

目标。因此,中国政府改革的总体目标不是政府自己单方面凸显得出来的。在国家政治结构还不健全的条件下,政府改革的局部目标可以通过政府自主性改革显现,但政府改革的总体目标还得在总体的政治结构优化中才能呈现出来。中国政府改革具有一种从局部目标表达整体目标的改革功能,这种功能是通过政府可为与不可为的改革状态来显示的。可为之时,政府改革显示了总体改革的现代规范状态。不可为之时,政府改革则显示了外部改革的重要性,这就组合成了总体改革的目标。因此,中国政府自主性改革具有推动伴生型改革的特殊意义。

参考文献

李惠斌、薛晓源主编(2006). 中国现实问题研究前沿报告. 上海:华东师范大学出版社.

刘美珣、列乌斯基·亚历山大·伊万诺维奇主编(2004). 中国与俄罗斯:两种改革道路. 北京:清华大学出版社.

任剑涛(2007). 宪政分权视野中的央地关系. 学海,1.

温家宝(2006). 认真学习《江泽民文选》,加快推进政府职能转变. 新华网:http://news.xinhuanet.com/politics/2006-09/04/content_5047513.htm.

温家宝(2005). 高度重视,加强领导,加快建设节约型社会. 中华网:<http://www.china.com.cn/chinese/2005/Jul/905467.htm>.

俞可平主编(2000). 治理与善治. 北京:社会科学文献出版社.

郑念、刘锋主编(1998). 本届政府的承诺. 北京:国家行政学院出版社.

“官民比”省际差异原因研究

张 光*

【摘 要】我国公共管理人员占人口比重即所谓“官民比”省际分布,腾冲线以西地区显著高于以东地区;而在该线以东地区,北方又显著高于南方。论文通过对 2006 年数据的分析,发现各省县行政区划规模、经济发展水平、对财政转移支付的依赖程度、计划经济时代的遗产,是决定官民比省际差异的主要因素。

【关键词】政府规模 官民比 规模经济 瓦格纳定律 计划传统

近年来,政府官员的规模问题备受社会各界关注。关注的焦点集中在我国公共管理人员规模是否过大的问题上,争论的双方大都通过中外古今比较来立论(朱光磊等,2006)。我们认为,更具理论发展和政策指导意义的问题是搞清楚我国公务员规模的分布样态及其决定因素。公务员占人口比重即所谓官民比因地制宜。2006 年,全国官民比 0.94%,以安徽为最低,仅 0.71%;西藏最高,达 2.46%;而与安徽同处中部的山西的官民比为 1.33%。假定它们提供的公共服务水平相近,则安徽的行政效率当比山西高近一倍、比西藏高了近 3.5 倍。究竟是什么因素决定安徽官员规模比山西、西藏小得多?在 1990 年代的机构改革过程中,中央机构编制委员会采用各省、自治区的人口、行政区划数、面积、国民收入、国民生产总值和财政收入等客观指标,并考虑到民族、语言、风俗习惯等特别因素,按照一定的

* 张光,南开大学周恩来政府管理学院,教授。

本文获 2005 年度教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(批准号:05JZD 00021)和中国发展研究基金会 2007 年度资助研究课题(项目编号:2007 基研字第 0018 号)资助。

权重,对各省、自治区进行了编制类型划分。我国目前的官民比地区分布在多大程度上反映了中央的意志? 本文将通过对官民比省际差异原因的定量研究,来回答这些问题,并提出相应的政策建议。

一、省际差异:腾冲线和南北中国

我国官民比省际分布,从大处着眼,呈现出两大特征。其一,腾冲线以西地区显著高于以东地区;其二,在腾冲线以东,北方又显著高于南方。如表 1 所示,2006 年,腾冲线以西的六个省、自治区(内蒙古、青海、甘肃、宁夏、新疆和西藏)官民比平均值为 1.48%,比腾冲线以东的 25 个省(自治区、直辖市)的官民比均值 1.01% 大了近 50%。在腾冲线以东,北方各省、直辖市的平均官民比 1.20%,又比南方的平均值 0.88% 高了 36%。即便把中央政府所在地北京排除在外只计算其他北方省级行政区,其官民比均值仍达 1.12%,仍然比南方的平均值要高 27.3%。全国有 18 个省(直辖市、自治区)的

表 1 2006 年官民比省际差异描述性分析

地区 ^a	省级行政区数	最小值	最大值	平均值 ^b	标准方差
腾冲线以西	6	1.10	2.46	1.48	0.4948
腾冲线以东	25	0.71	1.97	1.01	0.2551
腾冲线以东北方	10	1.02	1.97	1.20	0.2861
腾冲线以东南方	15	0.71	1.08	0.88	0.1137
全国	31	0.71	2.46	1.10	0.3596

腾冲线系著名人口地理学家胡焕庸(1983[1935])于 20 世纪 30 年代发现并提出。该线是自东北的爱辉(今黑河)至西南的腾冲划的一条虚拟地理分界线。以东地狭人多,以西地广人稀。按目前我国的行政区划,西藏、新疆、青海、宁夏的全部、甘肃、内蒙绝大部分位于该线以西。它们在本研究中被归属于腾冲线以西省级行政区。黑龙江、陕西、四川三省也有相当部分坐落于腾冲线以西,但其主体仍旧位于该线以东。北方省级行政区为黑龙江、吉林、辽宁、北京、天津、河北、山东、河南、山西和陕西。其余各省、市、自治区为南方省级行政区。

腾冲线以西和以东诸省官民比平均值差异、腾冲线以东北方诸省和南方诸省平均值差异,均通过了 0.05 水平上的显著性 T 检验。

资料来源:国家统计局(2007)

官民比超过了1%，在它们之中，6个位于腾冲线以西，10个位于腾冲线以东的北方，只有两个位于南方（海南和湖南）。而且，如表1第6栏标准方差值所显示的，在腾冲线以西诸省之间、腾冲线以东的北方和南方诸省之间，其官民比也因省而异，大小不一。那么，究竟是什么原因决定这些差异呢？

