

通用型技术对就业结构的影响*

——基于“宽带中国”示范城市政策的研究

陈建伟 苏丽锋

【摘要】文章利用“宽带中国”示范城市政策构建多期渐次 DID 模型,分析 ICT 类通用型技术对就业结构的影响。研究表明:(1)ICT 类通用型技术加速了城市就业结构从制造业向服务业的转型,主要表现为示范政策变量显著降低了制造业就业份额,且政策实施后动态效应渐次增强。(2)城市市场规模辅助解释了就业结构转型效应异质性,市场规模越大的城市就业结构转型效应越强。(3)网络效应是通用型技术影响就业结构的重要机制,存在较强网络效应的信息服务业受影响后就业份额显著上升,网络效应弱的服务行业就业份额变化不明显,而高度依赖信息服务中间投入的金融服务业就业份额下降。然而,网络效应较强行业的就业份额增量小于制造业就业份额减量,潜在含义是通用型技术推动就业结构转型的同时,可能会引起结构性失业。

【关键词】通用型技术 宽带中国 网络效应 就业结构

【作者】陈建伟 对外经济贸易大学教育与开放经济研究中心,副教授;
苏丽锋 对外经济贸易大学教育与开放经济研究中心,教授。

一、引言

通用型技术是指那些应用场景广泛、与产业链上下游互补性强、具有复杂演化特征的一类技术(Bekar 等,2018),而以宽带网络为基础的现代信息与通信技术(ICT)是一类典型的通用型技术。相关研究表明信息与通信技术能够促进经济增长(Czernich 等,2011;Niebel,2018)和提升就业率(Atasoy,2013)。鉴于信息与通信技术对经济发展和就业的重要影响,促进此类技术大规模应用成为各国政府抢占信息时代竞争制高点的重要战略部署。中国政府提出“宽带中国”战略并开展示范城市创建活动,以大力推进信息化产业自主创新能力、信息网络设施的覆盖应用水平和信息服务的消费水平。数据显示,2020 年全国固定宽带用户超过 4.6 亿户,固定宽带家庭普及率超过 90%;4G 移动电话的

* 本文为国家社会科学基金重点项目“新时代中国流动人口就业质量及其对高质量城镇化的影响研究”(编号:19AJL013)的阶段性成果。

用户渗透率从 2014 年的 7.6% 上升到 2016 年的 58.2% 和 2019 年的 80.1%^①。

近年来,在“宽带中国”战略深入实施和全社会信息化程度快速提高的背景下,中国的就业结构发生了明显变化,制造业就业份额下降、服务业就业份额上升,但服务业内部就业增长有所分化。首先,全国第二产业就业人员占总就业人员比重呈倒 U 形变化,2012 年达到 30.3% 的最高点后逐渐下降到 2019 年的 28.2%。其次,城镇制造业单位就业占城镇非农单位就业的份额持续下降,从 2013 年的 29.52% 下降到 2019 年的 22.50%。再次,服务业就业人员占总就业人员的比重持续上升到 2019 年的 47.1%,但服务业内部不同行业的就业份额变化并不同步^②。

基于“宽带中国”战略背景下就业结构变化的事实,本文尝试研究以下问题,信息与通信技术的广泛应用对近年来中国就业结构转型的进程产生了怎样的影响?是加速还是延缓制造业就业份额的下降趋势?是否无差异地提高服务业不同行业的就业份额?这类技术对就业结构的影响是否因市场规模而不同?通过怎样的经济机制影响就业结构转型?

与本文相关的文献主要分为三类。第一类研究关注技术进步和生产率增长对就业结构的影响。例如,Ngai 等(2007)研究认为,如果经济中各行业使用的技术是行业专用的,且技术进步和生产率增长不同步,那么各行业间产品(服务)的相对价格也随之变化,这将推动就业结构向相对价格上升的行业转型。第二类研究检验了“宽带中国”示范城市政策对知识扩散和生产率的影响。例如,薛成等(2020)利用“宽带中国”示范城市政策识别了网络基础设施建设对企业技术知识扩散的影响,发现良好的网络基础设施有助于上市公司内部的技术知识扩散,以及与外部企业的技术合作。刘传明、马青山(2020)利用城市数据实证检验“宽带中国”政策对生产率(Malmquist 生产率累积指数)的积极影响,发现这一积极效应主要表现在中东部地区、大中城市及基础设施较完善和科技水平较高的城市。第三类研究聚焦于数字经济对就业和创业的影响。与信息 and 通信技术相联系的硬件设备制成品与软件服务属于广泛定义的数字经济范畴。直接的经验研究表明,数字经济促进就业(戚聿东、褚席,2021)、优化就业结构、提升就业质量(戚聿东等,2020)并促进创业(赵涛等,2020),新经济增加就业、创造财富和提升经济福利(许宪春等,2020)。更广泛的研究表明,以信息基础设施为代表的广泛新型基础设施显著促进劳动生产率的提升(尚文思,2020),数字经济快速发展下的数字金融促进创业(何婧、李庆海,2019)。然而,数字金融发展也会导致面临数字劣势的贫困居民的失业概率上升(何宗樾等,2020),造成数字鸿沟。

① 中国信息通信研究院:《中国宽带发展白皮书(2020 年)》,2020 年。

② 根据相关年份《中国统计年鉴》就业数据计算。

现有文献存在两个方面的不足:(1)对通用型技术影响就业结构内在机制的理解不清晰。尽管行业专用的技术进步通过相对价格效应影响就业结构,但全行业通用的技术进步及其广泛应用如何影响就业结构,相关研究还很缺乏。以信息与通信技术为代表的通用型技术对不同行业的产品或服务相对价格的影响并不直接,因此影响就业结构的传导机制可能较为复杂。(2)对通用型技术影响就业结构因果效应的识别不稳健。由于这类技术的变革升级和规模化应用相互依赖相互促进,既难以准确测度技术升级与产业化应用的程度,又难以隔离出诸多混杂因素而独立地分析其经济效应,因此,选择合适的经济效应分析场景,尽可能控制和隔离出其他未观测的因素干扰,对稳健地评估 ICT 类通用型技术如何影响就业结构至关重要。

