
地方领导晋升竞争是标尺赛、锦标赛还是资格赛

杨其静 郑楠*

内容提要 本文收集整理了2003~2012年市委书记的相关数据。我们的经验研究没有找到支持晋升标尺赛假说和锦标赛假说的证据,尽管这些假说很流行。在严格限制样本范围之后,我们发现在市委书记之间可能存在非常宽松的晋升资格赛,即经济增长率省内排序前10的市委书记比其他市委书记享有更多晋升机会。与Bo(1996)相同,我们发现各市的经济规模对市委书记的晋升机会具有直接的重大影响。来自省和中央机关的官员与有共青团工作经历的官员更有可能被派到经济规模大的城市任市委书记。总之,中国的晋升机制对参与晋升竞争的地方领导人有一个最低的经济增长绩效门槛要求,这也为中央和上级组织留下了充分的人事安排处置权。

关键词 地方领导 晋升竞争 经济增长业绩

一 引言

尽管学者们已形成这样一个基本共识,即一个国家的司法制度、金融体系和产权保护等制度对长期经济增长有着至关重要的作用,但我们却难以简单地套用该共识来

* 杨其静:中国人民大学企业与组织研究中心 100872 电子邮箱:qijing_yang@163.com;郑楠:中国人民大学经济学院。

本文得到了教育部人文社会科学一般项目(10YJA790224)的资助。中国人民大学契约与组织理论研讨班、中国第一届组织经济学年会(2012.06)和复旦大学中国社会主义市场经济研究中心学术报告会(2013.09)的参会者为本文提供了许多宝贵意见,尤其是江艇和杨继东在计量分析上提供了大量帮助。匿名审稿人对本文提出了高标准和严要求,促使论文得以不断改进。在后期研究中王婷婷非常出色地完成了研究助理工作,在此一并表示感谢和敬意。当然,文责自负。

理解中国经济持续 30 多年的高速增长。这促使学者们从中国特殊的政治经济制度来寻找答案。当前最流行的假说是中国地方官员之间存在基于经济增长业绩的晋升标尺赛(yardstick competition)(Maskin 等,2000),甚至晋升锦标赛(周黎安,2004)。然而,这类假说面临严重挑战,即一个主要依据 GDP 增长率大小来决定地方官员仕途的、完全契约性质的晋升机制与中国政治体制的内核不相容(陶然等,2010)。不过,批评者也面临挑战,即难以解释中国地方官员对 GDP 增长率的热衷和中国经济 30 多年持续的高速增长。

那么中国地方官员的晋升机制到底是什么,以至于中央和上级的权威得以维护且又能激励地方官员发展经济?为此,本文提出一个修正性的假说,即中国地方官员之间可能存在某种比较宽松的基于经济增长率排序的晋升资格赛。本文的贡献在于利用 2003~2012 年市委书记的数据检验了这三种晋升竞赛假说。除了引言之外,本文的结构安排如下:第二部分是文献综述及其评判;第三部分介绍了中国选拔副省级领导干部的制度并由此提出一些可供检验的假设;第四部分对相关变量进行定义;第五部分是描述性统计;第六部分是经验分析;第七部分是稳健性检验;第八部分是简单的结论。

二 文献综述及其批判

(一)文献综述

以人事管理经济学的视角考察中国地方官员晋升机制的开创性研究当属 Bo (1996)的研究。^①他构建了囊括正、副省委书记和正、副省长的信息非常丰富的“人-年”(individual-year)仕途数据库(1949~1994)。他通过一系列的计量分析发现:1978 年之后,辖区的经济、人口规模以及对中央的财政贡献才是影响省级领导晋升的最直接因素,而经济增长率对此无显著影响。在他看来,这是因为辖区的经济、人口规模和税收贡献更能反映官员的政治影响力。他还发现省委书记的晋升机会大于省长,且来自中央的省级领导和直辖市的领导具有更大的晋升机会。但 Bo(1996)的贡献被很多文献遗漏。一个可能的原因是,中国式联邦主义和辖区间竞争理论也正好在该时期盛行,从而使得学者们更加关注于该体制对地方官员发展经济的激励作用。在这种思想盛行下的第一份经验研究来自 Maskin 等(2000),其利用中国共产党“十一大”、“十三

^① Bo Zhiyue 在 1995 年申请芝加哥大学政治学博士学位的学位论文是 *Economic Performance and Political Mobility: Chinese Provincial Leaders*,而 Bo(1996)的文献是其中第四章。2002 年他的博士论文正式出版并引来大量评论;同年,他应天则研究所之邀而做了题为《经济绩效与省级领导人的升迁》的专场报告。

大”中央委员数据和大会召开前一年经济增长率全国排名数据,发现经济增长率全国排名的提高会显著增加每百万人口中的中央委员数量。由此,他们认为中国地方官员之间可能存在基于经济增长业绩的晋升标尺赛。遗憾的是该研究未引入任何控制变量而无法保证其结论的可靠性。

受上述思想启发,周黎安(2004)等提出了一个更大胆的假说,即中国地方官员之间存在基于经济增长业绩的晋升锦标赛。随后引发了大量经验研究,其中被引用频次较多的 Li 和 Zhou(2005)、Chen 等(2005)分别以当年经济增长率、任内平均经济增长率、与前任省领导的经济增长率之差来测度省领导的经济增长业绩,并发现这些业绩指标对省领导的晋升有显著的正影响。^① 随后,学者们还提出了其他一些测度经济增长业绩指标。比如,现任领导任内平均增长率与 1978 年至现任领导任职前夕的平均增长率之差额(王贤彬等,2011),经济增长加速度 $(g_t - g_{t-1})/g_{t-1}$ (杜兴强等,2012)。虽然这两篇文献都以省委书记-省长数据进行研究并得到了与 Li 和 Zhou(2005)、Chen 等(2005)相似的结论,但两者结果的差别也很明显。王贤彬等(2011)发现上述各个经济增长业绩指标只对省长的晋升有显著正影响,但杜兴强等(2012)却发现经济增长加速度对省委书记的晋升有更大影响。

除了上述文献之外,据我们所知,至今为止在省级层面上还没有其他重要文献提供经济增长业绩会直接影响地方领导晋升的证据。比如,在王贤彬等(2011)之前,王贤彬和徐现祥(2008)以同样的数据却发现那些被调任中央的省委书记-省长在任内并无显著更优的经济增长业绩,从而暗示他们的晋升并非源于其出色的经济增长业绩;Wu 和 Ma(2009)以中共“十六大”前后两年(2000~2004)省委书记-省长数据为基础的研究发现,省级领导任内的经济增长率、平均财政收入等与晋升并无显著相关性。更引人注意的是,陶然等(2010)以统一的标准修正了 Li 和 Zhou(2005)、Chen 等(2005)所使用的省委书记-省长数据并重复了整个计量过程,却无法得到性质相似的结论。

另外,涉及市县级领导晋升的研究似乎也没有找到支持经济增长业绩显著影响晋升的证据。比如,Landry(2003)在 1990~2000 年全国地级市和副省级城市的市长中未发现经济增长显著影响晋升机会的证据。^② Guo(2007)以 1999~2002 年全国县长

① 需要注意的是, Li 和 Zhou(2005)发现省级领导的中央工作背景显著增加晋升机会,但 Chen 等(2005)却未得到该结论。

② 以市长为考察对象的还有林挺进(2010)的研究。他利用 2005 年中国 264 名市长的数据,考察哪些因素影响了市长晋升速度。虽然他强调“政治晋升本质上是官员先前在晋升速率方面优势的延伸,而不是因为所在行政区的经济业绩”,但由于计量模型未引入任何刻画经济增长业绩的指标而使得上述观点论据不足。

为考察对象,仅发现财政收入年增长率对县长的晋升有显著正影响,但却未涉及晋升与经济增长之间关系的研究。相对而言,姚洋和张牧扬(2013)的研究显得更为严谨,尽管他们将市长和书记的样本混同在一起的做法值得商榷。他们首先基于官员调动而连通的城市组内来识别官员的个人效应,从而得到一个代表官员能力的“官员顺位”变量。他们基于2001~2008年211名市委书记-市长的数据发现,官员顺位才对晋升有显著影响,而任内经济增长对晋升无显著影响。

纵观上述文献我们发现:即便这些文献所涉及的样本、被解释变量、解释变量和分析工具都相同或相似,也有不少研究并不支持晋升标尺赛或锦标赛假说。更重要的是,这些假说的理论基础受到质疑:它们暗示中国官员治理机制中存在一个基于GDP增长率、完全契约性质的“谁高谁升”的晋升激励安排,而这无疑与中国政治体制相矛盾(陶然等,2010)。为检验该假说是否适用于中国,Oppen和Brehm(2007)构建了一个反映省委书记-省长与中央政治局常委之间是否有老乡、校友和同事关系的“网络关系指数”(Network-Ties-Index, NTI),他们以1985~2005年省委书记-省长为考察对象发现:NTI对晋升有显著正影响,而经济增长率对晋升无显著影响。Shih等(2012)以时间序列预测法来推算各省级领导任内辖区潜在经济增长能力并将之从辖区经济增长中扣除,从而获得代表省级领导任内经济增长业绩的(相对)惊奇增长(surprise growth)。他们发现:自1960年以来的任何时期,高层领导干部(中共中央委员和候补委员)的党内排位主要取决于他们与国家领导人的关系,而与经济增长业绩并无显著关系。然而,这一派观点也面临一个巨大挑战,即如何解释中国经济自1978年以来持续的高速增长?

