

财政转移支付的不确定性与企业实际税负

王小龙, 余 龙

[摘要] 中国现阶段转移支付制度失范是转移支付波动的主要诱因之一,而转移支付波动会增加地方政府财政收入风险。从理论上讲,当地方政府财政收入风险加大时,为保持财政可持续性,地方政府往往倾向于通过提高征税努力程度增加“预防性自有财力”,从而影响企业税收负担。本文首先通过构建理论模型论证转移支付波动如何影响地方政府征税努力程度;然后基于1998—2009年全国县级财政经济统计数据以及中国工业企业微观数据,实证检验了县级转移支付波动对企业税收负担的影响。研究表明:县级转移支付波动对辖区内企业实际税率有显著正向影响,采用工具变量方法估计也支持这一结论。进一步的异质性分析发现,一般性转移支付波动对企业实际税率有显著正向影响,专项转移支付波动对企业实际税率无显著影响。对企业按性质分组之后的估计结果表明,相对于其他企业,当转移支付波动增加时,国有企业、国家税务局征管企业以及有行政隶属关系企业的实际税率上升更多。本文的研究从政府间财政关系角度解释了转移支付波动如何影响企业税收负担,能够为新一轮财税体制改革以及现阶段企业“减税降负”政策设计提供新视角。

[关键词] 转移支付波动; 地方政府收入风险; 财政可持续性; 企业实际税率

[中图分类号]F123 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)09-0155-19

一、引言

转移支付制度是1994年分税制改革后央地收支矛盾催生的制度性产物,同时也构成了中央与地方财政关系的核心内容。从中央与地方财政关系的角度讲,分税制改革的成功之处在于初步理顺了中央与地方的财政收入分配关系,建立了财政收入增长的良性机制,使得财政收入占GDP的比重与中央财政收入占总财政收入的比重(“两个比重”)持续上升。而改革遗留的问题在于没有合理规划中央与地方的事权和支出责任,主要表现为相对于中央政府,地方政府承担了过多的事权和支出责任,而拥有较小的财权。在中央与地方事权与财权不对称的情况下,转移支付制度便成为缓解地方政府收支失衡和促进基本公共服务均等化的重要财政工具。也正是在分税制之后,中国建立了真正意义上的转移支付制度(范子英,2011;马光荣等,2016)。从规模上讲,转移支付已从1994年的590亿元增加到2016年的52574亿元,年均增长率达21%。

[收稿日期] 2018-05-08

[基金项目] 国家自然科学基金重点项目“地区差距测度与均等化转移支付制度研究”(批准号71533006)。

[作者简介] 王小龙,中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心教授,博士生导师,经济学博士;余龙,中国人民大学财政金融学院博士研究生。通讯作者:余龙,电子邮箱:yulong_eco@ruc.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

转移支付作为调节央地财政关系的重要手段,会对地方政府的财政收支行为产生很大影响。一方面,转移支付会影响地方政府收入行为。转移支付与地方本级税收收入具有一定的替代关系,转移支付收入的增加会减少地方政府征税努力程度(Litvack et al.,1998)。近年来,许多学者从实证角度研究了中国转移支付与地方征税努力程度之间的关系。从总体上讲,中国的转移支付对地方政府征税努力程度有抑制作用(乔宝云等,2006;胡祖铨等,2013;付文林和赵永辉,2016)。同时,从财政策略性竞争的角度看,转移支付加强了地方政府间的税收竞争(李永友,2015)。此外,转移支付也会影响地方政府债务融资水平,人均专项转移支付对地方城投债发行额有显著正向影响(钟辉勇和陆铭,2015)。另一方面,转移支付也会影响地方政府支出行为。Inman(2008)的研究发现转移支付增加不仅不会带来税收减少,还会带来“粘蝇纸效应”,导致公共部门扩张。针对中国的转移支付制度,范子英和张军(2010)的研究发现,转移支付在中国具有非常强的“粘蝇纸效应”,会使地方政府规模过于膨胀。毛捷等(2015)则进一步从微观视角检验了转移支付“粘蝇纸效应”的机制,发现价格因素是转移支付导致地方财政支出过快增长的重要因素。付文林和沈坤荣(2012)的研究还发现转移支付会改变地方财政支出结构,导致其支出偏向于基本建设以及行政管理支出。尹振东和汤玉刚(2016)从转移支付分配激励机制出发,研究发现嵌入了“奖优”机制的农村义务教育专项补助制度,能更好地激励地方财政支出向教育倾斜。

不难发现,现有文献在研究转移支付与地方财政收支行为的关系时,均从转移支付水平规模出发,而忽视了转移支付波动带来的影响。转移支付是地方政府的重要财力来源,转移支付的波动会显著增加地方政府财政收入不确定性,使地方政府对本级收入没有稳定性预期,从而扭曲地方政府财政收支行为。相关研究表明,当政府对财政收入不能形成稳定性预期时,财政收入波动更大的政府有更低的负债率以及更多的预防性储蓄(Enrique and Marcelo,2006)。比如,国际援助波动的增加会影响援助接受国收入预期,增加自身财力的不确定性,从而使得政府减少财政支出(Lensink and Morrissey,2000)。但由于政府财政支出具有一定刚性,所以当援助波动增加时,为维持财政支出的可持续性,政府会“未雨绸缪”增加预防性储备资金,从而提高企业实际税率(Agénor and Aizenman,2010)。

就中国地方政府而言,地方财力分为自有财力和非自有财力两大类^①。转移支付是地方政府非自有财力的重要来源,转移支付波动会加大非自有财力收入风险。为维持地方财政收支的相对稳定,地方政府倾向于增加“预防性自有财力”来减少由于转移支付波动带来的收入风险。当地方政府需要增加自有财力时,既可以通过加强税收征管,也可以通过增加土地出让、收费以及国有资产转让^②等方式来实现(陈晓光,2016)。这里需要强调的是,虽然中国名义税率由国家法律规定,地方政府不得更改名义税率,但地方政府对征税努力程度具有很大的自由裁量权,控制征税努力程度经常成为地方政府进行“税收竞争”以及“地方融资”的重要手段。因此,企业实际税率的变化也在一定程度上反映地方政府征税努力程度的变化。

与以往相关研究不同,本文拟基于中国现阶段转移支付制度背景,从理论与实证两方面研究转移支付不确定性(本文亦称“波动”)对企业实际税负的影响,并分别实证检验一般性转移支付不确

① 自有财力是指由地方政府自主获得且具有完全支配权的财力,即除来自上级政府转移支付以外的本级财力,包括一般预算收入、政府性基金收入等。非自有财力主要指来自上级政府的转移支付,包括一般性转移支付与专项转移支付等。

② 本文主要讨论加强税收征管的问题,土地出让问题会在后续实证中加以考虑,收费与国有资产转让由于缺乏数据暂无法讨论。

定性与专项转移支付不确定性对企业实际税负影响的异质性,以及转移支付不确定性对不同性质企业的异质性影响。从理论上讲,不规范的转移支付分配制度会在一定程度上增加转移支付不确定性,影响地方政府收入风险,进而影响其税收融资行为以及所辖企业的税收负担。当转移支付的不确定性加大时,地方政府既可以通过增加征税努力程度、提高企业实际税率来增加其自有财力,也可以通过降低企业税率、吸引流动性税基来增加其自有财力(Oates,1972)。但当地方政府面临较大财政支出压力时,通过降低企业税率、吸引流动性税基增加财政收入的方式往往具有一定时滞性,地方政府可能更倾向于通过增加征税努力程度、提高企业实际税率来增加自有财力。

本文余下部分结构安排如下:第二部分是制度背景与特征事实,第三部分是理论分析,第四部分是实证设计,第五部分是基本回归分析,第六部分是异质性分析,第七部分是稳健性检验,第八部分是研究结论。

二、制度背景与特征事实

自1994年分税制改革以来,中央政府一直致力于改革和完善转移支付体系。在借鉴国外成熟经验的基础上,于1995年正式引入了“过渡期转移支付”,并将其作为分税制改革的配套措施。该类转移支付旨在减少区域间财力差异,具有很强的均等化性质。此后,中央政府又陆续增加了“调整工资转移支付”“民族地区转移支付”“农村税费改革转移支付”“城乡居民医疗保险转移支付”等一系列转移支付,使得一般性转移支付体系不断完善。同时,由于某些政策改革目标已经实现,部分相应的转移支付种类也予以取消或归并。截至2017年,中央对地方的一般性转移支付种类达12种,其资金规模也从1994年的229亿元增加到2017年的35167.9亿元。另外,专项转移支付体系也在不断丰富,中央对地方的专项转移支付种类已达到66种,其资金规模也从1994年的361亿元增加到2017年的21886.6亿元。在转移支付体系完善过程中,不断增加的转移支付种类,在一定程度上增加了转移支付波动水平。

