制。更加重要的是,通过对叙事记录法的利用,不同于以往基于 VAR 模型的研究,本文克服了内生性问题,使得实证分析的结果更加准确。本文的分析结果将为我国现行的税收政策调整、税制结构设计提供数据参考和依据,尤其是在我国经济进入经济增长的新时代,发挥税制改革的调整作用,保证地区经济增长的稳定性和持续性。此外,本文的分析,紧扣我国的“深化税收制度改革,健全地方税体系”的加快建立现代财政制度主题。

在第二章中,我们将介绍叙事记录法(narrative record)和中国税收政策调整的制度背景

和数据说明；在第三章介绍外生性税收政策的识别和数据描述；在第四章介绍税收对经济增长影响 SVAR 结果；最后为本文的结论。

二、外生税收变动的识别

本章首先论述实证研究税负变化的宏观经济影响的内生性问题，接着简述叙事记录法在政策分析领域中的应用，最后使用叙事记录法获取外生性的税收政策变动并展示该变量的若干性质。

（一）内生性问题

在这一小节中，我们首先说明在估计经济变量对税收变量反应的计量模型中，存在着哪些导致估计不准确的内生性问题，进而讨论叙事记录法的有效性。

假设税负变化和经济增长具有如下关系：

$$\Delta y_t = \gamma + \beta \Delta \tau_t + u_t \quad (1)$$

其中， y_t 是实际 GDP 的自然对数， $\Delta \tau_t$ 是税负变化。根据 Romer & Romer (2010)，在上述模型中， u_t 包含了除了税负变化之外的多种可能影响产出增长的冲击变量，例如货币政策冲击、政府支出冲击、自然灾害和科技创新等。因此，可以将 u_t 表示成一系列相关或者不相关的冲击变量的组合， $u_t = \sum_{i=1}^N v_{it}$ 。

Romer & Romer (2010) 以及 Cloyne (2013) 认为，税收的变化可能来自于两类因素：一类是同时影响税收和经济增长的冲击变量，即上述的 v_{it} ；另一类是只影响税收政策本身的变量， w_{jt} 。因此，可以将税负变化 ($\Delta \tau_t$) 写成如下表达式： $\Delta \tau_t = \sum_{i=1}^N b_{it} v_{it} + \sum_{j=1}^M w_{jt}$ 。其中， b_{it} 表示税收对导致经济增长变化的冲击做出的反应。这一反应可能是政策制定者为应对经济增长下滑进行的以减税为手段的财政刺激，也可能是由于自动稳定器作用导致的税收随着经济波动而产生的变化，亦可能是在自然灾害之后为了灾后重建而给予的税收优惠等等。由此可见，税收变动 $\Delta \tau_t$ 与 (1) 式中的扰动项 u_t 并不是不相关的，产生了内生性问题，因此对 (1) 式进行简单的回归，会使得估计不准确。为了处理上述内生性问题，一种方式是将与 v_{it} 和 b_{it} 不相关，只影响税收政策自身的一系列变量 w_{jt} 识别出来。进而利用这一系列变量估计宏观经济对税负变化的反应。即，估计下式：

$$\Delta y_t = \gamma + \beta \sum_{j=1}^M w_{jt} + \epsilon_t \quad (2)$$

其中， $\epsilon_t = \sum_{i=1}^N (1 + \beta b_{it}) v_{it}$ 。

（二）叙事记录法 (narrative record)

为了识别上述讨论中的 w_{jt} ，Romer & Romer (2010) 采用了叙事记录法。

叙事记录法 (narrative record) 通过阅览和收集政府报告等文件内容，找到政策调整事件，并通过政策调整动机将政策变动区分为内生调整和外生变动，然后核算政策调整幅度，从而得到关于政策调整变量的时间序列，进而使用时间序列模型对政策影响进行评估和估计。这一方法广泛应用于考察政策变动对宏观经济的影响，例如讨论财政支出政策对经济增

长的影响(Ramey & Shapiro, 1998; Ramey, 2011)、货币政策调整对经济增长的影响等(Romer & Romer, 1994、2003)。在税收政策领域,叙事记录法通过最早在 Romer & Romer (2010) 中得以应用,并引导出一系列文献对税收政策调整经济效应进行分析。其中, Favero 和 Giavazzi (2012) 在 Romer & Romer (2010) 分析方法基础上对税收乘数进行测算。Mertens & Ravn (2013) 使用美国的个人所得税和企业所得税的变化测算税收政策变化的产出效应,认为短期内该效应更为显著。Cloyne (2013) 使用英国数据得出税负变化量占 GDP 比重下降 1 个百分点,导致国内生产总值增长 0.6 个百分点,比上三年增长 2.5 个百分点,该估计结果与美国的 Romer & Romer (2010) 结论非常相似。Hayo & Uhl (2013) 使用德国的数据发现,税收占 GDP 的比例上升一个百分点,最大产出减少了 2.4%。Zidar (2015) 使用美国各州数据,不仅仅对产出效应进行分析,还发现减税与就业增长之间的正相关关系主要是由于低收入群体的减税政策所致。上述税收政策方面的经验文献,较多地论证了凯恩斯理论中的税收乘数效应,以及税收政策的经济效应在短期和长期的差异化。结合上一章中的文献分析发现,一方面叙事记录法在 VAR 模型的基础上,进一步识别外生性的核心变量,来探讨其经济效应机制;一方面,该方法可以从宏观、整体的角度来探讨税收政策改革对经济增长影响,提供新的经验证据。

(三) 构建反映我国税收政策变化的叙事性变量

1. 税收政策变化事件的选择。

Romer & Romer (2010) 对于税收政策调整事件的获得依赖于政府的报告等,如总统经济报告(Economic Report of the President),财政部长关于财政状况的年度报告(Annual Report of the Secretary of the Treasury on the State of the Finances),美国政府预算(Budget of the United States Government),众议院筹款委员会和参议院财政委员会的税收法案(tax bill by the House Ways and Means Committee and the Senate Finance Committee),国会记录(Congressional Record),社会安全通报(Social Security Bulletin),联邦老年人和幸存者保险信托基金董事会年度报告(Annual Report of the Board of Trustees of the Federal Old Age and Survivors Insurance Trust Fund)等。基于我国税制改革历程,以及税收统计数据的披露和可获得性,本文税收政策事件的信息和数据来源为国家税务总局、财政部相关网站和公告,此外,部分数据来源为《中国统计年鉴》和《中国财政年鉴》。

自建国以来,中国财政分权制度变化可分为以下 3 个时期:1949-1978 年,为“统收统支”时期;1979-1993 年,为“财政包干”(也称“分灶吃饭”)时期;1994 年-至今,为分税制时期。自从中华人民共和国成立,在中国的税制结构和税收制度也经历起伏变化。从税收主体结构来看,建立、修改和完善税收体制,并先后于 1950, 1958, 1973, 1984 和 1994 年实施了五次重大改革,以 1994 年的分税制为改革起点建立现代税制体系,而本文关注的焦点也是 1994 年至今建立的现代税制体系。

1978 年改革开放以来,市场经济在全国铺开,相应的财税体制也不断完善,而 1994 年

至今建立的现代税制体系则具有稳定性，对于税收政策影响结果更具有说服力。第一，从改革开放到 20 世纪 80 年代后期，我国逐步推进税制改革，完善税收制度。第二、适应市场经济的发展，“分税制”改革后逐步建立和完善现代税收制度。在市场经济发展和完善过程中，1992 以来，财税部门加快了财税体制改革的步伐。1993，迅速建立了工商税制综合改革的总体规划和综合措施，并于 1994 年起在全国实施。^①（1）为了适应市场经济的发展和完善，1994 年我国推行重大税收制度改革——分税制。^②（2）1994 年以后，为适应经济发展，优化市场资源配置，对税收制度的进一步调整和完善。主要的相关税种的调整和转变如下：第一，改革货物和劳务税制，实行以增值税为主体，内外统一的货物和劳务税制；第二，改革企业所得税制，合并和统一企业所得税；第三，改革、调整和完善个人所得税制；第四，取消、调整和完善其他税种，如调整资源税、开征土地增值税，取消烧油特别税等。

其次，我们考虑税收季度数据的可得性，我们基准模型选择的时间为 1994 年之后。根据中国数据统计年鉴和财政部、税务总局网站等官方数据来源，我们可得的中国税收及其分税种的季度数据年份为 1992 年第一季度至今（不同税种的记录的起始年份也大不相同）。但是，我们在基准模型回归中，依然选择 1994 年作为起始年份，原因为：1994 年后的税收政策调整幅度较小，同时剔除“分税制”的实行带来对各个税种税收收入变化的影响。因而我们选择的税收政策调整的事件见表 1 列 2（下文统称为：税收政策事件；为了叙述方便，下文将直接引用税收政策事件的序号，如税收政策事件 2，即为 1994 年 1 月国务院发布《关于对农业特产收入征收农业税的规定》）。

2. 税收调整的幅度。

我们依据 Romer & Romer（2010）提出的依据税收收入数据方法推算税收调整的幅度。其核算细节如下：

（1）依据税收政策事件的执行时间计算的税负变化量。依据税收政策事件执行时间计算的税负变化量等于税收政策执行后，连续四个季度的税负变化量。如税收政策事件 2——1994 年 1 月国务院执行《关于对农业特产收入征收农业税的规定》，我们认为该事件导致的税负变化量依次为，农业税在 1994 年第一季度的变化量、农业税在 1994 年第二季度的变化量、农业税在 1994 年第三季度的变化量、农业税在 1994 年第四季度的变化量。同样在实证分析中，我们也考虑其它期限的影响。

（2）依据税收政策事件的宣布时间计算的税负变化量。在核算税收政策事件的税负变化量时，我们也将核算政策事件的宣布时间之后，连续四个季度的税负变化量。如 Romer & Romer（2010）所述，税收政策的宣布时间将会影响行为人的经济预期，进而改变个体的行为，即使该政策尚未实施，故本文同样考虑税收政策时间宣布时间的税负变化量，其计算方法如执行时间的变化量，二者的区别在于，政策的核算时间不同，所核算的税负变化量不同。

^①分税制改革的指导思想和主要内容我们在第一章的制度背景部分已有陈述，将不再详述。

(3) 确定税负变化时间的方法。我们参考 Romer & Romer (2010) 中的方法, 如果该事件的执行或者宣布时间, 在该季度的前半季度 (前 45 天) 则税负变化的起始时间为该季度; 如果事件在该季度的后半季度 (后 45 天) 则税负变化的起始时间为下一季度。如税收政策事件 2 的执行时间为 1994 年 1 月 30 日, 处于前半季度, 则计算税负变化量的起始时间为 1994 年的第一季度; 如税收政策事件 2 的执行时间为 1995 年 12 月 28 日, 处于后半季度, 则计算税负变化量的起始时间为 1996 年的第一季度。其中, 在税收政策查询时, 如果税收政策时间的宣布时间不详, 则采用其执行时间。对于如下四个没有明确执行时间的重大税收改革, 本文分别取其在全国范围内的推广作为税收政策事件的执行时间, 将其试点时间作为其政策的宣布时间: 即, 将分税制在 1994 年 1 月 1 日全面实行、农村税费改革在 2003 年 3 月 27 日全面推进、增值税在 2009 年全国推广的全面转型改革, “营改增”在 2012 年 9 月 1 日扩围, 分别记为上述政策的执行时间; 将分税制于 1992 年 6 月 9 日在浙江等 9 省市率先实行, 农村税费改革于 2000 年 4 月 11 日在安徽全省和部分县市的少数县进行试点, 增值税转型改革于 2004 年 7 月 1 日在东北启动试点, “营改增”于 2012 年 1 月 1 日率先在上海实施试点, 分别记为上述政策的宣布时间。

(4) 税收政策事件影响的科目选择。不同税收政策影响的税收科目不同, 本文在计算税收政策变化所导致的税收收入变化量时, 测算的是具体科目之下的税负变化量。税收政策变化对何种科目产生影响, 则是根据税收政策的对应的具体税收科目来判断。如税收政策事件 2——1994 年 1 月国务院发布《关于对农业特产收入征收农业税的规定》, 我们认为该事件税负变化量的科目为农业税。另外, 税收政策事件 1——1994 年 1 月 1 日, 分税制财政体制和新税制开始实施, 将其税收科目设置为全部税收收入。其主要原因为, 分税制的实行, 从根本上改变了税收结构制度, 影响到中央和地方政府的整体税收收入; 其次, 在 1993 年第四季度, 实行一系列的税收政策调整, 且该税收包括个人所得税、企业所得税、营业税、增值税、消费税等^①。此外, 考虑到分税制的实行与其他事件的差别性, 我们在基准模型中将不考虑税收政策事件 1——1994 年 1 月 1 日, 分税制的实行, 将在稳健分析中讨论。