二、理论、背景和假设

政府官员规模为什么在有的地方（国家或国家内的地区）较大，有的地方较小？公共财政和政治经济学学者在研究这个问题时，大多有意识或无意识地采用了“需求、供给加制度约束”的分析框架（Pennings, 1999）。例如，经济发展水平越高，政府规模越大的规律即所谓瓦格纳定律，一般被认为是从需求的方面确定政府规模扩张的原因，但经济发展同样也可被理解为影响政府规模的供给因素。显然，在公共物品的提供上，同一个落后的农业国家相比，一个发达的工业化国家具有更高的需求、更大的供给能力，因此，发达国家的政府规模往往显著大于发展中国家。中央集权的单一制国家与地方高度自治的联邦制国家，在控制政府官员规模上有何不同？这类问题涉及制度的约束问题。

我国是共产党领导下的单一制国家。地方政府尽管在财政和经济上享有相当大的自主性，但在政府官员规模的管理上，中央仍然具有高度的权威。中央机构编制委员会及其常设办公室（中编办）负责全国行政管理体制和机构改革以及机构编制管理工作，其中涉及省和省以下机构和编制的职权主要有^①：

审核……省级机构改革方案，指导、协调地方各级行政管理体制和机构改革以及机构编制管理工作。……审核

^①关于中央机构编制委员会和中编办的职权沿革，参看 Brødsgaard, 2002。

省级党委政府厅局机构设置、人员编制、口岸机构编制和全国市县机构编制分类、省以下各级党政群机构的人员编制总额。……研究拟定全国事业机关单位管理体制和机构改革的方案;……指导并协调地方事业单位管理体制改革的机构编制管理工作(中共中央办公厅,1994:60-61)。

在1990年代的机构改革过程中,中编办采用各省、自治区的人口、行政区划数、面积、国民收入、国民生产总值和财政收入6个客观指标,按照一定的权重,对除了西藏以外的各省、自治区进行了编制类型划分(中编办,1995〔1993〕;中编办,1993a、1993b、1993c、1993d、1993e),提出同级政府人员编制由基数、调整数和附加数三部分组成的方法。采用这一方法的依据是:第一,各地同级地方政府作为一级地方政府均须履行某些最基本的管理职能。“基数”这块编制用来支持这部分职能。第二,由于同级地区人口、国土面积、行政区划均不相同,经济发展也不平衡,因此同级地方政府的管理幅度、管理工作量也不相同,相应地人员编制也应有所差异。“调整数”这块编制定量体现出这种差异。第三,部分地区因民族、语言、风俗习惯等特殊情况,需要增加一些管理职能和工作量,“附加数”这块编制用于支持这部分的管理工作(周子康^①,1991a,1991b;周子康、邢吉生,1993;邢吉生等人,1997)。当我们研究中国省际官民比差异决定因素时,必须把中编办的分类因素纳入。

本研究在建模过程中,考察了如下几类变量。第一类是各省经济发展水平,用人均GDP予以量化。第二类是行政区划,包括三个变量:各省县级行政区平均人口和面积、民族自治县级行政区所占比重。第三类是财政能力,用各省地方财政收入和转移支付收入占GDP比重、政府官员平均工资对城镇职工平均工资比测量。第四类

^①周子康是中科院应用数学研究所研究员,1990年代受中编办委托对地方政府编制核定问题进行了大量的定量研究,其主要成果被中编办采纳,应用于90年代的两次机构和编制改革。

是各省的公共服务需求度差异,用小学生和初中生占人口比重测量。第五类是市场化变量,以各省非国有企业工业产值占工业总产值测量。这五类变量的数据均来自于《2007 中国统计年鉴》,反映的是2006 年的情况(以下正文中出现的所有数据没有特别注明,均来自《2007 中国统计年鉴》)。第六类是历史路径依赖变量,以具有浓厚中央计划经济传统的省级行政区为1,其他省份为0 的虚拟变量测量。下面从文献回顾、背景分析的角度,对引入这几类变量的根据逐一阐述。

经济发展水平影响政府规模的思想,可追溯至著名的瓦格纳定律。生活于欧洲工业化时代的德国社会学家瓦格纳,在1880 年代提出了经济发展将导致政府规模扩大的假说,其理由有三:

1. 随着经济的发展,公共行政、维持法律秩序及对经济行为的管制的成本也将增加;
2. 社会文化和福利支出等“奢侈支出”在国家财政总支出中随之上升;
3. 工业垄断的兴起促使国家在管制经济方面承担更多的责任(Wagner, 1958[1883])。

经济发展是影响政府规模扩大的一个长期而非短期的因素(Kraay & Rijkceghem, 1995)。因此,那些以发达国家、发展中国家和转型国家为样本的经验研究,大都发现各国经济发展水平与政府雇员规模之间存在着高度的正相关关系(Heller & Tait, 1983; Cusack, et al., 1989; Kraay & Rijkceghem, 1995; Schiavo - Campo et al., 1997),但当研究样本局限于发达国家时(Kraay & Rijkceghem, 1995; Schiavo - Campo, et al., 1997),或者局限于俄国的跨地区数据时(Gimpelson & Treisman, 2002),经济发展高低对政府雇员规模大小不再具有显著的影响。张光(2005)对福建省分县数据的回归分析发现在该省各县人均GDP 与其政府雇员规模之间,不存在着显著的相关关系。然而,考虑到我国31 个省级行政区的经济发展水平相差很大,如最富有的上海和最贫穷的贵州相差10 倍,我们预期各

省在经济发展水平(用人均 GDP 操作)上的差异,将对它们的官民比差异构成显著的正相关影响。

第二类变量涉及到行政区划,包括三个变量:县均人口、县均面积和民族自治区域比重。前两个变量由各省人口和面积除以县级行政区个数获得。县级行政区数包括所辖县、县级市和市辖区。第三个变量系各省民族自治县级行政区占县级行政区总数比重,我们期待这个变量与因变量官民比具有正相关关系。而县均人口和面积变量则涉及规模经济对官员规模的影响这一重要问题,值得深究。

