

人口老龄化、数字经济发展与商业新质生产力提升

林梨奎¹ 博士 蔡立峰¹ 张佐敏² 教授 李丹琪³ 副教授 通讯作者

(1、广东金融学院金融与投资学院 广东广州 510320; 2、云南大学经济学院 云南昆明 650091; 3、广东生态工程职业学院经济贸易学院 广东广州 510520)

内容摘要: 加快实现商业新质生产力的培育和发展是当前商业转型升级的重要方向。积极应对人口老龄化所带来的影响,是我国发展商业新质生产力的题中应有之义。本文采用主成分法对我国商业新质生产力发展水平进行测算,借助双向固定效应模型检验人口老龄化对我国商业新质生产力的影响,并引入数字经济发展指数来探究这一影响作用的内在传导机制。研究结果发现:人口老龄化对商业新质生产力会产生抑制作用;相较于非东部地区,东部地区承受的影响作用更为强烈;相较于人口规模较大地区,人口规模较小地区承受的影响作用更为强烈;数字经济发展有利于纠正这一抑制效应。基于上述研究发现,建议要重视人口老龄化对商业新质生产力的负面冲击,施行政策要做到因地制宜以及激发数字经济发展所带来的纠正效应。

关键词: 人口老龄化; 商业新质生产力; 数字经济; 主成分法; 调节效应

中图分类号: F710 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095-9397(2026)06-0021-05

文章著录格式: 林梨奎, 蔡立峰, 张佐敏, 李丹琪. 人口老龄化、数字经济发展与商业新质生产力提升[J]. 商业经济研究, 2026(6): 21-25

引言与文献综述

人口老龄化以及所带来的一系列连锁反应,已成为全球性问题,并深刻影响着经济社会的各个层面。与此同时,商业新质生产力作为推动商业领域创新发展的重要方向,逐渐成为学术界和产业界共同关注的焦点。当前人口老龄化的演变趋势,一方面带来了发展银发经济的机遇,由此催生出新的消费品类和服务需求,有利于拓展商业新质生产力的发展边界;另一方面,人口老龄化导致劳动年龄人口减少,造成劳动力人口供给不足,消费人群的工资收入占比进一步降低,对商业发展造成一定程度的限制。那么,当前人口老龄化趋势演变对我国商业新质生产力发展到底是存在抑制效应还是促进效应呢,以及是否能够通过某个方式来对其影响作用进行干预呢?这是在当前不可回避的老龄化趋势下,培育和发展商业新质生产力必须要回答的重要问题。本文将聚焦于人口老龄化、数字经济发展与商业新质生产力提升之间的关系,实证检验人口老龄化对商业新质生产力的影响作用,以及数字经济在其中所扮演的角色作用,丰富商业经济理论体系,进一步拓展新质生产力理论在商业领域的应用。

与本文主题相关的前期研究主要包括两个方面:第一,人口老龄化影响作用的相关研究。俞会新等(2022)认为人口老龄化对经济增长的影响作用以抑制效应为主

导。穆怀申(2025)则认为人口老龄化和经济增长两者之间存在协同作用。都阳和封永刚(2021)发现,人口老龄化速率不同可能会导致其所带来的经济增长绩效呈现结构性差异。第二,商业新质生产力的相关研究。随着学术界对新质生产力的广泛关注和讨论,开始有学者留意到某个具体行业的新质生产力发展问题。如吴振磊和卢昱嘉(2025)分析了农业新质生产力发展所带来的范式变革,宁楠和惠宁(2025)探究人工智能发展对制造业新质生产力发展的影响机制。但鲜有学者对商业领域新质生产力的发展进行研究,关注人口老龄化趋势对商业新质生产力影响机制的研究则更少。蔡宁和孙先民(2024)提出了中国式现代化商业新质生产力的理论框架,但是缺乏实证分析基础。姜艳文和李佳(2024)综合考虑效率、质量、创新和可持续发展等方面的因素对商业新质生产力进行测算,段华等(2025)从五大驱动力视角出发构建了测算商业新质生产力的指标体系并分析了商业新质生产力。上述研究成果实现了实证分析方法在商业新质生产力研究领域的应用,但其关于商业新质生产力的测算依据缺乏说服力。习近平总书记最先系统论述了新质生产力理论,基于习近平总书记对于新质生产力的相关论述对商业新质生产力进行测算,相较于上述既有研究方法,更有说服力。

