

中国工会对技术创新的影响

谢倩芸 钱晓烨*

内容提要 本文从宏观层面讨论中国工会对技术进步的影响，利用 2001 - 2018 年 30 个省份的面板数据，实证分析了工会对技术创新活动及产出的影响。结果表明，工会密度对技术进步有显著的正向影响。进一步使用空间固定效应模型实证检验中国工会密度与技术创新之间的关系，发现在控制了工会密度与省际技术创新的空间相关性后，实证结果仍然支持工会密度对技术创新活动及产出有积极影响。基于中国工会与区域技术创新之间关系的实证证据，本文建议鼓励各级工会在组织创新和技术进步上继续发挥重要作用，加强各地区间工会层面的技术交流和创新活动的开展，从而促进技术创新。

关键词 工会 技术创新

一 引言

工会在现代经济社会和劳动力市场上发挥着重要的作用，许多学者研究了工会对工资、就业以及其他重要经济变量（如劳动生产率、经济增长等）的影响。虽然已有研究有较为充分的证据支持工会对工作场所结果的作用和影响，如工会对工资有显著影响、工会减少员工的离职率等（Freeman & Medoff, 1984; Bennett & Kaufman, 2004; 姚洋、钟宁桦, 2008; 姚先国等, 2009; Blanchflower & Bryson, 2010; 毛学峰等, 2016; 李光勤等, 2017），但有关工会对技术创新这一重要方面作用的研究还相对较

* 谢倩芸，中国社会科学院人口与劳动经济研究所，电子邮箱：xieqy@cass.org.cn；钱晓烨（通讯作者），四川大学商学院，电子邮箱：xyqian@scu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金面上项目“企业领导者积极心理优势的识别、效应及机制：基于追随者视角的研究”（71872117）、中央高校基本科研项目“数字化时代成长的新生代员工虚拟环境胜任力研究”（2021ZY-SX16）以及中国社会科学院创新工程项目“创新经济研究”（2018RKSSA01）的资助。

少。创新不仅是企业不断发展的源泉、经济增长的核心动力，更是中国转变增长动能、实现新发展格局的基础。工会对创新技术的影响通过改变企业对技术采纳和研发的投入而影响整体经济的发展，因而，工会对技术创新的作用是一个值得深入探究的重要议题。

目前考察工会对技术创新的研究大多是针对发达国家的经验分析，一般关注的是对企业创新或行业创新的影响。研究发现工会对创新主要起着阻碍作用（Hirsch, 1992; Schnable & Wagner, 1992a, 1992b; Addison & Wagner, 1994; Menezes-Filho & Van Reene, 2003），仅有少数研究发现工会鼓励了企业创新（Ulph & Ulph, 1994）。近年来，学者们开始关注发展中国家和地区工会对创新技术进步的影响，但是相关研究还很有限（Balsmeier, 2017）。现有文献表明工会对技术创新的作用可能促进也可能抑制，其实证影响仍然不清晰，研究结论并不一致，存在很多分歧（Hirsch, 2012; Doucouliagos & Laroche, 2013）。而中国作为世界最大的发展中经济体之一，通过研究工会如何影响技术创新，能够为这一问题的争论提供新的证据。

改革开放前，中国实施的是计划经济体制，工会基本都存在于公有制经济（如政府及企事业单位等）中。按照《中国工会章程》，“中国工会是中国共产党领导的职工自愿结合的工人阶级群众组织，是党联系职工群众的桥梁和纽带”，并不涉及到劳资双方就工资等问题的谈判。1978 年改革开放后，中国经济从计划经济向社会主义市场经济转型，劳动力市场日趋完善，同时，组织和劳动关系越来越以市场为导向，雇主和员工之间开始出现劳资矛盾，各种劳动争议和劳动关系冲突发生，政府对工会的要求也更加强调维护职工权益，以减少矛盾和冲突。因而，改革开放以来，中国工会传统的“纽带”功能受到了市场经济的挑战（孙兆阳、刘玉锦，2019），工会的职能从企业利益协同转向职工权益维护的回归（靳卫东、崔亚东，2019）。在中国工会角色过渡的过程中，由于市场压力增长的不均衡以及省级和地方政府对于变化的不同反应，工会角色的过渡也是不均衡的（Budd et al., 2014）。

随着中国工会快速发展，工会的组建率、会员数以及职工入会率等都迅速提高。2019 年中国工会基层组织数为 261.1 万个，已建工会组织的基层单位的职工人数为 29412.8 万人，已建工会组织的基层单位的会员人数为 28317.8 万人^①。中国工会已成为世界最大的工会组织^②，因此，研究中国工会对经济活动尤其是对技术创新的影响尤为必要。

① 来自《中国统计年鉴（2020）》。

② 参见 <http://acftu.people.com.cn/n/2013/1011/c67502-23166574.html>。

现有文献中，关于中国工会对技术创新影响的研究比较少。可能的原因，一是数据较难获得，导致相关研究较少；二是中国工会与其他国家的工会在组织形式、主要职能等方面存在显著差异。目前工会对创新的影响研究主要以其他国家为研究对象，但是，中国作为世界第二大经济体，关于中国工会与创新的经验研究同样重要。中国工会在中国共产党的领导下，代表工人的利益，强调与企业和管理进行合作以提高生产效率，通过“组织职工参加民主管理和民主监督，与行政方面建立协商制度”^①，共同保护劳动者的权益。中国工会是单一等级层次的工会，中华全国总工会是各地方总工会和各产业工会全国组织的领导机关，各基层组织及以上工会之间没有竞争关系。中国工会的经费来源，除了工会会员缴纳的会费以外，还部分来源于建立工会组织的企业、事业单位、机关以及人民政府的补助。这与西方国家工会在劳动关系中所扮演的对抗性更强的角色不同。正是由于中国工会与其他国家工会存在显著差异，使得研究工会在中国经济中的作用、特别是对技术创新的影响就有更为重要的现实意义。

从现实和实践来看，中国工会通过直接参与、甚至发挥领导作用等方式，一直在企业技术创新和职工培训等方面努力发挥积极的作用，为建设创新型企业 and 创新型国家做贡献。例如，全国总工会和各级工会以推动技术创新为主题，各地区基层以上工会成立专业技术组织，开展各种职工技术创新和技能活动，以达到提高职工素质、技能水平和企业自主创新能力的目的，从而推动创新和技术进步工作的开展。截至2017年底，全国建有职工技协组织的基层以上工会共3610个，全国各地区基层工会职工发明创造项目为19.6万项，其中15.1万项获得国家专利，职工技术创新在国家级、省部级均获得奖项，技术创新人才和创新成果均取得显著成果^②。各地区基层工会技术组织也在不断发展壮大。例如，2019年江苏省各基层工会建有职工技协组织6047个^③，陕西省各基层工会建立职工技协组织520个^④。