纵观上述文献,可以感受到现有的两派观点都具有一定的片面性。为了调和该矛盾,Jia等(2013)提供了一个有益尝试,即在计量模型中增加了经济增长业绩与政治关系的交互项。他们仅看重省级领导是否与某位政治局常委有过共事经历并将之设定为政治关系哑变量。他们对1993~2009年省委书记-省长晋升的考察发现:尽管任内经济增长率本身的回归系数并不显著,但经济增长率与政治关系交互项的回归系数却显著为正。另外,他们还发现那些与政治局常委共事时间越长的省级领导,其任内经济增长率越快,从而认为省级领导的经济增长业绩在很大程度上内生于政治关系。不过,Jia等(2013)仅仅以省级领导是否与政治局常委共事过来识别政治关系可能过于简单;而且,其结论暗示只有那些与政治局常委有特殊关系的省级领导才有积极性发展地方经济,而其他省级领导无此积极性,这也未必符合现实。

(二) 现有文献的不足

通过上述文献梳理,我们可以感受到学者们对中国地方官员晋升治理机制的研究日益精深。然而,现有研究也存在诸多不足之处。

第一,大多数文献忽视了 Bo(1996)的贡献而未在计量模型中引入反映辖区经济和人口规模的变量,而仅仅使用人均 GDP 来反映辖区经济发展水平。正如 Bo(1996)所言,相对于人均 GDP,辖区经济规模是一个更重要的指标,因为它反映了各个辖区在上一级政府中的经济权重和政治谈判力。^①不仅如此,更大的经济规模也意味着辖区领导人有更多的经济资源来培育和发展自己的政治关系。通过回顾文献我们发现:凡是将 GDP 或者同时将人口和人均 GDP 作为解释变量的经验研究(Bo, 1996; Landry, 2003; Oppen 和 Brehm, 2007)都未能发现官员晋升与经济增长业绩之间存在显著正相关关系的证据;相反,那些发现官员晋升与经济增长业绩之间存在显著正相关关系的研究,无一例外地在计量模型中缺少反映经济和人口规模的变量。这意味着,若不将反映辖区经济-人口规模的指标纳入计量模型,则将面临遗漏重大解释变量的风险。

第二,虽然大多数文献都发现地方官员的个人特征,比如中央工作经历对晋升有重大影响,但却未进一步考察这些特征是通过何种渠道发挥作用的。即便有少数学者意识到该问题,注意力也仅仅聚焦在官员的政治关系是否会影响任内经济增长率方面(Jia 等, 2013),而未考察更为重要的另一种可能渠道,即有特殊政治关系的官员被安排到经济规模大的地区任职并由此赢得更多的晋升机会。

第三,大量的文献不仅混淆了锦标赛和标尺赛,而且还完全忽视了资格赛的可能性。锦标赛模型由 Lazear 和 Rosen(1981)提出,其基本博弈规则是:只要 $x_i > x_j$, 参赛者 i 就获胜并赢得报酬 $\tilde{\omega}^{\max}$, 而 j 失利,只能获得报酬 $\tilde{\omega}^{\min} (< \tilde{\omega}^{\max})$ 。这意味着,在锦标赛中胜败及其报酬取决于参赛者业绩的排序而非业绩绝对或相对水平。由此,检验晋升锦标赛假说的计量策略应该是:考察经济增长率组内排序前 $N = n$ 的地方领导相对于组内其他领导是否享有更多晋升机会(n 表示可晋升岗位数)。与之不同,Shleifer(1985)的标尺赛模型的基本博弈规则是:若参赛者 i 的业绩水平为 x_i , 则其报酬为

^① 比如,某省 2012 年对地级市政府的业绩考核指标体系中,最重要的一项考核指标就是“经济绩效地区生产总值总量及增速”,其考评方法是:得分 = $\left[\frac{GDP_i - GDP^{\min}}{GDP^{\max} - GDP^{\min}} \times 0.6 + 0.4 \right] \times 0.5 \times 10 + \left[\frac{g_i - g^{\min}}{g^{\max} - g^{\min}} \times 0.6 + 0.4 \right] \times 0.5 \times 10$, 其中 GDP^{\max} 、 GDP^{\min} 和 GDP_i 分别表示地级市中最大、最小和地级市 i 的 GDP; g^{\max} 、 g^{\min} 和 g_i 分别表示地级市中最快、最慢和地级市 i 的 GDP 增长率。显然,该考评指标对经济规模小的地级市非常不利。通过访谈相关官员而得知,该考评方法就是源于 GDP 全省占比合计高达 50% 以上的两个市政府施压的结果。

$\tilde{\omega}_i = f(x_i - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m x_i)$ (m 表示参赛人数), 即报酬大小取决于自身业绩与参赛群体平均

业绩之差。由此可见, 若以某种绝对值或者差额来测度经济增长业绩(如经济增长率, 经济增长率之差额), 则计量模型检验的是标尺赛假说而非锦标赛假说。^① 然而, 在涉及中国官员晋升竞争的文献中, 至今为止似乎只有 Maskin 等(2000)清晰地认识到这一点。与此同时, 现有文献还未考虑另一种可能更现实的竞争形态——资格赛。尽管资格赛的具体形式非常多, 但博弈的基本规则是: 当且仅当参赛者 i 的业绩 x_i 在本阶段竞赛中组内排名不低于 $N(> n)$ 时, 他才有资格参加下一阶段竞赛(n 表示下一阶段竞赛的可获胜席位)。

第四, 虽然学者们尝试用各种复杂的方式来测度真正属于地方官员的经济增长业绩和能力, 但是只有那些易于观察、识别和操作的变量才能成为契约变量。事实上, 上级组织在评价下级地方领导的经济增长业绩时所使用的评价指标必然是简单且直白的, 其中经济增长率及其排序无疑是最常用的经济增长业绩测度指标。同时, 由于年度经济增长率的绝对水平在很大程度上受制于经济发展阶段和宏观经济形势等因素的影响, 因此在几乎所有奖励名额有限的竞争活动中, 参与者主要关心的还是自己成绩的排位而不是成绩的绝对或者相对水平。

第五, 有关任职时间的问题。现有文献几乎都以当年经济增长率及其相对值, 或者包含当年在内的任内平均经济增长率及其相对值来解释官员当年职位变动。然而, 即便官员职位变动发生在当年 12 月 31 日, 该年的各种经济数据也都没有被统计出来, 因此根本不可能成为上级组织考核评价下级官员业绩的依据。何况地方政府主要官员的职位变动通常都需要长时间的酝酿。

第六, 学者们已普遍意识到, 对于检验基于经济增长业绩的晋升竞争假说, 市县级领导更合适。除了都不承担外交、国防、宏观经济调控和制定国家战略等职责之外, 与省级政府相比, 市县级政府所承担的政治职能要弱得多, 而发展地方经济的职能更为突出; 因此, 即便要进行经济业绩考核, 市县级领导也是主要的考核对象。^② 不过, 考虑到县级领导的个人特征数据难以被系统性地获取, 因此本文主要以地市级领导作为

① 虽然 Chen 等(2005)借鉴的关键文献是 Besley 和 Cast(1995), 但却未充分意识到这篇考察美国各州税率和与相邻州税率之差的论文是否涉及和影响在任州长连任问题。

② 比如, 《县(市、区)党政领导干部年度工作考核方案(试行)》(1999)只是明确规定对县委书记和县长等实施年度考核前要先由专业部门填写《社会经济文化主要指标实现情况统计表》;《关于建立促进科学发展的领导班子和领导干部考核评价机制的意见》(2009)也仅针对区县提出了“按照城市空间发展战略和区县功能定位, 重点考核区域经济社会实绩和党建工作实绩”的考核重点。

考察对象。至今为止以全国各地市级领导为研究样本的经验研究仅有 Landry (2003)、姚洋和张牧扬(2013)。前者仅以市长为研究对象;后者也存在若干不足之处。^①我们认为相对于其他市级领导,市委书记是更合适的考察对象,因为:(1)正如上面所言,市级领导干部的主要工作是管理当地经济社会事务;(2)几乎所有涉及当地社会经济发展的重大决策都须先经书记办公会和常委会讨论并形成决议,而后才由市长签发执行;(3)市委书记大多由市长升任或熟悉经济工作的官员调任,^②而在晋升为该市一把手之后通常都有实施自己发展当地经济构想的强烈欲望。总之,地方政府的经济政策及其效果在很大程度上是书记意志的表象。

第七,官员职位变动界定通常都比较简单,尤其是没有注意到一些特殊年龄(比如市委书记是否年满57岁)前后的职位变动的真实含义。

针对上述缺陷或不足,本文做了一些改进:(1)更详细地界定了官员晋升和降职的各种情形;(2)以地级市(含副省级城市)市委书记的晋升情况为考察对象,且更细致地收集和整理了有关市委书记的个人特征并将其作为解释变量引入计量模型;(3)将各市GDP全省占比作为影响市委书记晋升的重要解释变量,并考察市委书记的个人特征因素是否会通过其任职地这个渠道来影响其晋升机会;(4)以市委书记职位变动(包括续任)年份的前1年GDP增长率或者前3年平均增长率的省内排序作为市委书记的经济增长业绩指标;(5)不仅检验了标尺赛假说和锦标赛假说,而且还重点考察了资格赛假说。

三 副省级领导干部的选拔程序与假说的提出

1995年中组部颁布了《党政领导干部选拔任用工作暂行条例》(以下简称《条例》)并在2002年做了修订。由于市委书记的晋升机会主要是省内的副省级岗位,因此根据《条例》规定,整个干部选拔工作由中组部来负责组织实施。一般程序是:中组

