http://www.resourcesindustries.net.cn zycy@cugb.edu.cn

新旧动能转换背景下新动能发展对就业的影响效应研究

胡雨晨，黄健元，余嘉豪，陈仔浩

（河海大学 公共管理学院，江苏 南京 211000）

摘 要：自进入发展新常态以来，我国原有的传统要素禀赋优势结构发生深刻变化，经济增长由高速发展阶段向高质量发展阶段转变的原有动力边际效应不断减弱，亟须培育新动能体系，推动新旧动能转换。然而，新动能发展对劳动力就业的影响具有非线性、复杂性和不确定性等特征，可能具有破坏或创造两种完全方向不一的影响。在界定新旧动能转换内涵的基础上，构建新动能发展水平评价体系，从机理和实证两方面分析新动能发展对就业的影响，旨在为我国产业结构调整和就业政策的制定提供理论借鉴。研究表明：1）我国新动能发展整体仍处于低水平扩张阶段，呈现出波动上升的时间演化特征，发展过程中的不充分性特征逐渐减弱，主导产业发展水平贡献度显著高于生产要素发展水平和发展模式发展水平；2）新动能发展对就业具有显著的非线性效应，即受破坏效应与创造效应力量对比变化的影响，就业水平随着新动能发展水平的提高而呈现出先下降后上升的“U”型变化趋势。据此，本文提出要分阶段采取针对性对策：1）在新动能发展低水平阶段，要利用好再分配、第三次分配等手段加强对民生就业的扶持力度；2）在新动能发展处于高水平成熟阶段，要推动新兴生产要素广泛应用、传统产业改造与高技术产业发展、发展模式转变；3）鼓励科技创新，加快新旧生产要素动能转换，优化劳动与资本要素配置效率；4）加大技能教育培训投入力度，推动主导产业向高级化、服务化转变，实现主导产业转变与就业协同发展。

关键词：新动能发展水平；劳动力就业；熵权－TOPSIS；核密度估计

中图分类号：F061.3 **文献标识码**：A **文章编号**：1673－2464（2026）03－0089－12

Impacts of New Kinetic Energy on Employment under New and Old Kinetic Energy Conversion

HU Yuchen, HUANG Jianyuan, YU Jiahao, CHEN Zaihao

(*School of Public Management*, *Hohai University*, *Nanjing* 211000, *China*)

Abstract: Since entering a new developing stage, China's traditional occurrence structures have changed so deeply that the marginal effect of original kinetic energy has been declining from fast to quality development, which needs a system to drive the new/old kinetic energy conversion. Impacts of new kinetic energy on employment are of non-linear,

收稿日期：2025－10－11；**修订日期**：2025－11－19；**责任编辑**：段丽萍。

网络出版地址：https://link.cnki.net/urlid/11.5426.td.20260204.1024.002 **DOI**：10.13776/j.cnki.resourcesindustries.20260204.001

基金项目：江苏省卫生健康委医学科研项目（X0362）。

第一作者简介：胡雨晨，硕士生，主要从事公共管理研究。E-mail：2305260171@qq.com

通信作者简介 黄健元，教授、博士生导师，主要从事人口与社会保障研究。E-mail：hjy1964@sina.com

引用格式：胡雨晨，黄健元，余嘉豪，等，2026. 新旧动能转换背景下新动能发展对就业的影响效应研究[J]. 资源与产业，28(3)：89－100.

HU Yuchen, *HUANG Jianyuan*, *YU Jiahao*, *et al.*, 2026. *Impacts of new kinetic energy on employment under new and old kinetic energy conversion*[J]. *Resources & Industries*, 28(3): 89－100.

complex and uncertain features, possible with destructive or creative impacts. Based on new/old kinetic energy conversion, an evaluation system for new kinetic energy development is established to analyze its impacts on employment aiming at providing references for China to make industrial structural adjustment and employment policies from theory and cases. China's new kinetic energy is still at a low expanding stage with fluctuated rising evolution, contribution of the leading industries is much higher than productive elements level and developing modes. New kinetic energy has a conspicuous non-linear effect on employment showing a falling-then-rising trend due to destructive effects and creative effects. This paper presents suggestions on making full use of reallocation and the third allocation to support employment at the low developing stage of new kinetic energy, on driving application of new productive elements, development and developing mode changes of traditional & high-tech industries at highly developing level of new kinetic energy, on encouraging technical innovation, advancing conversion of new/old productive elements, and optimizing labor and capital allocating efficiency, enhancing inputs on education and training to convert the leading industries into advancing and servicing along with employment.

Key words: new kinetic energy development; labor employment; entropy-TOPSIS; kernel density estimate

0 引言

党的二十大报告指出中国式现代化的本质要求是坚持中国共产党领导，坚持中国特色社会主义，实现高质量发展。改革开放以来，我国依靠低廉的禀赋要素成本、宽松的资源环境约束以及强大的国际产业梯度转移承接能力，制造了世界经济发展史的“神话”，开辟了中国特色社会主义新道路，过去 30 多年经济年平均增长率接近 10%（国家统计局，2018）。但在发展新常态背景下，我国原有的传统要素禀赋优势结构发生深刻变化，资源枯竭与生态环境恶化等问题日益凸显，再加上高端产业发展遭受发达国家遏制与中低端产业分流向东南亚国家的双重压力，导致经济增长接近最大生产可能性边界，潜在增长率趋于收敛（马志越等，2025）。经济增长由高速发展阶段向高质量发展阶段转变的原有动力边际效应不断减弱，亟须培育新动能体系，调整动力来源结构，推动实现经济高质量发展的新旧动能转换。

新旧动能转换是由低水平经济结构平衡跃迁到高水平经济结构再平衡的动态变化过程，是介于两种平衡增长路径之间的非平衡增长状态（杨蕙馨等，2018）。在新旧动能转换重塑经济结构平衡的过程中，一方面，在经济系统中广泛引入应用技术、人才等创新要素，推动产业结构向高级化、合理化方向转变，从而对劳动要素产生替代效应，使得对低端劳动力的依赖逐渐减弱，对居民就业短期内产生抑制作用；另一方面，创新要素的普遍应用可以显著提高全社会全要素生产率，降低企业生产成本与产品价格，推动企业扩大生产规模与劳动力需求，同时，传统产业的改造升级与高技术产业的蓬勃发展对高技能劳动力的需求日益增强，这些都对就业长期产生促进作用。因此，新动能发展对劳动力就业影响具有非线性、复杂性和不确定性等特征。本文在新旧动能转换内涵界定的基础上对此展开实证分析，从而为我国产业结构调整和就业政策制定提供理论借鉴。

