

政府规模对经济增长影响效应的 GMM 评价

——基于市级面板数据的实证分析

李银秀

(中共陕西省委党校 经济管理教研部, 西安 710061)

摘要: 政府规模会对经济增长产生直接和间接影响,其过度膨胀是一个世界性的难题。为考察我国政府规模对经济增长的影响,基于市级面板数据,应用 GMM 方法对政府规模的经济增长效应进行动态评价,检验政府规模对经济增长的影响。结论表明:政府规模的扩张对经济增长产生显著负效应,为促进经济发展,必须缩减政府规模。

关键词: 政府规模; 经济增长; 影响效应评价; GMM 方法

中图分类号: D 63

文献标志码: A

文章编号: 1671-0398(2015)05-0021-07

引言

政府规模膨胀是世界各国面临的一个普遍问题。不论是发达国家还是发展中国家都不可避免地出现政府规模过度扩张现象。从形式上看,政府规模膨胀主要表现为政府机构的扩张和政府机构工作人员数量的增加。统计资料显示,改革开放以来,我国政府机构工作人员数量呈不断增长趋势,全国政府机构工作人员的增长远远高于年末总人口的增长,从而使政府工作人员数量占年末总人口的比例以及占年末就业总人口的比例不断上升。

国内外很多学者针对政府规模和经济增长做了长足的研究。有些学者认为:政府规模扩张是有利于经济增长的,比如 Rubinson^[1] 用 1955—1970 年 49 个国家面板数据,采用 WLS 估计方法,Ram^[2-3] 用 1960—1980 年 115 个国家的时间序列数据以及样本国家 1960—1970 年和 1970—1980 年各变量的均值进行横截面分析,结果发现:政府规模对经济增长的效应为正,且对其他部门的外部性也为正。而且他们还发现在穷国这种正效应更大。而 Karras 则用 1950—1990 年 20 个欧洲国家面板数据进行 OLS 估计,且用其中参加了联合国比较项目的 17 个国家数据进行 GLS 估计,结果也表明:总产出对政府消费支出的弹性为正,但这种正效应会随政府规模的扩张减弱^[4]。国内也有少数学者支持这一观点,代表性的如李国柱等应用我国 1978—2003 年时间序

列数据进行分析,结果显示:从总量上看,政府规模对我国经济增长具有显著的正向影响,政府部门对经济增长既有直接贡献,又通过对其他部门的外溢效应对经济增长有间接贡献^[5]。但更多学者提出相反的观点,即大的政府会降低经济增长率,如 Landau^[6] 将 1961—1976 年划分为 6 个时间段对 104 个国家分组做面板分析,Grossman^[7] 用美国 1929—1982 年的时间序列数据进行 2SLS 估计,Grossman^[8] 用 1970—1983 年间美国平均数据进行横截面分析,Borcherding 等^[9] 用 1970—1997 年间 20 个 OECD 国家数据分别进行 OLS 和 3SLS 估计,结果都表明:政府规模扩大会阻碍经济增长,或者降低经济增长率。国内大多数学者也支持这种观点。代表性的如胡家勇^[10] 利用 1978—1992 年时间序列数据进行 OLS 分析,结果表明:与市场经济国家相比,我国政府规模及扩张速度惊人,政府干预的经济效应为负。随后陈健^[11] 等又利用 1997—2001 年省级面板数据进行固定效应模型检验,发现 1985 年后财政收入的比例与经济发展不再同步,政府规模对经济发展有显著的负面影响^[11]。马拴友^[12] 用我国 1979—1998 年时间序列数据进行 GLS 估计,孙群力^[13] 用我国 1978—2004 年省级面板数据进行随机效应和固定效应估计,他们的结论都表明政府规模的经济增长为负。

