

# 分税制改革影响了企业环境信息披露吗?

杨连星<sup>1</sup> 张秀敏<sup>2</sup> 陈婧<sup>2</sup>

(1. 中国人民大学经济学院,北京 100872;2. 华东师范大学商学院,上海 200062)

**摘要:**我国分税制改革与区域环境间存在显著影响,但其对微观企业环境行为的影响,尚未进行充分的研究和阐述。本文利用中国上市公司2011年的企业环境信息披露数据,实证分析发现:我国以税收集权为本质特征的分税制改革对地方政府的环境规制行为,进而对企业环境信息披露呈现显著的抑制效应,而兼顾财力因素的分税制改革并未有效缓解财政集权对企业环境信息披露的负面作用。进一步,在分行业与分地区视角下,转移支付对企业环境信息披露的影响效应仍存在显著差异。此外,地方政府财政集中度越高,对企业环境信息披露水平造成的负面影响越大。基于此,本文提出了完善区域环境或环境的相关政策建议。

**关键词:** 财政集权; 转移支付; 环境信息披露

中图分类号: F062.9 文献标识码: A 文章编号: 1674-3682(2015)03-0102-09

DOI:10.13959/j.cnki.cier

自1994年分税制改革以来,我国财政体制发生了深刻变化,地方政府在财政收入分配中发挥了重要作用,为经济增长和区域发展提供了重要支撑。然而,随着地方财政压力的增大,地方政府在环境保护方面的投入有所减少,这在一定程度上影响了企业环境信息披露的水平<sup>[2-3]</sup>。其中,分税制改革被认为是导致这一现象的重要原因。尽管我国上市公司环境信息披露水平在近年来有所提高,但近年来,国家环境保护部的“绿色信贷”、“上市公司环境信息披露指南”、银监会的“绿色信贷指引”等一系列政府监管措施,对上市企业环境信息披露行为带来了新的制度压力。

对于分税制改革与区域环境间的关系,诸多学者进行了研究,但往往仅着眼于省级层面宏观数据的考察,缺乏对于分税制改革微观主体的研究与认识。事实上,分税制改革中存在的显著“激励扭曲”效应,势必影响地方政府的环境举措与环境信息披露行为。对此,本文首次基于微观上市企业视角,对分税制改革与企业环境信息披露行为的影响效应进行分析,同时结合不同行业、不同地区税收状况两个视角加以对比,重点关注分税制改革中激励效应“攫取之手”对企业环境信息披露的影响。其中,对于分税制改革中激励扭曲效应研究视角的转换,本文得出了与既往研究有

作者简介:杨连星(1989—),男,山东潍坊人,中国人民大学经济学院博士研究生,研究方向为中国经济改革;张秀敏(1976—),女,上海人,华东师范大学商学院副教授,研究方向为环境会计;陈婧(1992—),女,福建宁德人,华东师范大学商学院本科生。

基金项目:国家自然科学基金项目“环境信息披露的评价与监管研究——基于中国上市企业经验数据分析及相关政策建议”(项目编号:71373072)和上海市哲学社会科学规划项目(项目编号:15XNH051)资助。

## 二、相关理论与文献综述

### (一) 企业环境信息披露影响机制

根据政治经济学理论,外部团体的影响和作用,尤其是政府政策与环境规制行为,是企业进行环境信息披露的主要动因之一。社会因素、环境因素都会制约企业追求利润的行为,其中环境因素包含政府和社会公众的重要作用。Gray等<sup>[4]</sup>研究发现,如果企业追求利润的行为侵害了社会公众的利益而引起社会的不满,那么政府将会采取措施加以制止。另外根据代理理论,企业作为环境资源的使用者,必须对所受托管理的环境资源进行良好的经营管理,并需要向委托人及时报告其履行情况。委托人(政府、投资者、社会公众等)将环境资源交付代理人企业,这种环境受托责任成为推动企业进行环境信息披露的主要动力。Jensen和Meckling<sup>[5]</sup>研究发现,公司为了取得委托人的信任,也会自愿提供更多的环境信息来反映企业生产运营情况。同时根据公共压力与环境信息披露的关系,当企业受到由文化环境、政治环境和法律环境组成的公共压力时,企业会通过年度财务报告增加社会或环境信息披露,对其社会或环境责任方面的公共压力作出反应<sup>[6-7]</sup>。公共压力主要来自产生于公众、政治团体、监管机构等的忧虑和关注。

### (二) 分税制改革对环境信息披露的影响机制

按照制度经济学的观点,分税制改革本身只是一种制度安排,必须通过影响制度环境下主体的行为选择才能真正发挥效应。根据税收集权理论,分税制改革本质上只是税收集权的改革,给定资本要素流动、制造业和服务业的产业关联以及其他地方政府对土地市场的垄断3个重要条件,中国财政集权将激励地方政府为追求财政收入最大化而展开中国式的“蒂伯特竞争”,进而导致工业化和资本积累的加速和预算内收入的增长<sup>[8]</sup>。中央政府所设置的分权改革紧紧以GDP为中心,并且根据地方经济增长绩效评价官员政绩,这种单一维度的激励模式往往造成地方政府忽略环境保护职能。Holmstrom和Milgrom<sup>[9]</sup>从委托-代理角度对扭曲的激励加以解释,认为委托人对代理人单一任务的激励,会导致代理人努力程度(或各种资源)的重新分配,最后影响到与之发生矛盾的其他任务的完成。分税制背景下,中央政府通过财政分权和政治晋升,促使地方政府把建设重心放在经济增长、税收创造上来,会出现一种在社会和环境政策方面的“底部竞争”,环境保护就此沦为次要目标<sup>[1,10]</sup>。