与上述研究相比较,本文的边际贡献可能在于:第一,

基金课题:广东省哲学社会科学规划一般项目“老龄化背景下收入分配调整助力我国迈进高收入阶段的机制研究”(GD24CYJ55); 兴滇英才计划“文体人才”项目资助

基于习近平总书记对于新质生产相关论述来量化评价商业领域的新质生产力指标，丰富商业经济领域的理论体系。第二，分析人口老龄化对商业新质生产力的影响作用，为制订发展商业新质生产力的政策和发展策略提供理论指引。第三，分析数字经济等新业态发展对人口老龄化影响商业新质生产力的调节作用，进一步探究促进商业新发展的新动能。

理论分析

(一) 人口老龄化与商业新质生产力

与一般意义上的新质生产力一样，商业新质生产力的培育和发展以科技创新为主导。首先，从企业创新能力提升角度来看。人口老龄化的演变，容易使得劳动力市场的人力资本供给量减少，以及加重企业所承受的社会抚养负担。这将使得企业在研发创新方面加大投入的意愿减弱，进而削弱企业的创新能力（柳仪等，2025）。其次，从对新兴模式、新业态发展角度来看。人口老龄化趋势，改变了中国劳动力资源丰富的比较优势，大量高科技人才到了退休年龄退出劳动力市场，不利于新兴商业模式、新兴商业业态的蓬勃发展（邓仲良和杨舸，2025）。最后，从传统商业转型升级角度来看，人口老龄化可能导致市场对传统商业模式紧密捆绑，导致商业企业对传统模式的依赖加重，降低其模式创新和业态生级的积极性，从而阻碍了商业领域新质生产力的培育和发展。因此，本文提出以下研究假设：

H1：人口老龄化显著抑制商业新质生产力的发展。

(二) 数字经济发展与商业新质生产力

数字经济发展，将通过促进劳动力流动、优化人力资本结构中中间传导机制，为地区创新水平的提升提供人才资本支撑（胡宏兵等，2025）。数字经济促进人力

资本流动，源源不断的劳动力流动所带来的全新营销理念、管理方法以及经营模式，为地区商业转型升级提供驱动力。同时，数字经济发展所带来的人力资本结构优化，特别是由此集聚的大量具备数字技术能力和创新思维的人才，能够更好地利用大数据、人工智能等技术手段，推动商业领域的技术创新和商业模式创新（杨飞虎等，2025），促进商业新质生产力的发展。在数字经济的推动下，大量社会投资涌入新零售、跨境电商、数字金融等新业态，为新兴商业业态的发展提供资金保障，推动商业业态的创新与升级，加速商业新质生产力的培育和发展。因此，本文提出以下研究假设：

H2：数字经济发展有利于缓解人口老龄化对商业新质生产力的抑制效应。

研究设计

(一) 模型设定

本文采用双向固定效应模型，分析人口老龄化对商业新质生产力的影响作用。所采用的计量模型基本设定如式（1）所示：

$$NPB_{it} = \beta_0 + \beta_1 OLD_{it} + \beta_2 X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，NPB 表示商业新质生产力，OLD 表示人口老龄化程度，X 为一系列控制变量， δ_i 为省份固定效应， γ_t 为年份固定效应。同时引入数字经济发展指数 DEB 与人口老龄化指数 OLD 的交乘项，来分析数字经济发展在人口老龄化影响商业新质生产力的过程中发挥的作用。

