

DOI: 10.19361/j.er.2025.04.04

政府新质生产力关注与城乡收入差距

孙 鹏 易培德 张诗怡*

摘要：政府在积极推动新质生产力发展的过程中,如何有效处理好城乡收入分配问题,已成为推动区域经济高质量发展与实现共同富裕的重要问题。本文通过构建城乡二元结构的经济增长模型,考察了政府新质生产力关注对城乡收入差距的非线性影响,并利用 2009—2021 年 280 个城市的面板数据进行实证检验。研究发现,政府新质生产力关注对城乡收入差距具有显著的正 U 型影响。机制检验表明,财政支出、产业结构及技术创新等领域的非农化趋势是政府新质生产力关注影响城乡收入差距的重要机制。进一步分析表明,在非老工业基地、非资源型以及人口净流入的城市中,政府新质生产力关注与城乡收入差距仍表现出显著的 U 型关系。此外,科技支出水平、劳动要素流动及产业链韧性的提升,均使得政府新质生产力关注与城乡收入差距的 U 型趋势更加平缓。本文结论为推动新质生产力培育与实现共同富裕提供了启示。

关键词：政府新质生产力关注;城乡收入差距;U 型关系;共同富裕

中图分类号：F291.3

一、引言

中国经济正处于新一轮科技革命、产业变革以及发展方式转型的历史交汇点,这对提升生产力发展水平提出了新的要求。在发展新质生产力过程中,政府部门发挥关键引领作用,地方政府通过提升新质生产力关注程度,推动新型产业政策的实施落地,促进先进生产力形成。同时,地方政府也为新质生产力的孕育构建了良好制度环境,优化生产力发展的创新环境,推动市场机制更好发挥资源配置作用。有为政府与有效市场的有机结合,成为加快形成新质生产力的重要着力点(周文、许凌云,2023)。然而,我们必须清醒地认识到,在大力发展新质生产力,推动“做大蛋糕”的同时,如何“分好蛋糕”,推动共同富裕同样需要我们高度关

* 孙鹏,海南大学国际商学院,邮政编码:570228,电子信箱:newsp2008@126.com;易培德(通讯作者),海南大学国际商学院,邮政编码:570228,电子信箱:xiaoyipd@163.com;张诗怡,海南大学国际商学院,邮政编码:570228,电子信箱:19982837759@163.com。

本文得到国家自然科学基金项目“生态约束与外资驱动下全要素能源效率提升研究:基于能源—经济—环境系统的分析框架”(72164008)的资助。感谢匿名评审专家提出的宝贵意见,作者文责自负。

注。共同富裕是中国特色社会主义的本质要求,而分配制度是促进共同富裕的基础性制度。加快形成新质生产力需要构建相适应的生产关系体系,对包括分配体制在内的传统体制进行全面改革,健全新质生产力核心要素参与收入分配的机制(任保平,2024)。新质生产力发展与收入分配的研究已成为推动经济高质量发展和实现共同富裕的重要议题。

新质生产力发展需要依靠有为政府和有效市场的共同作用,然而市场经济条件下,市场竞争会扩大收入差距。因此,研究新质生产力发展对城乡收入差距的影响应当充分考虑政府部门的重要作用。政府在区域发展中的特殊地位,决定了其重点关注的领域将在对应经济活动中产生重要影响。有限理性决策理论指出,由于信息超载和有限理性,当主体面对多任务时,其注意力会集中于某些领域而忽视其他领域。政府作为典型的多任务组织主体,其关注的分配也将直接影响政策选择和执行力度。此外,在政府不断提升生产力关注以实现中国经济快速增长的同时,中国的城乡收入差距并未得到显著改善,而是呈现出效率和公平难以兼具的事实性特征(程名望等,2022)。在此背景下,一个重要的问题是,如何在新质生产力迅猛发展过程中处理好城乡收入分配问题,政府在其中发挥怎样的作用?回答上述问题对于理解新质生产力形成与城乡协调发展的关系,助力区域经济高质量发展与实现共同富裕有着重要的理论及现实意义。

二、文献综述

发展新质生产力依靠科学技术革命性突破、生产要素创新性配置以及产业深度转型升级三大催生因素与新劳动者、新劳动资料以及新劳动对象三大生产要素的有机结合(黄群慧、盛方富,2024)。据此链条,可将新质生产力发展对城乡收入差距的影响分解为两个分支:一支是探讨新质生产力三大催生因素对城乡收入差距的影响。第一,科学技术革命性突破。尽管农村部门的科技进步有助于缩小城乡收入差距(徐彩瑶等,2024),但长期以来,农村部门技术进步落后于城镇,城乡间技术进步的不同频导致技术进步总体上扩大了城乡收入差距(玉国华,2021)。第二,生产要素创新性配置。生产要素配置对城乡收入差距的影响较为复杂。土地要素配置结构调整会扩大城乡收入差距,但土地要素配置效率提升却展现出显著缩小城乡收入差距的作用(龚明远等,2019)。单一的生产要素市场改革也可能造成部分群体福利受损,而将土地和劳动要素市场改革联动,不仅可以提升要素配置效率,还能同时缩小城乡差距(郭冬梅等,2023)。第三,产业深度转型升级。现有研究表明,产业结构合理化有利于缩小城乡收入差距;但产业结构高级化对城乡收入差距的影响不确定,其在不同经济时期对收入分配的作用存在差异(吴万宗等,2018),且产业升级主要通过企业间收入不平等扩大了中国城乡收入差距(Chen and Ma,2022)。

另一支则是研究新质生产力三大生产要素对城乡收入差距的影响。第一,新劳动者。区域教育投入与新劳动者培养密切相关,但城镇偏向的教育投入导致城乡居民人力资本投资差异化,成为城乡收入差距扩大的重要因素(陈斌开等,2010)。城乡收入差距过大,城镇居民选择人力资本投资,最终能够进入现代部门劳动;财富水平较低的农村居民不进行人力

资本投资,最终只能在传统部门劳动,造成城乡收入差距扩大的恶性循环(钞小静、沈坤荣,2014)。第二,新劳动资料。刘欢(2020)指出,工业智能化发展未能有效促进农业转移人口工作稳定性的增强,反而加剧这一群体在收入方面的不利状况,并进一步扩大城乡收入差距。曾亿武等(2022)也认为,智慧城市建设将城乡间基于手机、电脑等通讯技术的使用鸿沟拓展至基于物联网、云计算以及大数据等新一代信息技术的产业鸿沟,证实了智慧城市建设对城乡收入差距的扩大影响。第三,新劳动对象。数字经济作为经济变革的关键发展模式对实现公平收入分配却并不一定有益,中国数字经济发展与城乡收入差距间存在显著 U 型关系(Jiang et al.,2022)。同时,洪俊杰等(2024)将上千万条企业工商登记信息与城市统计数据匹配,精确测度了区域数字经济发展水平,并验证了数字经济发展不仅扩大了城乡收入差距,也扩大了地区间收入差距。

