

官员晋升联动

吴延兵

摘要 在自上而下政府管理制度下,上级政府和下级政府组成行政组织系统,当上级政府官员晋升到更高级政府的重要职位后,他们可能利用人事职权倾向于提拔原组织系统的下级政府官员,从而形成上级政府官员晋升带动下级政府官员晋升的局面。本文基于身份认同理论,创新性提出上下级政府官员晋升联动假说,利用1983—2020年江苏省的市委书记和县级主政官员数据检验该假说。以市委书记晋升为省部高官作为市下辖县县官面临的外生冲击,基于双重差分法识别策略的实证结果表明,市委书记晋升为省部高官第1年、第2年能够显著提升原任职市下辖县县官晋升概率,经验证据支持理论假说。机制分析表明,市委书记晋升为省部高官后,与其有共事关系的原任职市下辖县县官有更高晋升概率,揭示出上下级官员晋升联动的驱动力是建立在实际交往之上的社会关系网络。

关键词 官员晋升联动;任命制;身份认同;社会关系;经济增长业绩

0 引言

在中国行政体系中,上下级政府官员的仕途有无显著关联?上级政府官员晋升到高级别职位后能否促进下级政府官员晋升?现有文献聚焦于经济绩效和社会关系在官员晋升中的作用,忽略了上级政府官员职务变动对下级政府官员仕途前景的影响。基于中国自上而下官员选拔制度,借鉴身份认同理论,本文创新性提出上下级政府官员晋升联动假说,利用1983—2020年江苏省的市委书记和县级党政主官(简称县官)数据检验假说。基于双重差分识别策略的经验证据表明:市委书记晋升为省部高官(省委常委以上省级官员、中央副部官员)第1年、第2年能够显著提升原任职市下辖县县官晋升概率;市委书记晋升为省部高官后,与其曾有共事经历的原任职市下辖县县官有更高晋升概率,经济绩效突出的原任职市下辖县县官并未获得更多晋升机会。本研究揭示出,上下级政府官员间存在着晋升联动关系,建立于实际交往之上的社会关系网络是官员晋升联动的驱动力量。“治国之要,首在用人”,本文有助于深化理解威权制下的地方官员晋升机理,能为完善地方官员选拔任用制度提供有益参考。

中国实行自上而下的政府管理制度,上级政府和下级政府共同组成行政组织系统,上下级政府在诸多工作中频繁互动、相互依存。上级政府官员熟悉组织系统内的人和事,依托组织系统拓展仕途前景,对组织系统产生情感链接、形成身份认同。即便上级政府官员

因职务变动等原因而离任组织系统,他们对该组织系统的身份认同依然存在,与该组织系统官员保持联络以至互相政治支持。根据身份认同理论,身份认同是个人效用的重要决定因素,人们遵循与身份相对应的规范和规则(Akerlof and Kranton, 2000);人们偏爱、信任、支持同属某一身份群体者,向同属某一身份群体者提供更多机会、分配更多资源(Munshi, 2014; Shayo, 2020)。具体到由上下级政府构成的组织系统,当上级政府官员晋升到更高级政府的重要职位后,鉴于对原组织系统的身份认同,他们可能利用人事职权倾向于选拔任用原组织系统的下级政府官员,进而形成上级政府官员晋升带动下级政府官员晋升的局面。据此,本文提出上下级官员晋升联动假说。(如无特别说明,上级政府官员特指上级政府的党委书记,下级政府官员特指下级政府的党委书记和行政首长。)

本文采用1983—2020年江苏省的市委书记和县级(包括县、县级市、市辖区,简称县)党政主官数据,实证检验上下级官员晋升联动假说。江苏省的市级官员、县级官员的数据资料齐全完整、时间跨度长,为理论假说检验提供了有力数据支撑。我们从中国知网、万方电子数据库、国家图书馆中查阅市年鉴、市志、县年鉴、县志,并借助网络资源如百度百科等,整理出市官、县官的任职起止年月、上任前职务、离任后职务等信息;利用《江苏五十年》、《数据见证辉煌——江苏60年》、各年《江苏统计年鉴》等各类公开出版物,整理出县GDP等经济数据。将县官数据、市委书记数据、由市委书记晋升而来的省部高官数据、县经济数据相匹配,形成回归数据集,共计7910个观测值。

本文以市委书记晋升为省部高官(聚焦于市委书记离任后担任的第1个省部高官职务)作为市下辖县县官面临的外生冲击,运用双重差分法(Difference-in-Differences, DID)进行实证识别。在自上而下式官员任命制下,市委书记晋升为省部高官由中央政府决定,这对于市下辖县县官而言是相对外生的政治事件。由市委书记晋升而来的省部高官,由于其过往的主政经历,往往对原任职市及其下辖县保有身份认同;加之他们拥有人事职权,故而能影响原任职市官员的仕途前景。在识别策略中,“受处理个体”是指:在由某市市委书记晋升而来的省部高官任职期间(第1个省部高官职务的起始年份至结束年份),该市所辖县的县官;其余县官则为“未受处理个体”。为考察动态效应,本文把由市委书记晋升而来的省部高官的任职期间分解成市委书记晋升为省部高官第 τ 年虚拟变量($\tau=0, 1, 2, 3^+$)。

双重差分估计结果表明,市委书记晋升为省部高官第1年、第2年分别显著提高市下辖县县官晋升概率约7%,经验证据支持理论假说。晋升联动发生在市委书记晋升为省部高官的第1年、第2年,反映出省部高官在任职初期对原组织系统的认同程度高以及省部高官任职初期正是亟需用人之时:省部高官平均任期仅3.5年,且职务去向具有不确定性;为尽快赢得支持、开创施政局面,省部高官倾向于在任职第1年、第2年提拔任用原任职市下辖县县官。平行趋势检验结果表明,在市委书记晋升为省部高官年份之前,市下辖县县官晋升概率并无显著提升,说明官员晋升联动不存在事前趋势、因果推断具有可信性。

上下级政府官员晋升联动并不意味着所有下级政府官员有同等机会随着上级政府官员晋升而晋升。根据官员晋升的“关系论”(Oppen et al., 2015)和“业绩论”(周黎安, 2007),我们提出关系驱动型晋升联动假说和业绩驱动型晋升联动假说。具体地,除上文

提及的组织系统身份认同外,政府官员间还存在着基于某种个人社会关系的身份认同;不同下级政府官员干事创业的能力不同,经济增长业绩迥异。理论上,上级政府官员晋升到更高级政府的重要职位后,他们倾向于提拔原组织系统的与其存在某种社会关系或经济增长业绩突出的下级政府官员。实证上,本文将县官与由市委书记晋升而来的省部高官的社会关系分别表征为共事关系、宗族关系、老乡关系,将县官经济增长业绩分别表征为年度GDP增长率、移动平均GDP增长率、横向相对GDP增长率、纵向相对GDP增长率,研究结果表明:市委书记晋升为省部高官后,与其有共事关系的原任职市下辖县县官有更高晋升概率,与其有宗族关系或老乡关系的原任职市下辖县县官、经济增长业绩突出的原任职市下辖县县官均未有更高晋升概率。经验证据支持共事关系驱动型晋升联动假说,揭示出上下级官员晋升联动的背后驱动力量是以实际交往为基础的社会关系网络。

本文较早对上下级政府官员晋升联动进行实证研究。现有研究主要从两个维度探讨官员晋升:一是经济增长业绩(Chen et al., 2005; Li and Zhou, 2005; 周黎安, 2007; 陶然等, 2010; 杨其静和郑楠, 2013; Li et al., 2019), 二是社会关系网络(Shih et al., 2012; Jia et al., 2015; Oppen et al., 2015; Fisman et al., 2020)。尽管研究侧重点不同,但这些文献均基于官员自身特征来分析晋升问题(经济增长业绩表征能力, 社会关系网络表征人脉)。有别于此,本文采用“自上而下”观察视角,考察上级政府官员晋升对下级政府官员晋升的影响。这一新视角,不仅能够拓展地方官员晋升研究思路,也有助于深化理解威权制官僚组织运作机理。

