

中国式政治预算周期

吴延兵

内容提要: 中国地方官员的职务任期具有非固定性。非固定任期制既催生地方官员短视投资行为,又促使地方官员依据任职预期、晋升机会等因素在不同任职年份采取差别性财政投资政策。基于改革开放以来的省委书记和省级经济的匹配数据,实证研究发现:任职第1年书记、换届前1年书记积极扩大基建投资,基建投资表现出“新官上任效应”和“换届激励效应”,从而形成具有中国特色的政治预期周期;文教科卫投资则不存在上述效应。本研究揭示出,中国式政治预算周期是非固定任期制下地方官员理性选择财政投资政策的结果。为熨平基建投资剧烈波动,应规范官员任期制度、推进水平监督机制建设。

关键词: 非固定任期制; 基建投资; 文教科卫投资; 中国式政治预算周期

DOI: 10.19365/j.issn1000-4181.2020.06.05

一、引言

政治预算周期(Political Budget Cycles)是指由政治选举周期驱动的财政收支周期性波动。在西方选举制国家,现任政府官员为获得连任机会,通常于选举年份采取机会主义财政政策,减少税收,增加选民“看得见”的财政支出(Rogoff, 1990)。文献综述表明该周期的确存在(Eslava, 2011),但最新荟萃回归分析对之提出质疑(Mandon & Cazals, 2019)。一般共识是,政治预算周期依赖于特定制度环境,如制度质量、民主程度、选举规则、政治过程透明度、权力制衡、财政原则等,从而产生“条件依赖型政治预算周期”(de Haan & Klomp, 2013)。在制度质量较差、信息自由度较低、民主经验较少的发展中国家,在任官员操纵财政政策更容易,政治预算周期更明显(Brender & Drazen, 2005; Shi & Svensson, 2006)。在某些年轻的民主国家,政府行政能力较弱、官僚系统不健全,在选举年份甚至出现资本支出(基建为主)的显著下降(Pierskalla & Sacks, 2018)。总之,各国政治经济制度决定着政府官员财政支出行为,形成各有特色的政治预算周期。

中国政治经济制度的本质特征是中央政治集权下的地区经济分权(王永钦等, 2007; Xu, 2011)。在此制度背景下,是否存在着中国地区层面的政治预算周期?一方面,中央向地方的行政与财政分权,使得地方政府及官员拥有辖区财政自主权、项目审批权等自由裁量权,中国经济体制成为事实上类似于西方国家的地区分权联邦制(Montinola et al., 1995; Jin et al., 2005)。另一方面,中国并不具有类似于西方国家的官员选举制度,地方官员并不直接面对地区选民的压力,但在中央政府自上而下垂直集中治理模式下,上级政府依据政绩表现考核、任免下级官员,各级地方官员均有极强动力发展辖

收稿日期: 2019-07-29

基金资助: 本文获国家社会科学基金一般项目(14BJY019)的资助。

作者简介: 吴延兵,中国社会科学院经济研究所,博士,研究员。

致谢: 作者感谢两位匿名审稿人的建设性意见。文责自负。

区经济(Li & Zhou 2005; 周黎安 2007)。这意味着,中国的地方官员既有能力(经济自主权)亦有激励(政绩表现和政治晋升)在关键任职年份策略性地配置辖区财政资源。因此,中国虽非民主选举国家,地区层面却同样可能存在着政治预算周期现象。

近来文献已注意到中国的政治预算周期现象。Guo(2009)运用1997-2002年的县委书记、县长数据,以官员在任年数^①及其平方项为核心解释变量,发现官员在任年数与人均财政支出增长率之间呈现先升后降的倒U型关系,县级人均财政支出增长率在官员任职的第3-4年达到高峰。该研究还认为,财政支出波动的驱动机制是基于经济绩效考核的官员晋升制度。继其之后,高楠和梁平汉(2014)运用1991-2011年省委书记数据、吴敏和周黎安(2015)运用1995-2009年地级市市长数据,同样发现官员在任年数与财政支出之间呈倒U型函数关系。另有研究得出不同结论。王贤彬等(2013)发现,1994-2006年省级财政支出随省委书记、省长在任年数的增加而下降。Tsai(2016)发现,1980-2006年省级财政支出及组成部分(基建支出、社会支出等)与省委书记、省长的在任年数无显著关联。耿曙等(2016)发现,1994-2006年省级基建支出占财政支出的比重随省长在任年数的增加而增加。

值得注意的是,上述文献均以官员在任年数这一连续性变量作为核心解释变量,但连续性变量无法刻画中国地方官员任期的特殊性,进而就无法识别出中国政治预算周期的复杂性。中国地方官员任期的独特性在于任期的非固定性或不确定性:在自上而下的官员任命制下,地方官员每届任期长短不一(不局限于5年),任职期限富有灵活性(不局限于两届)^②。根据本文1978-2014年期间的省委书记数据,任期5年的书记占书记总数的比率为15.48%,任期低于5年的占比达55.65%;有的任期不足1年,有的任期达15年之久。在非固定任期制下,地方官员不再局限于只在换届年份采取策略性财政政策,而是依据任职预期、晋升机会等因素在不同任职年份实施不同财政政策。因此,非固定任期制下的官员财政操控行为,比西方国家固定任期制下的官员财政投资行为复杂,也比已有基于中国数据的文献所揭示的官员财政投资行为复杂。而上述文献中的连续性在任年数变量则无法反映此类复杂的策略性财政投资行为。不同于既有文献,本文在计量模型中设置官员任职年虚拟变量:以处于某一特定任职年份(如任职第1年)的地方官员的财政投资为比较基准,考察处于其他任职年份的地方官员的财政投资如何变化。这种虚拟变量形式的非线性设定能够捕捉地方官员在关键任职年份的财政投资策略,从而能够更准确地反映中国地区层面的政治预算周期现象。

地方官员的财政投资行为也受到不同类型投资项目的影 响。不同类型投资项目具有不同的属性,地方官员从中可获得的利益亦大不相同。即便在固定任期制下,现任官员为获得连任机会,也并非在选举年份全面扩大各项财政支出,而是选择性加大选民“看得见”的资本支出(Besley & Case, 1995; Klein & Sakurai 2015)。同理,在非固定任期制下,地方官员有激励在关键任职年份增加上级政府“看得见”的投资项目,以尽可能短期内收割执政成果。在地方政府财政支出中,基本建设与文教科卫^③则具有迥然不同的属性:相对来说,基建投资可视性强、易彰显政绩、短期经济增长效应明显,文教科卫投资可视性弱、不易彰显政绩、短期经济增长效应不明显。所以,为彰显执政政绩、提高晋升机会,地方官员在关键任职年份倾向于加大基建投资而非文教科卫投资。既有文献通常以财政总支出为分析对象,掩盖住地方官员的真实投资偏好,掩盖住地方政府的真实政治预算周期。区分不同类型财政投资项目,则有利于识别财政支出中的真实周期性变动成分,有助于厘清中国政治预算周期背后的驱动机制。

① 为避免概念混乱,有必要明晰“任期”与“在任年数”的区别。“任期”是指当事人在某一职位上的总任职年数,“在任年数”是指当事人在某一职位上从上任年份至观测值年份的年数。

