

官员换届与财政性民生支出

——基于面板 DID 模型的实证研究

杜博士 吴宗法

(同济大学,上海 200092)

内容提要:官员换届是常见的政治现象,对地方的经济社会发展有着重要影响。在中央更加强调民生的宏观背景下,二者之间关系值得深入探讨。本文以 2013 年官员换届作为一次准自然实验,采用双重差分法实证评估官员换届对民生改善的影响。研究发现:在官员政绩考核更加看重民生后,官员换届显著地促进了地区财政性民生支出的增加。具体而言,对社会保障和就业支出挤入效应最强、医疗卫生支出次之、教育支出最弱。进一步研究发现,不同类型的官员换届对财政性民生支出的影响存在异质性。具体而言,临近退休、高学历的官员履新后对辖区财政性民生支出的正向影响更大;离任官员任期在三年以上比不足三年更加有利于新任官员发挥对民生支出的促进作用。本文的研究结论为理解官员换届影响地区发展提供了新的视角,为更好地开展官员换届工作、促进民生改善等实践提供依据和参考。

关键词:官员换届 政治权力转移 民生改善 双重差分模型

中图分类号:F812.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-9544(2023)04-0103-10

一、引言

改革开放以来,中国创造了世界经济增长史上的奇迹。奇迹得以实现关键因素在于,20 世纪 80 年代起,在“以经济建设为中心”的方针指引下,干部人事考核形成了以经济增长为主要目标的晋升锦标赛制度(周黎安,2007)。不可忽略的是,该制度在调动地方政府促进经济建设积极性的同时,使得地方政府往往忽视民生发展的投入(陶然等,2010)。相

对于我国经济的高速增长,国内民生服务支出一直处于较低水平,民生领域还有不少短板。在这种情况下,民生改善日益受到中央政府的重视。

在政府主导型的发展模式下,政府官员在推动地方经济发展、改善社会民生等方面一直扮演着重要角色。事实上,不管是处于什么发展阶段的国家,官员对于经济政策都起着决定性的作用,进而影响着这个国家的经济发展(Jones 和 Olken,2005)。地方主要官员(党委书记和行政长官)是“党委领导下

[收稿日期]2022-11-17

[作者简介]杜博士,经济与管理学院博士研究生,高校中国共产党伟大建党精神研究中心同济大学分中心助理研究员,研究方向为技术经济及管理;吴宗法,经济与管理学院教授,博士生导师,研究方向为技术经济及管理。

[基金项目]国家社会科学基金一般项目“空间集聚视角下的中国经济增长减速治理研究”(15BJL011);国家社会科学基金一般项目“被征地农民安置模式比较及优化策略研究”(15BGL156);国家铁路局基金资助项目“高铁国民经济研究”(KF2019-002-B)。

的行政预算体系”中财政资源的实际分配者(林挺进,2009),某种程度上决定了财政支出方向。已有文献从官员晋升激励(曾明和任昌裕,2012;胡玉杰和彭徽,2019;潘春阳等,2021)、官员任期(罗党论等,2015;江依妮等,2017)等视角考察了地方官员在民生改善方面的作用。部分学者从官员更替、换届等角度出发探讨了地方政治权力转移对于教育(杜博士和吴宗法,2021)、社会保障(刘苓玲等,2015)等民生服务某一个方面的影响。通过对已有文献的回顾,本文发现,学术界就官员在民生改善中的作用做了大量的研究,也在地方政治权力转移对民生改善方面进行了一定的探索,但研究局限于教育、社会保障等民生服务的某一个领域,缺乏系统性的评述,且研究结论往往大相径庭。

基于此,本文以2013年官员密集调整作为一次准自然实验,采用双重差分法实证评估官员换届对民生改善的影响,并基于官员年龄、籍贯、任期、学历等个人特征进行拓展分析,探讨官员换届对民生改善影响的异质性。本文可能的贡献在以下三个方面:(1)本文拓展了官员换届的研究领域,将官员换届与民生改善相联系,对二者之间关系进行系统地梳理、深化和细化。(2)省级官员对中央政策执行度高,官员换届对民生支出的冲击不大。相比之下,地级市处于承上启下的关键层级,更具有代表性。从实际的调研来看,市长在大多数情况下掌握着预算过程的自主权(於莉,2007)。结合本文的研究目的,选择市长换届衡量官员换届,这也有别于多数研究地方官员更替的文献。(3)官员年龄、籍贯、任期、学历等个人特征是官员换届中重点考察因素。本文基于这些特征展开深入探讨,以期对地方政府

