

# 财政供养公务员是否拖累了中国企业?

唐飞鹏<sup>\*</sup>

**摘要** 关于政府规模对区内企业的影响研究,学者们大多关注财政规模,未见涉及人员规模。本文研究发现,中国地方政府“官民比”对区内企业有显著反哺效应,这一结论在实证上是稳健的。“官民比”对企业利润存在双向作用机制,包括线性的增税效应和具有门槛特征的公共品供给效应。反哺效应具有地区和企业异质性,分别显著发生于低腐败率地区、中西部地区,显著提升了小型企业利润。但是,“官民比”过高也会造成地方财政支出的效率损失。

**关键词** 政府规模,“官民比”,企业利润

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2020.01.01

## 一、引言

公务员编制规模是中国社会舆论长期关注的敏感话题。坊间流传着“中国 26 人养 1 名公务员 (1 : 26) ”、“1 : 34”、“1 : 191”等关于“官民比”的各种版本说法。公众和媒体一贯认为中国政府部门存在机构臃肿、人浮于事和官满为患等问题,给企业造成了过大供养负担并拖累了企业发展,故而极力主张精简人事规模。然而与之相反,程文浩和卢大鹏 (2010) 等大多数学者则批驳了中国财政供养规模“过大论”,认为“官民比”处于合理区间。中国近几次政府机构改革 (2003、2008、2013、2018) 和“十九大”报告仅侧重于人员编制的部门结构调整或统筹使用,对编制总量规模基本采取“只控不减”的做法,在缩编改革上并无明显作为。可见,公众和学者、政府对中国“官民比”的评价仍有较大争议。

不同于国外政府以财政预算约束供养规模,中国政府编制管理采取中央集权式的统筹规划,对编制数量实行总量控制和分类管理,从全国向地方、从一级政府向本级职能部门进行“分蛋糕”。所以,在很大程度上,中国地方政府“官民比”由“自上而下”的中央政府意志决定 (王艺明等, 2014)。中

---

<sup>\*</sup> 暨南大学经济学院。通信地址:广东省广州市天河区暨南大学经济学院,510632;电话:(020)85226060;E-mail:jnutfp@jnu.edu.cn。本文得到国家自然科学基金项目(71803059)、教育部人文社科研究青年基金项目(17YJC790138)和中央高校基本科研业务费专项资金的资助。衷心感谢匿名审稿人和主编老师的宝贵意见,文责自负。

国因素法转移支付分配方案主要考虑财政供养人口（贾晓俊和岳希明，2012），在此激励下，地方政府总是积极向上寻求更多的雇员编制指标。因而，政府编制指标分配实质上是一场同级或上下级政府、部门之间“讨价还价”的主观博弈（徐刚和徐增辉，2014）。

政府规模在量的方面包括财政规模和人力规模。以往的经济学者大多关注政府财政规模，并以预算内财政支出或财政消费支出占GDP之比来衡量（马光荣和李力行，2012），而较少研究同样重要的政府人力规模。财政供养人员是政府发挥职能的经办人和执行者，是各级政府的行政之基（程文浩和卢大鹏，2010）。而且，长期以来中国央地之间财权与事权的错配，使得以财政收支来度量地方政府规模可能失准。所以，在某种程度上，人力规模比财政规模更能反映中国地方政府的实际体量。

在理论演进与实践发展的共同驱动之下，“官民比”一直是政治学和行政学研究的焦点问题。有大量文献集中于对“官民比”适度标准或把握规则的一般性规范分析，并在此基础上对中国整体“官民比”进行水平测算与优劣评判。与社会上的舆论批评相反，学界主流观点是中国当前的财政供养规模总体上处于安全水平、受控状态，问题只在于内部的结构性过剩和功能性过剩（“三多三少”）（王振海和薛风平，2010；程文浩和卢大鹏，2010；樊鹏，2015）。也有不少实证文献专门探讨了“官民比”的决定机制和驱动因素。国外文献倾向于从制度角度展开分析，认为“制度惯性”是决定政府雇员规模变动的最重要因素（Weiner and Lorence，1991），比如政府对资源控制的能力（Kraay and Rijckeghem，1995）、福利制度、联邦制政治体制、地方官员选举（Jin and Zou，2002）、民主化进程或中央集权程度（Pennings，1999）；国内学者侧重从政治经济学视角进行解释，认为中国政府编制规模的决定因素包括中央政府政治操控（张光，2008；王艺明等，2014）、部门利益分化程度、政府职能变革、官员薪酬水平、转移支付（“粘纸效应”）（范子英和张军，2010；毛捷等，2012）、财政分权、对外开放度、公共服务需求、市场化、城市化与工业化等。此外，也有少数文献从政府立场评价分析“官民比”的政治影响和经济后果，比如经济增长目标的实现（江胜名，2016）、可支配财力的失衡（贾晓俊和岳希明，2012）、行政职能的发挥或官员腐败的滋长。

然而，中国政府“官民比”到底是“有益品”（Goods）还是“厌恶品”（Bads）？已有研究大多只关注政府偏好，从职能需要、发展经济、财政负担等方面评判地方政府“官民比”是否适度，而忽略了国民福利视角下的企业立场偏好，未见探讨政府“官民比”与所辖企业利润的内在“政企关系”。虽有文献认识到政府人员规模会增加本级财政供养压力进而强化对企业的税收

攫取，却未注意到政府雇员也是基本公共服务供给侧的重要投入要素，他们提供的公共品存量对周边企业有隐性、正向的溢出效应。再者，国外相关研究大多基于联邦制政治理论，研究结论不可推广应用至中国。学者们对中国地方政府人力规模的度量口径有明显差别，采用的指标数据仍有较大争议。本文将尝试在以上方面寻求改进和创新，致力于揭示中国地方政府“官民比”对辖下企业利润的影响方向和传导机制，以期回应社会和学界对于“大政府”和“小政府”的争论，这对中国政府编制的总量控制、动态调整和区间统筹调配有重要的政策含义。

