

地方官员更替与经济增长

王贤彬 徐现祥 李 郇*

摘 要 改革开放以来,中国的省长、省委书记更替成为一种常态,现有文献忽视了其对辖区经济增长的影响,本文对此进行了探讨。在理论上,我们讨论了多种地方官员更替影响短期经济增长的机制,强调省长、省委书记更替会对辖区经济增长带来短期的负面影响。在实证上,我们采用 1979—2006 年间我国 29 个省区的官员更替样本进行检验。结果发现,省长省委书记更替对辖区经济增长有显著的负面影响;这种影响的程度因地方官员更替频率、更替的地方官员的年龄等因素的不同而不同;地方官员更替主要影响辖区的短期经济增长波动,并非长期经济增长趋势。本文的发现是稳健的,能够增进对如何现实省区经济平稳增长的理解。

关键词 地方官员更替,经济增长,政治晋升激励

一、引 言

改革开放 30 年来,一个不容忽视的事实是,中国的地方官员在经济发展中扮演了积极而重要的角色,他们在推动经济体制改革、招商引资、发展民营经济、改善地方基础设施、区域经济合作等方面都发挥了重要作用。周黎安等(2005)也强调,“在中国经济以奇迹般速度增长的过程中,地方官员对当地经济发展所体现出的兴趣和热情在世界范围内可能也是不多见的”。

基于上述经验认知,实证文献从官员治理的某个维度证实了地方官员对辖区经济发展的影响程度。徐现祥等(2007)从地方官员跨省交流的视角考察了省长、省委书记对辖区经济增长的影响,发现存在正的官员交流效应。张军和高远(2007)从省长、省委书记交流和任期的角度考察了地方官员对辖区经济增长的影响,也发现官员交流有利于辖区经济增长,同时发现了地方官员经济增长绩效在任期内呈现倒 U 形。随后,王贤彬和徐现祥(2008)

* 王贤彬、徐现祥,中山大学岭南学院、经济研究所;李郇,中山大学地理科学与规划学院。通信作者及地址:徐现祥,广州市新港西路 135 号中山大学岭南学院,510275;E-mail:lnsxu@mail.sysu.edu.cn。感谢舒元、聂海峰、连玉君、詹新宇、张莉和两位匿名审稿人的评论和建议。本文的研究得到国家自然科学基金项目(70803055)、教育部人文社会科学研究项目(08JC790103)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(08JJD820170)、广东省人文社科重点研究基地创新团队项目(07JDTDXM79006)、全国优秀博士论文作者专项资助和中山大学 2008 年度笹川青年奖学基金的资助,在此表示感谢。

从省长、省委书记来源、去向、任期等维度系统地考察了地方官员治理对地方经济增长的影响,发现在控制了省区经济变量和省长、省委书记的自身特征后,不同类型的地方官员经济增长绩效显著不同。为什么处于同一个中央之下,面临着相同的财政激励和政治激励,不同类型的省长、省委书记对辖区经济发展的影响却不同呢?一个可能的解释是,“把激励搞对”固然重要,但官员是异质的,不同类型的地方官员发展辖区经济的偏好、能力等都不尽相同,从而同类级别的地方官员尽管面临着几乎相同的财政激励和政治激励,但他们对辖区经济增长的影响却未必相同。

如果地方官员是异质的,我们自然就有理由相信,官员更替会对经济增长带来影响。具体而言,本文尝试回答三个相关的问题:一是官员更替是否影响辖区经济增长?如果回答是肯定的,导致这种影响的可能机制是什么?比如这种影响是否与政治晋升激励相关,是由离任官员导致还是由新任官员引起的,抑或是他们之间存在某种差异的结果?同时,这种影响具有什么特征?比如是影响长期经济增长趋势还是短期经济波动?回答这些问题不仅可以验证地方官员异质性假说,而且可以为考察地方官员对辖区经济增长的影响提供一个新的维度:官员更替。至少在我们的知识范围内,到目前为止,还鲜有涉及官员更替这方面的文献。¹

在中国,中央对地方官员的治理是一个复杂的系统和过程,涉及地方官员的发现、培养、选拔、使用、考核、监督等各个环节。中央在地方官员的治理上具有绝对的权威,能够决定地方官员的任免。1980年,邓小平提出干部队伍要实现“四化”(革命化、年轻化、知识化、专业化),1982年,中央规定省部级干部任职不能超过65岁,制定老干部离休、退休和退居二线制度,同时废除了领导干部职务终身制。这些政策奠定了近三十年来我国干部人事管理制度改革的方向,使得地方官员更替成为一种常态。

基于此,本文从省长、省委书记更替的角度,考察在1979—2006年间省长、省委书记对辖区经济增长的影响,结果发现地方官员更替对辖区经济增长有显著的负面影响;这种影响的程度因地方官员更替频率、更替的地方官员的年龄等因素的不同而不同;地方官员更替主要影响辖区的短期经济增长波动,而不是长期经济增长趋势,即官员更替效应是短期的。

其实,本文的工作并非仅局限于具有中国特色的个案。Jones and Olken (2005) 基于全球130个经济体在1945—2000年间的国家领导人样本,从国家领导人更替的视角考察了国家领导人对经济增长的影响。与Jones and Olken (2005) 的发现相比,本文的发现具有两个特点:一是,本文的发现可能

¹ 已有研究中国的实证文献都是直接对地方官员任期内的经济增长绩效进行考察。对于跨国实证研究, Jones and Olken (2005) 较具代表性,他们基于全球130个经济体在1945—2000年间的国家领导人更替样本,筛选出57个在位自然死亡或者意外死亡的样本,发现国家领导人对经济增长有显著的影响,从而国家领导人的更替至少能够部分地解释经济增长的“大起大落”(the reversal in economic growth)。

比Jones and Olken (2005) 的发现更精细些。Jones and Olken (2005) 发现国家领导人更替前后的经济增长绩效显著不同, 但并没有细化到这种影响是正面的还是负面的; 而本文发现中国地方官员更替当年的经济增长显著下降, 进而考察了这种影响是长期的还是短期的。当然, Jones and Olken (2005) 采用的是国家领导人在位自然或意外死亡样本, 至少部分地规避了国家领导人更替的内生性问题; 而本文所使用的中国地方官员更替样本不具有严格的外生性, 但本文通过采用工具变量回归的做法得到可信的结论。以上比较意味着, 尽管世界国家领导人的更替与中国省长、省委书记的更替有着诸多的不同之处, 但在对辖区经济增长影响上却具有类似之处, 都反映了个人对经济增长的影响。

本文剩余部分的结构安排是: 第二部分是文献综述与理论假说; 第三部分是数据; 第四、五部分是实证分析; 最后是结论性评述。

二、文献综述与理论假说

(一) 文献综述

探索地方官员对辖区经济增长影响的文献, 主要分为两类: 一类是揭示地方官员致力于辖区经济增长的激励机制; 另一类是实证分析地方官员本身对辖区经济增长的影响程度。

目前, 人们倾向于把地方官员致力于辖区经济增长的动力归因于财政激励和政治激励。财政激励主要是保护市场的联邦主义假说, 强调财政分权对维护市场改革和推动地方经济增长的重要性 (Qian and Weingast, 1997)。考虑到杨其静和聂辉华 (2008) 对此做了很好的评述, 本文将重点考察政治激励。关于政治激励, 目前有三种表述, 周黎安 (2004, 2007) 称之为政治锦标赛; 张军 (2005, 2007) 称之为为增长而竞争; 徐现祥 (2005, 2007, 2008) 则称之为经济增长市场论。其实, 这三种表述具有内在一致的逻辑。改革开放以来, 中央开始致力于经济建设, 强调“发展是硬道理”, 对经济增长产生了需求。几乎与此同时, 中央对地方官员的晋升标准由过去的以政治表现为主转变为以经济绩效为主, 形成了至今流行的政绩观。在这种政绩观下, 地方官员为了得到政治晋升等收益,² 致力于辖区经济增长, 向中央提供经济增长。因此, 中央对经济增长有需求, 支付的是政治晋升等, 地方官员供给的是辖区经济增长, 得到的是政治晋升等, 从而改革开放以来, 中国在中央和地方之间出现了经济增长市场。在这个经济增长市场上, 需求方只有

² Li and Zhou (2005) 发现, 在中国, 经济增长速度每提供一个百分点, 省长、省委书记晋升的可能性就显著地提高 10 个百分点。

中央一家,而供给方是各个省区等地方行政区,显然是很多家,即经济增长市场是一个买方垄断的市场。在这个买方垄断的市场上,地方官员自然为经济增长而竞争,而且是锦标赛式的竞争。³最近,周黎安(2007)系统地考察了中国地方官员的晋升锦标赛模式及其得失;张军和王世磊(2008)分析了中国转型经济中地方政府和中央政府之间的层级政治激励机制,以及在此激励机制作用下的地方政府改善物质基础设施的表现。其实,从国际比较的角度看,已有文献强调,俄罗斯、印度与中国在20世纪90年代之后出现的经济成绩差异不是财政分权上的差异而是政府治理上的差异造成的(Zhuravskaya, 2000; Bardhan, 2006)。当然,这两种解释是互补的,财政分权与中国特色的官员治理结合能更好地解释地方政府官员的作为及其经济绩效(Zhuravskaya, 2000; Blanchard and Shleifer, 2001)。

这种政治激励不仅解决了地方官员发展辖区经济的动力问题,而且也影响到地方官员在区际关系上的行为。周黎安(2004)强调,在这种政绩观下,地方官员在区际关系上合作困难,会选择市场分割,“地方官员合作困难的根源并不主要在于地方官员的财税激励及他们所处的经济竞争性质,而是在于嵌入在经济竞争当中的政治晋升博弈的性质”。尽管这种政治激励可能会带来地方保护主义、重复建设等问题,但是区域之间的“贸易”联系却是不断加强的(张军, 2005),而且中国的一些地区(比如长三角、泛珠三角地区等)在经济发展过程中存在着很强的市场整合趋势。这意味着,面临相同的政治激励,有些地方官员会选择区域市场整合,而有些却选择市场分割。徐现祥等(2007)和皮建才(2008)证明了,为了实现晋升最大化,理性的地方官员是选择市场整合还是分割,因外部溢出效应正负而异。