本文丰富了身份认同经济学文献,为身份认同效应增添了新证据。现有官员晋升文献通常基于共同的单位、城市、学校等维度/背景,测度上下级政府官员间的社会关系或身份认同(Shih et al., 2012; Jia et al., 2015; Oppen et al., 2015)。为解释上下级政府官员晋升联动现象,本文基于上下级政府组织结构,提出组织系统身份认同概念,从而拓宽了身份认同的观察视角。研究发现,官场晋升中存在着组织系统认同效应,而该效应则由工作经历认同所驱动。官员晋升中的“身份歧视”会阻碍政府治理现代化。政策启示是,应优化官员遴选规则与程序,完善民主集中制,健全公众监督制。

1 理论假说

Akerlof 和 Kranton(2000)认为,身份是指人们对于“我是谁”的自我认知,人们遵循与身份相对应的社会规范,背离这些规范会引起焦虑与不适;人们基于特定社会类别或关系(如性别、种族、血缘、地缘、业缘等)而产生身份认同;个人效用除受自身行为和他人行为的影响外,还受自我身份认同的影响。人们偏爱、信任、支持同属某一身份群体者,资源分配向同属某一身份群体者倾斜,创业、就业、借贷、教育、晋升等诸多机会都局限在特定组织网络内部(Munshi, 2014; Shayo, 2020)。

中国的“单位”凸显出社会组织结构的独特性,人们基于工作单位而形成单位身份认同。每个单位都处于行政隶属关系体系之中,上级单位和下级单位组成以资源交换为基础的行政互联结构,由此发展出上下级单位间的庇护-依赖关系、催生出人们封闭化的单位组织归属意识(Walder, 1986)。

作为行政单位的政府而言,在自上而下政府管理制度下,上级政府及其下辖一级政府(简称下级政府)共同组成行政组织系统。此组织系统不仅是上级政府的行权基础,也是

下级政府的利益基础。虽然上级政府拥有组织系统中行政权力资源的控制权和分配权,但上下级政府之间不仅是领导与被领导、指挥与服从的关系,还是紧密的互动合作关系:上级政府政策需要下级政府去贯彻执行,下级政府政策需要上级政府来大力支持。上级政府官员与下级政府官员在政治经济社会等诸多工作中频繁互动、密切合作、相互依存。在此过程中,上级政府官员逐渐熟悉组织系统内的人和事、知悉地方知识和信息,他们亦依仗组织系统所提供的资源来开创施政局面、展示干事创业能力、拓宽仕途前景,故而对组织系统产生情感链接、形成身份认同。即便上级政府官员因职务变动等原因而离任本组织系统,他们对该组织系统的身份认同并不会随之消失,他们与该组织系统的过去上任的官员和新上任的官员依然保持联络以至互相政治支持。因此,在自上而下式官员任命制度下,上级政府官员晋升到更高级政府的重要职位(以下简称高级别职位,是指该职位拥有重要领导干部的提名权等人事职权)后,鉴于对原组织系统的身份认同,他们利用人事职权倾向于提拔原组织系统的官员,结果之一是原组织系统下级政府官员的升迁机会大为提高^①。

从组织经济学角度看,在科层组织中,上级拥有主观评价下级的自由裁量权,往往基于个人偏好来奖励、提拔下级(Prendergast and Topel, 1996);当决策权必须下放时,委托人为确保实现目标利益,应当任用与其偏好或信念相似的代理人(Marino et al., 2010)。具体地,上级政府官员晋升为高级别职位领导后,他们基于过往任职经历知晓或易获取原组织系统下级政府官员的信息,可以从中学选拔符合个人偏好或组织偏好的得力干部,以保证其意志和政策得到有效贯彻落实;结果是,原组织系统下级政府官员得以擢升的几率大大增加。(如无特别说明,下文所称的下级政府官员是指原组织系统的下级政府官员。)

鉴于以上论证,我们提出如下的上下级官员晋升联动假说。

官员晋升联动假说:上级政府官员晋升到高级别职位后对下级政府官员晋升有促进作用。

上下级政府官员晋升联动并不意味着所有下级政府官员有同等晋升机会。除上文论及的组织系统身份认同外,政府官员间还存在着基于个人社会关系网络的身份认同。每个人都生活在推己及人的社会关系网络中,人际关系如涟漪般一圈一圈向外扩展,呈现出亲疏远近的差序格局。依据数据可得性,按照工作经历、姓氏、籍贯,本文把社会关系划分为共事关系、宗族关系、老乡关系^②,三者分别表征着业缘(工作经历)认同、宗族认同、地域认同。当上级政府官员晋升到高级别职位后,他们利用人事职权可能倾向于提拔原组织系统的与其存在某种社会关系的下级政府官员,所以上下级官员晋升联动效应可能因某种社会关系而增大。下面具体探寻共事关系、宗族关系、老乡关系对上下级官员晋升联动的影响。

共事关系是指上下级政府官员在交互工作中建立的人际关系。设H在上级政府的任职年份区间为 $[H_s, H_e]$,L在下级政府的任职年份区间为 $[L_s, L_e]$,若 $[H_s, H_e]$ 与 $[L_s, L_e]$ 存在年份重合,本文称H与L存在共事关系。上级政府官员在任时,其与时任下级政府官员自然是共事关系。上级政府官员离任后,其与时任下级政府官员则不一定是共事

① 本任上级政府官员晋升到高级别职位后对原组织系统的时任上级政府官员的仕途前景亦可能有影响。为减少问题复杂性、精炼主题,本文聚焦于本任上级政府官员晋升到高级别职位后对原组织系统的时任下级政府官员仕途前景的影响。

② 因缺乏县官工作经历和学习经历的详细资料,难以识别县官与市委书记的同事关系(在同一单位的工作起止年份存在重叠)、校友关系(毕业于同一学校)。

关系(上级政府官员离任后,他们与在其离任后上任的下级政府官员不存在如上定义的任职年份交集,因而两者不是共事关系)。本文共事关系旨在表明,上级政府官员晋升到高级别职位后,其与原组织系统时任下级政府官员的曾经的上下级工作关系,他们曾在上下两级政府交互工作中频繁接触、紧密协作,由此而产生基于共同工作经历的身份认同。既有文献聚焦于同事关系(当事人在同一单位的工作起止年份存在重叠)对官员晋升的影响,研究发现:若官员与上级政府主官曾是同事关系,则他们的晋升概率显著提高(Shih et al., 2012; Jia et al., 2015; Oppen et al., 2015)^①。本文的共事关系与既有文献的同事关系有所不同,但两者都以任职年份交集来表征曾经的共同工作经历。我们预计,上级政府官员晋升到高级别职位后,他们利用人事职权倾向于提拔与其曾是共事关系的下级政府官员,结果是有此关系的下级政府官员有更大的晋升机会。

宗族是中国的基本社会单位,宗族文化是个人文化认同的重要来源、情感依托的重要载体,宗族关系增强人际互信、促进合作行为。人们通过姓氏寻根问祖、辨别宗族网络、构建宗族关系,基于共同姓氏而产生同宗情感偏好与宗族身份认同。中国社会中广泛存在着地域性或跨地域的由同姓人组成的“宗亲会”等社会团体,协调同姓人之间的关系,支持同姓人干事创业。潘越等(2019)发现,公司董事长和总经理为同姓本家,有助于减少彼此间的信息隐瞒、降低企业代理成本。我们预期,上级政府官员晋升到高级别职位后,与他们是同姓宗族关系的下级政府官员有更大的晋升机会。

乡土观念在我国广泛存在、影响深远,人们普遍对家乡怀有桑梓之情与回报之心,基于共同家乡而形成老乡关系、产生地域身份认同。俗话说“老乡见老乡,两眼泪汪汪”,老乡有相同的乡俗乡音、地域文化背景,易结成“同乡会”等地缘利益联盟,互帮互助,扩大政治经济影响力。研究发现,政府官员能够促进籍贯地或出生地的经济发展(范子英等, 2016; 徐现祥和李书娟, 2019);若科学院、工程院的院士候选人与学部常委会委员是老乡关系,他们当选院士的概率显著提高(Fisman et al., 2018);类似的老乡效应也出现在中央委员会委员排名位次中(Shih et al., 2012)。我们预期,上级政府官员晋升到高级别职位后,与他们是老乡关系的下级政府官员有更大的晋升机会。综合上述三类社会关系,我们提出关系驱动型晋升联动假说。