## 二、研究假说

假定代表性企业进行简单的柯布-道格拉斯（C-D）生产： $y = k^\alpha$ ，资本禀赋  $k$  决定着企业生产能力， $\alpha$  为资本-产出弹性。企业生产成本为零，那么企业利润  $\pi = y = k^\alpha$ 。

### （一）全国政府人员规模

假定中央政府对全国企业统一征收税费率  $t$ ，并将征得财政收入全部用于供养全国  $g$  数量公务员和进行公共投资  $p$ ，以向辖下企业提供公共品或服务。公共部门就业人员没有资源禀赋，职务消费全部来自对私人部门的税费征收（“吃财政饭”）。政府雇员越多，产生的“人头费”支出就越多，特别是人员活动经费（“三公经费”）、工资福利经费和办公场所配置（“楼堂馆所”）。根据中国财政部的《政府收支分类科目》，“官民比”带来的消费性支出大多归宿于一般公共预算内的行政管理费（2006 年前）或一般公共服务支出（2007 年后）支出科目。为了拟合现实，假定中央政府存在借贷行为，负债率设为  $d$ 。公务员平均工资为  $w$ 。那么，代表性企业的税后利润函数和公务员供养支出预算约束分别为：

$$\pi = (1-t) k^\alpha, \quad (1)$$

$$gw = (t+d) k^\alpha - p. \quad (2)$$

由式（2）可得：

$$t = [(gw + p) / k^\alpha] - d. \quad (3)$$

政府人员规模会线性地加重企业税负，边际增税效应为  $w/k^\alpha$ 。由于行政权力的垄断性和监督信息不完备，公共部门可能存在权力自利倾向。有研究显示，中国公务员的福利待遇（如“五险一金”）明显高于体制外就业人员（翟校义，2009），薪酬结构长期呈现为“低工资、高福利”（杨燕绥和张弛，2015），这在一定程度上增加了财政供养负担。雇佣人数上升还可能促使政府

扩张职能边界（外延）和追求精细化管理（内涵），丰富政府活动内容和事务范畴，从而增加公共支出需要以弥补行政成本。所以认为，增加公务员会推高企业实际税负，强化“攫取之手”进而降低企业税后利润。

然而，人们往往过于关注公务员的供养成本及其带来的税痛感，而选择性忽略了其所提供的具有外溢性功能的公共品。财政供养人员是政府行政之基，任何政府职能都要由公务员来完成，尤其是公共品供给（程文浩和卢大鹏，2010；王振海和薛风平，2010）。在中国，国家机构是基本公共服务的执行者、提供者，政党机关是建议者、监督者。公共品生产函数的投入要素除了财政支出（物力）还包括行政人员（人力），二者难以相互替代（列昂惕夫型）。部分公共基础设施虽然不是全由政府出资，比如 BOT、TOT、PPP 等政企合作模式，但其提供过程仍然离不开政府雇员的参与，包括投资项目招标、组织实施、跟踪监督、质量评估检测等事务。由此提出：

**假说 1：**公共部门雇佣规模扩张可以增加区内公共品存量。

公共品的有效供给对企业产生效益传递（Aschauer, 1989）。出于简便，假定公务员供养支出和公共投资分别以线性比率  $e$  和  $\gamma$  生产公共品并贡献于企业利润，则式（1）变为：

$$\pi = (1-t) k^a + egw + \gamma p, \quad (4)$$

其中， $e$  和  $\gamma$  分别代表了全国公务员供养支出效率和公共投资效率。将式（3）代入式（4）有：

$$\pi = (1+d) k^a + gw (e-1) + p (\gamma-1), \quad (5)$$

其中， $d$  和  $p$  视为外生。将式（5）对  $g$  求一阶导数：

$$\frac{\partial \pi}{\partial g} = w (e-1). \quad (6)$$

可知，全国政府人员规模对企业利润的边际影响取决于行政效率：在  $e > 1$  时，提高“官民比”可以增进企业利润；反之则反。因而，中央政府在统筹制定全国政府编制规模时，要重点关注政府行政效率或治理能力水平。

## （二）地方政府人员规模

假设一个适度分权的央地两级财政体制，地方政府按中央统一设定的比率  $t$  征收税费，征得收入  $tk^a$  分成支配，地方自留  $n$  比例，剩余  $(1-n)$  上解中央财政。地方政府在“锦标赛”式的仕途晋升激励下，进行争夺流动性税基的税收竞争，对区内企业给予差别化税收优惠  $s$ 。根据因素法转移支付分配方案，政府人员规模越大，分配得到的均衡性转移支付越多。假定中央按照地方公务员供养支出的  $z$  比例给予转移支付。中国 1995—2014 年实施的旧版《预算法》明确禁止地方政府发债，故而对地方财政施加硬预算约束。那么，代表性企业的税后利润函数和地方政府公务员供养支出的预算算

约束分别为：

$$\pi = (1-t+s) k^a + egw + \gamma p, \quad (7)$$

$$gw = [(nt-s) k^a - p] (1+z). \quad (8)$$

由式(8)可得：

$$s = nt - \frac{gw / (1+z) + p}{k^a}, \quad (9)$$

该式反映了，在预算内“以支定收”的财政思维下，地方政府会将自身规模扩大后的财政压力转嫁到企业身上，从而提高企业实际税负（马光荣和李力行，2012）。由于统一税率 $t$ 是刚性的，地方政府通常选择收紧地方性税收优惠 $s$ ，边际效应为 $-w / (1+z) k^a$ 。结合对式(3)的分析提出：

**假说2：**地方政府人员规模上升会对辖区内企业产生线性增税效应。

将式(9)代入式(7)，可得：

$$\pi = (1-t+nt) k^a + gw \left( e - \frac{1}{1+z} \right) + p (\gamma - 1). \quad (10)$$

式(10)显示，地方政府人员规模对区内企业利润的微观传递可分解为正反两面：一是增加非生产性行政成本进而抬高企业实际税率（假说2），二是增加对企业有正外部性的有效公共品供给（假说1）。对于企业而言，可以获得所在地政府人员创造公共品的价值外溢，但其代价是要接受财政供养负担所对应的税收成本。虽然税收本质是“取之于民，用之于民”，但是企业所费与其从公共品共同消费中的所得是非对称的。因而提出：