^① 姚洋和张牧扬(2013)在主回归模型中未引入反映经济规模的变量;独特的研究策略导致8年间有效市委书记-市长样本仅有211个,而全国仅地级市和副省级城市就有281个;而且,他们对官员个人特征的刻画非常简单,仅仅涉及年龄、任职年数和是否来自省级机关等三个维度。

^② 本文表2的统计数据显示,在2003~2012年期间有51.38%的市委书记由该地市长升任,14.41%由该省其他市的市长升任。事实上,即便是那些来自省机关的市委书记,他们之前所从事的工作大多也与社会经济管理实务相关。另外,若剔除正常退休、犯错误等原因而离任的市长样本和少数民族地区的样本,市长升任市委书记的比例会更高。这就使我们很难相信市长升任市委书记是其任内经济增长业绩突出的结果。估计是这个原因导致那些以市长为考察对象的研究未能发现经济增长业绩影响晋升的证据(Landry,2003),甚至在计量模型中不引入经济增长业绩指标,比如林挺进(2010)。

部考察组与省委主要领导商讨考察对象人选(任职条件/推荐范围)⇒民主推荐⇒省委书记办公会和省常委会酝酿并提出考察对象建议名单⇒与考察组沟通协商并敲定考察对象⇒考察组对考察对象进行民主测评⇒提出拟任人选的初步方案⇒中组部党委会讨论决定⇒公示⇒任命。在整个过程中,有如下一些细节值得注意:

第一,“德才兼备、以德为先”是中国选拔干部的第一原则,并且在选拔省部级以上高级干部时还特别强调对“治党治国”政治能力的考察。一般而言,一个地方的经济规模越大,人口越多,社会经济关系就越复杂,对地方领导人驾驭和处理复杂问题能力的要求越高。

第二,即便中组部在2006年颁布的《关于体现科学发展观要求的地方党政领导班子和领导干部综合考核评价试行办法》中开始明确规定在民主测评阶段必须有实绩分析环节,但经济增长业绩也仅是众多实绩分析项目中的一项。不仅如此,《条例》还特别强调“防止简单地以票取人”。这就使得考察对象不太可能因为单纯的经济增长业绩原因而无法通过民主测评。因此,市委书记能否得到晋升,关键在于是否能够在晋升竞争中获得提名。

第三,与省级领导晋升不同,在选拔副省部级干部的过程中,享有实际提名权的人员涉及多个层次。首先,《条例》(2002)特别规定“省部级党政领导干部,还应当努力达到中央对高级干部提出的各项要求”。这意味着中央政治局常委及其他重要国家领导人掌握主要的提名权。其次,由于整个选拔和任命工作是由中组部直接负责具体组织实施,因此,中组部主要领导也有重大发言权。另外,《条例》第三十二条规定“属于上级党委(党组)管理的,本级党委(党组)可以提出选拔任用建议。”因此省委常委,尤其是省委书记往往也享有很大的提名权。

第四,每次人事调整释放的晋升机会有限,晋升竞争通常都很激烈,因此享有实际提名权的各方都避免将那些经济增长业绩欠佳的市委书记作为自己的提名对象。

根据对组织部门选拔副省级干部过程的介绍,我们提出如下可供检验的假设。

假设1:“德才兼备,以德为先”的干部选拔原则使得某些市委书记可以不依赖于经济增长业绩而获得晋升,甚至可以在较短的任职内得到破格晋升。

假设2:市委书记之间不存在基于经济增长业绩的晋升标尺赛,即以经济增长率及其排序为测度的经济增长业绩与市委书记晋升机会之间不存在显著的正相关性。

假设3:市委书记之间不存在基于经济增长业绩的晋升锦标赛,即经济增长率省内排序前 $N = n$ 的市委书记与其他市委书记相比未必享有更多晋升机会,其中 n 表示可晋升的岗位数。

假设4:市委书记之间可能存在一个比较宽松的基于经济增长率省内排序的晋升资格赛,即经济增长率省内排序前 $N(\geq n)$ 的市委书记可能比其他市委书记享有更多的晋升机会。

假设5:那些任职于GDP全省占比高的城市市委书记在晋升竞争中享有明显的竞争优势,因为他们最有可能被认为具有“治党治国”的能力。

假设6:具有某些特殊政治禀赋的干部更有可能被派到GDP占比高的城市担任市委书记。

总之,在满足上述6个假设的晋升机制下,中央不仅能够享有充分的人事任命的自由处置权,而且还能够激励地方官员努力发展地方经济,尽管在事后晋升竞争中经济增长业绩未必是决定性的因素。这是因为:对于大多数市委书记来说,即便他们能预估到本辖区在未来一段时间内会有较高的经济增长率,但他们也难以事先确认其经济增长率的省内排名足够靠前而不至于在事后丧失参加晋升竞争的资格。

四 变量定义

(一)对晋升、平调和降职的定义

由于中国官员的行政级别与实际权力之间的匹配关系非常复杂,因此我们认同陶然等(2010)的观点,即在界定中国官员职位的升降时,一个虽有代价但却比较稳妥的做法就是按照一个明确的规则来严格定义职位变动,尽力避免主观随意。鉴于此,除了下述特殊情况外,本文将以正式的行政级别变化来定义晋升($y=1$)、平调($y=0$)和降职($y=-1$),而且不区分相同行政级别的党务部门和行政部门。

1. 省委常委。由于市委书记几乎不可能直接升任中央副部级以上职务,因此最看重的职位莫过于省委常委。即便是副省级城市的市委书记,若先前不是省委常委而获得了省委常委身份,也被视为晋升,尽管其行政级别未发生变化;反之,若先前拥有省委常委身份的市委书记失去了省委常委身份(哪怕他们可能获得了副省长、人大副主任或者政协副主席等副部级职位)则被视为降职。

2. 非省委常委的副省长。在省级政府中,除了省委常委外,次重要的职位就是非省委常委的副省长。即便有些市委书记,比如副省级城市的市委书记已是副部级官员,甚至省委常委,但他们也不太可能跨越副省长的任职经历而直接升任省委书记、省长以及中央正部级以上领导。因此,若市委书记调任副省长,则被视为晋升,除非他们失去了先前的省委常委身份。

3. 省会城市的市委书记。若省会城市不是副省级城市,则其市委书记自然要比副省级城市市委书记的行政级别低半级。不过,即便省会不是副省级城市,但其在省内地位也非常特殊。因此,若普通地市的市委书记调任省会城市担任市委书记或者市长,则视为晋升;反之,若省会城市的市委书记调任其他普通市任市委书记,则视为降职。

4. 人大副主任和政协副主席。在中国,市委书记调任省或者地市人大政协,以及各级顾委、巡视组或当地企业学校,通常都被视为降职。不过,市委书记调任省人大常委会副主任和政协副主席的情况比较特殊。一方面,相对于掌握实权的市委书记,它们确实是无实权的虚职;另一方面,它们毕竟是副部级职位,因而是那些即将退居二线的市委书记极力追求的职业。^①按惯例,在换届时,若某市委书记已满 57 岁,则一般不会被安排连任或平调其他地市;若未满 57 岁,则可被安排再任一届直至 60 岁卸任。鉴于此,若年龄未满 57 岁的市委书记被调往省人大政协任副职,则很可能是上级对其当前政绩不满,故视为降职;反之,若年龄大于 57 岁的市委书记在换届时被调任省人大政协副职,则视为晋升。

5. 省委组织部常务副部长和省委办公厅副主任。由于这两个职位位居中枢,且通常享有正厅级待遇,因此,若普通的市委书记调任这两个职位,则本文视为平调。

6. 市委书记调任市长。虽然市委书记和市长行政级别相同,但市委书记才是真正的一把手。因此,除非是普通市委书记调任副省级城市或省会城市担任市长,否则都视为降职。

(二)关于上任、离任与任职时间的确定

由于市委书记的上任对该市政府行为产生影响都需要时间,因此我们沿用 Bo (1996) 的规定,若市委书记上任发生在某年的 1 月 1 日至 6 月 30 日之间,则该年记为其任期的起始年且该年的经济增长被视为其业绩;若上任发生在某年的 7 月 1 日至 12 月 31 日,则其任期和业绩从下一年开始计算。不过,与 Bo (1996) 不同的是,我们认为无论一个市委书记在某年何时离任,该年的经济增长都不是他参与晋升竞争的有效业绩。因为其即便离任发生在 12 月 31 日,该年的各种经济指标也都未被正式统计并公布出来,所以无法成为上级组织考核市委书记经济增长业绩并以此作为奖惩的依据。比如,某市委书记在 2003 年 7 月 1 日之前(之后)上任,该年被(不被)视为其任

^① 一般来说,省人大有 2~3 位副主任,省政协有 5~6 位副主席。然而,一个省平均有 11~15 个常委,若干非常委副省长、省长助理,十几个地级市和二三十个厅局部门以及其他数量众多的正厅级单位,即使每年每个部门退居二线的人数有限,但加起来也远远超过省人大政协副职 9 个的数目。

期的开始年;在2004年,他的任职时间 $T=1$ 年(0年),其有效业绩为2003年的经济增长(无经济增长业绩记录);到了2005年, $T=2$ 年(1年),其有效业绩为2003和2004年经济增长(2004年经济增长);到了2007年12月31日,该市委书记晋升为副省长,则其任期结束, $T=4$ 年(3年),有效业绩为2003(2004)~2006年的经济增长。

另外,我们采取两种方法来衡量市委书记的任职时间:(1)仅仅计算其担任市委书记的年数,但用哑变量来标示市委书记是否由本市市长升任;(2)若市委书记是由本市市长升任,则市委书记的任职时间从其担任市长算起。不过,考虑到市委书记才是本级政府真正的一把手,因此我们主要采用第一种方法,而把第二种方法放在稳健性检验中。

