

# 新旧动能转换背景下数字经济 与南北经济平衡发展\*

丁从明 陈致远 李阳阳 梁甄桥

**内容提要:**数字经济发展不平衡造成的南北经济失衡正成为区域经济发展过程中的新问题。新旧动能转换过程中,总体上南方地区更为成功地承接了数字经济的红利,而北方部分地区错失数字经济发展契机,导致新旧动能转换动力不足、经济失速。本文采用南方和北方地级市两两配对做比的方法构造样本,实证检验南北地区数字经济发展差距对南北经济平衡发展的影响。实证结果表明,数字经济的平衡发展可以显著缩小南北经济的分化。机制分析认为,这一影响是通过数字产业直接创造GDP以及提高全要素生产率间接实现的。进一步研究发现,数字经济的影响具有南北非对称性,其对北方地区有着更显著的促进作用。本文从数字经济发展不平衡的视角对南北经济分化进行重新解读,本文的政策含义强调,缓解南北经济分化的关键在于如何给北方经济提速,一方面,需要北方部分经济失速地区抓住数字经济发展机遇;另一方面,政府可以通过合理的数字设施空间布局缩小数字鸿沟,这是新时代促进南北区域协调发展的关键。

**关键词:**数字经济 南北经济分化 新旧动能转换

**作者简介:**丁从明,重庆大学公共管理学院公共经济系教授,400044;

陈致远(通讯作者),重庆大学公共管理学院硕士研究生,400044;

李阳阳,重庆市江北区财政国库支付中心,400025;

梁甄桥,重庆工商大学经济学院政治经济系讲师,400067。

中图分类号:F124 文献标识码:A 文章编号:1002-8102(2024)10-0098-18

## 一、引言

党的十八大以来,中国深入实施区域协调发展战略,区域发展协同性显著增强,空间结构逐步

\* 基金项目:重庆大学中央高校基本科研业务费项目“传统文化与现代中国经济发展逻辑”(2024CDJSKXYGG06)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。陈致远电子邮箱:chenzhiyuan\_0813@163.com。

优化,但是区域发展不平衡不充分的问题依然突出。习近平总书记在2019年第24期《求是》中发表重要文章《推动形成优势互补高质量发展的区域经济布局》,指出区域经济“出现了一些值得关注的新情况新问题……一些北方省份增长放缓,全国经济重心进一步南移”。南北经济分化正在逐步成为中国区域发展不平衡的新现象。根据中国大陆31个省份的实际GDP数据测算,2003—2012年南方地区经济总量占全国的比重从59.79%下降至58.50%,此后便逐年提升,直至2020年达到60.92%。相比之下,东西差距虽然持续存在,但逐年缩小。2003年,东部省份GDP占全国的比重约为59.15%,2020年这一比重逐渐下降至57.35%。<sup>①</sup>总体而言,经济增速“南快北慢”和经济总量占比“南升北降”现象持续演进。

南北经济分化现象已引起学界的高度关注,相当一部分研究认为,经济重心在2012—2013年开始呈现南移的趋势(丁任重、王河欢,2022;邓忠奇等,2020;丁从明等,2024)。究其成因可以归纳为禀赋和策略两个方面。一是资源禀赋差异。南方和北方经济要素与经济结构(魏后凯,2002;丁从明、黄文静,2023)方面的分布差异造成了经济的分化。也有研究强调地区的自然资源(吴殿廷,2001)、地理(陆铭等,2019)和历史文化(刘蓝予等,2021;丁从明等,2024)等因素对南北经济的影响。二是发展策略差异。这种差异一方面体现在南方和北方的生产方式与产业结构上(盛来运等,2018;邓忠奇等,2020);另一方面体现在国家层面的政策部署上(侯永志等,2021)。上述因素无疑都是南北经济分化的重要成因,但似乎均不能较好地回答为什么南北经济恰恰在2012—2013年出现分化。

伴随南北经济分化,区域经济发展的新现象是数字经济蓬勃发展。近年来,发展数字经济逐渐上升为国家战略,数字经济的发展为增强经济发展动能、畅通经济循环、推进新旧动能转换和构建新发展格局注入了新活力。数字经济在2012年前后高速增长,成为中国经济增长的新引擎,这似乎与南北经济分化在时间上存在某种关联,这种关联源于部分地区新旧动能转换过程缓慢。新旧动能转换未能快速、充分地利用数字经济发展红利,导致“旧动能的弱化加大了经济下行压力,但新动能也在加快成长,地区经济走势呈现分化”。<sup>②</sup>根据中国信息通信研究院2021年的调查报告,2020年中国数字经济规模为5.4万亿美元,居世界第二位,同比增长9.6%,居世界第一位,其增速已连续多年超过同期GDP增速。数字经济发展速度之快、辐射范围之广、影响程度之深前所未有,正在成为重组区域要素资源、重塑区域经济结构、改变区域经济发展格局的关键力量。纵然数字经济的发展受地理因素影响较小,但仍受制度、文化、科技等社会软环境的制约。不同地区社会软环境的差异,导致地区发展数字经济的能力存在差异,进而影响地区从数字经济中获益的能力。例如,中国区域经济发展中,南北地区在营商环境水平、经济主体活力和市场一体化程度等方面存在显著的区域差异,可能导致南北地区数字经济发展的不平衡,进而促成南北经济的分化(丁从明等,2024)。

现阶段,关于南北经济分化的研究大体可以分为两大类。一类研究关注南北经济分化是否存在,主要采用经济重心法(周民良,2000;张建武等,2021;丁任重、王河欢,2022)。例如,张建武等(2021)的研究表明,改革开放以来经济重心南移趋势明显。这一方法的优点是可以直观展示经济重心的转移轨迹,但是由于使用全国层面的时间序列数据,因此难以进行有效的因果识别。另一类研究则关注南北经济分化如何形成,主要采用直接回归和分组回归两种方法。例如,周民良

① 实际GDP由笔者根据名义GDP和CPI计算得到,其中GDP和CPI数据来源于国家统计局、CSMAR数据库。

② 李克强在2015年经济形势座谈会上的讲话。

(2000)较早地关注到中国南北经济分化的现象,采用直接回归法找到影响经济发展的因素,证明各因素发展不平衡是经济分化的成因。基于该方法的研究认为要素发展的差异是造成经济分化最主要的原因,具有开创性,但是忽略了地区禀赋差异,以及不同禀赋对要素的调节效果。分组回归法是近年来较为主流的研究经济分化的方法(万海远等,2021;邓忠奇等,2020;盛来运等,2018)。该方法主要通过将变量进行南北经济分析,或者以设定南北虚拟变量的方式,探究某要素对经济发展的异质性影响,相较于直接回归法,分组回归法同时考虑要素和要素影响效果的差异。不过此类方法先探究要素的影响再进行比较,较为迂回,且大多只能识别变量在均值周围的线性关系。

在此基础上,本文采取南北“配对回归”方法,该方法首先对南北的要素差异进行比较,其次将要素差异作为关键解释变量识别其对经济分化的影响,不仅可以直接识别南北经济分化的成因,而且在要素与经济发展呈现非线性关系时,能够更加准确地识别二者之间的联系。具体来说,本文选取地级市数据,将所有南方城市特征变量逐个与北方城市做比,以南北配对后的经济差距对南北配对后的数字经济指数进行回归,从而直接识别数字经济对南北经济分化的影响效应。为排除早期经济差异的影响,本文进一步采用倾向得分匹配(PSM)方法,选取在数字经济发展之前经济状况相近的南北城市进行配对并回归。总体而言,本文实证结果表明,南北数字经济不平衡发展是造成南北经济分化的重要因素之一,而且这种影响具有南北非对称性,北方数字经济的提速能够有效助力南北经济平衡发展,南方数字经济的增长对南北经济分化的扩大相对不明显。在数字经济新时代,对数字红利的利用将决定区域经济高质量发展的能力。推动相对落后地区实现新旧动能转换、促进数字经济发展是实现区域协调发展的关键。

