经济增长是否促进官员晋升?

——基于广东省地级市数据的经验研究

周敏丹　董志强*

内容提要　基于广东省21个地级市（1988－2012）的市委书记、市长个人信息和城市经济数据，本文实证检验了经济增长与官员晋升的关系。研究发现，整体上，经济增长促进了官员晋升，但不同职位、不同地区、不同时间段增长对晋升的效应有所差异。市委书记的晋升主要受年龄、性别、政治关系影响；但市长的晋升显著受到经济绩效的影响。经济绩效对发达地区官员晋升至关重要，但对欠发达地区官员晋升的影响并不显著。科学发展观提出之前，经济业绩显著影响官员晋升，但随着科学发展观的推进，官员晋升的经济锦标赛正逐渐淡出官员治理体制。本文用工具变量法处理了经济增长与官员晋升的内生性问题，结果仍然支持“增长促进晋升”这一观点。

关 键 词　经济增长　官员晋升　地级市　工具变量法

一　引言

经济增长可否促进官员晋升？自周黎安（2007）提出“官员晋升锦标赛”假说以来，这一问题吸引学者们的关注已近十年，但是迄今得到的答案并不统一。早期的研究认为增长促进了晋升（周黎安，2004，2007，2008；张军，2005a，2005b，2007；徐现祥、王贤彬，2010a），但近期的经验研究证据并不支持锦标赛晋升假说（Opper & Brehm，2007；陶然等，2010；杜兴强等，2012）。上述经验研究都是以省

* 周敏丹，中国社会科学院人口与劳动经济研究所，电子邮箱：zhoumindan@163.com；董志强，华南师范大学经济与管理学院，电子邮箱：d_ zq@163.com。

级数据展开的，但基于省级数据的研究无法回避两个非常重要的质疑。第一，省级高官的晋升可能是政治培养的结果而不是竞争选拔的结果（Opper & Brehm，2007；杜兴强等，2012），一些前途光明的政治家可能会被“事先”安置在经济发达的重要地区。这种考虑地区经济地位选择性配置官员的决策，使得官员晋升结果有很强的内生性，但迄今为止几乎所有研究增长与晋升的文献，都没有处理这种潜在的内生性问题。第二，在省级党政领导的选拔和晋升中，可能更加看重官员的政治忠诚和综合素质等难以量化的隐性特征，经济绩效只是官员政绩考核体系——“德、能、勤、绩、廉”中的一个方面（陶然等，2010），它有可能是并不重要或者并非最重要的因素。

如果利用地市、县市等更低层次官员和经济数据来检验锦标赛晋升理论，面临的质疑声音应该会比省级数据小很多。毕竟对于低级别的官员选拔，作为“培养”手段的“事先”安插位置的情形要少得多；政治忠诚虽然也很重要，但在晋升体系中被看重的程度比省级官员要弱得多；经济业绩却有可能成为官员在竞争中脱颖而出的重要砝码。因此，比之省级数据，晋升与增长的关系在地市或县级数据可能会更加明显，近年来学者们开始用地市级数据研究官员晋升（Mei，2009；何淳耀、孙振庭，2012；杨其静、郑楠，2013）。

本文利用广东省 1988 – 2012 年的数据，在地级市层面对经济增长与官员晋升之间的关系进行实证检验，结果在地级市层面支持了“官员晋升锦标赛”假说。同时还发现，在不同职位、区域和时期的子样本中，经济增长对官员晋升的影响存在异质性。我们还将相对湿度和日照时长两个气候变量作为工具变量，用基于条件混合过程（conditional mixed process，简称 cmp）的有序 probit 工具变量（IV ordered probit）估计处理了增长与晋升之间的内生性问题。因为气候会显著影响经济增长，但在控制住其他影响晋升的变量后，它与晋升却没有显著关系，也不受晋升的影响。工具变量（IV）估计结果支持了“增长促进晋升”这一观点，但是，科学发展观也产生了日益强大的影响。随着科学发展观的深入推进，官员晋升的经济锦标赛正在逐渐淡出官员治理体制。

本文没有使用全国所有的地级市数据，而仅仅使用了广东省地级市的数据。尽管全国统一实施中共中央的《党政领导干部选拔任用条例》，但各省对地市级干部的考核和晋升在不同时期、不同省区存在着较大差异，甚至有可能是晋升模式和标准的重大差异。因此，我们认为研究地市级增长与晋升时以特定省区为单位比较合适。现实操作上，比如黑龙江省委十五期间“对（地市）领导班子的考核主要围绕地方经济发展进行”，强调国内生产总值（GDP）、税收、引进外资等，并实行量化

打分①；而同期广东正在把教育和环保作为地市领导的重要考核标准。云南省 2009 年对地市领导实行定性和定量考核相结合，其中定量指标包括经济发展（40 分）、资源环境（20 分）、人民生活（20 分）、社会进步（20 分）等②；而同期广东则在推动不同发达地区进行分类考核，不同地区考核标准各不相同，并明确连续三年称职才能获得晋升资格③。实证研究上，也有研究表明，不同省份地级官员晋升的主要因素不太一样，比如浙江省地市 GDP 增长率会显著促进官员晋升，但在湖北省则是地市 GDP 份额占全省比重大的晋升机会更大（Mei，2009）。如果地市级官员晋升主要是在省内比较，且各省晋升模式不同，那么分省研究可能是更合理的做法。

本文接下来内容安排如下：第二部分是回顾相关文献；第三部分是模型、数据与变量说明；第四部分报告并分析回归结果，进行稳健性检验并考虑和处理内生性问题；第五部分是结论。

二　文献回顾

（一）支持“增长促进晋升”的理论和经验证据

最近十多年，学者们试图结合中国 M 型（a multi-layer-multi-regional form）政治体制特征，从地方官员所面临的政治激励视角来解释中国经济的高速增长，这又被称为“增长的政治经济学”。它又可以细分为三种内涵一致的表述：周黎安（2004，2007）和 Li & Zhou（2005）的“锦标赛晋升”假说；张军（2005a，2005b，2007）的“为增长而竞争”的政治经济学；徐现祥和王贤彬（2010a，2010b）、王贤彬等（2011）的“经济增长市场论”。

1. “锦标赛晋升”假说

本世纪初，一些国外学者即开始从中国政治体制和官员治理机制的角度理解中国

① 参见中共黑龙江省委《市（地）党政领导班子和主要领导干部经济工作实绩考核试行办法》（2003 年 8 月 15 日），其中规定：国内生产总值 15 分，在省核定增长率基础上增减 1 个百分点 ±0.5 分；财政收入 20 分，在省核定增长率基础上增减 1 个百分点 ±0.5 分；进出口和利用外资 10 分，在省核定增长率基础上增减 1 个百分点 ±0.5 分，等等。

② 参见中共云南省委《云南省州市党政领导班子和领导干部综合考核评价实施办法（试行）》（2009 年 2 月）。

③ 参见《广东省市厅级党政领导班子和领导干部落实科学发展观评价指标体系及考核评价试行办法》（2008 年 6 月）。

经济绩效（Zhuravskaya，2000；Blanchard & Shleifer，2001；Bardhan，2006）。Maskin et al.（2000）认为，中国 M 型的层级制结构有利于地区之间的晋升标杆赛；他们用“十一大”和“十三大”召开当年（1977 年、1987 年）某省中央委员数量与该省总人口的比值代表该省官员的晋升概率，用大会召开前一年（1976 年、1986 年）该省的国民收入增长率作为其经济绩效的近似，结果发现，经济绩效对官员的晋升概率有显著的正影响，省区之间的晋升可能存在标杆赛。对于国内的研究而言，周黎安（2004）率先从地方官员面临的晋升激励及由此而引发的晋升竞争行为出发，解释了中国经济发展过程中“地方保护主义”和“重复建设”现象。Li & Zhou（2005）指出，中央政府会以地方官员辖区内的经济绩效（如 GDP 增长率）为考核指标，利用官员治理体制中的晋升激励来促使地方官员努力发展当地经济，引致地方官员之间激烈的晋升锦标赛；他们基于 1979 – 1995 年的省级数据，从经验上证实了辖区内经济增长对于省级官员的晋升概率有显著的正面影响。Chen et al.（2005）从两个方面对该研究进行了补充与完善：第一，将样本数据从 1995 年扩展到了 2002 年，扩展后发现之前的结论仍然稳健；第二，进一步证实了官员的晋升概率与其前任的经济绩效呈显著的负相关关系，为“锦标赛晋升”假说提供了更充足的经验证据。周黎安（2007）对上述研究进行了总结，指出中国政府治理中地方官员独特的锦标赛晋升方式是近年来中国经济取得飞速发展的制度根源；同时，这种具有“零和博弈”特征的地方官员激励模式也内生出一系列负作用，为中国高速增长带来了巨大的社会成本。