从以往研究政府规模和经济增长的文献看,学者们大多采用时间序列或者省级面板数据,应用

收稿日期: 2015-04-16

作者简介: 李银秀(1976—),女,江西东乡人,中共陕西省委党校经济管理教研部讲师,博士

OLS、2SLS、3SLS、GLS、FE 和 RE 方法考察二者的关系。由于现实数据的复杂性,其残差可能会不满足普通最小二乘法或极大似然估计等方法要求的基本假定,从而产生误差,使结果有失偏颇。而系统广义矩估计(GMM)方法则能避免这种误差,较好地处理数据带来的误差,并有效避免由于不符合面板分析的假设条件带来的偏差,在数据上和方法上都相对更为完善。此外,由于我国经济社会发展不平衡,地区差异很大,即便是同一省份的各地区也可能存在较大差异,和以往学者们采用的全国或省级数据相比,市级面板数据相对更能反映地区差异。

一、政府规模的经济增长影响效应评价

(一) 变量选择和数据描述

1. 变量选择

大多数学者在研究政府规模和经济增长时,都采用财政指标来反映政府规模,也有部分学者主张用人员规模指标来反映。如胡家勇最早在1994年采用政府机构工作人员数量来衡量政府规模^[10]。随后陈健等指出:从严格意义上说,这个指标并不能准确反映中国的政府规模,但是以财政指标来衡量政府规模,反映的是政府控制和支配的经济资源,实际上政府掌握的资源和政府机构工作人员数量并不一定正相关^[11]。再者,我国政府的收入中还包括大量的预算外和非预算收入,财政指标对我国而言并不恰当,用人员指标更为直观一些,更重要的是政府机构工作人员过多恰恰也是预算外收入和非预算收入扩张的重要原因之一。很多其他学者如毛寿

龙等^[14]和周黎安等^[15]也都认为:应该用政府公务人员数量指标来衡量政府规模。

因此,在构建全国各地级市政府规模和经济增长关系的简单计量模型时,用人均GDP及人均GDP的增长率来反映经济发展水平,用政府机构工作人员数占总人口的比来反映政府规模,增长则用该指标的增长率来反映^①。

2. 数据描述

需要说明的是,政府机构工作人员数用广义的政府就业人口来表示^②。实证部分数据大部分都来源于各年的《中国城市统计年鉴》中的地级市资料,缺失部分由《中国区域经济统计年鉴》《新中国六十年》各地市汇编、各地区及各地区的各地市统计年鉴数据补充。为保持面板数据的完整并有利于地区之间的比较,选取1998—2012年的数据进行分析,但在估计时会依据数据缺失值和异常值的情况有所调整,最终数据统计特征如表1和表2所示。

表1 全国样本数据描述性统计

项目	人均资本/元	人均GDP/元	政府规模/%
均值	18 089.11	31 718.40	1.10
中位数	13 694.32	21 502.25	1.02
标准差	14 776.60	34 848.58	0.47
最大值	141 809.10	429 471.10	4.77
最小值	1 625.17	3 380.49	0.17
样本数	1 400	1400	1 400

表2 东、中、西部地区样本数据描述性统计

项目	东部			中部			西部		
	人均资本/元	人均GDP/元	政府规模/%	人均资本/元	人均GDP/元	政府规模/%	人均资本/元	人均GDP/元	政府规模/%
均值	22 928.06	46 339.9	1.130	14 912.8	22 897.2	1.050	16 179.60	25 001.5	1.110
中位数	18 817.00	31 111.5	1.050	11 894.3	18 805.3	1.010	11 074.50	15 725.2	0.990
标准差	15 746.10	47 496.2	0.005	10 632.2	14 668.5	0.003	16 385.20	28 246.1	0.005
最大值	79 745.80	429 471.0	4.770	61 708.5	132 867.1	2.330	141 809.10	212 086.1	4.510
最小值	1 824.44	7 504.1	0.470	1 625.2	4 657.3	0.170	1 794.38	3 380.5	0.410
样本数	490	490	490	500	500	500	410	410	410