规模经济或不经济指的是产品的单位成本随着产量的增加而递减或递增的经济现象。大量的理论和经验研究表明,规模经济和不经济原理也适用于政府行政管理效率。社会学家布劳(Blau, 1970, 1972)认为,一个行政组织的规模增长在初期阶段会带来降低组织运行行政单位成本的效应,但进一步增长则会因协调控制的复杂性导致单位成本的增加。诺尔(Noell, 1974)对美国 50 个州的人口规模和政府雇员规模的定量分析发现,人口规模较大的州一般较人口规模较小的州,拥有较小的政府雇员规模。卡萨达(Kasarda, 1974)对 43 个非农业国的跨国统计分析发现这些国家那里出现了行政效率的规模不经济情况,即人口规模较大的国家具有较大规模的政府雇员。诺然(Noran, 1979)对 70 个人口规模、经济发展水平不等的国家的研究表明,在国家人口规模和政府雇员规模两个变量之间,存在着 U 型关系,即在人口规模达到一定量之前,人口规模的增加导致政府雇员规模的减少;而在超过这一定的数量之后,人口规模增加导致政府雇员规模的增加。台湾学者罗正忠(2005)通过对台湾省 21 个县市有关数据回归分析发现,各县市人均财政支出与其总人口数之间存在着规模经济现象,县市人口与人均财政支出之间明显呈负相关关系。张光(2005)发现福建的县级区划存在着明显的规模经济,人口规模较大的县的政府雇员规模较小。

在本研究中,我们使用县均人口和面积而非总人口和总面积来验证规模经济假设,一是回应上述中编办把各省行政区划数引入编

制审核过程的做法,二是因为县级行政区划在决定地方官员规模上起特别重要的作用。这首先是因为县级市、县和市辖区作为我国的基层政府,承担了大量的事关基本民生的公共服务,如公安、教育、卫生、社会保障(暴景升,2007)。为此,我国大多数公务员和财政供养人员都服务于县和县以下政府及其财政供养单位。财政部(2002)发表的数据表明,2001年我国地市县财政供养人员,不包括离退休人员,共计3010.6万,其中由县和县以下财政供养者达2712.2万,占90%。中央和省本级财政供养人员(不包括军人)应当不超过地市本级财政供养人员。这就是说,从县和县以下财政那里获得工资收入的政府雇员,至少占全国财政供养工薪人员的80%。如果行政区划规模是决定官民比省际差异的一个因素的话,则各省县级行政区划规模比其他的行政区划规模指标如省人口规模、地级市和地区规模,更能代表规模经济的作用。其二,我国各省的县级行政区划规模,无论是以人口还是以行政面积衡量,大小不一,差异很大。例如,西藏面积120万平方公里,人口281万,辖有73个县级行政区,县均人口和行政面积分别为3.85万人和1.6万平方公里;上海面积6300平方公里,人口1815万,辖有19个县级行政区,县均人口和行政面积分别为96万人和334平方公里。如果说西藏和上海的悬殊差别,大部来自于地理所在的不同,那么值得注意的是,在腾冲线以东的许多省级行政区,县均人口和行政面积规模的差异却主要是由于行政划分的缘故。例如,河北省和湖北省面积相近,分别为18.8和18.6万平方公里,人口亦相去不远,分别为6898和5693万人,但河北有172个县级行政区,而湖北只有102个,不及前者的60%。结果,湖北县均人口达56万,而河北只有40万。又如,广东的面积、人口和县级行政区分别为17.8万平方公里、9304万人和121个。人口广东远大于河北,但县级行政区数却明显少于后者。结果,广东的县均人口(90万人)和面积(1473平方公里),显著大于河北的县均人口(40万人)和面积(1091平方公里)规模。

我们认为,在我国的许多省份,特别是那些位于腾冲线以东的省

份,县域行政尚处于规模经济改进阶段,即随着县的规模的扩大,官民比和县乡施政的单位成本递减。至少有4个观察支持这个假设。第一,从政府内部的因素看,政府的雇员实行工资制,它的许多固定设备如办公楼,在一定的范围内无须增加即可服务于更多的居民。我国的大多数县乡政府,应当处于无须大幅度增加人手和设备就能够为更多的居民提供公共服务的阶段。第二,改革开放以来,随着各地市场经济改革的深化,地方政府越来越少地介入工矿农林等微观生产和管理,而把工作的重点放在维护市场和法律秩序、提供经济和社会基础设施和服务上。这些活动,大都具有规模经济效应。第三,自1990年代以来,我国城乡交通、电讯等基础设施获得了大幅度的改善,这有助于降低政府管理社会的成本。最后,如朱光磊、张志红(2005)指出的,我国政府间关系中存在的“职责同构”是导致地方政府难以精减机构和冗员、造成资源浪费的一个重要原因。所谓“职责同构”讲的是我国不同层级的政府在职责、职能和机构设置上高度统一、一致,即上级政府设置了什么机构,下级政府也必须设置相应的机构。最典型的是从中央到县各级政府,一律设有党委、政府、人大常委、政协常委和纪委五套班子。目前,县级政府职能机构一般在45个以上,再加上与本地实际工作相关而设立的机构,总数都在50个以上(黄佩华、迪帕克,2003;谭桔华,2005)。可以想象,一个人口15万的县,和一个人口50万的县一样具有五套班子以及其他与上级政府对应的所有政府部门。仅仅因为这一点,在其他条件相同的情况下,后者财政费用负担、官民比就要比前者小。

第三类变量均与财政能力相关,测量我国地方政府的官员规模是否受财力这一供给因素的影响。科瑞等(Kraay & Rijckeghem, 1995)对1972-1992年间34个发展中国家和21个OECD国家的数据分析发现,政府雇员规模与财政收入占GDP比重呈正相关关系,说明政府雇员规模随资源约束的放松而扩张。我国地方官员规模的大小理应受其财力大小影响,我们的3个财政变量从不同侧面测量了各省财力对其官员规模的影响。预算内财政收入占GDP比重着