现有文献从新质生产力的基本要素和催生因素等不同维度对城乡收入差距的影响展开了较为细致的研究,但已有研究较少将新质生产力作为一个有机整体,系统考察其对收入分配的影响,且新质生产力不同维度的收入分配效应研究也未达成一致结论;同时,现有文献多倾向于构建指标体系对新质生产力发展水平进行测度,较少文献从政府关注视角,考察新质生产力发展与城乡收入差距的因果关系。基于此,本文构造了一个包含城乡二元结构的经济增长模型,分析政府新质生产力关注对城乡收入差距的影响;在理论分析基础上,采用2009—2021 年 280 个城市的面板数据,实证检验政府新质生产力关注对城乡收入差距的影响。理论和实证分析结果均显示,政府新质生产力关注与城乡收入差距呈现 U 型关系。与现有研究相比,本文的边际贡献在于:(1)构建城镇和农村两部门经济增长模型,从理论上推导出政府新质生产力关注对城乡收入差距的非线性影响,拓展了新质生产力发展的经济效应研究。(2)有别于构建指标体系测度新质生产力发展水平的方法,本文基于政府工作报告使用文本挖掘测度了政府新质生产力关注,拓宽了有关新质生产力测度研究的广度。(3)实证检验了政府新质生产力关注与城乡收入差距的 U 型关系,并通过财政支出、产业结构以及技术创新等领域的非农化趋势检验了政府新质生产力关注影响城乡收入差距的作用机制,丰富了地方政府关注与收入分配领域的相关研究。(4)从新质生产力三大催生因素选取实质变量考察其对政府新质生产力关注与城乡收入差距关系的调节效应,并从不同城市类型分析了政府新质生产力关注对城乡收入差距的差异性影响,为政府因地制宜发展新质生产力决策提供了参考。

三、理论模型与研究假说

(一)理论模型

参考 Lewis(1954)、程名望和张家平(2019),本文假设经济系统分为城镇部门和农村部门。根据生产三要素的经济理论,劳动、资本、土地是一切社会生产所不可缺少的要素。因此,将资本、劳动以及土地均视为城镇部门和农村部门的重要生产要素,构建两部门的生产函数分别为:

$$Y_u = A_u K_u^{\alpha_u} T_u^{\beta_u} L_u^{1-\alpha_u-\beta_u} \quad (1)$$

$$Y_r = A_r K_r^{\alpha_r} T_r^{\beta_r} L_r^{1-\alpha_r-\beta_r} \quad (2)$$

(1)、(2)式分别为城镇和农村两部门的生产函数,其中 $Y_j(j=u, r, \text{下同})$ 为经济产出, K_j 和 T_j 分别表示资本和土地投入, α_j 和 β_j 分别表示资本和土地的产出弹性, L_j 代表劳动投入。结合刘易斯二元结构理论和实践发展,农村部门以传统农林牧渔业为主,对土地的依赖程度较高;城镇部门以现代经济为主,对资本的依赖程度较高(Lewis, 1954)。因此,做出合理假定: $\beta_r > \beta_u, \alpha_u > \alpha_r$ 。

按照注意力决定理论,政府的决策行为取决于其注意力聚焦何处。政府新质生产力关注增强,在着力于新质生产力形成以促进区域生产力进步的同时,将推动形成更高素质的劳动者、更高技术含量的劳动资料、更广泛的劳动对象,进而提升区域生产效率和规模(黄群慧、盛方富, 2024)。在具体的生产活动中,劳动者是劳动要素的直接体现;劳动资料对应资本要素,提供生产所需工具、设备及机器等;劳动对象则对应土地要素,即提取于自然资源的资源与原材料。因此,政府新质生产力关注提升,在着力于劳动者、劳动资料以及劳动对象跃升的过程中,必然以劳动、资本、土地三要素增强,促进区域经济增长。本文采用 $Attn_j$ 表示政府新质生产力关注。

经济发展初期,土地要素代表着自然资源,在经济增长中具有非常重要的地位。发展经济学家罗斯托的经济成长阶段理论指出,经济发展的早期阶段通常依赖于自然资源等原始要素的开发,土地资源的利用、农业生产力的提升以及资源开采是经济增长的基础。这一阶段资本积累相对较少,经济增长主要依赖自然资源和劳动力的投入。经济发展初期往往意味着生产力发展水平不高,此阶段的生产过程以土地和劳动要素为主。因此,无论是城镇还是农村部门,政府新质生产力关注也将以土地和劳动两要素的增强为主。同时,不失一般性的假定:在政府新质生产力关注较低时,其劳动要素增强的分配比例设定为 γ_j ,土地要素增强比例为 $(1-\gamma_j)$,资本要素增强比例为零,将 $Attn_i$ 纳入生产函数可得:

$$Y_u = A_u K_u^{\alpha_u} [(1-\gamma_u) Attn_u T_u]^{\beta_u} (\gamma_u Attn_u L_u)^{1-\alpha_u-\beta_u} \quad (3)$$

$$Y_r = A_r K_r^{\alpha_r} [(1-\gamma_r) Attn_r T_r]^{\beta_r} (\gamma_r Attn_r L_r)^{1-\alpha_r-\beta_r} \quad (4)$$

假设生产函数规模报酬不变,市场完全竞争,则居民收入等于其劳动的边际收益(程名望、张家平, 2019)。面临城镇和农村两部门的发展,政府关注将在两者间分配。因此,农村新质生产力关注、城镇新质生产力关注与政府整体新质生产力关注之间存在稳定的关系,以 ω 表示政府新质生产力关注在城镇部门的权重,则有: $Attn_u = \omega Attn, Attn_r = (1-\omega) Attn$ 。综上所述可得:

$$Income_u = \frac{\partial Y_u}{\partial L_u} = (1-\alpha_u-\beta_u) A_u K_u^{\alpha_u} [(1-\gamma_u) \omega Attn T_u]^{\beta_u} (\gamma_u \omega Attn)^{1-\alpha_u-\beta_u} L_u^{-\alpha_u-\beta_u} \quad (5)$$

$$Income_r = \frac{\partial Y_r}{\partial L_r} = (1-\alpha_r-\beta_r) A_r K_r^{\alpha_r} [(1-\gamma_r) (1-\omega) Attn T_r]^{\beta_r} [\gamma_r (1-\omega) Attn]^{1-\alpha_r-\beta_r} L_r^{-\alpha_r-\beta_r} \quad (6)$$

(5)、(6)式中: $Income_u$ 和 $Income_r$ 分别表示城镇和农村居民收入水平,因此,在政府新质生产力关注以土地和劳动要素增强为主的阶段,城乡收入差距可以表示如下:

$$Gap_{TL} = \frac{Income_u}{Income_r} = \frac{(1-\alpha_u-\beta_u)A_u K_u^{\alpha_u} [(1-\gamma_u)\omega Attn T_u]^{\beta_u} (\gamma_u \omega Attn)^{1-\alpha_u-\beta_u} L_u^{-\alpha_u-\beta_u}}{(1-\alpha_r-\beta_r)A_r K_r^{\alpha_r} [(1-\gamma_r)(1-\omega) Attn T_r]^{\beta_r} [\gamma_r(1-\omega) Attn]^{1-\alpha_r-\beta_r} L_r^{-\alpha_r-\beta_r}} \quad (7)$$

