

贤得所用：体制引力、人才配置与高质量发展

王炜哲 赵忠胡凯*

摘要：本文基于奖励结构理论，提出了体制引力理论并建立了一个两部门模型，以此解释中国的人才配置格局及其对企业全要素生产率的影响和作用机制。实证研究表明：反映体制部门比较优势的显性体制引力显著抑制了企业全要素生产率的提升，诱导人才向体制部门过量配置和对创新外溢效应的抑制是主要机制。此外，显性体制引力的作用还会通过体制部门隐性比较优势，即社会网络、超额报酬和福利与薪酬保障等得到进一步放大。本研究对理解人才错配的制度根源和精准改进人才配置效率具有一定的理论价值和现实意义。

关键词：体制引力；人才配置；全要素生产率

DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2024.02.16

一、引言

新型冠状病毒肺炎疫情以来，世界经济格局发生剧烈变化，“百年未有之大变局”深刻反映了中国在两个一百年历史交汇点所面临的机遇和挑战，创新在驱动国家经济发展中发挥着越来越重要的作用。但中国一直存在经济高速增长与全要素生产率水平偏低的矛盾，并引起了各界的关切（Hsieh and Klenow, 2009）。2022 年政府工作报告中更指出，“加快建设世界重要人才中心和创新高地，完善人才发展体制机制，弘扬科学家精神”，进而致力于“完整、准确、全面贯彻新发展理念，加快构建新发展格局，全面深化改革开放，坚持创新驱动发展，推动高质量发展”。^① 其中，新发展阶段推动经济高质量发展的主要动力源泉就是提高全要素生产率（朱光顺等，2020）。事实上，作为全要素生产率的决定因素，中国的人力资本存量和质量均已取得了长足的进步（岳书敬和刘朝明，2015）。^②

在人力资本存量不断增长的同时，中国当前的人力资源配置存在一定的扭曲。例如，劳动力市场持续存在显著的“体制热”现象，高学历毕业生热衷于进入政府等体制

* 王炜哲、赵忠，中国人民大学劳动人事学院；胡凯，中南民族大学经济学院。通信作者及地址，胡凯，湖北省武汉市洪山区民族大道 182 号中南民族大学经济学院，430074；电话：15972194657；E-mail：hukaieco@126.com。感谢国家社科基金一般项目（19BJL079）的资助，以及匿名审稿人和期刊主编的宝贵建议，当然文责自负。

① 中华人民共和国中央人民政府网，<http://www.gov.cn/guowuyuan/zfgzbg.htm>，访问时间：2024 年 2 月 19 日。

② 根据《中国人力资本报告 2020》，全国人力资本存量自 1985 年来已增长 11 倍，年均增长率达 7.79%，其中大专及以上受教育程度人口占比从 1985 年的 1.17% 上升到了 2018 年的 19.24%，这些成就为全要素生产率的提高奠定了基础。

内部门就业(李世刚和尹恒, 2014)。^①由此自然产生的一个疑问是: 大量人才配置到体制部门^②是否是导致中国全要素生产率偏低的根源? 如果是, 是什么因素决定了人才在体制部门的集聚程度? 要如何改善这一不利局面以促进生产率提升? 这些问题的解答, 对厘清人才配置与经济高质量发展间的关系、理解人才配置失衡的根源和促进人才配置优化有着重要的理论和实践意义。

从理论研究和各国实践来看, 人才配置无论对技术创新还是国民经济增长都有非常重要的作用(Baumol, 1990; Murphy et al., 1991; Acemoglu et al., 2018)。尤其对转向新发展格局的中国而言, 人才配置效率的改进将极大提升经济的运行活力(Hsieh and Klenow, 2009; 李世刚和尹恒, 2017; 潘士远等, 2021)。有丰富的研究表明, 人才配置效率的改进会减少寻租产生的社会福利损失(李世刚和尹恒, 2014; 李世刚等, 2016), 提高创新的效率(李宏彬等, 2009; Yao, 2016)和促进新企业的诞生(Zhang et al., 2010), 并最终推动经济增长(中国经济增长前沿课题组, 2015; Hsieh et al., 2019)。这些文献促进了人才配置理论的发展并深化了对现实世界的认识, 但是对人才配置影响因素的研究却有所欠缺, 并且缺乏从微观层面对创新效率的考察。

在有关人才配置影响因素的重要讨论中, 最具代表性的是Acemoglu(1995)深化的奖励结构理论。但在分析人才配置问题时, 仍需要结合当地的具体制度特征来研究。结合中国的现实, 2013年反腐倡廉以来, 体制部门的寻租报酬受到抑制, 但每年报考各级公务员考试的人才却并没有显著下降。因此, 除了奖励结构理论所强调的部门间报酬结构之外, 在中国一定有一些其他因素驱动了人才向体制部门的聚集。本文认为, 奖励结构理论对于中国现实的解释不足可能源于中西方国家文化、政治体制和福利制度的差异。为了更好地解释中国人才配置格局的变动及其影响, 本文根据中国的现实对其进行了拓展。具体来说, 本文通过梳理中国的制度变迁, 将体制部门历史发展而来的比较优势凝练为体制引力这一概念, 并认为人才倾向于向体制部门配置源于体制部门相较于非体制部门的一系列显性和隐性优势。为了阐释这一思想, 本文进一步构建了一个两部门模型, 刻画其影响人才配置和企业全要素生产率的内在机制。

为了验证体制引力理论, 本文构建了省级层面的显性体制引力指标来反映体制部门的显性比较优势, 并结合2000—2017年上市企业的面板数据进行了检验。实证结果显示, 显性体制引力显著抑制了企业全要素生产率的提升, 这一结论在进行一系列稳健性检验后仍十分稳定。与此同时, 分别将2013年的反腐倡廉运动和2015年颁布的“限薪令”视作理论中的隐性和显性体制引力发生变动的外生冲击, 发现隐性体制引力的下降消解了显性体制引力对企业全要素生产率的抑制作用, 而显性体制引力的下降则更多促进了非国有企业全要素生产率的提升, 从而进一步证实了体制引力与企业生产率之间的因果关系。

^① 数据显示, 2022年国考公务员报考人数为212.3万, 2023年27省公务员考试报考人数已超500万, 平均竞争比超30:1。详见<https://www.eoffcn.com/kszn/gjgwy/bmrs.html>, http://www.news.cn/politics/2023-02/26/c_1129397716.htm, 访问时间: 2024年2月19日。一些中国高水平大学的毕业生就业报告, 得到了一致的结论。例如, 根据2019年各高校毕业生就业质量报告, 毕业生体制内就业(含党政机关、事业单位和国有企业)占比北京大学为76.93%、中国人民大学为63.03%、清华大学为61.20%、郑州大学为67.53%等。

