

创新与收入不平等

李彦龙*

内容提要 本文基于 2008 - 2018 年的制造业上市公司数据，采用 RIF 回归方法，通过企业内部薪酬差距和企业间薪酬差距两个角度，考察创新对收入不平等的影响及其影响机制。研究发现：创新不仅拉大了企业内部的薪酬差距，也拉大了企业间管理层的薪酬差距；创新并未有效地缩小企业间员工的薪酬差距；创新通过“生产率效应”拉大了薪酬差距，但通过“替代效应”减小了薪酬差距。最后，本文还发现创新影响收入不平等的效果在国企与非国企之间基本类似，但在东部与中西部地区之间存在一定差异。

关键词 创新 收入不平等 RIF 回归 影响机制

一 引言

收入不平等长期以来一直是一个重要的经济问题，受到了广泛的关注和讨论。毫无疑问，创新对推动经济增长的作用十分关键，创新驱动战略的实施使中国的经济和居民收入都得到了显著的增长。但是创新带来的回报如何进行分配可能更需要受到关注。创新带来的收入回报是公平地在社会中进行分配，还是集中在少数的个体当中？如果创新带来的收入回报多数被少数人所占有，那么创新就会拉大收入不平等程度，有些文献也支持了这个事实。Aghion et al. (2019b) 研究发现美国 1980 - 2005 年前 1% 的群体收入所占比重有了快速的增长，其中大约有 23% 是由创新产出的增长带来的。由此可知，创新虽然是推动经济增长的重要因素，但可能会给收

* 李彦龙，北京大学国家发展研究院、北京大学数字金融研究中心，电子邮箱：liyanlongecon@126.com。本文获得国家社会科学基金重大项目（18ZDA091）和河南省重点科学研究软科学项目（18A790028）的资助。

人不平等带来显著的影响。而在中国的情况是否也是如此呢？随着中国创新驱动战略的推进，创新带来的收益可能也在更大程度上是被高收入群体所占有，只有从收入增长和收入不平等两个角度综合进行分析，才能够更加客观认识到创新对中国经济的影响。

鉴于收入不平等的严重性，已有较多学者对创新与收入不平等进行了相关研究。Antonelli & Gehringer (2013) 基于 1995 - 2011 年包括美国、加拿大、欧盟成员国以及金砖四国等发达国家的数据进行实证研究，研究发现创新减小了收入不平等。Frydman & Papanikolaou (2018) 基于一般均衡模型考察了创新对收入不平等的影响，结果表明技术创新拉大了管理层与员工之间的收入差距，且在采用相关数据进行实证研究后仍然得到一致的结论。Aghion et al. (2018) 基于 1988 - 2012 年芬兰的匹配数据研究企业内部各群体从创新发明中获得的回报，结果显示企业管理层获得了最高的收入回报，占企业总收入回报的 44%。Aghion et al. (2019b) 基于美国州际层面的面板数据直接研究了创新与最高收入不平等（前 1% 人口的收入占比）之间的关系，研究结果发现创新拉大了前 1% 人口与剩余 99% 人口的收入差距，但对其中 99% 人口之间的收入差距并没有显著的影响。因此可推断企业进行创新带来的收入增长绝大部分是被企业的雇主和管理层所占有。Aghion et al. (2019a) 根据英国的相关数据研究创新带来的工资溢价，发现研究与发展密集度较高的企业支付的平均工资相对更高，并且在那些低技能的职业体现得更为明显。而 Benos & Tsiachtsiras (2019) 根据 29 个国家的面板数据进行实证研究，发现创新缩小了收入差距。

也有一些研究间接验证了创新对收入不平等的影响。Rosen (1981) 的研究发现随着市场一体化程度的提高，生产率更高的企业获得了更高的收入份额占比，企业的拥有者和管理层获得了更高的收入回报，而生产率更高的企业往往是那些创新能力比较高的企业。大规模公司一般也具有较强的创新能力，而 Gabaix & Landier (2008) 的研究显示公司规模扩张会提高企业首席执行官的收入。Song et al. (2018) 的研究结果显示，收入不平等大部分程度上是由企业间的收入不平等而非企业内部的收入不平等造成的。此外，技术变革很大程度上是由技术创新带来的，一些研究从技术变革角度间接研究了创新对收入不平等的影响。Krusell et al. (2000) 的研究发现设备库存和技术溢价存在着显著的相关性。此外，Caselli (1999)、Card & DiNardo (2002)、Aghion et al. (2002) 均认为一般的技术变革扩大了劳动收入的不平等。

国内相对缺乏直接研究创新对收入不平等影响的文献，大部分研究均从技术变革角度展开。陈宇峰等 (2013) 基于中国 1999 - 2008 年的工业数据，研究技术偏向与中

国劳动收入份额的关系，结果发现技术偏向性是劳动收入份额长期运行的关键因素。王晓霞和白重恩（2014）认为，劳动收入份额格局根本因素可归纳为经济结构转型、有偏技术进步、产品和要素市场扭曲三个方面。王林辉等（2015）基于1978-2012年的省级面板数据进行研究，结果显示中国的技术进步整体上呈现资本偏向性，即更有助于提高资本边际产出而恶化劳动收入分配地位。

另外值得注意的是创新与收入不平等之间存在着双向因果关系，即创新会影响收入不平等，收入不平等也会反过来影响创新，国内外均有从企业薪酬差距影响企业创新的角度进行的相关研究。Lazonick（2003）指出超额利润共享制能够为管理层和员工之间带来激励效应，从而促进企业创新。Hatipoglu（2012）认为收入差距的减小能够提高新产品的消费数量，新产品的发明者会因此而改变自己的预期收益和创新决策。Chang et al.（2015）从员工激励视角研究，结果发现员工持股会促进企业创新。Firth et al.（2015）的研究发现企业内部薪酬差距扩大会削弱团队合作和生产率，对企业创新造成负影响。孔东民等（2017）以中国A股上市公司数据进行研究，研究结果表明薪酬差距促进了企业的创新。此外，还有一部分研究考察了企业内部收入差距对企业绩效的影响（Kale et al., 2009; Rodríguez-Pose & Tselios, 2009; 黎文靖、胡玉明, 2012; Bertola et al., 2014; 杨志强、王华, 2014; Banker et al., 2016）。

相比以往的研究，本文的贡献主要体现在如下四个方面。第一，对中国的创新影响收入不平等研究多数是从技术变革等角度间接进行考察，本文则更直接地考察了创新对收入不平等的影响，并在此基础上考察了创新影响收入不平等的效果在国企与非国企、东部与中西部地区之间的差异。第二，Aghion et al.（2019b）发现创新拉大了前1%人口与剩余99%人口的收入差距，但对其中99%人口之间的收入差距并没有显著的影响。由此可知，创新促进了尤其是美国最高收入群体的收入增长，国内是否如此仍需验证，而基于城乡收入差距进行考察无法检验上述结论，城乡收入差距只能粗略地测度收入差距。此外，基于微观个体调查数据则缺乏相应的创新数据或没有进行创新，微观个体调查数据也往往多是收入较低群体。本文认为上市公司管理层则在一定程度上代表了高收入群体，基于企业层面数据，可以从企业内部薪酬差距、企业间管理层薪酬差距、企业间员工薪酬差距多角度考察创新影响收入不平等的效果，更加全面认识到创新的影响效果，从而检验Aghion et al.（2019b）的研究结论是否在中国成立。第三，虽然创新能够显著影响收入的不平等，但检验创新影响收入不平等的机制是一个难点，现有研究对创新影响收入不平等的机制缺乏相应的实证检验。本文对创新通过“替代效应”和“生产率效应”两个方面影响收入不平等的机

制进行实证研究,这也是本文的重要贡献之一。第四,在实证方法上,本文采用了 Firpo et al.(2009)提出的 RIF 回归分析方法研究了创新对收入不平等的影响,更加准确地考察创新影响收入不平等的效果,为如何采取有效的政策以缩小收入差距提供相关经验证据。

二 研究设计

(一) 基准回归模型

基于企业层面数据研究创新对管理层薪酬、员工薪酬以及企业内部管理层—员工薪酬差距的影响所使用的计量模型表达式为:

$$\ln(\text{income}_1)_{it+1} = \beta_{11}\ln(\text{innov}_{it}) + \beta_{12}\mathbf{X}_{it} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon_{1it+1} \quad (1)$$

$$\ln(\text{income}_2)_{it+1} = \beta_{21}\ln(\text{innov}_{it}) + \beta_{22}\mathbf{X}_{it} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon_{2it+1} \quad (2)$$

$$\text{share}_{it+1} = \beta_{31}\ln(\text{innov}_{it}) + \beta_{32}\mathbf{X}_{it} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon_{3it+1} \quad (3)$$