关系驱动型晋升联动假说:上级政府官员晋升到高级别职位后,与其有社会关系的下级政府官员有更高的晋升概率。

政治锦标赛理论认为,地方官员间存在着基于经济增长业绩的晋升竞赛(周黎安, 2007)。不过,关于经济增长业绩与官员晋升的关系,实证检验并未获得一致性结论。搁置争议不论,由于经济增长业绩被视为官员能力的反映,上级政府官员晋升到高级别职位后,他们利用人事职权可能倾向于提拔原组织系统中经济增长业绩优异的下级政府官员。鉴于此,我们提出业绩驱动型晋升联动假说。

业绩驱动型晋升联动假说:上级政府官员晋升到高级别职位后,经济增长业绩突出的下级政府官员有更高的晋升概率。

^① Shih et al. (2012)发现,若中央委员、中央候补委员与中央高层领导存在同事或老乡或校友关系,则他们在中央委员会中的排名位次显著提升。Jia et al. (2015)发现,若省委书记、省长与中央政治局常委曾是同事关系,则他们的晋升概率显著增加。Oppen et al. (2015)构建了省委书记、省长与中央政治局常委的关系指数(由同事、老乡、校友三者加权构成),发现该关系指数对省官晋升有显著正影响。

2 数据

2.1 数据说明

本文运用1983—2020年江苏省的市委书记和县级主政官员数据,实证检验上下级官员晋升联动假说。江苏省下辖1个副省级市(南京市)、12个地级市。市下辖县级市、县、区,简称县。江苏省的市官、县官资料较完备详尽、时间跨度长,为理论假说检验奠定了数据基础。数据始于1983年,主要原因是:国务院1983年1月18日发布《国务院关于江苏省改革地市体制调整行政区划的批复》,江苏省于1983年初进行撤地设市、地市合并改革,实行市管县新体制,县域行政归属发生重大变更。数据截至2020年12月。另外,江苏省的县域行政区划几经调整,有些县被撤销,有些县为新设,本文数据涵盖1983—2020年所有曾经存在过的县,所以县数量随年份变化。

1) 县官数据

县官分为县长、县委书记、副市级兼任县委书记/县长。为行文方便,上述三类官员统称为县官。县官数据来自市年鉴、县年鉴、县志、网络资源如百度百科等。县官数据清理如下。(1)对于同一人身兼县委书记和县长两职的情况,当县委书记任职起止年月完全覆盖县长任职起止年月时,只保留县委书记样本;当县委书记任职起止年月和县长任职起止年月不完全重叠时,分别保留县委书记样本和县长样本。(2)删除上任年月至离任年月小于3个月的县官样本。(3)任职第1年至任职最后1年。根据文献惯例(Li and Zhou, 2005; Jia et al., 2015),县官于 y 年7月至 $y+1$ 年6月上任,记 $y+1$ 年为任职第1年;县官于 y 年7月至 $y+1$ 年6月离任,记 y 年为任职最后1年。

2) 市委书记数据

按照市委书记职务是否由副省级官员兼任,分为副省兼任市委书记(简称兼任市委书记)、非副省兼任市委书记(简称非兼任市委书记),统称为市委书记。由于实证研究中需要利用滞后期市委书记变量,市委书记数据的年份区间为1975—2020年。市委书记数据来自市年鉴、市志、百度百科等。市委书记任职第1年与任职最后1年的界定方法同县官。

3) 由市委书记晋升而来的省部高官数据

若某人离任市委书记职务后担任的第1个职务为省委常委以上职务(包括省委常委、省委副书记、省长、省委书记)或中央部门副部长职务,本文称其为由市委书记晋升而来的省部高官(简称省部高官),据此构建核心解释变量市委书记晋升为省部高官第 τ 年虚拟变量(详见下文)。

4) 经济数据

本文采用1990年以来(1990—2020)的市、县GDP数据。数据来自各类公开出版物,包括《江苏五十年》、《数据见证辉煌——江苏60年》、《巨大的变化 辉煌的成就——江苏改革开放30年》、各年《江苏统计年鉴》、市年鉴、市志。数据采集遵循“以新代旧”原则:若新出版物中的数据年份涵盖旧出版物中的数据年份,以新出版物中的数据替代旧出版物中的数据。

县官数据、市委书记数据、由市委书记晋升而来的省部高官数据、经济数据经匹配后,形成回归数据集,计38年、127个县(县数量随年份变化)。以“县名—县官姓名—职务-年份”为观测单元,计7910个观测值。

2.2 县官晋升

无论地级市下辖县还是副省级南京市下辖县,县长、县委书记的晋升方向可概括为 5 类:市级高官(市委常委以上的市级官员),副市长,市战略性部门领导,省厅局部门领导,县委书记(地级市下辖县县委书记成为副省级市下辖县县委书记为晋升);副市级兼任县委书记/县长的晋升方向可概括为 2 类:市级高官,省厅局部门正职领导。将三类县官的晋升方向及数量汇总,共 2507 名县官,1122 名晋升,晋升率为 44.8%。若某县官某年的职务去向符合上述县官晋升定义,赋值县官晋升变量等于 1;否则,赋值该变量等于 0。由表 1 可知,在 7910 个观测值中,县官晋升变量的均值为 0.142,即县官平均晋升率为 14.2%。为稳健起见,另采用以下两个县官晋升定义:县官晋升方向不含省厅局部门;县官晋升方向不含省厅局和市战略性部门。县官晋升详细说明见附录 A^①。

表 1 主要变量描述性统计

	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
县官晋升	0.142	0.349	0	1	7910
县官晋升方向不含省厅局部门	0.135	0.342	0	1	7910
县官晋升方向不含省厅局和市战略性部门	0.130	0.337	0	1	7910
市委书记晋升为省部高官第 0 年(当年)	0.083	0.275	0	1	7910
市委书记晋升为省部高官第 1 年	0.070	0.255	0	1	7910
市委书记晋升为省部高官第 2 年	0.054	0.226	0	1	7910
市委书记晋升为省部高官第 3~8 年	0.098	0.297	0	1	7910
县官与由市委书记晋升而来的省部高官的共事关系	0.230	0.421	0	1	7910
县官与由市委书记晋升而来的省部高官的宗族关系	0.012	0.108	0	1	7910
县官与由市委书记晋升而来的省部高官的老乡关系	0.027	0.161	0	1	7177
县官与由市委书记晋升而来的省部高官的共事年数	0.517	1.144	0	7	7910
县官职务次数	1.480	0.688	1	6	7910
县官从本县升任	0.486	0.500	0	1	7910
县官从外县调任	0.232	0.422	0	1	7910
县官从上级部门调任	0.240	0.427	0	1	7910
县官上一任职务未知	0.042	0.201	0	1	7910
县委书记	0.458	0.498	0	1	7910
副市级兼任县委书记/县长	0.045	0.206	0	1	7910
县年度 GDP 增长率	0.134	0.078	-0.070	0.541	5956
县官移动平均 GDP 增长率	0.138	0.075	-0.052	0.519	5956
县官横向相对 GDP 增长率	0.004	0.061	-0.242	0.300	5956
县官纵向相对 GDP 增长率	-0.006	0.080	-0.347	0.348	5333
县人均 GDP 对数	9.781	1.494	6.617	12.822	5956
县 GDP 占市 GDP 的份额	0.107	0.070	0.003	0.376	5956

2.3 市委书记晋升

无论地级市还是副省级南京市,非兼任市委书记的晋升方向可概括为 5 类:省级高官(省委常委以上的省级官员),副省长,省战略性部门领导,中央副部官员,副省级市市长;兼任

① 中国知网可检索全文附录。

市委书记的晋升方向可概括为省级高官。将两类市委书记的晋升方向及数量汇总,共138名市委书记,56名晋升,晋升率为40.6%;其中,30名晋升为省级高官,2名晋升为中央副部官员,分别占市委书记数量的比重为21.7%、1.4%。市委书记晋升详细说明见附录B。