② 在西方选举制国家,官员选举结果具有不确定性,但每届任期是固定的(如每届任职4年)、任职期限是事前确知的(如最多任职两届),这类任期制可称为“固定任期制”。

③ 基本建设是指工业、建筑业、农林水利气象、勘探、运输邮电、房屋、商业和物资供应等建设支出,文教科卫是指文化、教育、科学、卫生等事业经费支出。

综上所述,地方官员有激励依据任职预期等因素在不同任职年份实施不同财政政策,且地方官员的这种策略性财政行为应主要体现在基建投资上,结果就造成基建投资周期性波动,形成中国式政治预算周期。本文利用改革开放以来的省委书记数据检验该假说。省委书记作为省级政府“一把手”,负有辖区经济发展重任,亦富有强烈的升迁意愿。省委书记的信息资料全面完整、时间跨度大,便于在较长时期中观测他们的晋升规律与财政投资策略。理论上,新上任(任职第1年)的省委书记有积极性扩大基建投资,因为该时间节点是赢得上级认同、彰显执政能力的关键年份;换届前1年(任职第4年)的省委书记同样有积极性扩大基建投资,因为该时间节点是提高换届年晋升几率的关键年份。为识别上述效应,本文以任职第1年书记的基建投资增长率为比较基准,重点考察任职第2年至任职第5年书记的基建投资增长率如何变化。实证研究发现,任职第1年书记、换届前1年书记积极扩大基建投资,基建投资表现出“新官上任效应”和“换届激励效应”。与基建投资形成鲜明对照的是,文教卫投资则不存在“新官上任效应”和“换届激励效应”,这反向证明中国政治预算周期的背后是地方官员的利益和政绩观。多种稳健性检验均支持理论假说。

总体而言,本文学术贡献表现在如下方面。第一,从非固定任期制视角出发,结合地方官员彰显政绩、追求晋升的动力机制,深入分析处于不同任职年份的地方官员的财政投资策略,提出中国式政治预算周期假说。第二,基于基建投资和文教卫投资的不同属性,判别财政支出中的波动成分和非波动成分,揭示中国式政治预算周期背后的官员利益驱动机制。第三,设置官员任职年虚拟变量,识别出中国式政治预算周期:基建投资存在着“新官上任效应”和“换届激励效应”,文教卫投资则不存在上述效应。研究结论有一定新意,同时兼具政策参考价值:为抑制基建投资剧烈波动、促进文教卫投资发展,应规范官员任职制度、完善官员水平监督机制、推进政府治理现代化建设。

下文结构安排如下。第二节描述非固定任期制。第三节推演理论假说。第四节说明实证检验方法。第五节报告实证结果和稳健性检验结果。第六节为结论与政策启示。

二、非固定任期制

职务任期制是中国党政领导干部的基本管理制度。改革开放以来,中央政府陆续颁布关于党政领导职务任期的规定。1980年的《党和国家领导制度的改革》指出:对各级各类领导干部职务的任期,应作出适当的、明确的规定“任何领导干部的任职都不能是无限期的”。1982年的《中共中央关于建立老干部退休制度的决定》指出,省部级正职干部的年龄一般不超过65岁,正式废除领导职务终身制。2000年的《深化干部人事制度改革纲要》提出,实行党政领导职务任期制。2006年的《党政领导干部职务任期暂行规定》指出,“党政领导职务每个任期为5年”、“党政领导干部在任期内应当保持稳定”,从制度上进一步细化、规范领导干部任期制。

正式制度规定的任期制是否有效地付诸实践?图1报告1978-2014年30个省(直辖市、自治区)^①的省委书记(市长、区主席,以下简称省委书记)的任期分布。任期是指省委书记在某一省从上任年份至离任年份的年数。上任年份设定为:1-6月上任,记当年为上任年份;7-12月上任,记下一年为上任年份。离任年份设定为:1-6月离任,记上一年记为离任年份;7-12月离任,记当年为离任年份。数据说明如下:(1)把同一人在不同省份的书记任职算做不同的书记样本;(2)个别书记任职不足6个月即离任,剔除这类样本,因为任期太短不可能实质性影响辖区财政政策;(3)样本起始年份(1978年)并非所有书记的上任年份。例如,吴德1972年5月开始任北京市委书记,1972-1977年(任职的第1-第6年)并不在样本范围内;为保证样本量,记1978年为其任职的第7年。(4)样本终止年份(2014年)并非所有书记的离任年份。2008年及之后年份上任的某些书记,2014年时仍然在任,由

^① 海南省建于1988年,重庆直辖市建于1997年,样本未包括西藏。

于无法确定他(她)们的最终任期,所以剔除这类样本。做出上述处理后,1978-2014年期间共有239位省委书记。

由图1可见,省委书记任期长短不一,跨度为1-15年。任期3年的最多,达50位,占比20.92%(50/239);任期小于5年的133位,占比55.65%;任期5年的37位,占比15.48%;任期大于5年的69位,占比28.87%。任期1-3年时,书记数量随任期增加而增加;任期5年及之后,书记数量随任期增加而减少。需注意的是,每一任期的书记数量,即是任期末离任书记数量。例如,50位书记任期3年,也表示50位书记任职第3年末离任。清晰可见,任期2年、任期3年的书记,离任率较高。综上,省委书记更替频仍,每届任期不满5年、超过5年的现象非常普遍,5年任期制并不构成任期硬约束。这意味着,中国实际实行的是官员非固定任期制,习俗、惯例、关系网络等非正式制度在省委书记任期实践中发挥着重要影响。在非固定任期制下,省委书记可能根据任职预期而相应调整行为;而且,在非固定任期制下,地方官员成为“朝秦暮楚”的“走读干部”,容易造成执政理念短期化、执政政绩泡沫化等问题。

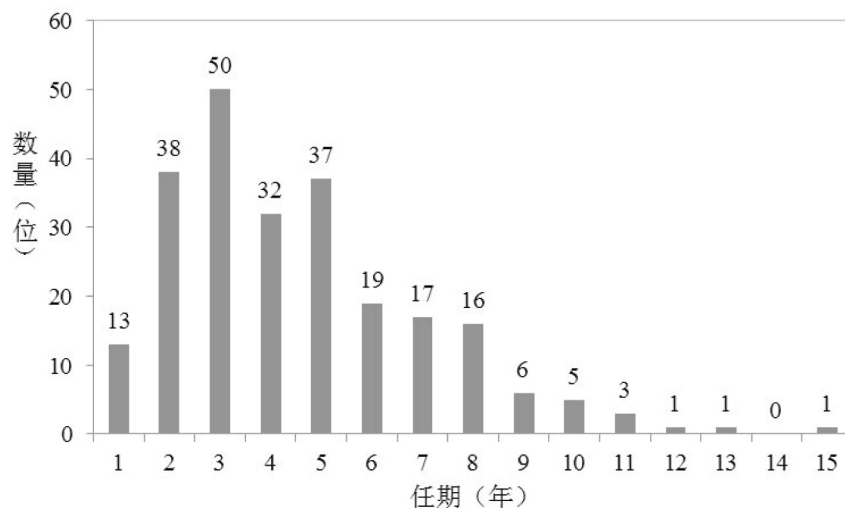


图1 省委书记的任期

不仅省委书记的任期具有非固定特征,省委书记的去向也表现出非固定特征。以书记-年份为观测单元,每一年省委书记的去向可分为如下情形:晋升、平调、留任、退休(到人大、政协任职,或担任政府顾问等)、终止仕途(死亡、免职、降职)。一般情况下,省委书记可晋升的职位为副国级职位,包括:政治局委员、中央书记处书记、国务院副总理、国务委员、全国人大副委员长、全国政协副主席、最高人民法院院长、最高人民检察院院长。省委书记在某一省份任职期间可能被提拔两次。例如,张高丽2007-2012年任天津市委书记,2007年晋升为中央政治局委员,2012年从中央政治局委员兼天津市委书记晋升为中央政治局常委,于是,张高丽在天津市任职期间分别于任职第1年、任职第6年时得到晋升。平调的一般情形是指,一省的省委书记到其他省份任省委书记,或者到中央部委担任党政正职领导。此外,还存在如下情形:从中央政治局委员兼省委书记到不再兼任省委书记。例如,中央政治局委员张德江于2003-2007年兼任广东省委书记,2007年底不再兼任(2008年初任国务院副总理)。按照职位“就高不就低”的原则,本文把上述职位变动也视为平调。留任是指继续在同一省份担任书记职务。