此外,转移支付分配制度不规范也是转移支付波动的重要原因之一。这种制度弊端主要表现为在转移支付制度运行过程中,许多转移支付项目缺乏科学规范的分配方式,其资金分配在很大程度上依赖于上级政府的主观决策,随意性强且不透明。从转移支付构成上讲,现阶段的一般性转移支付和专项转移支付均存在着资金分配不规范问题。均衡性转移支付是一般性转移支付中相对规范的一类转移支付,其资金分配主要是根据各地方标准财政收支差额乘以转移支付系数确定。然而,均衡性转移支付也存在诸多不规范问题,主要表现为标准财政收支的测算具有一定的主观随意性(刘海英,2006;安体富,2007),以及大部分省级政府并未严格按照科学规范的因素法进行省以下均衡性转移支付的分配(张立承,2011)等。专项转移支付分配不规范问题则更为突出,表现在很难从公开渠道全面了解专项转移支付项目资金的分配方式及资金使用情况。在现行转移支付分配制度中,专项转移支付大多采用项目制,缺乏明确的分配方式,项目资金获取具有一定偶然性。此外,影响专项转移支付资金分配的不确定因素很多,甚至各部委领导人更替也会影响其来源地获得的专项转移支付规模(范子英和田彬彬,2013)。

综上所述,转移支付体系不断调整以及转移支付分配制度不规范都是转移支付波动的重要原因。除此之外,省以下转移支付制度失范,中央给予基层政府的转移支付经常被中间政府截留、挪用甚至非法贪污等诸多因素,都在很大程度上造成了县级政府转移支付规模的波动,进而使县级政府很难对所获转移支付资金规模形成稳定预期。

图1展示了样本期内(2002—2009年)转移支付波动的变化趋势。从图1(a)可看出,县级转移

支付波动程度在样本期内呈现稳步下降的趋势,中央对地方转移支付波动程度在样本期内无明显上升或下降趋势。总体而言,县级转移支付波动程度要明显大于中央对地方转移支付波动程度,并且两者差距不断缩小。图 1(b)则进一步展示了县级一般性转移支付波动与县级专项转移支付波动的变化趋势。从中可看出,这两类转移支付波动程度在样本期内均呈下降趋势,并且县级一般性转移支付波动程度下降速度更快。县级转移支付波动趋势不断下降的潜在原因可以归纳如下:①转移支付体系日益稳定;②“金财工程”建设以及其他信息技术的发展,有效提高了地方财政系统信息化水平,使得转移支付资金分配的透明度不断提升;③部门预算体制改革、国库集中收付制等预算体制改革有效规范了地方政府的财政收支行为,提高了预算编制的完整性以及转移支付资金分配的规范性;④“省直管县”等扁平化行政体制改革缩短了转移支付拨付链条。以上因素都在一定程度上促进转移支付分配制度日益科学规范,引致县级转移支付波动程度不断下降。

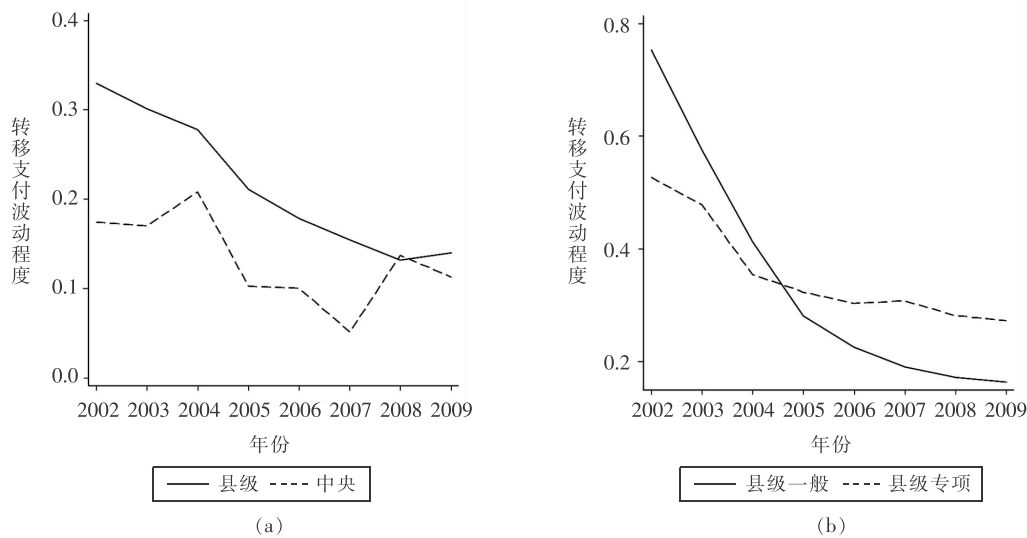


图 1 2002—2009 年转移支付波动演变趋势

三、理论分析

本文在经典税收竞争模型 Wilson(1999)以及国内研究(胡祖铨等,2013)的基础上,结合 Agénor and Aizenman(2010)的研究,构建了转移支付波动与地方政府征税努力程度的理论模型。本文理论模型的边际贡献在于模型中引入了转移支付波动,用于考察转移支付波动对地方政府征税努力程度的影响。

假设地方政府统一的资本法定税率为 τ ,地方政府可以选择的征税努力程度为 e_i ,资本可以在地区之间自由流动,根据无套利定理的原则,则有:

$$f'(k_i) - e_i \tau = f'(k_j) - e_j \tau \quad (1)$$

其中, k_i 代表 i 地区的有效资本, $e_i \tau$ 代表 i 地区的实际资本税率, f 为规模报酬不变的生产函数,并满足 $f' > 0, f'' < 0$ 。

地方政府的财政收入主要由税收收入(自有财力)与转移支付组成,其组成形式为:

$$r_i = e_i \tau k_i + \tilde{g}_i \tag{2}$$

假设 i 地区地方政府的效应函数为拟线性, 地方政府不仅关注本地区产出水平, 也关注本地区财政收入。 i 地区地方政府效应函数由本地区产出水平 $f(k_i)$ 和本地区财政收入 r_i 决定, 效用函数具体形式为:

$$u_i = f(k_i) + \alpha_i v(r_i), \text{ 并且 } v' > 0, v'' < 0 \tag{3}$$

i 地区地方政府通过选择征税努力程度 e_i 最大化地方政府的期望效用:

$$\begin{aligned} \max_{e_i} E(u_i) &= E[f(k_i) + \alpha_i v(r_i)] \\ \text{s.t. } f'(k_i) - e_i \tau &= f'(k_i) - e_i \tau \\ r_i &= e_i \tau k_i + \tilde{g}_i \end{aligned} \tag{4}$$

根据政府最优化选择得到下面的式子:

$$\alpha_i E[v'(e_i \tau k_i + \tilde{g}_i)] = \frac{-f'(k_i) \frac{\partial k_i}{\partial e_i}}{\tau k_i + \tau e_i \frac{\partial k_i}{\partial e_i}} \tag{5}$$

在已有模型基础上, 本文提出:

假设 1: 转移支付存在不确定性, 转移支付 \tilde{g}_i 为随机变量, $\tilde{g}_i \in [g, \bar{g}]$, 概率密度函数为 $m(\tilde{g}_i)$, $E(\tilde{g}_i) = g, Var(\tilde{g}_i) = \sigma^2$;

假设 2: 地方政府是收入风险厌恶的, 财政收入为地方政府带来的效用函数 $v(\cdot)$ 为 CRRA 的形式, 即 $v(r_i) = \frac{r_i^{1-\theta} - 1}{1-\theta}$ 。

当假设 2 满足时, (5) 式变为:

$$\alpha_i E[(e_i^* \tau k_i + \tilde{g}_i)^{-\theta}] = \frac{-f'(k_i) \frac{\partial k_i}{\partial e_i}}{\tau k_i + \tau e_i^* \frac{\partial k_i}{\partial e_i}}, \text{ 其中, } \frac{\partial k_i}{\partial e_i} = \frac{\tau}{f''(k_i)} \tag{6}$$

