

经济集聚视角下我国地方政府的 征税策略及其影响因素研究^{*}

褚铸瑶 陈建宝 宋超

内容提要: 利用 1999—2008 年我国 280 个城市的工业企业微观数据,通过构建三维经济集聚指标体系,本文度量了我国地方经济的集聚特征;分别采用均值回归和分位数回归面板计量模型实证研究了我国地方政府对工业企业的征税策略以及企业实际税率的影响因素。结果表明:①东部与中西部地区的集聚形态和规模差别较大;②地方政府依据不同的经济集聚特点采取差异化的征税策略,其税收竞争是政策引导下政府与企业的智慧博弈,而非“逐底竞争”;③东部地区企业实际税负与劳均资本、资本流动性的关系有别于中西部地区;④企业性质结构、企业规模和城市基建水平均对企业实际税负存在显著影响。

关键词: 经济集聚; 税收竞争; 集聚租; 地区差异

DOI: 10.19343/j.cnki.11-1302/c.2018.02.004

中图分类号: C812 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-4565(2018)02-0040-13

A Research on Local Government's Taxation Strategy and its Influencing Factors in China with the Perspective of Economic Agglomeration

Zhuo Zhuyao Chen Jianbao Song Chao

Abstract: Based on the industrial enterprise micro-data of 280 cities in China from 1999 to 2008, it constructs a three-dimensional agglomeration index system to measure the agglomeration characteristics of local economy. It studies the local government tax strategy and the influence factors in the effective tax rate of industrial enterprise in China by using employing linear regression and penalized quantile regression panel models. The results show as follows: ① there exists a big difference between Eastern and Midwestern regions in agglomeration form and scale; ② local governments carry out different tax policies according to different economic agglomeration characteristics, and the tax competition is the wisdom game between the government and enterprises under the policy guidance rather than “the bottom competition”; ③ the eastern region has significant differences with the middle and western regions in the relationships between actual tax rate of enterprises and capital per labor or capital liquidity; ④ the enterprise property structure, enterprise scale, and urban infrastructure significantly impact the actual tax rate of enterprises.

Key words: Economic Agglomeration; Tax Competition; Agglomeration Rent; Regional Difference

^{*} 本文为国家社会科学基金项目“半参数变系数空间自回归模型的理论及应用研究”(16BTJ018)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“集聚经济下的中国地方政府财税行为研究”(15JJD790029)、教育部人文社会科学项目“空间自回归单指数模型的理论 and 实践”(13YJA9100002)和福建省自然科学基金项目“几类新的变系数空间自回归模型的估计和应用研究”(2017J01396)的阶段性成果。

一、引言

1994 年我国分税制改革的实施,拉开了地方政府经济增长竞争的序幕(傅勇和张晏,2007)^[1]。税收竞争,作为政府竞争的关键手段,近三十年来引起了学界的诸多讨论,硕果累累(Zodrow 和 Mieszkowski,1986^[2];王守坤和任保平,2008^[3];雷根强和何惠敏,2009^[4];钱学峰等,2012^[5])。

Zodrow 和 Mieszkowski(1986)^[2]的基本税收竞争模型(Basic Tax Competition Model, BTCM)认为对流动资本征税会减少政府公共支出水平,降低公共产品提供效率。BTCM 中关于资本税率(以下简称税率)与流动性关系的结论可以概括为三点:①资本随意流动假设导致税率过低;②资本流动性和税率负相关,随着资本流动性增强,税率“竞争到底”;③税率与劳均资本负相关。Baldwin 和 Krugman(2004)^[6]对 BTCM 提出了质疑,其建立的模型(BK-BTCM)认为经济一体化程度的增加会导致地方政府税率“竞争到顶”现象,集聚租使“核心”地区能够在不流失资本的前提下征收更高的税率。BK-BTCM 中关于资本税率与流动性关系的结论可以概括为三点:①两地区间税率差受市场一体化程度与资本流动性影响;②市场集聚水平够强且资本是可流动时,劳均资本和税率成正比;③集聚和资本流动的存在使相同劳动和资本存量的两地产生税率差异。两个模型的主要分歧在于集聚现象、资本流动性与劳均资本对均衡税率产生的作用不同。Baldwin 和 Krugman(2004)的结论得到了 Charlot 和 Paty(2007)^[7]以及 Hill(2008)^[8]的实证验证。

国内相关研究认为,我国地方政府的主要策略仍然是“逐底竞争”,政府并未对集聚租征税(雷根强和何惠敏,2009;钱学峰等,2012)。然而,根据 1999—2008 年中国工业企业数据库的数据,分析发现大型工业企业平均税率显著高于中小型工业企业的平均税率,且集聚程度高的核心地区大型工业企业占比更高。因此,本文提出疑问:当地方经济集聚能力增强、产业规模效益增加和企业规模逐渐扩大时,地方经济集聚特点是否存在差异?若存在差异,各地方政府有没有对差异化的集聚特征所产生的租金征税?其策略如何?

为了准确回答以上问题,本文对现有研究成果进行了创新研究。首先,本文丰富了地方经济集聚特征的度量方法。从产业集中度、产业专业化程度和产业关联度三个维度构造了经济集聚指标体系,计算了 10 年间 280 个城市的产业集聚指标,并探讨了我国东部、中部和西部地区的集聚特征。其次,本文采用均值回归和分位数回归面板计量数据模型,分析了地方政府的征税行为,以期回答地方政府是否对集聚租征税以及如何征税的问题。最后,本文通过对各地区工业企业税负水平和集聚特征、流动性等因素关系的探讨,揭示了我国地方政府在激烈税收竞争中的差异化征税策略。

二、模型设定和变量选择

新经济地理学的发展为税收竞争理论开拓了新的视野。以 Krugman 为代表的新经济地理学派认为经济集聚产生的集聚租是地区政府征税的筹码,基础设施、社会福利和技术外溢等因素吸引着企业的进入,“降低税率”不再是政府竞争的唯一手段,因此可能产生“竞争到顶”现象。Baldwin 和 Krugman(2004)通过 BK-BTCM 模型得出以下结论:当工业产品市场是寡头垄断、规模报酬递增的市场时,集聚程度较高地区的均衡税率要高于集聚程度较低的地区,但两者的正差异会随着贸易成本的降低而减弱。为检验该理论在我国的适用性,探究经济集聚对我国地方政府征税策略的影响,本文将构建关于我国地区税负与经济集聚关系的计量模型。

在模型构建以前,本文首先计算地区企业实际平均税率,其定义如下:

$$ATR_u = \frac{\sum_{j=1}^S \sum_{k=1}^{s_j} TAX_u^{jk}}{\sum_{j=1}^S \sum_{k=1}^{s_j} IAV_u^{jk}} \quad (1)$$

其中, i 代表我国 280 个不同的城市, t 代表时期, k 代表不同企业个体, j 代表企业从属的行业, S 代表行业数, s_j 代表第 j 个工业行业的企业个体数。 TAX_{it}^{jk} 为 t 时期隶属于 i 地区 j 行业的工业企业 k 的实际税负水平, 包括企业主营业务税金及附加、管理费用中的税金、应交所得税和应交增值税。 IAV_{it}^{jk} 为 t 时期隶属于 i 地区 j 行业的工业企业 k 的工业增加值。