市委书记晋升至不同职位后,对原任职市下辖县的县官仕途有不同影响。省委常委会是省级党委最高决策机构,省委常委会委员履行省管干部提名、考察、表决和监督职责,集体研究决定重要人事任免事项。市委书记晋升为本省省委常委以上省级高官后,出于对原任职市及其下辖县的身份认同,他们利用提名、表决等人事管理职权倾向于提拔原任职市下辖县县官,这使得原任职市下辖县县官拥有更多晋升机会。市委书记晋升为他省省委常委以上省级高官后,尽管他们不能直接参与原省份重要岗位领导干部的选拔任用决策,但能够有效推动省际之间的干部交流工作、能够通过省际合作等途径与原省份高层保持紧密联系,从而有助于提升原任职市下辖县县官的晋升几率。市委书记晋升为中央部门领导后,他们拥有中央政策制定参与权、全国范围内条线部门管理权或业务指导权,可通过提名任命、任职审核、业务考核等方式影响垂直机构、省级对口部门主要干部人选,这为原任职市下辖县县官晋升至省厅局级职位创造了有利条件^①;他们还可以促进中央部门与原省份的干部交流,借由央地政策协调、省部高级干部会议等途径与原省份高层保持密切联络,这有利于拓宽原任职市下辖县县官的晋升渠道。市委书记晋升为副省长或省战略性部门领导或副省级市市长后,其职权范围限于分管领域或主管部门或副省级市,不具有全省范围内重要岗位人事管理职权,不参与省委常委会人事任免决策,对原任职市下辖县县官仕途前景的影响力较为有限。鉴于此,主体分析采用市委书记晋升为省部高官定义(包括省内高官、他省高官、中央副部官员)。

为分析官员晋升联动,需要明确省部高官的职务类型与职务起止年份。省部高官职务类型说明如下。(1)省委常委、省委副书记、省长、省委书记为不同类型职务。例如,某市委书记先晋升为省委常委,后晋升为省委副书记,分记为2个省部高官职务。(2)同一人在不同省(部)担任相同行政级别职务,分记为不同类型职务。例如,某市委书记先晋升为A省省委常委,后调任为B省省委常委,分记为2个省部高官职务。(3)同一人在同一省(部)相继主管不同领域或部门但最高行政级别保持不变,合记为同一类型职务。例如,某市委书记先晋升为某省省委常委兼任市委书记,后转任为该省省委常委兼任副省长,合记为1个省部高官职务。省部高官职务起止年份说明如下。某市委书记于 y 年7月至 $y+1$ 年6月晋升为省部高官,记 y 年是市委书记职务的最后1年,该年亦是省部高官职务的第0年(省部高官职务的起始年份)。某省部高官于 y 年7月至 $y+1$ 年6月离任,记 y 年是省部高官职务的最后1年(省部高官职务的结束年份)。

基于以上概念说明,省部高官职务年份界定如下。(1)若担任第1个省部高官职务1年及以上(职务结束年份—职务起始年份),省部高官职务年份为第1个省部高官职务的起始年份至结束年份。(2)若担任第1个省部高官职务不足1年就晋升或平调为第2个省部高官职务,省部高官职务年份为第1个省部高官职务起始年份至第2个省部高官职务结

^① 中央部门对省级对口部门主要干部人选的影响因部门而异。垂直管理部门:中央部门行使完整人事任免权。双重管理部门:中央部门行使审批否决权、备案审查权。业务指导部门:省委常委会负责人事任免,中央部门可通过备案审查、考核评价等方式施加间接影响。

束年份。若截至2020年底担任省部高官职务不足1年,省部高官职务年份为2020年。样本中不存在担任第1个省部高官职务不足1年就退居二线情形。(3)个别情况是,市委书记晋升为非省部高官或平调到新职位(第1个职务)几个月后就升任为省部高官(第2个职务)。对此采取两种数据处理方式:第一种,省部高官职务年份为第1个职务起始年份至第2个职务结束年份;第二种,省部高官职务年份为第2个职务的起始年份至结束年份。鉴于第1个职务不足1年、属于过渡性职务,主体回归采用第一种方式,另以第二种方式做稳健性检验。为表述简洁,将上述所有的省部高官职务年份情形统称为“第1个省部高官职务期间”。

即便聚焦于第1个省部高官职务期间,当同一城市的两名市委书记相继晋升为省部高官时,仍然存在着省部高官职务年份重叠现象。出现此种情形时,考虑省部高官在任职前期对原任职市下辖县的认同程度较高、任职前期正是亟需用人之时,本文保留前任省部高官的非重叠职务年份、后任省部高官的全部职务年份。举例说明如下。S1、S2先后由某市市委书记晋升为省委常委,两者的省委常委职务年份分别为2002—2007年、2007—2010年,那么2007年为重叠年份。为便于构造核心解释变量,S1的省委常委职务年份只保留2002—2006年,S2的省委常委职务年份仍为2007—2010年。

基于上述处理后的省部高官职务年份,设置省部高官在任年数变量=职务年份—职务起始年份。根据省部高官在任年数变量(与在任年数相对应的观测值数量详见附录C),设置市委书记晋升为省部高官第 τ 年虚拟变量($\tau=0,1,\dots,8$),共计9个虚拟变量。赋值规则是:省部高官在任年数等于 τ 时,市委书记晋升为省部高官第 τ 年虚拟变量等于1;否则,该变量等于0。为简洁起见,把市委书记晋升为省部高官第3年虚拟变量至第8年虚拟变量合并成一个综合虚拟变量,简称市委书记晋升为省部高官第3~8年虚拟变量。

为检验结果稳健性,另辅助采用其他的市委书记晋升定义。一是采用市委书记晋升为省级高官定义:从省部高官中排除中央副部官员。二是采用市委书记晋升为省内高官定义:从省部高官中排除中央副部官员、他省高官。基于以上两种定义,分别构建市委书记晋升为省级高官第 τ 年虚拟变量、市委书记晋升为省内高官第 τ 年虚拟变量。

2.4 其他变量

1) 县官与滞后 t 期市委书记的社会关系

回归模型纳入县官与滞后 t 期市委书记的社会关系虚拟变量($t=0,1,\dots,8$)。滞后期最大为8,是因为由市委书记晋升而来的省部高官的在任年数最多8年(在任 t 年的省部高官与滞后 t 期市委书记是同一人)。依据数据可得性,社会关系是指共事关系、宗族关系、老乡关系。对每一年而言,若某人担任某市下辖县县官职务(包括县长职务、县委书记职务、副市级兼任县委书记/县长职务)时的任职年份(第1个县官职务的第1年至最后1个县官职务的最后1年)与该市滞后 t 期市委书记的任职年份(市委书记职务的第1年至最后1年)存在交集,称两者在该年是共事关系。若某人担任某市下辖县县官职务时在某年与该市滞后 t 期市委书记有相同的姓氏或籍贯城市(地级市、副省级市),称两者在该年是宗族关系或老乡关系。

2) 县官与由市委书记晋升而来的省部高官的社会关系

为检验关系驱动型晋升联动假说而设置此变量。因为由市委书记晋升而来的在任 t 年的省部高官与滞后 t 期市委书记是同一人,所以县官与在任 t 年的省部高官的社会关系等于县官与滞后 t 期市委书记的社会关系。当某市某县某年不属于由该市市委书记晋升

而来的省部高官的职务年份范围时,当样本期内某市无市委书记晋升为省部高官时,县官与省部高官的社会关系记为0。基于上述说明,分别生成县官与省部高官的共事关系、宗族关系、老乡关系三个虚拟变量。

3) 县官与由市委书记晋升而来的省部高官的共事年数

为探析共事关系强度在官员晋升联动中的作用而设置此变量,指在由某市市委书记晋升而来的某省部高官的职务年份 y ,某人担任该市下辖县县官职务时任职第1年至 y 年的任职年份与该省部高官在该市担任市委书记职务时的任职年份(市委书记职务的第1年至最后1年)的重叠年份数。当某市某县某年不属于由该市市委书记晋升而来的省部高官的职务年份范围时,即当样本期内某市无市委书记晋升为省部高官时,县官与省部高官的共事年数记为0。由表1可知,县官与省部高官的共事年数最小为0年,最大为7年。

