

财政“省直管县”能够约束 基层公职人员在职消费吗^{*}

王小龙 许敬轩

内容提要:地方政府公职人员在职消费过快增长一直是困扰政府治理的一个难题,而政府治理结构改革是解决这一问题的有效途径。作为一项重要的政府治理结构改革,财政“省直管县”改革会改变县级政府的激励和约束:一方面,财政“省直管县”改革后县级政府收入分成的提高会加强县级政府之间的财政竞争;另一方面,在财政关系上减少一级政府会影响上级政府对县级政府的财政监督和管理。这种激励和约束的改变能否有效抑制基层公职人员的在职消费需要进一步实证检验。本文使用中国县级财政经济统计数据对财政“省直管县”改革与基层公职人员在职消费之间的关系进行实证研究。研究发现:财政“省直管县”改革使得县域人均行政管理费显著降低了约5%,使行政管理费支出占总财政支出的比重显著降低了约0.583%。

关键词:省直管县 政府治理 在职消费

作者简介:王小龙,中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心教授,100872;

许敬轩,中国人民大学财政金融学院博士研究生,100872。

中图分类号:F812.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2017)06-0017-16

一、引言

基层政府公职人员在职消费增长过快一直是困扰政府治理的一个难题。根据已有的研究(申恩威,2011;皮建才等,2014;宋小宁等,2015),1978—2006年我国的职务消费约增长了140%,2006年我国财政支出中的行政管理费高达7571亿元,占总财政支出的18.7%,远高于西方发达国家水平。高额的在职消费也引起了中央政府的关注,2012年以来,中央相继出台了“八项规定”和“六项禁令”以规范地方政府的在职消费。但截至2015年,按照新的政府收支分类科目标准,与行政管理费口径近似的“一般公共服务支出”仍达13547.79亿元。^①

地方政府公职人员在职消费过快增长现象在理论上可以归因于地方政府治理机制的不完

^{*} 作者感谢匿名评审人提出的宝贵建议,当然文责自负。

^① 数据源自2016年《中国统计年鉴》。

善。孟庆平(2009)认为缺乏预算约束和监督机制是在职消费存在问题的一个重要原因,我国的预算编制中没有职务消费这一科目,公职人员在发生职务消费行为以后通常是以“实报实销”的形式从本单位行政经费或其他专项资金中冲账,这就造成职务消费异化为权力消费。高培勇(2011)则认为各种职务消费失范行为与当下政府收支格局的失范有直接关系。除财政部门外,不少政府部门都有从企业、居民那里取得收入的途径,都有将直接取得的收入用于支出的现象。

政府治理结构改革是控制基层公职人员在职消费过快增长的有效途径。本文拟从政府治理结构改革的角度研究财政“省直管县”与基层公职人员在职消费的关系。2004年开始试点并在全国范围内逐步推广的财政“省直管县”改革是一项重要的政府治理结构变革。其主要内容为省财政在收支划分、转移支付、资金往来、预决算以及年终结算等方面直接与县(市)财政联系,开展相关业务。其核心目标在于通过财政关系上减少一级政府,优化组织结构,提高财政效率和管理水平。^①从理论上讲,财政“省直管县”改革会对基层公职人员在职消费约束产生正负两方面的效应,其具体影响机制表现为:

第一,财政“省直管县”改革会通过强化县级政府之间的财政竞争而对基层公职人员在职消费产生约束。财政“省直管县”改革会通过两个重要渠道强化县级政府之间的财政竞争:其一是财政“省直管县”改革提高了县级政府的收入分成,增强了县级政府发展经济的动机(陈思霞、卢盛峰,2014;王小龙、方金金,2015);其二是财政管理层级上移会带来基层政府竞争主体的改变,进而强化基层政府间的财政竞争(贾俊雪、宁静,2015)。而在以经济增长作为地方政府官员主要绩效考核指标的“晋升锦标赛”治理体制下,财政竞争一方面会通过影响县级政府的支出偏向而约束其非生产性的在职消费(Cai和Treisman,2005;Liu,2014;楼国强,2010;宋小宁等,2015);另一方面这种竞争还有利于解决监督激励依次递减和信息不对称造成的道德风险问题(周黎安,2007),从而有利于地方政府约束基层公职人员的在职消费行为。

第二,财政“省直管县”改革使地方政府在财政关系上减少了一个层级,降低了政府间财政互动的交易费用,有利于省级政府改善对基层政府的财政管理,进而有利于其控制基层公职人员的在职消费(王小龙,2006;贾康、于长革,2010)。政府层级越多,信息传递就越可能延滞或失真,而在财政上减少一级管理层级有利于省级政府约束基层公职人员的在职消费行为。

当然,财政“省直管县”改革也会对基层公职人员在职消费约束产生负向影响。根据现代组织理论,财政“省直管县”改革可被视为一种政府组织的“扁平化”改革,这种改革加强了上级部门对下级部门的纵向控制(vertical control),但也会削弱上级部门对下级部门的横向协调(horizontal coordination)(Rajan和Wulf,2006;Qian等,2006;Mookherjee,2006)。财政“省直管县”会使省级政府在财政上直接管理的基层政府数目增加,管理成本也必然会相应提高,这可能导致其放松对这些县(市)的财政管理,造成基层公职人员在职消费的不合理增长。

综上所述,财政“省直管县”改革对基层公职人员在职消费既有正向约束作用,又有负向扭曲效应,其能否有效约束基层公职人员的在职消费则取决于该项改革正负效应的相对大小。本文拟从实证的角度检验“省直管县”财政体制改革能否强化地方政府对基层公职人员在职消费的约束。

^① 见财预〔2005〕5号《关于切实缓解县乡财政困难的意见》。

二、研究设计

参照才国伟和黄亮雄(2010)、陈思霞和卢盛峰(2014)等在研究财政“省直管县”改革其他效应时的做法,本文选择施行“省直管县”改革的县(市)作为实验组,未实施改革的县(市)作为对照组,利用双重差分法估计“省直管县”改革对基层公职人员在职消费的影响。

(一) 财政“省直管县”改革对基层公职人员在职消费影响的估计模型

1. 基本估计模型

模型(1)用以估计财政“省直管县”改革对基层公职人员在职消费影响的平均效应。

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \beta_f \times f_{i,t} + \theta \times X + \alpha_i + \delta_t + \mu_{pt} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中 $Y_{i,t}$ 为被解释变量,定义为人均行政管理费的自然对数值。 $f_{i,t}$ 为财政“省直管县”改革虚拟变量。 X 为控制变量向量,主要包括代表“强县扩权”改革^①的虚拟变量、县域经济特征变量、县级财政特征变量和县域工业企业发展特征变量。模型中各变量的具体定义见表1。 α_0 为截距项, α_i 为个体固定效应, δ_t 为时间固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 为误差项, μ_{pt} 为省份虚拟变量与时间虚拟变量的交乘项。其中, μ_{pt} 用以控制各个省份在行政管理费支出方面可能存在的不同时间趋势(Gentzkow, 2006;陈思霞、卢盛峰,2014)。

