

减税的经济增长效应研究

李 戎 张凯强 吕冰洋*

摘要：供给学派和凯恩斯学派都给出降低税收将促进经济发展的解释，实践中各个国家的减税政策也在一定程度上提高了经济增长率。本文立足于中国的县级地区数据，对税率与经济增长的关系进行探讨，借鉴 Lee 和 Gordon(2005) 构建工具变量来处理变量间的内生性问题，实证结果表明分别降低县级地区的企业所得税和增值税实际有效税率 1%，该地区的经济增长率将分别提高 0.24% 和 0.45%。拓展分析发现，县级地区企业税率降低将提高企业投资水平而进一步扩大产出，但同时也减少了县级地区的财政收入，因此地方政府依然面临严峻的财政压力。这一结论为我国税制结构的调整和完善提供参考和建议。

关键词：减税；地区税率；经济增长

一、引言及文献综述

20 世纪 80 年代到 90 年代，“降低税率、扩大税基”的税制改革逐步从美国等发达国家扩大到发展中国家。美国在 21 世纪初推出减税方案来刺激消费和增加就业，其在不同时段的减税政策都在一定程度上带动了经济发展。中国于 2008 年开始实行结构性减税政策，其中，仅在 2016 年，中央政府就实行了一系列的减税、降费措施，包括阶段性降低社会保险费率、下调银行卡刷卡手续费、取消普通化妆品的消费税等。那么，税收减少和税率降低将在多大程度上带动地区的经济增长？对于不同的税种，降低税率的经济增长效应是否有显著差异？减税对财政压力是否产生较大影响？对于这些问题的科学回答，是制定最优减税降费政策以推动经济增长的关键。本文着眼于税收的变化与地区经济增长之间的关系，从实证角度出发，分析如下三个问题：第一，对减税的经济增长效应进行定量分析；第二，在减税的工具选择上，比较降低企业所得税与增值税带来的经济增长效应的差异；第三，分析减税给地方政府带来的财政压力的大小。本文的结论为我国税收政策的变化和调整提供分析和建议。

减少税收促进经济增长和经济发展是众多经济学派的共识，例如站在边际税率角度的供给学派、基于凯恩斯主义有效需求理论的凯恩斯主义学派，以及在新古典增长模型、内生

* 李戎，中国人民大学财政金融学院，中国财政金融政策研究中心，邮政编码：100872，电子信箱：lirong.sf@ruc.edu.cn；张凯强，中国社会科学院财经战略研究所，邮政编码：100028，电子信箱：zkq@ruc.edu.cn；吕冰洋，中国人民大学财政金融学院，中国财政金融政策研究中心，邮政编码：100872，电子信箱：lby@ruc.edu.cn。

本文得到国家自然科学基金青年基金项目“异质性个体与财政融资方式对扩张性财政政策效果的影响”（项目批准号：71503256）、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“供给侧结构性改革与财政收入体系建设”（项目编号：16JJD790058）资助。本文是第三届“中国经济增长与发展博士论坛”入选论文。感谢博士论坛点评嘉宾提出的宝贵修改意见，当然文责自负。

经济增长模型中的探讨,都认为减少税收一定程度上在长期或者短期促进了经济发展(Chamley, 1981; Summers, 1981; Lucas, 1990; Rebelo, 1991; 龚六堂、邹恒甫, 2002)。但是也有理论研究表明,税收的减少或税率的降低将导致利率增加,影响消费者信心,进而一定程度上减少产出(Friedman, 1968; Aiyagari et al., 1992)。

相比理论分析税收对产出或者经济增长影响的不确定性,对二者之间经验分析的技术处理也面临着较大的挑战。首先,考察二者之间的关系面临遗漏变量的问题。税收政策的调节通常伴随着政府政策的目标,而不同税收政策的目标将不同程度地影响其他宏观经济变量,如财政支出、债券、利率等,上述变量也将对产出的变化产生影响,因而考察税收与经济增长之间的关系在实证分析时容易存在遗漏变量问题,导致分析结果的偏误。其次,存在反向因果关系。如果一个地区具有较高的产出和经济增长,在一定的财政收入目标下可能降低税率。因而,税收与地区经济增长之间的内生性,对准确地衡量二者之间的作用程度提出了挑战。

在实证分析中,国内外文献主要基于时间序列、截面或者面板数据进行分析,并认为减税的增长效应显著,但也有学者得到不同的结论。基于数据不同,分析方法主要分为两类:采用以时间序列数据为基础的向量自回归类模型(VAR、SVAR等)(马拴友, 2001; 刘溶沧、马拴友, 2002; Blanchard and Perotti, 2002; C.D. Romer and D.H. Romer, 2010)和采用截面或者面板数据进行研究(Mendoza et al., 1997; Kneller et al., 1999; Lee and Gordon, 2005; Best et al., 2015; Adkisson and Mohammed, 2014; 马拴友、于红霞, 2003; 李绍荣、耿莹, 2005; 李涛等, 2011; 张胜民, 2013)。虽然所得结论主要为减税或者降低税率将刺激和促进经济增长,但是有些学者得到不同的结论,如Mendoza等(1997)认为税率对经济的影响不显著。

在减税的增长效应文献中,结论为降低有效税率1%将提高经济增长率的区间为:从不足0.1%到1.2%之间。国外文献方面,Mendoza等(1997)直接采用普通最小二乘(OLS)方法基于OECD国家的数据分析消费税、劳动税、资本税的有效税率变化对经济增长的影响,结论显示,降低劳动税和资本税的有效税率将有利于经济增长,而降低消费税对经济增长的影响则不显著。Kneller等(1999)同样采用OECD国家数据运用固定效应(FE)和随机效应(RE)方法进行分析,而Adkisson和Mohammed(2014)采用美国各州的数据说明销售税和个人所得税的收入降低将提高经济增长率。国内文献方面,马拴友(2001)、刘溶沧和马拴友(2002)分别使用时间序列数据和面板数据考察我国的税率与经济增长之间的关系,认为对劳动和资本征税将降低经济增长率,对消费征税则对经济增长的影响不显著,该结论与Mendoza等(1997)的观点一致;在以全国数据为样本分析的基础上,马拴友和于红霞(2003)使用省级数据得出边际税率提高1%,可导致人均经济增长率下降0.23%;李绍荣和耿莹(2005)同样采用OLS方法分析得到资源税、所得税和商品税的增加将扩大生产规模;李涛等(2011)利用空间面板数据分析税收竞争角度下税率与经济增长之间的关系;张胜民(2013)采用FE和RE方法考察了不同税收的变化在东、中和西部地区带来的经济增长率的差异。

在减税的增长效应分析中,国外文献着重处理了变量间的内生性问题。Lee和Gordon(2005)采用工具变量方法(IV)通过跨国数据表明降低企业所得税税率10%将促进经济增长率提高1%~2%;Branson和Lovell(2001)同样采用该方法探讨了新西兰的税制结构对经济增长的影响;Canavire-Bacarreza等(2013)基于19个拉丁美洲国家的数据采用系统GMM

方法,认为提高企业所得税将一定程度促进经济增长;Best等(2015)使用拟自然实验的Bunching方法考察巴基斯坦税收政策的变化对税收收入和产出效率的影响。而在国内经验分析文献中,对于面板数据多采用普通最小二乘法(OLS)或者固定效应(FE)模型估计,均不能很好地处理内生性问题,而税收政策、税率结构与经济增长存在双向因果、遗漏变量等内生性问题。对内生性问题的忽视,可能的原因是将税率与经济产出之间的关系简单化,进而缺乏对该问题进一步深入思考,或者是由于二者的内生性问题难以处理等因素。