(二) 变量选取

被解释变量。本文被解释变量为各地区商业新质生产力 NPB。采用主成分法计算商业新质生产力 NPB。习近平总书记（2024）指出，新质生产力是创新起主导作用，摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径，具有高科技、高效能、高质量特征，符合新发展理念的先进生产力质态。因此本文主要从新质生产力的三大基本特征出发，围绕商业领域高科技、高效能、高质量的表现，设置商业新质生产力指标体系。参考李丹琪等（2019）的研究发现，将交通通信、教育文化娱乐、医疗保健等方面的消费支出视为高端消费支出。具体指标如表 1 所示。

核心解释变量。本文采用老年人口占比 EDP 来衡量城市人口老龄化程度，同时采用老年抚养比 ODR 作为核心解释变量的替代进行稳健性检验（王维国等，2024）。

调节变量。采用各地区数字经济发展指数 DEB 来衡量各地区数字经济发展水平。借鉴王军等（2021）以及张苏和朱媛（2024）的研究构建省级数字经济发展指标

表 1 商业新质生产力的评价指标体系

一级指标	二级指标	具体指标	属性
高科技	科技创新	专利授权数量PAT	正向
		规上工业企业 R&D 经费支出占 GDP 比重RRD	正向
	人力资本	劳动力人口占比PLF	正向
		少年儿童抚养比CCR	正向
		年末人口规模PRP	正向
	基础设施	互联网宽带接入端口IBA	正向
交通运输、仓储和邮政业增加值占 GDP 比重TWP		正向	
高效能	经营效率	限额以上批发和零售业企业利润率WRR	正向
		限额以上住宿和餐饮业企业利润率ACR	正向
		商业增加值占 GDP 比重BGR	正向
	市场结构	外贸依存度DFT	正向
		连锁零售企业坪效CRE	正向
		社会消费品零售总额SCG	正向
高质量	消费升级	城镇居民高端消费支出占消费支出比重HCU	正向
		农村居民高端消费支出占消费支出比重HCR	正向
		亿元以上商品交易市场坪效CME	正向
	协调发展	城乡消费支出均衡度URB	正向
		企业电子商务销售额ECS	正向
		城镇居民工资性收入占可支配收入比重URI	正向
		农村居民工资性收入占可支配收入比重RRI	正向

体系。本文将采用主成分法计算得到的数字经济发展指数 DEB。关于数字经济发展水平的评价指标体系，读者如有需要，可向作者索要。

控制变量。本文采用的控制变量主要包括衡量公共交通条件的各地区货物周转量 $\ln FTR$ 、客运量 $\ln PVM$ 、公路里程 $\ln HWM$ 、人均城市道路面积 $\ln URA$ 、对外贸易依存度 DFT 、服务业增加值占比 TIR 。

(三) 数据来源及处理

本文采用我国 30 个省份 2014–2023 年的面板数据样本。数据主要来源于历年的《中国统计年鉴》。由于西藏自治区和港澳台地区数据缺失情况比较严重，所以均予以剔除。设置 2014 年为基期，采用居民消费价格指数进行平减处理。对货物周转量、客运量、公路里程、人均城市道路面积等变量取对数形式。

实证结果分析

(一) 描述性统计分析

如表 2 所示，被解释变量 NPB 的均值为 1.5690，最小值为 0.8064，最大值为 3.3898，标准差为 0.4792，说明商业新质生产力在各城市之间的发展水平存在不均衡情况，此时有必要对影响商业新质生产力变化的因素进行分析。老年人口占比 EDP 以及老年抚养比 ODR 的均值分别大于 7%、14%，说明我国从平均水平上来看正处于老龄化社会。

(二) 基准回归结果

回归结果如表 3 所示。其中模型 (1)–模型 (7) 的被解释变量均为商业新质生产力指数 NPB 。根据回归结果可以发现，核心解释变量 EDP 的估计系数为负，且均通过显著性检验。这说明，人口老龄化程度加深，不利于我国商业新质生产力的培育和发展。逐步引入控制变量后的回归结果基本一致。研究假设 1 成立。