既然我国现行的干部人事制度和财政体制安排形成了地方官员积极推动地方经济增长的主要激励基础,那么在此基础上系统而严谨地定量分析地方官员在地区的经济行为及其绩效上的影响,就成为文献的新进展。徐现祥等(2007)从地方官员交流的角度考察了地方官员对辖区经济增长的影响,结果发现省长交流能够使流入地的经济增长速度显著提高1个百分点左右,而且这种省长交流效应是通过在流入地采取大力发展二产、重视一产、忽视三产的产业发展取向实现的。张军和高远(2007)发现地方官员任期内的经济增长轨迹呈现倒U形变动,同时也发现官员交流对经济增长有积极的影响,从而印证了徐现祥等(2007)的发现。王贤彬和徐现祥(2008)发现了不同来源和去向类型的省长、省委书记的经济增长绩效显著不同,官员在经济绩效上存在显著的异质性。接着,徐现祥和王贤彬(2008)着重考察了京官的经济绩效,结果发现,从中央部委调任到地方省区担任省长、省委书记的京官,

³ 由于高一级的职位是相对固定的,中央择优晋升地方官员,从而官员之间的为增长而竞争就具有了锦标赛的特性。

平均而言，其任期内的经济增长记录显著地低，再次揭示了地方官员在经济绩效上的异质性。⁴

综上所述，现有文献致力于在官员层面上探索中国经济增长的动力机制，已经从官员治理的各个维度，比如交流、任期、来源、去向等角度考察了地方官员对产业发展、基础设施投资以及地方经济发展的影响，但还没有直接从地方官员更替角度考察地方官员对辖区经济增长影响的文献。

（二）理论假说

由以上文献综述可知，我国现有财政体制和人事制度为地方官员致力于发展辖区经济提供了强大的激励；从实证的角度看，省长、省委书记确实能够影响到辖区经济增长，而且这种影响是异质的。在我国，省长、省委书记更替是常态，因此，我们有理由期待，省长、省委书记更替将会对辖区经济发展产生影响。本文重点关注的是省长、省委书记更替对更替当年辖区经济增长的影响。更替究竟对辖区经济增长产生何种影响，可能观察到的结果有三种：第一种是更替对当年经济增长产生正的影响，第二种是产生负的影响，最后一种是并不产生明显的影响。

要对更替产生何种经济影响有一个合理的预期，需要对产生影响的背后机制进行分析和认识。由于每一次官员更替都涉及一位官员的离任和另一位官员的上任，因此需要分别从两位不同的官员身上以及他们之间的联系和差异上寻找原因。下面对此展开具体分析。⁵

从“即将离任的旧官员”的身上，存在不利于经济增长的可能证据。我们可以形象地借用一下关于国有企业经理人的行为描述的一个词，就是“59岁现象”，即一个即将离开的省长，如果他提前知道了当年会调出该省区，那么在他在任的最后一年里，他努力也好，不努力也好，无论成绩如何，他的去向已经决定了，所以他可以选择不努力，或者选择不冒险，“多一事不如少一事”。⁶这会使得地方官员更替对省区经济增长产生不利影响。这是一种政治晋升激励带来的不利影响，会因官员年龄不同而不同。我国省部级官员的强制退休年龄为65岁，这意味着相对年轻的官员有更好的仕途前景。由于中央对地方官员的绩效考核既是分阶段的也是连续的，因此相对年轻的地方官员拥有更强的持续推动辖区经济增长的动力，力图保持政绩上的良好记录。这样会导致更替对经济增长的不利影响因离任官员年龄而异的结果。

从新上任省长、省委书记身上，同时具有多种不利于或有利于更替当年

⁴ 在官方文件里，京官交流的目的是培养和使用相结合。从这种意义上说，徐现祥和王贤彬(2008)发现，京官交流主要是培养。

⁵ 感谢匿名审稿人对此部分的建设性意见。

⁶ 这需要满足两个条件，在地方官员离任当年，中央已经确定他的去向，并且他提前得知自身去向。

经济增长的潜在因素。

首先,从新上任省长、省委书记的角度看,无论是从本省晋升还是外省晋升或者异地交流来任职,⁷都需要一定时间适应新的工作岗位,只是程度有所差别。对于新上任的官员来说,存在以下几种角色和环境的转变:(1)职位的变化;(2)省区的变化;(3)地方省区还是中央部委的变化。第一种变化对于大部分地方官员都存在,比如一个本省的副省长晋升为本省省长,或者本省的副书记晋升为本省书记,尽管所在的省区没有变化,不需要时间来对所在省区的情况进行熟悉,但是仍然需要时间来适应新的职位、新的工作岗位。唯一不需要对职位进行熟悉的官员,是跨省平行交流的书记或者省长。不过,对于由一省省长平调为他省省长、一省书记平调为他省书记的地方官员,尽管不需要对同一级别的工作岗位进行熟悉,但需要对新的工作省区予以熟悉。最后,对于那些从中央部委调到地方省区的官员,往往需要同时对工作职位以及工作省区予以适应。由于不同来源的地方官员具有不同的工作经验和优势,因此这种适应性需要是否会使得官员更替产生不利经济影响,以及这种影响是否在不同来源类别的官员中有所差异,需要深入考察才能识别。

对于新上任的省长、省委书记而言,并不一定是适应性需要带来了官员更替对当年经济增长的影响。另外一种可能是,这是前后两任地方官员在期望或者实际推行的政策上存在差异造成的结果。在中央对地方实施财政分权和经济政策分权的情况下,地方官员拥有了调控地方经济增长的空间和手段,由于发展环境、工作经历、个人偏好等差异,不同的地方官员会实施不同的经济政策,⁸从而官员更替伴随着政策的不连续性,甚至发生某些衔接摩擦。省区内的政治活动主体和经济活动主体,会由于地方官员更换而出现政策和环境的预期不确定性,从而产生一个观望期,这种预期不确定性越强,经济增长所受影响则越大。⁹从政治晋升激励角度出发,新上任的省级官员期望在新的工作职位上做出新的成绩,特别是做出与前任相比更加突出或者不同的成绩。¹⁰这样,新上任官员就有很强的动机去实施差异化策略,这突出地表现为与前任官员所推行的政策的不同。一旦新任官员采取和实施与前任不同的政策,就会带来政策的不连续性,对经济产生影响。地方官员更替在当年会分两种情况出现:一种情况是仅有书记或者省长被更替了,另一种情况是两

⁷ 在1978—2005年,59%的省长、省委书记是本省晋升的,41%的是外省晋升和异地交流的(王贤彬和徐现祥,2008)。

⁸ 有时,官员更替是为了更好地适应新的发展环境和更好地实施新的发展战略,官员更替本身就是一个信号,反映了该省区的发展环境和战略发生了改变。

⁹ Besley and Ghatak(2005)论及,在官僚系统的各个层级中,选举期间首长的更替,往往引致相关层级或者部门的任务(mission)的变化,从而使得相关层级或部门的运行效率(productivity)出现变化,也就是说它们的运行效率是内生的。尽管他们讨论的是西方民主国家的情形,但与本文所讨论的情形具有相似之处。

¹⁰ 周黎安等(2005)证明了,我国改革开放以来中央在地方省级官员的考核上采取了相对前任的相对绩效考核机制;在我们的实证检验中也发现了类似的证据,限于篇幅以及这不是本文主要内容,没有报告。

类官员都被更替了。省长和书记都有制定和推广政策的权力，政策不连续性并不一定需要两类官员同时更替，但是两类官员同时更替的时候，产生政策不连续性的概率以及不连续性的严重程度都可能增大。

最后，传统智慧说的是“新官上任三把火”，即新上任的官员会大力推行新的政策，力争取得突出成绩。这往往被认为是新上任官员在短期内促进经济增长的一种说法，但这对于地方官员更替当年难以成立。地方官员新上任，如果实施与以前不一样的或者更加积极的经济政策，需要有一个提出、推广、实施以及产生效果的过程，这在不到一年的时间里难以显示出显著效果。如果没有譬如“五年计划”、刺激性财政政策等扩张性政策的短期紧密配合，新任官员“三把火”的当年影响有限。此外，理性的地方官员更多地追求预期任期内的经济绩效最优化，从而不会过度关注上任当年的经济表现。

基于上面的分析，我们提出如下有待检验的理论假说。

理论假说 省长、省委书记更替会对辖区经济增长带来短期的负面影响。

就某一个省区而言，省长、省委书记更替显然是不连续的，因此官员更替所带来的短期负面影响将会在辖区产生经济波动。从这种意义上说，本文的工作与政治经济周期文献相关。政治经济周期是指政治因素所引发的经济波动，其思想出现于20世纪70年代。Kramer (1971) 研究了经济因素对美国国会选举的决定作用；Nordhaus (1975) 提出了一个正式的政治经济周期模型；随后，Hibbs (1977, 1987) 认为不同党派具有不同的宏观经济目标，而经济周期则反映了政党轮流执政的周期性，从而发展出了纯粹党派信徒模型；Frey and Schneider (1978) 则集中研究了机会主义动机和党派信徒动机之间的相互作用，发展出了相机抉择型党派理论。20世纪80年代以后，随着理性预期学派的发展和理性预期技术的成熟，两大流派的政治经济周期理论都摒弃了原来的适应性假设，发展成为理性机会主义模型和理性党派信徒模型 (Alesina, 1987, 1988; Rogoff and Sibert, 1988; Rogoff, 1990)。在中国，尽管基本上不存在为当选而操纵经济政策的行为，但是党和政府的周期性换届，不同届的政府在经济增长目标和宏观调控的具体手段都有不同，从而对经济周期产生某些影响。Tao (2003) 发现，自1987年以来，中国的总固定资产投资增长率的四次峰值分别出现在党的十三大、十四大、十五大和十六大召开的次年；徐清海和李兰芝 (2006) 采用了1989年至2004年近三届政府任期内的经济指标，得出了我国存在政府换届经济周期的结论。刘瑞明和白永秀 (2007) 研究发现，由于地方政府保持着经济的控制权，政府组织中晋升激励体制的周期性和中央政府的宏观调控共同构成了中国经济周期性波动的主要成因，中国的经济周期本质上是晋升体制周期和宏观调控结合的产物。但需要强调的是，如下文图1所示，在我国，官员更替并非都集中于党代会召开前后，几乎每年都有官员更替。这意味着，“党代会周期”或者“政

