

税收竞争对城市经济增长的门槛效应

肖 叶 贾 鸿

〔摘 要〕 基于中国 271 个地级及以上城市 1626 个税收竞争的面板数据,运用面板门槛模型实证检验了税收竞争对城市经济增长的影响。结果显示:税收竞争对我国城市经济发展具有显著的促进作用,但在不同产业结构水平上影响系数存在着非线性特征;处在“以服务业为主的经济发展阶段”的城市,税收竞争对城市经济增长的促进作用较明显,税收竞争指数每增加 1 个单位,可促进经济增长 42.35%;处在“以工业化为主的经济发展阶段”的城市,税收竞争对城市经济增长的促进作用次之,税收竞争指数每增加 1 个单位,可促进经济增长 26.43%;处在“以农业为主的经济发展阶段”的城市,税收竞争对城市经济增长的促进作用再次之,税收竞争指数每增加 1 个单位,可促进经济增长 12.16%。研究结果验证了目前地方政府间税收竞争对城市经济增长的影响存在显著的门槛效应的假说,并据此提出了相关政策建议。

〔关键词〕 税收竞争;城市经济增长;门槛效应

〔中图分类号〕 F812.42 〔文献标识码〕 A

一 引言

随着我国经济发展进入新常态,地区税收竞争也日趋激烈。作为各地政府吸引经济资源与税收资源的主要手段之一,税收竞争在地区经济增长中扮演着越来越重要的作用^[1]。虽然我国地方政府不具有独立的税收立法权,只具有税收征管权,不能进行税率与税种竞争,但这并不意味着我国不存在税收竞争。1994 年的分税制改革解决了财政收入分配体制问题,赋予了地方政府更多的经济自主权,形成了独立的政府经济利益,加上地方政府在税收征管权限方面具有较大的自由裁量权,使得地方政府间存在巨大的税收竞争空间。分税制改革在解决了

收入分配问题的同时,也造成了地方政府官员的 GDP 绩效考核机制,地方政府官员竞相通过降低税率、税收返还、免税期等方式来争夺更多的税收资源与经济资源,以此促进地区经济增长,完成 GDP 绩效考核任务。那么,我国的税收竞争是否真正促进了经济增长?不同产业结构水平的地区之间的税收竞争对经济增长有何差异,其内在机理如何?这些都是本研究要探讨的问题。

自从蒂博特(Tibout)提出税收竞争模型与“以足投票”理论以来^[2],国内外学者在此基础上展开了大量的研究。其中国内主流观点认为中国的确存在横向税收竞争^[3-5,10]。关于税收竞争与经济增长的影响效应,目前国内外研究文献有如下几种不同的观点。第一种观点认为,地区税收竞争对经济增

〔作者简介〕 肖 叶(1991—),男,湖南邵阳人,重庆工商大学财政金融学院硕士研究生,研究方向为财税理论与政策;贾 鸿(1971—),男,四川邻水人,重庆工商大学财政金融学院副教授,研究方向为财税理论与政策。