本文的边际贡献在于三个方面。一是在研究方法上,本文采取配对做比的方法探究数字经济对南北经济分化的影响。相较于现阶段通过分组或构造交互项进行回归的主流研究方法,配对做比的方法能够更加有效地识别出变量的影响,为今后的相关研究提供了可借鉴的思路。二是在研究内容上,学界关于数字经济发展不平衡的研究主要集中在不同行业 and 不同群体间,而本文关注数字经济发展不平衡对区域协调发展的影响,是对数字经济与区域经济平衡发展相关研究的丰富。三是在政策启示上,本文更加关注可控制的外部机遇和政策因素而非要素和禀赋对经济分化的影响。数字经济的发展,不仅依靠经济基础,而且有赖于政府和企业能否抓住时代的机遇。

## 二、南北经济分化的特征事实与理论假说

### (一)南北经济分化的特征事实

为确定南北经济分化是局部现象还是普遍现象,本文将所有南方<sup>①</sup>城市GDP依次与各个北方<sup>②</sup>城市GDP配对做比后取对数,构造南北城市对样本,探究南北经济差异的分布和变化情况。做比后对数变换的指标可以直接反映南北经济差异的正向指标,当南北城市对中两个城市的经

① 南方包括上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、西藏。

② 北方包括北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、山东、河南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

济状况接近时,其经济水平的比值接近1,取对数后将接近0。<sup>①</sup>通过观察配对后样本的分布情况可知,若南北城市间的经济差距是由部分特殊城市造成的,那么两两配对后城市的核密度曲线整体应相对对称,右侧出现较长的尾部;相反,若南北差异的现象普遍,则会出现核密度曲线整体右偏的趋势。为排除南方和北方城市的早期差异,本文仅保留数字经济高速发展(2012年)以前经济发展程度接近的城市对样本,探究经济水平接近的南北城市后续的经济变迁。其中,通过PSM方法控制早期经济发展相似程度,将城市对样本按照近似程度分为“单向奔赴”与“双向奔赴”两种情况。

图1和图2分别展示了匹配后南北城市对样本的分布。其中,横坐标为南北城市经济发展水平做比后取对数的结果,其取值为0时表示城市对中南北经济水平相当,数值越大代表南方城市相比与之对应的北方城市经济发展越好。图1展示了“单向奔赴”样本的分布情况,可以看出,2010年南北经济差异的均值为0.0212,这意味着,当年南方经济发展水平约高出北方2.14%( $e^{0.0212}-1$ )。<sup>②</sup>数据分布呈现右侧拖尾的特征,说明2010年南北经济差异的主要原因可能是部分南方城市的超高速发展。而到2021年,南北差异逐渐扩大到0.2348,即南方平均经济水平约为北方的1.2647倍,并且其中有88.81%的城市对取值大于0,这意味着,样本城市对中约有90%的南方城市经济水平高于早期经济水平接近的北方城市。由此可以认为,南北经济差异是普遍性的北方经济的失速。图2结果同样表明,即便是2010年经济发展水平几乎没有差异(南方平均经济水平仅高出北方0.43%)的“双向奔赴”城市对样本,2021年南北经济差异也扩大到1.2203倍,并且取值大于0的城市对占比为90.16%,同样支持上述结论。综上可以认为,南北经济分化不是部分南方城市与部分北方城市的分化,而是普遍性的北方经济的失速,即便是早期经济发展水平接近的南北城市对,其差距也在不断扩大。

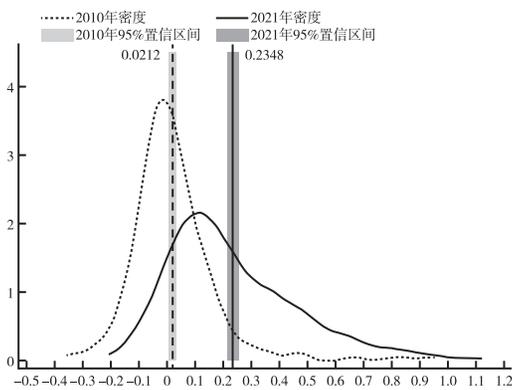


图1 匹配后“单向奔赴”城市对核密度曲线

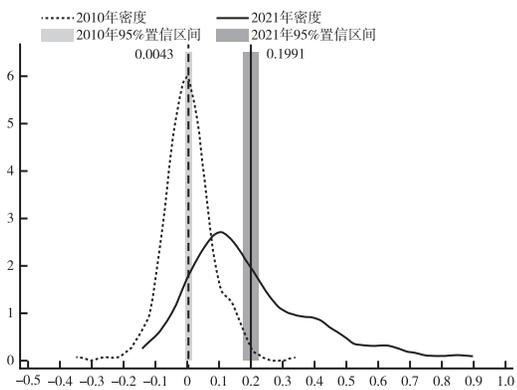


图2 匹配后“双向奔赴”城市对核密度曲线

<sup>①</sup> 对GDP进行南北做比处理后,南方GDP高于北方的城市对将映射到 $(1+\infty)$ ,而南方GDP低于北方的城市对将映射到 $(0\sim 1)$ ,这将使得数据在1的左边呈现高峰。为缓解上述非对称性,本文对配对城市南北做比后的比值进行对数处理,使得南方GDP高的城市对被映射到正半轴,反之则被映射到负半轴。

<sup>②</sup>  $\ln(GDP_s/GDP_n)=0.0212$ ,即有 $GDP_s=e^{0.0212}\times GDP_n=1.0214GDP_n$ ,则 $GDP_s$ 比 $GDP_n$ 高2.14%。其中, $GDP$ 为经济发展水平, $s$ 和 $n$ 则分别表示南方城市和北方城市。其余南北经济差异计算方式相同。

## (二)数字经济发展不平衡的特征事实

南北经济在2012—2013年开始出现分化趋势,但究竟是何原因导致分化的出现?考虑到数字经济兴起时间与南北经济分化时间较为同步,本文推测数字经济发展不平衡可能是南北经济分化的重要原因。在早期研究中,许宪春和张美慧(2020)采用增加值法对中国2008—2017年的数字经济发展情况进行了估算,结果表明,2012年后,数字经济进入飞速发展阶段,其增长率约为GDP实际增长率的2倍。在此基础上,本文进一步对数字经济在中国南北地区的发展差异进行了估算,具体如图3所示。

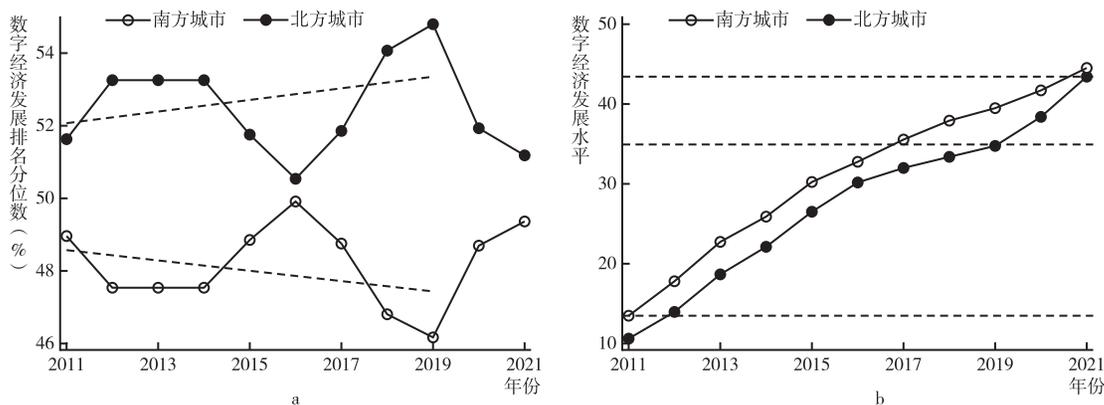


图3 南北数字经济发展差异

从总量来看,南方数字经济发展常年优于北方。其中,图3a统计了2011—2021年南方城市和北方城市的数字经济发展排名分位数(以数字经济指数平均排名衡量)情况,可以看出,在所有的地级市中,南方城市平均排在132名<sup>①</sup>左右,一直高于北方城市均值;图3b中南方城市数字经济发展水平(以数字经济指数衡量)一直处于北方城市的上方。从变化趋势来看,2011—2019年南北数字经济差距总体在扩大,而2019—2021年则有所缓和。具体表现为,2011—2019年南方数字经济发展排名分位数拟合线倾斜向下,而北方数字经济发展排名分位数拟合线则倾斜向上,且2011年南方数字经济发展水平约等于北方2012年的数字经济发展水平,即南方数字经济大约领先北方一年。<sup>②</sup>而北方2019年的数字经济发展水平仅与南方2017年相当,即在这段时间内,南北数字经济差距进一步扩大。自2019年以后,无论是从数字经济发展排名分位数还是数字经济发展水平看,北方数字经济都取得了明显的进步,南北数字经济差距有所缩小。