1 文献综述

新旧动能转换的实质是在要素禀赋结构变化的基础上，通过技术创新、产业创新以及机制创新等手段，建立生产要素与生产条件新组合，调整提升全要素生产率与经济增长潜力的技术手段（杨蕙馨等，2018）。这种与新要素禀赋结构相适应的动态变化过程决定了新旧动能转换的过程具有相对动态、具体客观的特征，并表现为不同时期、不同地区新旧动能转换的异质性。由于区域间要素禀赋结构存在差异性，新旧动能转换的历史演进和发展趋势也呈现出显著区域不平衡性，这一特征在农村地区表现得尤为突出（张宝生等，2025）。同时，由于支撑产业发展要素投入的结构分异，产业间新旧动能转换形态也各具特色，制造业新旧动能转换表现出显著的阶段差异性（赵鹏等，2024）。

要素禀赋结构的变化是推动新旧动能转换的核心因素与根本原因，但也存在众多其他因素对新旧动能转换施加影响。在经济因素方面，数字经济与传统制造业的有机结合加快了新旧动能转换进程，金融发展规模对新旧动能转换存在倒“U”型非线

性效应（杨刚等，2024）；在要素配置方面，科研人才集聚有利于实现科技创新进而支撑新旧动能转换（赵鹏等，2024），土地资源错配延缓了旧动能消退与新动能成长进程（闫明涛等，2024）；在政策环境方面，处于经济周期不同阶段的财政支出规模、支出结构与收入结构对新旧动能转换存在着最优操作组合（王艳等，2023），知识产权开发、运用与保护对新旧动能转换分别发挥着创造新动能、加速转换进程与营造良好环境的功能（尹希果等，2020）。

提升全要素生产率与经济增长的技术手段调整过程在产业层面表现为产业结构的变迁升级（Autor et al.，2013）。产业结构升级既内生于要素禀赋结构变化，又作用于劳动、资本等要素投入结构的调整，进而对就业产生影响。产业结构升级对就业的影响主要包含 2 种迥然相异的观点：1）产业结构升级通过抬高人力资本要求、促进资本存量增长以及就业需求结构剧烈变动等路径，阻碍了就业规模的扩张，对就业产生了显著的负面作用（段龙龙等，2025）；2）产业结构升级明显增强了产业产出能力、提高了服务化与高级化产业占比以及开辟新的市场需求与就业岗位等，进而对就业产生拉动作用（余泳泽，2025）。

现有研究已针对新旧动能转换的原因、内涵、区域差异、行业异质性以及驱动因素等方面展开了广泛探讨，但对新动能发展与就业之间关系的研究，关注不够深入，仅从产业结构升级等具体方面对就业的影响进行了讨论，缺少系统全面地分析新动能发展对就业的影响机制并验证其效果。本文的边际贡献在于：1）系统全面地解读新旧动能转换的基本内涵，认为新动能发展主要体现在投入端的生产要素发展、产出端的主导产业发展以及过程端的发展模式 3 个方面；2）利用核密度估计、自然断点法探究我国新旧动能转换的时空特征，分析其发展不充分、不均衡的特征；3）从生产要素等 3 个方面深入探求新动能发展对就业的影响机理，并以此为基础，验证其对就业存在的非线性效应。

2　新动能发展水平测度指标体系及指标测算方法

2.1　新动能发展水平评价指标体系构建

根据新旧动能转换的内涵界定，新动能发展水平可以体现为生产要素发展水平、主导产业发展水平与发展模式发展水平 3 个方面。同时，基于对这 3 个方面的文献梳理发现，生产要素发展水平主要从技术要素和人才要素 2 个方面来衡量（闫明涛等，2024）；主导产业发展水平主要从传统产业改造、高级技术产业发展 2 个方面来考察（何勤等，2020）；发展模式水平主要从投入方式、消耗方式和排放方式 3 个方面进行评价（王俊等，2025）。因此，围绕指标层 7 个方面选取 28 个细分指标，构建衡量新动能发展水平综合评价指标体系，具体如表 1 所示。

表 1　新动能发展水平评价体系

Table 1　Evaluation system for the development level of new growth drivers

目标层	准则层	指标层	子指标层	指标代码	方向
新动能发展水平	生产要素发展水平	技术要素	R&D 经费投入强度	*a*1	+
			国外技术引进合同金额占 GDP 比重	*a*2	+
			科学技术支出占财政支出比重	*a*3	+
			技术市场流入合同金额占 GDP 比重	*a*4	+
			每万人有效发明专利数/件	*a*5	+
		人才要素	R&D 人员全时当量/（人·a）	*a*6	+
			教育支出占财政支出比重	*a*7	+
			普通高等学校生均教育事业费支出/元	*a*8	+
			每 10 万人高校在校生人数	*a*9	+
	主导产业发展水平	传统产业改造	规模以上工业企业 R&D 人员占城镇单位就业人数比重	*b*1	+
			规模以上工业企业 R&D 经费内部支出占主营业务成本比重	*b*2	+

续表 1

目标层	准则层	指标层	子指标层	指标代码	方向
			规模以上工业企业新产品开发经费支出占主营业务成本比重	*b*3	+
			规模以上工业企业平均拥有有效发明专利数/件	*b*4	+
			规模以上工业企业新产品销售收入占主营业务收入比重	*b*5	+
		高技术产业发展	高技术产业企业数占规模以上工业企业比重	*b*6	+
			高技术产业从业人数占规模以上工业企业城镇单位从业人数比重	*b*7	+
			高技术产业 R&D 经费内部支出占规模以上工业企业比重	*b*8	+
			高技术产业企业平均拥有有效发明专利数/件	*b*9	+
			高技术产业主营业务收入占规模以上工业企业比重	*b*10	+
	发展模式发展水平	投入方式	水力、风力、太阳能及核能发电量占总发电量比重	*c*1	+
			万元 GDP 地下水供水量/m^3	*c*2	−
		消耗方式	万元 GDP 用电量/（kW·h）	*c*3	−
			万元 GDP 用水量/m^3	*c*4	−
		排放方式	万元 GDP 废水中化学需氧量排放量/t	*c*5	−
			万元 GDP 二氧化硫排放量/t	*c*6	−
			万元 GDP 氮氧化物排放量/t	*c*7	−
			万元 GDP 烟粉尘排放量/t	*c*8	−
			万元 GDP 二氧化碳排放量/t	*c*9	−

2.2 新动能发展水平的测算方法

在对新动能发展水平进行测度之前，首先需要确定新动能发展水平各项指标的权重。为了避免主观因素在指标赋权过程中引起偏误等问题，研究采用熵权法对各项指标进行初步赋权。同时，考虑到熵权法仅能测度新动能发展的绝对水平，无法针对新动能发展程度与理想化目标之间的相对水平进行测算，为反映新动能发展的相对优劣与水平排序，参考杨刚等（2024）的研究，综合运用熵权 - TOPSIS 法对新动能发展水平进行测算。