其次, 本文构建了多维经济集聚指标体系, 有益于从不同角度阐释经济集聚与税率之间的关系。已有文献主要从产业专业化程度或产业集中度来度量地区经济集聚程度。产业专业化程度是指某一或某几个行业相对于该地区其他行业的重要程度, 常见的衡量指标有 Hoover 指数和空间 Gini 系数等。本文采用 Combes 等(2008)^[9]的方法计算专业化集聚指数:

$$Gini_{it} = 1 - \sum_{j=1}^S \mu_i^j [\mu_{it}^{j(n)} - \mu_{it}^{j(n-1)}] \quad (2)$$

其中, $Gini_{it}$ 为 t 时期 i 地区的 Gini 系数, $\mu_i^j = IAV_{it}^j / IAV_{it}$ 表示 t 时期 j 行业的工业增加值贡献比, $\mu_{it}^{j(n)} = \min_j \sum_{j=1}^n \mu_{it}^j$ 表示 t 时期 i 地区所有行业增加值由小到大排列后前 n 个行业产值占比总和。 $Gini_{it}$ 数值越大, 代表地区产业经济分布越集中, 经济由少数龙头行业驱动。

产业集中度表示一个地区的产业贡献在全国产业贡献总额中所占比重。本文借鉴范剑勇(2004)^[10]提出的平均集中率指标计算集中度集聚指数:

$$ACR_{it} = \sum_{j=1}^S CR_{it}^j / S \quad (3)$$

其中, $CR_{it}^j = IAV_{it}^j / \sum_i IAV_{it}^j$, S 表示中国工业企业数据库中制造业行业与 NIOT 对应的行业数(行业代码 c3-c16, $S = 14$)^①; CR_{it}^j 表示 t 时期 i 地区 j 行业的工业增加值在所有地区工业增加值的占比; ACR_{it} 表示 i 地区 t 时期全部行业的平均集聚程度, 数值越大表明相对于其他地区而言, 该地区汇聚了更多经济资源。

然而, 以上两种指标的固有局限是无法度量产业关联程度在经济集聚中的作用。完整的、健全的产业集聚应注重产业间及其相关机构之间的联系(龙小宁等 2015)^[11]。因此, 本文结合集中度集聚指数, 构造了影响力集聚指数 ACR_{it}^{eff} 和感应度集聚指数 ACR_{it}^{ind} 两个关联度集聚指数:

$$ACR_{it}^{eff} = \sum_{j=1}^S eff_{it}^j CR_{it}^j / \sum_{j=1}^S eff_{it}^j = \sum_{j=1}^S eff_{it}^j CR_{it}^j / S \quad (4)$$

$$ACR_{it}^{ind} = \sum_{j=1}^S ind_{it}^j CR_{it}^j / \sum_{j=1}^S ind_{it}^j = \sum_{j=1}^S ind_{it}^j CR_{it}^j / S \quad (5)$$

其中, $eff_{it}^j = \sum_{l=1}^S \bar{b}_{it}^{lj} / \frac{1}{S} \sum_{l=1}^S \sum_{j=1}^S \bar{b}_{it}^{lj}$ 为 t 时期 i 地区 j 行业的影响力系数, $ind_{it}^j = \sum_{l=1}^S \bar{b}_{it}^{lj} / \frac{1}{S} \sum_{l=1}^S \sum_{j=1}^S \bar{b}_{it}^{lj}$ 为 t 时期 i 地区 j 行业的感应度系数^②。 \bar{b}_{it}^{lj} 为 t 时期 i 地区 l 行业对 j 行业的完全消耗系数^③, \bar{b}_{it}^{jl} 为 t 时期 i 地区 j 行业对 l 行业的完全分配系数, S 表示中国工业企业数据库中制造业行业与 NIOT 对应的行业数(行业代码 c3-c16, $S = 14$)。 ACR_{it}^{eff} 数值越大, 代表该地区经济贡献大、行业间产出带动力强; ACR_{it}^{ind} 数值越大, 代表该地区经济贡献大、行业间需求感应度高。

另外, 税收竞争程度与资本劳动比、资本流动性等因素有关(Baldwin 和 Krugman 2004), 因此,

① 为与影响力集聚指数和感应度集聚指数的计算过程保持一致, 集中度集聚指数 ACR_{it} 依据世界投入产出数据库(www.wiod.org)公布的中国国家投入产出表(NIOT)中规定的行业划分计算。

② 影响力系数和感应度系数定义, 详见《我国目前产业关联度分析》统计研究 2006 年第 11 期。

③ 为解决《中国投入产出表》缺乏年度可比较数据的问题, 本文采用 WIOD(世界投入产出数据库, 网址 http://www.wiod.org/)提供的中国投入产出表(NIOT)数据计算完全消耗系数。

本文构建如下计量模型:

$$ATR_{it} = \alpha + \beta Gini_{it} + \gamma ACR_{it}^e + \theta CapLab_{it} + \rho Mobility_{it} + \tau X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

因变量 ATR_{it} 为 t 时期 i 地区的工业企业实际平均税率水平, 具体计算见式(1)。

自变量 $Gini_{it}$ (专业化集聚指数) 代表 t 时期 i 地区的产业 $Gini$ 系数, 度量地区产业结构的专业化程度。若 $\beta > 0$, 说明地方政府对产业专业化产生的集聚租征税, 单一产业结构的企业间竞争激烈, 政府无需提供更多的税收优惠措施。若 $\beta < 0$, 说明地方政府并未对地方产业专业化程度征税, 意味着大量成规模的企业在税收优惠方面具有很强的谈判能力。

ACR_{it}^e 为 t 时期 i 地区的地方集中度集聚指数或关联度集聚指数。为避免变量间相关程度过大可能产生的多重共线性, ACR_{it}^e 代表集中度集聚指数 (ACR_{it})、影响力集聚指数 (ACR_{it}^{eff}) 或感应度集聚指数 (ACR_{it}^{ind}) 其中之一。若 $\gamma > 0$, 说明地方政府有能力对产业集中或产业关联产生的集聚租征税, 反之, 说明地方政府并未对其征税。

$CapLab_{it}$ 代表 t 时期 i 地区的资本劳动比率, 反映地区劳均资本水平。 $Mobility_{it}$ 包含出口率 ($Export_{it}$) 和人均货物运输水平 ($Freight_{it}$), 是资本流动性的代理指标向量。Garrett (1995) [12] 曾用进出口产值与 GDP 的比重衡量市场流动性大小, Devereux 和 Loretz (2013) [13] 认为进出口产值指标在一定程度上是市场开放水平的结果而非原因, 建议用其他变量代替进出口产值。本文认为, 人均货物运输水平在一定程度上可以反应市场流动性大小。人均货物运输水平高的地区一般市场供给或需求量大、资本流动性强且贸易成本低。因此, 本文同时考虑市场开放度和市场流通程度。

X_{it} 代表 t 时期 i 地区影响企业税率的其他相关变量 (详见表 1 第 1 列)。首先, 国有资本比率 ($Statehold$)、外商及港澳台资本比率 ($FGAhold$) 以及高科技企业产值贡献率 ($HiTech$) 代表企业性质特征。国有企业、外商及港澳台投资企业和高科技企业税率更低, 因为它们可能享受到更多的税收优惠。其次, 大型工业企业销售贡献率 ($LarSales$) 和中型工业企业销售贡献率 ($MedSales$) 代表企业规模特征。企业规模往往与税负成正比, 但不排除大规模企业有能力影响政府税收优惠政策的可能。再次, 城市基建水平可能对税率产生间接影响。公路桥梁建设越发达, 企业采购、销售等运输越方便, 进而更易形成地方经济集聚而影响企业税率。本文用道路交通覆盖率 ($Road$) 和基建工人比率 ($CWorker$) 作为代表地方基础设施建设水平的变量。 $Road$ 度量城市现有基建水平, 体现城市过去投入水平; $CWorker$ 度量城市现阶段的建设投入, 体现未来基建发展水平。最后, 在制定税收优惠政策时, 地方政府可能受到自身条件的影响, 因此本文考虑纳入财政支出紧俏程度 ($FiscTight$) 和财政支出规模 ($FiscScale$) 这两个指标。