**假说3：**地方政府人员规模对企业利润的净效应取决于其对公共品和税负双向影响的力量对比及演变特征。

如果其他变量均为外生，那么净效应是式(10)的一阶导数：

$$\partial \pi / \partial g = w \left( e - \frac{1}{1+z} \right), \quad (11)$$

上式符号在理论上无法确定。事实上，公共品生产函数的线性和外生假设很难成立，财政支出效率( $e$ 和 $\gamma$ )会内生地随着政府人员规模上升而有所变化，这使得净效应方向更加难以判断。

本文认为，政府人员规模对公共品存量的边际效应呈倒U形特征：在政府人员增加之初，行政职责的分工协作带来效率改进，边际报酬会有一段上升过程；但是公务员不是越多越好，而是存在一个效率瓶颈“拥挤点”，终将导致边际报酬下降进而产生效率冲击，这是经济学的普遍规律。中国政府机构设置的“上下对口”和“左右对齐”特征，容易造成部门重叠、职责同构、政出多门，相互推诿扯皮，从而降低政府行政绩效（程文浩和卢大鹏，2010）。公共投资 $p$ 在现实中也非外生固定。在有限财政预算的约束下，地方

政府面临“吃饭财政”与“投资财政”的权衡取舍。在预算分配时，供养公务员往往成为各级政府尤其是县乡基层财政的第一要务（张光，2008），以至于在发达地区也出现了“预算内搞吃饭，预算外搞建设”的情况（袁飞等，2008）。优先安排的消费性支出  $gw$  压缩了公共投资  $p$  的可用资金，财政资源误置必然导致经济低效率。基于上述经验认识，提出：

**假说 4：**中国地方“官民比”在一定程度上牺牲了整体财政支出效率。

接下来，将以实证方法验证理论判断与现实演进是否存在偏差。

### 三、变量与数据

#### (一) 省际“官民比”

中国官方未曾公布各省市历年公务员数量。国内学者大多使用的代理数据是《中国统计年鉴》中按行业分类的“公共管理和社会组织就业人员”（程文浩和卢大鹏，2010；王艺明等，2014；江胜名，2016）。但事实上，该指标不仅来自事业和机关，还有多数来自企业，不仅属于城镇国有单位和城镇集体单位，还有多数属于城镇私营单位；不少事业单位、社会组织具有经营性和营利性，就业人员并非全靠财政供养，因而该指标对公务员数量及其实际造成的财政供养负担都存在明显高估。

根据《中华人民共和国公务员法》，公务员是指依法履行公职、纳入国家行政编制、由国家财政负担工资福利的工作人员。也即，公务员仅限于编内公职人员，在统计范围上小于一般所讲的广义的财政供养人员。本文采用“国家机构、人民政协、民主党派、中国共产党机关的就业人员总和占地区年末常住人口之比的 100 倍”来度量“官民比”  $rgp$ ，经济含义是平均每 100 人要供养多少名公务员（公务员供养比）。流动人口应当计入通勤地的供养基数，故而采用年末常住人口而非户籍人口。统计显示，在中央统筹规划下，1998—2014 年全国“官民比”的运行轨迹先抑后扬，并逐渐呈现出刚性增长态势。公务员数据来自国研网，人口数据来自国家统计局和《中国人口统计年鉴》。

#### (二) 省际工业企业利润率

令  $i$  和  $t$  分别代表地区和年份， $s$  代表选定的 24 个代表性工业行业； $R$  代表行业“主营业务收入”， $P$  代表行业“利润总额”。数据来自《中国工业经济统计年鉴》《中国经济普查年鉴》和《中国工业统计年鉴》。计算思路为：

(1) 地区  $i$ （地理层面）不存在经济意义的利润率均衡，因而需要先计算

*i* 地区的 *s* 行业在 *t* 年的行业利润率：

$$\pi_{i,t,s} = P_{i,t,s} / R_{i,t,s}. \quad (12)$$

(2) 为了考量地区 *i* 在全国范围的横向相对差距，避免估算值过于依赖某个利润率普遍较高的行业，计算各行业利润率与同期全国平均水平的离差：

$$\bar{\pi}_{i,t,s} = \pi_{i,t,s} - \pi_{t,s}^* = \pi_{i,t,s} - \sum_{i=1}^{31} P_{i,t,s} / \sum_{i=1}^{31} R_{i,t,s}. \quad (13)$$

(3) 将行业利润率离差加权汇总为地区利润率，权重为各个行业“主营业务收入”的占比。*i* 地区在 *t* 时期的综合利润率则为：

$$\text{profit}_{i,t} = \sum_{s=1}^{24} \frac{R_{i,t,s}}{R_{i,t}} \times \bar{\pi}_{i,t,s}. \quad (14)$$

### (三) 自然资源禀赋

本文选择考虑黑色金属矿采选业、煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、有色金属矿采选业 4 类代表性的不可再生矿产资源。中国矿产大多由国有企业开采，在全国统一的资源政策下，资源产量大致与勘探存储量正相关。本文将 4 类资源的工业总产值除以各省地理面积，得到自然资源产量的空间分布密度，以此度量自然资源禀赋 resources。为了考察邻里空间溢出效应，引入 31 维空间邻接权重方阵  $\omega$ ：当省份 *i* 与 *j* 有接壤时（假定海南岛与广东、广西相邻），元素  $\omega_{i,j} = 1$ ，其他都为 0，再逐行标准化。 $\sum_{j \neq i} (\omega_{i,j} \times \text{resources}_{j,i})$  代表相邻地区的平均自然资源禀赋。

### (四) 地方官员个体特征

2016 年 3 月 4 日，习近平总书记提出要努力构建“亲”“清”新型政商关系。借鉴范子英和田彬彬（2016），本地晋升的（代）省长，政商关系可能有别于异地调任的。为了控制地方官员的个体效应，凡是上一个在任 6 个月以上（含）的职务在本省内的，赋值为 1，否则为 0。此外，还考虑三个替代指标：官员任期，若大于等于 3 年取值为 1，否则为 0，任期计算遵循四舍五入的逻辑；官员年龄，若当年大于 55 岁取值为 1，否则为 0；官员籍贯，若籍贯地与任职地相同取值为 1，否则为 0。省长信息数据由作者手工整理而得。

