



经济经纬  
Economic Survey  
ISSN 1006-1096,CN 41-1421/F

## 《经济经纬》网络首发论文

题目：产业融合、技术创新与工资水平——基于“三网融合”改革的准自然实验分析  
作者：杨志浩，杨超，牟斐斐  
DOI：10.15931/j.cnki.1006-1096.20210604.005  
收稿日期：2020-11-13  
网络首发日期：2021-06-08  
引用格式：杨志浩，杨超，牟斐斐. 产业融合、技术创新与工资水平——基于“三网融合”改革的准自然实验分析. 经济经纬.  
<https://doi.org/10.15931/j.cnki.1006-1096.20210604.005>



**网络首发：**在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

**出版确认：**纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

# 产业融合、技术创新与工资水平

## ——基于“三网融合”改革的准自然实验分析

杨志浩<sup>1</sup>, 杨超<sup>2</sup>, 牟斐斐<sup>1</sup>

(1. 对外经济贸易大学 国际经济贸易学院, 北京 100029; 2. 中国社会科学院 亚太与全球战略研究院, 北京 100007)

**摘要:** 将中央政府主导的“三网融合”改革作为产业融合的准自然实验, 构建产业融合影响居民工资水平的分析框架。基于 2004—2016 年中国城市层面的面板数据, 使用双重差分模型、倾向得分匹配双重差分模型、中介效应模型和调节效应模型实证考察产业融合对工资水平的影响机理。研究表明, “三网融合”改革显著提升工资水平。动态分析发现, “三网融合”改革在提升工资水平时存在大概 2 年的反应时滞期, 时滞期后改革对工资水平的提升效应开始显著, 并至少持续 4 年时间。机制分析表明, “三网融合”改革促进城市技术创新, 进而影响工资水平。拓展分析发现, 产业的前向关联和后向关联影响改革的实际效果。本研究对政府通过管制放松政策推进产业融合, 进而调整居民工资水平、扩大内需潜力提供可行思路。

**关键词:** 政府管制; 产业融合; 工资水平; 技术创新; 产业关联

**项目基金:** 国家社会科学基金重大项目 (16ZDA036)

**作者简介:** 杨志浩(1994-), 男, 山东烟台人, 博士研究生, 主要从事产业与市场融合研究; 杨超(1990-), 男, 安徽宣城人, 博士, 助理研究员, 主要从事贸易与产业研究; 牟斐斐(1991-), 女, 江苏徐州人, 博士研究生, 主要从事贸易与产业研究。

中图分类号: F26 文献标识码: A 文章编号: 1006-1096 (2021) 04-0000-00 收稿日期: 2020-11-13

### 一、问题提出

2020 年 5 月李克强总理在十三届全国人大三次会议记者会上指出, “中国有近 6 亿中低收入及以下人群, 该人群的人均月收入仅千元左右”, 这一讲话引发社会各界对中国居民收入状况的广泛关注。表 1 展示了近年来中国居民人均收入和消费价格指数的发展情况, 数据显示, 2014—2019 年中国居民人均可支配收入和人均可支配工资性收入的实际增长率双双下滑, 相比之下, 居民消费价格指数增速却稳中有升。不仅如此, 突如其来的新冠疫情重创经济秩序。2020 年前三季度, 中国居民人均可支配收入和人均可支配工资性收入实际增长率仅 0.6% 和 0.3%, 相比之下, 居民消费价格指数同比增长 3.3%。这意味着, 新形势下居民生活负担可能呈现出加剧趋势, 切实提升居民收入水平对保障民生意义重大。在中国居民人均可支配收入的组成结构中, 人均可支配工资性收入居于首要地位, 所占份额基本稳定在

56%左右（见表1）。因此，如何改善居民工资水平成为当前亟需关注的重要问题。

国民产业构成宏观经济的“骨架”，是分析工资问题的基本出发点（Fujita et al, 1999）。不同产业在融合过程中创新出诸多的新业态和新技术，进而影响工资水平。政府管制放松是产业融合的主要驱动因素之一（Wan et al, 2011），在中国的产业发展进程中，“三网融合”改革具有里程碑意义。这项改革旨在依托政府统一协调，推动广播电视网、电信网和互联网三大信息传输网络相互融合，同时也标志着政府对广播电视业、电信业和互联网产业的发展态度，由“强制分离发展”向“鼓励融合发展”彻底转变，是一次真正意义上的放松产业融合管制的改革。“三网融合”改革助推了广播电视业、电信业和互联网产业的发展，提高经济整体的技术创新水平，并在生产网络传导下影响工资水平。在此背景下，本文试图借助中央政府主导的“三网融合”改革构造准自然实验分析框架，探讨由政府管制放松引致的产业融合如何影响工资水平，进而为新形势下政府发挥主观能动性改善居民工资水平提供科学依据和可行建议。

本文的边际贡献主要体现在：（1）现有研究大多基于相关系数法（Kwon et al, 2019）、赫芬达尔指数法（Gambardella et al, 1998）以及投入产出分析法（Wan et al, 2011）等指标识别产业融合，基于此类方法开展的研究通常面临因果识别难题。本文依托双重差分模型的设计思路，率先利用政府管制放松背景下的“三网融合”改革识别产业融合，丰富产业融合的识别方法，有效降低识别偏误。（2）基于中国情景，率先利用“三网融合”改革构造准自然实验，采用实证策略考察产业融合对工资水平的影响，并深入分析技术创新在产业融合影响工资水平过程中的机制作用，丰富产业融合和工资水平研究领域的留白。（3）利用投入产出表测度上下游产业的关联程度，并考察产业的前向关联和后向关联是否影响“三网融合”改革的政策效果，有助于进一步剖析产业关联与政府政策的交互关系。

本文后续内容安排如下：第二部分是政策背景和理论分析。第三部分是实证设计和数据说明。第四部分是实证结果分析。第五部分是基于产业关联视角的拓展分析。第六部分是本文的研究结论和政策启示。

表1 中国居民人均收入及消费价格指数发展状况

年份	居民人均可支配收入		居民人均可支配工资性收入		居民消费价格指数	居民人均可支配工资性收入
	累计值	实际增长率	累计值	实际增长率	同比增长	居民人均可支配收入
2014	20167	8.0%	11421	7.6%	2.0%	56.6%
2015	21966	7.4%	12459	7.6%	1.4%	56.7%
2016	23821	6.3%	13455	6.0%	2.0%	56.5%
2017	25974	7.3%	14620	7.0%	1.6%	56.3%
2018	28228	6.5%	15829	6.1%	2.1%	56.1%
2019	30733	5.8%	17186	5.5%	2.9%	55.9%
2020年前三季度	23781	0.6%	13486	0.3%	3.3%	56.7%

