

# 用工形式灵活性对企业创新的影响机理与实证检验

陈明明<sup>1</sup>, 张国胜<sup>2</sup>, 郭 平<sup>2</sup>

(1. 中国社会科学院工业经济研究所, 北京 100044; 2. 云南大学发展研究院, 云南 昆明 650091)

**摘 要:** 本文利用世界银行2012年中国民营制造业企业的调查截面数据, 通过构建企业层面的二值因变量计量模型, 探讨用工形式灵活性对企业异质性创新的影响。研究发现, 用工形式灵活性的提高使员工的流动性加快, 企业难以积累和建立模仿创新所需的隐形知识和联系纽带, 进而抑制企业的模仿创新活动。但用工形式灵活性的提高使具有新知识体系的人才、新技术等前沿性创新资源高效流动, 有利于企业快速整合新的创新资源进行自主创新; 相较于劳动密集型行业企业, 用工形式灵活性的提高对资本技术密集型行业企业的模仿创新(自主创新)的抑制作用(促进作用)更大; 相比于新企业, 用工形式灵活性的提高对成立时间较早的企业模仿创新(自主创新)的抑制作用(促进作用)更大(更小)。

**关键词:** 用工形式灵活性; 模仿创新; 自主创新

**中图分类号:** F425

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1004-4892(2019)04-0003-10

作为保持竞争优势的基础, 创新一直是企业发展战略的核心内容, 也是新常态下我国推进新旧动能转换的着力点, 受到政府部门和学术界的高度关注。劳动者是创新活动中关键要素——知识的重要载体, 而用工形式的灵活性在一定程度上决定了企业劳动者流动性程度, 因此用工形式灵活性关系到企业创新资源的积累和重组。基于此, 明确用工形式灵活性对企业不同创新模式的影响具有一定的现实意义。

随着创新型国家战略的提出, 我国政府和企业不断加大研发创新的投入力度, 试图实现对发达国家先进技术的赶超。但企业创新绩效收效甚微, 拥有自主知识产权的技术和自主品牌的产品屈指可数, 国内企业技术整体上仍处于追赶状态<sup>[1]</sup>。例如, 日系和欧美系品牌汽车仍占据国际汽车市场的领先地位, 苹果、三星等企业的全球市场份额远高于同类国内企业, 微软、谷歌仍是创新型企业的领导者。从创新模式的视角来看, 其原因是在过去发展阶段中我国企业普遍采用的是以引进、模仿和改进已有技术为主的模仿创新方式, 而较少采用能创造全新技术与产品的自主创新模式。尽管后发优势使模仿创新成为近40年来中国企业技术与发达国家企业技术不断收敛的重要原因之一<sup>[2]</sup>, 但落后企业在原有技术轨道上的技术改进无法实现对先进企业技术的赶超, 而自主创新带来的新技术为落后企业的技术赶超提供了“机会窗口”<sup>[3]</sup>。因此, 我国企业创新模式亟需由模仿创新向自主创新转变。

企业用工形式分为全日制用工和非全日制用工两种。全日制劳动合同用工的特点是稳定性和持久性, 非全日制劳动合同用工的特点是流动性和灵活性较强。随着社会经济发展和“人口红利”

收稿日期: 2017-11-07

基金项目: 国家自然科学基金地区科学基金项目(71863036); 教育部人文社会科学研究基金青年项目(18XJC790004); 云南省教育厅科学研究基金研究生项目(2017YJS099)

作者简介: 陈明明(1987-), 男, 山东滨州人, 中国社会科学院工业经济研究所博士后; 张国胜(1977-), 男, 湖南岳阳人, 云南大学发展研究院教授; 郭平(1988-), 男, 湖北洪湖人, 云南大学发展研究院讲师。

的消失,为构建和谐劳动关系,我国政府试图通过规范企业用工形式(如新的《劳动合同法》倾向于要求企业采用全日制用工形式)来保护劳动者权益。而部分观点认为这一措施降低劳动力的灵活性和流动性<sup>[4]</sup>,影响企业的创新行为。因此,在创新方式由模仿创新向自主创新转变及构建和谐劳动关系的背景下,有必要分析不同用工形式如何影响企业的模仿创新和自主创新。

现有关于用工形式与企业创新关系的研究主要集中于三个方面。一是用工形式对企业人力资源管理的影响和用工形式的选择。Benson(1999)论证不同用工形式对企业劳动者生产效率产生不同的激励效应<sup>[5]</sup>。为应对市场不确定性及降低劳动力成本,企业倾向于选择非全日制用工形式;而为激励员工提高生产效率,获得雇员的承诺,企业将选择全日制用工形式<sup>[6]</sup>。二是用工形式对企业创新的影响。部分学者认为用工形式灵活性的提高会抑制企业创新。Pavitt(1991)基于路径依赖视角,认为企业组织能力无法通过雇佣临时工而被充分利用,且创新依赖于前期知识和投资的积累,因此用工形式灵活性的提高不利于企业知识积累,甚至侵蚀企业对员工培训的投资,进而不利于企业创新<sup>[7]</sup>。Acharya et al.(2013)认为劳动者在企业中的职位得不到保障时,创新人员将趋于保守,不愿从事风险较大、价值更高的创新活动,以免因创新失败而导致失业<sup>[8]</sup>。也有学者认为用工形式灵活性的提高能促进企业创新。Cardon(2003)认为外部资源是企业创新的重要投入要素,灵活的用工形式为企业带来新知识、新技术,促进企业创新<sup>[9]</sup>。Ichniowski et al.(1995)认为由于存在“锁定效应”,全日制员工更愿固守原有模式,其创新意愿较低<sup>[10]</sup>。三是用工形式的灵活性对企业创新影响具有结构性特征。Wachsen and Blind(2016)认为灵活性较强的用工形式抑制大型垄断企业创新,但促进竞争激烈的新兴企业创新<sup>[11]</sup>。吕铁和王海成(2015)认为用工形式灵活性的提高有利于企业工艺创新,而不利于企业产品创新<sup>[12]</sup>。

