

人才错配与收入不平等：影响机制与贡献分解*

► 陈怡安** ◀

【摘 要】当前政府—企业间的人才错配是否加剧了城镇收入不平等？利用 1989 ~ 2015 年中国省级面板与中国健康和营养调查 CHNS 匹配数据，本文系统评估了政府—企业间人才错配对城镇收入不平等的影响。研究发现：政府—企业间人才错配确实会导致中国收入分配差距的扩大，并且政府—企业间人才错配对收入分配的总影响有近一半是通过寻租管制和跨体制社会资本两个渠道间接实现的。进一步对贡献的分解结果表明，寻租管制和跨体制社会资本在人才错配影响收入分配中的平均相对贡献分别为 45% 和 7% 左右，与跨体制社会资本相比，寻租管制是政府—企业间人才错配导致收入差距扩大的主要因素。最后，引入要素市场扭曲的研究发现，完善的要素市场配置有利于弱化人才错配对城镇收入差距扩大的影响。本文研究具有重要的政策含义，当前采取措施吸引大批优秀人才流向创造性的生产性部门，可控制城镇收入差距扩大的趋势，为进一步深化收入分配领域改革提供了新的政策思路。

【关键词】人才配置 跨体制社会资本 生产性部门 寻租 收入不平等

中图分类号：F061.3 文献标识码：A

* 本文受国家自然科学基金项目“中国海外人才回流的国际知识溢出效应研究：理论与实证”（项目编号：71503217）、教育部人文社会科学研究基金“行业间人力资本错配的形成机理、经济后果与纠错策略研究”（项目编号：20YJC790016）、中国博士后面上科学基金“中国海归回流的知识溢出效应研究：基于金融发展的视角”（项目编号：2016M590857）、中国博士后特别资助科学基金“制度环境如何影响中国海归回流的国际知识溢出效应”（项目编号：2017T100673）、重庆市高等教育学会研究课题“‘一带一路’背景下重庆市高校国际化水平评价研究”（项目编号：CQGJ17004A）、2019 西南政法大学经济学院招标课题资助。感谢审稿人对本文的诸多建设性意见，文责自负。

** 陈怡安，西南政法大学经济学院副教授；地址：重庆市渝北区宝圣大道 301 号，西南政法大学经济学院；E-mail: chenyan1984@126.com。

一、引言

当前越来越多的高学历毕业生选择放弃自身专业进入政府部门等体制内就业（李世刚和尹恒，2014）。据智联招聘调查显示，2011～2013 年愿意去政府、事业单位等体制内就业的大学生的比例分别高达 45%、54% 和 49%，2014 年这一比例虽有所下降，但仍高达 36%。可以说，进入政府部门等体制内工作已然成了中国新一代年轻人首选的就业去向（卫艳青，2018）。^①

本该充满活力的年轻人何为如此贪图“稳定”？为何改革越深入，市场经济越深化，市场对优秀人才的吸引力反而越小（傅娟，2014）？20 年前的“下海潮”到如今的“国考热”是否说明中国存在人才错配？如图 1 所示，2005 年的数据显示，将全国按地域分为东、中、西部^②，各地区的情况几乎一致，政府部门员工的平均受教育年限远高于企业部门员工的平均受教育年限。理论上，政府和企业都需要配置优秀人才，且人才在政府—企业间的配置有一定合理区间，但李世刚和尹恒（2017）的研究表明当前中国人才在政府—企业间的配置已经偏离了最优点，大量优秀的人才被配置到政府部门，存在一定程度的人才错配。由此引出的问题是：中国大量优秀的人才配置到政府部门而非企业部门导致的人才错配会对城镇收入分配造成什么影响？是拉大了城镇收入分配差距还是缩小了城镇收入分配差距？其背后可能的作用机制是什么？本文尝试对上述问题进行全面分析。

关于人才配置对经济与福利的影响这一主题，前期学者从多个角度进行了研究，主要集中于人才配置对经济增长、人才配置对创新以及制度对人才配置的影响三个方面。

其一，在人才配置与经济增长方面，早期分析有关人才配置的文献是墨菲等（Murphy et al., 1991），该文构造了一个人才配置模型，从人才在生产性和寻租部门间的配置解释了各国的经济增长。在墨菲等（1991）之后，关于人才配置与经济增长的文献大量涌现（Acemoglu et al., 2013; Akcigit et al., 2016; Guner et al., 2008; Hsieh and Klenow, 2009; Hsieh et al., 2013; Jones, 2013; Benjamin et al., 2017; Pothier, 2017; 李世刚和尹恒，2017）。

① 中国最大的招聘网站智联招聘发布的年度最佳雇主调查报告显示，2001～2013 年愿意去体制内就业的受访大学生比例分别为 45%、54% 和 49%。虽然 2014 年这一比例有所下降，但仍然高达 36%。数据摘自：http://www.ah.xinhuanet.com/2014-12/13/c_1113629836.htm。

② 按照李世刚和尹恒（2017）的思路，我们将 31 个省份分为中、东、西三大区域，其中东部省份包括：北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南；中部省份包括：山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部省份包括：重庆、四川、贵州、云南、西藏、山西、甘肃、青海、宁夏、新疆；台湾、香港、澳门地区数据不包括在本次统计中。

如谢长廷 (Hsieh et al., 2013) 估计了美国消除因歧视导致的人才误配置带来的产出增加, 利用美国职业分布的数据, 发现 1960 ~ 2008 年经济增长的 15% ~ 20% 可以由人才配置的改进来解释。李世刚和尹恒 (2017) 利用 2005 年中国 1% 人口抽样调查数据来度量一个地区的人才配置状况, 发现政府—企业间人力资本差异越高的地区, 经济增长率越低。

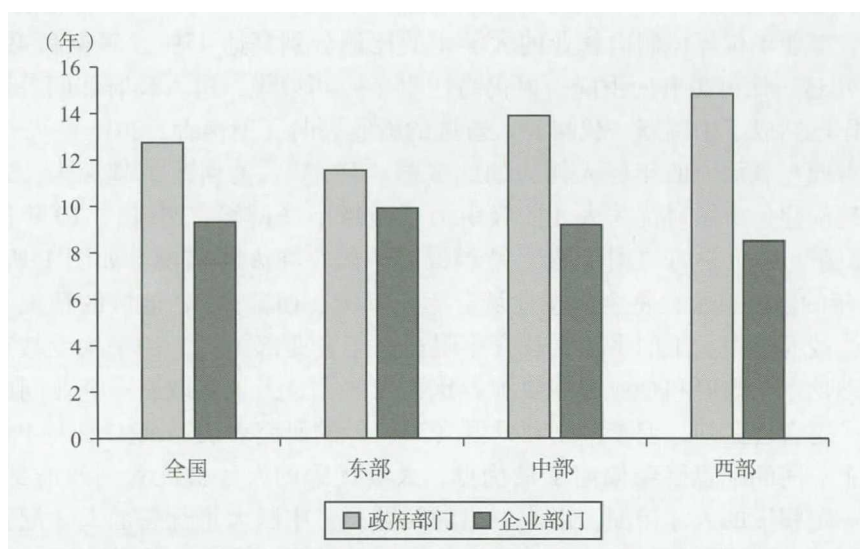


图1 政府与企业部门员工平均受教育年限

注: 相关数据来源于国家统计局 2005 年 1% 的全国人口抽样调查。

其二, 在人才错配与创新方面, 尤其是近期关于公共部门与市场间人才误配置对创新影响的文献开始涌现 (李晓敏和卢现祥, 2010; 赖德胜和纪雯雯, 2015; 葛立宇, 2018)。如, 赖德胜和纪雯雯 (2015) 发现优秀人才越是偏向于配置到政府部门的地区, 其区域创新效率越低。葛立宇 (2018) 发现要素市场扭曲程度越深, 社会人才越倾向配置于非生产性部门, 而社会人才的错配显著抑制了地区的创新强度。