实证研究中需要找到合适的被解释变量来衡量基层公职人员的在职消费水平。然而,在政府收支分类科目中并没有“在职消费”这一项,本文选择在内容上与之近似的“行政管理费”作为公职人员在职消费的代理变量。由于“行政管理费”中也包含了正常的“人头费”开支,这样在使用“行政管理费”作为在职消费的代理变量时,需要在模型中控制财政供养人口、人口密度等影响正常人头费支出的因素(楼国强,2010)。

$f_{i,t}$ 为模型(1)的核心解释变量,其系数 β_f 估计的是“省直管县”改革对基层公职人员在职消费影响的平均效应。要想得到 β_f 的一致估计量,需要保证财政“省直管县”改革是外生的,即在控制了固定效应 α_i 的情况下,要保证 $E(\epsilon | f) = 0$ 。然而,财政“省直管县”改革县(市)的选择并非完全随机,改革省份一般会按照县域人均GDP、县级财力水平、县域人口规模和县域工业企业发展水平等因素挑选试点县(市)(才国伟、黄亮雄,2010)^②。因此,为了控制样本选择问题,模型(1)中加入了县级经济、财政及工业企业发展特征变量,以保证 β_f 估计的一致性。

增加控制变量的方式并非解决样本选择问题的最佳计量方案,本文将进一步采用倾向得分匹配—双重差分法(PSM-DID)进行计量分析,以尽可能控制样本选择问题。PSM-DID方法的基本思想为,首先根据试点县(市)的挑选因素,采用倾向匹配得分法尽可能找到与处理组相似的对照组,然后在匹配样本的基础上进一步使用双重差分法进行估计。具体地,由于本文使用的研究样本是多期面板数据,参照包群等(2011)的做法,本文以2003年作为匹配的基准期,计算了每个县(市)被选为财政“省直管县”改革试点县(市)的预测概率。在匹配变量方面,本文采用县域人均GDP、县级财力水平、县域人口规模和县域工业企业发展水平等因素进行匹配,并剔除了第一阶段回归结果中不显著的变

① “强县扩权”改革与财政“省直管县”改革发生在同一时期,“强县扩权”改革的内容为赋予县(市)部分或全部等同于地级市的社会经济管理权限,扩大县级政府自主决策权。这相当于在部分社会管理和经济管理权限上减少了政府级次。

② 比如,豫政[2004]32号《河南省人民政府关于扩大部分县(市)管理权限的意见》中明确指出试点县(市)的选择按照县(市)“在区域生产力布局中的地位、经济总量、财政实力、工业基础、城镇化水平、经济特色和发展潜力”等标准进行选择。

量。之后,根据计算得到的倾向匹配得分,本文分别采用 1:1 最近邻匹配(nearest neighbor matching)方法,1:5 最近邻匹配方法和核匹配方法(kernel matching)为处理组县(市)找到相近的对照组县(市),并赋予相应的权重。在获得匹配样本之后,再使用模型(1)进行估计。^①

此外,本文还将模型(1)中的被解释变量替换为人均财政供养人口数,以检验财政“省直管县”改革是否使得县级政府精简了财政人员规模。^② 并且将模型(1)中的被解释变量替换为县级政府的增值税分成率,以检验财政“省直管县”改革是否减少了地级市截留形成的“漏斗效应”和地级市对县在财政上的“抽血”集资行为(张占斌,2007),增加了县级政府的税收分成率。^③ 在稳健性检验中,本文将模型(1)中的被解释变量替换为行政管理费支出占总财政支出的比重,以检验财政“省直管县”改革是否降低了行政管理费支出占比。

2. 竞争对手数量对改革效应影响的检验模型

财政“省直管县”改革可能主要通过加强改革县(市)的财政竞争而约束了基层公职人员的在职消费,而各县(市)所面临竞争对手数量的差异会使得该项改革的财政竞争效应在改革县(市)之间存在异质性。显然,改革县(市)所面临的竞争对手数量越多,在实施财政“省直管县”改革之后,改革县(市)与竞争对手的竞争就可能越激烈,基层公职人员在职消费受到的约束强度也可能越大。本文尝试使用模型(2)对这一机制进行检验:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \beta_f \times f_{i,t} + \beta_g \times G_{i,t} + \beta_{gf} \times (G_{i,t} - MG) \times f_{i,t} + \theta \times X + \alpha_i + \delta_t + \mu_{pt} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)在基本估计模型(1)的基础上加入了竞争对手数量的变量 $G_{i,t}$ 及其与改革变量 $f_{i,t}$ 的交乘项 $(G_{i,t} - MG) \times f_{i,t}$ 。其中, MG 为 $G_{i,t}$ 的总体均值,其他变量的定义同模型(1)。模型(2)使用 $(G_{i,t} - MG)$ 与 $f_{i,t}$ 进行交乘,以保证 β_{gf} 所度量的为在 $G_{i,t}$ 的均值水平上的改革效应的大小(Wooldridge,2015)。系数 β_{gf} 衡量了具有不同竞争对手数量的改革县(市)在改革效应上的差异。如果 β_{gf} 的符号与 β_f 的符号一致,且都显著异于0,就可以认为 $G_{i,t}$ 的增大强化了财政“省直管县”改革对基层公职人员在职消费的影响。由于“政治晋升锦标赛”的存在,同一地级市中的县级政府之间存在着更直接的竞争关系。然而,由于财政“省直管县”改革使得县(市)在财政关系上减少了一个层级,改革也可能加强了改革县(市)与本地级市以外的省内其他县级政府的财政竞争。因此,模型(2)中引入了 $G_{i,t}$ 的两个代理变量,分别为改革县(市)的地级市内县级竞争对手数量 $G_{i,t}^1$ 和省内县级竞争对手数量 $G_{i,t}^2$ 。 $G_{i,t}^1$ 和 $G_{i,t}^2$ 的具体定义见表1。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量		
人均行政管理费	lnperadm	ln(人均行政管理费),单位:元/人
行政管理费占比	popadm	行政管理费支出/财政支出

① 本文还尝试使用 2001 或 2002 年作为基准期,并使用其他匹配方法进行匹配,得到的结果与本文汇报的结果相差不大。

② 控制财政新增机构、编制和财政供养人员的增长也是财政“省直管县”改革的目标之一。比如安徽省、湖北省和山东省的改革文件(皖政[2004]8号、鄂政发[2004]20号、鲁发[2003]25号)中都明确指出要减少财政供养人员,提高行政效率。

