

# 网络基础设施建设与劳动收入份额

## ——基于“宽带中国”战略的证据

胡浩然<sup>1</sup>, 宋颜群<sup>1,2</sup>

(1. 山东大学 经济学院, 山东 济南 250100; 2. 山东财经大学 财政税务学院, 山东 济南 250014)

**摘要:**网络基础设施建设是推动数字经济发展的基础,对促进我国收入分配公平化具有潜在作用。文章以“宽带中国”战略设立示范城市(群)为研究对象,基于沪深A股上市公司数据,研究网络基础设施建设对示范地区企业劳动收入份额的影响。结果显示,“宽带中国”战略显著提升了示范地区企业的劳动收入份额,且提升作用主要在中西部地区、低互联网普及地区、工商业、出口参与企业、国有企业和大规模企业等样本组。关于劳动收入份额的指标分解估计发现,“宽带中国”战略提高了企业的员工工资和就业人数。同时,“宽带中国”战略促进了企业数字化转型进而吸纳高技能劳动力,从数量和质量层面影响企业就业结构。进一步检验发现,“宽带中国”战略显著提高了企业就业净增长率和就业创造率,改善了就业技能结构和研发人才结构,提升了企业劳动收入份额。

**关键词:**网络基础设施建设;劳动收入份额;数字化转型;就业结构变动

**中图分类号:**F014.4;F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1009-0150(2023)01-0019-15

### 一、引言

建设体现效率和促进公平的收入分配体系是我国构建现代化经济体系的重要组成部分之一。改革开放以来,我国的劳动收入份额长期内处于下降趋势(李稻葵等,2009),这意味着我国劳动者收入在国民收入初次分配中的份额长期没有得以改善,而收入分配差距较大也制约了我国经济的平衡发展和社会稳定。学者们大多认为,偏向资本的技术进步,以及产业结构由劳动密集型向资本密集型转变,导致了劳动报酬比例或者劳动收入份额的下降(白重恩和钱震杰,2009;陈宇峰等,2013)。也有学者从外资进入导致负向“工资溢出”效应(邵敏和黄玖立,2010)、劳动力价格上升和中间品进口成本下降(余森杰和梁中华,2014;杜鹏程等,2022)等角度对我国劳动收入份额持续下降进行解释。劳动收入份额的下降趋势直到近10年来才得到遏止,并且出现上升迹象;总体上,近40多年来整体上呈现U形变化趋势(刘亚琳等,2022)。

数字经济时代来临,凸显了数字经济在国民经济中的重要性,新的时代发展因素可能在促进劳动收入合理分配中发挥着重要作用。从供给侧角度看,数字经济发展需要更高速率、更大带宽的通信技术(Maurseth,2018),其基础是网络基础设施(Liu,2016)。现有研究表明,中国加

收稿日期:2022-07-10

基金项目:国家自然科学基金青年项目(72203126);山东省自然科学基金青年项目(ZR2022QG089,ZR2021QG011);国家社会科学基金重大项目(20&ZD069,20&ZD169)。

作者简介:胡浩然(1990—),男,河南许昌人,山东大学经济学院副研究员;

宋颜群(1993—),女,山东济南人,山东财经大学财政税务学院特聘副教授、山东大学经济学院博士后(通讯作者)。

强网络基础设施建设显著促进了地区数字经济增长(秦文晋和刘鑫鹏, 2022)、产业结构转型升级(郭凯明等, 2020)、出口贸易(Zhou等, 2022)、劳动力就业(夏海波等, 2021)等宏观层面的变化, 并通过驱动技术和知识扩散促进企业创新(Xu等, 2019)。此外, 网络基础设施建设更加突出了“数字”要素的重要性, 为了应对地区人工智能、大数据、互联网等数字经济发展需求, 企业需要进行数字化转型(邱洋冬, 2022), 并且采用新的人才战略和生产模式来满足数字化要求。可以推断, 企业数字化转型可能在网络基础设施建设影响企业行为和绩效中发挥着基础性作用, 进而提升企业劳动收入份额(方明月等, 2022; 江红莉等, 2022)。为应对数字化转型需求, 企业需要设立研发、智能生产、数字管理等数字化就业岗位来提升数字化程度, 进而增大了对高技能劳动力的需求(陈梦根和周元任, 2021; 江红莉等, 2022)。从就业数量角度看, 地区劳动力需求增大促使劳动力市场向卖方市场转变, 劳动者议价能力提升, 劳动力价格随之上涨(胡浩然和宋颜群, 2022); 从就业质量角度看, 高技能劳动力的工资水平一般更高, 企业高技能劳动力比例上升, 将带动工资水平上升。随着企业员工工资在产出中的比例增大, 企业劳动收入份额也将上升。因此, 网络基础设施建设引导企业数字化转型, 进而带来企业就业结构在数量和质量层面的变化; 同时, 企业就业结构变动也是影响劳动收入份额的重要因素, 并可能是网络基础设施建设提升企业劳动收入份额的影响渠道。

本文有待研究的问题如下: 第一, 网络基础设施建设能否影响示范地区企业的劳动收入份额? 第二, 企业为应对数字化转型, 其就业结构如何变化, 是否在提升劳动收入份额过程中起到机制作用? 本文可能的边际贡献在于: 第一, 在研究视角上, 本文重视新时期数字经济时代特征, 将网络基础设施建设的赋能效应聚焦于收入分配领域, 探讨了网络基础设施建设如何影响企业劳动收入份额。第二, 在理论层面上, 本文重视政策效应的内在机理。由于企业数字化转型带动就业结构变动, 因而就业结构变动可能是网络基础设施建设提升企业劳动收入份额的直接影响渠道, 本文厘清了“宽带中国”战略促进收入分配公平的理论机制。第三, 在政策含义上, 本研究为中国政府持续推进5G等新型网络基础设施建设以及为促进收入分配公平化提供有益的政策启示, 具有重要的理论价值和现实意义。

## 二、典型事实与理论分析

### (一) 典型事实

国务院于2012年7月印发《“十二五”国家战略性新兴产业发展规划》, 于2013年8月发布《“宽带中国”战略及实施方案》。作为具体措施, 工信部和发改委于2014年、2015年和2016年分别公布了三批次的“宽带中国”示范城市(群)名单。由于各地区的互联网普及率与网络基础设施建设密切相关, 本文首先观察“宽带中国”战略示范地区和非示范地区互联网普及率的变化, 互联网普及率用互联网用户数除以城市常住人口来衡量, 如图1a所示。图1a显示, 2014年以前示范地区和非示范地区平均互联网普及率的变化趋势基本一致, 差异性较小; 2015年及以后示范地区互联网普及率逐步超过了非示范地区。从整体来看, “宽带中国”战略有助于提升示范地区的互联网普及率。此外, 本文分别计算出示范地区和非示范地区企业的平均劳动收入份额(LS), 劳动收入份额指标的计算方法与下文实证部分相同, 如图1b所示。图1b显示, 2014年以前示范地区和非示范地区企业平均劳动收入份额的数值差异不大, 且变化趋势基本一致; 2015年及以后示范地区企业平均劳动收入份额大幅度超越了非示范地区。这初步说明“宽带中国”战略可能有助于提升示范地区企业的劳动收入份额, 具体还需在实证部分中进行验证。