故本文借鉴Lee和Gordon(2005)采用工具变量方法(IV),考察我国税率结构变化对地区经济增长的影响。本文的贡献主要在三方面:首先,基于县级面板数据和中国工业企业数据库,对我国县级地区的企业所得税和增值税实际有效税率进行测算,考察我国微观企业的市场行为。其次,在此基础上利用工具变量分析来处理内生性问题,进而对县级地区的微观税率和地区经济增长之间的影响机制进行刻画和核算,得到结论为:分别降低企业所得税和增值税实际有效税率1%,则该地区的经济增长率将分别提高0.24%和0.45%。可以发现,我们使用县级样本,相比省级样本则结论更有说服力,实证结果更稳健;考虑内生性问题的实证结论,即减税的增长效应结果大于刘溶沧和马拴友(2002)、马拴友和于红霞(2003)分别基于全国和省级数据的分析结果;结论显示,降低企业增值税税率的增长效应较企业所得税更为显著。最后,在拓展分析中,实证结果显示县级地区企业税率降低将提高企业投资水平,进一步扩大产出,此时一定程度上减少了县级地区的财政收入,各地依然面临严峻的财政压力。因而,减少税收将释放地方经济活力,带动地区的经济发展。

本文余下部分结构安排如下:第二部分是计量模型和数据说明;第三部分为税率结构的事实分析;第四部分为实证结果;最后为结论部分。

二、计量模型与数据说明

本部分采取的实证检验策略是,以县级地区的企业所得税税率和增值税税率作为核心解释变量,以该地区的经济增长率作为被解释变量,通过IV方法考察二者的作用机制。

(一) 计量模型

为了实证检验上述理论假说,我们建立面板数据计量模型,基准计量方程如下:

$$Y_{ct} = a_0 + a_1 cit_{ct} + a_2 vat_{ct} + \sum_{j=1}^n c_j \cdot X_{ct} + u_p + v_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

首先,在模型中被解释变量 Y 为经济增长率 GR_{ct} ,即县级地区 c 在时间 t 年份的实际GDP的增长率,相比地区GDP或者人均GDP表征的地区的绝对产出,用相对量来衡量地区的经济发展水平更具有可比性,同时将人均实际GDP的对数($\ln gdp_{pc}$)表征的人均经济发展水平作为控制变量加入实证模型(Lee and Gordon, 2005)。此外,拓展分析中,将进一步考察降低县级地区的税率水平直接导致的财政收入的减少程度,及其对县级地区投资水平即县级地区的固定资产投资净值的影响,因此考察模型(1)中的被解释变量 Y 依次变为县级地区的一般公共预算收入($\ln income$)和支出($\ln expend$),以及县级地区企业固定资产投资净值加总($\ln nfasset$)。

其次,使用县级地区实际有效企业所得税率和增值税率来作为解释变量, cit_{ct} 和 vat_{ct} 分别表示地区 c 在时间 t 年份的总体的实际有效所得税率和实际有效增值税率。某一地区的企业所得税实际有效税率等于该地区企业的应缴所得税总额与该地区企业的报告利润总额

的比例^①(王小龙、方金金,2015;陈晓光,2016);某一地区企业的增值税实际有效税率等于该地区企业的应缴增值税总额与该地区企业的工业增加值总额之比(陈晓光,2016;吕冰洋等,2016)。其中,在加总过程中,考虑到企业的资产、规模对地区经济和地区税率的影响不同,采取两种方式加总:以企业资产权重加总和直接加总。权重加总得到的某一地区的企业实际有效税率记为该地区所得税的权重税率和增值税的权重税率(后文同);直接加总得到的某一地区的企业实际有效税率记为地区所得税的平均税率和增值税的平均税率(后文同)。在实证估计中,以地区权重税率为基准模型的核心解释变量,将地区的平均税率的回归结果作为稳健性分析。

考虑到降低地区税率将促进商品供给,增加消费者需求,进一步促进地区的经济增长;反过来,一个地区具有较高的经济增长,在税基不断扩大的基础上,该地区将降低税率,进一步释放经济活力和优化资源配置,再次扩大经济产出,即凯恩斯的“乘数效应”。故核心变量税率与地区经济增长率之间存在内生性问题,采用IV方法进行分析,其中工具变量采用某一地区的邻近地区的权重税率,通过反距离矩阵(inverse distance matrix)作为权重核算加总得到,记为邻近地区的所得税和增值税的权重税率(后文同)^②。借鉴Lee和Gordon(2005),本文使用某一地区的邻近地区的所得税和增值税税率分别作为该地区税率的工具变量,满足其与解释变量相关(工具变量的获得来自解释变量),且与被解释变量无关(即邻近地区的税率与该地区的增长率无关)的IV方法要求。

本文要考察的对象为 a_1 、 a_2 是否显著小于零,即税率的降低是否提高该地区的增长率,释放该地区经济增长的活力。Johansson等(2008)、Arnold等(2011)使用OECD国家的年度数据研究发现,所得税的降低不利于经济增长,财产税和消费税的降低有利于经济增长;而Karras和Furceri(2015)则使用该数据得出所得税与商品税的降低均有利于经济增长的结论,Adkisson和Mohammed(2014)利用美国的数据也得到上述结论。那么考虑我国的税制结构,所得税和增值税对经济增长的影响如何?

依据已有文献(Mankiw et al., 1992; Lee and Gordon, 2005; 李涛等, 2011; 赖一飞等, 2016),地区控制向量 X 包括:经济发展水平($\ln gdp$),使用人均实际国内生产总值的自然对数来反映;地区人口密度($\ln pop$),即总人口与行政面积的比值取自然对数;第二产业占比($industry$),使用的是第二产业增加值占国内生产总值的比重;城镇化水平($urban$),即城镇人口占总人口的比重;财政支出水平($fiscal$),即财政支出与国内生产总值的比值;人口增长率($poprate$)和通货膨胀率($gdpdef_provr$)。此外,我们还考虑了县级地区所在地级市的虚拟变量(u_p)和年份固定效应(v_t),以控制不可观测因素(包括地区的文化传统和社会习俗、经济 and 政策的周期性变动等)对实证结果的影响。 ε_{it} 是随机扰动项。

(二) 数据说明

实证分析使用了中国县级层面数据,时间跨度是1998–2007年,来自历年《全国地市县财政统计资料》、《中国区域经济统计年鉴》、《中国统计年鉴》和中国工业企业数据库,其中企业税率数据主要来自于中国工业企业数据库,经济增长的指标和县级地区的控制变量主

^①地区企业所得税和企业增值税的实际税率是根据中国工业企业数据库规模以上企业的基础数据计算得到,具体的数据处理过程,参见数据说明部分。

^②具体的计算方法和分析,参照第三部分事实分析工具变量(IV)描述部分。

要来自于《全国地市县财政统计资料》、《中国区域经济统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

本文使用国家统计局的年度工业企业调查数据,数据处理方法参照吕冰洋等(2016),不同之处在于,本文删去了关键变量大于其 99.5%分位数和小于其 0.05%分位数的观测值,考虑到存在大量企业报告其税前利润为非正值情况(主要为 0 值),其比例超过 25%(吕冰洋等,2016),对此本文剔除企业应缴所得税税额、企业利润、企业本年应缴增值税、企业增加值等变量的非正值,获得地区权重税率后通过反距离矩阵获得相关工具变量数据。将得到的地区税率和工具变量数据,与县级地区经济数据合并,对控制变量 $\ln gdp pc$ 、 $\ln pop int en$ 、 $industry$ 、 $urban$ 、 $fiscal rate$ 舍弃 1%的尾部观测值。在稳健性分析中,我们放松对于数据样本的限制。