更好地开展换届工作,加快地方治理现代化建设,促进民生改善提供理论支撑。

二、影响机制分析

晋升锦标赛和财政分权是理解中国政府及官员两条执政行为的重要机制。财政分权制度使得官员能够影响财政支出,晋升锦标赛机制使得官员的财政偏好产生差异。最后,官员的个人特征也会影响执政偏好。

(一)中国的财政分权制度

地方财政分权程度的变化会改变地方政府的征税努力程度,进而影响民生支出。财政分权是市场经济国家的普遍做法,也是处理中央政府和地方政府关系的有效政策手段。2003年《中央关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》指出,在“统一税政”前提下,赋予地方适当的税政管理权。在财政分权的体制框架下,中央政府将部分财政收支、分配权力下放至地方,使得地方政府在资源配置、预算安排等方面具有了一定的自由裁量权。随着全面深化改革的进一步推进,中央政府将大量的行政权力下放,在这一过程中,地方党政主官在承担更多事权的同时也获得了预算安排上的更多自由裁量权。与西方发达国家相比,中国的市场经济体制尚不完善,政府对经济的调节作用更大,因此在“中国式分权”^①的体制下,中国地方政府官员具有影响政府财政支出结构的能力。

(二)晋升激励与预算支出结构

在以GDP考核为主的传统官员晋升锦标赛机制下,经济增长绩效往往被看作是中央政府考核地方官员的重要依据。于是,在晋升动机驱动下,地方主要官员往往将关注点瞄准地区经济建设,并把实现地区GDP短期内快速增长作为任期内的主要目

^①中国式分权的核心内涵,即经济分权同垂直的政治管理体制紧密结合。

标。因此,在预算支出结构中,生产部门占据较大比例,民生支出往往占比较小,以期通过扩大生产性投入来实现当地经济的快速增长从而获得政治上的升迁。从这个意义上讲,官员换届带来的政治权力转移不利于地区的民生改善,这也与早期的诸多研究一致(郑磊,2008;王洵等,2013)。党的十八大以来,由于国内外形势的深刻变化,中国政府更加强调扩内需对于拉动经济增长的巨大作用,提出要逐步形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。形成新发展格局重点在于构建强大的内需体系,必须要促进消费增长。民生财政支出能够挤出居民预防性储蓄,带动城乡居民消费,进而促进经济的持续稳定增长。扩大民生性财政支出尤其是对贫困群体进行转移支付,能够极大地增强他们的购买力,促进消费增长。中国经济进入由高速增长向高质量发展的转型期,而民生型基础设施投资^①则是经济高质量发展的重要前提(潘雅茹和罗良文,2020)。此外,党的十八大以来,中央倡导践行以人民为中心的发展思想,多次强调地方官员要将改善民生作为工作的重中之重,在官员政绩考核中更加重视民生向度。在更加强调民生的新的政绩考核指标体系下,地方党政主官将有动机与意愿去增加民生支出的财政预算比例(朱建军和张蕊,2016;邓晓兰等,2019)。

(三)官员的个人特征与执政偏好

官员的个人特质会对其后期的执政偏好产生重要影响。具体而言,年龄是官员晋升考核中的一个重要考虑因素,也是影响各级官员执政行为的重要因素。地级市党政主官的晋升概率在53岁后逐渐下降(徐业坤和马光源,2019),因此,相比年轻干

