

【综合研究】

中国传统动能衰减与数字经济异质性研究

顾伟忠 唐升 刘建华

【摘要】基于我国经济增长新旧动能转型的视角,分别建立了TVP-VAR模型、PSTR模型考察传统动能的动态增长效应以及数字新动能的区域异质性特征。研究发现,传统基建对实际产出的拉动效果逐年衰减,而数字新动能在高质量发展中发挥着积极作用,表现出高速的增长态势与极强的经济韧性。但是,我国数字经济发展存在着不平衡、不充分的区域异质特征,因而只有通过不断完善各地区现有的数字经济发展模式,才能加速形成良性的规模增长效应。

【关键词】新旧动能转型;数字经济;动态增长效应;区域异质性

【作者简介】顾伟忠(1978-),江苏武进人,吉林大学商学院博士研究生,研究方向:数量经济学;唐升(通讯作者)(1985-),安徽芜湖人,宁波大学商学院讲师,博士,研究方向:金融安全;刘建华(1980-),江西玉山人,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所博士后,研究方向:应用经济学。

【原文出处】《科学决策》(京),2021.5.21~43

1. 引言

我国的经济运行模式已由粗放式的高速增长向高质量发展转型,在这一重要时期,驱动经济增长的核心动能转换成了至关重要的问题。根据国家统计局的数据,2008至2018年,我国广义货币供应量M2从47.5万亿元增加到182.7万亿元,增长3.8倍;同样地,全社会固定资产投资从17.3万亿元增加到64.6万亿元,增长3.7倍,二者均表现出明显的大幅上升趋势。但在此同时,国内生产总值仅仅从31.9万亿元增加到90万亿元,增长约为投资增速的二分之一,特别是反映技术进步、效率提升的全要素生产率增速,甚至由年均4.4%下降到2.1%左右。这些数字的背后反映出一个共性事实,即我国国内的资金供给与投资额逐年扩大,但资本运作的收益微薄,生产效率低迷。由此看来,高消耗、高投入、低效率、低品质的发展模式已经难以为继,势必要通过新技术的引进创造全新的生产模式,据此形成经济增长的全新动能。

数字经济方兴未艾,逐渐成长为推动我国经济社会繁荣的关键依托。数字经济以信息数字资源作

为生产要素,以信息网络为载体,融合高新网络技术与传统经济生产模式构成的新经济形态。其自诞生以来,表现出了两个显著的优势。一是增长速度迅速,我国近五年来的数字同比增速位居全球第一,增幅在15%左右,远超6%的GDP增速(如图1所示)。这充分昭示了数字经济对GDP增长的拉动力日益增强,已然成为国家经济发展的关键动能。二是极强的经济韧性,2020年新冠疫情对经济社会产生了剧烈的冲击,数字经济虽在一季度有所回落,但在第二季度伊始,数字经济出现了明显的加速,环比增长达到10.6%,并在整个年度保持着高速增长态势。这也印证了数字经济具备一定的抗逆能力,在受到不确定性冲击后能够较快恢复原有趋势。由此看来,数字经济与新型数字基础设施建设的发展将为我国经济的持续稳健增长带来新的契机。

从经济表象看,我国已出现明显的传统动能效率衰退和以数字经济为首的新兴经济蓬勃发展的新态势,但事实是否如此还需要进行深入的实证检验。这就意味着我们需要深入时间维度考察传统动能出现问题的关键位置,据此为数字经济的良性发

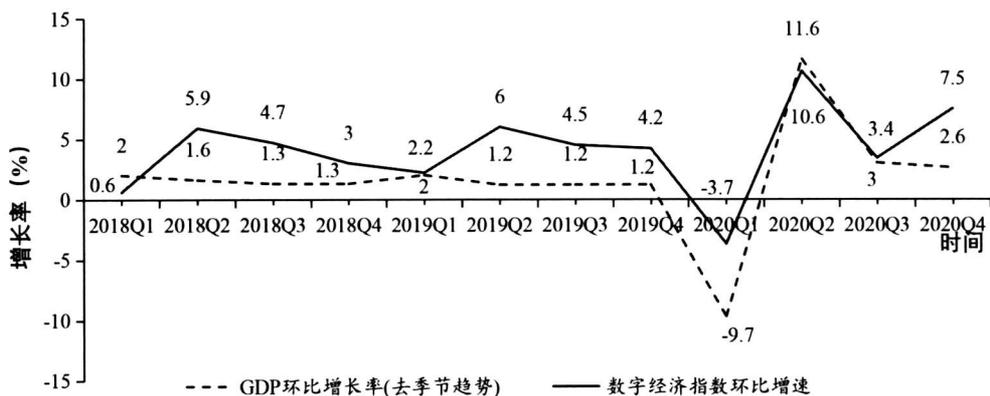


图1 中国数字经济增速趋势

展提供事实参考。同时,我们还应对我国现有的数字经济运行进行理性评估,深入域观视角剖析数字增长现况。鉴于此,本文将基于上述两大问题进行深入探讨:一是基于时间序列数据构建传统基础设施对产出、物价冲击效果的TVP-VAR模型,以期厘清传统动能的动态效应改变特征;二是基于省级面板数据考察数字新基建的门槛效应与瓶颈效应,同时对照各个区域的表现,总结出数字经济的区域异质规律。本文的结构安排如下:第二部分是文献述评,第三部分是传统动能动态效应的实证测度,第四部分是数字新动能的区域异质性检验,第五部分是结论与建议。

2. 经济增长的新旧动能驱动效应研究综述

经济增长理论主要研究在长期的经济运行过程中不同的要素投入如何实现稳态的均衡,早在18世纪60年代便在欧洲发达国家盛起。该理论的核心议题便是对核心驱动要素的配置与转换,大致可归为投资驱动型、劳动驱动型、终端产品消费驱动型和创新驱动型四类。创新驱动不仅能够促进技术革新,还能帮助产业结构优化升级,突破边际报酬递减,是激活经济高质量发展的第一动力。现今,传统动能面临着严重的发展瓶颈,而数字新动能随着第四次科技革命逐渐兴起,经济增长驱动效应日益凸显。下面,本文将以史为线,对传统动能与数字新动能的增长驱动效应研究进行回顾与述评。

2.1 经济增长与传统动能的文献述评

吴楠和郑翠菊(2019)^[1]认为传统动能以人力资源与自然资源等传统生产要素为主,其中企业发展更

多的靠要素投入,固定资产的比重较大,人力资源投入更多的是人数的增加而非劳动力能力的提升。传统动能驱动的经济增长模式主要经历了三次变革与发展。

刘伟和范欣(2019)^[2]认为伴随着第一次科技革命的产生,英国等欧洲国家经济快速增长,经济增长理论在欧洲发达国家也应运而生,关于经济增长理论的系统研究最早可追溯到古典经济增长理论,是基于批判重商主义从流通领域转向生产领域的理论研究,其贡献在于认识到技术进步对经济增长具有积极意义,代表人物主要有斯密、马尔萨斯、李嘉图等。斯密作为经济增长理论的代表人物,较为系统、明确地提出了资本积累理论和劳动分工理论,从社会分工角度论证了科学技术对经济增长的推动作用;马尔萨斯重点关注人口因素对经济增长的作用效果,提出人口理论,客观强调人口与生活资料之间存在不平衡;李嘉图则认为劳动力、资本和土地等资源的分配问题是影响产出的重要因素,由于没有认识到技术进步的作用,经济增长只能局限于依赖劳动力、资本和土地等要素的投入及比例调整,这种经济增长方式不具有可持续性。