数据来源：国家统计局

## 二、政策背景与理论分析

### （一）政策背景

中国的“三网融合”历程主要经历了三个阶段：“三网分离”贯彻执行阶段、“三网融合”探索试点阶段和“三网融合”全面推广阶段。

#### 1. “三网分离”贯彻执行阶段

直至 20 世纪末，中国依然实行严格的“三网分离”政策，广播电视业、电信业和互联网业彼此分离。1999 年《关于加强广播电视有线网络建设管理意见的通知》并明确强调，“电信部门不得从事广播电视业务，广播电视部门不得从事通信业务，对此必须坚决贯彻执行”。显而易见，彼时的“三网分离”政策乃国家意志。

#### 2. “三网融合”探索试点阶段

2010 年国务院专门成立工作协调小组推进“三网融合”试点工作，并印发首批“三网融合”试点城市名单，批准绵阳市等 12 个城市正式开启“三网融合”进程。2011 年 12 月国务院办公厅进一步印发“三网融合”第二阶段试点城市名单，批准扬州市等 42 个城市实施“三网融合”改革。

#### 3. “三网融合”全面推广阶段

经历近六年的试点工作，“三网融合”改革步入全面推广阶段。2016 年 3 月，国务院“三网融合”工作协调小组办公室印发《关于在全国范围内全面推进“三网融合”工作深入开展的通知》。依托前期两批次 54 个城市的“三网融合”试点经验，中央政府在全国范围内推进广播电视网、电信网和互联网业务融合。

### （二）理论分析和研究假说

本部分将分两步证明“三网融合”改革引致的产业融合将通过技术创新这一渠道影响工资水平。第一步，基于 Fujita 等（1999）的工资决定模型推演技术创新与工资水平的关系。Fujita 等（1999）假设经济体存在制造业和非制造业两大部门，制造业为垄断竞争部门，生产异质性产品，非制造业为完全竞争部门，生产同质性产品。消费者偏好同质且效用函数为满足不变替代弹性 $\mu$ 的 Cobb-Douglas 形式：

$$U = M^\mu N^{1-\mu} = \left[ \int_0^n m(i)^\rho di \right]^{1/\rho} N^{1-\mu} \quad (1)$$

$M$  代表制造品消费量， $N$  代表非制造品消费量。 $m(i)$  代表第  $i$  种制造品的消费量， $n$  代表制造品种类数量， $\rho$  代表消费者对多样化制造品的偏好程度且  $\rho \in (0,1)$ 。

假设制造品的运输成本符合“冰山成本”形式，从生产地  $r$  运输 1 单位制造品到消费市场  $s$ ，仅  $1/T_{rs}$  单位的产品能够顺利到达，其余部分沿途损耗。换言之，若要实现 1 单位制造品到达消费市场，应从生产地装运  $T_{rs}$  单位该产品。按此逻辑，如果生产地  $r$  的制造品价格为  $p_r$ ，则该制造品在消费市场  $s$  的价格为  $p_r T_{rs}$ 。基于消费者效用最大化，可得  $R$  个消费市场对生产地  $r$  的制造品的需求总量：

$$q_r = \mu \sum_{s=1}^R Y_s (p_r)^{-\delta} (T_{rs})^{1-\delta} G_s^{\delta-1} \quad (2)$$

其中,  $Y_s$  代表消费市场  $Y$  的收入水平,  $\delta = 1/(1 - \rho) > 1$ 。  $G_s$  代表消费市场  $s$  的价格指数, 且满足:

$$G_s = [\sum_{s=1}^R n_r (p_r T_{rs})^{1-\delta}]^{1/(1-\delta)} \quad (3)$$

生产方面, 假设厂商的生产只需要劳动这一种要素, 生产地  $r$  的代表性厂商的成本函数为:  $TC = (F + cx_r) \times W$ 。  $F$  为固定成本,  $c$  代表边际成本,  $x$  代表产量,  $W$  代表工资。

在 Fujita 等 (1999) 工资决定模型的前述推理下, 考虑到技术创新是提升劳动生产率水平的重要驱动力, 因此本文将劳动生产率  $A$  设定为技术创新水平 *Innovation* 的函数, 即  $A = A(\text{Innovation})$ 。此外,  $\partial A/\partial \text{Innovation} > 0$ , 即技术创新水平越高, 劳动生产率水平越高。进一步地, 厂商的边际成本函数可表示为  $c = A(\text{Innovation})^{-\theta}$ 。  $\theta > 0$ , 即边际成本是劳动生产率减函数。生产地  $r$  的代表性厂商的最优产出规划为:

$$\text{Max } \pi = p_r x_r - TC \quad (4)$$

根据厂商利润最大化的定价法则, 可得厂商的均衡定价为:

$$p_r = W \times A(\text{Innovation})^{-\theta} \times [\delta/(\delta - 1)] \quad (5)$$

假设厂商可自由进出市场, 此时均衡利润为零, 均衡产量为:

$$x_r = (\delta - 1)F/A(\text{Innovation})^{-\theta} \quad (6)$$

市场均衡时,  $x_r = q_r$ 。结合公式 (2)、公式 (5) 和公式 (6) 可得:

$$W = A(\text{Innovation})^{\theta(\delta-1)/\delta} \times \Psi \quad (7)$$

$$\text{其中, } \Psi = \frac{\mu^{\frac{1}{\delta}(\delta-1)(\delta-1)/\delta}}{\delta F^{1/\delta}} \times [\sum_{s=1}^R Y_s T_{rs}^{1-\delta} G_s^{\delta-1}]^{1/\delta} > 0$$

将工资  $W$  关于技术创新 *Innovation* 求导得:

$$\partial W/\partial \text{Innovation} = (\partial A/\partial \text{Innovation}) \times \frac{\theta(\delta-1)}{\delta} \times A(\text{Innovation})^{(\theta\delta-\theta-\delta)/\delta} \times \Psi \quad (8)$$