本文使用 2014 年开始实施的“宽带中国”示范城市政策,作为研究通用型技术影响就业结构转型的准自然实验场景。与现有文献相比,本文引入网络效应解释通用型技术对就业结构的影响机制,构建渐次实施型政策的 DID 计量模型,综合控制各种混杂因素的影响,采用插值法估计政策动态效应,结合政策安慰剂检验,排除政策预期效应和其他政策干扰效应,构造工具变量克服政策内生性问题,从而得到通用型技术影响就业结构的因果效应稳健估计。

二、通用型技术与网络效应影响就业结构的理论分析框架

本文将从理论角度分析通用型技术如何在网络效应作用下影响就业结构的变化趋势,基准模型是含两部门生产、分产品与服务消费的简易模型,在给定消费者收入和相对价格的基础上推导就业结构的均衡水平;主要机制是网络效应,即使消费者的收入、服务和产品的相对价格不变,扩大网络覆盖率的政策有助于提升消费者用于网络效应服务的消费支出份额,从而推动劳动要素再配置和就业结构转型。关键的理论假设在于,信息与通信技术进步和应用产生了广泛的消费网络效应,即特定服务的消费者规模越大,消费者增加消费的边际效用相对越高。具体的分析将从生产者决策、消费者决策和市场均衡下的就业份额决定机制等方面展开。

(一) 两部门生产者决策

基准经济环境参照 Ngai 等(2007)设定,经济中存在两个生产部门,即制造业部门 m 和服务业部门 s 。假定两个部门的生产由 CD 生产函数给出:

$$Y_j = A_j (K_j)^{\alpha_j} (L_j)^{1-\alpha_j} \quad (1)$$

其中, $j \in \{m, s\}$ 。 A_j 为部门 j 的全要素生产率, K_j 、 L_j 分别表示部门 j 使用的资本与劳动; α_j 为资本的产出弹性。定义劳均水平为 $y_j = Y_j/L_j$, $k_j = K_j/L_j$ 。

根据企业利润最大化一阶条件,得到各部门劳动要素的反需求函数: $w_m = (1 - \alpha_m)$

$A_m(k_m)^{\alpha_m-1}, w_s=p(1-\alpha_s)A_s(k_s)^{\alpha_s-1}$, w_m 与 w_s 为两部门内部劳动要素工资, 劳动力市场均衡时应该保持相同, p 为服务业产品对制造业产品的相对价格。

(二) 消费者决策

给定产品和服务的消费为 c_m, c_s , 代表消费者的瞬时效用函数为:

$$u(c_m, c_s + \bar{c}_s) = [(c_m)^{(\sigma-1)/\sigma} + e_{NE}(c_s + \bar{c}_s)^{(\sigma-1)/\sigma}]^{(\sigma-1)/\sigma} \quad (2)$$

其中, $\sigma > 0$ 表示两类消费 c_m 与 $c_s + \bar{c}_s$ 之间的替代弹性; \bar{c}_s 为调节参数。 e_{NE} 为消费网络效应参数, 是当地人口规模 L 和网络渗透率 θ 的增函数: $e_{NE} = e(\theta L) \geq 1, e'(\cdot) > 0$ 。本文参考 Chen 等 (2009)、De Giorgi 等 (2020) 的研究, 将网络效应定义为其他消费者的消费行为对本人消费效用产生的积极影响, 并将这一积极影响程度作为对网络效应的测度。以常见的双向交流网络如电话传真网络为例, 平均意义上个体用户从网络中获得的价值大体上是总用户规模的近似线性增函数, 即使最松散条件下也是 S 形函数关系 (Swann, 2002)。另外, 出于简化分析的目的, 本文所假设的消费者效用函数仅考虑存在网络效应的服务消费, 实际上还有一些服务消费不具备网络效应, 这些消费不直接受到网络效应的驱动。

消费者作为劳动供给者, 无弹性向两个生产部门的企业供给劳动, 总劳动收入全部用于消费; 以制造业产品为单位 1, 服务业产品价格为 p 。消费者面临的预算约束为: $c_m + pc_s = w$ 。由此可以得到消费者效用最大化的消费支出配置: $c_s = (e_{NE})^\sigma p^{-\sigma} c_m - \bar{c}_s$, $c_m = (e_{NE})^{-\sigma} p^\sigma (c_s + \bar{c}_s)$ 。可见, 服务消费的相对价格 p 越高, 服务消费支出越低; 而网络效应 e_{NE} 在其他条件不变的情况下提升服务的消费支出, 这对推动劳动要素跨部门再配置有重要含义。

(三) 市场均衡与劳动要素配置的部门份额

最终产出市场出清, 部门 s 的产出全部用于消费: $c_s L = Y_s$; 部门 m 的产出部分用于消费, 部分用于资本积累: $c_m L + K_m + K_s = Y_m$ 。资本要素市场均衡, 租金率等于部门 s 和部门 m 的资本边际生产率: $r = r_m = r_s = p\alpha_s A_s(k_s)^{\alpha_s-1} = \alpha_m A_m(k_m)^{\alpha_m-1}$ 。劳动要素市场均衡, 总劳动力 L 分别配置到部门 m 和部门 s : $L = L_m + L_s$; 劳动要素的工资率相等, 劳动不再跨部门配置: $w_m = w_s$ 。根据上述条件, 可以推导出劳动要素配置在制造业部门的比例 n_m 的表达式为:

$$n_m = L_m / L = \frac{(e_{NE})^\sigma k_s + p^\sigma y_s + p^\sigma \bar{c}_s}{(e_{NE})^\sigma \bar{k} + p^\sigma y_s} \quad (3)$$

在给定条件 $\bar{c}_s > \frac{(\alpha_m - r)(1 - \alpha_s)A_s}{r(1 - \alpha_s) - \alpha_m + \alpha_s} (\tilde{\alpha} k_m)^\alpha$, 且 $\sigma > 0$ 时, 有 $\frac{\partial n_m}{\partial e_{NE}} < 0$ 。其中, $\tilde{\alpha} = \frac{\alpha_m(1 - \alpha_s)}{\alpha_s(1 - \alpha_m)}$ 。

换言之, 网络效应的存在使制造业就业份额受到负面影响。由于 $\frac{\partial e_{NE}}{\partial \theta} > 0$, 即覆盖范围越