关于过渡性质职务的取舍。若官员在一个新职位上担任时间很短就发生职位变动,则要么当前的职位仅是一个过渡性安排,要么是源于一些非本文所关心的因素。鉴于此,本文不计任职时间不足一年的职务。

(三)基于GDP增长率的省内排序

为了检验基于经济增长业绩的晋升锦标赛假说,本文分别以前1年经济增长率(g_1)或前3年移动平均经济增长率(g_3)的省内排序来测度市委书记的经济增长业绩。值得注意的是,由于在特定年份 t 存在一些市委书记的任职时间 $T<3$,甚至 $T=0$ 的情形,因此在对市委书记的经济增长业绩省内排序之前,需要对这些市委书记“前1年经济增长率”或“前3年平均经济增长率”做一些特殊处理。第一,对于那些在 t 年任职时间 $T=0$ 年的市委书记样本,以该地级市 $t-1$ 年经济增长率作为其虚拟的“前1年经济增长率”和“前3年平均经济增长率”。第二,对于任职时间 $T=1$ 年(或2年)的市委书记,前3年平均经济增长率= $t-1$ 年(或 $t-1$ 和 $t-2$ 年平均)经济增长率。

(四)其他可能影响市委书记晋升的变量

除了经济增长率分组排序这个经济增长业绩指标之外,官员的一些个人特征(如年龄、受教育程度、工作经历等)和任职所在地的禀赋条件(如经济发展水平、区位等)也可能影响官员的晋升。参照现有文献,本文主要引入如下一些变量。

1. 年龄。统计分析发现,年龄与党龄、工龄之间存在严重共线性问题,因此本文只取年龄。另外,本文引入“年龄是否 ≥ 57 岁”的哑变量,即57岁及以上为1,否则为0。

2. 性别与民族。由于女性和少数民族市委书记分别只占4%和5%,且我们的研究发现这两个因素与市委书记晋升之间无显著关系,故舍弃这两个变量以减少对整体统计干扰。

3. 受教育程度和所学专业。我们设定两个哑变量:是否具有本科以上学历,是为

1, 否为 0; 是否是理工农医专业, 并令 1 = 理工农医, 0 = 人文社科。

4. 工作经历。如下一些工作经历会影响官员的晋升: (1) 担任过秘书长、办公室主任或者高级领导个人助理; (2) 乡镇以上的团组织工作经历; (3) 乡镇及以上政府组织人事部门工作经历; (4) 在宏观经济部门或国有大中型企业等经济部门工作经历。鉴于此, 本文设定 4 个哑变量来刻画市委书记是否具有上述工作经历 (有为 1, 否为 0)。

5. 当地禀赋的控制变量。本文使用该辖区前 1 年 ($t-1$) GDP 的全省占比来刻画该地市在全省经济中的重要程度, 而前 1 年辖区的人均 GDP 来刻画该地市绝对的经济水平。此外, 非农产业占比也可反映该地市的经济结构, 但该变量和地方人均 GDP 的相关系数达 0.657 且检验结果不显著, 故舍弃。事实上, 我们还尝试过用辖区人口和人口的省内占比作为解释变量, 但回归结果的稳定性和显著性不及 GDP 全省占比, 故未引入回归分析。

6. 省内地级市数量。由于省委常委和副省长席位在各省之间并无显著差别, 因此各省地级市的数量会影响市委书记晋升的概率。

此外, 本文采用省区哑变量控制省区效应, 使用年度哑变量控制年份效应。

五 描述性统计分析

本文以 2003 ~ 2012 年全国 20 个省区下辖的 15 个副省级城市和 245 个地级市、地区、盟、自治州 (为方便行文而将它们统称为“城市”或者“市”) 书记的职位变动作为考察对象。^① 关于市委书记个人信息的原始数据来自于人民网、新华网的领导简历; 经济数据来自《中国城市统计年鉴》和中经网数据库。总共形成了 2600 条“市委书记-年”样本。不过, 一些无法确定离职原因 (包括病故、违纪撤职、去向不明等, 共计 8 人次) 的市委书记不在下文计量分析的范围内。另外, 2003 ~ 2004 年一些边远地区的经济数据和市委书记个人数据缺失的样本在计量分析过程中被 stata 程序自动剔除。

根据上任前的任职背景, 市委书记有多种来源: (1) 本市晋升; (2) 本省外市晋升; (3) 外省外市晋升; (4) 省内平调 (地市级职务); (5) 省外平调 (地市级职务); (6) 来

^① 4 个直辖市下属区县的行政级别存在差异且缺失部分区县的经济数据; 西藏、新疆、青海、云南和贵州缺少一半以上地市的经济数据; 海南和宁夏的地级市很少, 分别为 2 和 5 个, 故都被剔除。在余下的 20 个省区中共有 15 个副省级市和 253 个地级市, 其中城市数最多的是广东省 (21 个市), 最少的是吉林省 (8 个市), 各省平均的城市数是 13.4 个城市。不过, 仍然有些少数民族地区地级市的经济数据或市委书记个人数据缺失, 故本文有效样本来自 245 个市。

自中央;(7)来自本省机关;(8)来自外省机关;(9)其他(大学、企业等)。同时,市委书记离任后的去向可分为11种情况:(1)本市晋升;(2)本省外市晋升;(3)外省外市晋升;(4)省内平调(地市级职务);(5)省外平调(地市级职务);(6)调入中央;(7)调入本省机关;(8)调入外省机关;(9)退居二线;(10)在任;(11)其他(病故、违纪撤职等)。

表1显示,98.44%的市委书记来自于本省,其中51.38%直接由本市市长升任,而14.41%和10.32%分别由本省外市市长升任和市委书记平调,22.33%来自本省省级党政机关。同时,市委书记离任后的主要去向也在省内,其中36.49%调入本省党政机关,10.20%平调到本省其他市,并有19.81%退居二线或退休。由此可见,

表1 2003~2012年市委书记的来源和去向

来源	人次	比重(%)	去向	人次	比重(%)
本市升	428	51.38	本市升	0	0.00
本省外市升	120	14.41	本省外市升	10	1.20
外省外市升	2	0.24	外省外市升	3	0.36
省内平调	86	10.32	省内平调	85	10.20
省外平调	3	0.36	省外平调	3	0.36
中央机关	2	0.24	中央机关	14	1.68
本省机关	186	22.33	本省机关	304	36.49
外省机关	2	0.24	外省机关	24	2.88
其他	4	0.48	退居二线	165	19.81
			在任	212	25.45
			其他	13	1.56
合计	833	100	合计	833	100

市委书记的晋升竞争基本上是在本省同行之间。另外,尽管总共有44位市委书记调往中央和外省,占比为5.28%,但并未集中发生在个别省区,其中广东和陕西涉及人数最多(各5位),江苏等8省各有3位。本文也尝试引入区域哑变量(比如上述10省区为1,其余省区为0),但回归结果不显著,故放弃。

表2统计显示:一个省在某一年发生市委书记晋升的人次为0、1、2、3、4、5、6的省-年样本数分别为75、58、40、15、8、3、1。在晋升人数非0的省-年样本中,晋升人数为1、2(和3)的省-年样本占比为78.4%(90.4%)。这意味着,若存在基于经济增长业绩的晋升锦标赛,则经济增长率省内排序前2名,或至少前6名的市委书记应该比其他市委书记享有更多的晋升机会。遗憾的是,我们未找到相关证据。另外,表2还显示,地级市数量多的省区,市委书记的晋升机会并不会减少;或者,市委书记的晋升机会与省内地级市和副省级城市的数量之间似乎并不存在系统的负相关性。不过,江苏的市委书记晋升机会远远大于其他省,而四川的市委书记晋升机会最小。这些现象可能与各省的政治传统有关系。

表2 2003~2012年各省区各年获得晋升的市委书记人数

年份	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	合计 (S)	城市数 (N)	S/N
河北	1	1	1	3	1	2	0	1	2	1	13	11	1.18
山西	3	0	1	0	0	1	1	1	1	2	10	11	0.91
内蒙古	3	0	2	1	0	1	0	1	3	0	11	9	1.22
辽宁	0	0	2	1	1	2	1	3	2	1	13	14	0.93
吉林	0	1	0	0	2	0	0	0	2	0	5	8	0.63
黑龙江	1	0	0	0	1	1	1	1	1	2	8	12	0.67
江苏	6	2	0	2	1	2	2	0	4	2	21	13	1.62
浙江	1	1	0	0	1	1	0	2	1	2	9	11	0.82
安徽	5	0	2	0	0	3	0	0	1	0	11	17	0.65
福建	2	0	4	0	0	2	1	0	0	0	9	9	1.00
江西	2	0	0	1	1	0	0	1	4	0	9	11	0.82
山东	0	1	0	4	4	2	0	2	3	2	18	17	1.06
河南	5	1	1	3	0	4	0	3	2	3	22	17	1.29
湖北	2	1	1	2	1	4	0	0	3	3	17	12	1.42
湖南	0	0	0	2	1	3	0	0	2	0	8	13	0.62
广东	0	0	1	5	3	2	0	2	4	1	18	21	0.86
广西	2	1	0	0	1	2	1	0	2	0	9	14	0.64
四川	1	0	0	0	2	0	1	0	2	1	7	18	0.39
陕西	2	0	1	3	1	1	0	0	2	1	11	10	1.10
甘肃	0	0	1	1	0	1	0	0	2	2	7	12	0.58

表3 不同任职时间内市委书记职位变动情况

(样本范围:20个省区的市委书记)