表1报告与每一任职年份相对应的省委书记的去向和数量。以书记-年为观测单元,共计1019个样本(剔除2014年仍在任的书记样本)。任职第1年时共计216位书记,其中8位得到晋升(晋升占比(晋升率)为3.70%=8/216),平调、退休的比例较低,绝大多数(200位,占比92.59%)继续任职到

第2年。任职第2年至任职第4年时得到晋升的书记分别为10、11、7位,相应的晋升率分别为4.72%、6.18%、5.26%。任职第5年时有12位得到晋升,晋升率达12.00%。任职第6年时的晋升率为7.81%。任职第9年及以上时,没有书记得到晋升。由此可见,由于任职第5年的书记处于正式制度规定的5年任期制的换届年份,他们的晋升率高于处于其他任职年份的书记的晋升率。结合图1和表1,初步判断:任职第2-第3年的书记,由于离任概率高,可能不再有上任初期的干劲和热情;任职第5年的书记,由于换届造成的不确定性,可能不再有积极性致力于辖区经济发展。

表1 省委书记的去向

	晋升	平调	留任	退休	终止	总计
任职第1年	8(3.70)	5(2.31)	200(92.59)	3(1.39)	0(0.00)	216
任职第2年	10(4.72)	17(8.02)	173(81.60)	10(4.72)	2(0.94)	212
任职第3年	11(6.18)	24(13.48)	128(71.91)	12(6.74)	3(1.69)	178
任职第4年	7(5.26)	14(10.53)	99(74.44)	11(8.27)	2(1.50)	133
任职第5年	12(12.00)	11(11.00)	62(62.00)	15(15.00)	0(0.00)	100
任职第6年	5(7.81)	6(9.38)	45(70.31)	7(10.94)	1(1.56)	64
任职第7年	1(2.17)	2(4.35)	29(63.04)	14(30.43)	0(0.00)	46
任职第8年	2(6.25)	3(9.38)	15(46.88)	12(37.50)	0(0.00)	32
任职第9年及以上	0(0.00)	9(23.68)	21(55.26)	8(21.05)	0(0.00)	38
总计	56(5.50)	91(8.93)	772(75.76)	92(9.03)	8(0.79)	1019

注:括号内为百分比。

三、研究假说

中央向地方的财政与行政分权,赋予地方政府及官员辖区财政自主权。地方政府一般公共预算支出占国家一般公共预算支出的比重,由1980年的46%一路攀升到2016年的85%(《中国统计年鉴2017》第204页)。虽然地方财政支出从编制、审核到执行都有较严格的程序,但实质性影响决策过程的是党政领导、权力机构首脑等政府官员。与此同时,地方官员选拔标准也发生重大变化,由改革开放前以政治忠诚为主转变为改革开放后以经济绩效为主(周黎安,2007)。财政行政分权使得地方官员拥有辖区投资自由裁量权,经济绩效考核则强化地方官员经济介入动机。地方主政官员既有能力(财政自主权)也有激励(政绩表现和政治晋升)采取策略性财政投资政策,以发送政绩信号、赢得政治晋升。

地方官员的财政投资行为受到任期制的影响。任期制通过强化权力的时间有限性,能够遏制权力滥用,能够克服终身制下的利益固化等弊端。不过,凡事有利有弊。在任期制下,地方官员重点关注任期之内的事务和政绩,缺乏动力关注任期之外的事务和政绩,因为他们毕竟只是辖区事务的临时的负责人和“剩余索取者”。容易想见,非固定任期制则进一步加剧短期化行为:地方官员更替频繁、无从确知每届任职年数,将集中精力于短期内易产生收益、易彰显政绩的投资项目,无心于短期内难产生收益、难彰显政绩的投资项目。

在地方政府财政支出构成中,基建投资具有见效快、短期内易彰显政绩的特性。首先,基建投资及其效果容易被观测到、容易产生政绩信号。上级在考核下级的政绩和能力时,不仅会定期考察一些客观量化的经济社会指标,也会基于一些现场考察做出主观判断(吴敏和周黎安,2018)。基础设施建

设则容易产生上级政府“看得见”的政绩信号。其次,基建投资的经济效果“立竿见影”、短期内能拉动经济增长。我们以基建投资为核心解释变量,以实际GDP增长率为被解释变量,实证研究发现:基建投资对当年和次年的实际GDP增长率有显著促进作用(因篇幅所限而未报告)。最后,基建投资为物质生产领域的投资,支出弹性较大,地方官员的操控空间也相应较大。所以,在财政与行政分权体制下,给定有限的财政资源,地方官员有激励、有空间在关键任职年份扩大基建投资。

值得注意的是,在非固定任期制下,地方官员的关键任职年份不再局限于换届年份。在西方国家的固定任期制下,政府官员在换届(选举)年份通常增加选民“看得见”的资本支出。中国非固定任期制下的官员行为与此不同。非固定任期制虽然表明任期具有弹性、富有灵活性,但并不意味着地方官员完全不了解、一无所知自己的任期。事实上,他们可根据其他官员和自己的履职经历、每一任职年份的离任概率与晋升概率、政府换届周期等因素,大致判断自己的可能任期与晋升机会。如表1和图1所示,在不同任职年份,省委书记的离任率、晋升率并非均匀分布,而是差异显著,这就在一定程度上成为任职预期的基础。于是,理性的官员出于政绩和晋升需要,并非在每一任职年份执行相同的基建投资政策,而是依据任职预期和晋升机会等因素,在不同任职年份策略性地配置财政资源于基建投资。以下具体分析处于不同任职年份的省委书记的基建投资策略。

上任伊始(任职第1年)的书记,离任率低(任期1年的书记占比5.44%),绝大多数将继续任职到次年。在任职预期稳定的情形下,提拔或平调到领导岗位的履新官员往往着力于在新岗位上做出新政绩。为树立威信、赢得认同、开创施政局面,为向上级部门传递有效信息、展示干事创业的能力,新任书记通常富有工作激情,积极主动,力争上游。民间谚语“新官上任三把火”,就形象地刻画出履新官员的积极工作作风。一些经验证据亦表明地方经济发展存有“新官上任效应”。例如,文雁兵(2014)研究发现,在全国党代会召开的次年,省级履新官员通常希望赢得良好口碑,他们为促进辖区经济发展而伸出“援助之手”。吴敏和周黎安(2015)研究发现,在省级党代会召开的次年,地级市一般预算支出增长率显著升高,这是由新任官员引起的。上述研究主要分析由党代会周期引起的经济波动,并未考察不同任职年份官员的差别性财政投资行为,因而它们未能提供“新官上任效应”的直接证据。并且,既有文献通常以财政总支出为分析对象,而未重点考察基建投资的政治周期效应。如前所述,基建投资可视性强、短期内能拉动经济增长、支出弹性大;因此,以基建投资为考察对象,易于排除财政支出中的诸多“噪音”,能更直接地验证地方官员的策略性财政投资行为。理论上,新任书记为凸显执政能力、尽早做出上级政府“看得见”的政绩,有激励以基建投资作为施政工作的重要抓手,上任伊始就积极启动重大基建项目、开建形象工程。因此预期,任职第1年的书记将积极加大基建投资,即基建投资表现出“新官上任效应”。