广和渗透率越高, 网络效应越强, 因此有 $\frac{\partial n_m}{\partial \theta} = \frac{\partial n_m}{\partial e_{NE}} \frac{\partial e_{NE}}{\partial \theta} < 0$ 。基于此, 本文提出以下待验

证的研究假说:代表 ICT 类通用型技术进步和扩大应用的“宽带中国”示范城市政策,将推动劳动力向存在网络效应的服务行业再配置,相应降低制造业行业劳动力份额。

研究假说成立的经济学原理在于,信息与通信技术的通用性和广泛联通,使相关服务消费产生了网络效应,相当于在不改变偏好、技术和收入禀赋的前提下提升服务消费的边际效用,从而提高其消费支出份额。而根据生产和消费的均衡条件,消费支出份额扩大的生产部门必然需要配置更多的劳动要素。“宽带中国”示范城市政策的重要目标之一是提升宽带基础设施建设水平与用户渗透率,这正是加速消费网络效应发生的催化剂。与此同时,网络效应也依赖于人口规模,在既定的用户渗透率下,人口规模越大则网络效应值可能越高,即 $\partial e_{NE}/\partial L > 0$ 。因此,既定收入水平的消费人口基数越大,越有利于具有强网络效应的产业发展,从而推动劳动力向相关行业再配置。

三、识别策略与数据说明

(一) 识别策略

为了得到 ICT 类通用型技术影响就业结构的稳健估计,本文首先构建一个基准的多期渐次 DID 模型,然后讨论 DID 模型能够识别因果效应的平行趋势假设。

1. 基准 DID 模型设定

“宽带中国”示范城市名单分年分批入选,近似于一项多期渐进干预的政策。本文首先设定如下基准的含双固定效应的 DID 模型:

$$y_{it} = \beta Policy_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \pi_t + F_t \times m_i + \omega_{it} \quad (4)$$

其中, i 、 t 分别表示城市个体和年份; y_{it} 为本文关注的被解释变量,即以制造业就业人员份额衡量的就业结构;政策干预变量($Policy$)为度量政策实施的二元虚拟变量。 X 为协变量; $F_t \times m_i$ 为城市层面的个体特征与年份交互项,代表城市特有的时间趋势,其中 m_i 为各城市与其最近规模以上港口的距离, F_t 为年份虚拟变量组,以此控制结果变量存在的干预前趋势^①。 β 、 γ 为待估计的参数; μ_i 为影响就业结构的非时变因素, π_t 为对所有个体都相同的时间效应, ω_{it} 为误差项。

β 为计量模型识别的核心参数,表示“宽带中国”示范城市政策实施对城市就业结构的平均影响。如果将 β 解释为政策的因果效应,有两个关键的假设必须要满足:(1)不存在干预前趋势,即平行趋势假设。受政策干预影响的城市与未受干预的城市在干预实施前具有共同的结果变量变化趋势。(2)不存在政策干预的预期效应,未来接受政策干预

① 通常情况下,DID 模型中的政策变量并不严格外生,结果变量可能在干预政策出台之前存在显著的组间差异。为了控制政策出台前干预组与未干预组的差异,现有文献常用的办法是设定时间趋势项,使平行趋势假定得以满足,如 Lima 等(2018)的研究设定。

对当前的结果没有因果效应。

2. 平行趋势检验模型设定

本文设定的多期交错干预的 DID 模型,适用的平行趋势检验需要借助事件研究设计。其做法是,设定相对于干预时点的前 k 期相对时刻虚拟变量进行回归,并进行平行趋势检验。在式(4)的基础上,设定的平行趋势诊断模型为:

$$y_{it} = \sum_{\tau < 0} \beta_{\tau} D_{\tau, it} + \sum_{\tau \geq 0} \beta_{\tau} D_{\tau, it} + \gamma X_{it} + F_t \times m_i + \mu_i + \pi_t + \omega_{it} \quad (5)$$

其中, $D_{\tau, it}$ 是刻画政策干预相对时刻的二元虚拟变量, $D_{\tau, it} = 1[t - E_i = \tau]$ 。 τ 是记录个体单元接受政策干预的相对时刻,定义个体接受政策干预的年份为 E_i , 相对时刻 $\tau = t - E_i$; $\tau = -1, 0, 1$ 分别表示干预前 1 期、当期、干预后 1 期。在相同年份接受干预的单元被定义为同队列。一些个体在样本区间内从未接受干预,定义其事件时刻 $E_i = \infty$ 。所有纯对照组的事件虚拟变量都设置为 0,以协助识别年份效应。 $\tau < 0$ 代表干预前时刻,是需要检验是否存在干预前趋势的区间。

在实际估计中,本文采用 Borusyak 等(2021)提出的插值估计方法,基于未干预的观测样本(包括未干预组和即将干预组)得到参数 $\beta_{-4 \leq \tau < 0}$ 的估计 $\tilde{\beta}$, 然后对估计所得参数进行 F 检验,原假设为: $\beta_{-1} = \beta_{-2} = \beta_{-3} = \beta_{-4} = 0$ 。如果检验 p 值不能在 10% 的显著性水平上拒绝原假设,则诊断为不违背平行趋势的原假设。

(二) 变量与数据说明

本文使用的数据一部分来自手动收集,一部分来自现有的城市统计数据集。“宽带中国”示范城市样本根据 2014~2016 年工信部公布的人选名单文件整理。城市(市辖区)面板数据来自各年度《中国城市统计年鉴》,时间跨度为 2009~2019 年,数据覆盖了全国 289 个地级及以上城市。由于直辖市作为省级行政区划较特殊,本文删除直辖市数据,剩余 285 个城市样本。各省入选统计信息报告如表 1 所示。总体上全国所有省份都有代表性城市入选,3 年共计 116 个城市;东部和中部地区省份入选的城市数量相对较多、时间也相对较早,而西部地区的四川省入选城市达到 10 个;入选示范城市数量的区域分布与全国经济发展水平和人口的分布状况有相似之处。