其中 income_1 和 income_2 分别是管理层的薪酬水平和员工的薪酬水平, innov 为创新产出水平, share 为管理层薪酬与员工薪酬水平的相对比例即薪酬差距 $\text{income}_1/\text{income}_2$ 。 \mathbf{X} 为控制变量,包括企业规模、上市公司年龄、所有制性质、资产负债率、融资约束、托宾 Q 等一些企业的特征指标。此外,本文还控制了行业和年度固定效应。由于将创新产出转化为实际收入需要一定时间,同时将所有解释变量滞后一期,同时也可以减弱创新与收入不平等之间双向因果关系所导致的内生性问题^①。

然而上述设定只能够检验创新对企业内部薪酬差距的影响,无法检验企业间薪酬差距的影响,也无法对 Aghion et al.(2019b)的结论在国内是否成立进行检验。本文采用 RIF 回归方法对此进行实证研究,所设定的 RIF 回归方程如下:

$$v(F) = E_y(\text{RIF}(y;v)) = \lambda_1\ln(\text{innov}) + \lambda_2\mathbf{X} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon \quad (4)$$

各解释变量的含义与上述相同, v 可以是刻画分布 $F(y)$ 的各种统计量,包括均值、分位数、基尼系数、方差等。 y 在本文中特指企业管理层和员工的薪酬水平, ε 是 RIF 回归的残差。本文使用到的反映管理层薪酬、员工薪酬分布的统计量为分位数以及

① 滞后期也可以选择滞后二期,但不影响最终结论。实证分析中的稳健性检验部分对此进行了讨论,选择滞后二期不但可以检验滞后期选择是否会对结论产生较大影响,也可以进一步弱化相互因果所导致的内生性问题。

方差。方差能在整体上反映出管理层薪酬、员工薪酬差距的变化，不同分位数能刻画整个分布上薪酬水平的变化，从而得到更加详细的估计结果。

（二）变量选择与说明

本文中的核心解释变量为创新。衡量创新的指标通常有创新投入（研发投入）、创新产出（专利申请数、专利授权数等）。但一般认为，研发不一定能够带来创新产出，研发投入指标多用于早期的相关研究。相比之下研发产出专利是更好的代理变量，专利授权数往往可能存在时滞等情况，多数研究认为专利申请数是更好的测度创新产出的指标。因此根据多数研究的做法，本文采用各上市公司当年的专利申请数进行衡量。但值得注意的是，并不是所有的专利申请都能够得到授权，采用专利申请数作为创新变量也可能夸大创新水平。

管理层平均薪酬，参照孔东民等（2017）的算法，根据“董事、监事及高管年薪总额”除以管理层规模（“董事人数”、“高管人数”、“监事人数”之和减去“独立董事人数”、“未领取薪水的董事、监事和高管人数”）计算得到。员工平均薪酬，根据“应付职工薪酬”加上“支付给职工以及为职工支付的现金”减去“董事、监事及高管年薪总额”再除以员工人数计算得到。薪酬差距则等于 $income_1/income_2$ 。

所使用的控制变量包括：企业规模，采用总资产的自然对数值衡量；财务杠杆，由总负债除以总资产计算得到；托宾 Q，采用市值除以总资产计算得到；融资约束，由经营性现金流除以总资产计算得到；企业所有权，若该上市公司为国有，记为 1，否则记为 0；还有企业年龄。另外，行业虚拟变量依据证监会的二位数行业代码进行分类。

本文所使用的数据来源于国泰安 CSMAR 数据库。由于创新在制造业企业中更为重要，本文所使用的上市公司样本为制造业上市公司的样本。经过筛选，最终所使用的样本为 2008 - 2018 年 10867 家上市公司的非平衡面板数据。各变量的描述性统计如表 1 所示。由表 1 可知，管理层平均薪酬的对数均值为 12.533，员工平均薪酬的对数均值为 11.306，说明了管理层的平均薪酬高于员工。另外，变量管理层平均薪酬的对数标准差相比员工也更大，这表明企业间管理层的薪酬分布或差距相比员工更大。薪酬差距的均值为 4.121，说明了管理层平均薪酬大约是员工平均薪酬的 4.121 倍。另外，是否国有上市公司变量的均值为 0.371，表明本文所使用的样本中大约有 37.1% 是国有上市公司，62.9% 为非国有上市公司。

表1 主要变量的描述性统计

| 变量 | 样本量 | 平均值 | 标准差 | 中位数 |
|----------------|-------|--------|-------|--------|
| 管理层平均薪酬的对数 | 10867 | 12.533 | 0.713 | 12.526 |
| 员工平均薪酬的对数 | 10867 | 11.306 | 0.554 | 11.319 |
| 薪酬差距 | 10867 | 4.121 | 3.273 | 3.268 |
| 创新(专利申请数)产出的对数 | 10867 | 3.021 | 1.494 | 2.996 |
| 融资约束 | 10867 | 0.043 | 0.071 | 0.041 |
| 企业规模 | 10867 | 21.871 | 1.162 | 21.722 |
| 财务杠杆 | 10867 | 0.428 | 1.034 | 0.404 |
| 企业年龄 | 10867 | 14.413 | 5.564 | 14.000 |
| 托宾Q | 10867 | 2.340 | 2.164 | 1.807 |
| 是否国有上市公司 | 10867 | 0.371 | 0.483 | 0.000 |

资料来源：根据国泰安CSMAR数据库计算得到。

管理层平均薪酬与员工平均薪酬（算术平均）的变化趋势如图1所示。同时为了更加详细地了解薪酬差距状况，本文将样本的管理层和员工分为两个组别，计算出组间薪酬差距占总薪酬差距的比重和组内薪酬差距占总薪酬差距的比重^①。组间薪酬差距和组内薪酬差距所占比重的变化趋势如图1中的折线所示。

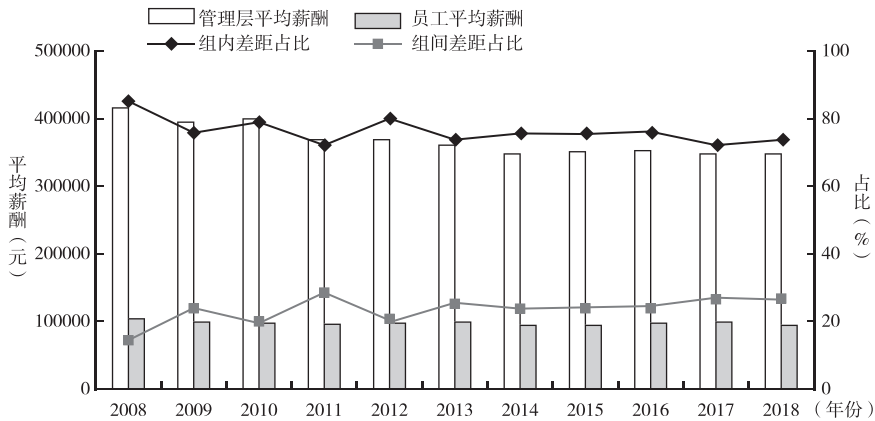


图1 管理层与员工薪酬的变化趋势

资料来源：根据国泰安CSMAR数据库计算得到。

① 计算公式为 $Var(y) = Var(E[y|G]) + E[Var(y|G)]$ ，其中 G 为组别，包括管理层组和员工组，第一部分记为管理层与员工薪酬差距的方差，除以总方差即可得到组间薪酬差距占总薪酬差距的比重，组内薪酬差距的算法类似。

由图 1 可知，在 2008 - 2018 年，管理层与员工的薪酬水平为下降的变化趋势，但薪酬水平的变化趋势和整体管理层薪酬和员工薪酬仍然呈现较为平稳的变化趋势。管理层与员工的薪酬差距有下降的变化趋势，但差距下降幅度较小，整体较为稳定，2018 年管理层的平均薪酬大约是员工平均薪酬的 3.766 倍。之所以薪酬水平较为平稳甚至有一定的下降的趋势，除了限薪令等政策的实施外，所选择的样本也是造成此变化特征的重要因素。由于上市公司数量越来越多，参与描述性统计分析的上市公司也随之增多，但新进入的上市公司发展相对不成熟，薪酬水平也较低，从而拉低了整体的薪酬水平。另外，组间薪酬差距即管理层与员工薪酬差距所占比重有轻微的上升趋势，但一直维持在 30% 以下，组内薪酬差距所占比重一直维持在 70% 以上。这表明薪酬差距很大程度上表现在组内，只考察创新对管理层与员工薪酬差距的影响并不能够充分了解到创新对收入分配的影响，对组内薪酬差距和组间薪酬差距同时进行考察，才能客观认识到创新影响薪酬差距的效果。

三 创新对企业内部薪酬差距的影响

（一）基准模型估计

本文首先分析创新对企业内部管理层薪酬、员工薪酬及二者差距的影响。依据模型 (1) 至模型 (3) 进行估计的结果如表 2 所示。由表 2 第 (1) 列可知，创新产出的对数变量的系数为正且在 1% 的显著性水平下显著，这表明创新提高了企业内部管理层的薪酬水平。由表 2 第 (2) 列可知，创新变量的系数仍然为正且在 1% 的显著性水平下显著，这表明创新提高了企业内部员工的薪酬水平。第 (1) 列中创新变量的估计系数 0.059 显著大于第 (2) 列的 0.026，这表明创新同时提高了企业内部管理层和员工的平均薪酬水平，但对管理层平均薪酬水平的促进作用更大，会拉大管理层和员工的薪酬差距。第 (3) 列的估计系数同样显著为正，进一步说明了创新对管理层薪酬的促进作用更大，拉大了企业内部管理层和员工的薪酬差距。由控制变量的系数可知，企业规模、资产负债率、融资约束、公司成立时间、市值与总资产的比重、企业所有权均会对薪酬差距产生一定程度的影响。