① 由于各地级市的支出法生产总值的详细数据缺失较多,很难获得较完整的资本形成数据,本文改用人均全社会固定资产投资来反映资本投入。并且由于无法搜集到较完整的各地级市生产总值指数,而固定资产投资指数数据更少,为统一都采用名义值,但在进行实证分析时,凡涉及绝对量的变量都进行对数化。

② 在国家统计局提供的统计数据中,一般只有广义的政府就业人口,即“国家机关、政党机关和社会团体工作人员”2006年颁布实施的《公务员法》对公务员有明确界定,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”。结合实际情况,这一范围和党政干部基本一致,主要包括党、政、群三大领域中的公务员、党派以及人民团体中的专职干部。因此具体计算时用这一指标占年末总人口的比来反映。

(二) 计量模型的构建和方法选择

1. 计量模型的构建

为考察全国各地市政府规模的经济增长效应及其差异,将各地市的 GDP 增长率作为因变量。基于基本的柯布-道格拉斯经济增长模型,某地区第 t 期的经济增长可以描述为: $Y_t = AK_t^\alpha L_t^\beta$, 其中 Y 为总产出 A 为技术进步 K 为资本 L 为劳动力。对该式两边取对数并对时间求导,可得 GDP 增长率和其他要素投入增长率之间的线性关系为:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha \frac{\dot{K}}{K} + \beta \frac{\dot{L}}{L} \quad (1)$$

式中: $\frac{\dot{Y}}{Y}$ 代表经济增长率,可表述为 $ggdp$; $\frac{\dot{K}}{K}$ 代表资本增长率,可表述为 gk ; $\frac{\dot{L}}{L}$ 代表劳动增长率,可以表述为 gl 。

为考察政府规模对经济增长的影响,在技术进步 A 、资本 K 、劳动力 L 等要素之外加入政府规模因素,即引入政府机构工作人员占年末总人口的比,构建简单的计量模型,调整后的回归模型为:

$$ggdp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 gk_{it} + \alpha_2 gl_{it} + \alpha_3 wps_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: $ggdp_{it}$ 代表第 i 个地级市第 t 期的 GDP 增长率, gk_{it} 和 gl_{it} 分别代表第 i 个地级市第 t 期的资本和劳动增长率, wps_{it} 代表第 i 个地级市第 t 期的政府规模, ε_{it} 为扰动项。由于实际分析时采用的是人均数据,因此在进行系统 GMM 估计时,模型中的解释变量只有人均资本和政府规模,再加上动态 GMM 本身要求的 GDP 增长率滞后一阶,共 3 个变量。

2. 方法选择

在对模型进行估计时,先用固定效应进行试算^①,发现存在一些问题,改用广义矩估计方法(GMM)进行估计。这种方法仅要求模型满足一组矩条件,比较简便,且动态面板 GMM 估计是用差分转换数据,可以克服该问题或者遗漏变量问题。结果证实 GMM 确实能较好地避免不符合各种假定带来的误差。

由于动态面板 GMM 估计量的有效性取决于“所有工具变量外生”这一关键假设,因此必须对工具变量的有效性进行检验。常用的方法有 Hansen J 检验和 Sargan 检验,其中 Sargan 检验不受工具变量

的影响,因此,本文选用这一方法进行检验。此外,还需检验误差项是否存在序列相关,此处采用 Arellano and Bond(1991)提供的方法^[16]。最后用 Wald 检验来考察除常数项以外的其他变量的整体显著性。

当然,还需要判断 GMM 估计结果的有效性。一种简便易行的方法是将 GMM 估计值与固定效应(FE)及混合回归(OLS)的估计值进行比较,如果 GMM 估计值介于两者之间,则 GMM 估计是可靠有效的^[17]。