现有研究虽然从不同视角剖析用工形式对企业创新影响的作用机制,但鲜有文献分析用工形式灵活性如何影响企业的异质性创新活动,本文的贡献就在于试图探讨用工形式灵活性提高对企业异质性创新的影响。

## 一、理论分析与研究假设

创新模式分为模仿创新和自主创新<sup>[13]</sup>。模仿创新是指通过模仿率先创新者的创新构想和创新行为,在此基础上沿着已有的技术轨道,企业利用自身积累的知识对已有技术和产品进行改造升级,以获取市场份额<sup>[14]</sup>。自主创新是指基于最新科学知识和技术理论,企业导入一套新的技术体系和技术轨道,通过推出全新产品和服务开辟新的市场<sup>[15]</sup>。

### (一)用工形式灵活性与企业模仿创新

模仿创新是企业现有的技术-经济范式下,依赖自身已有的特定创新模式,通过对企业自身积累的知识进行融合,利用不断创造的具有自身特色的新组织知识,对原有技术轨道进行改造和升级。在本质上,企业是一个时刻都在不断进行知识创造的认知性组织,在发展过程中逐渐形成内部共享的认知机制和普遍存在的知识<sup>[16]</sup>。模仿创新具有两个特点:一方面,侧重于对已有知识与技术的累积性学习,并依托蕴藏在企业自身运营规程、团队关系和共有文化中的累积性知识,对现有组织知识不断挖掘和开发<sup>[17]</sup>,即组织的能力主要表现为知识积累和渐进性学习,最终对已有技术或产品进行二次创新;另一方面,企业内部通常形成一个“组织共同体”,通过该共同体将生产一线的劳动者自身积累的隐形知识与其他员工进行交流和补充,对已有技术或组织知识进行重组,以创造具有自身特征的新知识。因此,这种路径依赖式、组织特定的学习方式使企业采取模仿创新战略更具有优势。

模仿创新所需的累积性知识和组织共同体要求企业用工形式应具有长期雇佣特征。这是因为只

有通过“干中学”的职业生涯不断积累技能,企业员工才能将日积月累形成的具有企业自身特征的信息和知识存于记忆中(包括显性知识和隐性知识)。该过程需经过长时间的积累才能形成员工从事模仿创新的技巧和惯例。同时,存于劳动者记忆里的累积性知识只有在组织共同体中才是有意义和有效的,即某个劳动者拥有的信息情况是由其他成员拥有的信息来确定的,这需要企业员工之间进行长时间磨合,并由过去共有经验将他们记忆联结起来,形成详细和专门的通讯体系<sup>[18]</sup>,以共同完成组织知识的更新。这两方面的因素共同决定员工需要长时间积累才能具备完成模仿创新所需的条件。

鉴于从接受信息到形成模仿创新所需的知识需要长时间间隔,劳动者的辞职往往对企业正在进行的模仿创新造成破坏性影响。首先,劳动者依靠自身积累的知识对原有技术轨道上的创新之处,是企业现存惯例和通讯制度无法及时应付的。其次,在某些情况下,一个劳动者的记忆可能是该企业进行模仿创新所需的特定类型知识的唯一存储点,当该劳动者的离职行为是企业未预料的,这对企业模仿创新的连续性将造成重大威胁甚至中断模仿创新。即使雇佣新人沿着前任留下的痕迹重新拾取这项知识,新人仍受自身因素与前任不同及其他各种复杂因素的干扰而无法沿着原有轨迹进行模仿创新。基于此,灵活性较高的用工形式对企业模仿创新具有抑制性影响。

另外,不同行业或不同类型企业具有的差异性特点,使用工形式灵活性的提高对企业模仿创新的影响呈现结构性特征。首先,用工形式灵活性的提高对企业模仿创新影响在行业类型层面具有结构性特征。按照生产要素密集度,我们将企业划分为劳动密集型行业企业和资本技术密集型行业企业。根据产业链理论,研发与设计、营销与品牌分别处于产业链上游和下游环节,加工组装处于产业链中游环节。劳动密集型行业企业处于生产技术成熟、技术含量低的中游环节,而资本技术密集型行业企业处于技术更新换代频率较高的上下游环节,这导致处于中游环节的劳动密集型行业企业较少存在创新活动。因此,相较于资本技术密集型行业企业,用工形式灵活性的提高对劳动密集型行业企业模仿创新的抑制性影响较小。其次,用工形式灵活性的提高对模仿创新影响在企业类型层面具有结构性特征。按照在位时间,我们将企业分为新企业和老企业。根据路径依赖理论,在位时间较长的企业经过长期积累通常在现有的技术-经济范式下形成自己特有的组织惯例,并基于该惯例对已有的技术轨道进行一种传统封闭式的模仿创新<sup>[19]</sup>。而组织惯例的形成和良好运用所需的时间较长,这就要求企业用工形式具有稳定性,用工形式灵活性的提高更不利于成立时间较早企业的模仿创新活动。基于上述分析,本文提出以下的研究假设:

假设1:用工形式灵活性越强,越不利于企业模仿创新;

假设2:用工形式灵活性的提高对劳动密集型行业企业模仿创新的抑制作用更小;

假设3:用工形式灵活性的提高对老企业模仿创新的抑制作用更大。

## (二)用工形式灵活性与企业自主创新

在新技术萌芽期,企业自主创新的源泉来源于外部资源<sup>[20]</sup>。企业在与其他拥有新技术轨道和范式的组织进行信息交流或雇佣具有新知识体系的技术人员时,能获得更多、更新的学习机会,给企业原有的组织知识带来根本性的更新换代。

由于不再满足于旧有技术-经济范式带来的收益,具有企业家精神的企业通过识别和加入新的知识网络,与外部资源互动学习,搜寻新观点、新投入要素<sup>[21]</sup>,并以此颠覆原有技术轨道和知识体系,率先建立和进入能带来更大利润空间的新技术体系和轨道。自主创新企业是一类灵活性高、弹性强的创新组织,一般具有以下几个特点。首先,由于拥有不同知识体系的专业技术人员之间的交流和融合通常创造挑战和颠覆已有技术轨道的新知识,自主创新企业注重在创新过程中将不同专业技能和知识体系人才的融合,以彼此知识的互补来降低创新过程中的高风险和不确定性,提高创新的成功率。其次,在自主创新企业中,技术人员的流动性很强,通常既不与企业存在长时期的



雇佣关系,也不在特定企业中沿着科层体系逐级升迁,基本上是由一系列不连续的研发创新项目联结起来进行暂时的合作创新。最后,自主创新企业的边界相对开放,易于接纳外部的新理念、新知识,使外部新资源也易渗透进企业,以替代反应慢、适应性差的在位者和现有组织惯例,导致新的进入者和新的组织惯例在新技术变革中逐渐演化和发展起来。

灵活性较强的用工形式更有利于企业进行自主创新。首先,在面对新技术革命时,为在持续变化的市场环境中存活下来,企业必须通过较为灵活的用工形式快速组合具有新知识体系的人才资源,以快速重构新一轮的知识和技能库,降低技术创新过程中的不确定性,提高自主创新的概率。其次,企业自主创新吸收的外部新技术、新知识,通常存在于招募新员工、跨越企业间边界的创新人员之间的开放式专业交流网络,灵活性较高的用工形式使企业在新一轮产业革命中快速创造新知识及具有独创性的成果。再次,灵活的聘用-解雇行为为具有企业家精神的企业进行创新活动及灵活重组项目团队创造一个宽松环境<sup>[22]</sup>。最后,灵活性较强的用工形式有利于企业形成专业化技能网络,为扩散新知识起到巨大的推动作用,保证附着在技术人员身上的知识尤其是隐形知识的高效流动。

同样地,用工形式灵活性的提高对企业自主创新影响在行业类型层面也呈现结构性特征。由于生产工艺复杂度高、分工程度高、规模经济等特点,处于产业链上下游环节的资本技术密集型行业企业成为创新活动的重要载体。相较于劳动密集型行业企业,用工形式灵活性的提高对资本技术密集型行业企业自主创新影响促进作用较大。其次,用工形式灵活性的提高对自主创新影响在企业类型层面也具有结构性特征。相比于老企业,刚成立的新兴企业不具有较强的路径依赖效应,组织机构灵活,倾向于新知识体系中探索式学习,强调引进和吸收利用外部创新资源来提高自主创新效率<sup>[23]</sup>。而灵活性较高的用工形式为这种开放式创新活动提供有效途径和资源,更有利于新企业进行自主创新活动。基于上述分析,本文提出以下的研究假设:

假设 4:用工形式灵活性越强,越有利于企业自主创新;

假设 5:用工形式灵活性的提高对资本技术密集型行业企业自主创新的促进作用更大;

假设 6:用工形式灵活性的提高对新兴企业自主创新的促进作用更大。

## 二、研究设计

### (一)数据来源与处理

本文数据来源于世界银行 2012 年中国民营制造业企业的调查数据。该数据采用分层随机抽样,范围覆盖中国东中西部 25 个城市中 20 类制造业和 7 类服务业,共调查各型民营企业 2700 家、国有企业 148 家。调查内容包括企业基本信息、创新与技术、用工情况、基础设施和服务、销售与供给、竞争程度、产能利用率和土地许可等。本文仅选取民营制造业企业样本,并删除其中主要信息缺失的企业,最终得到 1335 个企业样本。

### (二)模型设定

本文借鉴 Wachsen and Blind(2016)的研究<sup>[11]</sup>,建立以下的估计模型:

$$Innovation_j = \beta_0 + \beta_1 Emp_j + \alpha X + \zeta_j + v_j$$

其中,  $Innovation_j$  为  $j$  企业创新活动,  $Emp_j$  为企业用工形式灵活性,  $X$  为企业特征控制变量,  $\zeta_j$  为行业固定效应,  $v_j$  为随机干扰项。

### (三)指标选取

1. 被解释变量——企业创新活动。在调查问卷中,询问企业关于新产品或服务的创新方式的回答选项包括:(1)是否自主研发新产品或服务(是为 1,否为 0);(2)是否对已有其他企业的产品或服务进行改进(是为 1,否为 0)。为此,本文将第一种创新类型定义为自主创新(Dinnovation),