府换届周期”并不能够完整地反映官员更替的影响。因此,本文构造官员与辖区经济增长绩效相匹配的面板数据,系统地从官员更替的维度考察官员对经济增长的影响,并不完全等同于现有的政治经济周期文献。

本文的理论假说强调,地方官员更替带来的是短期负面影响。其实,官员更替与官员任期密切相关,这意味着,本文与从任期维度考察官员对辖区经济增长的文献密切相关,正如文献综述里所提到的,如张军和高远(2007)、王贤彬和徐现祥(2008)已经发现,平均而言,省长、省委书记任期内的经济增长记录的时间模式是,先升后降,呈倒U形,恰与本文的理论假说相吻合。

三、数 据

省长、省委书记数据主要来源于《中华人民共和国职官志》(2003)以及人民网、新华网等公布的干部简历,涵盖1979—2006年间全国29个省、区、市党委书记以及省长(或市长、主席)的任命、调动信息。¹¹

在1979—2006年间,省长、省委书记更替是一种常态。这主要表现为,就全国而言,每年都有省长、省委书记更替。如图1所示,在1979—2006年间,更换次数为385次,平均每年13.75次,最大值为28次,出现在1985年;最小值为3次,出现在1984年。整体而言,80年代中期以前更换频率较高,随后相对较低,但每年都有省长、省委书记更替。

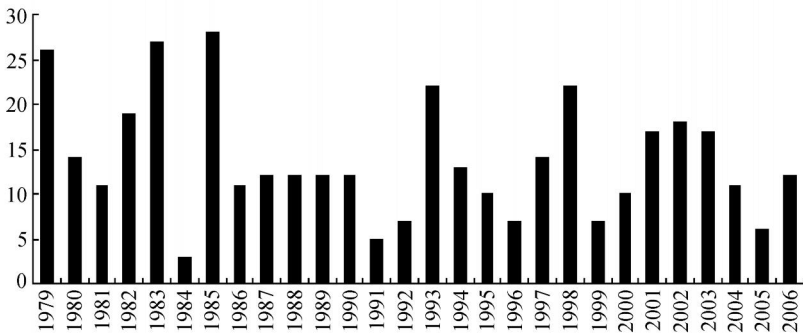


图1 全国每年更替省长、省委书记的次数

省长、省委书记更替是一种常态还表现为,1979—2006年间,每个省区都发生了省长、省委书记更替。如图2所示,省长、省委书记更换频率最高的是甘肃,达到18次,最低的是新疆,仅有7次。其中,省委书记更换频率最高的是上海,达到9次,最低的是新疆,仅有3次;省长更换频率最高的

¹¹ 不包括港、澳、台,海南和重庆由于建制较晚也没有考察。

是陕西和吉林，达到 11 次，最低的是新疆和宁夏，仅有 4 次。

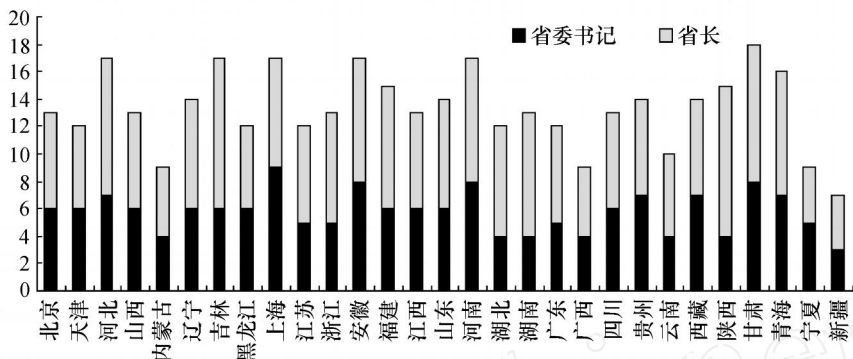


图 2 各省区在 1979—2006 年更换省长、省委书记的次数

与官员相匹配的经济数据，1993—2004 年间的 GDP 数据来自国家统计局根据全国经济普查调整后的《中国国内生产总值核算历史资料 1952—2004》，1978—1992 年间的 GDP 数据以及 1978—2004 年间的其他经济数据来自《新中国 55 年统计资料汇编》，2005—2006 年的所有经济数据来自《中国统计年鉴》(2006, 2007)。

在 1979—2006 年间，绝大多数省区的省长、省委书记更替年份的经济增长率比非更替年份的明显较低。为了描述性统计省长、省委书记更替年份的经济增长绩效，我们首先计算各个省区官员更替年份的 GDP 增长率的年平均值，以及非更替年份的平均值，然后比较二者的大小，如图 3 所示。在 29 个省份中，二者之差的最大值接近两个百分点；最小值约是 - 3 个百分点，均值是 - 0.49 个百分点，17 个省份的小于零。这意味着，平均而言，省长、省委书记更替年份的经济增长率比非更替年份低了 0.5 个百分点。

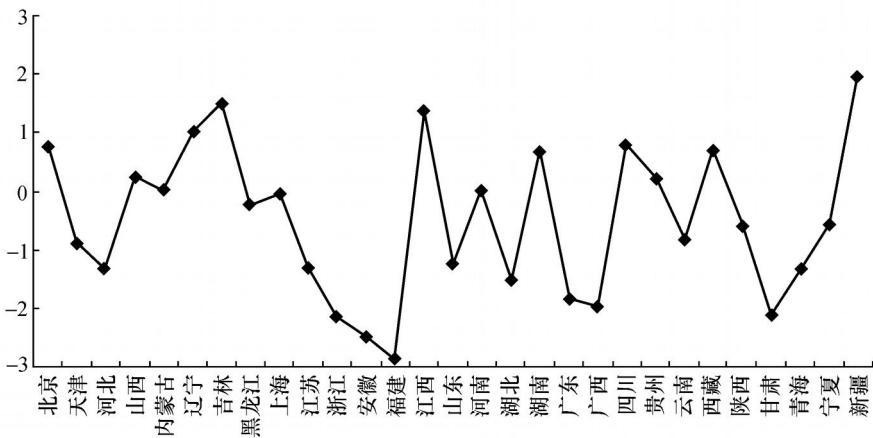


图 3 省长、省委书记更替年份经济增长速度均值与非更替年份均值之差

四、实证分析

(一) 实证模型

下面我们将规范地实证检验,省长、省委书记更替是否会对各省区当年的经济增长绩效产生影响。具体实证模型为

$$g_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{chan}_{it} + \beta_2 \log(y_{it-1}) + \beta_3 \log(n_{it} + i_{it} + u_{it}) + \beta_4 \log(\text{inv}_{it}) + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在回归模型(1)中, g_{it} 是实际GDP增长速度, chan_{it} 是当年该省区是否发生了地方官员更替的虚拟变量,发生了地方官员更替的取值为1,否则为0; y_{it-1} 、 n_{it} 、 i_{it} 、 u_{it} 和 inv_{it} 是一组刻画省区的经济变量,分别是上一年年末的人均实际GDP、人口增长率、资本折旧率、技术进步率和投资率¹²; α_i 和 μ_t 分别是省区固定效应和年度固定效应。此外,还有三点值得进一步强调:

第一,在实证分析中,我们之所以采用回归方程(1),是因为,如果不考察当年该省省长、省委书记是否发生更替的影响,式(1)类似于Mankiw等人(1992)基于新古典经济增长理论所发展的实证经济增长模型,现已成为实证经济增长文献的标准模型之一。

第二,在实证分析中,我们假设 $i_{it} + u_{it} = 0.10$ 。这样设定可能有点武断,但基于经济增长核算文献的相关发现,改变这个设定并不会对后面的实证结果带来实质性影响。

第三, β_1 是我们最关注的参数,当回归系数 β_1 的符号显著为负时,就不能推翻本文的理论假说。

(二) 基本结果

表1报告了基于式(1)的回归结果。由表1中的第1列可知,当不加入任何控制变量时,我们最关心的系数 $\beta_1 = -0.40$,能够通过显著水平为5%的统计检验。这表明,平均而言,在发生了省长、省委书记更换的年份,辖区当年的经济增长率降低约0.4个百分点。这与图3所传递的信息是一致的,即官员更替对辖区经济增长有显著的负面影响。

¹² 如果解释变量中是滞后一期人均实际产出的对数值,那么解释变量一般是当期人均实际产出的增长速度,本文被解释变量采用了当期实际总产出的增长速度,这是因为总产出的增速是最直接最受关注的经济变量。

表1 地方官员更替与省区经济增长

样本 方法	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	1979—2006				1986—2006				
	OLS		2SLS		OLS	OLS	2SLS	OLS	
常数	10.6*** (90.50)	35.5*** (5.90)	33.7*** (5.10)	35.6*** (5.40)	45.7*** (5.23)	45.4*** (5.08)	53.3*** (7.70)	59.8*** (7.16)	59.4*** (3.90)
chan	-0.40** (-2.00)	-0.43** (-2.20)	-0.43** (-2.20)	-0.44** (-2.21)	-1.18* (-1.77)	-0.96 (-1.77)	-0.47*** (-3.0)	-1.20* (-1.71)	-0.98* (-1.74)
log(y(-1))		-3.5*** (-4.20)	-3.4*** (-4.01)	-3.5*** (-4.00)	-4.7*** (-4.04)	-4.6*** (-3.86)	-5.3*** (-5.70)	-6.3*** (-5.95)	-6.3*** (-3.11)
log(n+1)			-0.56 (-0.70)	-0.33 (-0.40)	-0.49 (-0.67)	-0.46 (-0.64)	0.40 (0.70)	-0.14 (-0.15)	-0.12 (-0.20)
log(inv)			0.05 (0.10)						
log(inv(-1))				1.20** (2.10)	2.04** (2.41)	2.03** (2.46)	2.90*** (5.00)	2.59*** (3.37)	2.57*** (4.17)
resid						0.85 (1.36)			0.59 (1.09)
adj-R ²	0.719	0.717	0.716	0.712	0.483	0.49	0.871	0.576	0.585
D-W	1.6	1.6	1.6	1.6	1.7	1.7	1.2	1.1	1.1
过度识别检验					4.87			2.90	
省区效应	有	有	有	有	有	有	有	有	有
年份效应	有	有	有	有	有	有	有	有	有
样本量	812	812	812	812	736	736	609	606	606