眼于地方自有财力和财政努力的影响,转移支付占 GDP 比重测量转移支付对地方政府官员规模扩张的作用^①。考虑到我国许多地方的财政仍然是“吃饭财政”,即把保工资作为财政运行的主要甚至首要目标的事实(周庆智,2004;宋先均、邱亚明,2005),在其他条件相同的情况下,财政规模较大的地区应当能够支撑较大的官民比。照此,两个财政变量应当与因变量官民比保持正相关关系,并通过显著性检验。此外,我们还可预期转移支付规模比自有财力更具扩张官员规模的作用。这是因为,后者是花自己的钱办自己事,受硬预算约束;而前者是花别人的钱办自己的事,具有明显的“软预算约束”特征。同理,在预算既定的约束下,较高的官员工资水平,将导致官员规模较低的供给,因此,从财力和供给的角度看,较高的工资水平将导致较小的官员规模。但是,从需求的角度看,较高的工资水平又将吸引更多的人进入政府部门,提高社会对官员职位的需求。因此,对官员工资水平这个变量与官民比的关系,我们难以做正相关还是负相关的假设。

第四类变量测量公共服务需求对政府官员规模的影响。从宪政层面而言,国家存在的主要目的是向公民和纳税人提供公共服务。近年,建设服务型政府成为上至中央下达百姓的共识。为此,可以期待我国各地政府官员规模的差异,部分可归因于它们在公共服务需求上的不同。需求大的地区官员规模较大,需求小的地区则较小。我们使用各省小学和初中学生占人口比重来验证这个假设。小学和初中教育属于国家义务教育系列,是地方政府承担的最重要的公共服务责任之一。事实上,教育支出是地方财政的最大项支出。2006年,地方政府教育事业费支出达4485亿,远远高于第二、三大项基本

①各省获得的转移支付的计算方式是财政总支出减去地方自有收入。这样做简便而且正确,因为自1994年分税制改革以来,各省财政支出均在不同程度上依赖于中央财政的转移支付,而《预算法》禁止地方政府财政使用借债获得收入,故我们的计算方法是可行的,唯一的误差可能出自于各省财政的滚存结余部分,但其数量很小,可以忽略不计。

建设支出(2907 亿)和行政管理费(2076 亿)。我们预期在回归模型中,义务教育负担变量的回归系数方向为正并通过显著性检验,即在其他条件相同的情况下,那些义务教育负担较重的省级行政区将有较大的官员规模。在这背后存在这样一个因果链条:义务教育负担较重的地区将雇佣较多的教师,维持较多的学校,为此,需要较多的教育行政管理官员。

第五类变量测量市场经济改革对官员规模的影响。我们使用各省非国有企业和国有控股企业产值占工业总产值比重来操作市场化水平。我国社会主义市场经济改革的主要内容之一是“大社会、小政府”。而市场化改革的每一次重大进展,都引发中央和社会舆论要求进行相应的政府职能转变及行政机构和编制改革。例如,1992 年邓小平南巡、建设社会主义市场经济成为全党全国共识后,中央于 1993 年发起新一轮行政机构改革,提出建立适应社会主义市场经济发展的行政管理体制目标,实现“政企分开”,转变政府职能,行政管理职能转向统筹规划、掌握政策、信息引导、组织协调、提供服务和检查监督,并把政府职能改变和以精简公务人员为目的的编制改革结合起来,明确要求地方政府执行贯彻精兵简政的编制改革。1998、2003 年发动的行政机构改革,都以改变政府职能以适应市场经济发展需要为主要目的。我们期待,在其他条件同等的情况下,那些市场化水平较高的省份,对政府转变职能、进行“小政府、大社会”的改革压力越大,其官员规模较小,反之亦然。

最后,今天我国各省官民比大小,除了受改革开放以来的各种因素的影响外,各省在改革前的状况,也可能影响到它们的现状。在这里,我们引入一个可称之为计划经济传统的虚拟变量,以检测今天各省官员规模是否因它们在计划经济时代所受待遇不同而异。在计划经济时代,通过第一次五年计划等中央重点投资,中国形成了一个以北京为中心的计划经济重点地区。这个地区包括东北三省的制造业和能源产业、华北地区特别是京津唐地区的制造业、山东、山西和陕西的能源业、内蒙古的钢铁业、湖北的钢铁业和制造业、湖南的制造

业。上海因其雄厚的工商业基础,作为国家财政收入的主要来源而进入中央计划的重点地区。绝大多数国家基本建设投资和中央大型企业都投放在这些重点省份。中央计划经济特别是苏联式的物质计划管理只通行于这些省份。位于计划经济核心地区之外的省份,或者没有得到、或基本没有得到中央的重点投资(如广东、江苏、福建和浙江),或者仅仅因为其矿产资源开发(如云南个旧的锡矿、江西的钨矿和甘肃玉门的石油)和国防工业的需要(如新疆、甘肃)而得到中央投资。在这些地区,计划经济的传统比核心地区的省份要薄弱得多。我们设计了一个虚拟变量,把北京、天津、上海、辽宁、吉林、黑龙江、河北、山东、内蒙古、山西、陕西、湖北、湖南赋值为1,其余省份为零^①,来测量计划经济传统对官民比的影响,预计这个变量与官民比具有高度的正相关关系。

上述各类变量及其与因变量官民比的关系可以概括为表2。人均GDP、地方财政收入规模、转移支付收入规模和官员工资水平财政能力可视为可能影响官员规模的财政能力(供给)因素。我们预期,它们在回归分析模型中,前三者的回归系数将为正并通过显著性检验,而官员工资水平的回归系数将为负值。人均GDP、县均人口和面积、民族自治县比重、义务教育负担和市场化的统计结果则可用于验证公共服务(需求)因素的作用。我们假设县均人口因规模经济的缘故而产生负相关的统计分析结果,其余的变量则为正相关。3个人口相关变量和计划传统也视作制度约束变量,因为行政区划主要是一种制度安排,自然和经济地理往往是次要的决定因素,而计划传统则是历史制度路径依赖的结果。3个人口相关变量的预期同需求模型一样,计划传统变量的预期回归系数也是正相关。

^①这个虚拟变量及其根据,作者受益于诺顿(Naughton, 1991)。关于计划经济时代的中央重点投资的分布情况,参看国家统计局投资司(1991:255-277),特别是“‘一五’时期156个重点项目的建设情况”、“1972年成套引进的26个项目的建设情况”、“1978年成套引进的22个项目的建设情况”。