## 三、模型构建与指标设计

根据Cho and Patten<sup>[11]</sup>等文献指标模型的构建方法,结合中国31个省份2005—2011年的省级层面以及上市公司环境披露数据,本文构建的实证分析模型如方程(1):

$$edi_{ijkt} = \alpha_0 edi_{ijkt} + \alpha_1 fc_{kt} + \alpha_2 tf_{kt} + \alpha_3 sp\_sum_{ijkt} + \alpha_4 lev_{ijkt} + \alpha_5 roe_{ijkt} + \phi \cdot U + \delta \cdot \sum ownership_{ijkt} + \eta_{ijkt} + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

计量方程(1)中*i*、*j*、*k*、*t*分别表示企业、行业、省份与年份。*EDI*是第*i*个企业在第*t*年的环境信息披露水平。对于企业环境信息披露指标,指标内容沿用Clarkson<sup>[11]</sup>等实证文献中的指标,并通过运用文本挖掘方法,依据我国上市企业2005—2012年实际披露内容,以动态性调整的方式生成与改进。对于指标权重的确定,综合企业环境信息披露的质与量维度,将环境信息披露的0-1虚拟变量质的指标与披露字数数量指标相结合,构建环境信息披露指数变量(*EDI1*)。为进一步挖掘和反映本文构建指标对企业环境信息披露状况的代表性,在综述国外指标构建方法的基础上,借鉴区分数量货币三级指标、二级软硬指标的做法,据此生成国内外通用质量指数变量(*EDI2*),作为稳健性检验的披露指标。

企业层面的解释变量,主要设计如下:股权结构(*sp\_sum*)。投资者的结构与持股比例会直接影响到环境信息披露水平的高低。在投资者的约束与压力下,环境信息披露水平会极大提升,经理人在投资者的监督与约束下提升自身的环境信息透明度。低的持股集中度,将使得公司经营更多体现经

理人的思想<sup>[12]</sup>。实证中采用前十位流通股股东的持股比例来代表企业的投资者结构<sup>[13]</sup>;企业资产负债比(*lev*) 契约理论认为 随着公司资本结构中债务比例的提高 股东-债权人-管理者之间的利益冲突越大,代理成本越高,管理层有动力披露更多的信息以表明其愿意接受监督的态度。McGuire等<sup>[14]</sup>、Orlitzky & Benjamin<sup>[15]</sup>的研究也提供了这方面的经验证据,研究支持了公司财务杠杆与公司环境信息披露正相关的关系;企业经济绩效(*roe*) 根据信号理论,公司绩效越好,一般可以表明公司拥有更多的资源用于环保投资,在环境管理上主动性更强,可能有更强的意愿披露与环境投资相关的事件,获得更大的经济回报。因此以净资产收益率(*roe*)作为企业经济绩效的代表变量<sup>[16]</sup>。

对于财政集权方面的变量,本文设计如下:分税制改革变量(*fc*) 诸多研究认为,我国分税制改革是以财政收入集权为本质特征的,这种分税制改革变量,以(中央税收+地方上解-税收返还)与总税收之比加以衡量<sup>[17-19]</sup>;转移支付变量(*tf*) 分税制改革改变了中央政府转移支付的强度和方向,又进而影响地方政府在环境方面的投入和环境监管的动力,因而微观企业的环境行为在一定程度上能够反映地方政府的环境规制与监管效果。采用含税税收返还的中央补助与本级地方财政支出的比重来衡量地区转移支付水平<sup>[20]</sup>。

在其他控制变量集 *U* 中的变量有:企业所有制类型(*ownership*) 国内不同所有制类型上市公司在环境信息披露动机、行为和政府政策干预等方面存在显著差异,因而本文控制了六种企业所有制类型的虚拟变量,按照企业属性来区分,包括国有(*state*)、集体(*collective*)、民营(*private*)、外商投资(*foreign*)和其他(*Other*)这6种所有制类型;企业规模(*ln\_asset*) 已有文献研究和理论表明,企业规模和信息披露可能存在正相关关系。Cormier, D.等<sup>[7]</sup>认为,公司规模是决定环境信息披露的重要指标。模型将期末总资产的对数作为规模控制变量;监事会规模(*dua\_per*) 在引入外部董事的同时设立监事会,是我国公司治理中一个独特的做法。对公司高管履行职责的合法、合规性进行监督是我国公司监事会的职责。由此引入监事会规模作为模型中控制变量。

此外,为考察分税制改革中的地区差异,模型还加入了政府偏好(*pse*),用地方财政社会性支出占地方财政总支出的比重来表示;加入了经济开放度(*open*),用各省外商投资总额占GDP的比重来表示;在计量方程式中还加入了企业所处行业、省份、年份等一系列虚拟变量,来控制未观察到的固定效应因素; $\varepsilon_{ijk}$ 表示随机扰动项。

企业各变量的数据来源为:环境信息披露状况数据主要来源于2005—2012年国内上市企业的所有年报,解释变量各指标主要来源于国泰安数据库(CSMAR),省级层面数据主要来源于《中国统计年鉴》(1997—2012)、《中国劳动与社会保障年鉴》(1997—2012)、《中国财政年鉴》(1997—2012)、《中国税务年鉴》(1997—2012)等。