2. 为增长而竞争的政治经济学

张军（2005a）指出，改革开放以来，“以经济建设为中心”逐渐成为中国地方官员的共识，地方政府“为增长而竞争”成为一股强大动力，成功地推动了中国这个庞大经济体的起飞和发展。他认为，地方政府关注增长的政绩观，源自中国干部人事制度改革以及“财政体制上的分权和分税”。基于此，张军（2005b）进一步从“为增长而竞争的意义”、“经济发展与科技起飞”之间的关系、“中国与印度发展模式的比较”三个方面，解读了蕴含在中国经济发展过程中的一系列现象与问题，并指出中国经济高速增长的关键原因是形成了地方政府“为增长而竞争”这样一种行之有效的激励机制。

3. 经济增长市场论

经济增长市场论基于这样一种思想：在中央与地方之间，存在一个经济增长的买方垄断市场。在这个市场上，中央是唯一的需求方，它依照各地相对经济绩效决定地方官员的升迁黜降；为数众多的地方政府是经济增长的供给方，地方官员们为了获得

晋升而努力发展当地经济，形成地方官员之间为增长而展开激烈角逐的现象。基于该思想的经验研究都获得了支持或有条件地支持“增长促进晋升”的证据（王贤彬、徐现祥，2008；王贤彬等，2011）。

（二）不支持“增长促进晋升”的理论和经验证据

较早的文献中，Bo（1996）发现，经济增长率提高并非省级官员升迁的必要条件，相较于经济增长率，中央更看重省份上缴税收的多少，上缴税收越多的省份其官员将更可能得到晋升。近年来，对“增长促进晋升”观点发出质疑的声音也日益增加，影响较大的是 Opper & Brehm（2007）的研究。他们认为，中国官员晋升机制是一个主要依靠人际关系网络的事前筛选机制，特别是对于省部级及以上的高官晋升来说更是如此。基于 1985－2005 年的省级官员晋升数据，他们以是否与中央政治局常委有相同的籍贯、母校和工作单位这三个维度，构造了一个衡量官员人际关系网络的指标（Network Ties Index，NTI），证实了省级官员的晋升概率与 NTI 有显著的正向关系，而与其辖区内的经济增长反而有负向关系。他们认为，对于国家级和省部级这样高级别、具有战略意义的职位来说，中央领导在提拔地方官员时更青睐那些在重大问题上与自己立场一致、在政治上更加忠诚可靠的候选人，以扩大其政治同盟，巩固自己的执政地位。而由于现实中的信息不对称以及高昂的信息搜寻成本，那些与决策层领导曾经在某方面“有关系”的官员相比其他官员来说更加容易获得提拔。因而经济绩效未能成为影响省级官员晋升概率的有效指标，取而代之的是官员的人际关系网络。

倘若以上研究只是间接否定官员晋升的锦标赛假说，那么陶然等（2010）的研究则是对“官员晋升锦标竞赛”理论的直接否定。他们用与 Li & Zhou（2005）相同的方法，在补充和更新数据并对相关定义进行重新界定后重新估计其模型，得到了完全相背的结果。他们指出，在省级层面，相对绩效考核机制与经济增长之间没有显著关系。他们认为，“官员的政绩考核体制是内生于中国经济转轨过程之中的，因此不能寄希望于改变政绩考核体系来扭转当前不可持续的经济发展模式”。这可以说是迄今对“锦标赛晋升”假说最有力的挑战。Jia et al.（2014）同时考虑了经济绩效和政治关系因素对省级官员晋升的影响。他们基于 1993－2009 年的平衡面板数据进行回归，发现任内经济增长率对省级官员晋升没有显著影响，而政治关系变量及它与经济增长率交叉项的系数均在 5% 的水平上显著为正。据此，他们认为省级官员的经济业绩可能内生于政治关系，而并非其自身努力的结果。

（三）基于地市和县市级层面的研究

近年来，越来越多的学者开始基于地市和县市级数据研究官员晋升机制。如 Landry（2003）利用 1990 – 2000 年全国地级市和副省级城市的市长和经济数据，发现经济绩效对官员晋升没有显著影响。Mei（2009）在市级层面上考察了湖北、浙江两省的官员激励与经济绩效之间的关系，发现二省的结果迥异：虽然这两个省在建国初期经济发展水平不相上下，但在改革开放后，浙江的经济发展速度明显快于湖北。他认为，之所以产生这样的差异，除了湖北背负的政治及历史重担、以及中央赋予了浙江省更大限度的政策自由之外，另一个重要原因就是两个省的地方官员面临的激励机制不相同；浙江省激励地方官员的一个重要考察标准是 GDP 增长率，而湖北省则是各市 GDP 总额占全省的份额。前者是一个较为公允的指标，而后者由于历史、自然资源和地理禀赋等原因，从长期来看较为稳定，不易通过短期的努力而改变，从而会弱化对于地方官员的激励。基于此，他认为地方官员所面临的不同激励基础是导致二省经济绩效差别的根本原因。

何淳耀和孙振庭（2012）利用 1996 – 2010 年中国 821 位地级市市长的个人信息及其所在城市的经济数据，发现辖区内的经济绩效对市长晋升存在负的但不显著的影响，并且市长的晋升机制在东、中和西部地区具有差异，只有在东部地区，经济绩效对市长晋升具有积极影响，但同样不显著。杨其静和郑楠（2013）提出官员晋升的资格赛假说，他们利用 2003 – 2012 年市委书记的数据，发现经济增长率在省内排名前 10 的市委书记具有更大的晋升概率，但他们并未找到支持官员晋升锦标赛和标尺赛的证据。同时，他们也发现，一些具有特殊政治禀赋的官员更可能被安排到具有较大经济规模的城市任职。在县级层面，Guo（2007）利用 1995 – 2002 年的面板数据，发现财政收入的年增长率对于县长和县委书记的晋升有显著的积极影响。

（四）对文献的评论

省级数据的经验研究并不完全支持锦标赛晋升假说，这既可能是中国发展转型的原因，比如，自 2003 年中央开始强调科学发展观，最近十年关于“增长”的意识形态也在持续发生变化，最新的《党政领导干部选拔任用工作条例》甚至明确要求，“防止单纯以经济增长速度评定工作实绩”①；也可能是，省级层面官员的晋升一方面具有极强的内生性，另一方面晋升中政治可靠上的考量可能远比经济绩效考量要重得多。要缓解这些问题需要使用更低的地市或县市级的数据展开研究。而已有基于地市、县市

① 中共中央《党政领导干部选拔任用工作条例》（2014 年 1 月 15 日）。

的数据不支持锦标赛假说的原因可能是，不同省区在选拔晋升官员方面具有不同的模式，有的看重地级市经济地位，有的看重地级市增长速度，有的采取非常复杂的晋升标准。倘若这样的情形是事实（Mei，2009），将不同省区数据混合在一起进行分析并不太恰当，得到不显著的结果也是可以理解的；倘若把这些不同省区混合在一起的数据分各省子样本分析，就可能得到各省在晋升概率方面不同的影响因素。另外一个可能的原因是，目前基于多省区混合的地市或县市数据，通常收集的年度比较短且比较新，可能处于科学发展观逐渐深入人心的时期。但无论如何，使用特定省区在较长时间跨度内的样本来展开研究，将是必要的、值得关注的有益补充。