〔基金项目〕 国家社会科学基金项目(12XM2062)。

〔收稿日期〕 2016-11-02

〔修回日期〕 2016-12-05

长产生了阻碍作用,即资本所得税竞争中存在“逐底竞争”(Race to the Bottom)的情形,因而对经济增长产生了阻碍作用^[6]。与资本所得税竞争不同的是,国际资本所得税竞争并不直接作用于经济增长,而是通过对家庭储蓄产生负面影响,进而通过影响外国直接投资间接阻碍经济增长^[7]。第二种观点认为,地区税收竞争促进了经济增长。如菲尔德(Feld)的研究认为税收竞争并没有阻碍经济增长^[8]。李涛、黄纯纯、周业安利用空间计量经济学方法,基于中国省级面板数据的研究认为,地区之间的税收竞争促进了经济增长,并进一步从增值税、企业所得税及地方费类收入竞争的研究上得出同样的结论^[9]。为验证国内是否真正存在税收竞争,吴俊培、王宝顺的研究发现,省级政府间的确存在税收绝对竞争与税收相对竞争,且税收相对竞争能促进地方规模经济效率的提高^[10]。得出同样结论的还有胡洪曙、郭传义,他们通过构造面板数据模型指出,我国政府间纵向税收竞争对经济增长产生正向影响效应,且其影响程度取决于税收竞争程度的高低^[11]。为了进一步验证已有的研究结论,程风雨基于2000-2013年中国29个省(市)的面板数据,从贸易开放视角运用两阶段最小二乘法与面板门槛模型研究发现,地区税收竞争依旧是促进区域税收增长的重要政策工具^[12]。第三种观点认为,地区税收竞争与经济增长具有双重效应。与前两种观点不同的是,这种观点主要是基于分税种研究得出的结论。其中,谢欣、李建军利用1999-2008年我国省际面板数据进行的实证分析发现,营业税、企业所得税、资源税和财产税类的税收竞争有助于经济增长,个人所得税、城建税和行为税的竞争则制约了经济增长,而增值税和非税收入的竞争结果不显著^[13]。此外,崔治文、周平录、章成帅基于省际间资本税、劳动税和消费税竞争视角的研究发现,资本税竞争提高了经济增长率,劳动税和消费税竞争则降低了经济增长率^[14]。这也验证了不同税种的税收竞争对经济增长的效应不同的结论。除了进行分税种研究以外,张福进、罗振华、张铭洪通过构造门槛模型发现,税收竞争对经济增长存在双重门槛效应。在经济发展水平较高的地区,税收竞争的积极效应大于消极效应,促进经济增长;在经济发展水平较低的地区,税收竞争的积极效应小于消极效应,抑制经济增长^[15]。

通过对现有文献进行梳理,本研究认为,中国的税收竞争是普遍存在的。国内外对税收竞争对经济

增长的影响研究主要通过建立计量模型来评价税收竞争是否促进了经济发展水平的提高,且目前的研究成果较为成熟,为进一步研究税收竞争与经济增长之间的关系提供了很好的思路和方法。但在税收竞争对经济增长的影响效应方面存在分歧,国外学者普遍认为税收竞争阻碍了经济增长,而国内大多数学者则认为税收竞争促进了经济增长。此外,国内学者普遍采用传统省级面板数据模型进行研究,较少有人采用地级市数据,运用面板门槛模型进行研究。基于以上原因,本研究以地区税收竞争为切入点,采用地级市面板数据为样本,建立面板门槛模型,以产业结构为门槛变量,探究在不同的产业结构水平下税收竞争对城市经济增长的影响,以期规范我国地区间的税收竞争提供理论参考。

同时本研究认为,税收竞争并不直接作用于经济增长,而是通过改变生产要素的资源配置,进而改变地区的产业结构,从而间接作用于经济增长。一方面,在农业产业化水平较高的地区,由于产业结构以农业为主,地方政府间的税收竞争带来的产业集聚效应有限,集聚租金较少,对经济的推动作用较小。另一方面,在农业产业化水平较高的地区,由于地方政府提供公共产品的财力来源有限,降低税负会使其降低提供公共产品的能力,导致地区的基础设施建设滞后,投资环境难以得到改善,从而吸引外资的能力有限。因此,在不同的产业结构水平下,税收竞争对经济增长的影响效应大小是不同的,可能存在一个产业结构水平的门槛值。基于此,提出以下两个假说。

假说1:在农业产业化水平较高的地区,税收竞争对经济增长产生的推动作用较小。

假说2:在农业产业化水平较低的地区,税收竞争对经济增长产生的推动作用较大。

二 模型设定

1. 作用机理

前文已指出税收竞争并不直接作用于经济增长,而是通过改变生产要素的相对价格,进而促进要素流动、改变地区产业结构来间接影响经济增长。税收优惠政策对经济增长的影响效应是通过要素配置实现的,税收优惠政策使一部分产业要素价格下降,其他产业要素价格相对上升,因替代效应的作用使要素流向高新技术产业。要素数量的减少使得其他产业的增加值减少,但高新技术产业可以通过提高资本利用率和技术进步来促进其他行业的发展,