	职位变动		晋升		平调		降职	
	人次	占比(%)	人次	占比(%)	人次	占比(%)	人次	占比(%)
$T \leq 1$	86	13.7	30	12.5	33	13.6	23	15.9
$T = 2$	116	18.5	46	19.2	52	21.4	18	12.4
$T \geq 3$	426	67.8	164	68.3	158	65.0	104	71.7
合计	628	100	240	100	243	100	145	100

表3显示了市委书记发生职位变化在任职时间上的分布情况。虽然按照中国现行制度安排,一届政府的任期是5年,但2003~2012年260个市却发生了628人次的市委书记职位变动,其中竟然有202人次(约32%)是发生在任职时间 $T \leq 2$ (即不足3

年)的期间,而这其中又有 76 人次得到晋升,约占 10 年间总共 240 晋升人次的 31.7%,甚至还有 30 位市委书记在任后第二年就得到了晋升。显然,这些市委书记的晋升不太可能是源于其任职期间突出的经济增长业绩,因为从制定和实施地方发展策略到这些策略发挥作用至少也需要 2~3 年时间。显然,这为假设 1 提供了证据,即在“德才兼备,以德为先”的干部选拔原则下,某些有特殊政治才能的市委书记可能并不依赖经济增长业绩而得到提升,甚至破格提升。

表 4 2003 ~ 2012 年市委书记个人特征情况的描述统计

变量	观察数	均值	标准差	最小值	最大值
年龄(岁)	2560	52.58	3.74	40	61
是否≥57岁(1=是,0=否)	2600	0.17	0.37	0	1
大学及以上学历(1=是;0=否)	2600	0.95	0.22	0	1
任职时间(合并市长任职时间)	2553	3.66	2.33	0	13
来自省或中央(1=是,0=否)	2600	0.23	0.42	0	1
市委书记任职时间	2558	2.38	1.72	0	10
是否是原市长(1=是,0=否)	2553	0.47	0.50	0	1
民族(1=汉;0=少数民族)	2559	0.95	0.21	0	1
性别(1=男;0=女)	2566	0.97	0.17	0	1
省籍(1=本省;0=外省)	2531	0.73	0.45	0	4
专业(1=理工农医;0=人文社科)	2452	0.16	0.37	0	1
共青团工作经历(1=有,0=无)	2512	0.36	0.48	0	1
有无秘书经历(1=有,0=无)	2512	0.53	0.50	0	1
组织部门工作经历(1=有,0=无)	2512	0.20	0.42	0	7
经济部门工作经历(1=有,0=无)	2510	0.38	0.49	0	1
省内地级市数量	2600	13.86	3.53	8	21

关于市委书记个人特征情况的统计分析见表 4。统计显示,(1)在 2003 ~ 2012 年,市委书记年龄区间是 40 ~ 61 岁,平均年龄为 52.58 岁;(2)关于市委书记的任职时间,若仅计算市委书记本身而不含市长的任职时间,则市委书记任职区间为 0 ~ 10 年,平均任职时间 $T=2.38$ (或者 3 年多但不足 4 年);(3)关于市委书记的学历,其中以硕士最多,本科次之,博士再次,专科以下最少,同时高学历的比例有显著的上升趋势;(4)截至 2012 年末,只有 16.92% 的市委书记的最终学历专业是理工农医,而大部分官员的专业是人文社科;(5)在 2003 ~ 2012 年期间有过共青团、秘书、组织部门或经济部门工作经历的市委书记人次占比分别为 34.85%、51.08%、24.69%、34.92%。

六 计量分析及其结果

本文对各主要解释变量进行相关系数矩阵分析后发现,除了“担任市委书记前是否担任本市市长”与“是否来自省级机关”的相关系数为 -0.58 外,其他系数都很小,且绝对值普遍不大于 0.1 。因此,可认为它们之间不存在多重共线性。与大多数文献一样,下面我们将采用 Order Probit 模型来检验辖区经济增长率排序对地市级官员晋升的影响,即:

$$y_i = \begin{cases} -1 & \text{如果 } y_i^* \leq \gamma_1 \\ 0 & \text{如果 } \gamma_1 < y_i^* \leq \gamma_2 \\ 1 & \text{如果 } y_i^* > \gamma_2 \end{cases}$$

其中, y_i^* 为上级组织对市委书记政绩的考核值; y_i 为上级组织对市委书记职位变动的决定; γ_1 和 γ_2 为两个对应的阈值。

(一) 市委书记-年全年样本的计量分析

参照多数文献,我们首先以全部有效的市委书记-年样本作为考察对象,但不包含任职时间 $T=0$ 的市委书记-年样本,因为即便这些市委书记的职位发生变化也与其发展当地经济业绩无关。相关的回归结果见表 5。

由于经济增长率不仅是现实中最常用的经济增长业绩指标,而且其回归结果在 Li 和 Zhou(2005) 等文献中也最稳健,因此首先分别以前 1 年经济增长率(g_1) 和前 3 年平均经济增长率(g_3) 作为市委书记的经济增长业绩指标。但在 1~3 列中前 1 年和前 3 年经济增长率的回归系数都不显著,其中在第 1 列中将 GDP 全省占比从解释变量中剔除。随后,我们又在第 4 和 5 列中以前 1 年和前 3 年经济增长率省内排序作为经济增长业绩指标,但回归系数同样不显著。这说明,在市委书记-年的全样本中,无有效证据来支持晋升标尺赛假说。事实上,在采取各种限制样本范围的措施之后,该结论都非常稳定(见表 11)。

我们再来看看是否有证据支持晋升锦标赛假说。为此,我们分别以前 1 年和前 3 年经济增长率是否省内排前 N 名作为测度经济增长业绩的哑变量(是为 1, 否为 0)。事实上,无论 $N=1, 2, 3$ 或 4, 这些哑变量的回归系数都不显著为正(见表 6)。可见,在市委书记-年的全样本中也没有证据支持晋升锦标赛假说。

表 5 全样本的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	g_1	g_1	g_3	g_1 排序	g_3 排序
增长业绩	0.003 (0.007)	0.002 (0.007)	-0.011 (0.011)	0.001 (0.008)	-0.001 (0.008)
GDP 占比		3.186*** (0.566)	3.223*** (0.566)	3.190*** (0.566)	3.210*** (0.568)
人均 GDP	0.097*** (0.024)	0.029 (0.026)	0.029 (0.027)	0.029 (0.027)	0.028 (0.027)
年龄	-0.030*** (0.011)	-0.037*** (0.011)	-0.037*** (0.011)	-0.037*** (0.011)	-0.037*** (0.011)
≥57 岁	-0.515*** (0.127)	-0.531*** (0.128)	-0.536*** (0.128)	-0.532*** (0.128)	-0.525*** (0.129)
≥大学	0.069 (0.194)	0.028 (0.196)	0.020 (0.195)	0.026 (0.196)	0.034 (0.197)
专业	0.161* (0.087)	0.149* (0.087)	0.154* (0.087)	0.150* (0.088)	0.145* (0.088)
本省籍	-0.058 (0.071)	0.003 (0.071)	0.008 (0.071)	0.004 (0.071)	0.003 (0.072)
任职时间	0.048** (0.024)	0.056** (0.025)	0.057** (0.025)	0.056** (0.025)	0.056** (0.025)
原市长	-0.113 (0.072)	-0.084 (0.074)	-0.084 (0.074)	-0.084 (0.074)	-0.085 (0.074)
省或中央	-0.091 (0.089)	-0.133 (0.088)	-0.139 (0.089)	-0.134 (0.088)	-0.132 (0.089)
共青团	0.152** (0.070)	0.116 (0.071)	0.119* (0.071)	0.116 (0.071)	0.113 (0.071)
秘书经历	0.053 (0.065)	0.054 (0.066)	0.056 (0.066)	0.054 (0.066)	0.057 (0.066)
组织部门	0.102 (0.076)	0.113 (0.076)	0.111 (0.076)	0.112 (0.076)	0.109 (0.076)
经济部门	-0.003 (0.066)	-0.006 (0.066)	-0.004 (0.067)	-0.006 (0.066)	-0.011 (0.066)
城市数量	0.007 (0.015)	0.034** (0.016)	0.032** (0.016)	0.033** (0.016)	0.035** (0.016)
切点 1	-2.783*** (0.687)	-2.746*** (0.703)	-2.941*** (0.712)	-2.772*** (0.688)	-2.755*** (0.688)
切点 2	0.258 (0.684)	0.327 (0.702)	0.133 (0.710)	0.300 (0.687)	0.318 (0.687)
省效应	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是
观测数	2059	2059	2060	2059	2053
对数似然比	-1089.4	-1089.15	-1089.16	-1040.89	-1037.80

说明:括号内为异方差稳健系数估计值的标准误;***、**、* 分别表示通过显著水平为 1%、5% 和 10% 的检验。下同。

不过,上述结论并不能排除经济增长业绩对晋升有影响的可能性,因为晋升竞争还有可能是基于经济增长率排序的资格赛。我们又尝试将经济增长率省内排名前 $N=4,5,\dots,12$ 的市委书记经济业绩赋值为 1,然后重复前面的计量分析过程。遗憾的是,仍然没有一个哑变量的回归系数显著为正。这意味着,在市委书记一年的全样本中,我们也没有找到支持资格赛的证据。总之,至少在市委书记一年的全样本中没有证据来支持市委书记之间存在基于经济增长业绩的标尺赛假说、锦标赛假说和资格赛假说。

表 6 全样本下经济增长业绩哑变量的设置及其回归结果

(市委书记一年样本范围:任职时间 $T>0$)