第二种创新类型定义为模仿创新(Innovation)。

2. 核心解释变量——用工形式灵活性(Emp)。鉴于调查问卷中询问企业临时职工和正式职工的数量情况,本文拟采用企业临时职工人数占总职工数的比重来刻画该指标。

3. 控制变量。企业规模(Size)和年龄(Age),采用员工数量和企业成立时间到2012年的年限进行刻画,并将其一次项和二次项加入模型。研发投入(R&D),根据企业是否存在研发投入而设置虚拟变量,若存在则为1,否则为0。人力资本(HR),采用技术生产人员占总员工人数的比例来刻画。竞争程度(Competition),借鉴现有的研究方法,根据企业面临的竞争对手数量多寡而设置虚拟变量,若竞争对手数量大于50个则为1,否则为0<sup>[12]</sup>。至于市场范围,以省内市场为基准,分别设置国内市场(National)和国际市场(International)两个虚拟变量。各变量的描述性统计结果如表1所示。

表1 变量的描述性统计(N=1335)

| 变 量                 | 均 值    | 标准差  | 最小值  | 最大值   |
|---------------------|--------|------|------|-------|
| 模仿创新(Innovation)    | 0.37   | 0.48 | 0    | 1     |
| 自主创新(Dinnovation)   | 0.63   | 0.48 | 0    | 1     |
| 用工形式灵活性(Emp)        | 0.07   | 0.14 | 0    | 0.87  |
| 企业规模(Size)          | 260.50 | 1280 | 5    | 30000 |
| 企业年龄(Age)           | 12.81  | 6.57 | 3    | 42    |
| 研发投入(R&D)           | 0.41   | 0.49 | 0    | 1     |
| 人力资本(HR)            | 0.35   | 0.22 | 0.03 | 0.86  |
| 竞争程度(Competition)   | 0.86   | 0.35 | 0    | 1     |
| 国内市场(National)      | 0.70   | 0.46 | 0    | 1     |
| 国际市场(International) | 0.10   | 0.31 | 0    | 1     |

#### (四) 内生性问题与工具变量设定

虽然本文尽可能通过控制企业特征来避免遗漏变量对模型造成的内生性问题,但调查问卷并不能穷尽企业所有信息,仍会存在遗漏与用工形式灵活性相关并影响企业创新的因素,进而出现内生性问题。为解决内生性偏误,需要寻找一个仅通过影响用工形式灵活性进而再影响企业异质性创新的工具变量。现有研究认为内生性问题一般存在于企业个体层面,并不存在于地区层面<sup>[24]</sup>。一个地区层面的特征变量通常与模型中核心解释变量相关,而与企业其他特征不相关,因此可将核心解释变量的地区层面的平均值视为外生性工具变量。基于此,本文借鉴相关的研究方法<sup>[25]</sup>,将企业所在城市层面的平均用工形式灵活性作为工具变量。

### 三、实证分析及讨论

#### (一) 基本估计结果

本文采用OLS、Logit和Probit三种估计方法对基准模型进行估计。各表中的变量估计系数均为解释变量对被解释变量的交叉弹性。同时,本文假设所在城市相同的企业存在组内相关,故使用“企业所在城市”为聚类变量来计算聚类稳健的标准误。

1. 用工形式灵活性与企业模仿创新。表2报告用工形式灵活性与企业模仿创新关系的估计结果。在未加入控制变量的估计结果中,三种方法得到的用工形式灵活性估计系数显著为负;在加入控制变量的估计结果中,用工形式灵活性的估计系数同样显著为负。为与OLS估计系数相比较,我们计算Logit和Probit两种估计模型的边际效应。在未加入控制变量的回归结果中,两种模型的边际效应分别为-0.51和-0.48;在加入控制变量的回归结果中,边际效用分别为-0.55和-0.51。这说明用工形式灵活性的提高抑制企业的模仿创新,从而验证了研究假设1。

表 2 用工形式灵活性与企业模仿创新的回归结果

| 变 量                   | 未加入控制变量          |                 |                  | 加入控制变量            |                   |                   |
|-----------------------|------------------|-----------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                       | OLS              | Logit           | Probit           | OLS               | Logit             | Probit            |
| Emp                   | -0.44 *** (0.15) | -2.23 ** (0.88) | -1.29 *** (0.47) | -0.47 *** (0.16)  | -2.47 ** (0.98)   | -1.41 *** (0.52)  |
| lnSize                |                  |                 |                  | -0.07 ( -0.08)    | -0.28 ( -0.34)    | -0.18 ( -0.21)    |
| lnSize <sup>2</sup>   |                  |                 |                  | 0.01 ( -0.01)     | 0.03 ( -0.04)     | 0.02 ( -0.02)     |
| lnAge                 |                  |                 |                  | 0.38 ** ( -0.16)  | 1.78 ** ( -0.77)  | 1.08 ** ( -0.47)  |
| lnAge <sup>2</sup>    |                  |                 |                  | -0.07 ** ( -0.03) | -0.35 ** ( -0.16) | -0.21 ** ( -0.10) |
| R&D                   |                  |                 |                  | 0.12 *** ( -0.04) | 0.53 *** ( -0.19) | 0.33 *** ( -0.12) |
| HR                    |                  |                 |                  | 0.05 ( -0.15)     | 0.23 ( -0.65)     | 0.14 ( -0.40)     |
| Competition           |                  |                 |                  | -0.04 ( -0.07)    | -0.16 ( -0.31)    | -0.11 ( -0.19)    |
| National              |                  |                 |                  | -0.02 ( -0.05)    | -0.09 ( -0.24)    | -0.05 ( -0.15)    |
| International         |                  |                 |                  | 0.08 ( -0.08)     | 0.32 ( -0.37)     | 0.20 ( -0.23)     |
| Constant              | 0.41 *** (0.05)  | -0.37 * (0.20)  | -0.24 * (0.13)   | -0.03 ( -0.31)    | -2.55 * ( -1.50)  | -1.53 * ( -0.92)  |
| Industry              | 未控制              | 未控制             | 未控制              | 控制                | 控制                | 控制                |
| Observations          | 1335             | 1335            | 1335             | 1333              | 1333              | 1333              |
| R <sup>2</sup>        | 0.02             |                 |                  | 0.06              |                   |                   |
| Pseudo-R <sup>2</sup> |                  | 0.01            | 0.01             |                   | 0.04              | 0.04              |