部,临近退休的官员可能会更加看重辖区经济增速,为其政治晋升或退居二线后谋得较好职位进行最后的冲刺,从而忽视辖区内的民生投入;但当临近退居二线年龄或确定晋升无望时,其又有可能为了在人民群众中获得较好的口碑,开始逐渐加大对辖区内的民生投入。地方官员对家乡具有“偏袒”的倾向,这种“偏袒”不仅表现在为家乡带来更多资源、促进经济增长上(张平等,2012;范子英等,2016;李书娟和徐现祥,2016),还表现在对家乡的民生改善更加关注上(王芳,2018;赵文举和张曾莲,2022)。教育无疑是改变人的重要手段,对于塑造人的三观,培养人们看待、处理事物的方式方法都产生着重要作用。官员受教育程度的不同、学科背景的差异将使得他们可能具有不同的执政理念。杜博士和吴宗法(2021)指出具有人文社会科学教育背景的市长更加关注教育事业,具有不同任职经历的官员在执政风格、执政偏好上可能会具有较大的差异。

三、实证设计

(一)模型设定

由上文的理论分析可知,官员换届导致的政治权力转移可能通过多种渠道影响地区民生改善。因此,需要选择恰当的实证模型对本文的理论机制进行检验。双重差分法剔除了实验组与控制组“实验前差异”的影响,能够有效识别出某一政策的影响效果,从而成为政策影响评估的常用方法。影响地方民生支出的因素有多种(经济发展、人口变化和宏观政策等),为了将官员换届效应准确地识别出来,本文将采用双重差分法进行实证检验。

本文构造有市长换届的处理组 and 没有市长换届的对照组。在实际操作中,我们设置地区虚拟变量 du , 处理组为 1, 对照组为 0; 时间虚拟变量 dt , 换

^①指“教育”“卫生和社会工作”“文化、体育和娱乐业”“公共管理、社会保障和社会组织”等行业的固定资产投资。

届之前为 0,之后为 1;双重差分变量 G_{it} 为 du 和 dt 的交乘项。2012 年党的十八大召开,2012 年和 2013 年为官员密集调整的时期。统计发现,官员调整主要集中在 2012 年下半年和 2013 年上半年。因此,本文对于官员换届按照半年为分界进行划分,将在 2012 年 7-12 月与 2013 年 1-6 月调整的官员视为 2013 年换届,并将 2013 年作为一次准自然实验,样本时间段为 2010 年-2016 年^①。具体回归方程设定如下:

$$y_{it} = c + \beta_1 G_{it} + \beta X_{it} + \eta + \phi + \varepsilon \quad (1)$$

其中,下标 i 和 t 分别表示第 i 个城市的第 t 年, α 为双重差分系数, β 为控制变量系数, η 代表个体固定效应, ϕ 代表时点固定效应, ε 为服从独立同分布的随机误差项。

(二)变量与数据

在实证分析中,最为重要的就是长三角地区各城市市长年龄、籍贯、学历等特征数据,根据各年度长三角地区各市地方统计年鉴、中国经济网地方党政领导人库、百度百科,手工收集长三角所辖的 26 个城市 2010 年-2016 年七年间市长信息以及教育、医疗、社会保障和就业等民生支出数据,并整理得到各市常住人口城镇化率、经济外向度、人均 GDP 等指标。本文对原始样本数据做如下处理:(1)由于样本时期跨度较长,原始的经济数据无法真实反映各项经济状况,因此,对通货膨胀的影响予以剔除。(2)为了消除量纲差异和可能存在的异方差,对经

济数据做自然对数处理。(3)经检验,解释变量之间不存在显著的多重共线性问题。

1.被解释变量为民生支出($minsheng_per$)。教育、医疗卫生、社会保障和就业是最基本、最重要的民生服务,本文以人均教育支出(edu)、人均医疗卫生支出($yiliao$)、人均社会保障和就业支出($shebao$)之和作为民生支出的替代变量。并以教育、医疗卫生、社会保障和就业支出总额($minsheng_total$)进行稳健性检验。

2.核心解释变量为官员换届(G_{it}),以是否发生市长换届作为官员换届的衡量标准。

3.控制变量。参考已有文献,选取人均国民生产总值(gdp)、常住人口城镇化率(urb)、经济外向度(fdi)作为主要控制变量。其中,经济外向度以对外贸易总额占地区生产总值的比重来衡量。