三　模型、数据与变量说明

（一）数据结构和模型设定

在构造数据集时，既有研究多数采用年度－官员面板数据，少数采取官员混合截面数据，本文采用1988年以来广东省21个地级市的官员混合截面数据进行分析。不可否认，这种数据结构在一定程度上减小了样本容量，但这样做却可以大大提高样本质量、增强模型可识别性。因为官员任期通常为五年一届，且中央有关文件明确规定“党政领导干部在任期内应当保持稳定”，除一些特殊情况外，应当任满一个任期；同时，“任期内和任期届满应当按照有关规定进行考核，考核结果作为干部使用的重要依据”①。也就是说，即便上级政府每年都会对地方官员的表现进行年度考核，但由于受到任期制度的约束，即使在年度绩效考核中得分很高的官员，在上任第一年就得到升迁的概率也很小。因此，在刚上任前几年的考核中，官员的离职或留任更大程度上是受到了任期制度的制约而非其任内经济业绩的影响。这一制约因素会影响模型的识别以及估计的准确性。如果采用官员－年度的面板数据，将官员从上任开始的每一年都纳入考核的话，那么样本中就会出现大量被干扰的或者说跟晋升无关的个案，用这种数据结构估计出的结果亦令人存疑。

克服上述问题的关键，在于识别出哪些样本受到了任期制度的干扰（这些样本不会被上级列为升迁黜降的决策之中），或者识别出哪些样本刚好处于上级对本级官员的升迁黜降决策之中。直观上，任满一届或两届时，官员是否留任的概率受任期制度的影响会大大减小。因此，对于任满一届或两届的官员样本，我们保留其任期届满当年

① 参见《党政领导干部职务任期暂行规定》。

(即第五年和第十年)、以及其任期最后一年的数据，这些官员其他年份的观测值视为受任期制度的干扰而将其剔除。对于任期不满 5 年的官员样本，我们保留其任期最后一年的数据，而在此之前的在任年份都被视为受干扰样本而被剔除。经上述处理后保留下来的样本，由于剔除了任期制度的干扰，在估计经济绩效对于官员晋升概率的影响时能够得到更为精准和可信的结论。

本文实证模型沿袭既有研究的模型设定，采用稳健标准误差下的有序 Probit (Ordered Probit) 模型进行估计。模型设定如下：假设上级政府基于一系列因素——用向量 x 表示——对每个地方官员的工作给予一个评分 y^*，然后依据官员的得分高低，对他们进行升迁黜降。假定 $y^* = x\beta + \varepsilon$ 且 ε 服从标准正态分布。存在两个临界值 α_1 和 α_2，当 $y^* \leqslant \alpha_1$ 时 ($y = -1$)，官员会被降职；当 $\alpha_1 < y^* \leqslant \alpha_2$ 时 ($y = 0$)，官员留任或平级调动；当 $y^* > \alpha_2$ 时 ($y = 1$)，官员得到晋升。虽然官员的得分是一个潜变量 y^* 无法观测到，但其职位变动 y 是可以观察得到的。因此，我们有如下回归方程：

$$P(y = -1 \mid x) = P(y^* \leqslant \alpha_1 \mid x) = \Phi(\alpha_1 - x\beta)$$
$$P(y = 0 \mid x) = P(\alpha_1 < y^* \leqslant \alpha_2 \mid x) = \Phi(\alpha_2 - x\beta) - \Phi(\alpha_1 - x\beta)$$
$$P(y = 1 \mid x) = P(y^* > \alpha_2 \mid x) = 1 - \Phi(\alpha_2 - x\beta) \qquad (1)$$

其中，Φ 为标准正态分布函数。

(二) 数据与变量说明

我们搜集了 1988 – 2012 年广东省 21 个地级市的 131 位市委书记和 146 位市长的个人信息及相应的经济数据。之所以选取 1988 年作为数据的起始年份，是因为广东省大部分城市是 1988 年及以后正式升级为地级市。官员的个人信息包括性别、年龄、学历、在任年数、是否为本地人、是否兼任副省级领导职务和离任时的去向，这些信息主要来自人民网、新华网、百度百科以及政府官方网站上公布的官员任职简历。另外，本文的经济数据主要来自《广东统计年鉴》，其中有少量经济数据《广东统计年鉴》没有统计或缺失，本文用《广东五十年》(1999) 的数据进行了补充与完善；气候数据来自各地级市统计信息网公布的统计年鉴、统计公报以及中国气象科学数据共享服务网，部分城市的气候数据缺失，我们用《广东农村统计年鉴》中相应地区的气候数据作为替代①。

① 本文结合广东省地图以及广东省气象局的分类将 21 个地级市归入了《广东农村统计年鉴》中的相应地区。粤东包括汕头、潮州、汕尾、揭阳；粤西包括茂名、阳江、湛江；粤北包括清远、韶关；粤东北包括梅州、河源；粤西北包括云浮、肇庆；粤中包括广州、深圳、珠海、佛山、东莞、中山、惠州、江门。

模型的被解释变量 y 表示官员的职位变动，本文分别依照“晋升”、“平调或留任”、“降职”三种情形将其赋值为“1”、“0”和“－1”。对于具体职位的变动，本文按照如下标准进行定义。

以下变动定义为晋升：（1）市委书记的党内职务比市长高半级，从市长变动到市委书记属于晋升；（2）从地级市的市委书记或市长进入省级决策层（省委书记或副书记、省长或副省长、省政协主席或副主席、省人大常委会主任或副主任、省委常委）属于晋升；（3）副省级城市的市长调任省委副书记（且进入省委常委）、副省长（且进入省委常委）视为晋升；（4）地级市的市长调任省委秘书长视为晋升，调任省委组织部或统战部部长、省发改委主任或党组书记或省国土资源厅、省人事厅或省财政厅三个实权较大部门的厅长视为晋升。

以下变动定义为降职：（1）与晋升相逆的变动均视为降职；（2）地级市的市委书记或市长调任省人大或政协委员、市人大和政协的领导职务视为降职；（3）完全退休或革职视为降职；（4）地级市的市委书记或市长调任省委或省政府副秘书长视为降职，调任除省委组织部或统战部部长、省发改委主任或党组书记、省国土资源厅、省人事厅或省财政厅外其他厅的厅长属于降职。

以下变动定义为平调：（1）地级市的市委书记调任省委秘书长；（2）地级市的市长调任省政府秘书长；（3）副省级城市的市委书记或市长调任省委副书记（且不进入省委常委）、副省长（且不进入省委常委）、省人大或省政协副主任或常委；（4）地级市的市委书记调任省委组织部或统战部部长、省发改委主任或党组书记、省国土资源厅、省人事厅或省财政厅厅长；（5）地级市的市长调任除省委组织部或统战部部长、省发改委主任或党组书记、省国土资源厅、省人事厅和省财政厅之外其他部门的厅长。

另外，有三点需要说明。第一，若官员在担任市委书记时一直兼任市长，则将该官员仅作为市委书记的样本；若官员担任市长后升任市委书记，无论其在升任市委书记后是否继续兼任市长，本文都将该官员晋升前后视为两个不同的样本处理。第二，关于上任和离任时间，官员若在 1－6 月之间上任，则其上任时间记为上任年份当年，其对应的经济数据也从当年开始计算；若在 7－12 月之间上任，则其上任时间记为上任年份的下一年，相应的经济数据也从下一年算起；官员若在 1－6 月离任，则其离任时间记为离任年份的上一年，相应的经济数据也算到上一年截止；若在 7－12 月离任，则其离任时间记为离任年份当年，相应的经济数据也算到当年为止。第三，由于广东省有较多城市在 1988 年之后才升级为地级市，因此本文的官员数据和经济数据都从