具体变量设定为:(1)被解释变量。主要被解释变量是制造业就业份额,以城镇第二产业和第三产业单位就业人员中制造业单位就业人员所占份额表示。为了便于对比和分析,本文设定了两个备选的被解释变量,分别为制造业就业率(以城镇制造业单位就业人员占户籍人口的比重表示)和制造业就业比(以城镇制造业单位就业人员与城镇单位在岗职工平均人数的比重表示)。(2)核心解释变量。本文的核心解释变量为度量“宽带中国”示范城市政策的二元虚拟变量,具体设定为:如果城市 i 在年份 t 入选示范城市,则 t 年及其后所有年份的政策变量值设置为 1,否则为 0。(3)控制变量。本文选取的控制变量为经济产出结构,以第三产业增加值占地区 GDP 的比重(%)表示。(4)机制变



表 1 各省分年度入选示范城市数 个

	2014	2015	2016	合计		2014	2015	2016	合计		2014	2015	2016	合计
河北	1	0	0	1	福建	3	1	0	4	四川	3	4	3	10
山西	0	1	2	3	江西	2	2	1	5	贵州	1	0	1	2
内蒙古	0	2	3	5	山东	4	3	2	9	云南	0	1	1	2
辽宁	2	2	1	5	河南	2	2	3	7	西藏	0	0	2	2
吉林	1	1	0	2	湖北	1	5	1	7	陕西	0	0	1	1
黑龙江	2	0	1	3	湖南	3	1	2	6	甘肃	0	2	3	5
江苏	4	1	3	8	广东	3	3	0	6	青海	0	0	1	1
浙江	1	1	1	3	广西	0	0	1	1	宁夏	2	2	0	4
安徽	2	2	3	7	海南	0	0	1	1	新疆	1	1	0	2

注：北京市、天津市、上海市于 2014 年入选；重庆市江津区、荣昌区 2015 年入选；九龙坡区、北碚区 2016 年入选；湖南的长株潭城市群于 2014 年入选，计为 3 个城市。

量。本文选取两类机制变量。第一类机制变量与收入有关，分别是在岗职工工资的对数，在岗相对工资（在岗职工平均工资与地区人均 GDP 之比），政府收入占比（一般公共预算收入占 GDP 的比重），考察政策效应是否通过收入影响就业结构。第二类机制变量与行业有关，主要由城镇信息服务业单位就业人员、金融业单位就业人员、批发和零售业单位就业人员、教育业单位就业人员占第二和第三产业单位就业人员之和的比重表示。变量描述性统计如表 2 所示。

从表 2 可以看出，全样本城市制造业就业份额平均值约为 24%。而列入示范城市名单的观测样本在入选示范城市名单前平均的制造业就业份额为 29%，明显高于入选示范城市后制造业份额 25% 的水平，这表明政策干预组的制造业就业份额平均下降了 4 个百分点。但初步的统计差异并不能代表真实的政策效应，可能存在不取决于政策干

表 2 变量描述性统计

变 量	观测值	全样本		示范城市样本均值	
		均值	标准差	干预前	干预后
制造业就业份额	3080	24.361	14.641	29.356	25.347
制造业就业率	3090	5.312	6.563	6.899	7.043
制造业就业比	3064	26.612	16.025	31.580	27.589
第三产业增加值占 GDP 比重	3101	45.613	11.465	43.344	51.122
在岗平均工资对数	3048	10.806	0.367	10.612	11.141
在岗相对工资	2999	1.094	0.574	0.856	0.976
政府收入占比	3098	8.623	3.839	8.252	9.000
信息服务业就业份额	3075	2.070	1.350	1.784	2.170
金融业就业份额	3079	5.559	3.524	4.610	5.400
批发零售业就业份额	3081	4.846	2.802	4.925	5.252
教育业就业份额	3081	9.931	4.580	9.296	8.502

预的制造业就业份额发展趋势。示范城市的制造业就业比高于全样本平均水平，干预后制造业就业比出现下降趋势。而与制造业就业份额趋势下降不同，示范城市样本在接受政策干预后，其制造业就业率轻微上升。示范城市的第三产业增加值占比上升明显，且增幅超过制造

业就业份额的增幅。

四、ICT 类通用型技术对就业结构转型的影响

(一) 加速城市就业结构从制造业向服务业转型

本文首先对基准模型设定式(4)进行回归,以考察示范政策所代表的 ICT 类通用型技术应用对城市制造业就业份额的平均影响。为了考察交互项的引入对回归结果的干扰程度,本文同时进行了不含控制变量和交互项的回归,结果如表 3 所示。

表 3 结果表明,ICT 类通用型技术加速了城市就业结构从制造业向服务业的转型,这为前文提出的研究假说提供了支持性证据。可能的原因为:(1)ICT 类通用型技术的广泛应用有效降低了生产与消费之间的信息交流成本,产生了信息服务消费的网络效应,这有利于进一步扩大服务消费,促进服务业快速发展,从而推动劳动要素流入具有网络效应的服务行业。(2)ICT 类通用型技术可能会在长期提高全体就业人员的劳动生产率和工资收入,但其短期的工资提升效应局限于网络效应较强的服务行业,这可能导致制造业相对服务业的工资下降,引起劳动力流出制造业。(3)ICT 类通用型技术提升了信息服务业的生产率,相对降低了信息服务的相对价格,引起信息服务中间投入依赖程度不同的行业产生不同的劳动替代效应。表 3 中模型 1 与模型 2 的政策干预变量回归系数显著为负,表明受政策影响的城市制造业就业份额显著下降;模型 3 与模型 4 的政策干预变量回归系数均不显著,回归标准误相对较大,表明不同城市受政策影响的制造业就业率变化不一致;模型 5 与模型 6 的政策干预变量回归系数显著为负且绝对值相对较大,表明受影响的城镇制造业就业人员相对于在岗职工的比例下降幅度更大。

基准条件下,如表 3 中模型 2 所示,代表 ICT 类通用型技术作用的政策干预变量降低了城市制造业就业份额大约 1.5 个百分点。是否引入额外控制变量和趋势项对估计结果的影响不大,相对前文表 2 中干预组在政策实施后制造业就业份额平均下降了 4 个百分点,基准回归结果大致解释了 1/3 的降幅。仍然有一些潜在的因素影响结果变量的发展趋势,