注：(1) 第5、8列的工具变量为 $tenure_sz$, $tenure_sj$, age_sz , age_sj , $\log(y(-1))$, $\log(0.1 + m)$, $\log(inv(-1))$;

(2) 括号中报告的是异方差稳健的回归系数 t 值；***、**、*和⁺分别表示能够通过显著水平为1%、5%、10%和15%的统计检验。

在第2—4列中，我们引入了控制变量，这时我们最关心的回归系数₁，仍然为负号，而且绝对值大小几乎不变，约是0.4个百分点，能够通过显著水平为5%的统计检验。就控制变量 $\log(y)$ 、 $\log(n+0.1)$ 和 $\log(inv)$ 而言，其回归结果的符号与新古典经济增长理论预测和现有实证经济增长文献的发现一致。

表1的第1—4列回归结果初步揭示了，省长、省委书记更换显著地降低了辖区当年的经济增长，初步验证了本文的理论假说。

(三) 稳健性分析

到目前为止，我们已经发现，省长、省委书记更替对辖区当年经济增长的影响是负面的。这种影响是否稳健？在本小节，我们对此进行稳健性检验。

我们第一个稳健性检验是考察可能存在的内生性问题是否会显著影响上面的结论。正如许多评估政策影响的文献所强调的，政策实施往往存在样本选择的内生性问题，用一般的计量方法得到的结论是有偏甚至不一致的。我们特地考察地方官员更替是否在总体上存在内生性，如果存在样本选择的内生性，这一问题是否对上面的结论产生显著影响。

我们首先用1978—2006年29个省区的地方官员面板结构数据进行二元

离散选择 probit 模型回归, 考察显著影响地方官员更替的辖区经济因素和官员个人特征。对于发生了地方官员(包括书记或者省长)更替的省区年份, 因变量设置为 1, 没有发生地方官员更替的省区年份, 设置为 0。在 probit 回归中, 控制了省区个体效应和年份时间效应。在 probit 回归的自变量中, 加入了书记年龄、省长年龄、书记在任累计年数、省长在任累计年数、书记受教育程度、省长受教育程度、滞后一年实际人均产出的对数值、滞后一年的人口增长率的对数值、滞后一年投资率的对数值、滞后一年人均实际产出增长率、书记上任到上一年末期间的实际人均产出几何年均增长率、省长上任到上一年末期间的实际人均产出几何年均增长率等多个自变量。不过, 所有的经济变量的回归系数都没有通过显著水平为 10% 的统计检验, 官员受教育程度变量的回归系数也不显著, 而地方官员的年龄以及在任累计年数则显著影响地方官员的更替, 所有这些因素都对更替产生正的影响。最后的回归中仅保留了这些显著的变量。官员的年龄不以任何人的意志为转移, 而官员的累计在任年数在官员上任之后和离任之前, 也不受地方官员的直接影响, 因此官员的年龄以及在任累计年数可以看成外生变量, 有望作为解决可能存在的样本选择问题的工具变量。1978—2006 年的 probit 回归结果如下

$$\begin{aligned} \text{pro}(\text{chan}) = & - \underset{(-5.44)}{6.31} + \underset{(5.70)}{0.18}\text{tenure}_{-sz} + \underset{(2.71)}{0.08}\text{tenure}_{-sj} \\ & + \underset{(1.21)}{0.02}\text{age}_{-sz} + \underset{(3.13)}{0.05}\text{age}_{-sj}. \end{aligned}$$

上面括号中的是回归系数对应的 z 统计值, 回归方程的 $\text{Log}_{-likelihood}$ 为 -394.7, 总样本量为 736, 更替变量为 1 的为 261 个。

将书记年龄、省长年龄、书记在任累计年数、省长在任累计年数四个变量作为地方官员更替变量的工具变量, 对方程 (1) 重新进行回归。从表 1 第 5 列看出, chan 的回归系数仍然为负, 绝对值大小明显上升, 并且通过了显著水平为 10% 的统计检验。我们对此进行了相关的内生性检验和工具变量的过度识别检验。首先通过 2SLS 估计得到方程的残差, 然后用残差对包括第一阶段回归和第二阶段回归在内的所有外生变量进行回归, 得到 $nR^2 = 4.87$, 该统计量服从 χ^2 分布, 查表可知不能拒绝原假设,¹³ 也就是不能认为存在过度识别问题, 表明工具变量不具有内生性。我们也进行了 Hausman 检验, 用地方官员更替变量对所有外生变量进行 probit 回归, 获得相应的残差, 再将残差加入到原方程中, 用 OLS 回归来检验该残差回归系数的显著性。由表 1 第 6 列看出, 该残差的回归系数仅通过了显著水平为 20% 的统计检验。所以, 不能认为地方官员更替变量具有显著的内生性。此外, 此回归中 chan 的回归系数仍然为负, 尽管显著性下降, 但仍通过了显著水平为 10% 的统计检验。这

¹³ 显著水平选择 5%。

反映了在考虑地方官员更替可能存在的样本选择问题后，地方官员更替仍然对辖区当年的经济增长产生了显著的负面影响，从而能够说明基本结果是稳健的。

由图1可知，1978—1985年间，省长、省委书记更换频率较高，而1986年后相对平稳。因此，我们尝试对1986—2006年间的样本进行回归，看基本结论是否有变化。如表1中的第7列所示， $\beta_1 = -0.5$ ，通过显著水平为1%的统计检验。我们对1986—2006年样本进行了工具变量回归。将书记年龄、省长年龄、书记在任累计年数、省长在任累计年数四个变量作为地方官员更替变量的工具变量，对方程(1)重新回归。从第8列看出， β_{chan} 的回归系数仍然为负，绝对值大小明显上升，通过了显著水平为10%的统计检验。相关的工具变量的过度识别检验结果表明工具变量回归并不存在过度识别问题，内生性检验结构表明地方官员更替变量并不具有显著的内生性。

其次，我们通过对在党代会或者人代会获得连任的书记和省长设置虚拟的更替变量，反证上述结论的稳健性。省委书记一般在每隔五年的省党代会上重新选举，省长一般在每隔五年的人代会上重新选举。尽管省级官员每隔五年需要重新选举，但相当部分的官员并未在该时期更换，我们可以将此类官员看成是在重新选举年得到连任的官员。如果连任年份的经济绩效没有相对较低的迹象，则可以反证上述回归结果的稳健性。表2中的第1列报告了基于连任样本采用回归方程(1)的回归结果，连任年份的虚拟更替变量的回归系数虽然为负，但根本不显著。这意味着，对于连任的官员而言，连任年份的经济绩效并没有显著下降，从而印证了前面结论的稳健性。

采用连任样本得到的不同结果，给出了省长更替带来短期负面经济影响的背后含义。如果在党代会和人代会重新选举的时点上没有发生实际的更替，那么这种重新选举并不会给实际经济运行带来实际的短期负面影响。同时，只要发生了实际的省长或者省委书记更替，无论发生的时点是否处于党代会或人代会的选举时点上，实际经济运行都会受到短期的负面影响。这两点意味着是实际的地方官员更替产生了影响。在党代会或人代会召开的年份，往往伴随着党或政府政策的变化，这些变化可能会对经济增长产生影响。另外，党代会或人代会召开，可能伴随着人们对书记或者省长更替的某种预期，这种预期会影响到人们特别是党政系统工作人员的动机和相应行为。实证结果并未支持这两种可能性。对于前一种可能性，可能的解释是如果党政系统首长没有更替，政策仍然能够保持较好的连续性。对于后一种可能性，可能的解释是尽管党代会或人代会重新选举党政首长，但是很多情况下党政首长是否会在这些时点被更换的信息提前为党政系统所知，从而预期的不确定性大大减小，甚至不存在，因此不会对经济增长产生明显影响。

连任样本与更替样本在结果上的差异，也给出了更替样本影响短期经济运行的可能解释。新上任的省级官员期望在新职位上做出新成绩，特别是做

出与前任相比更加突出或者不同的成绩。因此,新上任官员有很强的动机去实施差异化策略,这突出地表现为与前任官员策略的不同。一旦新任官员采取和实施与前任不同的政策,就会带来政策的不连续性,从而对经济产生影响。这种差异化的经济影响不一定需要在政策实施完毕才会显现出来,政策的转换和调整需要各方进行政策重新适应,从而造成短期影响。此外,由于地方官员大多具有促进经济增长的动机,他们所实施的与前任不同的政策在任期内往往能够推动经济增长,从而不会在整个任期内显著减弱经济增长。

最后,我们人为地改变省长、省委书记更换的年份,比如前置或后置,然后考察在这些前置或置年份是否也出现了经济增长下降。如果这些年份没有出现经济增长减缓,则说明了经济增长系统地降低仅发生在有省长、省委书记更换的年份,从而佐证表1中的基本结果是稳健的。

具体而言,我们将虚拟变量后置或前置一年、两年和三年,同样采用式(1)做回归分析。后置一年的具体做法是,在真实存在省长、省委书记更换的年份,虚拟变量取值不再为1,而是为0,其上一年则改为1。¹⁴其他前置或后置的做法依之类推。

表2报告了前置或后置三期的回归结果。从回归结果看出,后置一期时,

表2 回归结果:进一步分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	连任	后置三期	后置二期	后置一期	前置一期	前置二期	前置三期
常数	34.91 *** (5.30)	34.9 *** (5.3)	33.9 *** (5.2)	34.9 *** (5.3)	34.8 *** (5.3)	34.7 *** (5.3)	35.5 *** (5.4)
chan	-0.15 (-0.51)	0.40 [†] (1.7)	0.58 ** (2.6)	-0.17 (-0.8)	-0.06 (-0.3)	0.33 [†] (1.5)	0.36 [†] (-1.5)
log(y(-1))	-3.38 *** (-3.92)	-3.4 *** (-4.0)	-3.3 *** (-3.8)	-3.4 *** (-3.9)	-3.4 *** (-3.9)	-3.4 *** (-3.9)	-3.5 *** (-4.0)
log(n+)	-0.34 (-0.43)	-0.3 (-0.4)	-0.4 (-0.5)	-0.3 (-0.4)	-0.3 (-0.4)	-0.4 (-0.5)	-0.3 (-0.4)
log(inv(-1))	1.16 ** (2.10)	1.1 ** (2.0)	1.1 ** (2.0)	1.1 ** (2.1)	1.1 ** (2.1)	1.1 ** (2.0)	1.2 ** (2.1)
adj-R ²	0.709	0.711	0.719	0.710	0.708	0.710	0.713
D-W	1.58	1.6	1.6	1.6	1.6	1.6	1.6
F	34.53	34.8	36.2	34.8	34.5	34.7	35.2
省区效应	有	有	有	有	有	有	有
年份效应	有	有	有	有	有	有	有
样本量	812	812	812	812	812	812	812