根据前文的设定,  $\partial A/\partial \text{Innovation} > 0$ ,  $\delta > 1$  且  $\theta > 0$ , 故  $\partial W/\partial \text{Innovation} > 0$ 。其经济学含义为: 随着技术创新水平的提高, 工资水平将随之上升。

第二步, 论证“三网融合”改革引致的产业融合能够促进技术创新。“三网融合”改革引致的产业融合具有明显的创新促进效应, 原因如下: 首先, 已有文献探讨了产业融合与创新之间的关联并证实, 产业融合存在创新促进效应。例如, 韩先锋等 (2014) 研究表明, 工业部门与信息产业的融合通过前向关联溢出、后向关联溢出, 以及研发与应用部门的互动溢出, 提高创新效率。刘维刚等 (2018) 研究发现, 制造业和服务业的融合通过技术外溢和“干中学”效应提高创新效率。其次, 根据中国城市和产业创新力报告, 广播电视业、电信业和互联网产业的创新能力在国民经济中位列前 30% (寇宗来等, 2017)。“三网融合”推动广播电视业、电信业和互联网产业融合发展, 因而有助于提高经济整体的创新水平。再次, 广播电视业、电信业和互联网产业具备较高的技术水平, 而高技术水平的产业更容易与其他产业融合, 进而在溢出效应和学习效应的作用下提高经济的创新水平 (马健, 2002)。

综上, 提出本文的研究假说:

假说 1: “三网融合”改革引致的产业融合有助于提高工资水平。

假说 2：技术创新在“三网融合”改革提升工资水平过程中发挥中介机制。

### 三、数据说明与实证设计

#### （一）数据说明

本文使用 2004—2016 年中国 290 个地级城市作为研究样本，检验理论部分的结论。选择这一时间跨度的原因在于：“三网融合”改革发生的年份分别为 2010 年和 2012 年<sup>1</sup>，经过两期试点后，2016 年 3 月国务院开始在全国范围内推广“三网融合”，这导致前期的两批次 54 个改革试点地区不再具备特殊性，因此应当选择 2016 年为样本区间的终点。考虑到本文研究中所需的部分地级城市关键指标数据起始于 2004 年，因此本文最终以 2004 年作为样本区间的起点。

本文研究所使用的“三网融合”改革试点信息来自于国务院办公厅颁布的《关于印发第一批“三网融合”试点地区（城市）名单的通知》和《关于印发“三网融合”第二阶段试点地区（城市）名单的通知》。城市层面的职工平均工资、GDP、出口贸易额以及人口数量等来源于《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。城市之间的直线距离数据基于自然资源部提供的全国 1:100 万基础地理数据库，使用 ArcGIS 软件和城市经纬度坐标测算而来。PM2.5 数据来自美国国家航空航天局和哥伦比亚大学联合发布的全球 PM2.5 栅格数据，本文使用 ArcGIS 软件将 PM2.5 栅格数据按全国 1:100 万基础地理数据库中的行政区划矢量地图做数据提取，最终获得中国地级城市的 PM2.5 排放情况。

#### （二）实证设计

在中央政府的批准下，绵阳市等 12 个城市以及扬州市等 42 个城市分别在 2010 年和 2012 年率先进行“三网融合”改革试点。由于这项改革具有严格的地域性，未获试点批准的城市不被允许开展“三网融合”，因而为本文采用双重差分法开展准自然实验分析提供契机。改革试点的分批性特征意味着本文的准自然实验分析属于多时点政策分析，不同城市受政策冲击的时点不完全相同。因此，本文参考 Lu 等（2013）、汪文生等（2020），使用“渐进式”双重差分法考察“三网融合”改革对工资水平的影响。具体的模型构造如下：

$$Wage_{it} = \alpha + \gamma \cdot DD_{it} + X_{it}\beta + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$DD_{it}$  为双重差分估计量， $DD_{it} = Treat_i \times Post_t$ 。 $Treat_i$  用以识别“三网融合”改革冲击，遭受“三网融合”政策冲击的实验组城市  $Treat_i$  取值为 1，没有遭受冲击的对照组城市  $Treat_i$  取值为 0。假设“三网融合”改革开始年份为  $t_0$ ，如果实验组城市所处实际年份  $t$  位于改革开始年份之后（即  $t \geq t_0$ ），则  $Post_t$  取值为 1，否则取值为 0；对照组城市的  $Post_t$  始终取值为 0。

$Wage_{it}$  为本文的被解释变量，使用职工平均工资测度， $X_{it}$  代表控制变量，主要包括市场需求潜力、经济集聚、国际化程度、资源禀赋、教育发展水平和环境污染程度等。参考刘修岩等（2009）的做法，采用如下公式测度市场需求潜力：

$$MP_i = \sum_{c \neq i} \left( \frac{Y_c}{D_{i,c}} \right) + \frac{Y_i}{D_{i,i}} \quad (10)$$

其中,  $Y_c$ 和 $Y_i$ 代表国内城市  $c$  和城市  $i$  的 GDP,  $D_{i,c}$ 代表城市  $i$  与城市  $c$  之间的地理距离。本文基于全国 1: 100 万基础地理数据库, 使用 ArcGIS 软件测得各个城市中心之间的直线地理距离, 并以此作为 $D_{i,c}$ 的代理变量。 $D_{i,i}$ 代表城市  $c$  的内部距离, 具体的计算公式为: $D_{i,i} = (2/3)\sqrt{Area/\pi}$ 。其中  $Area$  代表城市  $i$  的面积。

经济集聚水平使用城市单位面积规模以上工业企业数量测度。国际化程度从贸易和投资两大视角测度, 分别使用城市出口贸易额和实际利用外资额衡量。使用采掘业就业人数与城市就业人口总数的比值衡量城市的资源禀赋水平 (方颖等, 2011)。教育发展水平使用城市就业人口中教育从业人口的比例衡量。环境污染程度使用城市年 PM2.5 排放量测度。此外, 本文在模型中引入年份固定效应 $\delta_t$ 和城市固定效应 $\eta_i$ 。