(7)式中: Gap_{TL} 代表城乡收入差距,要分析 Gap_{TL} 随 $Attn$ 的变化趋势,则求 Gap_{TL} 关于 $Attn$ 的偏导:

$$\frac{\partial Gap_{TL}}{\partial Attn} = \frac{\lambda_1 (1-\alpha_u-\beta_u)(1-\alpha_r-\beta_r)(\alpha_r-\alpha_u)}{\{(1-\alpha_r-\beta_r)A_r K_r^{\alpha_r} [(1-\gamma_r)(1-\omega) Attn T_r]^{\beta_r} [\gamma_r(1-\omega) Attn]^{1-\alpha_r-\beta_r} L_r^{-\alpha_r-\beta_r}\}^2} \quad (8)$$

为简化表达式,令:

$$\lambda_1 = A_u K_u^{\alpha_u} [(1-\gamma_u)\omega T_u]^{\beta_u} L_u^{-\alpha_u-\beta_u} A_r K_r^{\alpha_r} [(1-\gamma_r)(1-\omega) T_r]^{\beta_r} L_r^{-\alpha_r-\beta_r} \times (\gamma_u \omega)^{1-\alpha_u-\beta_u} [\gamma_r(1-\omega)]^{1-\alpha_r-\beta_r} Attn^{1-\alpha_r-\alpha_r} \quad (9)$$

分析(8)、(9)式可知,(8)式分母大于零, λ_1 的值始终为正, $(1-\alpha_u-\beta_u)$ 和 $(1-\alpha_r-\beta_r)$ 位于 0 和 1 的开区间,因此, Gap_{TL} 关于 $Attn$ 偏导的正负取决于 $(\alpha_r-\alpha_u)$ 的大小。由前提假设可知 $\alpha_u > \alpha_r$,故 $(\alpha_r-\alpha_u)$ 的值小于零,意味着此时城乡收入差距对政府新质生产力关注的偏导小于零。即政府新质生产力关注较低时,城乡收入差距随政府新质生产力关注提升而缩小。

内生增长理论指出,随着经济现代化,资源型产业逐渐向技术型、知识型产业转型,在这个过程中土地要素的边际贡献逐渐减弱,资本要素的相对作用愈加突出。因此,随着经济发展,工业化持续推进、服务业不断扩张以及数字技术产业的兴起,生产过程对土地要素的依赖性逐渐降低,资本要素的生产率逐渐提高。人力资本的作用也愈加重要,高技能劳动者的培养对经济增长影响的权重在增加,这一转变使得政府关注逐步集中于新兴产业和未来产业。在政府新质生产力关注不断提高的过程中,其要素增强的比例也将由以土地和劳动要素为主逐步过渡到以资本和劳动要素为主。同样,不失一般性的假定:在政府新质生产力关注以资本和劳动要素增强为主的阶段,令劳动要素增强比例为 θ_j ,资本要素增强比例为 $(1-\theta_j)$,土地要素增强比例为零,将 $Attn_j$ 纳入生产函数可得:

$$Y_u = A_u [(1-\theta_u) Attn_u K_u]^{\alpha_u} T_u^{\beta_u} (\theta_u Attn_u L_u)^{1-\alpha_u-\beta_u} \quad (10)$$

$$Y_r = A_r [(1-\theta_r) Attn_r K_r]^{\alpha_r} T_r^{\beta_r} (\theta_r Attn_r L_r)^{1-\alpha_r-\beta_r} \quad (11)$$

在政府新质生产力关注以资本和劳动要素增强为主的阶段,求 Gap_{KL} 关于 $Attn$ 的偏导为:

$$\frac{\partial Gap_{KL}}{\partial Attn} = \frac{\lambda_2 (1-\alpha_u-\beta_u)(1-\alpha_r-\beta_r)(\beta_r-\beta_u)}{\{(1-\alpha_r-\beta_r)A_r [(1-\theta_r)(1-\omega) Attn K_r]^{\alpha_r} T_r^{\beta_r} [\theta_r(1-\omega) Attn]^{1-\alpha_r-\beta_r} L_r^{-\alpha_r-\beta_r}\}^2} \quad (12)$$

(12)式中:

$$\lambda_2 = A_u [(1-\theta_u)\omega K_u]^{\alpha_u} T_u^{\beta_u} L_u^{-\alpha_u-\beta_u} A_r [(1-\theta_r)(1-\omega)K_r]^{\alpha_r} T_r^{\beta_r} L_r^{-\alpha_r-\beta_r} \times (\theta_u\omega)^{1-\alpha_u-\beta_u} [\theta_r(1-\omega)]^{1-\alpha_r-\beta_r} Attn^{1-\beta_u-\beta_r} \quad (13)$$

由于 $(\beta_r-\beta_u)$ 大于零,故 Gap_{KL} 对 $Attn$ 的偏导也大于零,此时城乡收入差距随政府新质生产力关注提升而扩大。

综上可得,政府新质生产力关注初期,在以土地要素和劳动要素增强为主的阶段,能够缩小城乡收入差距;随着政府新质生产力关注提升,生产过程逐步过渡到依赖资本要素和劳动要素时,将扩大城乡收入差距。基于以上分析,本文提出第一个研究假说:

H1:政府新质生产力关注与城乡收入差距之间存在“U 型”关系,即随着政府新质生产力关注提升,城乡收入差距先缩小后扩大。

上述理论分析显示,在政府新质生产力关注与城乡收入差距的“U 型”关系中,不可忽视的一点是政府关注在两部门间的分配。(7)式反映出 ω 在 $(0,1)$ 区间内与城乡收入差距正相关,而 ω 代表了政府关注在城镇部门的配置比例。这表明,政府新质生产力关注若集中于城镇部门将导致资源配置非农化趋势上升,城乡收入差距也将在资源配置失衡中扩大。因此,探讨政府新质生产力关注如何影响城乡收入差距,核心机制应聚焦于资源配置非农化对收入分配格局的深远影响。首先,政府的导向性作用不可忽视,其财政支出引领和塑造了城乡间资源流动格局,城镇偏向的财政政策成为导致中国城乡收入差距扩大的重要原因(陈斌开、林毅夫,2013);其次,中国大多数农村部门依然以第一产业为主,第二产业和第三产业相对集中于城镇部门,长期以来的城乡二元结构惯性同样造成了城乡收入差距扩大(张海洋,2023)。最后,不同产业间创新能力的差异,在政府新质生产力关注的催化下,将进一步放大资源配置的不均衡,对城乡收入差距产生影响。