#### 四、我国分税制改革与企业环境信息披露的现状分析

针对我国分省份的企业环境信息披露状况,以2008年为例,我国各省份企业环境信息披露状况存在显著差异,最高省份是福建

省,均值达14.67,最低是西藏,均值仅为0.172。对于分税制变量,各省份的差异性较小。但转移支付变量的省份均值差异较大,最高省份西藏均值为0.940,最低安徽省均值为0.141(表1)。

从我国分省份的趋势图(图1)可以看出,环境信息披露与分税制改革波动趋势具有较强的趋同

表1 2008年分省份下的分税制与环境信息披露状况

省份	环境信息披露(EDI)	分税制变量(fc)	转移支付(tf)	省份	环境信息披露(EDI)	分税制变量(fc)	转移支付(tf)
安徽省	5.104	0.681	0.141	江西省	7.147	0.538	0.621
北京市	9.802	0.518	0.506	辽宁省	3.735	0.624	0.641
福建省	14.67	0.568	0.319	内蒙古	2.742	0.356	0.403
甘肃省	3.537	0.596	0.765	宁夏	2.927	0.540	0.751
广东省	4.829	0.631	0.179	青海省	8.076	1.332	0.857
广西	3.453	0.570	0.610	山东省	6.541	0.577	0.575
贵州省	3.419	0.569	0.689	山西省	9.696	0.599	0.311
海南省	1.982	0.606	0.603	陕西省	6.285	0.680	0.160
河北省	5.573	0.600	0.506	上海市	9.370	0.610	0.471
河南省	7.605	0.640	0.648	四川省	6.085	0.513	0.662
黑龙江	2.293	0.558	0.574	天津	11.26	0.750	0.268
湖北省	3.961	1.429	0.617	西藏	0.172	0.489	0.940
湖南省	2.307	0.599	0.615	新疆	5.032	0.640	0.647
吉林省	5.275	0.577	0.540	云南省	6.069	0.637	0.577
江苏省	4.454	0.600	0.198	浙江省	5.608	0.582	0.206

性。具体来看, 广西省、海南省、黑龙江、湖北省、湖南省、江苏省、内蒙古自治区、青海省、四川省和西藏等省份波动趋势的吻合性更强。从中可以看出, 我国上市公司环境信息披露的状况, 在一定程度上与我国各省份的分税制改革状况存在关联性。

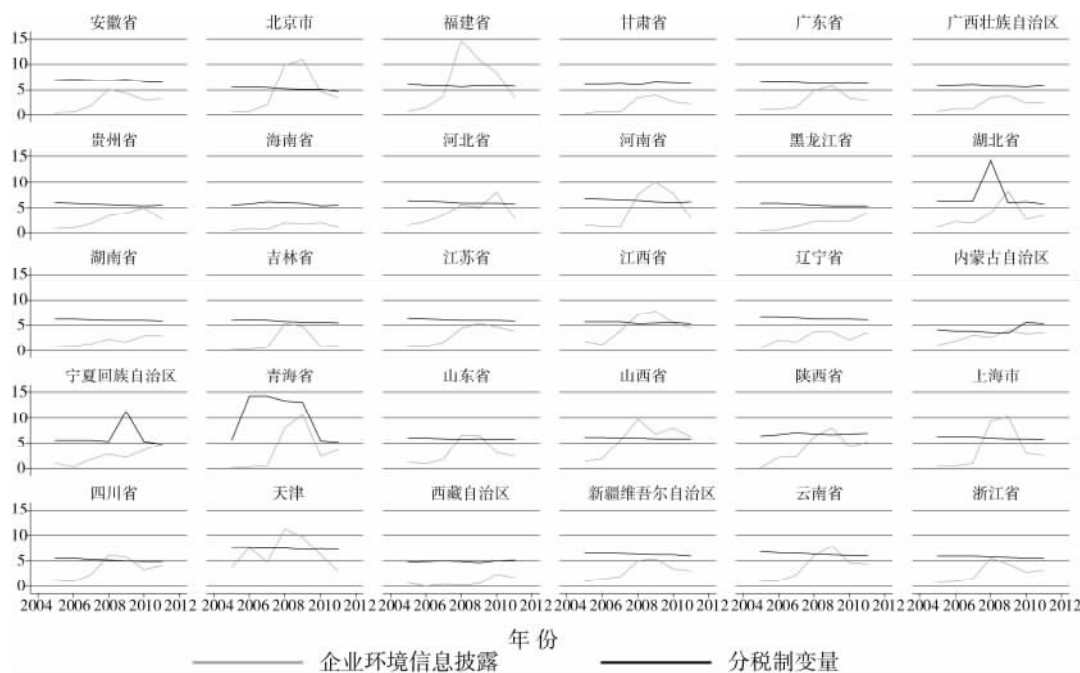


图1 各省份上市企业环境信息披露与分税制改革状况

## 五、实证检验分析

### (一) 模型检验分析

#### 1. 不同披露指标的检验分析

在质与量相结合维度下的企业环境信息披露变量(EDI)实证分析中,表2中(1)~(4)列估计结果显示,财政集权变量( $fc$ )系数为负,并在GMM估计下系数显著为负,这说明我国现阶段财政分税制改革给地方政府带来了财税激励,对地方政府的环境规制行为产生了较大影响,进而在一定程度上改变了微观企业的环境行为<sup>[21]</sup>。不完善的财政激励所带来的地方政府的环境规制行为的扭曲,造成地方政府在横向经济增长竞争、税收返还与政治晋升等因素激励下,通过放松环境规制、贷款担保等政策措施吸引企业投资生产,同时降低了对微观企业的环境监管,从而对企业环境信息披露造成显著负面效应。