1）数据的标准化处理。设共有 r 个年份、n 个地区、m 个指标，则 $x'_{\theta ij}$ 表示第 θ 年地区 i 的第 j 个指标值，根据正向指标和负向指标的数值代表的含义不同，采用不同的方式进行标准化处理，得到无量纲化的指标值 $x'_{\theta ij}$。

正向指标的标准化处理公式为

$$x'_{\theta ij} = \frac{x_{\theta ij} - \min x_{\theta ij}}{\max x_{\theta ij} - \min x_{\theta ij}} + 0.001 。 \quad (1)$$

负向指标的标准化处理公式为

$$x'_{\theta ij} = \frac{\max x_{\theta ij} - x_{\theta ij}}{\max x_{\theta ij} - \min x_{\theta ij}} + 0.001 。 \quad (2)$$

2）熵权法客观赋权。各项指标权重 w_j 的计算公式为

$$w_j = \frac{1 + \frac{1}{\ln n} \times \sum_{i=1}^{n} \frac{x'_{\theta ij}}{\sum_{i=1}^{n} x'_{\theta ij}} \ln\left(\frac{x'_{\theta ij}}{\sum_{i=1}^{n} x'_{\theta ij}}\right)}{\sum_{j=1}^{m}\left[1 + \frac{1}{\ln n} \times \sum_{i=1}^{n} \frac{x'_{\theta ij}}{\sum_{i=1}^{n} x'_{\theta ij}} \ln\left(\frac{x'_{\theta ij}}{\sum_{i=1}^{n} x'_{\theta ij}}\right)\right]} 。 \quad (3)$$

3）加权初步计算新动能发展水平绝对指数 $NG_{\theta i}$，计算公式为

$$NG_{\theta i} = \sum_{j=1}^{m} w_j x'_{\theta ij} 。 \quad (4)$$

4）计算新动能发展水平指数 $G_{\theta i}$。令 $s_{\theta i} = w_j \cdot x'_{\theta ij}$，与最优方案和最劣方案的欧氏距离 $D^+_{\theta i}$、$D^-_{\theta i}$ 的计算公式分别为

$$D^+_{\theta i} = \sqrt{(P^+_{\theta i} - s_{\theta i})^2} , \quad (5)$$

式中 $P^+_{\theta i} = (\max s_{\theta i1}, \max s_{\theta i2}, \cdots, \max s_{\theta im})$。

$$D^-_{\theta i} = \sqrt{(P^-_{\theta i} - s_{\theta i})^2} , \quad (6)$$

式中 $P^-_{\theta i} = (\min s_{\theta i1}, \min s_{\theta i2}, \cdots, \min s_{\theta im})$。

新动能发展水平指数 $G_{\theta i}$ 的计算公式为

$$G_{\theta i} = \frac{D_{\theta i}^{-}}{D_{\theta i}^{+} + D_{\theta i}^{-}}。\quad (7)$$

$0 \leqslant G_{\theta i} \leqslant 1$，相对差距值 $G_{\theta i}$ 越大，新动能发展水平相对越高；反之，新动能发展水平越低。

3　新动能发展水平对就业的影响机制及模型构建

3.1　新动能发展水平对就业的影响机制

3.1.1　生产要素发展水平对就业的作用机制

生产要素发展水平对就业的影响主要表现为对就业的替代效应与规模效应 2 个方面。一方面，与创新要素相比，传统要素的生产率与价值创造相对低下。马克思的社会生产理论认为，资本家为了获取更高的相对剩余价值，不断增加技术创新要素的投入，资本等非劳动要素的有机构成占比越来越高，劳动力剩余逐渐增加，社会就业水平随之下降（何勤等，2020）。随着以人工智能、信息通信技术为代表的创新要素投入的增加，对劳动者劳动技能、综合素质的要求日渐提高，简单化、程序化以及体力劳动占比较高的职业将面临较大的被替代风险。据研究测算，在企业生产经营活动中，每增加 1 个单位工业机器人的运用，企业将减少 0.18 个单位的劳动力需求，在美国约 47% 的就业都面临这样的高被替代风险（裴长洪等，2020）。另一方面，技术、人才等创新要素也能够显著提高企业的生产效率，促进生产规模的扩大，从而增加对劳动力的需求。研究发现，人工智能、工业机器人等创新要素的广泛应用，显著促进企业全要素生产率的提高，进而降低生产成本与产品价格，扩大居民消费需求，从而促使企业扩大生产规模与劳动力需求（王永钦等，2020）。李雅宁等（2020）认为，在人工智能行业全要素生产率的边际就业增长率可以达到 0.142%。综合这两方面效应，提出假设 1。

假设 1：在各生产要素利用水平不变的情况下，生产要素发展水平与就业之间存在非线性关系。

3.1.2　主导产业发展水平对就业的作用机制

产业结构的变化深刻影响着就业需求结构，伴随着主导产业向高级化、服务化方向转变，与产业相配套的就业需求结构也表现出两种不同性质的特点。1）对低技能劳动力的依赖减弱，就业破坏效应较为凸显。随着高技术产业的新兴发展与传统产业的改造升级，低端制造业对低技能劳动力的吸纳能力减弱，低端服务业就业市场的总供给显著增加，低技能劳动者之间的竞争不断加剧。受制于技能提升动因弹性较大与相对成本较高，以农民工为代表的低技能劳动者技能转型滞后于产业结构优化升级，产业结构优化与劳动力素质变化的互动关系动态演变为不协调、不匹配状态，就业市场对低技能劳动者的需求减少，结构性失业增加（王洪涛等，2020）。2）对高技能劳动力的需求增强，就业补偿效应日趋显著。产业结构优化的就业补偿效应主要来源于 2 个方面：a. 以高技术产业为表现的新产业不断涌现，新的生产服务领域被开辟，产生了新的劳动力岗位需求（汪增洋等，2020）；b. 产业结构高级化、服务化的过程中，满足居民消费结构的产品供给能力显著增强，产品供给与产品需求得到适应与匹配，新的生产服务领域占据消费市场比重不断扩大，新产业的劳动力需求规模随着生产规模的扩张而增加。以互联网和电信业、软件开发行业等为代表的数字经济产业的发展，大力改进了第三产业就业质量，第三产业就业占比显著提升，就业结构不断优化升级（戚聿东等，2020）。

主导产业发展水平能否促进就业水平的提升取决于对低端产业就业的破坏能力与对高端产业就业的补偿能力两种力量的对比。在主导产业迈向高级化、服务化的进程中，一方面，低端劳动力技能转型动力不足，劳动者技能转型与产业结构优化之间存在速率差异，主导产业发展水平对就业的破坏效应显著；另一方面，在新兴产业涌现与传统产业改造过程中，又创造了新的岗位需求，“配第 – 克拉克”理论也认为劳动力升级转移方向会随着产业结构升级调整而变化，主导产业发展水平对就业的影响表现为补偿效应。因此，主导产业发展水平与就业之间的关系存在不确定状态，由此提出假设 2。