本文数据来源于 1999—2008 年中国工业企业数据库、《中国城市统计年鉴》、国家统计局网站和世界投入产出数据库。除 $Freight$ 、 $Road$ 、 $CWorker$ 、 $FiscScale$ 和 $FiscTight$ 的相关数据来自于《中国城市统计年鉴》外, 其余变量均由 192.81 万家制造业企业相关数据汇总和计算得出。表 1 给出了各变量的描述性统计结果: 平均税率 ATR 数据样本方差大, 说明地方企业实际税率差异化明显; ACR 、 ACR^{eff} 和 ACR^{ind} 数据表现相似, 与 $Gini$ 系数相差较大。

本文借鉴了聂辉华等 (2012) [15] 的方法, 将 1999—2008 年中国工业企业数据库原始数据中的异常数据剔除, 并对 1999—2004 年和 2008 年工业增加值进行了估算①。由于制造业企业贡献 90% 以上的产值且较不受地理因素的制约, 本文使用制造业企业 (二位行业代码 13~43) 计算企业平均税率和集聚指数等指标。剔除异常值后的制造业企业数达 192.81 万家, 占总体的 85.39%, 销售产值占总体销售产值的 96.43%, 样本较具有代表性。

① 本文用工业总产值计算各项指标的拟合结果与估算的工业增加值结果相似, 验证了模型和结果的稳健性。

表1 变量的描述性统计

变量	变量名称	计算公式	单位	样本量	均值	最小值	最大值	标准差
<i>ATR</i>	平均税率(<i>JAV</i>)	见式(1)	%	192.813	22.330	0.718	124.151	10.162
<i>Gini</i>	地区产业 <i>Gini</i> 系数	见式(2)	—	192.813	0.720	0.360	0.966	0.115
<i>ACR</i>	集中度集聚指数	见式(3)	—	192.813	0.003	0.000	0.078	0.006
<i>ACR^{eff}</i>	影响力集聚指数	见式(4)	—	192.813	0.003	0.000	0.084	0.007
<i>ACR^{ind}</i>	感应度集聚指数	见式(5)	—	192.813	0.003	0.000	0.086	0.007
<i>CapLab</i>	劳均资本对数	$\ln(\text{固定资产净值年平均余额}/\text{从业人数})$	万元/人	192.813	1.937	1.189	3.476	0.227
<i>Export</i>	工业出口率	出口交货值/销售产值	%	192.813	11.077	0.000	74.764	12.614
<i>Freight</i>	人均货物运输水平	货物运输总量/总人口	万元/人	0.280	0.604	0.003	14.377	0.786
<i>Statehold</i>	国有资本比率	国有资本/实收资本	%	192.813	29.354	0.000	100.000	22.904
<i>FGA^{hold}</i>	外商及港澳台资本比率	(外商资本+港澳台资本)/实收资本	%	192.813	15.090	0.000	89.839	17.583
<i>HiTech</i>	高科技企业产值贡献率	高科技工业企业总产值占比	%	192.813	7.712	0.000	73.124	10.343
<i>LarSales</i>	大型工业企业销售贡献率	大型工业企业销售产值占比	%	192.813	28.293	0.000	50.134	5.857
<i>MedSales</i>	中型工业企业销售贡献率	中型工业企业销售产值占比	%	192.813	43.416	0.000	99.880	11.689
<i>Road</i>	道路交通覆盖率	年末实有城市道路面积/城市行政区面积	%	0.280	1.332	0.018	64.501	3.470
<i>CWorker</i>	基建工人比率	交通运输、仓储及邮政业从业人员占比	%	0.280	7.697	0.067	70.000	8.503
<i>FiscScale</i>	财政支出规模	财政支出/GDP	%	0.280	9.125	0.275	193.638	7.287
<i>FiscTight</i>	财政紧俏度	财政支出/财政收入	—	0.280	2.224	0.086	39.031	1.557

注:除第5列样本量数据的单位为“万个”以外,其余数据与表格第4列单位栏一致。*CapLab* 中国固定资产净值年平均余额按照固定资产投资价格指数平减 *Freight* 指标均按照 CPI 平减,均换算成为1999年不变价格,其他比率数据未做处理。高科技工业企业所属行业的确定方法来自于《中国高技术产业统计年鉴》对高技术产业划分的规定。工业企业划分方法参照国家统计局2003年制定实施的《统计上大中小型企业划分办法(暂行)》。

三、计量模型结果分析

通过计算我国各省制造业平均税率(*ATR*)、专业化集聚指数(*Gini*)和集中度集聚指数(*ACR*)可以发现,中、西部省份的平均税率和产业专业化程度较高而产业集中度水平较低,东部省份的平均税率和产业专业化程度较低而产业集中度较高。即东部地区经济活跃度高于中西部地区且税收竞争更为激烈。

为回答地方政府如何对集聚租征税、市场流动性如何影响企业税收负担以及不同地区政府征税表现是否一致等问题,本文将从全国角度和地区角度分别给予讨论。

(一) 全国范围的估计结果

1. 均值回归面板计量模型分析。

本文分别采用 OLS 估计方法和工具变量 OLS 估计方法对 1999—2008 年全国 280 个地市的的面板数据进行线性回归,结果如表 2 所示。

在表 2 中,模型 O1 ~ O3 列示了具有截面固定效应的普通面板模型的 OLS 回归结果^①; O4 ~ O6 列示了以集聚指数和 *Gini* 的滞后一期值分别作为各自工具变量的 IV-OLS 回归结果。采用 IV-OLS 估计法是为了解决模型可能存在的内生性问题。Devereux(2007)^[14]曾指出税率是影响企业投资选址的一个重要原因。然而由于数据受到可获得性的限制(280 个城市更早期数据难以全部获得、可替代变量与内生变量相关程度较小等原因),本文采用集聚指标的滞后一期变量作为工具变量,回归结果如表 2 中 O4 ~ O6 列所示。比较 O1 ~ O3 和 O4 ~ O6 的回归结果发现:①两种估计方法得到的回归系数估计值大小相近、符号基本相同且模型整体拟合优度相似;②产业集中度指数(*ACR*、*ACR^{eff}*和 *ACR^{ind}*)的回归系数由负(显著)转正(显著);③除了产业集中度指数和道路覆盖率(*Road*)

① F 检验与 Hausman 检验结果表明数据适合拟合固定效应模型,比较截面固定效应模型、时间固定效应模型以及截面与时间双固定效应模型的回归结果后发现,截面固定效应模型的拟合优度和参数显著程度最高,限于篇幅,文中仅列出了截面固定效应模型的拟合结果。