(三) 政府规模的经济增长影响效应评价

1. 全国和分地区样本估计结果

考虑到各地区经济和社会发展水平差异较大,政府规模对经济增长的影响也可能不同,因此,分别对全国样本和东、中、西部三大区域样本进行分析。由于很多地区的各变量在不同时间有缺失,为保证数据完整,经过筛选后最终保留了 280 个地市共 1400 个样本,东、中、西部地区分别保留 490、500、410 个样本,足以满足计量分析要求。估计结果如表 3~6 所示。

2. 回归结果的有效性检验

从表 3 可以看出,该模型的 Wald chi2 和对应 P 值表明 Wald 检验在 1% 的显著水平下拒绝了模型系数均为零的假设,说明模型整体显著; Arellano-Bond 检验 AR(1) 的 P 值远小于 0.1, AR(2) 的 P 值远大于 0.1,表明差分后的残差项只存在一阶序列相关而不存在二阶序列相关,故模型残差项无序列相关; Sargan 检验值和对应的 P 值表明模型不能拒绝原假设,说明设置的工具变量联合有效。表中第(2)列的系统 GMM 估计结果(-0.131)介于第(1)列的 FE(-0.221)和第(3)列的 OLS(0.106)估计结果之间,说明全国样本的 GMM 估计可靠有效。

从表 4、表 5、表 6 中各区域的系统 GMM 总体显著性的检验结果可以看出,三大区域该模型的 Wald chi2 值和对应的 P 值表明,三大区域 Wald 检验分别在 1%、5% 和 1% 的显著水平下拒绝了模型系数均为零的假设,模型整体都显著; Arellano-Bond 检验 AR(1) 的 P 值都远小于 0.1, AR(2) 的 P 值都远大于 0.1,表明差分后的残差项只存在一阶序列相关

① 面板数据模型主要有混合回归模型(截距和斜率都不变)、变截距模型(只变截距)和变系数模型(截距和斜率都变)3种。考虑到本文包含全国大部分地区的地级市数据,并且需要考察我国东部、中部和西部三大区域的差异,因此主要检验混合回归模型和变截距模型。本文面板数据截面个体成员较多,时间相对较短,因此,没有考虑时间效应。

表3 全国地级市 FE、系统 GMM 和 OLS 估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)
	FE	GMM	OLS
经济增长率滞后一阶	-0.221*** (0.0338)	-0.131*** (0.0303)	0.106*** (0.0276)
资本增长率	-0.0108 (0.0121)	-0.0711*** (0.0136)	0.0247** (0.00859)
政府规模增长率	0.0153 (0.0152)	-0.432*** (0.115)	0.0216* (0.0127)
常数项	0.219*** (0.00679)	0.233*** (0.00671)	0.153*** (0.00553)
观察值	1400	1400	1400
GMM 的总体显著性	Wald chi2(3) = 80.04		Prob > chi2 = 0.0000
Arellano-Bond 检验	AR(1) 的 P = 0.0019		AR(2) 的 P = 0.4213
Sargan 检验	chi2(2) = 5.261582		Prob > chi2 = 0.1536

注: 括号中数据为标准误差, *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$, 下同。

表4 东部地区 FE、系统 GMM 和 OLS 估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)
	FE	GMM	OLS
经济增长率滞后一阶	-0.162*** (0.0434)	-0.119 (0.154)	0.136** (0.0443)
资本增长率	0.0218 (0.0334)	-0.0874* (0.0524)	0.0717*** (0.0172)
政府规模增长率	-0.0646 (0.0482)	-1.181** (0.441)	-0.0415 (0.0467)
常数项	0.187*** (0.0119)	0.228*** (0.0259)	0.127*** (0.00827)
观察值	490	490	490
GMM 的总体显著性	Wald chi2(3) = 20.94		Prob > chi2 = 0.0001
Sargan 检验	chi2(3) = 3.144606		Prob > chi2 = 0.3699
Arellano-Bond 检验	AR(1) 的 P = 0.0149		AR(2) 的 P = 0.8651