假设 2：在生产技术水平不变的情况下，主导产业发展水平与就业之间存在非线性关系。

3.1.3　发展模式发展水平对就业的作用机制

经济活动主体推动发展模式向集约内涵式方向转变所带来的就业影响也体现为抑制与促进作用 2 个方面。1）对就业的抑制作用主要通过成本效应与需求效应 2 种途径对就业产生作用。成本效应主要指发展模式转变增加了企业的污染治理成本，挤占了企业的生产性投入，促使企业缩减生产规模与

劳动力雇佣（Palmer et al.，1995）。需求效应则是指发展模式转变削弱了污染型产品对清洁型产品的价格优势，不仅调整了污染型产品的市场占有率，也缩减了市场消费需求，企业生产规模与雇佣规模也由之减少（崔广慧等，2021）。2）对就业的促进作用主要通过创新补偿效应与要素替代效应 2 种途径对就业发生影响。创新补偿效应主要是指为了谋求可持续发展与长远收益，从根本上解决发展模式转变过程中带来的资源环境约束问题，企业会在保持原有生产方式的基础上引进新的生产技术与污染处理技术，促进与之配套而产生的劳动力需求的增加（Porter et al.，1995）。但是，由于技术研发活动具有成本高、周期长以及结果不确定性等特点，企业投资活动的短期化偏向导致其难以在短期内利用技术手段实现资源高效利用与污染减排（汪海凤等，2018）。因此，企业在短期内会采取增加劳动要素的有机结构占比的方式，替代污染型要素，从而导致企业对劳动力的需求增长，即发展模式转变对就业的要素替代效应（He et al.，2020）。

企业在应对发展模式转变过程中的资源环境约束时采取的路径是动态变化的，导致发展模式发展水平对就业的抑制作用与促进作用的力量对比也是动态变化的。当企业倾向于采用“治标不治本”的方法缓解发展模式发展水平带来的资源环境约束压力时，通常采用缩减生产规模的方式应对经济活动与资源环境的矛盾，对就业的影响主要表现为成本效应与需求效应带来的抑制作用；当企业倾向于采用“标本兼治”的方法从根本上解决发展模式转变带来的资源环境矛盾时，无论是在短期内采用调整劳动要素有机占比，还是在长期内利用技术手段的方式，对就业的影响均表现为促进作用。因此，发展模式发展水平对就业的影响也呈现出非线性特征，由此提出假设 3。

假设 3：在生产要素利用与生产技术水平不变的情况下，发展模式发展水平与就业之间存在非线性关系。

3.2 模型构建与变量设定

传统生产函数中，仅将劳动、资本视为要素投入，而将包括无形资本在内的新动能视为“索洛剩余”，忽视了新动能在经济增长中发挥的作用（王永钦等，2020）。参考 Bohringer et al.（2012）、Cole et al.（2008）的设计思路，对经典柯布－道格拉斯生产函数进行扩展，将新动能发展水平视为投入要素并引进生产函数，得到扩展的生产函数。

$$Y = G^a K^b L^c (0 < a,b,c < 1)，\tag{8}$$

式中：Y 为产出；G、K、L 分别为新动能发展水平、资本和劳动投入，a、b、c 分别为各生产要素的弹性指数。

根据公式（8）计算得出劳动边际产出。

$$W = MPL = c\,G^a K^b L^{c-1}。\tag{9}$$

对公式（9）两边同时取对数，可得

$$\ln W = \ln c + a\ln G + b\ln K + (c-1)\ln L。\tag{10}$$

对公式（10）进行变形，可得

$$\ln L = \frac{\ln c}{1-c} + \frac{a}{1-c}\ln G + \frac{b}{1-c}\ln K + \frac{1}{c-1}\ln W。\tag{11}$$

令 $\alpha_1 = \frac{\ln c}{1-c}$，$\alpha_2 = \frac{a}{1-c}$，$\alpha_3 = \frac{b}{1-c}$，$\alpha_4 = \frac{1}{c-1}$，公式（11）可变为

$$\ln L = \alpha_1 + \alpha_2\ln G + \alpha_3\ln K + \alpha_4\ln W。\tag{12}$$

由公式（10）发现，新动能发展水平跟资本和劳动边际产出等共同对就业水平产生影响。根据前文的理论分析，新动能发展对就业的影响存在多维性、非线性特征。为了验证新动能发展水平可能存在的非线性关系，研究将新动能发展水平的二次项引入模型。此外，考虑到受教育水平、社会保障等因素也可能会对就业产生显著影响，同时，为了避免遗漏变量的问题，将控制变量引入模型，得到公式（11）。

$$\ln L = \alpha_1 + \alpha_2\ln G + \alpha_3\ln K + \alpha_4\ln W + \alpha_5\ln G^2 + \sum \alpha X + \varepsilon。\tag{13}$$

另外，为了探究新动能发展对就业的作用机制，验证生产要素发展水平、主导产业发展水平与发展模式发展水平对就业影响的研究假设，根据基准模型构建影响机制检验模型。

$$\ln L = \beta_1 + \beta_2\ln PF + \beta_3\ln K + \beta_4\ln W + \beta_5\ln PF^2 + \sum \beta X + \varepsilon，\tag{14}$$

$$\ln L = \gamma_1 + \gamma_2\ln LI + \gamma_3\ln K + \gamma_4\ln W + \gamma_5\ln LI^2 + \sum \gamma X + \varepsilon，\tag{15}$$

$$\ln L = \lambda_1 + \lambda_2\ln DM + \lambda_3\ln K + \lambda_4\ln W + \lambda_5\ln DM^2 + \sum \lambda X + \varepsilon，\tag{16}$$

式中：*PF* 、*LI* 、*DM* 分别为生产要素发展水平、主导产业发展水平和发展模式发展水平。

1）被解释变量。本文从劳动力供给层面考虑新动能发展对就业的影响，主要体现的是劳动力的就业状态。新动能发展通过对劳动者的就业能力和就业意愿等造成冲击，进而影响劳动力的就业数量。根据国家对就业率的统计口径与何勤等（2020）的相关研究，本文采用就业率（*ER*）作为就业水平（*L*）的衡量指标。同时，为了避免总人口中非劳动年龄人口对真实就业产生的干扰，采用就业人口与总劳动年龄人口之比衡量就业率。