表 2 基于全国数据的均值面板回归 OLS 估计和工具变量 OLS 估计结果

变量	ATR					
	O1	O2	O3	O4	O5	O6
<i>ACR</i>	-1.3863*** (0.1505)	—	—	4.0849*** (1.2551)	—	—
<i>ACR^{eff}</i>	—	-1.5847*** (0.2983)	—	—	4.5360*** (1.2758)	—
<i>ACR^{ind}</i>	—	—	-1.6574 (0.2816)***	—	—	3.9695** (1.6671)
<i>Gini</i>	0.0940*** (0.0073)	0.0976*** (0.0149)	0.1028*** (0.0196)	0.9304*** (0.0690)	0.9788*** (0.0693)	0.8922*** (0.0744)
<i>CapLab</i>	-0.0279*** (0.0031)	-0.0257** (0.0036)	-0.0247** (0.0058)	-0.0642 (0.0090)	-0.0639*** (0.0095)	-0.0632*** (0.0097)
<i>Export</i>	-0.1261*** (0.0084)	-0.1239*** (0.0177)	-0.1267*** (0.0079)	-0.1595*** (0.0306)	-0.1607*** (0.0307)	-0.1585*** (0.0316)
<i>Freight</i>	-0.0103*** (0.0007)	-0.0108*** (0.0006)	-0.0104*** (0.0013)	-0.0079*** (0.0015)	-0.0071*** (0.0015)	-0.0070*** (0.0016)
<i>Statehold</i>	0.0873*** (0.0048)	0.0868*** (0.0056)	0.0872*** (0.0076)	0.0594*** (0.0083)	0.0592*** (0.0083)	0.0598*** (0.0080)
<i>FGAhold</i>	-0.0441*** (0.0060)	-0.0837*** (0.0115)	-0.0845*** (0.0101)	-0.0749*** (0.0214)	-0.0713*** (0.0215)	-0.0751*** (0.0218)
<i>HiTech</i>	-0.0060 (0.0090)	-0.0060 (0.0077)	-0.0040 (0.0107)	-0.0701** (0.0336)	-0.0749** (0.0338)	-0.0716** (0.0339)
<i>LarSales</i>	3.5719** (1.7796)	2.6866*** (0.7790)	2.6805*** (0.7706)	3.1339** (1.5384)	3.1138* (1.5962)	3.1553** (1.4436)
<i>MedSales</i>	1.7658** (0.8898)	1.3139*** (0.3856)	1.3113*** (0.3867)	1.5340*** (0.7699)	1.5232* (0.7988)	1.5444** (0.7225)
<i>Road</i>	0.0040*** (0.0010)	0.0031 (0.0021)	0.0034 (0.0022)	-0.0195** (0.0056)	-0.0204*** (0.0058)	-0.0194*** (0.0058)
<i>CWorker</i>	0.1280*** (0.0294)	0.2904*** (0.0459)	0.2899*** (0.0435)	0.6533*** (0.1057)	0.6074*** (0.1063)	0.6614*** (0.1066)
<i>FiscScale</i>	-0.0117 (0.0108)	-0.0285 (0.0290)	-0.0299 (0.0206)	0.0319 (0.0293)	0.0243 (0.0319)	0.0180 (0.0317)
<i>FiscTight</i>	0.0000 (0.0005)	-0.0018* (0.0009)	-0.0018* (0.0009)	-0.0024 (0.0016)	-0.0022* (0.0013)	-0.0020 (0.0013)
<i>C</i>	-1.7094* (0.8897)	-1.1088*** (0.3785)	-1.1289*** (0.3791)	-2.2175** (0.8990)	-2.2455*** (0.3458)	-2.2622 (0.3399)
<i>R²</i>	0.8658	0.8666	0.8663	0.8803	0.8857	0.8732
估计方法	OLS	OLS	OLS	IV - OLS	IV - OLS	IV - OLS
Sargan 检验 P - 值	—	—	—	1.0000	1.0000	1.0000

注: 括号中数据为系数估计量标准差。*、**和*** 分别代表估计系数通过 10%、5% 和 1% 的显著性水平检验(下同)。

以外,其他变量在大小和符号上几乎没有差异。

从模型均值回归结果看,劳均资本(*CapLab*)、出口率(*Export*)和人均货物运输水平(*Freight*)的回归系数显著为负,说明税率与资本劳动比负相关,且随市场流动性增强而降低。从企业性质特征角度分析,国有资本比率(*Statehold*)的回归系数显著为正,说明了国有资本企业是高税负的主要承担者。在我国地方税收竞争中,国有企业因为企业性质的特殊性,难以成为“用脚投票”的自由人,如政府投资或控股的规模以上工业企业不会因为地方税率过高而“叛逃”,因而容易理解国有企业是地方财政税收的主要贡献者。外商及港澳台资本比率(*FGAhold*)以及高科技企业产值贡献率(*HiTech*)的回归系数为负,说明地方政府为了吸引外资、鼓励高科技产业发展,对外商投资和高科技企业提供更多税收优惠。从企业规模特征角度来看,大型工业企业销售贡献率(*LarSales*)和中型工业企业销售贡献率(*MedSales*)的系数均显著为正,且前者的系数大致是后者的两倍。这说明了

地方政府对规模较大的企业征税意愿更强,因为规模越大的企业粘性越大;同时也说明了大规模工业企业在具有规模优势和市场优势时,对税收的敏感度相对较低。从城市基建水平与税率关系角度分析,道路交通覆盖率(*Road*)的系数显著为负,而基建工人比率(*CWorker*)系数均显著为正,表明政府更希望企业对当期和将来的基建投资付费而不是为过去的基建投资和已有的基础设施买单。财政支出规模(*FiscScale*)和地方财政支出紧俏程度(*FiscTight*)对税率影响甚微。

解决了内生性问题后,集中度集聚指数的系数由负转正,政府对集聚租征税的行为被揭示出来,此结果与钱学锋等(2012)^[6]的结论相反。本文认为可能的原因如下:第一,样本的选取和处理方法存在差异。钱学锋等(2012)以1999—2007年工业企业数据库中45.87万家工业企业的非平衡面板数据拟合模型,本文选取1999—2008年工业企业数据库中的192.81万家制造业企业数据处理成280个城市10年数据的平衡面板数据拟合模型。本文数据量较前者大,且在数据处理方法上存在一定差别。第二,钱学锋等(2012)以地区四位数行业增加值占比和非农业人口密度代表地区集聚程度,本文以地区二位数行业增加值占比的加权值代表地方产业集聚水平、用*Gini*系数代表地方产业专业化程度,两者数据的处理方式不同、选取的指标不同。第三,本文考虑了钱学锋等(2012)未包括的劳均资本(*CapLab*)和市场流通水平(*Freight*)等可能影响地方集聚水平和税负程度的重要变量。

在模型稳健性方面,考虑到部分年份的工业增加值数据是经过计算而非企业直接上报的结果,为防止数据处理可能导致的估计偏误,本文将工业销售产值替换*IAV^{jk}*后计算平均税率*ATR^{*}*、*ACR^{*}*、*ACR^{eff*}*和*ACR^{ind*}*,以验证模型的稳健性^①。通过重新拟合,各变量系数的符号和显著性与表2一致,因此,以工业增加值计算的指标的估计结果稳健。

2. 带惩罚的分位数回归面板计量模型分析。

下面考虑如何在不同税率水平下探究地方集聚水平对企业平均税率的影响。采用Koenker(2004)^[16]的带惩罚的分位数回归面板模型估计方法,本文估计了集聚指标与平均税率在不同分位点上的变动关系,结果见表3和图1。该方法的优点在于,在样本量有限且固定效应待估参数过多时,增设固定效应的惩罚项,保证回归参数估计值的一致性和有效性。