在EDI的回归中,转移支付变量( $tf$ )估计系数基本上在1%水平上显著为负。在分税制改革中,出于平衡地方政府的需要,兼顾

表2 EDI指标下的回归检验分析

	(1) OLS	(2) OLS	(3) GMM	(4) GMM
$L.edi1$			0.134 (1.18)	0.323*** (3.61)
$fc$	-1.642 (-1.15)	-2.089 (-1.45)	-4.135* (-1.82)	-3.343** (-2.64)
$tf$		-3.447*** (-3.77)		-3.820 (-1.63)
$sp\_sum$	0.351** (2.16)	0.337** (2.08)	0.696 (1.07)	0.525 (0.90)
$roe$	-0.000249 (-1.05)	-0.000232 (-0.98)	-0.000346 (-0.73)	-0.000440 (-0.90)
$pse$	0.0699* (1.68)	0.137*** (3.17)	0.131 (0.48)	0.0788 (0.62)
$ln\_asset$	-0.00253 (-1.59)	-0.00256 (-1.61)	-0.00484 (-1.01)	-0.00397 (-0.97)
$dm\_per$	0.309*** (3.12)	0.314*** (3.16)	0.344** (2.54)	0.292** (2.53)
$open$	0.0117*** (3.12)	0.00549 (1.61)	0.0156 (1.12)	0.000689 (0.10)
$\_cons$	-9.191*** (-2.74)	-7.351** (-2.23)	-13.60 (-1.18)	-7.652 (-0.76)
所有制固定效应	yes	yes	yes	yes
行业固定效应	yes	yes	yes	yes
省份固定效应	yes	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes	yes
AR(1)			0.030	0.021
AR(2)			0.185	0.275
Hansen/Sargan			0.289	0.319
N	6728	6728	5550	5550

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别对应 10%、5% 和 1% 的显著水平。

财力均等化的转移支付并未有效缓解财政集权体制下对企业环境信息披露的负面效应,反而扩大了一些省份的差距,加大了集权的“扭曲效应”,而政府偏好变量(*pse*)估计系数基本显著为正,即地方财政社会性支出占地方财政总支出的比重越高,说明地方政府的社会性建设的倾向性越高,对企业环境信息披露的促进作用越大。

在企业治理结构变量方面,股权结构变量(*sp\_sum*)系数基本显著为正。这验证了股权越分散的企业,经理人在投资者的监督与约束下越会提升自身的环境信息透明度,环境信息披露水平会得到提高<sup>[12]</sup>。企业经济绩效(*roe*)估计系数为负,但均不显著,说明企业自身经济绩效并未对企业环境信息披露呈现显著的正向与负向效应。

在控制变量中,企业规模估计系数不显著,经济开放度(*open*)在表中估计系数也未能呈现统计上的显著性。监事会规模(*dm\_per*)估计系数显著为正,即监事会对公司高管履行职责的合法合规性进行监督,能够极大地提升企业环境信息披露水平。此外,模型还控制了企业的所有制类型、省份和行业等相关固定效应。

通用质量指标(*EDI2*)的回归分析结果如表3所示,与表2结论一致。*EDI1*是基于文本挖掘方法课题新生成的创新指标,*EDI2*是依据既往分级赋权的方式生成的常规质量指标,二者结果的一致证明了回归结果的稳健性。

2. 行业分类下的检验分析

作为企业利益相关者的组成部分,政府主要通过执法与立法机制来约束企业的相关行为,相应的企业也会采取环境责任保护的措施来降低政府规制对企业价值的影响程度。诸多研究均表明,高污染企业更易受到环境规制的约束,环境信息披露水平高<sup>[14-16]</sup>。

鉴于我国上市公司行业分类中制造业比重偏大,对制造业与非制造业样本予以对比回归分析如表4所示。*财政集权*(*fc*)变量在制造业样本中对企业环境信息披露呈现显著的抑

表3 EDI2 指标下的回归检验分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	GMM	GMM
<i>L.edi2</i>			0.391*** (3.74)	0.494*** (3.52)
<i>fc</i>	-0.693* (-1.83)	-0.788** (-2.08)	-0.904* (-1.68)	-0.833* (-1.77)
<i>tf</i>		-0.732*** (-2.68)		-0.549 (-0.78)
<i>sp_sum</i>	0.152*** (3.44)	0.149*** (3.37)	0.281* (1.83)	0.133** (2.48)
<i>roe</i>	-0.000278*** (-2.65)	-0.000274*** (-2.68)	0.0000727 (0.31)	0.0000916 (0.37)
<i>pse</i>	0.0235*** (2.11)	0.0378*** (3.13)	0.0584 (1.13)	0.0123 (0.41)
<i>ln_asset</i>	-0.000785* (-1.88)	-0.000792* (-1.90)	-0.00169 (-1.62)	-0.000788* (-1.71)
<i>dm_per</i>	0.0588*** (2.63)	0.0599*** (2.68)	0.0464 (1.62)	0.0371 (1.35)
<i>open</i>	0.00410*** (3.19)	0.00277** (1.97)	0.00605* (1.93)	0.00226 (0.93)
<i>_cons</i>	-1.017 (-1.17)	-0.715 (-0.82)	-4.593* (-1.70)	-0.975 (-0.86)
所有制固定效应	yes	yes	yes	yes
行业固定效应	yes	yes	yes	yes
省份固定效应	yes	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes	yes
AR(1)			0.010	0.012
AR(2)			0.635	0.574
Hansen/Sargan			0.829	0.541
<i>N</i>	6735	6735	5560	5560