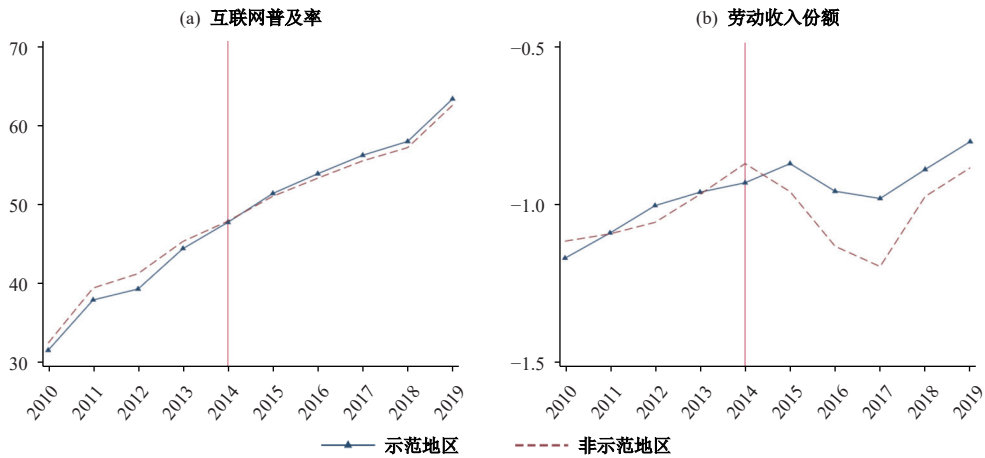


图1 基本数据分析结果

## (二) 理论分析

1.关于劳动收入份额的理论基础。从理论上讲,劳动收入份额是衡量劳动者报酬是否合理分配的重要指标,并且可以分解为劳动者报酬与劳动生产率之差(邵敏和黄玖立,2010;杜鹏程等,2022)。劳动者报酬与劳动收入份额呈现正相关关系,劳动生产率与劳动收入份额呈现负相关关系。当劳动者报酬的增长同步于劳动生产率的增长时,则劳动收入份额维持不变;当劳动者报酬的增长快于劳动生产率的增长时,则劳动收入份额将上升,表明企业工业增加值更大比例地流向了劳动一方(邵敏和黄玖立,2010)。因此,劳动者报酬与劳动生产率的相对变化,是判断劳动收入份额能否提升的内在因素。基于此,本文提出如下研究假说:

假说1:随着劳动收入份额的提升,劳动者报酬相比劳动生产率的相对正向变化幅度更大。

2.“宽带中国”战略促进企业数字化转型和就业结构变动。“宽带中国”战略大大提升了网络等数字化基础设施建设程度,推动了我国工业型经济向数字型经济转变。从理论上讲,“宽带中国”战略可以有效促进示范地区宽带普及、网速和信号质量提升,助推当地跨越“数字鸿沟”(Liu和Wang,2019),进而促进数字经济发展(秦文晋和刘鑫鹏,2022;种照辉等,2022)。同时,网络基础设施的完善将提升“数字”要素的重要性,进而带动人工智能、大数据等数字经济产业的崛起,促进当地的产业结构升级(郭凯明等,2020)。从微观层面看,企业需要积极进行数字化转型以应对地区数字经济发展需求和产业结构变迁。已有研究也表明,网络基础设施建设可以助力企业转型升级(金环等,2021),以及促进企业数字化转型(邱洋冬,2022)。由此可以推断,“宽带中国”战略显著提升了示范地区的“数字”特征,数字化转型可以助推当地企业快速达到发展数字经济的门槛。基于上述理论分析,提出如下研究假说:

假说2:网络基础设施建设能够促进示范地区企业数字化转型。

从理论上讲,企业需要通过招聘或者培养高技能劳动力进行数字化转型。已有研究表明,“宽带中国”战略显著提高了试点地区劳动力就业和人力资本积累(夏海波等,2021)。与此同时,“宽带中国”战略有助于信息和创新要素的流动,进而促进示范地区企业技术进步(Xu等,2019),以至正向提升当地全要素生产率(刘传明和马青山,2020)。由此可以推断,“宽带中国”战略可能通过影响就业进而正向影响员工工资,同时可能正向影响企业员工的劳动生产率。当“宽带中国”战略对企业员工工资的影响程度大于对劳动生产率的影响程度时,假定研究假说1成立,“宽带中国”战略将提升企业的劳动收入份额。

3.企业就业结构变动与劳动收入份额。从就业数量角度分析,为了应对数字化转型,企业

需要设立与协同研发、智能生产、数字管理、在线服务等有关新型数字化就业岗位,这将增大企业的用工需求(夏海波等, 2021; 李建奇, 2022)。由于短期内本地市场的劳动力供给数量有限, 示范地区企业数字化转型带来的就业效应将促使劳动力市场供需关系向卖方市场转变, 进而提升劳动力价格(胡浩然和宋颜群, 2022)。因此, 企业数字化转型是影响企业员工工资水平的重要因素(陈梦根和周元任, 2021)。同时, 伴随着示范地区劳动力市场卖方势力增强, 劳动者议价能力提升, 企业工业增加值更大比例地分配给劳动者, 进而提升劳动收入份额(柏培文和杨志才, 2019)。可以推断, 数字化转型可能影响企业就业结构在数量层面的动态变化, 既包含对新岗位的就业创造过程, 也包含对传统岗位的就业破坏过程(方明月等, 2022; 胡拥军和关乐宁, 2022), 并在此过程中影响企业的劳动收入份额。

从就业质量角度分析, 企业数字化转型增大了对研发、高技术、高学历等高技能劳动力的需求, 企业对技能的偏向性将增加人工成本(陈梦根和周元任, 2021; 江红莉等, 2022)。企业数字化转型需要企业引进和培育更多的高学历和研发人才从事与数字化和研发创新有关的岗位。换言之, 企业数字化转型和信息技术发展的载体是高端人力资本(金环等, 2021), 企业的就业创造过程可能伴随着高技能劳动力的流入。由于高技能劳动力的工资水平一般更高, 企业数字化转型增强了对高技能劳动力的需求, 随着企业高技能劳动力就业比例的提升, 企业劳动收入份额也将得以提升(周茂等, 2018)。江红莉等(2022)的研究也发现, 数字金融的发展促进了就业技能结构的升级, 进而提高了劳动收入份额。因此, 本文提出如下研究假说:

假说3: 企业就业结构变动是“宽带中国”战略提升企业劳动收入份额的影响渠道。

### 三、研究设计

#### (一) 计量模型设定

本文使用多期双重差分法(DID)考察“宽带中国”战略对企业劳动收入份额的影响, 计量模型如公式(1)所示。其中, 下标 $j$ 、 $c$ 、 $t$ 、 $p$ 分别表示企业、城市、年份和省份。 $LS$ 表示企业的劳动收入份额,  $Treat \times Post$ 表示“宽带中国”战略的政策效应,  $X$ 表示控制变量,  $\varepsilon$ 表示随机扰动项。 $\mu_j$ 表示企业固定效应, 用于控制不随时期变化的企业固有特征;  $\lambda_t$ 表示时期固定效应, 用于控制时期因素;  $v_p \times \lambda_t$ 表示省份与时期联合固定效应, 用于控制样本所在省份的时变宏观环境因素, 同时将样本限定在同一省份内部进行对比, 以减小实验组与对照组之间进行比较的差异性。

$$LS_{jct} = \alpha + \delta \times Treat_c \times Post_t + \sum_{k=1}^{11} \gamma_k \times X_{jct}^k + \mu_j + \lambda_t + v_p \times \lambda_t + \varepsilon_{jct} \quad (1)$$