表 1 税收政策调整事件

序号	是否为外生性事件	税收政策事件	税收科目	实施时间	税收政策执行影响的起止时间	政策宣布时间	税收政策宣布的影响的起止时间	备注
1	否	1994 年 1 月 1 日, 分税制财政体	税收	1994 年	1994q1-	1992 年 6	1992q3-	

^① (1) 1993 年 10 月 31 日, 通过《关于修改〈中华人民共和国个人所得税法〉的决定》, 自 1994 年 1 月 1 日起施行; (2) 1993 年 12 月 25 日, 国务院批转《工商税制改革实施方案》, 自 1994 年 1 月 1 日起施行。同日, 国务院发布《中华人民共和国资源税暂行条例》, 自 1994 年 1 月 1 日起施行。(3) 1993 年 12 月 29 日, 通过《全国人民代表大会常务委员会关于外商投资企业和外国企业适用增值税、消费税、营业税等税收暂行条例的决定》, 自 1994 年 1 月 1 日起适用。

		制和新税制开始实施	收入	1 月 1 日	1994q4	月 9 日, 在浙江等 9 省市率先实行分税制	1993q2	
2	是	1994 年 1 月 30 日, 国务院发布《关于对农业特产收入征收农业税的规定》	农业税	1994 年 1 月 30 日	1994q1-1994q4	1994 年 1 月 30 日	1994q1-1994q4	
3	否	1995 年 12 月 28 日国务院决定改革和调整我国进口税收政策	进口增值税	1995 年 12 月 28 日	1996q1-1996q4	1995 年 12 月 28 日	1996q1-1996q4	
4	否	1997 年 2 月 25 日, 国务院发出《关于对生产企业自营出口或者委托代理出口货物实行免、抵、退税办法的通知》	企业所得税+出口增值税	1997 年 2 月 25 日	1997q2-1998q1	1997 年 2 月 25 日	1997q2-1998q1	
5	是	1997 年 10 月 1 日, 国务院发布《中华人民共和国契税暂行条例》行。	契税	1997 年 10 月 1 日	1997q4-1998q3	1997 年 7 月 7 日	1997q3-1998q2	
6	是	1997 年 7 月 7 日, 国务院批准, 财政部、国家税务总局发布《文化事业建设费征收管理暂行办法》	城市建设费	1997 年 7 月 7 日	1997q3-1998q2	1997 年 7 月 7 日	1997q3-1998q2	
7	是	1999 年 8 月 30 日, 通过《关于修改〈中华人民共和国个人所得税法〉的决定》	个人所得税	1999 年 8 月 30 日	1999q4-2000q3	1999 年 8 月 30 日	1999q4-2000q3	
8	是	2003 年 3 月 27 日, 国务院发布《关于全面推进农村税费改革试点工作的意见》。	农业税	2003 年 3 月 27 日	2003q2-2004q1	2000 年 4 月 11 日, 中共中央、国务院发出通知, 决定在安徽全省和由其他少数县(市)进行农村税费改革试点	2000q2-2001q1	

9	是	2000 年 10 月 22 日, 国务院发布《中华人民共和国车辆购置税暂行条例》, 自 2001 年 1 月 1 日起施行。	车辆购置税	2000 年 10 月 22 日,	2001q1-2001q4	2000 年 10 月 22 日,	2001q1-2001q4	
10	否	2003 年 11 月 23 日, 国务院发布修改以后的《中华人民共和国进出口关税条例》, 自 2004 年 1 月 1 日起施行。	进口增值税	2003 年 11 月 23 日	2004q1-2004q4	2003 年 11 月 23 日	2004q1-2004q4	进口
11	否	2003 年 11 月 23 日, 国务院发布修改以后的《中华人民共和国进出口关税条例》, 自 2004 年 1 月 1 日起施行。	出口增值税	2003 年 11 月 23 日	2004q1-2004q4	2003 年 11 月 23 日	2004q1-2004q4	出口
12	是	2004 年 7 月 1 日, 发布《东北地区扩大增值税抵扣范围若干问题的规定》。2008 年 11 月 5 日, 国务院总理温家宝主持召开国务院常务会议, 研究部署进一步 <u>扩大内需</u> 促进经济平稳较快增长的措施时要求在全国所有地区、所有行业全面实施 <u>增值税转型</u> 改革, 方案并建议于 2009 年 1 月 1 日起实施。	增值税	2009 年 1 月 1 日	2009q1-2009q4	2004 年 7 月 1 日	2004q3-2005q2	
13	否	2004 年 9 月 20 日, 财政部和国家税务总局关于落实振兴东北老工业基地企业所得税优惠政策的通知; 政策自 2004 年 7 月 1 日起执行	企业所得税	2004 年 7 月 1 日	2004q3-2005q2	2004 年 7 月 1 日	2004q4-2005q3	
14	是	2005 年 10 月, 通过了国务院关于调整个人所得税工薪所得费用减除标准的议案, 并从 2006 年 1 月 1 日开始施行。	个人所得税	2006 年 1 月 1 日	2006q1-2006q4	2005 年 10 月	2006q1-2006q4	
15	是	2006 年 3 月 21 日, 经国务院批准, 规定自 2006 年 4 月 1 日起, 对我国现行消费税的税目、税率及相关政策进行调整。	消费税	2006 年 4 月 1 日	2006q2-2007q1	2006 年 3 月 21 日	2006q2-2007q1	
16	是	2006 年 4 月 28 日, 国务院公布《中华人民共和国烟叶税暂行条例》, 即日起施行。	烟叶税	2006 年 4 月 28 日	2006q2-2007q1	2006 年 4 月 28 日	2006q2-2007q1	
17	是	2006 年 12 月 31 日, 国务院公布	土地	2006 年	2007q1-	2006 年	2007q1-	

		修改以后的《中华人民共和国城镇土地使用税暂行条例》，自 2007 年 1 月 1 日起施行。	使用税	12 月 31 日	2007q4	12 月 31 日	2007q4	
18	是	2007 年 12 月 1 日，国务院公布修改以后的《中华人民共和国耕地占用税暂行条例》，自 2008 年 1 月 1 日起施行。	耕地占用税	2008 年 1 月 1 日	2008q1-2008q4	2007 年 12 月 1 日	2008q1-2008q4	
19	是	2007 年 12 月 29 日，通过《关于修改〈中华人民共和国个人所得税法〉的决定》，自 2008 年 3 月 1 日起施行。	个人所得税	2008 年 3 月 1 日	2008q2-2009q1	2007 年 12 月 29 日	2008q1-2008q4	
20	是	2008 年 1 月 1 日，开始实施企业所得税“两法”合并	企业所得税	2008 年 1 月 1 日	2008q1-2008q4	2008 年 1 月 1 日	2008q1-2008q4	
21	是	2011 年 6 月 30 日，通过了关于修改个人所得税法的决定，于 2011 年 9 月 1 日起施行。	个人所得税	2011 年 9 月 1 日	2011q4-2012q3	2011 年 6 月 30 日	2011q3-2012q2	
22	是	2011 年，《资源税暂行条例》（国务院令 2011 年第 605 号）及实施细则（财政部令 2011 年第 66 号）于 11 月 1 日施行。	资源税	2011 年 11 月 1 日	2011q4-2012q3	2011 年 11 月 1 日	2011q4-2012q3	
23	否	2011 年 10 月 28 日，财政部颁布《中华人民共和国增值税暂行条例实施细则》和《中华人民共和国营业税暂行条例实施细则》的决定，明确自 2011 年 11 月 1 日起调整。	营业税	2011 年 11 月 1 日	2011q4-2012q3	2011 年 10 月 28 日	2011q4-2012q3	营业税
24	否	2011 年 10 月 28 日，财政部颁布《中华人民共和国增值税暂行条例实施细则》和《中华人民共和国营业税暂行条例实施细则》的决定，明确自 2011 年 11 月 1 日起调整。	增值税	2011 年 11 月 1 日	2011q4-2012q3	2011 年 10 月 28 日	2011q4-2012q3	增值税
25	是	2012 年 1 月 1 日，率先在上海实施了交通运输业和部分现代服务业营改增试点。	增值税	2012 年 9 月 1 日	2012q4-2013q3	2012 年 1 月 1 日	2012q1-2012q4	
26	是	2015 年 1 月 12 日，发布《关于继续提高成品油消费税的通知》	消费税	2015 年 1 月 12 日	2015q1-2015q4	2015 年 1 月 12 日	2015q1-2015q4	

		(财税〔2015〕11号)。		日				
27	是	2015年4月30日,发布《关于实施稀土、钨、钼资源税从价计征改革的通知》(财税〔2015〕52号),自5月1日起实施从价计征改革。	资源税	2015年4月30日	2015q2-2016q1	2015年4月30日	2015q2-2016q1	

资料来源:作者根据财政部等相关网站公开资料整理和设计。

三、外生性税收政策事件的识别与描述

(一) 外生性税收事件的识别

Romer & Romer (2010) 将税收政策调整的目的分为四类政府支出驱动的税收政策调整 (spending-driven tax changes)、抵消一些可能会影响产出的非政府支出因素的税收政策调整 (offsetting some factor other than spending in the near future)、基于长期目标的税收政策调整 (long-run tax changes)、债务驱动的税收政策调整 (deficit-driven tax changes), 其中将前二者看作为内生的 (endogeneous) 税收政策调整, 而后两者为外生的 (exogeneous) 税收政策调整。我们可以看到, Romer & Romer (2010) 认为税收政策的调整的目标是为了弥补近期财政支出的不足, 则认为其为内生性税收政策; 而如果政策的调整为了经济运行的长期稳定和发展则为外生性的财政政策。

首先, 基于 Romer & Romer (2010) 对税收政策变化量的识别动机, 本文使用了如下外生性税收政策事件的识别依据, 即原则一: 税收政策调整基于长期经济发展的政策事件。该原则与 Romer & Romer (2010) 相同, 即当税收政策的调整是立足于未来经济形势和发展, 税收政策改革有利于经济发展和壮大, 是伴随市场经济发展和科学技术进步随之产生的, 故而依据原则一, 判断该税收政策事件为外生性税收政策调整。如农业税的取消、增值税的转型改革和“营改增”, 企业所得税的两法合并等政策。

其次, 基于我国以商品流转税为主体的税制结构的形式, 确定外生性税收政策事件的识别原则二: 剔除单一税种变化频繁、区域性的税收政策等相关的税收政策调整事件, 如地区性的流转税政策、进出口增值税、企业所得税扣除等税收政策事件。分析如下, 第一, 对于地区性的流转税政策, 如西部大开发的优惠政策等, 本文将其排除在外; 相反, 在 2004 年开始在东北三省试点的增值税转型改革和 2012 年开始在上海试点的“营改增”政策则考虑在税收政策变化量的范畴之内, 主要原因为, 后面二者的政策, 在区域试点的基础上, 逐步推广的全国, 同时考虑到税收政策的预期性和时滞性, 我们也以初次试点时间作为税收政策宣布时间, 以全国推广的时间作为税负变化的执行时间。第二, 在进出口增值税和企业所得税扣除扣除方面, 则由于政策调整较为频繁, 显著地与国际形势、宏观环境具有相关性, 故未

考虑在税负变化量的核算之中。因而，结合表 1 中的税收政策调整事件，并依据税收政策调整事件内容，就上述税收政策的短期调整与当期的经济形势，财政支出压力情形有较大的相关性，故未列入税收政策调整事件。

第三，如 Romer & Romer (2010) 采用格兰杰 (Granger) 因果检验，本文在上述两个原则的基础上，通过格兰杰检验进一步进行外生性检验；即将税收政策调整事件与实际经济增长进行格兰杰检验，对于实际 GDP 和实际 GDP 增长率不是税收政策变化量的格兰杰原因的一系列税收政策事件视为外生性政策事件。