任职中期(任职第2年和任职第3年)的书记,其履新“三把火”已经显示个人能力、赢得上级认同,他们的干劲可能消退,出现怠政、懒政现象。更重要的是,任职中期的书记被调离的几率高于其他任职年份的书记:任期2-3年的书记最多,任期2年的占比15.90%,任期3年的占比20.92%。书记虽然无法决定自己的任期,但可根据大量前任的履职经历、自身履职经验等因素,大致预期可能的任期。当认识到离任概率较高时,他们不再有积极性像上任初期那样扩大基建投资,因为基建投资的政绩效应极有可能留给下任官员(可能是竞争对手),却无法凸显自己的政绩。事实上,民间谚语“一年干,二年看,三年等着换”,就形象地描绘出官员任期与工作心态之间的微妙关系。此外,任职中期的书记离正式制度规定的5年任期制尚有至少2年时间,而基建投资的经济增长效应主要发生在当年和次年,所以此时扩大基建投资并不利于在换届年份凸显政绩。理论上预期,任职中期的书记相对缺乏激励扩大基建投资。

换届前1年(任职第4年)的书记,处于任职历程的关键期:下一年即是正式制度规定的5年任期满年,新一轮官员换届即将来临。由表1可知,任职前3年未得到晋升的书记,若在换届年及延后一年还未得到提拔,以后晋升的几率微乎其微。所以,为提高来年换届时的晋升几率,书记有动力竭

尽所能做“最后冲刺”,最大限度地推动经济增长。既有文献也表明,省级经济增长率在换届年份达到高峰。例如,张军和高远(2007)利用1978-2004年的省委书记、省长数据,发现在省级官员任职第5年时经济增长率达到高点。与之类似,我们利用1978-2006年的省委书记数据,同样发现经济增长率的最高点出现在书记任职的第5年;利用1978-2014年的省委书记数据,发现经济增长率的最高点出现在书记任职的第4.4年(因篇幅所限而未报告)。这些证据说明,省委书记力促经济增长率在换届年份达到最大化。为达此目的,通常需要提前布局多种经济增长措施,其中,基建投资不仅能直接增加GDP总量,还能间接带动关联产业发展。鉴于基建投资的经济增长效应主要发生在当年和次年,书记在换届前1年扩大基建投资,最有利于在换届年份凸显政绩、增加晋升砝码:过早(任职第2-3年)扩大该类投资,无法在换届年份显著拉动经济增长,而且此时较高的离任率也弱化基建投资激励;过晚(任职第5年)扩大该类投资,可能给上级部门留下临时抱佛脚的机会主义行为印象,并且换届造成的不确定性也会削弱基建投资积极性。另外不容忽视的是,基建投资效果可视性强,在上下级间信息不对称情况下,书记于换届前1年布局该类投资,容易在晋升关键期做出上级部门“看得见”的政绩。有鉴于此,我们预期,任职第4年的书记将积极扩大基建投资:此时基建项目纷纷上马,“冲刺效应”凸显,基建投资表现出“换届激励效应”。

换届年(任职第5年)的书记,处于正式制度规定的5年任期制的最后1年。在该任职年度,书记离任率较高,晋升率则达到高峰(12.00%)。换届年造成任职的不确定性,书记此时扩大基建投资,极可能无法获取由此产生的经济政治利益,基建投资激励因而显著下降。任职第6年的书记,任期已超过正式制度规定的5年任期,在换届年末得到晋升的一些书记在该年得到晋升,晋升率因而相对较高(7.81%);由于换届及其滞后效应,如同任职第5年的书记没有激励扩大基建投资一样,任职第6年的书记同样如此。任职6年以上的书记,在任期届满年及次年未得到提拔,以后被提拔的几率很小;他们日益接近65岁退休年龄,晋升动机也日渐衰退。本文把任职第6年及以上的书记作为一个整体看待,整体上预期他们缺乏积极性加大基建投资。

综上,省委书记在任职的关键时间节点积极作为,以彰显政绩、赢得晋升机会。任职初期积极作为,有利于凸显执政能力、开创施政新局面。换届前1年积极作为,有利于提高换届年的经济增长率、增加晋升筹码。而积极作为的着力点,莫过于可视性强、易拉动经济增长的基建投资。由此,我们提出中国式政治预算周期假说:任职第1年书记、换届前1年书记,积极扩大基建投资;任职中期书记、换届年书记,缺乏激励扩大基建投资。该假说可简要表述为:

假说1:基建投资存在着“新官上任效应”和“换届激励效应”。

不同于基建投资,文教科卫投资的属性决定着地方官员在任期间操纵此类投资的激励较弱。首先,相对于基建投资而言,文教科卫投资的社会经济效果难以观测和量化、不易产生政绩信号。地方官员任职期间难以凭借此类投资向上级传递能力信号、凸显执政政绩。其次,文教科卫投资的经济效果是长期的,短期内难以拉动经济增长。实证研究发现,文教科卫投资对当年和次年的实际GDP增长率无显著影响(因篇幅所限而未报告)。因此,该类投资并不契合非固定任期制下地方官员的短期化行为倾向。最后,文教科卫投资为专用事业领域的投资,主要用于人力资本提升方面,支出刚性大,地方官员操纵空间相对有限。上述几点特性意味着,地方官员本身并没有充分的激励和空间在不同任职年份策略性地配置该类投资。此外,由于地方政府的许多任务职责难以量化或目标设定主观随意性较强,综合性的、易于观测的经济绩效就成为垂直治理模式下上级政府考核下级官员政绩的主要指标(王永钦等,2007;周黎安,2007);外在的自上而下的GDP考核导向、基于经济增长绩效的官员选拔机制,进一步促使地方官员在关键任职年份侧重于拉动经济增长的基建投资、相对漠视难以拉动经济增长的文教科卫投资。而且,在垂直集中官员治理模式下,鉴于中央地方间信息严重不对称、监督成本高昂,中央政府难以有效制约地方官员的自利性投资偏好和短期化投资行为(吴延兵,2017)。实证文献也表明,在中国式财政分权体制下,地方官员偏重基建投资,忽视教育、医疗等社会性公共品

供给,从而造成财政支出结构扭曲(傅勇和张晏,2007;尹恒和朱虹,2011)。综上所述,地方官员为彰显政绩、增加晋升砝码,有激励在关键任职年份实施扩张性基建投资政策,没有激励在关键任职年份扩大文教科卫投资。具体而言,不同任职年份的省委书记只是按照常规预算议程按部就班地安排文教科卫投资,该类投资应不像基建投资那样呈现出明显的周期性波动。

以文教科卫投资作为分析对象,也可间接检验假说1的稳健性:若文教科卫投资亦呈现假说1的周期性波动,那么假说1可能是由官员利益之外的因素所引起;反之,则可为官员利益驱动下的基建投资波动假说提供有力支持证据。为此,本文进一步提出与假说1相对应的待检验假说2。