## 四、计量模型及回归分析

### (一) 基准线性回归

构建省际“官民比”影响工业企业利润率的基本线性面板模型：

$$\text{profit}_{i,t} = \alpha + \beta \times \text{rgp}_{i,t} + \chi \times \text{controls}_{i,t} + \nu_{i,t}, \quad (15)$$

其中,  $i$  表示中国 30 个省级行政区划 (统称为省), 不考虑中国港澳台地区; 西藏自治区年末常住人口较少, 计算出的“官民比”远高于其他地区, 故也排除以减少异方差 ( $\omega$  已事先算好);  $t$  代表样本区间 1999—2014 年;  $\beta$  度量“官民比”对区内企业利润的净效应。根据前人研究和经验认识, 引入的控制变量 controls 除了本地和邻里自然资源禀赋密度、官员特征, 还包括: 上一年“官民比”, 用于控制政府人员规模的时序基数变化; 对外开放程度, 是经营单位所在地进出口总额 (人民币价格) 占地区 GDP 之比; 劳动力成本, 是城镇单位在岗职工平均工资的自然对数值; 技术资本, 是国内专利申请授权量与地区 GDP 之比; 市场竞争, 采用樊纲等《中国市场化指数》与王小鲁等《中国分省份市场化指数报告 (2016)》所测算的分省“非国有经济发展指数”; 上一年经济增长, 即上一年地区生产总值指数减去 100, 反映地区经济发展的整体环境; 人力资本, 是普通高等学校毕 (结) 业生数占年末常住人口之比; 产业结构, 是第二产业增加值占地区 GDP 之比。

“Constant Sigmamore” Hausman 检验显著拒绝了随机效应 (RE) 模型, 估计结果不再列出。表 1 报告了固定效应 (FE) 模型的线性回归结果。在此基础上, 为了控制处理面板数据潜在的异方差和组内、组间自相关, 本文先使用经 SCC 模型修正的固定效应 (SCC-FE) 模型作回归, 再进行聚类到省份的 Cluster 处理。观察可知, 三种计量方法下所有变量的系数相同, 但  $t$  值有明显差别, SCC-FE 模型和 Cluster 处理后的系数显著性比传统 FE 模型大大降低。尽管如此, 6 次回归的“官民比”系数均显著为正, 表明中国地方政府人力规模总体上增进了区内企业的盈利能力。这一结论在依次递减控制变量的逐步回归时仍可保持稳健性。由此认为, 公务员职业群体并不是拖累企业发展的“厌恶品”, 而是具有反哺效应的“有益品”。中国“官民比”尚处于规模经济区间, 适度扩大公务员规模对于企业整体是有利的, 带来的边际效益 (公共品溢出) 大于边际成本 (供养负担)。这恰好解释了研究假说 3, 可以有效止息长期以来公众与学者对中国政府规模是否过大的激烈争论, 驳斥社会上对中国“官民比”的负面偏激评价。

表 1 基准线性回归

计量方法	FE		SCC-FE		Cluster	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“官民比”	0.0293 *	0.0312 **	0.0293 *	0.0312 *	0.0293 *	0.0312 *
	(1.77)	(1.99)	(1.92)	(2.04)	(1.74)	(1.74)
产业结构	否	是	否	是	否	是

(续表)

计量方法	FE		SCC-FE		Cluster	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
within $R^2$	0.2797	0.3579	0.2797	0.3579	0.2797	0.3579
N	480	480	480	480	480	480

注：括号中是  $t$  值；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

在可得数据条件下，提出其他 5 种不同口径的“官民比”度量指标并作稳健性检验：①机关和事业供养比，即机关和事业就业人员总和占年末常住人口之比的 100 倍；②机关供养比，即机关就业人员占年末常住人口之比的 100 倍；③国家机构供养比，即国家机构就业人员占年末常住人口之比的 100 倍；④公共管理和社会组织供养比，即“公共管理和社会组织”行业城镇单位年末就业人员占年末常住人口之比的 100 倍；⑤乡镇级区划密度，由乡镇级区划数除以地区面积得到<sup>1</sup>。结果见表 2，在 5 种度量方案下，“官民比”的 FE 估计系数均至少在 5% 水平下显著为正。这表明实证结论“公务员反哺企业”不依赖于核心变量“官民比”的指标选取。

表 2 替换“官民比”度量指标

替代指标	机关和事业 供养比	机关 供养比	国家机构 供养比	公共管理和社会 组织供养比	乡镇级 区划密度
“官民比”	0.0221** (2.01)	0.0745** (2.36)	0.0336** (2.11)	0.0321** (2.01)	0.0002** (2.46)
控制变量	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是
within $R^2$	0.3514	0.3390	0.3584	0.3359	0.3601
N	300	300	480	450	480

注：括号中是  $t$  值；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

<sup>1</sup> 在“上下对口”的行政管理格局下，基层政府设置与上级平行的行政部门体系，并按岗位配备相应的人员编制。中央机构编制委员会办公室也将各省行政区划数引入编制审核过程（王艺明等，2014）。

## (二) 来自全国工业企业的微观证据

以上使用的是地区宏观数据，如果改用企业微观数据能否获得一致结论？本研究从锐思（RESSET）规模以上工业企业数据库中提取 1999—2009 年的企业面板数据，并剔除关键指标畸高或畸低的奇异样本。企业利润率等于营业利润除以主营业务成本。根据中国行政区划代码，将余下的 1 654 687 户工业企业按照属地原则与 30 个省份历年“官民比”相匹配。统一控制的企业基本特征均设为“0—1”二元哑变量：企业规模，参照《中小企业划型标准规定》，中型以上赋值 1，小型、微型赋值 0；企业年龄，大于等于 10 年取值为 1；经济性质，外资企业取值为 1；是否外贸，出口交货值为正的取值为 1；财务杠杆，资产负债率大于 100% 的赋值为 1；固定资产密集型，人均固定资产的对数值大于 10 的取值为 1。表 3 列示了 FE、RE 及其聚类到省份和企业的估计结果。从中可见，中国“官民比”对微观企业产生显著的利润贡献，这再一次证明了本文核心实证结论的稳健性。