其中,  $Treat_c$ 为示范城市虚拟变量, 将三批次“宽带中国”战略示范城市的样本设置为1, 非示范城市的样本设置为0。本文借鉴Beck等(2010)对多期双重差分法的设置方式, 分别针对三个批次示范城市名单设置政策冲击的时间虚拟变量( $Post_t$ )。同时, 考虑到三批次示范城市分别实施于2014年9月底、2015年10月中旬、2016年7月下旬, 即政策实施当年未满1年。本文借鉴Lu等(2017)等文献的做法, 将第一批示范城市在2014年设定为1/4, 以后年份设置为1, 其他年份设置为0; 第二批示范城市在2015年设定为1/6, 以后年份设置为1, 其他年份设置为0; 第三批示范城市在2016年设定为5/12, 以后年份设置为1, 其他年份设置为0。

#### (二) 变量构造

1. 劳动收入份额。参考已有文献的做法, 本文采用要素成本增加值法衡量劳动收入份额(邵敏和黄玖立, 2010; 杜鹏程等, 2022)。由于上市公司数据不包含企业的工业增加值变量, 但包含了比较详细的财务指标, 本文借鉴于新亮等(2017)等文献的做法, 估算工业增加值( $y$ )指标, 工业增加值=固定资产折旧+税费支出+职工薪酬+营业利润。构建企业工资总额( $W$ )指标,

工资总额=支付给职工以及为职工支付的现金+期末应付职工薪酬-期初应付职工薪酬。为了使劳动收入份额在取值上更符合正态分布,对其进行了对数化处理,具体如公式(2)所示。

$$LS_{jt} = \ln \frac{W_{jt}}{y_{jt}} = \ln \frac{(\text{工资总额})_{jt}}{(\text{工业增加值})_{jt}} \quad (2)$$

2.控制变量。(1)企业规模(*Size*),用企业资产总额取自然对数衡量。(2)销售收入增长率(*Gror*),用企业营业收入的年变化率衡量。(3)总资产收益率(*Roa*),用企业净利润除以资产总额衡量。(4)是否参与出口(*Exportd*),本文依据国泰安上市公司数据库(CSMAR)查询企业的销售信息,查询路径是“公司研究→财务报表附注→损益项目→营业收入、营业成本→分部标准→按地区分部”,将从事海外销售的企业定义为出口参与企业并设置为1,其他企业定义为内销企业并设置为0。(5)资产负债率(*Alr*),用企业负债总额除以资产总额衡量。(6)企业年龄(*Age*),用企业实际存在年限取自然对数衡量。(7)资本密集度(*Kl*),用企业固定资产净额除以员工人数然后取自然对数衡量。(8)本文将国营或国有控股和集体上市公司归类为国有企业,将外商独资和中外合资上市公司归类为外资企业,其他上市公司归类为民营企业,然后分别设置外资企业虚拟变量(*Foe*)和国有企业虚拟变量(*Soe*)。(9)经济发展水平(*Pgdp*),用城市国内生产总值(GDP)除以常住人口取自然对数衡量。(10)财政支出比例(*Gc*),用城市财政支出占GDP的比重衡量。为避免奇异值对估计结果造成的干扰,本文对所有连续变量进行1%以下和99%以上的缩尾处理。本文主要变量的描述性统计如表1所示。

表1 主要变量的描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>LS</i>	28 681	-1.0207	0.5725	-2.7664	-0.0001
<i>Size</i>	28 681	20.1430	1.5060	15.2071	24.5488
<i>Gror</i>	28 681	0.5113	1.6169	-0.7053	9.0962
<i>Roa</i>	28 681	0.0402	0.0498	-0.2282	0.1886
<i>Exportd</i>	28 681	0.4856	0.4998	0	1
<i>Alr</i>	28 681	0.4359	0.2200	0.0462	0.8945
<i>Age</i>	28 681	2.8596	0.3444	1.3863	3.4340
<i>Kl</i>	28 681	13.8198	1.8524	9.7694	18.9442
<i>Foe</i>	28 681	0.0549	0.2277	0	1
<i>Soe</i>	28 681	0.5308	0.4991	0	1
<i>Pgdp</i>	28 681	2.5759	0.9151	0.2326	4.0317
<i>Gc</i>	28 681	0.1704	0.0578	0.0747	0.3921

### (三)数据来源

本文数据来源于2010—2019年的中国沪深A股上市公司数据和《中国城市统计年鉴》。上市公司数据主要来源于国泰安(CSMAR)数据库。本文对初始数据进行了预先处理:第一,剔除了全部包含“ST”字段的公司样本。由于这类公司很多财务指标出现异常,为了避免对本文估计结果造成影响,将其做剔除处理。第二,剔除了金融类上市公司。由于金融行业平时的账务处理以及报表编制都与其他行业存在很大差异,故将其剔除。

## 四、实证结果

### (一)基准估计结果

表2汇报了基本公式(1)的回归结果。在第(1)–(4)列逐步加入了企业特征变量和城市特征

变量,可见交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数均在1%水平上显著为正,意味着相对于非示范地区企业,“宽带中国”战略的实施对示范地区企业劳动收入份额具有显著的提升作用。本文将第(4)列的结果作为基本结果并解释其经济效应。由于第(4)列交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数值为0.0865,且劳动收入份额指标取自自然对数形式,表明“宽带中国”战略的实施使得示范地区企业的劳动收入份额相比非示范地区提升了8.65%。

## (二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。本文采用事件分析法进行平行趋势检验(Beck等,2010),计量模型如公式

(3)所示。 $T(-4 \sim 5)$ 代表“宽带中国”战略事前或事后年份所在期数,2013年为事前第1期,所在期数记作-1,2019年为事后第5期,所在期数记作5。 $Year_T$ 表示事前或事后年份的虚拟变量, $\beta_T$ 表示示范城市虚拟变量与年份虚拟变量交叉项的估计系数。为了比较的需要,本文将政策实施当年(2014年)设置为基准期。本文采用图示法比较了“宽带中国”战略实施前后企业劳动收入份额的变化状况,绘制估计系数 $\beta_T$ 及其置信区间,如图2a所示。其中,穿过“0”的直线表示估计系数 $\beta_T$ 的变化趋势,虚线表示95%置信区间。图2a显示, $\beta_T$ 估计系数在“宽带中国”战略实施前期没有通过10%以内的显著性检验,在第1期通过了10%以内的显著性检验,从第2期开始通过了5%以内的显著性检验,说明在“宽带中国”战略实施前,实验组和对照组的劳动收入份额有着较为相似的变化趋势,满足平行趋势的前提假设。

$$LS_{jct} = \alpha + \sum_{T=-4} \beta_T \times Treat_c \times Year_T + \sum_{k=1}^{11} \gamma_k \times X_{jct}^k + \mu_j + \lambda_t + \nu_p \times \lambda_t + \varepsilon_{jct} \quad (3)$$