其三, 制度对人才配置的影响方面, 更多的研究是从经验研究角度考察制度如何影响人才配置 (Baumol, 1990; Murphy et al., 1991; Glaeser et al., 2004; Natkhov and Polishchuk, 2013; Nifo et al., 2016)。格莱泽等 (Glaeser et al., 2004) 实证研究发现差的制度使得最优秀的和最聪明的人才偏离了生产性活动, 转向了再分配领域, 从而造成了人才配置扭曲, 不利于经济增长和社会福利。随后, 纳特霍夫和波利什丘克 (Natkhov and Polishchuk, 2012) 提出了一个理论模型, 预测有才能个体的职业选择对制度质量特别敏感, 进一步使用 95 个国家样本数据的分析发现, 制度质量与大学生理工科毕业生数量之间存在显著的正相关关系, 与法律毕业生之间存在负相关关系。该研究

也发现好的制度吸引人才进入生产性活动中就业，差的制度则提高再分配的吸引力。此外，尼福等（Nifo et al., 2016）使用 2004 ~ 2007 年意大利大学毕业生调查数据的一项研究表明，良好的制度环境可以显著提高学生选择生产性专业的概率，同时显著降低学生选择非生产性专业的概率。但上述文献忽略了一个重要因素，人才错配究竟如何影响了城镇收入不平等？本文在上述研究基础上，进一步讨论人才错配对城镇收入不平等的影响，是对已有相关研究的有益补充。本文以中国制度背景为切入点，力图全面考察政府—企业间人才错配对中国收入分配差距的影响以及传递机制。

本文构建了“人才错配—寻租管制/跨体制社会资本—收入不平等”的理论框架，进一步揭示了政府—企业间人才错配对收入差距的作用机制。利用 1989 ~ 2015 年中国省级面板数据以及中国健康和营养调查 CHNS 匹配数据，以政府和企业部门就业人员的平均受教育年限之比作为政府—企业间人才错配的代理变量，系统评估了政府—企业间人才错配对收入不平等的影响。研究发现：政府—企业间人才错配确实会导致中国收入分配差距的扩大，且上述效应中有近 50% 是通过寻租管制和跨体制社会资本两个渠道实现的。通过对上述贡献进行分解可以发现，寻租管制和跨体制社会资本在政府—企业间人才错配收入分配效应中的平均贡献约为 45% 和 7%，表明寻租管制是政府—企业间人才配置影响收入不平等的主要渠道。政府—企业间人才错配加大了管制寻租效应、增加了跨体制的社会资本，致使政府部门就业者凭借其行政审批权和资源配置权进行寻租的概率增加以及跨体制的人际互动带来的政治资源交换增加，对不同收入群体的收入流产生异质性冲击，进而扩大了收入分配差距。最后，引入要素市场扭曲的分析发现，完善的要素市场配置有利于改善人才错配对城镇收入差距扩大的影响。

本文研究对中国劳动力市场人力资本配置以及收入分配改革具有重要的政策启示，对已有文献的贡献和拓展主要体现在以下三个方面：

（1）拓展了对城镇收入分配问题的研究视角。本文揭示政府—企业间人才错配加剧了中国城镇收入差距扩大，且相当一部分原因是通过寻租管制和跨体制社会资本这两个渠道传递的事实。而现有涉及收入分配影响因素的文献基本上忽略了政府—企业间人才错配这一因素的作用（Gregorio and Lee, 2002；Teulings and Rens, 2008；杨俊等，2009；Rodríguez and Tselios, 2009；徐舒，2010；臧微和白雪梅，2015；杨穗和李实，2016；罗楚亮，2018 等）。本文基于政府—企业间人才错配比例不断扩大这一现实背景，系统地考察了人才错配的收入分配效应，为客观评估政府—企业间人才配置对一国收入分配差距的影响提供了一个来自转型发展中国家的微观证据，进而为今后中国收入分配领域改革提供了新的思路。

（2）丰富和拓展了人才错配的社会经济后果方面的文献。本文建立了

“人才错配—寻租管制/跨体制社会资本—收入不平等”的机制框架。并以政府—企业间人才配置作为切入点，实证考察了政府—企业间人才配置对城镇收入不平等的影响，进一步梳理了人才错配影响收入差距的作用机制。据我们所知，本文可能是国内首篇研究人才错配影响收入不平等的文献，同时也丰富和扩展了人才错配经济后果方面的文献，且与赖德胜和纪雯雯（2015）、李世刚和尹恒（2017）、葛立宇（2018）、卫艳青（2018）的研究互补。

（3）既有的研究人力资本配置与城镇收入不平等的文献大都忽略了要素市场扭曲的作用，本文则基于中国各省市要素市场扭曲存在显著差异这一事实，进一步考察了地区要素市场扭曲在政府—企业间人才错配与中国城镇收入差距中的作用，从而丰富和拓展了这类文献的研究视角。

本文的研究具有明显的政策含义。中国经济正处在从要素投入驱动向创新驱动的转换时期，作为创新的主力，企业部门亟须大量高素质人才（李世刚和尹恒，2018）。但是，中国当前的人力资本水平还很低，因此，如何更有效的利用既有的人力资本显得尤为重要。本文的研究表明，采取措施降低政府职位的吸引力，吸引优秀人才流向创造性的生产性部门，可以控制城镇收入差距扩大的趋势。

本文剩余部分的安排如下：第二部分为研究假说；第三部分为模型构建、指标以及数据说明；第四部分对政府—企业间人才错配对收入差距的影响机制进行识别，并对影响机制的贡献进行分解，进一步分析人才错配收入分配的总效应。第五部分是相应的稳健性检验；第六部分进一步引入地区要素市场扭曲，考察地区要素市场扭曲在人才错配影响城镇收入不平等中的作用；最后为结论。

二、研究假说

本文以中国的制度背景为切入点，依次讨论政府—企业间人才错配对管制寻租和跨体制社会资本的影响，以及上述两方面的增强（或减弱）对收入分配的影响，从而打开其人才错配影响收入分配的“黑匣子”。

（一）人才错配影响寻租管制和跨体制社会资本的逻辑与事实

首先，对于寻租管制方面。若政府—企业间人才配置过度偏向政府，将使政府管制导致的寻租概率增加。由于中国经济的市场化改革还远远没有完成，政府部门在某些领域和行业仍然存在过度管制的现象（陈刚，2015）。例如，在中国新开办一家企业，需要的步骤和时间分别是世界平均水平的

1.15 倍和 1.94 倍，为了缩短审批时间，加速手续办理，企业家经常会与相关部门“协调”。相关研究发现，政府—企业间人才配置的确对政府管制有显著影响，由于大量优秀人才选择进入政府等体制内就业，政府部门就业的个体能够掌握相应的行政审批权和资源配置权进而使其凭借职权进行寻租（Murphy et al., 1991; Natkhov and Polishchuk, 2012; Nifo et al., 2016; 张颖, 2010; 卫艳青, 2018; 陈怡安和许家云, 2019; 等等），进而加大了管制下的寻租概率。

其次，对于跨体制社会资本方面。中国渐进式的市场化改革产生了两种不同的体制性资源（边燕杰等, 2012），政府—企业间人才错配使政府部门等体制内就业者拥有跨体制的社会资本，这种跨体制的社会资本使得资本拥有者具有在不同体制中利用其特殊身份联结关系、传递资源的能力。当人们的个人关系网络跨越两种体制时，将产生跨体制的社会资本，而体制跨越者将获得特别的回报（Granovetter, 1985; 边燕杰等, 2012）。如，企业家为了降低经济活动中的交易成本，会通过社会网络来谋求信任以及获取帮助（Granovetter, 1985），尤其是将政府（官员）关系的建立置于战略性高度。为了获取更为广泛的社会网络关系，企业愿意付出更高的成本和代价，其中，聘请具有跨体制社会资本的高管成为一种重要途径。例如，越来越多的民营企业高薪聘请下海的政府官员来担任公司的高管，它能带来异质性的资源。

上述文献研究和证据表明，政府—企业间人才错配会影响一地区的管制寻租和跨体制社会资本。不过，这些研究大多停留在对以上两个渠道的单独研究。且少有文献同时探讨人才错配对一国管制寻租和跨体制社会资本的影响。因此，有必要补充政府—企业间人才错配对一国管制寻租和跨体制社会资本影响的研究。