假说2:文教科卫投资不存在“新官上任效应”和“换届激励效应”。

四、模型与数据

(一) 模型

怎样识别财政投资的“新官上任效应”和“换届激励效应”?投资增长率反映投资波动,若上述两种效应存在,那么相应任职年度的投资增长率应显著上升。计量检验方法可设定如下:一是,以任职第1年书记的投资增长率为比较基准,观察任职第2年至任职第5年书记的投资增长率如何变化;二是,以所有其他任职年份书记的投资增长率为比较基准,观察任职第1年书记、任职第4年书记的投资增长率如何变化。两个基准计量模型分别设定为:

$$G_{pt} = \alpha_1 + \sum_{k=2}^5 \alpha_k Y_{ipk} + \alpha_6 Y_{ip, k \geq 6} + \varphi' S_{it} + \varphi' E_{p, t-1} + u_p + \eta_t + \varepsilon_{pt} \quad (1)$$

$$G_{pt} = \beta_1 + \beta_2 Y_{ip1} + \beta_3 Y_{ip4} + \delta' S_{it} + \sigma' E_{p, t-1} + u_p + \eta_t + \omega_{pt} \quad (2)$$

被解释变量 G_{pt} 表示 p 省 t 年的投资增长率。投资增长率 = (本年投资 - 上年投资) / 上年投资。投资分别指基建投资和文教科卫投资。 u_p 表示省份固定效应,刻画不随年份变化的省份特征,如地理位置、资源禀赋等。 η_t 表示年份固定效应,刻画不随省份变化的年份特征,如全国性的宏观因素、经济政策等。年份固定效应也控制全国党代会周期的影响,因为每五年召开一次的全国党代会周期效应被年份固定效应所吸收。 ε 、 ω 代表随机误差项。

模型(1)的核心解释变量为 Y_{ipk} ($k=2, 3, 4, 5$) (简称任职年虚拟变量):当书记 i 在 p 省任职第 k 年时, $Y_{ipk} = 1$, 否则 $Y_{ipk} = 0$ 。当书记 i 在 p 省任职第6年及以上时, $Y_{ip, k \geq 6} = 1$, 否则 $Y_{ip, k \geq 6} = 0$ 。每一 p 省 t 年一一对应于书记 i 在 p 省任职的第 k 年。 Y_{ipk} 、 $Y_{ip, k \geq 6}$ 的含义是:相对于任职第1年书记所在省份的投资增长率而言,任职第2年、任职第3年、任职第4年、任职第5年、任职第6年及以上书记所在省份的投资增长率如何变化。根据假说1,预计系数 α_2 、 α_3 、 α_5 统计上显著为负,即任职中期书记、换届年书记的基建投资增长率显著下降;系数 α_4 的方向与显著性难以预先判断:任职第4年书记、任职第1年书记的基建投资增长率可能无显著差异,也可能稍微差异,这都符合“新官上任效应”和“换届激励效应”的预期。根据假说2,预计 α_2 、 α_3 、 α_4 、 α_5 统计上均不显著,即对于处于不同任职年份的书记而言,他们的文教科卫投资增长率无显著性差异。

模型(2)的核心解释变量为 Y_{ip1} 、 Y_{ip4} 。当书记 i 在 p 省任职第1年时, $Y_{ip1} = 1$, 否则 $Y_{ip1} = 0$; 当书记 i 在 p 省任职第4年时, $Y_{ip4} = 1$, 否则 $Y_{ip4} = 0$ 。它们分别表示,与所有其他任职年份书记所在省份的投资增长率相比,任职第1年书记、任职第4年书记所在省份的投资增长率如何变化。这是一种更直观的检验假说的方法,直接观察任职第1年书记、任职第4年书记的投资增长率变化情况。根据假说1,预期 β_2 、 β_3 统计上显著为正。根据假说2,预期 β_2 、 β_3 统计上不显著。

S_{it} 代表书记特征向量,具体变量如下。(1) 年龄(取对数)。(2) 年龄是否超过65岁:大于等于65岁,赋值为1,否则为0。(3) 大学学历:专科或本科学历,赋值为1,否则为0。(4) 研究生学历:硕士或博士学历,赋值为1,否则为0。(5) 本省籍贯:任职省份为籍贯省份时,赋值为1,否则为0。(6) 外省

晋升:从外省晋升到本省 赋值为 1 ,否则为 0。(7) 外省平调:从外省平调到本省 赋值为 1 ,否则为 0。
(8) 中央调入:从中央部委调入到本省 赋值为 1 ,否则为 0。

$E_{p,t-1}$ 代表省份经济特征向量 ,具体变量如下。(1) 财政收入增长率=(本年财政收入-上年财政收入)/上年财政收入。(2) 人均实际 GDP(取对数) ,实际 GDP 以 1978 年价格计算。(3) 交通基础设施 ,用人均公路里程(取对数)表示。(4) 工业化程度 ,用工业增加值占 GDP 的比重表示。为控制反向影响 ,将上述变量滞后一期 ,分别记为财政收入增长率₋₁、人均实际 GDP 对数₋₁、人均公路里程对数₋₁、工业化程度₋₁。

鉴于模型中的随机误差项可能存在着异方差 ,省内投资增长率、省内随机误差项均可能存在着序列相关 ,我们报告聚类到省份的稳健标准误。鉴于模型(1)能够全面反映各任职年份书记的投资动态 ,本文主要报告该模型的估计结果 ,并利用模型(2)作稳健性检验。

(二) 数据

省委书记数据收集自百度百科等网络资料。省级经济数据来自《新中国六十年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》、《中国财政年鉴》、各省统计年鉴等数种年鉴。数据样本为 1978-2014 年 30 个省(直辖市、自治区)的省委书记信息和省级经济信息的匹配数据 ,按照省份-年份结构排列 ,共 1079 个观测样本。需注意的是 2007 年中国实行财政收支分类改革 ,此后年份的统计年鉴不再单独列出各省的基本建设、文教科卫等支出项目 ,此类变量的年份为 1978-2006 年;而且 ,部分省份的基建、文教科卫数据未能回溯至 1978 年 ,所以本文数据为非平衡面板数据。省委书记变量和其他省级经济特征变量的年份为 1978-2014 年。

表 2 报告变量描述性统计结果。任职第 2 年书记至任职第 5 年书记的观测样本分别占总样本的 21.8%、17.1%、12.7%、9.6%;随着任职年数增加 ,观测样本逐渐减少。任职 ≥6 年的书记观测样本占总样本的 16.9%。基建投资年均增长 14.3% ,标准差 31.5;文教科卫投资年均增长 16.1% ,标准差 8.3;前者的平均增长速度小于后者 ,但波动幅度远大于后者。

图 2 展示处于不同任职年份的省委书记所在省份的投资增长率。基建投资增长率波动剧烈 ,最高值与最低值相差 9.5%;任职第 1 年书记、任职第 4 年书记的基建投资增长率分别达 19.8%、18.0% ,明显高于其他任职年份书记的基建投资增长率。文教科卫投资增长率波动平缓 ,最高值与最低值相差 2.8%。简单的描述性统计观察与理论假说相吻合。

表 2 变量描述性统计

	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
基建投资增长率(%)	771	14.2728	31.4556	-62.0531	196.7740
文教科卫投资增长率(%)	759	16.0885	8.2592	-23.9833	71.6253
任职第 2 年	1079	0.2178	0.4129	0	1
任职第 3 年	1079	0.1705	0.3763	0	1
任职第 4 年	1079	0.1270	0.3331	0	1
任职第 5 年	1079	0.0955	0.2940	0	1
任职 ≥6 年	1079	0.1687	0.3746	0	1
年龄(岁)	1079	60.6386	4.8387	44	76
年龄 65	1079	0.1872	0.3903	0	1
大学学历	1079	0.5190	0.4999	0	1