^② 本文所讨论的体制部门包括政府部门、事业单位及国有企业等具有国家产权属性的部门, 而非体制部门则指除此之外的其他部门, 下文如是。

体制引力如何影响全要素生产率？一方面，显性体制引力主要通过人才向国有企业内配置的诱导效应和创新外溢效应的机制来抑制企业生产率的提高。另一方面，以体制部门超额报酬优势、社会网络优势和福利与保障优势所代表的隐性体制引力是显性体制引力发挥作用的决定因素。这些结果解释了决定人才配置格局的内在因素，及其对企业全要素生产率的影响。

本文的贡献集中在以下几个方面：（1）结合中国实践，丰富了奖励结构理论和人才配置制度讨论的相关文献。本文从中西国家制度、政治体制和福利制度上的差异，提出体制引力理论来解释中国人才配置格局的制度根源，对奖励结构和人才配置理论的相关文献做出了有益补充。（2）将经典人才配置理论的思想模型化。通过构建一个两部门模型来刻画体制引力影响人才配置及企业全要素生产率的关键机制，为探讨中国人才配置问题的相关研究提供了一个分析框架。（3）从体制引力的角度为解释中国人力资本存量大幅增长而企业全要素生产率增长速度偏低的矛盾提供了新的视角。本文从体制引力理论出发，从显性和隐性体制引力两个维度，基于工具变量和外生冲击证实了体制引力对企业全要素生产率的抑制作用及其内在机制，为理解人才错配及其对微观企业的影响及机制提供了新的证据。

本文之后的结构安排如下：第二部分进行理论逻辑介绍；第三部分构建了一个理论模型并提出研究假说；第四部分是数据描述和模型设定，并对体制引力指标的量化进行详细介绍；第五部分是基准回归和稳健性检验；第六部分讨论内生性问题的处理；第七部分进行影响机制检验；最后是政策建议。

二、理论逻辑

在中国的制度背景下，人才配置的一个重要维度是体制部门与非体制部门之间的配置。虽然自新中国建立以来我国社会经济取得了长足发展，改革开放以来更是创造了中国增长奇迹，但规模愈渐庞大的体制部门及“体制热”一定程度扭曲了人才配置，从而制约国家的创新发展（李世刚和尹恒，2014）。那么是什么因素决定了人才在这两个部门间的配置？进而对国家创新产生影响？西方学者认为是奖励结构的作用（Acemoglu, 1995），也即以价格机制来解释人才配置。^①这是本文的理论出发点，但具体到中国特征背景的实证分析上，其解释力度有限。因此，为了更好地解释中国“体制热”的问题，结合奖励结构的理论逻辑，根据中国的特征现实凝练一个更为一般化的概念就变得尤为重要。

新中国建立伊始，各辖区仅允许体制部门的发展而对非体制部门加以限制，体制部门的发展水平直接决定了当地的民生、治安和经济等。在择业决策上，体制部门享受着政府特许的行政垄断权，也是当时高教育水平劳动者主要的雇佣者，劳动力在此就业将获得人力资本溢价（刘志国和 Ma, 2016），因而劳动者都希望进入体制部门从业，正如古话所说的“学而优则仕”，形成了体制部门的制度优势。在这个时期，体制部门依靠

^① 其隐含的关键假设是，理性人依据职业的报酬选择从业单位，如果寻租部门的收益大于生产部门就进入寻租部门工作，而不是生产部门。

制度优势吸引了绝大多数人才。这一现象从 1949 年一直持续至 1978 年，体制部门的规模在这 20 余年间不断扩大，这为其之后的经济支配权奠定了基础。受此影响，劳动力形成了倾向于进入体制部门的历史依赖性 (Acemoglu, 1995)。这一制度惯性形成了体制部门的先发优势。

直至改革开放以来，国家才逐步放松了对非体制部门的限制，但体制部门仍然是人才需求的主体之一。在这一背景下，人才的择业决策主要受到体制部门以下两股力量的影响：一方面，在改革开放初期，虽然体制部门的制度优势受到弱化，但其仍拥有重要要素配置的垄断权，这是直接的设租机会，许多非体制部门受限于要素壁垒也就难以吸纳人才。一些证据也表明，非国有企业相较于国有企业具有更强的政治寻租倾向（李四海等，2015）。在这个意义上，人才进入非体制部门将更易受到体制部门的无偿攫取，人才就更倾向于进入体制部门成为设租者。另一方面，在制度的路径依赖和劳动力从业的历史依赖性下，非体制部门试图打破公有制部门的行政垄断格局也遇到了包括经济和政治等方面的层层壁垒，其个人发展更具不确定性，因而人才也惯性地偏向进入体制部门。

“十五大”伊始，“公有制为主体、多种所有制经济共同发展”的纲领正式确立了 21 世纪中国制度上的二元分割格局，即体制-非体制部门二元分割（张车伟和薛欣欣，2008）。此时劳动力择业决策的影响因素，除体制部门的制度优势及历史发展而来的先发优势以外，还体现在更为具体的其他方面。中国的体制部门主要包括行政单位、事业单位和国有企业等，如果对这些单位进行梳理，可以归纳出以下三个区别于非体制部门的特征：

第一，体制部门具有国有产权属性，其附带内生的政治关联。体制部门由国有资产出资设立，国家拥有其所有权和控制权。这种体制部门的国有产权属性和国家管理的特征必然使其内生地获得政治网络，劳动力进入从业也就可以获得其中部分的政治关联，这是体制部门从业的潜在报酬。^① 因此，我们把这种以政治网络为核心的特征统称为体制部门的社会网络优势。

第二，体制部门的职能具有潜在设租机会，劳动者从业可能获得隐性超额报酬。例如，政府部门拥有监管、司法和规划发展的权力，国有企业肩负重要要素配置的使命，事业单位也享有特定公共服务选择性供给或采购的职能，这些权力在各个环节都可能被用于贪污腐败，也即体制部门非市场报酬的重要组成部分。本文把这种以设租权为核心的特征称为体制部门的超额报酬优势。

第三，体制部门员工薪资待遇稳定，编制内人员可获得“铁饭碗”，并且也享受更为优质的福利待遇。体制单位有国有资产作为保障，从业者不会因周期或非周期性的经济波动而面临失业和拖欠工资等问题，从业人员有稳定的收入预期。与此同时，体制部门实行编制制度，对员工的薪酬待遇、退休金等提供了稳定的保障。另外，体制部门也对员工提供相对优厚的福利保障，包括子女教育、医疗保障、养老服务等，而这些保障在非体制部门尤为稀缺。本文把这种以国有资产保障为核心的特征称为体制部门的福利

^① 例如，在宗亲家族的文化传统下，古来就素有“一人得道，鸡犬升天”的思想传承，家族中有一人为官，就能为家族中的其他人带来大量正外部性。与此同时，在这种宗亲文化下，也存在十分重要的非物质回报，比如体制内从业更有面子，而面子又同时带来政治资源，从而这种回报与政治网络联系紧密。