③ 中央政府与省级政府的增值税施行 75:25 分成,但是省以下政府间的税收分成比例往往因地、因时而异(吕冰洋,2009)。

续表 1

变量名称	变量符号	变量定义
改革变量		
“省直管县”改革变量	f	县(市)i 在第 j 年实施了“省直管县”改革则为 1, 否则为 0。
“强县扩权”改革变量	r	县(市)i 在第 j 年实施了“强县扩权”改革则为 1, 否则为 0。
是否为直管县	Df	样本期内县(市)i 施行了“省直管县”改革则为 1, 否则为 0。
是否为扩权县	Dr	样本期内县(市)i 施行了“强县扩权”改革则为 1, 否则为 0。
县域经济特征变量		
实际 GDP 对数	lncpigdp	ln(实际 GDP), 单位: 万元
人均实际 GDP 对数	lnpergdp	ln(人均实际 GDP), 单位: 元/人
人口密度对数	pdensity	ln(县域人口数/县域面积), 单位: 万人/平方公里
城镇化水平	urban	城镇人口数/总人口数
第一产业占比	industry1	第一产业增加值/GDP
第二产业占比	industry2	第二产业增加值/GDP
贷款余额占比	finance	贷款余额/GDP
粮食产出水平	graind	该县粮食年产量不低于 50 万吨时取 1, 否则取 0。
人均财政供养人口	lnfpop	ln(财政供养人口数/县域总人口数)
人均义务教育学生	lnratiostu	ln(接受义务教育的学生人口总数/县域总人口数)
县级财政特征变量		
人均财政收入	lnrevsum	ln(财政收入/县域总人口数), 单位: 元/人
预算内收入占比	popbrev	预算内收入/财政收入
转移支付占比	poptrans	(专项转移支付+一般性转移支付)/财政收入
税收返还占比	poprebat	(消费税和增值税返还+所得税基数返还)/财政收入
财政自给率	self	一般预算财政收入/一般预算财政支出
增值税分成率	lnVAT	ln[增值税收入/(增值税 75%/0.75)]
县域工业企业特征变量		
人均工业企业产值	lnperout	ln(规模以上工业企业总产值/县域总人口数), 单位: 元/人
每万人工业企业员工	lnperemp	ln(每万人工业企业从业人员数)
市场集中度	hhi	按照规模以上工业企业产值计算的赫芬达尔指数
民营企业占比	minying	县域规模以上工业企业民营企业产值/总产值
所得税实际税率	taxrat	县域规模以上工业企业所得税/营业收入
省内的外部竞争对手数量变量		
地级市内竞争对手数	G ¹	县(市)i 所在地级市管辖的县(市)级政府的数量
省内竞争对手数	G ²	县(市)i 所在省份管辖的县(市)级政府的数量

(二)同趋势检验模型

实验组与对照组的被解释变量具有相同的时间趋势是使用双重差分法的一个前提条件, 本文参照 Li 等(2016)设计了模型(3)对被解释变量改革前的同趋势性进行检验。

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{k>=-3}^2 \beta_{jk} Df_{t_{i0+k}} + \sum_{s=2002}^{2006} \beta_{fs} Df_i \times T_{years} + \theta X + \alpha_i + \delta_t + \mu_{it} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(3)中 $Df_{t_{i0+k}}$ 为实施财政“省直管县”改革第 k 年的虚拟变量, 若第 t 年为实施财政“省直管县”改革的第 k 年, 则 $Df_{t_{i0+k}}$ 取 1, 否则为 0。其中, $k=-3, -2, -1, 0, 1, 2$, 分别表示改革实施前 3 年、前 2 年、前 1 年、改革实施当年、改革实施后 1 年、后 2 年。 Df_i 为样本期内县(市)是否进入财政“省直

管县”改革处理组的虚拟变量, T_{years} 为年份虚拟变量, 交乘项 $Df_i \times T_{years}$ 用以控制两组的时间趋势。模型(3)中其他变量设定同模型(1), 且控制了“强县扩权”改革变量。根据模型(3)的设定, 如果实验组与对照组在改革前具有相同的时间趋势, 则改革前虚拟变量 $Df_{i,t-1}$, $k < -1$ 的估计系数应当不显著。

三、变量定义与数据

(一) 样本与数据来源

由于 2007 年政府实行收支分类改革, 预算科目中不再设有行政管理费一项, 本文使用 2001—2006 年中国县级面板数据作为研究样本。其中, 财政收支科目数据来自 2001—2006 年《全国地市县财政统计资料》; 人口、社会和经济等数据来自于 2001—2006 年《中国县(市)社会经济统计年鉴》, 其中人口为年末常住人口。工业企业发展特征数据是根据 2001—2006 年的规模以上工业企业数据库计算所得; 财政“省直管县”改革与“强县扩权”改革的信息来自于各省颁布的官方文件。

本文对样本进行了如下处理: (1) 鉴于地级市所辖的区政府和县级政府差异较大, 本文选取的县(市)政府样本仅包括县、县级市和旗三种县级政府样本; (2) 剔除了北京、天津、上海、重庆及海南的样本; (3) 剔除一直由省直管的海南省和浙江省的所有县(市)、河南省的济源市、湖北省的天门市、潜江市、仙桃市和新疆维吾尔自治区的石河子市; (4) 剔除了进行较大行政区划变更的县(市)样本, 并按照 2006 年的代码统一了县(市)的行政区划代码; (5) 剔除有明显数据错误和数据缺失的样本; (6) 按照 Brandt 等(2012)的处理方法对规模以上工业企业数据中不同年份的企业进行匹配, 并删除存在明显数据错误和不符合逻辑关系的企业样本; (7) 基于处理后的企业样本计算了县域工业企业平均实际所得税税率、人均工业企业总产值、每万人工业企业就业人数、民营化程度与市场集中度等指标, 之后又与县级经济、财政数据进行了匹配。(8) 各名义量指标均以 1999 年为基期, 按照各年分省价格指数调整为实际值。最终, 本文得到了 2001—2006 年包含 1615 个县(市), 共 9690 个观测值的平衡面板数据集。

(二) 变量定义

根据计量模型设计, 表 1 给出了相应的变量定义、名称及符号。

1. 被解释变量定义

根据本文所关注的问题, 我们定义了人均行政管理费和行政管理费占总财政支出的比重两个被解释变量。基本回归模型使用人均行政管理费作为公职人员在职消费的代理变量, 稳健性检验模型使用行政管理费支出占总财政支出的比重作为被解释变量。