经济增长率省内排序前 N 为 1, 否则为 0											
N	g_1	g_3	N	g_1	g_3	N	g_1	g_3	N	g_1	g_3
$N=1$	-0.061	-0.207*	$N=4$	-0.006	-0.050	$N=7$	0.036	0.074	$N=10$	0.097	0.110
	(0.117)	(0.117)		(0.068)	(0.068)		(0.064)	(0.065)		(0.076)	(0.075)
$N=2$	-0.085	-0.080	$N=5$	-0.009	0.061	$N=8$	0.043	0.089	$N=11$	0.020	0.075
	(0.085)	(0.085)		(0.065)	(0.065)		(0.068)	(0.068)		(0.087)	(0.085)
$N=3$	-0.046	-0.117	$N=6$	0.022	0.057	$N=9$	0.051	0.081	$N=12$	-0.018	0.045
	(0.073)	(0.073)		(0.064)	(0.064)		(0.071)	(0.071)		(0.100)	(0.095)

上述回归分析还有一个现象值得特别指出:虽然在表 5 第 1 列中人均 GDP 的回归系数显著为正,可是一旦将 GDP 全省占比同时作为解释变量放入计量模型,前者的回归系数就变得不再显著而后者的回归系数始终在 1% 的水平上显著为正(该现象在本文的其他相关检验中都存在)。这意味着,相对于经济增长业绩和人均 GDP,市委书记任职地的 GDP 全省占比对其晋升具有更重要的影响。

(二) 限制样本范围的计量分析

由于在市委书记一年的全样本中可能包含了太多噪音而干扰计量结果,因此有必要限制样本的范围。为此,我们分如下步骤对样本进行了限制。

第一步,剔除任职时间 ≤ 2 年的市委书记一年样本。倘若上级组织真的会根据市委书记的业绩来决定其仕途,那么上级组织一定要给市委书记足够长的任职时间来实施其发展经济的计划。虽然我们可以推断那些任职不足 3 年的市委书记所发生的职位变动不太可能是上级组织根据其经济增长业绩所做出的人事决定,但这并不能排除那些任职 3 年以上的市委书记所发生的职位变动确实是基于经济增长业绩的结果。

为了检验这种可能性,我们就以任职时间 ≥ 3 年的市委书记-年样本为计量分析的对象并重复表5和表6的计量分析过程。同样,回归结果与表5和表6非常相似,故不再单独报告。

第二步,进一步剔除职位未发生变动的市委书记-年样本。我们清楚地知道,上述计量分析还存在一个现有文献普遍存在的缺陷,即那些职位未发生变动的市委书记,其职位变动赋值与实际发生平调的情况相同,都为0。尽管中国地方官员在规定的5年任职时间结束前职位发生变动的情况并不少见,但毕竟还是受到5年任职时间的制度约束。这意味着即便某个市委书记的职位在某年未发生变动,也未必是上级组织根据其经济增长业绩所做出的人事决定。为了排除这种干扰,我们进一步剔除那些职位变动定义为0但实际无职位变动的市委书记-年样本,即仅以任职时间 ≥ 3 年且职位确实发生变化的市委书记-年样本为研究对象。

表7 限制样本范围下经济增长业绩哑变量设置及其回归结果
(市委书记-年样本范围:城市数量 >10 、任职时间 $T \geq 3$ 且职位变动)

经济增长率省内排序前 N 为 1, 否则为 0											
	g_{-1}	g_{-3}		g_{-1}	g_{-3}		g_{-1}	g_{-3}		g_{-1}	g_{-3}
$N=1$	0.071	-0.001	$N=4$	0.015	-0.042	$N=7$	0.116	0.213	$N=10$	0.331**	0.297*
	(0.282)	(0.301)		(0.133)	(0.152)		(0.132)	(0.140)		(0.155)	(0.164)
$N=2$	0.009	-0.095	$N=5$	0.049	0.078	$N=8$	0.165	0.223	$N=11$	0.209	0.304
	(0.203)	(0.196)		(0.131)	(0.142)		(0.133)	(0.144)		(0.182)	(0.192)
$N=3$	0.039	-0.097	$N=6$	0.099	0.099	$N=9$	0.229	0.118	$N=12$	0.146	0.158
	(0.147)	(0.171)		(0.130)	(0.138)		(0.140)	(0.155)		(0.210)	(0.212)

说明:其他解释变量的回归结果与表9中的1和2列非常相似,故未列出。

由于未发现支持晋升标尺赛假说的证据(见表11),因此我们重点考察是否会存在晋升锦标赛或者资格赛。我们再次重复表6的计量分析过程,在城市数量 >10 的省区样本范围内得到的回归结果见表7。^①显然,我们仍然无法得到支持晋升锦标赛假

① 即便不剔除城市数量 <10 的省区样本,计量结果也与表7非常类似且“经济增长率省内排序前10”是一个重要的排序分割点。不过,考虑到结论的严谨性和节省篇幅,故未单独报告。这意味着,在表7中不包含这些省区的样本:福建(8个地级市+1个副省级城市)、吉林(7个地级市+1个副省级城市)、内蒙古(9个地级市)和陕西(9个地级市+1个副省级城市)。另外,虽然满足“地级市数量 >10 、任职时间 $T \geq 3$ 且职位变动”的市委书记样本有369个,但一些市委书记个人数据的不完整而导致stata实际使用的样本数下降为335个。

说的证据,因为面对一个省一年晋升的市委书记人数通常不多于2的事实,经济增长率排名前1、2、3甚至4的回归系数却不显著。不过,当且仅当 $N=10$ 时,前1年经济增长率省内排序前10的回归系数为0.331且在5%水平上显著,前3年经济增长率省内排序前10的回归系数为0.297且在10%水平上显著。这意味着排序最靠前的市委书记未必有更多的晋升机会,但经济增长率省内排序前10的市委书记却比其他市委书记具有更多的晋升机会。换句话说,虽然市委书记之间不可能存在基于经济增长率省内排序的锦标赛,但可能存在基于经济增长率省内排序的资格赛,只不过这是一种非常宽松的资格赛——享有参赛资格的人数远远大于实际的晋升机会。

表8 对经济增长率省内排序前10进行内部分组及其回归分析结果

(市委书记-年样本范围:城市数量 >10 、 $T \geq 3$ 且职位变动)

排序前 $1 \sim M$ 为 1, 否则为 0			排序前 $1 \sim M$ 为 1, 否则为 0			排序前 $1 \sim M$ 为 1, 否则为 0			排序前 $M+1 \sim 10$ 为 1, 否则为 0		
排序前 $N=10$ 为 1, 否则为 0			排序前 $N=10$ 为 1, 否则为 0			排序前 $N=10$ 为 1, 否则为 0			排序前 $M+1 \sim 10$ 为 1, 否则为 0		
M	g_1	g_3	M	g_1	g_3	M	g_1	g_3	M	g_1	g_3
$M=1$	0.125	-0.032	$M=3$	-0.026	-0.139	$M=1$	0.444	0.267	$M=3$	0.313*	0.195
	(0.329)	(0.364)		(0.173)	(0.207)		(0.339)	(0.374)		(0.189)	(0.221)
$N=10$	0.318**	0.300*	$N=10$	0.339**	0.334	$2 \sim 10$	0.309**	0.300*	$4 \sim 10$	0.339**	0.334**
	(0.157)	(0.166)		(0.166)	(0.173)		(0.153)	(0.166)		(0.166)	(0.174)
$M=2$	0.0125	-0.147	$M=4$	-0.05	-0.098	$M=2$	0.341	0.179	$M=4$	0.304*	0.238
	(0.232)	(0.235)		(0.161)	(0.184)		(0.248)	(0.253)		(0.174)	(0.201)
$N=10$	0.328**	0.326*	$N=10$	0.354**	0.335*	$3 \sim 10$	0.328**	0.326*	$5 \sim 10$	0.355**	0.336*
	(0.159)	(0.170)		(0.172)	(0.176)		(0.159)	(0.170)		(0.173)	(0.177)

说明:其他解释变量的回归结果与表9中的第3和4列非常相似,故未列出。

那么,在经济增长率排序前10的市委书记之中,排序靠前尤其是排序前2的市委书记是否会享有更多晋升机会?为此,在经济增长率排序是否是前10的哑变量基础上,我们再引入一个新的哑变量,即经济增长率排序是否是前 M (是为1,否为0),而后再将这两个哑变量同时作为解释变量引入计量模型。然而,无论 $M=1、2、3$ 或 4 ,该哑变量的回归系数都不显著,而是否是前10的哑变量回归系数始终显著为正且系数也非常接近(见表8的左侧部分)。这意味着在经济增长率省内排序前10的市委书记之中,排序靠前的市委书记未必有更多的晋升机会。

表9 限制市委书记-年样本范围的回归分析结果

(市委书记-年样本范围:城市数量>10、 $T \geq 3$ 且职位变动)