有学者开始尝试研究中国工会和创新的关系。Fang & Ge (2012) 利用公司层面的横截面数据探讨中国工会与企业创新之间的关系，其研究发现，与发达国家的工会不同，中国的工会鼓励企业的创新和研发投入 (R&D Investment)。基于工会的两面性对企业创新和研发投入可能产生的相反方向的双重影响，这是因为中国的工会谈判能力

① 来自《中国工会章程》。

② 来自《中国工会年鉴 (2018)》。

③ 来自《江苏统计年鉴 (2020)》。

④ 来自《陕西统计年鉴 (2020)》。

较弱，在一定程度上，有利于企业形成比较规范的管理制度，从而促进企业创新。尽管该研究为中国工会对企业创新的影响提供了一定的证据，然而，中国工会与技术创新，特别是与区域技术创新之间可能的作用机制仍然值得进一步的探讨，需要更多的经验证据。

本文基于省级层面探讨中国工会对技术创新的影响，重点分析中国各地区工会的发展与技术进步的省际差异。本文使用 2001 - 2018 年的省级面板数据，采用面板模型和空间计量方法实证发现，工会密度对区域技术创新活动及产出有显著的促进作用。本文以下部分安排为：第二部分为工会影响技术进步的理論分析框架，第三部分为数据来源与变量说明，第四部分为实证结果分析，第五部分为结论与讨论。

本文的边际贡献主要体现在：第一，从研究内容来看，本文增进了对发展中经济体工会与技术创新之间关系的理解。在揭示中国工会的区域差异性的基础上，本文发现了中国工会对区域技术创新的正向净效应，支持了工会促进技术进步的理論假设。这是因为中国工会具有较强的“话语权的一面”，而“垄断性的一面”相对较弱。同时，中国工会倾向于与企业管理层合作，以实现提高生产力、实现员工福利和促进企业利润增长等共同的目标。本文的研究结果支持了中国工会发挥的“话语权”作用以及在企业管理中积极的“冲击效应”，为探索中国工会与技术进步之间可能的作用机制提供了经验证据。

第二，从研究视角来看，本文利用省级时间序列数据，从宏观视角为中国工会与技术进步之间的动态关系提供了实证证据。已有关于中国工会与技术创新关系的研究主要是公司层面的横截面研究，数据来源限制在一个时间段内的企业调查数据。相比之下，省级面板数据能够通过控制未观测到的省级固定效应，分析工会对区域技术进步创新的影响。同时，省级数据能全面地捕捉工会对技术创新影响的省际差异，特别是跨省之间可能存在的外部性或溢出效应。

第三，从研究方法来看，本文采用多种计量回归模型检验工会对技术创新的影响。本文首先采用面板模型来检验工会对技术创新活动及产出的影响，而且为了解决内生性问题，还针对面板模型采用了工具变量估计策略，估计结果显示地区工会密度与技术创新活动及产出之间有显著的正向关系。为了检验这一结论的稳健性，本文进一步采用空间固定效应模型和动态空间面板模型、广义空间面板两阶段最小二乘 (generalized spatial panel autoregressive two-stage least squares regression) 模型对工会密度与区域技术创新的关系进行检验，估计结果提供了进一步的证据，支持工会密度对省际技术创新的显著正向作用。

二 工会影响技术进步的理論分析框架

理論上，关于工作场所的工会化与工作场所的创新之间的关系，存在两种相互竞争的假设，工会对技术进步可能存在促进或阻碍正反两方面的影响。

（一）工会促进技术进步

工会能够通过其“话语权的一面”鼓励企业和组织的技术进步（Freeman & Medoff, 1984; Balsmeier, 2017）。这主要是基于工会的“两面性”理论：工会在一定程度上能够降低工会会员以及被工会覆盖员工的离职率，使员工在组织中的稳定性增强。与高工会率密切相关的员工低离职率能够间接鼓励企业和组织进行研发投入，增加提升员工素质和员工技能的人力资本投资，从而促进技术创新研发项目和活动的开展（Freeman & Medoff, 1984; Freeman, 2005; 魏下海等, 2018）。一方面，工会通过对工会会员及其覆盖的员工，甚至对所有员工进行培训、教育和学习等方式来正面促进对研发投入的正向影响，并且工会会员及被工会覆盖的员工更愿意提升与企业和组织相关的技能以体现自己的价值，这些都可能会增加创造力和创新过程的效率，进而促进技术创新（Wallis et al., 2005; Hoque & Bacon, 2011）。另一方面，员工话语权的增强，有助于更公平地分配创新投资产出的收益，员工对创新项目更有投入的积极性和努力，因此有利于企业创新和技术发展项目的施行（倪骧然、朱玉杰, 2016）。

另外，工会通过对管理造成“冲击效应”，来促进企业和组织的技术进步。有研究指出，工会对企业和组织的管理可能会形成一个“冲击”，强迫企业和组织在管理过程中保持一定程度的正规化，从而提高管理的效率（Reshef et al., 1993; Kizilos & Reshef, 1997）。工会对管理的“冲击效应”可能会让企业和组织在管理中引入灵活性、培训及其他措施，这些都有利于增强企业和组织引入产品创新或过程创新的能力，因而有工会的工作场所一般会呈现较高水平的创新实践（Fang & Ge, 2012）。

（二）工会阻碍技术进步

与促进技术进步相对应，工会可能通过其“垄断性的一面”阻碍企业和组织的技术进步。一方面，工会“垄断性的一面”能够增强工会的谈判力量，帮助工会索取企业投资的收益获得成功（Baldwin, 1983; Grout, 1984）。但是，工会通过垄断力量要求分享资本长期投资回报的行为会阻碍企业和组织在研发和先进技术上的长期投资，而研发和先进技术是企业创新的核心基础，从而，工会会抑制对企业投资研发和技术引进阻碍企业和组织技术进步的发展（Bronars & Deere, 1993; Hirsch, 1991; Betts et

al., 2001)。另一方面, 工会“垄断性的一面”能够帮助员工获得更高的工资, 分享企业投入的回报, 降低企业利润。而企业会通过申请专利保护创新产品, 也就是保护来自于研发和先进技术投入的回报不被工会分去, 但是申请专利的成本可能高于工会从研发、高新技术投入回报中得到的份额 (Connolly et al., 1986)。在这种情况下, 企业也有可能不申请专利保护, 甚至从一开始就减少对研发和新技术的投入, 从而阻碍技术进步的发展。