2. 改革变量定义

财政“省直管县”改革变量 f 是本文的核心解释变量。模型在控制个体固定效应和时间固定效应后, f 的系数估计的就是财政“省直管县”改革对人均行政管理费的影响。同时, 本文在模型中加入了“强县扩权”改革变量 r , 以控制其对人均行政管理费的影响。

3. 其他变量定义

控制变量包括县域经济特征、县级财政特征及县域工业发展特征三类变量。县域经济特征变量包括县域 GDP 总量、人均 GDP、人口密度、城镇化水平、第一产业产值占比、第二产业产值占比、贷款余额占 GDP 的比重、粮食产出水平、人均财政供养人口数和人均在校学生数。其中, 县域 GDP 总量用以控制县域经济规模; 人均 GDP 用以控制县域经济发展水平; 人口密度用以控制公共服务提供成本(Grossman 等, 1999; 陈诗一、张军, 2008); 城镇化水平用以控制城乡差距; 第一产业

产值占比和第二产业产值占比用以控制县域产业特征;贷款余额占 GDP 的比重用以控制县域金融发展水平;粮食产出水平用以控制县域农业发展水平;人均财政供养人口数用以控制财政供养人员规模;人均在校学生数用以控制教育发展水平。

县级财政特征包括人均财政收入、预算内收入占财政收入的比重、转移支付占财政收入的比重、税收返还占财政收入的比重、财政自给率和增值税分成率。^① 其中,人均财政收入用以控制财政收入对行政管理费的支出弹性;预算内收入占比、转移支付占比和税收返还占比用以控制不同政府收入对人均行政管理费支出弹性的差异;财政自给率和增值税分成率用以控制财政分权对人均行政管理费支出产生的影响。

县域工业发展特征变量包括人均工业企业产值、每万人工业企业从业人员数目、反映市场集中度的赫芬达尔指数、民营企业产值占比和县域工业企业所得税实际税率。人均工业企业产值和每万人工业企业从业人员数用以控制县域内规模以上工业企业发展水平;市场集中度反映了行业的相对垄断程度;民营企业产值占比用以控制县域工业企业的民营化程度;工业企业所得税实际税率用以刻画县(市)的市场投资环境。此外,为了研究改革县(市)竞争对手数量对改革效应的影响,本文还定义了地级市内县级竞争对手数量($G_{i,t}^1$)和省内县级竞争对手数量($G_{i,t}^2$)变量。

(三)统计描述

财政“省直管县”改革是一个典型的先试点后推广的渐进性改革。2004年,财政“省直管县”改革开始在全国试点实施,而2003年,“强县扩权”改革在福建和湖北两省率先开始试点。在2001—2006年间,1615个县(市)样本中,63个县(市)只施行了财政“省直管县”改革;315个县(市)只实施了“强县扩权”改革;173个县(市)同时实施了两项改革。财政“省直管县”改革县(市)来自河北省、辽宁省、吉林省、黑龙江省、安徽省、江西省、河南省、湖北省和广东省。表2根据2006年各县(市)是否实施了“省直管县”财政体制改革将样本县(市)分成非财政“省直管县”改革县(市)和财政“省直管县”改革试点县(市),并使用t检验方法考察了改革前两组样本主要特征变量的均值差异。

表2 统计描述

变量 组别	未匹配样本			最近邻匹配(1:1)样本			kernel 匹配样本		
	省直管县	对照组	均值差异	省直管县	对照组	均值差异	省直管县	对照组	均值差异
人均行政管理费	4.046	4.340	-0.294***	4.071	4.098	-0.027	4.071	4.121	-0.051*
行政管理费占比	0.120	0.148	-0.028***	0.122	0.124	-0.002	0.122	0.125	-0.002
实际GDP总量	12.623	11.922	0.701***	12.553	12.494	0.059	12.553	12.469	0.084
人均实际GDP	8.637	8.400	0.237***	8.607	8.588	0.019	8.607	8.580	0.027
人口密度	-3.658	-4.104	0.446***	-3.656	-3.703	0.046	-3.656	-3.719	0.062
城镇化水平	0.192	0.166	0.026***	0.186	0.174	0.011	0.186	0.173	0.013*
第一产业占比	0.318	0.323	-0.005	0.315	0.312	0.004	0.315	0.309	0.006
第二产业占比	0.359	0.346	0.012**	0.363	0.355	0.008	0.363	0.362	0.001
贷款余额占比	0.546	0.729	-0.183**	0.550	0.558	-0.008	0.550	0.583	-0.032
粮食产出水平	0.124	0.052	0.072***	0.104	0.139	-0.035	0.104	0.127	-0.023
人均财政供养人口数	-3.587	-3.484	-0.103***	-3.591	-3.620	0.029*	-3.591	-3.594	0.004
人均义务教育的学生人口数	-1.813	-1.813	-0.0001	-1.809	-1.812	0.003	-1.809	-1.817	0.008

① 在《全国地市县财政统计资料》中的统计指标“增值税的75%”为县(市)所征收增值税总额的75%,将这一指标除以0.75即可得到县(市)所征收的增值税的总额,使用县(市)实际增值税收入与之相比就得到了县(市)的增值税分成率。

续表 2

变量 组别	未匹配样本			最近邻匹配(1:1)样本			kernel 匹配样本		
	省直管县	对照组	均值差异	省直管县	对照组	均值差异	省直管县	对照组	均值差异
人均工业企业产值	7.514	7.131	0.383***	7.511	7.372	0.139	7.511	7.425	0.086
每万人工业企业从业人员数	5.048	4.840	0.209***	5.039	5.014	0.025	5.039	5.044	-0.005
市场集中度	0.251	0.338	-0.087***	0.250	0.267	-0.017*	0.250	0.264	-0.014
民营企业产值占比	0.605	0.508	0.098***	0.604	0.590	0.014	0.604	0.590	0.014
预算内收入占比	0.356	0.362	-0.006	0.367	0.372	-0.005	0.367	0.371	-0.004
转移支付占比	0.195	0.215	-0.021***	0.191	0.191	0.000	0.191	0.199	-0.008
税收返还占比	0.119	0.113	0.006***	0.119	0.121	-0.002	0.119	0.123	-0.004
人均财政收入	10.242	9.837	0.405***	10.206	10.173	0.033	10.206	10.165	0.041
所得税实际税率	0.007	0.009	-0.003***	0.007	0.007	0.000	0.007	0.007	-0.001
增值税分成率	-1.557	-1.561	0.003	-1.548	-1.577	0.029	-1.548	-1.552	0.004
财政自给率	0.400	0.391	0.009	0.411	0.413	-0.002	0.411	0.413	-0.002
样本数	708	4137		633	633		633	4137	