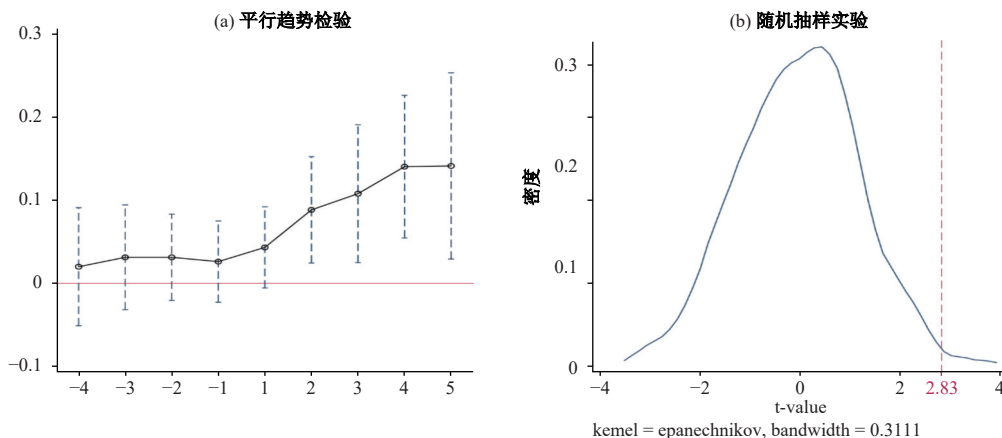


图2 平行趋势检验和500次随机抽样实验结果

2. 更换计量模型设定。考虑到“宽带中国”战略实施前的临近几期可能因为消息提前溢出而被干扰,因而有必要将基准期(benchmark period)提前至更早期。本文借鉴Agarwal和Qian(2014)的研究思路,将基准期提前至2010—2011年,同时控制2012—2013年潜在其他因素的干扰,

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	LS	LS	LS	LS
$Treat \times Post$	0.0830*** (0.03)	0.0845*** (0.03)	0.0858*** (0.03)	0.0865*** (0.03)
控制变量	部分	部分	部分	全部
Constant	-0.5083 (0.64)	-0.9019 (0.88)	-1.2001* (0.73)	-1.3695* (0.82)
Observations	28 681	28 681	28 681	28 681
R-squared	0.892	0.892	0.894	0.894

注: \*、\*\*和\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著性水平;括号内为在城市层面聚类调整的标准误;为了节约篇幅,控制变量的回归结果不再显示;模型控制了企业、时期和省份-时期固定效应;下同。

具体如公式(4)所示。其中,  $pre$ 为虚拟变量, 具体将2012—2013年设置为1, 其他年份设置为0。基于公式(4)的回归结果如表3第(1)列所示, 交叉项  $Treat \times Post$  的估计系数在1%水平显著为正且系数值有所增大, 同时交叉项  $Treat \times Pre$  的估计系数不显著。回归结果表明, 政策实施前几期的潜在其他因素不能干扰本文的基准估计结果。

$$LS_{jct} = \alpha + \delta \times Treat_c \times Post_t + \theta \times Treat_c \times Pre_t + \sum_{k=1}^{11} \gamma_k \times X_{jct}^k + \mu_j + \lambda_t + \nu_p \times \lambda_t + \varepsilon_{jct} \quad (4)$$

表3 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	LS 更换模型	LS PSM-DID	LSr 更换指标	LS 排除干扰	LS 预期效应	LS 安慰剂检验	
$Treat \times Post$	0.0939*** (0.03)	0.0853*** (0.03)	0.0043** (0.002)	0.0814*** (0.03)	0.0784** (0.03)		
$Treat \times Pre$	0.0171 (0.02)						
$Treat1 \times Post1$				0.0517* (0.03)			
$Treat2 \times Post2$				-0.0113 (0.03)			
$Treat3 \times Post3$				0.1236* (0.07)			
$Treat \times Year_{-1}$					0.0129 (0.03)		
$Treat \times Year_{-2}$					-0.0098 (0.04)		0.0062 (0.03)
$Treat \times Year_{-3}$					-0.0497 (0.05)	0.0359 (0.03)	
Observations	28 681	25 650	28 681	28 681	28 681	7 995	7 995
R-squared	0.894	0.893	0.854	0.894	0.894	0.959	0.959

3.使用倾向得分匹配法。示范地区和非示范地区企业的特征存在较大的不同, 这些差异决定了企业数字化转型需求以及生产经营行为的差异, 进而容易造成样本选择性偏差。本文使用倾向得分匹配法(PSM)来解决上述问题(夏海波等, 2021), 回归结果如表3第(2)列所示。从中可见, 交叉项  $Treat \times Post$  的估计系数在1%水平依然显著为正, 估计系数值(0.0853)相比表2第(4)列(0.0865)有小幅下降, 说明潜在的选择性偏差问题对模型估计结果的干扰并不突出。

4.替换指标测算方法。已有研究也有使用员工工资总额占营业总收入比例衡量劳动收入份额(王雄元 and 黄玉菁, 2017)。本文使用该方法计算出劳动收入份额( $LSr$ )并作为被解释变量, 稳健性检验结果如表3第(3)列, 从中可见交叉项  $Treat \times Post$  的估计系数依然显著为正。

5.排除其他潜在政策的干扰。在“宽带中国”战略实施期间, 还存在着其他相关的政策, 例如国家电子商务示范城市、国家级大数据综合试验区、信息惠民国家试点城市等政策。本文将上述政策的潜在影响控制在计量模型中。首先, 分别设置上述三类政策的试点城市(省份)虚拟变量( $Treat1$ 、 $Treat2$ 、 $Treat3$ ), 示范地区设置为1, 其他地区设置为0。其次, 借鉴前文的方法分别设置上述政策冲击的时间虚拟变量( $Post1$ 、 $Post2$ 、 $Post3$ )。最后, 构建交叉项  $Treat1 \times Post1$ 、 $Treat2 \times Post2$ 、 $Treat3 \times Post3$ 作为控制变量加入计量模型中。回归结果报告在表3第(4)列, 从中可见交叉项  $Treat \times Post$  的估计系数在1%水平上依然显著为正, 本文结论依然稳健。

6.预期效应。潜在影响估计结果的一个因素是企业是否预期到“宽带中国”战略, 即企业生产行为可能提前受到政策的影响, 进而导致估计结果产生偏误。本文假设存在3期的政策预期效应, 即在公式(1)分别加入“宽带中国”战略实施前3期的年份虚拟变量与示范城市虚拟变量的交叉项, 检验结果如表3第(5)列所示。从中可见,  $Treat \times Post$  的估计系数显著为正, 同时  $Treat \times Year_{-1}$ 、 $Treat \times Year_{-2}$ 、 $Treat \times Year_{-3}$  的估计系数不显著, 说明政策的预期效应并不明显。

7.安慰剂检验。(1)假设真实政策事件发生在2014年之前。本文假设真实有效的政策发生在“宽带中国”战略实施之前。首先,保留“宽带中国”战略实施之前的样本(2010—2013年);其次,假设真实有效的政策发生在2011年和2012年;最后,基于虚拟政策重新进行双重差分估计。检验结果分别如表3第(6)、(7)列所示,从中可见交叉项 $Treat \times Year_{-2}$ 、 $Treat \times Year_{-3}$ 的估计系数不显著,说明上述虚拟实验不成立。(2)随机抽样实验。首先,本文随机抓取三批次示范城市数量的城市作为虚拟的示范城市,并设置新的示范城市虚拟变量。其次,将新的示范城市虚拟变量与“宽带中国”战略的时间虚拟变量做乘积,并重新进行回归。最后,将虚拟实验交叉项 $Treat \times Post$ 估计系数对应的t值提出,绘制如图2b所示的统计分布图。图2b显示,500次随机抽样实验得出t值的分布如实线曲线所示,基本服从正态分布。同时,表2第(4)列交叉项 $Treat \times Post$ 估计系数的t值为2.83,对比发现随机抽样实验得出的t值几乎全部小于2.83,表明随机抽样实验的结果与基准回归结果存在明显差异,实验组和对对照组的设定不存在系统性偏差。