同期,马克思基于劳动价值论和剩余价值理论,建立了一个科学严密的社会总资本再生产和流通理论体系,与古典经济增长理论相比,马克思将经济增长问题数理化,构建了经济增长理论史上第一个能够实现动态化、长期化分析的两部类增长模型,并同时兼顾了总量与结构、供给与需求等方面的问题。通过研究发现资本的有机构成及分配比例是影响总

体经济增长的关键因素,资本、劳动、科学技术和制度在经济增长中发挥着重要作用,但资本主义经济增长并不具备可持续性,其生产方式无法满足生产力发展需要,社会变革和制度变迁则是实现经济持续增长平衡增长的关键因素。

十九世纪末,资本主义国家出现了第二次科技革命,电力、金属、化学领域成为主战场,这个时期推行经济自由主义,重视资本积累,以斯密为代表的古典经济学家从资本积累、劳动分工、人口数量等角度探讨产出的影响因素,马歇尔作为新古典经济学家的代表,则从生产技术、创新等视角出发,采用边际分析方法研究经济增长的影响因素。由于战争等因素导致制度框架破裂,不少经济学家关注重点在公共政策的影响上,而马歇尔的关注的焦点仍在经济增长方面,认为国家的实际总收入取决于生产技术水平、工人的平均效率、公共安全状况和自然资源丰裕度等,由此可见,马歇尔仍是从整体视角分析经济增长,而同时期的许多经济学家已经开始转向研究人口和技术等影响经济增长的关键因素及其动力学分析。尽管在此时期经济学家的研究视角有所差异,但其实质都是在探讨经济增长的根本动力,这些研究也为现代经济增长理论提供了重要源泉。

第二次世界大战后,世界经济形势发生改变,经济学的研究中心也从英国转到美国,伴随着科技革命的产生、新经济危机的出现等,新经济增长现象也不断涌现,经济增长分析重新成为研究热点,学者们在传统增长理论的基础上开始了多元化视角的研究。

新古典增长理论以索洛代表,他认为科技创新和技术进步能够通过提升生产效率来实现对经济增长的促进作用。因为Harrod-Domar模型过于强调资本积累在经济增长中的重要性,与现实存在较大差异,因此索洛和斯旺在该模型基础上突破了不存在技术进步的假设,在生产函数中引入技术变量,并假定技术是一种外在变量,从而提出了Solow-Swan增长模型,据此阐明了经济增长不仅在于资本、人力等因素的作用,还包括技术创新的作用。

传统动能驱动经济增长的问题在我国学术界也得到了广泛讨论。朱子云(2019)^[9]采用内生经济增长模型研究我国高新区产业在知识生产过程中的经济

增长路径,通过实证研究发现我国高新区产业的知識生产规模显著递增,并对应持续加速型的经济增长路径,具有较大的发展潜力。许宪春等(2020)^[4]运用多元回归模型实证分析表明,产业结构升级和提高生产效率均是提高经济增长质量的正向影响路径。李长英等(2021)^[5]基于新熊彼特增长理论从经济增长动力、增长结构和发展质量三个方面提出了中国未来经济的发展方向,具体包括经济增长的动力由要素和投资驱动转向由创新驱动;李兰冰和刘秉镰(2015)^[6]认为经济增长结构从以工业为主转向以服务业为主,以低端产业为主导转向以高附加值产业主导;李晓华(2019)^[7];邱晓华等(2016)^[8]认为经济发展关注重点从经济增速转到经济效益质量,实现经济社会平等包容式的协调发展。

在经济新常态下谋求经济可持续高质量发展必然要求经济增长方式转变,其本质就是转变经济增长的动力机制,通过科技进步、管理创新和劳动素质提高等推动经济增长,提高全要素生产率对经济增长的贡献,从而经济增长保持增速^[9]。

2.2 经济增长与数字新动能的文献述评

经济保持长期较高的增长速度离不开创新驱动,创新驱动不仅能够促进技术革新,生成新的生产要素,降低资源与环境成本,帮助产业结构优化升级。科技创新是新时代催生新发展动能的关键,新动能依赖于创新驱动,通过科学技术的创新来实现经济增长。科技创新能力和新型数字基础设施建设能力是经济增长新动能的重要抓手。通过数据要素的加入,提升全要素生产率,实现经济发展方式的转变;通过数字经济下需求侧的及时反馈与快速响应和供给侧的快速反应与柔性制造,实现经济结构调整;林致远和黄安杰(2020)^[10]认为改变原有单一技术加持的作用力,通过一系列技术融合实现复杂、集成、高层次的创新驱动,为经济增长提供新动能,实现经济高质量发展,寻找经济增长新路径。

新古典经济增长模型最初由索洛(1956)^[11]提出,其对Harrod-Domar模型的生产函数进行了修正,首次将技术进步因素引入生产函数中。其虽能较好地反映经济增长,但却不能在资本和劳动等投入中区分数字技术资本和劳动,因此学者们开始使用柯布一道

格拉斯等生产函数形式识别数字技术对于政府部门和私有部门等带来的产出提升,证明数字技术对经济有正向影响。为进一步解释经济的长期增长现象,AK类型的增长模型应运而生,其作为经济增长率内生化的主要模型,强调资本边际生产率非递减,即资本的规模报酬非递减,随着数字经济的发展,学者将目光投向数字经济下消费者剩余的衡量。人们利用包括马歇尔剩余、希克斯需求曲线、“非参数”估计和基于指数理论估值4种方式,衡量了数字技术带来的消费者剩余;利用亚马逊网站书籍销售数据建模推导书籍销售额、需求弹性等,从而求得在线销售书籍种类提升所产生的消费者剩余,发现数字经济贡献存在低估。舒元和徐现祥(2002)^[12]认为AK类型增长模型是第一代内生经济增长模型,但它并没有解释作为经济增长引擎—技术的生产,在很大程度上,或是忽略了技术进步或是在某种意义上把技术进步视为了外生。荆文君和孙宝文(2019)^[13]也认为正是对这种处理方式的不满,人们把研究的重心转移到研究企业有意进行的R & D活动。在这类经济增长模型中,企业从事R & D活动,推动了数字经济技术进步,从而企业有意进行的R & D活动成为数字经济技术进步、经济增长的源泉。学者还将目光投向企业层面数据证明了数字技术对企业市值、企业利润、绩效表现等具有积极作用。徐翔和赵墨非(2020)^[14]使用广义Cobb-Douglas生产函数作为企业创新绩效研究的基本方程的同时,将R & D的累计投入代理企业知识资本,企业通过产品与技术革新等创新活动,提高了企业的产出水平。

柳卸林等(2017)^[15]提出以创新为核心是转变新旧动能,培育经济高质量发展的绿色动力。此外,在供给侧结构性改革中科技创新对我国产业结构调整表现出强大的驱动力量,其促进产业转型与结构升级的动态演变机理主要包括两个方面,一是通过突破性创新甚至颠覆性创新催生出新的产品和服务,二是通过渐进型创新掌握核心技术研发等高附加值环节实现新旧动能转换。郭晗和廉玉研(2020)^[16]通过从宏观、中观和微观三个层面分析数字技术对经济增长的作用机制,认为数字经济已成为我国发展中最为重要的新动能。郑江淮等(2018)^[17]认为大数