其中城市的产业结构转型、土地资源的稀缺等都是推动制造业向外转移和服务业升级的重要因素。另外,控制变量系数显著

表 3 示范政策对制造业就业结构的影响

变 量	制造业就业份额		制造业就业率		制造业就业比	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
政策干预	-1.515*** (0.370)	-1.524*** (0.367)	0.198 (0.204)	0.129 (0.202)	-1.799*** (0.467)	-1.804*** (0.465)
第三产业增加值占 GDP 比重		-0.171*** (0.022)		-0.020 (0.012)		-0.159*** (0.028)
观测值	3079	3071	3090	3082	2664	2656
调整 R ²	0.8807	0.8837	0.8186	0.8228	0.8118	0.8152

注:模型 1、模型 3、模型 5 不含交互项;模型 2、模型 4、模型 6 及后文回归均包含交互项和固定效应。括号中数据为标准误。*p<0.1、**p<0.05、***p<0.01。

为负,这与结构转型理论的预测一致。

(二) 对就业结构的动态效应渐次增强

平行趋势诊断不能拒绝原假设。为了检验基准回归结果是否满足平行趋势假定,本文以制造业就业份额为被解释变量对前文设定的式(5)运用插值法回归,同时也得到动态效应回归结果。估计得到的干预前1期到前4期的系数(标准误)分别为: -0.318(1.112)、0.380(1.030)、-0.074(0.871)、0.461(0.435)。可见,政策干预前系数 $\tilde{\beta}_{t=0}$ 在0值上下波动,t检验结果均不显著。平行趋势诊断的F检验p值为0.23,不能拒绝不存在线性关系原假设。据此可以认为,本文的基准模型平行趋势诊断结果稳健。

动态系数估计值表明,就业结构转型的动态效应渐次增强。干预后第一期到第三期回归系数(标准误)分别为 -0.848(0.773)、-1.505(0.754)、-2.308(0.779),后两期系数的标准误较小,t检验结果显著,负效应逐期增强。可能有两方面的原因:(1)随着ICT类通用型技术加速推广和用户渗透,具有网络效应的服务业消费市场规模越来越大,对劳动力的吸引力越来越强。(2)随着ICT类通用型技术与制造业的融合程度上升,制造业信息化程度提高和技术创新加速,引起信息化和劳动生产率增长对制造业劳动力的替代效应逐渐增强。

(三) 对就业结构的局部平均干预效应更大

尽管结果变量的平行趋势是DID模型估计因果效应的前提,但示范城市政策的制定实施并不完全随机,所以本文基准回归结果仍可能存在内生性问题。从政策制定和出台过程看,最主要的内生性来自遗漏变量,同时影响政策变量与结果变量。本文选择构造政策工具变量试图克服估计结果偏差。

工具变量构造思路利用区域划分和城市间距离的外生性,通过计算空间距离加权的人口份额排序度量城市受政策干预的可能性,具体步骤为:(1)模拟政策生成过程,假定个体城市入选的概率取决于本城市人口份额与邻近城市人口份额的加权。(2)划分示范辐射范围,利用国内长途电话区号将样本城市分为七类,其中六类分别对应长途区号第二位数字的3、4、5、7、8、9,剩余一类为广东省和广西壮族自治区下辖城市,这对于就业结构是外生的。(3)利用行标准化的一阶空间滞后算子与相应城市人口份额加权求和,计算出城市的示范人口份额。(4)生成政策工具变量。本文将样本城市划分为七大区域,每个区域内按加权人口份额由大到小排序,取前16位^①城市2014年及以后年份设定为1,其余设定为0。

① 取前16位是因为全国总计120个城市入选,去掉直辖市后还有116个城市,按七大区域平均分配,每个区域大约16个城市入选。作为比较,本文也设定前14和18位,结果类似。

克服内生性的工具变量回归仍然表明政策干预变量对制造业就业份额的影响显著为负,且局部效应高于固定效应。从表 4 模型 7、模型 8 的回归结果看,第一阶段回归结果显著,拒绝了弱工具变量的原假设;第二阶段回归结果系数显著,支持了前文基准回归结果。同样,制造业就业比的回归结果显著为负。工具变量回归结果表示政策变量对就业结构的局部平均干预效应(LATE),系数绝对值更大表明局部受影响城市的制造业就业份额下降幅度更大。可能有两方面的原因:(1)局部城市在接受政策干预前可能具有较大的潜在消费市场规模,ICT 类通用技术加速应用与渗透所产生的较强网络效应,引起服务业就业份额相对上升更多;(2)局部城市在接受政策干预前可能具有相对较高的制造业就业份额,ICT 类通用型技术引起的制造业信息化和服务化加速了对制造业劳动力的替代进程,推动制造业就业岗位加速转移。

表 4 工具变量两阶段最小二乘法回归结果

变 量	政策干预 (模型 7)	制造业就业份额 (模型 8)	政策干预 (模型 9)	制造业就业率 (模型 10)	政策干预 (模型 11)	制造业就业比 (模型 12)
工具变量	-0.210*** (0.019)		-0.211*** (0.019)		-0.211*** (0.019)	
政策干预		-3.461* (1.813)		-0.515 (0.996)		-5.684** (2.313)
观测值	3071	3071	3082	3082	3055	3055
CD Wald F	119.17		119.90		118.814	
Sargan P-val	0.000		0.000		0.000	
F-stat		5.8264		6.1142		5.2087

注:同表 3。

(四) 对就业结构的政策预期效应不显著

为了排除可能存在的政策预期效应,本文增加了对政策干预的安慰剂检验。本文采用滞后的因变量,作为政策干预的安慰剂结果。分别将因变量滞后 2 期和 3 期进行回归,表 5 显示,滞后 2 期和滞后 3 期没有显著的政策效应。安慰剂结果检验进一步支持本文基准回归结果的稳健性。

表 5 安慰剂结果检验

变 量	因变量滞后 2 期			因变量滞后 3 期		
	制造业就业份额 (模型 13)	制造业就业率 (模型 14)	制造业就业比 (模型 15)	制造业就业份额 (模型 16)	制造业就业率 (模型 17)	制造业就业比 (模型 18)
政策干预	-0.874 (0.743)	0.066 (0.305)	-0.837 (0.739)	-0.820 (0.772)	0.070 (0.218)	-0.886 (0.904)
观测值	2512	2520	2501	2232	2240	2224
Adj.R-sq	0.8846	0.9022	0.8587	0.8895	0.9052	0.8605
F-stat	1.8640	4.7696	1.2646	2.1646	4.1067	1.9600