综上所述,可以得到关于数字经济的基本事实:自2012年起,数字经济开始成为中国区域经济增长的新动力;2011—2021年,中国南方数字经济发展水平整体优于北方。贵阳和新乡是较为典型的例子。2003年贵阳和新乡的GDP分别为380.92亿元和380.77亿元,2010年二者GDP分别增加至1121.82亿元和1189.94亿元,其间两个城市的名义GDP平均增速分别为16.68%和

<sup>①</sup> 计算过程为:273×48.18%≈132。其中,273为城市总样本量,48.18%为2011—2021年南方城市数字经济发展排名分位数的均值。

<sup>②</sup> 为便于比较,图中将数字经济指数进行最大最小值归一化后×100处理,使得所有数字经济指数的值分布在[0, 100]的区间内。

17.67%。可以看出,两个城市在较长一段时间内的经济表现都非常接近。2011—2021年,贵阳的GDP平均增速保持在13.93%,而新乡仅为9.51%。2021年,贵阳的GDP已达到4711.04亿元,远高于同期新乡的3232.53亿元。贵阳和新乡自2010年以来的分化是南北经济分化的一个缩影,从二者近年来不同的发展路径中可以窥见其“分道扬镳”“渐行渐远”的原因。作为一个不沿海、不沿边、不沿江的西南山城,贵阳毅然抢占大数据风口,实施“云”计划,“大数据”为区域经济发展注入了新活力。

综上,本文提出以下研究假说。

研究假说:新旧动能转换过程中,南方迅速承接了新经济的红利,北方则表现为新动能培育缓慢和经济的失速,这在一定程度上抑制了南北经济的平衡发展。

### 三、实证策略与数据说明

#### (一)实证策略

本文首先构造南北城市对,并将城市对中各指标求南方城市与北方城市的比值,得到城市差异指标;其次将做比后的数据进行对数处理<sup>①</sup>,建立如下回归模型:

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t}}{Y_{j,t}}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{DE_{i,t-1}}{DE_{j,t-1}}\right) + \sum_{\tau=1}^T \left[ \gamma_{\tau} \ln\left(\frac{X_{i,t}^{\tau}}{X_{j,t}^{\tau}}\right) \right] + (\omega_1 D_1 + \omega_2 D_2) \times u_{ij} + u_{ij} + \delta_t + \varepsilon_{ij,t} \quad (1)$$

其中,  $i \in I, j \in J, I$  和  $J$  分别为所有南方城市和所有北方城市的集合,以城市对而非单个城市为样本。 $Y_{i,t}$  表示南方城市  $i$  在第  $t$  年的数字经济发展水平,使用根据CPI平减后的GDP和人均GDP进行衡量;被解释变量  $\ln(Y_{i,t}/Y_{j,t})$  的经济含义为南方城市  $i$  和北方城市  $j$  在第  $t$  年的数字经济发展水平差异。 $DE_{j,t-1}$  表示北方城市  $j$  在第  $t-1$  年的数字经济发展水平,使用数字经济指数衡量; $\ln(DE_{i,t-1}/DE_{j,t-1})$  用于衡量南北数字经济发展不平衡程度。 $X^{\tau}$  为其他一系列控制变量,共有  $T$  个。 $D_1$  和  $D_2$  分别为财政刺激政策和供给侧结构性改革的时间虚拟变量,分别以2013年和2016年为分界点。 $u_{ij}$  为城市对虚拟变量,用于衡量城市  $i$  和城市  $j$  所构成的城市对不随时间变化的个体固定效应, $D_1 \times u_{ij}$  和  $D_2 \times u_{ij}$  分别用于控制两个政策对不同城市对所造成的差异化影响。 $\delta_t$  用于控制年份固定效应, $\varepsilon_{ij,t}$  表示随机扰动项。根据理论分析,本文预期系数  $\beta > 0$ 。此外,为缓解反向因果的可能性,本文按照惯例将数字经济指数滞后一期。

本文使用2011—2021年共计11年数据,每个时间截面共有273个城市样本,其中南方城市148个、北方城市125个。将所有南方城市与北方城市进行配对处理,每年将得到  $148 \times 125 = 18500$  个城市对样本,11年时间共计203500个回归样本。考虑到数字经济发展情况可能与当地早期经济水平息息相关,为此本文仅保留早期(2003—2010年)经济发展情况类似的子样本进行回归,样本具体可以分为“单向奔赴”与“双向奔赴”两种。

为便于理解,使用图4进行示意说明。此处重点关注北方城市  $c$  与南方城市  $D$  和  $E$ ,其关系分别使用实线和虚线表示。借鉴PSM方法的思路,以2010年GDP和2003—2010年GDP平均增速为

<sup>①</sup> 令  $Y_{ij,t}^* = Y_{i,t}/Y_{j,t}$ , 不难发现,若  $Y_{i,t} > Y_{j,t}$ , 做比之后将导致  $Y_{ij,t}^* \in (1, +\infty)$ ; 相反,若  $Y_{i,t} < Y_{j,t}$ , 则  $Y_{ij,t}^* \in (0, 1)$ 。这意味着若  $Y_{(\cdot),t}$  满足正态分布,则  $Y_{ij,t}^*$  的分布将会左偏。

协变量<sup>①</sup>,采取卡尺内K近邻匹配方法,计算城市之间的经济基础近似度。可以看出,与北方城市c经济基础最接近的南方城市包括A、B、C和D;与南方城市D经济基础最接近的北方城市包括b、c、d和e;与南方城市E经济基础最接近的北方城市包括c、d、e和f。由此,定义南北城市对(D,c)为“双向奔赴”城市对,可以看出,与南方城市D经济基础最接近的北方城市中有城市c,同时与北方城市c经济基础最接近的南方城市中也有城市D。定义南北城市对(E,c)为“单向奔赴”城市对,可以看出,与南方城市E经济基础最接近的北方城市中有城市c,但是与北方城市c经济基础最接近的南方城市中不包括城市E。

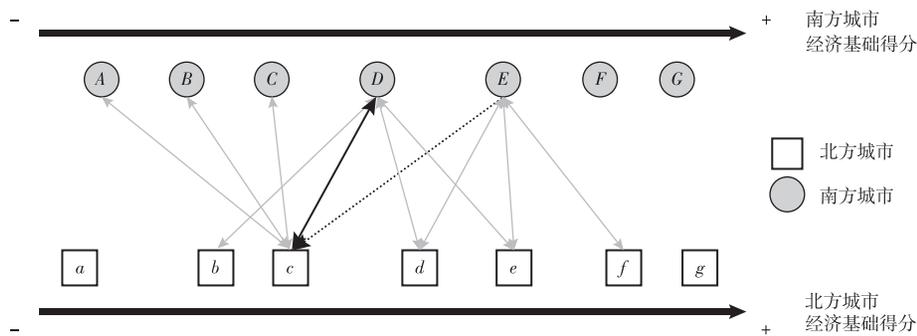


图4 “单向奔赴”与“双向奔赴”示意

根据前文分析可知,对于“双向奔赴”城市对,2003—2010年两个城市的经济表现非常接近,可以预测,如果没有外力干扰,两个城市将在很长的一段时间内保持相同的发展趋势。经处理后,在每年的18500个南北城市对中,共有“单向奔赴”城市对459个、“双向奔赴”城市对246个,在11年的时间内,分别有样本5049个和2706个。本文使用“双向奔赴”城市对作为基准样本,“单向奔赴”城市对作为稳健性检验样本,可以规避初始经济差异所带来的内生性问题。