因而，本文将上述两个原则和格兰杰因果检验作为对税收政策调整事件是否具有外生性的判断依据。依据上述所述，对税收政策事件识别步骤为：(1) 根据原则一和二，剔除地区性的流转税政策、进出口增值税、企业所得税扣除扣除等税收政策事件。即剔除税收政策事件 1、4、10、11、13。此处，没有剔除消费税税率调整的税收政策事件 15 和 26，主要原因为消费税税率的调整更多的是基于引导消费者的消费方式，具有长期性的经济效应，而很少立足于短期的财政支出压力和经济形势下滑等原因。

(2) 基于在前文中，论述的税收政策调整历程，本文认为税收政策调整事件 12、20、25 为外生性事件，即增值税的转型改革和“营改增”，以及 2008 年的企业所得税的合并均为外生的政策事件。得出上述论断的主要原因是基于原则一，上述三事件（税收政策调整事件 12、20、25，简记为税收政策调整三事件）的实行均满足经济形势向好，且税收政策调整着眼于长期的经济发展目标。就事件 12 的以 2004 年东北三省的增值税转型改革为起点，改革之前东北三省的经济形势良好，而改革更多地着眼于增值税对于生产型企业面临重复征税的问题，增值税的转型改革随后也在全国范围内铺开，较好的验证了事件 12 的增值税转型改革事件符合外生性事件的原则 1；同理事件 25 的 2012 年的“营改增”在上海的试点改革。就事件 20 的 2008 年 1 月 1 日的企业所得税的合并，同样满足外生性事件的原则 1，政策执行时，中国的经济增长迅速，财政收支压力小，事件的运行更多是改革多去对于外资企业的税收优惠，保障国内企业的利益和发展。因而将三事件归并为外生性税收政策事件。

(3) 对于上述满足识别条件的一系列外生性事件进行格兰杰因果检验。表 2 为一系列外生性事件导致的加总税负变化量的格兰杰检验结果，观察检验结果的 P 值表明 (P 值均大于 0.1)，无论是基于政策宣布时间还是执行时间生成的税负变化量，无论选择绝对量 (实际 GDP) 还是相对量 (实际 GDP 的增长率) 的经济发展水平，产出均不是税负变化的因，故我们认为本文识别出的一系列税收政策事件与经济增长之间是外生的，进而满足实证模型 (2) 的识别条件。

表 2 外生性税负变化量与经济增长水平的格兰杰检验结果

检验	税收变量	经济增长变量	Wald tests	P 值
产出是否为税收变量的因	宣布时间变量	实际 GDP	0.623 92	0.732
	执行时间变量	实际 GDP	0.488 47	0.783
	宣布时间变量	GDP 增长率	0.249 20	0.883
	执行时间变量	GDP 增长率	0.442 78	0.801

经过上述识别步骤，本文将外生性税收政策事件在表格 1 列 2“是否为外生性事件”中标注，进而为下文的数据描述和实证分析奠定基础。

（二）外生性政策变化量描述

本节使用时间序列样本 1994q1-2017q2，对外生性税收政策事件导致的税负变化量进行描述性分析。同时，本节也使用全部税负变化量（含内生税负变化）进行比较分析。本文首先整理分税种的季度时间序列数据，对于时间序列使用 sax-12 去除相关变量的季节性趋势，其次计算税负变化量的比值，进行实证分析。在整理各个税种税收收入的季度时间序列时，如果分税种只存在月度数据，在对应的月度数据进行加总；农业税数据仅存在年度数据，我们将该数据在第一产业的国内生产总值的比例进行分解为季度数据。其次，我们也整理了国内生产总值（GDP）、固定资产投资、社会消费品零售总额、商品零售价格指数（CPI）、广义货币 M2 等相关变量的季度数据。

如图 1 所示，外生性税收政策事件导致的税负变化量随时间的变化趋势，依次采用事件的政策执行时间、宣布时间进行核算，外生性税负变化量的幅度较小，对于外生性税收政策事件，比较依据执行时间和宣布时间的税负变化量，可以发现，二者区别较小。

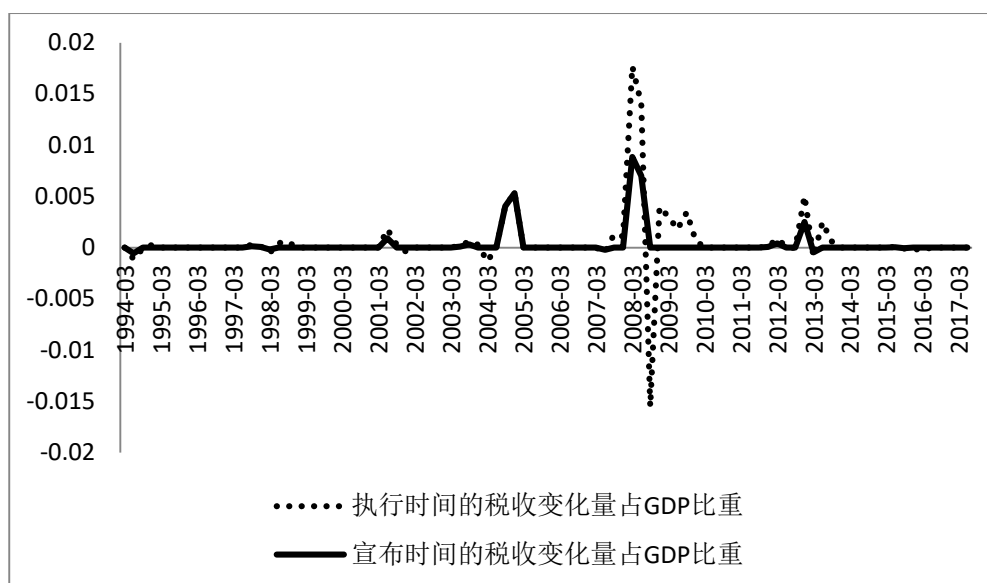


图 1 税收收入变化量占 GDP 比值的变化趋势（外生性事件）

注：根据表 2 整理所得，图中指标为外生性检验的税收政策调整变化量占 GDP 比值；其中执行时间、宣布时间、长期宣布时间表示计算外生性检验的税收政策变化量的计算方式。

四、SAVR 模型估计结果

Blanchard & Quah (1989) 首先提出 SVAR 方法，通过对 VAR 模型加入经济理论、逻辑的限制性条件，识别出经济系统中的总需求冲击、总供给冲击，并从凯恩斯理论来解释美国宏观经济波动。如前文所述，一系列文献以此方法对经济系统变量之间的作用机制进行考察。本节首先介绍 SVAR，以此为基础构造本文的 SVAR 模型。本章首先对时间序列样本进行 SAVR 的基准模型进行分析，此时仅考虑外生性税负变化量相对值和实际 GDP 的实证结果；其次考虑多种稳健性情形来验证税收政策调整的经济增长效应 (Romer & Romer, 2010)。在对时间序列平稳性进行 SVAR 分析，首先通过最优信息准则选择滞后阶数，然后进行回归分析。

本章借鉴 Romer & Romer (2010) 的方法，用 SVAR 对中国的税收政策调整的经济效应进行分析。

(一) 基准模型结果

1. 外生税收冲击

为了保持向量自回归模型有足够的自由度，本文借鉴 Ramey (2011) 和李戎和刘力菲 (2021) 的思路，采取双变量的基准模型，在后续分析中，逐渐添加其它变量的做法。我们首先估计含有税收变量和实际 GDP 自然对数的双变量向量自回归模型，通过最优信息准则选择最优滞后阶数为 3，回归结果的脉冲响应图如图 2 所示。考虑到政策宣布时间和执行时

间不一致，市场主体具有理性预期行为，借鉴 Romer & Romer (2010)，我们以外生性税收政策事件的宣布时间的税负变化量的影响做为基准模型。在分析中，实际 GDP 取其对数值 ($\ln gdp$)，并且在 SVAR 模型中加入了一阶和二阶时间趋势以及常数项；脉冲响应采用 1 个标准差的偏离的置信区间，如图 2 虚线内部分所示（下同，如无特别说明）。影响税收政策效果的，除了税收政策本身，还有征管因素。税收征管强度或税收努力程度主要受到地方政府的影响，各地区、甚至各区县都存在较大程度的异质性，无法从准确地从宏观层面测算出整体的税收征管强度。在企业层面，由于企业逃避税的程度也存在异质性，这就给宏观实际税率的准确测算带来了新的困难。为了捕捉宏观层面的税收征管强度的变化，本文在实证中控制了三次“金税工程”的起止时间。具体来说，在 SVAR 模型中，本文加入了三个虚拟变量，每个虚拟变量代表一次金税工程，在相应的起止时间内取值 1，其余时间取值 0。

从脉冲响应图来看，外生性税收政策调整带来的税收增加将显著地负向影响实际 GDP。如图 2 所示，1994-2017 年税负变化量占 GDP 比重提高 1 个百分点，4 个季度后实际 GDP 显著下降，并达到最低点，降低了 4.2%；在约经过 10 个季度后，税收政策事件的影响效应将不再显著。这一结果显示了 GDP 对税收的弹性，值得一提的是，Romer & Romer (2010) 测算美国 GDP 对税收政策的弹性为 3.8，与我们使用中国数据测算的结果类似。从减税的角度来看，这一结果意味着，当税收占 GDP 比重外生的下降后，总产出将显著提高。减税带来的影响不会立竿见影，相反会持续一段时间，在这段时间内，总产出的增量将呈现先逐渐变大，再逐渐变小的响应。这说明减税的作用不是一下子深入到经济体的各个方面，而是有一个逐渐传导的过程。一般来说，减税可以通过提高企业利润、降低产品价格、增加企业现金流等渠道促进总产出的增加。

就增值税减税来说，在产业链的每一个环节，增值税减税可能降低产品的价格，从而扩大下一个环节的需求，但价格下降的幅度，取决于上下游的需求弹性，还可能通过改善资源配置、提升宏观生产率的方式产生效果（尹恒和迟炜栋，2022）。企业购买中间品或原材料的需求弹性越大，则越有可能将增值税负担留在上游环节，在减税的情况下，能够享受更大幅度的成本降低；企业销售的产品需求弹性越大，则不利于将税收负担转嫁到下一环节，在减税的情况下，获益的幅度会较小。因此，上下游的需求弹性，决定了企业在增值税减税中能够获得的收益的大小，不同的行业和企业会有相当程度的异质性。从总体来看，增值税减税的确需要一定的时间在产业链中进行传导，本文所识别的外生政策变化包含了增值税政策调整和“营改增”试点等，这是导致图 2 和图 3 中总产出脉冲响应函数呈现 U 型的原因之一。

就企业所得税减税来说,可以通过提高企业利润和增加企业现金流等渠道来刺激企业投资,从而扩大生产。由于从投资到形成生产性资本需要一定的时间,使得减税对总产出的影响呈现出逐渐变化的过程。由于本文所识别的外生政策变化包含了企业所得税政策调整,这也与总产出脉冲响应函数呈现 U 型相符。

除了增值税和企业所得税,本文识别出的外生税负变化还包括个人所得税、车辆购置税、营业税等税种。这些税种的减税可以通过提高个人收入、减轻车辆的购置成本等方式刺激总需求,从总需求到总产出的传导也需要时间,这就可能造成减税效果需要一定时间才能够体现出来,从而也与总产出的脉冲响应形状相符。

图 3 显示了以税收政策执行时间代表税收冲击的时间,得到的脉冲响应函数。从图中可以看出,由于我国大部分税收政策的宣布和执行时间比较接近,因此分别以二者作为税收冲击的时间所产生的脉冲响应相差不大。由于市场主体能够根据预期进行调整,以税收政策执行时间所代表税收冲击时间,得到的总产出的响应略微下降,实际 GDP 在最低点时下降 3.5%。