注:同表 3。

（五）对就业结构的政策干扰效应很微弱

为了排除样本同期实施的一些改革政策对本文回归结果的干扰,增加引入两类政策变量进行补充回归。具体的变量设计为:(1)设定户籍改革虚拟变量。对于户籍制度改革,引入三类虚拟变量,分别对应 2014 年后三类城市。具体为:第一类,按 2013 年标准城区常住人口 100 万~500 万的城市在 2014 年后设置为 1,否则为 0;第二类,城区常住人口 500 万~1 000 万的城市在 2014 年后设置为 1,否则为 0;第三类,城区常住人口 1 000 万以上在 2014 年后设置为 1,否则为 0。(2)设定营改增虚拟变量。对于“营改增”税制改革,2012 年在 8 个省试点,2016 年推广到全国,因此对试点省份城市 2012 年以后设定为 1,否则为 0。引入两类政策虚拟变量的回归结果如表 6 所示。

表 6 控制两类干扰性政策的影响

变 量	制造业就业份额 (模型 19)	制造业就业率 (模型 20)	制造业就业比 (模型 21)	制造业就业份额 (模型 22)	制造业就业率 (模型 23)	制造业就业比 (模型 24)
政策干预	-1.374*** (0.383)	0.027 (0.211)	-1.457*** (0.485)	-1.525*** (0.367)	0.106 (0.202)	-1.794*** (0.465)
观测值	3071	3082	3055	3071	3082	2656
Adj.R-sq	0.8841	0.8238	0.8452	0.8836	0.8235	0.8446
F-stat	7.0083	6.3378	5.7207	7.0387	6.7700	5.6506

注:模型 19、20、21 控制了户籍改革虚拟变量;模型 22、23、24 控制了营改增虚拟变量。其他同表 3。

受政策变量影响的制造业就业份额下降幅度,并没有受到户籍改革和营改增改革的明显干扰,这说明两类政策对就业结构的政策干扰效应很微弱。如表 6 模型 19 和模型 22 所示,政策变量的系数始终维持在表 3 的基准回归值附近。

（六）对就业结构的异质性效应取决于市场规模

由于本文使用城市层级的面板数据,样本时间范围内各城市就业结构转型进程差异明显,即使是相同的示范城市政策也可能产生不同的干预效应。根据前文理论分析框架提供的基准,包括消费者偏好、劳动人口规模、收入水平、消费品相对价格等,都可能引起政策干预的异质性。考虑数据可得性,本文考察两个维度的异质性。(1)市场规模差异。以 2009 年各城市城镇单位在岗职工工资总额代表市场规模并设定二元虚拟变量,高于市场规模中位数的城市设定为 1,否则设定为 0,将城市市场规模虚拟变量与政策变量取交互项(市场规模交互项)后纳入回归方程。(2)地理区域差异。本文设定代表地理区域的二元虚拟变量,东部地区城市设定为 1,其余为 0,将区域虚拟变量与政策交互项(东部地区交互项)纳入回归方程。结果如表 7 所示。

城市的市场规模越大,网络效应可能越强,市场规模表现出就业结构转型异质性。表 7 中模型 25 显示,市场规模交互项系数为负,表明市场规模较大城市的制造业就业份额下降更明显,而市场规模较小城市的制造业就业份额下降不明显。但对制造业就业

表 7 政策对就业结构的异质性效应

变 量	制造业就业份额 (模型 25)	制造业就业率 (模型 26)	制造业就业比 (模型 27)	制造业就业份额 (模型 28)	制造业就业率 (模型 29)	制造业就业比 (模型 30)
政策干预	-0.621(0.582)	0.140(0.321)	-0.930(0.737)	-1.552*** (0.429)	-0.491** (0.235)	-1.848*** (0.544)
市场规模交互项	-1.334** (0.667)	-0.016(0.368)	-1.290(0.845)			
东部地区交互项				0.097(0.755)	2.120*** (0.416)	0.149(0.956)
观测值	3071	3082	3055	3071	3082	3055
Adj.R-sq	0.8838	0.8227	0.8447	0.8836	0.8243	0.8446
F-stat	7.3547	5.7535	5.7936	7.0387	7.8063	5.6117

注：同表 3。

率和就业比的回归结果表明,市场规模交互项不显著,说明异质效应仍然存在差异。另外,从模型 28 至模型 30 的结果看,政策对制造业就业份额和就业比的影响没有明显的区域差异,但对制造业就业率的影响存在显著的区域差异,东部地区的制造业就业率相对中西部地区更高。

五、潜在机制分析

经典文献认为,收入效应和相对价格效应是推动就业结构转型的两类主要机制。本文结合信息和通信技术与产业链上下游部门的互补关系,探讨和检验潜在的收入效应和网络效应。

(一) 通用型技术未通过收入效应影响就业结构

在解释结构转型特征事实的众多文献中,以 Kongsamut 等(2001)为代表的一类研究提出收入效应,即非同位型偏好下的收入增长拉动劳动要素向高收入弹性产出部门(主要是现代服务业部门)再配置。不同的研究情景下,收入效应和相对价格效应的重要性存在差异。Herrendorf 等(2013)认为,最终支出法框架下收入效应占主导,而增加值法下的相对价格效应更重要。最近基于微观家户数据的研究显示,收入效应能够解释国家内大部分跨部门再配置的演化(Comin 等,2021)。

如果信息和通信技术进步通过收入效应推动就业结构转型,那么可以预期“宽带中国”示范城市政策将对消费者收入产生积极影响。考虑到工资收入是家庭收入的主要来源,本文根据数据可得性引入工资变量来测量收入,与此同时也设定了政府收入变量,回归结果如表 8 所示。结果表明,示范政策通过收入效应影响制造业就业结构转型的作用非常微弱,这一机制基本可以排除。