1988 年开始搜集，对于那些 1988 年之前就上任并且 1988 年之后才离任的官员，由于其上任时间不在样本期内，本文直接将其从样本中剔除。

模型的关键解释变量是反映官员任期内经济绩效的变量，主要用年经济增长率和任内平均经济增长率两个指标来测量。年经济增长率是官员任期届满或职位变动当年，其所管辖城市的年末实际 GDP 增长率；它反映上级政府在多大程度上会依照换届当年的经济绩效来决定官员的政治生涯。然而，在对地方官员进行人事任免时，上级政府还有可能将其任期内其他年份的经济绩效指标也纳入考核范围，用这些经济指标的平均值作为提拔官员的依据。因此，我们也考察官员任期内的平均实际 GDP 增长率对于官员晋升概率的影响程度，这一指标称为任内平均经济增长率。显然，经济绩效变量是本文最为关心的解释变量，如果“锦标赛晋升”假说在地级市层面成立，则经济绩效变量的系数应该显著且符号为正。

在稳健性检验中，我们也选取年经济增长率百分位排名和任内平均经济增长率百分位排名这两个更能体现相对业绩评估的指标来替换经济绩效指标，检验选取不同经济指标时的回归结果是否稳健。年经济增长率的百分位排名是指某一年度某市的年经济增长率在广东省 21 个地级市中的百分位排名；而任内平均经济增长率的百分位排名则表示某市某官员任内年经济增长率百分位排名的平均值。这两个指标可以克服直接比较带来的数据不可比性问题。

在控制变量选取上，与既有文献一样，重点控制官员个体特征，因为官员的个人特征可能影响其晋升概率，比如官员在一定年龄没有达到某级职位则其仕途通道就会越来越小。具体变量包括：第一，性别虚拟变量，男性 = 1，女性 = 0；第二，年龄，数据当年减去官员出生年；第三，学历虚拟变量，本科及以上 = 1，其他 = 0；第四，在任年数，上任至统计当年的年数；第五，地缘关系虚拟变量，本地人 = 1，其他 = 0，它可以一定程度测量地缘、人际关系和政治家族网络因素；第六，在任期间是否兼任副省级领导职务，是 = 1，否 = 0，这可以衡量地市官员与省委决策层的接近程度。另外，官员晋升概率在不同年度、不同城市可能存在系统差异，比如宏观经济形势和官员大批调整的时间节点都会随时间变化，各市的人文历史积淀、自然禀赋、经济总量等特定的地域性因素也可能对不同城市的经济绩效产生长久的影响。为了控制政治经济波动和地区禀赋等因素对于晋升概率的影响，我们加入年度虚拟变量和城市虚拟变量，以控制年度和城市固定效应。

表 1 列出了主要变量的统计性描述。样本中 97.9% 的官员为男性；官员的平均任期为 3.98 年；平均年龄为 53 岁左右；有 73.7% 的官员具有本科及以上学历；25.5%

的官员为所辖城市的本地人；7.4%的官员在任时兼任了副省级领导职务。经济绩效变量存在较大变异，这有助于本文的研究。

表1　变量的统计性描述

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
年经济增长率(%)	285	13.813	6.5789	-9.48	42.50
任内平均经济增长率(%)	285	13.614	5.806	-3.53	37.70
年经济增长率百分位排名	285	0.494	0.298	0	1
任内平均经济增长率百分位排名	285	0.486	0.256	0	1
性别(男性=1；女性=0)	281	0.979	0.145	0	1
在任年数	285	3.979	1.838	1	11
年龄	267	52.884	4.807	40	64
是否具有本科及以上学历(是=1；否=0)	247	0.737	0.441	0	1
是否为本地人(是=1；否=0)	267	0.255	0.437	0	1
是否兼任副省级领导职务(是=1；否=0)	285	0.074	0.262	0	1
职位变动(晋升=1；平调/留任=0；降职=-1)	265	0.340	0.727	-1	1

资料来源：根据作者整理数据计算得到。

四　回归结果及分析

(一) 基本回归结果

1. 官员晋升与年经济增长率

表2列（1）未加任何控制变量，估计了年经济增长率对官员晋升概率的影响；列（2）控制了城市和年度虚拟变量。列（3）控制城市和年度之外的所有变量，列（4）控制了包括城市和年度在内的所有变量。所有的回归结果中，年经济增长率系数都显著为正，说明晋升当年的经济增长对晋升有显著正向作用。以列（4）作为基准来分析，年经济增长率对官员职位变动的影响在1%的水平上显著为正，计算得到它对晋升、留任或平调、降职的边际影响分别为2.40%、-1.43%和-0.97%。年龄对晋升概率的影响显著为负，这与人们的直观感受相同：年轻是晋升的年龄优势。是否本地人的系数在10%水平显著为负，说明本地人在本地任职反而不利于升迁。我们没法深入探讨其中的原因，这既有可能是本地任职官员不愿升迁到外地（在广东珠三角富裕地区这种情形并不鲜见），也有可能是官员“异地交流”制度使得缺乏交流经历的干部

更难获得晋升。其他的变量，在任年数及其二次项的系数为一负一正，但这一结果在统计上并不显著。学历、兼任副省级领导对晋升有正向影响，但并不显著。

表 2　有序 Probit 模型：年经济增长率对市级官员职位变动的影响

被解释变量:官员职位变动（晋升 =1；留任或平调 =0；降职 = -1）				
	（1）	（2）	（3）	（4）
年经济增长率	0.022 *	0.053 ***	0.036 ***	0.060 ***
	（0.012）	（0.018）	（0.013）	（0.021）
性别（男 =1；女 =0）			0.061	-0.379
			（0.675）	（0.625）
在任年数			-0.124	-0.106
			（0.155）	（0.174）
在任年数二次项			0.010	0.011
			（0.016）	（0.017）
年龄			-0.080 ***	-0.098 ***
			（0.019）	（0.022）
是否具有本科及以上学历（是 =1；否 =0）			0.113	0.140
			（0.201）	（0.242）
是否为本地人（是 =1；否 =0）			-0.335 *	-0.468 *
			（0.195）	（0.245）
是否兼任副省级领导职务（是 =1；否 =0）			0.277	0.294
			（0.269）	（0.429）
临界值 1	-0.739 ***	-0.862	-5.089 ***	-6.196 ***
	（0.183）	（0.736）	（1.278）	（1.670）
临界值 2	0.325 *	0.331	-3.916 ***	-4.804 ***
	（0.182）	（0.735）	（1.257）	（1.649）
是否控制年度固定效应	否	是	否	是
是否控制城市固定效应	否	是	否	是
样本量	265	265	241	241
对数似然比	-264.0	-241.7	-221.0	-193.5

注：括号内为稳健标准误；***、**和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。
资料来源：根据作者整理数据计算得到。

2. 官员晋升与任内平均经济增长率

上级在选拔和晋升官员时，其决策可能并不单纯依靠官员在决策当年的增长率，而是会考虑官员在任期内总体的经济表现。我们以官员任内平均增长率来衡量任内

总体的经济表现，表3给出了相应的回归结果。容易发现，在列（2）、（3）、（4）的回归中，任内平均增长率对晋升概率影响都是显著为正的。仍以列（4）为基准来分析，年龄和是否为本地人的影响均显著为负；学历和是否兼任副省级领导的影响为正，但统计上并不显著。这些结果，与表2用年增长率变量回归的结果是一致的。