据技术给经济增长带来了信息化与工业化的融合、产业融合和技术创新三大变革,增强了科技创新与产业集合对经济增长的推动作用。由此可见,历次重大技术变革不断引发经济增长动力升级,新一轮科技革命已经拉开帷幕,数字技术将成为新的动力来源,是研究经济增长动力的重要内容。综合上述分析可以发现,科技创新能力有助于促进技术革新,而当前数字经济时代下,技术融合所引发的增长范式、生产方式、产业组织形式等都会产生系统性经济社会变革,具有高度融合性和渗透性,在改造升级传统制造行业的同时催生出新业态与新动能。科技创新在供给侧促进着生产效率的提高,科技创新在需求侧满足着极致消费体验,成为经济转型发展的强大推动力量。

与此同时,新型数字基础设施建设是数字经济下经济增长新旧动能转换的催化剂和助燃剂,是推动经济社会数字化变革的重要前提。新型数字基础设施是新技术基础设施、算力基础设施和泛在基础设施的有效统一,不仅是科技创新能力的具体落地,更是重要的数据传输通道,更是实现数字经济下新旧动能转化的有效载体。

回溯历史发展进程可以发现,社会经济的发展取决于生产力的进步,生产力的进步又在很大程度上依赖于生产工具的改进,而生产工具的改进往往来自科学技术的突破。换言之,科学技术在某种程度上就是生产力。新一轮科技革命必将带来新一轮产业变革,数字经济是新一轮科技革命的必然产物,数字经济将基于多重技术的交叉融合,提升经济发展效率,改变现有经济增长方式,促进产业的升级与融合,进而推动我国经济增长的路径转型,实现高质量发展。

3. 中国经济增长传统动能的动态效应测度

通过事实梳理与文献回顾不难发现,传统的经济增长模式屡陷瓶颈,这使得我们不得不怀疑传统动能能否驱动经济向高质量发展的目标稳步迈进。因此,我们有必要从时间推演的视角系统地剖解传统动能的动态效应。下面,本文将基于时变维度建立一组TVP-VAR模型,以期厘清传统动能对经济增长、通货膨胀的驱动机制,最终明晰传统动能的衰退

路径与成因。

3.1 TVP-VAR 模型构建及说明

本文选取了我国实际 GDP 同比增长率、交通运输仓储和邮政业基础设施投资同比增长率、电力热力燃气和水的生产和供应业基础设施投资同比增长率以及水利环境和公共设施管理业基础设施投资同比增长率作为主要的观测变量。考虑到传统基础设施投资统计截至 2017 年末,故样本期设定为 2004 年 1 月~2017 年 12 月。其中 GDP 数据处理过程如下:令 2003 年为基期,使用 2004 年起的实际 GDP 累计同比增速和基期数据滚动获取各年实际 GDP 累计值,随后利用差分获取各期 GDP 实际值,进而计算出实际 GDP 同比增长率^①。

在获得研究数据以后,本文将构建 TVP-VAR 模型揭示传统基础设施投资对经济增长和通货膨胀影响的时变特征。在构建具有时变特征的 TVP-VAR 模型前,我们需要先构建一个基本的 VAR 模型:

$$A y_t = F_1 y_{t-1} + \dots + F_s y_{t-s} + \mu_t, t = s+1, \dots, n \quad (1)$$

式(1)中, y_t 代表着 $k \times 1$ 维因变量,在此为实际产出同比增速和通货膨胀率, A 是 $k \times k$ 维联立系数, $F_1 \dots F_s$ 是 $k \times k$ 维的因变量自身滞后系数,随机干扰项 μ_t 是 $k \times 1$ 维的结构冲击,令 $\mu_t \sim N(0, \Sigma)$, 则有:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_k \end{bmatrix} \quad (2)$$

随后,为了考察各项传统基础设施投资对实际产出和通货膨胀的结构影响,我们设置整个矩阵 A 服从递归识别,其形式如下:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & \dots & a_{k, k-1} & 1 \end{bmatrix} \quad (3)$$

于是,结合式(2)和式(3)的形式,式(1)可改写为:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \sum \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (4)$$

其中, $B_i = A^{-1} F_i, i = 1, \dots, s$ 。把 B 中每行元素进行拉直,写成 $k^2 s \times 1$ 维向量 β , 并令 $X_t = I_s \otimes (y_{t-1}, K, y_{t-s})$, 这里 \otimes 代表克罗内克乘积,据此式(1)可进一步简化为:

$$y_t = X_t \beta + A^{-1} \sum \varepsilon_t \quad (5)$$

紧接着,我们将时变系数赋予到式(5)中,进而把

经典的 S-VAR 模型扩充为 TVP-VAR 模型,可得到:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum \varepsilon_t, \varepsilon_t = s+1, \dots, n \quad (6)$$

其中,令 β_t, A_t 和 \sum_t 服从时变过程。参照 Primiceri(2005)^[19] 和 Nakajima et al.(2011)^[20], 把 A_t 中非 0 和 1 的元素拉直成列向量,即令 $a_t = (a_{t21}, a_{t31}, a_{t32}, a_{t41}, \dots, a_{t, k-1})$ 。令 $h_t = (h_{t1}, \dots, h_{tk})$, 其中 $h_{ti} = \log \sigma_{it}^2, i = 1, \dots, k, t = s+1, \dots, n$ 。用随机游走过程刻画式(6)中的参数变动,于是有式(7):

$$\begin{bmatrix} \beta_{t+1} \\ a_{t+1} \\ h_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_t \\ a_t \\ h_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_{\beta t} \\ \mu_{a t} \\ \mu_{h t} \end{bmatrix} \sim N \left(0, \begin{bmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{bmatrix} \right), \quad (7)$$

其中,系数服从 $\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta 0}, \Sigma_{\beta 0}), a_{s+1} \sim N(\mu_{a 0}, \Sigma_{a 0}), h_{s+1} \sim N(\mu_{h 0}, \Sigma_{h 0})$ 。本文令蒙特卡洛模拟始于 -1000 次,将正式迭代次数设定为 10000,这是为了避免不稳定样本的干扰。整个估计过程的程序代码由 MATLAB R2011a 版本编写。

除此之外,为使模型设定更贴合经济现实,本文在构建了经典的 TVP-VAR 模型后,利用 TVP-VAR 模型的灵活性,向其引入随机波动 SV,据此令截距项服从时变规律。总的来看,本文的模型设置具有四个显著的优势。第一,本文旨在研究传统动能对我国实际产出增速和通货膨胀的冲击反应,同时,考虑到传统基础设施建设是早期我国 GDP 增长率的主要贡献者,而 GDP 增长率并不是基础设施建设的逻辑原因,因此将 A_t 设定为下三角阵的形式。这不仅满足递归识别要求,同时经济意义较为明确,又能减少待估计参量个数。第二,在具体的时变特征选择上,我们采用的是随机游走进行刻画。这样设置的原因在于,模型中的待估计参数较多,出于识别考虑,随机游走相较于带有漂移的随机游走可以减少待估计参数,同时用于刻画增速变化也比较合理;此外,相比于 AR(p) 过程,随机游走更易于刻画波动较大的数据,而不会出现违连续性,考虑到三类传统基础设施增长率的波动较大,因此采用这种方式刻画。第三,我们令 Σ_a 和 Σ_h 均为对角阵。这部分则是参照了以往 Baumeister et al.(2008)^[21] 等人的经典研究的设定,研究结果显示: Σ_h 形式的选择不太会影响