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。下同。

表 2 显示,在改革前(2001—2003 年),财政“省直管县”样本组的人均行政管理费对数值均值为 4.046;而非财政“省直管县”样本组的人均行政管理费对数值均值为 4.340,两组在均值上存在显著的差异。除此之外,财政“省直管县”样本组的 GDP 总量、人均 GDP、城镇化水平、人均财政收入、人均规模以上工业企业产值、每万人工业企业就业人数等指标都明显高于非财政“省直管县”样本组,这也表明各改革省份在选择财政“省直管县”试点县(市)时,或多或少地偏向于经济发展程度相对较高、财政状况相对较好、城市化程度较高的县(市)。而在使用倾向匹配得分法处理之后,大多县级特征变量不再有显著差异。

四、实证结果

本文的实证结果分为四个部分。首先,使用计量模型(3)检验实验组与对照组的被解释变量是否具有相同的时间趋势。其次,在计量模型(1)的基础上,分别使用全样本和 PSM 匹配后的样本估计财政“省直管县”改革的平均效应。再次,本文将检验财政“省直管县”改革对基层公职人员在职消费的影响机制。最后,本文将对基本回归结果进行稳健性检验。

(一)改革前的“同趋势”检验

为了检验改革前作为处理组的财政“省直管县”县(市)样本与对照组县(市)样本的人均行政管理费支出是否满足“同趋势”假设,本文基于模型(3)进行了相关检验,其结果见表 3。其中,第(1)~(4)列为全样本的回归结果,第(5)~(8)列为使用 1:1 最近邻匹配后样本的回归结果,使用其他匹配方法得到的估计结果与之类似不再赘述。第(1)、(2)、(5)和(6)列是将人均行政管理费支出作为被解释变量的检验结果,而第(3)、(4)、(7)和(8)列为将行政管理费占总财政支出比重作为被解释变量的估计结果。第(1)、(3)、(5)和(7)列的估计均未加入控制变量,第(2)、(4)、(6)和(8)列的估计则加入了县域经济特征、县级财政特征和县域工业企业发展特征等控制变量。为了

节省篇幅,表3仅汇报了财政“省直管县”改革前虚拟变量的回归结果。表3显示,各列回归中改革前虚拟变量的系数均不显著,这说明财政“省直管县”改革的实验组与对照组满足改革前的“同趋势”假设。

表3 改革同趋势检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnperadm	lnperadm	popadm	popadm	lnperadm	lnperadm	popadm	popadm
改革前3年	-0.0146 (-0.20)	-0.0351 (-0.53)	-0.000196 (-0.02)	0.00272 (0.35)	-0.0959 (-1.17)	-0.0961 (-1.19)	-0.0108 (-1.18)	-0.0109 (-1.20)
改革前2年	-0.0913 (-0.72)	-0.127 (-1.09)	-0.00670 (-0.47)	-0.00149 (-0.11)	-0.194 (-1.36)	-0.193 (-1.37)	-0.0218 (-1.38)	-0.0222 (-1.42)
改革前1年	-0.163 (-0.89)	-0.218 (-1.28)	-0.0153 (-0.73)	-0.00679 (-0.33)	-0.308 (-1.50)	-0.292 (-1.43)	-0.0341 (-1.51)	-0.0331 (-1.47)
强县扩权	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量		控制		控制		控制		控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
PRO×T	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Df×T	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	4.152*** (531.40)	-0.556** (-2.56)	0.145*** (155.98)	0.660*** (18.55)	3.979*** (143.68)	3.014*** (12.75)	0.129*** (41.32)	0.391*** (7.40)
样本数	9690	9690	9690	9690	2532	2532	2532	2532
R ²	0.956	0.963	0.836	0.854	0.928	0.932	0.773	0.786

注:括号内为回归系数对应的修正了异方差后的稳健t统计量;PRO×T为省份虚拟变量与时间虚拟变量的交乘项,Df×T为“省直管县”虚拟变量与时间虚拟变量的交乘项,R²为调整的拟合优度。下同。

(二)改革的平均效应估计

表4给出了计量模型(1)的全样本估计结果。第(1)~(6)列逐步加入了县域经济特征、县级财政特征和县域工业企业发展特征等控制变量。其中,第(1)列回归作为基准回归仅控制了年份固定效应、个体固定效应及省份虚拟变量与时间虚拟变量的交乘项;第(2)列回归在第(1)列的基础上加入了政府财政收入、预算内收入占比、转移支付占比和税收返还占比变量;第(3)列回归在第(2)列的基础上加入了县域经济特征变量和工业企业发展特征变量;第(4)列回归在第(3)列的基础上加入了财政供养人口变量;第(5)列回归在第(4)列的基础上加入了增值税分成率变量;第(6)列回归在第(5)列的基础上加入了财政自给率变量。

根据表4中核心解释变量的回归结果可以发现,财政“省直管县”改革使县(市)政府的人均行政管理费支出显著降低了约5.6%。第(2)~(6)列中财政“省直管县”改革变量的回归系数大小稳健地保持在-0.056左右,且均在1%水平下显著。与第(1)列回归结果相比,第(2)~(6)列模型中“省直管县”改革变量的系数绝对值有所下降,这说明县域经济财政特征的确会影响财政“省直管县”改革效应的估计结果,在模型中加入控制变量是十分必要的。

表4中各控制变量的估计结果与预期一致。首先,所有回归中“强县扩权”改革变量的回归系

数均大于0,且在第(2)~(6)列的回归中,其系数大小稳健地保持在0.025左右,并在5%的水平上显著。这说明,与财政“省直管县”改革不同,“强县扩权”改革增加了人均行政管理费支出。可能的原因是,“强县扩权”的改革内容为赋予县(市)更多的社会经济管理权限,这可能加大了省级政府对县级政府的管理成本,使其更难约束县级政府的支出行为。