最终产业结构的调整方向取决于这两种效应的大小。要素流动少、效率提升快的行业产值增加更快,而要素流动大、效率提升慢的行业产值增加慢,这两种效应最终使产业结构得到调整,从而促进经济增长。

2. 模型设定

目前关于经济增长的研究文献中,主要通过生产函数为框架来研究,本研究也不例外,通过基于生产函数的框架来研究税收竞争与城市经济增长之间的关系。由柯布一道格拉斯生产函数可知,第 t 期的生产可表示为:

$$Y(t) = A(t) \cdot K(t)^\alpha \cdot L(t)^\beta \quad (1)$$

其中, Y 为总产出, K 和 L 分别为资本和劳动投入, A 为技术水平, 对 (1) 式两边同时取对数, 并对时间进行一阶微分, 可得地区产出增长率为:

$$g(t) = \dot{Y}(t) = \dot{A}(t)^\alpha + \alpha \dot{K}(t) + \beta \dot{L}(t) \quad (2)$$

由 (2) 式可知, 产出增长率取决于资本、劳动以及技术进步等因素。 $A(t)$ 不仅反映出技术水平的变化, 同时也反映资源禀赋、环境、制度等不可观察的因素。基于以上理论和现有研究文献, 选取专利授权量、固定资产投资水平、产业结构、财政支出水平、对外开放水平、人力资本水平及消费水平 7 个控制变量, 进行建模分析。

面板门槛模型是根据数据自身的特点来划分区间, 进而可以研究在不同区间内税收竞争与经济增长的关系。根据 Hansen 门槛模型的设定, 本研究的单一门槛模型设为:

$$\ln pgdp_{it} = \mu_i + \gamma_1 \ln compe_{it} \times I(struc_{it} \leq \eta) + \gamma_2 \ln compe_{it} \times I(struc_{it} > \eta) + \lambda \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $\ln pgdp_{it}$ 代表经济发展水平; $\ln compe_{it}$ 为本研究的核心解释变量——地方税收竞争水平的对数; X_{it} 为上文提到的 7 个控制变量; $struc_{it}$ 表示门槛变量, 本研究中为各地区的产业结构; η 为特定的门槛值; $I(\cdot)$ 表示示性函数; μ_i 用于反映不同地区的个体效应; $\varepsilon_{it} \sim iidN(0, \sigma^2)$ 为随机干扰项。根据面板数据的处理方法, 经过组内平均消除个体效应后, 通过 OLS 回归可以得到各系数的估计值, 用矩阵的方法表示为:

$$\hat{\beta}(\gamma) = [X^*(\gamma)' X^*(\gamma)]^{-1} X^*(\gamma)' \ln Y^* \quad (4)$$

其中, $X^*(\gamma)$ 为所有解释变量组成的 $N \times K$ 矩阵, $\ln Y^*$ 为被解释变量组成的 $N \times 1$ 矩阵。相应的残差平方和为:

$$S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma) \quad (5)$$

其中, $\hat{e}^*(\gamma) = \ln Y^* - X^*(\gamma) \hat{\beta}(\gamma)$ 为残差向量。可以通过使残差平方和 $S_1(\gamma)$ 最小化求得 γ 的估计值, 即:

$$\hat{\gamma} = \operatorname{argmin}_{\gamma} S_1(\gamma) \quad (6)$$

这样, 得到相应的系数估计值 $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$, 残差向量 $\hat{e}^* = \hat{e}^*(\hat{\gamma})$ 和残差平方和 $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n(T-1)} S_1(\hat{\gamma})$ 。得到参数估计值后, 需要进一步检验门槛效应是否显著和门槛值与真实值相等。第一检验原假设为: $\lambda_1 = \lambda_2$, 即不存在门槛效应; 相应的备择假设为: $\lambda_1 \neq \lambda_2$, 似然比检验统计量为:

$$F_1 = \frac{[S_0 - S_1(\hat{\gamma})]^2}{\hat{\sigma}^2} \quad (7)$$

其中, S_0 为原假设下的残差平方和, $S_1(\hat{\gamma})$ 为存在门槛效应下的残差平方和。由于 F_1 的渐近分布是非标准的, 汉森(Hansen)建议采用 Bootstrap 的方法获得渐近分布, 进而计算其 P 值。