表 3 基于全国规模以上工业企业数据的稳健性检验

计量方法	RE	FE	Cluster (省份)	Cluster (企业)
“官民比”	0.0161*** (4.84)	0.0220*** (6.25)	0.0293 * (1.78)	0.0161*** (3.28)
控制变量	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
地区效应	是	是	否	是
Within R <sup>2</sup>	0.0022	0.0025	0.0022	0.0022
N	1 654 687	1 654 687	1 654 687	1 654 687

注：括号中是  $z$  值或  $t$  值；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

## (三) 可能的内生性问题

区内企业利润会否反作用于政府人员规模？在国外，企业利润上涨有助于充实地方财源，松弛财政预算约束，从而使地方财政有能力供养更高水平的“官民比”。但是这一影响渠道在中国并不顺畅，如前所述，中国地方编制规模的政治决定（中央政府政治操控）大大超过预算决定。但即使不存在反向因果，也无法彻底排除测量误差、遗漏变量等其他潜在的内生性来源，这些可能导致表 1 估计发生偏误。

我们选择人口方面的“上一年人口出生率”作为工具变量。反映行政区

划人口特征的指标是地方政府人员规模的决定因素之一（王艺明等，2014）。较高的人口出生率会增加妇幼保健、儿童免疫、医疗资源、教育学位等公共需求，这些都“需要”政府部门提前配备更多的公职人员。而且考虑到人口因素影响本地“官民比”的滞后性，这里采用上一年度数据，使其更具相关性。在外生性方面，①虽然高出生率可能带来母婴用品、家政中介服务等相关产业的更多消费需求进而影响企业利润。但是，因变量 profit 是工业企业利润，不包括家政、医疗、教育等服务业，而且母婴用品所占比重很低。②企业承担的生育保险费率是外生的政策性因素，也不会因为高出生率而有所变化。③女性职工生育会否造成额外的用人成本？企业常设有机动人员予以应急，即使有所影响，在跨期之后和观察至宏观层面都会变得微弱。

表4 控制内生性后（2SLS）

“官民比”度量指标	公务员供养比	国家机构供养比	公共管理和社会组织供养比
“官民比”	0.0670*** (2.64)	0.0680*** (2.66)	0.0840*** (2.64)
控制变量	是	是	是
时间效应	是	是	是
地区效应	是	是	是
内生性检验	0.0185	0.0185	0.0174
不可识别检验	0.0000	0.0000	0.0000
Cragg-Donald Wald F 统计量	68.793	72.492	43.950
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	62.146	64.142	43.546
第一阶段回归 F 统计量	62.15	64.14	43.55
N	420	420	420

注：括号中是  $z$  值；不可识别检验采用 Kleibergen-Paap rk LM 统计量；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

为了尽可能消除残差的异方差和自相关，所有回归均采用稳健标准差。表 4 报告了 2SLS 估计结果。从中可见，内生性检验和不可识别检验都显著通过；Cragg-Donald Wald F 和 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量检验值均大于 10% 水平临界值 16.38，而且，2SLS 回归的第一阶段 F 检验值也超过公认的安全阀值 10，由此可在较大程度上排除弱工具变量问题；由于恰好识别情形下没有直接可用的外生性统计检验，借鉴方颖和赵扬（2011）构造半简化式方程，估计发现，在控制“官民比”后，工具变量的影响系数显著性有明

显下降（结果略），这在一定程度上表明了工具变量主要通过“官民比”这一路径影响企业利润，从而近乎满足排他性约束。重要的是，“官民比”对区内企业利润率均呈现出显著正效应，这又支持了表 1 “大规模政府对企业有利”的实证结论。

为了验证 IV 估计结果的稳健性，我们将“官民比”指标替换为国家机构供养比、公共管理和社会组织供养比，所得的“官民比” IV 估计系数均是显著为正的，各项统计检验也与原来保持一致。若替换成机关供养比、机关和事业供养比，IV 估计结果也是稳健的，但因篇幅所限未再报告。

为了进一步减少可能的工具变量适用性争议，①使用对弱工具变量更不敏感的有限信息最大似然估计法（LIML）。回归发现，“官民比”的 LIML 系数及显著性均与 2SLS 相同（保留 4 位小数），这又再次排除了弱工具变量的可能；②利用 Conley *et al.* (2012) 提出的在工具变量“近乎外生”情况下的统计推断方法（plausexog），分别估算所有自变量估计系数的联合置信区间，发现“官民比”的左边界均是大于零的，而且表 4 中的 2SLS 估计系数均恰好位于置信区间之内。

## 五、作用机制分析

第二部分从理论上阐释了中国“官民比”对区内企业利润的双向影响机制，中介变量是企业税负和公共品存量，分别对企业产生显性的增税效应和隐性的公共品溢出效应。

### (一) 中国“官民比”与企业税负

以地区实际税率 tax 代表企业税负，数据为地方财政增值税、营业税、企业所得税和城市维护建设税 4 个主要税种收入之和占第二、三产业增加值的比重。可能对 tax 施加影响的控制变量，除了官员特征、产业结构、市场竞争，还有：①经济发展水平，以人均 GDP 的自然对数值来衡量；②上一年财政分权度，衡量指标为财政自主度 = (省本级预算内财政支出 / 省本级预算内财政收入) - 1；③所有其他省份的不等加权实际税率  $\sum_{j \neq i} (\omega'_{i,j} \times \text{tax}_{j,t})$ ，用于控制地方政府在政绩考核激励下的策略性税收竞争。 $\omega'_{i,j} = 1 / |\text{agdp}_i - \text{agdp}_j|$  是标准化的经济特征空间权重矩阵，对角元素为 0，agdp 是 1999—2014 年人均地区生产总值（元/人）的平均值。