4) 经济绩效

经济增长业绩变量包括:(1)县年度GDP增长率。(2)县官移动平均GDP增长率 $G_T = (1/T) \sum_{t=1}^T g_t$ 。其中, t 表示某县官(县长或县委书记或副市级兼任县委书记/县长)任职第 t 年, T 表示其任职第 t 年时的任职年数, g_t 表示其任职第 t 年时的县年度GDP增长率。(3)县官横向相对GDP增长率=县官移动平均GDP增长率-市内其余县年度GDP增长率的均值。(4)县官纵向相对GDP增长率=本任县官移动平均GDP增长率-前任县官任内(任职第1年至任职最后1年)县年度GDP增长率的均值。按照县长(含副市级兼任县长)系列、县委书记(含副市级兼任县委书记)系列,计算出每年每名县官的纵向相对GDP增长率。县经济特征变量包括:县人均GDP对数,县GDP占市GDP的份额。为减少极端离群值的影响,上述变量均进行0.5%分位数上的双边缩尾。本文采用1990年以来的经济数据,所以各经济绩效变量的观测值小于7910。

5) 县官特征

县官职务次数:第1次任县官记为1,第2次任县官记为2,直至最后1次任县官记为某个正整数。个别官员经历了频繁的职务调整(跨县任职及职务变动),县官职务次数多达6次。从本县升任:某人就任县官之前是否在本县工作(是为1,否为0)。从外县调任:就任县官之前是否在外县工作(是为1,否为0)。从上级部门调任:就任县官之前是否在上级政府部门工作(是为1,否为0)。上一任职务未知:就任县官之前的职务资料是否缺失(是为1,否为0)。县委书记:县委书记设为1,否则为0。副市级兼任县委书记/县长:副市级兼任县委书记/县长设为1,否则为0。

3 官员晋升联动假说检验

本文采用Probit模型检验官员晋升联动假说,

$$\begin{aligned} \Pr(Y_{ipcoy} = 1) &= \Pr\left(\sum_{\tau=0}^{3+} \alpha_{\tau} M_{pcoy}^{\tau} + \sigma X + \omega_p + \delta_c + \mu_y + \varepsilon_{ipcoy} > 0\right) \\ &= \Phi\left(\sum_{\tau=0}^{3+} \alpha_{\tau} M_{pcoy}^{\tau} + \sigma X + \omega_p + \delta_c + \mu_y\right) \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $\Pr$ 代表概率, Φ 表示标准正态累积分布函数。 i 、 p 、 c 、 o 、 y 分别指代人、市、县、职务、年份。 p 市下辖 c 县,即 $c \in p$ 。职务 o 包括县长、县委书记、副市级兼任县委书记/县长。

Y_{ipcoy} 表征个体 i 担任 p 市 c 县 o 职务时在 y 年是否晋升。 M_{pcy}^{τ} 表征 c 县所在 p 市 y 年是否 p 市市委书记晋升为省部高官第 τ 年(简称“市委书记晋升为省部高官第 τ 年虚拟变量”), $\tau=0, 1, 2, 3^+, 3^+$ 表示 $3 \sim 8$ 。 ω_p 、 δ_c 、 μ_y 分别是市固定效应、县固定效应、年固定效应。之所以控制市固定效应,是因为 1996 年江苏省进行地级市行政区划调整:宿迁市从淮安市析出、泰州市从扬州市析出,致使原隶属于淮安市(扬州市)的某些县在 1996 年之后隶属于宿迁市(泰州市);同一县在不同时期受不同地级市管辖,导致县固定效应无法完全吸收市固定效应。 X 为控制变量向量。 ϵ_{ipcoy} 为随机误差项。考虑随机误差项在时间和空间上的相关性,本文报告聚类在县层面的稳健标准误。

本文采用多时点双重差分识别策略,以市委书记晋升为省部高官作为市下辖县县官面临的外生冲击。中国实行自上而下式官员任命制,市委书记晋升为省部高官对于市下辖县县官而言是相对外生的政治事件,从而便于得出市委书记晋升与县官晋升之间的因果关系。由市委书记晋升而来的省部高官任职期间的原任职市下辖县县官为受处理个体,其余县官则为未受处理个体。本文把由市委书记晋升而来的省部高官的任职期间分解成市委书记晋升为省部高官第 τ 年虚拟变量 M_{pcy}^{τ} , 参数 α_{τ} 表示基于双重差分法估计的动态处理效应。在平行趋势假设下,若 α_{τ} 统计上显著为正,说明市委书记晋升为省部高官第 τ 年有助于提升市下辖县县官晋升概率,本文将之解释为基于组织系统身份认同的上下级官员晋升联动。为量化影响程度,本研究测算并报告 M_{pcy}^{τ} 的平均边际效应。

控制变量设置如下。(1)县官与滞后 t 期市委书记的共事关系、宗族关系、老乡关系($t=0, 1, \dots, 8$)。(2)经济绩效,包括县官经济增长业绩(分别表示为年度 GDP 增长率、移动平均 GDP 增长率、横向相对 GDP 增长率、纵向相对 GDP 增长率)和县经济特征(县人均 GDP 对数、县 GDP 占市 GDP 的份额)。(3)县官特征,包括职务次数、从外县调任、从上级部门调任、上一任职务未知、县委书记、副市级兼任县委书记/县长。

3.1 基准结果

本文基于式(1)Probit 模型报告核心解释变量的平均边际效应估计结果(以下简称“系数”)。表 2 以县官是否晋升为被解释变量,以市委书记晋升为省部高官第 τ 年虚拟变量为核心解释变量,采用逐步加入控制变量的回归分析方法。

表 2 官员晋升联动假说检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
市委书记晋升为省部高官当年	0.010 (0.019)	0.011 (0.019)	0.021 (0.019)	0.015 (0.025)	0.032 (0.020)	0.021 (0.026)
市委书记晋升为省部高官第 1 年	0.037 ** (0.018)	0.036 ** (0.018)	0.056 *** (0.018)	0.065 *** (0.023)	0.061 *** (0.021)	0.065 *** (0.025)
市委书记晋升为省部高官第 2 年	0.044 ** (0.020)	0.046 ** (0.020)	0.055 *** (0.019)	0.069 *** (0.025)	0.066 *** (0.021)	0.068 ** (0.027)
市委书记晋升为省部高官第 3 ~ 8 年	-0.017 (0.018)	-0.014 (0.018)	-0.013 (0.019)	-0.016 (0.023)	-0.005 (0.021)	-0.010 (0.024)
县官移动平均 GDP 增长率				0.016 (0.091)		0.035 (0.096)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
县经济特征				是		是
老乡关系					是	是
共事关系、宗族关系			是	是	是	是
县官特征		是	是	是	是	是
市、县、年	是	是	是	是	是	是
观测值	7849	7849	7849	5918	7119	5629
县官平均晋升率	0.143	0.143	0.143	0.159	0.152	0.164

注：(1)本表报告解释变量的边际效应估计值，括号内数字为聚类在县层面的稳健标准误。(2)***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。(3)共事关系、宗族关系、老乡关系分别是指县官与滞后 t 期市委书记的共事关系、宗族关系、老乡关系， $t=0,1,\dots,8$ 。(4)县官平均晋升率是指县官晋升变量的均值，它依回归观测值数量而变化。

列(1)只纳入核心解释变量及市、县、年的固定效应，结果显示：市委书记晋升为省部高官当年的系数为正但统计上不显著，市委书记晋升为省部高官第1年、第2年的系数在5%水平上正显著，市委书记晋升为省部高官第3~8年的系数为负且统计上不显著。列(2)在列(1)基础上加入县官特征变量(包括职务次数等变量)，市委书记晋升为省部高官当年、第1年、第2年、第3~8年的系数显著性水平与列(1)结果保持一致，系数值与列(1)结果略有差异。以列(2)结果为例，市委书记晋升为省部高官第1年、第2年分别显著提高市下辖县县官晋升概率3.6%、4.6%，分别相当于县官平均晋升率(14.3%)的25%、32%。