续表

	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
研究生学历	1079	0.2206	0.4148	0	1
本省籍贯	1079	0.2085	0.4064	0	1
外省晋升	1079	0.1594	0.3662	0	1
外省平调	1079	0.1511	0.3583	0	1
中央调入	1079	0.1594	0.3662	0	1
财政收入增长率(%)	1050	14.8756	16.2332	-68.3919	165.4550
人均实际 GDP(元)	1079	3377.0260	4549.5760	173.5408	36506.3800
人均公路里程(公里/万人)	1079	17.7948	15.3100	1.6907	124.6152
工业化程度(%)	1079	38.6808	9.3494	11.3400	76.0493

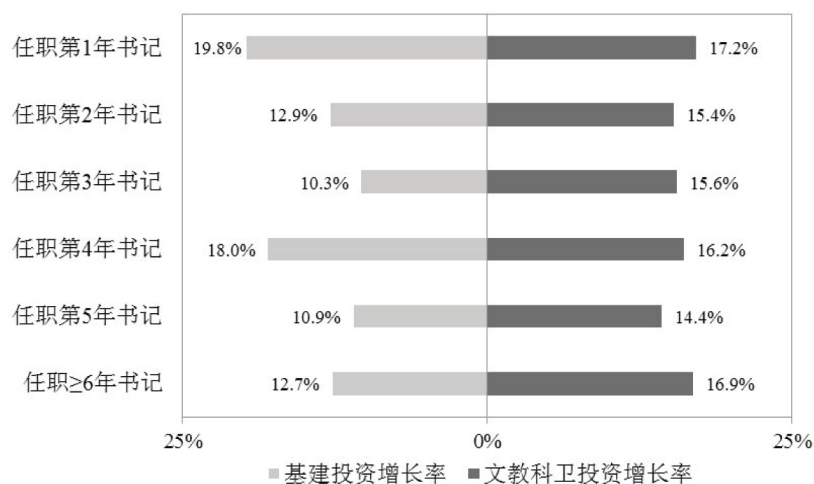


图 2 不同任职年份书记的投资增长率

五、实证结果

(一) 基准回归结果

表 3 为基建投资增长率估计结果。第(1)列只控制年份固定效应。第(2)列引入省份固定效应。第(3)列引入年龄、年龄 65、大学学历、研究生学历、本省籍贯等书记身份特征变量。第(4)列引入外省晋升、外省平调、中央调入等书记职业经历变量。第(5)列进一步引入财政收入增长率、人均实际 GDP、人均公路里程、工业化程度等经济特征变量。逐步加入控制变量后,任职年虚拟变量估计系数的显著性无实质性变化,系数绝对值有所增大。以第(5)列为例,与任职第 1 年书记的基建投资增长率相比,任职第 2 年、任职第 3 年、任职第 5 年、任职≥6 年书记的基建投资增长率分别显著低 6.8%、8.8%、8.3%、9.4%。任职第 4 年书记与任职第 1 年书记的基建投资增长率无显著差异。实证结果支持假说 1,即基建投资表现出“新官上任效应”和“换届激励效应”。

表 3 基建投资增长率回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
任职第 2 年	-5.3920* (2.8113)	-5.3333* (2.8655)	-5.8025* (2.9493)	-5.7452* (2.9480)	-6.7801** (3.0784)
任职第 3 年	-7.8904** (3.3401)	-7.7845** (3.4224)	-8.7529** (3.5484)	-8.7421** (3.5392)	-8.8486** (3.6143)
任职第 4 年	-1.7135 (3.5466)	-1.5248 (3.6579)	-2.8704 (3.8295)	-2.8071 (3.9033)	-2.4518 (3.6811)
任职第 5 年	-6.7933** (3.1975)	-6.5340* (3.3824)	-8.0792** (3.6429)	-8.1237** (3.6776)	-8.3363** (3.8140)
任职 ≥ 6 年	-7.2503** (3.2602)	-7.5656** (3.4383)	-9.8894** (3.7692)	-9.9390** (3.9113)	-9.4397** (3.6276)
控制变量	N	N	Y	Y	Y
省份固定效应	N	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
R ²	0.4099	0.4161	0.4245	0.4251	0.4328
观测值	771	771	771	771	746

注: 括号内为聚类到省级稳健标准误, *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 显著性水平。下同。

表 4 第 (1) 列报告文教科卫投资增长率的估计结果。任职年虚拟变量估计系数在统计上皆不显著, 表明文教科卫投资增长率在不同任职年份书记中无显著差异, 假说 2 得到验证。表 4 第 (2) - (4) 列分别报告科技三项费增长率、科学事业费增长率、政府资助企业挖潜改造支出增长率的估计结果。科技三项费是指 新产品试制费、中间试验费、重要科学研究补助费。政府资助企业挖潜改造支出是指 国家预算内拨付的用于企业挖潜、革新、改造的资金。上述投资种类与文教科卫投资同样具有投资效果不易测度、短期经济增长效应不明显的特性。估计结果显示, 任职年虚拟变量估计值在统计上均不显著, 假说 2 得到进一步证据支撑。综合表 3 与表 4 的结果, 可以发现, 省委书记策略性财政行为体现在基建投资上, 不体现在文教科卫投资上。

表 4 文教科卫投资增长率回归结果

	(1) 文教科卫增长率	(2) 科技三项增长率	(3) 科学事业增长率	(4) 挖潜改造增长率
任职第 2 年	-0.8124 (0.6520)	5.4717 (5.9372)	1.9644 (1.5917)	8.8156 (5.8544)
任职第 3 年	-0.1900 (0.6832)	-2.6085 (5.2773)	-1.2350 (2.4918)	-0.1831 (6.7860)
任职第 4 年	-1.0055 (1.0403)	7.2471 (7.8444)	-1.8852 (2.4246)	9.1280 (6.7346)
任职第 5 年	-1.1789 (1.0156)	4.1259 (5.1143)	-3.9029 (2.6033)	2.3682 (9.1714)

续表

	(1) 文教科卫增长率	(2) 科技三项增长率	(3) 科学事业增长率	(4) 挖潜改造增长率
任职≥6年	-0.1555 (0.8247)	0.7210 (6.2288)	-0.8388 (1.7110)	2.6986 (7.2122)
控制变量	Y	Y	Y	Y
省份、年份	Y	Y	Y	Y
R ²	0.4649	0.2036	0.6145	0.3220
观测值	734	665	545	695

注: 回归包括所有控制变量。

(二) 稳健性检验

1. 重设任职年虚拟变量

首先, 设任职第 2 年、任职第 3 年、任职第 4 年、任职≥5 年 4 个虚拟变量。其次, 设任职第 2 年, …… 任职第 6 年、任职≥7 年 6 个虚拟变量。再次, 设任职第 2 年, …… 任职第 15 年 14 个虚拟变量。最后, 将任职第 2 年与任职第 3 年两个变量合并, 形成任职第 2-3 年单一变量。估计结果表明, 重设任职年虚拟变量不改变前文结论。(因篇幅所限, 本节及下文只报告检验方法和结论。)

2. 限定任职第 1 年最低时间

在上文估计中, 如果书记恰好 6 月份上任, 那么第 1 年实际任职时间仅为 6 个月。第 1 年任职时间太短, 书记可能无法实质性影响财政投资政策。为排除此类偏差, 分别只保留任职第 1 年≥7 个月、任职第 1 年≥8 个月、任职第 1 年≥9 个月的书记样本。基建投资增长率、文教科卫投资增长率的估计结果仍旧稳健。