2）核心解释变量。新动能发展水平为核心解释变量，根据前面新旧动能转换的内涵分析，用公式（1）—（5）测算得出的新动能发展水平指数（*G*）来表征。

3）控制变量。借鉴王永钦等（2020）、戚聿东等（2020）的研究成果，采用经永续盘存法计算得出的全社会固定资产资本存量（*FA*）作为资本要素（*K*）的衡量指标，固定资产折旧率参考李颖（2019）的研究，统一采用 20.6%；城镇单位就业人员实际平均工资（*AW*）作为劳动边际产出（*W*）的衡量指标；受教育水平、社会保障程度分别选取大专及以上人口占比（*EL*）、年末参加失业保险人数占比（*SS*）予以表征。

4　实证分析

4.1　新动能发展水平测算与分析

根据新动能发展水平测算体系与公式（1）—（5），对 2015—2023 年全国新动能发展水平进行测算，测算结果如图 1 所示。由此可以发现，新动能发展水平仍处于低水平扩张阶段，均值为 0.179。除 2017 年出现微幅下降外，其余年份均呈现出稳步上升趋势，从 2015 年的 0.158 增长至 2023 年的 0.215，年平均增长 3.97%。

4.2　新动能发展水平对就业影响的基准回归

为避免解释变量之间存在多重共线性问题，针对研究数据进行方差膨胀因子（VIF）检验，检验结果见表 2。各解释变量 VIF 值介于 1.15 ~ 3.86，远小于临界值 10，表明不存在显著的多重共线性。基于 F 检验与 Hausman 检验的检验结果，在混合效应模型（ME）、固定效应模型（FE）与随机效应模型（RE）中做出选择，检验新动能发展水平与就业之间是否存在非线性关系。F 检验与 Hausman 检验结果均显著拒绝了原假设，采用固定效应模型（FE）进行检验，回归分析结果如表 2 所示。

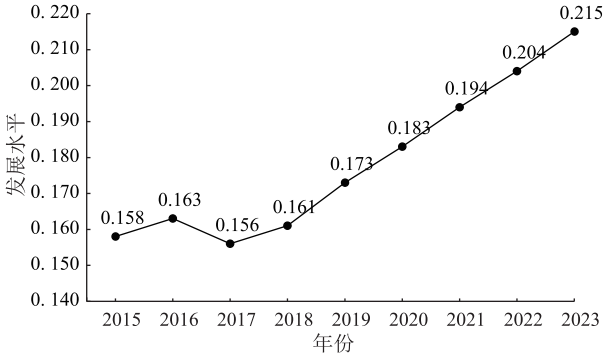


图 1　2015—2023 年全国新动能发展水平

Fig. 1　Chinese development level of new growth drives from 2015 to 2023

表 2 列（2）结果显示，新动能发展水平二次

表 2　VIF 检验及基准回归分析结果

Table 2　Results of the VIF test and baseline regression analysis

变量	VIF	ln*er*	
		（1）	（2）
ln*G*	2.21	−0.013	0.197***
		（0.020）	（0.059）
lnG^2			0.061***
			（0.016）
ln*AW*	1.15	−0.025	−0.034
		（0.041）	（0.040）
ln*FA*	3.09	0.021	0.033*
		（0.019）	（0.019）
ln*EL*	3.86	−0.021	−0.011
		（0.017）	（0.017）
ln*SS*	3.20	0.073***	0.052*
		（0.027）	（0.027）
_cons		−0.141	−0.015
		（0.369）	（0.361）
个体固定效应		控制	控制
时间固定效应		控制	控制
R^2		0.050	0.102
F		2.58**	4.60***
Hausman		0	0.000 6

注：* 表示 $p<0.1$，** 表示 $p<0.05$，*** 表示 $p<0.01$；括号内数值为稳健标准误

项对就业影响的系数在1%的水平上显著为正，表明新动能发展对就业存在非线性关系，即就业率随着新动能发展水平的提高呈现出先下降后上升的趋势。

在新动能发展初期，由于生产要素发展水平对就业的替代效应大于规模效应，劳动力技能提升滞后于产业发展速度，发展模式发展水平对就业具有成本效应与需求效应的负面作用。尽管新动能发展水平呈现出上升趋势，但发展的不充分性仍然显著，对就业的影响整体上表现为破坏效应。随着新动能发展水平跃迁至成熟阶段，生产要素发展水平对就业的规模效应日益占据上风，高技能劳动者占比的提高改善了劳动者技能与产业发展的匹配度，长期内发展模式发展水平对就业的补偿作用也逐渐显现，新动能发展水平在高阈值范围内对就业的影响整体表现为创造效应（孙雪等，2022）。因此，新动能发展水平的不断提高对就业整体表现为“U”型非线性影响。

在控制变量方面，资本要素对就业的影响显著为正，表明随着资本投入规模的增长，就业水平可以得到显著改善。社会保障程度对就业的影响显著为正，主要是由于社会保障水平的提高，显著降低了劳动者的就业搜寻和技能提升成本，推动了就业率的增长。劳动边际产出对就业的影响并不显著，尽管劳动供给会随着工资水平的提高呈现出增长趋势，形成收入效应，但平均工资的提高也压缩了企业利润空间，倒逼企业调整生产要素结构，对劳动雇佣产生替代效应，导致劳动边际产出对就业的影响结果尚不明确。我国产业发展整体面临“中低端锁定”困境，导致就业市场对高技能人才的吸纳能力不足，使得受教育水平的提高并不能引起就业水平的波动，受教育水平对就业率的影响不够显著。

4.3 分维度的异质性分析

为了探究新动能发展水平（G）的“U”型影响主要由哪个维度所驱动，本文将总指数拆分为生产要素发展水平、主导产业发展水平和发展模式发展水平3个构成部分，分别检验他们对就业的影响。针对研究样本数据进行F检验和Hausman检验，发现模型（1）的Hausman检验结果为负数，参考连玉君等（2014）的研究成果，采用修正后的Hausman检验与过度识别检验继续进行检验，结果均显著拒绝了原假设，仍采用固定效应模型（FE）进行检验，模型（2）—（5）F检验与Hausman检验结果均显著拒绝了原假设，采用固定效应模型（*FE*）进行检验，而模型（6）Hausman检验结果并不显著，因此，采用随机效应模型（*RE*）进行检验，结果如表3所示。

表3列（2）结果显示，生产要素发展水平指数二次项系数显著为正，表明生产要素发展水平与就业之间存在显著的“U”型非线性关系，验证了假设1。主要原因在于生产要素发展初期，由于知识、数据与技术等创新要素相比传统要素具有更高的要素生产率与价值创造能力，企业倾向于追加创新要素投入，提高生产活动中的非劳动要素占比，生产要素发展水平对就业影响表现为替代效应，即就业率随着生产要素发展水平提高而下降。当生产要素发展水平进入高阈值阶段，创新要素的广泛应用显著促进了全要素生产率的提高，降低了生产成本与产品价格，拉动社会总需求增长，进而推动社会总供给与劳动要素需求扩张，生产要素发展水平对就业影响的规模效应高于替代效应，即表现为就业率随着生产要素发展水平加深而上升。