理论模型揭示的另一要点是,政府新质生产力关注在不同阶段对要素增强的侧重点有所不同。在政府新质生产力关注的初期,其要素增强作用以土地和劳动要素为主,因此,主要依赖土地要素发展的农村部门在这一阶段能够获得更多的政府关注。此时,政府新质生产力关注提升对第一产业发展的边际效益显著,不仅推动涉农财政支出的稳步增长,而且大力支持农林牧渔业的技术研发与推广,同时从良种培育、农机装备升级以及农业基础设施建设等关键领域全方位促进第一产业生产力的进步,进而实现农村居民收入的快速增长。因此,政府新质生产力关注提升,在以土地和劳动要素增强为主的阶段,通过抑制财政支出非农化、产业结构非农化以及技术创新非农化的趋势,能够有利于缩小城乡收入差距(Gap_{TL})。然而,政府新质生产力关注虽能优化农林牧渔业的生产模式和生产效率,但第一产业依靠自然的属性依然难以改变(洪俊杰等,2024),以老龄化、低技能农村劳动力为主和分散小规模耕地为基本面的农业生产难以形成规模经济。政府新质生产力关注将逐步聚焦于新兴产业和未来产业的发展,其财政支出将逐步转向资本和技术密集型行业,支持农村部门发展的资金减少,同时,产业结构演进规律呈现出第一产业不断减少、第二产业趋于稳定以及第三产业不断上升的特点,技术创新的着力点也将转向第二产业和第三产业。客观存在的城乡二

元结构使财政支出非农化、产业结构非农化以及技术创新非农化的上升趋势反映到城乡收入差距的扩大中。因此,在以资本和劳动要素增强为主的阶段,随着政府新质生产力关注进一步提升,将通过资源配置非农化趋势上升进而扩大城乡收入差距(Gap_{KL})。基于以上分析,本文提出第二个假说:

H2:政府新质生产力关注通过财政支出非农化、产业结构非农化及技术创新非农化影响城乡收入差距。

(二)调节效应

新质生产力是由科学技术革命性突破、生产要素创新性配置及产业深度转型升级所催生的。本文调节效应分析旨在探讨政府新质生产力关注提升,其催生新质生产力形成的实质性因素是否可能弱化政府关注对城乡收入差距的影响。探讨新质生产力实质催生因素的弱化效应,为政府推动形成区域新质生产力提供切实可行的方向。

首先,政府财政科技支出引领社会资源向技术创新领域集聚,是实现科学技术革命性突破的重要手段。政府新质生产力关注提升,向全社会传递了积极创新的强烈信号,并通过加大财政科技支出强度,降低创新活动中的不确定性风险,以财政资金有效减轻企业技术创新成本,充分激发区域技术创新活力(胡剑波等,2024)。值得注意的是,政府科技支出与社会资本逐利的本质有明显差异,政府需要根据区域经济发展的不同阶段合理调整两部门的支出结构,将有限的资金投入到关键领域,解决优先发展以及发展不平衡、不充分的问题。这一过程蕴含了培育新质生产力和实现共同富裕的双重目标。政府科技支出用于支持科技成果转化和应用,不仅推动新技术、新产品在农村部门推广和使用,同时,城镇部门的技术扩散效应也能够促进城乡两部门同频发展,有助于弱化政府新质生产力关注对城乡收入差距的影响。综上,本文提出假说:

H3a:提高科技支出水平能弱化政府新质生产力关注与城乡收入差距的U型关系。

其次,城乡收入差距是生产要素配置扭曲的重要体现,要素自由畅通流动不仅是推动要素实现创新性配置的核心基石,也是实现城乡融合发展的关键路径。确保城乡要素自由流动,既有利于提升整体要素配置效率,也能同步提高城乡居民收入与福利水平(郭冬梅等,2023)。劳动要素是生产要素的能动主体,劳动要素流动涉及户籍制度、公共服务以及土地市场等深层次制度壁垒,实现劳动要素畅通流动对城乡融合发展具有基础性破局意义。劳动要素流动有助于打破城乡间的资源壁垒,促进资本和技术等生产要素在城乡间自由流动和重新配置。这使农村部门能够获得更多发展资源,提高农村生产效率和收入水平,缩小城乡间资源配置差异,进而弱化政府新质生产力关注对城乡收入差距的非线性影响。综上,本文提出假说:

H3b:提升劳动要素流动能弱化政府新质生产力关注与城乡收入差距的U型关系。

最后,产业链韧性考察了产业抗击风险的抵抗力和恢复力,在产业结构多样化的基础上引入创新要素,是包含创新水平的产业结构调整,更符合新质生产力发展的要求。强化产业链韧性,是实施产业结构优化升级可持续导向的关键举措(肖兴志、李少林,2022)。通过延链、补链以及强链等措施增强产业链韧性的过程,推动产业链条完整建设的同时有利于促进城乡产业合理布局,促使城乡产业间紧密联系与协调发展,以实现城乡产业融合。产业链韧

性的提升成为统筹城乡协调发展的关键,为农村与城镇部门之间资源高效互动搭建了桥梁。农村部门通过产品生产、精深加工及市场拓展等多元化路径融入城镇经济体系,城乡产业间日益紧密的联系也为城镇技术向农村扩散提供了便利,推动城乡经济均衡发展,弱化了政府新质生产力关注对城乡收入差距的影响。综上,本文提出假说:

H3c:加强产业链韧性弱化政府新质生产力关注与城乡收入差距的 U 型关系。

四、研究设计

(一) 变量选择

1. 被解释变量

本文被解释变量为城乡收入差距 (*Theil*), 现有研究常用泰尔指数、基尼系数以及城乡收入比等方法衡量城乡收入差距。其中, 泰尔指数考虑了城乡人口结构和城乡收入分布的因素, 改善了城乡收入比忽略城乡人口结构的问题, 避免了收入分布重叠导致基尼系数衡量总体收入差距可能出现的偏差 (周国富、陈菡彬, 2021)。因此, 本文以泰尔指数作为城乡收入差距的代理变量。具体计算公式如下:

$$Theil_{it} = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{Y_{ij,t}}{Y_{it}} \right) \ln \left[\left(\frac{Y_{ij,t}}{Y_{it}} \right) / \left(\frac{L_{ij,t}}{L_{it}} \right) \right] \quad (14)$$

(14) 式中: $Theil_{it}$ 为泰尔指数, 表示第 i 个城市 t 时期的城乡收入差距; Y_{it} 表示第 i 个城市 t 时期的居民总收入, $Y_{ij,t}$ ($j=1, 2$ 分别表示城镇和农村) 分别表示第 i 个城市 t 时期城镇居民和农村居民的收入; L_{it} 表示第 i 个城市 t 时期的总人口, $L_{ij,t}$ 分别表示第 i 个城市 t 时期城镇和农村的人口数。

2. 解释变量

本文核心解释变量为政府新质生产力关注。遵循科学性和可操作性的原则, 运用理论分析法、频数统计法及专家咨询等方法确定关键词选择。具体操作为: 基于新质生产力的基本内涵, 首先, 与理论模型相对应, 从政府新质生产力关注提升能推动形成更高素质的劳动者、更高技术含量的劳动资料及更广范围的劳动对象三个维度进行考虑。其次, 结合新质生产力的催生因素, 从科学技术革命性突破、生产要素创新性配置及产业深度转型升级三个维度全面分析, 进而明确政府新质生产力关注的六个维度。通过查阅各地方政府相关政策文件和法规, 整理政府工作报告中提到的概念和议题, 基于这六个维度选择与政府新质生产力关注相关的词汇作为文本分析对象, 采用专家评议的方式剔除重复计算和关联性较弱的词汇, 最终确定了 168 个关键词, 建立词库。^① 进一步, 基于 RESET 数据库进行文本智能分析, 对政府工作报告进行关键词提取, 采用关键词频数和对应字数的乘积除以报告总字数得到新质生产力关注的比重, 为便于表述, 参考肖土盛等 (2022) 的做法, 将该比重乘以 100, 最终得到政府新质生产力关注 (*Attn*)。