和保障优势。

综上所述，体制部门的社会网络优势、超额报酬优势，以及福利和保障优势将其与非体制部门区分开来，这三种优势也成为劳动力择业决策的重要影响因素。^①联系前述历史发展和制度变迁所演化而来的体制-非体制二元分割格局，可以发现在制度、制度惯性和文化等的联合决定下，体制部门拥有较于非体制部门的显性优势和三类隐性优势，本文将这些体制部门的优势统称为体制引力，而所对应的部分则分别称为显性和隐性体制引力。因此，体制引力的内涵就是体制部门相较于非体制部门的一系列显性和隐性的优势。

三、理论框架

(一) 模型假设

1. 体制引力

基于体制引力的理论内涵，将其定义如下：

$$G = G(x \times y(c, g, b)), \quad (1)$$

其中， G 为体制引力，其由显性和隐性的两部分构成， x 为体制引力的显性部分，源于体制部门历史发展而来的优势，可以用体制部门的规模、影响力等信息来表征； y 则为体制引力的隐性部分，包括体制部门的超额报酬优势 c 、社会网络优势 g ，以及福利和保障优势 b 三个部分。

2. 劳动力

根据 Murphy et al. (1991) 对人力资本的叙述，假定一个经济体中存在 $[1, n]$ 类具有不同能力的劳动力组 ($n > 1$)，各组能力满足 $A_1 < A_2 < \dots < A_n$ ，且 $A_1 < A_n$ 。另外，各组劳动力的数量分别为 N_1, N_2, \dots, N_n ，任意 N 都不等于 0。劳动力需要进行就业决策，体制引力 G 和劳动力所属的组别 $i \in [1, n]$ 决定劳动力配置不同部门的概率。参考 Acemoglu (1995) 的模型设计思路，假定该经济体同时存在序号分别为 1 和 2 的体制部门与非体制部门。 $P(G, i)$ 代表在 G 体制引力水平下， i 组劳动力进入体制部门 1 就业的概率。与之相对， $(1 - P(G, i))$ 则代表在 G 体制引力水平下， i 组劳动力进入非体制部门 2 就业的概率。并且 $0 \leq P(G, i) \leq 1$ ，同时 $\frac{\partial P(G, i)}{\partial G} > 0$ ，即在同一劳动力组 i 下，体制引力越高的情形会导致越多的劳动力进入体制部门 1。体制部门 1 对劳动力的需求为 D ，并且由于劳动力总供给不会改变模型结论，将其标准化为 1，那么非体制部门 2 对劳动力的需求则为 $(1 - D)$ 。

3. 两部门经济

考虑体制和非体制部门的加总创新函数和企业的全要素生产率函数分别满足：

$$I_i = \Delta_i H_i \epsilon_i, \quad (2)$$

$$A_{kij} = \delta_j + (\theta_k (\sum_{i=1}^2 I_{ki}) + \beta H_i) \times \Delta_{ij}. \quad (3)$$

^① 由于在不同地区，体制部门的三类优势会因地理区位和政策等的不同而有差别，劳动力的择业超边际决策也就因此存在差异，这实际上也是各地区人才配置格局不同的体制原因。

沿着 Acemoglu (1995) 的思路, 经济体为体制-非体制部门组成的两部门经济, 因而式 (2) 中, $i=1, 2$, 1 表示体制部门, 2 表示非体制部门。 I 表示创新水平, Δ 为部门的创新激励, 在本文的环境中, 体制部门 1 的创新激励 $\Delta_1 <$ 非体制部门的创新激励 $\Delta_2 (\Delta > 0)^{\textcircled{1}}$, H 为人力资本要素, ϵ 为能影响创新水平的其他因素^②。式 (3) 中的 A 为企业的全要素生产率函数, θ 为创新外部性 ($\theta > 0$), 是该地总创新水平的增函数, βH 表示企业从所处部门分配到的能够用于创新的人力资本, 其中 β 为配置参数, 为了分析方便, 将其视为一个常数^③。下标 k 表示企业所处地区, i 表示企业所处部门, j 则表示企业标号。该式设定参考了罗德明等 (2012) 和王小鲁等 (2009) 的观点: 企业全要素生产率除了受企业自身特征 δ 的影响外, 还受到环境层面的要素配置效率和创新外溢效应的影响。

(二) 理论分析与假说

首先, 本文关注体制引力对各部门人力资本存量的影响。基于劳动力就业概率函数, 设定阈值 $k \in [1, n]$, 这里 $k(G)$ 表示第 k 组劳动力, 是体制引力 G 的函数, 且 $\frac{\partial k}{\partial G} > 0$ 。当 $i < k$ 时, $P(G, i) = 0$ 。这表明人力资本水平较低的劳动力只能配置非体制部门, 并且随着体制引力 G 的增加阈值 k 也变高, 因为体制部门的劳动力需求为 D 保持不变, 所以会有更多高水平人力资本配置到体制部门。

基于这些设定, 关注劳动力就业概率分布函数, 以天赋分配的视角对所有劳动力个体进行配置, 那么分配后体制部门 1 所获得的人力资本存量为:

$$H_1 = \sum_{i=k}^n A_i N_i P(G, i). \quad (4)$$

与此相对的非体制部门 2 所获得的人力资本存量为:

$$H_2 = \sum_{i=1}^k A_i N_i + \sum_{i=k}^n A_i N_i (1 - P(G, i)). \quad (5)$$

通过推导, 可以得到以下结论^④:

$$\frac{\partial H_1}{\partial G} > 0, \frac{\partial H_2}{\partial G} < 0; \left| \frac{\partial H_1}{\partial G} \right| = \left| \frac{\partial H_2}{\partial G} \right|. \quad (6)$$

我们将体制部门的人力资本存量除以非体制部门的人力资本存量, 从而得到反映人才配置结构 W 的式 (7):

$$W = \frac{H_1}{H_2} = \frac{\sum_{i=k}^n A_i N_i P(G, i)}{\sum_{i=1}^k A_i N_i + \sum_{i=k}^n A_i N_i (1 - P(G, i))}. \quad (7)$$

^① 这样假设的现实依据是: (1) 体制部门相较于非体制部门有更多非创新单位, 例如政府单位、事业单位和公共单位等; (2) 在中国背景下, 属于体制内的国有企业在实践中拥有较弱的创新激励, 并且体制内员工相较于非体制内员工也更缺乏创新激励 (吴延兵, 2012)。

^② 本文关心体制引力对人才配置的影响, 所以 ϵ 在本模型中是外生的。

^③ 即企业能够从其所处的部门获取相同比例的人力资本。

^④ 式 (6) 的经济含义是: 体制引力变化使得人力资本在体制部门 1 和非体制部门 2 之间进行重新配置, 并且体制部门 1 的人力资本边际变化率将等于非体制部门 2 的人力资本边际变化率。具体推导过程可参考附录 I。篇幅所限, 附录未在正文列示, 感兴趣的读者可在《经济学》(季刊) 官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

将 W 对 G 求导， W 关于 G 的边际函数满足如下形式：

$$\frac{\partial W}{\partial G} = \frac{\frac{\partial H_1}{\partial G} \times H_2 - \frac{\partial H_2}{\partial G} \times H_1}{H_2^2} > 0. \quad (8)$$