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；圆括号内为标准误，方括号内为 P 值。下表同此。

在加入控制变量的回归估计结果中，企业规模的一次项估计系数为负，而二次项估计系数为正。企业年龄的一次项估计系数显著为正，而二次项估计系数显著为负。研发投入系数显著为正，人力资本估计系数为正但不显著，市场竞争程度的估计系数为负但不显著，市场范围估计系数不显著。

2. 用工形式灵活性与企业自主创新。表 3 报告用工形式灵活性与企业自主创新关系的回归估计结果。在未加入控制变量和加入控制变量的估计结果中，OLS、Logit 和 Probit 三种估计方法得到的用工形式灵活性估计系数均在 5% 的水平上显著为正。通过计算后可知，Logit 和 Probit 两种估计模型在未加入控制变量的回归结果中边际效应分别为 0.37 和 0.34，在加入控制变量的回归结果中分别为 0.32 和 0.31。这说明用工形式灵活性越强，企业进行自主创新的意愿越强，从而验证了研究假设 4。

表 3 用工形式灵活性与企业自主创新的回归结果

| 变 量                   | 未加入控制变量         |                |                | 加入控制变量          |                  |                  |
|-----------------------|-----------------|----------------|----------------|-----------------|------------------|------------------|
|                       | OLS             | Logit          | Probit         | OLS             | Logit            | Probit           |
| Emp                   | 0.33 ** (0.12)  | 1.59 ** (0.67) | 0.91 ** (0.36) | 0.31 ** (0.11)  | 1.80 ** (0.74)   | 1.05 ** (0.42)   |
| lnSize                |                 |                |                | 0.17 ** (0.07)  | 0.85 ** (0.36)   | 0.52 ** (0.21)   |
| lnSize <sup>2</sup>   |                 |                |                | -0.01 * (0.01)  | -0.06 * (0.03)   | -0.04 ** (0.02)  |
| lnAge                 |                 |                |                | 0.35 * (0.18)   | 1.85 * (0.99)    | 1.06 * (0.61)    |
| lnAge <sup>2</sup>    |                 |                |                | -0.07 * (0.04)  | -0.36 * (0.20)   | -0.21 * (0.12)   |
| R&D                   |                 |                |                | 0.39 *** (0.05) | 1.90 *** (0.26)  | 1.11 *** (0.15)  |
| HR                    |                 |                |                | 0.15 (0.10)     | 0.83 (0.53)      | 0.47 (0.30)      |
| Competition           |                 |                |                | 0.01 (0.06)     | 0.11 (0.35)      | 0.07 (0.21)      |
| National              |                 |                |                | 0.10 (0.07)     | 0.47 (0.33)      | 0.27 (0.20)      |
| International         |                 |                |                | -0.09 (0.07)    | -0.55 * (0.33)   | -0.32 (0.20)     |
| Constant              | 0.61 *** (0.04) | 0.44 ** (0.18) | 0.28 ** (0.11) | -0.59 * (0.33)  | -5.72 *** (1.89) | -3.37 *** (1.14) |
| Industry              | 未控制             | 未控制            | 未控制            | 控制              | 控制               | 控制               |
| Observations          | 1335            | 1335           | 1335           | 1333            | 1331             | 1331             |
| R <sup>2</sup>        | 0.01            |                |                | 0.23            |                  |                  |
| Pseudo-R <sup>2</sup> |                 | 0.01           | 0.01           |                 | 0.19             | 0.19             |

由表 3 可知，企业规模的一次项估计系数显著为正，而二次项估计系数显著为负。企业年龄的

一次项估计系数显著为正,但二次项估计系数显著为负。研发投入对企业自主创新意愿具有显著促进作用,人力资本对企业自主创新意愿具有正向促进作用但不显著,市场竞争程度和市场范围的估计系数不显著。

## (二) 稳健性估计结果

为检验上述结果是否稳健,本文采用以下3种方法进行稳健性检验(结果如表4所示)。第一种,借鉴吕铁和王海成(2015)的研究方法<sup>[12]</sup>,计算城市层面的平均用工形式灵活性,将样本中灵活性最大的广州和最小的无锡两市剔除后再进行回归估计(模型1)。第二种,将样本中企业数量低于15个的城市剔除后再进行回归估计(模型2)。第三种,采用用工形式灵活性的不同测量指标或测量方法作为替代变量。在调查问卷中,设置“劳动力市场管制在多大程度上成为企业运行的障碍”问题,回答选项为“没有影响、微小影响、中度影响、高度影响、极度影响、不知道和没回答”7个。该问题的回答直接反映企业与劳动力之间雇佣关系的强弱程度,即劳动力市场管制越强,企业与就业者之间的关系越稳固,用工形式灵活性越弱(模型3)。