表 2 自变量与因变量假设预期关系

	财政能力(供给)因素	公共服务(需求)因素	制度约束因素
人均 GDP	+	+	
县均人口		-	-
县均面积		+	+
民族自治县比重		+	+
地方财政收入规模	+		
转移支付依赖度	+		
官员工资水平	-		
义务教育负担		+	
市场化		-	
计划传统			+

表中的符号 + 和 - 分别代表变量的回归系数预期同因变量保持正或负的关系,并通过显著性检验。

三、统计分析发现和讨论

在这一节里,我们报告并讨论统计分析发现。我们首先报告各个自变量与官民比的二元相关分析结果,然后检视自变量之间的相关性问题,特别是那些高度相关的自变量,以避免多元回归分析中出现共线性问题。最后,我们报告并讨论回归分析结果。由于我们使用的数据为截面数据,我们将采用普通最小二乘法(OLS)回归模型进行分析。在每一步统计分析过程中,我们都将北京和西藏两个明显的“例外”(outliers)排除在外。北京和西藏的官民比分别为 1.97% 和 2.46%,远远大于全国 1.1% 的水平(按各省官民比加总后除以 31 省所得平均值,按全国官员总数除以人口的官民比为 0.94%)。之所以如此,是因为北京是中央政府所在地,而西藏从中央那里获得的财政转移支付收入占 GDP 的 64%。此外,我们还在适当的时候,把腾冲线和南方两个虚拟变量引入模型。前者通过把腾冲线以西六个省级行政区赋值为 1,其余赋值为零获得。后者则把南方诸省赋值为 1、其余为零。详细分类见本文表 1 注释。

表 3 报告了各自变量与官民比的二元相关分析结果。从中我们

得知,在没有控制任何其他变量的情况下,我们选择的变量中(不包括腾冲线和南方),以两个县政规模区划变量与官民比具有最强的相关关系。如我们预期的,县均人口的系数为负值,而县均面积为正,均通过 0.01 的显著性检验。其次,有三个变量通过 0.05 的显著水平检验。转移支付依赖度和计划传统如预期那样获得了正相关系数,市场化则为负相关。自治县比重则在 0.053 的水平上通过显著性检验,其余的变量人均 GDP、地方财政收入规模、官员工资水平和义务教育负担则与官民比保持非常弱的相关性。腾冲线和南方两个虚拟变量的相关系数分别为 0.620 和负的 0.774,从统计上表明腾冲线以西的省际行政区官民比较高、南方省份较低的事实。

表 3 自变量与官民比的二元相关分析,2006

变量	与官民比皮尔逊相关系数
人均 GDP	0.049
县均人口	-0.553 ***
县均面积	0.605 ***
民族自治县比重	0.364 *
地方财政收入规模	0.060
转移支付依赖度	0.401 **
官员工资水平	-0.291
义务教育负担	0.033
市场化	-0.452 **
计划传统	0.369 **
腾冲线	0.620 ***
南方	-0.774 ***

N = 29, 不包括北京和西藏。***、**和*分别表示相关系数通过 0.01、0.05 和 0.10 水平的显著性检验。

资料来源:国家统计局(2007)

我们对自变量的两两相关分析结果表明,许多变量之间存在着较强或很强的相关关系。有两组变量的相关系数绝对值均超过 0.70:转移支付依赖/市场化(-0.814)、转移支付依赖/县均人口(-0.718)。根据多元回归分析应避免把绝对值大于 0.7 的变量进

入同一个模型,以避免多重共线性的拇指规则,这两组变量不应同时进入模型。

表 4 报告了我们回归分析的结果。在财力供给模型中,人均 GDP 和转移支付依赖度通过了 0.01 水平的显著性检验,且方向为正,

表 4 官民比省际差异决定因素多元回归分析结果,2006

	财力供给 模型	服务需求 模型	制度约束 模型	腾冲线 模型	南北方 模型
常数	(2.843)	(5.149)	(10.450)	(10.487)	(12.991)
人均 GDP	0.607 ** (2.282)	0.806 *** (3.650)	0.401 ** (2.563)	0.338 ** (2.300)	0.329 ** (2.322)
县均人口		-0.765 *** (-3.483)	-0.600 *** (-3.122)	-0.504 *** (-2.789)	-0.389 ** (-2.056)
县均面积		0.253 (1.220)	0.363 ** (2.117)	0.158 (0.895)	0.318 ** (2.346)
自治县比重		-0.161 (0.865)	0.039 (0.237)		
财政收入规模	-0.177 (-0.826)				
转移支付依赖	0.663 *** (3.063)				
官员工资水平	-0.188 (-0.975)				
义务教育负担		0.249 (1.389)			
市场化		-0.210 (-1.210)			
计划传统			0.401 ** (2.563)	0.434 *** (3.915)	0.172 (1.266)
腾冲线				0.358 * (2.058)	
南方					-0.389 ** (-2.501)
R ²	0.325	0.661	0.731	0.773	0.789
调整后的 R ²	0.212	0.568	0.673	0.723	0.742
F	2.844 **	7.140 ***	12.527 ***	15.633 ***	14.121 ***

N = 29, 不包括北京和西藏。回归系数为标准化回归系数。括弧内数值为 T 检验值。
***、**和* 分别表示回归系数通过 0.01、0.05 和 0.10 水平的显著性检验。

资料来源:国家统计局(2007)

而地方财政收入规模和官员工资水平没有通过检验。这说明就供给方面的影响因素而言,官民比较高的省份,或者经济发展水平较高,或者较大依赖转移支付。而各地自有财力的高低,财政动员努力的大小,官员收入水平的不同,对官员比不会产生影响。这似乎印证了前文提到的地方自有财力花自己的钱办自己的事,相比花别人的钱办自己的事更具硬预算约束的推论。此外,值得注意的是,尽管人均 GDP 在二元相关分析中没有出现具有通过显著性检验的结果,但这个模型以及表 4 中的其他模型都显示,在控制了其他变量的情况下,人均 GDP 均与自变量保持通过检验水平的正相关关系,说明在其他条件相等的情况下,经济发展水平的提高将推动政府规模扩张。