表5 中部地区 FE、系统 GMM 和 OLS 估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)
	FE	GMM	OLS
经济增长率滞后一阶	-0.256*** (0.0263)	-0.101* (0.0604)	0.0316 (0.0492)
资本增长率	-0.00301 (0.0171)	-0.0255 (0.0325)	0.0114 (0.0135)
政府规模增长率	-0.0159 (0.0387)	-0.623* (0.319)	0.0129 (0.0338)
常数项	0.229*** (0.00622)	0.224*** (0.0154)	0.174*** (0.00994)
观察值	490	490	490
GMM 的总体显著性	Wald chi2(3) = 8.99		Prob > chi2 = 0.0294
Sargan 检验	chi2(3) = 0.6033078		Prob > chi2 = 0.8957
Arellano-Bond 检验	AR(1) 的 P = 0.0001		AR(2) 的 P = 0.5385

表6 西部地区 FE、系统 GMM 和 OLS 估计结果

解释变量	(1) FE	(2) GMM	(3) OLS
经济增长率滞后一阶	-0.222 ^{**} (0.0822)	-0.191 [*] (0.107)	0.111 ^{**} (0.0500)
资本增长率	-0.0325 [*] (0.0169)	-0.0995 ^{**} (0.0373)	-0.00353 (0.0162)
政府规模增长率	-0.0127 (0.0745)	-0.0361 (0.0793)	-0.0326 (0.0491)
常数项	0.242 ^{***} (0.0159)	0.258 ^{***} (0.0203)	0.173 ^{***} (0.0111)
观察值	405	405	405
GMM 的总体显著性	Wald chi2(3) = 16.77		Prob > chi2 = 0.0008
Sargan 检验	chi2(3) = 0.6259251		Prob > chi2 = 0.8905
Arellano-Bond 检验	AR(1) 的 P = 0.0107		AR(2) 的 P = 0.3187

而不存在二阶序列相关,故模型残差项无序列相关;三大区域模型的 Sargan 检验值表明设置的工具变量联合有效。从表 4~6 中第(1)第(2)和第(3)列经济增长率滞后一阶的 FE、系统 GMM 和 OLS 方法估计值看,系统 GMM 估计结果都介于 FE 和 OLS 估计结果之间,说明三大区域的该估计量可靠有效。

二、结论

本文从基本的柯布-道格拉斯生产函数出发,用政府机构工作人员数占总人口的比来衡量政府规模,构建一个简单的政府规模和经济增长的计量模型,但并不意味着经济增长仅受资本和政府规模 2 个变量的影响,其他变量都包含在误差项里。采用 GMM 方法分别从全国和东、中、西部三大区域来考察政府规模的经济增长效应,得到以下结论:

1. 不论全国还是分地区样本,政府规模的经济增长影响效应均为负

表 3~6 中第(2)列显示,全国政府规模系数估计结果为 -0.432,在 1% 的水平上显著;东部地区政府规模的估计系数为 -1.181,在 5% 的水平上显著;中部地区政府规模的估计系数为 -0.623,在 10% 的水平上显著;西部地区政府规模的估计系数为 -0.0361,并不显著。

这说明从整体上看,不论全国样本还是分地区样本,政府规模都对经济增长产生负影响,政府规模的过度膨胀拉低了经济增长的速度,这与国内大多

数学家的研究结论一致。只有西部地方政府规模的估计系数不显著,虽然不能肯定政府规模扩张会阻碍经济增长,但至少可以说在西部地区政府规模扩张不会促进经济增长。刘生龙等^[18]研究实施西部大开发和中国经济区域收敛时也指出:西部大开发实施后,随着大量的实物资本投资的增加,对经济增长产生了不利影响,政府过度地介入经济领域,导致经济增长质量不高。