3. 机制变量。

干春晖等 (2011) 采用第三产业产值与第二产业产值的比值, 以反映第三产业增长率快于第二产业增长率, 从而有效衡量经济结构服务化的趋势, 本文借鉴这一思想构造机制变

^①限于篇幅, 政府新质生产力关注相关词库留存备案。

量。首先,采用农林水事务支出衡量涉农财政支出,并以非农财政支出与涉农财政支出的比值来衡量财政支出非农化(*Fenonagr*);其次,使用第二产业与第三产业产值之和与第一产业产值的比值来衡量产业结构非农化(*Isnonagr*);最后,采用国家知识产权局 IPC 分类统计表中的 A01 类(农林牧渔业)专利授权量衡量涉农技术创新,用非农技术创新与涉农技术创新的比值衡量技术创新非农化(*Tinonagr*)。

4. 调节变量

科技支出水平(*Td*),采用各城市财政支出中科技支出占比来衡量。劳动要素流动(*Lab*),采用各城市人口变动总数中剔除自然增长率后的变动来衡量。产业链韧性(*Icr*),参考谢会强等(2024)的做法,采用熵值法用产业多样化指标和创新能力指标综合测度产业链韧性,具体以赫希曼-赫芬达尔指数取倒数衡量产业多样化指标,以发明专利授权数衡量创新能力指标。

5. 控制变量

借鉴陈斌开和林毅夫(2013)、程名望和张家平(2019)以及洪俊杰等(2024),本文引入以下控制变量:(1)经济发展水平(*Eco*),以城市人均地区生产总值取对数衡量;(2)城镇化水平(*Urban*),采用城镇常住人口除以总人口衡量;(3)对外开放程度(*Open*),采用进出口贸易总额占当年 GDP 的比重衡量;(4)金融发展水平(*Fin*),采用金融机构年末存贷款余额占当年 GDP 的比重衡量;(5)固定资产投资(*Inv*),采用固定资产投资额占当年 GDP 的比重衡量;(6)人力资本水平(*Edu*),采用普通高等学校在校学生数占当年总人口的比重衡量。

(二) 模型设定

1. 基准回归模型

理论模型分析表明,政府新质生产力关注与城乡收入差距之间存在 U 型关系,为检验政府新质生产力关注对城乡收入差距的非线性影响,构建如下计量模型:

$$Theil_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Attn_{it} + \alpha_2 Attn_{it}^2 + \alpha_3 \sum Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

(15)式中:*i*表示城市,*t*表示时间;*Theil_{it}*表示城乡收入差距;*Attn_{it}*表示政府新质生产力关注;*Control_{it}*为一系列控制变量; μ_i 表示城市固定效应, δ_t 表示时间固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。

2. 机制检验模型

为检验政府新质生产力关注影响城乡收入差距的作用机制,本文参考江艇(2022)构建如下模型:

$$Channel_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Attn_{it} + \alpha_2 Attn_{it}^2 + \alpha_3 \sum Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

(16)式中:*Channel_{it}*表示一系列机制变量,其余变量含义与(15)式相同。

3. 调节效应模型

为检验科技支出水平、劳动要素流动及产业链韧性对政府新质生产力关注与城乡收入差距 U 型关系的调节作用,设定如下模型:

$$Theil_{it} = \beta_0 + \beta_1 Attn_{it} + \beta_2 Attn_{it}^2 + \beta_3 Attn_{it} \times Mechanism_{it} + \beta_4 Attn_{it}^2 \times Mechanism_{it} + \beta_5 Mechanism_{it} + \beta_6 \sum Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

(17)式中:*Mechanism_{it}*表示一系列调节变量,其余变量含义与(15)式相同。

(三) 数据说明及描述性统计

本文以 2009—2021 年 280 个地级及以上城市为研究对象。数据主要来源于历年《中国城市统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》及各城市统计年鉴,政府新质生产力关注涉及的关键词来源于各城市政府工作报告。对于个别缺失数据使用插值法填补。为减少极端值干扰,对所有变量分别进行上下 1% 的缩尾处理。由于衡量城乡差距的变量属于不平等指数,其在长时间序列中表现出非平稳特征。因此,在实证研究中,其平稳性问题不能回避。针对本文所有衡量城乡差距的变量,在短面板数据中,采用 HT 检验和 IPS 检验进行面板单位根检验,结果表明,本文所涉及的不平等指数均为平稳序列。^① 各变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1		变量描述性统计			
变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Theil</i>	3640	0.080	0.046	0.008	0.233
<i>Attn</i>	3640	2.712	0.729	1.295	4.494
<i>Td</i>	3640	0.016	0.015	0.001	0.078
<i>Lab</i>	3640	0.997	0.029	0.878	1.144
<i>Icr</i>	3640	0.027	0.041	0.006	0.263
<i>Eco</i>	3640	10.621	0.575	9.207	11.895
<i>Urban</i>	3640	0.547	0.152	0.246	0.936
<i>Open</i>	3640	0.170	0.256	0.002	1.462
<i>Fin</i>	3640	2.430	1.119	0.979	6.725
<i>Inv</i>	3640	0.844	0.355	0.186	2.169
<i>Edu</i>	3640	0.018	0.020	0.001	0.099
<i>Fenonagr</i>	3640	8.449	4.251	2.837	25.854
<i>Isnonagr</i>	3640	14.959	22.630	1.616	157.766
<i>Tinonagr</i>	3640	21.256	24.157	0.029	139.000

五、实证研究

(一) 基准回归分析

表 2 报告了本文的基准回归结果。在基准回归中,分别采用不加入控制变量的双固定效应模型,带控制变量的随机效应模型、年份固定效应模型、城市固定效应模型以及城市年份双固定效应模型进行估计。采用 Hausman 检验判断选用“随机效应”还是“固定效应”,结果在 1% 的显著性水平上拒绝随机效应模型正确的原假设,故选择双向固定效应模型为基准回归模型进行分析。表 2 第(1)—(5)列均在 1% 的显著性水平上,*Attn* 的回归系数显著为负,*Attn*² 的回归系数显著为正,初步验证了政府新质生产力关注与城乡收入差距的 U 型关系。^② 上述结果表明,政府新质生产力关注初期能够显著缩小城乡收入差距,但随着政府新

①限于篇幅,此部分的实证结果留存备索。
②为进一步验证该 U 型关系,使用 `utest` 命令对 U 型关系进行检验。结果显示政府新质生产力关注与城乡收入差距的斜率呈现先负后正的特征,政府新质生产力关注的极值点为 2.7114,位于 99%Fieller 区间 [1.2948,4.4943] 内。U 型关系整体检验的 *P* 值为 0.0061<0.01。因此,足以拒绝虚无假设,认为政府新质生产力关注与城乡收入差距之间存在 U 型关系。