（二）管制寻租和跨体制社会资本影响收入分配的逻辑与事实

首先，管制寻租方面。政府部门就业者可能凭借管制职权进行寻租，以获取额外的寻租收入（张颖, 2010）。其结果是弱化了创新激励，阻碍了生产要素自由流动，扭曲了市场利益机制，进而造成了收入不平等加剧。如，“争高铁”是“管制寻租”的典型事例，若将城市“做大做强”，以增强对高铁的吸引力，这无可厚非。但现实情况是由于“权力寻租”产生的“争高铁”“争项目”“争审批”等。若一城市开通了高铁，不仅意味着人们出行方式的便利，更被沿线一些地区看作发展命运的转变。例如，随着京津城际高铁、成渝高铁、渝万高铁的开通，“双城生活”市民明显增加，生活在一个城市，工作在另一个城市，收入明显增加，进而加大了不同区域间收入差距。

其次，跨体制社会资本方面。人才错配使得政府部门等体制内就业者拥有跨体制的社会资本。根据社会资源理论，跨越层级的社会网络将产生异质性资源，如交往者的权力、声望、财富等资源，这些资源具有较高的异质性。如果跨体制的社会网络异质性增加，嵌入其中的资源类别也必然增加，不同类别资源的整合，将产生收入效应（李四海等，2017）。陈钊等（2009）的研究发现个体占有社会资本的多寡决定着收入不平等的程度，社会资本内嵌于政治结构中，诱使公共权力与私人权力相结合，进一步加剧收入不平等和滋生腐败。李四海等（2017）以沪深交易所上市的民营企业为样本，研究高管的跨体制社会资本对其薪酬契约的影响。发现具有跨体制社会资本的高管以及具有的跨体制社会资本在管理团队中越稀缺，其薪酬的绝对水平与相对水平更高。在中国，跨体制的职业信息、项目信息、市场信息、发展信息等，都将带来特别的收入回报（边燕杰等，2012）。如，在中国金融监管方面，发审委是证监会里最重要的实权部门，掌握着公司上市发行股票的生杀大权，公司上市与否意味着巨大财富效应，相关实权部门负责人可能利用其在履职中获悉的内幕信息与信息优势，获取非法巨额利益。

综上所述，本文认为政府—企业间人才错配对收入分配差距的影响机制如图2所示，并提出如下假说：除了政府—企业间人才错配对收入分配的直接影响外，在中国的制度背景下，会通过寻租管制和跨体制社会资本两个渠道间接影响收入分配，导致收入差距增大。

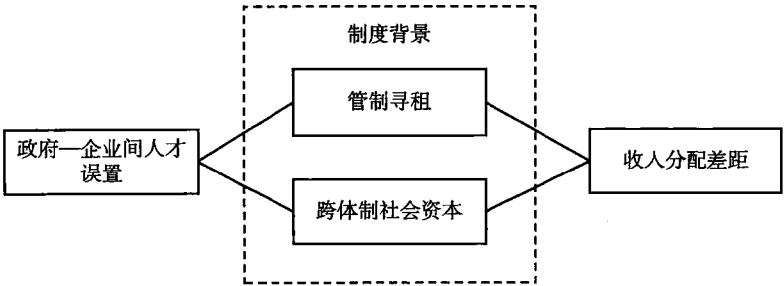


图2 政府—企业间人才错配对收入分配差距影响的机制与渠道

三、模型构建、指标测度与数据说明

（一）模型构建

本文使用中国各地区的经验数据，实证考察中国的政府与企业间人才错

配对居民收入差距的影响。计量模型设定为如下形式：

$$\text{incomgap}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{misallocation}_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \nu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

为了进一步检验政府—企业间人才错配分别通过寻租管制和跨体制社会资本对城镇收入差距的影响，我们借鉴帕皮拉克斯和格拉夫（Papyrakis and Gerlagh, 2007）以及郑新业等（2018）的方法来识别政府—企业间人才错配对城镇收入差距影响的传递机制。基本回归方程如下：

$$\text{incomgap}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{misallocation}_{it} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 Z_{it} + \nu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，下标 i 和 t 分别表示省份和年份； ν_i 为省份固定效应，如地理位置、气候类型、就业文化等影响个体职业选择的所属省份但不随时间变化的因素； γ_t 是年份固定效应，通过梳理中国收入分配制度的改革史，历届党代表大会都对收入分配政策做出规定和完善，因此加入年份固定效应可以反映政策冲击。 ε_{it} 为随机误差项； α_1 是待估参数； Z_{it} 是为一系列控制变量， X_{it} 为传导变量，即变量：寻租管制与跨体制社会资本。

（二）变量说明

1. 收入不平等程度（ incomgap_{it} ）

已有研究在收入不平等测度上存在较大分歧，可分为四类：一是地区、城乡之间的收入差距；二是要素收入分配差距，分析和测算劳动和资本收入份额的差异及变化；三是总体收入差距，主要指标是基尼系数；四是组间收入差距，即按收入高低对人群进行分组，考察不同群体收入的绝对差异和相对差异（郑新业等，2018）。首先，本文的重点是考察政府—企业间人才错配影响收入不平等的机制，想要打开的黑箱是政府—企业间人才错配是否会通过寻租管制和跨体制社会资本这两个渠道影响高收入和低收入群体之间的差距，所以城乡或区域收入差距并非本文的主要研究对象。其次，用要素收入分配差距衡量不平等存在模糊概念的风险，因为劳动收入与低收入群体收入、资本收入与高收入群体收入并非一一对应或直接的线性关系（郑新业等，2018）。最后，基尼系数是指不平均分配的那部分收入占全部居民收入的比重，能够较好度量总收入差距，测算公式表示为洛伦兹曲线与假设的绝对平均线之间面积所占的比例。所以无法反映出具体的收入分配状况，也难以帮助我们打开人才错配影响收入不平等的黑箱。对此，本文使用第四类指标。需要说明的是，政府—企业间人才错配一般集中在城镇地区，相应地，通过这两个渠道影响的群体主要是城镇居民。因而，本文将城镇最高 20% 收入组的人均可支配收入与最低 20% 收入组的人均可支配收入差额的对数 $\ln(\text{Incomgap})_{it}$ 以及比值 Incomgaprate_{it} 作为收入差距的指标。

2. 政府—企业间人才误配置程度（ $\text{misallocation}_{it}$ ）

借鉴李世刚和尹恒（2017）的思路，将每年政府部门和企业部门就业人

员的平均受教育年限之比作为政府—企业间人才配置的代理变量。

3. 管制寻租和跨体制变量

管制寻租和跨体制的社会资本是一个复杂的问题，测量这两个变量并非易事。与其概念相匹配的数据难以获得或质量较低，限制了许多经验研究的开展。为了突破这一障碍，国内外学者均作出了大量尝试。

首先，管制寻租变量。陈刚（2015）使用世界银行数据库中企业和政府打交道的天数来衡量各城市的管制寻租程度。黄玖立和李坤望（2013）用企业的招待费用（超额管理费用）作为不正当竞争手段，支持利用超额管理费用度量企业寻租活动的合理性。借鉴上述两位学者的做法，本文用企业和政府打交道的天数（*ln*days）以及企业的超额管理费用（*excess_cost*）来度量管制寻租变量。数值越大，表明管制寻租程度越严重，预计会扩大收入不平等程度，符号为正。关于计算超额管理费用，本文借鉴了林臻玮（2017）的做法，首先计算各省每年上市 A 股的期望管理费用总额，再用实际管理费用减去期望管理费用得到超额管理费用，并用其来衡量各省每年的管制寻租变量。

其次，跨体制的社会资本变量。边燕杰（2012）采用了两种方法进行衡量：第一，利用被访者与非本单位人员（上级部门/单位、下级部门/单位及其他单位）的交往频率相加得到“外部交往”的数值作为跨体制社会资本的代理变量；第二，利用各省职业多样性衡量，其代表了信息机制的影响以及跨体制的网络关系可以提供的实质性帮助。即职业种类越多，近似反映跨体制社会资本越丰富。因此，本文借鉴边燕杰（2012），利用职场“外部交往”的数值（*exter_associate*）以及职业多样性（*profe_diversity*）作为跨体制社会资本的代理变量。职场“外部交往”的数值越大，职业种类越多，说明跨体制的社会资本越丰富，预计对收入不平等影响的符号为正。