列(3)添加县官与滞后 t 期市委书记的共事关系虚拟变量、宗族关系虚拟变量，结果显示：市委书记晋升为省部高官第1年、第2年的系数在1%水平上正显著；系数值分别为0.056、0.055，两者均大于列(1)(2)相应系数值，分别相当于县官平均晋升率(14.3%)的39%、38%。列(4)添加县官经济增长业绩(用县官移动平均GDP增长率表示)和县经济特征变量(县人均GDP对数、县GDP占市GDP的份额)，市委书记晋升为省部高官第1年、第2年的系数在1%水平上正显著；系数值分别为0.065、0.069，两者均大于列(3)相应系数值，分别相当于县官平均晋升率(15.9%)的41%、43%。列(3)(4)表明，市委书记晋升为省部高官第1年、第2年分别使得市下辖县县官晋升概率提高6%~7%。

列(5)在列(3)基础上、列(6)在列(4)基础上控制住县官与滞后 t 期市委书记的老乡关系虚拟变量，结果显示：市委书记晋升为省部高官第1年、第2年的系数仍旧正显著，列(5)系数值比列(3)系数值有所增加，列(6)系数值与列(4)系数值几乎相同。总之，逐步添加控制变量后，估计结果保持稳健，经验证据支持上下级官员晋升联动假说。(由于某些县官的籍贯城市资料缺乏，控制县官与滞后 t 期市委书记的老乡关系虚拟变量后，观测值减少；为充分利用样本，除非特别说明，下文回归均未控制此类变量。)

实证结果表明，市委书记与县官间的晋升联动具有时变性。首先，晋升联动未发生在市委书记晋升为省部高官当年。主要原因是，刚上任的省部高官需要一些时间来熟悉新岗位、了解新情况，无法充分行使人事职权。次要原因是，在变量“市委书记晋升为省部高官当年”=1所对应的观测值中，某些市委书记晋升为省部高官的时间在市下辖县县官晋升时间之后，但出于数据处理需要，两者的晋升年份都被设定为同一年。因此，仅从实证角度看，这就会削弱市委书记晋升为省部高官当年对县官晋升的积极影响。

其次，晋升联动发生在市委书记晋升为省部高官第1年、第2年。省部高官任职初期

正是需要用人之时,为开创施政局面、展示干事创业能力,他们亟需能忠实履行职责的得力干部。鉴于省部高官对原任职市及其下辖县的身份认同,为克服选人用人中的信息不对称难题,他们的最优用人策略可能就是从原任职市及其下辖县中选拔合适干部。实证结果上就表现为,省部高官任职第1年、第2年显著促进原任职市下辖县县官晋升。

最后,晋升联动在市委书记晋升为省部高官第3年以后消失。其中原因可能是:省部高官在任职第1年和第2年已经从原任职市下辖县中提拔任用了其中意的县官;而且,任职3年以上的省部高官对现任组织系统的认同程度增强,对原任职市下辖县的认同程度或许减弱。下文发现,即便省部高官任职第3年以后,与他们曾是共事关系的原任职市下辖县县官依然有较高晋升概率,这凸显出工作经历身份认同在官员晋升联动中的重要性。

3.2 平行趋势检验

双重差分法有效性的前提条件是平行趋势假定:在市委书记晋升为省部高官当年之前,有市委书记晋升的市下辖县的县官与无市委书记晋升的市下辖县的县官在晋升概率上没有显著差异。为检验之,设置如下虚拟变量:市委书记晋升为省部高官前3年以上、前2年、前1年;市委书记晋升为省部高官当年、第1年、第2年、第3年以上(第3~8年);省部高官职务结束第1年、第2年以上^①。为表述简洁,根据上述虚拟变量设定,将式(1) M_{pcy}^{τ} 中 τ 取值依次记为: $\leq -3, -2, -1, 0, 1, 2, \geq 3, +1, \geq +2$ 。为避免多重共线性问题,以市委书记晋升为省部高官前3年以上($\tau \leq -3$)为基期,实证模型共包含8个 M_{pcy}^{τ} 虚拟变量。

图1(a)、(b)展示各虚拟变量的回归系数及95%置信区间,(a)、(b)的控制变量设定分别与表2列(3)、列(4)相同。与参照基准相比,市委书记晋升为省部高官前2年、前1年的系数均不显著,说明双重差分模型设定不存在事前趋势。市委书记晋升为省部高官当年、第1年、第2年、第3年以上的系数大小和显著性水平与表2基准结果相一致,其中第1年、第2年的系数显著为正。省部高官职务结束第1年、第2年以上的系数均不显著。这些结果印证,官员晋升联动发生于市委书记晋升为省部高官第1年、第2年。

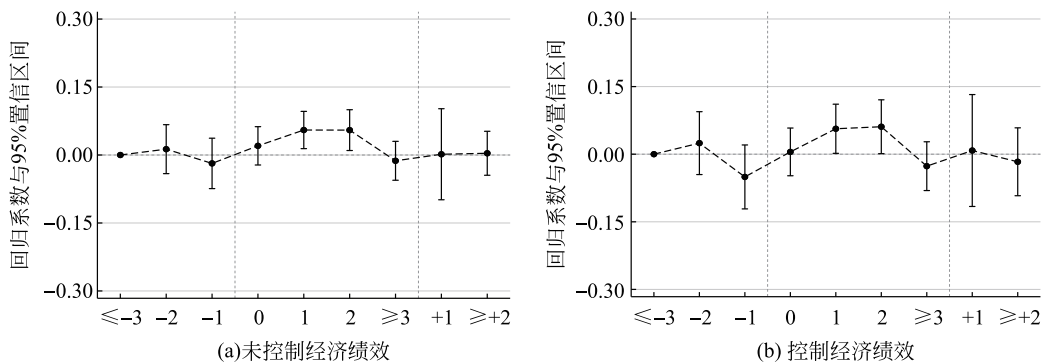


图1 平行趋势与动态效应

^① 举例说明如下。在样本期间(1983—2020年),设某人是某市的最后一位由该市市委书记晋升而来的省部高官,其担任省部高官职务至2014年。那么,该市2015—2020年是省部高官职务结束的第1年至第6年。省部高官职务结束第2年及更晚年份合并成职务结束第2年以上。

3.3 稳健性检验

稳健性检验包括：(1)重设市委书记晋升为省部高官第 τ 年虚拟变量；(2)重设省部高官职务年份；(3)改变市委书记晋升定义；(4)改变县官晋升定义；(5)更换县官经济增长业绩变量；(6)采用有序probit模型；(7)剔除副市级兼任县委书记/县长样本。稳健性检验结果与基准结果相一致。检验结果见附录D。

3.4 排除竞争性解释

上下级政府官员晋升联动现象可能并非源于组织系统身份认同。一个替代性解释是，上级政府官员晋升后出现的职位空缺引发官场职位链锁变动，间接创造下级政府官员晋升机会。另一个替代性解释是，介于上下级间的中间层官员晋升引发官场权力结构重组，打开下级政府官员晋升空间。概言之，上下级政府官员晋升联动现象的可能解释包括：(1)组织系统身份认同；(2)上级政府官员职位空缺；(3)中间层官员晋升。本节借助市委书记晋升为省内高官/省外高官后对原任职市所辖县官身份认同程度的差异，深化检验组织系统身份认同理论。通过分析市委书记晋升为副省长、晋升为非省部高官、平级调动、退居二线对县官晋升的影响，检验上级政府官员职位空缺解释的合理性。通过分析市长晋升对县官晋升的影响、县委书记晋升对县长晋升的影响，检验中间层官员晋升解释的合理性。经验证据排除了两种竞争性解释，确证了组织系统身份认同解释。检验结果见附录E。

4 机制分析

4.1 关系驱动型晋升联动假说检验

本文利用如下模型检验关系驱动型晋升联动假说，

$$\Pr(Y_{ipcy} = 1) = \Phi\left(\sum_{\tau=0}^{3+} \beta_{\tau} (M_{pcy}^{\tau} \times R_{ipy}) + \sum_{\tau=0}^{3+} \theta_{\tau} M_{pcy}^{\tau} + \rho R_{ipy} + \kappa H + \omega_p + \delta_c + \mu_y\right) \quad (2)$$

其中， R_{ipy} 表示个体 i 担任 p 市下辖县县官职务时在 y 年与由 p 市市委书记晋升而来的省部高官的某种社会关系。某种社会关系具体是指共事关系、宗族关系、老乡关系，构造方法详见第2节变量说明。交互项 $M_{pcy}^{\tau} \times R_{ipy}$ 的估计系数 β_{τ} 显著为正则说明，在市委书记晋升为省部高官第 τ 年，与其有某种社会关系的原任职市下辖县县官（相对于无此社会关系的县官而言）有更高的晋升概率，即经验证据支持关系驱动型晋升联动假说。控制变量向量 H 将根据社会关系类型而调整。