质生产力关注的进一步提升,使得城乡收入差距逐渐扩大,假说 H1 得到验证。这一结论亦符合中国城市发展实际情况,政府新质生产力关注初期,城镇部门生产率迅速提高并能提供大量就业岗位,农村大量剩余劳动力向城镇部门迁移,在带动迁移劳动力收入水平增加的同时,农村剩余劳动力减少和农村部门技术进步也促进了农村劳动生产率提升,城镇部门与农村部门劳动生产率的趋近会缩小城乡收入差距,形成 U 型关系的左侧部分;政府新质生产力关注的上升将进一步推动区域技术进步,使城镇部门生产率再次大幅提升,但随着高新技术产业发展,城镇部门需要的劳动力技能提升,农村低技能劳动力难以获得高薪工作,且由于农村部门有限的资源和滞后的产业发展,政府新质生产力关注聚焦在位于城镇部门的新兴产业和未来产业,造成城乡收入差距扩大,形成 U 型关系的右侧部分。

表 2		基准回归结果			
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Attn</i>	-0.019 *** (0.005)	-0.035 *** (0.009)	-0.027 *** (0.009)	-0.014 *** (0.004)	-0.011 *** (0.004)
<i>Attn</i> ²	0.003 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)
<i>Eco</i>		-0.019 *** (0.004)	-0.008 * (0.005)	-0.039 *** (0.003)	-0.021 *** (0.004)
<i>Urban</i>		-0.157 *** (0.016)	-0.167 *** (0.015)	-0.070 *** (0.013)	-0.053 *** (0.014)
<i>Open</i>		0.001 (0.005)	-0.008 (0.006)	-0.019 *** (0.007)	-0.026 *** (0.007)
<i>Fin</i>		0.012 *** (0.004)	0.005 *** (0.001)	-0.001 (0.001)	0.003 *** (0.001)
<i>Inv</i>		0.002 (0.001)	0.019 *** (0.005)	-0.012 *** (0.002)	-0.010 *** (0.002)
<i>Edu</i>		0.181 *** (0.068)	0.020 (0.075)	-0.233 *** (0.086)	-0.216 ** (0.088)
常数项	0.105 *** (0.006)	0.409 *** (0.039)	0.274 *** (0.052)	0.573 *** (0.024)	0.353 *** (0.046)
城市固定效应	YES	NO	NO	YES	YES
年份固定效应	YES	NO	YES	NO	YES
观测值	3640	3640	3640	3640	3640
<i>Adj. R</i> ²	0.917	0.569	0.589	0.924	0.929
Hausman 检验	17.65 ***	122.20 ***			

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著,括号内为聚类到城市层面的稳健标准误,下表同。

(二) 稳健性讨论

1. 内生性检验

采用工具变量法解决自变量与因变量间可能互为因果导致的内生性问题。选择同年度其他城市政府新质生产力关注的均值(*Iv*)作为工具变量进行回归。其他城市政府关注与本市政府关注相关,但不会影响本市城乡收入差距,符合工具变量要求。表 3 报告了工具变量

的估计结果,第(1)、(2)列对应表征核心解释变量的工具变量在 1%的水平上显著,表明所选工具变量与核心解释变量之间存在较强的相关性。第(3)列展示的第二阶段估计结果表明,通过了工具变量不可识别检验和弱工具变量检验。且结果显示,政府新质生产力关注与城乡收入差距存在显著的正 U 型关系,与基准回归结果一致,表明本文结论未受内生性问题影响。

表 3 工具变量回归结果

变量	第一阶段结果		第二阶段结果
	<i>Attn</i>	<i>Attn</i> ²	<i>Theil</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Iv</i>	-292.638 *** (11.324)		
<i>Iv</i> ²		-222.423 *** (13.814)	
<i>Attn</i>			-0.033 *** (0.007)
<i>Attn</i> ²			0.006 *** (0.001)
Kleibergen-Paap rk LM statistic			142.613 [0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic			271.131 {7.030}
控制变量	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
观测值	3640	3640	3640
<i>Adj. R</i> ²	0.518	0.507	0.135

注:Kleibergen-Paap rk LM statistic 为工具变量的不可识别检验,[] 内为 LM 检验的 *P* 值,Kleibergen-Paap rk Wald F statistic 为弱工具变量检验,{ } 内为 Stock-Yogo10%临界值。

2.稳健性检验

(1)替换被解释变量。第一,参考周国富和陈菡彬(2021),采用城乡收入比替换泰尔指数。第二,参考李成友等(2021),将福利性因素考虑到城乡差距中,使用城乡消费比替换泰尔指数。

(2)替换解释变量。衡量政府关注常用关键词词频占比和字数占比两种方法。因此,稳健性检验中采用关键词词频占比替换字数占比衡量政府新质生产力关注。

(3)缩减样本区间。考虑到重大突发事件可能对地方政府注意力分配造成干扰,进而使政府新质生产力关注受到影响。因此,将样本区间缩减为 2009—2019 年进行稳健性检验。

(4)剔除直辖市样本。北京、上海、天津和重庆作为直辖市,其经济体量与其他地级市相比存在明显差异。因此,剔除直辖市数据以排除异常值干扰。

表 4 报告了稳健性检验的回归结果,解释变量回归系数的符号和显著性与基准回归结果基本一致,均支持政府新质生产力关注与城乡收入差距之间 U 型关系的基本结论,进一步验证了基准回归结果的稳健性。

表 4 稳健性检验结果

变量	替换被解释变量		替换解释变量	缩减样本区间	剔除直辖市样本
	城乡收入比	城乡消费比			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Attn</i>	-0.102 * (0.059)	-0.149 * (0.086)	-0.031 *** (0.012)	-0.009 ** (0.004)	-0.012 *** (0.004)
<i>Attn</i> ²	0.020 * (0.010)	0.027 * (0.014)	0.016 *** (0.006)	0.002 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)
常数项	5.284 *** (0.572)	5.725 *** (1.096)	0.354 *** (0.046)	0.348 *** (0.047)	0.349 *** (0.047)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	3640	3640	3640	3080	3588
<i>Adj. R</i> ²	0.904	0.746	0.929	0.934	0.929

(三) 机制检验

1. 财政支出非农化

估计结果如表 5 第(1)列所示, *Attn* 的回归系数显著为负, *Attn*² 的回归系数显著为正。这表明政府新质生产力关注与财政支出非农化之间存在显著的 U 型关系。随着政府新质生产力关注提升, 财政支出的非农化趋势先降低后上升。在政府新质生产力关注初期, 涉农财政支出对农业新质生产力形成的边际效应较大, 此时, 涉农财政支出的增长率高于非农财政支出, 使得财政支出非农化趋势下降。然而, 随着政府新质生产力关注的进一步增强, 非农财政支出对城市整体新质生产力形成的作用较涉农财政支出更加明显, 导致财政支出非农化趋势增强。政府财政支出分配的变化与区域城乡收入差距先缩小后扩大的变化相对应。