(二) 通用型技术通过网络效应影响就业结构

要检验网络效应,必须检验具备网络效应的行业是否受政策影响而发生劳动力的流入和就业份额增长。本文选择 4 个代表性行业的就业份额数据进行检验,分别是信息

服务业、批发零售业、金融业、教育业,结果如表9所示。

1. ICT类通用技术显著提升具有网络效应的信息服务业就业份额。从模型34政策干预变量的回归结果看,信息服务业就业份额受政策影响显著上升,插值法回归结果表明政策的促进效应动态递增,

而且干预前趋势诊断的p值表明不能拒绝原假设,这进一步支持了本文的研究假说。一方面,信息服务作为最终消费具有较强的网络效应特征,所以越来越多的用户参与共同的信息服务网络,能够给信息消费者带来额外效用,即使消费者的收入水平相对不变,对信息消费的需求也会随着信息消费人口规模的扩大而增加。另一方面,信息服务作为中间投入能够为各行业生产者通用,信息服务质量上升与信息价格下降,有助于增加生产者对信息服务中间投入的需求。换言之,在网络效应作用下,扩大宽带网络覆盖面和渗透度有助于提升消费者的信息消费需求,以及生产者的信息服务中间投入需求,从而引导生产要素再配置到信息服务行业,推动信息服务业就业份额上升。

2. ICT类通用型技术显著降低缺乏网络效应且信息服务中间投入依赖较高的金融行业就业份额。表9中模型35的回归结果表明,金融行业就业份额受政策影响平均降低0.85个百分点,且动态效应逐年增强。金融服务消费的网络效应并不明显,而金融服务行业对信息服务的中间投入依赖程度(投入产出表中的消耗系数)较高。换言之,金融行业作为信息服务业的下游,在网络效应作用下会进一步扩大对信息服务的中间投入需求。在高速宽带互联网覆盖率较低的阶段,金融行业企业主体可能更多地选择企业内部提供软件 and 信息服务;而随着宽带覆盖率和信息服务业效率的提升,金融行业企业可能更倾向于选择市场购入中间服务,由此信息服务中间投入对金融行业的内部信息服务生产和就业产生了替代。另外,尽管信息与通信技术进步促进了金融业生产率的改善和服务相对价格的下降,但监管当局对金

表8 收入效应的检验

变 量	在岗平均工资对数 (模型 31)	在岗相对工资 (模型 32)	政府收入占比 (模型 33)
政策干预	-0.004(0.008)	-0.024(0.016)	0.081(0.156)
观测值	3038	2996	3098
Adj.R-sq	0.9220	0.8540	0.6910
F-stat	5.4496	18.1540	1.8838
平行趋势 p 值	0.7377	0.0513	0.6690

注:同表3。

表9 网络效应对相关服务业就业结构的影响

变 量	信息服务业就业份额 (模型 34)	金融业就业份额 (模型 35)	批发零售业就业份额 (模型 36)	教育业就业份额 (模型 37)
政策干预	0.311*** (0.111)	-0.852*** (0.205)	-0.195(0.198)	0.107(0.197)
插值法				
β_0	0.126(0.093)	-0.395** (0.157)	-0.312*(0.165)	0.198(0.214)
β_1	0.125(0.105)	-0.310(0.288)	-0.201(0.222)	0.212(0.265)
β_2	0.284** (0.112)	-0.861*** (0.308)	-0.271(0.270)	0.040(0.260)
β_3	0.437*** (0.120)	-1.223*** (0.377)	-0.205(0.264)	-0.020(0.305)
平行趋势 p 值	0.6224	0.6547	0.3124	0.2663

注:同表3。

融业从业准入门槛的政策规制,导致潜在企业不能自由进入金融业,也可能限制新创金融企业增加就业。

3. ICT 类通用技术对缺乏网络效应且信息服务中间投入依赖程度较低的行业就业份额影响不明确。表 9 显示,政策变量对批发零售业就业份额、教育业就业份额的平均效应和动态效应均不显著。值得说明的是,批发零售业、教育业对信息服务业的中间投入依赖程度消耗系数低于金融业,因此信息服务业中间投入对上述两个行业就业的替代效应并不显著。当然,本文的回归结果未排除其他渠道的影响。

(三) 进一步讨论

综合前文回归的证据可以发现,虽然 ICT 类技术可以为各行业生产者与消费者通用,但是它造成了不同行业就业份额的不平衡变化。这表现在,ICT 类通用型技术虽然在一定程度上提升了具有网络效应的信息服务业份额(系数约为 0.3),但降低了制造业及金融行业的就业份额(系数分别为 -1.5、-0.85),促进就业份额的增量小于相关行业的总减量。可能的原因是,一方面 ICT 类通用型技术对制造业等行业的就业产生了创造性破坏效应,即 ICT 类技术导致这些行业的部分就业岗位被新的和 ICT 互补性更强的技术设备所替代,大量原岗位就业人员需要转移再就业,而这一转移过程存在着时间滞后;另一方面 ICT 类通用型技术对具有较强网络效应的行业产生了资本化效应,即 ICT 类技术促进了这些行业生产者扩大投资规模,由此产生了新的就业岗位需求,但新岗位需要的劳动者技能因技术投资而升级,胜任新岗位技能要求的劳动力可能供不应求。即使 ICT 类技术进步和产业化应用所创造的新就业岗位需求规模不低于其破坏的就业岗位规模,由于劳动力市场总是存在着信息不对称和搜寻摩擦,这一就业结构转型的过程本身也会产生结构性失业。如果因 ICT 类技术进步而失业的劳动力没有及时升级技能储备,ICT 类技术对不同行业就业份额的影响可能更不平衡,潜在的结构性失业规模可能越大。

六、研究结论与政策建议

本文利用“宽带中国”示范城市政策的实施,检验 ICT 类通用型技术对就业结构转型的影响。研究发现:(1) ICT 类通用型技术应用加速了城市就业结构从制造业向服务业的转型进程,示范城市政策的实施明显降低了城市制造业就业份额。(2)制造业就业份额下降的动态效应渐次增强,这与服务业生产和消费扩张的同区域性有关。(3)城市市场规模辅助解释了通用型技术影响就业结构的异质性,市场规模大的城市制造业就业份额下降幅度更大。(4)网络效应是 ICT 类通用型技术推动就业结构转型的重要机制,受信息与通信技术冲击而产生网络效应的信息服务行业就业份额上升,网络效应弱的行业就业份额受到的影响不显著,而高度依赖信息服务中间投入的金融业就业份额下降。换言之,现代 ICT 类通用型技术的应用范围扩大和用户渗透率提升,使相关行业的服务消费