8.内生性检验。“宽带中国”战略与企业劳动收入份额之间可能存在因果内生关系,本文采用工具变量法剔除潜在的内生性问题。借鉴刘传明和马青山(2020)的做法,使用城市地形起伏度(地理海拔的标准差)作为“宽带中国”战略的工具变量,用 $trIV$ 表示。一般而言,城市地形起伏度越小,其网络发展基础一般越好。鉴于“宽带中国”战略要求申报城市应当具备良好的网络发展基础,地形起伏度越小的城市成为示范城市的机会更大。本文将城市地形起伏度( $trIV$ )

表4 内生性检验

	(1)	(2)
	$Treat$ 第一阶段的结果	$LS$ 第二阶段的结果
$Treat \times Post$		0.1722*** (0.03)
$trIV$	-0.2812** (0.13)	
Observations	28 681	28 681
R-squared	0.531	0.583

作为示范城市虚拟变量( $Treat$ )的工具变量,使用两阶段最小二乘法的回归结果如表4所示。第一阶段结果 $trIV$ 的估计系数显著为负,说明城市地形起伏度与是否成为示范城市呈现负相关关系。第二阶段结果交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数依然显著为正,与前文结论一致。此外,Kleibergen-Paaprk LM统计值为629.878,拒绝工具变量与内生变量无关的原假设;Kleibergen-Paaprk Wald F统计值为764.010且大于10,说明不存在弱工具变量问题。

### (三) 异质性检验

1.区域的差异性。我国区域经济发展水平存在巨大差距,中西部地区电信和宽带网络基础设施建设不完善,进而带来“数字鸿沟”(Liu和Wang, 2019)。鉴于此,本文将全样本划分为东、中、西部3个样本组,分组检验结果如表5第(1)–(3)列所示。从中可见交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数在第(2)、(3)列显著为正,在第(1)列为正但不显著,且交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数值在东、中、西部地区样本组依次递增,说明“宽带中国”战略主要提升了中西部地区企业的劳动收入份额,且在西部地区的作用更大。原因在于:一方面,中西部地区特别是西部地区的网络基础设施建设不健全,“宽带中国”战略显著扩大了该地区网络基础设施的覆盖面,促进了互联网普及;另一方面,东部地区特别是发达地区的网络基础设施程度和企业数字化程度一般更高,“宽带中国”战略对企业劳动收入份额带来的边际作用相对更小。

2.互联网普及程度的差异性。本文剔除2014年及其以后相比2013年及其之前进入股市的企业。同时,计算出“宽带中国”战略实施之前(2010—2013年)各城市的平均互联网普及率,使用中位数法将样本划分为高互联网普及地区和低互联网普及地区两组,分组检验结果如表5第(4)、(5)列所示。从中发现交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数在第(4)列显著为正,在第(5)列为正但



没有通过显著性检验,对应p值为0.119,说明“宽带中国”战略对事前低互联网普及地区企业劳动收入份额的提升作用更大。其主要原因是“宽带中国”战略可以有效提升低互联网普及地区的网络基础设施水平,降低与高互联网普及地区的发展差距。

表5 区域和互联网普及的异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	LS 东部地区	LS 中部地区	LS 西部地区	LS 低普及地区	LS 高普及地区
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0393(0.05)	0.1458*** (0.04)	0.2337** (0.12)	0.0852** (0.04)	0.0783(0.05)
Observations	12 951	2 634	13 094	12 984	12 933
R-squared	0.888	0.905	0.904	0.913	0.884

3.行业属性的差异性。由于现代工业和商业的发展高度依赖于网络基础设施建设,因此本文根据上市公司行业属性的差异,将全样本划分为工商业和其他行业两组,分组检验结果如表6第(1)、(2)列所示。从中可见交叉项*Treat*×*Post*的估计系数在第(1)列显著为正,在第(2)列不显著,说明“宽带中国”战略主要提升了示范地区工商业中企业的劳动收入份额。其原因在于,随着网络基础设施的完善,产业数字化以及数字产业化发展得以具备条件,而与数字化有关的技术升级大多集中在工商业部门,受到“宽带中国”战略的促进作用更强。

表6 行业和是否参与出口的异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	LS 工商业	LS 其他行业	LS 内销企业	LS 低出口参与企业	LS 高出口参与企业
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0890*** (0.03)	0.0030(0.07)	0.0402* (0.02)	0.0879*** (0.03)	0.1601*** (0.06)
Observations	20 994	7 654	14 663	7 042	6 824
R-squared	0.869	0.942	0.907	0.911	0.923

4.企业出口参与程度差异性。根据企业的销售模式,可以分为出口参与企业和内销企业。但由于企业出口参与的程度存在不同,一些企业可能同时参与国内销售和国外销售。本文构建企业出口参与程度(*epie*)指标,用企业海外销售额占销售总额的比例衡量。当*epie*=0时,企业为内销企业;当*epie*>0时,企业为出口参与企业。本文对出口参与企业按照*epie*数值的大小进行中位数分组,具体分为低出口参与企业和高出口参与企业。分组检验结果报告在表6第(3)–(5)列,从中可见交叉项*Treat*×*Post*的估计系数在三组均显著为正,但系数值逐步增大,说明“宽带中国”战略对示范地区出口企业和内销企业的劳动收入份额都有提升作用,但是对出口参与程度更高企业的劳动收入份额的提升作用更大。其原因在于,随着人工智能、机器人、数控机床等向传统外贸产业渗透,大大解决了低端劳动力不足问题。出口参与企业想要保住和开拓国际市场,需要积极进行数字化转型,并在这一过程提升了企业的劳动收入份额。

5.所有制形式的差异性。本文根据企业所有制形式的差异,将全样本划分为民营企业、国有企业和外资企业3个样本组。同时,考虑到外资企业样本量较少,本文主要分析“宽带中国”战略在民营企业和外资企业样本中的异质性影响。民营企业大多为中小微企业,这类企业的融资成本一般更高,抵抗外部冲击的抗压能力较弱。但国有企业受到地方政府和产业政策更多的扶持,并且是国家战略的先行践行者。分组检验结果如表7第(1)–(3)列,从中可见交叉项*Treat*×*Post*的估计系数在第(1)、(2)列显著为正,在第(3)列不显著,但系数值和显著性在第(2)列明显大于第(1)列,表明“宽带中国”战略主要提升了示范地区国有企业的劳动收入份额。其原因在于,国有企业是国家战略的先行者,在政策号召下可能先行投资进行数字化转型。同时,民营企业的融资约束程度一般更高,数字化转型需要企业垫付资金用于升级设备和网络,