(二)数据说明

1. 数字经济指数

数字经济规模的精确测算是国内外统计机构与研究学者亟待解决的问题。当前对数字经济发展程度的度量主要有两大方法。其一,重点关注数字经济的经济特征,直接核算其创造多少GDP。如美国经济分析局(BEA)和中国信息通信研究院均采用这种方法测算数字经济增加值(中国信息通信研究院,2022),也有部分学者使用卫星账户测算数字经济发展水平(许宪春、张美慧,2020)。但是,这些研究大多关注国家层面的数字经济发展情况,难以聚焦内部的区域差异。其二,主要强调数字经济的特征,采用相关指标进行间接度量。较经典的是中国信息通信研究院编制的数字经济指数,被用于观测数字经济的发展态势(中国信息通信研究院,2021)。这也是学界对数字经济研究采取的主流方法,主要可以分为三大类。一是加权法。选择一些区域层面能够代表数字经济发展指标的相关数据,对其进行加权处理得到数字经济发展指数(赵涛等,2020;柏培文、张云,2021)。二是词频法。使用政府工作报告或企业年报中提及的与数字经济相关的词

<sup>①</sup> 其背后的逻辑在于,GDP和GDP平均增速可以视为当地经济发展水平及其一阶导数,若两个城市在长期内的经济水平与增速均较为接近,可以想象如果没有外力干扰,在接下来的时间内这两个城市的经济水平应该也较为接近,故此选择GDP和GDP平均增速作为协变量。使用所有控制变量,以及2010年以前GDP和GDP增速进行稳健性检验,所得结果依然成立。

语出现频率代表数字经济发展水平(杨刚强等,2023;赵宸宇等,2021)。三是政策法。选择诸如“宽带中国”等与数字经济直接相关的政策作为数字经济变动的外生冲击,从而开展研究(方福前等,2023)。这些研究方法各有优劣,如对于加权法,容易获得的地区宏观统计数据大多用于衡量数字基础设施而非数字经济的发展;对于词频法,企业和政府的工作报告难以直接反映其行为,且在具体词语的选择上存在较大的空间;对于政策法,则难以处理政策所存在的区域异质性问题。

因此,本文参考加权法的思路,同时将词频法所涉及的数据纳入指标体系,计算数字经济指数。考虑到数据可得性,最终以人均互联网宽带接入用户规模(户),人均移动电话年末用户数(户),信息传输、计算机服务和软件业从业人员占比(%),人均电信业务收入(千元),北京大学数字普惠金融指数以及政府工作报告中与数字经济相关的词频数(对所有绝对数量的指标进行对数化处理)作为衡量数字经济发展程度的变量,采用熵权法加权汇总得到数字经济指数。

### 2. 经济发展水平

GDP是学界衡量经济发展水平的主要指标,具体而言,通常使用GDP、人均GDP以及GDP增速对经济发展进行综合考量。本文使用经CPI平减后南北地级市年度GDP和人均GDP的差异作为主要回归指标测度南北经济分化。

### 3. 其他控制变量

同时影响城市经济和数字经济发展水平的因素很多,本文借鉴相关文献(盛来运等,2018;赵涛等,2020)的研究思路,从产业结构、教育科技、政府干预、金融发展、城市发展等方面进行控制。具体控制变量说明见表1。

表1 控制变量说明

| 变量   | 说明           | 含义                |
|------|--------------|-------------------|
| 产业结构 | 第三产业占比(%)    | 第三产业增加值占GDP比重     |
| 教育科技 | 教育支出占比(%)    | 教育支出占财政支出比重       |
|      | 科技支出占比(%)    | 科技支出占财政支出比重       |
| 政府干预 | 政府支出占比(%)    | 政府财政支出占GDP比重      |
| 金融发展 | 金融机构存贷款占比(%) | 金融机构年末存贷款余额占GDP比重 |
| 城市发展 | 城镇化率(%)      | 城镇人口占总人口比重        |

上述因素对经济发展的影响自不待言,且与数字经济之间也存在千丝万缕的联系,所以本文对上述控制变量加以控制。其中,产业数字化转型加速,产业结构越高级,数字化的阻碍越小。同时,数字经济的发展需要科技支撑、人才保障,当地的科技水平和教育水平越高,越能支撑数字经济的发展。政府干预一方面可以通过建设数字基础设施促进数字经济发展;另一方面可能会因干预过度而造成资源错配,在一定程度上抑制数字经济的发展。在传统金融发展越充分的地区,数字金融发展越快,而数字金融是数字经济的重要组成部分,故本文也对地区传统金融行业进行控制。此外,邓忠奇等(2020)指出,2013年和2016年中国政府的

干预性政策影响了南北经济分化。因此,本文参照其研究,设定财政刺激政策(2013年)和供给侧结构性改革(2016年)为0-1虚拟变量,且将其与地级市虚拟变量进行交互,以固定政策影响。

表2展示了对各变量做比后取对数的描述性统计结果。对于某一指标,其均值为正数时意味着这一变量在南方会更发达,且数值越大,表明这一指标的南北差异越大。可以看出,无论采用何种方式衡量经济发展,其均值均为正数,再次证明南方经济发展水平高于北方。与此同时,数字经济指数的均值为0.0208,说明南北数字经济的差异同样存在,且使用数字普惠金融和数字政策词频进行衡量时差距更为明显。此外,相较于“双向奔赴”样本,“单向奔赴”样本的差异更大,说明通过配对可以有效缓解早期经济差异所带来的估计误差。

表2 变量的描述性统计

| 变量(分化水平) |        | “双向奔赴”样本 |        |        | “单向奔赴”样本 |        |        |
|----------|--------|----------|--------|--------|----------|--------|--------|
|          |        | 样本数      | 均值     | 标准差    | 样本数      | 均值     | 标准差    |
| 经济发展     | GDP    | 2706     | 0.0526 | 0.5240 | 5049     | 0.0714 | 0.5203 |
|          | 人均GDP  | 2652     | 0.0089 | 0.1165 | 4958     | 0.0208 | 0.1244 |
|          | GDP增速  | 2706     | 0.0419 | 0.1006 | 5049     | 0.0417 | 0.0971 |
| 数字经济     | 数字经济指数 | 2706     | 0.0208 | 0.5297 | 5049     | 0.0631 | 0.5454 |
|          | 数字普惠金融 | 2706     | 0.0524 | 0.1718 | 5049     | 0.0688 | 0.1788 |
|          | 数字政策词频 | 2418     | 0.1382 | 0.8416 | 4484     | 0.1495 | 0.8567 |

注:此处展示南北城市对(变量做比后取对数)的描述性统计结果。

资料来源:GDP和主要控制变量数据来自《中国城市统计年鉴》,由EPS数据库和CSMAR数据库汇总得到;数字经济指数由笔者测算得到,基础数据来自《中国城市统计年鉴》;数字普惠金融数据来自北京大学数字金融研究中心;数字政策词频数据来自各地区政府工作报告,通过Python分词得到。

## 四、实证结果分析

### (一)基准模型

表3展示了南北数字经济发展不平衡对南北经济分化的估计结果,其中第(1)列和第(2)列展示了不控制任何变量情况下的结果。这里可以简单计算估计系数0.0725的经济含义,假如南北城市数字经济差异在均值处增加1个标准差(0.5297),南北城市的经济差异将增加0.0384<sup>①</sup>,即南北经济水平之比将从原来的1.0540增加到1.0953,增长3.92%。<sup>②</sup>数字经济发展不平衡1个标准差的变动,约能解释南北经济分化的标准差变动的7.48%。<sup>③</sup>第(3)列和第(4)列为加入控制变量后的

① 将变量做比后取对数看作一个整体,此时回归方程的经济含义为,数字经济差异 $\ln(DE_{i,t-1}/DE_{j,t-1})$ 每变动1个单位,将导致经济差异 $\ln(Y_{i,t-1}/Y_{j,t-1})$ 变动 $\beta=0.0725$ 个单位。故有: $0.5297 \times 0.0725 = 0.0384$ 。