注:括号中报告的是异方差稳健的回归系数t值;***、**、*和[†]分布表示能够通过显著水平为1%、5%、10%和15%的统计检验;回归方法是FE-OLS。

¹⁴ 如果上一年本来存在官员更换,虚拟变量取值为1,现在则重新取值为0,从而保证原来真实存在官员更换年份的虚拟变量取值为0。

参数 β_1 符号仍然为负，但不显著；后置两期时，我们最关心的参数 $\beta_1 = 0.6$ ，符号是正号而非负号，且能够通过显著水平为 5% 的统计检验；后置三期时，参数 $\beta_1 = 0.4$ ，符号仍然为正号，但不是很显著。前置一期时，参数 β_1 符号还是为负号，但完全不显著且大小接近 0。前置二期时，参数 $\beta_1 = 0.3$ ，符号开始变为正号，但不是特别显著；前置三期时，参数 $\beta_1 = 0.4$ ，符号也是为正号，仍然不是特别显著。就控制变量而言，与在表 1 中的表现是一致的。整体而言，在六次重置试验中，都没有出现经济增长速度显著下降的现象，这意味着，经济增长系统地降低仅发生在省长、省委书记更换的年份。因此，有理由相信，表 1 中所发现的省长、省委书记更替不利于辖区当年的经济增长，大致是稳健的。

通过以上分析可知，在 1979—2006 年间，省长、省委书记更替对辖区当年经济增长的影响是负面的。

其实，本文的这个发现与现有文献的发现是一致的。张军和高远 (2007)、王贤彬和徐现祥 (2008) 在考察省长、省委书记任期内的经济增长绩效时都发现，省长、省委书记任期内的经济增长轨迹是倒 U 形的，即初始上任和临近离任年份的经济增长绩效相对低，任期中间的相对高些。这种时间模式恰好与图 4 传递的信息一致，只不过在图 4 中，我们重点考察的是省长、省委书记更替年份的增长表现，即上一任的最后 3 年的经济增长表现和新上任的开始 3 年的表现是 U 形，最低点恰好是更替年份。尽管更替年份属于倒 U 形的一个组成部分，但由于其处于边界点，具有更加复杂的表现和机制。

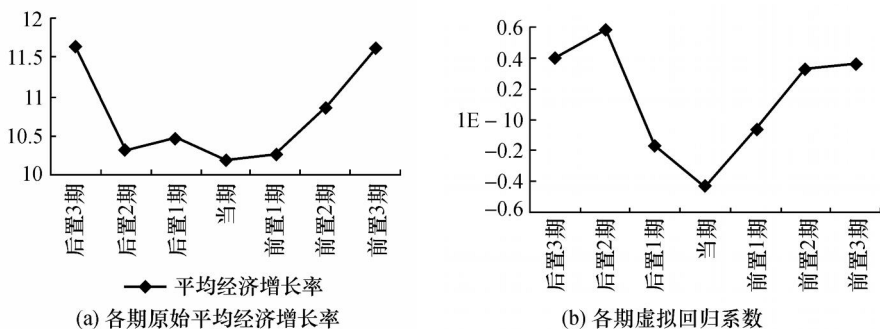


图 4

(四) 分地区、分阶段考察

本节专门考察地方官员更替的经济增长影响在分地区和分阶段上的差异。表 3 报告了相关结果。chan_east 和 chan_noneast 分别表示东部沿海省区和非沿海省区的地方官员更替虚拟变量，chan_timea 和 chan_timeb 分别表示 1978—1991 年和 1992—2006 年的地方官员更替虚拟变量。

表3 分阶段、分地区考察

方法	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OLS	2SLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
常数	43.27 *** (7.27)	45.60 *** (5.24)	46.71 *** (4.66)	42.84 *** (7.81)	46.51 *** (5.43)	42.85 *** (7.84)	42.87 *** (4.82)
chan_east	-0.961 *** (-2.93)	-1.098 (-1.55)	-5.083 (-1.49)				
chan_noneast	-0.127 (-0.49)	-1.142 (-1.28)	0.492 (0.45)				
chan_zhixia				-0.135 (-0.18)	-3.159 * (-1.66)		
chan_nonzhixia				-0.407 * (-1.85)	-1.159 * (-1.82)		
chan_timea						-0.456 (-1.29)	0.901 (0.55)
chan_timeb						-0.396 ** (-2.37)	-2.189 ** (-2.48)
log(y(-1))	-4.486 *** (-5.21)	-4.654 *** (-4.03)	-4.96 *** (-3.64)	-4.415 *** (-5.52)	-4.68 *** (-4.08)	-4.41 *** (-5.53)	-4.300 *** (-3.70)
log(n+)	-0.574 (-0.82)	-0.496 (-0.67)	-0.717 (-0.67)	-0.547 (-0.80)	-0.318 (-0.36)	-0.553 (-0.81)	-0.643 (-0.83)
log(inv(-1))	1.954 ** (2.27)	2.031 ** (2.41)	1.932 ** (2.13)	1.967 ** (2.299)	2.151 ** (2.47)	1.963 ** (2.29)	2.200 ** (2.53)
adj-R ²	0.466	0.483	0.388	0.464	0.461	0.464	0.467
D-W	1.66	1.68	1.80	1.64	1.72	1.65	1.71
过度识别检验		24.6	1.71		7.77		9.95
省区效应	有	有	有	有	有	有	有
年份效应	有	有	有	有	有	有	有
样本量	812	736	812	812	736	812	736

注:(1)第2列的工具变量是 east \times tenure_sz, east \times tenure_sj, east \times age_sz, east \times age_sj, noneast \times tenure_sz, noneast \times tenure_sj, noneast \times age_sz, noneast \times age_sj, log(y(-1)), log(0.1+n), log(inv(-1));第3列的工具变量是 east \times age_sz, east \times age_sj, noneast \times age_sz, noneast \times age_sj, log(y(-1)), log(0.1+n), log(inv(-1));第5列的工具变量是 age_sz \times nonzhixiashi, age_sj \times nonzhixiashi, zhixiashi \times age_sz, zhixiashi \times age_sj, tenure_sz \times nonzhixiashi, tenure_sj \times nonzhixiashi, zhixiashi \times tenure_sz, zhixiashi \times tenure_sj, log(y(-1)), log(0.1+n), log(inv(-1));第7列的工具变量是 time_a \times tenure_sz, time_a \times tenure_sj, time_a \times age_sz, time_a \times age_sj, time_b \times tenure_sz, time_b \times tenure_sj, time_b \times age_sz, time_b \times age_sj, log(y(-1)), log(0.1+n), log(inv(-1))。

(2)括号中报告的是异方差稳健的回归系数t值;***、**、*和[†]分布表示能够通过显著水平为1%、5%、10%和15%的统计检验。

分地区看,地方官员更替对辖区当年经济增长的影响在沿海和内地之间存在差异。无论是在沿海还是内地,省长、省委书记更换对辖区当年经济增长的影响都是负面的。如表3中的第1列所示,1979—2006年间,沿海更替变量的回归系数为-0.96,通过显著水平为1%的统计检验。非沿海更替变量的回归系数为-0.13,但非常不显著。这意味着,当保持其他条件不变时,在发生了省长、省委书记更换的年份,沿海地区的经济增长速度平均下降了约1个百分点,而非沿海地区的经济增长则变化不大。表3的第2—3列采用

工具变量进行回归，第2列的过度约束检验表明至少部分工具变量不满足外生性，第3列改变了工具变量重新进行回归，¹⁵此时非沿海更替变量的回归系数符号变为正，但非常不显著，而沿海更替变量的回归系数符号仍然显著为负。表3的第4—5列报告了直辖市和非直辖市两类省区的地方官员更替变量对经济增长的影响。在OLS回归下，仅有非直辖市省区的地方官员更替对当年辖区经济增长产生微弱的负面影响。当采用工具变量回归后，结果发生了很大变化，直辖市省区和非直辖市省区的地方官员更替都对辖区经济增长产生负面影响，并且影响程度在直辖市更加突出。对比省长、省委书记更替对沿海和内地的影响，在沿海省市，负面影响更显著。我国省级政府以及官员对于辖区经济发展具有很大的控制力，市场化程度较高和经济发展较快反而给了官员更大的空间影响辖区经济增长。这个发现与Jones and Olken (2005)的发现相一致，他们发现国家领导更替的影响在低收入国家是不显著的，而在中高收入国家是显著的。

表3还报告了分阶段考察省长、省委书记更替对辖区经济发展的影响。从OLS回归结果看，chan_timea的回归系数大小约为-0.45，但并不显著；chan_timeb的回归系数大小约为-0.4，能够通过显著水平为5%的统计检验。表3的第7列报告了采用工具变量的回归结果。chan_timea的回归系数符号变为正，但并不显著；chan_timeb的回归系数大小约为-2.2，能够通过显著水平为5%的统计检验，与采用OLS方法回归的结果没有本质变化。这种差别与沿海非沿海之间的差别存在相似之处，90年代以来改革开放程度更加深化了，官员发展经济的热情更加高涨，而且市场化程度较高和经济发展较快反而给了官员更大的空间影响经济增长。

(五) 分频率考察

既然地方官员更替会对当年经济增长造成影响，那么就有理由期待短期内更替频率会影响更替所产生的影响的显著程度。因此，除了对地方官员更替进行总体考察，我们还分别考察了不同类型的更替情形对短期经济运行造成的影响。