令 $F = \alpha_i E[(e_i^* \tau k_i + \tilde{g}_i)^{-\theta}] - \frac{-f'(k_i) \frac{\partial k_i}{\partial e_i}}{\tau k_i + \tau e_i^* \frac{\tau}{f''(k_i)}}$, 则由隐函数定理可得 $\frac{de_i^*}{d\sigma^2} = -\frac{F_{\sigma^2}}{F_{e_i^*}}$ 。首先, 对于 $F_{e_i^*}$, 易

得 $F_{e_i^*} = -\theta \alpha_i \tau k_i E[(e_i^* \tau k_i + \tilde{g}_i)^{-\theta-1}] + \frac{\tau k_i f''(k_i) - e_i^* \tau^2}{[k_i f''(k_i) + \tau e_i^*]^2}$, 所以 $F_{e_i^*} < 0$ 。然后, 对于 F_{σ^2} , 由于 F 中第二项

$-\frac{-f'(k_i) \frac{\partial k_i}{\partial e_i}}{\tau k_i + \tau e_i^* \frac{\tau}{f''(k_i)}}$ 与转移支付的不确定性 σ^2 无关, 因此, 只需要考虑 F 中第一项 $\alpha_i E[(e_i^* \tau k_i + \tilde{g}_i)^{-\theta}]$ 与

σ^2 的关系。将 $\alpha_i E[(e_i^* \tau k_i + \tilde{g}_i)^{-\theta}]$ 写成积分的形式 $\alpha_i E[(e_i^* \tau k_i + \tilde{g}_i)^{-\theta}] = \alpha_i \int_g^{\bar{g}} (e_i^* \tau k_i + \tilde{g}_i)^{-\theta} m(\tilde{g}_i) d\tilde{g}_i$,

对 $\alpha_i \int_g^{\bar{g}} (e_i^* \tau k_i + \tilde{g}_i)^{-\theta} m(\tilde{g}_i) d\tilde{g}_i$ 中被积分项在 \tilde{g}_i 的期望值 g 处进行泰勒展开, 可得:

$$\alpha_i \int_{\underline{g}}^{\bar{g}} (e_i^* \tau k_i + \tilde{g}_i)^{-\theta} m(\tilde{g}_i) d\tilde{g}_i = \alpha_i \int_{\underline{g}}^{\bar{g}} [(e_i^* \tau k_i + g)^{-\theta} - \theta (e_i^* \tau k_i + g)^{-\theta-1} (\tilde{g}_i - g) + \theta(\theta+1)(e_i^* \tau k_i + g)^{-\theta-2} (\tilde{g}_i - g)^2 + o(\tilde{g}_i - g)] m(\tilde{g}_i) d\tilde{g}_i \quad (7)$$

其中, $o(\tilde{g}_i - g)$ 为高阶无穷小项, 可忽略不计, 进一步化简可得:

$$\alpha_i \int_{\underline{g}}^{\bar{g}} (e_i^* \tau k_i + \tilde{g}_i)^{-\theta} m(\tilde{g}_i) d\tilde{g}_i = \alpha_i (e_i^* \tau k_i + g)^{-\theta} - \alpha_i \int_{\underline{g}}^{\bar{g}} [\theta (e_i^* \tau k_i + g)^{-\theta-1} (\tilde{g}_i - g)] m(\tilde{g}_i) d\tilde{g}_i + \alpha_i \int_{\underline{g}}^{\bar{g}} [\theta(\theta+1)(e_i^* \tau k_i + g)^{-\theta-2} (\tilde{g}_i - g)^2 + o(\tilde{g}_i - g)] m(\tilde{g}_i) d\tilde{g}_i \quad (8)$$

那么, 存在密度函数 $m_1(\tilde{g}_i)$ 和 $m_2(\tilde{g}_i)$, 使得下面的式子成立:

$$\int_{\underline{g}}^{\bar{g}} \tilde{g}_i m_1(\tilde{g}_i) d\tilde{g}_i = \int_{\underline{g}}^{\bar{g}} \tilde{g}_i m_2(\tilde{g}_i) d\tilde{g}_i \quad (9)$$

$$\int_{\underline{g}}^{\bar{g}} (\tilde{g}_i - g)^2 m_1(\tilde{g}_i) d\tilde{g}_i < \int_{\underline{g}}^{\bar{g}} (\tilde{g}_i - g)^2 m_2(\tilde{g}_i) d\tilde{g}_i \quad (10)$$

即上面两个式子表明不同的密度函数使得 \tilde{g}_i 的均值相同、方差不同, 那么将(9)式与(10)式代入(8)式中, 可以得到:

$$\alpha_i \int_{\underline{g}}^{\bar{g}} (e_i^* \tau k_i + \tilde{g}_i)^{-\theta} m_1(\tilde{g}_i) d\tilde{g}_i < \alpha_i \int_{\underline{g}}^{\bar{g}} (e_i^* \tau k_i + \tilde{g}_i)^{-\theta} m_2(\tilde{g}_i) d\tilde{g}_i \quad (11)$$

所以, 得到了 F 中第一项 $\alpha_i E[(e_i^* \tau k_i + \tilde{g}_i)^{-\theta}]$ 与 σ^2 的关系, 即 σ^2 增大, $\alpha_i E[(e_i^* \tau k_i + \tilde{g}_i)^{-\theta}]$ 增大, 进而 $F_{\sigma^2} > 0$ 。结合 $F_{e_i^*} < 0$ 与 $F_{\sigma^2} > 0$, 最终得到 $\frac{de_i^*}{d\sigma^2} = -\frac{F_{\sigma^2}}{F_{e_i^*}} > 0$ 。

根据上述证明过程, 本文得到如下命题: 转移支付波动对地方政府征税努力程度存在正向影响, $\frac{de_i^*}{d\sigma^2} > 0$ 。即当转移支付波动增加时, 地方政府征税努力程度 e_i^* 上升, 企业实际税负也会随之上升。

该命题的经济学直觉是当地方政府转移支付波动增加时, 地方政府财政收入不确定增加, 从而使地方政府期望效用下降。为了减少由于财政收入波动带来的期望效用损失, 地方政府会通过增加征税努力程度增加预防性自有财力, 保证财政收入的相对稳定, 最终实现期望效用最大化。

四、实证设计

本文的实证设计目标是通过构建固定效应计量模型, 实证检验转移支付波动对企业实际税率的影响。

1. 数据介绍

本文企业层面指标来自国家统计局调查的规模以上工业企业数据库(1998—2009), 该数据库是目前所能获得的最大规模工业企业微观数据库, 涵盖全国绝大部分制造业企业, 包含丰富的财务指标, 能很好地反映各地区企业财务状况。县级层面指标来自《全国地市县财政统计资料》(1998—2009), 该统计资料包含丰富的县级地区财政指标, 覆盖省、市、县(市、区)三级政府, 是目前研究县级政府财政问题较为权威的数据来源。地市级土地出让指标来自《中国国土资源统计年鉴》(1998—2009), 该年鉴全面反映中国国土资源状况, 收录了各地级市丰富的土地出让数据。

针对原始数据中存在的问题, 本文进行了如下处理: ①由于规模以上工业企业数据库存在数据

缺失、指标异常、测量误差等问题,借鉴以往研究对工业企业数据筛选的做法,剔除总资产小于固定资产的企业、固定资产小于100万元的企业、职工数小于30人的企业、1949年之前成立的企业、企业实际税率小于0或大于1的企业以及其他一些统计指标不符合逻辑关系的企业。②由于部分县级行政单位行政代码1998—2009年之间有所调整,为提高匹配的精确度,本文把《全国地市县财政统计资料》以及规模以上工业企业数据中的县级行政代码统一调整到2009年的行政代码。部分县级行政单位在样本区间内存在合并或拆分的情况,为保持前后的一致性,删除了出现合并或拆分以及区划范围出现较大变动的县级行政单位。③为避免回归结果受异常值影响,对主要变量进行截尾处理,删除上下各0.5%的样本。④为消除价格因素影响,基于各年分省价格指数,将所有名义指标都平减到1997年价格水平。

由于核心解释变量是转移支付波动的前三期转移支付增长率的标准差,因此,本文最后使用的样本区间是2002—2009年。按照上述步骤筛选数据后,共得到样本期内的915161个观测值,涉及1953个县级行政单位的221711个企业。