同时, 因为劳动保护的增强, 工会也可能会阻碍企业和组织的技术进步、抑制其创新活动 (倪晓然、朱玉杰, 2016)。这是由于工会增强劳动保护可能导致企业和组织的经营和管理弹性下降, 使得企业和组织的投资意愿下降, 可能难以在一些风险项目净现值的最优水平上投资。而且, 劳动保护增强会导致企业和组织难以解雇工作能力较差的员工, 而这些员工的工资、福利等明显会增加企业负担。但创新活动风险高、周期长, 需要的资金投入和人力资本投入都很高, 在不得不负担额外劳动力成本的情况下, 企业和组织可能会选择不进行技术发展的投入, 以减少成本来保证收益和利润。

综上所述, 工会对技术进步既可能有正向的促进作用, 也可能有负向的阻碍作用。鉴于理论上的不同预期, 工会究竟是促进还是阻碍了技术创新, 是需要通过实证检验来回答的重要问题。

(三) 实证模型构建

在前面部分理论分析的基础上, 本文构建实证分析模型以检验工会对技术进步的影响。固定面板模型如下:

$$\ln Patent_{it} = \alpha_i + \beta_1 Union'_{it-1} + X'_{it}\eta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $\ln Patent_{it}$ 表示每年每万人发明专利申请量/发明专利授权量的对数; $Union_{it}$ 表示每年各省的工会密度, 为减少内生性问题的影响, 本文对其进行了滞后一期处理; X'_{it} 表示控制变量; α_i 为不可观测的异质性; $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$ 。为解决内生性问题, 本文还采用了面板两阶段最小二乘 (2SLS) 模型, 运用工具变量进行分析。

为捕捉省级变量间可能存在的空间相关效应, 本文采用了空间固定效应模型 (spatial panel fixed-effects regression) 对工会密度和技术创新活动的关系进行进一步估计, 以获得更准确的估计结果^①。根据 Elhorst (2003) 和 Shehata & Mickaiel (2013), 在空间滞后模型和空间误差模型的选择中, 当空间滞后拉格朗日乘数 (LM test for

^① 根据空间相关性的来源不同, 空间固定效应模型可以分为空间滞后模型 (spatial lag model)、空间误差模型 (spatial error model) 和空间自相关模型 (spatial autocorrelation model) 三种。

spatial lag) 比空间误差拉格朗日乘数 (LM test for spatial error) 更显著, 且稳健的空间滞后拉格朗日乘数 (robust LM test for spatial lag) 显著但稳健的空间误差拉格朗日乘数 (robust LM test for spatial error) 不显著时, 应当采用空间滞后模型进行回归。对本文模型计算拉格朗日乘数显示, 空间滞后效应和空间误差效应都在 0.01 的水平以上显著, 因此, 无法依据上述条件对模型进行选择。故而本文同时采用了空间滞后模型、空间误差模型以及空间自相关模型对模型进行检验, 总体来看, 三种模型的估计结果保持一致。受篇幅所限, 本文在实证分析部分仅报告了最为常见的空间滞后模型的结果。

空间滞后固定效应模型的公式如下:

$$\ln Patent_{it} = \tau + \rho w_i' Patent_{it} + \beta_1 Union'_{it-1} + X_{it}' \eta + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it} \quad (3)$$

(2) 式中, γ_t 代表了每个观测值的时间固定效应; u_i 则代表了区域个体效应; W_{ij} 为空间相邻加权矩阵中的元素; $w_i' Patent_{it} = \sum_{j=1}^n w_{ij}' y_{jt}$ 是因变量的空间滞后项, 反映的是因变量在空间上的相关性对模型的影响。为同时控制模型的内生性问题和空间相关性问题, 本文研究还采用了动态面板空间模型和广义空间面板两阶段最小二乘模型进行进一步分析。

三 数据来源与变量说明

本文选取 2001–2018 年省级面板数据对实证模型进行检验。在样本时期内, 中国的经济和社会环境十分稳定, 社会主义市场经济日益成熟, 劳动关系和相关的劳动立法也有了长足的发展。因此, 选取这段时期作为样本考察时期可以更好地检验改革开放后现代劳动力市场上的中国工会对创新和技术进步的影响。

由于回归模型使用了滞后一期的工会覆盖密度以减轻内生性问题的影响, 本文分析所使用的数据观测期为从 2000 年至 2018 年。数据自《中国工会年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》和各省份统计年鉴数据汇编而成。其中,《中国工会年鉴》由中华全国总工会主办, 是根据对各基层工会的全面调查, 再将数据统计汇总。《中国工会年鉴》的数据具有以所有地方各级基层工会为基础的优势, 从而提供了关于中国工会的更为全面的情况。最终, 本文形成了一个包含 18 年、30 个省份共 540 个观测值的面板数

据样本^①。

本文研究中的因变量为技术创新活动及产出，用“发明专利申请量”和“发明专利授权量”两个指标来衡量。从《中国统计年鉴》中获取各省发明专利申请总量、发明专利授权量和总人口数，然后分别计算得到各省的“每万人发明专利申请量”和“每万人发明专利授权量”，并对这两个变量进行了对数处理。2001 - 2018 年，各省的每万人发明专利申请量对数范围处于 6.15 ~ 13.21 之间，总体平均值为 9.36。而各省的每万人发明专利授权量对数范围处于 4.31 ~ 12.29 之间，总体平均值为 7.91。由于专利从申请到授权存在长达几年的时滞，本文同时采用了这两个变量作为技术创新的衡量指标，以确保回归结果的稳健性。

本文研究的核心解释变量为工会密度，用各地区“工会覆盖密度”和“工会会员密度”两个指标来衡量，以反映各地区工会发展基本情况。具体来说，“工会覆盖密度”是各地区已建工会基层单位职工人数相对于该地区就业人数的比例（百分比）；“工会会员密度”是各地区已建工会基层单位工会会员人数相对于该地区就业人数的比例（百分比）。2000 - 2017 年各地区“已建工会基层单位职工人数”和“已建工会基层单位工会会员人数”来自《中国工会年鉴》；2018 年各地区“已建工会基层单位工会会员人数”来自《中国劳动统计年鉴》。这两个指标中，前者衡量工会的覆盖范围^②，而后者直接衡量工会会员数量。各地就业人员总数 2000 - 2010 年来自《中国统计年鉴》，2011 - 2018 年来自各省份统计年鉴。