然而,与表 4 中所列的其他模型相比,财力供给模型的判定系数(判定系数)和总体 F 检验值都很小。它的调整后的判定系数仅 0.21,不及其他模型的一半甚至三分之一。考虑到人均 GDP 出现在每一个模型中的事实,财力供给模型的较低的判定系数,说明财力供给因素不是决定我国官民比省际差异的主要因素。服务需求模型的判定系数和调整后的判定系数分别高达 0.661 和 0.568,但进入模型的 6 个自变量中,只有人均 GDP 和县均人口通过了检验,县均面积、自治县比重、义务教育负担和市场化均未通过检验。同时,我们注意到,在制度约束模型中,判定系数和调整后的判定系数进一步升至 0.731 和 0.673,说明制度约束才是解释我国官民比省际差异的重要因素。具体而言,在控制了经济发展水平的情况下,各省官民比的大小主要是它们的县级区划方式、它们所承受的计划经济遗产决定的,而民族自治县比重则不起作用。4 个通过检验的自变量回归系数的方向表明,在其他条件同等的情况下,经济发展水平、计划经济传统导致官民比增大。县均人口较多的省份,则有较小的官民比。同时,县均面积越大的省,官民比也倾向于越大。

制度约束模型中县均人口和县均面积的回归系数均通过检验但方向相反的统计结果,意味着:一方面,县级行政区人口规模的增大,起到降低官民比的效果;另一方面,县级行政区面积的增大,导致官

民比上升。换言之,在行政区划安排上,人口规模经济与面积规模不经济并存。如果事实真是如此,则规模经济对中国官员规模的解释力将大打折扣。幸运的是,当我们把腾冲线变量引入模型后,县均面积的回归系数不再具有统计上的显著性。这说明,腾冲线以西的省级行政区(新疆、甘肃、内蒙、青海和宁夏,也包括未进入模型的西藏),之所以具有比腾冲线以东省份高的官民比的特有原因之一,是它们的县级行政区的面积远远大于其他省份。而在腾冲线以东,县级行政区面积大小,对各省官民比的大小不会产生决定性的影响^①。当我们把虚拟变量南方引入制度约束模型后,发现在该变量通过显著性检验的同时,计划传统变量的回归系数不再通过检验。这意味着,计划经济传统是导致北方官民比高于南方的主要原因之一,因为计划经济时代中央投资和计划管理的重点地区,绝大多数在北方。引入腾冲线和南方的两个模型的判定系数和调整后的判定系数,比制度约束模型均有明显的提高,说明这两个变量对解释官民比的省际差异具有独立的贡献力,而非仅仅替代了县均面积和计划传统两个变量的作用。

根据上述统计分析,我们可以对本文考察的诸变量在决定官员规模上的作用进行排序。经济发展水平和行政区划的人口规模作用最大,计划经济传统和行政区划的地理规模次之,转移支付、市场化和民族自治因素再次,官员工资水平和公共服务需求差异(以小学和初中学生占人口比重测量)则毫无影响。第一、第二重要因素已有详细论述。官员工资水平和公共服务需求之所以没有影响,是因为无论是在二元相关分析还是在多元回归分析参见(上表3和表4),它们都未能通过显著性检验。转移支付依赖、市场化和民族自治县比重3个变量与官民比的二元相关分析结果均通过了0.05和

^①我们把腾冲线以西6个省级行政区和北京剔除,让模型只包括腾冲线以东省级行政区,运行的结果也同样表明县均面积变量的回归系数没有通过显著性检验。

0.10 的显著性检验,但在多元回归模型中都通不过检验,说明它们的影响或者是间接的,或者是非常局部的。转移支付依赖的统计表现,同它与县均人口有高度的负相关关系(-0.718),与人均 GDP 的较强的负相关性(-0.595)相关。这两组相关关系说明行政区划人口规模和经济水平较低的省级行政区对转移支付依赖度较大。显然,至少就短期效应而言,是经济落后和行政区划人口规模较小(两者的相关性为 0.631)导致这些省份对转移支付的高度依赖,而非相反地转移支付依赖导致经济落后和行政区划的人口规模不经济。因此,当我们把转移支付依赖与人均 GDP、县均人口、县均面积同时进入模型时,它不再具有统计上的显著性(统计结果未报告),尽管这个模型具有明显的多重共线性问题。市场化的间接作用在统计分析上表现为它与官民比保持较强的相关性(-0.452),但在服务需求回归模型中并没有通过检验。究其原委,是因为它同模型中的其他自变量具有较强的相关性(人均 GDP, 0.474 ;县均人口, 0.533 ;县均面积, -0.626)。这些相关关系反映了这样一系列因果关系:市场化导致经济增长,经济增长吸引人口集聚,而无论市场化还是经济发展都倾向发生于县级行政区划面积较小的地区(尤其是城市和城镇)。服务需求模型表明,市场化可能是通过它对经济发展的作用而影响官民比的。民族自治比重与官民比之间的弱正相关关系,如图 1 所示,完全是腾冲线以西的新疆、青海、内蒙和宁夏带动的,而在腾冲线以东,自治县比重大小与官民比差异没有关系。广西壮族自治区自治县比重百分之百,但官民比仅 0.75% ,仅次于安徽的 0.71% ,为官民比第二小省份。

四、结论

现在,我们可以对本文开头提出的问题做出回答了。为什么安徽的官民比远远低于许多省份、特别是北方省份?为什么山西的官

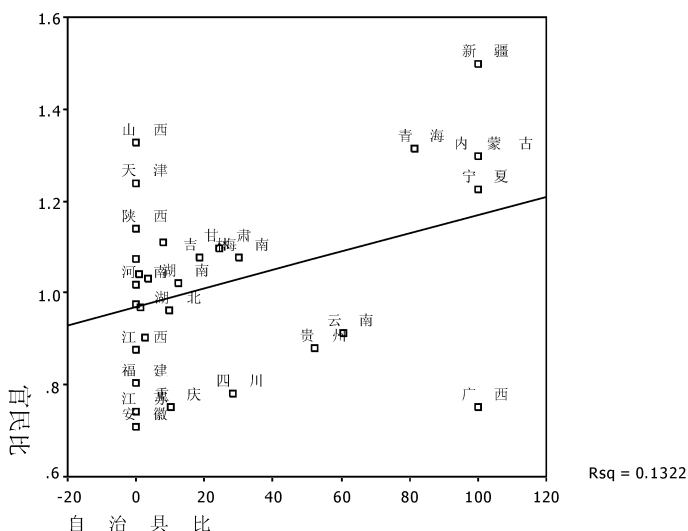


图1 民族自治县级行政区比重和官民比

不包括北京和西藏。

资料来源:国家统计局(2007)