② 计算过程为: $e^{0.0526} = 1.0540$ ,  $e^{(0.0526+0.0384)} = 1.0953$ ,  $(1.0953-1.0540)/1.0540 = 0.0392$ ,其中0.0526为对数化后南北经济水平之比的均值,0.0384为其变化量。

③ 由描述性统计可知,南北经济分化的标准差为0.5240,故有: $0.0392/0.5240 = 7.48\%$ 。

结果,数字经济分化对经济发展不平衡的系数变为0.0483,下降了33.38%<sup>①</sup>,对人均GDP分化的估计系数为0.0123,虽小于对GDP的作用效果,但仍正向显著。表3的结果初步验证了本文的基本假设,即南北数字经济发展不平衡在一定程度上加速了南北经济分化。若想缓解南北经济分化趋势,则需要实现数字经济的全国协同发展。

表3 数字经济发展不平衡与南北经济分化

| 变量                 | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                    | GDP分化                 | 人均GDP分化               | GDP分化                 | 人均GDP分化               |
| 数字经济发展不平衡          | 0.0725***<br>(0.0106) | 0.0234***<br>(0.0035) | 0.0483***<br>(0.0071) | 0.0123***<br>(0.0024) |
| 常数项                | 0.0709***<br>(0.0015) | 0.0143***<br>(0.0005) | 0.0489***<br>(0.0053) | 0.0287***<br>(0.0019) |
| 控制变量               | No                    | No                    | Yes                   | Yes                   |
| 政策固定效应             | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 年份固定效应             | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 城市固定效应             | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 样本数                | 2214                  | 2160                  | 2211                  | 2157                  |
| 调整后的R <sup>2</sup> | 0.9816                | 0.9594                | 0.9908                | 0.9799                |

注:括号内为估计系数的稳健标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,下同。其中,样本为“双向奔赴”城市对样本,每年246个城市对,选取2011—2021年数据,且对解释变量进行一期滞后处理,时间跨度为10年,共计246×10=2460个样本。被解释变量为南北GDP分化和南北人均GDP分化程度,用经济发展水平做比后取对数得到(分别简记为GDP分化和人均GDP分化,下同);解释变量为数字经济发展不平衡指标,用数字经济指数做比后取对数得到。

### (二)内生性处理

由于数字经济和经济发展高度相关且相互影响,本文的实证估计可能存在严重的内生性问题,主要源自双向因果、样本选择偏误以及遗漏变量误差三大部分。其中,本文采取滞后一期的方式处理双向因果问题,并通过仅保留“双向奔赴”样本的方式缓解样本选择偏误问题,但回归结果仍有可能受到遗漏变量的干扰。对此,本文首先对遗漏变量进行敏感性分析,并参照现有研究,使用工具变量排除可能遗漏的变量所带来的干扰。

#### 1. 遗漏变量的敏感性分析

本文参照现有研究(卢洪友、杜亦譔,2019;兰宇、张鹏,2024),检验遗漏变量对回归结果的影响。该方法讨论遗漏变量为所选对比控制变量的 $\Gamma$ 倍时,对结果显著性的影响。本文假定存在遗漏变量,且其对南北经济分化的影响是主要控制变量<sup>②</sup>的1~4倍,对此进行敏感性分析。所得结果表明,只有当 $\Gamma > 3$ 时,回归结果才变得不显著( $t=1.68$ ),这意味着只有遗漏变量的影响超过主要控制变量的3倍时,南北数字经济发展不平衡影响南北经济分化的结果才变得不再成立。<sup>③</sup>由表3可知,在纳入所有控制变量的情况下,回归方程的拟合优度已经超过90%,不太可能出现这种情况。

① 计算过程为:(0.0725-0.0483)/0.0725=33.38%。

② 本文选取对南北经济分化影响较大的三个变量——科技支出占比、政府干预和城镇化率作为对比变量。

③ 限于篇幅,所得详细结果未展示,留存备案。

因此,可以认为遗漏变量对回归结果也不会产生较大影响。

2. 工具变量检验

进一步地,本文还通过工具变量的方式缓解内生性问题。现阶段数字经济研究中常见的工具变量有三种:其一,以到杭州的距离为代表的距离数据(张勋等,2019);其二,以早期邮电数据为代表的历史数据<sup>①</sup>(赵涛等,2020;郭峰等,2023);其三,考虑到前两个变量均为非时变变量,且难以在面板数据中使用,因此不少文献将上述变量与年份或 Bartik-IV(又称为份额转移)进行交互,以构造适用于面板数据的变量(柏培文、张云,2021)。

参照现有研究,本文首先统计各地级市到杭州的距离以及1984年人均邮电业务总量,按照前文变量构造方式对距离和历史变量做比后取对数,并分别与由数字经济指数构造的 Bartik-IV 的对数化比值进行交互,得到  $IV_{Dist}$  和  $IV_{Post}$ ,一阶段回归方程为:

$$\ln\left(\frac{DE_{i,t}}{DE_{j,t}}\right) = \alpha' + \beta_1' \ln\left(\frac{Post_i}{Post_j}\right) \times \ln\left(\frac{Bartik_{i,t}}{Bartik_{j,t}}\right) + \beta_2' \ln\left(\frac{Dist_i}{Dist_j}\right) \times \ln\left(\frac{Bartik_{i,t}}{Bartik_{j,t}}\right) + \sum_{\tau=1}^T \left[ \gamma_{\tau}' \ln\left(\frac{X_{i,t}^{\tau}}{X_{j,t}^{\tau}}\right) \right] + (\omega_1' D_1 + \omega_2' D_2) \times u'_{ij} + u'_{ij} + \delta'_i + \varepsilon'_{ij,t} \tag{2}$$

其中,  $Post_i$  表示北方城市  $i$  在1984年的人均邮电业务总量,  $Dist_j$  表示南方城市  $j$  到杭州的球面距离。为避免分母为0,本文将  $Dist_{i,j}$  小于5千米的样本均取值为5。由于  $Post$  和  $Dist$  均不随时间改变,故无下标  $t$ 。工具变量估计结果如表4所示,其中  $IV_{Dist}$  的估计系数为负,说明距离杭州越远的地区,数字经济相对越不发达;  $IV_{Post}$  的估计系数为正,说明历史上邮电业越发达的地区,当今的数字经济越发达。以上均符合本文理论预期。

表4 数字经济发展不平衡与南北经济分化:工具变量回归

| 变量                  | 第一阶段回归                 |                      | 第二阶段回归                |                     |
|---------------------|------------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|
|                     | (1)                    | (2)                  | (3)                   | (4)                 |
|                     | 数字经济发展不平衡              | 数字经济发展不平衡            | GDP分化                 | 人均GDP分化             |
| 数字经济发展不平衡           |                        |                      | 0.1787***<br>(0.0452) | 0.0315*<br>(0.0153) |
| $IV_{Dist}$         | -0.6992***<br>(0.1157) |                      |                       |                     |
| $IV_{Post}$         |                        | 0.4920**<br>(0.2012) |                       |                     |
| 控制变量                | Yes                    | Yes                  | Yes                   | Yes                 |
| 样本数                 | 2211                   | 1563                 | 1737                  | 1693                |
| 调整后的 R <sup>2</sup> | 0.8881                 | 0.8922               | 0.5336                | 0.5421              |
| KP-F 统计量            |                        |                      | 5.56**                | 5.34**              |

<sup>①</sup> 这是因为,一方面,数字经济的发展主要依靠互联网技术,当地历史上的电信基础设施会由于技术水平和使用习惯等因素影响后续阶段互联网技术的应用,因此这一工具变量满足相关性条件;另一方面,1984年的邮局数量并不会直接影响当下的经济发展。

续表 4

| 变量                     | 第一阶段回归    |           | 第二阶段回归 |         |
|------------------------|-----------|-----------|--------|---------|
|                        | (1)       | (2)       | (3)    | (4)     |
|                        | 数字经济发展不平衡 | 数字经济发展不平衡 | GDP分化  | 人均GDP分化 |
| Hanson J- $\chi^2$ 统计量 |           |           | 0.050  | 0.036   |