在微观分析中，工会覆盖密度和工会会员密度之间的区别可能很大（Andrews et al., 1998; Budd & Na, 2000），但本文使用省级层面数据，工会密度的这两个指标之间的相关系数为 0.99。由于使用任何一个指标的回归结果基本相同，因此本文将使用“工会覆盖密度”这一指标，这也是本文的核心解释变量。2001 - 2017 年，中国各省的平均工会覆盖密度为 0.32，范围为 0.02 ~ 0.89，而本文的实证分析正是基于工会密度的区域异质性。在进行各地区工会密度与技术创新之间关系的多变量分析中，本文将充分考虑中国不同区域工会密度的异质性（即每一个空间单位上的工会密度与其他空间单位上的工会密度相区别）和工会密度在区域间的空间依赖性（也称空间相关性，即工会密度的

① 在描述性统计和空间相关性检验时，用到了 2001 - 2018 年 18 年间的数据；在回归分析中，由于引入时间滞后项，实际用到了 2000 - 2018 年 19 年间的数据。

② 工会覆盖范围包括那些被工会合同覆盖的可以享受工会工资的非工会成员。这些从业人员享有和工会会员在工资、福利上一样的权利，但他们没有对工会的选举、决定等进行投票的权利。

相似性与空间距离的接近性方向一致)。空间依赖性来自于空间要素在地区间的流动,也来自于空间区位的地理相似性和历史发展积累。正是由于工会密度和省际技术创新空间效应的存在^①,本文将在面板模型和工具变量面板模型之外,引入空间面板模型作为分析工具,以矫正传统面板模型因忽略空间相关性而导致的估计偏误。

在回归模型中,本文还控制了各地区人均第二产业增加值、就业人员数、私营企业雇员比重、高等教育从业人员比重等会影响技术创新活动的变量。其中,各地区第二产业增加值作为劳动生产率的代理指标;各地区就业人员数来自《中国统计年鉴》。由于工会在不同类型的企业中的数量不相同,本文模型中也控制了各地区私营企业就业人数比例,该比例为各地区私营企业就业人数占全部就业人数的百分比。高等教育从业人员比重反映了一个地区的人力资本存量水平,以往研究表明区域人力资本是影响技术创新的重要因素(钱晓焯等,2010),本文将这一变量也纳入模型进行控制。具体的变量定义和统计描述见表1。

表1 变量定义和描述性统计

变量名称	定义	均值	标准差	最小值	最大值
工会覆盖密度	各地区已建工会基层单位职工人数占全部就业人数的比例	0.32	0.13	0.02	0.89
工会会员密度	各地区已建工会基层单位工会会员人数占全部就业人数的比例	0.31	0.12	0.08	0.82
每万人发明专利申请量	各地区发明专利申请量除以总人口数的对数	9.36	1.59	6.15	13.21
每万人发明专利授权量	各地区发明专利授权量除以总人口数的对数	7.91	1.61	4.31	12.29
第二产业增加值	各地区人均第二产业增加值的对数	2.23	0.12	0.82	2.61
就业人员对数	各地区城镇单位年末就业人员总数的对数	7.57	0.80	5.63	8.82
私营企业雇员比重	各地区私营企业就业人数占全部就业人数的百分比	0.14	0.14	0.01	1.02
高等教育从业人员比重	从业人员接受高等教育人数占全部就业人数的比例	12.95	9.38	2.00	59.58

资料来源:根据2001-2019年《中国工会年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》和各省份统计年鉴相关数据计算得到。

^① 关于省际技术创新活动的空间相关性,见钱晓焯等(2010)中的分析。

四 实证结果分析

(一) 面板模型回归结果

1. 基准回归结果

表 2 报告了工会密度与区域技术创新的面板模型基准回归结果。在回归之前,本文针对随机效应和固定效应模型的选择问题进行了 Hausman 检验,检验结果支持固定效应模型的设定。

表 2 第 (1) 和第 (2) 列是工会密度对每万人发明专利申请量对数的估计结果,第 (3) 和第 (4) 列是工会密度对每万人发明专利授权量对数的估计结果。估计结果显示,工会覆盖密度对技术创新活动及产出的两个测量变量的估计系数都显著为正,这表明一个地区工会覆盖密度越高,该地区的技术创新水平越高。在没有加入控制变量的模型 (1) 和 (3) 中,工会密度对发明专利申请量和发明专利授权量的估计系数分别为 11.12 和 10.98。在加入控制变量的模型 (2) 和 (4) 中,工会覆盖密度对发明专利申请量和发明专利授权量的估计系数分别为 5.874 和 5.393,这表明工会覆盖密度每增加 1%,各省下一年度每万人发明专利申请量将平均增加 3.56%,每万人发明专利授权量将平均增加 2.20%。

表 2 工会覆盖密度与技术创新 (面板模型)

因变量	每万人发明专利申请量对数		每万人发明专利授权量对数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
工会覆盖密度的一年滞后项	11.120 *** (0.415)	5.874 *** (0.356)	10.980 *** (0.450)	5.393 *** (0.355)
人均第二产业增加值对数		2.933 *** (0.283)		2.479 *** (0.283)
就业人员对数		1.724 *** (0.265)		2.511 *** (0.264)
私营企业雇员比重		0.718 * (0.430)		1.369 *** (0.429)
高等教育从业人员比重		0.064 *** (0.008)		0.063 *** (0.008)

续表

因变量	每万人发明专利申请量对数		每万人发明专利授权量对数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
时间效应	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制
观测值	540	540	540	540
省份个数	30	30	30	30
Adjusted R ²	0.561	0.832	0.512	0.842
F-statistic	21.07	21.33	16.09	19.52

注：由于西藏的数据缺失较为严重没有纳入研究，样本省份个数为30个；*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；括号内为标准误。

资料来源：根据2001-2019年《中国工会年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》和各省份统计年鉴相关数据计算得到。

2. 2SLS 回归结果

宏观计量模型往往具有内生性问题，主要来源有自变量与因变量之间的双向因果关系，以及遗漏变量问题。为了进一步纠正内生性产生的干扰，本文选取了两个工具变量，采用两阶段最小二乘法（2SLS）进行进一步检验。

本文选取了“省工会条例中是否要求企业在12个月内建立工会”和“省工会条例中是否要求企业在6个月内建立工会”这两个虚拟变量作为工会覆盖密度的工具变量。这两个政策变量满足工具变量的基本条件：一是与一个省的工会覆盖密度高度相关；二是与模型中的随机扰动项相关性较低。本文对工具变量模型进行了Hausman检验，检验结果表明这两个工具变量是有效的。表3报告了采用工具变量估计的工会覆盖密度对区域技术创新的影响。