产生较强的网络效应,给消费者带来额外的效用,从而增加消费者用于信息与通信等相关消费的支出份额,推动劳动力再配置到具有网络效应的行业。然而,制造业就业份额下降高于信息服务业就业份额增长,且金融业受到政策冲击而就业份额显著降低,表明就业结构转型过程中服务业部门内部也发生了劳动力跨行业再配置,可能伴随着短期的结构性失业。基于上述研究结论,本文提出以下政策建议。

第一,加大非示范城市的信息与通信网络等新型基础设施建设投资力度,扩大高速宽带网络在生产和消费过程的覆盖面和渗透率。信息与通信技术的快速进步与广泛应用,使生产者与消费者的信息交流更快速更紧密,由此产生广泛的网络效应,提升市场交易效率和消费者福利。在“宽带中国”示范城市政策出台的前中期阶段,相关投资和优惠政策重点导向示范城市,非示范城市的发展相对滞后。因此,要全面提高市场效率和改善消费者福利,新发展阶段需要加大对非示范城市的新型基础设施建设投资力度,让更多的生产者和消费者参与到全国市场,更好地发挥网络效应优势。

第二,完善对网络效应较强的新模式、新业态市场主体的监管体制机制,在保障市场公平竞争秩序的基础上鼓励技术创新与服务模式创新,提升信息与通信类通用型技术服务经济社会高质量发展的能力。信息与通信技术的进步与产业化应用带来的网络效应造就了一批具有市场垄断力的企业,由此引发了数字经济的监管问题。适度的垄断性竞争有助于市场头部企业更好地发挥创新引领作用,但缺乏监管的垄断也会阻碍市场公平竞争和损害消费者福利。随着“宽带中国”战略的推进,城市数字经济快速崛起,需要与时俱进完善对依赖网络效应的新模式与新业态市场主体的监管体制机制,在保障公平竞争秩序的基础上鼓励技术创新。

第三,加大对劳动者数字技能赋能培训的政府投入力度,协助受数字技术影响的就业人员实现更高质量的转移再就业。由网络效应推动的劳动力再配置,加速城市制造业与高度依赖信息服务中间投入行业的就业份额下降,意味着大量劳动者要从受影响行业转移并再配置到其他行业。由于不同行业对劳动者技能的需求门槛不同,劳动力就业转移过程中难免出现结构性失业问题。叠加技术进步产生的技能折旧效应,转移就业人员新型数字技能储备相对不足,实现再就业的困难比较多。因此,政府要顺应信息与通信类通用型技术催生的新模式、新业态与新服务崛起趋势,加大数字技能培训支出力度和升级数字技能培训内容,更好地利用数字技能培训赋能转移再就业人员,助力其更好地实现更高质量就业。

参考文献:

1. 何婧、李庆海(2019):《数字金融使用与农户创业行为》,《中国农村经济》,第1期。
2. 何宗樾等(2020):《数字金融、数字鸿沟与多维贫困》,《统计研究》,第10期。

3. 刘传明、马青山(2020):《网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验》,《中国人口科学》,第3期。
4. 戚聿东、褚席(2021):《数字生活的就业效应:内在机制与微观证据》,《财贸经济》,第4期。
5. 戚聿东等(2020):《数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升》,《经济学动态》,第11期。
6. 尚文思(2020):《新基建对劳动生产率的影响研究——基于生产性服务业的视角》,《南开经济研究》,第6期。
7. 许宪春等(2020):《中国新经济:作用、特征与挑战》,《财贸经济》,第1期。
8. 薛成等(2020):《网络基础设施建设与企业技术知识扩散——来自“宽带中国”战略的准自然实验》,《财经研究》,第4期。
9. 赵涛等(2020):《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》,第10期。
10. Atasoy H.(2013), The Effects of Broadband Internet Expansion on Labor Market Outcomes. *Industrial & Labor Relations Review*. 66(2):315-345.
11. Bekar C., Carlaw K., R. Lipsey R.(2018), General Purpose Technologies in Theory, Application and Controversy: A Review. *Journal of Evolutionary Economics*. 28(5):1005-1033.
12. Borusyak K., Jaravel X., Spiess J.(2021), Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation. Working Paper.
13. Chen B., Hsu M.(2009), Consumption Externality, Efficiency and Optimal Taxation in One-Sector Growth Model. *Economic Modelling*. 26(6):1328-1334.
14. Comin D., Lashkari D., Mestieri M.(2021), Structural Change with Long-Run Income and Price Effects. *Econometrica*. 89(1): 311-374.
15. Czernich N., Falck O., Kretschmer T., Woessmann L.(2011), Broadband Infrastructure and Economic Growth. *The Economic Journal*. 121(552):505-532.
16. De Giorgi G., Frederiksen A., Pistaferri L.(2020), Consumption Network Effects. *The Review of Economic Studies*. 87(1):130-163.
17. Herrendorf B., Rogerson R., Valentinyi Á.(2013), Two Perspectives on Preferences and Structural Transformation. *American Economic Review*. 103(7):2752-2789.
18. Kongsamut P., Rebelo S., Xie D.(2001), Beyond Balanced Growth. *The Review of Economic Studies*. 68(4): 869-882.
19. Lima R.C.D.A., Neto R.M.S.(2018), Secession of Municipalities and Economies of Scale: Evidence from Brazil. *Journal of Regional Science*. 58(1):159-180.
20. Ngai L.R., Pissarides C.A.(2007), Structural Change in a Multisector Model of Growth. *American Economic Review*. 97(1):429-443.
21. Niebel T.(2018), ICT and Economic Growth—Comparing Developing, Emerging and Developed Countries. *World Development*. 104:197-211.
22. Swann G.M.P.(2002), The Functional Form of Network Effects. *Information Economics and Policy*. 14(3): 417-429.

(责任编辑:朱 犁)