这将挤出营业利润,因而民营企业主动投资数字化转型的积极性不高。

表7 所有制形式和企业规模的异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>LS</i>	<i>LS</i>	<i>LS</i>	<i>LS</i>	<i>LS</i>
	民营企业	国有企业	外资企业	小规模企业	大规模企业
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0697*(0.04)	0.1341*** (0.04)	-0.1429(0.15)	0.0646*(0.04)	0.1021*** (0.04)
Observations	11 856	15 219	1 519	14 262	14 275
R-squared	0.908	0.912	0.977	0.936	0.930

6.企业规模的差异性。中小微企业同样面临融资约束问题,企业数字化转型可能对该类企业带来较大的负向挤出效应。本文以资产总额衡量企业规模,使用中位数法将全样本划分为小规模企业和大规模企业两个样本组,分组检验结果如表7第(4)、(5)列所示。从中可见交叉项*Treat*×*Post*的估计系数在两组显著为正,但系数值和显著性在第(5)列大于第(4)列,说明“宽带中国”战略对于提升示范地区大规模企业劳动收入份额的作用更大。其原因在于,企业应对数字化转型需要对设备和网络进行投资,这些投资都构成了企业的运营成本,由于小规模企业的融资约束程度更高,进而抑制了小规模企业主动数字化转型的积极性。

## 五、作用机制检验

### (一) 劳动收入份额指标的分解

劳动收入份额主要由员工工资和劳动生产率决定,员工工资与生产率比值越大,则劳动收入份额越高。本文借鉴邵敏和黄玖立(2010)的做法,对劳动收入份额做如下分解:

$$LS_{jt} = \ln\left(\frac{wl}{y}\right)_{jt} = \ln\left(\frac{w}{y/l}\right)_{jt} = \ln(w)_{jt} - \ln(y/l)_{jt} \quad (5)$$

其中, $w$ 为员工平均工资, $l$ 为员工人数, $y$ 为工业增加值。本文构建员工工资(*Pwage*)指标,对应式(5)中的 $\ln(w)$ 部分,将其作为被解释变量的检验结果如表8第(1)列所示。从中可见交叉项*Treat*×*Post*的估计系数显著为正,说明“宽带中国”战略提升了示范城市企业的员工平均工资。构建劳动生产率(*LP*)指标,对应式(5)中的 $\ln(y/l)$ 部分,使用企业工业增加值除以员工人数后取自然对数衡量。劳动生产率作为被解释变量的检验结果如表8第(2)列所示,从中可见交叉项*Treat*×*Post*的估计系数为正但没有通过显著性检验,对应p值为0.107,说明网络基础设施建设具有正向提升企业劳动生产率的倾向。对比交叉项*Treat*×*Post*的估计系数值发现,估计系数值在第(1)列(0.0964)远大于第(2)列(0.0270)。这说明“宽带中国”战略对示范城市企业员工工资的提升幅度显著大于对劳动生产率的提升幅度,表明“宽带中国”战略主要通过提升企业的员工工资进而提高劳动收入份额。

表8 劳动收入份额指标的分解

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Pwage</i>	<i>LP</i>	$\ln W$	$\ln y$	$\ln l$
	员工工资	劳动生产率	工资总额	工业增加值	员工人数
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0964** (0.04)	0.0270(0.02)	0.1024*** (0.04)	0.0225(0.04)	0.0167*(0.01)
Observations	28 681	28 681	28 681	28 681	28 681
R-squared	0.975	0.878	0.952	0.948	0.909

本文进一步对员工平均工资和劳动生产率进行分解,如式(6)和式(7)所示,其中 $W$ 代表企业工资总额。从中可见工资总额( $W$ )、工业增加值( $y$ )和员工人数( $l$ )是构建上述指标的核心要

素,本文分别将上述3个要素取自然对数,然后进行检验,如表8第(3)–(5)列所示。从中可见交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数在第(3)、(5)列中显著为正,在第(4)列不显著,说明“宽带中国”战略主要提升了示范地区企业的工资总额和员工人数,对工业增加值的提升作用不明显。可以推断,“宽带中国”战略提升了企业的用工需求,但员工工资上涨幅度大于就业增长幅度,说明提升了劳动力要素报酬在收入分配中所占的份额,研究假说1得以证明。

$$\ln(w)_{jt} = \ln\left(\frac{W}{L}\right)_{jt} = \ln(W)_{jt} - \ln(L)_{jt} \quad (6)$$

$$\ln(y/L)_{jt} = \ln(y)_{jt} - \ln(L)_{jt} \quad (7)$$

### (二) 企业数字化转型的存在性

如前文理论分析,企业数字化转型要求企业引进高技能劳动者,就业结构变动影响企业劳动力价格。本文需要首先验证企业数字化转型的存在性,主要借鉴袁淳等(2021)等文献的做法,用与数字化相关词汇频数衡量企业数字化程度( $Ed$ )。首先,使用Python爬虫软件整理上市公司的年度报告,将选定的“B2B、电子商务、金融科技、智能机器人、云计算”等174个与数字化有关的关键词纳入“jieba”中文分词库;其次,基于机器学习法对上市公司报告进行文本分析,统计关键词词频数;最后,用企业数字化相关词汇频数总和除以年报语段长度并乘以100,进而构建企业数字化程度( $Ed$ )指标。“宽带中国”战略影响企业数字化程度的检验结果如表9第(1)列所示,从中可见交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数显著为正,说明“宽带中国”战略显著促进了示范地区企业的数字化转型,研究假说2得以证明<sup>①</sup>。

表9 企业数字化转型和就业结构变动

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Ed$	$Fj$	$Fjc$	$Fjd$	$HI$	$Rd$
	数字化程度	就业净增长	就业创造	就业破坏	就业技能结构	研发人才结构
$Treat \times Post$	0.0026** (0.001)	0.0849* (0.05)	0.0556** (0.03)	-0.0293 (0.03)	0.0554** (0.02)	0.0113** (0.00)
Observations	28 681	28 681	28 681	28 681	28 681	28 681
R-squared	0.726	0.438	0.443	0.444	0.847	0.655

### (三) 影响渠道检验

1. 企业就业结构变动。伴随着企业数字化转型,企业员工工资水平和就业人数可能发生较大幅度的变化,进而影响企业的就业结构(陈梦根和周元任,2021)。如前文理论分析,企业就业结构可以从就业数量和质量两方面的变化来看,本文分别从上述两方面进行检验。

从企业就业数量变化看,伴随着企业就业增长,可能同时存在就业的创造和破坏。本文借鉴Davis和Haltiwanger(1992)等文献的做法,构建就业净增长指标( $Fj$ ),具体用企业就业人数的逐年变化率度量,测算方法如式(8)所示。同时,根据就业结构变动的方向,将企业就业结构变动状态归类为就业创造( $Fjc$ )和就业破坏( $Fjd$ )两类,具体如式(9)、式(10)所示。其中,就业创造( $Fjc$ )和就业破坏( $Fjd$ )都是正向指标,数值越大则就业创造或者破坏程度越高。实际上,企业的就业净增长是就业创造和就业破坏两方面的共同作用。将 $Fj$ 、 $Fjc$ 和 $Fjd$ 作为被解释变量,并基于式(1)进行回归,结果如表9第(2)–(4)列所示。从中可见交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数在第(2)、(3)列显著为正,在第(4)列没有通过显著性检验,说明从就业数量看,“宽带中国”战略显著促进了示范地区企业吸纳就业,主要促进了就业创造,同时对就业破坏的影响不显著。