(三) 内生性问题的讨论

本文采用老年人口占比 EDP 的滞后一期 $LEDP$ 作为工具变量对可能存在的内生性问题进行讨论。同时采用老年抚养比 ODR 的滞后一期 $LODR$ 进行稳健性检验。回归结果如表 4 所示。可以发现：在第一阶段回归中，工具变量 $LEDP$ 的估计系数为正且通过显著性检验， F 值远大于临界值 10，此时不存在弱工具变量问题。这表明所选取的工具变量 $LEDP$ 能够满足相关性的前提条件。在第二阶段回归中，在考虑人口老龄化与商业新质生产力之间可能存在的内生性问题后，Wald 检验值为 1230.07 且通过显著性检验，此时不存在过度识别问题。这表明所选取的工具变量 $LEDP$ 能够满足外生性的前提条件。回归结果发现，人口老龄化指标的估计系数依然为负且

通过显著性检验。这表明，在考虑人口老龄化与商业新质生产力之间可能存在的内生性问题之后，人口老龄化对商业新质生产力的抑制作用依然存在，研究假设 1 依然成立。替换核心解释变量后的回归结果也基本一致，内生性问题处理结果通过稳健性检验。

(四) 稳健性检验

1. 替换核心解释变量。本文采用老年抚养比 ODR 作为老年人口占比 EDP 的替代变量，重新回归进行稳健性检验。根据回归结果可以发现，新的核心解释变量 ODR 的估计系数为负，且均通过显著性检验。逐步引入控制

表 2 相关变量的描述性统计分析

变量名	变量说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
NPB	商业新质生产力	300	1.5690	0.4792	0.8064	3.3898
EDP	老年人口占比	300	12.2240	3.0418	6.7766	21.0582
ODR	老年抚养比	300	17.2800	4.6986	9.2223	30.5969
DEB	数字经济发展水平	298	0.7907	0.6287	0.0563	3.5438
$\ln FTR$	货物周转量的对数形式	300	8.3222	0.9871	5.9875	10.4363
$\ln PVM$	客运量的对数形式	300	10.4600	0.9316	7.0193	12.1051
DFT	外贸依存度	300	25.2437	24.3341	0.7627	113.3765
$\ln HWM$	公路里程的对数形式	300	2.5359	0.8553	0.2546	3.7336
$\ln URA$	人均城市道路面积对数形式	300	2.8160	0.3603	1.4134	3.3322
TIR	服务业增加值占比	300	51.7788	8.2938	37.0333	84.8469

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
EDP	-0.0601** (0.0229)	-0.0568** (0.0227)	-0.0560** (0.0227)	-0.0565** (0.0216)	-0.0629** (0.0231)	-0.0643** (0.0237)	-0.0696** (0.0226)
$\ln FTR$		0.0572 (0.0598)	0.0667 (0.0622)	0.0719 (0.0586)	0.0842 (0.0531)	0.0823 (0.0516)	0.0596 (0.0521)
$\ln PVM$			-0.0598 (0.0389)	-0.0684 (0.0409)	-0.0680 (0.0436)	-0.0758* (0.0404)	-0.0378 (0.0371)
DFT				-0.0033 (0.0061)	-0.0021 (0.0055)	-0.0019 (0.0053)	-0.0037 (0.0052)
$\ln HWM$					-0.3513 (0.2304)	-0.3242 (0.2056)	-0.3121 (0.1894)
$\ln URA$						-0.0969 (0.1442)	-0.0896 (0.1332)
TIR							0.0182*** (0.0054)
常数项	2.1420*** (0.2098)	1.6395*** (0.5479)	2.2044*** (0.5962)	2.3623*** (0.6978)	3.1366*** (0.8981)	3.4404*** (1.1680)	2.4245** (0.9915)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	300	300	300	300	300	300	300
R^2	0.3915	0.4022	0.4090	0.4201	0.4403	0.4447	0.5155