表 2 创新影响企业内部薪酬差距的基准模型估计

| 因变量 | (1) 管理层平均薪酬的对数 | (2) 员工平均薪酬的对数 | (3) 薪酬差距 |
|---------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 创新产出的对数 | 0.059 *** (9.842) | 0.026 *** (5.597) | 0.160 *** (5.740) |

续表

| 因变量 | (1) 管理层平均薪酬的对数 | (2) 员工平均薪酬的对数 | (3) 薪酬差距 |
|-------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 企业规模 | 0.202 *** (19.820) | 0.055 *** (6.520) | 0.866 *** (15.803) |
| 财务杠杆 | -0.002 (-0.180) | -0.012 (-0.999) | 0.029 *** (3.910) |
| 融资约束 | 1.187 *** (10.701) | 0.437 *** (5.248) | 3.194 *** (6.450) |
| 企业年龄 | -0.005 *** (-3.702) | -0.005 *** (-4.763) | 0.023 *** (3.335) |
| 托宾 Q | 0.033 *** (4.259) | 0.031 *** (4.057) | 0.044 *** (3.273) |
| 是否国有上市公司 | -0.003 (-0.149) | 0.119 *** (8.624) | -0.590 *** (-7.061) |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 10867 | 10867 | 10867 |
| 调整 R ² | 0.162 | 0.072 | 0.128 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为基于行业层面聚类稳健标准误差调整得到的 t 统计值。

资料来源：根据国泰安 CSMAR 数据库计算得到。

(二) 内生性问题的处理：工具变量估计

虽然表 2 说明了创新对管理层薪酬的促进作用更大，对员工薪酬的促进作用更小，从而拉大了企业内部的薪酬差距，但薪酬差距也会反过来影响创新。表 2 中的结果可能由于双向因果效应带来内生性问题，虽然滞后一期的处理能够在一定程度上减弱双向因果导致的内生性，但仍然也有可能由于遗漏变量而带来偏误。本文运用工具变量回归对内生性问题进行处理，所选择的工具变量为上市公司所处省份的地方政府科学技术支出的自然对数。地方政府科学技术支出能够提高上市公司的创新产出进而影响企业的管理层和员工收入，但地方政府科学技术支出也能通过其他渠道影响到一个企业的收入，如通过影响当地高校和科研院所的创新产出，由于知识的溢出效应对一个企业的收入产生影响。但其他渠道带来的影响不会对此工具变量的外生性产生严重影响，这是因为本文的创新产出变量为专利申请数，其他机构

的专利申请数要在 1~2 年后才会得到授权，企业将其他机构专利授权所产生的溢出效应转化为实际收入则又存在一定的滞后。本文采用工具变量进行估计的结果如表 3 所示，其中第（1）列为第一阶段的估计结果，第（2）至第（4）列为第二阶段的估计结果。

表 3 创新影响企业内部薪酬差距的工具变量估计

| 因变量 | (1) 创新产出的对数 | (2) 管理层平均薪酬的对数 | (3) 员工平均薪酬的对数 | (4) 薪酬差距 |
|-------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 政府科技支出 | 0.317 *** (10.768) | | | |
| 创新 | | 0.590 *** (9.253) | 0.245 *** (5.235) | 1.742 *** (6.228) |
| 企业规模 | 0.706 *** (34.825) | -0.176 *** (-3.809) | -0.100 *** (-3.053) | -0.259 (-1.325) |
| 财务杠杆 | 0.006 (0.924) | -0.006 (-0.683) | -0.013 (-1.247) | 0.018 (1.238) |
| 融资约束 | 1.114 *** (5.636) | 0.559 *** (3.180) | 0.178 (1.628) | 1.324 ** (1.993) |
| 企业年龄 | -0.010 *** (-4.602) | 0.000 (0.087) | -0.003 ** (-2.270) | 0.038 *** (4.552) |
| 托宾 Q | 0.040 *** (6.026) | 0.011 (1.242) | 0.021 *** (2.704) | -0.023 (-1.288) |
| 是否国有上市公司 | 0.031 (1.004) | 0.010 (0.430) | 0.124 *** (8.442) | -0.553 *** (-6.239) |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 10867 | 10867 | 10867 | 10867 |
| 调整 R ² | 0.423 | — | — | — |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为基于行业层面聚类稳健标准误差调整得到的 t 统计值。

资料来源：根据国泰安 CSMAR 数据库和《中国统计年鉴》数据计算得到。

由表 3 第（1）列的估计结果可知，政府科技支出变量的系数为正且显著，表明当地政府的科学技术支出显著促进了上市公司的创新产出。由第（2）至第（4）列变量创

新的估计系数可知,创新同时提高了企业内部管理层和员工的平均薪酬水平,但对管理层平均薪酬水平的促进作用更大,会拉大管理层和员工的薪酬差距。这与表 2 得到的结论是一致的,仅在系数大小上存在一些差异。

(三) 稳健性检验

为了保证本文研究结论的可靠性,本文做如下稳健性检验。首先,专利申请数和专利授权数均是测度创新产出的指标,各有优劣。正文所使用的创新产出指标为专利申请数,而有的研究则认为专利授权数是测度创新产出更加合理的指标。本文将创新产出指标替换为专利授权数的对数后再次进行估计,估计结果如表 4 所示。

表 4 稳健性检验:替换创新产出变量(专利授权数的对数)

| 因变量 | (1) 管理层平均薪酬的对数 | (2) 员工平均薪酬的对数 | (3) 薪酬差距 |
|-------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| 创新产出的对数 | 0.068 *** (11.043) | 0.041 *** (8.734) | 0.137 *** (4.591) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 9849 | 9849 | 9849 |
| 调整 R ² | 0.165 | 0.077 | 0.130 |

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著;括号内为基于行业层面聚类稳健标准误调整得到的 t 统计值。

资料来源:根据国泰安 CSMAR 数据库计算得到。

由表 4 可知,创新产出对管理层薪酬、员工薪酬、管理层-员工薪酬差距的促进作用为正且通过了 1% 水平下的显著性检验。与表 2 中的基准回归结果中的第(1)列和第(2)列相比,创新产出对数变量的估计系数更大。这可能是由于专利授权数是“质量更高”的专利,从而对管理层和员工薪酬水平的促进作用更大。另外,创新虽然拉大了管理层与员工的薪酬差距,但估计系数与表 2 第(3)列相比较小。这说明专利授权对管理层与员工薪酬差距的影响略低于专利申请数。但总体而言,将创新产出指标替换为专利授权数以后再次进行估计,同样发现创新拉大了管理层和员工的薪酬差距,在影响大小上存在差异,但基本结论一致。

其次,本文在考察创新影响企业薪酬和薪酬差距时,选择了滞后一期。但申请的

专利往往 1~2 年后才会得到授权，美国的经验证据显示从专利申请到授权的平均时间为两年，在专利得到授权后，发明者的工资收入会得到跳跃式上升（Aghion et al., 2019b），并且实证研究发现专利申请对美国的收入不平等研究选择滞后二期是更为合理的选择。本文采取滞后二期再次进行估计，这样可以检验选择不同滞后期是否会对估计结果产生显著影响，而选择滞后二期则可以进一步弱化创新与收入不平等的双向因果所带来的内生性。估计结果如表 5 所示。

表 5 稳健性检验：变更滞后期（滞后二期）

| 因变量 | (1) 管理层平均薪酬的对数 | (2) 员工平均薪酬的对数 | (3) 薪酬差距 |
|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 创新产出的对数 | 0.061 *** (9.971) | 0.019 *** (4.751) | 0.207 *** (6.121) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 7450 | 7450 | 7450 |
| 调整 R ² | 0.319 | 0.255 | 0.131 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为基于行业层面聚类稳健标准误差调整得到的 t 统计值。

资料来源：根据国泰安 CSMAR 数据库计算得到。

由表 5 可知，将滞后期由滞后一期替换为滞后二期后，创新产出对数变量的估计系数仍然为正且通过了 1% 水平下的显著性检验。这进一步说明了创新产出提高了管理层薪酬水平、员工薪酬水平以及管理层与员工的薪酬差距。与表 2 中的基准回归模型相比可知，创新产出对管理层薪酬的促进作用相对更大，对员工的薪酬的促进作用更小，对管理层与员工薪酬差距的影响也更大。因此，如果滞后二期减弱双向因果导致的内生性能够带来更加准确的估计结果，那么表 2 中创新拉大管理层与员工薪酬差距的结果是偏小的。但无论如何，更换滞后期并不会改变本文的基本结论。