注： $IV_{Dist}$ 为 *Bartik* 变量与到杭州的球面距离交互得到的工具变量，预期回归系数为负； $IV_{Post}$ 为 *Bartik* 变量与1984年人均邮电业务总量交互得到的工具变量，预期回归系数为正。KP-F 检验原假设为工具变量与核心解释变量弱相关；Hanson J- $\chi^2$  检验原假设为工具变量与被解释变量无关。控制变量包括基准回归中所有的控制变量，以及政策、城市对和时间固定效应。下同。

表 4 第(3)列和第(4)列分别为使用 GDP 分化和人均 GDP 分化作为被解释变量的回归结果。使用 KP-F 统计量进行弱工具变量检验，所得结果分别为 5.56 和 5.34，可以认为不满足弱工具变量条件；使用 Hanson J- $\chi^2$  统计量检验工具变量的外生性，结果显示工具变量满足外生性。在第二阶段回归中，数字经济发展不平衡对 GDP 分化和人均 GDP 分化的影响虽有所膨胀，但至少在 10% 的置信水平下显著为正，考虑内生性后南北数字经济发展不平衡仍然显著促进了南北经济分化。

(三)相对重要性分析

为展示数字经济发展不平衡在南北经济分化因素中的相对重要性，本文参照 Tonidandel 和 LeBreton(2011)的研究，采用优势分析法进行分析。该方法是通过比较所有可能的子模型中各个自变量解释因变量变异的方差比例，以及对  $R^2$  所做出的贡献来估计自变量的相对重要性。表 5 展示了各变量逐年优势分析的结果。从贡献率来说，数字经济对南北经济分化的贡献率基本稳定在第 3 位或第 4 位，位于科技支出占比和城镇化率之间，这意味着数字经济发展不平衡已经成为影响南北经济分化的重要因素之一。而政府干预一直居于首位，且回归系数均为负值，说明中国政府长期以来对抑制南北经济分化做出了重要贡献。总的来说，在影响南北经济分化上，与科技支出占比、城镇化率等因素相比，数字经济同样起着极为重要的作用。

表 5 2012—2021 年各变量对南北经济分化的贡献率(前 4 位)

| 变量     | 2012 年  | 2013 年  | 2014 年  | 2015 年  | 2016 年  | 2017 年  | 2018 年  | 2019 年  | 2020 年  | 2021 年  |
|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 数字经济   | 0.1907  | 0.1853  | 0.1945  | 0.1770  | 0.1718  | 0.2110  | 0.2675  | 0.2668  | 0.1287  | 0.0447  |
|        | 14%[2]  | 13%[3]  | 12%[3]  | 10%[3]  | 9%[3]   | 9%[3]   | 11%[3]  | 11%[4]  | 9%[4]   | 8%[5]   |
| 科技支出占比 | 0.0377  | 0.0286  | 0.0365  | 0.0590  | 0.0518  | 0.0483  | 0.0460  | 0.0472  | 0.0565  | 0.0560  |
|        | 9%[4]   | 9%[4]   | 8%[4]   | 8%[4]   | 8%[4]   | 9%[4]   | 10%[4]  | 11%[3]  | 12%[3]  | 10%[3]  |
| 政府干预   | -0.2841 | -0.3000 | -0.2899 | -0.2664 | -0.2981 | -0.3055 | -0.2778 | -0.2945 | -0.3730 | -0.4140 |
|        | 19%[1]  | 20%[1]  | 19%[1]  | 18%[1]  | 19%[1]  | 19%[1]  | 18%[1]  | 18%[1]  | 20%[1]  | 20%[1]  |
| 城镇化率   | 0.1150  | 0.1214  | 0.1184  | 0.1059  | 0.0960  | 0.0794  | 0.0758  | 0.0741  | 0.0569  | 0.0613  |
|        | 12%[3]  | 14%[2]  | 14%[2]  | 13%[2]  | 13%[2]  | 12%[2]  | 13%[2]  | 13%[2]  | 13%[2]  | 13%[2]  |

注：在优势分析中，被解释变量为 GDP 分化，使用人均 GDP 所得结果类似。每个变量对应的第 1 行是该变量的南北差异对南北经济分化分年度截面线性回归的系数，第 2 行是其在当年对南北经济分化的贡献率，方括号内是贡献率的相对排名。其中，第三产业占比、教育支出占比和金融机构存贷款占比分别排在第 5 位、第 6 位和第 7 位，限于篇幅，未在正文展示，留存备案。

## 五、稳健性检验

### (一) 更换解释变量与被解释变量

借鉴杨刚强等(2023)的做法,以数字金融指数和政府工作报告中提及的与数字经济相关的词语出现频率替代数字经济指数进行稳健性检验,估计结果如表6所示。其中,第(1)列和第(2)列结果显示,数字金融发展不平衡的估计系数分别为0.1995和0.0691。与基准回归估计系数的解释方法类似,其对南北经济分化的解释力度达到了6.54%。<sup>①</sup>虽然数字金融和数字经济指标构造方法不同,其边际效应大小不具有可比性,但两个指标的回归结果都清楚表明数字经济发展对南北经济分化的重要影响。第(3)列和第(4)列则使用政府工作报告中提及的与数字经济相关的词语出现频率替代核心解释变量,回归结果依然至少在5%的水平下显著。

表6 稳健性检验:更换解释变量和被解释变量

| 变量                 | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                    | GDP分化                 | 人均GDP分化               | GDP分化                 | 人均GDP分化               |
| 数字金融发展不平衡          | 0.1995***<br>(0.0321) | 0.0691***<br>(0.0105) |                       |                       |
| 政府工作报告词频差异         |                       |                       | 0.0087***<br>(0.0022) | 0.0015**<br>(0.0007)  |
| 常数项                | 0.0411***<br>(0.0056) | 0.0258***<br>(0.0020) | 0.0621***<br>(0.0055) | 0.0317***<br>(0.0019) |
| 控制变量               | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 样本数                | 2211                  | 2157                  | 1994                  | 1940                  |
| 调整后的R <sup>2</sup> | 0.9907                | 0.9801                | 0.9905                | 0.9798                |

### (二) 剔除沿海省份城市、长江航道沿岸城市和南北交界省份城市

改革开放以来,东南沿海地区经济发展领先全国,对拉动整个南方经济总量超过北方具有重要影响。此外,位于长江航道上的城市也可以凭借其低成本、便利的内河航运连接沿海门户城市。因此,本文剔除沿海省份<sup>②</sup>城市和长江航道沿岸城市<sup>③</sup>样本。同时,作为中国南北的自然地理分界线,秦岭-淮河与行政区划边界并不完全重合,这类南北交界省份<sup>④</sup>被简单地归为南方或者北方纳入回归也可能带来估计偏误,因此本文还进一步剔除南北交界省份城市样本。综合表7第(1)列至第(6)列的结果可以看出,数字经济差距对南北经济分化的作用广泛存在于沿海、沿江和内陆地区,但即使没有优越地理位置的加持,剔除南北交界省份城市可能的干扰样本,结果依然成立。

<sup>①</sup> 计算过程为:  $0.1995 \times 0.1718 / 0.5240 = 6.54\%$ 。其中,0.1995为回归系数,0.1718为数字普惠金融发展差异的标准差,0.5240为南北经济分化的标准差。

<sup>②</sup> 沿海省份包括广东、辽宁、河北、山东、浙江、江苏、福建、广西、海南共9个。

<sup>③</sup> 长江航道沿岸城市包括南通、南京、扬州、铜陵、芜湖、九江、武汉、岳阳、荆州、宜昌、宜宾共11个。

<sup>④</sup> 南北交界省份包括江苏、安徽、河南、陕西、甘肃共5个。

表7 稳健性检验:剔除沿海省份城市、长江航道沿岸城市和南北交界省份城市

| 变量                 | 剔除沿海省份城市              |                       | 剔除长江航道沿岸城市            |                       | 剔除南北交界省份城市            |                       |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                    | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   | (6)                   |
|                    | GDP分化                 | 人均GDP分化               | GDP分化                 | 人均GDP分化               | GDP分化                 | 人均GDP分化               |
| 数字经济发展不平衡          | 0.0579***<br>(0.0123) | 0.0132***<br>(0.0036) | 0.0483***<br>(0.0074) | 0.0119***<br>(0.0024) | 0.0512***<br>(0.0113) | 0.0133***<br>(0.0035) |
| 常数项                | 0.0485***<br>(0.0149) | 0.0170***<br>(0.0038) | 0.0478***<br>(0.0050) | 0.0261***<br>(0.0018) | 0.0075<br>(0.0098)    | 0.0142***<br>(0.0037) |
| 控制变量               | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 样本数                | 781                   | 749                   | 2103                  | 2054                  | 1142                  | 1107                  |
| 调整后的R <sup>2</sup> | 0.9879                | 0.9685                | 0.9907                | 0.9809                | 0.9898                | 0.9770                |