表 1 给出了样本城市在 2010 年-2016 年间主要研究变量的描述性统计结果。核心解释变量处理组与处理期的交互项的标准差为 0.429,说明官员换届导致的政治冲击在不同地区存在显著差异。人均民生支出的最大值 8.881,最小值为 6.966,标准差为 0.328,说明不同样本城市之间人均民生支出存在较大差异。其余变量的描述性统计结果见表 1。

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

本文将发生官员换届的城市划分为处理组(11 个),将未发生官员换届的城市划分为对照组(15 个),对基准模型进行回归分析,估计结果如表 2 所示。需要说明的是,处理组和控制组满足共同趋势假设是使用双重差分模型的必要前提条件。在进行基准回归之前,本文对处理组和控制组进行平行

^①采用双重差分法研究某一事件影响的基本条件之一就是实验处理(政策实施)的唯一性,即实验期间应保证实验变项只出现一次。就本文而言,我们将 2013 年的官员换届视为一次政策冲击,前后各取 3 年数据,分析官员换届前后财政性民生支出的变化。如果数据更新到 2017 年以后,将有两次以上政策冲击。如果以党的十九大后的 2018 年官员换届作为一次准自然实验,使用 2015 年-2021 年的数据,研究结果将在很大程度上受到新冠疫情这一突发事件的影响。综合来看我们的样本数据质量更高,所得出的研究结论更能反映真实情况,对现在乃至今后都具有很强的现实指导意义。对某项改革或政策实施效果进行评估,选择政策冲击前后几年的数据进行研究也是学术界一致的做法,能够准确评估出政策实施效果的样本才是好的样本。

表 1 变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
Git	182	0.242	0.429	0	1
lnminsheng_per	182	7.753	0.328	6.966	8.881
lnminsheng_total	182	4.665	0.846	2.795	7.462
lngdp	182	10.94	0.462	9.698	11.65
lnurb	182	-0.480	0.178	-1.000	-0.110
lnfdi	182	-1.168	0.898	-3.134	0.760
lnedu	182	7.083	0.307	6.169	7.913
lnyiliao	182	3.123	0.779	1.216	5.708
lnshebao	182	3.327	0.925	1.581	6.656