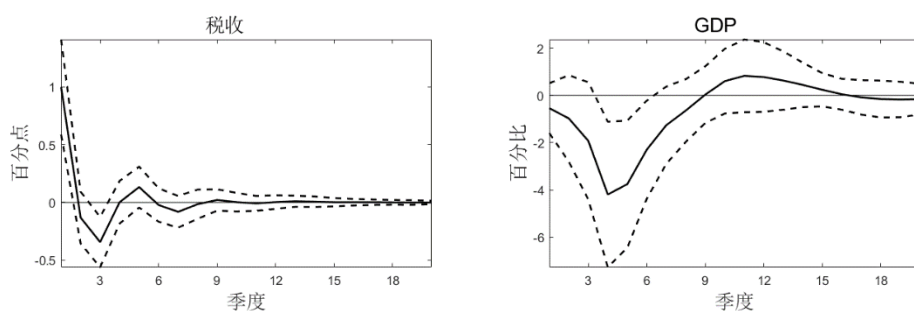


图 2 外生性税收收入变化量(宣布时间)占比对实际 GDP 脉冲响应

注: tax shock 表示以 1994 年为初始年份以税收政策宣布时间测算的变化量占 GDP 比值外生地提高一个百分点。

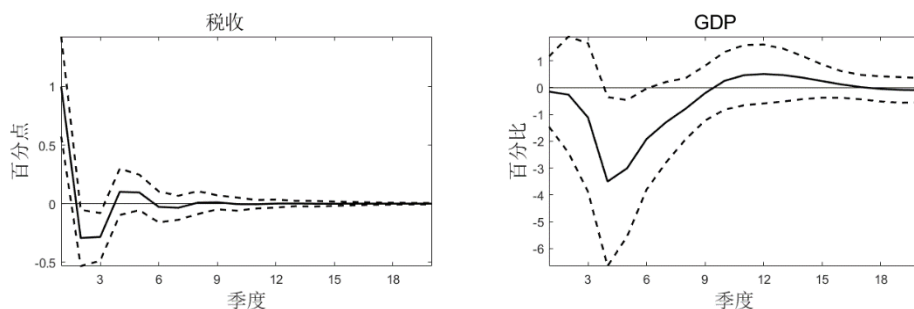


图 3 外生性税收收入变化量(执行时间)占比对实际 GDP 脉冲响应

注: tax shock 表示以 1994 年为初始年份以税收政策执行时间测算的变化量占 GDP 比值外生地提高一个百分点。

2. 税收总量和内生税负变化

在上文中的分析使用的时间序列样本 1994q1-2017q2 中的外生性政策冲击进行分析。为了进一步验证我们识别出的冲击的外生性。在本节中，我们使用每一年全国的税收收入总量的变化量与 GDP 比值作为税负变化量分析；基于此与上文的外生性税收变量进行比较分析。

从脉冲响应图 4(a)来看，税收收入总量变化量对实际 GDP 水平的影响不具有显著性。如图 4(a)所示，税收收入总量占 GDP 比重提高 1 个百分点的冲击，实际 GDP 水平没有显著的脉冲响应。所以，税收收入总量变化量对经济增长的影响不显著。进一步，本文将税收总量的变化减去外生税收冲击的变化，得到了内生税负变化，继而考察内生税负变化对总产出的影响。如图 4(b)所示，再减去外生税负变化后，内生税负变化对 GDP 的作用依然不显著。这一结果证明，本文对外生性税负变化量、税收政策事件的识别具有科学性和严谨性。

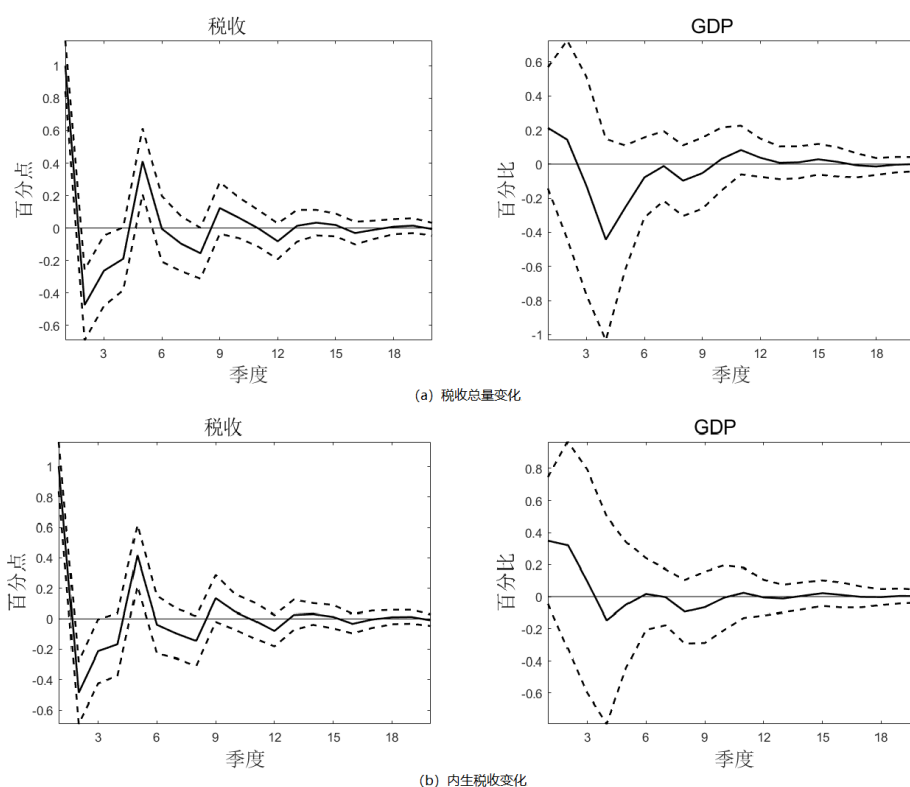


图 4 税收收入总量变化量占比和内生税负变化占比对实际 GDP 脉冲响应

注：税收收入总量变化量占比表示以 1994 年为初始年份以税收收入总量在每一年的变化量与 GDP 比值，内生税负变化为税收总量变化减去外生税负变化。

(二) 其它宏观经济变量的影响

1. 投资和消费

在上文中主要分析了外生税负变化对实际 GDP 的冲击，采用的是双变量结构性向量自回归模型。由于结构性向量自回归模型在增加变量后，所需估计的系数的数量和所使用的数据的数量都有所变化，对结果可能产生一定影响。为此，本文进一步分析添加控制变量

后，一方面可以讨论税收冲击对更多宏观经济变量的影响，另一方面也可以判断主要结果是否稳健。由图 5 显示，在加入了固定资产投资和消费品零售总额之后，税收政策调整带来的外生性税负变化量依旧将显著地负向影响实际 GDP。同基准模型相近，税收占 GDP 的比重由于政策变化的原因外生的增加一个百分点后，实际 GDP 在第 4 个季度达到最低点，降低了 4.5%。相较于实际 GDP 而言，固定资产投资对税负变化反应更加剧烈，最高下降了 6.4%。类似的，李明等（2018）利用所得税分享改革，采用断点回归发现，税率每下降 1%，企业平均增加值增速约提高 3%，这反映了企业投资的增加。同时，消费品零售总额和实际 GDP 类似，在税收冲击后的第四个季度下降到了最低点，降幅达到了 4.1%。

同减税对 GDP 的影响类似，减税对投资和消费的影响也是先变大后变小的，反映出减税效果在经济中逐渐传导的一个过程。例如，增值税减税沿着产业链条逐渐传导，会逐步增加需求、扩大投资；企业所得税减税可以通过提高企业利润和增加企业现金流等渠道来刺激企业投资，由于企业资金积累需要时间，并且可能存在投资调整成本等因素，企业投资的增加也会呈现出驼峰形。

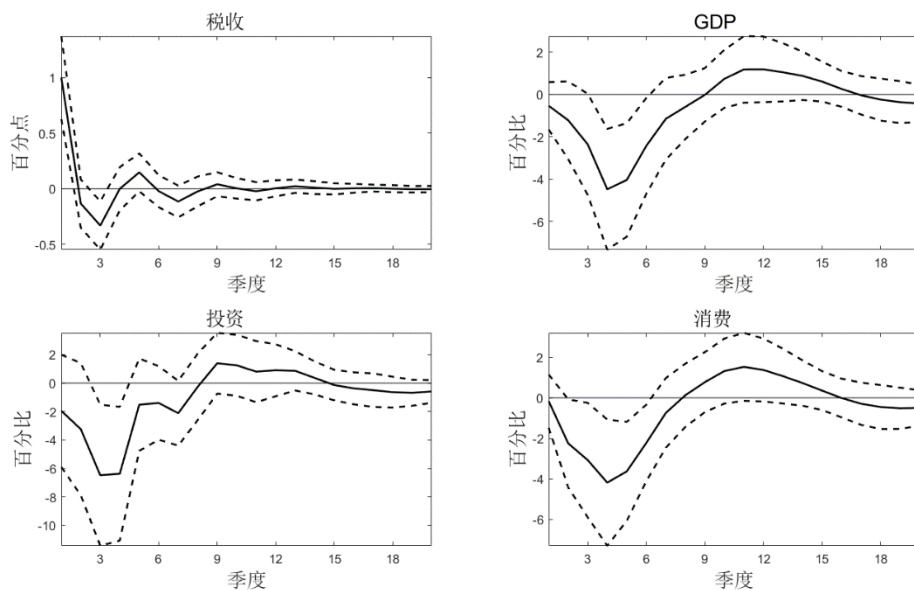


图 5 外生性税收收入变化量占比对实际 GDP 脉冲响应（添加控制变量）

注：tax shock 表示以 1994 年为初始年份以税收政策宣布时间测算的变化量占 GDP 比值外生地提高一个百分点。

2. 加入货币政策

货币政策与财政政策一样，是我国宏观调控的重要工具。研究表明，货币政策的执行方向也将显著影响财政政策的政策效果（Ramey, 2011），在分析财政政策冲击的脉冲响应时，有必要控制住货币政策的影响（Rossi 和 Zubairy, 2011）；还有研究表明，中国货币政

策和财政政策的协调配合是财政政策取得较好政策效果的原因之一（李戎和刘力菲，2021）。因此，在研究税收政策对宏观经济影响时，有必要加入货币政策变量。基于此，本文在SVAR分析中加入了广义货币供给量(M2)的自然对数。图6显示，在加入了货币政策变量之后，实际GDP对税收变量的外生冲击的脉冲响应与前述结果相比，没有显著不同。值得一提的是，从M2的脉冲响应来看，在税收政策收紧的同时，货币供应量也有着持续性的下降，表明货币政策同时收紧。这一结果说明，在样本期内，中国的货币与财政政策的政策方向是相同的，有着相互配合的态势。例如，2008年底为了应对国际金融危机带来的负面冲击，中国施行了所谓的“四万亿”计划的大规模财政刺激。这一刺激计划中，只有29.5%的资金来自于中央投资，其余部分，除了来自于地方财政预算和地方政府债券外，有相当多的资金依赖贷款、企业债券和中期票据等方式融资。这就意味着货币政策必须保持同步宽松，才能够满足资金需求。减税虽然并不是“四万亿”计划的主要部分，但是从本文的实证结果来看，中国的货币政策对以减税形式推出的财政政策同样采取了协调配合的态势。这一结果可以从2022年两会之后发布的一系列政策组合公告中得到印证，根据中国人民银行于2022年3月发布的公告，中央银行将于2022年内向中央财政上缴利润超过人民币一万亿，主要用于支持退税、减税等政策。中国财政与货币政策协调配合的机制，得益于中国的制度优势（李戎和刘力菲，2021），具体来说，中国人民银行和财政部同属于国务院组成部门，在统一领导下，协调联动、共同负责经济稳定。最近几年，中国持续实施稳健的货币政策，其内涵是保持货币供应量和社会融资规模增速同名义经济增速基本匹配。货币供应量随着减税政策引致的经济增长而适度增加，是稳健的货币政策的应有之义。

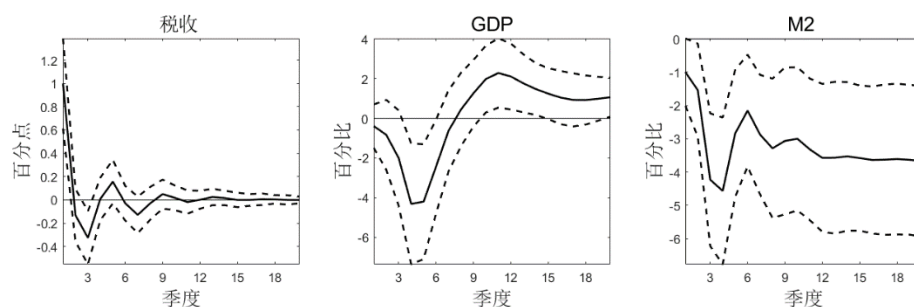


图 6 外生性税收收入变化量占比对实际 GDP 脉冲响应（加入货币政策）

注：tax shock 表示以 1994 年为初始年份以税收政策宣布时间测算的变化量占 GDP 比值外生地提高一个百分点。

综上所述，本文借鉴 Romer & Romer（2010），首先使用叙事记录法（narrative record）测算税收政策事件的税负变化量，使用此外生性税收政策事件的税负变化量通过 SVAR 模型分析税收政策调整的经济效应，其结果显示，税收占 GDP 的比重由于外生政策