基于 Bootstrap 自抽样法进行全样本的门槛效应检验（Xthreg），发现作用路径“‘官民比’ → 税负”不存在显著的门槛特征， $F$  统计量的  $P$  值为

0.34，故而进行线性的 FE、SCC-FE、全面 FGLS 和 SYS-GMM 估计。考虑到可能存在内生性，也以邻里平均“官民比” $\sum_{j \neq i} (\omega_{i,j} \times \text{rgp}_{j,t})$  作为工具变量进行 2SLS 估计。结果列于表 5，五种方法得到一致结论：中国省级“官民比”显著加重了区内企业税负，这恰好验证了研究假说 2，与江胜名（2016）结论相似。“官民比”可能通过非生产性支出、政府职能扩张（如提高税收征稽力度）、降低行政效率、滋生寻租腐败等多种途径扩大财政供养需求，从而强化对本地企业的税收攫取，促使企业实际税率上升。为了验证稳健性，分别使用地方财政一般预算收入、支出占 GDP 之比来替代衡量 tax，控制变量不变，估得“官民比”的 FE、SCC-FE、FGLS 和 IV 系数均至少在 5% 水平下显著为正；还尝试减少控制变量、替换  $\omega'$  为  $\omega$ 、替换“官民比”、官员特征指标等，估计结果未见明显变化。

表 5 中国“官民比”是否推高了企业税负？

计量方法	FE	SCC-FE	全面 FGLS	SYS-GMM	IV (2SLS)
“官民比”	0.0084** (2.42)	0.0084** (2.56)	0.0046** (2.13)	0.0063 * (1.85)	0.0399*** (2.63)
控制变量	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	否	是
地区效应	是	是	是	是	是
N	480	480	480	480	480

注：括号中是  $t$  值或  $z$  值；IV 估计的不可识别检验  $P$  值为 0.0061，弱工具变量检验统计量 37.823 大于 10% 水平临界值 16.38，内生性检验  $P$  值为 0.0112；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

## （二）“官民比”与公共品供给

本文参照金戈（2012）采用永续盘存法估算各省的基础设施资本存量  $K$ （不变价格），然后除以地理面积得到基础设施资本存量密度（万元/平方千米），再取自然对数值作为公共品的代理变量。根据前人研究引入必要的控制变量，除了财政分权、官员特征、对外开放程度、市场竞争，还有：①相邻地区的平均基础设施资本存量密度，用  $\omega$  计算后取自然对数值，控制地方基础设施投资的邻里效应和中央基础设施投资的跨区连接效应；②上一年官员腐败率，以每千名公务员的职务犯罪立案数来衡量，立案数据取自《中国检察年鉴》和各省检察工作报告，公务员与计算“官民比”时的口径相同。

两次门槛面板 Xthreg 回归发现，作用机制“‘官民比’ → 公共品存量”具有显著的单一门槛特征， $F$  统计量（38.88 和 38.85）均大于 10% 水平临界

值，门槛值均为 0.7420，95% 水平的置信区间均为 (0.7408, 0.7455)；但是双重门槛检验均不显著， $F$  统计量  $P$  值分别为 0.4675 和 0.4700。表 6 显示，“官民比”在低于 0.7420 时对地区公共品供给有不显著的挤出效应。新增公务员对公共品的边际报酬尚不足以弥补其所挤占的财政资源（吃“皇粮”）。但在门槛线 0.7420 以上，“官民比”开始呈现规模经济效应，显著增加了有效公共品供给。线性的 FE 和 FGLS 估计同样支持这一结果。研究假说 1 由此得证。出于稳健性，尝试用国家机构供养比代替回归，发现单一门槛特征依然显著 ( $P=0.05$ )，“官民比”只在门槛值 0.7108 以上产生显著正效应；FE 和全面 FGLS 估计系数分别为 0.1820\*\* 和 0.0999\*\*\*。

表 6 中国“官民比”是否促进了公共品供给？

计量方法	Xthreg		FE		全面 FGLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“官民比”			0.1767**	0.1767**	0.0918***	0.0899***
			(2.49)	(2.49)	(5.58)	(5.42)
“官民比”(0)	-0.0804	-0.0805				
	(-0.98)	(-0.98)				
“官民比”(1)	0.1453**	0.1450**				
	(2.11)	(2.11)				
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
官员腐败率	是	否	是	否	是	否
时间效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
Within $R^2$	0.9792	0.9792	0.9776	0.9776		
Wald chi2					799 798.05	737 801.93
N	480	480	480	480	480	480

注：括号中是  $t$  值或  $z$  值；Xthreg 回归时的 Bootstrap 自抽样均为 400 次，异常值去除比例统一设为 0.1；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

政府所提供的公共品可以为区内企业带来显著正外部性，这在学术界早已取得共识 (Aschauer, 1989)，不少相关研究直接假定有效公共品能线性地增加企业利润。综上，正是在作用机制“‘官民比’ $\rightarrow$ 税负”和“‘官民比’ $\rightarrow$ 公共品存量”的双向合力之下，反哺效应“‘官民比’ $\rightarrow$ 企业利润”才得以发生。此外，反哺效应在动态调整中亦呈现出非线性的单一门槛特征：在某一拐点前后影响方向由负向变为正向。相关内容因篇幅所限而删除。

## 六、异质性分析

接下来考察反哺效应的异质性表现：①地区差异，除了拆分东部与中西部地区样本，本文还根据1998—2013年官员腐败率（滞后一期）的平均值，以3.17为界，将样本地区平均分成高、低腐败率两组，各15个省份。②企业差异，根据《中国工业经济统计年鉴》区分大、中、小型规模等级，各类规模的企业利润率是利润总额与主营业务收入之比。引入与基准回归相同的控制变量并统一进行FE估计，“官民比”系数列于表7：