注：*、**和***分别表示显著性水平小于10%、5%和1%；括号内的值为稳健性标准误，下同。

表 4 关于内生性问题讨论的回归结果

变量	内生性讨论		内生性讨论的稳健性检验	
	(1) EDP	(2) NPB	(3) ODR	(4) NPB
$L. EDP$	0.7573*** (0.0655)			
EDP		-0.0818*** (0.0300)		
ODR				-0.0437** (0.0186)
$L. ODR$			0.7437*** (0.0659)	
控制变量	是	是	是	是
常数项	5.4727* (2.9695)	2.8743** (1.1216)	8.419861 (5.288794)	2.4928** (1.1091)
F 值	424.78***		353.42***	
Wald检验值		1230.07***		1171.08***
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	240	270	240	270
R^2	0.9364	0.5663	0.9347	0.5390

变量后的回归结果基本一致。研究假设 1 依然成立。受篇幅所限，回归结果没有报告，读者如果需要，可以向作者索要。

2. 随机抽样。采用抽取样本范围来进行稳健性检验。根据回归结果可以发现，无论是随机抽取 40% 的样本范围，随机抽取 65% 的样本范围，还是随机抽取 90% 的样本范围，核心解释变量的估计系数均为负且通过显著性检验。研究假设 1 依然成立。受篇幅所限，回归结果没有报告，读者如果需要，可以向作者索要。

(五) 异质性检验

1. 按照地理分布分类。按照国家统计局的划分标准将样本区分为东部地区和非东部地区两个子样本，并分别进行回归，来检验人口老龄化对商业新质生产力影响作用的地区异质性。回归结果如表 5 所示。可以发现：无论是在东部地区还是非东部地区，城市人口老龄化对商业新质生产力的负向影响作用都存在，而且相较于非东部地区，东部地区人口老龄化对商业新质生产力的负向影响作用更为强烈。

2. 按照人口规模分类。本文将各城市常住人口规模按照大小排序并平均分为两组，分别进行回归，来检验人口老龄化对商业新质生产力影响作用的人口规模异质性。回归结果如表 6 所示。可以发现：无论是在人口规模较大地区还是在人口规模较小地区，城市人口老龄化对商业新质生产力的负向影响作用都存在，而且相较于人口规模较大地区，人口规模较小地区人口老龄化对商业新质生产力的负向影响作用更为强烈。

进一步分析

采用数字经济发展指数作为调节变量，来分析数字经济发展对于人口老龄化影响商业新质生产力作用的调节效应，以此尝试探究人口老龄化影响商业新质生产力的内在传导机制。回归结果如表 7 所示，其中模型 (1) 和模型 (2) 的核心解释变量为老年人口占比 EDP，模型 (3) 和模型 (4) 的核心解释变量为老年抚养比 ODR。可以发现，引入调节变量后，核心解释变量的估计系数依然为负且通过显著性检验，交乘项 EDP × DEB 的估计系数为正，此时，人口老龄化对商业新质生产力的影响效应为 $-0.0709 + 0.0137 \times DEB$ ，即随着数字经济发展壮大，人口老龄化对商业新质生产力的抑制作用将逐步被抵消并变弱。但是 EDP × DEB 的估计系数无法通过显著性检验，这可能是因为数字经济发展对人口老龄化负面冲击的纠正效应还没有充分发挥出来，有待激发和提升。替换核心解释变量为老年抚养比 ODR 来重新回归，回归结果基本不变，调节效应的回归结果通过稳健性检验。