冲击提高 1 个百分点，实际 GDP 将降低 4.2%，这一结果在一系列稳健性检验中基本保持不变^①。

五、结论

对财政政策效果的实证研究，由于财政政策和其它经济变量的内生性问题，需要建立某些识别假设对外生冲击加以识别。识别假设不可避免的具备一定的局限性，甚至不同的识别策略可能会产生相反的结果。但是，通过比较不同识别策略之下的实证结果的异同、探究更具一般性的识别假设正是学术进步的动力。本文的研究主要采用了 Romer and Romer(2010) 的研究方法——叙事记录法 (narrative record)，通过给定一系列识别原则，得出基于这些原则之下的外生税收冲击，进而研究税收冲击的宏观经济影响。

结论主要有：(1) 外生性税收政策事件使得外生性税收收入占 GDP 比重增加 1 个百分点将显著地使得实际 GDP 降低 4.2%，表明税收减少将扩大产出，促进增长；该结论与 Romer & Romer (2010) 测算美国实际 GDP 对税收弹性为 3.8 的结果类似。(2) 外生性税收政策事件使得外生性税收收入占比增加一个百分点将显著地使得固定资产投资和消费品零售总额分别降低 6.4% 和 4.1%；(3) 在加入广义货币供应量之后，结果表明，我国货币当局在税收政策收紧时将同时采取紧缩的货币政策，形成了货币与财政政策相互配合的态势。

本文实证分析结果将为我国当前经济形势下，通过减税降费的手段发挥积极财政政策的作用的预期效果提供参考。为决策者判断减税降费以促进经济增长的政策有效性和政策成本与收益分析提供了数量化的判断依据。同时，本文对现行的税收政策调整、税制结构设计提供数据参考和依据，尤其是在我国经济进入经济增长的“新常态”，发挥税制改革的调整作用，保证地区经济增长的稳定性和持续性。需要指出的是，本文的结论也有一定的局限性。原因在于，减税虽然在不少情况下可以促进经济增长，但也存在着诸如政府债务负担等众多因素制约着减税效果的发挥。在新冠疫情持续、国际政治经济不确定性加剧、政府刚性支出扩大但税收收入下降的情况下，减税需要考虑对财政可持续性的影响，在防范财政风险的前提下，因时制宜地实施减税措施。

^①在上文稳健性分析的基础上，本文还讨论了时间序列样本为 1994q1-2017q2 的外生性税收政策变量的执行时间的 SVAR 模型结果，以及其他滞后期的回归结果；同样，关于时间序列样本为 1992q1-2017q2 的税收政策变量的样本分析和考虑 1994 年分税制改革事件（即事件 1）的样本结果也有讨论。其相关结论见相关毕业论文的实证结果。

参考文献:

1. 郭健, 2006:《税收、政府支出与中国经济增长的协整分析》,《财经问题研究》第 11 期。
2. 郭庆旺, 2019:《减税降费的潜在财政影响与风险防范》,《管理世界》第 6 期。
3. 李明、李德刚、冯强, 2018:《中国减税的经济效应评估——基于所得税分享改革“准自然试验”》,《经济研究》第 7 期。
4. 李戎、刘力菲, 2021:《制度优势、货币政策协调与财政拉动效应》,《中国工业经济》第 10 期。
5. 李绍荣、耿莹, 2005:《中国的税收结构, 经济增长与收入分配》,《经济研究》第 1 期。
6. 李涛、黄纯纯, 2011:《中国的税收结构, 经济增长与收入分配》,《世界经济》第 4 期。
7. 李晓芳、高铁梅、梁云芳, 2005:《税收和政府支出政策对产出动态冲击效应的计量分析》,《财贸经济》第 2 期。
8. 刘宏杰, 2009:《中国税收收入与国内生产总值之间的经验测度——基于 VAR 模型的经济计量分析(1978-2007)》,《上海财经大学学报》第 1 期。
9. 刘溶沧、马拴友, 2002:《论税收与经济增长——对中国劳动、资本和消费征税的效应分析》,《中国社会科学》第 1 期。
10. 马拴友, 2001:《宏观税负、投资与经济增长:中国最优税率的估计》,《世界经济》第 9 期。
11. 唐东会, 2013:《宏观税负与经济增长——基于我国 1952-2011 年的 VAR 实证检验》,《税务与经济》第 6 期。
12. 许伟、陈斌开, 2016:《税收激励和企业投资——基于 2004-2009 年增值税转型的自然实验》,《管理世界》第 5 期。
13. 严成樑、龚六堂, 2012:《税收政策对经济增长影响的定量评价》,《世界经济》第 4 期。
14. 尹恒、迟炜栋, 2022:《增值税减税的效应:异质企业环境下的政策模拟》,《中国工业经济》第 2 期。

15. 张胜民, 2013: 《我国税收结构变动的经济增长效应分析——兼论税收结构变动与区域经济非均衡增长》, 《财贸经济》第 9 期。
16. Blanchard, O. and R. Perotti, 2002, “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output”, *Quarterly Journal of Economics*, 117(4): 1329-1368.
17. Blanchard O. and D. Quah, 1989, “The Dynamic Effects of Demand Versus Supply Disturbances”, *American Economic Review*, 79: 654-673.
18. Cloyne, J., 2013, “Discretionary Tax Changes and the Macroeconomy: New Narrative Evidence from the United Kingdom”, *American Economic Review*, 103(4): 1507-1528.
19. Favero, C. A. and F. Giavazzi, 2012, “Measuring Tax Multipliers: The Narrative Method in Fiscal VARs”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2): 69-94.
20. Hayo, B. and M. Uhl, 2014, “The Macroeconomic Effects of Legislated Tax Changes in Germany”, *Oxford Economic Papers-new Series*, 66(2): 397-418.
21. Mertens, K. and M. O. Ravn, 2013, “The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States”, *American Economic Review*, 103(4): 1212-1247.
22. Mertens, K. and M. O. Ravn, 2014, “A reconciliation of SVAR and narrative estimates of tax multipliers”, *Journal of Monetary Economics*, 68(S): 1-19.
23. Ramey, V. A., 2011, “Identifying Government Spending Shocks: It's all in the Timing⁵”, *Quarterly Journal of Economics*, 126(1): 1-50.
24. Ramey, V. A. and M. D. Shapiro, 1998, “Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending”, *Journal of Monetary Economics*, 48(1): 145-194.
25. Romer, C. D. and D. H. Romer, 1994, “Monetary Policy Matters”, *Journal of Monetary Economics*, 34(1): 75-88.
26. Romer, C. D. and D. H. Romer, 2003, “A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications”, *American Economic Review*, 94(9): 1055-1084.
27. Romer, C. D. and D. H. Romer, 2010, “The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks”, *American Economic Review*, 100(3): 763-801.

28. Rossi B., and S. Zubairy, 2011, “What Is the Importance of Monetary and Fiscal Shocks in Explaining U.S. Macroeconomic Fluctuations?”, *Journal of Money Credit & Banking*, 43(6): 1247-1270.
29. Zidar O. M. 2015, “Tax Cuts for Whom? Heterogeneous Effects of Income Tax Changes on Growth and Employment”, NBER Working Paper No. 21035.

The Macroeconomic Impact of Tax Change: An Empirical Analysis Based on Narrative Record

Li Rong Zhang Kaiqiang

(School of Finance, Renmin University of China;
National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of
Social Sciences)

Abstract: This paper draws on Romer and Romer (2010) to use the narrative record to measure the tax change of tax policy events, and to use the SVAR model to analyze the economic effects of China's tax policy adjustment. We find that the exogenous tax policy events increase the proportion of exogenous tax revenue to GDP by 1 percentage point, which will significantly reduce real GDP by 3.84%, indicating that tax reduction will expand output and promote growth. And the exogenous tax policy event increased the proportion of exogenous tax revenue to GDP by one percentage point, which significantly reduced the total retail investment of fixed assets and consumer goods by 6.0% and 3.9% respectively. Also after joining the broad money supply, the results show that China's monetary authorities will adopt a tight monetary policy when tax policy is tightened, forming a situation in which monetary and fiscal policies are mutually compatible. The conclusions of this paper will provide reference and suggestions for the adjustment and improvement of China's tax structure.

Key words: tax policy; economic growth; exogenous tax changes

环境税能否降低中国能源消耗?*

邹甘娜

中南财经政法大学会计学院

黄纪强

中南财经政法大学财政税务学院

张文春

中国人民大学财政金融学院

提要:环境友好与能源资源是中国经济可持续发展的良好保障和动力源泉,如何协调两者之间的关系对构建“资源节约型”和“环境友好型”社会至关重要。本文采用 2006-2019 年中国 30 个省市 287 个地级市面板数据探讨环境“费改税”能否有效降低中国能源消耗。基准回归发现,环境“费改税”显著降低了中国能源消耗,提高了能源使用效率,实现了“资源节约型”社会。环境“费改税”表现出明显的异质性特征,显著降低了东部、老工业和两控区的能源消耗,对中西部、非老工业和非两控区的政策效应不显著。环境“费改税”通过增强城市研发创新投入,优化产业结构和强化税收征管有效降低了中国能源消耗。本文通过一系列稳健性检验发现结论依旧成立。进一步拓展分析发现环境“费改税”能有效降低污染物排放,同时有助于实现“环境友好型”社会。

关键词: 环境税; 能源消耗; 科技创新; 产业结构升级; 税收征管; 强度双重差分

一、引言

* 邹甘娜,中南财经政法大学会计学院;黄纪强(通讯作者),中南财经政法大学财政税务学院,邮政编码:430073,电子信箱:huangjiqiang905@126.com;张文春,中国人民大学财政金融学院。本文获得国家社科基金一般项目“我国财政政策促进产业结构转型的有效性研究”(18BJY206);中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项中研究生科研创新平台项目“环境“费改税”与企业高质量发展”(202210408)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵建议,笔者已做相应修改,本文文责自负。

中国经济长期依赖“高投入、高能耗、高排放、高污染”为特征的粗放型发展模式导致了能源快速消耗与环境污染等问题。现阶段中国正面临着能源与环境的双重制约，能源供应的依赖程度越来越高，环境及生态问题亟待解决。高耗能生产以及煤炭的大量消耗也显著增加了碳排放水平。如何实现经济绿色可持续发展，提高能源利用效率，降低污染物排放，实现“资源节约型”和“环境友好型”两型社会至关重要。能源既是促进经济发展的原动力，也是制约经济发展的约束力。然而，中国能源人均可采储量和能源储采比较低^①、消耗总量大、能源供应长期紧张、能源结构调整缓慢，能源利用效率低等问题显著制约经济发展。环境问题是国家发展中不可忽视的重要问题之一，“先污染后治理”的发展模式已然不适应中国经济可持续发展战略要求（黄纪强，2022）。中国长期以煤为主的能源消费结构导致中国排放了大量的二氧化硫、氮氧化物等污染气体。为应对气候问题，中国政府在 2020 年提出了要在 2060 年前实现“碳中和”目标。这一政策旨在表明中国致力于使经济增长摆脱对能源消费的严重依赖，也是提高能源效率减缓气候变化的最有效途径之一。因此，有效缓解严峻的气候变化，减少化石能源消耗和降低污染物排放，以及如何高效利用能源一直成为政府讨论的重点问题之一。

关于环境规制与能源消耗之间的关系主要有以下三种观点：第一，从“绿色悖论”出发，当政府颁布的环境政策增加了污染排放成本时，企业利润会受到挤压，在未来利润下降的预期下，企业在短期内会倾向于加速能源开发以避免损失（Ploeg & Withagen, 2012）。随着政策的收紧，能源供给方预测市场行情变差会、继而会及时向市场投入大量能源以应对未来的损失。大量的石油供给导致石油价格下降，最终引致能耗需求增加。第二，根据“波特假说”可知，环境规制可以激励企业进行技术创新（Porter & Ven. Der Linde, 1995）。刘金科和肖翊阳（2022）发现，环境保护税显著提高了企业的绿色创新水平，具体可通过鼓励政策制定者、企业和居民促进环境相关技术的创新，从而有助于控制整体能源使用并提高能源效率，继而进一步提高企业生产效率，有效降低能源消耗。大部分学者验证了“波特假说”在环境规制和能源效率之间的关系。第三，有学者研究发现，环境规制与能源消耗和能源效率之间的关系是模糊的，存在非线性关系。为实现能源高效利用，推动生态文明建设，促进经济可持续发展，2016 年 12 月 25 日全国人大立法通过了《中华人民共和国环境保护税法》（下文简称：环境税），并在 2018 年 1 月 1 日正式实施。环境规制与能源消耗和能源效率之间的关系究竟如何？因此，进一步研究环境税与能源消耗和能源效率之间的关系对政策的完善及有效

^①<https://www.bp.com/content/dam/bp/business-sites/en/global/corporate/pdfs/energy-economics/statistical-review/bp-stats-review-2020-full-report.pdf>.