为了使各年份的数值可比,我们还利用工业品出厂价格指数将所有变量统一换算为以 1998 年价格衡量的数值。本文的实证分析不包括西藏、北京、上海、天津、重庆的数据,同时,剔除经济增长率的异常值,仅保存该值在 -0.2 到 0.2 之间的数值^①。其中主要变量的描述性统计见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	变量说明	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量:县级地区增长率						
GR	经济增长率	10 796	0.081	0.071	-0.200	0.200
$\ln income$	一般公共预算收入的对数(收入合计真实值)	10 768	3.058	0.886	-0.594	6.802
$\ln expend$	一般公共预算支出的对数(支出合计真实值)	10 768	4.078	0.547	1.680	6.697
$\ln nfasset$	企业固定资产年平均余额净值真实值的对数	10 796	6.357	2.240	-4.098	14.444
解释变量:县级地区税率						
$citsum_ov$	企业所得税权重税率	10 796	0.254	0.132	0.000	0.984
$citsum_1$	企业所得税平均税率	10 796	0.246	0.116	0.000	0.963
$vatsum_ov$	企业增值税权重税率	10 796	0.156	0.079	0.001	0.834
$vatsum_1$	企业增值税平均税率	10 796	0.141	0.062	0.005	0.759
工具变量:邻近地区						
$citsum_ov_weight$	邻近地区的所得税权重税率	10 796	0.131	0.031	0.067	0.255
$vatsum_ov_weight$	邻近地区的增值税权重税率	10 796	0.081	0.017	0.042	0.121
$expend1_gdp_weight$	反距离矩阵获得的邻近地区财政支出占 GDP 比重的权重值	10 796	1.796	4.175	0.052	110.829
控制变量:						
$\ln gdp pc$	人均实际 GDP 对数	10 796	8.632	0.620	7.160	10.172
$\ln pop int en$	人口密度的自然对数= $\ln(\text{总人口}/\text{行政面积})$	10 796	0.032	0.025	0.000	0.110
$industry$	第二产业占比=第二产业增加值/GDP	10 796	0.373	0.134	0.070	0.766
$urban$	城镇化水平=城镇人口/总人口	10 796	0.164	0.113	0.000	0.815
$fiscal rate$	财政支出占 GDP 比重	10 796	0.121	0.085	0.027	0.647
$pop rate$	人口增长率	10 796	1.006	0.026	0.727	1.889
$gdp def_pro vrate$	通货膨胀率	10 796	1.022	0.037	0.702	1.154

三、事实分析

(一) 县级地区的实际有效税率与经济增长

1. 县级地区的实际有效税率

陈晓光(2016)以企业所得税和增值税税率数据分析了县级地方政府的财政压力对该地

^①在以上数据分析的基础上,如表 1 所示,我们的县级样本数为 10 796。为了保证县级样本选择的随机性,我们对县级样本进行简要的描述性分析,其中,东部地区、中部地区、西部地区的县级地区占比依次为 36.6%、29.9%、33.5%;此外,贫困县占比为 26.1%。

区税收征管力度的影响;吕冰洋等(2016)从政府与市场关系角度分析了以县级地区的企业所得税和增值税税率表征的税率结构与财政分权的相互作用机制。因而,本文同样考虑作为共享税,且占据地方财政收入重要地位的企业所得税和增值税,通过直接核算县级地区的两种税率来表征该地区的税率结构,考察其对地区经济增长的影响。

图1和图2,分别描述了县级地区的权重税率和平均税率的概率分布图,图形显示,企业所得税权重税率与平均税率、增值税权重税率与平均税率分布相似^①。结合表1,企业所得税权重税率(*citsum_ov*)与平均税率(*citsum_1*)二者的均值依次是0.254、0.246,标准差依次是0.132、0.116,其中权重税率数值较大、分布较为分散;增值税的权重税率与平均税率的分布与所得税也相似,表明个体企业产值在核算企业所在县级地区的总体税率时影响较小。此外,可以发现两种实际有效税率的均值均小于法定税率,且实际有效税率在地区之间具有较大的差异。陈晓光(2013)认为企业增值税实际税率存在差异的原因90%来自产业内部,而吕冰洋等(2016)分析了政府间关系对企业实际税率间差异的影响,发现地方政府面临的企业所得税和增值税分成比例上升,导致企业实际税率上升。本文基于此,分析地区的实际有效税率差异导致的地区经济增长差异。

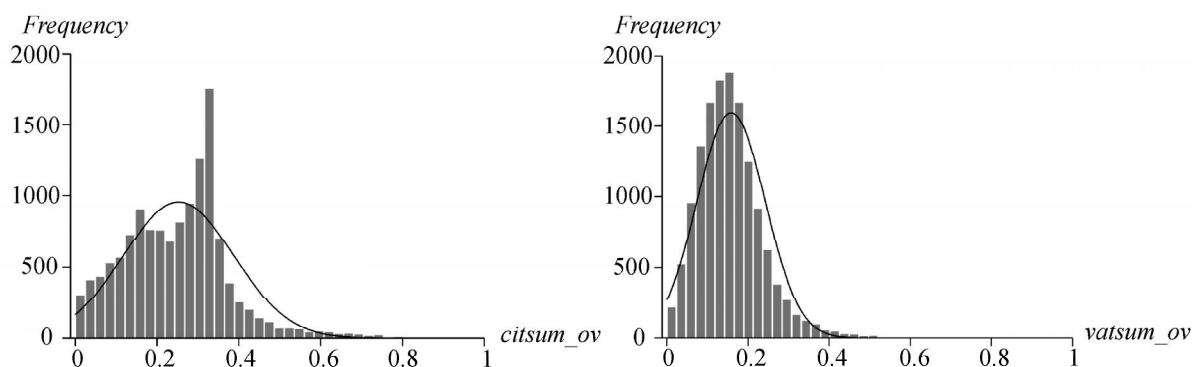


图1 县级地区所得税和增值税权重税率分布曲线

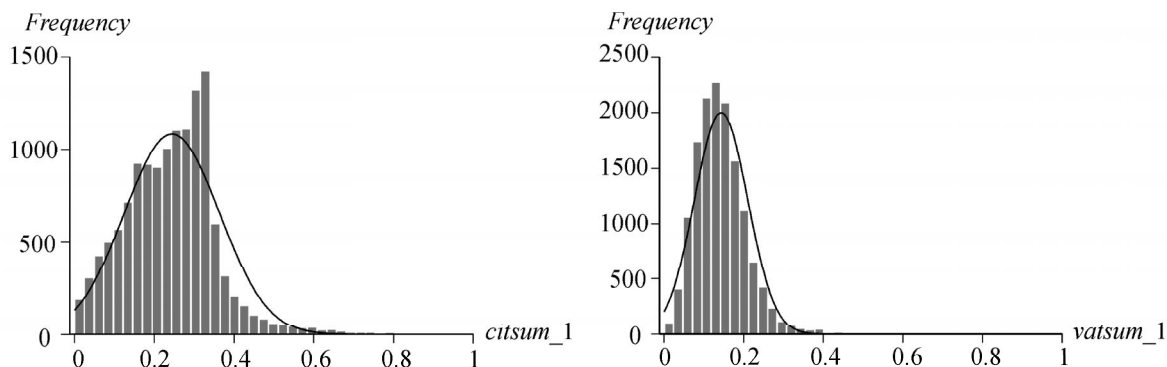


图2 县级地区所得税和增值税平均税率分布曲线

2. 县级地区的实际有效税率与经济增长

降低企业税率,将增加产品供给,提高消费者可支配收入,进而扩大消费需求,供给和需求的增加进一步提高产出,促进地区经济增长。供给学派认为降低边际税率可以提高劳动者的工作积极性,将增加产品供给;凯恩斯学派认为降低税率将扩大需求,拉动产出的增长。

^① 本文第二部分详细介绍了县级地区两种税率的计算方法,以及数据来源和处理方法。

两种学派均认为税率的降低将提高地区的经济增长率。那么我国县级地区的经济增长率与地区实际有效税率是否存在显著负向关系?