表 2 描述性统计

变量名称	变量含义	样本量	均值	标准差
<i>DD</i>	双重差分估计量	3770	0.078	0.268
<i>Wage</i>	工资水平	3710	3.356	1.667
<i>MP</i>	市场需求潜力	3730	6.757	4.006
<i>EC</i>	经济集聚程度	3,725	1.736	3.796
<i>FDI</i>	外资水平	3,543	0.695	1.730
<i>EXP</i>	出口贸易水平	3,482	0.521	1.937
<i>SN</i>	资源禀赋水平	3,400	0.061	0.095
<i>EDU</i>	教育水平	3,400	0.137	0.059
<i>PM2.5</i>	环境污染程度	3,769	12.759	0.995
<i>GDP</i>	经济发展水平	3,729	15.987	1.038
<i>SCI</i>	科技投入	3,729	0.024	0.025
<i>POP</i>	人口规模	3,731	5.851	0.698
<i>THI</i>	第三产业产出占比	3,728	0.369	0.089
<i>LCP</i>	低碳试点政策双重差分项	3,756	0.173	0.378
<i>ZLS</i>	专利申请数量	3,769	0.358	1.051
<i>SQS</i>	专利授权数量	3,769	0.249	0.723
<i>FMZLS</i>	发明专利申请数量	3,769	0.124	0.465
<i>FMSQS</i>	发明专利授权数量	3,769	0.034	0.156
<i>DX</i>	电信业务量	3,711	3.592	7.208
<i>INTER</i>	互联网用户数	3,702	0.566	1.283
<i>TEL</i>	本地电话用户数	3,727	97.331	114.732
<i>FD</i>	财政赤字水平	3,731	2.739	1.886
<i>IRF</i>	产业前向关联的影响程度 (完全消耗情况下)	3,596	9.044	14.988
	产业前向关联的影响程度 (直接消耗情况下)	3,596	9.271	15.209
<i>IRB</i>	产业后向关联的影响程度 (完全消耗情况下)	3,596	7.687	12.854
	产业后向关联的影响程度 (直接消耗情况下)	3,596	4.515	6.638

## 四、实证结果分析

### (一) 基准回归结果

本部分将对基准回归结果进行展示和分析。表 3 第 (1) 列为不引入控制变量时，“三网融合”改革对工资水平的影响。结果表明，“三网融合”改革显著提升工资水平。第 (2) 列在第 (1) 列的基础上引入决定工资水平的两大关键因素：市场需求潜力和经济集聚水平（刘修岩等，2009），降低遗漏变量引致的内生性偏误。同时，引入年份固定效应，控制时间趋势。结果发现，引入关键控制变量后双重差分估计系数大幅下降，但仍在 1% 水平上显著。可决系数从 0.179 提升至 0.933，模型的拟合程度大幅提升。第 (3) 列为在第 (2) 列的基础上进一步加入其他能够影响工资水平的因素，此时双重差分项显著，但系数不再大幅变动。可决系数从 0.933 提高到 0.962，拟合程度进一步提升。综上，本文的研究假说 1 成立。

表 3 基准回归结果

	<i>Wage</i>	<i>Wage</i>	<i>Wage</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>DD</i>	3.013*** (0.081)	0.476*** (0.078)	0.227*** (0.078)
<i>MP</i>		0.045*** (0.017)	0.029** (0.015)
<i>EC</i>		-0.032* (0.017)	-0.027*** (0.010)
<i>FDI</i>			0.087*** (0.020)
<i>EXP</i>			0.052** (0.024)
<i>SN</i>			2.164*** (0.714)
<i>EDU</i>			1.205* (0.698)
<i>PM2.5</i>			-0.262*** (0.073)
常数项	3.121*** (0.006)	1.304*** (0.046)	4.282*** (0.924)
年份固定效应	不控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
观察值	3710	3701	3021
<i>R-squared</i>	0.179	0.933	0.962

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表 1%、5%以及 10%水平上显著，括号内为经城市层面聚类调整的稳健标准误（下同）

### (二) 平行趋势检验与改革的长期动态效果

平行趋势检验是双重差分模型有效性的基础。本文参考 Moser 等(2012)、戴萍萍等(2020)文献的通行做法，采用事件分析法分年份检验实验组城市 and 对照组城市在“三网融合”改革冲击之前是否满足平行趋势，并进一步考察“三网融合”改革影响工资水平的长期动态效果。具体的模型设置如下：



$$Wage_{it} = \alpha + \sum_{k=-8}^6 r_k \cdot D_{i,m+k} + X_{it}\beta + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$D_{i,m+k}$ 是一组虚拟变量， $m$ 代表“三网融合”改革实施当年， $k$ 代表改革实施后的第 $k$ 年。当实验组城市位于“三网融合”改革后的第 $k$ 年时， $D_{i,m+k}$ 取值为1，否则为0。对照组城市的 $D_{i,m+k}$ 变量始终取值为0。因此，系数值 $r_k$ 代表“三网融合”改革实施后的第 $k$ 年实验组和对照组城市的工资差异。本文研究的时间跨度为2004年至2016年，两批次“三网融合”改革试点起始时间分别为2010年和2012年，故 $k$ 的取值范围为[-8,6]。为避免完全多重共线，本文将 $D_{i,m-8}$ 从模型中剔除。

图1展示了95%置信水平下，“三网融合”改革影响城市工资水平的动态效果。显然，在“三网融合”改革冲击之前，系数值 $r_k$ 的置信区间（图中竖线）均大幅穿越0线，系数不显著。因此实验组和对照组的工资水平在改革之前不存在显著差异，平行趋势假定成立。“三网融合”改革冲击后实验组和对照组的工资水平并未立即表现出显著差异，直至第三年，实验组的工资水平才明显高于对照组。这意味着“三网融合”改革在影响工资水平时存在大概三年的反应时滞。考虑到“三网融合”试点政策从颁布、实施到发挥经济效应，需要一定的时间积累，同时工资的调整具有一定的粘性，因此工资调整滞后的现象符合客观现实和经济学规律。从“三网融合”改革实施第三年之后，改革引致的工资提升效应始终显著并呈现稳步上升态势，这表明改革的影响具有长期性。