如果存在门槛效应 ($\lambda_1 \neq \lambda_2$), 仍需要进行第二个检验, 即 $\hat{\gamma}$ 与真实值 γ_0 是否一致。因此, 检验的原假设为: $\gamma = \gamma_0$, 相应的似然比统计量为:

$$LR_1(\gamma) = \frac{[S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})]^2}{\hat{\sigma}^2} \quad (8)$$

汉森表明了 $LR_1(\gamma)$ 的渐近分布也是非标准的, 并给出一个简单的判别方法: 当 $LR_1 > c(\alpha)$ 时, 拒绝原假设, 其中 $c(\alpha) = -2 \ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$, α 表示显著水平^[16]。

以上模型及相应的检验方法都是针对单一门槛的, 而实际的研究并非一定是单一门槛。所以, 两个门槛或更多门槛的模型和检验方法可根据单一门槛方便地得到扩展, 对此本研究不再赘述^[16]。

三 数据与变量设定

1. 指标选取

本研究采用 2008 - 2013 年中国 271 个地级及以上城市的 1626 个有关税收竞争的面板数据, 被解释变量为各地级市的经济发展水平, 选用各地区人均生产总值 ($\ln pgdp$) 作为指标, 解释变量包括税收竞争指数、专利授权量、对外开放程度、固定资产投资水平、人力资本水平、产业结构、财政支出水平及消费水平。其中专利授权量 ($\ln tech$) 主要反映

技术进步对经济增长的影响,选取三大专利(发明专利、实用新型、外观设计)授权量进行度量。对外开放程度($Lnopen$)、固定资产投资水平($Lninves$)和人力资本水平($Lnhuman$)三个解释变量分别选用进出口总额占 GDP 比重、固定资产投资总额占 GDP 比重和高校在校生人数占总人口比重作为代理变量。产业结构($Lnstruc$)、财政支出水平($Lnfiscal$)与消费水平($Lnexpen$)分别选用第一产业增加值占 GDP 比重、各城市人均财政支出额与社会消费品零售总额作为代理变量。

借鉴傅勇和张宴的做法^[17],本研究构建税收竞争指标 $Compe$:

$$Compe = \frac{Tax_t / GDP_t}{Tax_{it} / GDP_{it}} \quad (9)$$

式(9)中, Tax_t 为 t 年30个样本省(自治区、直辖市)税收收入的总和; GDP_t 为 t 年30个样本省(自治区、直辖市)的地区生产总值的总和; Tax_t / GDP_t 反映了 t 年的总体平均实际税率。 Tax_{it} 为 t 年 i 地区税收收入的总和; GDP_{it} 为 t 年 i 地区的地区生产总值的总和。因此, $Compe$ 是所有地区的平均实际税率与某一地区的实际税率之比,该地区的相对税率越低,即 $Compe$ 越大,说明地方的税收竞争程度越高,反之则越低。

为了更加直观地了解地区间税收竞争程度的差异,选取2013年我国30个省会城市进行税收竞争程度测算(表1)。从表1可以看出,整体而言,东部地区的税收竞争程度较低,尤其是北京、上海两地的

税收竞争程度远低于其他地区,而中、西部地区税收竞争较为激烈,这说明地方政府间税收竞争表现出明显的地区差异性。

2. 数据来源与变量说明

本研究所有数据来自《中国统计年鉴》、各省市年度统计公报、各省市统计年鉴及《新中国60年统计资料汇编》。由于统计年鉴与统计公报公布的GDP数据均是名义GDP数据,本研究采用2008年为基期的各省市CPI指数进行物价平减,采用消除物价变动后的实际GDP作为真实的地区经济发展水平指标。为了保持数据结构的平稳及尽可能地消除异方差问题对实证结果的影响,对所有指标都进行了对数化处理。各变量的统计性描述结果分析如下。