图3描述了县级地区税率与地区经济增长率平均值的变化情况,可以看到:地区税率在缓慢降低;地区经济增长率波动较大,且缓慢提高。县级地区企业所得税和增值税税率逐步降低,吕冰洋等(2016)认为县级地区的分成率降低,使得企业逃税增加进而实际税率降低;而地区经济增长率在1998年出现波动的主要原因是金融危机以及通货膨胀率的影响(陈玉宇、谭松涛,2005;张成思,2012)。关于县级地区税率对经济增长率的影响机制,本文将进一步通过实证分析进行检验。

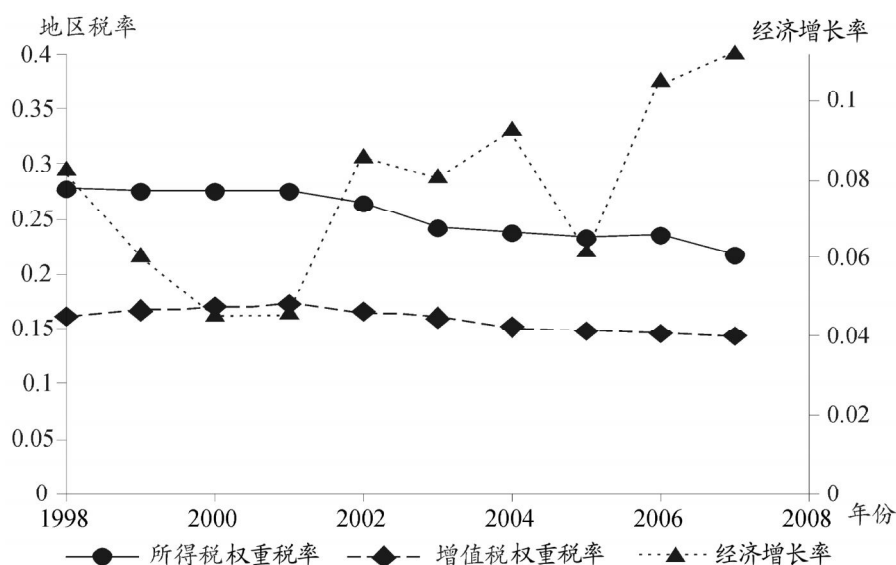


图3 县级地区权重税率与经济增长率平均值示意图

(二) 工具变量——邻近地区的权重税率与财政支出比重的权重值

财政分权的有效配置可以发挥各级政府的优势、提高资源配置效率、完善政府和市场关系。而财政分权的途径之一即为相邻地区间的税收竞争,降低本地区企业实际税率促进经济增长(Grassmueck and Shields, 2010; Feld and Schnellenbach, 2011)。本文将邻近地区之间的税收竞争加入对县级地区税率的工具变量的设置,借鉴 Lee 和 Gordon (2005) 的方法构造工具变量。

利用某一县级地区邻近地区两税权重税率作为该地区权重税率的工具变量,对模型(1)进行分析。本文在求得县级地区所得税权重税率和增值税权重税率的基础上,再利用反距离矩阵(inverse distance matrix)^①,核算某一地区邻近地区所得税权重税率(*citsum_ov_weight*)和邻近地区增值税权重税率(*vatsum_ov_weight*),计算公式为:

$$citsum_ov_weight = W \cdot citsum_ov$$

$$vatsum_ov_weight = W \cdot vatsum_ov$$

其中, W 为反距离矩阵,显然邻近地区权重税率将直接影响该地区的权重税率和平均税率,而与该地区的经济增长率没有关系,同时我们认为邻近地区的权重税率与该地区的不可观

^① $w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^2} / \sum_{j=1}^N \frac{1}{d_{ij}^2} > 0, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases}$, d_{ij} 表示两个地区之间的距离。

测因素不相关,故以此进行工具变量估计。

图 4 表明,某一地区邻近地区的权重税率与该地区的权重税率的概率分布情形完全不同。结合图 1、图 2,解释变量的概率分布表现为单峰形状,工具变量则表现为双峰形状;结合表 1,某一地区邻近地区的所得税权重税率(*citsum_ov_weight*)和增值税权重税率(*vatsum_ov_weight*)的数据特征与解释变量也相差较大,二者均值依次是 0.131、0.081,均远小于解释变量的均值。

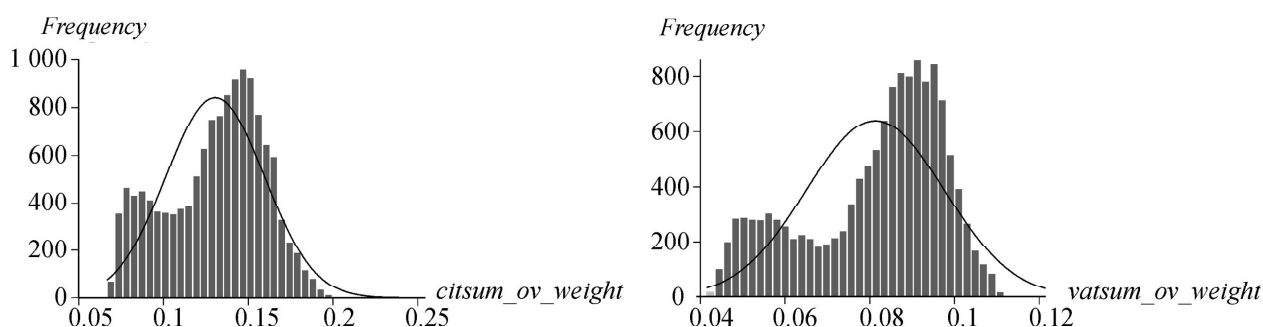


图 4 县级地区邻近地区的权重税率分布图

Lee 和 Gordon(2005)仅仅考虑了地区间税率的相互影响,而忽视了地区之间的财政竞争也表现为财政支出的竞争(Keen and Marchand, 1997; Oates, 1999)。进而,在某一地区两种税率邻近地区工具变量的基础上,考虑该地区邻近地区财政支出占 GDP 比重的权重值(*expend1_gdp_weight*)也作为工具变量。同理,计算过程如下:

$$expend1_gdp_weight = W \cdot fiscalrate$$

其中, *fiscalrate* 表示某一地区的财政支出占 GDP 的比重。对某一地区财政支出占 GDP 比重以及邻近地区比重的权重值的数据描述见表 1,二者的均值依次是 0.121、1.796,将此工具变量加入 IV 分析,三工具变量的回归结果在稳健性分析中讨论。