3. 剔除特殊样本

首先, 剔除异常离任书记。某些书记因特殊原因(免职、降职、死亡)突然终止任职, 使得投资项目可能突然中断。其次, 剔除任职第 1 年被提拔的书记。这类书记可能是中央重点培养对象, 担任书记职务只是一个过渡性、临时性任职。再次, 剔除 1978 年之前上任的书记, 即只保留 1978 年及之后年份上任的书记。最后, 剔除北京、上海、广东样本, 因为对于这三省(市)的人事安排, 中央政府可能另有考虑。分别剔除上述四类特殊样本后, 任职年虚拟变量估计结果与基准模型结果基本一致。

4. 直接验证

换个角度看, 与其他任职年份书记的基建投资增长率相比, 任职第 1 年、任职第 4 年书记的基建投资增长率应显著上升。我们采用模型(2)对此进行检验。基建投资增长率的估计结果显示, 任职第 1 年、任职第 4 年的估计值显著为正, 基建投资的“新官上任效应”和“换届激励效应”得到直接验证。文教科卫投资增长率的估计结果显示, 任职第 1 年、任职第 4 年的估计系数较小且不显著, 表明文教科卫投资不存在上述两种效应。

5. 动态面板模型

由于投资的惯性或调整, 当前的投资行为可能受到过去投资行为的影响, 我们采用如下动态面板模型来刻画投资的连续性。

$$G_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 G_{p,t-1} + \sum_{k=2}^5 \gamma_k Y_{ipk} + \gamma_6 Y_{ip, k \geq 6} + \theta' S_{it} + \vartheta' E_{p,t-1} + u_p + \eta_t + \zeta_{pt} \quad (3)$$

滞后一期被解释变量 $G_{p,t-1}$ 出现在方程右侧, 它与随机误差项相关, 具有内生性, 需要寻找合适的工具变量才能得到一致估计量。为此, 我们采用系统广义矩法(SYS-GMM)(Blundell & Bond, 1998),

该方法将式(3)的差分方程与水平方程作为一个方程系统进行估计。具体地,我们以 $G_{p,t-2}$ 、 $G_{p,t-3}$ 作为差分方程中 $\Delta G_{p,t-1}$ 的工具变量,以 $\Delta G_{p,t-1}$ 作为水平方程中 $G_{p,t-1}$ 的工具变量。AR(2)检验表明随机误差项的差分不存在二阶自相关,Hansen检验表明工具变量是有效的。基建投资增长率的估计结果显示,任职第2年、任职第3年、任职第5年、任职 ≥ 6 年的估计值均显著为负,它们的数值大小与前述静态面板模型估计结果基本一致。文教科卫投资增长率的估计结果显示,任职年虚拟变量估计值均不显著。

GMM主要适用于截面观测单元较大、时间序列较短的短面板(大N小T)数据,对于截面观测单元较小、时间序列较长的长面板(小N大T)数据而言,偏差校正最小二乘虚拟变量法(LSDVC)优于GMM法(Judson & Owen,1999)。本文数据的截面观测单元为30个省份,被解释变量(基建、文教科卫)时间序列为29年(1978-2006年),因此有必要采用LSDVC法做进一步的估计参数检验。在具体估计中,我们使用系统GMM估计量作为偏差校正的初始值,使用Bootstrap法重复抽样50次计算标准误。分别以基建投资增长率、文教科卫投资增长率为被解释变量,LSDVC估计结果显示,任职年虚拟变量估计值的显著性与系数大小与系统GMM估计结果相差不大。

6.增加控制变量

前文模型设定仍可能存在着遗漏变量问题,这些变量与任职年虚拟变量相关,且它们会影响省委书记的投资决策。我们在前述基建投资增长率模型的基础上进一步控制如下省份经济特征变量:(1)城镇化率=城镇就业人口/总就业人口。城镇化率较高的省份对基建投资的需求可能低于城镇化率较低的省份。(2)就业率=就业人口/总人口。就业率越高,意味着劳动年龄人口越多、劳动参与率越高,基建投资需求可能越大。(3)基建投资规模=基建投资/财政收入。基建投资规模越大,基建投资增长率可能越小。(4)预算外财政收入增长率=(本年预算外财政收入-上年预算外财政收入)/上年预算外财政收入。除预算财政收入外,作为政府自留部分的预算外财政收入对政府投资决策也应存在重要影响。为控制反向因果,上述变量均滞后一期。类似地,在前述文教科卫投资增长率模型的基础上,进一步控制滞后一期的城镇化率、就业率、文教科卫投资规模、预算外财政收入增长率。静态模型和动态模型的回归结果显示,增加控制变量未实质改变前文任职年变量的估计结果。

(三) 财政收支周期

基建投资只是财政支出的一部分,作为各分项支出加总的财政支出理应不像基建投资那样明显波动。若财政支出与基建投资呈现类似变化态势,那么本文的立论基础就值得怀疑。现以财政支出增长率为被解释变量来间接检验前文结论的稳健性。表5第(1)、(2)列显示,相比于任职第1年书记的财政支出增长率,任职第5年书记的财政支出增长率显著下降。第(3)列显示,相比于其他任职年份书记的财政支出增长率,任职第4年书记的财政支出增长率显著升高;这表明,此时的书记为提高换届年的晋升几率,不仅仅着力于基建投资,而是采用全面的财政扩张政策。总体结果表明,基建投资波动不是财政支出波动的伴生现象,省委书记在关键任职年份主要借由基建投资以彰显政绩。

基建投资波动是财政收入周期性变化的结果吗?理论上,省委书记掌控财政收入的能力相对有限,因为:税率由中央政府统一制定,地方政府遵照执行;税基扩大非一朝一夕之功,它由长期的经济基础和制度建设所决定。表5第(4)-(6)列报告财政收入增长率的估计结果,任职年虚拟变量估计值均不显著,表明财政收入不因书记任职年份不同而波动,这意味着基建投资波动并非财政收入波动的结果。

表 5

财政收支周期

	财政支出增长率			财政收入增长率		
	(1) 第 2-第 5 年	(2) 第 2-第 15 年	(3) 第 1、第 4 年	(4) 第 2-第 5 年	(5) 第 2-第 15 年	(6) 第 1、第 4 年
任职第 1 年			0.8715 (0.8016)			0.6411 (1.2081)
任职第 2 年	-0.3783 (0.9023)	-0.3812 (0.9229)		-0.6447 (1.2210)	-0.6892 (1.2503)	
任职第 3 年	-0.7009 (0.7930)	-0.6814 (0.8153)		-0.0956 (1.2870)	-0.1164 (1.3178)	
任职第 4 年	0.6190 (1.1150)	0.6307 (1.1244)	1.5852** (0.7115)	-0.2779 (1.8477)	-0.3396 (1.8984)	0.4471 (0.9690)
任职第 5 年	-2.1415** (1.0293)	-2.1262* (1.0536)		-1.0094 (1.5046)	-1.0356 (1.5366)	
任职 ≥ 6 年				-1.3032 (1.6959)		
任职第 6-第 15 年哑变量		Y			Y	
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份、年份	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R ²	0.6476	0.6523	0.6462	0.6017	0.6045	0.6013
观测值	1020	1020	1020	1050	1050	1050

注: 第(4)-(6)列的控制变量未包含滞后一期财政收入增长率。

(四) 省长样本

中国式政治预算周期是否发生在省长层面上? 估计结果表明,对于省长样本而言,假说 1 不适用,假说 2 适用。可能的解释是,省长与省委书记的政治利益和晋升机会不完全一致。省长可晋升到省委书记、中央部委、国家决策层,不像省委书记那样晋升空间只局限于国家决策层。在晋升空间较大的情况下,为增加政绩可视性和晋升机会,省长任职期间基本上一直加大基建投资,这使得不同任职年份的省长在基建投资增长率上无显著差异。这意味着,基建投资的“新官上任效应”和“换届激励效应”并不适用于所有级别的地方官员,因为不同级别的官员面临的约束条件和政治仕途不完全一样。地市级领导(市委书记、市长)、县级领导(县委书记、县长)层面是否存在着本文所称的政治预算周期,需要另行研究。