表3第(1)和第(2)列报告了采用“省工会条例中是否要求企业在12个月内建立工会”作为工具变量估计的结果。根据第(1)列的结果，各省工会条例中对于12个月内建立工会的政策规定与该地区的工会覆盖密度显著正相关。在引入工具变量的2SLS模型中（第(2)列），工会覆盖密度对技术创新活动仍然表现出了显著的正向影响^①。

^① 受篇幅所限，表3仅报告了以每万人发明专利申请量作为因变量的模型估计结果。我们也检验了以每万人发明专利授权量作为因变量的模型，估计结果与表3一致。

表 3 工会覆盖密度对技术创新影响的 2SLS 回归结果

	工会覆盖密度的 一年滞后项	每万人发明专利 申请量对数	工会覆盖密度的 一年滞后项	每万人发明 专利申请量对数
	(1)	(2)	(3)	(4)
各省工会条例中 要求 12 个月内建立工会	0.051 *** (0.013)			
各省工会条例中要求 6 个月 内建立工会			0.040 *** (0.013)	
工会覆盖密度的一年滞后项		13.31 *** (2.722)		11.480 *** (3.136)
人均第二产业增加值对数	0.313 *** (0.032)	0.483 (0.963)	0.322 *** (0.032)	1.085 (1.080)
就业人员对数	-0.163 *** (0.032)	2.856 *** (0.545)	-0.174 *** (0.033)	2.578 *** (0.573)
私营企业雇员比重	0.334 *** (0.051)	-1.849 * (1.095)	0.334 *** (0.051)	-1.218 (1.194)
高等教育从业人员比重	0.004 *** (0.001)	0.036 ** (0.014)	0.004 *** (0.001)	0.043 *** (0.015)
时间效应	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制
观测值	540	540	540	540
省份个数	30	30	30	30
Hausman 检验 (IV V. S. FE)		207.38 ***		59.48 ***
R ²	0.496		0.489	
Chi ²		97352		121691
F-statistic	17.90	7.904	15.72	9.176

注：由于西藏的数据缺失较为严重没有纳入研究，样本省份个数为 30 个；*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为标准误。

资料来源：根据 2001 - 2019 年《中国工会年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》和各省份统计年鉴相关数据计算得到。

对比表 3 第 (2) 列与表 2 第 (2) 列的结果可以发现，固定效应模型估计的工会覆盖密度对技术创新的效应小于工具变量模型估计的效应，这表明内生性问题导致固定效应模型低估了工会密度对技术创新的效应。这可能是由于工会密度和技术创新反向、共同地受到了特定的因素的影响，如地区对外开放的时间。当一个地区对外开放

时间越长（如广东），该地区的创新活力和创新基础往往更好，技术创新表现更好。而这些早期开放地区的企业往往会形成不重视工会，以确保用工低成本的管理传统，从而体现为该地区较低的工会覆盖率。当模型中遗漏了这类变量，也会导致工会密度对技术创新的影响被低估。

表3第（3）和第（4）列报告了采用“省工会条例中是否要求企业在6个月内建立工会”作为工具变量估计的结果。估计结果和第（1）以及第（2）列的结果十分接近。这也在一定程度上支持了工具变量模型估计结果的稳健性。

虽然通过采用工具变量控制了内生性，但是省级变量间可能存在的空间相关效应仍然会影响工会密度和技术创新的关系。因而，本文进一步采用空间面板模型对工会密度和技术创新的关系进行检验，以获得更精确的估计结果。

（二）空间面板模型的检验

1. 空间相关性检验

采用空间依赖性统计指标可以严格地反映经济变量在区域间的相关性。表4报告了2001–2018年中国技术创新活动和工会覆盖密度的莫兰指数（Moran's I）、吉尔瑞指数（Geary's C）统计量及其显著性。莫兰指数是最常用的检验变量的空间自相关性的指标（Moran, 1950）。当其取正值，表示空间正相关，高值与高值聚集在一起，低值与低值聚集在一起。反之，则为空间负自相关。由于莫兰指数对空间矩阵设定较为敏感，且对趋势有严格的限定假设，本文还报告了吉尔瑞指数 Geary's C 指数（Geary, 1954），该变量取值大于1表示负相关，小于1表示正相关。

表4 工会覆盖密度与技术创新的空间相关性检验

年份	每万人发明专利申请量对数		工会覆盖密度	
	莫兰指数(Moran's I)	吉尔瑞指数(Geary's C)	莫兰指数(Moran's I)	吉尔瑞指数(Geary's C)
2001	0.155 *	0.509 **	0.210 **	0.519 **
2002	0.208 **	0.462 ***	0.280 ***	0.421 ***
2003	0.183 **	0.495 ***	0.281 ***	0.535 ***
2004	0.188 **	0.493 ***	0.269 ***	0.495 ***
2005	0.159 *	0.538 ***	0.190 **	0.536 **
2006	0.165 *	0.553 ***	0.185 **	0.559 **
2007	0.193 **	0.521 ***	0.174 **	0.552 *
2008	0.165 *	0.550 ***	0.142 *	0.590 *
2009	0.184 **	0.556 ***	0.120	0.613 *

续表

年份	每万人发明专利申请量对数		工会覆盖密度	
	莫兰指数(Moran's I)	吉尔瑞指数(Geary's C)	莫兰指数(Moran's I)	吉尔瑞指数(Geary's C)
2010	0.176 *	0.595 **	0.046	0.759
2011	0.178 *	0.599 ***	0.054	0.712
2012	0.167 *	0.640 **	0.042	0.735
2013	0.150 *	0.678 **	0.010	0.837
2014	0.164 *	0.676 **	-0.039	0.903
2015	0.195 **	0.662 **	0.022	0.834
2016	0.211 **	0.625 ***	-0.101	1.045
2017	0.226 **	0.646 **	-0.114	1.068
2018	0.294 ***	0.545 ***	—	—

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

资料来源：根据 2001—2019 年《中国工会年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》和各省份统计年鉴相关数据计算得到。

本文计算了基于三种不同空间加权矩阵的莫兰指数和吉尔瑞指数统计量及其 Z 值，分别为：基于相邻标准的临近空间加权矩阵、基于距离标准的临近空间加权矩阵以及 K 阶临近空间加权矩阵。基于对三组结果的比较，本文选择了使莫兰指数和吉尔瑞指数结果最为稳健的相邻标准的空间加权矩阵作为后续分析的基础。

根据表 4 报告的结果，在多数年份，莫兰指数和吉尔瑞指数显著为正，这说明工会覆盖密度和技术创新存在正的空间相关性，即某一省份较高的创新活动与相邻省份较高的技术创新相关。同时，某一省份较高的工会覆盖密度与相邻省份较高的工会覆盖密度相关。技术创新的空间相关性可能是由地区间的知识溢出导致的，随着两省间距离的增加，知识溢出的效果逐渐减弱。工会覆盖密度的空间相关性则可能来自于地区间产业结构、企业所有制占比以及工会政策的相近性。