2. 计量模型

借鉴以往研究(吕冰洋等,2016;王小龙和方金金,2015;王小龙和许敬轩,2017),本文实证计量模型设计如下:

$$ETR_{cit} = \alpha_0 + \beta_f \times zonglvsd_3_{ct} + \theta \times X + \alpha_i + \delta_t + \mu_{pt} + \sigma_m + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中,被解释变量 ETR_{cit} 为县(市、区) c 区域内企业 i 第 t 年的企业实际税率; α_0 为截距项;核心解释变量 $zonglvsd_3_{ct}$ 为县(市、区) c 第 t 年的转移支付波动程度; X 为一系列控制变量,包括企业层面控制变量、县级层面财政经济变量以及地市级土地出让变量; α_i 为企业个体虚拟变量,通过控制企业个体固定效应,可以在一定程度上控制企业由于不随时间变化因素所带来的实际税率差异; δ_t 为年份虚拟变量,用于控制与时间因素相关的政策变化对企业实际税率的影响;由于中国各省份财政制度差异较大,各省份都有自身相对独特的财政转移支付制度(李萍,2010),且省以下财政转移支付制度也极不稳定,部分省份财政转移支付制度更是一年一变。为减少由于遗漏省份层面政策变动造成的回归偏误,本文在计量模型(12)中加入了省份虚拟变量与年份虚拟变量的交互项(μ_{pt}),一定程度上控制省份层面的政策变动对企业税负的影响;此外,企业实际税率可能还受行业周期因素影响,本文还在计量模型(12)中进一步加入两位数行业虚拟变量与年份虚拟变量的交互项(σ_m),进一步减少由于遗漏变量造成的内生性问题; ε_{it} 为随机扰动项。

由于本文的核心解释变量为县级层面宏观变量,被解释变量以及其他部分控制变量为企业层面变量,同一县区内企业的随机扰动项可能存在相关性,这可能会导致待估系数标准误出现严重低估(Angrist and Pischke,2009)。因此,在后续回归中,本文将标准误聚类到县级层面。

3. 变量定义及描述统计

借鉴以往研究(李明等,2016;陈晓光,2016),计量模型(12)中被解释变量企业实际税率用企业应交所得税额与企业利润比值来衡量。企业所得税与增值税是地方政府税收收入的两大重要来源。增值税由国家税务局(以下简称国税局)征管,并且在实际征税过程中实行层层抵扣,被认为是相对规范的税种,地方政府对增值税税收征管力度影响较小。与增值税不同,企业所得税是对纳税人所得进行征税的税种,征收对象主要是企业利润。由于企业成本核算相对复杂,企业利润核算也带有很大“弹性”。同时,企业所得税大部分由地方税务局(以下简称地税局)征管^①,地税局人事安排以及

① 企业所得税在2002年之前由地税局征管,2002年所得税改革之后仍有相当部分企业是由地税局征管。

职工福利等也直接受地方政府影响。当地方政府为了吸引资本、促进地方经济发展,与其他地区进行“税收竞争”时,往往会给予企业各种各样的税收优惠或者降低地税部门税收征管力度,从而使得地方政府对企业所得税的征管弹性更大。正是因为相对于增值税,地方政府对企业所得税征管具有很大的“自由裁量权”,所以本文的模型设计主要研究转移支付波动对企业所得税实际税率的影响。

表1给出了变量定义及描述统计结果。从表1可看出,样本期内企业所得税实际税率均值为15.12%,远低于法定税率^①,说明企业所得税确实还存在很大的税收征管空间。转移支付波动是计量模型(12)中的核心解释变量,定义为该县(市、区)前三年总转移支付^②增长率的标准差。之所以采用前三期转移支付增长率的标准差作为本期转移支付波动的度量,一方面,是借鉴以往研究采用移动标准差衡量波动的方法(Huang et al., 2015; 马勇和陈雨露, 2017),能详细刻画转移支付波动随时间变化的趋势,并减少由于量纲差异以及随时间自然增长带来的波动影响;另一方面,采用核心解释变量滞后项作为主要解释变量的做法,一定程度上也能避免由于反向因果带来的核心解释变量内生性问题^③(Acemoglu et al., 2003; 王永进和盛丹, 2013; 毛捷等, 2015)。

参考以往相关研究,计量模型(12)中的企业控制变量包括存货密集度、资本收益率、企业规模、企业年限、雇佣人数、贷款能力以及负债率,县级控制变量包括财政自主率、预算支出率、转移支付比率以及财政供养人口规模。此外,鉴于土地出让在地方政府“融资”中的重要作用,当地方政府由于转移支付波动需要增加自身财力时,土地出让收入可能与税收收入形成某种替代关系。为避免此类遗漏变量造成的内生性,本文在计量模型(12)中加入了地市级土地出让收入指标^④。

最后,需要说明的是,为更好地消除异方差问题,本文对模型中除比例变量之外的所有水平变量均取对数,所有变量定义及描述统计结果详见表1所示。

五、基本回归分析

本节将基于计量模型(12)实证检验县级转移支付波动对企业实际税率的影响,并采用工具变量方法对潜在的内生性问题进行处理。

1. 基本回归结果

表2给出了对计量模型(12)估计的回归结果。其中,表2第(1)列在控制企业个体固定效应及年份固定效应的条件下,回归结果显示转移支付波动回归系数为0.0179,且在1%水平上显著为正,说明转移支付波动对企业实际税率有显著正向影响。表2第(2)—(4)列在基准模型基础上,依次加入企业层面控制变量、县级层面控制变量以及地市级层面控制变量。通过比较第(2)—(4)列回归结果可以看出,转移支付波动回归系数在0.0154至0.0161之间,且都在1%水平上显著为正。为避免遗漏省份层面政策变动因素以及行业周期因素对企业实际税率的影响,在表2第(5)—(8)列中进

① 1993年12月13日通过的《中华人民共和国企业所得税暂行条例》规定从1994年1月1日开始,企业所得税率为33%。2007年3月16日通过的《中华人民共和国企业所得税法》对所得税率进一步修改,规定从2008年1月1日起,企业所得税率调整为25%。

② 本文转移支付数据来源于《全国地市县财政统计资料》,总转移支付包括一般性转移支付与专项转移支付,一般性转移支付与专项转移支付的界定方法借鉴于马光荣等(2016)。

③ 滞后转移支付波动会影响当期企业实际税率,但当期企业实际税率不会影响滞后转移支付波动,由此避免反向因果带来的内生性问题。

④ 由于最详细的土地出让数据只到地市级层面,本文选择加入地市级土地出让收入指标,以尽量避免由于遗漏土地出让收入变量对主要解释变量回归系数造成的偏误。

表 1 变量定义与描述统计

变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	变量定义
被解释变量:					
企业实际税率	<i>ETR</i>	915161	0.1512	0.1447	应交所得税/利润总额
核心解释变量:					
转移支付波动	<i>zonglvsd_3</i>	14644	0.2190	0.1834	前三期转移支付增长率标准差
企业控制变量:					
存货密集度	<i>invint</i>	915161	0.1613	0.1580	存货/总资产
资本收益率	<i>roa</i>	915161	0.1395	0.2111	总利润/总资产
企业规模	<i>lnasset</i>	915161	9.6445	1.3910	ln(总资产)
企业年限	<i>lcpage</i>	915161	1.7596	0.9061	ln(企业年限+1)
雇佣人数	<i>lemply</i>	915161	4.5956	1.0740	ln(雇佣人数)
贷款能力	<i>loan</i>	915161	0.0132	0.0280	利息支出/总资产
负债率	<i>rdebt</i>	915161	0.5189	0.2798	总负债/总资产
县级控制变量:					
财政自主率	<i>zizhulv</i>	16447	0.3570	0.2190	一般预算收入/一般预算支出
预算支出比率	<i>zhichulv</i>	16471	0.1675	0.1440	一般预算支出/GDP
转移支付比率	<i>transferlv</i>	16475	3.4920	4.3750	转移支付规模/一般预算收入
财政供养人口规模	<i>lnfinpop</i>	16185	9.2931	0.6619	ln(财政供养人口)
地市级土地出让指标:					
土地出让收入	<i>lntushouru</i>	2976	10.6575	2.1549	ln(土地出让收入)

一步加入行业虚拟变量与年份虚拟变量的交互项以及省份虚拟变量与年份虚拟变量的交互项。通过后四列回归结果可以看出,转移支付波动回归系数更加稳定,系数值基本稳定在 0.010 左右,且都在5%水平上显著,由此可以认为潜在的遗漏变量偏误可能很小了^①。