这说明体制引力的增大将引起人才偏向于体制部门的配置。

在此基础上，为了判断这种人才偏向于体制部门的配置是否引发扭曲，进一步分析体制引力对两部门经济创新的影响，设定两部门的加总创新水平为：

$$I = \sum_{i=1}^2 \Delta_i H_i \epsilon_i. \quad (9)$$

将式(9)对体制引力 G 求导有：

$$\frac{\partial I}{\partial G} = \Delta_1 \times \frac{\partial H_1}{\partial G} \times \epsilon_1 + \Delta_2 \times \frac{\partial H_2}{\partial G} \times \epsilon_2. \quad (10)$$

由于 $\Delta_1 < \Delta_2$ ，有

$$\frac{\partial I}{\partial G} < 0. \quad (11)$$

这说明，在人力资本总量恒定的情况下，较高的体制引力将导致人才偏向于体制部门的配置，从而抑制整个经济体的创新水平，而这一结论由体制-非体制部门创新激励的差异决定。

最后，讨论体制引力对企业全要素生产率的影响。将式(3)对体制引力 G 求导有：

$$\frac{\partial A_i}{\partial G} = (\underbrace{\frac{\partial \theta}{\partial I} \times \frac{\partial I}{\partial G}}_{<0} + \underbrace{\beta \frac{H_i}{G}}_{i=1>0, i=2<0}) \times \Delta_i. \quad (12)$$

易知括号内的第一项小于 0，而第二项对体制部门大于 0，对非体制部门小于 0。因此，结合式(8)、式(10)和式(12)，可以提出假说 1：

假说 1 体制引力的提高会导致人才偏向于体制部门的配置，在体制-非体制部门创新激励异质性的作用下，抑制了社会总创新水平，同时企业能够享受的创新外溢效应被削弱，从而抑制了企业全要素生产率的提高。

与此同时，依创新激励讨论式(12)，可以发现，对于处于非体制部门具有高创新激励的企业 a 和体制部门具有低创新激励的企业 b 有：

$$\left| \frac{\partial A_a}{\partial G} \right| = \left| \left(\frac{\partial \theta}{\partial I} \times \frac{\partial I}{\partial G} + \beta \frac{H_2}{G} \right) \times \Delta_a \right| > \left| \frac{\partial A_b}{\partial G} \right| = \left| \left(\frac{\partial \theta}{\partial I} \times \frac{\partial I}{\partial G} + \beta \frac{H_1}{G} \right) \times \Delta_b \right|. \quad (13)$$

式(13)的经济含义是：随着体制引力增大，人才偏向于体制部门配置，非体制部门所能获取的创新要素受到限制，同时其创新激励又更强，从而体制引力对其全要素生产率的抑制作用更强。据此，提出假说 2：

假说 2 体制引力对非国有企业全要素生产率的边际影响强于对国有企业的影。若体制引力受到抑制，非国有企业的全要素生产率较国有企业增长更快。

由于体制引力的变化来自其显性和隐性比较优势两个方面。根据前文的理论阐述，体制部门显性比较优势对体制引力的影响满足：

$$\frac{\partial G}{\partial x} = \frac{\partial G(x \times y(c, g, b))}{\partial x} > 0. \quad (14)$$

体制部门隐性比较优势对体制引力的影响则分别满足：

$$\frac{\partial G}{\partial c} = \frac{\partial G(x \times y(c, g, b))}{\partial y} \times \frac{\partial y}{\partial c} > 0, \quad (15)$$

$$\frac{\partial G}{\partial g} = \frac{\partial G(x \times y(c, g, b))}{\partial y} \times \frac{\partial y}{\partial g} > 0, \quad (16)$$

$$\frac{\partial G}{\partial b} = \frac{\partial G(x \times y(c, g, b))}{\partial y} \times \frac{\partial y}{\partial b} > 0. \quad (17)$$

与理论分析一致，式（15）—（17）的经济含义是，体制引力的变化与体制部门的显性和隐性比较优势正相关。因此，可以提出假说 3：

假说 3 显性体制引力对人才配置和企业全要素生产率的作用效果受体制部门隐性比较优势的影响。例如，体制部门的超额报酬、社会网络，以及福利和保障优势的增强，都会加强显性体制引力对人才体制内配置的促进作用和对企业全要素生产率的抑制作用。

四、实证设计

(一) 数据说明

本文整合了两个数据库，分别为宏观经济面板数据库、上市企业微观面板数据库。前者用以量化体制引力指标和获取回归所需的控制变量。其中，控制变量如各省份 GDP、人口等，均来源于《中国统计年鉴》和各省份统计年鉴。计算体制引力所需数据如地方政府人员数、国有企业就业人数等，来源于各类财政、教育和经济统计年鉴。后者的数据来源于 CSMAR 国泰安数据库，其中员工特征层面的数据则来源于锐思统计数据库。另外，将数据异常和缺失严重、已退市的公司和金融业公司等予以剔除，即使用制造业上市公司。

(二) 体制引力指标构建与性质

基于前文所述体制引力的概念和内涵，本文参考褚敏等（2013）所使用的主成分分析法对体制引力进行量化。具体来说，在体制引力的指标体系中，政府地位选用政府规模、宏观调节力度、财政能力和地方保护水平来代理，国有经济体量的指标包括国有企业规模和国有企业影响力，其他公共部门的发展水平则为文化、教育和医疗单位的发展水平。综合数据可得性和年份跨度（2000—2017 年）的统一性考虑，政府规模以地区政府部门从业人数/就业总人数来代理，宏观调节力度以地方（财政支出—财政收入）/财政收入来衡量，财政能力以地方财政支出/GDP 来刻画，地方保护水平以（地区商品零售价格指数—全国商品零售价格指数）/（全国商品零售价格指数—100）并取绝对值度量，国有企业规模以地区国有企业从业人数/就业总人数衡量，国有企业影响力以地方国有资产/所有企业总资产刻画，文化、教育和医疗单位发展水平则分别以地方文化事业费支出/GDP、教育经费支出/GDP 和医疗单位从业人数/就业总人数度量。

本文分东、中、西部地区对各个年份量化后的省级显性体制引力予以报告。如表 1 所示，2000—2017 年，体制引力总体上呈“W”型波动上升的趋势，这与“体制热”的

现象一致。在2008年全球金融危机冲击下，非体制部门的发展态势受到了限制，2008年之后显性体制引力有上升趋势。与此同时，显性体制引力在2015之后呈下降趋势，这与2015年“限薪令”的政策密切相关，即随着对国有企业高管的大幅限薪，显性体制引力有所下降，这都与中国的现实相符，从而验证了本文显性体制引力指标的合理性。^①