四、实证结果

(一) 基准结果

表 2 是(1)式的回归结果,其中第(1)-(2)列采用普通最小二乘(OLS)进行回归,第(3)-(4)列采用工具变量方法(IV)。

在 IV 变量估计中,含有两个内生变量地区所得税和增值税的权重税率(*citsum_ov*, *vatsum_ov*),同时包括两个工具变量,即该地区的邻近地区所得税和增值税权重税率(*citsum_ov_weight*, *vatsum_ov_weight*),则不需要进行过度识别检验。进一步,对 IV 回归估计进行弱工具变量检验、Durbin-Wu-Hausman(DWH)和 Hausman 内生性检验,检验结果见表 2。从第(3)和(4)列的回归结果可以看到,弱工具变量检验的结果中 *F* 统计量均超过 10,而且 *F* 统计量的 *P* 值为 0,故拒绝弱工具变量假设;内生性检验的结果显示在 1%的显著水平上拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设,即认为存在内生变量,此为进行 IV 估计的前提。

首先,考察核心解释变量的估计结果:由表 2 第(4)列可知,县级地区的所得税和增值税的权重税率分别提高 1%,该地区的经济增长率将分别降低 0.24%、0.45%。基于我国县级地区的经济数据研究发现,降低企业所得税和增值税的税率均能显著提高地区的经济增长率,故与 Adkisson 和 Mohammed(2014)以及 Karras 和 Furceri(2015)对 OECD 国家和美国的数据分析结果相似,刘溶沧和马拴友(2002)利用中国数据也得到了降低劳动和商品税率将提高

经济增长率的结论;此外,增值税的减税效应将更为显著,也与较多的研究结论相同(Hakim and Bujang,2012;Afonso and Jalles,2014)。因此,降低企业的税率将增加企业的供给,带动消费者的消费,释放经济活力,促进经济发展。

其次,考察控制变量的回归结果:地区的经济发展程度将提高该地区的经济增长率,地区具有较高的人口增长率和通货膨胀率将拉低地区的经济增长率。回归结果显示该地区的人均实际 GDP 对数(*lngdppc*)、工业化水平(*industry*)、财政支出占 GDP 比重(*fiscalrate*)对经济增长率有正向作用,即县级地区具有一定的经济基础是经济快速发展的前提;而地区的人口密度对数(*lnpopinten*)、人口增长率(*poprate*)、通货膨胀率(*gdpdef_provrate*)阻碍该地区的经济增长,人口增长具有较高的速度将降低人均资本水平进而拉低地区经济增长率,而高的通货膨胀率通常表示经济不稳定,不利于经济的长期增长;此外,城镇化水平(*urban*)与地区经济增长率的回归结果不显著。

表 2 县级地区权重税率对地区经济增长的影响

变量	实际经济增长率(<i>GR</i>)			
	(1) OLS	(2) OLS	(3) IV	(4) IV
<i>citsum_ov</i> 企业所得税权重税率	-0.014 *** (0.005)	-0.011 ** (0.005)	-0.542 *** (-0.199)	-0.240 * (-0.123)
<i>vatsum_ov</i> 企业增值税权重税率	-0.023 *** (0.009)	-0.021 ** (0.009)	-0.565 ** (-0.276)	-0.453 * (-0.233)
<i>lngdppc</i> 人均实际 GDP 对数	0.030 *** (0.002)	0.048 *** (0.002)	0.014 ** (-0.007)	0.037 *** (-0.004)
<i>lnpopinten</i> 人口密度对数	0.058 * (0.033)	-0.096 * (0.054)	-0.258 (-0.157)	-0.286 *** (-0.089)
<i>industry</i> 第二产业占比	0.048 *** (0.007)	0.036 *** (0.008)	0.061 *** (-0.011)	0.029 *** (-0.01)
<i>urban</i> 城镇化水平	-0.048 *** (0.007)	-0.051 *** (0.011)	-0.034 *** (-0.012)	-0.018 (-0.017)
<i>fiscalrate</i> 财政支出占 GDP 比重	0.175 *** (0.011)	0.182 *** (0.013)	0.189 *** (-0.019)	0.163 *** (-0.017)
<i>poprate</i> 人口增长率	-0.445 *** (0.046)	-0.465 *** (0.049)	-0.497 *** (-0.061)	-0.498 *** (-0.056)
<i>gdpdef_provrate</i> 通货膨胀率	-0.191 *** (0.022)	-0.266 *** (0.023)	-0.425 *** (-0.1)	-0.364 *** (-0.04)
DWH 内生性检验 <i>P</i> 值			<i>P</i> = 0	<i>P</i> = 0
Hausman 内生性检验 <i>P</i> 值			<i>P</i> = 0	<i>P</i> = 0
弱工具变量检验 <i>F</i> 值			<i>F</i> = 68.529	<i>F</i> = 14.381
地级市虚拟变量		Y	<i>F</i> = 100.426	<i>F</i> = 14.601
N	10 796	10 796	10 796	10 796

注:***、**和*分别是1%、5%和10%的显著性水平,括号内是稳健标准差。

(二) 稳健性分析

本文对上述关于模型(1)的基准结果的稳健性检验,主要包括四个部分:第一,在双工具变量(*citsum_ov_weight*、*vatsum_ov_weight*)的基础上加入邻近地区的财政支出占 GDP 比重的工具变量(*expend1_gdp_weight*),对基准模型再次进行分析,分析结果见表3;第二,改变主要解释变量,选择地区的企业所得税和增值税的平均税率(*citsum_1*、*vatsum_1*)作为被解释变量,重新进行IV估计分析,结果见表4;第三,将县级地区分为东部地区和中西部地区进行分样本的IV分析,结果见表5;最后,本文放松对样本数据的限制约束,考虑变更样本数据的稳健性分析,结果见表6。

1. 考虑三工具变量

表 3 是考虑县级地区的所得税和增值税权重税率的三工具变量——邻近地区的权重税率和财政支出比重(*citsum_ov_weight*、*vatsum_ov_weight*、*expend1_gdp_weight*)的回归结果,其中加入县级地区控制变量,并省略控制变量的回归结果。

表 3 县级地区权重税率对地区经济增长的影响(三工具变量)

变量	实际经济增长率(<i>GR</i>)	
	(1) IV	(2) IV
<i>citsum_ov</i> 企业所得税的权重税率	-0.436 *** (0.153)	-0.233 * (0.120)
<i>vatsum_ov</i> 企业增值税的权重税率	-0.418 * (0.215)	-0.442 * (0.228)
过度识别检验 <i>P</i> 值	<i>P</i> = 0.231	<i>P</i> = 0.747
DWH 内生性检验 <i>P</i> 值	<i>P</i> = 0	<i>P</i> = 0
Hausman 内生性检验 <i>P</i> 值	<i>P</i> = 0	<i>P</i> = 0
弱工具变量检验 <i>F</i> 值	<i>F</i> = 46.458 <i>F</i> = 67.257	<i>F</i> = 10.369 <i>F</i> = 10.377
地级市虚拟变量		Y
N	10 796	10 796

注:(1) ***、** 和 * 分别是 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号内是稳健标准差。

核心解释变量(*citsum_ov*、*vatsum_ov*)个数少于工具变量个数,则首先对回归结果进行过度识别检验,结果 *P* 值均大于 0.05,则结果不能拒绝“所有工具变量外生”的原假设,即认为三个工具变量均合格,与扰动项无关。其次,对 IV 回归估计进行弱工具变量检验,DWH 和 Hausman 内生性检验,检验结果表明工具变量具有良好的性质,以及核心解释变量具有内生性。