实施具有重要意义。

与现有研究相比,本文的主要贡献有以下三点:第一,识别方法创新。在环境规制的衡量标准中,学界往往采用定性打分法、单一指标法和综合指标法,比如采用具有环保性质的税种包括资源税、消费税、车船税和车辆购置税等作为代理解释变量,或采用综合指标衡量环境规制。虽然这些指标的处理上均在逐步优化,但是仍存在由于能源效率提升从而影响环境税收入的反向因果问题。为此,本文采用强度双重差分对环境税进行识别,可以有效捕捉环境税改革的净效应。第二,研究对象创新。现有文献大部分基于 2018 年之前的排污收费制度、两控区和碳排放交易权等政策观察其对能源消耗的影响。本文采用 2018 年最新的环境税政策改革为研究对象,探讨环境税与能源消耗之间的影响关系,对评估环境税助力绿色低碳转型具有重要意义。第三,研究内容丰富。本文分别从科技创新、产业结构升级和税收征管三个角度检验了环境税对能源消耗的作用机制,厘清了环境税对能源节约和能源效率的作用机理,并进一步检验其对污染排放的效应。本文的研究可以为环境税政策的优化提供理论依据,为构建“资源节约型”和“环境友好型”社会提供经验支撑,进而可以促进经济绿色高质量发展。

二、政策背景与研究假设

(一) 政策背景

我国的环境税制度可追溯到 20 世纪 70 年代末到 80 年代初,在 1979 年-2003 年之间也陆续进行了调整。2003 年开始实施的排污收费制度。2018 年之前的环境税制度并不是真正意义上的环境税,因为其征收范围狭窄、执法刚性不足及地方政府干预等问题而严重损害了生态环境及社会福利,不利于有效实现环境治理和绿色发展。为有效推动生态文明建设,构建绿色经济发展体系,2016 年 12 月 25 日全国人大立法通过《中华人民共和国环境保护税法》,并于 2018 年 1 月 1 日正式实施。排污收费制度改为环境税法制度是我国政府在环境保护治理领域的一次重要举措,是推动国家生态治理的必然要求。环境保护税法制定过程遵循的原则之一是“税负平移”原则。因此,环境税法主要是致力于推动企业进行环境保护,“倒逼”企业进行技术革新,提高生产效率,推动高质量产品产出。企业进行研发和绿色创新需要大量的资金。为此,环境税法设置了不同的减排优惠,鼓励企业积极进行创新活动,减少污染物排放可以获得更多的税收优惠从而推动企业将资金投入研发,进而不断推动企业创新发展。2018 年环境税法政策的实施废除了排污收费制度,相对而言,环境税法对废水废气的征收标准得到普遍提高,如北京市二氧化硫征收标准从 10 元/公斤提高到 12 元/公斤,上

海市二氧化硫的征收标准从 4 元/公斤提高到 6.9825 元/公斤^①。可见，省市之间的环境税征收标准存在显著差异。这相当于经济学领域开展的“自然实验”，外生性特征明显。本文以 2018 年环境税法政策改革为契机，探讨“排污收费制度”改为“环境税法制度”（正文统一称为环境“费改税”）对能源消耗的影响。

（二）研究假说

环境税实施目的是为了实现在环境效益和经济效益，也能有效减少能源消耗，降低污染物排放的主要措施之一。学界认为环境税的实施能有效抑制能源消耗（Bashir *et al.*, 2021）。Krautkraemer（1985）将环境规制和化石能源消耗纳入经济增长理论框架，发现环境约束的引入能显著降低化石能源消耗。Bi *et al.*（2014）基于松弛测量方法发现环境规制可以减少污染物排放进而提高了能源绩效和环境效率。Nakata & Lamont（2001）发现环境税对日本工业能源消耗会产生显著的负向影响，可以通过重新分配环境税负促进清洁能源的使用。史丹和李少林（2020）发现碳排放交易权制度能显著降低地区单位生产总值能耗，通过提高绿色创新技术水平提升绿色全要素生产率。从成本角度看，环境税可能会增加企业的财务成本，进而可以引导企业改变生产策略，甚至通过减少生产来降低能源消耗。然而，从长期发展看，企业减少生产会降低行业市场份额，继而削弱市场竞争力。“波特假说”认为，适当的环境规制可以推动科技创新，而技术创新有助于提高能源效率和推广可再生能源。环境规制在减少化石能源消耗方面发挥着核心作用。可见，环境税可以通过鼓励技术创新提高能源效率。Mandal（2010）发现环境法规能有效提高印度的能源使用效率，不同类型的环境规制均能提高能源使用效率，并可以不断调整和优化能源结构（Guo & Yuan, 2020）。由此可见，环境税带来的“创新补偿”效应可以激励企业进行技术革新、进而有效降低能源消耗，提高能源使用效率。于是本文提出假设 1 和假设 2。

假设 1：环境“费改税”能有效降低能源消耗并提高能源使用效率。

假设 2：环境“费改税”可以通过提高研发创新投入降低能源消耗并提高能源使用效率。

由于能源密集型产品往往都是污染密集型产品，相对清洁行业而言，环境税实施能使污染密集型企业面临更加严格的环境监管。如果重污染企业不能及时调整生产经营方式，那么企业的生产经营将会受到限制，相应地，企业活动与规模的扩张也会受到抑制，小型企业甚至可能面临倒闭的风险。因此，环境税法的实施有助于提高服务业和清洁行业占比，可能会推动传统工业向低耗能产业及新兴产业发展，进而可能会带动产业结构的变化。因为产业结

^① 由于单位原因，本文统一采用公斤表示，如 1.2 元/污染当量（折算为：1.26 元/公斤）。

构的变化会导致大气中二氧化碳浓度的变化，第二产业是能源消耗和碳排放最重要的部门（Cole *et al.*, 2008），提高第三产业在 GDP 占比有助于降低碳排放，从而显著降低工业产业的能源消耗，最终导致能源消耗与能源效率发生改变。可见，环境规制可以在产业群内进行强制“正向清洗”，通过优胜劣汰的机制提升产业质量和竞争力，最终带动产业结构升级。产业结构决定着生产要素的配置倾向和投入产出要素的转换效率。同时，要素使用和生产方式的改变也会刺激经济活动对能源的需求发生变化（林伯强，2022）。因而，产业结构的合理化可以通过产业之间和产业内部的要素配置的合理化来改善能源效率。产业结构的高级化也可以有效提高能源效率降低碳排放（沈冰和李鑫，2020）。Mulder & De Groot（2012）发现服务业的发展有助于降低整体能源强度水平。总之，产业结构优化升级对能源效率具有积极影响，产业结构升级是影响地方工业能源效率的决定性因素，而且这种影响会随着时间的推移而增加（Xiong *et al.*, 2019）。基于上述理论分析，本文提出假设 3。

假设 3：环境“费改税”通过产业结构升级可以降低能源消耗并提高能源使用效率。

环境税法与排污收费制度具有较大差异，集中体现在税收处罚及税收征管方式上。排污收费属于行政处罚，其排污费由环保局负责征收。环境税法将环境税的缴纳纳入税收法定原则，由税务局依法征收，环保部门只是进行污染物的检测管理，企业偷税漏税将面临法律处罚。税务部门和环保部门的分工有效加强了环境税的征收管理。可见，环境税法的实施给企业带来了更为严格的环境规制，企业将面临更为严格的税收征管。而税收征管很大程度上会对企业经营产生影响（Li *et al.*, 2020）。环境税采用信息化手段进行征收，能够提高税法的合规性和有效性。Berger（1993）发现，强化税收征管有利于规范企业的经营管理。总之，环境税法的实施有效提高了环境税征管的强度，强化了企业的治理，倒逼企业为了降低环境成本而寻求降低环境成本的渠道比如增加研发投入进行绿色技术创新（张安军，2022），进而降低能源消耗。同时，随着社会公众环保意识的增强，社会舆论对公司治理的影响也极大。社会公众监督会通过新闻媒体和网络来引导社会舆论，向污染企业施加压力，迫使污染企业对污染进行防范和治理，加大污染治理投入，继而可能会推动企业进行绿色创新（伊志宏等，2022），提高能源利用率。于是本文提出假设 4。

假设 4：环境“费改税”可以通过提高税收征管强度来降低能源消耗并提高能源使用效率。

三、研究设计

（一）数据来源与处理

本文采用 2006-2019 年数据进行分析。所有的数据均来自《城市统计年鉴》、《区域统计

年鉴》和 EPS 数据库。本文对数据进行如下整理：第一，对数据年份分组并进行了 1%和 99% 的缩尾处理；其次，为防止数据波动较大而产生的异方差影响，本文对绝对数数据进行了对数化处理。实证结果采用 Stata15.1 进行处理。

（二）变量选取

1.被解释变量

能源消耗指的是“各种形式的能源在源头直接使用，或不经转化就供应给用户”。能源强度定义为“生产一单位 GDP 所消耗的能源单位”。囿于地级市能源消耗数据的可获得性，本文主要采用三种能源来衡量地级市能源消耗情况，分别选取供气总量（天然气）（万立方米）、液化石油气供气总量（吨）和全社会用电量（10 000 kwh）换算成煤炭消耗。采用中华人民共和国工业和信息化部发布的各种能源折标准煤的折算系数^①，天然气折标准煤系数为 1.33 千克标准煤/立方米，液化石油气折标准煤系数为 1.7143 千克标准煤/千克，电折标准煤系数为 0.1229 千克标准煤/千瓦小时。将这三种能源转换成标准煤（万吨），将三种能源总量（万吨）之和进行对数化处理衡量总能源消耗。进一步，本文采用人均标准煤（吨/万人）衡量人均能源消耗，采用单位 GDP 能耗来衡量能源效率，用标准煤（万吨）/GDP 表示。

2.解释变量

本文的解释变量为政策虚拟变量 $treat_t$ 和时间虚拟变量 $time_t$ 的交互项。政策虚拟变量以环境税征收标准的中位数进行界定，将高于 2018 年征收标准中位数的城市设定为 1，反之设定为 0，时间虚拟变量以 2018 年为界限，2018 年及 2018 年以后的年份设定为 1，反之设定为 0。本文得到交互项 $intensityid_{it}$ ，该变量是本文的核心解释变量。

3.控制变量

由于影响能源消耗的因素较多，为了保证实证结果更加准确，本文选取地区经济增长、工业发展、开放程、财政收入、财政支出、人口规模、人口密度、居民收入和金融发展水平。具体的变量名称、符号及计算方式见表 1。在时间区间范围内，总能源消耗的极小值为 0.797，极大值为 8.095，标准差为 1.204，表明城市之间的能源消耗存在较大差异^②。

^① <https://www.miit.gov.cn/>.