表1 显性体制引力

年份	全样本	东部	中部	西部
2000	1.2617	1.1270	1.1229	1.7919
2001	1.3922	1.2308	1.3016	1.9370
2002	1.4360	1.2475	1.3273	2.0952
2003	1.5987	1.4361	1.6353	2.0302
2004	1.2643	1.0985	1.2037	1.8135
2005	1.3025	1.1614	1.2274	1.8307
2006	1.2573	1.0897	1.2112	1.8006
2007	1.2975	1.1559	1.2250	1.8435
2008	1.3787	1.2195	1.2674	2.0298
2009	1.5062	1.3038	1.4740	2.2620
2010	1.3894	1.2024	1.3355	2.2060
2011	1.3807	1.2379	1.2236	2.1952
2012	1.5111	1.3832	1.2386	2.4144
2013	1.4867	1.3626	1.2456	2.3364
2014	1.4818	1.3316	1.2720	2.4216
2015	1.8456	1.7131	1.6412	2.7159
2016	1.7265	1.5601	1.5566	2.7433
2017	1.7431	1.5904	1.6016	2.7143
全样本	1.5084	1.3638	1.3603	2.2478

(三) 模型设定

将上述数据库整合为2000—2017年统一的企业层面面板数据库。为了验证假说1，首先设定基本模型如下：

$$\ln TFP_{fpi} = \alpha_0 + \alpha_1 gravity_{pt} + \beta X_{pt} + \gamma Z_{ft} + \delta_f + \delta_t + \mu_{fpi} , \quad (18)$$

其中，被解释变量 $\ln TFP_{fpi}$ 表示位于 p 省份 t 年 f 企业的全要素生产率对数值， i 为企业所在行业，在本文的基准回归中以LP法测度。核心解释变量 $gravity_{pt}$ 表示企业所在省份的体制引力水平。在式(18)中还加入了省份-年份层面的控制变量 (X_{pt})，用来控制省份层面的宏观因素对企业生产率的影响，如第二产业占GDP比重、省份固定资产投资的对数；另外，还加入了一系列企业层面的控制变量 (Z_{ft})，用来控制个体层面

^① 由于篇幅限制，显性体制引力指标的具体计算过程和稳健性检验未列入本文。具体请参考附录II。

因素对企业生产率的影响，包括企业年龄、企业规模、企业性质、企业资本劳动比等（朱光顺等，2020）。最后，为了控制企业不随时间变化的个体异质性，加入企业固定效应和年份固定效应，并把标准误聚类到行业层面， μ_{fpi} 则表示误差项。

表 2 报告了本文主要变量的描述性统计结果。

表 2 描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
LP 法全要素生产率	33 615	11.3926	1.2812	-9.7962	19.8811
显性体制引力	33 615	1.5074	0.7445	0.6494	10.8595
企业年龄	33 615	2.4847	0.5431	0.0000	3.9120
企业规模（取对数）	33 615	21.7547	1.4618	10.8422	30.8925
企业性质（1 为国企，0 为非国企）	33 615	0.5002	0.5000	0.0000	1.0000
企业资本劳动比	33 615	0.0076	0.0569	0.0000	3.3811
第二产业占 GDP 比重	33 615	45.2195	8.8603	19.0140	57.4000
省份固定资产投资（取对数）	33 615	9.0803	1.1412	4.1597	10.9188

五、实证结果

（一）基准回归结果

为了验证假说 1，根据式（18）进行回归，结果如表 3 所示。结果显示，无论是否加入各类控制变量，显性体制引力变量的估计系数均至少在 5% 水平上显著为负，并且系数大小具有经济显著性，即显性体制引力显著地抑制了企业全要素生产率的提升。

表 3 显性体制引力对企业 TFP 的影响

	全要素生产率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
显性体制引力	-0.090** (0.035)	-0.070** (0.029)	-0.090** (0.035)	-0.069** (0.029)
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R ²	0.588	0.650	0.588	0.650
观测值	33 598	33 598	33 598	33 598

注：括号内为系数标准差，“*”、“**”分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著，回归将标准误聚类到行业层面，后表同。

（二）稳健性检验

本文还从以下几个方面对基准回归的稳健性进行了证实：第一，更换全要素生产率测度方式。将 LP 法更换为 OP 法和 ACF 法。第二，更换显性体制引力的测度方式。（1）从奖励结构理论薪酬差异的角度，利用城市级别的劳动职工报酬数据来刻画体制引

力；(2) 熵权法，将主成分分析法改为熵权法来计算显性体制引力指标；(3) 考虑显性体制引力的滞后性和连续性特征，将显性体制引力取滞后1—3期或3—5年移动平均之后进行回归。第三，更换回归所使用的数据库。分别用城市级别的创新数据，省级层面的TFP数据和中国工业企业数据库重新实证。这些检验的结果都与基准回归保持一致。^①

六、内生性讨论

(一) 显性体制引力指标的内生性处理

在基准回归中，尽管本文已经控制了一系列可能对企业生产率造成影响的可变或不变因素，但仍可能存在内生性问题。梁平汉和高楠（2017）指出，政府的内部结构与政府行为和规模之间有较强的关联性，但这一结构变量不会受到宏观经济变量的影响。以之为参考，政府内部结构将与体制部门的比较优势相关，因此本文用地方政府官员理工科毕业占比作为工具变量对基准回归加以修正，处理反向因果问题引致的估计偏误。具体来说，官员理工科毕业占比以省份市级官员中为理工科出身的数量/同属省份市级官员数量来刻画。但这种度量方法可能无法较好地衡量直辖市级别的官员理工科毕业占比^②，为了保证结果的稳健性，一方面把直辖市的官员理工类毕业占比直接设定为1^③（表4第(2)列），另一方面则删掉直辖市的样本（表4第(3)列）。

表4第(1)—(3)列报告了两阶段最小二乘法的估计结果，第(1)列为一阶段结果，可以发现工具变量在1%水平上促进了体制引力提升，这与直觉相符。与此同时，一阶段的F统计量达到了71.460，远高于经验法则的临界值10。另外，Wald检验的p值为0.04，拒绝了工具变量系数为0的原假设，说明不存在弱工具变量问题。这些结果为本文工具变量的可行性提供了经验支撑。第(2)—(3)列的结果表明，体制引力显著抑制了企业的全要素生产率，这证实了基准回归估计的有效性。^④

表4 两阶段最小二乘法估计结果

	一阶段结果		二阶段结果	
	(1)	(2)	(3)	
官员理工科毕业占比	0.231*** (0.027)			
显性体制引力		-0.918* (0.494)	-0.873** (0.436)	
控制变量	是	是	是	
企业固定效应	是	是	是	

① 由于篇幅限制，相关结果未列入文中，具体参见附录Ⅲ。

② 直辖市层面的主要领导官员样本较少，难以体现结构性特征。

③ 直辖市在政治、经济、科学、文化和交通方面有重要地位，也是国家重大改革创新的先行先试区，体制部门发展更具优势。

④ 另外，本文还通过控制潜在的遗漏变量和基于动态面板的GMM估计，进一步证实了基准结果不受潜在内生性的威胁，具体参见附录Ⅳ。

(续表)

	一阶段结果		二阶段结果	
	(1)	(2)	(3)	
年份固定效应	是	是	是	是
一阶段 F 统计量	71.460			
Wald 检验 p 值	0.040			
R^2		0.296	0.291	
观测值	26 794	33 598	26 794	