表4 基本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnperadm	lnperadm	lnperadm	lnperadm	lnperadm	lnperadm
省直管县	-0.0719*** (-3.84)	-0.0589*** (-3.43)	-0.0593*** (-3.44)	-0.0563*** (-3.29)	-0.0555*** (-3.25)	-0.0581*** (-3.43)
强县扩权	0.0614*** (5.29)	0.0275** (2.45)	0.0251** (2.25)	0.0242** (2.18)	0.0243** (2.18)	0.0229** (2.04)
财政自给率						-0.488*** (-4.73)
增值税分成率					-0.0137* (-1.91)	-0.00857 (-1.25)
财政供养人口				0.197*** (4.49)	0.195*** (4.42)	0.184*** (4.14)
所得税税率			0.141 (1.15)	0.149 (1.22)	0.144 (1.18)	0.118 (0.96)
工业企业产值			0.0173*** (3.65)	0.0159*** (3.49)	0.0158*** (3.48)	0.0188*** (4.11)
工业企业从业人数			0.0199*** (3.26)	0.0194*** (3.32)	0.0193*** (3.30)	0.0208*** (3.56)
市场集中度			0.00282 (0.18)	0.00387 (0.24)	0.00423 (0.27)	0.00991 (0.62)
民营化程度			-0.0106 (-1.26)	-0.00898 (-1.09)	-0.00913 (-1.11)	-0.0105 (-1.27)
实际GDP总量			-0.00847 (-1.16)	-0.00695 (-1.05)	-0.00727 (-1.10)	-0.00680 (-1.04)
人均实际GDP			0.0499*** (3.62)	0.0353*** (3.28)	0.0348*** (3.24)	0.0379*** (3.49)
人口密度			-0.0458*** (-2.61)	-0.0391*** (-2.71)	-0.0391*** (-2.71)	-0.0379*** (-2.58)
城镇化率			-0.266*** (-4.40)	-0.213*** (-3.86)	-0.214*** (-3.86)	-0.214*** (-3.91)
第一产业占比			0.0681** (2.15)	0.0454 (1.45)	0.0457 (1.46)	0.0391 (1.25)

续表 4

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnperadm	lnperadm	lnperadm	lnperadm	lnperadm	lnperadm
第二产业占比			-0.0247 (-0.94)	-0.0218 (-0.83)	-0.0223 (-0.85)	-0.0147 (-0.57)
贷款余额占比			0.00408** (2.53)	0.00326** (2.16)	0.00315** (2.10)	0.00318** (2.15)
粮食产出水平			-0.0125 (-1.20)	-0.00983 (-0.95)	-0.0102 (-0.99)	-0.0106 (-1.04)
义务教育学生数			0.0844** (2.28)	0.0563* (1.93)	0.0566* (1.94)	0.0535* (1.83)
人均财政收入		0.388*** (21.84)	0.367*** (20.27)	0.371*** (20.57)	0.373*** (20.63)	0.424*** (20.96)
预算内收入占比		0.268*** (9.89)	0.244*** (9.20)	0.253*** (9.58)	0.257*** (9.69)	0.615*** (5.04)
转移支付占比		-0.126*** (-3.67)	-0.0972*** (-2.83)	-0.0982*** (-2.90)	-0.0965*** (-2.85)	-0.181*** (-4.85)
税收返还占比		-0.0900 (-1.27)	-0.111 (-1.56)	-0.100 (-1.40)	-0.104 (-1.45)	-0.137* (-1.86)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
PRO×T	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	4.151*** (988.76)	0.300* (1.70)	-0.0248 (-0.12)	0.708*** (2.94)	0.675*** (2.79)	0.170 (0.65)
样本数	9690	9690	9690	9690	9690	9690
R ²	0.956	0.961	0.962	0.962	0.962	0.963

其次,在县域财政特征变量中,政府财政收入对人均行政管理费的支出弹性为 0.38 左右,且在 1%的水平下显著;预算内收入占比的回归系数为 0.3 左右,且在 1%的水平下显著;转移支付占比的回归系数为-0.1 左右,且在 1%的水平下显著;税收返还占比的回归系数不显著。预算内收入对行政管理费的支出弹性相对转移支付的支出弹性更大,其主要原因可能是转移支付尤其是专项转移支付对政府的支出门类进行了规定,县(市)政府更难把其支出在行政管理费中。第(4)~(6)列回归中财政供养人口的回归系数为 0.19 左右,且在 1%的水平下显著,说明财政供养人员的膨胀是导致行政管理费增加的原因之一。第(5)列回归中增值税分成率的回归系数大小为-0.0137,在 10%的水平下显著;第(6)列回归中的财政自给率的系数为-0.488,并在 1%的水平下显著。^① 这表明收入分成率的提高会使县(市)政府降低行政管理费支出。这是因为拥有更高收入

^① 第(6)列回归中增值税分成率的系数变得不再显著,这主要是由于财政自给率与增值税分成率高度正相关,两者存在共线性。

分成率的县(市)政府具有更强的发展经济的动机,提高了其生产性支出,同时也减少了行政管理费支出。

最后,在县域经济特征变量和工业发展特征变量中,人均 GDP、贷款余额占比、县域工业企业人均产值、县域工业企业每万人从业人数以及人均在校学生数与人均行政管理费支出均显著正相关。这在理论上可以解释为经济发达的县(市)政府会需要更多的行政管理,从而产生了更多的行政管理费开支。县域经济特征变量中的人口密度、城镇化程度与人均行政管理费支出显著负相关。这可解释为,人口密度的增加所带来的规模效应能够降低公共服务的人均提供成本,而城镇化程度的改善会提高政府管理和监督效率(陈诗一、张军,2008)。

表 5 给出了 PSM-DID 的估计结果。其中第(1)和(2)列为 1:1 最近邻匹配结果,第(3)和(4)列为 1:5 最近邻匹配结果,第(5)和(6)列为 kernel 匹配结果。^① 其中第(1)、(3)和(5)列未控制县级特征变量,而第(2)、(4)和(6)列则控制了县级特征变量。相比基本回归结果,1:1 最近邻匹配和 kernel 匹配估计结果中财政“省直管县”改革变量的估计系数大小变化不大,1:5 最近邻匹配估计结果中财政“省直管县”改革变量的估计系数绝对值有所增加,但仍然小于 0,且所有方法得到的结果均显著。表 4 和表 5 的回归结果表明,财政“省直管县”改革对基层公职人员在职消费的正向约束作用大于负向扭曲效应,该项改革确实强化了地方政府对基层公职人员在职消费的约束。

表 5 PSM-DID 回归结果

	最近邻匹配(1:1)		最近邻匹配(1:5)		kernel 匹配	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnperadm	lnperadm	lnperadm	lnperadm	lnperadm	lnperadm
省直管县	-0.0443* (-1.68)	-0.0453** (-1.97)	-0.133*** (-5.01)	-0.136*** (-5.90)	-0.067** (-2.33)	-0.059** (-2.37)
强县扩权	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量		控制		控制		控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
PRO×T	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	2532	2532	2814	2814	9540	9540
R ²	0.928	0.942	0.935	0.946	0.940	0.950

(三)影响机制的进一步检验

表 6 汇报了财政“省直管县”改革对基层公职人员在职消费的影响机制检验结果。其中,第(1)列回归使用人均财政供养人口数作为被解释变量,以检验财政“省直管县”改革是否使得县级政府精简了财政人员规模。第(2)列回归使用县级政府的增值税分成率作为被解释变量,以检验财政“省直管县”改革是否增加了县级政府的税收分成率。第(3)和(4)列为计量模型(2)的估计结果,用以检验竞争对手数量对改革效应的影响。第(3)列在计量模型(1)的基础上加入了地级市内部县级竞争对手数量及其与“省直管县”改革变量的交乘项,第(4)列则在计量模型(1)的基础上加