四 实证分析

1. 门槛效果检验

在进行门槛模型回归分析之前,首先应该确定门槛的个数,从而确定门槛模型的最终形式。本研究选取第一产业增加值占GDP的比重作为衡量产业结构的指标,并以产业结构的对数($Lnstruc$)作为门槛变量。当门槛数为1时,(5)式为单门槛回归模型,可以将本研究的研究对象分为两种类型:当 $struc \leq \eta$ 时,将该城市处在的阶段定义为“以服务业为主的高级经济发展阶段”,当 $struc > \eta$ 时,将该城市处在的阶段定义为“以农业为主的初级经济发展阶段”;当门槛个数为2时(假设第一个门槛值为 η_1 ,第二个门槛值为 η_2 ,且 $\eta_1 \leq \eta_2$),(5)式变为双门槛回归模型,此时将本研究的研究对象分为三种类型:当 $struc \leq \eta$ 时,将该城市处在的阶段定义为“以服务业为主的高级经济发展阶段”,当 $\eta_1 < struc \leq \eta_2$ 时,将该城市处在的阶段定义为“以工业为主的过渡经济发展阶段”,当 $struc > \eta$ 时,将该城市处在的阶段定义为“以农业为主的初级经济发展阶段”;当门槛个数更多时,可依据上述分析将门槛模型扩展到多门槛回归模型,此时可以将研究对象分为4种或 $n+1$ 种类型。

本研究采用王群勇的方法和命令^[18]以此估计不存在门槛、存在一个门槛以及两个门槛的模型,并根据汉森提出的利用“自抽样法”得到相应的P值。数据的处理、检验及回归过程均在Stata14.0中进行,具体的门槛检验结果见表3所示。

表1 2013年我国30个省(自治区、直辖市)的
税收竞争程度

地区	税收竞争程度	地区	税收竞争程度
北京	1.05	郑州	2.12
天津	2.05	武汉	2.12
石家庄	3.80	长沙	3.35
太原	2.16	广州	3.16
呼和浩特	3.49	南宁	2.86
沈阳	2.04	海口	2.26
长春	3.01	重庆	2.13
哈尔滨	2.93	成都	2.54
上海	1.07	贵阳	1.74
南京	2.17	昆明	1.60
杭州	1.70	西安	2.41
合肥	2.43	兰州	3.35
福州	2.22	西宁	3.04
南昌	2.52	银川	2.28
济南	2.54	乌鲁木齐	1.54

注:由于部分数据缺失,西藏地区未包括在内。

表 2 描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Lnpgdp</i>	1626	3.6521	2.9573	0.0099	46.7749
<i>Lncompe</i>	1626	4.1523	1.7762	1.0024	13.5440
<i>Lnstruc</i>	1626	13.6026	8.2643	0.0400	49.8900
<i>Lnitech</i>	1626	8.5070	1.5880	4.3690	12.3880
<i>Lninves</i>	1626	0.6800	0.2325	0.1197	2.1690
<i>Lnopen</i>	1626	0.0204	0.0185	0.0001	0.1293
<i>Lnfiscal</i>	1626	8.7261	0.5776	7.6002	10.3893
<i>Lnexpen</i>	1626	5.8810	0.9894	3.3704	9.0907
<i>Lnhuman</i>	1626	0.0166	0.0225	0.0000	0.1270

表 3 门槛效果检验

	F 值	P 值	临界值		
			1%	5%	10%
单一门槛检验	53.36***	0.0000	12.8424	10.5924	9.7726
双重门槛检验	16.58***	0.0000	8.6561	9.1482	8.6561
三重门槛检验	6.49	0.7600	12.7940	10.2481	9.6787

注：门槛显著性检验中 *P* 值和临界值均采用 Bootstrap 自抽样 300 次得到的结果，采用 *F* 检验统计量；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著，下同。

从表 3 的结果可以看出，单一门槛和双重门槛检验均通过了 1% 的显著性水平，而三重门槛检验则未能通过显著性检验。单一门槛检验通过了 1% 的显著性水平，说明应拒绝不存在门槛的假设，即存在门槛效应。双重门槛检验的结果则表明门槛个数至少为 2，而三重门槛的检验结果说明门槛个数小于 3，因此本研究认为存在两个门槛值。表 4 给出了门槛值的大小和相应的置信区间。

表 4 门槛估计结果

	估计值	95% 置信区间
门槛值	0.0966	[0.0952 0.0967]
门槛值	0.1257	[0.1245 0.1262]