2. 内生性讨论

在计量模型(12)中,本文针对反向因果、遗漏变量两大内生性来源分别进行了预处理。一方面,本文选择利用前三期转移支付增长率的标准差作为本期转移支付波动的度量,采用核心解释变量滞后项作为主要解释变量的做法,一定程度上能避免由于反向因果带来的核心解释变量内生性问题(Acemoglu et al.,2003;王永进和盛丹,2013;毛捷等,2015)。另一方面,本文在计量模型中加入了尽可能多的控制变量以及固定效应来减少由于遗漏变量问题带来的估计偏误。但即使这样,仍然不能忽视其他遗漏变量以及测量误差给估计结果带来的偏误,为了解决潜在的内生性问题,本文采用工具变量方法对原计量模型进行估计。

参照以往研究的做法(安苑和王珺,2012;马光荣和李力行,2012),本文选取同一地级市其他县(市、区)转移支付波动的均值作为本县(市、区)转移支付波动的工具变量。同一地级市内其他县(市、区)的转移支付波动一般不会直接影响本县(市、区)企业的实际税率,同一地级市内各县(市、区)因为相邻地理位置以及相同隶属关系,各县(市、区)的转移支付波动应具有一定的相关性,因

^① Joseph et al.(2005)认为,当关键解释变量的估计系数不再随着更多控制变量的加入而发生大幅变化,系数基本保持稳定时,那么可以认为潜在的遗漏变量偏误可能很小了。

表 2 基本回归结果

	被解释变量:企业实际税率							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
转移支付波动	0.0179*** (0.0062)	0.0157*** (0.0059)	0.0154*** (0.0057)	0.0161*** (0.0058)	0.0108** (0.0047)	0.0105** (0.0046)	0.0096** (0.0045)	0.0098** (0.0046)
存货密集度		0.0118*** (0.0028)	0.0122*** (0.0028)	0.0123*** (0.0028)		0.0157*** (0.0025)	0.0162*** (0.0025)	0.0165*** (0.0026)
资本收益率		-0.0665*** (0.0045)	-0.0657*** (0.0046)	-0.0662*** (0.0047)		-0.0671*** (0.0040)	-0.0666*** (0.0041)	-0.0668*** (0.0042)
企业规模		-0.0048*** (0.0007)	-0.0046*** (0.0007)	-0.0049*** (0.0007)		-0.0063*** (0.0006)	-0.0062*** (0.0006)	-0.0064*** (0.0006)
企业年限		0.0078*** (0.0008)	0.0077*** (0.0008)	0.0076*** (0.0008)		0.0073*** (0.0007)	0.0072*** (0.0007)	0.0072*** (0.0007)
雇佣人数		0.0051*** (0.0006)	0.0051*** (0.0006)	0.0053*** (0.0006)		0.0058*** (0.0005)	0.0059*** (0.0005)	0.0059*** (0.0005)
贷款能力		0.0766*** (0.0133)	0.0775*** (0.0135)	0.0770*** (0.0138)		0.0885*** (0.0123)	0.0887*** (0.0125)	0.0890*** (0.0128)
负债率		0.0091*** (0.0017)	0.0088*** (0.0017)	0.0084*** (0.0018)		0.0075*** (0.0016)	0.0074*** (0.0016)	0.0075*** (0.0016)
财政自主率			-0.0230** (0.0092)	-0.0222** (0.0093)			0.0054 (0.0090)	0.0059 (0.0091)
预算支出比率			-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)			-0.0000 (0.0000)	-0.0000* (0.0000)
转移支付比率			-0.0049 (0.0030)	-0.0048 (0.0030)			0.0003 (0.0026)	0.0004 (0.0025)
财政供养人口规模			0.0107 (0.0087)	0.0116 (0.0089)			0.0036 (0.0071)	0.0047 (0.0072)
土地出让收入				0.0008 (0.0013)				0.0007 (0.0016)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业—年份交互项	否	否	否	否	是	是	是	是
省份—年份交互项	否	否	否	否	是	是	是	是
观测值	844177	807695	794249	770610	844177	807695	794249	770610
R ²	0.4904	0.4980	0.5000	0.5002	0.5013	0.5087	0.5105	0.5105

注:括号内数值为稳健标准误,所有标准误均聚类(Cluster)到县级层面;*,**,***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。下同。

此,在理论上满足工具变量选取的外生性与相关性要求。此外,本文借鉴刘畅等(2017)以及 Conley et al.(2012)的研究对本文所选工具变量的外生性进行检验,检验结果支持工具变量外生性假设^①。

^① 工具变量外生性检验结果可登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

表3为采用工具变量方法的回归结果,在控制企业固定效应与时间固定效应的条件下,表3第(2)—(5)列依次加入企业控制变量、县级控制变量、地市级控制变量以及行业虚拟变量与年份虚拟变量的交互项。回归结果显示,各列转移支付波动的工具变量二阶段估计系数均显著为正,数值稳定在0.02左右,且各回归模型一阶段F值均大于100,排除该工具变量弱工具变量问题假设。与表2基本回归结果相比,表3转移支付波动的工具变量二阶段估计系数有所增大,且显著性保持一致,说明表2回归结果有所低估。

需要说明的是,表3第(6)列在第(5)列基础上,进一步控制省份虚拟变量与年份虚拟变量的交互项,转移支付波动的工具变量二阶段估计系数明显变小(系数值变化将近21倍),且不显著。这可能与本文选取的工具变量有关,同一地级市其他县(市、区)转移支付波动均值这一工具变量接近于地市级层面变量。相对于县级层面变量,地市级层面工具变量引起的核心解释变量外生变动更有可能带有省份随时间变化的趋势,此时若控制省份虚拟变量与年份虚拟变量的交互项,可能造成“过度控制”的问题。省份虚拟变量与年份虚拟变量交互项中控制的某些因素可能是转移支付波动影响企业实际税率的中间渠道,地市级层面工具变量引起的核心解释变量外生变动对被解释变量的影响更容易被省份虚拟变量与年份虚拟变量的交互项所吸收。因此,在进行工具变量回归时,本文更相信不加入省份虚拟变量与年份虚拟变量交互项的回归结果。

表3 工具变量回归结果

	被解释变量:企业实际税率					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
转移支付波动	0.0211** (0.0098)	0.0174* (0.0094)	0.0163* (0.0092)	0.0182* (0.0094)	0.0190** (0.0094)	-0.0009 (0.0139)
企业控制变量	否	是	是	是	是	是
县级控制变量	否	否	是	是	是	是
地市级控制变量	否	否	否	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业—年份交互项	否	否	否	否	是	是
省份—年份交互项	否	否	否	否	否	是
一阶段F值	163.9300	162.7500	155.2640	165.5140	147.8900	128.4650
观测值	813426	777718	764358	740778	740778	740778
Within-R ²	0.0073	0.0175	0.0171	0.0177	0.0222	0.0356

六、异质性分析

1. 区分一般性转移支付波动与专项转移支付波动的回归分析

根据对转移支付资金用途限制不同,中国现行转移支付在理论上可以分为一般性转移支付与专项转移支付。对一般性转移支付的资金用途,上级政府一般不加以限制,由地方政府根据自身财力情况统筹安排使用。而对专项转移支付资金用途却有严格限制,实行专款专用。然而,在这两类转移支付的具体形成过程中,由于种种原因,一般性转移支付中出现了很多明显带有专项性质的转移支付,比如调整工资转移支付补助、农村义务教育补助、中小学教师工资转移支付补助等,对这些转

移支付资金的用途明显有所限制,更加符合专项转移支付的特点。

转移支付由于资金使用限制不同可能会使其波动对企业实际税率的影响存在异质性。由于地方政府对生产性支出存在明显的偏向(尹恒和朱虹,2011),用途不加限制的转移支付能使地方政府将其用于其所偏向的支出用途上,而具有专项性质的转移支付则限制了地方政府按其偏好进行支出。此外,在查询相关资料的过程中,也发现由于专项转移支付在年初难以确定,很多地方政府(省、市、县)在编制预算时并不将专项转移支付纳入其中(刘积斌,2007)。因此,相对于一般性转移支付,地方政府对专项转移支付资金依赖程度更低,专项转移支付波动对地方政府征税努力程度的影响相对更小。

本节拟对上述两类转移支付波动对企业实际税率的影响进行异质性研究。在分类方法上,本文在借鉴马光荣等(2016)划分一般性转移支付与专项转移支付的基础上,结合已有数据指标,将一般性转移支付中明显带有专项性质的转移支付重新划分到专项转移支付,分别考察一般性转移支付波动与专项转移支付波动对企业实际税率的影响。