最后，本文在模型估计时并没有控制省份固定效应，不控制省份虚拟变量有可能使上述结果带来较为严重的偏误。对此，本文在上述模型中进一步控制上市公司所在省份的虚拟变量进行估计，估计结果如表 6 所示。

表 6 稳健性检验：控制省份固定效应

| 因变量 | (1) 管理层平均薪酬的对数 | (2) 员工平均薪酬的对数 | (3) 薪酬差距 |
|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 创新产出的对数 | 0.050 *** (8.721) | 0.022 *** (4.804) | 0.133 *** (5.012) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 10867 | 10867 | 10867 |
| 调整 R ² | 0.218 | 0.126 | 0.158 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为基于行业层面聚类稳健标准误调整得到的 t 统计值。

资料来源：根据国泰安 CSMAR 数据库计算得到。

由表 6 可知，创新产出对数变量的估计系数仍然为正且通过了 1% 水平下的显著性检验。同样说明了创新产出促进了管理层与员工的薪酬水平，并且对管理层薪酬水平的促进作用更大，从而拉大了管理层与员工之间的薪酬差距。与表 2 中的基准回归结果相比，表 6 中创新产出对数变量的估计系数较低，但估计结果得到的结论与上文基本一致，而且系数大小差异也相对不大。

综上所述，无论是替换创新产出变量，更换滞后期还是进一步控制省份固定效应，估计结果均与基准回归一致。这进一步验证了本文的研究结论具有一定程度的稳健性，也使本文的研究结论更加令人信服。

（四）异质性检验

非国有企业和国有企业面临不同的激励和约束，加上政府对国企的限薪等政策，创新对国企和非国企内部薪酬差距的影响也可能会存在显著性差异。另外，东部和中西部地区的经济环境存在较大差异，创新的作用在地区间也会存在显著性差异，对地区间上市公司薪酬水平差距的影响也可能会存在显著性差异。于是在上述分析基础上，本文将样本分为国企和非国企、东部地区和中西部地区，再次对模型（1）至模型（3）进行估计。基于所有权分类进行估计的结果如表 7 所示，基于地区分类进行估计的结果如表 8 所示。

表 7 创新对企业内部薪酬差距的影响：所有权性质的差异

| | 国企 | | | 非国企 | | |
|-------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) 管理层平均 薪酬的对数 | (2) 员工平均薪酬 的对数 | (3) 薪酬差距 | (4) 管理层平均 薪酬的对数 | (5) 员工平均薪酬 的对数 | (6) 薪酬差距 |
| 创新产出的对数 | 0.051 *** (4.965) | 0.021 *** (2.736) | 0.162 *** (3.263) | 0.055 *** (7.583) | 0.029 *** (4.781) | 0.124 *** (4.105) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 4029 | 4029 | 4029 | 6838 | 6838 | 6838 |
| 调整 R ² | 0.214 | 0.111 | 0.106 | 0.140 | 0.054 | 0.186 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为基于行业层面聚类稳健标准误调整得到的 t 统计值。

资料来源：根据国泰安 CSMAR 数据库计算得到。

由表 7 可知，无论是国有企业还是非国有企业，创新产出对数变量的估计系数均为正且通过了 1% 水平下的显著性检验，均说明了创新会促进管理层和员工薪酬水平的提升。其中，创新对管理层薪酬提升的促进作用更大，对员工薪酬的促进作用相对较小，从而拉大企业内部的薪酬差距。比较系数大小可知，创新对国有企业管理层和员工薪酬水平的促进作用均低于非国有企业，但对国有企业内部薪酬差距的促进作用却大于非国有企业。这表明创新拉大了管理层与员工的薪酬差距，这种效果在国有企业和非国有企业内部均得到了体现。

表 8 创新对企业内部薪酬差距的影响：地区差异

| | 东部地区 | | | 中西部地区 | | |
|---------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|------------------|
| | (1) 管理层平均 薪酬的对数 | (2) 员工平均薪酬 的对数 | (3) 薪酬差距 | (4) 管理层平均 薪酬的对数 | (5) 员工平均薪酬 的对数 | (6) 薪酬差距 |
| 创新产出的对数 | 0.062 *** (9.117) | 0.020 *** (3.464) | 0.215 *** (6.309) | 0.028 ** (2.482) | 0.022 *** (3.265) | 0.002 (0.041) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |

续表

| | 东部地区 | | | 中西部地区 | | |
|-------------------|-----------------------|----------------------|-------------|-----------------------|----------------------|-------------|
| | (1) 管理层平均 薪酬的对数 | (2) 员工平均薪酬 的对数 | (3) 薪酬差距 | (4) 管理层平均 薪酬的对数 | (5) 员工平均薪酬 的对数 | (6) 薪酬差距 |
| 样本量 | 7313 | 7313 | 7313 | 3687 | 3687 | 3687 |
| 调整 R ² | 0.179 | 0.060 | 0.151 | 0.181 | 0.103 | 0.093 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为基于行业层面聚类稳健标准误调整得到的 t 统计值。

资料来源：根据国泰安 CSMAR 数据库计算得到。

由表 8 可知，创新产出对东部地区上市公司管理层和员工薪酬的促进作用为正且通过了 1% 水平下的显著性检验，并且对管理层薪酬的促进作用更大。这从一定程度上拉大了管理层与员工的薪酬差距。创新对中西部地区上市公司管理层和员工薪酬的促进作用也为正且通过了显著性检验，但二者相差不大，对管理层薪酬的促进作用略高于员工。

四 创新对企业间薪酬差距的影响

虽然上述研究说明创新拉大了企业内部的薪酬差距，但创新是否拉大了企业间的薪酬差距呢？本文拟对创新影响企业间薪酬差距的效果进行研究，不仅可以对 Aghion et al.(2019b) 的结论进行检验，也能够对创新影响薪酬差距的效果进行更加客观的了解和认识。本部分采用 RIF 回归模型进行实证研究。

(一) 创新对企业间管理层薪酬差距的影响

为了研究创新对企业间管理层薪酬差距的影响，本文采用 RIF 分位数回归间接研究创新的影响，即在模型（4）中以分位数作为要分析的统计量进行估计。为了对 Aghion et al.(2019b) 的结论是否成立进行检验，在分位数估计结果的展示中在高分位点进行了更为细致的划分，本文选取了 0.1、0.25、0.4、0.5、0.6、0.75、0.9、0.95、0.975、0.99 等分位点进行估计，估计结果如表 9 所示。

表 9 创新对企业管理层薪酬水平的影响：RIF 分位数回归结果

| 分位点 | 0.1 | 0.25 | 0.4 | 0.5 | 0.6 | 0.75 | 0.9 | 0.95 | 0.975 | 0.99 |
|---------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 创新产出的对数 | 0.061*** (6.179) | 0.057*** (7.141) | 0.056*** (8.079) | 0.057*** (7.772) | 0.059*** (7.904) | 0.052*** (6.190) | 0.062*** (5.864) | 0.076*** (5.071) | 0.120*** (5.190) | 0.177*** (4.556) |

续表

| 分位点 | 0.1 | 0.25 | 0.4 | 0.5 | 0.6 | 0.75 | 0.9 | 0.95 | 0.975 | 0.99 |
|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 10867 | 10867 | 10867 | 10867 | 10867 | 10867 | 10867 | 10867 | 10867 | 10867 |
| 调整 R ² | 0.039 | 0.062 | 0.091 | 0.108 | 0.121 | 0.131 | 0.097 | 0.076 | 0.058 | 0.040 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为基于行业层面聚类稳健标准误差调整得到的 t 统计值。

资料来源：根据国泰安 CSMAR 数据库计算得到。

由表 9 可知，当分位点位于 0.1 ~ 0.75 之间时，创新产出的对数变量在各分位点的系数大小变化不大，整体是较为平缓的变化趋势。这表明随着管理层薪酬水平的提高，创新对管理层薪酬的促进作用在各分位点不存在显著的差异，对管理层的薪酬差距影响并不明显。然而从 0.9 分位点开始，创新产出的对数变量在各分位点的系数发生了显著的提高，在 0.9、0.95、0.975、0.99 四个分位点的估计系数分别为 0.062、0.076、0.120、0.177。这表明当管理层薪酬达到一定程度的高水平后，创新对管理层薪酬的促进作用会变大，又会拉大企业间管理层的薪酬差距。由此可知，创新虽然会拉大企业间管理层的薪酬差距，但是仅仅拉大了一小部分最高收入的管理层与剩余管理层的薪酬差距，非最高收入的部分管理层之间的薪酬差距并没有由于创新而得到扩大。这也在一定程度上支持了 Aghion et al.(2019b) 的结论，即会提高最高收入部分群体的收入所占比重。