人们因共同工作经历而产生业缘身份认同，彼此间信息不对称程度较低、信任程度较高。理论上，上级政府官员晋升到高级别职位后，与其有共事关系的下级政府官员有更多晋升机会。共事关系可分别表示为共事关系虚拟变量和共事年数连续变量。共事关系虚拟变量只表明当事人是否有共同工作经历，无法刻画关系强度。共事年数连续变量则能刻画关系强度。共事关系虚拟变量交互项的估计结果见附录F。表3列(1)报告共事年数连续变量交互项的估计结果，此时的交互项变量为：市委书记晋升为省部高官第 τ 年虚拟变量 $\times$ 县官与由市委书记晋升而来的省部高官的共事年数（简称“县官与省部高官的共事

年数”)。结果显示,在市委书记晋升为省部高官第 1 年、第 2 年、第 3~8 年,县官与省部高官的共事年数每增加 1 年(约 1 个标准差),县官晋升概率分别提高 3%、4%、2%。值得注意的是,表 2 表明,在市委书记晋升为省部高官第 3~8 年,原任职市下辖县县官并无更高晋升概率;表 3 列(1)表明,在市委书记晋升为省部高官第 3~8 年,与其曾有共事经历的原任职市下辖县县官有更高晋升概率,这凸显出工作经历身份认同在官员晋升联动中的重要性。

表 3 关系驱动型晋升联动假说检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
市委书记晋升为省部高官当年×县官与省部高官的共事年数	0.019 (0.013)			0.018 (0.015)
市委书记晋升为省部高官第 1 年×县官与省部高官的共事年数	0.030 ** (0.014)			0.035 ** (0.015)
市委书记晋升为省部高官第 2 年×县官与省部高官的共事年数	0.037 *** (0.014)			0.033 ** (0.015)
市委书记晋升为省部高官第 3~8 年×县官与省部高官的共事年数	0.021 *** (0.008)			0.023 ** (0.009)
市委书记晋升为省部高官当年×县官与省部高官的宗族关系		0.009 (0.089)		-0.016 (0.096)
市委书记晋升为省部高官第 1 年×县官与省部高官的宗族关系		-0.046 (0.087)		-0.034 (0.093)
市委书记晋升为省部高官第 2 年×县官与省部高官的宗族关系		0.030 (0.093)		0.027 (0.095)
市委书记晋升为省部高官第 3~8 年×县官与省部高官的宗族关系		0.077 (0.051)		0.076 (0.052)
市委书记晋升为省部高官当年×县官与省部高官的老乡关系			0.088 (0.075)	0.073 (0.077)
市委书记晋升为省部高官第 1 年×县官与省部高官的老乡关系			-0.130 (0.083)	-0.117 (0.082)
市委书记晋升为省部高官第 2 年×县官与省部高官的老乡关系			-0.021 (0.071)	0.016 (0.071)
市委书记晋升为省部高官第 3~8 年×县官与省部高官的老乡关系			-0.019 (0.047)	-0.001 (0.049)
经济绩效	是	是	是	是
市委书记晋升为省部高官第 τ 年虚拟变量	是	是	是	是
县官与省部高官的宗族关系		是		是
县官与省部高官的老乡关系			是	是
县官与省部高官的共事年数	是			是
县官与滞后 t 期市委书记的共事关系		是	是	
县官与滞后 t 期市委书记的宗族关系	是		是	
县官特征	是	是	是	是
市、县、年	是	是	是	是
观测值	5918	5918	5629	5629

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

表 3 列(2)、(3)分别报告宗族关系交互项、老乡关系交互项的估计结果,这些交互项的系数均不显著,表明市委书记晋升为省部高官后,与其有宗族或老乡关系的原任职市下辖县县官无更高晋升概率。主要原因是,县官与省部高官之间的宗族或老乡关系,仅代表宗族或地域上的情感链接,并不代表他们有实际交往。省部高官熟悉曾共事过的原任职市下辖县县官,却可能不甚了解与其有宗族或老乡关系的原任职市下辖县县官。为克服自上而下任命制中的信息不对称,省部高官倾向于从与其有共事经历的原任职市中选拔合适干部。由此可见,上下级官员晋升联动的背后是以实际交往为基础的身份认同。

表 3 列(4)同时纳入县官与省部高官的共事年数、宗族关系、老乡关系分别与市委书记晋升为省部高官第 τ 年虚拟变量的交互项,结果表明:共事年数交互项的系数值及显著性水平与列(1)结果相差无几,宗族关系交互项、老乡关系交互项的系数皆不显著。综上,经验证据支持共事关系驱动型晋升联动假说,不支持宗族/老乡关系驱动型晋升联动假说。更多检验结果见附录 G。

4.2 业绩驱动型晋升联动假说检验

本文采用如下模型检验业绩驱动型晋升联动假说,

$$\Pr(Y_{ipcoy} = 1) = \Phi \left(\sum_{\tau=0}^{3+} \gamma_{\tau} (M_{pcy}^{\tau} \times E_{ipcoy}) + \sum_{\tau=0}^{3+} \eta_{\tau} M_{pcy}^{\tau} + \varphi E_{ipcoy} + \nu Z + \omega_p + \delta_c + \mu_y \right)$$

(3)

其中, E_{ipcoy} 表征个体 i 担任 p 市 c 县 o 职务时在 y 年的经济增长业绩,具体表示为移动平均 GDP 增长率、横向相对 GDP 增长率、纵向相对 GDP 增长率、年度 GDP 增长率。交互项 $M_{pcy}^{\tau} \times E_{ipcoy}$ 的估计系数 γ_{τ} 显著为正则说明,在市委书记晋升为省部高官第 τ 年,原任职市下辖县县官的经济增长业绩越高,他们的晋升概率越大,表明经验证据支持业绩驱动型晋升联动假说。 Z 为控制变量向量。

表 4 列(1)~(4)结果显示,基于不同经济增长业绩指标构建的交互项变量对县官晋升未呈现稳健、显著的正影响,表明市委书记晋升为省部高官后,经济增长业绩突出的原任职市下辖县县官并未获得更多晋升机会。那么,地方官员为何积极发展辖区经济?有文献表明,地方官员之所以如此,除为了可能的政治晋升外,还为了经济利益(Jin et al., 2005;吴延兵,2017)。

表 4 业绩驱动型晋升联动假说检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	县官绩效=					
	移动平均 GDP 增长率	横向相对 GDP 增长率	纵向相对 GDP 增长率	年度 GDP 增长率	县人均 GDP 对数	县 GDP 份额
市委书记晋升为省部高官当年×县 官绩效	-0.201 (0.259)	-0.051 (0.283)	-0.262 (0.214)	0.065 (0.260)	0.001 (0.013)	0.627** (0.269)
市委书记晋升为省部高官第 1 年× 县官绩效	-0.303 (0.256)	0.059 (0.257)	-0.023 (0.295)	0.100 (0.285)	0.007 (0.015)	-0.369 (0.269)
市委书记晋升为省部高官第 2 年× 县官绩效	0.241 (0.314)	0.005 (0.384)	0.294 (0.292)	0.669** (0.297)	-0.021* (0.012)	0.015 (0.402)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	县官绩效 =					
	移动平均 GDP 增长率	横向相对 GDP 增长率	纵向相对 GDP 增长率	年度 GDP 增长率	县人均 GDP 对数	县 GDP 份额
市委书记晋升为省部高官第 3~8 年 × 县官绩效	-0.276 (0.206)	0.369 (0.243)	-0.431** (0.213)	-0.493** (0.213)	0.002 (0.012)	-0.239 (0.298)
移动平均 GDP 增长率	0.100 (0.104)				0.013 (0.092)	0.011 (0.090)
横向相对 GDP 增长率		0.055 (0.121)				
纵向相对 GDP 增长率			0.100 (0.091)			
年度 GDP 增长率				-0.087 (0.097)		
县人均 GDP 对数	0.016 (0.022)	0.020 (0.022)	0.028 (0.025)	0.015 (0.022)	0.018 (0.023)	0.015 (0.022)
县 GDP 份额	-0.141 (0.333)	-0.184 (0.332)	-0.135 (0.364)	-0.148 (0.329)	-0.166 (0.333)	-0.139 (0.345)
市委书记晋升为省部高官第 τ 年虚 拟变量	是	是	是	是	是	是
县官与滞后 t 期市委书记的共事关 系、宗族关系	是	是	是	是	是	是
县官特征	是	是	是	是	是	是
市、县、年	是	是	是	是	是	是
观测值	5918	5918	5304	5918	5918	5918