表3 平均税率与集聚指数在各分位点的回归系数估计结果

		10%	30%	50%	70%	90%
<i>ATR</i>	<i>ACR</i>	1.4484 ^{***} (0.3385)	1.6463 ^{***} (0.2474)	1.5057 ^{***} (0.2526)	1.7706 ^{***} (0.3175)	2.1816 ^{**} (1.0487)
	<i>ACR^{eff}</i>	1.3474 ^{***} (0.1778)	1.4495 ^{***} (0.2362)	1.3475 ^{***} (0.2480)	1.5509 ^{***} (0.3065)	1.4480 ^{**} (0.6486)
	<i>ACR^{ind}</i>	1.3455 [*] (0.7616)	1.4518 ^{***} (0.2402)	1.2731 ^{***} (0.2449)	1.3421 ^{***} (0.4032)	1.2321 ^{**} (0.6115)
<i>ACR</i>	<i>Gini</i>	-0.0168 (0.0243)	0.0322 ^{***} (0.0078)	0.0642 ^{***} (0.0181)	0.1105 ^{***} (0.0256)	0.1812 ^{***} (0.0380)
	<i>CapLab</i>	0.0224 ^{***} (0.0095)	0.0165 ^{***} (0.0084)	0.0176 ^{***} (0.0099)	0.0526 ^{***} (0.0116)	0.1033 ^{***} (0.0207)
	<i>Export</i>	-0.0103 (0.0200)	-0.0214 (0.0203)	0.0084 (0.0228)	-0.0238 (0.0266)	-0.0984 ^{**} (0.0394)
	<i>Freight</i>	-0.0009 (0.0007)	-0.0027 ^{***} (0.0008)	-0.0048 ^{**} (0.0023)	-0.0116 ^{***} (0.0013)	-0.0134 ^{**} (0.0056)

注:由于回归结果具有相似性且限于篇幅,只列出*ACR*、*ACR^{eff}*、*ACR^{ind}*在各分位点的回归系数,以及模型中包含*ACR*时对应部分分位数回归系数的估计结果。括号中数据为系数估计量的标准差。

① 变量右上角*标识表示用工业销售产值代替工业增加值计算的指标。回归结果省略,如有需要,可向作者索取。

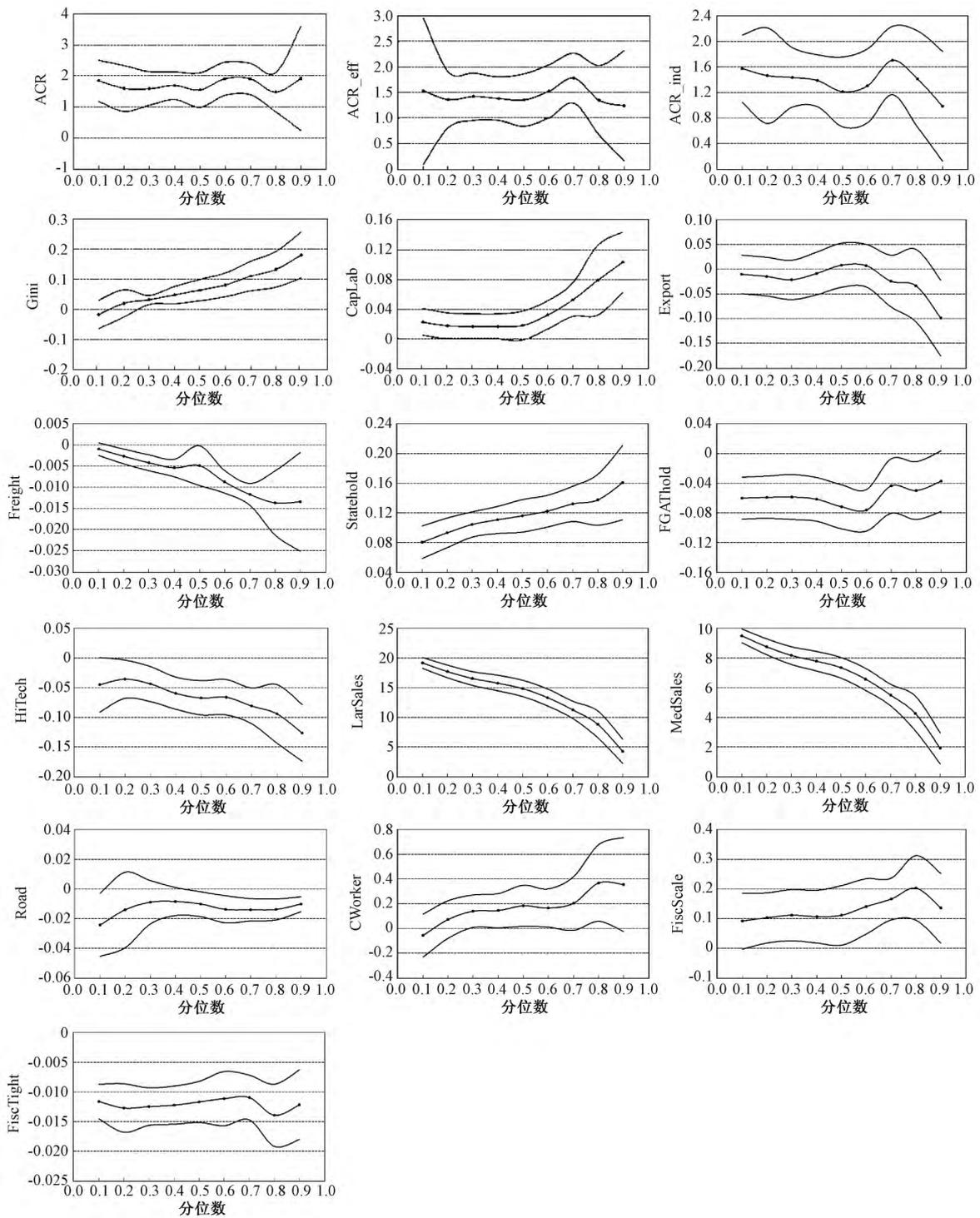


图 1 全国面板数据回归系数估计的分位数表现

在各分位点上, ACR 、 ACR^{eff} 和 ACR^{ind} 的回归系数显著为正, 与 IV-OLS 的估计结果一致。从表 3 和图 1 中可以看出, 三个回归系数随着平均税率的增加呈现波浪式水平波动, 在 60% ~ 70% 分位点处的正向影响最强。Gini 的回归系数随着平均税率的增加连续攀升。劳均资本 (CapLab) 的回归系数在不同分位点处均显著为正, 且随着平均税率的增加, 呈现出增长的趋势, 与线性回归结果存在差异。从图 1 来看, 高税负城市的劳均资本增税作用强。出口率 (Export) 回归系数仅在税率