结论与对策建议

(一) 研究结论

本文基于商业新质生产力“高科技、高效能、高质量”特征出发，构建指标体系对各省份商业新质生产力指数进行测算，并采用我国 30 个省份作为研究样本，分析人口老龄化对商业新质生产力的影响作用，以及探究数字经济发展在其中发挥的调节效应。研究结果发现：第一，人口老龄化对商业新质生产力的影响作用主要体现为抑制效应。这可能是因为随着人口老龄化加剧，全社会劳动力人口占比逐步变小，社会财富创造能力减弱，同时，全社会抚养负担加重，对全社会研发支出造成挤出效应，全社会商业创新活动开展能力和意愿减弱，不利于商业新质生产力的培育和发展。第二，进一步探究这一影响作用的地区异质性可以发现，东部地区人口老龄化对商业新质生产力的抑制作用更为强烈，而非东部地区的抑制程度相对较低；人口规模较小地区受人口老龄化的影

表 5 区分地理分布的异质性检验结果

变量	东部		非东部	
	(1) NPB	(2) NPB	(3) NPB	(4) NPB
EDP	-0.0828* (0.0402)		-0.0432*** (0.0127)	
ODR		-0.0458* (0.0242)		-0.0210** (0.0075)
控制变量	是	是	是	是
常数项	5.4654*** (1.4719)	5.5393*** (1.5659)	0.5069 (0.6626)	0.0761 (0.6747)
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	100	100	200	200
R ²	0.4206	0.4009	0.7565	0.7338

表 6 区分人口规模大小的异质性检验结果

变量	人口规模较大样本		人口规模较小样本	
	(1) NPB	(2) NPB	(3) NPB	(4) NPB
EDP	-0.0338** (0.0155)		-0.0538*** (0.0158)	
ODR		-0.0187* (0.0098)		-0.0285*** (0.0092)
控制变量	是	是	是	是
常数项	0.6514 (0.7647)	0.5117 (0.7514)	3.0032*** (0.8559)	2.7463*** (0.8549)
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	150	150	150	150
R ²	0.7951	0.7859	0.7933	0.7889

表 7 基于数字经济发展水平的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
EDP	-0.0709*** (0.0122)	-0.0734*** (0.0163)		
EDP × DEB	0.0137 (0.0174)	0.0125 (0.0136)		
ODR			-0.0432*** (0.0083)	-0.0450*** (0.0110)
EDP × ODR			0.0133 (0.0091)	0.0132* (0.0070)
DEB	-0.0211 (0.3400)	-0.0374 (0.2160)	-0.1085 (0.2899)	-0.1371 (0.1757)
控制变量	否	是	否	是
常数项	2.1864*** (0.1385)	2.3250*** (0.8395)	2.0920*** (0.1229)	2.1812** (0.8640)
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	298	298	298	298
R ²	0.4889	0.5697	0.4728	0.5550

响相对较大,商业新质生产力的提升面临更大挑战;而人口规模较大地区虽然也受到人口老龄化的影响,但其抑制作用相对较小。第三,数字经济发展在一定程度上能够抑制人口老龄化对商业新质生产力的负面冲击,但是数字经济发展的调节效应没有通过显著性检验,这可能是因为数字经济还处于大力发展的初级阶段,其对人口老龄化抑制效应的纠正作用尚未充分发挥出来,有待进一步激发和提升。

(二) 相关对策建议

1. 重视人口老龄化对商业新质生产力的抑制作用。深入研究老年人口的消费特点和需求趋势,开发适合老年人群体的消费品和消费服务。鼓励商业主体在使用新技术进行提升改造的同时,加强对老年人口学会全新场景体验的耐心引导和指引,体现对老年人口的人文关怀。通过财政补贴、税收优惠、金融支持等政策手段,加大对商业高新技术产业、战略性新兴产业和创新型企业的扶持力度,特别是人工智能型商业企业的支持力度,引导资源向这些类型的商业企业集聚,通过人工智能技术的应用,降低传统商业对劳动力人口群体的依赖程度。