(三)倾向得分匹配的稳健性检验

进一步地,本文采用更多的匹配方式,以排除匹配结果偶然性所造成的影响,所得结果如表8所示。其中,第(1)列和第(2)列为使用卡尺内K近邻匹配“单向奔赴”城市对的回归结果,从GDP分化看,数字经济发展不平衡的估计系数为0.0510,且数字经济发展不平衡对人均GDP分化的估计系数为0.0149,相较于“双向奔赴”的基准回归结果均有所提升,意味着早期经济水平差异确实可能造成对回归结果的高估。第(3)列至第(6)列则为分别使用近邻匹配和马氏匹配所得到的“双向奔赴”样本的回归结果,可以看出与基准回归中使用卡尺内K近邻匹配的回归结果基本一致<sup>①</sup>,回归结果具有稳健性。

表8 稳健性检验:替换城市对匹配方式

| 变量                 | “单向奔赴”城市对<br>(卡尺内K近邻匹配) |                       | “双向奔赴”城市对<br>(近邻匹配)   |                       | “双向奔赴”城市对<br>(马氏匹配)   |                       |
|--------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                    | (1)                     | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   | (6)                   |
|                    | GDP分化                   | 人均GDP分化               | GDP分化                 | 人均GDP分化               | GDP分化                 | 人均GDP分化               |
| 数字经济发展不平衡          | 0.0510***<br>(0.0053)   | 0.0149***<br>(0.0017) | 0.0482***<br>(0.0070) | 0.0119***<br>(0.0024) | 0.0501***<br>(0.0080) | 0.0145***<br>(0.0025) |
| 常数项                | 0.0648***<br>(0.0040)   | 0.0382***<br>(0.0012) | 0.0531***<br>(0.0055) | 0.0311***<br>(0.0023) | 0.0901***<br>(0.0088) | 0.0466***<br>(0.0021) |
| 控制变量               | Yes                     | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 样本数                | 4124                    | 4033                  | 2301                  | 2244                  | 2318                  | 2264                  |
| 调整后的R <sup>2</sup> | 0.9914                  | 0.9837                | 0.9909                | 0.9788                | 0.9373                | 0.9749                |

注:使用近邻匹配和马氏匹配的“单向奔赴”城市对样本,以及将所有控制变量和初始经济条件变量(2010年GDP,以及2003—2010年GDP)增速作为协变量进行匹配后的城市对回归结果均符合预期,限于篇幅,未在表中展示,留存备案。

① 由于限定卡尺范围的近邻匹配更加精确,因此正文主要报告了卡尺内K近邻匹配样本的回归结果。本文也使用相同协变量进行了卡尺匹配、半径匹配和核匹配,回归结果接近,且均在1%的水平下显著。限于篇幅,正文中未展示,留存备案。

## 六、进一步讨论

### (一)机制分析

本文对数字经济如何造成南北经济分化进行分析,其原因主要包括两个方面。一方面,数字经济增长直接创造GDP,主要反映为数字行业中相关企业数量的增加。统计所有数字经济产业创造的GDP,能够准确反映数字经济对GDP增长的直接贡献。但是,考虑到数字经济的统计分类标准于2021年公布,且仅统计全国层面的数据并不适用于此处研究,因此综合考虑数据的代表性与可获得性,本文选择AI企业数量作为代理指标,探究数字经济对经济发展的直接影响。另一方面,数字经济间接赋能其他产业,主要表现为该地区行业总体生产效率的提高。主流研究通常使用全要素生产率(TFP)衡量生产效率,因此本文利用DEA-Malmquist指数法估算地级市TFP。其中,产出指标 $Y_{it}$ 为实际GDP,投入指标 $K_{it}$ 为地级市资本存量,参照张军等(2004)的研究采取永续盘存法计算得到;劳动力投入用 $L_{it}$ 表示,用当年劳动人口数衡量。所得回归结果见表9。

表9 机制检验:数字产业化与产业数字化

| 变量                 | 直接作用                  | 间接赋能                  | 全要素生产率的分解          |                        |                       |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|------------------------|-----------------------|
|                    | (1)                   | (2)                   | (3)                | (4)                    | (5)                   |
|                    | AI企业数量                | 全要素生产率(TFP)           | 纯技术效率(TE)          | 技术进步效率(TEC)            | 规模效率(SE)              |
| 数字经济发展不平衡          | 0.0435***<br>(0.0105) | 0.0425***<br>(0.0086) | 0.0004<br>(0.0009) | -0.0010***<br>(0.0004) | 0.0445***<br>(0.0082) |
| 控制变量               | Yes                   | Yes                   | Yes                | Yes                    | Yes                   |
| 样本数                | 2204                  | 1401                  | 970                | 1064                   | 1409                  |
| 调整后的R <sup>2</sup> | 0.9706                | 0.9675                | 0.9177             | 0.9647                 | 0.9721                |

注:纯技术效率变化表现为生产前沿面移动,主要受技术的影响;技术进步效率(技术使用效率)变化表现为投入和产出向生产前沿面移动,主要受生产组织形式、管理水平和激励机制的影响;规模效率变化表现为规模报酬的增加或减少。

表9第(1)列代表数字经济发展不平衡对南北经济分化的直接影响,在1%的置信水平下显著为正。这意味着,数字经济的不平衡发展导致以AI企业为代表的数字企业更多出现在南方,这些企业创造的GDP直接加剧了南北经济的分化。第(2)列结果则说明,发达的数字经济能够更好地赋能其他行业,促进地区全要素生产率的提高,间接影响南北经济分化。第(3)列至第(5)列对全要素生产率进行分解,将其分为纯技术效率、技术进步效率和规模效率三部分,进一步探究数字经济如何影响全要素生产率。其中,纯技术效率的回归结果不显著,技术进步效率的回归结果负向显著,规模效率的回归结果正向显著。以上结果说明,数字经济发展不平衡会缩小南北之间技术进步效率的差异,这可能是由于数字技术的普及和扩散使得传统技术被淘汰,在一定程度上缓解了南北的技术差异。而数字经济发展不平衡对纯技术效率分化的影响不显著,即数字经济发展不平衡并不会导致地区纯技术效率(生产前沿面移动)的分化。数字经济发展不平衡对规模效率的回归系数为正,表明数字经济发展不平衡主要通过影响规模效率分化造成南北经济分化

加剧。

(二)分位数回归

为捕捉数字经济发展不平衡对经济分化的非线性影响,本文进一步对10%~90% 5个分位数(QR10、QR30、QR50、QR70、QR90)进行回归,结果如表10所示。随着分位数的上升,数字经济发展差异对南北经济分化的影响呈减弱的趋势,其中位于70%分位数时,数字经济的影响仅为30%分位数的一半左右。这说明数字经济对“南弱北强”的城市对比那些“南强北弱”的城市对具有更大的影响。这一结论意味着数字经济对南北分化的影响不会无限扩大,对于南方一个已经相对发达的城市而言,数字经济拉大南北经济差距的作用较弱;而对于南北经济差距不大的地区而言,北方城市大力发展数字经济则能够有效地对南方城市进行追赶。这一结论具有重要的政策含义,如果北方中等及以下规模的城市能够充分利用数字经济发展带来的数字红利,将更加显著地缓解南北经济分化问题。