我们首先考虑的情况是每年当中地方官员更替次数是否大于1次，并按此标准将更替变量进行分类，如果更替次数为1次，则chan_notmore赋值为1，否则为0；如果更替次数大于1次，则chan_more赋值为1，否则为0。表4的第1列报告了采用1979—2006年样本的回归结果，chan_notmore的回归系数符号为负，但并不显著，而chan_more的回归系数符号为负，绝对值大小超过1，并且通过了显著水平为1%的统计检验。为了修正可能存在的

¹⁵ 工具变量舍去了累计任期变量，仅保留年龄变量。从直观上，年龄具有更强的外生性。

内生性问题,采用相同样本进行2SLS回归。工具变量除了上述的书记和省长的年龄和累计任期外,增加了书记或省长自身的年龄和累计任期的交叉项,以及他们两者的年龄和任期的交叉项,这些交叉项能较好地预测是否会在一年内发生多次地方官员更替。表4的2—3列报告了结果,两列所采取的工具变量有细微的差异,而关键变量的回归系数则非常相似。chan_notmore的回

表4 分频率考察

样本方法	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	1979—2006				1986—2006		
	OLS	2SLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
常数	42.62 *** (7.87)	42.87 *** (4.54)	43.08 *** (4.60)	42.44 *** (7.86)	45.08 *** (4.30)	58.70 *** (3.96)	59.13 *** (4.92)
chan_notmore	-0.192 (-0.80)	1.032 (0.73)	0.883 (0.63)				
chan_more	-1.124 *** (-3.27)	-3.53 * (-1.76)	-3.553 * (-1.72)				
chan_both				-1.058 *** (-2.96)	-3.87 * (-1.69)	-0.971 *** (-2.93)	-5.66 * (-1.82)
chan_double				-2.876 *** (-3.01)	8.05 (0.36)	-0.989 *** (-2.94)	-66.21 (-0.81)
chan_single				-0.197 (-0.81)	0.835 (0.54)	-0.313 (-1.61)	1.631 (0.98)
$\log(y(-1))$	-4.39 *** (-5.61)	-4.37 *** (-3.57)	-4.39 *** (-3.61)	-4.36 *** (-5.58)	-4.71 *** (-3.24)	-6.24 *** (-3.15)	-6.219 *** (-3.84)
$\log(n+)$	-0.547 (-0.81)	-0.468 (-0.62)	-0.469 (-0.63)	-0.533 (-0.79)	-0.572 (-0.67)	-0.148 (-0.27)	0.407 (0.42)
$\log(\text{inv}(-1))$	1.906 ** (2.22)	1.645 * (1.81)	1.662 * (1.83)	1.910 ** (2.21)	1.633 * (1.81)	2.421 *** (4.17)	1.878 * (1.72)
adj- R^2	0.468	0.441	0.445	0.467	0.408	0.583	-0.09
D-W	1.65	1.70	1.70	1.64	1.76	1.07	1.72
过度识别检验		5.15	4.71		4.49		2.17
省区效应	有	有	有	有	有	有	有
年份效应	有	有	有	有	有	有	有
样本量	812	736	736	812	736	609	606

注:(1)第2列的工具变量是 tenure_sz, tenure_sj, age_sz, age_sj, tenure_sz \times tenure_sj, age_sz \times age_sj, age_sj \times tenure_sz, age_sz \times tenure_sj, age_sz \times tenure_sj, age_sz \times tenure_sz, age_sj \times tenure_sj, $\log(y(-1))$, $\log(0.1+n)$, $\log(\text{inv}(-1))$;第3列的工具变量是 tenure_sz, tenure_sj, age_sz, age_sj, tenure_sz \times tenure_sj, age_sz \times age_sj, age_sj \times tenure_sz, age_sz \times tenure_sj, $\log(y(-1))$, $\log(0.1+n)$, $\log(\text{inv}(-1))$;第5列的工具变量是 tenure_sz, tenure_sj, age_sz, age_sj, tenure_sz \times tenure_sj, age_sz \times age_sj, age_sj \times tenure_sz, age_sz \times tenure_sj, age_sj \times tenure_sz, age_sj \times tenure_sz, age_sj \times tenure_sj, $\log(y(-1))$, $\log(0.1+n)$, $\log(\text{inv}(-1))$;第7列的工具变量是 tenure_sz, tenure_sj, age_sz, age_sj, tenure_sz \times tenure_sj, age_sz \times age_sj, age_sj \times tenure_sz, age_sj \times tenure_sj, age_sj \times tenure_sz, age_sj \times tenure_sj, age_sj \times tenure_sj, $\log(y(-1))$, $\log(0.1+n)$, $\log(\text{inv}(-1))$ 。

(2)括号中报告的是异方差稳健的回归系数 t 值;***、**、*和[†]分布表示能够通过显著水平为1%、5%、10%和15%的统计检验。

归系数符号此时变为正，也不显著，而 $chan_more$ 的回归系数符号仍然为负，在 10% 统计水平显著，并且绝对值超过了 3。这表明如果当年地方官员仅更替一次，对当年经济增长并不会造成显著的负面影响，但是如果当年地方官员更替过于频繁，则会对当年经济增长产生显著的负面影响。

在一年内发生多次地方官员更替的情形中，有的是省长或者书记自身发生了多次的更替，也有的是省长和书记同时发生了更替。¹⁶ 我们将这两种情况区分开来考察，分别建立 0—1 虚拟变量 $chan_double$ 、 $chan_both$ ，仅发生 1 次地方官员更替的情形则建立 0—1 虚拟变量 $chan_single$ 予以表示。表 4 的第 4—7 列报告了相关的回归结果。第 4 列报告了全样本的 OLS 回归结果， $chan_single$ 的回归系数符号为负，但不显著， $chan_both$ 与 $chan_double$ 的回归系数都在 1% 统计水平显著为负，且其绝对值都超过了 1。第 5 列是采用工具变量回归的结果，采用的工具变量与第 2 列采用的工具变量相同。此时， $chan_single$ 与 $chan_double$ 的回归系数符号都变为正，且都不显著，而 $chan_both$ 的回归系数仍然在 1% 统计水平显著为负，且绝对值超过了 3。这表明在一年内书记和省长同时发生更替的情况下，当年经济增长会显著减缓。第 6—7 列报告了采用 1986—2006 年样本进行回归的结果，不同的是在采用工具变量回归情况下， $chan_double$ 的回归系数尽管不显著，但符号为负，更加符合我们的直觉。这里传递的信息是，当年单次地方官员更替不会对经济增长产生显著影响，当年频繁的地方官员更替则会对经济增长产生负面影响，这种影响以书记和省长同时发生更替的情况最为剧烈。从政策连续性的角度来看，当书记和省长同时发生更替的时候，政策不确定性最大，党务系统以及政务系统的政策都可能因首长的更替发生变化，这种双重不确定性可能发生共振现象，从而导致经济增长减缓。如果新任官员有意识地实施差异化策略，那么政策调整无疑更加明显。

(六) 分年龄段考察

最后，我们按照地方官员所处的年龄段不同，对地方官员更替变量进行更进一步的划分，考察地方官员更替对当年经济增长的影响是否因他们所处年龄段的不同而存在差异。

我们首先按照离任官员的年龄将更替变量划分为三类，如果离任官员年龄小于 61 岁，则在更替（离任）年份 $chan_gounder61$ 取值为 1，否则为 0；如果离任官员年龄介于 61—65 岁之间，则在更替年份 $chan_go6165$ 取值为 1，否则为 0；如果离任官员年龄大于 65 岁，则在更替年份 $chan_goup65$ 取值为 1，否则为 0。表 5 的第 1 列报告了 OLS 回归结果，三个关键变量的回归

¹⁶ 显然，书记和省长在一年内同时发生更替，则当年地方官员更替次数必然大于 1 次。

表5 分年龄段考察

样本方法	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	1979—2006		1986—2006		1979—2006		1986—2006	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
常数	43.8*** (4.77)	46.58*** (4.44)	58.70*** (5.55)	58.91*** (5.66)	43.9*** (4.54)	56.01*** (4.11)	-0.32*** (5.59)	59.94*** (5.56)
chan_gounder61	-0.14 (-0.47)	-1.01 (-1.25)	-0.32 (-1.22)	-0.45 (-0.56)				
chan_go6165	-0.23 (-0.63)	0.01 (0.02)	-0.27 (-1.08)	-0.36 (-0.54)				
chan_goup65	-1.21** (-2.51)	-1.35** (-1.99)	-1.17*** (-2.65)	-0.81 (-1.23)				
chan_comeunder61					-0.27 (-1.07)	-0.69* (-1.79)	-0.32† (-1.48)	-0.56† (-1.48)
chan_come6165					-0.81† (-1.59)	-0.84 (-0.35)	-1.35*** (-2.76)	-1.23 (-0.66)
chan_comeup65					-1.76 (-1.17)	-14.92† (-1.63)		
log(y(-1))	-4.54*** (-3.85)	-4.74*** (-3.54)	-6.23*** (-4.47)	-6.25*** (-4.51)	-4.61*** (-3.69)	-6.49*** (-3.62)	-6.36*** (-4.53)	-6.38*** (-4.49)
log(n+ +)	-0.557 (-0.74)	-0.279 (-0.35)	-0.150 (-0.24)	-0.122 (-0.19)	-0.610 (-0.80)	-0.968 (-0.93)	-0.085 (-0.14)	-0.112 (-0.18)
log(inv(-1))	1.99** (2.15)	2.00** (2.05)	2.54*** (3.24)	2.51*** (3.20)	1.79* (1.92)	0.50 (0.32)	2.45*** (3.13)	2.49*** (3.16)
adj R ²	0.469	0.487	0.587	0.586	0.468	0.311	0.587	0.586
D-W	1.66	1.68	1.08	1.07	1.66	1.84	1.08	1.09
过度识别检验		8.39		9.42		7.25		17.3
省区效应	有	有	有	有	有	有	有	有
年份效应	有	有	有	有	有	有	有	有
样本量	812	736	609	606	812	736	609	606