2. 产业结构非农化

表 5 第(2)列报告了回归结果, 政府新质生产力关注与产业结构非农化仍表现出显著的 U 型关系。这表明, 政府新质生产力关注初期, 由于第一产业作为国民经济基础, 与人民生活最为紧密, 政府在此阶段推动生产力进步, 将更多致力于提升第一产业的生产效率, 政府新质生产力关注对发展第一产业的边际作用更大, 产业结构非农化趋势也随之下降。但随着政府新质生产力关注增加, 第一产业受自然因素限制, 其发展空间有限。此时, 政府将转向第二产业和第三产业中的新兴产业和未来产业, 借助新动能推动经济增长, 产业结构非农化趋势不断上升。由于农村部门大多以第一产业为主, 新兴产业和未来产业布局以城镇部门为主, 产业结构非农化的上升趋势导致城乡收入差距扩大。

3. 技术创新非农化

表 5 第(3)列中报告了回归结果, 在 1% 的显著性水平下, *Attn* 的回归系数显著为负, *Attn*² 的回归系数显著为正。这表明, 政府新质生产力关注对技术创新非农化呈现出先降低后上升的非线性影响。在政府新质生产力关注初期, 政府着力于农村部门技术水平提升的同时, 通过政策引导将城镇部门技术创新的效益推广到农村, 这些措施能够弥补城乡之间的技术差距。然而, 随着政府新质生产力关注进一步提升, 农村部门由于基础设施落后和人力资本缺乏, 加之城镇部门技术扩散效应有限, 农村部门未能跟上城镇部门技术创新水平的大

幅提升,导致技术创新非农化趋于上升,城乡间生产率差异再次扩大,进而影响城乡收入差距的变化。

表 5 机制检验回归结果

变量	财政支出非农化	产业结构非农化	技术创新非农化
	(1)	(2)	(3)
<i>Attn</i>	-1.490*** (0.507)	-6.635*** (1.520)	-11.955*** (3.664)
<i>Attn</i> ²	0.232*** (0.087)	1.103*** (0.276)	1.998*** (0.645)
常数项	2.774 (6.770)	26.849 (20.212)	34.539 (38.815)
控制变量	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
观测值	3640	3640	3640
<i>Adj. R</i> ²	0.820	0.925	0.498

六、进一步分析

(一) 基于城市特征的异质性分析

不同城市特征下,政府新质生产力关注对城乡收入差距影响的现实表现可能呈现显著差异。因此,根据城市的发展模式、资源禀赋以及人口因素等特征进行分样本回归,表 6 展示了三组分样本回归估计结果。

按是否为老工业基地城市分样本回归发现,在非老工业基地城市,政府新质生产力关注与城乡收入差距之间依然表现出显著的 U 型关系,但在老工业基地城市该 U 型关系尚未显现。老工业基地城市过去主要依托重工业和传统制造业,非老工业基地则更加注重轻工和现代服务业的发展。传统的体制机制在一定程度上束缚了老工业基地城市的发展活力,即使政府新质生产力关注短期提升,也难以迅速适应市场经济的发展要求,导致其对城乡居民收入差距的影响并不显著。

按是否为资源型城市分样本回归发现,政府新质生产力关注仅在非资源型城市中与城乡收入差距间呈现显著 U 型关系。资源型城市主要依赖本地丰富的自然资源,以劳动密集型行业为主,与老工业基地城市的经济特征具有较强交集。资源型城市在转型过程中面临资金短缺、技术落后以及人才流失等问题,使得其难以摆脱对自然资源的依赖,较难实现经济多元化发展。即使政府新质生产力关注提升,由于长期形成的路径依赖和思维惯性,资源型城市在转型过程中往往缺乏足够动力和决心,导致转型进程缓慢,对城乡居民收入差距的影响并不显著。

按城市人口是否净流入分样本回归发现,政府新质生产力关注在人口净流入的城市中与城乡收入差距之间具有显著 U 型关系,而在人口净流出城市中该 U 型关系并不显著。人口流动的现实特征表现为经济欠发达地区向经济较发达地区转移,这意味着人口净流入城市的经济活动往往更加多样化,丰富的人力资本与多样化的经济活动相匹配,使得城市化进程较人口净流出城市更快。人口流出导致农村发展缺乏人才支撑,城镇经济发展也缺乏动力,政府新质生产力关注提升,较难实际推进新兴产业和未来产业发展,短期内不会对城乡

收入分配格局造成影响,进而其对城乡收入差距的作用也并不显著。

表 6 异质性检验回归结果

变量	是否老工业基地城市		是否资源型城市		是否人口净流入城市	
	否	是	否	是	是	否
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Attn</i>	-0.016 *** (0.005)	-0.001 (0.007)	-0.013 ** (0.006)	-0.005 (0.006)	-0.017 *** (0.006)	-0.001 (0.005)
<i>Attn</i> ²	0.003 *** (0.001)	0.000 (0.001)	0.002 ** (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 ** (0.001)	0.000 (0.001)
常数项	0.358 *** (0.060)	0.365 *** (0.076)	0.492 *** (0.072)	0.277 *** (0.062)	0.404 *** (0.070)	0.260 *** (0.051)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	2418	1222	2184	1456	1144	2496
<i>Adj.R</i> ²	0.937	0.913	0.924	0.931	0.926	0.927

(二)新质生产力实质催生因素的弱化效应

表 7 展示了调节效应的回归结果。

表 7 调节效应检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Attn</i>	-0.013 ** (0.006)	-0.171 *** (0.065)	-0.012 ** (0.005)
<i>Attn</i> ²	0.002 * (0.001)	0.024 ** (0.011)	0.002 ** (0.011)
<i>Td</i> × <i>Attn</i>	0.633 ** (0.258)		
<i>Td</i> × <i>Attn</i> ²	-0.078 ** (0.040)		
<i>Lab</i> × <i>Attn</i>		0.161 ** (0.065)	
<i>Lab</i> × <i>Attn</i> ²		-0.022 ** (0.011)	
<i>Icr</i> × <i>Attn</i>			0.257 ** (0.108)
<i>Icr</i> × <i>Attn</i> ²			-0.036 ** (0.015)
<i>Td</i>	-1.043 ** (0.407)		
<i>Lab</i>		-0.266 *** (0.091)	
<i>Icr</i>			-0.394 * (0.203)
常数项	0.360 *** (0.046)	0.613 *** (0.094)	0.347 *** (0.047)
控制变量	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
观测值	3640	3640	3640
<i>Adj.R</i> ²	0.930	0.930	0.930