趋势检验,结果如图 1 所示。可以发现,将官员密集调整前一期设为基期,官员密集调整前各期系数估

计值未呈现出明显的趋势性变动,且均在 95%的置信水平下不显著,满足平行趋势假设。

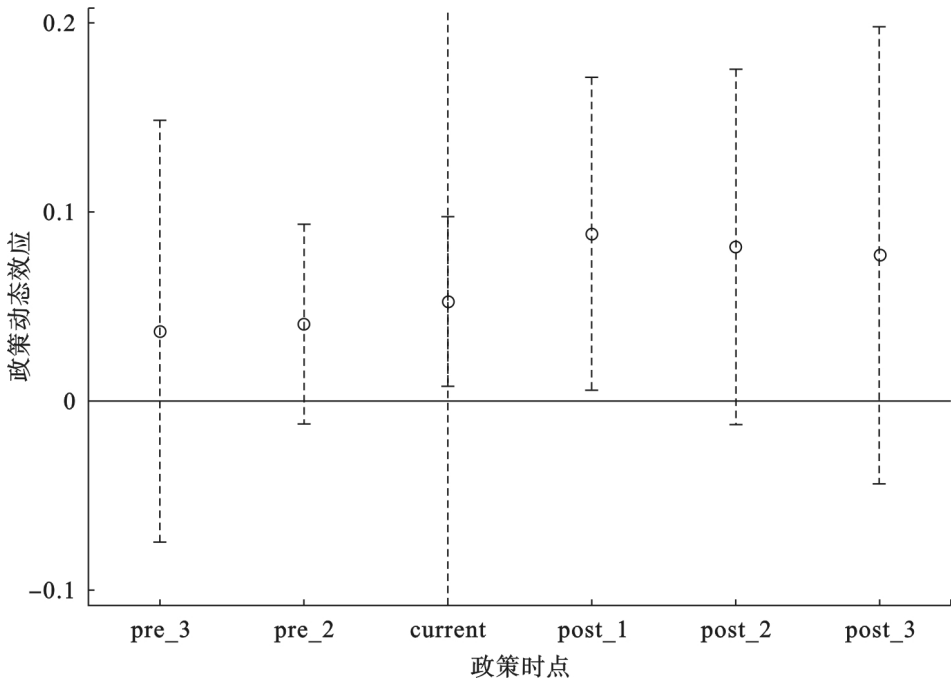


图 1 平行趋势检验图

由 2 表可知,模型(1)至(4)中的双重差分变量 Git 的估计结果均在 1%水平上显著为正,说明官员换届对任职地区的民生支出存在显著的积极影响。正如上文分析的那样,在当前的政治经济体制下,地方党政主官具有影响经济社会发展尤其是民生

支出的能力,在官员政绩考核更加强调民生发展的党的十八大后,官员换届后增加地方民生支出也就不难理解。在控制了时间和地区变量后,决定系数显著提升,因此,本文在接下来的实证分析中全部采用双向固定效应模型作为基准回归模型。在表 2

模型(4)报告的回归结果中,人均 GDP 的回归系数 显著为正,经济发展是民生投入的基础。

表 2 基准回归结果

解释变量	(1) OLS	(2) OLS	(3) FE	(4) FE
Git	0.244*** (4.250)	0.259*** (6.681)	0.360*** (14.731)	0.117*** (2.963)
lngdp		0.025 (0.273)		1.138*** (4.429)
lnurb		1.483*** (6.640)		0.749 (0.744)
lnfdi		-0.097*** (-3.585)		-0.149 (-1.589)
常数项	7.694*** (299.028)	8.012*** (7.141)	7.666*** (1297.806)	-4.540 (-1.429)
个体效应	未控制	未控制	控制	控制
时间效应	未控制	未控制	控制	控制
样本数	182	182	182	182
R ²	0.102	0.534	0.240	0.792

注:***、**、* 分别表示通过 1%、5%和 10%水平的显著性检验,括号内为 *t* 值。下表同。

(二)异质性分析

1.基于新任官员年龄的检验

年龄是官员换届中上级组织部门参考的一个重要因素,直接关系到官员的政治晋升。在中国的干部管理体制下,地级市主要官员晋升概率的拐点出现在 53 至 54 岁。因此,本文借鉴杜博士和吕健(2022)的做法,以 54 岁作为判断地市级官员是否临近退休的年龄标准。将 2010 年-2016 年间市长换届的全样本数据分割为两个子样本,按照上文建立的统计分析方法进行实证分析,并在表 3 中报告了实证结果。表 3 中第(1)和第(2)列的实证结果表明,新任市长临近退休年龄时,官员换届的回归系数为 0.328;新任市长未临近退休时,官员换届的回归系数为 0.152,二者均通过 1%水平上显著性检验,组间系数差异显著。与年轻的官员相比,临近退休的官员获得锻炼的机会更少、政治擢升概率更

小。对年龄超过 54 岁的新任市长来说,本次官员换届或许是他们最后一次主持地方工作,因此,临近退休的市长更需要抓住这最后的机会,更加不遗余力地谋取政绩,获得上级认可,进而实现政治升迁。由于民生在官员政绩考核中所占比例越来越大,自然成为他们竞争的主要领域,从而增加民生支出,同时,此类官员也更愿意在自己的最后任期通过增加民生投入造福一方百姓,赢得更好的口碑。

2.基于官员籍贯的检验

家乡对于个体而言有着非凡意义,乡土情结也将对官员的执政行为产生重要的影响。官员的籍贯同样是官员换届中上级组织部门考察的重要因素。一般来说,地级市党政主要官员多来自省内。本文按照新任市长籍贯与任职城市是否同在一个省份将全样本分割为两个子样本进行分组检验,并在表 3 中报告了实证结果。观察表 3 中第(3)和第(4)列报告