职场“外部交往”程度（*exter_associate*）衡量如下：根据《社会网络与职业经历问卷调查（JSNET 2009）》，问卷对职场打交道的频率测量有“经常”“有时”“很少”“从不”四种，分别赋值为 4、3、2、1。我们把被访者与非本单位人员（上级部门/单位、下级部门/单位及其他单位）的交往频率相加则可得到“外部交往”的数值。表现为一种典型的借助跨越两种体制产生的社会资本从而体制跨越者获得包括收入在内的各种经济回报的情况。职业多样性（*profe_diversity*）利用《社会网络与职业经历问卷调查（JSNET 2009）》中“春节拜年网”统计的职业种类加总衡量。当数值越大，表明个体交往的职业种类越丰富，因此也越有可能从其他领域获得差异性的社会资源。

4. 控制变量（ Z_{it} ）

控制变量主要包括：地区收入水平（*pgdp*），用地区人均 GDP 的对数值

来衡量；政府财政支出（gove），本文以政府支出占 GDP 总额的比例来衡量；经济开放（open），以进出口总额占 GDP 总额的比例来衡量；城市化率（urban），用非农业人口占总人口的比例以及受教育程度（educ）。

（三）估计策略

本文不可避免地会面临内生性问题：一是人才错配和收入分配差距指标存在反向因果关系，即并不是受良好教育的人进入政府部门工作导致了收入不平等加剧，而是因为市场化程度较低，收入差距过大使得受良好教育的人才选择进入政府部门工作，我们无法排除二者之间存在反向因果关系的可能。二是遗漏变量偏误问题。如果误差项中影响人才错配的相关因素不能被完全控制，那么 $\text{misallocation}_{it}$ 的估计系数仍将有偏。对此，本文采用工具变量方法，利用 IV - GMM 模型来解决。

理想的 $\text{misallocation}_{it}$ 工具变量需要满足两个条件：一是外生性，即工具变量和误差项无关；二是相关性，即工具变量需要与 $\text{misallocation}_{it}$ 高度相关。再结合现有的文献研究基础和中国实际，本文选择如下工具变量：

本文使用各地区的就业文化作为政府—企业间人才配置的工具变量。这是因为在货币回报相同的情况下，如果周围的人都认为进入政府工作更有面子，或更成功，那么个体也会更倾向于选择去政府部门工作。比如，在中国一般认为北方人更以做官为荣，而南方人更热衷于经商挣钱（李世刚和尹恒，2017）。同时，这种文化因素可能会通过影响个体职业选择来影响市场环境，进而影响收入不平等。因此，各地区的就业文化与政府—企业间人才错配相关，且只能通过影响政府—企业间人才错配进而间接影响收入差距。

麦基（Magee et al., 1989）将个人创业与寻租联系起来，发现律师人数越多的国家，经济增长速度越慢，通过联合国教科文组织收集的部分国家不同专业的大学入学数据，将高校法律专业的招生人数作为人才配置到寻租部门的一种衡量标准，同时将工程专业的招生人数作为人才配置到生产部门的一种衡量标准。因此，本文借鉴麦基（1989）的做法，各地区的就业文化用各省高考计划招生法律专业与工程专业人数之比衡量。计划招收法律专业与工程专业人数的数据来源于中国教育在线。中国教育在线只能查到普通高等学校招生各专业计划录取人数，无法查到实际录取人数。我们首先将每个省每年每个大学各专业计划招生人数进行加总，再将每个省每年计划招收法学专业与工程类专业学生人数相除得到各省每年计划招收法律专业与工程专业人数之比。其中工程类专业包括：土木工程、建筑学、电子信息科学与技术、采矿工程、测绘工程、交通工程等。

（四）数据说明

1. 收入不平等数据

本文的收入不平等数据来自各省（自治区、直辖市）的统计年鉴，由于北京、陕西、上海和四川采取的是按收入五等分进行的家庭收入情况的统计，而其余省（自治区、直辖市）采取的是按收入七等分进行的统计。为了统一计算口径，本文利用家庭户数、每户人口数以及人均可支配收入数据，将按七等分统计家庭收入的省（自治区、直辖市）合并成五等分，整理得到城镇最高 20% 收入组与最低 20% 收入组的人均可支配收入。

2. 人才误配置比率数据

政府—企业间人才错配的相关数据来自 10 期中国健康和营养调查 CHNS 数据。本文考虑的是就业人员的教育水平，我们仅从调查中提取了劳动力年龄范围内的受访者，即女性年龄介于 16 ~ 55 岁之间，男性年龄介于 16 ~ 60 岁之间的受访者。问卷中有关于目前就业的受访者工作单位（或公司）类型的调查，选项包括：党政部门；国有或国有控股企业；集体所有或集体控股企业；私有/民营或私有/民营控股企业；三资企业；其他。本文定义选择 1 的个体为在政府机构工作。本文定义选择 3、4、5 的个体为在企业单位工作。

参照邢春冰（2013）、李世刚和尹恒（2017），本文对各选项进行教育年限赋值，具体为：未上过学受教育年限为 0，小学受教育年限为 6 年，初中受教育年限为 9 年，职业高中、普通高中、中专受教育年限为 12 年，大学专科受教育年限为 15 年，大学本科受教育年限为 16 年，研究生及以上受教育年限为 19 年。根据以上定义和赋值，本文分别计算各省每年政府部门和企业部门就业人员的平均受教育年限。然后，将二者相除，得到政府—企业部门员工平均教育年限之比。

3. 控制变量数据

人均 GDP 对数、政府支出、经济开放、城市化率等变量的基础数据是根据《中国统计年鉴》、国家统计局资料整理而得。企业和政府打交道的天数（lndays）数据来自 2006 年《世界银行数据》；企业的超额管理费用（excess_cost）来自国泰安 CSMAR 数据库。职场“外部交往”变量（Exter_associate）以及职业多样性（profe_diversity）来自《社会网络与职业经历问卷调查（JS-NET2009）》^①。

① 该数据由西安交通大学实证社会科学研究所所长边燕杰发起，于 2009 年 6 ~ 10 月在中国八大城市（广州、上海、西安、天津、兰州、厦门、济南、长春）开展的调研（Jsnet, 2009）。我们可以通过检验政府—企业间人才配置对劳动力职场“外部交往”的影响，来识别增加跨体制社会资本是否是政府—企业间人才配置影响城镇收入不平等的重要机制。

主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 描述性统计

变量名	含义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
ln(Incomegap)	收入差距（差额对数）	310	5.133	1.050	3.085	10.372
Incomgaprate	收入差距（比值）	310	10.134	0.436	9.156	11.151
misallocation	政府—企业间人才配置	310	0.363	0.092	0.132	1.812
lnpgdp	人均 GDP 对数	310	10.180	2.561	8.893	12.736
gove	政府支出	310	0.160	0.013	0.053	0.636
open	经济开放	310	0.493	0.093	0.124	0.583
urban	城市化率	310	0.446	0.284	0.625	0.866
edu	教育程度	310	9.382	4.028	0	25
lndays	企业与政府打交道天数	310	0.487	0.181	0	1
excess_cost	企业的超额管理费用	310	0.012	0.147	-0.502	0.415
Exter_associate	职场“外部交往”	310	32.453	4.953	4.324	40.894
profe_diversity	职业多样性	310	19.093	3.235	5.038	29.034

注：由于中国营养调查数据只公开 10 年的追踪调查，因此在与宏观数据的匹配时只有 10 年样本年。

四、计量结果分析

（一）影响机制识别

表 2 报告了 IV - GMM 模型的估计结果，所有回归控制了省份固定效应和年份固定效应。如表 2 第（1）、第（2）列和第（4）、第（5）列所示，在不加入其他控制变量时，政府—企业间人才错配会显著扩大中国的城镇收入分配差距，进一步，本文加入对收入分配差距有影响的其他控制变量，分别为人均 GDP、政府支出、经济开放度、城市化率等，发现人才错配的估计系数没有发生显著变化。说明大量受过良好教育的人进入政府部门就业确实会导致收入差距扩大。