表4 用工形式灵活性的替代变量的回归估计结果

| 变 量                   | 模型1             |                | 模型2              |               | 模型3              |             |
|-----------------------|-----------------|----------------|------------------|---------------|------------------|-------------|
|                       | 模仿创新            | 自主创新           | 模仿创新             | 自主创新          | 模仿创新             | 自主创新        |
| Emp                   | -0.98 ** (0.46) | 0.99 ** (0.41) | -1.41 *** (0.52) | 1.0 ** (0.42) |                  |             |
| Regul                 |                 |                |                  |               | -0.14 *** (0.05) | 0.02 (0.06) |
| 控制变量                  | 控制              | 控制             | 控制               | 控制            | 控制               | 控制          |
| Observations          | 1212            | 1207           | 1322             | 1320          | 1333             | 1331        |
| Pseudo-R <sup>2</sup> | 0.04            | 0.19           | 0.04             | 0.19          | 0.03             | 0.18        |

由表4可知,无论哪种稳健性估计方法得到的结果均表明,在企业模仿创新中,估计系数为负且显著,与前文的估计结果相一致,其边际效应分别为-0.36、-0.51和-0.05,表明用工形式灵活性的提高会降低企业模仿创新意愿,说明本文得出的结论是稳健的。在企业自主创新中,前两种稳健性方法得到的用工形式灵活性估计系数显著为正,其边际效应分别为0.30和0.30,表明用工形式灵活性的提高对企业自主创新意愿具有促进作用。但第三种稳健性估计方法得到的用工形式灵活性估计系数为正但不显著(边际效应为0.01),其原因可能是该指标受到受访者的主观因素影响较大,导致出现异方差问题,使估计系数不显著。总体来看,本文得出的结论是稳健的。

## (三) 工具变量的估计结果

本文拟采用企业所在城市中用工形式灵活性平均值作为模型的工具变量并进行IvProbit估计(结果如表5所示)。在未加入控制变量和加入控制变量的回归结果中,模仿创新的回归结果中用工形式灵活性系数均显著为负,其边际效应分别为-2.08和-2.27;自主创新的回归结果中用工形式灵活性估计系数均显著为正,其边际效应分别为1.81和1.29。这表明用工形式灵活性的提高不利于企业模仿创新,而有利于企业自主创新,因而本文得出的研究结果是可信的、稳健的。同时,四个模型对应的弱工具变量检验显示,不存在弱工具变量问题,说明该工具变量不仅与劳动灵活性相关,而且是强工具变量,具有合理性和有效性。

表5 用工形式灵活性与不同企业创新模式的IvProbit回归估计结果

| 变 量          | 未加入控制变量          |                  | 加入控制变量           |                  |
|--------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
|              | 模仿创新             | 自主创新             | 模仿创新             | 自主创新             |
| Emp          | -6.01 *** (0.80) | 5.15 *** (1.07)  | -6.84 *** (0.73) | 4.34 ** (2.19)   |
| 弱工具变量的Wald检验 | 48.56 *** [0.00] | 32.98 *** [0.00] | 50.14 *** [0.00] | 13.47 *** [0.00] |
| Observations | 1335             | 1335             | 1333             | 1331             |



## (四)用工形式灵活性对企业异质性创新影响的结构性特征

1. 分行业类型企业估计。首先,借鉴现有文献中按要素密集度对行业类型的划分方法<sup>[26]</sup>,将样本中 20 类制造行业划分为劳动密集型制造行业企业和资本技术密集型制造行业企业两类。然后,为比较和检验不同行业类型企业用工形式灵活性对企业不同创新模式差异性的影响,按照行业类型设置虚拟变量  $D_{indu}$ ,即劳动密集型行业企业为 1,资本技术密集型行业企业为 0。最后,将用工形式灵活性与行业虚拟变量  $D_{indu}$  的交互项加入模型中进行估计。本文分别采用 Probit 和 IvProbit 两种方法对模型进行估计(结果如表 6 所示)。

表 6 行业类型的回归结果

| 变 量                          | Probit 估计       |                  | IvProbit 估计      |                  |
|------------------------------|-----------------|------------------|------------------|------------------|
|                              | 模仿创新            | 自主创新             | 模仿创新             | 自主创新             |
| Emp                          | -1.53 ** (0.71) | 1.81 *** (0.54)  | -9.92 *** (1.06) | 7.39 ** (3.19)   |
| $D_{indu} \times \text{Emp}$ | 0.26 (0.85)     | -1.45 *** (0.54) | 8.91 *** (1.09)  | -6.81 ** (2.90)  |
| 控制变量                         | 控制              | 控制               | 控制               | 控制               |
| Observations                 | 1333            | 1331             | 1333             | 1331             |
| Pseudo-R <sup>2</sup>        | 0.04            | 0.19             |                  |                  |
| 弱工具变量的 Wald 检验               |                 |                  | 34.60 *** [0.00] | 12.43 *** [0.00] |