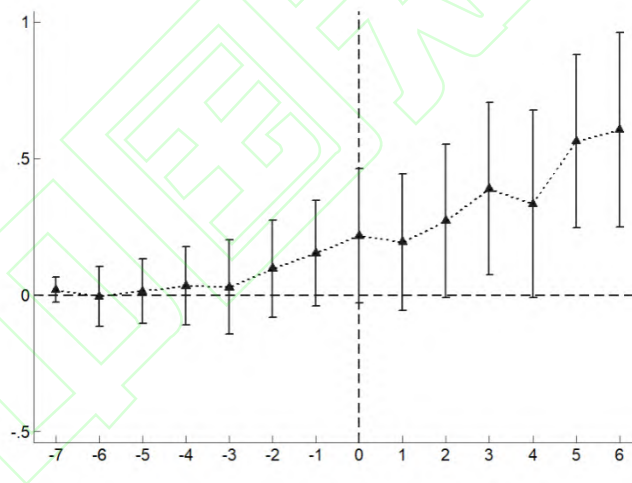


图1 “三网融合”改革的动态效果

### (三) 稳健性检验

#### 1. 缓解遗漏变量偏误

基准回归中，本文在充分参考现有关于工资水平影响因素的文献基础上，尽可能完备地控制了市场需求潜力、经济集聚水平、城市国际化程度、资源禀赋水平、教育发展水平以及环境污染程度等可能影响工资水平的因素。但即便如此，仍难以穷尽全部潜在的遗漏变量。为进一步确保本文的回归结论不受遗漏变量引致的内生性问题干扰，本部分采用如下两种方法进行稳健性检验：

第一，控制其他可能影响工资水平的因素。本部分进一步控制了经济发展水平、科技投入、人口规模、第三产业产出占比等变量。其中，经济发展水平使用GDP的对数测度，科

技投入使用政府科技经费支出占财政支出的比例衡量,人口规模使用城市人口数量的对数测度,第三产业产出占比使用第三产业的 GDP 与 GDP 总量的比值衡量。回归结果见表 4,结果表明,在进一步引入其他可能影响工资水平的因素后,“三网融合”改革仍显著促进工资水平。

表 4 其他控制变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Wage</i>	<i>Wage</i>	<i>Wage</i>	<i>Wage</i>
<i>DD</i>	0.210*** (0.079)	0.206*** (0.079)	0.206*** (0.079)	0.207*** (0.077)
<i>GDP</i>	0.598*** (0.115)	0.597*** (0.116)	0.591*** (0.118)	0.695*** (0.120)
<i>SCI</i>		1.004* (0.579)	0.983* (0.580)	1.017* (0.591)
<i>POP</i>			0.086 (0.284)	0.034 (0.269)
<i>THI</i>				0.989*** (0.372)
常数项	-5.860*** (2.010)	-5.898*** (2.012)	-6.325** (2.440)	-7.853*** (2.512)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
观察值	3021	3020	3020	3019
<i>R-squared</i>	0.964	0.964	0.964	0.964

第二,测度遗漏变量偏误程度。尽管前文进一步引入了其他可能影响工资水平的因素,但仍无法囊括所有潜在的遗漏变量。对此,本文参考 Nunn 等(2011)使用遗漏变量偏误程度的测度指标检验本文的遗漏变量偏误程度。该指标的计算公式为:  $B = \varphi_U / (\varphi_R - \varphi_U)$ , 其中  $\varphi_U$  代表包含所有控制变量的模型(无约束模型)中,核心解释变量 *DD* 的系数值;  $\varphi_R$  代表包含部分关键控制变量的模型(有约束模型)中,核心解释变量 *DD* 的系数值。该指标的理论逻辑为,如果有约束模型存在的遗漏变量问题并不严重,则继续向有约束模型中引入其他控制变量时,模型核心解释变量系数估计值不会出现大幅度的变化。根据这一逻辑,遗漏变量偏误程度的测度指标 *B* 中的  $\varphi_R - \varphi_U$  值越大,模型中新加入的可观测变量对模型解释力的影响越大,遗漏变量偏误越严重;  $\varphi_U$  越小,不可观测变量可能存在的解释效应越大,存在重要遗漏变量的可能性越大,遗漏变量偏误越严重。根据 Nunn 等(2011)的设定标准,如果遗漏变量偏误程度的测度指标 *B* 大于 1,则说明遗漏变量引致的估计偏误很小,模型的估计结果可靠。表 5 中,遗漏变量偏误程度的测度指标 *B* 均远大于 1,故本文不存在严重的遗漏变量问题。

表 5 遗漏变量偏误程度的测度

有约束模型的控制变量	无约束模型的控制变量	遗漏变量偏误程度的测度指标 <i>B</i>
<i>MP</i> 、 <i>EC</i> 、 <i>FDI</i> 、 <i>EXP</i>	<i>MP</i> 、 <i>EC</i> 、 <i>FDI</i> 、 <i>EXP</i> 、 <i>SN</i> 、 <i>EDU</i> 、 <i>PM2.5</i> 、 <i>GDP</i> 、 <i>SCI</i> 、 <i>POP</i> 、 <i>THI</i>	6.37
<i>MP</i> 、 <i>EC</i> 、 <i>FDI</i> 、 <i>EXP</i> 、 <i>SN</i> 、 <i>EDU</i> 、 <i>PM2.5</i>	<i>MP</i> 、 <i>EC</i> 、 <i>FDI</i> 、 <i>EXP</i> 、 <i>SN</i> 、 <i>EDU</i> 、 <i>PM2.5</i> 、 <i>GDP</i> 、 <i>SCI</i> 、 <i>POP</i> 、 <i>THI</i>	8.54

### 2. 缓解试点政策的非随机性引致的偏误

利用双重差分法进行政策评估的理想情景为政策是完全随机的，然而政府通常倾向于基于某些指标选择试点地区。《关于印发“三网融合”试点方案的通知》强调，试点城市应具备较好的网络基础、市场基础和技术基础，试点城市的政府应具备组织开展试点工作并保障试点安全的运作能力。因此，本文参考吴海民等（2015）采用基于 Kernel 匹配的 PSM-DID 方法缓解试点政策的非随机性可能引致的偏误问题。具体而言，第一步，选择电信业务量、互联网用户数以及本地电话用户数作为网络基础、市场基础的测度指标，采用科技研发强度作为技术基础的测度指标，使用地方政府的财政赤字水平测度地方政府的运作能力。第二步，基于前述表征网络基础、市场基础、技术基础和政府运作能力的协变量，使用 Logit 概率模型对城市是否会被中央选定为试点城市进行倾向打分。基于所得倾向得分，采用 Kernel 法匹配实验组和对照组，并检验协变量是否满足平衡性假设。平衡性检验结果见表 6，结果表明，匹配前实验组和对照组在各变量上差距显著，匹配后实验组和对照组不存在显著差异。第三步，利用倾向得分匹配产生的权重对被解释变量 *Wage* 加权得到  $Wage^{Kernel}$ ，并基于此进行双重差分估计。回归结果见表 7 的第（1）列，结果表明“三网融合”改革仍显著提升试点城市的工资水平。