^② 由于版面限制，变量的描述性统计结果未报告，备索。

表 1 变量名称和符号及计算方式

变量	变量名称	变量符号	计算方式
被解释变量	能源消耗总量	<i>Lneconsum</i>	总吨标煤（万吨）对数化
	人均能源消耗	<i>Lnpeconsum</i>	总吨标煤（吨）/年末常驻人口（万）对数化
	单位能耗	<i>Ueconsum</i>	总吨标煤（万吨）/地区生产总值（亿元）
政策变量	时间虚拟变量	<i>Time</i>	2018 年及 2018 年之后=1，反之为 0
	政策虚拟变量	<i>Treat</i>	征收标准大于中位数为 1，反之为 0
	强度交互项	<i>IntensityDID</i>	时间虚拟变量*政策虚拟变量
控制变量	经济增长	<i>Lnpgdp</i>	地区人均生产总值对数化
	工业发展	<i>Secindustry</i>	第二产业增加值/地区生产总值
	开放度	<i>Open</i>	进出口总值/地区生产总值
	财政收入	<i>Tax</i>	一般预算内财政收入/地区生产总值
	财政支出	<i>Fisexpenditure</i>	一般预算内财政支出/地区生产总值
	人口规模	<i>Lnrk</i>	地区常驻人口对数化
	人口密度	<i>Lnrkmd</i>	人口密度对数化
	居民收入	<i>Lnpwage</i>	职工平均工资取对数
	金融发展	<i>Financial</i>	金融机构各项贷款余额占国内生产总值比值

（三）模型设定

本文建立强度双重差分模型考察环境“费改税”对能源消耗的影响。我们借鉴黄纪强和祁毓（2022）的研究设计，根据受到政策冲击大小划分为实验组和对照组。本文将环境税征收标准中位数作为分组依据，设强度双重差分模型如下。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Intensitydid_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j control_{it} + year_t + city_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式中，*i*，*t*分别表示城市和时间， Y_{it} 为被解释变量，反映能源消耗指标。 $intensitydid_{it}$ 为交互项， β_1 是本文需要重点关注的系数，反映环境“费改税”对能源消耗的影响。其中 $control_{it}$ 为控制变量。 $year_t$ 为年份固定效应， $city_i$ 是城市固定效应， ϵ_{it} 表示误差项。

四、实证结果分析

（一）基准回归

表 2 采用双向固定效应模型检验环境“费改税”对能源消耗的影响。表 2 列（1）~列（3）

分别表示环境“费改税”对总能耗、人均能耗和单位能耗的影响。研究发现，环境“费改税”显著降低了总能耗、人均能耗和单位能耗，分别通过了 1%、5%和 5%的显著性水平检验。表明环境“费改税”政策显著降低了能源消耗并提高了能源使用效率，环境税政策的实施有利于促进资源节约，对建设“资源节约型”社会具有良好的政策效果^①。为此，本文的假设 1 得到验证：表明环境“费改税”能有效降低能源消耗并提高能源使用效率。

表 2 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
	总能耗	人均能耗	单位 GDP 能耗
<i>Intensitydid</i>	-0.1336*** (0.0501)	-0.1199** (0.0483)	-0.0105** (0.0053)
控制变量	是	是	是
时间固定	是	是	是
城市固定	是	是	是
R^2	0.700	0.381	0.068
N	3 834	3 826	3 823

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%显著性水平下显著，括号中表示标准误。由于版面限制，控制变量结果未展示。除表 4 的列（6）采用的是省级层面的聚类标准估计外，其他回归中所有的标准误估计均采用地级市层面的聚类标准估计，下表同。

（二）平行趋势检验

在基准回归中已经发现，环境“费改税”显著降低了能源消耗，为保证实证结果可信，还需要满足平行趋势检验。为验证表 2 中的结果确实是由于环境税政策冲击影响能源消耗，于是本文采用事件研究法进行平行趋势检验。从图 1 可以看到，在政策冲击之前，能源消耗围绕 0 上下波动，其 95%的置信区间包含 0，未通过 5%的显著性水平的检验。在政策实施之后，能源消耗显著降低，其 95%的置信区间显著异于 0，通过了 5%的显著性水平的检验。这表明环境税政策实施后，能源消耗呈现显著降低趋势。因此，环境“费改税”对能源消耗的影响满足平行趋势检验。

^① 基准回归分别报告了环境“费改税”政策对总能耗、人均能耗和单位耗能的影响，由于环境“费改税”三者之间的回归结果和结论较为相似，为此，文章在之后的回归中涉及到能源消耗均为总能耗。

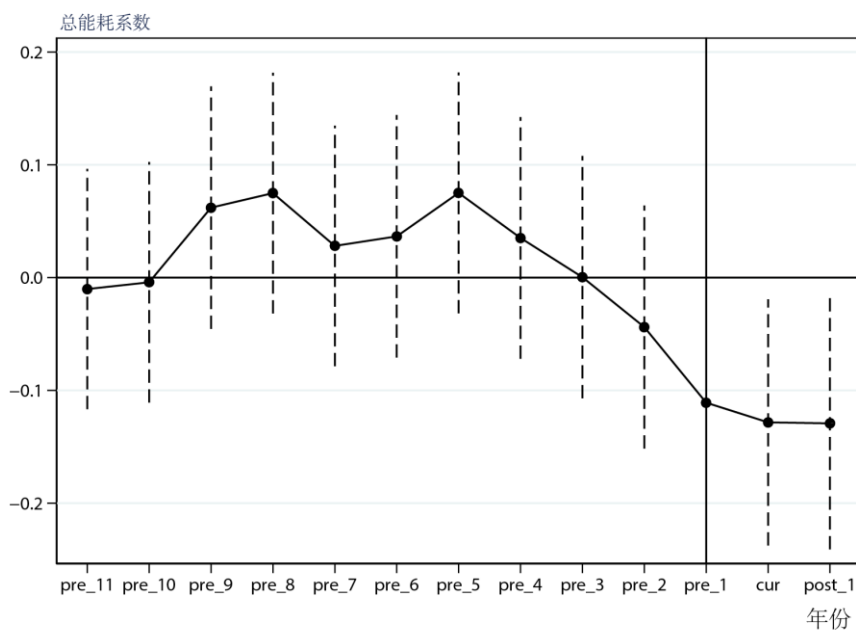


图 1 平行趋势检验

(三) 异质性检验

为探讨环境“费改税”对中国能源消费影响的区域差异，本文分别对东部、中部和西部进行了检验。表 3 的列 (1)~列 (3) 分别表示环境“费改税”对东中西部能源消费的影响。实证结果发现，环境“费改税”显著降低了东部地区的能源消耗，通过了 5% 的显著性水平检验，但对降低中西部地区的能源消耗的政策效果不显著。由于东部地区的经济条件较好，面对较强的环境规制时有资金与技术进行技术升级改造，而中西部地区技术和资源有限，较之于东部还存在一定差距，所以中西部地区对降低能源消耗的政策效果未得到有效体现。表 3 列 (4)~列 (5) 分别表示对老工业地区和非老工业地区能源消耗的影响。实证结果发现，环境“费改税”显著降低了老工业地区的能源消耗，通过了 5% 的显著性水平检验，但是对降低非老工业地区的能源消耗的政策效应不显著。整体而言，老工业地区传统行业较多，对资源的依赖较大，技术创新水平仍需提升。因此，老工业地区在践行“资源节约型”和“环境友好型”社会理念的发展空间较大，技术改进对降低能源消耗，减少污染物的排放、提高能源生产效率的作用较大，而非老工业区的技术资源相对较好，政策效果未得到体现。表 3 列 (6)~列 (7) 分别表示对两控区和非两控区能源消耗的影响。实证结果发现，环境“费改税”显著降低了两控区的能源消耗，通过了 5% 的显著性水平检验，但对非两控区的能源消耗政策效应不显著。两控区政策使企业安装的脱硫等固定资产可以为企业减排提供强有力的支撑。企

业进行设备安装需要技术研发投入，两控区的技术研发较好，减排降污既可以通过源头减少能源消耗，因此两控区地区的政策效果显著。

表 3 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	东部	中部	西部	老工业区	非老工业 区	两控区	非两控 区
<i>Intensitydid</i>	- 0.0731** (0.0348)	-0.0729 (0.0654)	-0.2955 (0.2435)	-0.2327** (0.1001)	-0.0714 (0.0534)	-0.1311** (0.0585)	-0.1262 (0.0802)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.513	0.638	0.600	0.353	0.756	0.6721	0.4980
N	1 201	1 522	1 111	1 249	2 585	2 057	1 777

(四) 稳健性检验

金融危机爆发引导致石油价格出现急剧下跌，而石油价格的波动对能源消耗会产生较大影响。为排除经济波动引致的能源需求的变动，文章表 4 列 (1) 剔除了金融危机爆发的年份，此外，后金融危机时代中国的经济发展与能源结构势必会发生改变，为此，表 4 列 (2) 将研究区间界定在后金融危机时代。研究样本包含了直辖市、省会城市和副部级城市，这些城市的行政级别更高、市场资源较为丰富、社会制度也较为完善，对能源的使用与消耗会存在差异。于是表 4 列 (3) 删除直辖市、省会城市和副部级城市。虽然在 2018 年实施了环境税改革，各个省市不再缴纳排污费，但依旧有部分省市未提高污染物排放的征收标准。本文通过改变识别方式，将提高了环境税征收标准的城市设定为实验组，反之设定为对照组，表 4 列 (4) 是采用双重差分方法进行检验。为防止选择性偏差所带来的估计影响，表 4 列 (5) 运用倾向得分匹配—双重差分 (PSM-DID) 方法继续分析。采用 Logit 回归方法基于 1:1 匹配方法确定匹配变量，删除未匹配的城市进行双重差分回归分析。由于同一个省下的地级市会受到省份政策的影响，但是省份之间的影响较小，因此本文改变聚类层级，将聚类层级定

义在省级层面，这有利于提高模型估计的有效性。表 4 列（6）更换聚类形式，需要注意的是，表 5 列（6）的回归结果仅仅是改变标准误。因此表 4 列（6）的基准回归系数大小与表 2 列（1）是一致的。从表 4 列（1）~列（6）的稳健性检验结果可以发现，环境“费改税”依旧显著降低了总能源消耗，均通过了 10% 及更小的显著性水平检验。为进一步验证结果的可靠性，采用安慰剂进行检验，结果发现真实估计得到回归系数并没有落在安慰剂检验的区间范围内，由此可以排除环境“费改税”降低能源消耗的政策效应不是随机性的结论^①。

表 4 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
稳健性检验	去除金融危机	金融危机后	去除直辖市、副部级、省会城市	更换识别方式	Intensity DID-PSM	更换聚类形式
<i>Intensitydid</i>	-0.1327*** (0.0492)	-0.1059** (0.0448)	-0.1579*** (0.0545)	-0.1029* (0.0598)	-0.1769*** (0.0729)	-0.1336** (0.0547)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
R^2	0.702	0.616	0.555	0.700	0.649	0.701
N	3 555	2 998	3 426	3 834	1 618	3 834

（五）机制分析

1. 科技创新

技术进步是节能减排的有效方法之一，环境规制通过引导企业进行技术革新从而实现能源节约。表 5 列（1）检验了科技创新在环境“费改税”与能源消耗之间的传导路径，文章采用城市研发投入金额对数化表示。结果发现，环境“费改税”显著促进城市的研发创新投入，通过 5% 的显著性水平检验，验证了技术进步在其中的作用机理。环境税法的实施增加了企业环境成本，由于能源密集型产品往往都是污染密集型产品，为应对长期的环境成本上升，企业通过增加创新投入研发绿色和高效能的设备。为此环境税法的实施呈现出显著的“波特假说”效应，环境税法实施“倒逼”企业增加研发创新投入、进而提高了企业的生产效率，降

^① 由于版面有限，安慰剂检验图结果未报告，备索。

低能源消耗（王林辉等，2022）。因此，技术进步机理在文中得到验证。本文的假设 2 得到验证，表明环境“费改税”通过提高科技创新投入降低能源消耗并提高能源使用效率。

2. 产业结构

表 5 列（2）检验了产业结构升级在环境“费改税”与能源消耗之间的传导机制，采用第三产业增加值与第二产业增加值比值反映。从实证结果可以看出，环境“费改税”显著推动了产业结构升级，并通过了 1% 的显著性水平检验，证实了产业结构升级在其中的作用机理。环境“费改税”的实施推动了企业的绿色化发展，引导企业逐步向绿色化转型，“倒逼”企业逐步淘汰落后产能，提高新型技术设备的研发与使用，降低了传统能源的使用，增加了清洁能源使用占比，提高了企业的生产效率，降低了能源消耗。为此，本文的假设 3 得到验证，表明环境“费改税”通过产业结构升级降低能源消耗并提高能源使用效率。