高的地区显著,人均货物运输水平(*Freight*)的回归系数均显著为负,两者均呈下降趋势。可见在高税率地区,市场流程度增加有减税效应。

观察其他变量的分位点特征,国有资本比率(*Statehold*)的回归系数显著为正且在各分位点呈上升趋势,表明国有企业在高税率地区的税收贡献大于低税率地区,外商及港澳台资本比率(*FGAhold*)和高科技企业产值贡献率(*HiTech*)的回归系数均为负,符合我国现有的高科技产业扶持计划中给与税收优惠的客观实际情况,高税率地区高科技企业的减税效应更高。大型工业企业销售贡献率(*LarSales*)和中型工业企业销售贡献率(*MedSales*)在各分位点上的系数均显著为正,说明地方企业规模化程度是地方政府的征税筹码。尤其是对于税率低、市场流程度强的地区而言,政府对“集聚租”征税效果不如对“规模租”征税效果。前者是对全体企业不加区分地征税,但可能会使边缘企业因无法承受高税率而逃离,后者是对成规模的企业征税,只要税率制定合理则不会丢失既有的税基。道路交通覆盖率(*Road*)的系数保持负数,而基建工人比率(*CWorker*)的系数均显著由负转正,表明税率大的地区政府更希望企业对当期和将来的基建投资付费。财政支出规模(*FiscScale*)的回归系数为正且呈上升趋势,说明税负高的地区财政支出规模对企业税负水平的正向影响更大,而财政紧俏度(*FiscTight*)的回归系数基本维持在一个负的水平。

总体而言,从全国层面数据的IV-OLS与分位数回归结果来看,地方政府对集聚租征税但努力程度各异。劳均资本、流动性水平、企业性质与规模以及基建水平对地方平均税率影响显著,政府规模与财政支出紧俏度的影响不显著。

(二) 分地区估计结果

根据我国东部、中部和西部城市的平均税率、集聚指数、劳均资本和市场流程度指标的描述性统计结果可以得出以下结论:①东部城市平均税率(*ATR*)最低,中部城市次之,西部城市的税率最高。②东部地区的产业集中度与产业关联度最大,影响力集聚指数(ACR^{eff})高于集中度集聚指数(*ACR*)和感应度集聚指数(ACR^{ind}),说明东部地区城市产业贡献比例相对中部与西部城市更高,且龙头产业发挥着重要的引领作用;西部地区产业集中度与产业关联程度最小, ACR^{ind} 高于 ACR 和 ACR^{eff} ,代表着西部地区城市产业贡献比例相对东部和中部城市较低,基础产业作为产业主导成为地方发展的瓶颈。③西部地区的专业化集聚程度(*Gini*)最强,中部地区第二,东部地区最弱。西部地区的产业专业化程度最高主要因为产业布局多为基础产业和特色高新产业,结构较为单一;东部地区产业专业化程度最低,表明其产业布局全面,结构较为复杂。④西部地区劳均资本(*CapLab*)最高,中部次之,东部最低。⑤东部地区市场流程度指标(*Export*和*Freight*)最高,中部和西部地区表现相似。

表4列示了我国东、中、西部城市以滞后一期集聚变量数值作为工具变量拟合的均值回归面板模型结果。

由表4可以看出:① ACR 、 ACR^{eff} 、 ACR^{ind} 和*Gini*系数与全国层面数据对应的回归系数符号相同。这说明,我国东、中和西部地区的地方政府均对集聚水平和地方专业化程度征税。对比系数大小,可以看出东部地区的回归系数较小,中部和西部的回归系数较大,说明中部和西部地区政府对集聚租的征税意愿更强。本文认为这两点原因:一方面,东部地区产业集中程度高、市场流程度强且运输成本低,企业对地域的粘附度更低而对税率的敏感度更高,因而东部地区对集聚租征税更困难;另一方面,中部和西部地区产业专业化程度高(*Gini*系数大)、市场流程度弱且运输成本高,一些资源依赖型基础行业企业对地域的粘附度高导致了对税率不敏感的现象。②东部和西部地区*CapLab*的回归系数显著为负,东部地区劳均资本对税率的负作用弱于中、西部地区。③中部和西部的地区的*Export*和*Freight*的回归系数显著为负,表明市场流程度的增加有减税的作用;东

表 4 我国东、中、西部城市面板数据工具变量 OLS 回归结果

地区	模型	ACR	ACR^{eff}	ACR^{ind}	$Gini$	$CapLab$	$Export$	$Freight$
东部	ACR	0.9178 *** (0.1427)	— 0.8395 *** (0.1399)	— —	0.0799 *** (0.0072)	-0.0260 *** (0.0035)	-0.0502 *** (0.0073)	0.0022 *** (0.0007)
	ACR^{eff}	—	—	0.7954 (0.1443) ***	0.0781 *** (0.0145)	-0.0224 *** (0.0073)	-0.0512 *** (0.0143)	0.0024 (0.0015)
	ACR^{ind}	—	—	—	0.0737 *** (0.0143)	-0.0287 *** (0.0074)	-0.0463 *** (0.0015)	0.0028 * (0.0015)
中部	ACR	28.1917 *** (9.6146)	— 19.5014 ** (9.0857)	— —	0.9197 *** (0.2176)	-0.0424 (0.0284)	-0.2051 *** (0.0894)	-0.0474 *** (0.0173)
	ACR^{eff}	—	—	12.8484 (9.9206)	0.8916 *** (0.2201)	-0.0253 (0.0262)	-0.2256 *** (0.0871)	-0.0479 *** (0.0115)
	ACR^{ind}	—	—	—	0.8457 *** (0.2128)	-0.0233 (0.0288)	-0.2307 (0.0808)	-0.0477 *** (0.0187)
西部	ACR	11.6338 * (6.8859)	— 18.0259 * (9.3370)	— —	0.1099 (0.0834)	-0.0355 ** (0.0154)	-0.1413 ** (0.0548)	-0.0078 *** (0.0015)
	ACR^{eff}	—	—	19.0163 ** (8.4260)	0.1390 (0.1403)	-0.0341 ** (0.0159)	-0.1457 *** (0.0558)	-0.0008 *** (0.0002)
	ACR^{ind}	—	—	—	0.1327 ** (0.1366)	-0.0389 *** (0.0162)	-0.1367 (0.0556)	-0.0008 *** (0.0002)

注: 括号中数据为系数估计量标准差。*、**和***分别代表估计系数通过10%、5%和1%的显著性水平检验。

部地区 $Export$ 回归系数显著为负而 $Freight$ 回归系数显著为正,说明东部地区出口水平的增加有减税作用,而货物流通水平的增加并没有减税。此结论值得深思,东部地区的人均货运水平对企业平均税率的显著正向影响,说明市场货物流通水平的增加有利于政府对企业的征税。可以理解为货物流通水平的增加代表着企业采购、运输和销售活动趋于频繁,地方市场的经济活跃度提高。经济活跃的市场集聚能力强,政府有能力对集聚租征税。相对而言,西部地区的企业在市场流通程度增加时,企业的运输成本降低,为了逃避高税负的压力或转移厂址、或在其他税率更低的地方投资以达到合理避税的目的。可见,Baldwin和Krugman的税收竞争模型(BK-BTCM)在我国具有一定的适用性。集聚租的存在提高了地方政府征税能力,市场流通程度的增加减弱高税率地区(中西部地区)与低税率地区(东部地区)的均衡税率差值,这些结论与BK-BTCM的相关结论一致。