^① 参考包群等(2011)的做法,1:5 匹配的回归中删除了重复匹配的样本,当然,是否删除这些样本对估计结果影响很小。

入了省内县级竞争对手数量及其与“省直管县”改革变量的交乘项。

首先,财政“省直管县”改革显著抑制了县级财政供养人口的过快增长。表6中第(1)列回归的财政“省直管县”改革变量的估计系数为-0.0149,并在5%的水平下显著。这表明与未实行财政“省直管县”改革的县(市)相比,试点县(市)更加注重控制财政供养人员的增长。比较表4中第(4)列和第(3)列回归则可发现,在第(4)列回归中加入了财政供养人口变量之后,财政“省直管县”改革变量估计系数的绝对值相比第(3)列回归有所下降,说明财政“省直管县”改革通过抑制县级财政供养人口的增长而约束了基层公职人员的在职消费。

其次,财政“省直管县”改革显著提高了县级政府的增值税分成率。表6中第(2)列的回归结果显示,财政“省直管县”改革变量的系数大小为0.0639,并在1%的水平下显著。同样,比较表4中第(5)列和第(4)列的回归结果可知,在第(5)列回归中加入了增值税分成率变量之后,财政“省直管县”改革变量估计系数的绝对值相比第(4)列回归同样有所下降,说明财政“省直管县”改革通过增加县级增值税分成率约束了基层公职人员的在职消费。然而,由于增值税收入仅是县级政府财政收入的一部分,其分成率并不能完全代表县级政府财政收入的分成比例,表4第(5)列中财政“省直管县”改革变量估计系数绝对值下降并不明显。^①

表6 影响机制的进一步检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnrfiscalfpop	lnVAT	lnperadm	lnperadm
省直管县	-0.0149** (-2.11)	0.0639*** (2.64)	-0.0504*** (-2.87)	-0.0654*** (-3.90)
G ¹ ×省直管县			-0.00678*** (-2.77)	
G ² ×省直管县				-0.00122*** (-2.67)
强县扩权	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
PRO×T	控制	控制	控制	控制
截距项	-3.876*** (-26.08)	-1.923*** (-6.16)	-0.493** (-2.01)	4.241*** (3.39)
样本数	9690	9690	9690	9690
R ²	0.952	0.736	0.963	0.963

① 从理论上,要想得到财政“省直管县”是否是通过加强县级政府间的竞争约束了基层公职人员的在职消费,应当在表4的回归中加入衡量政府竞争程度的控制变量,并观察改革变量的系数变化。如果在加入政府竞争程度变量之后,财政“省直管县”的系数绝对值大幅减小,或者变得不再显著,则可说明财政“省直管县”主要是通过加强县级政府间的竞争约束了基层公职人员的在职消费。然而,由于县级政府间的竞争程度是难以精确度量的,本文仅对能够获得数据的增值税分成率进行了机制检验。该结果在一定程度上说明了县级政府税收分成率的增加是财政“省直管县”约束基层公职人员在职消费的重要渠道之一。

最后,财政“省直管县”改革加强了改革县(市)与县级竞争对手的竞争,且改革县(市)所面临的省内县级外部竞争对手的数量越多,改革效应越大。表6中第(3)列回归的交乘项系数为-0.00678,并在1%的水平下显著,表明改革县(市)所面临的地级市内县级竞争对手数量越多,改革对基层公职人员在职消费的约束也会越强。第(4)列回归的交乘项系数为-0.00122,并在1%的水平下显著,表明改革县(市)所面临的省内县级竞争对手数量越多,改革对基层公职人员在职消费的约束就会越强。而且,比较第(3)和(4)列的回归结果可以发现,地级市内的竞争对手数量对改革效果的影响程度更大。

根据表6的回归结果可知,财政“省直管县”改革通过强化政府间的财政竞争而约束了公职人员的在职消费,且抑制了县级财政供养人口的过快增长。根据陈思霞和卢盛峰(2014)、王小龙和方金金(2015)等的研究,财政“省直管县”改革后,收入分成的提高增加了地方政府发展经济的动力,加强了县(市)政府之间的财政竞争。而表6第(2)列和表4第(5)列的回归结果则表明,财政“省直管县”改革提高了改革县(市)的增值税分成率,且增值税分成率的增加能够约束基层公职人员的在职消费。表6第(3)和(4)列的回归结果则说明,财政“省直管县”改革加强了改革县(市)与省内县级竞争对手的竞争。据此,我们认为财政“省直管县”改革通过强化政府间的财政竞争约束了基层公职人员的在职消费。

(四)稳健性检验

表7 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnperadm	lnperadm	lnperadm	lnperadm	popadm
省直管县	-0.0596*** (-3.52)	-0.0581*** (-3.48)	-0.0580* (-1.70)	-0.0620*** (-2.77)	-0.00583*** (-2.91)
强县扩权	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
PRO×T	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	0.0245 (0.10)	-1.137*** (-3.35)	-1.145** (-2.54)	-0.264 (-0.90)	0.670*** (18.02)
样本数	9592	5868	3306	7734	9690
R ²	0.959	0.942	0.938	0.962	0.853

表7从以下方面进行了稳健性检验:样本中的极端值可能会影响回归结果,第(1)列回归进一步删去了被解释变量前后1%极端值的样本;在样本期内,财政“省直管县”和“强县扩权”改革主要集中在东、中部地区^①,而东、中、西三大地区行政管理费支出的时间趋势可能存在较大差异,在第(2)列回归中删去了西部省份的样本^②;虽然基本回归模型中已加入了许多控制变量,并使用PSM-

① 在样本期内,实施财政“省直管县”或“强县扩权”改革的省份有河北省、山西省、辽宁省、吉林省、黑龙江省、安徽省、福建省、江西省、山东省、河南省、湖北省、湖南省、广东省和甘肃省。

② 西部省份包括四川省、贵州省、云南省、山西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区和内蒙古自治区。

DID的方法以解决样本选择问题,但难免会有被遗漏的变量,所以第(3)列回归中只使用改革县(市)作为研究样本进行双重差分估计(财政“省直管县”渐进性改革的性质让我们可以只使用改革样本进行双重差分估计);河南省、江西省、山西省和甘肃省采取的是渐进式改革,这可能造成“改革错觉”,即省级政府为了确保改革的顺利实施会给予试点县特殊的政策支持,或是地市级政府为了确保自身利益会加大对辖区内非试点县的攫取(贾俊雪、宁静,2015),所以第(4)列回归中删去了渐进式改革省份的样本。第(5)列使用行政管理费占总财政支出比重作为被解释变量,以检验财政“省直管县”改革是否降低了县级政府行政管理费支出的比重。表7各列的回归结果均与基本模型保持一致,本文的回归结果具有较强的稳健性。