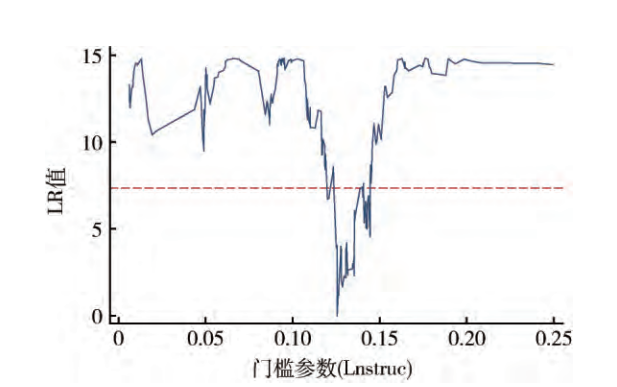


图 1 第一个门槛的估计值和置信区间

从表 4 可以看出，门槛值 η_1 与 η_2 均在 95% 的置信区间内，这说明门槛的估计值是可以接受的。

两个门槛值分别为 0.0966 和 0.1257。结合图 1 和图 2 的似然比函数图也可以看出，0.0966 和 0.1257 为 LR 等于零时的值，而各个门槛的估计值的 95% 的置信区间是所有小于 5% 临界值 (7.35) 的值所构成的区间。据此，可以将各城市按照产业结构水平的高低分为三类，即当第一产业增加值占 GDP 比重的对数值小于 0.0966 时，该城市处在“以服务业为主的经济发展阶段”；当某城市第一产业增加值占 GDP 比重高于 0.0966、低于 0.1257 时，该城市处在“以工业为主的经济发展阶段”；当某城市第一产业增加值占 GDP 比重高于 0.1257 时，该城市处在“以农业为主的经济发展阶段”。

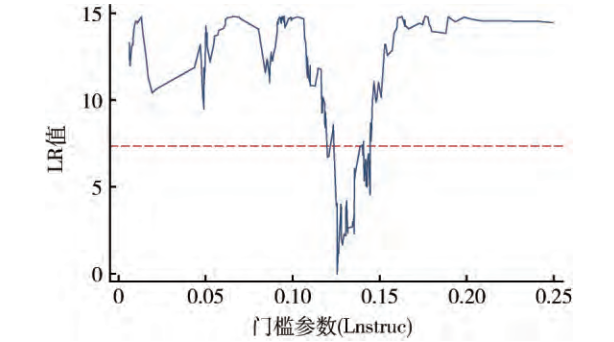


图 2 第二个门槛的估计值和置信区间

2. 模型估计与分析

根据理论分析，税收竞争对城市经济增长的影响可能是非线性的，且可能与各城市的产业结

构水平相关,因此不能用简单的线性回归模型加以分析。由于目前的面板门槛模型仅适用于固定效应的模型,因此在进行线性模型回归之前,有必要进行模型设定上的选择。根据豪斯曼(Hausman)检验结果显示,卡方统计量 $\chi^2(6) = 29.49$,对应的P值为0.0001,这说明应选用固定效应模型进行分析。表5给出了固定效应模型和双重门槛模型的估计结果。

表5 固定效应模型和双重门槛模型的估计结果

变量	固定效应模型	双重门槛模型
$\ln compe_{it}$	0.2272*** (5.03)	
$\ln compe_{it} I(\ln struc_{it} \leq 0.0966)$		0.4235*** (6.86)
$\ln compe_{it} I(0.0966 \leq \ln struc_{it} \leq 0.1257)$		0.2643*** (8.52)
$\ln compe_{it} I(\ln struc_{it} > 0.1257)$		0.1216*** (6.16)
$\ln inves_{it}$	0.1031** (2.02)	0.1993*** (4.44)
$\ln tech_{it}$	0.1628 (0.73)	0.2174 (0.68)
$\ln open_{it}$	0.1031*** (12.54)	0.0755*** (9.98)
$\ln human_{it}$	0.1499 (0.65)	0.1795 (0.57)
$\ln fiscal_{it}$	0.8182*** (22.72)	0.7062*** (21.58)
$\ln expen_{it}$	0.1119*** (5.63)	0.1186*** (6.86)
常数项	2.0107*** (3.97)	3.1618*** (7.04)
R^2	0.9135	0.9394
F 统计量	2.46**	7.46***
观测值	1626	1626