表3　有序 Probit 模型：任内平均经济增长率对市级官员职位变动的影响

被解释变量:官员职位变动 （晋升=1；留任或平调=0；降职=-1）				
	（1）	（2）	（3）	（4）
任内平均经济增长率	0.019 （0.014）	0.047** （0.021）	0.031** （0.015）	0.059** （0.024）
性别（男=1；女=0）			0.024 （0.674）	-0.396 （0.631）
在任年数			-0.134 （0.155）	-0.104 （0.177）
在任年数二次项			0.012 （0.016）	0.013 （0.018）
年龄			-0.082*** （0.019）	-0.102*** （0.022）
是否具有本科及以上学历（是=1；否=0）			0.073 （0.197）	0.089 （0.234）
是否为本地人 （是=1；否=0）			-0.343* （0.193）	-0.504** （0.248）
是否兼任副省级领导职务（是=1；否=0）			0.264 （0.279）	0.356 （0.425）
临界值1	-0.776*** （0.211）	-0.871 （0.746）	-5.316*** （1.264）	-6.341*** （1.680）
临界值2	0.285 （0.211）	0.316 （0.747）	-4.153*** （1.242）	-4.951*** （1.659）
是否控制年度固定效应	否	是	否	是
是否控制城市固定效应	否	是	否	是
样本量	265	265	241	241
对数似然比	-264.6	-242.9	-222.6	-194.2

注：括号内为稳健标准误；***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

资料来源：根据作者整理数据计算得到。

（二）稳健性检验

1. 官员晋升与相对经济增长率

基于锦标赛的官员晋升，是基于相对业绩评估的晋升。因此我们考虑用官员的相对业绩来代替增长率等绝对业绩指标，考察相对经济业绩对晋升的影响。考虑相对业绩也有助于缓解宏观经济波动的干扰，因为全国或全省宏观经济形势变糟时，各个城市都会受到类似的影响。相对业绩评估的构造方法是将每个考察年度官员所在城市的增长率在全部城市中的百分位值，作为其排序值。表 4 给出了相关回归结果，可以发现，年增长率相对排名的系数在所有回归中均显著为正，意味着它对官员晋升有显著的正面影响。仍以列（4）为基准来分析，年龄和本地任职对晋升的影响仍显著为负，在任年数及其二次项的影响仍为一负一正但不显著，学历和是否兼任省级领导的影响为正但并不显著。结果与表 2 和表 3 的结果是一致的。

表 4　有序 Probit 模型：年经济增长率百分位排名对市级官员职位变动的影响

被解释变量：官员职位变动（晋升 = 1；留任或平调 = 0；降职 = −1）				
	（1）	（2）	（3）	（4）
年经济增长率百分位排名	0.428 **	0.612 **	0.571 **	0.868 ***
	（0.217）	（0.278）	（0.236）	（0.312）
性别（男 = 1；女 = 0）			0.053	−0.398
			（0.687）	（0.629）
在任年数			−0.104	−0.090
			（0.153）	（0.174）
在任年数二次项			0.008	0.009
			（0.016）	（0.017）
年龄			−0.080 ***	−0.100 ***
			（0.0183）	（0.022）
是否具有本科及以上学历（是 = 1；否 = 0）			0.039	0.057
			（0.198）	（0.235）
是否为本地人（是 = 1；否 = 0）			−0.359 *	−0.523 **
			（0.194）	（0.242）
是否兼任副省级领导职务（是 = 1；否 = 0）			0.240	0.294
			（0.271）	（0.442）
临界值 1	−0.828 ***	−1.140	−5.304 ***	−6.608 ***
	（0.139）	（0.719）	（1.267）	（1.661）

续表

被解释变量:官员职位变动（晋升=1；留任或平调=0；降职=-1）				
	(1)	(2)	(3)	(4)
临界值2	0.237* (0.131)	0.044 (0.718)	-4.137*** (1.246)	-5.214*** (1.640)
是否控制年度固定效应	否	是	否	是
是否控制城市固定效应	否	是	否	是
样本量	265	265	241	241
对数似然比	-264.0	-243.3	-222.1	-193.7

注：括号内为稳健标准误；***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。
资料来源：根据作者整理数据计算得到。

表5考虑了官员任期内增长率百分位排名的平均值。回归结果表明，任内年增长率相对评估的平均值显著影响官员晋升，在所有回归中系数显著为正。其他变量在显著性和符号上与表2、表3和表4的回归结果均保持一致。这表明，即使采用不同的方式来测度官员的经济业绩，经济业绩与官员晋升之间的关系仍显著为正，因此，经济业绩与官员晋升之间的关系相当稳健。

表5　有序Probit模型：任内平均增长率百分位排名对官员职位变动的影响

被解释变量:官员职位变动（晋升=1；留任或平调=0；降职=-1）				
	(1)	(2)	(3)	(4)
任内平均经济增长率百分位排名	0.509* (0.282)	0.830** (0.396)	0.816** (0.319)	1.366*** (0.433)
性别(男=1；女=0)			0.087 (0.686)	-0.382 (0.626)
在任年数			-0.116 (0.154)	-0.110 (0.177)
在任年数的二次项			0.009 (0.016)	0.012 (0.017)
年龄			-0.083*** (0.0185)	-0.106*** (0.022)
是否具有本科及以上学历(是=1；否=0)			0.059 (0.200)	0.069 (0.238)

续表

被解释变量:官员职位变动（晋升 =1；留任或平调 =0；降职 = -1）				
	（1）	（2）	（3）	（4）
是否为本地人（是 =1；否 =0）			-0.356* （0.194）	-0.486* （0.248）
是否兼任副省级领导职务（是 =1；否 =0）			0.191 （0.273）	0.279 （0.436）
临界值 1	-0.792*** （0.166）	-1.104 （0.721）	-5.352*** （1.266）	-6.789*** （1.657）
临界值 2	0.273* （0.161）	0.0831 （0.719）	-4.179*** （1.243）	-5.381*** （1.637）
是否控制年度固定效应	否	是	否	是
是否控制城市固定效应	否	是	否	是
样本量	265	265	241	241
对数似然比	-264.0	-243.2	-221.1	-192.5

注：括号内为稳健标准误；***、**和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。
资料来源：根据作者整理数据计算得到。

2. 分书记和市长的子样本回归结果

市委书记和市长分别是党务系统和行政系统的首长，分工和职责不同，因而可视为两类不同类别的官员样本。书记对市委和省委负责，更多承担重大发展战略规划和决策的职责；市长对人大和政府负责，承担对重大发展战略和决策的执行。执行容易考核，而决策不易考核，因此可观察的经济绩效对市长和书记的晋升概率影响可能会存在差异。

表 6 和表 7 分别报告了对市委书记和市长两个子样本的回归结果，所有回归均控制包括年度和城市在内的控制变量。从表 6 可发现，列（1）年经济增长率的系数在 5% 水平上显著为正，而其他三列的经济变量系数均为正但并不显著。这表明，书记的晋升主要与短期的经济业绩联系在一起，而与长期中的经济绩效相对评估没有太大关系，经济绩效在书记晋升中有正向作用但作用有限。同时还可以发现，书记子样本中经济业绩变量不显著的同时，有很多控制变量却非常显著，比如性别、年龄、是否为本地人和是否兼任副省级领导等。这或许表明，上级在考虑将市委书记拔擢到更高职位时，会综合考察候选人的年龄、性别、政治关系等各方面的情况，而把经济绩效（特别是相对经济绩效）的考察放在较为次要的位置。这一发现与杨其静和郑楠

(2013) 以 2003 – 2012 年 245 个地级市及 15 个副省级城市的市委书记为样本的发现基本上一致。他们认为，在市委书记之间不存在晋升锦标赛和标杆赛，但存在比较宽松的基于增长率晋升资格赛。

表 7 的市长子样本回归结果表明，所有回归的经济业绩指标系数都显著为正，说明无论以增长率的绝对水平还是相对评估来衡量业绩，经济业绩对市长的升迁都至关重要。同时，控制变量中，年龄的系数显著为负，不过显著性（10% 或以上）比市委书记的年龄系数显著性（1%）要弱很多，系数的值也要小很多，这说明上级在提拔市长时也会考虑年龄，但相对比拔擢书记时的年龄考虑要弱很多。而其他拔擢书记时的显著因素如性别、政治关系（本地人、兼任副省级领导）等，在市长晋升中都没有发现显著作用。这说明上级在拔擢书记和市长时确有不同的考量，王贤彬等（2011）在省级层面上的发现与此类似。