TVP-VAR模型的估计结果,这个设定更易于简化估计。第四,为理清三种传统基础设施投资对经济增长和通货膨胀的影响,本文分别构建了两个TVP-VAR模型,第一个模型包含实际产出同比增速和三种传统基础设施同比增速,第二个TVP-VAR模型包含通货膨胀率和三种传统基础设施同比增速。

3.2 传统动能动态效应的实证测度

(1)传统动能对经济增长的冲击反应测度

根据AIC准则和SC准则,将TVP-VAR模型的最优滞后阶数设定为2,整个模拟的状况由表1给定。

观察表1不难发现,经济增长TVP-VR模型的参数估计结果显示,除 sh_2 外,其余参数的无效率因子Inef.均在50以内,表明模型估计是有效的。随后,本文将进一步使用时变脉冲响应函数来刻画样本期间内交通运输仓储和邮政业基础设施投资同比增长率、电力热力燃气和水的生产和供应业基础设施投资同比增长率以及水利环境和公共设施管理业基础设施投资同比增长率的变化对实际产出增速的时变影响。在此,本文选取2005年3季度,2010年3季度和2015年3季度作为代表性时点,验证三种传统基础设施投资对实际产出增速的结构性影响。选择这三个时点的主要原因在于,2005年3季度是我国典

型的固定资产投资加速期、2010年3季度是四万亿投资计划出现的时点、2015年3季度是新常态时期,代表传统基础设施效率下降时点,据此我们可以通过对比不同时期传统基础设施对经济增长拉动效果的变化来客观反映传统基础设施效率的变化,从而也就能更清晰地知道推进传统经济运行模式转型的必要性。

图2分别刻画了三种传统基础设施投资对我国实际GDP同比增速的拉动效应,在此为了便于对比,本节引入的均是一标准差正向冲击。首先,就交通运输、仓储和邮政业基础设施对实际产出的影响来看,当此类基础设施建设增速出现一标准差的正向冲击后,实际GDP同比增速均会产生正向反馈,这意味着此类传统基础设施项目一直是拉动GDP增长的重要贡献者。而从冲击反应的力度来看,2005年3季度时,此类基础设施对GDP的拉动效应最大,最高强度在1个基点,在4万亿投资计划时期,此类投资的作用力度已经明显减弱,最大力度已经下降到0.6个基点,而在进入新常态后,交通运输、仓储和邮政业基建对GDP的拉动效应出现断崖式下跌,其在现阶段的最强影响力度仅为0.2个基点左右,这意味着目前同等幅度的基础设施投资增长对经济增长的拉动效率已经降至2005年的20%。产生这一现象的主

表1 传统动能与经济增长的TVP-VAR模型参数估计结果

变量	均值	标准差	95%置信下限	95%置信上限	Geweke	Inef.
sb ₁	1.6540	0.6574	0.6858	3.2275	0.551	27.84
sb ₂	0.5126	0.1634	0.2626	0.9006	0.498	16.60
sa ₁	0.0639	0.0344	0.0300	0.1413	0.412	28.54
sa ₂	0.0592	0.0230	0.0306	0.1180	0.324	20.70
sh ₁	0.0703	0.0352	0.0326	0.1599	0.144	45.52
sh ₂	0.1578	0.1101	0.0390	0.4496	0.523	78.96

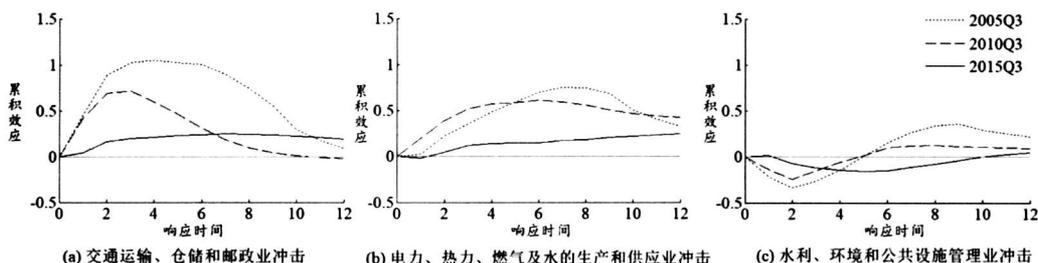


图2 三种典型传统基础设施投资对实际产出的拉动效应

要原因在于,早期中国的基础设施建设仍处于起步阶段,此时交通运输仓储和邮政业的基础设施还相对匮乏,这类基础设施投放具有很强的正外部性,能够促进区域互联互通,并带动贸易和消费,因此效率较高。而在2010年,该段时期正处于我国全面建设动车组、城际列车和高铁线路的关键期,尽管它较第一轮交通基础设施建设的效率有所下降,但是高铁线路的普及和覆盖在极大程度上提高了运输效率,这也使得该时期此类基础设施投资产生了较好的收益,有效提振了经济活力,而在现阶段,情况则完全不同,我国首轮和第二轮交通运输仓储邮政业的基础设施建设已基本完成,目前如果再进行此类投资基本都是重置投资或者补充,已经不具有首轮投资的效益,因此表现出了极强的效率下降现象。

再来看电力、热力、燃气和水的生产和供应业基础设施对实际GDP的影响,当给以该类基础设施投资增速一个标准差的正向冲击后,其在2005和2010年的冲击效应十分显著,对实际产出增速的最大拉动力度分别在0.7和0.5个基点,两个时期下的作用机理相同,作用力度相仿,说明在我国固定资产投资加速期和4万亿投资计划期,电力、热力、燃气和水的生产和供应业基础设施投资一直能够对GDP增长做出稳定贡献。这主要是因为2005-2010年间,我国电力燃气等改革一直处于不断深化的过程当中,无论是效率方面还是普惠性方面都得到了长足提高。以电力为例,在此期间电力改革一直沿着政监分开、政企分开、主辅分离、厂网分离的方向逐步深化,使得用电成本得到了极大改善,这也是其能对GDP产生巨大贡献的主要原因。而在热力燃气方面,2005-2010年间是全国天然气由特许经营逐渐转向市场化的主体阶段,这也是当时该类基建能够产生较大效益的根本。反观2015年3季度的脉冲响应函数,它

的冲击力度不足2010年的一半,这主要是因为十八大以后,许多电力燃气改革已经逐渐进入深水区,许多竞争化改革已经得到妥善落实,在极大程度上降低了成本,促进了市场竞争,达到了相对均衡的状态,此时再进行过度投资的边际收益已经出现了明显的递减现象。

最后,从水利、环境和公共设施管理业基础设施建设投资来看,这一类基建的影响机理则较为复杂。在2005和2010年间的作用机制基本表现为先负后正,产生这一现象的主要原因在于,此类基建的核心作用并不是拉动产出,而是增加社会福利和提高经济质量,因此在投入前期会产生一定的负向作用,但随着时间的推移,如污水治理、环境规制和公共基础设施建设都会便利生产或是服务消费,这会对经济增长产生拉动效应,并释放正外部性。然而,观察2015年3季度的脉冲不难发现,目前用于水利环境和公共基础设施建设的基建投资不仅不会拉动经济增长,反而对经济增长产生了全程异质效应,产生这一现象的主要原因在于,过去的高速增长通常是以环境破坏为代价,造成了极强的负外部性,这些水利问题、环境问题和公共基础设施匮乏已经成为经济增长的桎梏,若想妥善保持水质、维护环境和强化公共服务,就必须摒弃原来粗犷式的增长模式。同时也说明,现阶段高速发展与高质量发展之间已经出现了不可规避的权衡关系。