（二）创新对企业间员工薪酬差距的影响

本文继续采用 RIF 分位数回归方法研究创新对员工薪酬水平的影响，所选取的分位点与表 9 相同。估计结果如表 10 所示。由表 10 可知，当分位点位于 0.1 ~ 0.9 时，创新产出的对数变量在各分位点的系数大小变化不大，整体是较为平缓的变化趋势，基本维持在 0.027 附近。这表明随着员工薪酬水平的提高，创新对员工薪酬的促进作用在各分位点不存在显著差异，对员工薪酬差距的影响并不明显。然而从 0.95 分位点开始，创新产出的对数变量在各分位点的系数发生了下降并且没有通过显著性检验。这表明当员工薪酬达到一定水平后，创新对员工薪酬的促进作用不再显著，又会缩小企业间员工的薪酬差距。可能的原因是，收入水平最高的部分员工跳槽未必能获得更高的收入水平，留在当下的公司能够获得收入更高。但是该部分员工的薪酬较高，

进一步提高的空间较小，创新对其薪酬的促进作用就会降低，除非进入到管理层，实现职级的提升。

表 10 创新对企业员工薪酬水平的影响：RIF 分位数回归结果

| 分位点 | 0.1 | 0.25 | 0.4 | 0.5 | 0.6 | 0.75 | 0.9 | 0.95 | 0.975 | 0.99 |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|------------------|------------------|--------------------|
| 创新产出的对数 | 0.024*** (2.869) | 0.027*** (4.174) | 0.027*** (5.000) | 0.029*** (5.617) | 0.027*** (4.716) | 0.026*** (4.529) | 0.021** (2.551) | 0.011 (0.926) | 0.014 (0.745) | -0.006 (-0.205) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 10867 | 10867 | 10867 | 10867 | 10867 | 10867 | 10867 | 10867 | 10867 | 10867 |
| 调整 R ² | 0.030 | 0.038 | 0.042 | 0.050 | 0.053 | 0.050 | 0.037 | 0.032 | 0.021 | 0.009 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为基于行业层面聚类稳健标准误调整得到的 t 统计值。

资料来源：根据国泰安 CSMAR 数据库计算得到。

比较表 9 和表 10 的估计结果可知，在各个分位点，创新对管理层薪酬的促进作用均高于员工，进一步说明了创新会拉大管理层与员工之间的薪酬差距。在薪酬水平相对不高时，创新对管理层和员工薪酬的促进作用在各个分位点不存在显著差异。但当薪酬水平达到一定高度后，创新对管理层薪酬的促进作用变大，拉大了企业间管理层的薪酬差距。而创新对员工薪酬的促进作用则变小，说明创新对管理层薪酬与员工薪酬的促进作用变化存在着较为明显的差异。

（三）创新影响企业间薪酬差距的进一步证据

上述 RIF 分位数估计结果间接考察了创新对企业间薪酬差距的影响。为了更直观地观察创新影响企业间薪酬差距的效果，本文通过构造方差、Q50 - Q10、Q90 - Q50、Q95 - Q90、Q97.5 - Q90、Q99 - Q90 等统计量来检验创新对企业间薪酬差距的影响，估计结果如表 11 所示。

表 11 创新对企业间薪酬差距的影响：RIF 回归结果

| | 方差 | Q50 - Q10 | Q90 - Q50 | Q95 - Q90 | Q97.5 - Q90 | Q99 - Q90 |
|---------|------------------|--------------------|------------------|------------------|---------------------|---------------------|
| 管理层薪酬差距 | | | | | | |
| 创新产出的对数 | 0.009 (1.161) | -0.004 (-0.405) | 0.004 (0.371) | 0.014 (1.288) | 0.058*** (2.862) | 0.116*** (3.108) |

续表

| | 方差 | Q50 - Q10 | Q90 - Q50 | Q95 - Q90 | Q97.5 - Q90 | Q99 - Q90 |
|---------|--------------------|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 员工薪酬差距 | | | | | | |
| 创新产出的对数 | -0.007 (-1.361) | 0.005 (0.529) | -0.007 (-0.878) | -0.010 (-1.312) | -0.007 (-0.421) | -0.027 (-1.081) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为基于行业层面聚类稳健标准误调整得到的 t 统计值；上述回归中均控制了行业固定效应和年度固定效应；Qx - Qy 表示 x% 分位数与 y% 分位数之差。

资料来源：根据国泰安 CSMAR 数据库计算得到。

表 11 的结果显示，以方差作为统计量时，创新对管理层薪酬差距的影响为正，对员工薪酬差距的影响为负，这表明创新拉大了企业间管理层的薪酬差距，缩小了企业间员工的薪酬差距。但创新产出的对数变量的系数较小，均没有通过显著性检验，这表明创新对企业间管理层薪酬差距和员工薪酬差距产生了相反的效果，但影响并不明显。

当以 Q50 - Q10、Q90 - Q50 作为统计量时，创新对管理层薪酬差距的影响较小，创新变量的系数分别为 -0.004 和 0.004，且没有通过显著性检验，这表明创新对管理层的薪酬差距也没有显著的影响。但以 Q95 - Q90、Q97.5 - Q90、Q99 - Q90 作为统计量时，创新变量对管理层薪酬差距的影响开始变大，创新变量的系数分别为 0.014、0.058 和 0.116，其中后面两个系数均通过了显著性检验，这表明当管理层薪酬达到一定水平后，创新会拉大企业间管理层的薪酬差距，这也进一步验证了表 9 中的结论。创新影响员工薪酬的估计结果显示，创新对企业间员工薪酬的影响均不显著，这可能是由于创新对于员工薪酬的促进作用较小。虽然系数统计值没有通过显著性检验，但多数系数估计值为负，这表明创新在整体上缩小了企业间员工的薪酬差距。

（四）稳健性检验说明

为了保证本文研究结论的可靠性，在采用 RIF 回归方法考察创新对企业间管理层薪酬差距和员工薪酬差距的影响时，本文采用了与前文相同的稳健性检验方法：采用将创新产出指标专利申请数替换为专利授权数；选择滞后二期进一步弱化创新与收入不平等的双向因果所带来的内生性问题，并检验创新的影响是否会由于滞后期不同而产生较大的变化；在上述模型基础上控制省份固定效应等方法进行稳健性检验。实证结果发现替换创新产出变量、变更滞后期、进一步控制省份固定效应得到的结论与上文基本一致，而且系数大小差异也相对不大。这说明本文的研究结论具有稳健性。

(五) 异质性检验

由于国企和非国企之间可能存在显著差异，本文将所使用的样本分为国企和非国企两组别，再次采用 RIF 分位数回归方法分别研究创新对国企和非国企间薪酬差距的影响，估计结果如表 12 所示。由表 12 可知，无论是国企还是非国企，随着分位点的提高，创新产出的对数变量的系数均表现出了和表 9、表 10 类似的特征，即在薪酬水平相对不高时，创新对管理层和员工薪酬的促进作用在各个分位点不存在显著差异。但当薪酬水平达到一定高度后，创新对管理层薪酬的促进作用变大，拉大企业间管理层的薪酬差距。而创新对员工薪酬的促进作用则变小，缩小了企业间员工的薪酬差距。这也说明创新对企业薪酬差距的影响效果在国企与非国企之间均表现为类似的现象。

表 12 创新对薪酬水平的影响：所有权性质的差异

| 分位点 | 0.1 | 0.25 | 0.4 | 0.5 | 0.6 | 0.75 | 0.9 | 0.95 | 0.975 | 0.99 |
|----------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 管理层薪酬的对数 | | | | | | | | | | |
| 国企 | 0.065*** (3.891) | 0.043*** (3.346) | 0.041*** (3.296) | 0.029** (2.207) | 0.039*** (3.076) | 0.040*** (3.004) | 0.076*** (4.419) | 0.102*** (4.764) | 0.134*** (4.333) | 0.145** (2.439) |
| 非国企 | 0.053*** (4.493) | 0.058*** (5.996) | 0.053*** (6.315) | 0.061*** (7.372) | 0.056*** (6.745) | 0.049*** (5.049) | 0.044*** (3.370) | 0.044** (2.405) | 0.098*** (2.737) | 0.172*** (3.987) |
| 员工薪酬的对数 | | | | | | | | | | |
| 国企 | 0.029** (2.353) | 0.014 (1.479) | 0.024*** (2.774) | 0.025*** (2.782) | 0.020** (2.119) | 0.026** (2.532) | 0.024* (1.654) | 0.015 (0.703) | 0.001 (0.039) | -0.054 (-0.853) |
| 非国企 | 0.017 (1.465) | 0.032*** (3.836) | 0.032*** (4.912) | 0.025*** (3.756) | 0.029*** (4.430) | 0.025*** (3.713) | 0.016 (1.505) | 0.005 (0.362) | -0.001 (-0.023) | -0.005 (-0.126) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |

注：表中的估计系数均为核心变量创新产出对数的估计系数；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为基于行业层面聚类稳健标准误调整得到的 t 统计值。