<sup>①</sup> 本文使用中介效应检验方法发现,数字化转型是促进企业就业净增长、就业创造以及改善就业技能结构、研发人才结构的中介变量。这意味着,“宽带中国”战略通过促进企业数字化转型进而在数量和质量两方面影响了企业就业结构。

$$Fj_{jt} = \frac{job_{jt} - job_{jt-1}}{(job_{jt} + job_{jt-1})/2} = \frac{\Delta job_{jt}}{(job_{jt} + job_{jt-1})/2} = Fjc_{jt} - Fjd_{jt} \quad (8)$$

$$Fjc_{jt} = \frac{\max(\Delta job_{jt}, 0)}{(job_{jt} + job_{jt-1})/2} \quad (9)$$

$$Fjd_{jt} = \frac{\max(-\Delta job_{jt}, 0)}{(job_{jt} + job_{jt-1})/2} \quad (10)$$

从企业就业质量变化角度看,企业数字化转型需要吸纳高技能劳动者从事后台研发、智能生产、数字管理等数字化就业岗位,因此企业的就业技能结构和研发人才结构可能得到改善和升级。本文借鉴江红莉等(2022),将企业本科及以上学历的员工作为高技能劳动者,用高技能劳动者数量占员工总人数的比例衡量企业的就业技能结构( $HI$ )。 $HI$ 作为被解释变量,并基于式(1)的回归结果如表9第(5)列所示。从中可见交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数显著为正,说明“宽带中国”战略显著改善了示范地区企业的就业技能结构。此外,本文用研发人员数量占员工总人数的比例衡量企业的研发人才结构( $Rd$ ),回归结果如表9第(6)列所示。从中可见交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数依然显著为正,说明“宽带中国”战略提升了企业的研发人才结构。整体表明“宽带中国”战略改善了示范区企业就业结构的质量。

2.企业就业结构变动在“宽带中国”战略与劳动收入份额间的中介效应。本文使用中介效应模型检验核心变量之间的逻辑关系。中介效应模型需要在式(1)基础上,加入如下公式(11)–(13)。如果式(11)中交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数 $\varphi$ 通过显著性检验;同时,式(12)中的中介变量 $Me$ 的估计系数 $\phi$ 通过显著性检验,以及交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数 $\eta$ 显著性或系数绝对值有所下降;那么,可以判断中介变量 $Me$ 是否起到了中介渠道作用。此外,基于式(13)可以计算出中介变量的中介效应占总效应的比例, $\delta$ 来自式(1), $\varphi$ 来自式(11), $\phi$ 来自式(12)。

$$Me_{jct} = \alpha + \varphi \times Treat_c \times Post_t + \sum_{k=1}^{11} \gamma_k \times X_{jct}^k + \mu_j + \lambda_t + \nu_p \times \lambda_t + \varepsilon_{jct} \quad (11)$$

$$LS_{jct} = \alpha + \eta \times Treat_c \times Post_t + \phi \times Me_{jct} + \sum_{k=1}^{11} \gamma_k \times X_{jct}^k + \mu_j + \lambda_t + \nu_p \times \lambda_t + \varepsilon_{jct} \quad (12)$$

$$Mesd = (\varphi \times \phi) / \delta \quad (13)$$

本文将衡量就业结构的 $Fj$ 、 $Fjc$ 、 $HI$ 、 $Rd$ 指标分别作为中介变量( $Me$ ),将企业劳动收入份额( $LS$ )作为被解释变量,检验结果如表10所示。可见 $Fj$ 、 $Fjc$ 、 $HI$ 、 $Rd$ 的估计系数显著为正,说明企业就业结构变动与企业劳动收入份额提升存在正相关关系。同时,交叉项 $Treat \times Post$ 估计系数的数值(0.0843、0.0767、0.0794、0.0851)相比表2第(4)列(0.0865)有所下降。基于中介效应模型的检验方法判断,企业就业结构变动在“宽带中国”战略影响示范地区企业就业结构中起到了显著的中介作用。此外,基于式(13)可以计算得出,企业数字化程度的中介效应分别占“宽带中国”战略影响劳动收入份额总效应的12.9%、21.9%、14.6%、9.9%。这表明企业就业结构变动是“宽带中国”战略提升示范地区企业劳动收入份额的显著影响渠道,假说3得以证明。

表 10 中介效应检验结果

	(1) $LS$	(2) $LS$	(3) $LS$	(4) $LS$
$Treat \times Post$	0.0843*** (0.03)	0.0767** (0.03)	0.0794*** (0.03)	0.0851*** (0.03)
$Fj$	0.1317** (0.06)			
$Fjc$		0.3409*** (0.12)		
$HI$			0.2277** (0.11)	
$Rd$				0.7554** (0.35)
Observations	28 681	28 681	28 681	28 681
R-squared	0.895	0.895	0.896	0.895

## 六、研究结论与政策启示

数字经济时代需要重视宽带和网络等新型基础设施建设,这对于中国打造公平和效率的收入分配体系具有重要的现实意义。本文以“宽带中国”战略设立示范城市(群)作为研究案例,基于沪深A股上市公司数据,评估网络基础设施建设对企业劳动收入份额的影响和作用机制。本文的研究结论表明:第一,“宽带中国”战略显著提高了示范地区企业的劳动收入份额。第二,从地区和行业层面看,“宽带中国”战略对中西部地区、低互联网普及地区和工商业中的企业劳动收入份额影响更大;从企业层面看,“宽带中国”战略主要提升了示范地区出口参与企业、国有企业和大规模企业的劳动收入份额。第三,指标分解分析发现,“宽带中国”战略主要提升了企业的员工平均工资和就业人数,并以此路径正向影响劳动收入份额。第四,作用机制检验发现,“宽带中国”战略促进了企业数字化转型,助推企业吸纳更多高技能劳动力。“宽带中国”战略显著提高了企业就业净增长率和就业创造率,改善了就业技能结构和研发人才结构,上述变化是“宽带中国”战略提升劳动收入份额的影响渠道。

基于以上结论,本文得到以下政策启示:第一,重视网络基础设施等新型基建。各地政府要加大对宽带和网络等新型基础设施建设的投资力度,尽快推动“宽带中国”战略在全国的全面实施,缩小与东部发达地区的基础设施建设差距,尽快摆脱“数字鸿沟”对欠发达地区经济发展的限制。第二,引导企业适应数字经济时代发展要求,通过数字化转型实现企业的信息化和网络化;同时,要重视企业特征差异,考虑到民营、中小微等企业数字化转型的压力,地方政府可以对这类企业给予适度的财政补贴和税收减免,降低企业开展数字化转型的门槛。第三,关注企业的就业结构变动。一方面,政府要引导结合企业主导,建立灵活多样的高科技人才引进机制,鼓励企业积极引进高质量人力资本,同时地方政府可以配套出台适应地区发展需要的人才补助政策;另一方面,企业要注重自身的人才培育,完善人才晋升和奖励机制,营造人才交流和良性竞争的环境,使得人才能够充分发挥自身价值和社会价值。