表3列（4）结果显示，主导产业发展水平指数二次项对就业影响的系数显著为正，即主导产业发展水平对就业存在显著的“U”型非线性影响，验证了假设2。在主导产业向高级化、合理化方向转变过程中，产业发展由低技能“人口红利”依赖转向高技能人才驱动，但受制于技能提升动因弹性较大与成本较高等因素，低技能劳动者技能转型滞后于主导产业发展，产业与就业动态平衡状态被打破，进入以结构性失业为特征的非平衡状态，主导产业发展水平对就业影响表现为破坏效应。随着主导产业发展程度加深，新产业与生产服务领域被开辟，补偿新的就业岗位，同时，由于受教育水平提高与技能溢出的影响，劳动者技能转型与主导产业发展水平之间的速率差异收敛，产业与就业重新进入动态平衡状态，主导产业发展水平的就业补偿能力强过破坏能力，对就业影响表现为补偿效应。

表3列（6）结果显示，发展模式发展水平指数二次项系数显著为正，证实了发展模式发展水平对就业同样具有“U”型非线性影响，验证了假设3。在发展模式转变初期，由于生产经营路径依赖与技术积累薄弱，发展模式发展水平显著增加了企

表 3　分维度的异质性分析结果

Table 3　Heterogeneity analysis results by dimension

变量	生产要素发展水平		主导产业发展水平		发展模式发展水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln*PF*/ln*LI*/ln*DM*	-0.010	0.127***	0.009	0.160***	-0.005	0.099**
	(0.012)	(0.046)	(0.019)	(0.044)	(0.023)	(0.044)
lnPF^2/lnLI^2/lnDM^2		0.034***		0.039***		0.032**
		(0.011)		(0.010)		(0.016)
ln*AW*	-0.024	0.059	0.042	0.017	0.037	-0.028
	(0.041)	(0.060)	(0.061)	(0.060)	(0.061)	(0.028)
ln*FA*	0.018	-0.351	-0.376	-0.439*	-0.386	0.031***
	(0.020)	(0.256)	(0.260)	(0.254)	(0.261)	(0.011)
ln*EL*	-0.021	-0.010	-0.017	-0.002	-0.017	-0.026
	(0.017)	(0.018)	(0.018)	(0.018)	(0.018)	(0.017)
ln SS	0.075***	0.095***	0.102***	0.074**	0.099***	0.032
	(0.027)	(0.029)	(0.030)	(0.030)	(0.030)	(0.022)
_cons	-0.114	2.733	3.072	4.045*	3.184	-0.214
	(0.341)	(2.446)	(2.482)	(2.428)	(2.493)	(0.311)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	/
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	/
R^2	0.052	0.115	0.080	0.133	0.050	/
F	2.66***	2.17***	1.57*	2.56***	2.56*	15.2***
Hausman	-5.55	0.000 2	0.026 1	0.001 0	0.075 2	0.340 1
修正后的 Hausman	0.008 5	/	/	/	/	/
过度识别检验	0.006 6	/	/	/	/	/

注：* 表示 $p<0.1$，** 表示 $p<0.05$，*** 表示 $p<0.01$；括号内数值为稳健标准误

业污染治理成本，挤占了生产性投入，同时削弱了产品对清洁型替代品的价格优势，缩减了产品市场占有率与需求量，促使企业紧缩生产规模与劳动力雇佣量，对就业影响表现为成本效应、需求效应带来的抑制作用。随着发展模式发展水平的提高，资源环境约束倒逼企业在短期内调整劳动要素占比，替代污染型要素，在长期内引进、开发新的生产工艺与清洁生产技术，扩大设备、技术等的配套劳动力需求量，发展模式转变过程中资源环境矛盾被“标本兼治”的同时，对就业影响表现为促进作用。

4.4　稳健性检验

为了避免自选择偏误、互为因果等内生性问题，采用调整被解释变量、替换核心解释变量以及工具变量法等方法，分别对研究的回归分析结果进行稳健性检验。稳健性检验回归分析结果与原回归分析结果越一致，研究结论的稳健性越强。

4.4.1　调整被解释变量

研究采用了就业人口与总劳动年龄人口之比得出的就业率衡量被解释变量，为了避免因指标选取自选择偏误性产生的内生性问题，采用就业人口与总人口之比得出的就业率调整被解释变量，重新对研究样本进行回归分析，结果如表 4 列（1）和列（2）所示。新动能发展水平二次项系数依旧显著为正，即新动能发展水平对就业具有显著的非线性影响，与基准回归结果一致，研究结果较为稳健。

4.4.2　替换核心解释变量

为了避免利用熵权 - TOPSIS 法测算得出的具有相对水平性质的新动能发展水平与就业之间存在内生性问题，研究利用替换核心解释变量的方法针对研究结果进行稳健性检验。将熵权法测算得出的新动能发展水平绝对指数替换熵权 - TOPSIS 法测

算得出的新动能发展水平相对指数，再次进行回归分析，回归分析结果如表 4 列（3）和（4）所示。新动能发展水平绝对指数二次项系数同样显著为正，新动能发展水平指数与就业之间的非线性关系成立，仍然支持基准回归结果。

4.4.3 工具变量法

为了避免新动能发展水平与就业之间存在互为因果的内生性问题，利用工具变量法对研究结果进行稳健性检验。选取建成区面积占城区面积比重作为工具变量进行估计，依据在于：高建成区面积占比能够为创新要素集聚、产业集聚与环境污染治理规模效应提供地理空间条件，进而加快创新要素对传统要素替代、产业升级转型与发展模式转变（杨刚等，2024），同时又对新动能发展水平本身不产生直接影响，符合工具变量的相关性假设与外生性原则，回归结果如表 4 列（5）和列（6）所示。结果显示，估计结果 F 统计量显著大于 10，避免了“弱工具变量”问题，同时，新动能发展水平指数二次项系数显著为正，与基准回归结果相一致，表明研究结论不受互为因果内生性问题的干扰，进一步证实了新动能发展水平对就业的非线性效应。