由上述回归结果可知,在模仿创新的 Probit 和 IvProbit 回归结果中,用工形式灵活性估计系数在 5% 的水平上显著为负,其边际效应分别为 -0.55 和 -3.36,说明用工形式灵活性的提高对企业模仿创新具有显著抑制作用,从而验证了研究假设 1。在 Probit 和 IvProbit 的自主创新回归结果中,用工形式灵活性估计系数显著为正,其边际效应分别为 0.54 和 2.25,表明用工形式灵活性的提高对企业自主创新具有显著促进作用,从而验证了研究假设 4。

在模仿创新的 Probit 回归估计结果中,用工形式灵活性与行业类型虚拟变量的交互项系数为正但不显著,其边际效应为 0.09。但在 IvProbit 回归估计结果中交互项估计系数显著为正,其边际效应为 3.02。这说明用工形式灵活性的提高对劳动密集型行业中企业的模仿创新抑制作用小于资本技术密集型行业企业,从而验证了研究假设 2。在自主创新的 Probit 和 IvProbit 回归结果中,交互项系数显著为负,其边际效应分别为 -0.43 和 -2.08,说明用工形式灵活性的提高对劳动密集型行业企业自主创新的促进作用显著小于资本技术密集型行业企业,从而验证了研究假设 5。

2. 分新老类型企业估计。首先,按照企业年龄将样本企业划分为新企业和老企业。然后,设置新旧企业类型虚拟变量  $D_{noo}$ ,即新企业(年龄小于或等于 15 年)为 0,老企业(年龄大于 15 年)为 1。最后,将用工形式灵活性与新旧企业类型虚拟变量的交互项加入模型中进行估计。本文同样采用 Probit 和 IvProbit 两种方法对模型进行估计(结果如表 7 所示)。

表 7 新旧类型企业的回归结果

| 变 量                         | Probit 估计       |                 | IvProbit 估计       |                  |
|-----------------------------|-----------------|-----------------|-------------------|------------------|
|                             | 模仿创新            | 自主创新            | 模仿创新              | 自主创新             |
| Emp                         | -2.05 ** (0.81) | 1.97 *** (0.67) | -13.02 *** (2.66) | 8.95 *** (2.05)  |
| $D_{noo} \times \text{Emp}$ | 1.52 * (0.86)   | -1.27 * (0.76)  | 11.92 *** (3.08)  | -7.90 *** (2.11) |
| 控制变量                        | 控制              | 控制              | 控制                | 控制               |
| Observations                | 1333            | 1331            | 1333              | 1331             |
| Pseudo-R <sup>2</sup>       | 0.20            | 0.31            |                   |                  |
| 弱工具变量的 Wald 检验              |                 |                 | 36.95 *** [0.00]  | 11.21 *** [0.00] |

由表 7 可知,用工形式灵活性的提高对企业模仿创新具有显著抑制作用(Probit 和 IvProbit 估计的边际效应分别为 -0.61 和 -4.64),对企业自主创新具有显著促进作用(Probit 和 IvProbit 估计的



边际效应分别为 0.50 和 2.79), 从而验证了研究假设 1 和 4。

在模仿创新的 Probit 和 IvProbit 估计结果中, 用工形式灵活性与新旧类型企业虚拟变量的交互项系数显著为正, 其边际效应分别为 0.45 和 4.25, 说明用工形式灵活性的提高对老企业模仿创新的抑制作用高于新企业, 从而验证了研究假设 3。在自主创新的 Probit 和 IvProbit 估计结果中, 用工形式灵活性与新旧类型企业虚拟变量的交互项系数显著为负, 其边际效应分别为 -0.32 和 -2.46, 说明用工形式灵活性的提高对老企业自主创新的促进作用小于新企业, 从而验证了研究假设 6。

#### 四、结论及政策启示

基于用工形式视角, 本文探讨用工形式灵活性的提高对企业模仿创新和自主创新影响的作用机制, 并利用世界银行 2012 年中国民营制造业企业调查数据进行相应的检验。研究结果发现, 用工形式灵活性的提高抑制企业模仿创新的意愿, 但增强企业从事自主创新的意愿; 相较于劳动密集型行业企业, 用工形式灵活性的提高对资本技术密集型行业企业的模仿创新的抑制作用更大, 且对资本技术密集型行业企业的自主创新促进作用更大; 相比于新企业, 用工形式灵活性的提高对成立时间较早企业模仿创新的抑制作用更大, 且对成立时间较早企业自主创新的促进作用更小。基于此, 本文的政策启示如下:

第一, 完善和改进现有关于企业用工形式的规制, 保证企业用工形式具有足够的灵活性。鼓励处于模仿和追赶阶段的企业与员工建立长期雇佣关系, 有助于模仿创新企业发展和积累自身的组织能力。而对那些处于技术前沿阶段及在新兴产业中迅速崛起的企业, 鼓励其与员工建立短期雇佣关系, 以利于企业快速重构新知识和技能库, 支撑企业从事具有高风险的自主创新活动。

第二, 改革和创新企业雇佣制度。鼓励企业实行聘用制, 使某一领域的具有声望的专家同时在不同企业中担任技术顾问, 指导企业的技术创新活动。建立允许企业技术人员自由参与其他企业的有报酬的技术合作的雇佣制度。