3. 税收征管

环境税的征收比以前更加严格，表 5 列（3）借鉴了 Mertens（2003）、黄纪强和祁毓（2022）的做法衡量地区税收征管强度大小。实证结果发现，环境“费改税”显著提升了地区的税收征管强度。严格的税收征管强化了企业管理层的监管，企业的避税成本及逃税成本也大大提高。强有力的税收征管还可以减少公司代理等问题，有效规范企业财务活动和生产经营活动，从而产生“治理效应”。企业经理人通过针对研发创新的各种税收优惠制度减少纳税基数，进而提高其对技术创新的投入能力（Mironov, 2013），进一步依靠技术革新降低能源消耗。为此，本文的假设 4 得到验证，表明环境“费改税”通过提高税收征管强度降低能源消耗并提高能源使用效率。

表 5 机制分析

变量	(1)	(2)	(3)
	研发投入	产业结构	税收征管
<i>Intensitydid</i>	0.1988** (0.0833)	0.0316*** (0.0081)	0.0126** (0.0056)
控制变量	是	是	是
时间固定	是	是	是
城市固定	是	是	是
R^2	0.667	0.467	0.602
N	4 382	4 411	4 357

(六) 政策唯一性检验

虽然在 2018 年之前征收排污费，但是排污费的征收标准各省依旧陆续进行了调整，于是为排除排污费征收标准的改变对实证结果的影响，表 6 列（1）通过缩短时间年限来排除政策干扰，将时间区间年份设定为 2015-2019 年。碳排放交易权政策对优化能源结构，推动技术革新，提高能源使用效率，降低能源消耗具有重要的意义。表 6 列（2）删除了实施碳排放交易权政策的城市。绿色金融政策对推动企业绿色革新，为企业提供绿色金融服务贷款，特别是对缓解高污染行业的资金约束，降低企业绿色研发所面临的不确定风险提供资金保障。表 6 列（3）将建立绿色金融改革试点地区及相应的年份设定为 1，反之设定为 0，通过构建虚拟变量纳入模型进行控制。创新型城市的建立对提供高质量科技供给，促进科技成果转化，培育壮大新产业对助力能源结构的优化与能源效率的提升具有重要意义。科技部于 2008、2010、2012、2013 和 2018 先后分批次建立了创新型城市，表 6 列（4）将被建立为创新城市地区及相应的年份设定为 1，反之设定为 0，通过构建虚拟变量纳入模型进行控制。创新型产业集群通过分工合作和协同创新，对支持新兴产业培育和传统产业转型升级具有重要的意义。2013 年科技部确定了中国首批创新型产业集群试点城市，在之后的 2014 年、2017 年分别批准了第二批和第三批创新型产业集群时点城市。表 6 列（5）将批准为建立创新型产业集群试点的城市年份设定为 1，反之设定为 0，通过构建虚拟变量纳入模型进行控制。为进一步探讨税收征管的作用渠道，本文通过控制金税三期政策强化税收征管的作用渠道。表 6 列（6）将实施了金税三期城市的年份设定为 1，反之设定为 0，通过构建虚拟变量纳入模型进行控制。从表 6 列（1）~列（6）可知，在排除了相关政策影响下，环境“费改税”依旧能显著降低能源消耗，表明实证结果是稳健有效。

表 6 政策唯一性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
稳健性检验	排污费调整	碳排放交易	绿色金融	创新型城市	创新型产业集群	金税三期
<i>Intensitydid</i>	-0.0427** (0.0214)	-0.1387*** (0.0531)	-0.1333** (0.0525)	-0.1332*** (0.0498)	-0.1317*** (0.0491)	-0.1280** (0.0498)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是

R^2	0.509	0.628	0.7007	0.7004	0.7001	0.7018
N	1 062	3 601	3 834	3 834	3 834	3 824

(七) 拓展分析

前文已经证实环境“费改税”能显著降低能源消耗,有效实现“资源节约型”社会。环境“费改税”能否同步实现“环境友好型”社会呢?于是本文进一步探讨环境“费改税”对污染物排放的影响。分别选取工业废水、工业废气和工业粉尘,采用熵值法构建综合指标来反映污染物排放,值越大表示污染物排放越多。实证结果表明,环境“费改税”有利于降低污染物排放,通过了 1%的显著性水平检验。本文进一步采用工业废水、工业废气和工业粉尘的总和与 GDP 之比反映单位 GDP 的污染物排放水平,结果发现环境“费改税”显著降低了单位 GDP 的污染物排放水平,表明单位产出的环境效率得到较大提升。本文发现,环境“费改税”不仅能有效降低能源消耗,还能降低污染物排放,同时有助于实现“资源节约型”和“环境友好型”的两型社会^①。

五、结论与建议

本文采用 2006-2019 年中国 30 个省市 287 个地级市面板数据探究环境“费改税”能否有效降低中国能源消耗同时提高能源使用效率。基准回归发现,环境“费改税”显著降低了中国能源消耗,提高了能源使用效率。环境税呈现出明显的区域异质性,显著降低了东部、老工业及两控区的能源消耗,对中西部、非老工业和非两控区的能源消耗影响不显著。环境税政策实施通过增加城市研发创新投入,优化产业结构和强化税收征管有效降低了中国能源消耗。通过一系列稳健性检验发现结论依旧成立。本文进一步检验了环境“费改税”与污染物之间的关系,发现环境“费改税”能显著降低污染物排放。

通过研究,本文得到如下政策启示:首先,应持续推进环境税政策实施,完善合理的环境税税率及相关环境税制度设计。充分发挥环境税法的污染治理作用,有效降低能源消耗,提高能源使用效率。第二,政府部门及企业主体应注重科技创新的引领作用,不断进行技术革新,加大研发创新投入。能源效率的提升离不开科技创新,政府部门可对积极进行绿色低碳转型的企业提供一定比例的税收优惠与绿色补贴,企业应建立创新考核制度与激励机制,为企业高效率生产及研发清洁能源设备提供人才与资金保障。第三,加强顶层设计,优化全

^① 由于版面有限,拓展分析表格结果未报告,备索。

国产业布局,推动产业结构优化升级。大力发展清洁能源,不断提高太阳能、风能和核能等清洁能源占比,严格控制“三高”行业比重,通过优化资源配置,助力清洁行业发展,不断“倒逼”重污染行业绿色转型。第四,环境税征收管理需要税务部门与环保部门协同合作,应建立两部门信息共享机制,提高税收征管效率。有效降低企业生产成本,增强企业生产管理效率,通过政府与公众的监督推动企业高效发展。充分发挥环境税的主体作用,有效降低能源消耗,提高能源使用效率,促进绿色发展。

参考文献:

1. 黄纪强,2022:《税负减低如何助力企业绿色转型升级——基于重污染行业的实证研究》,《当代经济管理》第1期。
2. 黄纪强、祁毓,2022:《环境税能否倒逼产业结构优化与升级?——基于环境“费改税”的准自然实验》,《产业经济研究》第2期。
3. 林伯强,2022:《碳中和背景下的广义节能——基于产业结构调整、低碳消费和循环经济的节能新内涵》,《厦门大学学报(哲学社会科学版)》第2期。
4. 刘金科、肖翊阳,2022:《中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应?》,《经济研究》第1期。
5. 沈冰、李鑫,2020:《金融发展、产业结构高级化与能源效率提升》,《经济问题探索》第12期。
6. 史丹、李少林,2020:《排污权交易制度与能源利用效率——对地级及以上城市的测度与实证》,《中国工业经济》第9期。
7. 王林辉、杨洒洒、刘备,2022:《技术进步能源偏向性、能源消费结构与中国能源强度》,《师大学报(哲学社会科学版)》第1期。
8. 伊志宏、陈欣、田柳,2022:《公众环境关注对企业绿色创新的影响》,《经济理论与经济管理》第7期。
9. 张安军,2022:《环境税征收、社会责任承担与企业绿色创新》,《经济理论与经济管理》第1期。
10. Bashir, M. F., B. J. Ma, M. Shahbaz, U. Shahzad, and X. V. Vo, 2021, “Unveiling the Heterogeneous Impacts of Environmental Taxes on Energy Consumption and Energy Intensity:

- Empirical Evidence from OECD Countries”, *Energy*, 226(14):1-15.
11. Berger P., 1993, “Explicit and Implicit Tax Effects of the R&D Tax Credit”, *Journal of Accounting Research*, (2):131-171.
 12. Bi, G. B., W. Song, P. Zhou, and L. Liang, 2014., “Does Environmental Regulation Affect Energy Efficiency in China's Thermal Power Generation? Empirical Evidence from a Slacks-based DEA Model”, *Energy Policy*, 66 (3):537-546.
 13. Cole, M. A., R. J. R. Elliott, and S. S.Wu, 2008, “Industrial Activity and the Environment in China: an Industry-level Analysis”, *China Economic Review*, 19(3):394-408.
 14. Guo, R., and Y. J. Yuan, 2020, “Different Types of Environmental Regulations and Heterogeneous Influence on Energy Efficiency in the Industrial Sector: Evidence from Chinese Provincial Data”, *Energy Policy*, 146(10):1-9.
 15. Krautkraemer, J. A., 1985, “Optimal Growth, Resource Amenities and the Preservation of Natural Environments”, *The Review of Economic Studies*, 52 (1):153-170.
 16. Li, J. J, X. Wang, and Y. P. Wu, 2020, “Can Government Improve Tax Compliance by Adopting Advanced Information Technology? Evidence from the Golden Tax Project III in China”, *Economic Modelling*, 93(12):384-397.
 17. Mandal, S. K., 2010, “Do Undesirable Output and Environmental Regulation Matter in Energy Efficiency Analysis? Evidence from Indian Cement Industry”, *Energy Policy*, 38(10) :6076-6083.
 18. Mertens, J. 2003, “Measuring Tax Effort in Central and Eastern Europe”, *Public Finance and Management*, 3(4): 530 -563.
 19. Mironov, M., 2013, “Taxes, Theft, and Firm Performance”, *Journal of Finance*, 68(4):1441-1472.
 20. Mulder, P., and H. L. F. D. Groot, 2012, “Structural Change and Convergence of Energy Intensity across OECD Countries, 1970–2005”, *Energy Economics*, 34(6):1910-1921.
 21. Nakata, T., and A. Lamont, 2001, “Analysis of the Impacts of Carbon Taxes on Energy Systems in Japan”, *Energy Policy*, 29(2):159-166..
 22. Ploeg, F. V. D., and C. Withagen, 2012, “Is there Really a Green Paradox?”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 64(3):342-363.
 23. Porter, M., and C. Ven Der Linde, 1995, “Toward a New Conception of the Environment

- Competitiveness Relationship”, *Journal of Economic Perspectives*, 9(4):97-118.
24. Xiong, S. Q., X. M. Ma, and J. P. Ji, 2019, “The Impact of Industrial Structure Efficiency on Provincial Industrial Energy Efficiency in China”, *Journal of Cleaner Production*, 215 (13):952-962.

CAN ENVIRONMENTAL TAXES REDUCE CHINA'S ENERGY CONSUMPTION?

ZOU Ganna¹ HUANG Jiqiang² ZHANG Wenchun³

(1. School of Accounting, Zhongnan University of Economics and Law; 2. School of Public Finance and Taxation; Zhongnan University of Economics and Law; 3. School of Finance, Renmin University of China)

Abstract: Environment and Energy are a good guarantee and power source of China's sustainable economic development. And coordinating the relationship between them is very important to building a "resource-saving" and "environment-friendly" society. This study uses panel data from 287 cities in 30 of China's provinces from 2006 to 2019 to explore whether the environmental "fee to tax" can effectively reduce energy consumption in China. Benchmark return found that environment "fee to tax" can significantly reduce energy consumption, improve energy efficiency, and realize a "resource-conserving society," the environment "fee to tax" presents pronounced regional heterogeneity, significantly reduced in the east, the old industrial and the Acid rain and sulfur dioxide control zones area of energy consumption, to the central and western regions, the old industrial and the not Acid rain and sulfur dioxide control zones area of the impact of energy consumption was not significant. Environmental "fee to tax" can effectively reduce China's energy consumption by enhancing R&D and innovation investment, optimizing the industrial structure, and strengthening tax levying and management. The conclusion is still valid through a series of robustness tests. The article further examines the impact of environmental "fee to tax" on pollutant

emissions and finds that it can reduce them while achieving an "environmentally friendly" society.

Key words: environmental tax; energy consumption; scientific and technological innovation; upgrading of industrial structure; tax administration; intensity difference-in-differences