低腐败率地区的“官民比”对企业利润有显著边际贡献，而在高腐败率地区却有负面影响。廉洁型政府的政商关系“亲”“清”，可以为企业生产经营创造有利的制度环境。而腐败会激励企业家对非生产性活动的投入偏好（贿赂寻租），造成资源配置扭曲进而影响企业绩效（何轩等，2016）。中西部“官民比”对区内企业利润有显著正效应，而在东部却产生负效应。这是因为，中西部比东部获得更多的中央税收返还和转移支付，相对较少比例的“吃饭财政”供养负担归宿于本地企业。本文已通过对表5分组FGLS检验地区异质性予以证实（结果略）。可见，“官民比”对企业利润的影响存在跨区域变化，省际无差异的“官民比”并非最有效率。以上地区异质性结论在SCC-FE估计和Cluster处理时仍是稳健的。

“官民比”对小型企业利润产生显著正向传递，而对中、大型企业利润的影响却是负的，该结论在SCC-FE估计和Cluster处理时仍然成立，表明了“官民比”对区内不同规模企业的影响力不是均等化，而是有所偏向。原因是，“官民比”提供的公共品存量大多是普遍受益的（非排他性），但其带来的税收负担往往更多落在重点税源身上。在中国现行税制下，不管是中央政策层面的税收优惠设计，还是地方执法层面的征管稽查力度，小规模企业总是受到税收待遇的“特殊照顾”，目的是鼓励创业、扶持成长和培植税源。通过对表5进行企业规模的异质性检验，稳健地证实了中国财政供养公务员的增税效应更多地作用于大型企业（结果略）。

表7 “官民比”对企业利润的异质性影响

分组变量	地区差异（1999—2014）			
	高腐败率	低腐败率	东部地区	中西部地区
“官民比”	-0.0371 (-1.58)	0.0493** (2.37)	-0.0211 (-1.48)	0.0490* (1.71)

(续表)

分组变量	企业规模差异 (2001—2014)		
	大型	中型	小型
“官民比”	-0.0341 (-1.08)	-0.0089 (-0.35)	0.0558*** (3.34)

注：括号中是  $t$  值；7 次回归均控制了时间效应和地区效应；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

## 七、进一步分析：中国“官民比”与财政支出效率

虽然地方“官民比”对企业总体有利，但不代表它总是越高越好。程文浩和卢大鹏（2010）等指出，中国地方政府机构臃肿、人浮于事严重降低了行政效率，本文首次对此进行实证检验。利用产出导向的数据包络分析（VRS 模型，MULTI-STAGE）估算了省级财政支出效率（唐飞鹏，2017），对应于前文的  $e$  和  $\gamma$ 。门槛效应检验不显著 ( $P=0.7$ )，故而以全面 FGLS 方法估计省际“官民比”对财政支出效率的线性影响。控制变量除了官员腐败率、财政分权、基础设施资本存量密度、官员特征，还有：人口密度，用年末常住人口除以地区面积再取自然对数；县均面积，用地区面积除以县级区划数；公务员相对工资，是国家机关平均劳动报酬与城镇单位在岗职工平均工资之比。

回归结果列于表 8，恰好证实了研究假说 4：地方政府人员规模扩张对财政支出效率造成显著的负面冲击，而且东部比中西部更明显<sup>2</sup>。这一结论在递减控制变量或替换“官民比”指标时也都是稳健的。原因在于，中国地方政府机构重叠、多头管理造成了资源空耗和干扰效应；在短期有限的财政能力下，安排过多的行政人员会挤占生产性公共品支出，传统官本位思想和权力自利倾向使“系统内”成为量多质优资源福利的聚拢地，从而抑制地方财政支出的产出绩效。如果任由“官民比”刚性上升，公务员行政效率将越发低下，当公共品供给—溢出效应无法弥补增税效应的时候，公务员的规模经济红利——反哺效应就将消失（式（11））。因此，中国当务之急是要强化公务员编制管理刚性约束，严控地方政府编制规模，着力提升在编存量的行政效率和治理能力。

<sup>2</sup> 这亦为反哺效应的东中西地区差异（表 7）提供解释。

表8 中国省际“官民比”与财政支出效率

	全国			东部	中西部
	全面 FGLS	SCC-FE	FE	全面 FGLS	全面 FGLS
“官民比”	-0.0816*** (-4.16)	-0.0867** (-2.25)	-0.0867** (-2.10)	-0.1321*** (-2.95)	-0.0762*** (-6.90)
控制变量	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是
Wald 统计值	4 652.11			64 565.31	4 742 476
within R <sup>2</sup>		0.6924	0.6924		
N	480	480	480	176	304

注：括号中是  $t$  值或  $z$  值；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

## 八、结论与启示

本文首次从企业视角实证分析中国地方政府人员规模的经济效应，发现地方“官民比”可以显著增加区内企业利润。通过应用多种计量方法、控制内生性、替换“官民比”指标、调整控制变量和利用 RESSET 微观数据，以上结论均保持稳健。这颠覆了社会上对“官民比”的一贯负面认知。究其原因，人们习惯于将税痛感归责于公务员职业群体的供养负担，同时不自觉地忽视或低估了公职人员提供基本公共服务对企业产生的正外部性。对此，本文分别验证了双向作用机制“‘官民比’ $\rightarrow$ 企业税负”和“‘官民比’ $\rightarrow$ 公共品存量”，为“‘官民比’ $\rightarrow$ 企业利润”的内在机理提供了佐证。还有，把个别或局部存在的不良现象当成普遍规律，从而滋生极端认识和抱怨情绪。本文异质性分析得到，“官民比”反哺效应分别显著发生于低腐败率地区、中西部地区和受到税收保护的小型企业。最后，中国地方“官民比”虽然对区内企业的边际报酬为正，但却正处于效率下降区间。

财政供养人员规模是中国行政体制改革的关键问题，社会民生、经济发展和政府形象等多方面问题都会溯源于此并在此寻求解决。本文实证揭示了从宏观到微观、从政府到市场、从公共部门到私人部门的内在传导机制。根据所得结论，我们对中国“官民比”的评价应当更加全面、客观和理性。地方公务员编制规模不是越小越好，也不是越大越好，而是存在一个有度的合理区间。中国不应一味地追求“小政府”或“大政府”，而应基于“有限政