资料来源：根据国泰安 CSMAR 数据库计算得到。

另外，比较系数大小可知，在分位点较低的时候，创新对非国企管理层薪酬的促进作用大于国有企业。但是当分位点超过 0.9 时，创新对国企管理层薪酬的促进作用却大于非国企，这说明了创新对国有企业间管理层薪酬差距的拉大作用大于非国有企业。但比较创新对员工薪酬的影响时发现，创新对国企员工薪酬和非国企员工薪酬在各个分位点整体不存在特别显著的差异。同样，由于地区之间可能存在显著性差异，本文将所使用的样本分为东部地区和中西部地区两组别，再次采用 RIF 分位数回归方法分别研究创新对企业间薪酬差距的影响，估计的结果如表 13 所示。

表 13 创新对薪酬水平的影响：地区差异

| 分位点 | 0.1 | 0.25 | 0.4 | 0.5 | 0.6 | 0.75 | 0.9 | 0.95 | 0.975 | 0.99 |
|----------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 管理层薪酬的对数 | | | | | | | | | | |
| 东部 | 0.077 *** (6.351) | 0.060 *** (7.071) | 0.066 *** (8.404) | 0.053 *** (6.638) | 0.048 *** (5.660) | 0.033 *** (3.452) | 0.059 *** (4.396) | 0.101 *** (4.990) | 0.156 *** (5.598) | 0.225 *** (4.089) |
| 中西部 | 0.028 (1.418) | 0.040 *** (2.800) | 0.028 ** (2.124) | 0.028 ** (1.969) | 0.027 * (1.867) | 0.034 ** (2.248) | 0.011 (0.550) | 0.008 (0.335) | -0.002 (-0.059) | 0.016 (0.298) |
| 员工薪酬的对数 | | | | | | | | | | |
| 东部 | 0.012 (1.093) | 0.020 *** (2.791) | 0.025 *** (3.608) | 0.026 *** (4.001) | 0.025 *** (3.516) | 0.021 *** (3.147) | 0.006 (0.627) | 0.005 (0.299) | 0.003 (0.124) | -0.040 (-1.255) |
| 中西部 | 0.044 *** (3.067) | 0.038 *** (3.513) | 0.021 ** (2.296) | 0.018 ** (2.119) | 0.017 ** (2.053) | 0.018 ** (1.999) | 0.027 ** (2.309) | 0.006 (0.345) | 0.001 (0.034) | -0.047 (-1.339) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |

注：表中的估计系数均为核心变量创新产出对数的估计系数；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为基于行业层面聚类稳健标准误差调整得到的 t 统计值。

资料来源：根据国泰安 CSMAR 数据库计算得到。

由表 13 可知，东部地区创新产出对管理层薪酬的影响表现出了与表 9 类似的特征。在薪酬水平相对不高时，创新对管理层和员工薪酬的促进作用在各个分位点不存在显著差异。但当薪酬水平达到一定高度后，创新对管理层薪酬的促进作用变大，拉大了企业间管理层的薪酬差距。但是中西部地区创新产出对管理层薪酬的影响却表现出了不同的效果，表现出的特征与创新产出对员工的影响类似。即当薪酬水平达到一定高度后，创新对员工薪酬的促进作用则变小，缩小了企业间员工的薪酬差距。另外，创新缩小员工薪酬差距的效应在东部和中西部地区表现出了类似的效果。

综上所述可知，无论是按所有权性质分类还是按地区分类，创新对员工薪酬的影响随着分位点的变化表现出的特征均是类似的，主要是缩小了企业间员工的薪酬差距。而创新对国有企业和非国有企业管理层薪酬的促进效果与全样本类似，但是在东部和中西部地区表现出的促进效果存在显著的差异。即创新拉大了东部地区管理层的薪酬差距，但这种效果在中西部地区并没有得到体现。由此可知，创新影响管理层薪酬差距效果随着分位点变化表现出的特征不会由于所有权性质差异产生很大变化，但是会由于地区差异产生很大变化，这也说明了地区差异是一个需要考虑的重要因素。

五 创新影响薪酬差距的机制：“替代效应”与“生产率效应”

创新影响收入不平等的渠道分为“替代效应”和“生产率效应”两个渠道。本文将企业内部的群体分为管理层、高技能员工、低技能员工三个部分，其中管理层和高技能员工属于高技能劳动力，低技能员工属于低技能劳动力。设管理层、高技能员工、低技能员工的相对供给分别为 H_1 、 H_2 、 L ，相对技术水平分别为 A_{H_1} 、 A_{H_2} 、 A_L 。其中“生产率效应”是指技能水平越高的劳动力越能够利用创新提高自己的技术水平，即创新对 A_{H_1} 的促进作用最大，对 A_L 的促进作用最小，从而会拉大企业管理层与员工的薪酬差距，高技能员工与低技能员工的薪酬差距。“替代效应”是指创新提高了高技能劳动力的相对供给，即提高了 $(H_1 + H_2) / L$ 。但由于管理层规模一般很难变化，高技能劳动力的增加主要是高技能员工数量的上升， H_2 / L 的提高能够降低员工之间的相对收入即薪酬差距。另一方面，由于员工当中高技能劳动力相对增多，而高技能劳动力的收入水平高于低技能劳动力，在技术水平不变的情况下，高技能劳动力水平的相对增加会提高员工的收入水平，从而降低管理层与员工的薪酬差距。本文此部分对此机制进行实证检验。

（一）“替代效应”检验

首先，“替代效应”机制表示创新由于创造了新产品和新技术，增加了对高技能劳动力的需求，减少了对低技能劳动力的需求，因此提高了最终高技能劳动力供给的相对增加，缩小了管理层和员工之间的薪酬差距。本文分别采用企业内部本科以上学历员工所占比重和技术人员所占比例衡量高技能劳动力相对低技能劳动力的相对供给，用于检验可能存在的“替代效应”机制。为了使结果具有可比性，结合数据的可得性，本文在以本科以上学历员工所占比重和技术人员所占比例衡量高技能劳动力的相对供给时，分别进行了回归估计。由于 CSMAR 数据库缺少本科以上学历员工所占比重和技术人员所占比例的数据，这两个变量的数据来源于 Wind 数据库，所使用的样本为 2011 - 2017 年的制造业上市公司样本。同时，对各解释变量取滞后一期，减弱存在的内生性问题。估计的结果如表 14 所示。

表 14 “替代效应”机制的检验结果

| 因变量 | (1) 本科以上占比 | (2) 技术人员占比 | (3) 薪酬差距 | (4) 薪酬差距 | (5) 薪酬差距 | (6) 薪酬差距 |
|---------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 创新产出的对数 | 1.473 *** (10.761) | 0.471 *** (4.046) | 0.193 *** (5.970) | 0.242 *** (7.324) | 0.165 *** (4.927) | 0.177 *** (5.287) |

续表

| 因变量 | (1) 本科以上占比 | (2) 技术人员占比 | (3) 薪酬差距 | (4) 薪酬差距 | (5) 薪酬差距 | (6) 薪酬差距 |
|-------------------|---------------|---------------|-------------|-------------------------|-------------|------------------------|
| 本科以上占比 | | | | -0.033 *** (-13.299) | | |
| 技术人员占比 | | | | | | -0.025 *** (-7.911) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 5786 | 6328 | 5786 | 5786 | 6328 | 6328 |
| 调整 R ² | 0.232 | 0.194 | 0.147 | 0.169 | 0.149 | 0.156 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为基于行业层面聚类稳健标准误调整得到的 t 统计值。

资料来源：根据国泰安 CSMAR 数据库和 Wind 数据库计算得到。

由表 14 第 (1) 列可知，创新产出的对数变量的系数为正，并且在 1% 的显著性水平下显著。这表明创新产出的增加提高了对本科以上学历员工的相对需求。其中创新产出每增加 1%，本科以上学历员工所占的比重将会大约提高 1.473%。这表明当以本科以上学历员工衡量高技能劳动力时，创新提高了对高技能劳动力的相对需求和供给。

由表 14 第 (2) 列可知，创新产出的对数变量的系数仍然为正，并且在 1% 的显著性水平下显著。这表明创新产出的增加提高了对技术人员的相对需求。创新产出每增加 1%，技术人员所占比重将大约上升 0.471%。这表明当以技术人员衡量高技能劳动力时，估计结果同样说明了创新提高了对高技能劳动力的相对需求和供给。

由表 14 第 (3) 列可知，创新产出的对数变量的系数为正，并且通过了显著性检验，和表 2 中的结果类似，均说明创新拉大了企业内部管理层与员工的薪酬差距。第 (4) 列是在第 (3) 列基础上加入了本科以上学历员工占比变量后的估计结果。由第 (4) 列的估计结果可知，加入了本科以上学历员工占比变量后，创新产出对数变量的系数相对第 (3) 列更大，并且本科以上学历员工占比变量的估计系数为负且显著。这说明了本科以上学历员工所占比重的提高降低了企业内部管理层与员工的薪酬差距，虽然创新整体拉大了企业内部管理层和员工的薪酬差距，但创新则通过扩大本科以上学历员工所占比重在一定程度上降低了管理层和员工的薪酬差距。