图2~4描绘了东部地区、中部地区和西部地区分位数集聚指标系数的分位点特征。从图中可以看出:第一, ACR 、 ACR^{eff} 和 ACR^{ind} 分位点特征相似,东部地区三个指标分位数表现与全国层面数据相似,与中部和西部地区的差异较大。东部地区各城市产业集中度和产业关联度产生的集聚租对税率的贡献是一个较小的正值,在60%~90%分位区间内有所下降,说明各城市均对集聚租采取温和的征税策略,不能“竞争到底”也不会擅自提税流失税基,各自维持着微妙的平衡关系。中部地区和西部地区的三个集聚指数的回归系数均为较大的正数且随着分位点升高而增加,说明结构单一、关联程度低的中西部地区也对集聚租征税并且边际征税能力较大。第二,中部和西部地区的 $Gini$ 系数较大,分位点特征相似且与全国层面数据的分位数表现一致,东部地区 $Gini$ 系数维持在0.04左右,无明显趋势。相对而言,中部地区和西部地区各分位点的回归系数较大,说明政府对地区产业专业化程度的征税努力程度强于东部地区。中、西部城市在资源开采型和资源加工型行业拥有比较优势,由此企业对地域的粘附度更高。本文认为,在我国特殊的经济环境和地理环境影响下,中西部地区产生了另一种形式的集聚租——“资源租”,地方政府对其征收正的税率。

四、结论

本文基于中国工业企业数据库、《城市统计年鉴》和世界投入产出数据库相关数据,尝试从产

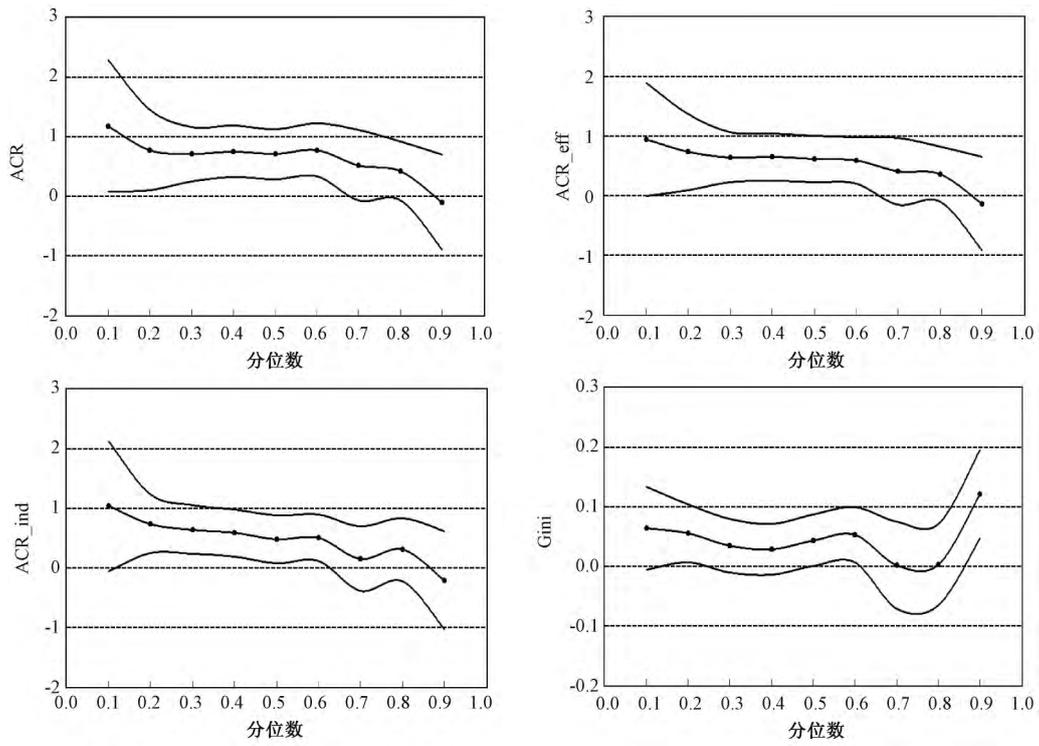


图2 东部地区集聚变量回归系数估计的分位数表现

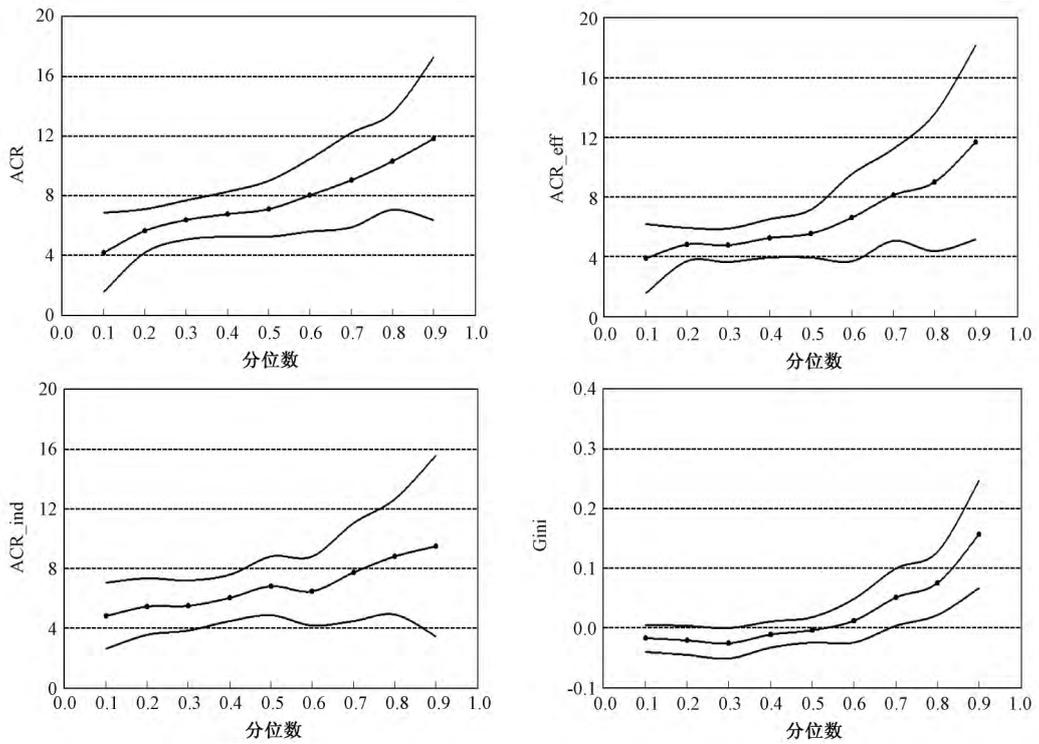


图3 中部地区集聚变量回归系数估计的分位数表现

业专业化程度、产业集中度和产业关联三个维度度量产业集聚程度,采用均值回归和带惩罚的分位数回归面板计量模型实证研究了1999—2008年我国280个城市的工业企业平均税率与产业集聚