表4第(1)—(4)列给出了估计结果,从中可看出,在控制一系列固定效应的条件下,依次加入不同层面控制变量,一般性转移支付波动均对企业实际税率有显著正向影响,且一般性转移支付波动回归系数稳定在0.008左右。表4第(5)—(8)列回归结果则显示,在各种不同计量模型设定条件下,专项转移支付波动均对企业实际税率无显著影响,且估计系数非常小。从以上回归结果可以看出,一般性转移支付波动对企业实际税率有显著影响,而专项转移支付波动对企业实际税率无显著影响,该结论也与之前的理论分析相一致^①。

表4 分一般性转移支付波动与专项转移支付波动回归结果

	被解释变量:企业实际税率							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
一般转移支付波动	0.0081** (0.0035)	0.0076** (0.0033)	0.0079** (0.0034)	0.0078** (0.0034)				
专项转移支付波动					0.0006 (0.0023)	0.0004 (0.0023)	0.0001 (0.0024)	0.0001 (0.0024)
企业控制变量	否	是	是	是	否	是	是	是
县级控制变量	否	否	是	是	否	否	是	是
地市级控制变量	否	否	否	是	否	否	否	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业—年份交互项	是	是	是	是	是	是	是	是
省份—年份交互项	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	542993	518232	511200	500655	542315	517642	510893	500359
R ²	0.5478	0.5561	0.5588	0.5592	0.5478	0.5562	0.5587	0.5591

^① 由于全国地市县财政统计资料中2000年之前以及2007年之后的转移支付细类指标较少,没有上述明确带有专项性质的一般性转移支付,为保持各年份数据指标的一致性,本文选取2000—2007年数据,考虑到转移支付波动是前三期转移支付增长率的标准差,因此最后纳入回归的是2004—2008年数据。

2. 按企业性质分类的回归分析

(1)按企业所有制形式分类的回归分析。一般而言,国有企业不仅具有经济发展职能,也承担一定的社会保障职能。一方面,国有企业的最终控制权归属政府,在产权上与政府有着天然的政治联系,国有企业在税收行为上更容易受到政府的影响。现实中,当地方政府财政压力增大时,地方政府可以通过约谈相关国有企业高管并向国有企业摊派更多征税额以完成缴税任务(陈冬等,2016)。另一方面,国有企业高管往往带有一定的行政属性,其职责不仅在于要提高企业经营绩效水平,还在于要多缴纳税收以协助实现政府政策目标(吴联生,2009)。而且国有企业高管的业绩薪酬与会计业绩之间的敏感性较弱(方军雄,2009),可能使得国有企业高管更加重视其政治业绩(即多缴纳税收)。因此,当地方政府由于财政压力需要向企业“融资”时,国有企业由于其特殊的属性,将更有可能为政府承担这部分“融资”。

为考察转移支付波动对不同所有制企业实际税率是否具有异质性影响,本文首先将企业划分为国有与非国有加以研究^①,回归结果见表5第(1)列。从表5第(1)列回归结果可以看出,在控制一系列控制变量以及固定效应之后,转移支付波动回归系数在5%水平上显著为正,且转移支付波动与国有企业虚拟变量的交互项回归系数在10%水平上显著为正。这说明当转移支付波动增加时,相对于非国有企业,国有企业实际税率增加更多。此外,将企业划分为国有企业、集体企业、私营企业、外资企业以及其他企业的分类回归结果也表明,转移支付波动主要对国有企业、集体企业有显著正向影响^②。

表5 按企业所有制形式分类、税收征管单位分类及行政隶属关系分类的回归结果

	被解释变量:企业实际税率		
	(1)	(2)	(3)
转移支付波动	0.0102** (0.0046)	0.0183*** (0.0048)	0.0085* (0.0049)
转移支付波动×国有企业	0.0090* (0.0052)		
转移支付波动×国税局征管		-0.0192*** (0.0050)	
转移支付波动×行政隶属关系			0.0073** (0.0035)
企业控制变量	是	是	是
地区控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业—年份交互项	是	是	是
省份—年份交互项	是	是	是
观测值	770610	770610	770610
R ²	0.5082	0.5083	0.5082

① 本文将企业注册类型为国有企业、国有联营企业以及国有独资公司的企业定义为国有企业,其他企业定义为非国有企业。

② 按企业注册类型分类回归结果可登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

(2)按税收征管单位分类的回归分析。国税局与地税局分属两套不同的税收征管体系,国税局施行的是垂直管理模式,人员安排、经费等直接受上级国税部门管理,不受地方政府直接管理,受地方干预较少。地税局的管理权限则归属地方,人员编制、机构设置等也由地方政府直接安排。当地方政府想要干预企业实际税负时,一般也是通过地税局来实现。地方政府在税收征管上的自由裁量权也更多地体现在地税局的税收征管力度上,据此可以认为转移支付波动对企业实际税率的影响会受税收征管单位的影响。

为了研究转移支付波动对从属于不同税收征管单位企业的实际税率是否具有异质性影响,本文根据企业成立时间划分企业税收征管单位^①。表5第(2)列给出了回归结果。从中可看出,转移支付波动回归系数在1%水平上显著为正,且转移支付波动与国税局征管虚拟变量交互项回归系数在1%水平上显著为负。这说明相对于由非国税局征管的企业,转移支付波动增加对由国税局征管企业的实际税率影响更小。

(3)按企业行政隶属关系分类的回归分析。中国各级政府都会按行政隶属关系管理一定数量的企业,企业行政隶属关系会影响各级政府对企业的管控能力以及税收征管能力,有行政隶属关系企业的业绩考核以及人事安排都会受主管政府影响,因此当地方政府想要增加税收收入时,有隶属关系的企业更容易受政府“掠夺之手”影响(李明等,2016)。

为了研究转移支付波动对不同行政隶属关系企业的实际税率是否具有异质性影响,本文将企业按有无行政隶属关系分为两类加以研究^②。表5第(3)列给出了回归结果,从中可看出,转移支付波动回归系数在10%水平上显著为正,且转移支付波动与行政隶属关系虚拟变量的交互项回归系数在5%水平上显著为正。说明相对于没有行政隶属关系企业,转移支付波动增加对有行政隶属关系企业的实际税率影响更大。

七、稳健性检验

1. 稳健性检验一

企业避税程度在一定程度上能反映企业实际税率,企业避税程度越高则企业实际税率越低(范子英和田彬彬,2013;吕冰洋等,2016)。因此本节拟利用企业避税模型替代计量模型(12)来研究转移支付波动对企业避税程度的影响。本文借鉴以往研究(Cai and Liu,2009;范子英和田彬彬,2013;吕冰洋等,2016),构建适合于本研究的避税模型^③。由于中国规模以上制造业企业数据库中2008年与2009年的数据存在部分指标缺失(企业中间投入、本年应付工资总额、本年折旧),无法计算避税模型中必需的企业推算利润(PRO_i),因此,本文将样本区间限定在2002—2007年。

表6给出了避税模型回归结果。从表6第(1)列回归结果可以看出,在控制了企业层面控制变量、地区层面控制变量、两位数行业虚拟变量、年份虚拟变量、省份虚拟变量以及推算利润与上述所有控制变量的交互项后,企业推算利润与转移支付波动的交互项($PRO_i \times$ 转移支付波动)回归系数

① 2002年“所得税收入分享改革”不仅将原属于地方的企业所得税划为中央与地方共享税,也对企业所得税征管机构进行了重新划分,规定2002年1月1日之前成立企业的企业所得税仍由地税局征管,2002年1月1日之后新成立企业的企业所得税由国税局征管。此外,由于2002年之前,中央企业以及外资企业所得税由国税局征管,因此本文将这一部分企业调整为由国税局征管。

② 本文将企业行政隶属层级属于乡镇及其以上的企业定义为有行政隶属关系,其他的企业则定义为没有行政隶属关系。

③ 本文企业避税模型详细构建过程可登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

为正,且在 1%的水平上显著。这说明随着转移支付波动增加,企业推算利润(PRO_{it})更加接近于企业报告利润($RPRO_{it}$),企业避税程度减少,企业实际税率上升。

为考察转移支付波动增加对不同企业避税程度的异质性影响,表 6 第(2)列的回归模型参考表 5 中的划分方法将企业划分为国有企业与非国有企业,再将国有企业虚拟变量与推算利润以及转移支付波动三者交乘得到新的交互项($PRO_{it} \times$ 转移支付波动 \times 国有企业)。通过表 6 第(2)列的回归结果可以看出,在与前述控制变量相同的条件下, $PRO_{it} \times$ 转移支付波动与 $PRO_{it} \times$ 转移支付波动 \times 国有企业这两个交互项的回归系数均显著为正。这说明相对于非国有企业,当转移支付波动增加时,国有企业避税程度下降更多,即国有企业的实际税率上升更多。