注: \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ , 括号中的数字为双尾检验的 t 或 z 值。

表4 制造业与非制造业行业分析

	制造业样本(GMM)		非制造业样本(GMM)	
	(1) <i>edi1</i>	(2) <i>edi2</i>	(1) <i>edi1</i>	(2) <i>edi2</i>
<i>L.edi1</i>	0.0581 (0.24)		0.426*** (2.58)	
<i>L.edi2</i>		0.448*** (3.22)		0.556*** (4.17)
<i>fc</i>	-5.612* (-1.73)	-1.647* (-1.84)	-2.922 (-0.52)	-1.111 (-1.05)
<i>tf</i>	-5.934 (-0.98)	-0.362 (-0.28)	-3.023 (-0.43)	0.263 (0.19)
<i>sp_sum</i>	0.636** (1.97)	0.143** (1.98)	0.0892 (0.23)	0.143 (1.53)
<i>roe</i>	-0.000625 (-0.30)	-0.000569 (-0.84)	-0.000204 (-0.58)	0.000301*** (2.70)
<i>pse</i>	0.572 (0.82)	0.0568 (0.99)	0.0660 (0.10)	-0.0241 (-0.21)
<i>ln_asset</i>	-0.00438 (-1.51)	-0.000998 (-1.49)	-0.0000544 (-0.02)	-0.000290 (-0.39)
<i>dm_per</i>	0.447** (2.29)	0.0558 (1.55)	0.181 (1.05)	0.0187 (0.43)
<i>open</i>	0.0116 (0.66)	0.00283 (0.65)	0.00207 (0.15)	0.00326 (1.04)
<i>_cons</i>	-13.73 (-1.47)	-1.189 (-0.67)	0.827 (0.10)	-0.977 (-0.58)
所有制固定效应	yes	yes	yes	yes
省份固定效应	yes	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes	yes
AR(1)	0.000	0.002	0.009	0.001
AR(2)	0.376	0.612	0.411	0.502
Hansen/Sargan	0.672	0.125	0.403	0.302
<i>N</i>	3374	3377	2176	2183

注: 采用系统两步 GMM 方法。\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ , 括号中的数字为双尾检验的 t 或 z 值。

制效应,而在非制造业不显著,这在一定程度上说明了分税制改革中地方政府产业发展的偏好,财政集权变量对制造业环境信息披露的抑制效应,反映了地方政府的环境规制与监管效果受到了财政体制激励效应的扭曲。此外,对于重污染与非重污染分样本的回归分析,如表5所示。

可以发现,在重污染的样本分析中财政集权变量显著为负,而在非重污染样本不显著。这与表4制造业分样本回归分析一致。这是因为分税制改革后,增值税和所得税变为地方政府主要税种,地方政府有很强的动力去保护和支产地值大、上缴利税高的企业。尤其部分地方上市公司都是污染排放比较严重的重化工业企业,例如钢铁、电力、石油、化工、建材企业等。对于新兴行业的上市公司,地方政府缺乏动力加以培育扶持。这些行业能够提供的税源征收相对比较困难,盈利周期也比较长。在财政收支压力下,地方政府并没有太大动力去推进产业结构的升级调整。

可见,“激励扭曲”效应的存在使得地方政府的监管行为有所放松,重化工企业财政集权变量与企业环境信息披露指数间存在显著的负向效应。

### 3. 税收视角下的分地区检验

同样,以税收集权为本质特征的分税制改革在税收方面也存在显著差异性。借鉴方红生等<sup>[18]</sup>的做法,将地区分为税收净流出与税收净流入地区。其中税收净流出用(中央税收+地方上解-含税收返还的中央补助收入)表示。如果税收净流出大于0则为税收净流出地区,否则表示税收净流入地区。税收净流出与税收净流入的回归分析结果见表6。

不同税收样本下,财政集权变量与转移支付变量的估计系数呈现显著的差异性。在税收净流出的地区,财政集权变量估计系数基本显著为负,而在税收净流入地区系数基本为正。在考虑到地区之间的异质性后,一方面相比于税收净流入地区,税收净流出地区的地方政府财政压力更大,结果必然是倒逼净流出地区的政府在巨大的收支压力下,极力促进地方经济发展的同时加剧了激励扭曲效应。因而税收净流出地区财政集权对企业环境信息披露的抑制效应更大。另一方面,相比于净流入地区,中央对净流出地区的转移支付非常有限<sup>[18]</sup>,所以中央转移支付在缓解财政集权给地方政府所造成的压