府”建设“服务型政府”和“有效政府”。对不同地方政府的编制管理不宜采取“一刀切”，而应进行因地制宜的差异化调控。中央政府在统筹分配编制指标时，既要考虑地方本级财政的承受能力，也要考虑地方事权特别是地区性公共品的投入需要，更要顾及地方政府人力规模的效率瓶颈问题。对于现代国家政府职能的刚性扩张趋势，我们应当致力于提高现行人员配置下的行政效率予以应对，而不是单纯依靠官僚扩张来弥补。建议通过部门（“三多三少”）和职级（“官官比”）的结构性调整来消除局部性冗员现象，通过监督约束、绩效考评和公平晋升，激发公务员队伍的积极性和创造力，实现国家治理体系和政府治理能力的现代化。

## 参 考 文 献

- [1] Aschauer, D. A., “Does Public Capital Crowd Out Private Capital?”, *Journal of Monetary Economics*, 1989, 24 (2), 171-188.
- [2] 程文浩、卢大鹏，“中国财政供养的规模及影响变量——基于十年机构改革的经验”，《中国社会科学》，2010年第2期，第84—102页。
- [3] Conley, T. G., C. B. Hansen, and P. E. Rossi, “Plausibly Exogenous”, *The Review of Economics and Statistics*, 2012, 94 (1), 260-272.
- [4] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏，《中国市场化指数》。北京：经济科学出版社，2011年。
- [5] 樊鹏，“构建合理适度政府规模的经验尺度——基于美中两国的比较分析”，《政治学研究》，2015年第2期，第79—91页。
- [6] 范子英、田彬彬，“政企合谋与企业逃税：来自国税局长异地交流的证据”，《经济学》（季刊），2016年第15卷第4期，第1303—1328页。
- [7] 范子英、张军，“粘纸效应：对地方政府规模膨胀的一种解释”，《中国工业经济》，2010年第12期，第5—15页。
- [8] 方颖、赵扬，“寻找制度的工具变量：估计产权保护对中国经济增长的贡献”，《经济研究》，2011年第5期，第138—148页。
- [9] 何轩、马骏、朱丽娜、李新春，“腐败对企业家活动配置的扭曲”，《中国工业经济》，2016年第12期，第106—122页。
- [10] 贾晓俊、岳希明，“我国均衡性转移支付资金分配机制研究”，《经济研究》，2012年第1期，第17—30页。
- [11] 江胜名，“市场化进程中财政供养人口规模与地方政府努力水平”，《经济社会体制比较》，2016年第6期，第155—164页。
- [12] 金戈，“中国基础设施资本存量估算”，《经济研究》，2012年第4期，第4—14页。
- [13] Jin, J., and H. F. Zou, “How Does Fiscal Decentralization Affect Aggregate, National, and Sub-national Government Size?”, *Journal of Urban Economics*, 2002, 52 (2), 270-293.
- [14] Kraay, A., and C. V. Rijckeghem, “Employment and Wages in the Public Sector: A Cross-Country Study”, IMF Working Paper, No, 95/70, 1995.

- [15] 马光荣、李力行，“政府规模、地方治理与企业逃税”，《世界经济》，2012年第6期，第93—114页。
- [16] 毛捷、汪德华、白重恩，“扶贫与地方政府公共支出——基于‘八七扶贫攻坚计划’的经验研究”，《经济学》（季刊），2012年第11卷第4期，第1365—1388页。
- [17] Pennington, P., “Explaining Variations in Public Employment”, *International Journal of Comparative Sociology*, 1999, 40 (1), 332-350.
- [18] 唐飞鹏，“地方税收竞争、企业利润与门槛效应”，《中国工业经济》，2017年第7期，第99—117页。
- [19] 王小鲁、樊纲、余静文，《中国分省份市场化指数报告（2016）》。北京：社会科学文献出版社，2017年。
- [20] 王艺明、蔡昌达、梁晓岚，“‘自上而下’的机构改革与我国地方政府规模的决定”，《财贸经济》，2014年第1期，第30—43页。
- [21] 王振海、薛风平，“公共职位数量的国际比较与优化配置”，《政治学研究》，2010年第6期，第89—99页。
- [22] Weiher, G. R., and J. Lorence, “Growth in State Government Employment: A Time Series Analysis”, *Western Political Quarterly*, 1991, 44 (44), 373-388.
- [23] 徐刚、徐增辉，“‘官民比’到‘官官比’：政府编制的结构规划趋向”，《中国行政管理》，2014年第3期，第74—78页。
- [24] 杨燕绥、张弛，“养老金并轨促行政体制改革”，《中国行政管理》，2015年第2期，第21—23页。
- [25] 袁飞、陶然、徐志刚、刘明兴，“财政集权过程中的转移支付和财政供养人口规模膨胀”，《经济研究》，2008年第5期，第70—80页。
- [26] 翟校义，“公务员职业吸引力探析”，《中国行政管理》，2009年第9期，第73—76页。
- [27] 张光，“财政规模、编制改革和公务员规模的变动：基于对1978—2006年的实证分析”，《政治学研究》，2008年第4期，第97—107页。

## China's Government Personnel Scale: Goods or Bads?

FEIPENG TANG\*

(Jinan University)

**Abstract** Most scholars study the impact of government expenditure but not government employment (GE) on enterprises. We find that higher official-civilian ratio can significantly improve industrial profit rate in China, this result is robust while using different

\* Corresponding Author: Feipeng Tang, College of Economics, Jinan University, Tianhe District, Guangzhou, Guangdong, 510632, China; Tel: 86-20-85226060; E-mail: jnutfp@jnu.edu.cn.

econometric methods and micro data. GE increases tax burden linearly and produces public goods nonlinearly. Only incorruptible GE is advantageous for enterprises. Only GE in middle and west regions is beneficial for enterprises. Only small enterprises benefit from rising GE. But, more GE is not always better, it may reduce the efficiency of local fiscal expenditure.

**Key Words** government size, official-civilian ratio, enterprise profit

**JEL Classification** H11, H32, H41