#### 参考文献:

- [1] 肖仁桥, 王宗军, 钱丽. 技术差距视角下我国不同性质企业创新效率研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015, (10): 38-55.
- [2] 林毅夫, 张鹏飞. 后发优势、技术引进和落后国家的经济增长 [J]. 经济学(季刊), 2005, (4): 53-74.
- [3] 张国胜. 技术变革、范式转换与我国产业技术赶超 [J]. 中国软科学, 2013, (3): 53-65.
- [4] 楼继伟. 现行劳动合同法对供给侧改革不利 [J]. 中国经贸导刊, 2016, (7): 46-47.
- [5] Benson J. Dual Commitment: Contract Workers in Australian Manufacturing Enterprises [J]. Journal of Management Studies, 2010, (3): 355-375.
- [6] 陈杰. 非典型雇佣问题文献综述 [J]. 经济学动态, 2003, (5): 59-63.
- [7] Pavitt K. Key Characteristics of the Large Innovating Firm [J]. British Journal of Management, 1991, (1): 41-50.
- [8] Acharya V. V., Baghai R. P., Subramanian K. V. Labor Laws and Innovation [J]. Social Science Electronic Publishing, 2013, (4): 997-1037.
- [9] Cardon M. S. Contingent Labor as an Enabler of Entrepreneurial Growth [J]. Human Resource Management, 2003, (4): 357-373.
- [10] Ichniowski C., Shaw K., Crandall R. W. Old Dogs and New Tricks: Determinants of the Adoption of Productivity-enhancing Work Practices [J]. Brookings Papers on Economic Activity Microeconomics, 1995, (2): 1-65.
- [11] Wachsen E., Blind K. More Labor Market Flexibility for More Innovation? Evidence from Employer-employee Linked Micro Data [J]. Research Policy, 2016, (5): 941-950.
- [12] 吕铁, 王海成. 劳动力市场管制对企业技术创新的影响——基于世界银行中国企业调查数据的分析 [J]. 中国人口科学, 2015, (4): 32-46.
- [13] 余泳泽, 张先轸. 要素禀赋、适宜性创新模式选择与全要素生产率提升 [J]. 管理世界, 2015, (9): 13-31.

- [14] 杨德林, 陈春宝. 模仿创新自主创新与高技术企业成长 [J]. 中国软科学, 1997, (8): 107-112.
- [15] Dess G. G., Beard D. W. Dimensions of Organizational Task Environments [J]. Administrative Science Quarterly, 1984, (1): 52-73.
- [16] Argyris C., Schön D. A. Organizational Learning: A Theory of Action Perspective [J]. Reis, 1997, (77/78): 345-348.
- [17] Aoki M. Information, Incentives and Bargaining in the Japanese Economy: A Micro-theory of the Japanese Economy [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1988.
- [18] [美] 理查德·纳尔逊, 悉尼·温特著, 胡世凯译. 经济变迁的理论 [M]. 北京: 商务印书馆, 1997.
- [19] 曹勇, 蒋振宇, 孙合林. 创新开放度对新兴企业知识溢出效应的影响研究 [J]. 科学学与科学技术管理, 2015, (1): 151-161.
- [20] Lundvall B. A. National Systems of Innovation: An Analytical Framework [M]. London: Pinter, 1992.
- [21] Granstrand O., Patel P., Pavitt K. Multi-technology Corporations: Why they Have "Distributed" Rather Than "Distinctive Core" Competencies [J]. California Management Review, 1997, (4): 8-25.
- [22] [挪] 詹·法格博格, [美] 戴维·莫利, 理查德·纳尔逊著, 柳卸林译. 牛津创新手册 [M]. 北京: 知识产权出版社, 2009.
- [23] 蒋春燕. 中国新兴企业自主创新陷阱的突破路径 [J]. 中国工业经济, 2006, (4): 73-80.
- [24] Fisman R., Svensson J. Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence [J]. Journal of Development Economics, 2007, (1): 63-75.
- [25] 蒋为. 环境规制是否影响了中国制造业企业研发创新? ——基于微观数据的实证研究 [J]. 财经研究, 2015, (2): 76-87.
- [26] 陈明明, 张国胜, 孙秀. 国有企业、政府补贴与企业创新供给——基于上市工业企业的实证研究 [J]. 当代财经, 2016, (10): 34-44.

## The Mechanism and Empirical Analysis of the Impact of Employment Form on Enterprise Innovation

CHEN Mingming<sup>1</sup>, ZHANG Guosheng<sup>2</sup>, GUO Ping<sup>2</sup>

(1. Institute of Industrial Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100044, China;

2. School of Development Studies, Yunnan University, Kunming 650091, China)

**Abstract:** Based on the data of Chinese enterprises from a World Bank survey conducted in 2012, this paper establishes a binary choice model to explore the relationship between the employment form and enterprises' heterogeneous innovation. The results are as follows: First, labor flexibility, which increases the employee turnover rate, makes it hard for enterprises to accumulate the tacit knowledge and cultivate enduring bonds between employees that are necessary for imitative innovation, thus inhibiting enterprises' imitative innovation; labor flexibility facilitates the flow of innovation resources including technology resources and human resources with a new knowledge system among enterprises, which promotes enterprises' independent innovation by using the new innovation resources. Second, compared with labor-intensive enterprises, the improvement of flexibility of employment form has a greater inhibitory (promoting) effect on imitative innovation (independent innovation) in capital- or technology-intensive enterprises. Third, compared with young enterprises, the improvement of flexibility in employment forms has a greater (less) inhibitory (promoting) effect on imitative innovation (independent innovation) in long-established enterprises.

**Key words:** Flexibility of Employment Form; Imitative Innovation; Independent Innovation

(责任编辑: 化 木)