五、研究结论

财政“省直管县”改革会改变县级政府的激励和约束:一方面,财政“省直管县”改革后县级政府收入分成的提高会加强县级政府之间的财政竞争;另一方面,在财政关系上减少一级政府会影响上级政府对县级政府的监督和约束。但这种激励和约束机制的改变能否强化地方政府对基层公职人员在职消费的约束需要实证检验。本文利用2001—2006年县级面板数据,采用双重差分法估计了财政“省直管县”改革对基层公职人员在职消费产生的影响,其主要实证研究结论如下。

1. 财政“省直管县”改革能够强化地方政府对基层公职人员在职消费的约束。具体讲,财政“省直管县”改革使人均行政管理费支出显著降低了约5%,使行政管理费支出占总财政支出的比重显著降低了约0.583%。PSM-DID和稳健性检验的结果表明本文的回归是稳健的。

2. 财政“省直管县”改革通过强化政府间的财政竞争约束了基层公职人员的在职消费。本文发现财政“省直管县”改革使得县(市)政府的增值税分成率显著提高了6.39%。而且,改革县(市)的县级竞争对手数量的增多会加强该改革对基层公职人员在职消费的约束。这说明该改革强化了县(市)政府之间的竞争,从而约束了基层公职人员的在职消费。

总之,本文的研究结论表明,政府治理结构改革能够改变县级政府的激励和约束机制,从而影响基层政府的行为。因此我们认为,新一轮的财税体制改革也应当注重激励和约束机制的设计,以激发基层政府活力,促进地方更好、更快地发展。

参考文献:

1. 包群、邵敏、侯维忠:《出口改善了员工收入吗?》,《经济研究》2011年第9期。
2. 才国伟、黄亮雄:《政府层级改革的影响因素及其经济绩效研究》,《管理世界》2010年第8期。
3. 陈诗一、张军:《中国地方政府财政支出效率研究:1978—2005》,《中国社会科学》2008年第4期。
4. 陈思霞、卢盛峰:《分权增加了民生性财政支出吗?——来自中国“省直管县”的自然实验》,《经济学(季刊)》2014年第4期。
5. 高培勇:《严格政府预算管理 规范职务消费行为》,《中国党政干部论坛》2011年第11期。
6. 贾俊雪、宁静:《纵向财政治理结构与地方政府职能优化——基于省直管县财政体制改革的拟自然实验分析》,《管理世界》2015年第1期。
7. 贾康、于长革:《“省直管县”财政改革的意义、内容与相关建议》,《内蒙古财经学院学报》2010年第2期。
8. 楼国强:《竞争何时能有效约束政府?》,《经济研究》2010年第12期。
9. 吕冰洋:《政府间税收分权的配置选择和财政影响》,《经济研究》2009年第6期。
10. 孟庆平:《我国职务消费制度的溯源、现状与完善对策》,《财贸经济》2009年第12期。
11. 皮建才、殷军、周恩:《新形势下中国地方官员的治理效应研究》,《经济研究》2014年第10期。
12. 申恩威:《当前职务消费中存在的主要问题及治理对策》,《中国党政干部论坛》2011年第11期。

13. 宋小宁、陈斌、梁琦：《区位优势和县域行政管理费增长》，《经济研究》2015年第3期。
14. 王小龙、方金金：《财政“省直管县”改革与基层政府税收竞争》，《经济研究》2015年第11期。
15. 王小龙：《县乡财政解困和政府改革：目标兼容与路径设计》，《财贸经济》2006年第7期。
16. 张占斌：《政府层级改革与省直管县实现路径研究》，《经济与管理研究》2007年第4期。
17. 周黎安：《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》，《经济研究》2007年第7期。
18. Brandt, L., Biesebroeck, J. V., & Zhang Y., Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing. *Journal of Development Economics*, Vol. 97, No. 2, 2012, pp. 339–351.
19. Cai, H. & Treisman D., Does Competition for Capital Discipline Governments? Decentralization, Globalization, and Public policy. *The American Economic Review*, Vol. 95, No. 5, 2005, pp. 817–830.
20. Gentzkow, M., Television and Voter Turnout. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 121, No. 3, 2006, pp. 931–972.
21. Grossman, P. J., Mavros, P. & Wassmer R. W., Public Sector Technical Inefficiency in Large US Cities. *Journal of Urban Economics*, Vol. 46, No. 2, 1999, pp. 278–299.
22. Li, P., Lu, Y., & Wang, J., Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China. *Journal of Development Economics*, Vol. 123, 2016, pp. 18–37.
23. Liu, Y., Does Competition for Capital Discipline Governments? The Role of Fiscal Equalization. *International Tax and Public Finance*, Vol. 21, No. 3, 2014, pp. 345–374.
24. Mookherjee, D., Decentralization, Hierarchies, and Incentives: A Mechanism Design Perspective. *Journal of Economic Literature*, Vol. 44, No. 2, 2006, pp. 367–390.
25. Qian, Y., Roland, G. & Xu, C., Coordination and Experimentation in M-form and U-form Organizations. *Journal of Political Economy*, Vol. 114, No. 2, 2006, pp. 366–402.
26. Rajan, R. G. & Wulf, J., The Flattening Firm: Evidence from Panel Data on the Changing Nature of Corporate Hierarchies. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 88, No. 4, 2006, pp. 759–773.
27. Wooldridge, J., *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Michigan State University. MA; Nelson Education, 2015.

Does the “Province Managing County” Reform Discipline the Lower-level Civil Servants’ Position-related Consumption?

WANG Xiaolong, XU Jingxuan (Renmin university of China, 100872)

Abstract: The “province managing county” reform changes the incentive and constraint mechanism of the county-level governments. On the one hand, the “province managing county” reform increases the revenues sharing ratio of county-level governments, thus strengthens the fiscal competition. On the other hand, the reform reduces one fiscal management level, thus affects the fiscal supervision and restrain of the reformed governments. The effect on the lower-level civil servants’ position-related consumption from the “province managing county” reform needs to be tested. The empirical results show that the “province managing county” reform significantly reduced the county-level governments’ per capita administration fee by about 5%, reduces the administrative expenditure to fiscal expenditure ratio by about 0.583%.

Keywords: Province Managing County, Government Governance, Position-related Consumption

JEL: H2, H77

责任编辑：原 宏