(2)传统动能对物价的冲击反应测度

表2给出了含有通货膨胀和三类传统基础设施投资增速的TVP-VAR模型的参数估计,观察表2不难发现,除sh外,其余变量的无效率因子都显著低于50,说明模型估计效果较好。

图3分别展现了通货膨胀对三种典型传统基础设施投资额同比增长冲击的脉冲响应状况。显然,

表2 传统动能与通货膨胀的TVP-VAR模型参数估计结果

变量	均值	标准差	95%置信下线	95%置信上线	Geweke	Inef.
sb ₁	2.3326	1.0817	0.7789	5.0467	0.926	35.37
sb ₂	0.5048	0.1788	0.2436	0.9339	0.894	23.12
sa ₁	0.0644	0.0297	0.0306	0.1428	0.875	18.00
sa ₂	0.0604	0.0252	0.0296	0.1285	0.059	29.46
sh ₁	0.0927	0.0676	0.0331	0.2612	0.132	85.36
sh ₂	0.2437	0.1602	0.0525	0.6584	0.341	70.21

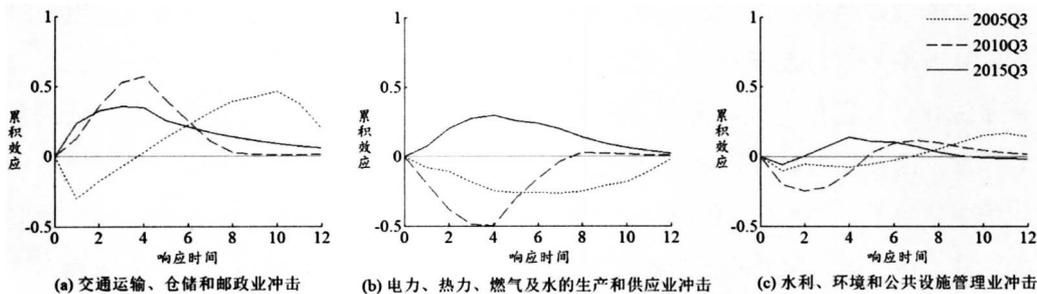


图3 通货膨胀对固定资产投资完成额同比增长冲击的脉冲响应

当交通运输、仓储和邮政业基础设施出现一单位增速正向冲击时,通货膨胀在2005年出现了先负后正的变化,而在2010年4万亿时期和现阶段均表现出全程为正。产生这一现象的主要原因在于,我国在2005年的铁路邮政仓储投资仍属于首轮普及阶段,当时基础设施建设缺口极大,此时基础设施建设投资对居民消费会产生一定的挤出效应,进而会出现通货膨胀先负后正的影响机制。而在2010年和现阶段,铁路等基础设施建设的投资的首要目标就是刺激经济,而非是完善基础服务职能,因此它在拉动经济增长的同时,也造成了一定投资通货膨胀效应。由此可见,目前审慎使用传统基础设施拉动经济的根源不仅仅是因为传统基础设施面临着不可避免的效率下降,它同样还会以引致较高的通货膨胀成本,容易使经济陷入滞胀困境。

而在电力、热力、燃气及水的生产和供应业基础设施建设方面,当给以此类基础设施增速一单位正向冲击后,在2005和2010年间都会对通货膨胀影响较强的负向冲击,产生这一现象的主要原因在于,早期此类基建多依赖于国家财政补贴,而当此类基建增加时,势必通过课税的方式来进行扩张,这会对居民消费产生一定的挤出效应,进而产生一定的规避通货膨胀特征。而在现阶段,电力、热力、燃气及水的生产和供应业的改革正在持续深化,它们都已经开始由“管制+特许经营”走向市场化阶段,由于市场化阶段下供求为基础设施建设扩张的根源,因此,现阶段此类基建扩张可以说更多地是由市场需求端主导,这也势必会诱发一定程度的通货膨胀。但是考虑到此类传统基础设施改革已经进入深水区,它能扩张的程度极为有限,并且对经济的影响出现了明

显衰减,因此也不宜作为拉动经济的主要手段。

最后,就水利、环境和公共设施管理业基础设施来看,2005和2010年间此类传统基础设施对通货膨胀的影响不够显著,产生这一现象的主要原因在于,早期政府高度重视经济增长,在此方向上的基础设施建设投资相对较少,因此不会对通货膨胀产生结构性影响。而在现阶段,水利、环境和公共设施管理业基础设施投资已经体现出一定的通货膨胀拉动效应。这主要是因为随着人民生活质量的不断提高,居民对环保和公共服务的要求也开始日益增加,导致此类基建所需的原材料成本大幅上升,因此当出现需求刺激时,此类基建项目很容易引发一定程度的弱通货膨胀效应。

4. 中国经济增长数字新动能的区域异质性检验

通过传统动能的动态效应检验,我们发现,传统动能对经济增长的拉动效果趋微,甚至极有可能诱发严重的通货膨胀,使经济陷入滞胀的困境。这使得我们开始关注经济增长新旧动能转换的问题。当前,信息技术高速发展,以互联网技术融合所引发的生产方式正在引导着经济社会重组,数字经济随之诞生。数字经济具有高度融合性和渗透性,在改造升级传统制造行业的同时催生出新业态与新动能,成为经济转型发展的强大推动力量。然而,由于数字经济在我国的起步较晚,尚不存在大量的可得数据,这样看来探讨其动态效应的意义不大,且无法得出客观结论。那么初期数字发展的核心问题便聚焦于区域发展差异的测度之上。鉴于此,我们可以通过构建区域面板数据,深入域观视角,探究现行数字经济的区域异质性问题,以期能为数字经济的转型与长期稳定发展提供经验思路。下面,本文将构建一

个关于数字技术特征与数字产出的PSTR模型,对数字经济发展的门槛效应与瓶颈效应进行识别与观测,同时梳理各地区的数字经济发展现状,提供事实参考。

4.1 PSTR模型构建及说明

根据数字索罗模型,我们引入欧盟数字经济与社会指数(DES)中的两大维度,选择互联网宽带接入数、3G以及4G的用户数量作为数字建设与数字应用的描述变量,以此反应数字技术,资本与劳动选择了R&D资本投入与研究人员数量。最后,对于区域经济增长,我们使用地区实际GDP的自然对数rgdp度量,据此得到本文实证研究的基础模型,如式(8)所示:

$$\text{rgdp}_{it} = \beta_1 \text{bropen}_{it} + \beta_2 \text{digapp}_{it} + \beta_3 \text{capinv}_{it} + \beta_4 \text{talinv}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

本文的数字经济面板回归的样本来自我国31个省级行政区2011-2019年的数据。数据样本包括10个东部省市,分别为北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;6个中部省市:山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南;12个西部省市:广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、新疆、陕西、内蒙古;以及3个东北省份:黑龙江、吉林、辽宁。具体指标描述如下:

①经济增长。本文采用地区生产总值作为经济增长的替代变量,并以1990年作为基期,使用各省市生产总值增长指数对其进行平减,从而得到各省市实际生产总值数据,再对其取对数,近似得到各省市实际生产总值增长率。

②宽带普及。本文使用互联网宽带接入数作为数字建设的替代变量,对其取对数,近似得到各省市基础设施建设规模的增长率。前文分析已经发现,这一指标能够较好地反应数字经济的规模效应,因此它与实际经济增长之间很可能存在显著的非线性依存机制,并且由于规模经济很可能存在门槛,故将其设为门槛变量。

③数字应用。本文选取3G以及4G的用户数量作为数字应用的替代变量,对其取对数,近似得到各省市数字应用增长率。由于2019年年末5G技术始兴,且2020年相关统计数据尚未完善,因此仅以3G、4G使用情况来度量数字经济应用的普及程度。

④资本投入。本文采用R&D经费支出来作为资本投入的替代变量,对其取对数,近似得到各省市在科学技术领域资本投入的增长率。这一指标用来度量数字经济下的资本投入。

⑤人才投入。本文使用R&D人员数量来作为人才投入的替代变量,对其取对数,近似得到各省市在科学技术领域引入人才的增长率。这一指标用来度量数字经济下的人才投入。

⑥技术创新。本文选取有效发明专利数量作为技术创新的替代变量,对其取对数,近似得到各省市科技发展水平的增长率。这一指标用来度量数字经济下的技术进步。

下面给出了31个省级行政区9年样本数据的描述性统计分析。

观察表3可以看出,东部、中部、西部、东北地区各项经济发展指标的统计特征存在显著差异。就实际生产总值增长而言,样本期间内东部省份经济增长为15748.8亿元;中部地区和东北地区低于东部地区,分别为9673.5和8171.8亿元;而西部地区实际生产总值显著低于三者,仅为4425.6亿元。这说明我国西部实体经济发展较弱的态势依旧显著,因此,政府和财政部门仍需进一步支持西部数字经济的建设,采取定向调整措施,从而提高数字经济应用程度以及发展水平。此外,宽带普及的描述性统计显示,东部地区宽带普及增长为2727.7万,然后依次为中部地区1972.4万、东北地区1649.2万,西部地区仍显著低于三者,仅为1113.2万。不难发现,四个地区的实际经济增长与宽带普及增长呈显著的正相关性,即随着宽带普及规模的扩大,地区的实际经济也会随之增加,呈显著的拉动效应。从数字应用、资本投入以及人才投入的角度看,仍呈现出东部领先发展,中部、东北地区次之,西部地区较为落后的总体态势。最后,四大区域的技术创新指标显示,东部和中部水平依然较高,但西部地区却罕见地超过了东北地区,这在一定程度上意味着东北地区的创新能力较弱,这与近年来东北地区人才流失严重的现象高度耦合,说明整个描述性统计能够反映数字经济、地方经济和各地人才技术发展的基本状况。

考虑到线性模型可能难以完整地反映数字经济

表3 描述性统计

样本范围(观测数)	指标	经济增长	宽带普及	数字应用	资本投入	人才投入	技术创新
东部地区(90)	平均值	15748.8	2727.7	3436.1	6801.1	179.0	47.5
	标准差	10852.4	2095.1	3199.2	5900.5	163.6	69.4
	最小值	1124.0	127.6	106.6	57.8	1.6	0.4
	最大值	41192.8	8538.0	14822.4	23100.0	642.5	375.5
中部地区(54)	平均值	9673.5	1972.4	2737.4	2972.8	77.6	15.9
	标准差	3916.6	1091.5	1940.7	1560.2	35.4	14.1
	最小值	3825.2	562.0	249.4	769.8	23.9	1.0
	最大值	18590.9	4780.8	8688.9	6087.2	140.4	56.3
西部地区(108)	平均值	4425.6	1113.2	1572.3	861.3	20.9	5.0
	标准差	3484.2	1056.6	1536.2	850.9	19.5	72
	最小值	282.9	26.7	19.3	1.6	0.0	0.0
	最大值	16914.6	5864.0	7491.7	3878.6	78.3	39.7
东北地区(27)	平均值	8171.8	1649.2	1811.4	1475.4	34.2	6.5
	标准差	3007.6	872.0	1154.8	1034.0	15.6	6.0
	最小值	4141.7	498.8	240.6	488.7	11.1	1.0
	最大值	14037.2	3270.7	4048.0	3331.3	63.4	22.8

发展对区域经济的非线性影响特征,特别是难以反映规模门槛效应,本文使用平滑迁移函数对式(8)进行改写。参照 Gonzalez et al.(2005)^[22]的思想,利用平滑转移函数刻画经济增长的非线性过程,该模型能较好地解决 Hansen 的 PTR 模型中门限值前后方程机制出现跳跃性变化的问题。而从现实应用来看,这一点也是十分符合数字经济作用原理的,因为数字经济不可能是达到某一规模后,对经济增长的作用机理突然发生跃迁,这必然存在一个迁移过程。具体而言,本文在模型中加入了一个连续的转换函数,具体形式如式(9)所示:

$$\begin{cases} Y_{it} = \beta_1 \text{fir}_{it} + \beta_2 \text{dc}_{it} + \beta_3 \text{ck}_{it} + \beta_4 \text{tz}_{it} + \sum_{k=1}^K (\beta_1^k \text{fir}_{it} + \beta_2^k \text{dc}_{it} + \beta_3^k \text{ck}_{it} + \beta_4^k \text{tz}_{it}) \Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma, \overline{\text{fir}}_{it}) + \varepsilon_{it} \\ \Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma, \overline{\text{fir}}_{it}) = \left[1 + \exp(-\gamma \prod_{h=1}^{H_k} (\text{fir}_{it} - \overline{\text{fir}}_{it})) \right]^{-1} \end{cases} \quad (9)$$

其中,最重要的部分就是转移函数 Γ ,在后文的分析中,我们将主要识别函数 Γ 内 $\overline{\text{fir}}_{it}$ 的取值来检验门槛效应出现的时间与长度。可以看出,指数转移函数的值将在 0~1 之间浮动,倘若转移函数处在变化过程中,那么意味着数字经济对经济增长的影响也处于动态变迁过程中,而倘若转移函数值稳定在 0 或者 1,那么就意味着数字经济对经济增长的影响机制已经达到了稳态。特别地,转移函数中参数 γ 的

取值非常重要,它取值越大,那么机制迁移的速度越快,系统越容易处于两个稳定区制中,此时门槛效应强烈,反之倘若 γ 取值很小,那么则说明系统更多地处于变动之中,而不存在显著的规模门槛效应。

4.2 数字新动能区域异质性的实证分析

描述性统计分析表明,我国不同地区经济增长与数字经济发展的依存关系具有较大的结构性差异,其走势变化并不一致,并且可能呈现出一定的非线性特征。因此,下文中将采取 PSTR 模型对此进行进一步实证检验。

本文的回归模型以经济增长 rgdp 作为被解释变量,同时选择宽带普及 bropen 作为门槛转移变量,选择宽带普及 bropen 、数字应用 digapp 、资本投入 capinv 、人才投入 talinv 以及技术创新 tecinn 作为解释变量。在模型估计之前,我们需要检验其是否存在非线性特征,在这里,利用 Gonzalez 等提出的方法进行识别。表 4 给出了非线性检验的结果,可以看出,三种统计检验方法均在 1% 的显著性水平上拒绝了原假设,表明模型具有极为明显的非线性特征。有鉴于此,我们将继续对模型是否存在残余非线性进行