### 主要参考文献:

- [1] 白重恩,钱震杰.国民收入的要素分配:统计数据背后的故事[J].经济研究,2009,(3).
- [2] 柏培文,杨志才.劳动力议价能力与劳动收入占比——兼析金融危机后的影响[J].管理世界,2019,(5).
- [3] 陈梦根,周元任.数字化对企业人工成本的影响[J].中国人口科学,2021,(4).
- [4] 陈宇峰,贵斌威,陈启清.技术偏向与中国劳动收入份额的再考察[J].经济研究,2013,(6).
- [5] 杜鹏程,刘睿雯,张焯珣.要素成本与劳动收入份额:来自最低工资与进口关税的证据[J].世界经济,2022,(2).
- [6] 方明月,林佳妮,聂辉华.数字化转型是否促进了企业内共同富裕?——来自中国A股上市公司的证据[J].数量经济技术经济研究,2022,(11).
- [7] 郭凯明,潘珊,颜色.新型基础设施投资与产业结构转型升级[J].中国工业经济,2020,(3).
- [8] 胡浩然,宋颜群.跨境电商改革与工资收入:一个新开放视角[J].财经研究,2022,(5).
- [9] 胡拥军,关乐宁.数字经济的就业创造效应与就业替代效应探究[J].改革,2022,(4).
- [10] 江红莉,蒋鹏程,胡林柯.数字金融影响了劳动收入份额吗——来自中国上市公司的经验证据[J].广东财经大学学报,2022,(3).
- [11] 金环,魏佳丽,于立宏.网络基础设施建设能否助力企业转型升级——来自“宽带中国”战略的准自然实验[J].产业经济研究,2021,(6).
- [12] 李稻葵,刘霖林,王红领.GDP中劳动份额演变的U型规律[J].经济研究,2009,(1).
- [13] 李建奇.数字化变革、非常规技能溢价与女性就业[J].财经研究,2022,(7).
- [14] 刘文明,马青山.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[J].中国人口科学,2020,(3).

- [15] 刘亚琳, 申广军, 姚洋. 我国劳动收入份额: 新变化与再考察[J]. *经济学(季刊)*, 2022, (5).
- [16] 秦文晋, 刘鑫鹏. 网络基础设施建设对数字经济发展的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. *经济问题探索*, 2022, (3).
- [17] 邱洋冬. 网络基础设施建设驱动属地企业数字化转型——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. *经济与管理*, 2022, (4).
- [18] 邵敏, 黄玖立. 外资与我国劳动收入份额——基于工业行业的经验研究[J]. *经济学(季刊)*, 2010, (4).
- [19] 王雄元, 黄玉菁. 外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额: 趁火打劫抑或锦上添花[J]. *中国工业经济*, 2017, (4).
- [20] 夏海波, 刘耀彬, 沈正兰. 网络基础设施建设对劳动力就业的影响——基于“本地—邻地”的视角[J]. *中国人口科学*, 2021, (6).
- [21] 于新亮, 程远, 胡秋阳. 企业年金的“生产率效应”[J]. *中国工业经济*, 2017, (1).
- [22] 余淼杰, 梁中华. 贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析[J]. *管理世界*, 2014, (7).
- [23] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. *中国工业经济*, 2021, (9).
- [24] 种照辉, 高志红, 覃成林. 网络基础设施建设与城市间合作创新——“宽带中国”试点及其推广的证据[J]. *财经研究*, 2022, (3).
- [25] 周茂, 陆毅, 李雨浓. 地区产业升级与劳动收入份额: 基于合成工具变量的估计[J]. *经济研究*, 2018, (11).
- [26] Agarwal S, Qian W L. Consumption and debt response to unanticipated income shocks: Evidence from a natural experiment in Singapore[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(12): 4205–4230.
- [27] Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637–1667.
- [28] Davis S J, Haltiwanger J. Gross job creation, gross job destruction, and employment reallocation[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107(3): 819–863.
- [29] Liu C, Wang L. Does national broadband plan narrow regional digital divide? Evidence from China[J]. *Chinese Journal of Communication*, 2019, 12(4): 449–466.
- [30] Liu C. Building the next information superhighway: A critical analysis of China’s recent national broadband plan[J]. *Communications of the Association for Information Systems*, 2016, 39: 176–187.
- [31] Lu Y, Tao Z G, Zhu L M. Identifying FDI spillovers[J]. *Journal of International Economics*, 2017, 107: 75–90.
- [32] Maurseth P B. The effect of the internet on economic growth: Counter-evidence from cross-country panel data[J]. *Economics Letters*, 2018, 172: 74–77.
- [33] Xu X, Watts A, Reed M. Does access to internet promote innovation? A look at the U. S. broadband industry[J]. *Growth and Change*, 2019, 50(4): 1423–1440.
- [34] Zhou F X, Wen H W, Lee C C. Broadband infrastructure and export growth[J]. *Telecommunications Policy*, 2022, 46(5): 102347.

## Network Infrastructure Construction and Labor Income Share: Evidence Based on “Broadband China” Strategy

Hu Haoran<sup>1</sup>, Song Yanqun<sup>1,2</sup>

(1. School of Economics, Shandong University, Shandong Jinan 250100, China; 2. School of Public Finance and Taxation, Shandong University of Finance and Economics, Shandong Jinan 250014, China)

**Summary:** Building an income distribution system that reflects efficiency and promotes fairness is one of the important components of China’s modern economic system. In recent years,

digital economy has become more and more important in the national economy, and its development is based on the construction of new infrastructure such as broadband and network. Based on the data of Shanghai and Shenzhen A-share Listed Companies from 2010 to 2019, this paper takes the demonstration cities (clusters) set up by the “Broadband China” strategy as the research object, and uses the multi-period DID method to evaluate the impact of network infrastructure construction on the labor income share of enterprises and its mechanism.

This paper has the following conclusions: First, the “Broadband China” strategy significantly increases the labor income share of enterprises in demonstration areas. Second, heterogeneity analysis shows that: From the regional and industrial level, the “Broadband China” strategy has a greater impact on the labor income share of enterprises in central and western regions, low internet penetration regions, and industrial and commercial areas; from the enterprise level, the “Broadband China” strategy mainly increases the labor income share of export participating enterprises, state-owned enterprises and large-scale enterprises in demonstration areas. Third, index decomposition analysis shows that, the “Broadband China” strategy mainly improves the average wage and employment, and positively affects labor income share in this way. Fourth, mechanism analysis shows that, the “Broadband China” strategy promotes the digital transformation of enterprises, thereby absorbing highly-skilled labor, and affects the employment structure of enterprises in terms of quantity and quality. Further inspection shows that, the “Broadband China” strategy significantly improves the net employment growth rate and employment creation rate of enterprises, the structure of employment skills, and the structure of R&D talents, and increases the labor income share of enterprises in this way.

This paper attaches importance to the characteristics of the new era of digital economy, focuses on the enabling effect of network infrastructure construction on the field of income distribution, and discusses how network infrastructure construction affects the labor income share of enterprises, which expands the existing research perspective. At the same time, it attaches importance to the typical characteristics of enterprise digital transformation. Enterprise digital transformation drives changes in the employment structure, so changes in the employment structure may be a direct channel for network infrastructure construction to increase the labor income share of enterprises, which clarifies the theoretical mechanism of “Broadband China” strategy to promote fair income distribution. In addition, this paper is helpful to provide beneficial policy enlightenment for the Chinese government to continuously promote the construction of new network infrastructure such as 5G and promote the fairness of income distribution, which has important theoretical value and practical significance.

**Key words:** network infrastructure construction; labor income share; digital transformation; changes in the employment structure

(责任编辑: 王西民)