六、结论

非固定任期制既催生地方官员短视投资行为,又促使地方官员依据任职预期在不同任职年份采取不同投资策略。本文以基建和文教科卫为研究对象,旨在识别非固定任期制下省委书记的财政投资策略。实证研究发现:任职第 1 年、换届前 1 年的书记积极扩大基建投资,基建投资表现出“新官上任效应”和“换届激励效应”,由此形成具有中国特色的基建投资波动周期。文教科卫投资则不存在上述效应。研究揭示出,中国式政治预算周期是非固定任期制下地方官员理性选择财政投资策略的结果。

由政府官员主导的基建扩张与收缩,容易造成政绩泡沫,加大经济发展成本,加剧国民经济波动。为抑制其消极效应,应改进官员治理机制。一是规范官员任期制度。任期的科学化、规范化,能够稳定官员任职预期,从而有助于缓解基建投资的剧烈波动。这需要配套完善选举选拔、调配交流等官员治理体系。二是健全官员考核制度。应构建多元化、反映公众偏好的官员绩效考核指标体系,激励地方官员增加民生性、社会性公共品供给。三是加强官员监督机制建设,充分释放公众、媒体、社会舆论的官员监督作用。水平方向的官员监督机制,监督者众多、信息流动充分、监管动力充足,有利于抑制地方官员的财政操纵行为,有利于促进经济与社会的均衡、协调、可持续发展。

参考文献:

- [1] Besley T. and A. Case ,1995, “Does Electoral Accountability Affect Economic Policy Choice? Evidence from Gubernatorial Term Limits ,” *Quarterly Journal of Economics* ,110(3) : 769-798.
- [2] Blundell R. and S. Bond ,1998, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models ,” *Journal of Econometrics* ,87(1) : 115-143.
- [3] Brender A. and A. Drazen ,2005, “Political Budget Cycles in New versus Established Democracies ,” *Journal of Monetary Economics* ,52(7) : 1271-1295.
- [4] de Haan J. and J. Klomp ,2013, “Conditional Political Budget Cycles: A Review of Recent Evidence ,” *Public Choice* ,157(3-4) : 387-410.
- [5] Eslava M. ,2011, “The Political Economy of Fiscal Deficits: A Survey ,” *Journal of Economic Surveys* ,25(4) : 645-673.
- [6] Guo G. ,2009, “China’s Local Political Budget Cycles ,” *American Journal of Political Science* ,53(3) : 621-632.
- [7] Jin H. ,Y. Qian and B. R. Weingast ,2005, “Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism , Chinese Style ,” *Journal of Public Economics* ,89(9-10) : 1719-1742.
- [8] Judson R. A. and A. L. Owen ,1999, “Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists ,” *Economics Letters* ,65(1) : 9-15.
- [9] Klein F. A. and S. N. Sakurai ,2015, “Term Limits and Political Budget Cycles at the Local Level: Evidence from A Young Democracy ,” *European Journal of Political Economy* ,37: 21-36.
- [10] Li H. and L. Zhou ,2005, “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China ,” *Journal of Public Economics* ,89(9-10) : 1743-1762.
- [11] Mandon P. and A. Cazals ,2019, “Political Budget Cycles: Manipulation by Leaders versus Manipulation by Researchers? Evidence from A Meta-Regression Analysis ,” *Journal of Economic Surveys* ,33(1) : 274-308.
- [12] Montinola G. ,Y. Qian and B. R. Weingast ,1995, “Federalism , Chinese Style: The Political Basis for Economic Success in China ,” *World Politics* ,48(1) : 50-81.
- [13] Pierskalla J. and A. Sacks ,2018, “Unpaved Road Ahead: The Consequences of Election Cycles for Capital Expenditures ,” *Journal of Politics* ,80(2) : 510-524.
- [14] Rogoff K ,1990, “Equilibrium Political Budget Cycles ,” *American Economic Review* ,80(1) : 21-36.
- [15] Shi M. and J. Svensson ,2006, “Political Budget Cycles: Do They Differ across Countries and Why? ,” *Journal of Public Economics* ,90(8-9) : 1367-1389.
- [16] Tsai P. ,2016, “Fiscal Incentives and Political Budget Cycles in China ,” *International Tax and Public Finance* ,23(6) : 1030-1073.
- [17] Xu C. ,2011, “The Fundamental Institutions of China’s Reforms and Development ,” *Journal of Economic Literature* ,49(4) : 1076-1151.
- [18] 傅勇、张晏 2007, “中国式分权与财政支出结构偏向”,《管理世界》,第3期,第4-12页。
- [19] 高楠、梁平汉 2014, “晋升激励、市场化与地方财政预算周期”,《世界经济文汇》,第4期,第103-119页。
- [20] 耿曙、庞保庆、钟灵娜 2016, “中国地方领导任期与政府行为模式”,《经济学(季刊)》,第15卷第3期,第893-916页。
- [21] 王贤彬、张莉、徐现祥 2013, “什么决定了地方财政的支出偏向”,《经济社会体制比较》,第6期,第157-167页。
- [22] 王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭 2007, “中国的大国发展道路”,《经济研究》,第1期,第4-16页。
- [23] 文雁兵 2014, “新官上任三把火: 存在中国式政治经济周期吗”,《财贸经济》,第11期,第111-124页。
- [24] 吴敏、周黎安 2015, “地方政府的政治预算周期再研究”,《经济学报》,第2卷第2期,第33-55页。

- [25] 吴敏、周黎安 2018, “晋升激励与城市建设”, 《经济研究》第 12 期, 第 97-111 页。
- [26] 吴延兵 2017, “中国式分权下的偏向性投资”, 《经济研究》第 6 期, 第 137-152 页。
- [27] 尹恒、朱虹 2011, “县级财政生产性支出偏向研究”, 《中国社会科学》第 1 期, 第 88-101 页。
- [28] 张军、高远 2007, “官员任期、异地交流与经济增长”, 《经济研究》第 11 期, 第 91-103 页。
- [29] 周黎安 2007, “中国地方官员的晋升锦标赛模式研究”, 《经济研究》第 7 期, 第 36-50 页。

Political Budget Cycles , Chinese Style

WU Yanbing

The Institute of Economics , Chinese Academy of Social Sciences , Beijing , 100044

Abstract: The office term of China’ local officials is non-fixed. Under the non-fixed tenure system , in order to maximize political benefits during their tenures , local officials carry out different infrastructure strategies in different office years according to tenure expectations , resulting in cyclical fluctuations of infrastructure and thus forming the Chinese-style political budget cycles. Based on provincial party secretaries and provincial economic data during 1978-2014 , empirical results support the theoretical hypothesis: significant growth of infrastructure has been observed in the first office year and in the fourth office year of party secretaries. However , the same mode does not exist in investment on culture , education , science and health care. The study reveals that the Chinese-style political budget cycles are the rational investment choice of local officials under the circumstance of the non-fixed term system. To restrain negative effects of the political budget cycles , it is necessary to strengthen horizontal supervision for local officials and to improve official performance appraisal system.

Key Words: non-fixed tenure system; infrastructure investment; investment on culture , education , science and health; Chinese-style political budget cycles

(责任编辑: 梁若冰) [校对: 李 娜]