表 4 PSTR 模型非线性检验结果

统计量	结果取值	P 值
LM	43.813***	0.000
LMF	9.054***	0.000
IRT	47.662***	0.000

注:*,**,***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

检验,进而判断出转移函数的个数。

表5给出了PSTR模型残余非线性检验的结果。不难看出,在10%的显著性水平上接受了仅存在一个转移函数的原假设。总的来说,我们接受了bropen作为门槛变量,同时将选择采用一个转移函数进行模型估计,据此检验宽带普及对经济增长与数字应用、资本投入、人才投入、技术创新之间关系的影响。

表6给出了PSTR模型的系数估计结果,3组解释变量的系数取值相差较大,并均在5%的水平上显著。这表明在样本期间内,宽带普及对经济增长与数字应用、资本投入、人才投入、技术创新的作用具有门槛效应。为进一步刻画其作用机制,我们给出式(10):

$$rgdp_{it} = 0.172bropen_{it} + 0.007digapp_{it} + 0.034capinv_{it} + 0.100talinv_{it} + 0.040tecinn_{it} + [1 + \exp(-3.623(bropen_{it} - 16.044))]^{-1} (0.116bropen_{it} + 0.024digapp_{it} + 0.130capinv_{it} - 0.212talinv_{it} + 0.079tecinn_{it}) \quad (10)$$

这里需要说明的是,描述性统计分析中为了使结果更加直观,我们使用了原始数据,并以万户作为单位,而在实证取对数时,为了充分体现数据量纲和对数数值的差别,我们是基于户数(个)进行取对数。从估计结果中得出,位置参数值为16.044,相对于原始数据为928万户,相比于省级家庭数据来看,门槛估计值较小,表明多数样本处于我们选取的样本与区制2刻画的影响机制一致。但同样需要说明的是,由于转移函数参量 γ 的取值也相对较小,这说明样本的跃迁绝非是在一瞬间完成的,这一结果深刻地说明,宽带入网数对经济增长的影响是循序渐进的,

表5 PSTR模型的残余非线性检验结果

统计量	存在两个及以上的转换函数	P值
LM	11.774***	0.038
LMF	2.053**	0.072
LRT	12.030***	0.034

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

表6 PSTR模型的估计结果

参数	β_1	β_2	α_3	β_4	β_5	c
估计值	0.172***	0.070***	0.034	0.100***	0.042**	16.0441
P值	0.000	0.000	0.226	0.000	0.028	-
参数	β'_1	β'_2	β'_3	β'_4	β'_5	γ
估计值	0.116***	0.024	0.130***	-0.212***	0.079***	3.6230
P值	0.000	0.334	0.000	0.000	0.000	-

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

并不存在强烈的门槛效应,它的表现极为平滑。而为进一步说明宽带入网数对经济增长影响的极限状况,我们列示出转移函数分别取0和1时,两稳定区间内的方程状况:

$$rgdp_{it} = 0.172bropen_{it} + 0.007digapp_{it} + 0.034capinv_{it} + 0.100talinv_{it} + 0.040tecinn_{it} \quad (11)$$

$$rgdp_{it} = 0.288bropen_{it} + 0.031digapp_{it} + 0.164capinv_{it} - 0.112talinv_{it} + 0.119tecinn_{it} \quad (12)$$

式(11)与式(12)给出了区制1与区制2对应的估计结果,其中转移函数见图4,当c低于16.044时,经济增长与数字经济发展的关系接近区制1的结果;当c高于16.044时,则更接近区制2的结果。式(11)中,bropen的系数为0.172并在1%的显著水平下拒绝原假设,表明当宽带普及水平较低时,其对经济增长具有显著的正向影响,这说明在经济增长起步阶段,政府以及财政部门可以通过对相关数字企业以及R&D机构进行扶持来促进当地数字经济的发展,从而有效拉动经济的增长。式(11)中,digapp的系数为0.070并在1%的显著水平下拒绝原假设,表明当宽带普及水平较低时,数字广泛应用对经济增长具有显著的促进作用。相比而言,由于因变量和自变量都是对数形式,这意味着系数代表着弹性,即自变量变化百分之一能够引起因变量变化的百分比。不难看出,在数字经济普及率较低的情况下,宽带入网对经济的拉动作用更大,这说明它是发挥数字经济的根基。随着宽带普及规模的扩大,方程中各变量系数开始发生结构性改变,式(12)表明,当宽带入网达到一定规模后,宽带普及对经济的拉动作用将进一步提升,其系数由0.172上升到0.288,效率提升将近50%,这一点深刻地证明了数字经济的规模效应。digapp的系数同样有所提升,表明数字应用同样具有规模效应,并且它的影响依然弱于宽带普及,这再次

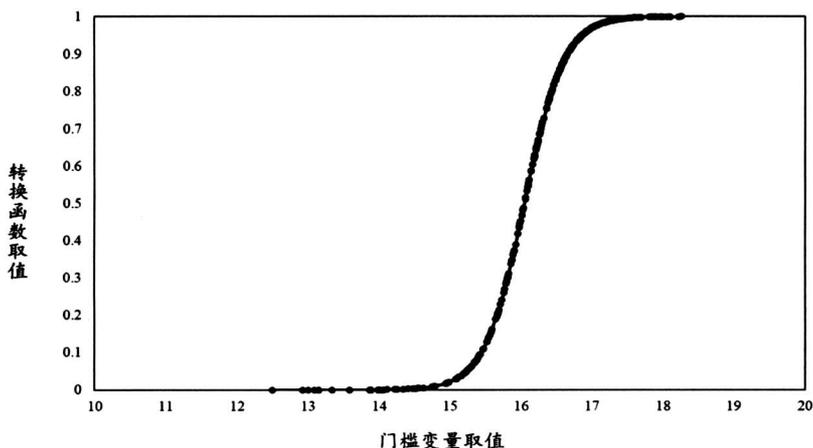


图4 平滑迁移函数图

印证了宽带普及对经济增长的重要作用。与二者类似,资本投入在宽带普及前期并不会显著拉动经济增长,这可能是由资本投入与基础设施建设水平不匹配造成的;而在宽带普及后期,即第二区制时,资本投入会显著带动经济的增长,相应地,此时宽带普及规模即基础设施建设水平发展较高,能够与资本投入较好地匹配。人才投入和技术创新在两区制中对经济增长均有显著影响,值得一提的是,人才投入在宽带普及规模扩大后对经济增长起抑制作用,这可能与数字经济需要专而精的人才队伍有关,当人才达到饱和时再继续进行人才投入会导致规模不经济。

进一步来看状态转移后的估计结果显示, $\beta_1 = 0.116$ 并在1%的置信水平下显著,说明随着宽带普及的不断完善,基础设施建设规模将对实际经济增长产生显著的递增拉动效应; β_3 与 β_5 亦是在1%的置信水平下显著,说明在宽带普及后期,资本投入和技术创新均会显著拉动实际经济的增长;而 β_4 的估计结果为-0.212,则意味着当宽带普及发展脱离初级阶段后,仅提高人力投入已经无法对实际经济增长产生显著的拉动作用; β_2 的估计结果未能通过显著性检验则表明其在样本期间内不存在明显的机制迁移特征。以上分析表明,随着宽带普及即数字经济基础设施规模的不断完善,仅提高人力投入已无法显著拉动实际经济增长,相反,提高资本投入则能够有效拉动实际经济增长。上述结果统一表明,当基础设施规模发展超过门槛水平后,人民群众对于数字应用具有了一定的理解和认识,其应用速度极快以至于在