民比非常高? 安徽首先受益于它的行政区划的规模经济。它的县均人口为 58 万,仅次于上海、北京、广东、江苏、重庆、天津,列全国第七位。其次,安徽的经济发展水平较低,人均 10055 元,在 31 个省级行政区中列第 27 位。在计划经济时期,安徽尽管获得两项重点投资(分别为“一五”计划的淮南中央洗煤厂和 1972 年成套引进的安庆石油化工厂),但不属于中央计划的重点地区。这些因素共同造成安徽官民比较低的现状。反过来,山西的高官民比,一是由于它小县林立,县均人口仅 28 万人,为腾冲线以东最低;二是因为在计划经济时代,山西属于中央计划和投资的重点地区,仅“一五”计划时期便获得 7 项中央重点项目投资。

腾冲线以西的省际行政区高官民比主要是因为它们地广人稀,极大的县均面积、极少的县均人口。它们较低的经济发展水平,决定它们唯有在中央财政的支持下,才有可能维持高官民比。但这是中

国为维护国家统一和民族团结必须付出的成本(王绍光,2002)。在腾冲线以东北方的官民比明显高于南方,首先是因为计划经济时代中央计划投资的重点地区大多位于北方,南方的计划传统较少。其次,在行政区划人口规模上,南方明显高于北方。北方10省市的县均人口为49.4万人,而南方15省市则为55.2万人。如果不考虑京津沪这3个城市化水平很高的中央直辖市的话,则两者的比为43.4万对52.4万,差距更加明显。再次,尽管现在大家都觉得南方比北方发达,但事实上,从总体上看,人均GDP北方10省市平均值为22566元,显著高于南方15省市的18333元。剔除京津沪三大直辖市,北方仍然以16754元大于南方的15521元。目前人均GDP最低的8个省级行政区中,有6个位于南方。它们是,贵州(人均GDP5787元)、云南(8970元)、安徽(10055元)、广西(10296元)、四川(10546元)、江西(10798元)。列于收入最低前8的另外两个省级行政区也非北方省份,而是腾冲线以西的甘肃(8757元)和西藏(10430元)。绝非偶然地,上述6个南方省份的官民比最低者为安徽的0.71%,最高者为云南的0.91%,低于所有的北方省份。我们的分析表明,在控制地方政府官员规模问题上,中央机构编制委员会的意志在相当大的程度上得到了贯彻。中编办在1990年代进行行政机构和编制改革时使用的人口、行政区划数、面积、国民收入、国民生产总值和财政收入等客观指标,以及对民族、语言、风俗习惯等特别因素的关注,仍然在相当大的程度上体现在目前的官民比省际差异分布上。官民比的高低与经济发展水平相适应,官民比与县级行政区划人口规模的负相关关系,与县级行政区划面积的正相关关系,说明中编办的人口、行政区划数、面积、国民收入、国民生产总值指标的有效性。腾冲线以西少数民族自治地区的高官民比,说明中央对民族、语言、风俗习惯等特别因素的照顾,在一定程度上得到了落实。之所以说“在一定程度上”,是因为在腾冲线以东,官员编制似乎并没有明显向少数民族地区倾斜,广西壮族自治区、云南、贵州的少数民族聚居地区非常低的官民比,固然可以用它们较低的经济发展水

平加以解释,但也反映了它们没有得到多少中央政策倾斜的事实。我们的财政收入规模差异与官民比差异无关,转移支付收入比重与官民比弱正相关关系的统计分析结果,说明中编办的“财政收入”因素并没有在地方官员规模控制上发挥显著的作用。

从理论发展的角度而言,本文的发现对规模经济理论和瓦格纳定律提供了支持。官民比与经济发展水平的正相关关系,证明了瓦格纳定律在我国的适用性,也说明我国官民比地区分布的基调是符合经济发展的长期趋势的。县均人口规模越大的地区官民比越小的发现,说明规模经济原理也适用于我国。此外,那些曾在计划经济时代作为中央计划的重点省级行政区的官民比,显著高于其他地区的发现,说明制度约束和历史路径依赖理论的有效性。考虑到中国的行政区划更多地是基于政治和行政的因素,以及历史文化传统的影响,而较少基于自然和经济地理的因素,可以说中国官民比的省际差异分布决定因素主要来自于制度约束和历史路径依赖。

从政策指导和改进的层面上,从本文的发现中可以引申出如下经验和教训。首先,我国存在通过扩大县级行政区划规模达到控制官员规模的目的的可能。当然,对于一个具体的地区来说,问题的关键在于它有没有可能扩大它的县域人口规模。在这里,大体存在三种情况:一是通过撤小县并大县、撤乡并镇等行政区划改革扩大县域人口规模;二是在不变更行政区划的状况下,通过经济发展吸引人口流入增加县域人口规模;三是由于自然地理条件等限制,某些地方如腾冲线以西的多数省、自治区,既无法搞大规模的撤并县乡行政区的行政改革,也不可能通过经济发展吸引大量外来人口获得规模经济。但是,值得指出的是,腾冲线以东的许多省区县级行政区过多,没有自然甚至经济地理的根据。例如,河北、山西小县林立,恐怕同两地处于我国开发最早的黄河流域有关。但这不能成为不进行撤小县并大县改革的理由。

其次,各地官民比与其经济发展水平成正比的发现,说明那些一味强调我国官民比过大、必须不断削减的观点,可以说没有看到历史

发展的大趋势。不过,我们还必须注意到,我国目前许多地区因经济发展吸引人口大量流入而产生的行政规模经济,又有减小官民比的效应。这就是说,目前我国经济发展对官民比的影响可能是双重的。一方面,它会产生要求政府提供更多、更好的公共服务,从而增加官民比的直接效应;另一方面,它又会通过积聚人气、吸引外来人口流入获得行政规模经济的途径,起到控制、甚至减少官民比的间接效应。如何在这两种效应中找到一个最佳的平衡点,对于行政管理研究者和决策者而言,都是一个重要的课题。