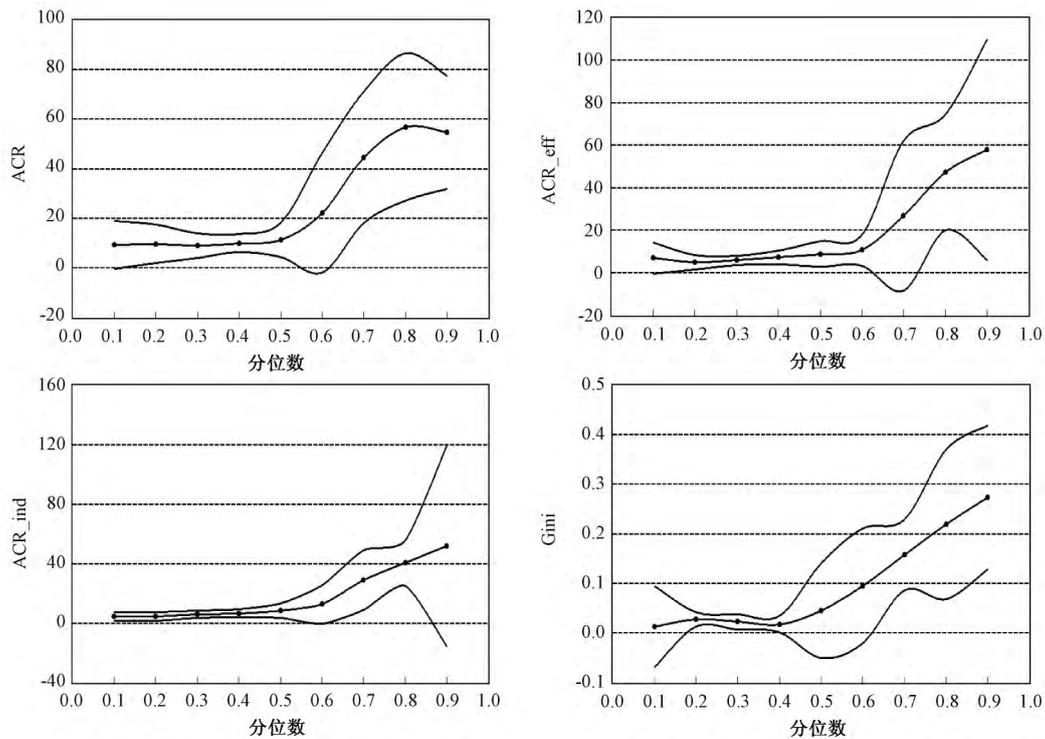


图 4 西部地区集聚变量回归系数估计的分位数表现

水平、劳均资本存量和市场流动性等因素的影响关系, 得出了如下结论:

第一, 我国经济集聚现象显著, 但地区之间集聚租的形态各异。东部地区产业集中度和产业关联度最大, 但产业专业化程度较小, 反映了东部地区制造业整体规模大, 产业结构均衡, 龙头企业发挥着重要的领头作用。因而, 东部地区集聚租的实质是产业规模和产业多样性产生的经济租金。反之, 中西部地区产业集中度和产业关联度最小, 专业化程度最高, 反映出西部地区制造业整体规模较小, 产业非均衡程度高, 主导产业为资源依赖型的基础产业。因而, 中部和西部地区集聚租的实质是产业资源依赖形成的资源租金。

第二, 地方政府对集聚租的征税效应显著, 中西部地区政府征税能力更强。高税率的中部和西部地区政府对集聚租征税意愿强于东部地区。地域粘附度低而税率敏感度高的工业企业涌向东部地区后, 东部地区的政府有能力对集聚租征税却难以维持高税率, 而地域粘附度高、税率敏感度低的工业企业依赖中部和西部地区的天然资源, 政府倾向于征收高税率, 且集聚租的边际税率更大。

第三, 企业税负水平受劳均资本水平和资本流动性的显著影响, 地区间表现存在差异。一方面, 劳均资本水平对企业实际税率产生负向影响, 但东部地区的负作用程度弱于中、西部地区。另一方面, 东部地区因市场货物流通水平提高而产生的集聚效应增加了政府征税筹码, 数据上表现出企业平均税率与市场流通水平的正向变动关系, 与 BK-BTCM 的结论一致。中部和西部地区的企业平均税率与资本流动性呈负相关关系, 与 BTCM 的结论一致。

第四, 企业税负水平还受企业性质结构、企业规模大小和城市基建水平因素的影响。地方政府更倾向于向国有企业和大规模企业征税, 对外商及港澳台企业和高科技企业则给与更多的税收优惠。相比于对集聚租征高税, 对规模租征高税是东部地区政府的最优策略。另外, 地方政府无法对城市已有基建水平征税却能够让企业对未来基建投入付费。政府支出规模扩大时, 企业税收负担加重; 而财政紧缩时, 企业税收负担并不受影响。

在解决了内生性问题以及探索了不同税率分位点下不同地区的税收竞争模式之后,本文发现我国地方政府因“集聚形态”制定“征税策略”是合理的。中西部地区政府因资本流动性不足对集聚租征高税是现阶段保证税收的最优策略;流动性强的东部地区对集聚租征低税、对规模租征高税的策略可以培植集聚土壤、涵养税基和保证税收收入来源。

参考文献

- [1]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):4-22.
- [2]Zodrow R, Mieszkowski P. Pigou, Tiebout, Property Taxation and the Underprovision of Local Public Goods [J]. Journal of Urban Economics, 1986, 19(3): 356-370.
- [3]王守坤,任保平. 中国省级政府间财政竞争效应的识别与解析:1978—2006年[J]. 管理世界,2008(11):32-43.
- [4]雷根强,何惠敏. 产业集聚对中国区域税收竞争的影响——对中国省际面板数据的检验[J]. 税务研究,2009(9):26-30.
- [5]钱学锋,黄玖立,黄云湖. 地方政府对集聚租征税了吗?——基于中国地级市企业微观数据的经验研究[J]. 管理世界,2012(2):19-29.
- [6]Baldwin E, Krugman P. Agglomeration, Integration and Tax Harmonization [J]. European Economic Review, 2004, 48(1): 1-23.
- [7]Charlot S, Paty S. Market Access Effect and Local Tax Setting: Evidence from French Panel Data [J]. Journal of Economic Geography, 2007, 7(3):247-263.
- [8]Hill B. Agglomerations and Strategic Tax Competition [J]. Public Finance Review, 2008, 36(6): 651-677.
- [9]Combes P, Mayer T, Thisse F. Economic Geography: The Integration of Regions and Nations [M]. Princeton: Princeton University Press, 2008.
- [10]范剑勇. 市场一体化、地区专业化与产业集聚趋势——兼谈对地区差距的影响[J]. 中国社会科学,2004(6):39-51.
- [11]龙小宁,张晶,张晓波. 产业集群对企业履约和融资环境的影响[J]. 经济学(季刊),2015,14(4):1563-1590.
- [12]Garrett G. Capital Mobility, Trade, and the Domestic Politics of Economic Policy [J]. International Organization, 1995, 52(4):787-824.
- [13]Devereux P, Loretz S. What Do We Know About Corporate Tax Competition? [J]. National Tax Journal, 2013, 66(3):745-733.
- [14]Devereux P. The Impact of Taxation on the Location of Capital, Firms and Profit: A Survey of Empirical Evidence [W]. Centre for Business Taxation. Working Paper, 2007.
- [15]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. 世界经济,2012(5):142-158.
- [16]Koenker R. Quantile Regression for Longitudinal Data [J]. Journal of Multivariate Analysis, 2004, 91(1): 74-89.

作者简介

嵇铸瑶,女,现为厦门大学经济学院统计系数量经济学专业在读博士研究生。研究方向为空间计量模型、经济计量。

陈建宝(通信作者)男,2003年毕业于澳大利亚科庭理工大学统计学专业,获哲学博士学位,现为福建师范大学数学与信息学院统计系教授、博士生导师,厦门大学宏观经济研究中心兼职研究员。研究方向为统计理论与方法、经济计量。

宋超,男,2017年毕业于复旦大学世界经济专业,获经济学博士学位,现供职于上海市发展与改革委员会。研究方向为世界经济理论。

(责任编辑:郭明英)