的结果可知,当新任市长为非本地籍贯时,官员换届的回归系数均为 0.143,通过 5%水平上的显著性检验;当新任市长为本地籍贯时,官员换届的回归系数为 0.168,通过 1%水平上的显著性检验,组间系数差异显著。本地籍贯的新任市长对履新地财政性民生支

出的正向影响更大更显著一些。得到这样的统计分析结果也符合我们的经验逻辑:新任官员来自省内时,其对当地的情况比较了解,能够在短时间开展工作,更容易保持政策连续性。同时,新任市长为本地籍贯,会对家乡具有“偏袒”倾向,增加民生领域的支出。

表 3 基于新任官员年龄和籍贯的异质性检验

解释变量	(1) (非临近退休)	(2) (临近退休)	(3) (本地籍贯)	(4) (非本地籍贯)
Git1	0.152*** (4.947)			
Git		20.328*** (12.456)		
Git3			0.168*** (5.556)	
Git4				0.143** (2.368)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数	0.429 (0.224)	1.121 (0.538)	0.641 (0.328)	0.399 (0.197)
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
样本数	182	182	182	182
R ²	0.764	0.743	0.757	0.755

3.基于离任官员任期的检验

虽然《党政领导干部职务任期暂行规定》明确,党政领导职务任期五年一届,但地级市党政主官的实际平均任期仅为 3 年左右(徐业坤和马光源,2019),官员的非正常换届会导致政策不确定性增加(陈德球和陈运森,2018)。离任官员的任期长短是否会使官员换届对民生支出的影响产生差异,是一个值得探究的命题。本文以任期是否满 3 年作为判断离任市长是否为长期任职的标准,实证结果如表 4 所示。表 4 中第(1)和第(2)列的实证结果显示,离任市长任期不足三年时,官员换届的回归系数为 0.120,通过 5%水平上的显著性检验;离任市长的任期为三年及三年以上时,官员换届的回归系

数为 0.178,通过 1%水平上的显著性检验,组间系数差异显著。可能的原因是,离任市长任期为三年及三年以上使得新任市长履新对当地的政治冲击较大,更能改变原有以生产性项目为重点的财政支出结构。同时,离任市长任期较长也使得新任市长具有更大的晋升压力,因此,新任市长履新后会努力在其预期的较短任期内尽快做出成绩、打开局面,从而也会尽可能多地将各类资源向民生部门倾斜,以期通过民生支出的增加,来推动地区民生改善,获得更好政绩。

4.基于新任官员学历的检验

高学历虽然不能代表高能力,但确实能在一定程度上开阔地方官员的知识视野,官员的受教育程

表 4 基于新任官员任期和学历的异质性检验

解释变量	(1) (三年以上)	(2) (三年以下)	(3) (本科)	(4) (专科)
Git5	0.178*** (5.738)			
Git		0.120** (2.270)		
Git7			0.191*** (7.660)	
Git				0.072 (1.167)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数	0.426 (0.212)	0.447 (0.227)	0.532 (0.263)	0.353 (0.178)
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
样本数	182	182	182	182
R ²	0.753	0.759	0.762	0.753

度是影响其后期执政行为的重要因素。受到邓小平“干部四化”政策影响,以及个人职业发展的需要,绝大部分地级市党政主要官员都具有在职研究生学历,最终学历难以真实反映官员的受教育程度。因此,本文以第一学历是否为全日制本科作为官员高学历的划分标准,将全样本分割为两组进行检验,并在表 4 中的第(3)和第(4)列报告了的实证结果。可以发现,当新任市长第一学历为全日制本科时,官员换届的回归系数为 0.191,通过 1%水平上的显著性检验;当新任市长第一学历为本科以下时,官员换届的回归系数为 0.072,未通过显著性检验,组间系数差异显著。这表明高学历的市长履新后对辖区民生支出的正向促进作用更大、更为显著。可以认为,与第一学历为专科及以下的市长相比,第一学历为全日制本科的市长更能深刻理解教育、医疗等民生问题对经济增长、社会发展的重要作用,因此,第一学历为全日制本科的市长履新后,会比第一学历为专