表 6　有序 Probit 模型：以市委书记为样本的回归

被解释变量：官员职位变动（晋升 = 1；留任或平调 = 0；降职 = – 1）				
	(1)	(2)	(3)	(4)
年经济增长率	0.054 **			
	(0.027)			
任内平均经济增长率		0.038		
		(0.031)		
年经济增长率百分位排名			0.531	
			(0.504)	
任内平均经济增长率百分位排名				0.926
				(0.704)
性别（男 = 1；女 = 0）	– 11.880 ***	– 11.980 ***	– 11.910 ***	– 11.800 ***
	(0.958)	(0.944)	(0.959)	(0.975)
在任年数	0.340	0.310	0.296	0.309
	(0.262)	(0.262)	(0.263)	(0.264)
在任年数二次项	– 0.035	– 0.030	– 0.030	– 0.030
	(0.025)	(0.026)	(0.026)	(0.026)
年龄	– 0.119 ***	– 0.122 ***	– 0.121 ***	– 0.129 ***
	(0.034)	(0.035)	(0.035)	(0.036)
是否具有本科及以上学历（是 = 1；否 = 0）	– 0.100	– 0.187	– 0.172	– 0.198
	(0.407)	(0.393)	(0.410)	(0.396)

续表

被解释变量：官员职位变动（晋升 = 1；留任或平调 = 0；降职 = -1）				
	（1）	（2）	（3）	（4）
是否为本地人（是 = 1；否 = 0）	-1.106*** （0.398）	-1.133*** （0.396）	-1.106*** （0.398）	-1.085*** （0.399）
是否兼任副省级领导职务（是 = 1；否 = 0）	5.709*** （0.935）	5.708*** （0.922）	5.555*** （0.931）	5.590*** （0.913）
临界值 1	-16.680*** （2.582）	-16.600*** （2.559）	-16.380*** （2.611）	-16.470*** （2.599）
临界值 2	-14.950*** （2.557）	-14.880*** （2.537）	-14.660*** （2.588）	-14.750*** （2.574）
是否控制年度固定效应	是	是	是	是
是否控制城市固定效应	是	是	是	是
样本量	119	119	119	119
对数似然比	-87.07	-87.81	-87.87	-87.66

注：括号内为稳健标准误；***、**和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

资料来源：根据作者整理数据计算得到。

表 7　有序 Probit 模型：以市长为样本的回归

被解释变量：官员职位变动（晋升 = 1；留任或平调 = 0；降职 = -1）				
	（1）	（2）	（3）	（4）
年经济增长率	0.123*** （0.037）			
任内平均经济增长率		0.222*** （0.048）		
年经济增长率百分位排名			1.349*** （0.459）	
任内平均经济增长率百分位排名				3.126*** （0.711）
性别（男 = 1；女 = 0）	0.820 （0.802）	1.181 （0.774）	0.545 （0.785）	1.056 （0.724）
在任年数	-0.819*** （0.282）	-0.990*** （0.282）	-0.717*** （0.257）	-0.946*** （0.283）
在任年数二次项	0.076*** （0.027）	0.097*** （0.028）	0.067*** （0.025）	0.090*** （0.027）

续表

被解释变量:官员职位变动（晋升=1；留任或平调=0；降职=-1）				
	(1)	(2)	(3)	(4)
年龄	-0.065 (0.044)	-0.066 (0.043)	-0.072* (0.043)	-0.075* (0.042)
是否具有本科及以上学历(是=1；否=0)	0.635 (0.446)	0.988** (0.467)	0.315 (0.433)	0.692 (0.446)
是否为本地人(是=1；否=0)	-0.016 (0.499)	0.208 (0.504)	-0.297 (0.474)	-0.055 (0.484)
是否兼任副省级领导职务(是=1；否=0)	1.252 (0.825)	1.360 (0.855)	1.450* (0.799)	1.299 (0.901)
临界值1	-8.163*** (2.885)	-6.493** (2.888)	-9.604*** (2.716)	-8.313*** (2.669)
临界值2	-6.339** (2.879)	-4.445 (2.904)	-7.788*** (2.691)	-6.327** (2.652)
是否控制年度固定效应	是	是	是	是
是否控制城市固定效应	是	是	是	是
样本量	122	122	122	122
对数似然比	-68.23	-63.21	-69.48	-64.69

注：括号内为稳健标准误；***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。
资料来源：根据作者整理数据计算得到。

3. 不同区域的官员晋升

即使处于同一省份内，各地级市的经济发展水平也不一而同。发达地区比不发达地区条件好，发展的确定性也要高，晋升的锦标赛机制可能更容易发挥作用，不发达地区锦标赛机制更难发挥作用，这可能会使上级对不同地区采取不同的晋升政策。广东省长期以来也比较关注对不同发展水平的地区分类考核，特别是在2008年更是将分类考核以正式文件予以制度化①。我们依据经济发展速度的快慢将广东省21个地级市分为发达与欠发达地区，对这两个子样本分别进行回归。发达地区为珠三角六市（广

① 《广东省市厅级党政领导班子和领导干部落实科学发展观评价指标体系及考核评价试行办法》（2008年6月2日）明确“分类指导”，将全省21个地级以上市划分为都市发展区、优化发展区、重点发展区和生态发展区四个区域类型，对不同区域提出不同的发展要求、指标设计和指标权重，以期有效引导不同区域实现科学发展。

州、深圳、珠海、佛山、中山和东莞），其余为欠发达地区。表 8 报告了不同区域子样本的回归结果。结果表明，发达地区的经济增长对官员晋升有显著影响，但欠发达地区经济增长对官员晋升的影响并不显著。其他控制变量大多数也不显著，仅年龄变量在两个样本中都显著为负，是否具有本科及以上学历和是否本地人变量在发达地区子样本中显著为负。

表 8　有序 Probit 模型：分发达程度区域子样本回归

	被解释变量：官员职位变动（晋升 =1；留任或平调 =0；降职 = －1）							
	发达地区（A）				欠发达地区（B）			
	（A1）	（A2）	（A3）	（A4）	（B1）	（B2）	（B3）	（B4）
年经济增长率	0. 762 ***				0. 030			
	（0. 224）				（0. 028）			
任内平均经济增长率		0. 619 ***				0. 013		
		（0. 209）				（0. 031）		
年经济增长率百分位排名			10. 550 ***				0. 341	
			（3. 479）				（0. 440）	
任内平均经济增长率百分位排名				13. 460 ***				0. 290
				（2. 993）				（0. 548）
控制变量集	与表 6 和表 7 相同				与表 6 和表 7 相同			
样本量	72	72	72	72	169	169	169	169
对数似然比	－34. 18	－35. 85	－34. 10	－31. 71	－134. 4	－134. 8	－134. 6	－134. 8

注：括号内为稳健标准误；***、**和 * 分别表示 1% 、5% 和 10% 的显著性水平；控制变量集与表 6 和表 7 相同。
资料来源：根据作者整理数据计算得到。

4. 不同时期的官员晋升

自 2003 年，中共中央提出科学发展观，随后科学发展观逐渐深入人心。各个地方政府考核方式也发生了改变，广东省在 2008 年也改革了对地市官员的考核评价方案，基于 GDP 的官员考核逐渐淡化。这些变化是否改变了增长对晋升概率的影响？我们通过分时段划分子样本回归来回答这个问题。

若以政策实施为界，2003 年和 2008 年是理所当然的时间界限，同时我们也考虑科学发展观提出之后广东官员考核政策的渐变过程，选择 2003 年和 2008 年中间的年度即 2005 年为时间界限，进行分时间段子样本回归。表 9 中三个板块分别列出了以 2003 年为界（板块 I）、2005 年为界（板块 II）和 2008 年为界（板块 III）的分时段子样本回归结果。在板块 I 可以看到，2003 年以前，无论是绝对的增长率指标还是相对的增长