注:括号内数值为各变量估计值的t统计量;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著;门槛显著性检验中,Bootstrap的次数为300。

从上述回归结果中可以发现,从固定效应模型的回归结果可以看出,税收竞争指数与城市经济增长是正相关的,且通过了1%的显著性水平检验。税收竞争指数每增加1单位,经济增长22.72%。这说明中国地方政府间的税收竞争对城市经济增长产生了正向的积极作用,但并不能说明税收竞争在不同产业结构的地区对城市经济增长的影响。从双重门槛模型可以看出,在农业化水平较低,处在“以服务业为主的经济发展阶段”的地区,税收竞争对经济增长的促进作用较明显,税收竞争指数每增加1

单位,经济增长42.35%;在农业化水平中等,处在“以工业化为主的经济发展阶段”的地区,税收竞争指数每增加1单位,经济增长26.43%;在农业化水平较高,处在“以农业为主的经济发展阶段”的地区,税收竞争指数每增加1单位,经济增长12.16%。这说明税收竞争对城市经济增长的影响与地区产业结构高度相关,地区产业结构的不同使得税收竞争对城市经济增长的影响也不相同,这也验证了假说1与假说2。

总体而言,当农业化水平越高时,地方政府间税收竞争对城市经济增长的促进作用越小;当农业化水平越低时,地方政府间税收竞争对城市经济增长的促进作用越大。本研究对回归结果解释为:在经济发展相对落后的农业化水平较高的城市,地方公共服务水平较差,基础设施建设较落后,税收竞争带来的税收优惠政策对外资的吸引能力有限,外来资金获取投资收益的周期较长,投资回报率较低。因此,在农业化水平较高的城市,税收竞争对城市经济增长的促进作用较小。在农业化水平较低,经济较为发达的城市,地方公共服务水平较高,基础设施较为完善,投资环境较好,税收竞争带来的税收优惠政策对外来资金的吸引能力较大,从而能引起本地区投资的增加,促进城市经济增长。此外,由于区域间税收优惠政策差异造成的地方政府间税收竞争往往会引起企业的大量集聚,从而形成经济集聚区。新经济地理学认为,经济集聚区内的企业可以通过关系网络进行知识、技术间的交流,产生外溢效应,从而获得集聚租金。集聚租金的存在推动了集聚区内的企业不断进行技术创新,从而提高了集聚租金,促进经济增长。

在控制变量方面,固定效应模型和双重门槛模型所估计的结果较为接近,且所有估计值均通过了5%的显著性水平检验。专利授权量、固定资产投资、对外开放水平、人力资本、人均财政支出及消费水平均对城市经济增长产生了正向促进作用,但专利授权量与人力资本均不显著。这说明目前我国城市经济增长依靠技术进步与劳动力生产率的提高的效应不明显,城市经济增长依然主要靠传统的三驾马车——投资、消费、进出口来拉动。

五 政策建议

首先,在经济发展较为落后的地区,应进一步丰富吸引经济资源与税收资源的手段。由于在经济发

展较为落后的地区产业结构主要以农业为主,地方政府应该更加注重通过财政支出竞争,完善基础设施,创造良好的投资环境,以吸引更多的外资进入,而不是盲目地降低税负水平。在保证正常的财政收入的情况下,应通过多种方式为地方政府提供公共服务所需的资金进行融资,提高本地区的公共服务水平,从而吸引更多的经济资源与税收资源的流入。

其次,中央政府应进一步加大对经济发展落后城市的扶持力度,促使其产业结构进行转型升级。由于农业地区的税收竞争对城市经济增长的推动作用远小于工业地区,中央政府应加大对农业地区的专项转移支付力度,以提高农业地区的公共服务水平,同时进一步加大对高新技术产业的税收优惠力度,减轻高新技术产业的税收负担,以促进高新企业快速发展,从而推动地区产业结构进行转型升级,促进城市经济增长。