注:(1)第2,4列的工具变量是 tenure_sz xageunder60_sz, tenure_sj xageunder60_sj, age_sz xageunder60_sz, age_sj xageunder60_sj, tenure_sz xage6165_sz, tenure_sj xage6165_sj, age_sz xage6165_sz, age_sj xage6165_sj, tenure_sz xageup65_sz, tenure_sj xageup65_sj, age_sz xageup65_sz, age_sj xageup65_sj, log(y(-1)), log(0.1+n), log(inv(-1));第6列的工具变量是 tenure_sz xageunder60_sz, tenure_sj xageunder60_sj, age_sz xageunder60_sz, age_sj xageunder60_sj, tenure_sz xage6165_sz, tenure_sj xage6165_sj, age_sz xage6165_sz, age_sj xage6165_sj, tenure_sz xageup65_sz, tenure_sj xageup65_sj, age_sz xageup65_sz, age_sj xageup65_sj, log(y(-1)), log(0.1+n), log(inv(-1));第8列的工具变量是 tenure_sz xageunder60_sz, tenure_sj xageunder60_sj, age_sz xageunder60_sz, age_sj xageunder60_sj, tenure_sz xage6165_sz, tenure_sj xage6165_sj, age_sz xage6165_sz, age_sj xage6165_sj, log(y(-1)), log(0.1+n), log(inv(-1))。

(2)括号中报告的是异方差稳健的回归系数t值;***、**、*和†分布表示能够通过显著水平为1%、5%、10%和15%的统计检验。

系数符号都为负,但仅有 chan_goup65 的回归系数在5%的统计水平显著,且绝对值超过了1。第2列报告了采用工具变量的回归结果,结果基本保持不变,仍然仅有 chan_goup65 的回归系数在5%统计水平显著为负。第3—4列报告了采用1986—2006年数据的回归结果,OLS回归结果与1979—2006年结果类似,而2SLS回归结果则是三个关键变量的回归系数符号都为负,但都不显著,但仍然是 chan_goup65 的回归系数显著性最高和绝对值最大。

此外，我们按照上任官员的年龄将更替变量划分为三类，如果上任官员年龄小于61岁，则坐在更替（上任）年份 $chan_comeunder61$ 取值为1，否则为0；如果上任官员年龄介于61—65岁之间，则在更替年份 $chan_come6165$ 取值为1，否则为0；如果上任官员年龄大于65岁，则在更替年份 $chan_comeup65$ 取值为1，否则为0。第5列报告了OLS回归结果，三个变量的回归系数都为负号，但没有达到10%的显著水平， $chan_comeunder61$ 的系数无论是绝对值还是显著性都最小， $chan_come6165$ 的系数显著性相对较高，而 $chan_comeup65$ 系数的绝对值最大。2SLS的回归结果有所变化， $chan_comeup65$ 的系数仅达到15%的显著水平，绝对值则大大增加。1986—2006年的样本，已经没有了上任年龄大于65岁的官员样本，OLS回归结果显示 $chan_come6165$ 的回归系数为-1.35，在1%统计水平显著为负，而 $chan_comeunder61$ 系数虽然为负，但基本不显著，最后的2SLS结果显示两个变量的回归系数都不显著，但 $chan_come6165$ 的系数绝对值仍然大于 $chan_comeunder61$ 的系数绝对值。¹⁷ 总之，无论是从上任官员年龄还是离任官员年龄上划分，如果更替涉及年龄较大的官员，则官员更替对当年经济增长造成更大的负面影响。这再次证明了年龄是影响地方官员仕途晋升的关键性因素，深刻地影响了政治激励的作用。从上任官员的年龄段划分的回归结果来看，不完全是在年龄较大的官员上任年份才会有显著的负面经济增长效应，表明除了政治激励因年龄而异之外，还有其他因素产生重要影响，一种可能是期望获得进一步晋升的地方官员，有动机实施差异化策略，导致政策不连续，从而造成上任年份经济增长减缓。

五、官员更替与经济波动

在本节，我们进一步考察，既然省长、省委书记更换能够显著地影响辖区当年的经济增长，那么究竟是经济增长的趋势受到了影响还是经济增长的短期波动受到了影响，从而更加完整地验证本文的理论假说。具体而言，将从省长省委书记更替时点和频率两个视角展开讨论。

（一）官员更替时点与省区经济增长波动

首先通过HP滤波把各省区的经济增长率分离为趋势项和波动项；然后将趋势项和波动项分别作为被解释变量，构造面板数据考察省长、省委书记更换究竟对它们产生了怎样的影响。

¹⁷ 第8列结果显示回归没有通过过度识别检验，我们改为仅采用不包括任期的工具变量后，可以通过过度识别检验，且关键系数回归结果基本不变，限于表格篇幅，没有列出。

表6报告了相应的回归结果。首先考察省长、省委书记更替对经济增长波动项的影响,由表6中的第1—4列可知,省长、省委书记更替对经济增长波动项有显著的影响。具体而言,当被解释变量为经济增长的波动部分时,代表省长、省委书记更替的虚拟变量的系数回归结果为-0.4,能够通过显著水平为5%的统计检验;在采用工具变量的回归结果中,省长、省委书记更替变量的回归系数仅通过了显著水平为20%的统计检验,但符号仍然为负。当我们加入常见的经济控制变量后,重新回归的结果与不加入这些控制变量的结果相似。

表6 更替影响了经济增长波动还是经济增长趋势?

因变量 方法	波动项				趋势项			
	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) OLS	(4) 2SLS	(5) OLS	(6) 2SLS	(7) OLS	(8) 2SLS
常数	0.152** (2.488)	0.340* (1.69)	18.511*** (3.30)	20.08** (2.19)	10.45*** (365)	10.23*** (60.29)	24.32*** (8.73)	24.10*** (8.53)
chan	-0.404** (-2.48)	-0.773 (-1.371)	-0.426*** (-2.71)	-0.829† (-1.484)	0.0208 (0.275)	0.616† (1.468)	0.003 (0.04)	0.251 (0.833)
log(y(-1))			-2.597*** (-3.31)	-2.712** (-2.34)			-1.818*** (-5.49)	-1.800*** (-5.35)
log(n+)			-0.420 (-0.75)	-0.336 (-0.551)			-0.134 (-0.34)	-0.126 (-0.32)
log(inv(-1))			0.839 (0.885)	0.935 (1.080)			1.127*** (4.47)	1.116*** (4.46)
adj-R ²	0.390	0.436	0.398	0.442	0.642	0.622	0.664	0.660
D-W	2.09	1.94	2.07	1.91	0.06	0.19	0.73	0.10
过度识别检验		2.72		5.70		6.94		7.17
省区效应	有	有	有	有	有	有	有	有
年份效应	有	有	有	有	有	有	有	有
样本量	812	736	812	736	812	812	812	812

注:(1)第2列的工具变量是 age_sj, age_sz, tenure_sj, tenure_sz;第4列的工具变量是 age_sj, age_sz, tenure_sj, tenure_sz, log(y(-1)), log(n+0.1), log(inv(-1));第6列的工具变量是 age_sj, age_sz, tenure_sj, tenure_sz, log(y(-1)), log(n+0.1), log(inv(-1)), 此时过度约束检验拒绝了原假设,但如果采用任期作为工具变量,则更加无法通过过度约束检验,因此采用年龄作为工具变量更为合适;第8列的工具变量是 age_sj, age_sz, log(y(-1)), log(n+0.1), log(inv(-1)), 此时过度约束检验拒绝了原假设,但如果采用任期作为工具变量,则更加无法通过过度约束检验,因此采用年龄作为工具变量更为合适。

(2)括号中报告的是异方差稳健的回归系数t值;***、**、*和†分布表示能够通过显著水平为1%、5%、10%和15%的统计检验。

接着考察省长、省委书记更替对经济增长趋势项的影响,由表6中的第5—8列可知,省长、省委书记更替对经济增长波动项无显著的影响,同时其回归系数符号全部为正。具体而言,当被解释变量为经济增长的趋势部分时,代表省长、省委书记更替的虚拟变量,其回归系数在大部分回归结果中很不显著。

最后对比被解释变量分别为经济增长波动项和趋势项的回归结果可知,在1979—2006年间,省长、省委书记更替显著地影响了辖区经济增长的短期波动,对其长期增长趋势没有显著影响。

(二) 官员更替频率与省区经济增长波动

如果省长、省委书记更替能够影响到辖区当年的经济增长，那么在一定时段内省长、省委书记更替越频繁，则其辖区经济波动就越大。基于此，本小节将从 29 个省区在 1979—2006 年间省长、省委书记更替次数的角度，进一步考察省长、省委书记更替对辖区经济发展的影响。具体回归方程为

$$\text{depend}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{freq}_i + \beta_2 \log(\text{ry}_i) + \beta_3 \text{east}_i + \beta_4 \text{middle}_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

在式 (2) 中， freq 、 $\log(\text{ry})$ 、 east 和 middle 分别表示更换次数，1978 年末的人均实际产出，东部和中部的地区虚拟变量； depend 是被解释变量，既可以表示各省区 1979—2006 年的平均增长速度，记为 ave_g ；也可以度量各省区在 1979—2006 年间的经济波动。对经济波动的度量将采用三个指标，既采用 1979—2006 年间长率的标准差度量，记为 se_g ；采用 1979—2006 年间长率的变异系数度量时记为 bianyi_g ；采用 HP 滤波对增长率进行去势处理，然后直接考察波动部分的标准差，记为 se_vol 。

在式 (2) 中， β_1 是我们最关心的参数。可能有三种情况：当其显著为正号时，则意味着省长、省委书记更替频率越高，辖区在 1979—2006 年间的平均增长速度越快或波动越大；反之，显著为负号时，则意味着省长、省委书记更替频率越高，辖区在 1979—2006 年间的平均增长速度越慢或波动越小；当 β_1 不显著时，则意味着省长、省委书记在 1979—2006 年间的更替频率对辖区平均增长速度和经济波动没有显著影响。

表 7 报告了基于式 (2) 的回归结果。首先考察省长、省委书记更替对辖区平均增长速度的影响，如表 7 中的第 1 列回归结果可知，我们最关心的参数 $\beta_1 = -0.09$ ，且不显著。这表明，平均而言，在 1979—2006 年间，尽管 29 个省、区、市的省长、省委书记更替次数从 8 次到 18 次不等，但是其对辖区平均增长速度并没有显著影响。