2. 施行政策要做到因地制宜。东部地区经济发达,科技实力较强,应进一步强化商业企业的科技创新能力,加大商业领域的科研投入以及新型商业劳动者的培养力度。非东部地区应抓住国家产业转移的机遇,积极承接东部地区的产业转移,通过引进先进的技术、管理经验和人才,提高本地商业发展的科技含量。人口规模较大地区要充分发挥自身的人口规模优势,优化城市布局,加强城市规划和管理,提高城市的综合承载能力和服务水平,留住本地常住人口。人口规模较小的地区则需不断出台优惠政策,吸引更多的人才来本地就业和创业,弥补本地人口老龄化所引发的劳动力人口缺失问题。

3. 激发数字经济发展的纠正效应。加大对数字基础设施建设的投资力度,引导商业企业积极应用数字技术,推动数字技术在商业领域的广泛应用,帮助商业企业提高数字化转型的能力和水平,加强商业企业的信息化建设和数字化管理。鼓励商业企业积极探索数字经济的应用场景,推动数字技术在线上销售、商场购物、停车管理、城市配送等领域的应用。支持本地高校加强数字经济相关专业的建设,培养更多的数字技术人才和数字经济管理人才。

参考文献:

- 俞会新,吕龙凤,卢童.人口老龄化影响经济增长的作用机制分析——基于有效劳动投入视角[J].华东经济管理,2022,36(5)
- 穆怀忠.人口老龄化与经济发展的协同[J].求索,2025(1)
- 都阳,封永刚.人口快速老龄化对经济增长的冲击[J].经济研究,2021,56(2)
- 吴振磊,卢昱嘉.农业新质生产力:范式变革、价值旨归与实践图景[J].中国人民大学学报,2025,39(1)
- 宁楠,惠宁.人工智能驱动制造业新质生产力发展——基于全要素生产率的视角[J].经济问题探索,2025(1)
- 蔡宁,孙先民.中国式现代化商业新质生产力发展研究[J].商业经济研究,2024(23)
- 姜艳文,李佳.营商环境对商贸流通业新质生产力的影响——考虑经济开放程度与市场化程度的中介效应[J].商业经济研究,2024(22)
- 段华,王琦,许惺,陈柳.商贸流通业新质生产力测度及其影响效应[J].商业经济研究,2025(1)
- 柳仪,冯海燕,简兆权.大中小企业融通创新赋能新质生产力的内在逻辑与实现路径[J].企业经济,2025(2)
- 邓仲良,杨舸.人口变化对中国经济转型的影响[J].改革,2025(1)
- 胡宏兵,赵春旭,万晨声.数字经济、人力资本效应与城市创新产出[J].财贸经济,2025,46(1)
- 杨飞虎,贺胤霖,李月琛.数字经济发展对投资效率影响研究[J].新金融,2025(1)
- 习近平.发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点[J].求知,2024(6)
- 李丹琪,江民星,戴玲.住房价格上涨对居民消费结构升级影响效应实证研究[J].商业经济研究,2019(11)
- 王维国,张逸君,邱德馨.人口老龄化、财政支出效率与产业结构升级——理论机制与经验证据[J].统计研究,2024,41(7)
- 王军,朱杰,罗茜.中国数字经济发展水平及演变测度[J].数量经济技术经济研究,2021,38(7)
- 张苏,朱媛.人口老龄化、数字化转型与新质生产力发展[J].北京工商大学学报(社会科学版),2024,39(3)

作者简介:

林梨奎(1987-),男,汉族,广东潮州人,讲师,经济学博士。研究方向:新质生产力、科技金融;蔡立峰(2002-),男,汉族,广东汕头人,硕士在读。研究方向:科技金融;张佐敏(1984-),男,汉族,广东河源人,教授,经济学博士。研究方向:财政收支、收入分配、经济增长;李丹琪(1987-),通讯作者,女,汉族,广东汕头人,副教授,金融学博士。研究方向:国际经济、数字金融。