(二) 使用外生冲击的再检验

1. 隐性体制引力的变化：反腐倡廉运动

2013 年以来中国开展了声势浩大的反腐败斗争，中国地区的腐败水平很可能因此产生一系列的变化（党力等，2015）。由于反腐败斗争可能抑制体制部门的超额报酬优势，从而抑制隐性体制引力。结合假说 3 的推断，随着 2013 年之后对超额报酬优势的抑制，隐性体制引力可能将消解显性体制引力对企业全要素生产率的抑制作用。为了证明这一点，将样本观察视窗分为 2000—2013 年和 2013—2017 年进行回归，表 5 第 (1)—(4) 列的结果为假说 3 提供了初步证据，即由于反腐倡廉运动限制了体制部门的寻租回报，从而削弱了体制部门的隐性比较优势。而随着隐性体制引力降低，显性体制引力对企业全要素生产率的抑制作用也有所缓解。

表 5 隐性体制引力的变化：反腐倡廉运动

	2000—2013 年		2013—2017 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
显性体制引力	-0.135** (0.054)	-0.074** (0.033)	0.039 (0.035)	0.001 (0.030)
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R^2	0.548	0.637	0.888	0.910
观测值	22 152	22 033	11 535	11 516

2. 显性体制引力的变化：“限薪令”的外生冲击

为了更进一步地证实本文的理论逻辑，最为有效的方式就是根据理论找到一个外生冲击能够直接改变显性体制引力。延续这一思路，2015 年年初实施的限薪令《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》提供了一次绝佳的实证机会。

受早期委托代理框架下有关企业薪酬激励机制设计的影响，政府对国有企业高管薪酬具有较高的容忍度，国有企业内部持续存在着高管“天价报酬”的现象，这些报酬可能来自工资或非工资性收入，是体制部门超额报酬优势的重要表现。但实际上，许多研究表明国有企业高管高报酬对企业业绩的提升并没有产生应有作用（方军雄，2009）。

为此，在国有企业改革工作的进程中，国有企业高管薪酬管理制度的设计一直是政府的重要关切。2015年年初实施“最严限薪令”：《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》，同时配套成立国有控股企业高管薪酬改革小组，体现了政府限制国有企业高管工资的决心。因而，本文使用2015年年初实施的“限薪令”作为识别工具，构建回归模型如下：

$$\ln TFP_{fpit} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy \times usoee + \beta X_{pt} + \gamma Z_{ft} + \delta_f + \delta_t + \mu_{fpit}, \quad (19)$$

其中，被解释变量 $\ln TFP_{fpit}$ 表示位于 p 省份的 f 企业在 t 年时的全要素生产率对数值， i 为企业所在行业。核心解释变量的交互项 $Policy \times usoee$ 中的 $Policy$ 为政策年份虚拟变量（2015年及之前为0，2015年之后为1）， $usoee$ 则为非国有企业虚拟变量（非国有企业为1，否则为0），其系数值 α_1 是本文重点关注的对象。模型中加入的其余控制变量和固定效应与基准回归一致。

回归结果如表6第(1)—(3)列所示。无论把哪种度量策略计算的全要素生产率作为被解释变量，2015年政策虚拟变量与非国有企业虚拟变量的交乘项都至少在1%水平上显著为正。从估计系数来看，相较于国有企业，“限薪令”至少导致了非国有企业全要素生产率15%的额外增长，这证明了假说2。

表6 显性体制引力的变化：限薪令

	OP 法 (1)	ACF 法 (2)	LP 法 (3)	OP 法 (4)	ACF 法 (5)	LP 法 (6)
基准-交互项	0.175*** (0.036)	0.152*** (0.039)	0.154*** (0.038)			
强度-交互项				0.001* (0.001)	0.001* (0.001)	0.001* (0.001)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.696	0.653	0.705	0.575	0.534	0.581
观测值	22 442	22 442	22 442	16 782	16 782	16 782

“限薪令”的直接作用对象为国有企业，而各个地区的国有企业数量不同，这为本文验证体制引力的作用机制提供了新的视角。由于“限薪令”在国有企业分布更多的地区影响将更大，即“限薪令”将导致显性体制引力下降幅度更大。因此，在“限薪令”颁布后，与国有企业数量较少地区相比，国有企业数量较多的地区，其非国有企业的全要素生产率将增长得更快。为了检验这一假说，将式(19)的非国有企业虚拟变量项更改为省份国有企业数量这一连续变量，以非国有企业样本进行回归，结果如表6第(4)—(6)列所示。交互项的估计系数显著为正，说明“限薪令”引入后，显性体制引力下降幅度更大的地区，非国有企业的全要素生产率得到了更快增长。这一结果为假说2提供了更进一步的证据。^①

^① 为了加强上述证明，本文还延续基准回归的规范，加入企业产权属性虚拟变量与显性体制引力的交互项，证实显性体制引力对非国有企业产生的抑制作用更强，从而进一步巩固了假说2。另外，为了证实前述DID的识别假设，本文还分别进行了平行趋势和政策实施的安慰剂检验，结果保持稳健。具体结果请参考附录V和附录VI。

七、机制分析

(一) 显性体制引力的作用机制

根据假说 1, 显性体制引力对企业全要素生产率的负向影响通过诱导人才向体制部门配置来实现。以下将仔细识别这一机制。考虑数据的可得性, 可从企业层面量化人才配置结构, 具体则以三种不同策略的地区国有企业人才存量/非国有企业人才存量的对数值来刻画(李世刚和尹恒, 2017)。^①表 7 报告了回归结果。可以发现无论对人才配置结构采用哪种度量方法, 显性体制引力都显著促进了人才向国有企业内的配置, 也即体制部门显性比较优势越强的地区, 人才就越有激励进入体制部门。从而证实了假说 1 的预测。

表 7 人才配置的机制

	硕士级别	混合指标 1	混合指标 2
	(1)	(2)	(3)
显性体制引力	0.491*** (0.148)	0.413*** (0.087)	0.404*** (0.087)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
R ²	0.469	0.657	0.656
观测值	524	549	549

假说 1 还指出, 显性体制引力发挥作用的另一个关键机制是创新外溢效应, 即随着人才更多地被诱导到体制部门, 在创新激励异质性的作用下, 会抑制社会的总创新水平, 从而通过创新外溢效应来抑制企业的全要素生产率。为了证明这一逻辑, 本文收集了上市公司研发支出和专利申请的数据进行实证。首先, 我们先验证体制引力将抑制总创新水平。^②表 8 报告了回归结果, 第(1)—(2)列的结果表明, 显性体制引力显著抑制了产业的研发强度和发明专利数量, 也即总创新水平。进一步, 为了分析显性体制引力对企业全要素生产率的抑制作用由创新外溢效应驱动, 我们加入创新外溢效应的代理变量进行回归。^③表 8 第(3)列报告了加入创新外溢效应及其与显性体制引力交互项的回归结果。可以发现, 创新外溢效应的交互项显著为负, 也即加强了显性体制引力对企业全要素生产率的抑制作用。