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

表 4 列(5)(6)报告县人均 GDP 对数、县 GDP 份额分别与市委书记晋升为省部高官第 τ 年虚拟变量的交互项的估计结果,绝大多数交互项的系数都不显著。这意味着,市委书记晋升为省部高官第 τ 年对县官晋升的影响不因县经济发展水平、县经济规模而显著变化,经验证据仍不支持业绩驱动型晋升联动假说。

5 结论

基于中国自上而下官员任命制度,本文创新性提出上下级政府官员晋升联动假说,利用 1983—2020 年江苏省的市委书记和县级主政官员数据检验该假说。以市委书记晋升为省部高官作为市下辖县县官面临的外生政治事件,基于双重差分法识别策略的实证结果表明,市委书记晋升为省部高官第 1 年、第 2 年能够显著提升原任职市下辖县县官的晋升概率。借助于市委书记晋升为省内高官或省外高官、市委书记晋升为非省部高官或平级调动、市长晋升等实证设计,本文确证了上下级官员晋升联动的组织系统身份认同解释,排除了上级官员职位空缺、中间层官员职务变动等竞争性解释。机制分析表明,市委

书记晋升为省部高官后,与其有共事关系的原任职市下辖县县官有更高的晋升概率,经济增长业绩突出的原任职市下辖县县官并未获得更多晋升机会,这揭示出上下级官员晋升联动的驱动力量是建立在实际交往之上的社会关系网络。

在上下级政府组成的行政组织系统中,当上级政府官员晋升到更高级政府的重要职位后,他们利用人事职权提拔任用原组织系统的尤其是与其有共事经历的下级政府官员,一定程度上能够克服自上而下式官员任命中的信息不对称难题,有助于选拔出符合组织或个人偏好的得力干部,有利于组织任务和政府政策的贯彻执行。但需警惕的是,上下级政府官员晋升联动也意味着官场晋升中存在着身份歧视问题,有能力、有抱负的下级政府官员可能因为上级政府官员仕途受限而丧失晋升机会,建立在共事基础之上的官员晋升联动会损害公平晋升竞争、滋生官场腐败、催生地方宗派主义。政策启示是,在地方官员甄选过程中,应充分发挥民主集中制的组织优势,健全公众监督和媒体监督机制,确保选拔程序公开透明、选拔规则公平公正。优化选人用人制度、打造选贤举能的政治生态,能够深度激发地方官员干事创业的积极性,促进经济高质量发展,推进中国式现代化。

参考文献

- 范子英,彭飞,刘冲. 2016. 政治关联与经济增长[J]. 经济研究,(1):114-126.
- Fan Z Y, Peng F, Liu C. 2016. Political connections and economic growth[J]. *Economic Research Journal*, (1): 114-126. (in Chinese)
- 潘越,宁博,戴亦一. 2019. 宗姓认同与公司治理[J]. 经济学(季刊),19(1):351-370.
- Pan Y, Ning B, Dai Y Y. 2019. Surname identification and corporate governance[J]. *China Economic Quarterly*, 19(1):351-370. (in Chinese)
- 陶然,苏福兵,陆曦,等. 2010. 经济增长能够带来晋升吗? [J]. 管理世界,(12):13-26.
- Tao R, Su F B, Lu X, et al. 2010. Can economic growth induce local leaders' promotion? [J]. *Management World*, (12):13-26. (in Chinese)
- 吴延兵. 2017. 中国式分权下的偏向性投资[J]. 经济研究,(6):137-152.
- Wu Y B. 2017. Distorted investment under Chinese-style decentralization[J]. *Economic Research Journal*, (6): 137-152. (in Chinese)
- 徐现祥,李书娟. 2019. 官员偏爱籍贯地的机制研究[J]. 经济研究,(7):111-126.
- Xu X X, Li S J. 2019. A study of the mechanism of Leaders' regional favoritism: Based on the resource reallocation perspective[J]. *Economic Research Journal*, (7):111-126. (in Chinese)
- 杨其静,郑楠. 2013. 地方领导晋升竞争是标尺赛、锦标赛还是资格赛[J]. 世界经济,(12):130-156.
- Yang Q J, Zheng N. 2013. Is the competition for the promotion of local leaders a yardstick competition, a tournament or a qualification competition[J]. *Journal of World Economy*, (12):130-156. (in Chinese)
- 周黎安. 2007. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究,(7):36-50.
- Zhou L A. 2007. Governing China's local officials: An analysis of promotion tournament model[J]. *Economic Research Journal*, (7):36-50. (in Chinese)
- Akerlof G A, Kranton R E. 2000. Economics and identity[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 115(3): 715-753.
- Chen Y, Li H, Zhou L. 2005. Relative performance evaluation and the turnover of provincial leaders in China[J]. *Economics Letters*, 88: 421-425.
- Fisman R, Shi J, Wang Y, Xu R. 2018. Social ties and favoritism in Chinese science[J]. *Journal of Political Economy*, 126(3): 1134-1171.
- Fisman R, Shi J, Wang Y, Wu W. 2020. Social ties and the selection of China's political elite[J]. *American Economic Review*, 110(6): 1752-1781.

- Jia R, Kudamatsu M, Seim D. 2015. Political selection in China: The complementary roles of connections and performance[J]. *Journal of the European Economic Association*, 13(4): 631-668.
- Jin H, Qian Y, Weingast B R. 2005. Regional decentralization and fiscal incentives: Federalism, Chinese style[J]. *Journal of Public Economics*, 89(9-10): 1719-1742.
- Li X, Liu C, Weng X, Zhou L. 2019. Target setting in tournaments: Theory and evidence from China[J]. *Economic Journal*, 129: 2888-2915.
- Li H, Zhou L. 2005. Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China[J]. *Journal of Public Economics*, 89(9-10): 1743-1762.
- Marino A, Matsusaka J, Zábojník J. 2010. Disobedience and authority[J]. *Journal of Law, Economics, & Organization*, 26(3): 427-459.
- Munshi K. 2014. Community networks and the process of development[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 28(4): 49-76.
- Opper S, Nee V, Brehm S. 2015. Homophily in the career mobility of China's political elite[J]. *Social Science Research*, 54: 332-352.
- Prendergast C, Topel R H. 1996. Favoritism in organizations[J]. *Journal of Political Economy*, 104(5): 958-978.
- Shayo M. 2020. Social identity and economic policy[J]. *Annual Review of Economics*, 12: 355-389.
- Shih V, Adolph C, Liu M. 2012. Getting ahead in the Communist Party: Explaining the advancement of central committee members in China[J]. *American Political Science Review*, 106(1): 166-187.
- Walder A G. 1986. *Communist Neo-Traditionalism: Work and Authority in Chinese Industry*[M]. Berkeley, CA: University of California Press.

Co-promotion between Higher- and Lower-level Government Leaders in China

Yanbing Wu

(Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences;
School of Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract Based on the theory of identity, the paper puts forward the hypothesis of co-promotion between higher- and lower-level government leaders and tests this hypothesis by using the data of prefectural party secretaries and county leaders (county party secretaries and county heads) in Jiangsu province in the period 1983—2020. Employing the difference-in-differences empirical strategy, the results show that in the first and second year after prefectural party secretaries are promoted to important administrative positions in provinces or central ministries, the probability of promotion for county leaders increases significantly. Mechanism analysis shows that with the promotion of prefectural party secretaries, county leaders who used to work together with them have higher probability of promotion, indicating that social network built on actual contacts is the driving force of the co-promotion between higher- and lower-level government leaders.

JEL Classification D73, H11, P26, P35