表 2 人才错配收入分配影响的机制识别

变量	最高 20% 收入/最低 20% 收入			ln (最高 20% 收入 - 最低 20% 收入)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
人才错配	2.111 *** (4.403)	2.242 ** (2.102)	1.781 *** (5.638)	0.243 ** (2.653)	0.303 ** (2.689)	0.223 *** (5.182)
寻租管制			1.650 *** (4.343)			0.121 *** (6.469)
跨体制社会资本			0.236 ** (2.97)			0.254 *** (5.927)
人均 GDP 对数		0.031 ** (2.732)	0.033 * (1.898)		0.004 * (1.732)	0.004 * (1.456)
政府支出		0.023 ** (2.235)	0.028 ** (2.612)		0.155 (1.235)	0.95 * (1.721)
经济开放		0.065 *** (4.330)	0.051 ** (2.380)		0.034 ** (2.533)	0.049 * (1.533)
城市化率		0.014 *** (4.223)	0.028 *** (6.277)		0.214 * (1.324)	0.278 * (1.786)
教育		-0.001 *** (-8.560)	-0.008 ** (-3.120)		-0.001 *** (-4.514)	-0.002 ** (-2.523)
常数项	-12.22 * (1.673)	1.321 *** (4.875)	1.564 *** (6.453)		0.024 * (1.472)	0.028 ** (2.433)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
安德森检验	0.0000	0.0011	0.0022	0.0000	0.0012	0.0000
Sargan 检验	0.325	0.372	0.421	0.488	0.673	0.564
观测值	310	310	310	310	310	310
R ²	0.137	0.231	0.355	0.431	0.274	0.398

注：使用 IV - GMM 估计；圆内数值为纠正了异方差后的 t 统计量；安德森检验和 Sargan 检验结果是 P 值；*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著。

但实际上，真正重要且政策制定者关心的是人才错配究竟通过何种机制影响收入分配差距。接着，本文加入反映寻租管制和跨体制社会资本两个变量，即调查获得的企业与政府打交道的天数和职场“外部交往”的数值，发现表 2 第 (3) 列人才错配的估计系数由 2.242 迅速下降到 1.781，表 2 第

(6) 列人才错配估计系数由 0.303 下降至 0.223, 且均通过 1% 的显著性水平检验。从 IV - GMM 估计报告的检验统计量来看, 安德森检验的 P 值均小于 0.05, 拒绝原假设, 认为人才错配 misallocation 和工具变量典型相关; Sargan 过度识别检验的统计值均在 0.1 以上, 不拒绝原假设, 即工具变量和误差项不相关。这表明我们选择的工具变量是有效的。

加入寻租管制和跨体制社会资本变量后, 人才错配估计系数下降, 从计量角度来看, 可能的原因是人才错配与寻租管制和跨体制社会资本存在相关关系。我们判断政府—企业间人才错配可能会通过影响寻租管制和跨体制社会资本来间接影响收入分配差距。根据表 2 第 (3) 列和第 (6) 列显示, 寻租管制和跨体制社会资本变量的系数均通过了 1% 的显著性水平检验。根据系数符号判断可知管制程度越高, 收入分配差距越大; 跨体制社会资本越丰富, 收入分配越不平等。

(二) 机制的贡献分解与人才错配收入分配总效应

为了进一步验证假说, 本文将人才错配 misallocation 作为解释变量, 构造回归方程 (3), 估计其对寻租管制和跨体制社会资本的影响, 进而分析政府—企业间人才错配对收入分配影响的传导机制:

$$X_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{misallocation}_{it} + \theta_i + \gamma_t + \delta_{it} \quad (3)$$

其中, X_{it} 是指回归方程 (2) 中定义的管制寻租和跨体制社会资本变量; θ_i 为省份固定效应, 如地理位置、气候类型、就业文化等影响个体职业选择的所属省份但不随时间变化的因素; γ_t 为年份固定效应, 反映政策冲击^①, δ_{it} 为误差项。

表 3 报告了回归方程 (3) 的基本结果。表 3 第 (7) 列报告了人才错配对寻租管制的影响, 估计系数并不显著, 但第 (8) 列使用稳健标准误估计时, 人才错配变量的估计系数显著为正, 表明政府—企业间人才错配会导致政府管制导致的寻租概率增加。表 3 第 (9) 列和第 (10) 列报告了政府—企业间人才错配对跨体制社会资本的影响, 估计系数显著为正; 且当使用稳健标准误估计时, 估计系数通过 5% 显著性水平检验, 意味着政府—企业间人才错配会导致政府部门等体制内就业者拥有大量跨体制的社会资本。综合而言, 政府—企业间人才错配会引起管制寻租概率增加以及丰富跨体制的社会资本。

^① 例如, 2013 年第 1 轮中央巡视的范围包括湖北、内蒙古、重庆、贵州和江西 5 个省份, 因此, 在这些受中央巡视的省份, 存在受反腐的外生冲击使政府—企业间人才配置发生变化。

表 3 间接机制估计

变量	管制寻租		跨体制社会资本	
	(7)	(8)	(9)	(10)
人才错配	1.432 (1.124)	0.254 ** (2.872)	0.012 * (1.374)	0.037 ** (2.512)
常数项	2.301 *** (4.250)	5.801 * (1.539)	3.366 (1.232)	2.241 *** (7.343)
稳健性标准误	否	是	否	是
省份固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
控制变量	控制	控制	控制	控制
安德森检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Sargan 检验	0.327	0.412	0.422	0.529
观测值	310	310	310	310
R ²	0.653	0.182	0.183	0.456

注：使用 IV - GMM 估计；圆内数值为纠正了异方差后的 t 统计量；*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著；安德森检验和 Sargan 检验结果是 P 值。

通过表 2 和表 3 的报告结果分析，本文验证了政府—企业间人才错配会影响管制寻租和跨体制社会资本这两个传导变量，因此人才错配影响收入分配差距的估计系数事实上被低估。进一步，我们将回归方程（3）代入回归方程（2），得到回归方程（4），结果如下：

$$\text{Incomegap}_{it} = \alpha_0 + \alpha_2\beta_0 + (\alpha_1 + \alpha_2\beta_1)\text{misallocation}_{it} + \alpha_3Z_{it} + (\nu_i + \alpha_2\theta_i) + (\gamma_i + \alpha_2\gamma_i) + \varepsilon_{it} + \alpha_2\delta_{it} \quad (4)$$

其中， α_1 为人才错配 misallocation 对收入分配差距的直接影响， $\alpha_2\beta_1$ 为人才错配对收入分配差距的间接影响。因此，回归方程（4）中的系数 $\alpha_1 + \alpha_2\beta_1$ 为人才错配对收入分配差距影响的总影响。表 4 报告了人才错配对收入分配差距总影响的结果，与第（3）列和第（6）列的回归结果一致，人才错配对收入分配差距的总影响显著为正，且通过 1% 的显著性水平检验。表 4 第（11）列结果显示，在代入回归方程（3）之后，人才错配对收入分配差距（城镇最高 20% 收入组和最低 20% 收入组人均可支配收入比值）的影响增加了 1.892 (3.673 - 1.781) 左右；表 4 第（12）列显示，人才错配对收入分配差距（城镇最高 20% 收入组和最低 20% 收入组人均可支配收入差额的对数）的影响增加了 0.293 (0.553 - 0.26) 个百分点。表 4 第（11）列和第（12）列增加的这部分影响可由管制寻租和跨体制社会资本的增加来解释。