表5 重污染行业与非重污染行业分析

	重污染行业(GMM)		非重污染行业(GMM)	
	(1) <i>edi1</i>	(2) <i>edi2</i>	(1) <i>edi1</i>	(2) <i>edi2</i>
<i>L.edi1</i>	0.364*		-0.101	
	(1.73)		(-0.42)	
<i>L.edi2</i>		0.254		0.542***
		(1.63)		(3.86)
<i>fc</i>	-11.66***	-1.524**	-0.0179	-0.380
	(-2.82)	(-2.11)	(-0.00)	(-0.44)
<i>tf</i>	-5.498	-1.773	-8.983	-0.954
	(-1.33)	(-1.27)	(-1.18)	(-1.11)
<i>sp_sum</i>	0.130	0.0900	0.881	0.195**
	(0.77)	(1.50)	(1.46)	(1.98)
<i>roe</i>	0.000369	0.0000891	0.000550	-0.000684
	(0.14)	(0.43)	(0.16)	(-0.93)
<i>pse</i>	0.371	0.120	0.623	0.0586
	(1.02)	(1.06)	(0.70)	(0.66)
<i>ln_asset</i>	-0.0000912	-0.000629	-0.00914*	-0.00153*
	(-0.06)	(-1.05)	(-1.69)	(-1.76)
<i>dm_per</i>	0.00425	0.00712	0.833***	0.0773
	(0.04)	(0.23)	(2.70)	(1.58)
<i>open</i>	0.00854	0.00650*	0.0200	0.00180
	(1.06)	(1.77)	(0.76)	(0.55)
<i>_cons</i>	-5.986	-1.138	-16.81	-2.991
	(-0.76)	(-0.60)	(-0.88)	(-1.36)
所有制固定效应	yes	yes	yes	yes
省份固定效应	yes	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes	yes
AR(1)	0.001	0.004	0.000	0.003
AR(2)	0.633	0.602	0.231	0.523
Hansen/Sargan	0.823	0.215	0.423	0.312
N	3181	3187	2369	2373

注:同表4。

表6 基于税收净流出与净流入样本下的回归分析结果

因变量	税收净流出地区(GMM)		税收净流入地区(GMM)	
	<i>EDI1</i>	<i>EDI2</i>	<i>EDI1</i>	<i>EDI2</i>
<i>L.edi1</i>	0.00127		0.497***	
	(0.01)		(4.96)	
<i>L.edi2</i>		0.309**		0.439***
		(2.47)		(4.13)
<i>fc</i>	-0.0294	-0.399	29.91*	1.875
	(-0.01)	(-0.70)	(1.67)	(1.12)
<i>tf</i>	-8.199**	0.516		2.220
	(-2.05)	(0.47)		(1.10)
<i>sp_sum</i>	-0.158	0.143*	0.595	0.161**
	(-0.61)	(1.82)	(0.63)	(2.13)
<i>roe</i>	-0.000593	-0.000623	-0.0131	0.000271**
	(-0.38)	(-1.02)	(-0.80)	(2.11)
<i>pse</i>	0.0633	0.0209	0.489	-0.0621
	(0.57)	(0.70)	(1.50)	(-0.72)
<i>ln_asset</i>	0.00164	-0.000509	-0.00290	-0.000851
	(0.59)	(-0.72)	(-0.44)	(-1.23)
<i>dm_per</i>	0.199	0.00312	0.412**	0.0781**
	(1.02)	(0.08)	(2.43)	(2.02)
<i>open</i>	-0.00225	0.00132	0.0193	0.00542
	(-0.50)	(0.48)	(0.82)	(1.35)
<i>_cons</i>	11.21*	-0.391	-42.29*	-3.776**
	(1.80)	(-0.23)	(-1.79)	(-2.08)
所有制固定效应	yes	yes	yes	yes
行业固定效应	yes	yes	yes	yes
省份固定效应	yes	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes	yes
AR(1)	0.012	0.021	0.032	0.033
AR(2)	0.435	0.560	0.790	0.871
Hansen/Sargan	0.652	0.442	0.521	0.423
N	2597	2604	2953	2956

注:同表4。

力以及激励扭曲的效应方面,对于净流出地区可能并不显著。在税收净流出地区转移支付与企业环境信息披露间存在负相关关系。反之,在税收净流入地区转移支付水平的提升在一定程度上促进了企业环境信息披露水平的提高。

(二) 关于分税制改革下政府行为的进一步检验

在上文的模型分析中,财政集权与企业环境信息披露间存在显著的负相关关系,而且这种负面效应在税收净流出地区和重污染行业表现更为显著。但是,对于财政集权下的这种激励扭曲效应与企业环境信息披露之间,究竟表现出的是“攫取之手”还是“援助之手”?据此,构建以非预算内收入与预算内收入之比来度量政府的攫取之手的变量,进一步检验财政集权体制下政府“激励扭曲”效应对企业环境信息披露的影响,构建如下模型:

$$edi_{ijkt} = \alpha_0 edi_{ijkt} + \alpha_1 grab_{kt} + \alpha_2 sp\_sum_{ijkt} + \alpha_3 lev_{ijkt} + \alpha_4 roe_{ijkt} + \phi \cdot U + \delta \cdot \sum ownership_{ijkt} + \eta_{ijkt} + \varepsilon_{ijkt} \quad (2)$$

其中  $grab_{it}$  是政府行为变量,以非预算内收入与预算内收入之比来度量,比重越大说明地方政府的攫取之手行为越强,援助之手行为越弱<sup>[17-18]</sup>。回归分析结果如表 7 所示。