表 10 分位数回归:数字经济发展不平衡与南北经济分化

| 变量        | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   |
|-----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|           | QR10                  | QR30                  | QR50                  | QR70                  | QR90                  |
| 数字经济发展不平衡 | 0.2655***<br>(0.0013) | 0.2147***<br>(0.0006) | 0.1648***<br>(0.0082) | 0.1170***<br>(0.0013) | 0.0320***<br>(0.0034) |
| 控制变量      | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 样本数       | 2457                  | 2457                  | 2457                  | 2457                  | 2457                  |

七、研究结论

南北经济分化是中国经济地理格局的新情况,结合近年来新旧动能转换、数字经济快速发展的背景,本文研究发现数字经济高速发展与南北经济分化在时间上具有一致性,并尝试从数字经济角度重新解释中国南北经济分化的成因。

就南北经济分化而言,自2012年起中国的经济重心开始向南移动。本文通过PSM方法将南北城市进行配对处理,发现即使在早期经济水平相当的城市中,经过10年的发展,有近90%的南方城市经济发展水平优于对应的北方城市。与此同时,在数字经济飞速发展时期,其增长率约为GDP实际增长率的近2倍,已经成为中国经济增长的新动力。2011—2021年,南方数字经济发展水平优于北方,且差距呈现扩大趋势。数字经济的飞速发展,以及同期南北之间差距的扩大,可以在一定程度上解释中国南北经济的分化。

为直接识别出数字经济发展不平衡对南北经济分化的影响,本文采用南方和北方地级市两两配对做比的方法构造样本,具体实证结果如下。一是南北数字经济的不平衡发展显著推动了南北经济的分化,大约能解释南北经济分化变动的7.48%。这一结论即使通过剔除沿海省份城市、长江航道沿岸城市、南北交界省份城市等一系列稳健性检验后依然成立。二是采用优势分析方法分析各变量的相对重要性,结果表明,在产业结构、教育科技等诸多因素中,数字经济的影响基本稳定在第3位,仅次于政府干预和城镇化率的影响效果。三是机制分析表明,一方面,以AI企业为代表

的数字企业可以直接拉动经济发展;另一方面,数字技术也可以为传统行业赋能,间接促进经济发展。四是通过分位数回归分析发现,北方数字经济发展提速可以明显促进南北经济平衡发展,而南方数字经济的增长对南北经济分化的影响则不明显。这意味着解决南北经济分化问题的关键在于北方把握数字经济机遇,加快数字经济发展。

在新一轮科技革命和技术变革深入发展的大背景下,数字经济已经成为衡量国家综合实力的重要指标。南北协同发展是建设全国统一大市场、构建新发展格局的需要,而南北数字经济协同发展则是实现南北经济协调发展的重要工具。在此过程中,南方和北方要深化分工协作,充分发挥数字技术的引领带动作用,推动建立统一的技术和数据市场,同时政府应加强对北方部分地区的数字基础设施进行部署,有效解决北方经济失速问题,缓解南北经济分化。

参考文献:

1. 柏培文、张云:《数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益》,《经济研究》2021年第5期。
2. 邓忠奇、高廷帆、朱峰:《地区差距与供给侧结构性改革——“三期叠加”下的内生增长》,《经济研究》2020年第10期。
3. 丁从明、黄文静:《城市规模分布与南北经济分化》,《财贸经济》2023年第9期。
4. 丁从明、王聪、陈昊:《优化城市营商环境促进南北经济均衡发展——限制经济秩序向开放经济秩序的演进》,《数量经济技术经济研究》2024年第1期。
5. 丁任重、王河欢:《城市群经济差异、产业结构与南北经济分化》,《财贸经济》2022年第12期。
6. 方福前、田鸽、张勋:《数字基础设施与代际收入向上流动性——基于“宽带中国”战略的准自然实验》,《经济研究》2023年第5期。
7. 郭峰、熊云军、石庆玲、王靖一:《数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据》,《管理世界》2023年第4期。
8. 侯永志、何建武、贾坤:《缩小中国南北差距须加速改革开放创新》,《中国经济报告》2021年第3期。
9. 兰宇、张鹏:《“脱贫不脱政策”何以防止脱贫农户返贫》,《中国农村经济》2024年第5期。
10. 刘蓝予、周黎安、吴琦:《传统商业文化的长期经济影响——基于明清商帮的实证研究》,《管理世界》2021年第11期。
11. 卢洪友、杜亦谏:《中国财政再分配与减贫效应的数量测度》,《经济研究》2019年第2期。
12. 陆铭、李鹏飞、钟辉勇:《发展与平衡的新时代——新中国70年的空间政治经济学》,《管理世界》2019年第10期。
13. 盛来运、郑鑫、周平、李拓:《我国经济发展南北差距扩大的原因分析》,《管理世界》2018年第9期。
14. 万海远、陈基平、王盈斐:《中国南北工资差距的新变化及市场化成因》,《中国人口科学》2021年第4期。
15. 魏后凯:《外商直接投资对中国区域经济增长的影响》,《经济研究》2002年第4期。
16. 吴殿廷:《试论中国经济增长的南北差异》,《地理研究》2001年第2期。
17. 许宪春、张美慧:《中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角》,《中国工业经济》2020年第5期。
18. 杨刚强、王海森、范恒山、岳子洋:《数字经济的碳减排效应:理论分析与经验证据》,《中国工业经济》2023年第5期。
19. 张建武、高聪、赵菁:《中国人口、经济、产业重心空间分布演变轨迹——基于1978~2019年省级数据的分析》,《中国人口科学》2021年第1期。
20. 张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》2004年第10期。
21. 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》2019年第8期。
22. 赵宸宇、王文春、李雪松:《数字化转型如何影响企业全要素生产率》,《财贸经济》2021年第7期。
23. 赵涛、张智、梁上坤:《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》2020年第10期。
24. 中国信息通信研究院:《中国数字经济发展白皮书》,2021。
25. 中国信息通信研究院:《全球数字经济白皮书(2022年)》,2022。
26. 周民良:《经济重心、区域差距与协调发展》,《中国社会科学》2000年第2期。
27. Tonidandel, S., & LeBreton, J. M., Relative Importance Analysis: A Useful Supplement to Regression Analysis. *Journal of Business and Psychology*, Vol. 26, No. 1, 2011, pp.1-9.

## Unbalanced Development of the Digital Economy and the North-South Economic Divergence

DING Congming, CHEN Zhiyuan (Chongqing University, 400044)

LI Yangyang (Chongqing Jiangbei District Finance Bureau, 400025)

LIANG Zhenqiao (Chongqing Technology and Business University, 400067)

**Summary:** The North-South regional disparity caused by the imbalanced digital economy is an emerging issue in regional economic development in China. Against the backdrop of a shift from traditional to new economic drivers, the fast-growing digital economy has become a new engine of China's economic growth. However, the failure in some regions to fully and promptly capitalize on the benefits brought by the digital economy has exacerbated the decline of traditional industries, increasing downward economic pressure. Although new economic drivers are growing rapidly, regional economic trends show a divergent pattern. This paper finds that the rapid development of the digital economy coincides temporally with the widening North-South economic disparity and attempts to identify the causes from the perspective of the digital economy.

The study's findings indicate that the uneven digital economy significantly contributes to the widening North-South economic gap, accounting for approximately 7.48% of the variation. This conclusion remains robust even after controlling for specific regions. Further analysis shows that among various factors like industrial structure, technology, and education, the digital economy ranks third in impact, following government policies and urbanization. The rise of digital enterprises has directly stimulated local economies, while the effective use of digital technologies has empowered traditional industries, indirectly promoting growth. The North-South disparity in digital resources has widened the economic divide. More importantly, the fast-growing digital economy in the North has a more obvious effect on development, while the digital economy in the South has a less noticeable impact.

This paper offers a new interpretation of the North-South economic divergence from the perspective of the uneven digital economy. Its policy recommendations are as follows. The key to narrowing the North-South economic divide is accelerating the Northern economy. Northern regions that have experienced economic stagnation need to seize the opportunities presented by the digital economy. Meanwhile, the government can also narrow the digital divide through the strategic spatial allocation of digital infrastructure, which is crucial for promoting coordinated development between North and South in the new era.

**Keywords:** Digital Economy, North-South Economic Divide, Shift of Growth Drivers

**JEL:** E10, O47, P41

责任编辑:非 同