此外，表 4 结果显示，技术创新的空间相关性的显著性经历了自强而弱再变强的过程。另一个值得注意的现象是，工会覆盖密度的空间相关性在 2010 年后不再显著，且在 2014 年、2016 年、2017 年莫兰指数值为负，但系数并不显著。总体来看，上述结果显示工会覆盖密度的空间相关性正在减弱。

2. 空间面板模型估计结果

空间相关性检验的结果揭示了工会覆盖密度和技术创新的空间相关性存在，空间关系应当被纳入回归模型中。因此，本文采用了空间面板模型对工会密度与省际技术

创新的关系进行进一步检验。表 5 中报告了空间滞后面板模型的估计结果^①。根据检验的结果，与固定面板模型相比，采用空间面板模型是更加合理的。对模型空间相关性的检验也支持这一模型设定。

表 5 工会覆盖密度与技术创新（空间面板模型）

	每万人发明专利申请量对数		每万人发明专利授权量对数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
工会覆盖密度的一年滞后项	2.589 *** (0.369)	2.741 *** (0.320)	1.834 *** (0.386)	2.199 *** (0.304)
每万人专利申请量对数的 空间滞后项 AR (1)	0.164 *** (0.005)	0.107 *** (0.006)		
每万人专利授权量对数的 空间滞后项 AR (1)			0.175 *** (0.006)	0.111 *** (0.005)
人均第二产业增加值对数		1.162 *** (0.237)		0.676 *** (0.226)
就业人员对数		1.336 *** (0.205)		1.996 *** (0.197)
私营企业雇员比重		0.938 *** (0.330)		1.500 *** (0.316)
高等教育从业人员比重		0.029 *** (0.007)		0.027 *** (0.006)
时间效应	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制
观测值	540	540	540	540
省份个数	30	30	30	30
Log Likelihood	-363.60	-245.35	-395.35	-222.05
模型设定检验				
Panel Heteroscedasticity LR test	235.11 ***	195.47 ***	216.83 ***	165.46 ***
Chi ² : SAR vs. OLS	955.45 ***	352.16 ***	1021.96 ***	425.41 ***
模型空间相关性检验				
Global Moran's I	-0.121 ***	-0.116 ***	-0.041	-0.034

^① 我们也采用了空间误差固定效应模型（spatial error fixed effect model）和空间自相关固定效应模型（spatial autocorrelation fixed effect model）进行稳健性检验，结果和表 5 总体一致。

续表

	每万人发明专利申请量对数		每万人发明专利授权量对数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Global Geary's C	1.025	1.123 ***	0.830 ***	0.948
LM SAC	16.07 ***	14.67 ***	1.845	1.257

注：由于西藏的数据缺失较为严重没有纳入研究，样本省份个数为 30 个；*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内为标准误；由于 $LM\ SAC = LM\ Err + LM\ Lag_R$ 或 $LM\ SAC = LM\ Err_R + LM\ Lag$ ，即空间自相关的拉格朗日乘数是空间误差拉格朗日乘数和稳健空间滞后拉格朗日乘数之和或稳健空间误差拉格朗日乘数和空间滞后拉格朗日乘数之和，其对空间依赖性的检验与空间滞后拉格朗日乘数（LM Lag）和空间误差拉格朗日乘数（LM Error）高度一致，为节约篇幅，本表仅报告了空间自相关的拉格朗日乘数（LM SAC）值。

资料来源：根据 2001 - 2019 年《中国工会年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》和各省份统计年鉴相关数据计算得到。

表 5 报告的空间面板模型的估计结果提供了进一步的证据，支持工会密度对技术创新活动及产出的显著正向作用。工会覆盖密度对每万人发明专利申请量和每万人发明专利授权量的回归系数都在 1% 水平上显著，加入或不加入控制变量都没有改变回归系数的显著性。对比表 2 和表 5 中工会覆盖密度的估计系数，可以观察到空间面板模型的估计系数明显小于面板模型的结果。这表明，面板模型由于没有考虑空间交互效应，会高估工会密度对技术创新的影响。

从表 5 中也可以看到，因变量的空间滞后项估计系数都是正向显著的，这表明相邻省份的技术创新在空间上的溢出和集聚会对某个省份的技术创新产生影响。这说明空间滞后性确实可以解释一部分技术创新。当传统的面板模型不考虑空间相关性时，解释变量的影响会被高估。

为了同时考虑空间效应和内生性问题对模型估计结果的影响，本文采用了两种方法进行进一步检验^①。方法一是采用动态空间面板模型进行估计。该模型将因变量的时间滞后项纳入模型中，从而对内生地影响因变量的因素进行控制（Lee & Yu, 2010）。估计结果报告在表 6 第（1）列和第（3）列中。方法二是参考 Fingleton（2008），根据内生变量取值属于排序的上段、中段或下段将内生变量赋值为 -1, 0, 1，构造出内生变量的准工具变量（quasi-instrument），再采用广义空间面板两阶段最小二乘模型，对

^① 受到目前空间计量技术方法发展的限制，本文还无法在空间面板模型中估计“各省工会条例中要求 12 个月内建立工会”和“各省工会条例中要求 6 个月内建立工会”这两个工具变量模型的结果。因而，本文运用了动态空间面板模型和广义空间面板两阶段最小二乘模型两种方法尝试在空间模型中控制内生性问题。

准工具变量进行回归。估计结果报告在表 6 第 (2) 列和第 (4) 列中。

表 6 两种方法的估计结果都显示，工会覆盖密度对技术创新有显著的正向影响。相比固定效应模型和空间面板模型估计的结果，控制了内生性的空间面板模型的估计系数进一步减小了，表明在控制了空间效应和内生性问题的固定效应模型中，工会对技术创新的影响被高估了。

表 6 工会覆盖密度与技术创新 (动态空间面板模型和广义空间面板两阶段最小二乘模型)