表 4 稳健性检验回归分析结果

Table 4 Robustness test regression analysis results

变量	调整被解释变量		替换核心解释变量		工具变量法	
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
ln*G*	-0.020	0.188***	-0.017	0.248***	2.724	0.731*
	（0.021）	（0.059）	（0.030）	（0.067）	（11.037）	（0.410）
lnG^2		0.063***		0.074***		0.202*
		（0.017）		（0.017）		（0.109）
ln*AW*	0.086	0.035	0.043	-0.004	0.177	-0.121
	（0.059）	（0.059）	（0.061）	（0.060）	（0.754）	（0.108）
ln*FA*	-0.111	-0.229	-0.356	-0.502*	1.117	-0.729*
	（0.252）	（0.247）	（0.264）	（0.256）	（6.438）	（0.341）
ln*EL*	-0.007	0.006	-0.024	-0.006	-0.083	0.023
	（0.018）	（0.017）	（0.018）	（0.018）	（0.304）	（0.030）
ln*SS*	0.057**	0.030	0.083***	0.055*	0.321	0.020
	（0.029）	（0.029）	（0.031）	（0.030）	（0.925）	（0.054）
_cons	-0.380	1.426	2.781	4.887*	-7.127	8.713
	（2.406）	（2.389）	（2.532）	（2.484）	（46.333）	（4.047）
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.302	0.342	0.067	0.139	0.087	0.112
F	10.26***	8.61***	22.75***	19.47***	0.41	22.61***
Hausman	-78.50	0.002 9	0.006 2	0.065 4	/	/
修正后的 Hausman	0.000 6	/	/	/	/	/
过度识别检验	0.000 3	/	/	/	/	/

注：* 表示 $p<0.1$，** 表示 $p<0.05$，*** 表示 $p<0.01$；括号内数值为稳健标准误

5 结论与建议

自进入发展新常态以来，我国要素禀赋优势发生深刻变化，经济增长由高速发展阶段向高质量发展阶段转变的原有动力边际效应不断减弱，亟须培育新动能体系，推动新旧动能转换。然而，新动能发展水平对就业可能存在破坏或创造两种完全方向不一的影响。

1）我国新动能发展整体仍处于低水平扩张阶段，但呈现出波动上升趋势，转换的不充分性特征逐渐减弱，主导产业发展水平贡献度显著高于生产要素发展水平和发展模式发展水平。

2）新动能发展对就业具有显著的非线性效应，

即受破坏效应与创造效应力量对比变化的影响，就业水平随着新动能发展水平的提高而呈现出先下降后上升的“U”型变化趋势。

根据以上研究结论，提出如下针对性建议：

1）在新动能发展处于低水平扩张阶段，将工作重心放在“稳就业”方面。在推进新动能发展进程的同时，利用好再分配、第三次分配等手段加强对民生就业的扶持力度，在保障失业劳动群体生活需求的基础上，通过技能培训、就业帮扶等途径不断提升劳动者职业技能，推动失业群体再就业，缓解新动能发展对就业带来的破坏效应。

2）在新动能发展处于高水平成熟阶段，将工作重心放在“保增长”方面。通过推动新兴生产要素广泛应用、传统产业改造与高技术产业发展、发展模式转变等措施，加快新旧动能转换进程，充分利用新动能发展与就业“相互成就”的“双赢”关系，强化新动能发展对就业的创造效应，将新旧动能转换成果转化为民生就业福祉。

3）鼓励科技创新，加快新旧生产要素动能转换。当前我国生产要素转变仍处于起步阶段，对新旧动能转换贡献度明显不足。始终将科技创新作为新动能培育的核心任务，促进生产要素结构由传统要素为主向创新要素为主转变。推动传统要素改造，促进劳动要素向人才要素转变，优化劳动与资本要素配置效率，破除劳动、资本等要素自由流动限制。

4）加大投入力度，推动主导产业向高级化、服务化转变。在主导产业转变破坏就业阶段，加大技能教育培训投入力度，解除技能提升动因弹性大、成本高等阻碍因素，加快产业与就业由非平衡状态向平衡状态转变。在主导产业转变补偿就业阶段，加快推进传统产业向新业态改造和以高技术产业为表征的新产业发展，实现主导产业转变与就业协同发展。

综上所述，本文主要聚焦于新动能发展水平对就业的影响效应，但尚未深入剖析新旧动能转换过程本身（例如转换速度、转换模式与转换路径）对就业的动态影响。这一转换过程可能通过其带来的结构性摩擦与不确定性，对就业产生独立于发展水平的重要作用。因此，根据转换过程的动态特征构建其影响就业的传导机制模型，并据此提出更具时序性和针对性的缓冲与疏导政策，是未来一个极具价值的研究方向。

参考文献

崔广慧，姜英兵，2021. 政府环保处罚影响企业劳动力需求吗?：基于制造业上市公司的经验证据[J]. 中国人口·资源与环境，31(11)：78-88.〔CUI G H，JIANG Y B，2021. Does government environmental punishment affect labor demand of enterprises?：Based on the empirical evidence of manufacturing listed companies[J]. China Population，Resources and Environment，31(11)：78-88.〕

段龙龙，朱刘薇，2025. 助力抑或阻力?：新质生产力培育的就业效应[J]. 统计学报，6(4)：69-82.〔DUAN L L，ZHU L W，2025. Boon or burden?：Employment effects of cultivating new quality productive forces[J]. Journal of Statistics，6(4)：69-82.〕

国家统计局，2018. 波澜壮阔四十载民族复兴展新篇：改革开放40年经济社会发展成就系列报告之一[EB/OL]. [2025-08-12]. https://www.stats.gov.cn/zt_18555/ztfx/ggkf40n/202302/t20230209_1902581.html.

何勤，李雅宁，程雅馨，等，2020. 人工智能技术应用对就业的影响及作用机制研究：来自制造业企业的微观证据[J]. 中国软科学(S1)：213-222.〔HE Q，LI Y N，CHENG Y X，et al.，2020. The effect mechanism of artificial intelligence technology application on employment：Microevidence from manufacturing firms[J]. China Soft Science(S1)：213-222.〕

李雅宁，何勤，王琦，等，2020. 人工智能上市公司全要素生产率测度及其对就业的影响研究[J]. 中国人力资源开发，37(11)：62-74.〔LI Y N，HE Q，WANG Q，et al.，2020. Research on artificial intelligence companies' total factor productivity measurement and the impact on employment[J]. Human Resources Development of China，37(11)：62-74.〕

李颖，2019. 中国省域R&D资本存量的测算及空间特征研究[J]. 软科学，33(7)：21-26，33.〔LI Y，2019. Research on the measurement and spatial characteristics of China's provincial R&D capital stock[J]. Soft Science，33(7)：21-26，33.〕

连玉君，王闻达，叶汝财，2014. Hausman检验统计量有效性的Monte Carlo模拟分析[J]. 数理统计与管理，33(5)：830-841.〔LIAN Y J，WANG W D，YE R C，2014. The efficiency of Hausman test statistics：A Monte-Carlo investigation[J]. Journal of Applied Statistics and Management，33(5)：830-841.〕

马志越，王金营，2025. 新发展理念视域下中国区域新质生产力：水平测度、动态演进及空间分异[J]. 北方民族大学学报(4)：121-130.〔MA Z Y，WANG J Y，2025. China's regional new quality productivity under the new development concept：Horizontal measurement，dynamic evolution and spatial differentiation[J]. Journal of North Minzu University(Philosophy and Social Science)(4)：121-130.〕