科及以下的市长能更多地关注民生改善。

(三)稳健性检验

出于研究结论严谨性的考虑,本文将从替换被解释变量和分解被解释变量等两个角度来检验回归结果的稳健性。一是用民生支出总额替换人均民生支出进行稳健性检验,如表 5 中的第(1)列所示,Git 的回归系数显著为正,且通过 5%水平上的显著性检验。这表明,不论是以人均民生支出还是以民生支出总额来衡量民生改善,官员换届对民生改善都具有显著的正向影响。二是将民生支出细分为教育支出、医疗卫生支出、社会保障和就业支出,表 5 的第(2)至(4)列分别是官员换届对三种类型民生支出的影响结果。通过对比分析可以看出,官员换届对三种类型民生支出的影响系数均为正值,且均通过了显著性检验,但官员换届对三种类型民生支出的影响存在异质性。具体而言,官员换届对社会保障和就业支出的挤

入效应最大,医疗卫生支出次之,教育支出最弱。可能的原因是,教育作为民生支出大项相比其他两类民生支出一直以来备受社会各界关注,尤其是在中央的政策约束下,教育支出能够得到一定

的保证,官员换届带来的政治冲击对这部分的影响相对较弱。不论采用何种方式进行稳健性检验,官员换届对民生支出均具有显著的正向影响,即官员换届是促进民生改善的重要因素。

表 5 替换变量的回归结果

解释变量	(1) 民生总支出	(2) 教育	(3) 医疗	(4) 社保和就业
Git	0.160** (2.362)	0.109* (1.847)	0.183** (2.186)	0.242*** (3.064)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-10.707* (-1.827)	-10.664* (-1.926)	-14.710** (-2.160)	-11.235* (-1.879)
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
样本数	182	182	182	182
R ²	0.630	0.547	0.645	0.647

五、结论与政策建议

官员换届是我国政治生活中常见的政治现象,是深化干部体制改革、建设高素质专业化干部队伍、实现地方治理现代化的重要举措,这一制度也得到了理论界和实务界的广泛关注。但以往学界研究的重点主要集中在官员对地方经济增长、企业发展等方面,就官员换届与地方民生投入之间关系进行评述的文章并不多见。本文利用 2010 年-2016 年长三角地区 26 城市的市长换届数据匹配人均民生支出和控制变量数据,采用双重差分方法实证检验官员换届对民生支出的影响。基于官员年龄、籍贯、任期、学历等异质性特征对这一影响进行拓展性探索,得出如下结论。

研究发现,2010 年-2016 年,与未发生官员换届的地方或年份相比,官员换届对地区的民生支出

具有显著的正向影响,使得人均民生支出增加 0.117 个百分点,这表明,在提出践行“以人民为中心”的发展理念后,以往的绩效考核观念得以扭转,民生成为官员换届后的重点关注领域。离任市长任期在 3 年及以上时,新任市长换届到任后对地方民生支出增长的促进效应要比离任市长任期不足 3 年的要大;官员受教育程度越高就越关注民生,第一学历为本科的新任市长换届到任后对民生支出具有显著的促进作用,第一学历为本科以下的市长换届到任后对地区民生支出增长并无促进作用;官员换届对民生支出的影响因新任官员的年龄产生较大差异,新任市长临近退休时对履新地民生改善的影响更大;同时,我们还发现本地籍贯的市长到履新地后比非本地出身的市长更有利于当地的民生改善。

根据以上的实证研究结论,我们提出完善官

员机制的政策建议：一是在今后官员的政绩考评中应更加突出民生的重要作用，提高民生改善在官员政绩考核中的权重，形成正向激励，助力民生保障事业的发展。二是利用第一学历为全日制本科这批官员更加关注民生的优势，将他们选派到民生基础薄弱、民生发展潜力不足的地区，充分发挥这部分官员在民生改善方面的重要作用。三是应将年龄作为领导换届的重要考虑因素，在换届中落实领导干部年轻化的同时，也要尽可能考虑“抵线官员”^①，最大程度地发挥他们在保障民生方面的作用。四是在市级党政主官换届中增加跨省区官员任职比例，在改善市级领导班子的地域结构的同时，也要充分发挥本地籍贯官员对履新地民生改善的巨大优势。