	每万人发明专利申请量对数		每万人发明专利授权量对数	
	动态空间 面板模型 (1)	广义空间面板两阶段 最小二乘模型 (2)	动态空间 面板模型 (3)	广义空间面板两阶段 最小二乘模型 (4)
工会覆盖密度的一年滞后项	0.319 * (0.170)	1.749 *** (0.363)	0.766 *** (0.173)	1.784 *** (0.355)
每万人专利申请量对数的 空间滞后项 AR (1)	0.149 *** (0.028)	0.053 ** (0.023)		
每万人专利申请量对数的 时间滞后项 (滞后一年)	0.818 *** (0.023)			
每万人专利授权量对数的 空间滞后项 AR (1)			0.294 *** (0.029)	0.058 *** (0.023)
每万人专利授权量对数的 时间滞后项 (滞后一年)			0.596 *** (0.025)	
人均第二产业增加值对数	0.461 *** (0.121)	0.189 *** (0.025)	0.666 *** (0.125)	0.167 *** (0.024)
就业人员对数	-0.010 (0.122)	0.099 *** (0.021)	0.477 *** (0.130)	0.078 *** (0.021)
私营企业雇员比重	-0.139 (0.157)	0.127 *** (0.024)	0.534 *** (0.165)	0.106 *** (0.024)
高等教育从业人员比重	-0.006 ** (0.003)	0.088 *** (0.024)	-0.010 *** (0.003)	0.111 *** (0.024)
时间效应	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制
观测值	510	540	510	540
省份个数	30	30	30	30
Overall R ²	0.97	0.80	0.88	0.815
Log Likelihood	122.81	-257.75	67.46	-566.84
模型设定检验				
Panel Heteroscedasticity LR test		59.80 ***		76.77 ***
模型空间相关性检验				
Global Moran's I		-0.069 **		-0.066 **

续表

	每万人发明专利申请量对数		每万人发明专利授权量对数	
	动态空间 面板模型 (1)	广义空间面板两阶段 最小二乘模型 (2)	动态空间 面板模型 (3)	广义空间面板两阶段 最小二乘模型 (4)
Global Geary's C		1.076 *		1.069
LM SAC		5.932 *		5.566 *

注：由于西藏的数据缺失较为严重没有纳入研究，样本省份个数为 30 个；*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内为标准误；由于 $LM\ SAC = LM\ Err + LM\ Lag_R$ 或 $LM\ SAC = LM\ Err_R + LM\ Lag$ ，即空间自相关的拉格朗日乘数是空间误差拉格朗日乘数和稳健空间滞后拉格朗日乘数之和或稳健空间误差拉格朗日乘数和空间滞后拉格朗日乘数之和，其对空间依赖性的检验与空间滞后拉格朗日乘数 (LM Lag) 和空间误差拉格朗日乘数 (LM Error) 高度一致，为节约篇幅，表中仅报告了空间自相关的拉格朗日乘数 (LM SAC) 值；由于动态空间面板模型引入了因变量的时间滞后项，因而第 (1) 列和第 (3) 列的观测值个数为 510 个。

资料来源：根据 2001 - 2019 年《中国工会年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》和各省份统计年鉴相关数据计算得到。

五 结论与讨论

本文利用 2001 - 2018 年中国 30 个省份的面板数据，实证分析了工会与技术进步之间的关系。面板实证模型的估计结果显示，工会覆盖密度（工会密度）对每万人专利申请量和每万人专利授权量即技术创新活动及产出有显著的正向影响。进一步，本文使用工具变量的回归结果显示，工会密度会对各省的技术创新水平依然具有显著的正向效应。在此基础上，通过进行空间相关性检验，本文发现工会覆盖密度和技术进步之间的确存在空间相关性。为此，本文采用空间固定效应模型对工会密度与省际技术创新的关系进行进一步检验，回归估计依然支持工会密度对区域技术创新具有显著的正向影响。

本文的实证结果验证了中国工会的特点和状况，与中国工会的“弱垄断性”和“强话语权”是一致的。与西方工会不同，中国的工会并不是独立工会，中国工会的“弱垄断性”减少了对技术进步的阻碍。而且，中国的工会在中国共产党的领导下，代表和保护工人的权益，具有较强话语权的一面能够鼓励和促进组织的创新。本文的研究结果也与 Fang & Ge (2012) 从企业层面发现中国工会与企业创新之间存在显著的正向关系，工会对创新产出与研发投入均有正面影响是一致的。尽管本文的发现与该研究的结论一样，但本文的研究提供了有关中国工会与区域技术创新活动及产出之间的宏观证据。

基于本研究显示的中国工会对区域技术进步有显著的正面影响，实践中应该鼓励各级工会通过直接参与等各种方式，在组织创新和技术进步等方面继续积极发挥重要

作用，通过提升职工素质和创新能力，推动组织的技术创新，进而推动地区和社会的技术进步。同时，建议加强各省份之间工会层面的技术交流和创新活动的开展，通过区域间工会对技术创新的空间外部性和空间溢出效应，促进各地区技术进步。

需要说明的是，本文研究还存在不足，进一步研究工作应该利用微观数据和案例研究来更好地揭示中国工会与技术创新的关系及其影响机制。比如，可以比较研究中国国有企业、民营企业、外资企业等不同类型的组织中工会对创新和技术的影响。此外，在分析中，还应该考虑和控制其他因素如市场状况、组织的管理情况等对技术创新的影响，尤其是工会在其中的作用还需要进一步研究。

参考文献：

- 靳卫东、崔亚东（2019），《中国工会的职能转变：从企业利益协同到职工权益维护》，《经济学动态》第2期，第63-77页。
- 李光勤、曹建华、邵帅（2017），《维权、工会与工资上涨》，《经济学动态》第5期，第41-52页。
- 毛学峰、刘靖、张车伟（2016），《中国的工会可以降低性别工资差异吗？》，《经济学动态》第5期，第26-36页。
- 倪晓然、朱玉杰（2016），《劳动保护、劳动密集度与企业创新——来自2008年〈劳动合同法〉实施的证据》，《管理世界》第7期，第154-167页。
- 钱晓焯、迟巍、黎波（2010），《人力资本对我国区域创新及经济增长的影响——基于空间计量的实证研究》，《数量经济技术经济研究》第4期，第107-121页。
- 孙兆阳、刘玉锦（2019），《工会对企业员工工资有什么影响？——基于中国综合社会调查2008-2015年混合截面数据的分析》，《劳动经济研究》第4期，第121-144页。
- 魏下海、金钊、孙中伟（2018），《工会、劳动保护与企业新增投资》，《世界经济》第5期，第173-192页。
- 姚先国、李敏、韩军（2009），《工会在劳动关系中的作用——基于浙江省的实证分析》，《中国劳动关系学院学报》第1期，第25-30页。
- 姚洋、钟宁桦（2008），《工会是否提高了工人的福利？——来自12个城市的证据》，《世界经济文汇》第5期，第5-29页。
- Addison, John & Joachim Wagner (1994). UK Unionism and Innovative Activity: Some