	(1) <i>g</i> _1	(2) <i>g</i> _3		(3) <i>g</i> _1	(4) <i>g</i> _3
排序 1~2	0.013 (0.232)	-0.147 (0.235)	排序 1~2	0.341 (0.248)	0.179 (0.253)
排序前 10	0.328** (0.159)	0.326* (0.170)	排序 3~10	0.328** (0.159)	0.326* (0.170)
GDP 占比	12.030*** (2.013)	11.580*** (1.976)		12.030*** (2.013)	11.580*** (1.976)
人均 GDP	0.017 (0.070)	0.026 (0.067)		0.017 (0.070)	0.026 (0.067)
年龄	-0.069** (0.029)	-0.074** (0.029)		-0.069** (0.029)	-0.074** (0.029)
≥57 岁	-0.531** (0.233)	-0.508** (0.230)		-0.531** (0.233)	-0.508** (0.230)
≥大学	-0.040 (0.378)	-0.025 (0.365)		-0.040 (0.378)	-0.025 (0.365)
专业	0.155 (0.190)	0.203 (0.190)		0.155 (0.190)	0.203 (0.190)
本省籍	0.134 (0.151)	0.119 (0.153)		0.134 (0.151)	0.119 (0.153)
任职时间	-0.040 (0.054)	-0.035 (0.054)		-0.040 (0.054)	-0.035 (0.054)
原市长	-0.009 (0.162)	-0.029 (0.164)		-0.009 (0.162)	-0.029 (0.164)
省或中央	-0.311 (0.215)	-0.329 (0.216)		-0.311 (0.215)	-0.329 (0.216)
共青团	0.280* (0.155)	0.293* (0.153)		0.280* (0.155)	0.293* (0.153)
秘书经历	0.070 (0.142)	0.073 (0.143)		0.070 (0.142)	0.073 (0.143)
组织部门	0.190 (0.147)	0.198 (0.151)		0.190 (0.147)	0.198 (0.151)
经济部门	0.047 (0.146)	0.079 (0.146)		0.047 (0.146)	0.079 (0.146)
城市数量	0.069 (0.049)	0.069 (0.049)		0.069 (0.049)	0.069 (0.049)
切点 1	-3.161 (1.981)	-3.368* (1.962)		-3.161 (1.981)	-3.368* (1.962)
切点 2	-1.794 (1.982)	-2.000 (1.962)		-1.794 (1.982)	-2.000 (1.962)
省效应	是	是		是	是
年份效应	是	是		是	是
观测数	335	335		335	335
对数似然比	-285.08	-286.74		-285.67	-286.08

我们进一步问:在经济增长率省内排序前 10 的市委书记之中,排名靠前的市委书记是否比其他市委书记享有更多晋升机会?为此设置两个测度经济增长业绩的哑变量,即经济增长率省内排序是否是前 M (是为 1,否为 0),是否是属于 $M+1 \sim 10$ (是为 1,否为 0)。回归结果见表 8 的右侧部分。从中可以发现:排序 $M+1 \sim 10$ 的哑变量的回归系数始终显著为正,但排序前 M 的哑变量通常也不显著,仅仅前 1 年经济增长率省内排序前 3 和前 4 的哑变量开始在 10% 水平上变得显著为正。这意味着,与经济增长率省内排序 10 之后的市委书记相比,排序在 3~10 的市委书记显著享有更多的晋升机会。也就是说,与排序前 2 位的市委书记相比,排序在 3~10 的市委书记反而可能享有更多的晋升机会。

为展示上述计量分析的全貌,我们在表 9 中列出了 4 个具有代表性的计

量模型完整回归结果。与表5的全样本回归结果相比,虽然除经济增长业绩指标之外,其他解释变量的回归结果在性质上基本保持不变,但还有一些现象值得关注。第一,GDP全省占比的回归系数不但始终在1%水平上显著为正而且数值从3.2左右飙升到11.5以上。这意味着,在市委书记的晋升竞赛中,GDP占比的实际影响力可能远远大于在市委书记-年全样本下的估计值。第二,“任职时间”从显著变为不显著,即对于任职时间 $T \geq 3$ 的市委书记来说,任职时间的增长不会再增加晋升机会。第三,“城市数量”的回归系数从显著为正变为不显著,但这仍然不同于锦标赛假说的预测。

(三)官员任职地与官员特征之间的内生性检验

尽管不少学者已意识到官员的晋升机会很可能内生于其个人特征之中,但却少有文献检验这些内生性问题。即便有这方面的尝试,也因计量模型中未引入反映辖区经济规模的变量而将注意力放在考察官员任期内经济增长率是否内生于其特殊的政治关系中(Jia et al., 2013)。然而,上文的计量分析发现:相对于经济增长业绩,GDP全省占比对市委书记的晋升具有稳定且重要影响。同时,上述计量分析还发现,除“共青团工作经历”之外,其他反映市委书记个人特征的变量(如来自省级或中央机关以及秘书、组织部门和经济部门工作经历)似乎对其晋升都没有显著影响。那么,难道市委书记的这些个人特征条件真的不影响其晋升机会?由此,一个猜想油然而生:

猜想1(即假设6) 那些具有特殊政治资源的官员会被有计划地派往GDP省内占比较高的地区任职,从而为事后的晋升打下伏笔。

如果猜想1被证实,那么我们不禁会进一步猜想:

猜想2 GDP省内占比较高的地区,其经济增长率的省内排序也不会太靠后,以至于那些有特殊政治资源的官员不太可能因经济增长业绩太差而失去晋升资格。

我们以20个省的市委书记上任前1年的数据来检验上述两个猜想。这是因为:(1)在斟酌将某干部派到何处任市委书记时,上级领导只能观察到各市的现状并以此来预测未来;(2)大量的行为经济学实验发现,最近1期发生的事件对决策者的信念影响最大;(3)上任之后的经济增长及其经济规模的变化有多个难以被独立识别的来源,比如市委书记自身的能力和努力,上级组织给予的特殊政策和辖区内潜在的经济增长潜力。不过,对于“年龄”和“是否 ≥ 57 岁”,我们仍然使用市委书记上任当年的数据,因为上级领导在决策时可完全考虑这些信息。

表 10 市委书记任职地与个人特征
(因变量为市委书记上任前一年的数据)

变量	GDP 占比	增长率 排序	增长率 排前 10
年龄	0.0021 ** (0.0008)	-0.101 * (0.0550)	0.0117 ** (0.0053)
≥57 岁	0.0398 * (0.0207)	-1.632 (1.053)	0.194 *** (0.0719)
≥大学	0.0074 (0.0133)	0.660 (0.992)	-0.0139 (0.0983)
省或中央	0.0266 *** (0.0080)	0.0879 (0.431)	-0.0451 (0.0422)
省籍	-0.0219 *** (0.0065)	0.194 (0.402)	-0.0466 (0.0377)
专业	0.0069 (0.0074)	0.796 (0.515)	-0.0724 (0.0482)
共青团	0.0146 ** (0.0061)	0.0157 (0.393)	0.0025 (0.0379)
秘书经历	0.0062 (0.0052)	-0.622 * (0.369)	0.0278 (0.0349)
组织部门	-0.0159 ** (0.0063)	0.584 (0.452)	-0.0400 (0.0458)
经济部门	-0.0055 (0.0057)	-0.196 (0.394)	0.0681 * (0.0369)
常数项	0.0055 (0.0514)	8.088 ** (3.151)	0.468 (0.302)
省效应	是	是	是
年份效应	是	是	是
观测数①	643	568	573
Prob>F	0.000	0.000	0.000
R ²	0.182	0.188	0.209

1. 市委书记任职地是否内生
于个人特征。为了检验猜想 1, 我们以市委书记上任前 1 年所在辖区 GDP 的全省占比作为被解释变量, 而以市委书记的个人特征作为解释变量。回归结果显示 (见表 10):

第一, 尽管前面的回归结果显示年龄, 尤其是“是否 ≥57 岁”对市委书记晋升具有显著的负面影响, 但在选派市委书记的人事决策中那些年龄较大, 尤其是年龄超 ≥57 的市委书记更可能任职于 GDP 省内占比较大的城市。可能的原因是: (1) 年龄较大的市委书记经验更丰富, 办事更稳重, 因此被派到更重要的地方任职; (2) 正如前面所言, 年龄超 57 岁的市委书记一般不再有进一步晋升的希望, 因此这种邻近退休前的“提退” (提拔之后即刻退休) 给予了那些上级认为干得还不错的干部一次晋升机会, 以便其可以享受更好的退休待遇。

第二, “来自省和中央”的回归系数为 0.027 且在 1% 水平上显著。这意味着, 相对于从基层成长起来的市委书记, 来自省和中央机关的市委书记所任职地的 GDP 全省占比要高出

长起来的市委书记, 来自省和中央机关的市委书记所任职地的 GDP 全省占比要高出

① 根据我们对任职时间的定义, 在 2003 年任职时间标示为 0 的市委书记其实上任于 2002 年下半年。这就导致在我们 2003 ~ 2012 年数据库中新任市委书记 (任职时间为 0) 的人次大于市委书记职位真实变动的人次。

约 2.7 个百分点。可见,尽管在前面的计量分析中“来自省或中央”对市委书记晋升的回归系数始终不显著,但它对市委书记晋升的影响却实际存在,只不过这种影响已被隐藏在任职地的特征上。

第三,“本省籍”的回归系数为 -0.022 且在 1% 水平上显著。这意味着,相对于外省籍的市委书记,本省籍的市委书记任职地的 GDP 全省占比要低约 2.2 个百分点。这意味着,来自本省籍的市委书记容易被派到经济规模小的地级市任职,而在事后很可能只享有较小的机会。

第四,“共青团”的回归系数为 0.015 且在 5% 水平上显著,即相对无共青团经历的市委书记,有共青团工作经历的市委书记任职地的 GDP 全省占比要高出约 1.5 个百分点;相反,“组织部门”的回归系数为 -0.016 且在 5% 水平上显著,即相对于其他市委书记,有组织部门工作经历的市委书记任职地的 GDP 占比大约低 1.6 个百分点。这意味着,有共青团工作经历的干部被提升为市委书记时,容易被派到经济规模大的地方任职,预示着更大的晋升空间;相反,有组织部门工作经历的干部被提升为市委书记,容易被安排到 GDP 全省占比小的地区,从而限制了其进一步晋升的空间。