参考文献：

- [1] 周黎安.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].经济研究,2007(7):36-50.
- [2] 陶然,苏福兵,陆曦,朱昱铭.经济增长能够带来晋升吗?——对晋升锦标竞赛理论的逻辑挑战与省级实证重估[J].管理世界,2010(12):13-26.
- [3] Jones B, Olken B A. Do Leaders Matter? National Leadership and Growth since World War II[J]. Quarterly Journal of Economics, 2005, 120(3): 835-864.
- [4] 林挺进.地级市市长对于预算内教育经费支出的影响[J].公共行政评论, 2009, 1(1): 175-190+205-206.
- [5] 曾明,任昌裕.政绩晋升效应与地方财政民生支出——一个案例研究[J].公共管理学报, 2012, 9(3): 1-10+122.
- [6] 胡玉杰,彭徽.财政分权、晋升激励与农村医疗卫生公共服务供给——基于我国省际面板数据的实证研究[J].当代财经, 2019(4): 39-48.
- [7] 潘春阳,吴柏钧,吴一平.晋升激励、专业搭配与公共卫生服务满意度[J].南方经济, 2021(9): 112-130.
- [8] 罗党论,余国满,邓可斌.地方官员任期与民生投入[J].中山大学学报(社会科学版), 2015, 55(5): 185-194.
- [9] 江依妮,易雯,梁梓然.官员晋升激励与地方教育支出行为——基于浙江省县级面板数据的实证研究[J].教育与经济, 2017(6): 38-44.
- [10] 杜博士,吴宗法.官员更替、政策不连续性对教育投入的影响研究[J].软科学, 2021, 35(8): 7-13.
- [11] 刘苓玲,任斌,任文晨.官员交流对社会保障事业发展的影响——来自省长、省委书记交流的经验证据[J].南方经济, 2015(10): 64-84.
- [12] 於莉.省会城市预算过程中党政首长的作用与影响——基于三个省会城市的研究[J].公共管理学报, 2007(1): 56-61+123.
- [13] 郑磊.财政分权、政府竞争与公共支出结构——政府教育支出比重的影响因素分析[J].经济科学, 2008(1): 28-40.
- [14] 王询,孟望生,张为杰.财政分权、晋升激励与民生公共品偏向——基于全国省级面板数据的实证研究[J].云南财经大学学报, 2013, 29(4): 30-38.
- [15] 潘雅茹,罗良文.基础设施投资对经济高质量发展的影响:作用机制与异质性研究[J].改革, 2020(6): 100-113.
- [16] 朱建军,张蕊.经济增长、民生改善与地方官员晋升再考察——来自 2000 年-2014 年中国省级面板数据的经验证据[J].经济学动态, 2016(6): 50-61.
- [17] 邓晓兰,刘若鸿,许晏君.“为增长而竞争”与“为和谐而竞争”对地方债务规模的影响效应——基于投资冲动的中介机制[J].经济社会体制比较, 2019(4): 55-67.
- [18] 徐业坤,马光源.地方官员变更与企业产能过剩[J].经济研究, 2019(5): 129-144.
- [19] 张平,赵国昌,罗知.中央官员来源与地方经济增长[J].经济学(季刊), 2012, 11(2): 613-634.
- [20] 范子英,彭飞,刘冲.政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究[J].经济研究, 2016, 51(1): 114-126.
- [21] 李书娟,徐现祥.身份认同与经济增长[J].经济学(季刊), 2016, 15(3): 941-962.
- [22] 王芳.正式制度、非正式制度与公共品供给——来自地级市的证据[J].世界经济文汇, 2018(4): 53-65.
- [23] 赵文举,张曾莲.官员返乡任职与地方财政教育经费的“量”与“质”——基于双重差分模型的实证检验[J].教育与经济, 2022, 38(1): 89-96.
- [24] 陈德球,陈运森.政策不确定性与上市公司盈余管理[J].经济研究, 2018(6): 97-111.

【责任编辑 郭艳娇】

①抵线官员就是即将到达职务晋升年龄控制线的官员。