由表 14 第 (5) 列可知，创新产出的对数变量的系数仍然为正，并且通过了显著性检验，再次说明了创新拉大了企业内部管理层与员工的薪酬差距。虽然与第 (3) 列

的估计结果相比,系数估计值有所下降,但相差不大,并且和表2的估计结果较为接近。这也说明了创新拉大了企业内部管理层和员工薪酬差距的估计结果是较为稳健的,不会因为所使用样本的差异而使估计结果带来较大的变异。第(6)列是在第(5)列基础上加入了技术人员占比变量后的估计结果。由第(6)列的估计结果可知,加入了技术人员占比变量后,创新产出对数变量的系数相对第(5)列更大,并且技术人员占比变量的估计系数为负且显著。这说明了技术人员所占比重的提高降低了企业内部管理层与员工的薪酬差距,虽然创新整体拉大了企业内部管理层和员工的薪酬差距,但创新则通过增加技术人员所占比重在一定程度上降低了管理层和员工的薪酬差距。

综上,虽然创新拉大了企业内部管理层和员工的薪酬差距,创新也增加了对高技能劳动力的雇佣比例,但创新通过增加高技能劳动力的相对需求和供给在一定程度上降低管理层和员工的薪酬差距,并且无论是以本科以上学历员工还是以技术人员作为高技能劳动力代表,均得到了一致的结论。因此,表14的结论基本支持了创新影响收入不平等的“替代效应”机制。

但上述检验无法说明高技能劳动力的相对增加降低了企业内部高技能员工和低技能员工之间的薪酬差距,无法判断其对企业内部员工之间的薪酬差距的影响。传统研究认为,一种投入要素相对供给的增加会使其边际产出降低,从而带来收入水平的下降。因此可推断高技能员工的相对增加会降低高技能员工和低技能员工之间的薪酬差距。另外,采用企业管理层人数与员工人数之比来作为管理层的相对供给规模,以相对供给规模为自变量,以文中的控制变量作为相应的控制变量检验管理层相对规模对管理层与员工薪酬差距的影响,结果发现管理层相对规模越高或者员工规模相对越小的企业,管理层与员工的薪酬差距越小。这也在一定程度上能够支持高技能员工的相对增加会降低高技能员工和低技能员工之间的薪酬差距的结论。

(二)“生产率效应”检验

除了“替代效应”外,创新影响收入不平等的另外一个渠道是“生产率效应”,高技能劳动力能够更加有效地利用创新来提高自己的生产率,即创新对高技能劳动力的生产率促进作用更大。然而企业内部员工之间或管理层与员工之间的生产率差异缺乏有效的度量手段,上市公司的相关统计数据仅有公司总的就业人数和主营业务收入等总产值数据,只能够对上市公司整体的劳动生产率进行大致衡量。但分位数回归方法可以从另一个角度来间接检验“生产率效应”的存在性。具体而言,将每个上市公司的就业人群看作是一个代表性的就业人员,这个上市公司的劳动生产率由总收入除以就业人数计算得到。那么从创新影响上市公司劳动生产率差距的方法可以间接验证

“生产率效应”的存在性。即如果创新拉大了上市公司之间的劳动生产率差异，那么便会拉大上市公司之间的薪酬差距，否则便不会拉大上市公司之间的薪酬差距。

在实施过程中，本文以上市公司的劳动生产率的自然对数作为因变量，采用 RIF 分位数回归方法进行估计。选取的控制变量与表 9 相同，但进一步控制上市公司就业人数的自然对数。控制劳动投入的原因如下。首先，假设企业的生产函数由柯布 - 道格拉斯生产函数形式 ($Y = AL^{\beta_1}K^{\beta_2}$) 表示，两边同时取自然对数，然后在两边同时减去劳动投入变量的自然对数后可以得到 $\ln(Y/L) = \ln A + (\beta_1 - 1) \ln L + \beta_2 \ln K$ 。其中 A 为全要素生产率，同样会受到企业规模、融资约束、企业年龄、财务杠杆、企业所有权性质以及行业和年度等控制变量的影响。上市公司资本投入一般采用固定资产净值度量，而本文的企业规模变量采用总资产进行度量，已经将资本投入包括进来。因此，在估计创新对劳动生产率的影响时，只需要进一步控制劳动投入即可。另外，为了便于前后对比，此部分的估计采用与表 9 相同的分位点，并且对除了劳动投入外的其余自变量进行滞后一期处理。按照上述方法进行估计得到的结果如表 15 所示。

表 15 创新对企业劳动生产率的影响：RIF 分位数回归结果

| 分位点 | 0.1 | 0.25 | 0.4 | 0.5 | 0.6 | 0.75 | 0.9 | 0.95 | 0.975 | 0.99 |
|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 创新产出的对数 | 0.045 *** (5.064) | 0.033 *** (5.023) | 0.028 *** (4.267) | 0.022 *** (3.255) | 0.022 *** (3.117) | 0.022 *** (2.681) | 0.037 ** (2.566) | 0.065 *** (2.760) | 0.075 *** (2.611) | 0.219 *** (3.818) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 9024 | 9024 | 9024 | 9024 | 9024 | 9024 | 9024 | 9024 | 9024 | 9024 |
| 调整 R ² | 0.187 | 0.278 | 0.324 | 0.342 | 0.346 | 0.328 | 0.248 | 0.177 | 0.132 | 0.077 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为基于行业层面聚类稳健标准误差调整得到的 t 统计值。

资料来源：根据国泰安 CSMAR 数据库计算得到。

表 15 中各分位点的估计系数显示，当分位点从 0.1 变化到 0.4 时，创新产出的对数变量的估计系数有小幅度的下降，从 0.045 下降到了 0.028。当分位点从 0.4 变化到 0.75 时，创新变量的估计系数基本上较为平稳，大体维持在 0.022 左右。然而随着分位点的进一步提高，创新变量的估计系数开始有了较大幅度的提高，从 0.75 分位点的 0.022 快速上升到 0.99 分位点的 0.219。这说明当劳动生产率水平相对较低时，随着企业劳动生产率的提高，创新对企业间劳动生产率差距的影响变化很小。而当企业的劳

动生产率达到相对较高的水平时,随着企业劳动生产率的进一步提高,创新产出又会拉大企业间的劳动生产率差距。图2更直观地显示出了创新对企业劳动生产率和管理层薪酬的影响在各分位点的变化。

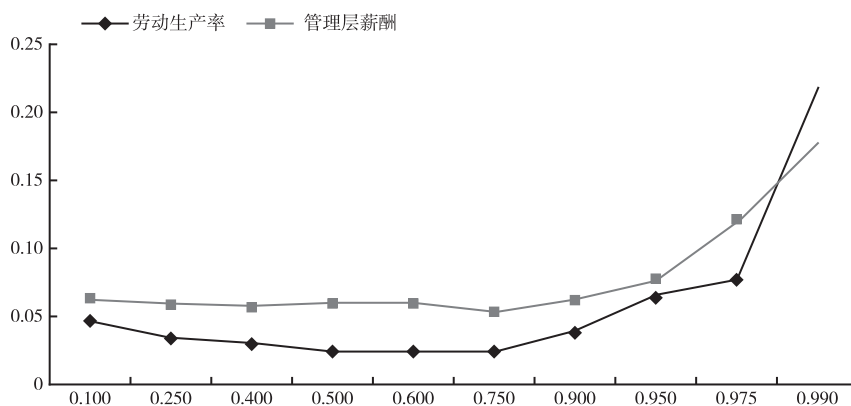


图2 创新对劳动生产率和管理层薪酬影响的分位点系数变化

资料来源:根据国泰安CSMAR数据库计算得到。

由图2可知,创新对企业劳动生产率与管理层薪酬的影响系数在各分位点的变化趋势高度一致,这说明创新通过影响企业的劳动生产率进而影响到了企业内部的薪酬水平,一定程度上支持了创新影响收入水平的“生产率效应”。经计算可知,上述分位点的相关系数高达0.959,说明二者之间具有较高的相关性。另外,采用类似的方法可以比较创新影响企业劳动生产率与员工薪酬的系数在各分位点的变化趋势,但创新对员工薪酬的影响系数在各分位点的变化趋势整体较为平缓,而且较小。由此可知,创新影响企业间劳动生产率的效果和影响企业间管理层薪酬的效果存在高度的相关性,创新通过影响企业间的劳动生产率差距,进而影响到企业间的薪酬差距主要是通过影响了企业内部管理层的薪酬差距。这是由于企业的管理层能够在更大程度上决定企业的生产率,创新对管理层生产率的提升作用更大。这也在一定程度上支持了创新能够拉大管理层和员工的生产率水平,进而影响到了管理层和员工的薪酬差距。综上,本文的检验能够在一定程度上支持创新通过“替代效应”和“生产率效应”影响到企业的薪酬差距。

最后,本文通过稳健性检验发现,通过替换创新产出变量、变更滞后期、进一步控制省份固定效应检验创新影响薪酬差距机制得到的结论与上文基本一致。这进一步验证了本文的研究结论具有稳健性,也使本文的研究结论更加令人信服。