表 4 人才错配对收入分配差距的总影响

变量	最高 20% 收入/最低 20% 收入		ln (最高 20% 收入 - 最低 20% 收入)	
	直接影响 (3)	总影响 (11)	直接影响 (6)	总影响 (12)
人才错配	1.781 *** (5.278)	3.673 *** (4.124)	0.260 *** (5.159)	0.553 *** (4.121)
寻租管制 (0.678)	1.650 *** (4.122)	0.322 *** (7.182)	0.321 *** (6.139)	0.188 *** (5.183)
跨体制社会资本 (0.05)	0.236 ** (2.672)	0.414 ** (2.896)	0.254 *** (2.182)	0.312 *** (3.831)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	5.561 * (1.450)	25.801 *** (5.511)	7.361 * (1.672)	12.241 ** (2.643)
安德森检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Sargan 检验	0.121	0.214	0.324	0.226
观测值	310	310	310	310
R ²	0.312	0.381	0.334	0.359

注：括号中 (0.678) 和 (0.05) 为管制寻租和跨体制社会资本变量对人才错配 allocation 做回归后的残差；使用 IV - GMM 估计；圆内数值为纠正了异方差后的 t 统计量；*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著；安德森检验和 Sargan 检验结果是 P 值。

从传递机制的相对重要性来看，如表 5 所示，人才错配对收入分配的总影响中，有约 50% 是通过影响管制寻租和跨体制社会资本这两个渠道来间接影响收入分配差距，且管制寻租的相对贡献为 45% 左右，跨体制社会资本的相对贡献为 7% 左右。

表 5 传递机制的相对贡献

传递机制	最高 20% 收入/最低 20% 收入				ln (最高 20% 收入 - 最低 20% 收入)			
	α_2	β_1	$\alpha_1 + \alpha_2 \beta_1$	相对贡献	α_2	β_1	$\alpha_1 + \alpha_2 \beta_1$	相对贡献
人才错配			1.78	48%			0.26	47%
寻租管制	1.650	0.254	1.650	45%	0.321	0.254	0.212	47%
跨体制社会资本	0.236	0.037	0.236	7%	0.254	0.037	0.03	6%
合计			3.673	100%			0.553	100%

注：为保证残差的一致性，管制寻租和跨体制社会资本的估计系数使用的是表 3 第 (8) 和第 (10) 列。

五、稳健性检验

(一) 更换变量和样本

出于稳健性的考虑,本文对管制寻租和跨体制社会资本变量的数据样本进行替换。新管制寻租变量用各省每年上市公司的超额管理费用总额^①对管制寻租进行度量,超额管理费用数额越大,则管制寻租强度越大。如果前面的结论成立,那么该变量的估计系数将显著为正。新跨体制社会资本变量用各省职业多样性衡量,代表了信息机制的影响以及跨体制的网络关系可以提供的实质性帮助。即职业种类越多,近似反映跨体制社会资本越丰富。同样地,根据研究假说,我们预测其对收入分配差距的影响为正。需要说明的是,职业种类变量仅统计了2009年之后的数据,因此本文利用2009~2015年的数据进行IV-GMM估计,结果如表6所示。

表6 稳健性估计:更换变量和样本

变量	最高20%收入/最低20%收入			ln(最高20%收入-最低20%收入)		
	直接影响		总影响	直接影响		总影响
	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
人才错配	1.145 (1.392)	1.361 *** (4.531)	1.423 *** (6.112)	0.221 (1.126)	0.326 *** (4.322)	0.412 *** (4.786)
新寻租管制变量 (0.14)		0.102 * (1.667)	0.221 * (1.874)		0.323 ** (2.211)	0.478 * (1.398)
新跨体制社会资本 变量(0.082)		0.132 * (1.896)	0.217 ** (2.263)		0.211 * (1.576)	0.432 *** (4.588)
常数项	0.282 *** (8.123)	0.353 *** (4.162)	0.164 * (1.772)	0.481 * (1.823)	0.356 *** (4.167)	1.123 (1.172)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是

① 采用这一度量方法的依据是黄玖立和李坤望(2013)的研究亦发现,企业的招待费用的确被用作不正当竞争手段,支持了利用超额管理费用度量企业寻租活动的合理性。

续表

变量	最高 20% 收入/最低 20% 收入		ln (最高 20% 收入 - 最低 20% 收入)			
	直接影响		总影响	直接影响		总影响
	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
安德森检验	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Sargan 检验	0.224	0.217	0.127	0.126	0.125	0.209
观测值	310	310	310	310	310	310
R ²	0.112	0.181	0.131	0.152	0.212	0.283

注：括号中 (0.14) 和 (0.082) 为新管制寻租和跨体制社会资本变量对人才错配 allocation 做回归后的残差；圆内数值为纠正了异方差后的 t 统计量；*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著；安德森检验和 Sargan 检验结果是 P 值。

表 6 第 (13) 列和第 (14) 列报告了城镇最高 20% 收入组与最低 20% 收入组人均可支配收入的比值对政府—企业间人才错配的回归结果。第 (14) 列显示当加入新的管制寻租和跨体制社会资本变量后，人才错配的估计系数变得显著，通过 1% 的显著性水平检验。为了进一步验证传递机制的存在性，本文将方程 (3) 代入方程 (2) 中，估计总效应，估计系数由 1.361 增加至 1.423。表 6 第 (16) ~ 第 (18) 列报告了城镇最高 20% 收入组与最低 20% 收入组人均可支配收入差额的对数对政府—企业间人才错配的回归结果，结果显示在考虑管制寻租和跨体制社会资本两个渠道的间接影响时，估计系数由 0.326 增加至 0.412。此结果均与前文的研究结果一致。

(二) 使用交互项

考虑到使用交互项也可以捕捉到传递机制，借鉴相关文献的做法，本文采用简化模型，直接引入政府—企业间人才错配 misallocation 与传导变量（管制寻租和跨体制社会资本）的交互项来捕捉传导机制^①。模型设置如下：

$$\text{Incomegap}_{it} = \phi_0 \text{misallocation}_{it} + \phi_1 X_{it} \text{misallocation}_{it} + \phi_2 Z_{it} + \kappa_i + \pi_t + \omega_{it} \quad (5)$$
 其中， X_{it} 为传导变量，即管制寻租和跨体制社会资本变量；利用式 (5)，我们可以考察政府—企业间人才错配是否会通过 X 渠道来影响收入分配差距。其中， ϕ_0 反映人才错配对收入分配的影响； ϕ_1 反映渠道 X 的变化是否会加大或减小人才错配对收入分配的影响。如果二者符号相同，意味着渠道 X 的增加会显著提高政府—企业间人才错配对收入分配的影响程度；反之，X 的增加会显著降低人才错配对收入分配的影响程度。本文分别使用 1989 ~ 2015

^① 郑新业等 (2018) 采用了简化模型，利用 FDI 与传导机制变量的交互项来捕捉二者之间的相互关系。

年和 2009 ~ 2015 年的数据进行 IV - GMM 估计, 估计结果如表 7 所示。

表 7 人才错配对收入分配差距的影响: 交互项

变量	1989 ~ 2015 年		2009 ~ 2015 年	
	最高 20% 收入/ 最低 20% 收入 (19)	ln (最高 20% 收入 - 最低 20% 收入) (20)	最高 20% 收入/ 最低 20% 收入 (21)	ln (最高 20% 收入 - 最低 20% 收入) (22)
人才错配	1.234 * (1.631)	0.534 * (1.677)	1.623 * (1.653)	0.051 ** (2.698)
人才错配 × 寻租管制	0.089 ** (2.437)	0.036 *** (5.003)		
人才错配 × 跨体制社会资本	0.012 *** (5.111)	0.073 * (1.564)		
人才错配 × 新寻租管制			1.023 * (1.783)	0.005 ** (2.783)
人才错配 × 新跨体制社会资本			1.235 *** (4.738)	0.021 *** (4.991)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	0.185 *** (4.125)	1.112 *** (5.189)	1.142 * (1.759)	0.481 * (1.432)
安德森检验	0.000	0.000	0.000	0.000
Sargan 检验	0.124	0.111	0.125	0.122
观测值	310	310	268	268
R ²	0.413	0.432	0.232	0.354

注: 使用 IV - GMM 估计; 圆内数值为纠正了异方差后的 t 统计量; *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著; 安德森检验和 Sargan 检验结果是 P 值。