最后,应合理利用税收优惠政策,确保税收竞争强度处于合理区间,防止恶性税收竞争的出现。在我国地方政府没有税收立法权的情况下,各种税收优惠政策已是地方政府参与税收竞争的主要手段,在税收优惠政策的制定方面,地方政府拥有较大的自由裁量权,如果缺乏必要的约束政策,就很可能出现恶性的税收竞争,从而阻碍经济发展。只有合理地利用税收优惠政策,将税收竞争程度控制在合理区间内,才能促进经济健康持续发展。

【Abstract】 Based on the panel data of 1626 tax competition in 271 Chinese cities, this essay uses panel threshold model to conduct empirical test on the effects of tax competition on the urban economic growth. The results show that the tax competition of China has a significantly impetus on the urban economic development, but in different industrial structure level, the influence coefficient present nonlinear characteristics; In the cities of "services as the main stages of economic development", tax competition has a significantly positive impetus on the urban economic development that the economy grows by 42.35% when tax competition index increases 1 unit; In the cities of "industrialization as the main stages of economic development", the economy grows by 26.43% when tax competition index increases 1 unit; In the cities of "agricultural as the main stages of economic development" region, the economy grows by 12.16% when tax competition index increases 1 unit. The results verify that the current tax competition between local governments has a significant threshold effect on urban economic growth, and this essay puts forward the relevant policy recommendations on the basis of this results.

【Key words】 tax competition; urban economic growth; threshold effect

参考文献

- [1] 郭杰,李涛.中国地方政府间税收竞争研究——基于中国省级面板数据的经验证据[J].管理世界,2009(11):54-64;73
- [2] Tibout. C. M. The Pure Theory of Public Expenditure[J]. Journal of Public Economy, 1956(64):416-426
- [3] 沈坤荣,付文林.税收竞争、地区博弈及其增长绩效[J].经济研究,2006(6):16-26
- [4] 李永友,沈坤荣.辖区间竞争、策略性财政政策与FDI增长绩效的区域特征[J].经济研究,2008(5):58-69
- [5] 袁浩然.中国省级政府间税收竞争反应函数的截面估计[J].统计与决策,2010(17):84-87
- [6] Judd K. L. Redistributive Taxation in A Simple Perfect Foresight Model[J]. Journal of Public Economics, 1985(1):59-83
- [7] Lejour A. M., Verbon H. A. Tax Competition and Redistribution in A Two-country Endogenous-growth Model[J]. International Tax and Public Finance, 1997(4):485-497
- [8] Feld L. P., Kirchg ssner G., Schaltegger C. A. Fiscal Federalism and Economic Performance: Evidence from Swiss Cantons [R]. Marburger volkswirtschaftliche Beitrge, 2004
- [9] 李涛,黄纯纯,周业安.税收、税收竞争与中国经济增长[J].世界经济,2011(4):22-41
- [10] 吴俊培,王宝顺.我国省际间税收竞争的实证研究[J].当代财经,2012(4):30-40
- [11] 胡洪曙,郭传义.我国政府间纵向税收竞争对税收增长的影响研究——基于省际面板数据的实证分析[J].经济管理,2014(12):1-12
- [12] 程风雨.贸易开放视角下的地区税收竞争与经济增长——来自中国的经验证据[J].财经论丛,2016(5):11-19
- [13] 谢欣,李建军.地方税收竞争与经济增长关系实证研究[J].财政研究,2011(1):65-67
- [14] 崔治文,周平录,章成帅.横向税收竞争对经济发展影响研究——基于省际间资本税、劳动税和消费税竞争视角[J].西北师大学报(社会科学版),2015(1):125-133
- [15] 张福进,罗振华,张铭洪.税收竞争与经济增长门槛假说——基于中国经验数据的分析[J].当代财经,2014(6):32-42
- [16] Hansen B. E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference[J]. Journal of Economics, 1999(2):345-368
- [17] 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
- [18] Qunyong Wang. Fixed-effect panel threshold model using Stata [J]. The Stata Journal, 2015(1):121-134

(责任编辑:李小敏)