最后,本文关于官民比省际差异与以小学和初中生占人口比重测量无关的发现,说明各省在公共服务需求上的差异,并未成为影响政府官员规模的一个决定因素。那些义务教育服务需求较大的省份,并未因此获得较大的政府官员规模。这个发现印证了朱光磊、张东波(2003)的我国公务人员的问题症结在于结构不合理的观点。另外,官民比与地方财政收入规模无关,与转移支付依赖度和官员工资水平的弱相关,说明我国官员规模的变动,至少在省级行政区层次上,受财政规模变动的影响很小。服务需求和财政能力在决定政府官员规模上的失灵,应当引起有关部门的注意,采取对策治理。

参考文献

- 暴景升(2007). 当代中国县政研究. 天津:天津人民出版社.
- 财政部国库司、预算司(2002). 2001年全国地市县财政统计资料. 北京:中国财经出版社.
- 国家统计局(2007). 中国统计年鉴2007. 北京:中国统计出版社.
- 国家统计局投资司(1991). 中国重点建设. 北京:法律出版社.
- 黄佩华、迪帕克(2003). 中国:国家发展与地方财政. 北京:中信出版社.
- 胡焕庸(1983〔1935〕). 论中国人口之分布. 上海:华东师范大学出版社.
- 那吉生、周子康、周宏(1997). 编制总量的核定方法与模型:地方政府机关编制. 中国科学管理,5.
- 罗正忠(2005). 地方财政与规模经济——台湾之实证研究. 财税研究,2.
- 宋先均、邱亚明(2005). 西部地区县乡财政状况与基层政权建设. 西北大学学报,5.
- 谭桔华(2005). 降低县级政府行政成本. 国家行政学院学报,2.

王绍光(2002). 中国财政转移支付的政治逻辑. 战略与管理, 3.

张光(2005). 规模经济和县政区划:以福建省为例的实证研究. 福建金融干部管理学院学报, 5.

中编办(1995[1993]). 中央机构编制委员会关于地方党政机构设置的意见. 载中国地方政府机构改革编辑组编《中国地方政府机构改革》. 北京:新华出版社.

中编办(1993a). 关于核定省、自治区机关行政编制的意见(讨论稿).

中编办(1993b). 各省机构改革方案的主要内容和格式(讨论稿).

中编办(1993c). 关于各省、自治区机关行政编制分配的具体意见(讨论稿).

中编办(1993d). 关于省、自治区排序的意见(讨论稿).

中编办(1993e). 关于省、自治区排序情况的说明(讨论稿).

中共中央办公厅(1995[1994]). 中央机构编制委员会办公室职能配置、内设机构和人员编制方案. 载中国地方政府机构改革编辑组编《中国地方政府机构改革》. 北京:新华出版社.

周庆智(2004). 中国县级行政结构及其运行. 贵阳:贵州人民出版社.

周子康(1991a). 中国地方政府编制管理定量分析的研究(会议论文). 北京:东部地区公共行政组织第十四届大会.

周子康(1991b). 地方政府分类、排序与多重指标体系的研究(国家科委软科学计划项目项目报告). 北京:中国科学院应用数学研究所.

周子康、邢吉生(1993). 县级机构编制与核定方法研究. 管理现代化, 1.

朱光磊、张东波(2003). 中国政府官员规模问题研究. 政治学研究, 3.

朱光磊、张光、孙涛、张志红(2006). 中国公务员“超标”近20倍? 科学探讨公务员规模. 人民网: [http://opinion. people. com. cn/GB/35560/4132395. html](http://opinion.people.com.cn/GB/35560/4132395.html).

朱光磊、张志红(2005). “职责同构”批判. 北京大学学报, 1.

Blau, P. M. (1970). A Formal Theory of Differentiation in Organization. *American Sociological Review*, 35: 201 - 218.

Blau, P. M. (1972). Interdependency and Hierarchy in Organization. *Social Science Research*, 1: 1 - 24.

Brødsgaard, K. E. (2002). Institutional Reform and the Bianzhi System in China. *The China Quarterly*, 170: 361 - 386.

Cusack, T., Notermans, T. & Rein, M. (1989). Political - Economic Aspects of Public Employment. *European Journal of Political Research*, 17: 471 - 500.

Gimpelson, V. & Treisman, D. (2002). Public Employment: A Theory with

Evidence from Russia. *World Politics*, 54: 145 – 183.

Heller, P. & Tait, A. (1983). *Government Employment and Pay: Some International Comparison*. Washington: International Monetary Fund.

Kasarda, John D. (1974). The Structural Implications of Social System Size: A Three – Level Analysis. *American Sociological Review*, 39:19 – 28.

Kraay, A. & Rijkeghem, C. V. (1995). *Employment and Wages in the Public Sector: A Cross – Country Study*(Working Paper). Washington: International Monetary Fund.

Naughton, B. (1991). The Pattern and Legacy of Economic Growth in the Mao Era. In Kallgren, J. , Licherthal, K. , MacFarquhar, R. & Wakeman, F. Eds. *Perspectives on Modern China : Four Anniversaries*. Armonk; M. E. Sharpe.

Noell, J. J. (1974). On the Administrative Sector of Social System: An Analysis of the Size and Complexity of Government Bureaucracies in the American States. *Social Force*, 52:549 – 558.

Noran, P. D. (1979). Size and Administrative Intensity in Nations. *American Sociological Review*, 44:110 – 125.

Pennings. P. (1999). Explaining Variations in Public Employment. *International Journal of Comparative Sociology*, 40: 332 – 350.

Schiavo-Campo, S. , Tommaso, G. & Mukherjee, A. Eds. (1997). *Government Employment and Pay: A Global and Regional Perspective*. Washington: World Bank.

Wagner, A. (1958 [1883]). Finanzwissenschaft. In Richard, A. , Musgrave, R. A. & Peacock, A. L. *Classics in Theory of Public Finance*. London: MacMillan.