裴长洪，倪江飞，2020. 习近平新旧动能转换重要论述的若干经济学分析[J]. 经济学动态(5)：3-14.〔PEI C H，NI J F，2020. Economic analysis on Xi Jinping's important discourses on shifting from old drivers of growth to new ones[J]. Economic Perspectives(5)：3-14.〕

戚聿东，刘翠花，丁述磊，2020. 数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J]. 经济学动态(11)：17-35.〔QI Y D，LIU C H，DING S L，2020. Digital economic development，employment structure optimization and employment quality upgrading [J]. Economic Perspectives(11)：17-35.〕

孙雪，宋宇，赵培雅，2022. 人工智能对异质劳动力就业的影响：基于劳动力供给的视角[J]. 经济问题探索(2)：171-190.〔SUN X，SONG Y，ZHAO Y P，2022. The influence of artificial intelligence on the employment of heterogeneous labor force：Based on the perspective of labor supply[J]. Inquiry into Economic Issues(2)：171-190.〕

汪海凤，白雪洁，李爽，2018. 环境规制、不确定性与企业的短期化投资偏向：基于环境规制工具异质性的比较分析[J]. 财贸研究，29(12)：80-93.〔WANG H F，BAI X J，LI S，2018. Environmental regulation，uncertainty and short-term investment bias of firms：A comparative analysis based on heterogeneity of environmental regulation tools[J]. Finance and Trade Research，29(12)：80-93.〕

汪增洋，张学良，2020. 高技术产业的地区就业乘数效应研究[J]. 中国科技论坛(1)：134-142.〔WANG Z Y，ZHANG X L，2020. On the local employment multiplier effect of high-tech industry[J]. Forum on Science and Technology in China(1)：134-142.〕

王洪涛，陆铭，2020. 供需平衡、动能转换与制造业高质量发展[J]. 江苏社会科学(4)：128-136.

王俊，刘卓菲，廖寅超，等，2025. 不止于减碳：空间溢出视角下的低碳转型与城市就业[J]. 西南金融(4)：84-99.〔WANG J，LIU Z F，LIAO Y C，et al.，2025. More than carbon reduction：The low-carbon transition and urban employment from a spatial spillover perspective[J]. Southwest Finance(4)：84-99.〕

王艳，王拉娣，白仲林，2023. 政府财政压力下土地资源错配对全要素生产率的影响分析：基于动态面板回归模型[J]. 科学决策(5)：134-151.〔WANG Y，WANG L D，BAI Z L，2023. Analysis of the impact of land resource misallocation on total factor productivity under government fiscal pressure：Based on dynamic panel regression model[J]. Scientific Decision Making(5)：134-151.〕

王永钦，董雯，2020. 机器人的兴起如何影响中国劳动力市场?：来自制造业上市公司的证据[J]. 经济研究，55(10)：159-175.〔WANG Y Q，DONG W，2020. How the rise of robots has affected China's labor market：Evidence from China's listed manufacturing firms[J]. Economic Research Journal，55(10)：159-175.〕

闫明涛，李江苏，闫明月，2024. 资源型城市新旧动能转换的空间演化与影响机制[J]. 资源科学，46(10)：1959-1975.〔YAN M T，LI J S，YAN M Y，2024. Spatial evolution and mechanism of influence of the transition from old to new economic drivers in resource-based cities[J]Resources Science，46(10)：1959-1975.〕

杨刚，王瑞，蔡显军，2024. 新质生产力赋能制造业产业链韧性提升：机制分析与实现路径[J]. 南京社会科学(9)：49-59，69.〔YANG G，WANG R，CAI X J，2024. New quality productivity empowers the resilience improvement of the manufacturing industry chain：Mechanism analysis and implementation path[J]. Nanjing Journal of Social Sciences(9)：49-59，69.〕

杨蕙馨，焦勇，2018. 新旧动能转换的理论探索与实践研判[J]. 经济与管理研究，39(7)：16-28.〔YANG H X，JIAO Y，2018. New and old kinetic energy conversion：Theorectical exploration and practical research[J]. Research on Economics and Management，39(7)：16-28.〕

尹希果，冉丹，2020. 财政政策对经济新旧动能转换的非线性效应[J]. 软科学，34(10)：30-35.〔YIN X G，RAN D，2020. The nonlinear effect of fiscal policy on the replacement of old economic drivers[J]. Soft Science，34(10)：30-35.〕

余泳泽，2025. 民生为大，就业为要：中国就业友好型产业结构的理论构建与实践路径[J]. 学海(4)：120-132，215.〔YU Y Z，2025. Prioritizing people's livelihood with employment as the key focus：Theoretical frameworks and implementation pathways for China's employment-oriented industrial structure [J]. Academia Bimestris(4)：120-132，215.〕

张宝生，孙嘉慧，王晓红，等，2025. 新质生产力对农村经济韧性的影响机制和空间效应研究[J/OL]. 中国农业资源与区划.(2025-07-15)[2026-01-06]. https://link. cnki. net/urlid/11.3513. S. 20250715. 0950. 004.〔ZHANG B S，SUN J H，WANG X H，et al.，2025. Research on the impact mechanism and spatial effect of new quality productivity on rural economic resilience[J/OL]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning.(2025-07-15)[2026-01-06]. https：//link. cnki. net/urlid/11.3513. S. 20250715. 0950. 004.〕

赵鹏，李毅格，2024. 数字新质生产力驱动新型工业化发展的机制与路径研究[J]. 产业经济评论(5)：38-50.〔ZHAO P，LI Y G，2024. Research on the mechanism and path of digital new quality productive forces driving the development of new industrialization [J]. Review of Industrial Economics(5)：38-50.〕

AUTOR D H，DORN D，2013. The growth of low-skill service jobs and the polarization of the US labor market [J]. American Economic Review，103(5)：1553-1597.

BOHRINGER C，MOSLENER U，OBERNDORFER U，et al.，2012. Clean and productive?：Empirical evidence from the German manufacturing industry[J]. Research Policy，41(2)：442-451.

COLE M A，ELLIOTT R J R，WU S S，2008. Industrial activity and the environment in China：An industry-level analysis [J]. China Economic Review，19(3)：393-408.

HE G J，WANG S D，ZHANG B，2020. Watering down environmental regulation in China[J]. The Quarterly Journal of Economics，135(4)：2135-2185.

PALMER K，OATES W E，PORTNEY P R，1995. Tightening environmental standards：The benefit-cost or the no-cost paradigm [J]. The Journal of Economic Perspectives，9(4)：119-132.

PORTER M E，VANDERLINDE C，1995. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. The Journal of Economic Perspectives，9(4)：97-118.