回归结果显示,提高县级地区的所得税和增值税的权重税率时,将分别降低该地区的经济增长率,结论与基准结果相同。结合表 2 中的回归结果,回归系数相差较小,其中表 3 第(2)列中企业所得税和增值税回归系数绝对值比表 2 中的基准结果依次减小 0.007 和 0.011,故回归结果为税率对地区经济增长率的影响提供较好的度量,为地方政府的政策设置提供参考。

2. 考虑更换解释变量

表 4 是考察更换核心解释变量——地区企业所得税和增值税的平均税率(*citsum_1*、*vatsum_1*)的回归结果,同样,省略控制变量的回归结果。对 IV 回归估计进行弱工具变量检验、DWH 和 Hausman 内生性检验,检验结果表明工具变量具有良好的性质,以及核心解释变量具有内生性。

表 4 县级地区平均税率对地区经济增长的影响(更换解释变量)

变量	实际经济增长率(<i>GR</i>)	
	(1) IV	(2) IV
<i>citsum_1</i> 企业所得税的平均税率	-0.378 *** (-0.101)	-0.263 ** (-0.116)
<i>vatsum_1</i> 企业增值税的平均税率	-0.287 ** (-0.135)	-0.395 ** (-0.19)
DWH 内生性检验 <i>P</i> 值	<i>P</i> = 0	<i>P</i> = 0
Hausman 内生性检验 <i>P</i> 值	<i>P</i> = 0	<i>P</i> = 0
弱工具变量检验 <i>F</i> 值	<i>F</i> = 76.566 <i>F</i> = 156.549	<i>F</i> = 18.229 <i>F</i> = 34.165
地级市虚拟变量		Y
N	10 796	10 796

注:***、** 和 * 分别是 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号内是稳健标准差。

表 4 第(2)列的回归结果显示:提高县级地区所得税的平均税率 1%将降低该地区的经济增长率为 0.26%,提高增值税平均税率 1%将降低该地区的经济增长率为 0.40%。当更换核心解释变量,不考虑县级地区因为个体企业产值不同带来的地区税率核算的差异,回归结果也表明降低地区的税率将提高地区的经济增长率。

3. 分组样本分析

税率对县级地区经济增长的影响在不同地区可能存在差异。表 5 为分地区的分组回归结果。对 IV 回归估计进行 DWH 和 Hausman 内生性检验,检验结果表明工具变量具有良好的性质,以及核心解释变量具有内生性。省略有关控制变量。

回归结果显示,在东部地区和中西部地区,企业增值税和企业所得税税率提高将降低各地区的经济增长率。第(1)列和第(2)列的两个 IV 模型的回归结果显示(第(3)列的 DWH 内生性检验不能拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设),在东部地区、中西部地区,企业增值税和企业所得税在各个地区减税的增长效应效果不同:其中在东部地区,降低增值税税率的回归结果具有显著性,且效应更强;就中西部地区来说,降低企业所得税税率的效果更强。上述结论的原因可能是东部地区和中西部地区的税收征管程度不同,或者是各地区的经济发展结构不同等,使得各地区减税的增长效应的强度不同。

表 5 地区税率对地区经济增长的影响(依据东部地区和中西部地区分组)

变量	地区实际经济增长率(GR)			
	两 IV 模型		三 IV 模型	
	(1) 东部地区	(2) 中西部地区	(3) 东部地区	(4) 中西部地区
<i>citsum_ov</i> 企业所得税权重税率	-0.240 (0.172)	-0.503*** (0.190)	-0.077 (0.337)	-0.475** (0.167)
<i>vatsum_ov</i> 企业增值税权重税率	-1.053*** (0.210)	-0.314 (0.314)	-0.195 (0.546)	-0.267 (0.272)
DWH 内生性检验 P 值	P=0	P=0	P=0.318	P=0
Hausman 内生性检验 P 值	P=0	P=0	P=0	P=0
地级市虚拟变量	Y	Y	Y	Y
N	3 953	6 843	3 953	6 843

注:***、**和*分别是 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内是稳健标准差。

4. 变更样本分析

在上文的有关分析中,样本数据均设置了县级地区经济增长率的绝对值小于 0.2 的约束条件。现在我们放松该条件的限制,考虑另外两种情形的样本分析结果,即在基准样本数据的基础上放松经济增长率的限制条件,记为样本 1,其次,我们放松本文在县级地区企业税率必须为正的条件的条件,考虑企业所得税和增值税税率为非正值的情形^①,此外增加县级地区经济增长率的约束,记为样本 2。其中表 6 的列(1)-(2)、列(3)-(6)依次为样本 1 和样本 2 的回归结果,列(2)和列(5)-(6)为三工具变量的回归结果,并控制有关变量。对 IV 回归估计进行检验,并进行 DWH 和 Hausman 内生性检验,除列(5)外检验结果表明工具变量具有良好的性质,以及核心解释变量具有内生性。

回归结果显示:提高县级地区增值税税率,将显著地降低该地区的经济增长率;提高所

^①考虑企业所在地区的税收优惠、行业优惠税率等因素,此外结合企业纳税的形式等,企业税率为非正值是合理的,故本文同样对该样本数据进行分析。其中,就税率为负的解释,可参见李明、赵旭杰、冯强,2016:《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》,《世界经济》第 11 期,第 104-125 页。

得税税率,对经济增长的影响具有不确定性。第(2)列样本 1 的结果显示,提高所得税税率 1%将降低该地区的经济增长率为 0.52%,提高增值税税率 1%将降低该地区的经济增长率为 0.94%;该回归结果约为基准模型结果的 2 倍,回归系数增大的原因是放松地区经济增长率的限制,增大县级地区样本数据的变动幅度。就样本 2 的结果显示,继续放松对样本数据的约束,回归系数变动幅度扩大,但是降低增值税税率的经济增长作用显著,而所得税的结果具有不确定性。

表 6 县级地区权重税率对地区经济增长的影响(更换数据样本)

变量	实际经济增长率(GR)					
	样本 1		样本 2			
	(1) IV	(2) IV	(3) IV	(4) IV	(5) IV	(6) IV
<i>citsum_ov</i>	-0.451**	-0.520**	0.204***	1.449	-0.037	1.426
企业所得税权重税率	(0.198)	(0.204)	(0.062)	(1.162)	(0.055)	(1.144)
<i>vatsum_ov</i>	-0.864**	-0.936**	-0.306***	-2.940***	-0.518***	-2.926***
企业增值税权重税率	(0.362)	(0.375)	(0.072)	(1.003)	(0.067)	(0.989)
过度识别检验 P 值		$P=0.063$			$P=0$	$P=0.778$
DWH 内生性检验 P 值	$P=0$	$P=0$	$P=0$	$P=0$	$P=0$	$P=0$
Hausman 内生性检验 P 值	$P=0$	$P=0$	$P=0$	$P=0$	$P=0$	$P=0$
地级市虚拟变量	Y	Y		Y		Y
N	12 400	12 400	10 651	10 651	10 796	10 796