考虑到不同税收征管机构也对企业避税程度有异质性影响,表 6 第(3)列的回归模型参考表 5 中的划分方法将税收征管机构划分成国税局征管与地税局征管,并在表 6 第(1)列模型的基础上引入了新的交乘项($PRO_{it} \times$ 转移支付波动 \times 国税局征管)。通过表 6 第(3)列回归结果可以看出,推算利润与转移支付波动的交互项($PRO_{it} \times$ 转移支付波动)回归系数显著为正,推算利润与转移支付波动以及国税局征管虚拟变量三者的交互项($PRO_{it} \times$ 转移支付波动 \times 国税局征管)回归系数在 10%水平上显著为负。这说明相对于地税局征管企业,转移支付波动使由国税局征管企业避税程度下降更少,即由地税局征管企业的实际税率上升更多。

此外,本文还进一步考察了企业是否拥有行政隶属关系对企业避税程度的异质性影响。表 6 第

表 6 避税模型回归结果

	被解释变量:企业报告利润($RPRO_{it}$)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
PRO_{it} (企业推算利润)	0.0524 (0.0324)	0.0505 (0.0326)	0.0536* (0.0324)	0.0349 (0.0314)
转移支付波动	0.0269** (0.0110)	0.0264** (0.0110)	0.0271** (0.0111)	0.0220** (0.0104)
$PRO_{it} \times$ 转移支付波动	0.0337*** (0.0073)	0.0328*** (0.0073)	0.0358*** (0.0079)	0.0182*** (0.0054)
$PRO_{it} \times$ 转移支付波动 \times 国有企业		0.0204** (0.0102)		
$PRO_{it} \times$ 转移支付波动 \times 国税局征管			-0.0076* (0.0045)	
$PRO_{it} \times$ 转移支付波动 \times 行政隶属关系				0.0413*** (0.0067)
企业控制变量	是	是	是	是
地区控制变量	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是
PRO_{it} 与上述虚拟变量的交互项	是	是	是	是
观测值	613883	613883	613883	613883
R ²	0.3864	0.3866	0.3866	0.3913

(4) 列的回归模型参考表 5 中的划分方法将企业划分为有行政隶属关系与没有行政隶属关系两大类,并在表 6 第(1)列模型的基础上引入了新的交互项($PRO_{it} \times$ 转移支付波动 \times 行政隶属关系)。表 6 第(4)列的回归结果显示,推算利润与转移支付波动的交互项($PRO_{it} \times$ 转移支付波动)回归系数显著为正,推算利润与转移支付波动以及企业行政隶属关系虚拟变量三者的交互项($PRO_{it} \times$ 转移支付波动 \times 企业行政隶属关系)回归系数为正,且在 1%的水平上显著。这说明相对于没有行政隶属关系企业,转移支付波动增加使有行政隶属关系企业避税程度下降更多,即有行政隶属关系企业的实际税率上升更多。

总之,表 6 各列回归结果与表 2 基本回归结果以及表 5 按企业性质分类回归结果基本保持一致,说明表 2 以及表 5 回归结果是稳健的。

2. 稳健性检验二

中国于 2008 年开始施行的企业所得税法及其实施条例将原企业所得税法定税率从 33%调整到 25%,并对税前扣除标准有所放松^①。为了避免这种改革对估计结果可能造成的影响,本文将样本区间限定在 2002—2007 年,对计量模型(12)式进行重新估计。如表 7 第(1)列回归结果所示,在控制企业层面控制变量、地区层面控制变量、以及企业固定效应、年份固定效应的情况下,转移支付波动回归系数为 0.0148,且在 1%水平上显著。表 7 第(2)列回归结果显示,在进一步控制行业虚拟变量与年份虚拟变量交互项、省份虚拟变量与年份虚拟变量交互项之后,转移支付波动回归系数为 0.0079,仍在 10%水平上显著。

通常,企业实际税率还可以用企业所得税与息税前利润(企业利润总额与利息支出之和)的比值来衡量(吴联生,2009;王小龙和方金金,2015)。有鉴于此,表 7 第(3)—(4)列回归结果利用该指标($ETR1_{it}$)作为被解释变量,对计量模型(12)式进行重新估计。从表 7 第(3)列可看出转移支付波动回归系数为 0.0119,且在 1%水平上显著为正,说明转移支付波动对新构建的企业实际税率($ETR1_{it}$)有显著正向影响。表 7 第(4)列在加入行业虚拟变量与年份虚拟变量交互项、省份虚拟变量与年份虚拟变量交互项后,转移支付波动回归系数变为 0.0080,且在 1%水平上显著。

最后,为进一步检验核心解释变量估计的稳健性,本文通过改变转移支付波动的计算方法对计量模型(12)进行重新估计。表 7 第(5)列与第(6)列是采用前两期转移支付增长率的标准差作为转移支付波动度量指标的估计结果,表 7 第(7)列与第(8)列则是采用前四期转移支付增长率的标准差作为转移支付波动度量指标的估计结果。从表 7 第(5)列回归结果可看出,利用前两期转移支付增长率的标准差构建的转移支付波动指标对企业实际税率均有显著正向影响。表 7 第(6)列回归结果显示,当控制行业虚拟变量与年份虚拟变量交互项、省份虚拟变量与年份虚拟变量交互项后,转移支付波动回归系数变小到 0.0153,且在 5%水平上显著。从表 7 第(7)列回归结果可看出,利用前四期转移支付增长率的标准差构建的转移支付波动指标对企业实际税率有显著正向影响。表 7 第(8)列在加入行业虚拟变量与年份虚拟变量交互项、省份虚拟变量与年份虚拟变量交互项后,转移支付波动回归系数为正但不显著。总之,表 7 回归结果表明,表 2 基本回归结果具有较好的稳健性。

八、研究结论

转移支付是地方政府非常重要的收入来源,当转移支付收入的波动增加时,地方政府非自有财

^① 参见《中华人民共和国企业所得税法》,中华人民共和国主席令第六十三号;《中华人民共和国企业所得税法实施条例》,中华人民共和国国务院令[2007]512号。

表 7 稳健性检验结果

	被解释变量:企业实际税率							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
转移支付波动(前三期)	0.0148*** (0.0049)	0.0079* (0.0045)	0.0119*** (0.0008)	0.0080*** (0.0010)				
转移支付波动(前两期)					0.0571*** (0.0060)	0.0153** (0.0067)		
转移支付波动(前四期)							0.0110*** (0.0012)	0.0008 (0.0014)
企业控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地区控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业—年份交互项	否	是	否	是	否	是	否	是
省份—年份交互项	否	是	否	是	否	是	否	是
观测值	526018	526018	776556	776556	826990	826990	708818	708818
R ²	0.5995	0.6035	0.5023	0.5120	0.4984	0.5085	0.5044	0.5149

力不确定性增加,进而增加地方政府财政收入风险。为减小地方政府财政收入风险,地方政府倾向于增加“预防性自有财力”,增加征税努力程度,从而增加辖区内企业税收负担。本文从转移支付制度出发,首先从理论视角分析了转移支付波动对地方政府征税努力程度的影响,然后基于 1998—2009 年县域财政经济统计数据以及中国工业企业微观数据,实证研究了县级转移支付波动对辖区内企业实际税率的影响。

研究结果表明:

(1)转移支付波动对企业实际税率有显著正向影响,具体而言,转移支付波动每增加一个单位,企业实际税率增加约 0.010 个单位。此外,在利用工具变量方法对计量模型潜在内生性问题进行处理之后,回归结果依然保持稳健,转移支付波动仍然对企业实际税率有显著正向影响。

(2)考虑到不同类型转移支付波动对企业实际税率可能会有异质性影响。当把一般性转移支付波动与专项转移支付波动分别作为核心解释变量进行回归之后,研究发现一般性转移支付波动会显著提高企业实际税率,但专项转移支付波动对企业实际税率无显著影响。

(3)依次将企业根据性质划分为是否国有企业、是否由国税局征管以及是否有企业行政隶属关系之后,研究发现转移支付波动分别对国有企业、国税局征管企业以及有行政隶属关系企业的实际税率有相对更大影响。