表 6 协变量匹配质量的平衡性检验

协变量	均值		标准偏差 (%)	标准偏差 降幅 (%)	t 检验		
	实验组	对照组			t	p> t	
<i>DX</i>	匹配前	0.00102	0.00021	78.3	97.7	29.02	0.000
	匹配后	0.00062	0.00064	-1.8		-0.50	0.617
<i>INTER</i>	匹配前	1.5527	0.3449	63.3	96.2	23.60	0.000
	匹配后	1.0393	1.0033	1.9		0.62	0.539
<i>TEL</i>	匹配前	232.74	66.966	117.5	98.5	41.01	0.000
	匹配后	179.04	176.51	1.8		0.40	0.693
<i>SCI</i>	匹配前	0.00272	0.00152	48.6	81.4	13.49	0.000
	匹配后	0.00232	0.00255	-9.0		-0.83	0.406
<i>FD</i>	匹配前	1.6111	2.9744	-90.7	94.2	-18.13	0.000
	匹配后	1.6535	1.7331	-5.3		-1.36	0.174
联合检验	Pseudo R <sup>2</sup>		LR chi <sup>2</sup>		p>chi <sup>2</sup>		
	匹配前	0.369		1284.59		0.000	
	匹配后	0.002		3.58		0.611	

### 3. 同期其他政策的干扰

在“三网融合”改革试点政策实行时，低碳城市试点政策同期开展。2010 年广东省和保定市等 13 个省市开展首批低碳试点工作。2012 年，北京市和苏州市等第二批 29 个省市

开展低碳试点。为排除低碳试点政策对研究结论的干扰，本文在模型中控制低碳试点政策的双重差分项。表 7 第 (2) 列的回归结果表明，在控制低碳试点政策后，“三网融合”改革仍显著提升工资水平。

#### 4.特殊年份的干扰

在本文的研究区间中，2016 年恰好处于“三网融合”的试点末期和全国推广初期。“三网融合”改革全国推广后，试点城市便失去相对于非试点城市的特殊地位。因此，本文剔除 2016 年对本文研究的影响，结果见表 7 的第 (3) 列。在剔除特殊年份后，双重差分项系数保持显著。

#### 5.变换双重差分法的设置方式

在处理多时点政策冲击问题时，余明桂等（2013）和陈林（2018）等文献采用了“观测期”双重差分法，故使用该方法再次检验本文结论。“观测期”双重差分法将多时点政策冲击年份及其之间各年视作“观测期”，并以此为界将研究区间划分为实验开始前、实验“观测期”和实验开始后三段，进而利用单一时点政策冲击的双重差分法考察改革的经济效应。在本文的研究中，将 2010~2012 年划为实验“观测期”，将 2004~2009 年定义为实验开始前，2013~2016 年定义为实验开始后。使用“观测期”双重差分法的回归结果见表 7 的第 (4) 列，显然，“三网融合”改革提高了工资水平。

表 7 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Wage^{Kernel}$	$Wage$	$Wage$	$Wage$
<i>DD</i>	1.714*** (1.744)	0.252*** (0.736)	0.213*** (0.702)	0.273** (0.108)
<i>LCP</i>		-0.139*** (0.427)		
常数项	-0.165 (20.117)	4.220*** (9.192)	3.374*** (8.675)	4.584*** (1.037)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	2889	3021	2839	2296
<i>R-squared</i>	0.584	0.962	0.960	0.969

#### (四) 机制分析：技术创新的中介地位

本文的理论部分表明，“三网融合”改革影响了试点城市的技术创新，进而影响工资水平。本部分将使用 Baron 等（1987）提出的中介效应模型对这一机制进行实证检验。具体模型设置方法如下：

首先，构造如下方程，考察双重差分估计量对技术创新的影响：

$$Innovation_{it} = \alpha + \rho DD_{it} + X_{it}\beta + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中， $Innovation_{it}$  代表技术创新水平。参考 Liu 等（2016）和易倩等（2019）使用专利申请数量（ZLS）、专利授权数量（SQS）、发明专利申请数量（FMZLS）以及发明专利授权数量（FMSQS）测度技术创新水平。依据中介效应模型的原理，双重差分估计量的系数

值 $\rho$ 在统计上显著，是中介效应存在的前提条件。

其次，将技术创新中介变量加入到前文基准回归模型中，得到如下回归方程：

$$Wage_{it} = \alpha + \theta \cdot DD_{it} + \lambda \cdot Innovation_{it} + X_{it}\beta + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

在模型(12)双重差分估计量的系数值 $\rho$ 显著的前提下，如果公式(13)中 $Innovation_{it}$ 变量的系数值 $\lambda$ 显著，且相较于基准回归模型中的 $\gamma$ ，公式(13)中双重差分估计量系数值 $\theta$ 的大小及显著性均降低，证明 $Innovation_{it}$ 变量发挥了中介效应。 $(\rho \times \lambda)/\gamma$ 代表“三网融合”改革通过技术创新产生的工资提升效应。 $\gamma$ 是前文基准回归模型双重差分估计量系数值。

表8第(1)列为基准回归结果，第(2)列为使用专利申请数量测度技术创新水平时公式(12)的回归结果，显然，“三网融合”改革促进了技术创新。第(3)列为使用专利申请数量测度技术创新水平时，公式(13)的回归结果，此时双重差分项系数值和显著性与第(1)列相比均明显下降。与此同时，技术创新中介变量的系数仍然显著。因此技术创新在“三网融合”改革提高工资水平过程中发挥中介效应。进一步地，对“三网融合”改革引致的工资提升效应进行分解发现，改革通过技术创新机制贡献了29.8%的工资提升效应。

同理，表8的第(4)列和第(5)列检验了以专利授权数量测度技术创新水平时技术创新的中介效应，结果表明技术创新的中介效应仍然显著，且技术创新贡献了20.6%的工资提升效应；第(6)列和第(7)列检验了以发明专利申请数量测度技术创新水平时技术创新的中介效应，前述结论稳健，技术创新贡献了36.6%的工资提升效应；第(8)列和第(9)列检验了以发明专利授权数量测度技术创新水平时技术创新的中介效应，前述结论仍然成立，技术创新贡献了37.3%的工资提升效应。在采用不同指标测度技术创新时，技术创新在“三网融合”改革提升工资水平过程中发挥的中介效应保持显著，且对工资提升效应的贡献程度基本保持在20%至40%。综上，本文的研究假说2成立。