如果从三大区域对比看,东部地区政府规模经济增长的负效应最为明显。在东部地区,市场发育程度较好,非国有经济较之其他地区发展更快,但政府规模的不断扩张使政府这只培育和市场的“帮助之手”变成通过各种干预手段进行设租和寻租的“掠夺之手”,导致效率损失,阻碍经济增长。中部地区政府规模对经济增长的负效应同样显著。只有在西部地区,政府规模的经济增长负效应并不显著。这主要是因为,在经济发展过程中,尤其是实施中部崛起战略以及西部大开发战略后,政府虽然在东、中、西部三大地区经济协调发展过程中起了重要作用,在加强东、中、西部合作和产业联动中功不可没,但随着经济的不断发展,政府规模也不断扩张,对经济增长的影响逐渐转变为负效应。若不加以控制,任其继续扩张,必然会限制市场机制作用的发挥。

因此,必须压缩并控制政府规模,将其维持在与政府有效履行职能相适应的水平,消除其经济增长

负效应,最大限度地促进经济增长。

2. 不论全国还是分地区样本,资本增长率的经济增长影响效应均为负

表3~6中第(2)列显示,全国资本增长率估计结果为-0.0711,在1%的水平上显著;东部地区政府规模的估计系数为-0.0874,在10%的水平上显著;中部地区政府规模的估计系数为-0.0255,在统计上不显著;西部地区政府规模的估计系数为-0.0995,在5%的水平上显著。

这说明,总的看资本增长率的增加会降低经济增长。虽然在中部地区这种影响不显著,但至少说明资本增长并不能提高经济增长率。当然,并不是说增加资本会阻碍经济增长,只是降低了经济增长的速度。这是由于资本的持续增加,尤其是政府投资的增加,可能会导致全要素生产率的下降,从而拉低了经济增长速度。

3. 不论全国还是分地区样本,上期经济增长的经济增长影响效应均为负

表3~6中第(2)列显示,全国上期经济增长系数估计结果为-0.131,在1%的水平上显著;东部

地区政府规模的估计系数为-0.119,并不显著;中部地区政府规模的估计系数为-0.101,在10%的水平上显著;西部地区政府规模的估计系数为-0.191,在10%的水平上显著。说明上期经济增长可能会透支当期经济增长,使当期经济增长速度放缓。

此外,若对计量模型进行调整,用各变量的绝对量并去势后重新检验,会发现全国和三大区域政府规模的估计系数都显著为负。且西部地区经济增长对政府规模的弹性最大,这也能说明西部大开发后,随着经济进一步发展,政府过度干预经济的不利影响也逐渐显现。资本对经济增长的作用则显著为正,说明随着资本的增加,总量上依然能推动经济增长,但由于投资效率不高,对经济增长的促进作用下降。白重恩^[19]也指出:资本的边际回报率要远远低于资本成本。他还指出:单纯提高投资率并不能带来经济的持续增长。经济增长也对当期经济增长有显著的促进作用,这说明总量上经济呈一种惯性增长,但这种惯性并不足以提升当期的经济增长率。

参考文献:

- [1] RUBINSON R. Dependence, government revenue, and economic growth, 1955—1970 [J]. *Studies in Comparative International Development*, 1977, 12(2): 23-28.
- [2] RAM R. Government size and economic growth: a new framework and some evidence from cross-section and time-series data [J]. *The American Economic Review*, 1986, 76(1): 191-203.
- [3] RAM R. Government size and economic growth: a new framework and some evidence from cross-section and time-series data: reply [J]. *The American Economic Review*, 1989, 79(1): 281-284.
- [4] KARRAS G. On the optimal government size in europe: theory and empirical evidence [J]. *The Manchester School*, 2002, 65(3): 280-294.
- [5] 李国柱,徐爱好. 政府规模对经济增长影响的实证 [J]. *统计与决策*, 2007(6): 101-102.
- [6] LANDAU D. Government expenditure and economic growth: a cross-country study [J]. *Southern Economic Journal*, 1983, 49(3): 783-792.
- [7] GROSSMAN P J. Government and economic growth: a non-linear relationship [J]. *Public Choice*, 1988, 56(2): 193-200.
- [8] GROSSMAN P J. Government and growth: cross-sectional evidence [J]. *Public Choice*, 1990, 65(3): 217-227.
- [9] BORCHERDING T, FERRIS J, GARZONI A. Growth in the real size of government since 1970 [Z]. *Claremont Colleges Working Papers*, 2001.
- [10] 胡家勇. 我国政府规模及干预的成本—收益分析 [J]. *社会科学辑刊*, 1994(6): 42-46.
- [11] 陈健,胡家勇. 政府规模与经济发展 [J]. *财经问题研究*, 2003(8): 3-7.
- [12] 马拴友. 政府规模与经济增长: 兼论中国财政的最优规模 [J]. *世界经济*, 2000(11): 59-64.
- [13] 孙群力. 中国地方政府最优规模的理论与实证研究 [J]. *中南财经政法大学学报*, 2006(4): 18-25.
- [14] 毛寿龙,李梅. 有限政府的经济分析 [M]. 上海: 生活·读书·新知三联书店, 2000: 64.
- [15] 周黎安,陶婧. 政府规模、市场化与地区腐败问题研究 [J]. *经济研究*, 2009(1): 57-69.
- [16] ARELLANO M, BOND S. Some tests of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations [J]. *The Review of Economic Studies*, 1991, 58(2): 277-297.

- [17] BOND S R. Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice [J]. Portuguese Economic Journal, 2002, 1(2): 141-162.
- [18] 刘生龙, 王亚华, 胡鞍钢. 西部大开发成效与中国区域经济收敛 [J]. 经济研究, 2009 (9): 14-23.
- [19] 白重恩. 改善恶化的投资效率 [J]. 资本市场, 2013 (1): 68-69.

GMM Evaluation of the Government Size to the Economic Growth Effects: the Empirical Analysis on the Municipal Panel Data

LI Yin-xiu

(Economic & Management Research Department, Shanxi Provincial Party School of CPC, Xi'an 710061, China)

Abstract: Government size effects the economic growth directly and indirectly, and its excessive expansion appears to be a worldwide problem. In order to study the impact of the government size on the economic growth in China, this paper attempts to evaluate the effects of the economic growth dynamically. The results show that enlarging the size of the government will inhibit the economic growth, then in order to promote the economic growth continually, reducing the size of the government is imperative.

Key words: government size; economic growth; evaluation of the effects; method of GMM

(责任编辑 刘 健)

(上接第 20 页)

- [10] 久隆浩. 在网络体系地域社会中寻求交流场 [M] // 大阪市政调查会. 自治都市和大阪创造. 东京: 敬文堂, 2004: 30.
- [11] 田中重好. 地域社会的公共性——探寻公共性和共同性的交点 [J]. 地域社会学会年报, 2002, (14): 10-35.
- [12] 富永健一. 日本的现代化与社会变迁 [M]. 李国庆, 刘畅, 译. 北京: 商务印书馆, 2004: 34-35.
- [13] 田香兰. 日本地域福利体制研究 [J]. 社会工作, 2010 (8): 32-34.

“Independent Regional Society”: Local Community Governance in Modern Japan and Its Inspiration to China

LI Sheng¹, SHI Chang-hui²

- (1. Collaborative Innovation Center of Beijing Society-Building & Social Governance, Beijing University of Technology, Beijing 100124, China;
2. Chinese Academy of Science and Technology for Development, Beijing 100038, China)

Abstract: With the rapid development of Japanese economy, community structure of Japan Society produced major change. In order to deal with the community problem and achieve the “community welfare” as the goal, Japan began to build “independent regional society” mainly from four levels: economic self-reliance, residents’ autonomy, social education and “community cooperation network system”. This has important enlightenment significance for China’s community governance.

Key words: independent regional society; economic independence; self-governance by residents; social education; community cooperation network

(责任编辑 刘 健)