注:***、**和*分别是 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内是稳健标准差。

总体而言,计量模型在考虑到地区税率与地区经济增长之间的内生性时,IV 回归结果显著地论证了降低地区税率将提高地区经济增长率,释放地区经济发展的活力。

五、拓展分析

在上一部分的实证分析中,结果显示县级地区企业所得税和增值税实际有效税率水平的降低将分别显著带来地区经济增长速度的提高,但是,大部分文献忽略了企业税率降低带来的地区收入的减少,这将直接影响地方政府的财政收支、区域政策,也将使得地方政府由于财政失衡程度进一步加深导致地区经济发展水平的差异。因此,在基准回归结果的基础上,本部分将进一步考察降低县级地区的税率水平直接导致的财政收入的减少程度,及其对县级地区投资水平即县级地区的固定资产投资净值的影响,因此模型(1)中的被解释变量 Y 依次变为县级地区的一般公共预算收入和支出,以及县级地区企业固定资产投资净值加总。

首先,模型(1)中被解释变量调整为县级地区的一般公共预算收入的对数($\ln income$),用来考察在地区税率降低时县级地区财政收入的变化;其次,更换被解释变量为县级地区的一般公共预算支出的对数($\ln expend$),用来考察在地区税率降低时县级地区面临的财政压力的变化;第三,在模型(1)中,更换被解释变量为县级地区企业的固定资产合计净值的对数($\ln nfasset$)^①,以此来考察税率变量对于县级地区固定资产或者县级地区投资的影响。同时,被解释变量均为实际值,均省略县级地区控制变量回归结果,上述回归结果依次见表 7 和表 8。

表 7 表明,县级地区的企业所得税税率和增值税税率的降低将一定程度上减少该地区的一般公共预算收入,但是财政支出程度并没有相应地减少,进而将影响地方政府税收行为

①此处仅考虑经过数据处理,符合经济增长率范围的县级地区企业,根据企业的资产进行权重加总。

和支出行为。也表明,县级地区企业税率的降低带来经济增长率的提高,同时以地方财政收入的减少为代价,降低了地方政府自身的调控能力。表 7 第(2)列的回归结果显示,县级地区的企业所得税税率和增值税税率分别降低 1%,该地区的一般预算公共收入将分别降低 1.0%、3.4%;但是地方政府的财政支出并没有相应地减少,根据表 7 第(3)列的回归结果,县级地区的企业所得税税率降低 1%将使得该地区的一般预算公共支出增加 6.2%,其原因是:一方面上级政府的转移支付规模不断扩大,另一方面各地区面临的税收收入结构不同。因而,减税一定程度上减少了县级地区的财政收入,而地方政府依然面临严峻的财政压力。

表 7 县级地区税率对县级地区财政收支的影响

变量	财政收入真实值的对数($\ln income$)		财政支出真实值的对数($\ln expend$)	
	两 IV 模型	三 IV 模型	两 IV 模型	三 IV 模型
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>citsum_ov</i> 企业所得税权重税率	1.003 (0.808)	0.989 (0.785)	-6.228*** (1.379)	-5.559*** (1.203)
<i>vatsum_ov</i> 企业增值税权重税率	3.453** (1.407)	3.434** (1.388)	-2.437 (2.421)	-1.539 (2.135)
过度识别检验 P 值		$P=0.933$		$P=0.006$
DWH 内生性检验 P 值	$P=0.006$	$P=0.004$	$P=0$	$P=0$
Hausman 内生性检验 P 值	$P=0$	$P=0$	$P=0$	$P=0$
地级市虚拟变量	Y	Y	Y	Y
N	10 768	10 768	10 768	10 768

注:***、**和*分别是 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内是稳健标准差。

表 8 表明,县级地区企业增值税税率的降低将一定程度上提高该地区的投资水平,即县级地区企业税率降低将提高企业的固定资产投资水平,进一步扩大产出,推动地区经济增长;而县级地区的企业所得税税率的回归结果不具有显著性。回归结果显示,县级地区的企业增值税税率降低 1%,该地区的企业固定资产水平将提高 12.8%,但是所得税税率的回归结果不具有显著性。也就是说,县级地区企业税率的降低使得县级地区的投资水平上升,进一步带来经济增长率的提高。

表 8 县级地区税率对投资的影响

变量	企业固定资产净值真实值的对数($\ln nfasset$)	
	两 IV 模型	三 IV 模型
	(1)	(2)
<i>citsum_ov</i> 企业所得税的权重税率	1.520 (2.399)	2.114 (2.304)
<i>vatsum_ov</i> 企业增值税权重税率	-12.822*** (4.367)	-11.979*** (4.233)
过度识别检验 P 值		$P=0.240$
DWH 内生性检验 P 值	$P=0$	$P=0$
Hausman 内生性检验 P 值	$P=0$	$P=0$
地级市虚拟变量	Y	Y
N	10 796	10 796

注:(1)***、**和*分别是 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内是稳健标准差;(2)主要对第(1)列结果进行分析。

通过对于县级地区的财政收支、投资水平与县级地区税率之间作用机制的考察和分析,本文认为县级地区企业税率降低将提高企业投资水平,进一步扩大产出,提高地区经济增长,但此时县级地区的财政收入减少使得该地区面临的财政压力增强。

六、结论

本文通过 IV 方法的实证分析,研究税率与地区经济增长率之间的关系,我们发现:

基于中国县级地区 1998–2007 年的样本数据,考虑到税率与地区经济增长之间的内生性,本文用 IV 方法论证了降低县级地区的企业所得税和增值税税率均将提高地区的经济增长率,而且增值税税率效果更为显著。此外,实证结果显示县级地区企业税率降低将提高企业投资水平而进一步扩大产出,同时也减少了县级地区财政收入,但是地方政府依然面临严峻的财政压力。

本文实证分析结果将为我国现行的财政制度改革和税制改革提供数据支持和依据。2014 年 6 月,《深化财税体制改革总体方案》开启新一轮的财税体制改革。2012–2016 年,“营改增”的税收政策改革逐步推进,将降低地区税率,释放地区经济发展的活力,尤其是在我国进入经济增长的“新常态”,应发挥财政体制改革和税制改革的调整作用,保证地区经济增长的稳定性。本文的结论将为我国税制结构的调整、财税体制的完善提供参考和建议。

参考文献:

1. 陈晓光, 2013:《增值税有效税率差异与效率损失——兼议对“营改增”的启示》,《中国社会科学》第 8 期,第 67–84 页。
2. 陈晓光, 2016:《财政压力、税收征管与地区不平等》,《中国社会科学》第 4 期,第 54–71 页。
3. 陈玉宇、谭松涛, 2005:《稳态通货膨胀下经济增长率的估计》,《经济研究》第 4 期,第 23–33 页。
4. 龚六堂、邹恒甫, 2002:《最优税率、政府转移支付与经济增长》,《数量经济技术经济研究》第 1 期,第 63–66 页。
5. 赖一飞、沈丽平、雷慧、覃冰洁, 2016:《中部六省 R&D 活动投入产出效率研究》,《珞珈管理评论》第 2 期,第 184–194 页。
6. 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 5 期,第 118–126 页。
7. 李涛、黄纯纯、周业安, 2011:《税收、税收竞争与中国经济增长》,《世界经济》第 4 期,第 22–41 页。
8. 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,第 67–76 页。
9. 吕冰洋、马光荣、毛捷, 2016:《分税与税率:从政府到企业》,《经济研究》第 7 期,第 13–28 页。
10. 马光荣、郭庆旺、刘畅, 2016:《财政转移支付结构与地区经济增长》,《中国社会科学》第 9 期,第 105–125 页。
11. 马拴友, 2001:《税收结构与经济增长的实证分析——兼论我国的最优直接税/间接税结构》,《经济理论与经济管理》第 7 期,第 15–20 页。
12. 马拴友、于红霞, 2003:《地方税与区域经济增长的实证分析——论西部大开发的税收政策取向》,《管理世界》第 5 期,第 36–43 页。
13. 王小龙、方金金, 2015:《财政“省直管县”改革与基层政府税收竞争》,《经济研究》第 11 期,第 79–93 页。
14. 张成思, 2012:《通货膨胀、经济增长与货币供应:回归货币主义?》,《世界经济》第 8 期,第 3–21 页。
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,第 16–27 页。
16. Adkisson, R. V., and M. Mohammed. 2014. “Tax Structure and State Economic Growth during the Great Recession.” *The Social Science Journal* 51(1): 79–89.
17. Afonso, A., and J. T. Jalles. 2014. “Fiscal Composition and Long-Term Growth.” *Applied Economics* 46(3): 349–358.
18. Aiyagari, S. R., L. J. Christiano, and M. Eichenbaum. 1992. “The Output, Employment, and Interest Rate