率排名指标，对应的系数都是显著的，但2003年后样本中各系数的显著性比2003年前样本中各系数显著性弱一些。在板块II和板块III，除了年增长率这一指标仍然显著外，任内平均增长率和增长相对排名的两个指标均不显著。上述结果表明，随着科学发展观的深入推进，官员晋升虽然在一定程度上仍看重经济增长，但晋升的GDP锦标赛机制已经削弱，相对的经济业绩对拔擢官员已不再重要。

表9　有序Probit模型：分时段子样本回归（官员职位变动为被解释变量）

	板块I：以2003年为界							
	1988－2002(A)				2003－2012(B)			
	(A1)	(A2)	(A3)	(A4)	(B1)	(B2)	(B3)	(B4)
年经济增长率	0.092*** (－0.035)				0.088** (－0.035)			
任内平均经济增长率		0.147*** (－0.038)				0.103* (－0.055)		
年经济增长率百分位排名			1.609** (－0.631)				1.032** (－0.432)	
任内平均经济增长率百分位排名				3.659*** (－0.967)				1.614** (－0.644)
控制变量集	与表6和表7相同				与表6和表7相同			
样本量	113	113	113	113	128	128	128	128
对数似然比	－73.81	－70.43	－74	－69.28	－93.02	－94	－93.33	－92.93
	板块II：以2005年为界							
	1988－2004(A)				2005－2012(B)			
	(A1)	(A2)	(A3)	(A4)	(B1)	(B2)	(B3)	(B4)
年经济增长率	0.065** (0.028)				0.084* (0.043)			
任内平均经济增长率		0.086** (0.034)				0.038 (0.080)		
年经济增长率百分位排名			0.920* (0.520)				0.927 (0.599)	
任内平均经济增长率百分位排名				2.141*** (0.801)				0.951 (0.912)
控制变量集	与表6和表7相同				与表6和表7相同			
样本量	131	131	131	131	110	110	110	110
对数似然比	－90.68	－89.16	－91.40	－88.47	－75.08	－76.25	－75.39	－75.89

续表

	板块 III：以 2008 年为界							
	1988 – 2007（A）				2008 – 2012（B）			
	（A1）	（A2）	（A3）	（A4）	（B1）	（B2）	（B3）	（B4）
年经济增长率	0. 051 ** （0. 021）				1. 222 ** （0. 496）			
任内平均经济增长率		0. 056 ** （0. 024）				– 0. 046 （0. 353）		
年经济增长率百分位排名			0. 950 ** （0. 448）				1. 078 （1. 436）	
任内平均经济增长率百分位排名				1. 460 ** （0. 605）				2. 402 （1. 740）
控制变量集	与表 6 和表 7 相同				与表 6 和表 7 相同			
样本量	173	173	173	173	68	68	68	68
对数似然比	– 132. 4	– 132. 2	– 132. 4	– 131. 4	– 34. 20	– 38. 73	– 38. 53	– 38. 00

注：括号内为稳健标准误；***、**和 * 分别表示 1% 、5% 和 10% 的显著性水平；各板块控制变量集与表 6 和表 7 相同。

资料来源：根据作者整理数据计算得到。

5. 考虑内生性问题

增长与晋升的研究一直遭受潜在内生性问题的困扰：增长可以影响晋升，但晋升也可以影响增长。一方面，谋求晋升的官员会选择最大化地方经济增长的发展策略，为进一步的晋升铺路；另一方面，上级拔擢官员并将官员配置到各地任职的决策并非随机决定，而是充分考虑最大化经济绩效的刻意选择。这两方面因素都会导致晋升影响增长。但是，迄今几乎所有研究晋升与增长的文献都不曾处理上述内生性问题。本文很可能是克服上述问题的首次尝试。

克服增长与晋升双向影响内生性问题的办法是，寻找到一个（或几个）工具变量，它会影响地方的增长绩效，但并不直接影响地方官员的晋升，并且只通过影响增长绩效这一渠道间接影响官员晋升，同时还要求晋升不会影响工具变量。

我们选择 21 地市的气候作为工具变量，更具体地选用了日照时长和相对湿度这两个气候变量。各地气候会影响农业生产和工业生产环境，进而影响到经济增长。我们发现，气候变量与本文选用的四个经济绩效指标之间均显著相关，即满足工具变量的相关性条件；与此同时，在控制了经济变量和其他代表官员个体特征的控制变量后，

气候变量与官员晋升概率之间的关系并不显著；而在我们考察的因素中，气候变量不大可能通过官员个人特征影响官员晋升概率，因此，我们有理由相信它只通过影响经济绩效间接影响官员晋升。同时从常识看，官员职位变动应该不会影响到气候变化。因此，我们所选取的工具变量也符合外生性条件。综上，气候应该是一个较为合理可行的工具变量。

表 10 给出了基于条件混合过程（cmp）的有序 probit 工具变量法回归结果。基于条件混合过程的最大似然估计（maximum likelihood）的优点在于，能够将多个不同模型的回归方程（如 probit、ordered probit 和 tobit 模型等）置于同一系统中进行估计，并且在所有内生变量都是完全可观测的（fully observed）递归（recursive）系统中，其估计量是一致的（Roodman，2008）。从表 10 中可以看到，即便考虑了内生性，采用工具变量法估计之后，年经济增长率、任内平均经济增长率和任内平均经济增长率百分位排名，对于官员晋升概率的影响都显著为正；但职位变动当年的增长百分位排名系数变得并不显著。总的来说，可以确认考虑内生性之后，经济绩效对官员晋升存在显著影响，在证据上仍支持增长促进晋升的观点。

表 10　基于条件混合过程（cmp）的有序 probit 工具变量法回归结果

被解释变量:官员职位变动 （晋升 =1；留任或平调 =0；降职 = -1）				
	（1）	（2）	（3）	（4）
年经济增长率	0.136 ** （0.065）			
任内平均经济增长率		0.140 ** （0.070）		
年经济增长率百分位排名			0.288 （2.929）	
任内平均经济增长率百分位排名				3.346 *** （1.075）
性别（男 =1；女 =0）	-0.309 （0.514）	-0.331 （0.530）	-0.397 （0.594）	-0.317 （0.525）
在任年数	-0.114 （0.143）	-0.117 （0.147）	-0.087 （0.168）	-0.131 （0.144）
在任年数二次项	0.011 （0.014）	0.013 （0.014）	0.008 （0.016）	0.014 （0.014）

续表

被解释变量：官员职位变动（晋升 = 1；留任或平调 = 0；降职 = －1）				
	（1）	（2）	（3）	（4）
年龄	－0.082 ** （0.039）	－0.088 *** （0.034）	－0.098 *** （0.026）	－0.091 *** （0.028）
是否具有本科及以上学历（是 = 1；否 = 0）	0.124 （0.207）	0.085 （0.207）	0.057 （0.235）	0.060 （0.201）
是否为本地人（是 = 1；否 = 0）	－0.397 （0.254）	－0.444 * （0.244）	－0.516 ** （0.246）	－0.421 * （0.221）
是否兼任副省级领导职务（是 = 1；否 = 0）	0.241 （0.438）	0.301 （0.452）	0.286 （0.507）	0.233 （0.434）
IV － 相对湿度	－0.194 （0.127）	－0.176 （0.113）	－0.011 * （0.006）	－0.016 *** （0.005）
IV － 日照时长	－0.003 （0.002）	－0.003 ** （0.002）	－0.000 ** （0.000）	－0.000 * （0.000）
常数项	33.750 *** （9.930）	32.790 *** （8.776）	1.714 *** （0.479）	1.943 *** （0.378）
临界值 1	－3.749 （3.312）	－3.685 （2.902）	－5.379 *** （1.705）	－3.621 * （2.097）
临界值 2	－2.590 （2.866）	－2.487 （2.566）	－4.005 ** （1.751）	－2.437 （1.887）
样本量	285	285	285	285
对数似然比	－1117.4	－1082.0	－248.3	－200.5