目前,在企业“减税降负”呼声不断加强的大环境之下,如何真正做到为企业减负?本研究的政策含义在于中央政府不仅要在税收政策领域进行改革,也要进一步完善转移支付分配制度。不规范的转移支付分配制度在一定程度上会增加转移支付波动,影响地方政府财力风险,从而增加企业税收负担。具体而言,决策者应在加强转移支付分配法制化的基础上,配合政府预算体制改革,逐步形成规范、科学、透明的转移支付分配制度。

[参考文献]

- [1]安体富. 中国转移支付制度:现状·问题·改革建议[J]. 财政研究, 2007,(1):2-5.
- [2]安苑,王珺. 财政行为波动影响产业结构升级了吗?——基于产业技术复杂度的考察[J]. 管理世界, 2012,(9):19-35.
- [3]陈冬,孔墨奇,王红建. 投我以桃,报之以李:经济周期与国企避税[J]. 管理世界, 2016,(5):46-63.
- [4]陈晓光. 财政压力、税收征管与地区不平等[J]. 中国社会科学, 2016,(4):53-70.
- [5]范子英. 中国的财政转移支付制度:目标、效果及遗留问题[J]. 南方经济, 2011,(6):67-80.
- [6]范子英,田彬彬. 税收竞争、税收执法与企业避税[J]. 经济研究, 2013,(9):99-111.
- [7]范子英,张军. 粘纸效应:对地方政府规模膨胀的一种解释[J]. 中国工业经济, 2010,(12):5-15.
- [8]方军雄. 我国上市公司高管的薪酬存在粘性吗[J]. 经济研究, 2009,(3):110-124.
- [9]付文林,沈坤荣. 均等化转移支付与地方财政支出结构[J]. 经济研究, 2012,(5):45-57.
- [10]付文林,赵永辉. 财政转移支付与地方征税行为[J]. 财政研究, 2016,(6):16-27.
- [11]胡祖铨,黄夏岚,刘怡. 中央对地方转移支付与地方征税努力——来自中国财政实践的的证据[J]. 经济学(季刊), 2013,(3):799-822.
- [12]李明,赵旭杰,冯强. 经济波动中的中国地方政府与企业税负:以企业所得税为例[J]. 世界经济, 2016,(11):104-125.
- [13]李萍. 财政体制简明图解[M]. 北京:中国财政经济出版社, 2010.
- [14]李永友. 转移支付与地方政府间财政竞争[J]. 中国社会科学, 2015,(10):114-133.
- [15]刘畅,刘冲,马光荣. 中小金融机构与中小企业贷款[J]. 经济研究, 2017,(8):65-77.
- [16]刘海英. 地方政府间的财政关系研究[M]. 北京:中国财政经济出版社, 2006.
- [17]刘积斌. 我国财政体制改革研究[M]. 北京:中国民主法制出版社, 2007.
- [18]吕冰洋,马光荣,毛捷. 分税与税率:从政府到企业[J]. 经济研究, 2016,(7):13-28.
- [19]马光荣,郭庆旺,刘畅. 财政转移支付结构与地区经济增长[J]. 中国社会科学, 2016,(9):105-125.
- [20]马光荣,李力行. 政府规模、地方治理与企业逃税[J]. 世界经济, 2012,(6):93-114.
- [21]马勇,陈雨露. 金融杠杆、杠杆波动与经济增长[J]. 经济研究, 2017,(6):31-45.
- [22]毛捷,吕冰洋,马光荣. 转移支付与政府扩张:基于“价格效应”的研究[J]. 管理世界, 2015,(7):29-41.
- [23]乔宝云,范剑勇,彭骥鸣. 政府间转移支付与地方财政努力[J]. 管理世界, 2006,(3):50-56.
- [24]王小龙,方金金. 财政“省直管县”改革与基层政府税收竞争[J]. 经济研究, 2015,(11):79-93.
- [25]王小龙,许敬轩. 财政“省直管县”能够约束基层公职人员在职消费吗[J]. 财贸经济, 2017,(6):17-32.
- [26]王永进,盛丹. 经济波动、劳动力市场摩擦与产业结构[J]. 世界经济, 2013,(4):22-46.
- [27]吴联生. 国有股权、税收优惠与公司税负[J]. 经济研究, 2009,(10):109-120.
- [28]尹恒,朱虹. 县级财政生产性支出偏向研究[J]. 中国社会科学, 2011,(1):88-101.
- [29]尹振东,汤玉刚. 专项转移支付与地方财政支出行为——以农村义务教育补助为例[J]. 经济研究, 2016,(4):47-59.
- [30]张立承. 省以下财政体制研究[M]. 北京:经济科学出版社, 2011.
- [31]钟辉勇,陆铭. 财政转移支付如何影响了地方政府债务[J]. 金融研究, 2015,(9):1-16.
- [32]Acemoglu, D., J. Simon, R. James, and Y. Thaicharoen. Institutional Causes, Macroeconomic Symptoms: Volatility, Crises and Growth[J]. Journal of Monetary Economics, 2003,50(1):49-123.
- [33]Agénor, P., and J. Aizenman. Aid Volatility and Poverty Traps [J]. Journal of Development Economics, 2010,91(1):1-7.
- [34]Angrist, J., and J. Pischke. Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion [M]. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- [35]Cai, H., and Q. Liu. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms[J].

- Economic Journal, 2009,119(537):764–795.
- [36]Conley, T. G., C. B. Hansen, and P. E. Rossi. Plausibly Exogenous [J]. Review of Economics and Statistics, 2012,94(1):260–272.
- [37]Enrique, M., and P. Marcelo. Fiscal Policy and Macroeconomic Uncertainty in Developing Countries: The Tale of the Tormented Insurer[R]. NBER Working Papers, 2006.
- [38]Huang, H. C., W. S. Fang, and S. Miller. The Effect of Growth Volatility on Income Inequality [J]. Economic Modeling, 2015,45(3):212–222.
- [39]Inman, R. P. The Flypaper Effect[R]. NBER Working Paper, 2008.
- [40]Joseph, G. A., E. Todd, and R. T. Christopher. Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools[J]. Journal of Political Economy, 2005,113(1):151–184.
- [41]Lensink, R., and O. Morrissey. Aid Instability as a Measure of Uncertainty and the Positive Impact of Aid on Growth[J]. Journal of Development Studies, 2000,36(3):31–49.
- [42]Litvack, J., J. Ahmad, and R. Bird. Rethinking Decentralization in Developing Countries[M]. Washington, D. C., USA: World Bank, 1998.
- [43]Oates, W. Fiscal Federalism[J]. Wallace Oates, 1972,31(11):20–33.
- [44]Wilson, J. D. Theories of Tax Competition[J]. National Tax Journal, 1999, 52(2):269–304.

The Uncertainty of Transfer Payments and Corporate Actual Tax Burden

WANG Xiao-long, YU Long

(School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: China's current transfer payment system anomaly is one of the main incentives for transfer payment volatility, and transfer payment volatility will increase local government fiscal revenue risk. In theory, when the local governments' fiscal revenue risk increases, in order to maintain fiscal sustainability, local governments tend to increase the "preventive self-financing" by increasing the level of taxation efforts, thus affecting the tax burden of enterprises. This paper firstly constructs a theoretical model to demonstrate how transfer payment volatility affects the degree of local government taxation efforts, and based on the national county-level fiscal and economic statistics from 1998 to 2009 and the micro-data of Chinese industrial enterprises, this paper empirically examines the impact of county-level transfer payment volatility on corporate tax burden. The results show that the county-level transfer payment volatility has a significant positive impact on the actual tax rate of enterprises within the jurisdiction, and the instrument variable method estimation also supports this conclusion. Further heterogeneity analysis found that the general transfer payment volatility had a significant positive impact on the actual tax rate of the enterprises, and the fluctuation of the special transfer payment had no significant effect on the actual tax rate of the enterprises. After grouping by nature, it is found that, compared with other enterprises, when the fluctuation of transfer payments increases, the actual tax rate of state-owned enterprises, enterprises under the control of the State Administration of Taxation, and enterprises with administrative affiliation increases more. The research in this paper explains how the transfer payment volatility affects the tax burden of enterprises from the perspective of intergovernmental fiscal relations, and can provide a new perspective for the new round of fiscal and taxation system reform and the current policy of "tax reduction and burden reduction".

Key Words: transfer payment volatility; local government income risk; financial sustainability; corporate actual tax rate

JEL Classification: H26 H32 H71

[责任编辑:王燕梅]