表8 中介机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>Wage</i>	<i>ZLS</i>	<i>Wage</i>	<i>SQS</i>	<i>Wage</i>	<i>FMZLS</i>	<i>Wage</i>	<i>FMSQS</i>	<i>Wage</i>
<i>DD</i>	0.227*** (0.078)	0.429*** (0.098)	0.158** (0.076)	0.265*** (0.072)	0.180** (0.077)	0.234*** (0.053)	0.143* (0.076)	0.074*** (0.017)	0.141* (0.075)
<i>ZLS</i>			0.158*** (0.041)						
<i>SQS</i>					0.177*** (0.061)				
<i>FMZLS</i>							0.356*** (0.073)		
<i>FMSQS</i>									1.145*** (0.211)
常数项	4.282*** (0.924)	-1.408 (0.989)	4.503*** (0.892)	-0.993 (0.655)	4.455*** (0.900)	-0.908* (0.491)	4.602*** (0.883)	-0.379*** (0.142)	4.713*** (0.876)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3021	3035	3021	3035	3021	3035	3021	3035	3021

## 五、拓展分析：上下游产业关联与改革的实际效果

在整个产业网络中，广播电视业、电信业和互联网产业与其上下游产业存在密集关联，这种关联可能影响“三网融合”改革的政策效果。从前向关联视角来看，如果广播电视业、电信业和互联网产业的上游产业比较发达，则上游产业从供给端为这三大产业提供扩大发展所必须的中间投入品，进而有助于放大“三网融合”改革引致的工资提升效应。从后向关联视角来看，如果广播电视业、电信业和互联网产业的下游产业比较发达，则下游产业对这三大产业所生产的中间投入品的需求较大，从需求端为这三大产业的扩大发展提供利润保障，进而有助于放大“三网融合”改革引致的工资提升效应。

本文设计如下方案考察上下游产业关联与“三网融合”改革的交互机制。第一步，基于投入产出表测算广播电视业、电信业和互联网产业的各个上游产业对这三大产业投入的中间品占这三大产业所消耗的全部中间品的比例，该比例代表上游产业与这三大产业的关联程度。进一步地，将产业关联程度与上游产业的产业规模交乘，识别上游产业对广播电视业、电信业和互联网产业的实际影响程度。其中，广播电视业、电信业和互联网产业以2007年投入产出表中的信息传输、计算机服务和软件业指代，产业规模以从业人数测度。同时，考虑到投入产出表中将各大产业对其他产业中间品消耗划分为直接消耗和完全消耗，因此本文同时考察两种划分类型下的产业关联程度。同理可识别下游产业对广播电视业、电信业和互联网产业的实际影响。第二步，构造调节效应模型检验上下游产业关联是否在“三网融合”改革提升工资水平过程中发挥调节作用。具体的模型设置如下：

$$Wage_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DD_{it} \times IR_{it} + \alpha_2 IR_{it} + \alpha_3 DD_{it} + \eta_i \times IR_{it} + \delta_t \times IR_{it} + X_{it}\beta + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$IR_{it}$ 代表产业关联，包括前向关联 $IRF_{it}$ 和后向关联 $IRB_{it}$ 。 $DD_{it} \times IR_{it}$ 用以判断上下游产业关联是否影响“三网融合”改革的政策效果。估计量的系数值 $\alpha_1$ 预期显著为正，即上下游产业发展水平越高，“三网融合”改革对工资的提升效果越大。由于双重差分项 $DD_{it}$ 是以整体形式设置的，因此无法单独设置 $Treat_i$ 和 $IR_{it}$ 的交互项以及 $Post_t$ 和 $IR_{it}$ 的交互项。对此，本文参考 Garthwaite 等（2014）和陈林（2018）等文献的做法，在模型中以联合固定效应 $\eta_i \times IR_{it}$ 和 $\delta_t \times IR_{it}$ 代替 $Treat_i$ 和 $IR_{it}$ 的交互项以及 $Post_t$ 和 $IR_{it}$ 的交互项。模型的估计结果见表9，第（1）列和第（2）列中，使用投入产出表中的完全消耗系数测算产业关联程度；第（3）列和第（4）列中，使用直接消耗系数测算产业关联程度。结果表明， $DD_{it} \times IRF_{it}$ 和 $DD_{it} \times IRB_{it}$ 的系数均显著为正，这意味着产业的前向关联和后向关联扩大了“三网融合”改革对工资水平的影响。

表 9 拓展分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Wage</i>	<i>Wage</i>	<i>Wage</i>	<i>Wage</i>
<i>DD</i> × <i>IRF</i>	0.008*** (0.002)		0.009*** (0.003)	
<i>DD</i> × <i>IRB</i>		0.007*** (0.002)		0.020*** (0.006)
<i>IRF</i>	-0.012*** (0.003)		-0.009*** (0.003)	
<i>IRB</i>		-0.013*** (0.003)		-0.009 (0.006)
<i>DD</i>	0.055 (0.097)	0.056 (0.098)	0.042 (0.095)	0.001 (0.099)
$\eta$ × <i>IRF</i> ( <i>IRB</i> )	控制	控制	控制	控制
$\delta$ × <i>IRF</i> ( <i>IRB</i> )	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	5.038*** (0.876)	5.029*** (0.876)	5.017*** (0.873)	4.943*** (0.859)
观测值	3021	3021	3021	3021
<i>R-squared</i>	0.967	0.967	0.967	0.968

## 六、结论与启示

### (一) 本文结论

本文基于政府管制放松背景下的“三网融合”改革，构建产业融合影响居民工资水平的分析框架。利用城市层面的面板数据，结合双重差分模型、倾向得分匹配双重差分模型、中介效应模型以及调节效应模型实证检验政府管制放松对工资水平的影响。结果表明，“三网融合”改革引致的产业融合对工资水平具有显著的提升效应，技术创新在其中发挥中介机制。本文充分检验了双重差分法所应满足的平行趋势假定，并在此基础上考察了改革的长期动态效果。结果表明，平行趋势假定成立，且“三网融合”改革在提升工资水平前存在大概两年的反应时滞期，时滞期后改革能够对工资水平产生至少四年的提升效应。进一步地，本文采用基于 Kernel 法的倾向得分匹配缓解试点政策的非随机性问题，并从遗漏变量偏误、同期干扰政策、特殊年份干扰以及变换双重差分估计方法等角度检验本文结论的稳健性，结果证实本文的研究结论保持稳健。基于上下游产业关联视角的分析发现，产业的前向关联和后向关联均会影响“三网融合”改革的工资提升效应，“三网融合”相关产业（即广播电视业、电信业和互联网产业）的上下游产业越发达、产业关联程度越高，“三网融合”改革对工资水平的提升程度越大。