本文重点关注政府—企业间人才错配与管制寻租和跨体制社会资本变量的交互项。首先, 人才错配与管制寻租变量 (企业和政府打交道的天数)、新管制寻租变量 (超额管理费用总额) 的交叉项, 估计系数均显著为正。这表明政府部门就业个体凭借其行政审批权和资源配置权进行寻租的概率增加会增强人才错配对收入分配差距的扩大。其次, 人才错配与跨体制社会资本变量 (职场外部交往) 的交互项显著为正; 同样, 与新跨体制社会资本变量 (单位种类) 的交互项显著为正。这意味着丰富的跨体制的社会网络关系可以提供的实质性帮助, 会进一步扩大人才错配对收入分配的负效应。这表明

本文的经验结果是稳健的。

六、政府—企业间人才错配与收入差距： 要素市场扭曲的影响

前面的回归结果表明，政府与企业间人才错配会显著扩大中国的城镇收入分配差距。但前面的研究尚未考虑所在地区要素市场扭曲存在的情况。很多学者研究表明，要素市场扭曲会通过人才配置的渠道，对地区经济造成显著的抑制作用。要素市场扭曲程度越深，社会人才配置于非生产性部门越多，地区创新强度越弱（Baumol, 1990; Murphy et al., 1991; 葛立宇, 2018）。在我国要素市场改革相对滞后的背景下，地方各级政府在经济增长放缓的压力下，出现了单纯依靠税收减免、财政补贴、竞争性人才引进等政策来提高本地区经济的现象，然而，各地区的经济绩效却并不如人意（葛立宇, 2018）。那么随之而来的问题是，政府—企业间人才错配对城镇收入差距的影响是否也会因地区要素市场扭曲程度的不同而存在差异？为了回答上述问题，我们在基准模型的基础上引入要素市场扭曲程度变量（distortion），得到如下模型：

$$\text{incomegap}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{misallocation}_{it} + \alpha_2 \text{misallocation}_{it} \times \text{distortion}_{it} + \text{distortion}_{it} + \alpha_2 Z_{it} + v_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中，distortion 为各省市的要素市场扭曲程度变量，具体计算方法为^①： $\text{distortion}_{it} = [\max(\text{score}_{it}) - \text{score}_{it}] / \max(\text{score}_{it})$ ，其中 score_{it} 是要素市场发育程度指数， $\max(\text{score}_{it})$ 为样本中的最高值， score_{it} 取值范围在 0 ~ 1 之间。各省份要素市场与总体市场的市场化进程指数皆来自王小鲁等（2016）。

表 8 报告了人才错配、要素市场扭曲与收入差距的回归结果。表 8 第（23）~第（25）列以及第（26）~第（28）回归结果中，人才错配变量独立项的回归系数均显著为正，即政府—企业间人才错配显著扩大了中国的城镇收入分配差距，再次证实了前面结论的稳健性。观察人才错配与市场扭曲程度交互项的回归结果，我们发现，第（23）列不纳入控制变量以及未控制省份和时间固定效应，以此作为基准回归。从中可以看出，变量 $\text{misallocation} \times \text{distortion}$ 的估计系数为正，但并不显著，这说明在不控制其他影响因素时，政府—企业间人才错配对城镇收入差距的影响受到地区市场要素扭曲的影响较为微弱。进一步地，我们在第（24）列中纳入人均 GDP 对数、政府支出、经济开放度、城市化率等控制变量，并控制了省份固定效应，结果发现变量

^① 该计算公式在前期学者张杰等（2011）的基础上，借鉴了林伯强和杜克锐（2013）、戴魁早和刘友金（2016）。

$\text{misallocation} \times \text{distortion}$ 的估计系数通过了 10% 的显著性检验, 这说明地区要素市场扭曲加剧了人才错配对城镇收入差距的扩大。进一步地, 我们在第 (25) 列中同时控制省份和年份固定效应, 结果发现 $\text{misallocation} \times \text{distortion}$ 的估计系数依然为正, 并且其显著性水平进一步提高。第 (26) ~ 第 (28) 列的估计结果类似。

表 8 人才错配、要素市场扭曲与收入差距

变量	最高 20% 收入/最低 20% 收入			ln (最高 20% 收入 - 最低 20% 收入)		
	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)
人才错配	1.047 *** (3.732)	1.043 *** (4.690)	1.042 *** (5.663)	0.221 * (1.726)	0.436 ** (2.677)	0.051 *** (3.698)
人才错配 × 市场扭曲程度	0.001 (1.052)	0.002 * (1.783)	0.003 *** (3.627)	0.002 (1.366)	0.003 * (1.786)	0.002 *** (4.627)
市场扭曲程度	-0.019 *** (-6.934)	-0.015 * (-1.842)	-0.018 *** (-5.353)	-0.015 *** (-4.932)	-0.016 * (-1.746)	-0.019 *** (-4.356)
人均 GDP 对数		0.033 * (1.898)	0.036 *** (4.722)		0.026 * (1.598)	0.031 *** (4.766)
政府支出		0.024 ** (2.612)	0.032 *** (4.732)		0.029 ** (2.719)	0.037 *** (3.732)
城市化率		0.015 *** (4.803)	0.016 *** (4.678)		0.014 *** (3.253)	0.018 *** (5.678)
教育		-0.023 *** (-4.871)	-0.026 *** (-4.903)		-0.028 *** (-3.871)	-0.022 *** (-3.943)
常数项	0.475 *** (7.861)	0.030 *** (6.427)	0.031 *** (6.521)	0.066 *** (3.866)	0.037 *** (6.427)	0.035 *** (5.556)
省份固定效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
时间固定效应	No	NO	Yes	No	NO	Yes
安德森检验	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002
Sargan 检验	0.124	0.111	0.125	0.122	0.121	0.112
观测值	310	310	310	310	310	310
R ²	0.347	0.235	0.376	0.347	0.235	0.376

注: 使用 IV - GMM 估计; 圆括号内数值为纠正了异方差后的 t 统计量; ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; 安德森检验和 Sargan 检验结果是 P 值。

总体来看在要素市场扭曲程度越小的省份, 人才错配对城镇收入差距扩大的影响就越小, 即完善的要素市场配置有利于弱化人才错配对城镇收入差

距扩大的影响。这主要是因为，要素市场配置完善的地区可以使更多的人才配置于生产性部门，从而使政府部门就业者凭借其行政审批权和资源配置权进行寻租的概率减少以及跨体制的人际互动带来的政治资源交换减少，进而在一定程度上缩小了收入分配差距。此外，第（26）列与第（28）列的地区要素市场扭曲独立项的回归系数均显著为负，这表明地区要素市场扭曲程度的降低有利于缩小城镇收入差距，这与已有研究的结论较为一致（王云飞和朱钟棣，2009）。

七、结 语

人才错配影响收入不平等是一个基本共识，但该命题在理论和实证分析上的支撑却非常有限。本文以中国制度背景为切入点，构建了“人才错配—寻租管制/跨体制社会资本—收入不平等”的理论框架，进一步揭示了政府—企业间人才错配对收入差距的作用机制。然后利用中国省级面板数据，全面考察了政府—企业间人才错配对收入不平等的影响。

研究发现：政府—企业间人才错配显著扩大了中国的城镇收入分配差距，说明大量受过良好教育的人进入政府部门就业确实会导致收入差距扩大。进一步的机制贡献分解表明，上述人才错配对收入分配的总效应中有近一半是通过寻租管制和跨体制社会资本两个渠道实现的，且管制寻租的相对贡献为45%左右，跨体制社会资本的相对贡献为7%左右。并且上述结论在综合考虑了更换变量及样本、使用交互项后依然稳健。说明相比于跨体制社会资本，管制寻租是政府—企业间人才错配导致扩大收入差距的主要因素。这意味着，政府—企业间人才错配致使政府部门就业者凭借其行政审批权和资源配置权进行寻租的概率增加以及跨体制的人际互动带来的政治资源交换增加，对不同收入群体的收入流产生异质性冲击，进而扩大了收入分配差距。最后，引入要素市场扭曲的分析发现，完善的要素市场配置有利于弱化人才错配对城镇收入差距扩大的影响，即积极完善要素市场配置能缓解人才错配对城镇收入差距的扩大效应。