不论是在因变量 EDI1 还是在 EDI2 下,财政集权体制下的 grab 变量估计系数基本显著为负,说明财政集权体制下政府攫取之手行为越强,对企业环境信息披露水平造成的负面影响越大。我国以税收集权为特征的分税制改革引发的中央和地方之间纵向收支不平衡,导致地方政府巨大的增收或增长压力,使得地方政府的攫取之手行为更强,从而加剧了财政集权下的“激励扭曲”效应<sup>[19 22-23]</sup>,抑制了微观企业的环境信息披露行为。

六、主要结论与政策建议

本文通过将分税制改革多个维度的变量与微观企业环境信息披露数据相结合,运用多种计量方法进行的实证分析结果发现:我国以税收集权为本质特征的分税制改革体制,在给地方政府带来了极大的财税激励的同时,对地方政府的环境规制行为产生了极

大的影响,改变了微观企业的环境行为,使得财政集权对企业的环境信息披露呈现显著的抑制效应。在分税制改革中兼顾财力均等化的转移支付,并未有效缓解财政集权体制下对企业环境信息披露的负面效应,反而扩大了一些省份间的差距,加大了财政集权的“扭曲效应”,使得转移支付机制与微观企业的环境信息披露间存在显著的负相关关系。在分行业样本中,财政集权对企业环境信息披露的抑制效应存在显著的行业差异,财政集权与制造业和重污染行业间的负相关关系更为显著。这说明地方政府对高利税的企业,在“激励扭曲”作用下环境监管有所放松。在分税收净流出与净流入地区的分析中,由于税收净流出地区的地方政府财政压力更大,加之转移支付非常有限,使得地方政府在巨大的收支压力下,财政集权对企业环境信息披露的抑制效应更大。而税收净流入地区转移支付水

表 7 政府“攫取之手”与环境信息披露指标回归结果

因变量	EDI1		EDI2	
	OLS	GMM	OLS	GMM
L.edi1		0.471*** (4.61)		
L.edi2				0.460*** (15.48)
grab	-4.816** (-2.22)	-3.882* (-1.71)	-1.548*** (-2.80)	-1.259** (-1.99)
sp_sum	0.347** (2.14)	-0.479 (-0.73)	0.150*** (3.41)	0.232* (1.76)
roe	-0.000223 (-0.96)	-0.000380 (-1.05)	-0.000270*** (-2.65)	-0.000239 (-0.16)
pse	0.0453 (1.14)	0.384** (2.41)	0.0151 (1.37)	0.0538 (1.58)
ln_asset	-0.00251 (-1.58)	0.00227 (0.55)	-0.000775* (-1.86)	-0.00137 (-1.51)
dm_per	0.306*** (3.11)	0.298*** (2.65)	0.0576*** (2.58)	0.0427 (1.61)
open	0.00902** (2.53)	0.0234** (2.38)	0.00317** (2.52)	0.00539** (2.29)
_cons	-7.996** (-2.36)	-1.891 (-0.17)	-0.761 (-0.87)	-4.313* (-1.96)
所有制固定效应	yes	yes	yes	yes
行业固定效应	yes	yes	yes	yes
省份固定效应	yes	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes	yes
AR(1)		0.041		0.031
AR(2)		0.405		0.602
Hansen/Sargan		0.511		0.485
N	6728	5550	6735	5560

注:同表 4。

平的提升在一定程度上促进了企业环境信息披露水平的提高。此外,财政集权体制下政府攫取之手行为越强,对企业环境信息披露水平造成的负面影响越大。

本文的研究结论为分税制改革对微观企业的环境行为影响提供了新的研究视角与实践路径,并得出了相关政策启示。首先,在分权改革中要全面考量财政集权产生的“激励扭曲”效应对微观企业环境行为的影响,注重宏观政策引导与政策失灵的纠正,降低“攫取之手”负面效应的影响。其次,针对财政集权体制存在的地区税收异质性差异,为降低财政集权在税收净流出地区对企业环境披露行为的负面效应,中央政府应将财政收支与转移支付力度控制在合理区间内,健全完善区域间有差异的转移支付机制,发挥其对区间财力不均的调整作用。同时,不应再单纯以GDP为主要考核指标,而应建立多层次、多维度的政绩考核标准,激励地方政府积极调整产业结构,优化区域生态环境。