- Cautionary Remarks on the Basis of A Simple Cross-Country Test. *British Journal of Industrial Relations*, 32 (1), 85 – 98.
- Andrews, Martyn, Mark Stewart, Joanna Swaffield & Richard Upward (1998). The Estimation of Union Wage Differentials and the Impact of Methodological Choices. *Labour Economics*, 5 (4), 449 – 474.
- Baldwin, Carliss (1983). Productivity and Labor Unions: An Application of the Theory of Self-Enforcing Contracts. *Journal of Business*, 56 (2), 155 – 185.
- Balsmeier, Benjamin (2017). Unions, Collective Relations Laws and R&D Investment in Emerging and Developing Countries. *Research Policy*, 46 (1), 292 – 304.
- Bennett, James & Bruce Kaufman (2004). What Do Unions Do? A Twenty-Year Perspective. *Journal of Labor Research*, 25 (3), 339 – 349.
- Betts, Julian, Cameron Odgers & Michael Wilson (2001). The Effects of Unions on Research and Development: An Empirical Analysis Using Multi-Year Data. *Canadian Journal of Economics*, 34 (3), 785 – 806.
- Blanchflower, David & Alex Bryson (2010). The Wage Impact of Trade Unions in the UK Public and Private Sectors. *Economica*, 77 (305), 92 – 109.
- Bronars, Stephen & Donald Deere (1993). Unionization, Incomplete Contracts and Capital Investment. *Journal of Business*, 66 (1), 117 – 132.
- Budd, John & In-Gang Na (2000). The Union Membership Wage Premium for Employees Covered by Collective Bargaining Agreements. *Journal of Labor Economics*, 18 (4), 783 – 807.
- Budd, John, Wei Chi, Yijiang Wang & Qianyun Xie (2014). What Do Unions in China Do? Provincial-Level Evidence on Wages, Employment, Productivity, and Economic Output. *Journal of Labor Research*, 35 (2), 185 – 204.
- Connolly, Robert, Barry Hirsch & Mark Hirschey (1986). Union Rents Seeking, Intangible Capital, and Market Value of the Firm. *The Review of Economics and Statistics*, 68 (4), 567 – 577.
- Doucouliaqos, Hristos & Patrice Laroche (2013). Unions and Innovation: New Insights From the Cross-Country Evidence. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 52 (2), 467 – 491.
- Elhorst, Paul (2003). Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models. *International Regional Science Review*, 26 (3), 244 – 268.

- Fang, Tony & Ying Ge (2012). Unions and Firm Innovation in China: Synergy or Strife? *China Economic Review*, 23 (1), 170 – 180.
- Fingleton, Bernard (2008). A Generalized Method of Moments Estimator for A Spatial Model with Moving Average Errors, with Application to Real Estate Prices. *Empirical Economics*, 34 (1), 35 – 57.
- Freeman, Richard & James Medoff (1984). *What do unions do?* New York: Basic Books.
- Freeman, Richard (2005). What Do Unions Do? The 2004 M-Brane Stringtwister Edition. *Journal of Labor Research*, 26 (4), 641 – 668.
- Geary, Robert C (1954). The Contiguity Ratio and Statistical Mapping. *The Incorporated Statistician*, 5 (3), 115 – 146.
- Grout, Paul (1984). Investment and Wages in the Absence of Binding Contracts: A Nash Bargaining Approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 52 (2), 449 – 460.
- Hirsch, Barry (1991). *Labor Unions and the Economic Performance of Firms*. U. S. Michigan: W. E. Upjohn Institute for Employment Research.
- Hirsch, Barry (1992). Firm Investment Behavior and Collective Bargaining Strategy. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 31 (1), 95 – 121.
- Hirsch, Barry (2012). Unions, Dynamism, and Economic Performance. In Cynthia Estlund & Michael Wachter (eds.), *Research Handbook on The Economics of Labor and Employment Law*. UK: Edward Elgar Publishing, pp. 107 – 145.
- Hoque, Kim & Nicolas Bacon (2011). Assessing the Impact of Union Learning Representatives on Training: Evidence from A Matched Sample of ULRs and Managers. *Work, Employment and Society*, 25 (2), 218 – 233.
- Kizilos, Mark & Yonatan Reshef (1997). The Effects of Workplace Unionization on Worker Responses to HRM Innovation. *Journal of Labor Research*, 18 (4), 641 – 656.
- Lee, Lung-fei & Jihai Yu (2010). Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects. *Journal of Econometrics*, 154 (2), 165 – 185.
- Menezes-Filho, Naercio & John Reenen (2003). Unions and Innovation: A Survey of the Theory and Empirical Evidence. In John Addison & Claus Schnabel (eds.), *International Handbook of Trade Unions*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, pp. 293 – 334.
- Moran, Patrick (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*, 37 (1/2),

17 – 23.

- Reshef, Yonatan, Bran Bemmels & Richard Wolfe (1993). The Effect of Unionization on Workplace Innovation. *Economic and Industrial Democracy*, 14 (1), 109 – 131.
- Schnabel, Claus & Joachim Wagner (1992a). Unions and Innovative Activity in Germany. *Journal of Labor Research*, 13 (4), 393 – 406.
- Schnabel, Claus & Joachim Wagner (1992b). Unions and Innovation: Evidence from German Micro Data. *Economics letters*, 39 (3), 369 – 373.
- Shehata, Emad & Sahra Mickaieil (2013). SPREGFEXT: Spatial Panel Fixed Effects Regression: Lag and Durbin Models. <http://econpapers.repec.org/software/bocbocode/S457524.htm>.
- Ulph, Alistair & David Ulph (1994). Labour Markets and Innovation: Ex-Post Bargaining. *European Economic Review*, 38 (1), 195 – 210.
- Wallis, Emma, Mark Stuart & Ian Greenwood (2005). ‘Learners of the Workplace Unite!’: An Empirical Examination of the UK Trade Union Learning Representative Initiative. *Work, Employment and Society*, 19 (2), 283 – 304.

The Effects of Unions on Technological Innovation in China

Xie Qianyun¹ & Qian Xiaoye²

(Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences¹;
Business School, Sichuan University²)

Abstract: This paper discusses the impact of unions on technological progress in China from a macro perspective. Using panel data from 30 provinces in China from 2001 to 2018, this paper examines how union density affects technological innovation activities and outputs. The results find that union density has a significantly positive effect on technological innovation. Results from a spatial fixed-effects model further show that, after controlling the spatial correlation between union density and inter-provincial technological innovation, the positive association between union density and technological innovation activities and outputs remains significant. Based on these empirical findings, unions at all levels are expected to play an important role in organizational innovation and technological progress.

Keywords: unions, technological innovation

JEL Classification: J51, O30, O32

(责任编辑:一帆)