本文结论预示着，管制寻租是政府—企业间人才配置影响居民收入差距方面的主要推动因素。也正是由于政府对市场干预过多，出现大量市场准入限制，从而创造了权力寻租带来的非法收入，造成居民贫富差距过大。本文或许是首篇系统研究政府与企业间人才配置与收入不平等的文章，从人才配置的视角为理解近年来城镇收入差距扩大提供了新的解释，同时也有助于系统地评估人才错配导致的社会经济后果。更为重要的是，本文的研究还具有明显的政策含义。根据本文的研究，要控制中国城镇收入差距日益扩大的趋

势,采取措施降低政府职位的吸引力,吸引优秀人才流向创造性的企业部门可能将是非常重要的政策,这为进一步深化收入分配领域改革提供了新的政策思路和着力点。另外,解决人才错配对收入不平等的负面冲击,需要重点关注政府部门等体制内就业者在管制寻租方面的行为,尽快提高生产性领域尤其是科学技术创新领域收入的同时,强化和规范公务员收入,降低寻租部门的收益水平,从而鼓励更多人才把才能配置到创新活动和“做大蛋糕”的生产性活动上(卢现祥和李晓敏,2010)。

参考文献

1. 白雪梅:《教育与收入不平等:中国的经验研究》,载于《管理世界》2004年第6期。
2. 边燕杰、王文彬、张磊:《跨体制社会资本及其收入回报》,载于《中国社会科学》2012年第2期。
3. 陈刚:《管制与创业——来自中国的微观证据》,载于《管理世界》2015年第5期。
4. 陈钊、陆铭、佐藤宏:《谁进入了高收入行业?——关系、户籍与生产率的作用》,载于《经济研究》2009年第10期。
5. 戴魁早、刘友金:《要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析》,载于《经济研究》2016年第7期。
6. 葛立宇:《要素市场扭曲,人才配置与创新强度》,载于《经济评论》2018年第5期。
7. 黄玖立、李坤望:《吃喝,腐败与企业订单》,载于《经济研究》2013年第6期。
8. 赖德胜、纪雯雯:《人力资本配置与创新》,载于《经济学动态》2015年第3期。
9. 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》,载于《经济研究》2017年第4期。
10. 李四海、江新峰、刘星河:《跨体制社会资本与高管薪酬契约》,载于《经济管理》2017年第2期。
11. 林伯强、杜克锐:《要素市场扭曲对能源效率的影响》,载于《经济研究》2013年第9期。
12. 林臻玮:《媒体关注,企业寻租与政府补助》,厦门大学硕士学位论文,2017年。
13. 罗楚亮:《我国居民收入分布与财产分布的极化》,载于《统计研究》2018年第11期。
14. 王云飞、朱钟棣:《贸易发展,劳动力市场扭曲与要素收入分配效

应》，载于《世界经济》2009年第1期。

15. 卫艳青：《政府管制影响个体职业选择的经验研究》，西南政法大学硕士学位论文，2018。

16. 邢春冰、贾淑艳、李实：《教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响》，载于《经济研究》2013年第11期。

17. 徐舒：《技术进步、教育收益与收入不平等》，载于《经济研究》2010年第9期。

18. 杨俊、黄潇、李晓羽：《教育不平等与收入分配差距：中国的实证分析》，载于《中国教育学前沿》2009年第3期。

19. 杨穗、李实：《中国城镇家庭的收入流动性》，载于《中国人口科学》2016年第5期。

20. 臧微、白雪梅：《中国居民收入流动性的区域结构研究》，载于《数量经济技术经济研究》2015年第7期。

21. 郑新业、张阳阳、马本、张莉：《全球化与收入不平等：新机制与新证据》，载于《经济研究》2018年第8期。

22. Acemoglu, D., A. Ufuk, N. Bloom, and W. R. Kerr, 2013, "Innovation, Reallocation, and Growth", NBER Working Paper, No. 18993.

23. Akcigit, U., M. A. Celik, and J. Greenwood, 2016, "Buy, keep, or sell: economic growth and the market for ideas", *Econometrica*, 84 (3), pp. 943 - 984.

24. Baumol, W. J., 1990, "Entrepreneurship: productive, unproductive, and destructive", *Journal of Political Economy*, 98 (5), pp. 893 - 921.

25. Glaeser, E. L., R. L. Porta, F. Lopez - De - Silanes, and A. Shleifer, 2004, "Do institutions cause growth?", *Journal of Economic Growth*, 9 (3), pp. 271 - 303.

26. Granovetter M., 1985, "Economic action and social structure: The problem of embeddedness", *American Journal of Sociology*, 91 (3), pp. 481 - 510.

27. Gregorio, J. D., and J. Lee, 2002, "Education and Income Inequality: New Evidence from Cross - Country Data", *Review of Income & Wealth*, 48 (3), pp. 395 - 416.

28. Guner, N., G. Ventura, and Y. Xu, 2008, "Macroeconomic implications of size-dependent policies", *Review of Economic Dynamics*, 11 (4), pp. 721 - 744.

29. Hsieh, C., E. Hurst, C. I. Jones, and P. J. Klenow, 2013, "The allocation of talent and U. S. Economic growth", NBER Working Paper, No. 18693.

30. Hsieh, C. T. , and P. J. Klenow, 2009, “Misallocation and manufacturing tfp in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, 124 (4), pp.1403 – 1448.
31. Jones, C. I. , 2013, “Misallocation, economic growth, and input-output economics” . Nber Working Papers.
32. Murphy, K. M. , A. Shleifer and R. W. Vishny, 1991, “The allocation of talent: implications for growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), pp. 503 – 530.
33. Natkhov, T. , and L. Polishchuk, 2013, “*Institutions and the allocation of talent*”, WP 15/EC/2012, National Research University, Higher School of Economics, Moscow.
34. Nifo, A. , S. Ruberto and G. Vecchione, 2018, “Does institutional quality matter for lending relationships?” *Journal of Applied Finance and Banking*, 8 (2), pp. 69 – 100.
35. Papyrakis E, Gerlagh R. , 2007, “Resource abundance and economic growth in the United States”, *European Economic Review*, 51 (4), pp. 1011 – 1039.
36. Pothier, D. , 2017, “Occupational Segregation and the (Mis) allocation of Talent”, *The Scandinavian Journal of Economics*, 12 (7), pp. 242 – 267
37. Rodríguez – Pose A, Tselios V. , 2009, “Education and income inequality in the regions of the European Union”, *Journal of Regional Science*, 49 (3), pp. 411 – 437.
38. Teulings, C. , and R. T. Van, 2008, “Education, growth, and income inequality”, *The Review of Economics and Statistics*, 90 (1), pp. 89 – 104.

Misallocation of Talent and Income Inequality: Mechanism and Contribution Decomposition

Chen Yi'an

(School of Economics, Southwest University of Political Science and Law, 401120)

[Abstract] At present, is misallocation of talents between government and enterprises aggravating urban income inequality? Based on the panel data of China's 31 provinces, autonomous region and municipalities from 1989 to 2015 matched with China Health and Nutrition Survey (CHNS), this paper systematically assesses the impact of government-enterprise misallocation of talent on urban income inequality. It finds that government-enterprise misallocation of talent will indeed lead to the deterioration of China's income distribution. Nearly half of the total impact of misallocation of talent on income distribution is achieved indirectly through rent-seeking regulation and cross-institutional social capital. Further contribution decomposition shows that the average relative contribution of rent-seeking regulation and cross-institutional social capital is 45% and 7%, respectively. Compared to cross-institutional social capital, rent-seeking regulation is a major factor in the government-enterprise misallocation of talents leading to the increased income gap. Finally, this paper introduces the distortion of the factor market, and finds that the perfect factor market allocation is conducive to weakening the impact of misallocation of talent on the widening urban income gap. This paper has important policy implications, controlling the growing trend of urban income gaps in China, and encouraging a large number of outstanding talents with innovative capabilities to enter the productive industries may be a very important policy, it provides new policy and efforts for deepening the income distribution reform.

[Key Words] Talent Allocation Cross-institutional Social Capital Productive Sector Rent-seeking Income Inequality

JEL Classifications: J24 J45 O12