- Effects of Government Consumption.” *Journal of Monetary Economics* 30(1):73–86.
19. Arnold, J. M., B. Brys, C. Heady, A. Johansson, C. Schwellnus, and L. Vartia. 2011. “Tax Policy for Economic Recovery and Growth.” *The Economic Journal* 121(550):59–80.
20. Best, M. C., A. Brockmeyer, H. J. Kleven, J. Spinnewijn, and M. Waseem. 2015. “Production versus Revenue Efficiency with Limited Tax Capacity: Theory and Evidence from Pakistan.” *Journal of Political Economy* 123(6):1311–1355.
21. Blanchard, O., and R. Perotti. 2002. “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output.” *The Quarterly Journal of Economics* 117(4):1329–1368.
22. Branson, J., and C. K. Lovell. 2001. “A Growth Maximising Tax Structure for New Zealand.” *International Tax and Public Finance* 8(2):129–146.
23. Canavire-Bacarreza, G., J. Martinez-Vazquez, and V. Vulovic. 2013. “Taxation and Economic Growth in Latin America.” IDB Working Paper Series No. IDB-WP-431, Fiscal and Municipal Management Division, Inter-American Development Bank.
24. Chamley, C. 1981. “The Welfare Cost of Capital Income Taxation in a Growing Economy.” *Journal of Political Economy* 89(3):468–496.
25. Feld, L. P., and J. Schnellenbach. 2011. “Fiscal Federalism and Long-Run Macroeconomic Performance: A Survey of Recent Research.” *Environment and Planning C: Government and Policy* 29(2):224–243.
26. Friedman, M. 1968. “The Role of Monetary Policy.” *The American Economic Review* 58(1):1–17.
27. Grassmueck, G., and M. Shields. 2010. “Does Government Fragmentation Enhance or Hinder Metropolitan Economic Growth?” *Papers in Regional Science* 89(3):641–657.
28. Hakim, T. A., and I. Bujang. 2012. “The Impact and Consequences of Tax Revenues’ Components on Economic Indicators: Evidence from Panel Groups Data.” In *International Trade from Economic and Policy Perspective Business*. Edited by V. In-Tec, 99–116. London: IntechOpen.
29. Johansson, A., C. Heady, J. Arnold, B. Brys, and L. Vartia. 2008. *Taxation and Economic Growth*. Paris: OECD Publishing.
30. Karras, G., and D. Furceri. 2015. “Taxes and Growth in Europe.” *Journal of European Economic History* 28(2):365–382.
31. Keen, M., and M. Marchand. 1997. “Fiscal Competition and the Pattern of Public Spending.” *Journal of Public Economics* 66(1):33–53.
32. Kneller, R., M. F. Bleaney, and N. Gemmell. 1999. “Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries.” *Journal of Public Economics* 74(2):171–190.
33. Lee, Y., and R. H. Gordon. 2005. “Tax Structure and Economic Growth.” *Journal of Public Economics* 89(5):1027–1043.
34. Lucas, R. E. 1990. “Why Doesn’t Capital Flow from Rich to Poor Countries?” *The American Economic Review* 80(2):92–96.
35. Mankiw, N. G., D. Romer, and D. N. Weil. 1992. “A Contribution to the Empirics of Economic Growth.” *The Quarterly Journal of Economics* 107(2):407–437.
36. Mendoza, E. G., G. M. Milesi-Ferretti, and P. Asea. 1997. “On the Ineffectiveness of Tax Policy in Altering Long-Run Growth: Harberger’s Superneutrality Conjecture.” *Journal of Public Economics* 66(1):99–126.
37. Oates, W. E. 1999. “An Essay on Fiscal Federalism.” *Journal of Economic Literature* 37(3):1120–1149.
38. Rebelo, S. 1991. “Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth.” *Journal of Political Economy* 99(3):500–521.
39. Romer, C. D., and D. H. Romer. 2010. “The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks.” *The American Economic Review* 100(3):763–801.
40. Summers, L. H. 1981. “Taxation and Corporate Investment: A Q-Theory Approach.” *Brookings Papers on Economic Activity* 12(1):67–140.

(下转第30页)

Pilot Free Trade Zones and Economic Growth: An Empirical Research Based on Quasi-Natural Experiment

Ye Xiuqun

(School of Business, Jiangxi Normal University)

Abstract: As a core step of deepening reform and expanding opening-up strategy, the importance of the Pilot Free Trade Zones (PFTZs) to economic growth is self-evident. Based on the provincial panel data from 2003Q1 to 2016Q1, this paper validates the influence of PFTZs on regional economic growth by DID method. The empirical results show that the establishment of PFTZs has significantly increased the regional GDP growth rate and the economic growth promotion effects of PFTZs are significant time-lag. Using counterfactual analysis to further test the regional heterogeneity of the economic growth promotion effects and the results show that the economic growth promotion effects of Shanghai and Guangdong PFTZs are significant, which reflected on the promotion effects on tertiary industry. The economic growth promotion effects of Tianjin and Fujian PFTZs are not significant but the promotion effects on secondary industry are significant. The economic growth promotion effects of all the PFTZs are significant time-lag, which reflected on the promotion effect on both secondary and tertiary industry.

Keywords: Pilot Free Trade Zone, Economic Growth, DID, Counterfactual Analysis

JEL Classification: F43, O11, P31

(责任编辑: 彭爽)

(上接第 17 页)

A Study on the Growth Effect of Tax Reduction

Li Rong¹, Zhang Kaiqiang² and Lv Bingyang¹

(1: School of Finance, Renmin University of China;

2: National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: Both the supply school and the Keynesian school give the explanation that the tax reduction will promote the economic development, and the effect of tax reduction policy on improving the economic growth has also achieved certain results. Based on the county-level data of China, this paper discusses the relationship between tax rates and economic growth, and uses the studies of Lee and Gordon (2005) to construct the instrumental variable (IV) to solve the endogeneity of variables. The empirical results show that the rate of corporate income tax and value-added tax in the county-level areas are increased by 1%, and the economic growth rate in the region will be reduced by 0.24% and 0.45%, respectively. In the extended analysis, the empirical results show that the reduction of the corporate tax rate at the county level will increase the investment level of enterprises and expand the output. However, it will also reduce the fiscal revenue at the county level and local government still faces severe financial pressures. The above conclusions provide references and suggestions for the adjustment and perfection of China's tax system.

Keywords: Tax Reduction, Regional Tax Rate, Economic Growth

JEL Classification: H00, H71, O12

(责任编辑: 彭爽)