## （二）政策启示

基于本文的研究结论，总结如下政策启示：第一，新形势下，切实提升居民工资水平对保障民生意义重大。应充分发挥政府调控“有形之手”，通过进一步放松产业融合管制的方式鼓励广播电视业、电信业和互联网产业等信息产业发展，提高技术创新水平，以此改善居民收入。结合中国当前实际来看，“三网融合”业已催生出交互式网络电视、移动支付平台、自媒体移动播演等诸多新发展业态，极大改变居民生产生活方式。在后“三网融合”时代，政府仍需在充分平衡好国家安全和产业发展关系的基础上，进一步放宽对互联网等信息产业的管制，为切实提升居民收入营造充分自由的产业发展环境。

第二，中国是全球唯一拥有联合国产业分类目录中全部工业门类的国家，产业网络错综复杂，“牵一发而动全身”。本文认为，政府在调控产业结构过程中应充分考虑产业的前向关联和后向关联，以产业网络为抓手统筹推进各领域的产业升级，构建效率最优化的产业网络，通过提升整体生产率的途径提高居民工资水平。

### 参考文献：

- 陈林. 2018. 自然垄断与混合所有制改革：基于自然实验与成本函数的分析[J]. 经济研究(1):81-96.
- 戴萍萍, 刘荣春, 叶修群. 2020. 保税区、出口加工区与产业结构升级：基于双重差分法的实证研究[J]. 经济经纬(3):100-107.
- 方颖, 纪衍, 赵扬. 2011. 中国是否存在“资源诅咒”[J]. 世界经济(4):144-160.
- 韩先锋, 惠宁, 宋文飞. 2014. 信息化能提高中国工业部门技术创新效率吗[J]. 中国工业经济(12):70-82.
- 寇宗来, 刘学悦. 2017. 中国城市和产业创新力报告[R]. 上海：复旦大学产业发展研究中心.
- 刘修岩, 殷醒民. 2009. 空间外部性与地区工资差异：基于动态面板数据的实证研究[J]. 经济学(1):77-98.
- 刘维刚, 倪红福. 2018. 制造业投入服务化与企业技术进步：效应及作用机制[J]. 财贸经济(8):126-140.
- 马健. 2002. 产业融合理论评述[J]. 经济学动态(5):78-81.
- 吴海民, 吴淑娟, 陈辉. 2015. 城市文明、交易成本与企业“第四利润源”：基于全国文明城市与民营上市公司核匹配倍差法的证据[J]. 中国工业经济(7):114-129.
- 汪文生, 徐天舒. 2020. 国家高新区设立对企业创新绩效影响研究[J]. 经济经纬(6):76-87.
- 易倩, 卜伟. 2019. 知识产权保护执法力度、技术创新与产业升级[J]. 经济经纬(3):95-101.
- 余明桂, 李文贵, 潘红波. 2013. 民营化、产权保护与企业风险承担[J]. 经济研究(9):112-124.
- BARON R M, KENNY D A. 1987. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 51: 1173-1182.
- FUJITA M, KRUGMAN P, VENABLES A. 1999. The spatial economy[M]. Cambridge: MIT Press.
- GAMBARDELLA A, TORRISI S. 1998. Does technological convergence imply convergence in markets? Evidence from the electronics industry[J]. Research Policy, 27(5): 445-463.



- GARTHWAITE C, GROSS T, NOTOWIDIGDO M J. 2014. Public health insurance, labor supply, and employment lock[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 129 (2) : 653-696.
- KWON O, AN Y, KIM M, LEE C. 2019. Anticipating technology-driven industry convergence: Evidence from large-scale patent analysis[J]. *Technology Analysis and Strategic Management*, (4) : 1-16.
- LIU Q, QIU L D. 2016. Intermediate input imports and innovations: Evidence from Chinese firms' patent filings[J]. *Journal of International Economics*, 103 (nov) : 166-183.
- LU Y, TAO Z G, ZHANG Y. 2013. How exporters respond to antidumping investigations[J]. *Journal of International Economics*, 91(2): 290-300.
- MOSER P, VOENA A. 2012. Compulsory licensing: evidence from the trading with the enemy act[J]. *American Economic Review*, 102(1): 396-427.
- NUNN N, WANTCHEKON L. 2011. The slave trade and the origins of mistrust in Africa[J]. *American Economic Review*, 101(7): 3221-3252.
- WAN X, YE X, KUI L. 2011. Measuring convergence of China's ICT industry: An input-output analysis[J]. *Telecommunications Policy*, 35(4): 301-313.

(编校: 育川)

## **Industrial Convergence, Innovation and Staff Wage —Quasi-experiment Based on ‘Triple Play’**

**Abstract:** Taking the ‘Triple Play’ reform led by the central government as the quasi-experiment of industrial convergence, this paper constructs the analysis framework of the impact of industrial convergence on the wage. Based on the panel data of China's cities from 2004 to 2016, this paper studies the influence of industrial convergence on wage. The result shows that the ‘Triple Play’ reform significantly improves the wage and this conclusion remains stable in a series of robustness check. The dynamic analysis shows that there is a response lag period of about two years when the reform of ‘Triple Play’ improves the wage level. After the lag period, the effect of the reform on the wage level begins to be significant and lasts for at least four years. Mechanism analysis shows that the ‘Triple Play’ reform promotes the wage through the intermediary variable of innovation. Besides, the forward and backward linkages of industries affect the actual effect of the reform. This study provides feasible ideas for the government to adjust the national wage level and expand the potential of domestic demand by relying on the policy of deregulation.

**Key words:** Government Regulation; Industrial Convergence; Staff Wage; Innovation; Industrial Connection

---

<sup>1</sup>考虑到两批次的试点政策分别在2010年6月和2011年12月颁布,故本文将试点政策的颁布年份定义为2010年和2012年。