注：括号内为标准误；***、**和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

资料来源：根据作者整理数据计算得到。

五　结论

既有文献对于官员晋升锦标赛理论在省级层面上的实证检验得出的结论不尽相同，特别是近年来的反对证据使得该理论陷入与证据不符的困境。由于省级高官的晋升可能更着眼于政治因素考量而不是经济业绩考量，也更可能出现事先安插职位“培养”，在这样一些情形，锦标赛理论将难以发挥作用。而在更低级的官员晋升上，上述问题就轻微得多，因此，利用更低级别的官员检验“锦标赛晋升”假说是

必要的。

本文利用广东省 21 个地级市 1988 – 2012 年的数据，在地级市层面检验了“锦标赛晋升”假说。结果发现，整体而言，更好的经济业绩会带来更大的晋升概率，但这在不同类型官员、不同类型地区和不同时间段表现出的效应强弱是有差异的。市委书记被拔擢的概率，主要受其年龄、性别和政治关系的影响，经济绩效因素是较为次要的；而市长被拔擢的概率，却与经济绩效密切相关，其他因素反而相对次要。经济绩效对于发达地区官员的晋升非常关键，对于欠发达地区官员的晋升则没有显著作用。“科学发展观”的提出影响了上级拔擢官员时的考量因素，科学发展观提出之前，经济业绩对官员晋升的影响非常显著，而随着科学发展观的深入推进，官员晋升的 GDP 锦标赛机制逐渐削弱，相对经济业绩对拔擢官员也不再重要。我们还考虑了增长和晋升可能相互影响的潜在内生性问题，以日照时长和相对湿度两个气候变量作为工具变量，用基于条件混合过程的工具变量法估计了经济绩效对晋升的影响，得到的结果仍支持增长促进晋升的观点。

总体而言，本文的研究表明，无论省级层面是否存在官员晋升的经济锦标赛，但在某些地市层面（比如广东 21 地市）它的确存在。不过，科学发展观也发挥着日益强大的影响，经济增长在官员晋升中的作用已经弱化。事实上，中共中央最新的《党政领导干部选拔任用工作条例》（2014 年 1 月 14 日）更是从制度上明确了“防止单纯以经济增长速度评定工作实绩”。可以预期，官员晋升的经济锦标赛将会逐渐淡出中国官员治理体制。

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，第 30 – 47 页。

何淳耀、孙振庭（2012），《地方官员的晋升逻辑：中国地级市市长的实证研究》，《中国经济问题》第 6 期，第 13 – 24 页。

林毅夫、蔡昉、李周（1999），《中国的奇迹：发展战略与经济改革》，上海：格致出版社、上海三联书店、上海人民出版社。

陶然、苏福兵、陆曦、朱昱铭（2010），《经济增长能够带来晋升吗？——对晋升锦标竞赛理论的逻辑挑战与省级实证重估》，《管理世界》第 12 期，第 13 – 26 页。

王贤彬、徐现祥（2008），《地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长省委书记的证据》，《管理世界》第 3 期，第 16 – 26 页。

王贤彬、徐现祥（2010a），《地方官员晋升与经济增长》，《经济科学》第 6 期，第 42 – 58 页。

王贤彬、徐现祥（2010b），《中国地方官员经济增长轨迹及其机制研究》，《经济学家》第 11 期，第 34 – 43 页。

王贤彬、张莉、徐现祥（2011），《辖区经济增长绩效与省长省委书记晋升》，《经济社会体制比较》第 1 期，第 110 – 112 页。

徐现祥、王贤彬（2010a），《晋升激励与经济增长：来自中国省级官员的证据》，《世界经济》第 2 期，第 15 – 36 页。

徐现祥、王贤彬（2010b），《任命制下的官员经济增长行为》，《经济学（季刊）》第 9 卷第 4 期，第 1447 – 1466 页。

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》，《世界经济》第 12 期，第 130 – 156 页。

张军（2005a），《中国经济发展为增长而竞争》，《世界经济文汇》第 4 期，第 101 – 105 页。

张军（2005b），《为增长而竞争中国之谜的一个解读》，《东岳论丛》第 7 期，第 15 – 19 页。

张军（2007），《分权与增长：中国的故事》，《经济学（季刊）》第 7 卷第 1 期，第 21 – 52 页。

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，第 33 – 40 页。

周黎安（2007），《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》，《经济研究》第 7 期，第 36 – 50 页。

周黎安（2008），《转型中的地方政府》，上海：格致出版社。

Bardhan, Pranab(2006). Awakening Giants, Feet of Clay: A Comparative Assessment of the Rise of China and India. *Journal of South Asian Development*, 1(1), 1 – 17.

Blanchard, Olivier & Andrei Shleifer (2001). Federalism with and without Political Centralization: China vs. Russia. *IMF Staff Papers*, 48, 171 – 179.

Bo, Zhiyue (1996). Economic Performance and Political Mobility: Chinese Provincial Leaders. *Journal of Contemporary China*, 5(12), 135 – 154.

Chen, Ye, Hongbin Li & Li-An Zhou (2005). Relative Performance Evaluation and the Turnover of Provincial Leaders in China. *Economics Letters*, 88(3), 421 – 425.

Guo, Gang (2007). Retrospective Economic Accountability under Authoritarianism Evidence from China. *Political Research Quarterly*, 60(3), 378 – 390.

Jia, Ruixue, Masayuki Kudamatsu & David Seim(2014). Complementary Roles of Connections and Performance in Political Selection in China. Discussion Papers from Centre for Economic Policy Research, No 9523, Stockholm University.

Landry, Pierre (2003). The Political Management of Mayors in Post-Deng China. *The Copenhagen Journal of Asian Studies*, 17, 31 – 58.

Li, Hongbin & Li-An Zhou (2005). Political Turnover and Economic Performance: the Incentive Role of Personnel Control in China. *Journal of Public Economics*, 89(9 – 10), 1743 – 1762.

Maskin, Eric, Yingyi Qian & Cheng-Gang Xu (2000). Incentives, Information, and Organizational Form. *The Review of Economic Studies*, 67(2), 359 – 378.

Mei, Ciqi (2009). Brings the Politics Back in: Political Incentive and Policy Distortion in China. Dissertation, Working Paper, University of Maryland.

Opper, Sonja & Stefan Brehm (2007). Net Works versus Performance: Political Leadership Promotion in China. Working Paper, Lund University.

Roodman, David (2008). Estimating Fully Observed Recursive Mixed-Process Models with cmp. Working Paper, No. 168, Center for Global Development.

Zhuravskaya Ekaterina(2000). Incentives to Provide Local Public Goods: Fiscal Federalism, Russian Style. *Journal of Public Economics*, 76(3), 337 – 368.

Does Economic Growth Help Promotion? An Empirical Study Based on Prefecture-Level Data in Guangdong Province

Zhou Mindan[1] & Dong Zhiqiang[2]

(Institution of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences[1];
School of Economics & Management, South China Normal University[2])

Abstract: Based on the personal information of prefectural leaders and economic data of 21 prefectures in Guangdong from 1988 to 2012, this paper examines the impact of economic growth on promotion of prefectural leaders. We find that economic growth does help promotion, but the effect differs in different sub samples, such as different positions, regions and periods. Firstly, age, gender and political relations are the key factors of promotion of secretary of municipal party committee, while economic performance is the only key factor of promotion of mayors. Secondly, economic performance affects promotion significantly in the developed regions, but not significantly in the less developed regions. Thirdly, before scientific outlook on development was proposed, economic performance is the most important factor in promotion. However, it has been becoming less important since the implementation of scientific outlook on development. The contribution of this paper is that we use IV ordered probit model to deal with the endogeneity problem between economic growth and promotion, and the outcomes are still robust.

Keywords: economic growth, promotion, prefectures, IV ordered probit

JEL Classification: F13, H11, O17

(责任编辑：李雅楠)