接着考察省长、省委书记更替对辖区经济增长波动程度的影响，如表 7 中的第 2—4 列回归结果可知，无论被解释变量是标准差还是变异系数，我们最关心的参数 β_1 都是正号，且能够通过显著水平为 5% 甚至 1% 的检验。这表明，在 1979—2006 年间，省长、省委书记更替能够显著地影响到辖区经济增长波动，具体而言，更替次数每增加 1 个单位，辖区经济增长的标准差就增加 0.15 个单位或变异系数增加 0.02 个单位。

最后对比省长、省委书记更替次数对平均增长速度和经济波动的影响，显然可知，1979—2006 年间，省长、省委书记更替越频繁，辖区经济增长波

表7 省长、省委书记更替频率的影响:1979—2006

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	ave_g	se_g	bianyig	se_vol
常数	18.9 *** (8.2)	2.6 (1.0)	- 0.1 (- 0.3)	3.1 (1.2)
freq	- 0.09 (- 1.4)	0.15 ** (2.0)	0.02 *** (2.9)	0.15 ** (2.1)
log(ry)	- 1.4 *** (- 3.8)	- 0.1 (- 0.3)	0.04 (1.0)	- 0.3 (- 0.7)
east	2.8 *** (5.8)	- 0.1 (- 0.2)	- 0.11 ** (- 2.3)	0.08 (0.1)
middle	0.4 (0.8)	- 0.6 (- 1.1)	- 0.08 * (- 1.7)	- 0.3 (- 0.7)
adj- R ²	0.554	0.017	0.196	0.037
D-W	2.5	2.1	2.2	2.1
样本量	29	29	29	29

注:括号内是 *t* 值;***、**和 * 分别表示能够通过显著水平为 1%、5%和 10%的统计检验。

动幅度越大,但对平均增长速度没有影响。¹⁸

在以上两部分分析中,虽然是从省长、省委书记更替时点和频率两个视角展开讨论的,但发现却是一致的:1979—2006年间,省长、省委书记的更替只会对辖区带来短期的经济波动而不能改变辖区的长期经济增长趋势,即省长、省委书记的更替效应是短期的,而不是长期的。

其实,本文的这个发现与 Jones and Olken (2005) 的发现是类似的。Jones and Olken (2005) 采用全球二战后国家领导人死亡样本,发现经济增长的“大起大落”至少可以部分地归因于国家领导人的更替。但 Jones and Olken (2005) 并没有进一步考察国家领导人更替是否显著地影响了经济的长期增长趋势。

六、结论性评述

改革开放以来,我国财政体制和人事制度改革为地方官员致力于发展辖区经济提供了强大的激励。因此,人们开始定量分析省长、省委书记对辖区经济增长的影响,主要是从省长、省委书记的来源、去向、任期、交流等某个治理维度展开的,恰忽视了省长、省委书记更替对辖区经济增长的影响。

从省长、省委书记更替的角度探索地方官员对我国经济增长的影响是一个有意义的话题。改革开放以来,省长、省委书记更替已经成为一种常态,

¹⁸ 我们曾经尝试在回归自变量中同时引入更换次数的一次项和二次项,但回归结果是两者系数皆不显著,表明不存在更替次数与经济增长波动之间的二次非线性关系。

因此，有必要定量测评官员更替的经济绩效。另一方面，这可能是具有一般意义的话题。个人对经济发展的影响问题，可以说是一个古老的有争议的问题，Jones and Olken (2005) 基于全球 130 个经济体在 1945—2000 年间国家领导人样本，从国家领导人更替的视角首次考察并发现国家领导人对经济增长有显著的影响。

因此，本文在讨论多种地方官员影响短期经济增长的机制之后，强调省长、省委书记更替将会对辖区经济增长带来短期的负面影响。采用 1979—2006 年间我国 29 个省区的官员更替样本，本文实证分析了地方官员更替对辖区经济增长波动的影响，结果发现，省长、省委书记更替对辖区经济增长有显著的负面影响；这种影响的程度因地方官员更替频率、更替的地方官员的年龄等因素的不同而不同；地方官员更替主要是影响辖区的短期经济增长波动，而不是长期经济增长趋势，即官员更替效应是短期的。

本文的发现是相当稳健的，不仅验证了本文的理论假说，而且细化了 Jones and Olken (2005) 的发现。尽管国家领导人的更替与中国省长、省委书记更替有着诸多的差异，但在对辖区经济增长影响上却具有类似之处，都反映了个人对经济增长和发展的影响。

另外，本文的发现，从地方官员治理的角度给出了我国省区经济增长波动的一个解释，有望增进对如何实现省区经济平稳增长的理解。实际上，中共中央办公厅 2006 年印发了《党政领导干部职务任期暂行规定》明确党政领导职务每个任期为 5 年，在任期内应当保持稳定，任满一个任期。这一规定有利于地方官员任期的稳定性提高和长度的适度加大，从而更加有利于地方经济、社会和文化事务的长期稳定发展。

参 考 文 献

- [1] Alesina, A., "Macroeconomic Policy in a Two-Party System as a Repeated Game", *Quarterly Journal of Economics*, 1987, 102(3), 651—678.
- [2] Alesina, A., "Macroeconomics and Politics", in Fischer, S. (ed.) *NBER Macroeconomics Annual 1988*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1988, 13—52.
- [3] Bardhan, P., "Awakening Giants, Feet of Clay: a Comparative Assessment of the Rise of China and India", Paper presented at International Conference on the Dragon and the Elephant: China and India's Economic Reforms, 2006 July 1—2, Shanghai, China.
- [4] Besley, T., and M. Ghatak, "Competition and Incentives with Motivated Agents", *American Economic Review*, 2005, 95(3), 616—636.

- [5] Blanchard, O., and A. Shleifer, "Federalism with and without Political Centralization: China vs. Russia in Transitional Economics: How Much Progress?" *IMF Staff Papers*, 2001, 48(4), 171—179.
- [6] Frey, B., and F. Schneider, "An Empirical Study of Politico-Economic Interaction in the United States", *Review of Economics and Statistics*, 1978, 60(2), 1974—1983.
- [7] Hibbs, D., "Political Parties and Macroeconomic Policy", *American Political Science Review*, 1977, 71(4), 1467—1484.
- [8] Hibbs, D., *The American Political Economy: Macroeconomics and Electoral Politics*. Cambridge: Harvard University Press, 1987.
- [9] Jones, B. and B. Olken, "Do Leaders Matter? National Leadership and Growth since World War II", *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(3), 835—864.
- [10] Kramer, G., "Short-term Fluctuations in U. S. Voting Behavior, 1896—1964", *American Political Science Review*, 1971, 65(1), 131—143.
- [11] Li, H., and L. Zhou, "Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China", *Journal of Public Economics*, 2005, 89(9—10), 1743—1762.
- [12] 刘瑞明、白永秀, "晋升激励、宏观调控与经济周期: 一个政治经济学框架", 《南开经济研究》, 2007年第5期, 第19—31页。
- [13] Mankiw, N., D. Romer, and D. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107(2), 407—437.
- [14] Nordhaus, W., "The Political Business Cycle", *Review of Economic Studies*, 1975, 42(2), 169—190.
- [15] 皮建才, "中国地方政府间竞争下的区域市场整合", 《经济研究》, 2008年第3期, 第115—124页。
- [16] Qian, Y., and B. Weingast, "Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives", *Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11(4), 83—92.
- [17] Rogoff, K., "Equilibrium Political Budget Cycles", *American Economic Review*, 1990, 80(1), 21—36.
- [18] Rogoff, K., and A. Sibert, "Equilibrium Political Business Cycles", *Review of Economic Studies*, 1988, 55(1), 1—16.
- [19] Tao, Y., "Rationalization of Political Business Cycle in China", Presented in the International Conference on "The Rise of China Revisited: Perception and Reality", Institute of International Relations, National Chengchi University, December 11—12, 2003.
- [20] 王贤彬、徐现祥, "地方官员的来源、去向、任期与经济增长", 《管理世界》, 2008年第3期, 第16—26页。
- [21] 徐清海、李兰芝, "中国经济的政治周期", 《三峡大学学报(人文社会科学版)》, 2006年第11期, 第92—94页。
- [22] 徐现祥, "渐进改革经济中的最优增长", 《数量经济技术经济研究》, 2005年第8期, 第3—15页。

- [23] 徐现祥、李郁、王美今，“区域一体化、经济增长与政治晋升”，《经济学（季刊）》，2007年第6卷第4期，1975—1996页。
- [24] 徐现祥、王贤彬，“地方官员的培养”，2008年，中山大学岭南学院工作论文。
- [25] 徐现祥、王贤彬、舒元，“地方官员与经济增长——来自中国省长、省委书记交流的证据”，《经济研究》，2007年第9期，第18—31页。
- [26] 杨其静、聂辉华，“保护市场的联邦主义及其批判”，《经济研究》，2008年第3期，第99—114页。
- [27] 张军，“中国经济发展：为增长而竞争”，《世界经济文汇》，2005年第4期，第101—105页。
- [28] 张军、高远，“官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据”，《经济研究》，2007年第11期，第91—103页。
- [29] 张军、王世磊，“中国地方官员为什么要改善基础设施？”，《经济学（季刊）》，2008年第7卷第2期，第383—398页。
- [30] 周黎安，“晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因”，《经济研究》，2004年第6期，第33—40页。
- [31] 周黎安、李宏彬、陈烨，“相对绩效考核：中国地方官员晋升机制的一项经验研究”，《经济学报》，2005年第1卷第1辑，第83—96页。
- [32] 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，第36—50页。
- [33] Zhuravskaya, E., “Incentives to Provide Local Public Goods: Fiscal Federalism, Russian Style”, *Journal of Public Economics*, 2000, 76(3), 337—368.

Provincial Governors' Turnovers and Economic Growth: Evidence from China

XIANBIN WANG XIANXIANG XU XUN LI

(Sun Yat-sen University)

Abstract China's special personnel system, combined with its fiscal system, provides provincial governors powerful incentives to promote local economic growth. Using panel data with governor-province matches in the period 1979—2006, we find that the turnover of local

governors results in fluctuations in the local economy , and remarkably slows economic growth in the year of a turnover. The degree of slowdown depends on several factors , such as the frequency of turnovers and the ages of related governors. However , the negative effects are mostly for short-term and do not affect long-run growth trends.

JEL Classification O17 , R58 , H11

www.cnki.net