#### 参考文献:

- [1]周黎安.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].经济研究,2007(7):36-50.
- [2]傅勇,张晏.中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价[J].管理世界,2007(3):4-12.
- [3]李涛,周业安.财政分权视角下的支出竞争和中国经济增长[J].世界经济,2008(1):1-15.
- [4]Bebbington, J., Gray, R., 2001, "An Account of Sustainability: Failure, Success and A Reconceptualization", *Critical Perspectives on Accounting*, 12(5):557-588.
- [5]Morck, R., Shleifer, A., Vishny, R. W., 1988, "Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis", *Journal of Financial Economics* 20:293-315.
- [6]张秀敏,杨连星,李晓琳.企业社会责任项目的评估方法探析[J].管理现代化,2014(3):58-62.
- [7]Cormier, D., Magnan, M., 2003, "Environmental Reporting Management: A Continental European Perspective", *Journal of Accounting and Public Policy* 22:43-62.
- [8]陶然,陆曦,苏福兵等.地区竞争格局演变下的中国转轨:财政激励和发展模式反思[J].经济研究,2009(7):21-33.
- [9]Holmstrom, B., Milgrom, P., 1991, "Multitask Principal-agent Analyses: Incentive Contracts, Asset Ownership, and Job Design", *Journal of Law, Economics, & Organization*, 7:24-52.
- [10]王永钦,张晏,章元等.中国的大国发展道路——论分权式改革的得失[J].经济研究,2007(1):4-16.
- [11]Cho, C. H., Patten, D. M., 2007 "The Role of Environmental Disclosures as Tools of Legitimacy: A Research Note", *Accounting, Organizations and Society*, 32(7):639-647.
- [12]李晚金,匡小兰,龚光明.环境信息披露的影响因素研究——基于沪市201家上市公司的实证检验[J].财经理论与实践,2008(3):47-51.
- [13]Huang, B., Chen, K., 2012, "Are Intergovernmental Transfers in China Equalizing?", *China Economic Review*, 23(3):534-551.
- [14]McWilliams, A., Siegel, D., 2000, "Corporate Social Responsibility and Financial Performance: Correlation or Misspecification?", *Strategic Management Journal* 21:603-609.
- [15]Ole-Kristian Hopea, Tony Kang & Yoonseok Zang, 2007, "Bonding to the Improved Disclosure Environment in the US: Firms' Listing Choices and Their Capital Market Consequences" *Journal of Contemporary Accounting & Economics* 3:1-33.
- [16]Patten, D. M., 1992, "Intraindustry Environmental Disclosures in Response to the Alaskan Oil Spill: A Note on Legitimacy Theory", *Accounting, Organizations and Society*, 17:471-475.
- [17]陈抗, Arye L. Hillman, 顾清扬.财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手[J].经济学(季刊), 2002(1):111-130.
- [18]方红生,张军.攫取之手,援助之手与中国税收超GDP增长[J].经济研究,2013(3):108-121.
- [19]李永友,沈玉平.转移支付与地方财政收支决策——基于省级面板数据的实证研究[J].管理世界,2009(11):41-53.
- [20]Sigman, H., 2002, "International Spillovers and Water Quality in Rivers: Do Countries Free Ride?", *American Economic Reviews* 92:1152-1159.
- [21]李猛.中国环境破坏事件频发的成因与对策——基于区域间环境竞争的视角[J].财贸经济,2009(9):82-88.



[22]Huang , B. , Chen , K. , 2012, “Are Intergovernmental Transfers in China Equalizing?”, *China Economic Review* , 23(3) :534-551.

[23]郭建万 陶锋. 集聚经济 环境规制与外商直接投资区位选择——基于新经济地理学视角的分析[J]. 产业经济研究 2009(4) :29-37.

(责任编辑: 雨 珊)

## The Tax Reform Has Affected the Enterprise Environment Information Disclosure?

Yang Lianxing<sup>1</sup> , Zhang Xiumin<sup>2</sup> , Chen Jing<sup>2</sup>

(1. School of Economics , Renmin University , Beijing 100872 , China;

2. School of Business , East China Normal University , Shanghai 200062 , China)

**Abstract:** The tax reform shows significant effects on the regional environment , but the influence of the environmental behavior of micro enterprises have not in-depth research. By the introduction of domestic listed companies from 2005 to 2011 enterprise environmental information disclosure , we found that the tax reform has changed the environmental regulation behavior of local government , and has significantly inhibitory effect on the environmental information disclosure. In divisions and tax status of sample analysis , the influence of the transfer payment to information disclosure still exist significant differences. In addition , the stronger of local government’s “grabbing hand” behavior , the more negative influence on enterprise environmental information disclosure level. Finally , we put forward some suggestions to improve the regional environment.

**Key words:** fiscal centralization; environmental information disclosure; industry differences; grabbing hand; transfer payments

.....  
( 上接第 31 页)

## Effect Analysis of Industrial Structure Optimization and Upgrading ——Empirical Research on Coupling of Information Industry and Manufacturing

Tao Changqi , Zhou Xuan

(School of Statistics , Jiangxi University of Finance and Economics , Nanchang 330013 , China)

**Abstract:** This is the first use of coupling between information industry and manufacturing to do quantitative research on spatial effects of China’s industrial structure optimization and upgrading under industry convergence. So that to quantify the impact of industry convergence to industrial structure optimization and upgrading. And it also refines the mechanisms and action efforts of industry coupling to industrial structure optimization and upgrading. Studies have shown that as following. Coupling coordination degree between information industry and manufacturing in China perform uncoordinated generally except Guangdong province and Jiangsu province. This is relevant to low coupling efficiency under industry transition. Regional industry coupling shows spatial correlation and consistency of regional economic development to the role of industrial structure optimization and upgrading. Thanks to the developed economies of Eastern, “two-oriented society” privileges and innovation policy of Central and “Rise of Central China” as well as harmony government control policy of Western China. In summary , firstly , China should deepening coupling effects of the industry. Secondly , we should exert competing advantage of provincial high-tech. Finally , it is also important to maintaining dominant position of knowledge-intensive high-tech industries. In addition , resolving the spatial barriers of information technology , consolidating the dynamic adjustment mechanisms of the government , blurring the boundaries of industry coupling are keys to optimizing the industrial structure.

**Key words:** industry convergence; industrial structure optimization and upgrading; information industry; manufacturing; spatial cluster