^① 首先是以硕士数量来度量, 即用每家企业每年保有的硕士员工数量来代理人力资本存量。其次是根据以上文献赋权计算。混合指标 1, 即将一家企业的本科员工、硕士员工和博士员工数量分别以 1:5:7 来赋权计算其年度人力资本存量; 混合指标 2, 即将赋权比更改为 1:5:5 后再计算每家企业的人力资本存量。另外, 我们同样分析了体制引力对精英配置的影响, 结果保持稳健, 具体结果请参考附录Ⅶ。

^② 先用企业的研发支出占营业收入比重来刻画其研发强度, 再用企业的发明专利数量作为这一刻画的替代策略, 然后按照省份-行业-年份维度取每个产业的研发强度或发明专利数量的均值作为总创新水平的代理变量。

^③ 本文利用地区-行业-年份维度除目标企业之外的其他企业的总研发支出占企业总收入的比重作为创新外溢效应的代理变量。

表8 创新外溢效应的机制

	产业研发强度	产业发明专利数量	全要素生产率
	(1)	(2)	(3)
显性体制引力	-0.149*** (0.019)	-3.983*** (1.500)	-0.069*** (0.017)
创新外溢			0.005*** (0.001)
显性体制引力×创新外溢			-0.008*** (0.001)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	否
企业固定效应	否	否	是
R ²	0.490	0.039	0.728
观测值	6 476	14 208	33 090

(二) 隐性体制引力的作用机制

基准回归从体制部门显性比较优势的视角来刻画显性体制引力并进行回归，无法判断隐性体制引力变化对人才配置和企业全要素生产率的影响。但是，前文实证中，反腐败斗争所表征的隐性体制引力变化，已经充分反映了其重要性。因此，以下本文将仔细验证假说3，即检验隐性体制引力是否影响显性体制引力的作用效果。

首先判断超额报酬优势、社会网络优势是否影响显性体制引力对人才配置的作用效果。本文采用地方腐败程度来反映这两类优势。^①另外，为了更具体地判断社会网络优势对人才配置的影响，我们手工收集了地方宗亲文化数据，并将其作为反映一个省份社会网络优势变动的代理变量进行回归。^②表9第(1)—(6)列的结果显示，无论是地区腐败程度还是宗亲文化强度，两者与显性体制引力的交乘项估计系数均为正，并至少在1%水平上显著，这说明超额报酬优势和社会网络优势都显著增强了显性体制引力对人才体制内配置的诱导效应。这一结果证实了假说3。

表9 腐败的作用

	硕士级别	混合指标1	混合指标2	硕士级别	混合指标1	混合指标2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
显性体制引力	1.417*** (0.261)	0.869*** (0.161)	0.884*** (0.162)	0.013 (0.148)	0.217** (0.090)	0.226** (0.090)

① 这一方面是由于腐败程度是一个体现体制部门寻租权力和倾向的重要指标，其反映劳动力体制部门从业的超额报酬；另一方面则是因为地方体制部门的腐败程度深刻影响了企业融资行为乃至社会资源配置，直接反映了一个地区体制部门社会网络的复杂程度。

② 从理论上来说，宗亲文化也反映“面子”这一体制部门隐性优势对人才体制内配置的影响，宗亲文化更强地区的父辈往往更希望子辈进入体制部门，从而谋利于家族。

(续表)

	硕士级别	混合指标 1	混合指标 2	硕士级别	混合指标 1	混合指标 2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
腐败	0.485*	0.229	0.235			
	(0.272)	(0.170)	(0.170)			
显性体制引力×腐败	0.356***	0.167***	0.169***			
	(0.085)	(0.051)	(0.051)			
宗亲				-0.003***	-0.001***	-0.001***
				(0.000)	(0.000)	(0.000)
显性体制引力×宗亲				0.001***	0.0004*	0.0004*
				(0.000)	(0.000)	(0.000)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.495	0.667	0.668	0.547	0.681	0.681
观测值	524	549	549	524	549	549

其次，为了验证体制部门的福利和保障优势是否影响显性体制引力对人才配置的作用效果，本文则采用地区工会发展水平来反向刻画这一优势。^① 表 10 第(1)—(6)列的结果显示，无论以工会相对规模还是工会运作效率的策略刻画地区工会发展水平，地区工会发展水平都抑制了显性体制引力的人才配置诱导效应。换句话说，工会发展水平越高的地区，当地体制部门的福利和薪酬保障优势相对越弱，从而会抑制显性体制引力对人才体制内配置的诱导作用。

表 10 工会的作用

	工会相对规模			工会运作效率		
	硕士级别	混合指标 1	混合指标 2	硕士级别	混合指标 1	混合指标 2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
显性体制引力	1.717***	0.715***	0.732***	0.900***	0.624***	0.635***
	(0.454)	(0.180)	(0.181)	(0.190)	(0.112)	(0.112)
工会	0.812***	0.480***	0.488***	0.448	0.285	0.282
	(0.269)	(0.159)	(0.159)	(0.484)	(0.314)	(0.314)
显性体制引力×工会	-0.218***	-0.058**	-0.059**	-0.486***	-0.265***	-0.267***
	(0.075)	(0.029)	(0.029)	(0.149)	(0.093)	(0.093)

^① 这一思路源于工会理论，大量学者从理论和实证角度都发现工会促进了工人的工资增长，改善了工人在医疗、养老保险等方面的额外福利。具体而言，地区工会发展水平的刻画采用了两种策略：其一，工会相对规模。以各省份工会的总数量/该地国有企业的总数量来刻画，这是因为在中国国有企业普遍设立工会，从而这一指标能够反映该地非体制部门的工会水平。其二，工会运作效率。以各省份工会劳动争议调解委员会调解成功劳动争议件数/劳动调解委员会受理劳动争议件数来代理。

(续表)

	工会相对规模			工会运作效率		
	硕士级别	混合指标 1	混合指标 2	硕士级别	混合指标 1	混合指标 2
		(1)	(2)		(3)	(4)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.481	0.664	0.665	0.486	0.664	0.665
观测值	524	548	548	524	547	547

最后，还需要验证体制部门社会网络优势及福利和保障优势对企业全要素生产率的影响。一方面，为了识别社会网络优势对显性体制引力的调节作用，使用一个地区企业的政治关联强度来刻画该地区社会网络优势的强弱程度。在实证操作上，以一个省份中董事会成员曾担任官员、人大代表或政协委员的企业数量占比来刻画政治关联强度。另一方面，福利和保障优势的刻画与表 10 保持一致。回归结果如表 11 所示。政治关联强度促进了显性体制引力对企业全要素生产率的抑制作用，而工会相对规模和工会运作效率则产生了负向调节作用。这些结果为假说 1 和假说 3 提供了更进一步的证据。