六 结论与政策含义

现有研究对中国创新影响收入不平等的效果是否出现了 Aghion et al.(2019b) 的类似特征, 以及创新影响收入不平等的机制缺乏相应的实证检验。与以往研究不同, 本文根据 2008 - 2018 年上市公司的微观企业数据, 在传统回归基础上, 结合 RIF 回归方法, 从企业内部薪酬差距和企业间薪酬差距两个角度综合考察创新对收入不平等的影响, 验证了创新通过“生产率效应”和“替代效应”两个渠道影响收入不平等的效果。另外, 本文还考察了创新对收入不平等的影响效果在国企与非国企、东部与中西部地区之间的差异, 并且在更换创新指标、改变滞后期选择以及控制省份固定效应等方法后, 发现本文的研究结论具有较强的稳健性。

本文的主要研究结论如下: 第一, 创新同时促进了内部管理层与员工的薪酬水平的上升, 但由于对管理层薪酬水平的促进作用更大, 从而拉大了企业内部管理层与员工之间的薪酬差距。第二, 创新拉大了企业间管理层内部的薪酬差距, 虽然对管理层薪酬方差的总体影响和对较低收入管理层之间的薪酬差距影响不显著, 但达到 0.9 分位以上时, 创新对管理层薪酬的影响显著变大, 即显著拉大了最高收入的部分管理层与其他管理层的薪酬差距。第三, 创新对企业间员工薪酬方差的影响不显著, 虽然在一定程度上减小了企业间员工的薪酬差距, 但在各分位点的系数差异整体不明显, 因此对企业间员工薪酬差距的整体影响不显著。第四, 通过比较创新影响薪酬差距的效果在国企与非国企、东部与中西部地区之间的差异发现, 创新对国企与非国企薪酬差距的影响表现相似, 但是在东部和中西部地区间存在一定差异。由此可知, 创新影响管理层薪酬差距效果随着分位点变化表现出的特征不会由于所有权性质差异产生很大变化, 但是会由于地区差异产生很大变化。第五, 创新通过“生产率效应”拉大了薪酬差距, 通过“替代效应”减弱了创新拉大薪酬差距的效果。

针对创新拉大了收入不平等的事实, 对于如何缩小收入不平等, 本文的研究结论具有重要的政策含义。首先, 创新显著促进了高技能劳动力和低技能劳动力的相关收入, 因此应继续推动创新驱动战略的实施。但考虑到创新也显著拉大了收入差距, 为了改善中国的收入分配状况, 缩小收入不平等, 针对企业内部应该考虑更多的再分配政策, 针对低技能劳动力适当降低个人税收, 鼓励企业加大对低技能劳动力的相关培训。其次, 即使是高技能劳动力之间的收入差距也会由于创新而变大, 虽然创新拉大的只是收入最高的少部分群体, 但创新对那少部分高技能劳动力收入的边际影响是较

大的。因此也应该考虑更多的针对富有群体的相关再分配政策，鼓励企业家投身公益事业。最后，政府应继续加大科学教育等支出，提高劳动力的技能水平，缩小劳动力的技能差距，不仅能够抑制“生产率效应”带来的收入不平等扩大，也能够通过“替代效应”进一步缩小收入不平等。

参考文献：

- 陈宇峰、贵斌威、陈启清（2013），《技术偏向与中国劳动收入份额的再考察》，《经济研究》第6期，第113-126页。
- 孔东民、徐茗丽、孔高文（2017），《企业内部薪酬差距与创新》，《经济研究》第10期，第144-157页。
- 黎文靖、胡玉明（2012），《国企内部薪酬差距激励了谁？》，《经济研究》第12期，第125-136页。
- 王林辉、赵景、李金城（2015），《劳动收入份额“U形”演变规律的新解释：要素禀赋结构与技术进步方向的视角》，《财经研究》第10期，第17-30页。
- 王晓霞、白重恩（2014），《劳动收入份额格局及其影响因素研究进展》，《经济动态》第3期，第107-115页。
- 杨志强、王华（2014），《公司内部薪酬差距、股权集中度与盈余管理行为——基于高管团队内和高管与员工之间薪酬的比较分析》，《会计研究》第6期，第57-65页。
- Aghion, Philippe, Antonin Bergeaud, Richard Blundell & Rachel Griffith (2019a). The Innovation Premium to Soft Skills in Low-Skilled Occupations. *Banque de France Working Paper*, No. 739.
- Aghion, Philippe, Peter Howitt & Giovanni Violante (2002). General Purpose Technology and Wage Inequality. *Journal of Economic Growth*, 7 (4), 315-345.
- Aghion, Philippe, Ufuk Akcigit, Antonin Bergeaud, Richard Blundell & David Hemous (2019b). Innovation and Top Income Inequality. *The Review of Economic Studies*, 86 (1), 1-45.
- Aghion, Philippe, Ufuk Akcigit, Ari Hyttinen & Otto Toivanen (2018). On the Returns to Invention within Firms: Evidence from Finland. *AEA Papers and Proceedings*, 108, 208-212.

- Antonelli, Cristiano & Agnieszka Gehringer (2013). Innovation and Income Inequality. *Cognetti de Martiis Department of Economics and Statistics Working Paper Series*, No. 201324.
- Banker, Rajiv, Danlu Bu & Mihir Mehta (2016). Pay Gap and Performance in China. *Abacus*, 52 (3), 501 – 531.
- Benos, Nikos & Georgios Tsiachtsiras (2019). Innovation and Income Inequality: World Evidence. *MPRA Paper*, No. 92050.
- Bertola, Giuseppe, Reto Foellmi & Josef Zweimüller (2014). *Income Distribution in Macroeconomic Models*. Princeton: Princeton University Press.
- Card, David & John DiNardo (2002). Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles. *Journal of Labor Economics*, 20 (4), 733 – 783.
- Caselli, Francesco (1999). Technological Revolutions. *The American Economic Review*, 89 (1), 78 – 102.
- Chang, Xin, Kangkang Fu, Angie Low & Wenrui Zhang (2015). Non-Executive Employee Stock Options and Corporate Innovation. *Journal of Financial Economics*, 115 (1), 168 – 188.
- Firpo, Sergio, Nicole Fortin & Thomas Lemieux (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77 (3), 953 – 973.
- Firth, Michael, Tak Leung, Oliver Rui & Chaohong Na (2015). Relative Pay and Its Effects on Firm Efficiency in a Transitional Economy. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 110, 59 – 77.
- Frydman, Carola & Dimitris Papanikolaou (2018). In Search of Ideas: Technological Innovation and Executive Pay Inequality. *Journal of Financial Economics*, 130 (1), 1 – 24.
- Gabaix, Xavier & Augustin Landier (2008). Why Has CEO Pay Increased So Much? *The Quarterly Journal of Economics*, 123 (1), 49 – 100.
- Hatipoglu, Ozan (2012). The Relationship Between Inequality and Innovative Activity: A Schumpeterian Theory and Evidence from Cross-Country Data. *Scottish Journal of Political Economy*, 59 (2), 224 – 248.
- Kale, Jayant, Ebru Reis & Anand Venkateswaran (2009). Rank-Order Tournaments and Incentive Alignment: The Effect on Firm Performance. *The Journal of Finance*, 64 (3), 1479 – 1512.

- Krusell, Per, Lee Ohanian, José-Víctor Ríos-Rull & Giovanni Violante (2000). Capital-Skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis. *Econometrica*, 68 (5), 1029 – 1053.
- Lazonick, William (2003). The Theory of the Market Economy and the Social Foundations of Innovative Enterprise. *Economic and Industrial Democracy*, 24 (1), 9 – 44.
- Rodríguez-Pose, Andrés & Vassilis Tselios (2009). Education and Income Inequality in the Regions of the European Union. *Journal of Regional Science*, 49 (3), 411 – 437.
- Rosen, Sherwin (1981). The Economics of Superstars. *The American Economic Review*, 71 (5), 845 – 858.
- Song, Jae, David Price, Fatih Guvenen, Nicholas Bloom & Till Wachter (2019). Firming up Inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, 134 (1), 1 – 50.

Innovation and Income Inequality

Li Yanlong^{1, 2}

(National School of Development, Peking University¹;
Institute of Digital Finance, Peking University²)

Abstract: Based on the data of listed companies in 2008 – 2018, this paper uses RIF regression method to examine the impact of innovation on income inequality from the perspectives of internal salary gap and inter-enterprise pay gap, then we try to reveal its impact mechanism. The results show that innovation widens the salary gap among employees of the company as well as the salary gap among managers. Innovation has not effectively narrowed the salary gap among the employees from different enterprises. Innovation can wide the salary gap through the “productivity effect”, but also can reduce the salary gap through the “substitution effect”. Finally, this paper also finds that the effect of innovation on income inequality is basically similar between state-owned enterprises and non-state-owned enterprises, but there are some differences between the eastern region and the midwest region.

Keywords: innovation, income inequality, RIF regression, impact mechanism

JEL Classification: E25, J31, O31

(责任编辑: 封永刚)