此外,表 10 还显示,是否来自省和中央机关、是否有共青团经历、是否来自组织部门等个人特征与上任前一年辖区经济增长率排名或者排名是否是前 10 之间并不存在显著的相关性;虽然有秘书工作经历的人容易派到经济增长潜力大的市,但该市的经济规模却不见得大。总之,市委书记被任命到何地任职,在很大程度上是由其个人特征所决定的。

2. 经济增长潜力与市经济实力之间是否存在内生性。我们考察猜想 2,即市委书记任职地的 GDP 全省占比是否也暗示该地级市具有较高的经济增长潜力。为此,设置这样一个哑变量作为被解释变量,即市委书记上任前 1 年的经济增长率省内排序是否是前 10(是为 1,否则为 0)。我们采用 probit 方法并控制了年份和省区效应而发现:市委书记上任前 1 年的 GDP 全省占比的回归系数为 2.303 且在 10% 水平上显著,即 GDP 全省占比大的城市其经济增长潜力也不会太差(限于篇幅,略去表格)。这暗示任职这些城市的市委书记,在日后的晋升竞争中不太可能因经济增长率省内排名靠后而失去参与晋升竞争的资格。

不过,与 GDP 占比相比,经济增长率及其省内排序却比较容易改变。因此,对于大多数市委书记来说,即便被安排到 GDP 占比较大的城市任职,也必须努力发展地方经济,以防止在晋升竞争中失去参赛资格。

七 稳健性检验

1. 否定标尺赛假说的稳健性分析。我们已在市委书记-年的全样本范围内证明, 市委书记之间不存在基于经济增长业绩的标尺赛(见表5第1~4列)。事实上, 在限制市委书记-年的样本范围之后, 我们仍然无法找到支持晋升标尺赛假说的证据(见表11)。

表 11 限制市委书记-年的样本范围及其对标尺赛假说的检验

	市委书记-年样本:地级市数量>10, T≥3				市委书记-年样本:地级市数量>10, T≥3 且职位变动			
	<i>g</i> _1	<i>g</i> _3	<i>g</i> _1 排序	<i>g</i> _3 排序	<i>g</i> _1	<i>g</i> _3	<i>g</i> _1 排序	<i>g</i> _3 排序
经济业绩	0.0034 (0.0075)	-0.0156 (0.0153)	0.0016 (0.0101)	-0.0052 (0.0104)	0.0274 (0.0252)	-0.0138 (0.0244)	-0.0144 (0.0152)	-0.0188 (0.0167)
GDP 占比	4.997*** (0.943)	5.003*** (0.943)	4.989*** (0.941)	4.982*** (0.944)	11.87*** (1.986)	11.79*** (1.992)	11.87*** (1.975)	11.71*** (1.966)
省效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测数	833	833	833	833	335	335	335	335
对数似然比	-545.48	-545.05	-545.51	-545.41	-288.09	-288.51	-288.22	-288.00

说明:其他变量的回归结果与表5的1~4列或者表9非常相似,故未列出。

除此之外,我们还做了其他一些稳健性检验。比如,以任期 $T \geq 2$ 且职位是否发生变化来限制样本范围;将那些前任市长后任该市委书记的官员合并计算任职时间;剔除副省级城市的市委书记-年样本;扩大晋升范围,将普通市的市委书记调任省长助理、省政府秘书长和强势部门(发改委、财政厅、教育厅)正职通常也被视为晋升。不过,本文的基本结论都不发生改变。

八 结论

本文收集整理了2003~2012年中国20个省区市委书记的仕途数据,以便考察经济增长业绩是否会影响地方领导的晋升。与已有研究不同,我们特别强调在现实中上级组织更有可能是以经济增长率的省内排名来评价市委书记的经济增长业绩。我们的经验研究发现:

第一,在任职时间超过1年的市委书记-年的全样本分析中,我们未找到支持市委书记之间存在基于经济增长业绩的晋升标尺赛假说、锦标赛假说或资格赛假说的证据。一个可能的重要原因是:大约1/3的市委书记职位变动和大约1/3的市委书记晋升发生在任职时间不足3年期间,而这些职位变动应该与市委书记的经济增长业绩没有关系。

第二,在任职时间超过3年且职位确实发生变动的市委书记-年样本范围内,我们仍然未发现支持晋升标尺赛假说和锦标赛假说的证据,而仅仅发现经济增长率省内排名前10的市委书记可能比其他市委书记享有更多的晋升机会。这意味着,即便真的存在基于经济增长业绩的晋升竞争,那么也只能是一种非常宽松的晋升资格赛,因为在绝大多数时,一省一年获得晋升的市委书记人数都不超过2个;而且那些市数量>10省区的平均城市数量也就14.5个。另外,我们还发现,经济增长率省内排序前2(或3)的市委书记的晋升机会可能还不如排序3(或4)~10的市委书记。

第三,与经济增长业绩相比,辖区的GDP全省占比对市委书记的晋升可能具有更重大的影响力,以至于在所有计量分析该变量的回归系数都始终为正且在1%水平上显著。而且,对于那些任职时间超过3年的市委书记,该效应更加突出。

第四,进一步的分析还发现,一些具有特殊个人特征(比如来自省级以上机关、有团委或者秘书工作经历)的市委书记任职于GDP省内占比大的地区而不是潜在经济增长力强的地区。这也意味着,市委书记的仕途前景在很大程度上已由其担任市委书记之前的工作经历所决定。

最后,与晋升锦标赛假说的预测不同,各省区下辖城市数量对市委书记的晋升机会并不会造成系统性的负面影响,即城市数量多的省区,其市委书记的晋升机会未必会减少。

总之,在中国现有政治体制中,尽管有为数不少的市委书记可在较短时间内获得晋升或者被贬黜,但大多数市委书记还是要在其岗位上历练较长时间;而且,可能确实存在某种基于省内经济增长业绩排序的资格赛制度。在这样的制度中,即便某个市委书记被安排任职于GDP省内占比高的市而享有了某种晋升优势,但他在事前也不能保证任职之后的经济增长率省内排序不会太靠后。这就会刺激市委书记们努力发展地方经济。与此同时,为了防止辖区间竞争过于激烈而造成严重的负面影响,上级组织可能会根据参赛者(市委书记)的数量来调整晋升的岗位数量,从而控制资格赛的强度。

参考文献:

- 杜兴强、曾泉、吴洁雯(2012):《官员历练,经济增长与政治擢升——基于1978~2008年中国省级官员的经验证据》,《金融研究》第2期。
- 林挺进(2010):《中国地级市市长职位升迁的经济逻辑分析》,《公共管理研究》第5期。
- 陶然、苏福兵、陆曦、朱昱铭(2010):《经济增长能够带来晋升吗?——对晋升锦标赛理论的逻辑挑战与省级实证重估》,《管理世界》第12期。
- 王贤彬、张莉、徐现祥(2011):《辖区经济增长业绩与省长省委书记晋升》,《经济社会体制比较》第1期。
- 王贤彬、徐现祥(2008):《地方官员来源、去向、任期与经济增长》,《管理世界》第3期。
- 姚洋、张牧扬(2013):《官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据》,《经济研究》第1期。
- 周黎安(2004):《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》第6期。
- Besley, Timothy and Case, Anne. "Incumbent Behavior: Vote Seeking, Tax Setting and Yardstick Competition." *American Economic Review*, 1995, 85, pp.25-45.
- Bo, Zhiyue. "Economic Performance and Political Mobility: Chinese Provincial Leaders." *Journal of Contemporary China*, 1996, 5(12), pp.135-154.
- Chen, Ye; Li, Hongbin and Zhou, Li-an. "Relative Performance Evaluation and the Turnover of Provincial Leaders in China." *Economics Letters*, 2005,88, pp.421-425.
- Guo, G. "Retrospective Economic Accountability under Authoritarianism: Evidence from China." *Political Research Quarterly*, 2007, 60(3), pp.378-390.
- Jia, Ruixue; Kudamatsu, Masayuki and Seim, David. "Complementary Roles of Connections and Performance in Political Selection in China." Centre for Economic Policy Research, Stockholm University, Discussion Paper No. 9523.2013,
- Landry, Pierre. "The Political Management of Mayors in Post-Deng China." *The Copenhagen Journal of Asian Studies*, 2003,17, pp.31-58.
- Lazear, Edward and Rosen, Sherwin. "Rank Ordered Tournaments as Optimal Labor Contracts." *Journal of Political Economy*, 1981, 89, pp.841-864.
- Li, Hongbin and Zhou, Li-An. "Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China." *Journal of Public Economics*, 2005,89, pp.1743-1762.
- Maskin, Eric; Qian, Yingyi and Xu, Chenggang. "Incentive, Information, and Organization Form." *The Review of Economic Studies*, 2000,67(2), pp.359-378.
- Opper, Sonja and Brehm, Stefan. "Networks versus Performance: Political Leadership Promotion in China." Lund University working paper, 2007.
- Shih, Victor; Adolph, Christopher and Liu, Mingxing. "Getting Ahead in the Communist Party: Explaining the Advancement of Central Committee Members in China." *American Political Science Review*, 2012, 106(1), pp.166-187.
- Shleifer, Andrei. "A Theory of Yardstick Competition." *Rand Journal of Economics*, 1985, 16(3), pp.319-327.
- Wu, J. Iannan and Ma, Liang. "Does Government Performance Really Matter? An Event History Analysis of the Promotion of Provincial Leaders in China." School of Public Policy and Administration, Xi'an Jiaotong University, working paper, 2009.

(截稿:2013年10月 责任编辑:李元玉)