表 11 隐性比较优势对 TFP 的调节作用

	政治关联强度	工会相对规模		工会运作效率	
		(1)	(2)	(3)	
显性体制引力	-0.025 (0.023)	-0.191*** (0.054)	-0.101*** (0.029)		
政治关联	0.074*** (0.026)				
显性体制引力×政治关联	-0.045*** (0.015)				
工会		-0.087*** (0.031)	-0.034 (0.062)		
显性体制引力×工会		0.024*** (0.009)	0.055* (0.029)		
控制变量	是	是	是		
企业固定效应	是	是	是		
年份固定效应	是	是	是		
R ²	0.663	0.597	0.597		
观测值	33 598	33 607	33 600		

八、政策含义

本研究具有以下政策含义：

第一，削弱体制部门的超额报酬优势和社会网络优势进而改善人才的配置效率，需要积极构建服务型政府、法治政府。可以限制体制部门内生政治关联和设租权对市场经济的干预、准确界定政府角色和政府职能并通过反腐败斗争降低体制部门从业的隐性超额报酬，从而引导人才市场化配置，活络市场经济，助推国家经济高质量发展。

第二，要加快推动体制部门创新激励的提高，构建一套激励相容的体制部门创新机制。如果能够促进政府部门的制度创新、政策创新激励，提高国有企业的创新激励等，即使人才倾向于向体制内配置，也能够有效防止体制部门浪费人才创新精神而造成社会创新扭曲。

第三，合理推动工会的发展并改善其对劳动力薪酬、福利保障的服务效率。体制部门拥有国家财政支持下的稳固薪酬、福利保障，而非体制部门的劳动力则很容易面临经济周期波动等因素引起的薪酬待遇波动，工会建设能够有效保障非体制部门从业劳动力的工资和福利，进而促进人才的市场化配置，有助于人才配置效率的改进。

参 考 文 献

- [1] Acemoglu, D., "Reward Structures and the Allocation of Talent", *European Economic Review*, 1995, 39, 17-33.
- [2] Acemoglu, D., A. Ufuk, A. Harun, B. Nicholas, and K. William, "Innovation, Reallocation, and Growth", *American Economic Review*, 2018, 108 (11), 3450-3491.
- [3] Baumol, W., "Entrepreneurship: Productive, Unproductive and Destruction", *Econometrica*, 1990, 60, 323-351.
- [4] 褚敏、靳涛，“政府悖论、国有企业垄断与收入差距——基于中国转型特征的一个实证检验”，《中国工业经济》，2013年第2期，第18—30页。
- [5] 党力、杨瑞龙、杨继东，“反腐败与企业创新：基于政治关联的解释”，《中国工业经济》，2015年第7期，第146—160页。
- [6] 方军雄，“我国上市公司高管的薪酬存在粘性吗？”，《经济研究》，2009年第3期，第110—124页。
- [7] Hsieh, C., and P. Klenow, "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India", *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124, 1403-1448.
- [8] Hsieh, C., E. Hurst, C. Jones, and P. Klenow, "The Allocation of Talent and U.S. Economic Growth", *Econometrica*, 2019, 87, 1439-1474.
- [9] 李宏彬、李杏、姚先国等，“企业家的创业与创新精神对中国经济增长的影响”，《经济研究》，2009年第10期，第99—108页。
- [10] 李世刚、杨龙见、尹恒，“寻租如何伤害了经济增长？——基于人才误配置视角的研究”，《世界经济文汇》，2016年第6期，第42—57页。
- [11] 李世刚、尹恒，“寻租导致的人才误配置的社会成本有多大？”，《经济研究》，2014年第7期，第56—66页。
- [12] 李世刚、尹恒，“政府-企业间人才配置与经济增长——基于中国地级市数据的经验研究”，《经济研究》，2017年第4期，78—91页。
- [13] 李四海、李晓龙、宋献中，“产权性质、市场竞争与企业社会责任行为——基于政治寻租视角的分析”，《中国人口·资源与环境》，2015年第1期，第162—169页。
- [14] 梁平汉、高楠，“实际权力结构与地方政府行为：理论模型与实证研究”，《经济研究》，2017年第4期，第

- 135—150页。
- [15] 刘志国、J., Ma, “劳动力市场的部门分割与体制内就业优势研究”,《中国人口科学》,2016年第4期,第85—95页。
- [16] 罗德明、李晔、史晋川,“要素市场扭曲、资源错置与生产率”,《经济研究》,2012年第3期,第4—14页。
- [17] Murphy, K., A. Shleifer, and R. Vishny, “The Allocation of Talent: Implications for Growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106 (2), 503-530.
- [18] 潘士远、朱丹丹、徐恺,“人才配置、科学研究与中国经济增长”,《经济学》(季刊),2021年第2期,第427—444页。
- [19] 王小鲁、樊纲、刘鹏,“中国经济增长方式转换和增长可持续性”,《经济研究》,2009年第1期,第4—16页。
- [20] 吴延兵,“国有企业双重效率损失研究”,《经济研究》,2012年第3期,第15—27页。
- [21] Yao, Y., “Higher Education Expansion, Economic Reform and Labor Productivity”, Victoria University of Wellington, School of Economics and Finance, Working Paper Series 5357, 2016.
- [22] 岳书敬、刘朝明,“人力资本与区域全要素生产率分析”,《经济研究》,2015年第4期,第139—155页。
- [23] Zhang, W., W. Cooper, H. Deng, B. Parker, et al., “Entrepreneurial Talent and Economic Development in China”, *Socio-Economic Planning Sciences*, 2000, 44, 178-192.
- [24] 张车伟、薛欣欣,“国有部门与非国有部门工资差异及人力资本贡献”,《经济研究》,2008年第4期,第15—25页。
- [25] 中国经济增长前沿课题组,“突破经济增长减速的新要素供给理论、体制与政策选择”,《经济研究》,2015年第11期,第4—19页。
- [26] 朱光顺、张莉、徐现祥,“行政审批改革与经济发展质量”,《经济学》(季刊),2020年第3期,第1059—1080页。

Efficient Utilization of the Talents: System Gravity, Allocation of Talents and the Growth of Productivity

WANG Weizhe ZHAO Zhong

(Renmin University of China)

HU Kai^{*}

(South-Central Minzu University)

Abstract: Based on the theory of reward structure, we formulate a concept, system gravity, and use it to explain the talent allocation in China. Furthermore, we construct a two-sector model to describe the underlying mechanisms of system gravity. The results of our empirical works show that the dominant system gravity of public sector significantly inhibits a firm's TFP, and this result still holds after a series of robustness tests. Firm's TFP is mainly inhibited by system gravity through talent misallocation and suppression of innovation spillover effect. We further show that effect of explicit system gravity is amplified by implicit system gravity, such as social network, job security, etc.

Keywords: system gravity; talents allocation; total factor productivity

JEL Classification: J21, J24, D24

* Corresponding Author: Hu Kai, School of Economics, South-Central Minzu University, Minzu Road, Hongshan District, Wuhan, Hubei 430074, China; Tel: 86-15972194657; E-mail: hukaieco126.com.