这一时期达到饱和,这要求相关研究部门加快技术创新,比如在3G、4G开发以及应用完善的基础上加快5G的建设,以促进基础设施规模的长久健康发展,并为长期促进实际经济增长打造坚实基础。

观察不同省份在样本点上的表现,我们可以看出多数省份接近区制2刻画的部分,已经步入数字瓶颈期。根据对数还原的结果,瓶颈门槛在省宽带入网3470万户,此时转换函数取值大于0.99,接近这个数值以后的省份几乎不存在上升空间,长期保持在这个状态只能徒增机会成本。我国不平衡和不充分的发展问题凸显,在数字经济方面又体现得尤为突出,观察各个区域的样本点在图形上的分布,仍存在着陕西、青海等几个省份还处在门槛值前期,这类省份多表现为以工业生产方式为主,数字覆盖进度较慢,因此未来还需要投入到数字基础设施建设当中,以期形成规模效应。总的来看,数字经济在我国的运行特征表现出总体发展迅速、局部动力不足、转型需求迫切的典型特征,因此数字发展应针对区域发展的实际情况进行异质化的建设,据此达成区域协同的良性效果,使得数字经济在我国扎根、繁荣。

5. 结语

我国新旧动能转型的研究是增长经济学领域的热点议题,它不仅有利于我们识别出传统动能衰退的结构性原因,帮助我们在经济新常态的发展环境中保持合理的发展模式,而且为数字新动能在我国落地生根提供了域观视角的全盘解析。有鉴于此,本文构建了TVP-VAR模型与PSTR模型分别考察了

传统动能的动态效应与数字新动能的区域异质性,主要得出的结论如下:

第一,以传统基础设施建设为对象,采用TVP-VAR模型进行经济增长传统动能实证分析,分别就传统基础设施投资对我国实际产出增速的影响和对我国通货膨胀的影响进行时变特征论证,结果发现利用传统基础设施建设投资促进经济增长的思路需要转变,传统动能的投资回报严重不足;第二,本文选择了数字新动能的关键技术指标,利用PSTR模型探究了数字新动能对于区域经济增长的非线性效应,结果发现数字设施建设在超过928万户时会转化发展模式,数字发展区域规模化,当数字建设达到3470万户时,一地的数字发展会遭遇瓶颈,此时提高数字建设水平将无法改变数字经济运行模式;最后,我们从省域面板视角,对数字经济的区域异质性进行解读,发现大部分省份正处于发展的成熟期,此时数字应用普及是推动经济增长的重点因素,而对于远西部地区的新疆、西藏等省份,则还应该重视基础设施建设,以此推动区域经济快速增长。至此,面向数字经济时代,完成了经济增长新旧动能的比较分析。

通过本文的研究,我们基于时变的维度刻画了传统动能的结构性衰退特征,并从区域视角探析了现有数字经济发展模式的缺陷,为新旧动能交替、新时期经济运行模式的稳健发展提供了经验参考。虽然传统动能的投资回报效率低下,但传统动能为数字化建设提供了硬件支持,更为数字普及提供了契机。因此,继续优化传统动能将与数字新动能相辅相成,传统发展模式的沿用与摒弃不能一概而论,需取其精华,去其糟粕。同时,数字新动能经济的稳定增长提供了机遇,但这种机遇并非始终存在,更要靠技术水平的不断提升维持,具体而言,现有的数字经济模式在大多数省份已经趋于饱和,这说明了新基建投资以及5G等新技术的开发势在必行。总的来看,随着传统动能的日趋优化、数字新动能的普及与升级,经济增长将得到持续的供给活力,这也将是未来我国长期维持高质量稳健发展的重要基础。

注释:

①原始数据均来源于中经网统计数据库(<https://db.cei.cn/>)。

参考文献:

- [1]刘伟,范欣.现代经济增长理论的内在逻辑与实践路径[J].北京大学学报(哲学社会科学版),2019,3:35-53.
- [2]吴楠,郑翠菊.税改政策助力山东省新旧动能转换的思考[J].山东纺织经济,2019,1:7-9.
- [3]朱子云.中国经济增长质量的变动趋势与提升动能分析[J].数量经济技术经济研究,2019,5:23-43.
- [4]许宪春,张钟文,常子豪,雷泽坤.中国分行业全要素生产率估计与经济增长动能分析[J].世界经济,2020,2:25-48.
- [5]李长英,周荣云,余森杰.中国新旧动能转换的历史演进及区域特征[J].数量经济技术经济研究,2021,2:3-23.
- [6]李兰冰,刘秉镰.中国区域经济增长绩效、源泉与演化:基于要素分解视角[J].经济研究,2015,8:58-72.
- [7]李晓华.数字经济新特征与数字经济新动能的形成机制[J].改革,2019,11:40-51.
- [8]邱晓华,郑京平,万东华,冯春平,巴威,严于龙.中国经济增长动力及前景分析[J].经济研究,2006,5:4-12.
- [9]陆旸.中国全要素生产率变化趋势[J].中国金融,2016,20:40-42.
- [10]林致远,黄安杰.如何实现创新驱动的经济高质量发展[J].国家治理,2020,43:11-15.
- [11]Solow R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth[J].Quarterly Journal of Economic, 1956, 1: 65-94.
- [12]舒元,徐现祥.中国经济增长模型的设定:1952-1998[J].经济研究,2002,11:3-11+63-92.
- [13]荆文君,孙宝文.数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架[J].经济学家,2019,2:66-73.
- [14]徐翔,赵墨非.数据资本与经济增长路径[J].经济研究,2020,10:38-54.
- [15]柳卸林,高雨辰,丁雪辰.寻找创新驱动发展的新理论思维——基于新熊彼特增长理论的思考[J].管理世界,2017,12:8-19.
- [16]郭晗,廉玉妍.数字经济与中国未来经济新动能培育[J].西北大学学报(哲学社会科学版),2020,1:65-72.
- [17]郑江淮,宋建,张玉昌,郑玉,姜青克.中国经济增长新旧动能转换的进展评估[J].中国工业经济,2018,6:24-42.
- [18]袁晓玲,李彩娟,李朝鹏.中国经济高质量发展研究现状、困惑与展望[J].西安交通大学学报(社会科学版),2019,6:30-38.
- [19]Primiceri, G. E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy[J]. Review of Economic Studies, 2005, 72(6): 821-852.
- [20]Nakajima, J., Kasuya, M., Watanabe, T. Bayesian Analysis of Time-varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy[J]. Journal of the Japanese and International Economics, 2011, 25(3): 225-245.
- [21]Baumeister, C. E., Durinck E. J., Peersman G. Liquidity, Inflation and Asset Prices in a Time-varying Framework for the Euro Area[R]. National Bank of Belgium, 2008, No. 142.
- [22]Gonzalez, A., Teräsvirta, T., Dijk, D. V. Panel Smooth Transition Regression Models[R]. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, 2005, NO. 604.