表 7 第(1)列报告了科技支出水平的调节效应, $Td \times Attn^2$ 回归系数在 5% 水平上显著为负,意味着科技支出水平使 U 型曲线整体形态变得平缓,表明科技支出水平总体上弱化了政府新质生产力关注对城乡收入差距的非线性影响。其背后的逻辑在于政府财政支出作用于科技前沿领域,农业领域的技术成果能够对农村部门带来技术扩散效应,促进城乡两部门同频发展。假说 H3a 得到验证。分析表 7 第(2)列实证结果同样发现, $Lab \times Attn^2$ 回归系数显著为负,说明劳动要素流动缓解了政府新质生产力关注对城乡收入差距的非线性影响。劳动要素流动整体上弱化了政府新质生产力关注对城乡收入差距影响的幅度,能够缓解政府新质生产力关注后期扩大城乡收入差距的消极作用,这是由于劳动要素流动有利于促进城乡间生产要素优化配置,从而缩小城乡两部门发展差异。假说 H3b 得到验证。第(3)列汇报了产业链韧性的调节效应,结果表明产业链韧性依然能负向调节政府新质生产力关注对城乡收入差距的 U 型关系,使曲线整体趋于平缓。其原因在于增强产业链韧性的措施有利于建立城乡部门的紧密联系,以城乡产业融合缩小两部门之间的差异。假说 H3c 得到验证。

七、结论及启示

实现共同富裕的关键是要解决收入分配问题,政府新质生产力关注在推动城市生产力发展的同时也对公平收入分配格局带来一定挑战。本文首先从城镇和农村两部门构建了政府新质生产力关注影响城乡收入差距的理论模型。基于理论分析,利用 2009—2021 年中国 280 个城市的统计数据,实证检验了政府新质生产力关注对城乡收入差距的影响。研究发现,政府新质生产力关注对城乡收入差距并非简单的线性影响,而是呈现出先缩小后扩大的显著 U 型关系,上述结论在处理内生性问题和多重稳健性检验后依然成立。机制检验表明,政府新质生产力关注通过财政支出非农化、产业结构非农化以及技术创新非农化三条途径,影响了城乡收入差距的变化。异质性检验发现,政府新质生产力关注与城乡收入差距的 U 型关系在非老工业基地城市、非资源型城市以及人口净流入城市的样本中仍显著。调节效应检验表明,政府新质生产力关注与城乡收入差距的 U 型关系受区域实质发展因素的影响,科技支出水平、劳动要素流动以及产业链韧性的提升均能在一定程度使该 U 型关系变得更加平缓。

基于上述结论,本文得到如下政策启示:

第一,政府新质生产力关注快速提升的同时,应当谨防这一过程中所造成的城乡收入差距扩大问题。政府对经济成效的关注不能仅落脚于推动生产力发展,更应积极探索当代先进生产力缩小城乡收入差距的实现途径,在“做大蛋糕”的同时“分好蛋糕”。根据城市生产力发展的不同阶段以及城乡部门的实际情况实施针对性政策,充分强化先进生产力的包容性,改善农村生产生活条件,提高农村部门生产效率,为农村经济发展提供坚实基础,在推动新质生产力发展的同时实现城乡收入差距的缩小。

第二,政府新质生产力关注提升在推动新质生产力形成时应保证合理的资源分配,引导市场解决发展失衡问题。关注农村部门产业发展现状和困难,将政府财政合理运用于农业领域科技支出,切实支持第一产业的技术突破。打通连接城乡的“最后一公里”,促进要素流

动自由畅通,使政府有形的手更好地参与到无形的市场当中,将城镇部门发展效益扩散到农村部门。通过延长、补充以及强化产业链等方式提升产业链韧性,以城乡产业融合推动城乡协同发展,探索创新模式,助力实现城乡一体化发展。

第三,因地制宜发展新质生产力,充分结合区域发展实情提升政府新质生产力关注。推动先进生产力形成不宜盲目跟风,应切实考虑城市发展需求,循序渐进推动新质生产力发展。经济欠发达地区应以推动产业结构优化升级、探寻经济增长新动能为主,以更多工作岗位和发展机会满足农村剩余劳动力的就业需求。经济较发达地区发展新质生产力,应加强农村职业教育和技能培训,提高农村居民文化素质和技能水平,使农村居民能够适应新兴产业的发展需求,推动农村居民高质量就业,促进农村居民收入提升。

第四,政府新质生产力关注提升应着力于不同产业和部门间均衡发展。鼓励和支持农村部门发展特色农业、农村电商及乡村旅游等产业,推动农村地区产业融合,通过政策扶持和资金引导,培育一批农村创新创业带头人,带动农村产业升级和农村居民增收。增强城乡产业融合发展,推动城镇产业向农村延伸,形成城乡互补、协调发展的产业格局。在推动新质生产力发展的进程中,构建合理收入分配体系,促进城乡经济均衡发展,最终实现城乡共同富裕。

参考文献:

1. 钞小静、沈坤荣,2014:《城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长》,《经济研究》第6期。
2. 陈斌开、林毅夫,2013:《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》,《中国社会科学》第4期。
3. 陈斌开、张鹏飞、杨汝岱,2010:《政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距》,《管理世界》第1期。
4. 程名望、韩佳峻、杨未然,2022:《经济增长、城乡收入差距与共同富裕》,《财贸研究》第10期。
5. 程名望、张家平,2019:《互联网普及与城乡收入差距:理论与实证》,《中国农村经济》第2期。
6. 干春晖、郑若谷、余典范,2011:《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》第5期。
7. 龚明远、周京奎、张朕,2019:《要素禀赋、配置结构与城乡收入差距》,《农业技术经济》第6期。
8. 郭冬梅、陈斌开、吴楠,2023:《城乡融合的收入和福利效应研究——基于要素配置的视角》,《管理世界》第11期。
9. 洪俊杰、李研、杨曦,2024:《数字经济与收入差距:数字经济核心产业的视角》,《经济研究》第5期。
10. 胡剑波、周宗康、麦骏南,2024:《国家双创示范基地建设能否助推碳排放“量降质升”?》,《产业经济研究》第3期。
11. 黄群慧、盛方富,2024:《新质生产力系统:要素特质、结构承载与功能取向》,《改革》第2期。
12. 江艇,2022:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》第5期。
13. 李成友、孙涛、王硕,2021:《人口结构红利、财政支出偏向与中国城乡收入差距》,《经济学动态》第1期。
14. 刘欢,2020:《工业智能化如何影响城乡收入差距——来自农业转移劳动力就业视角的解释》,《中国农村经济》第5期。
15. 任保平,2024:《生产力现代化转型形成新质生产力的逻辑》,《经济研究》第3期。
16. 吴万宗、刘玉博、徐琳,2018:《产业结构变迁与收入不平等——来自中国的微观证据》,《管理世界》第2期。
17. 肖士盛、孙瑞琦、袁淳、孙健,2022:《企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额》,《管理世界》第12期。
18. 肖兴志、李少林,2022:《大变局下的产业链韧性:生成逻辑、实践关切与政策取向》,《改革》第11期。

- 19.谢会强、张帆、吴晓迪,2024:《虚拟集聚能提升产业链韧性吗?——来自中国城市面板数据的实证检验》,《现代财经(天津财经大学学报)》第 8 期。
- 20.徐彩瑶、钱晨、孔凡斌,2024:《数字乡村建设能否缩小城乡收入差距——基于农业科技进步中介和门槛效应的实证检验》,《农业技术经济》第 12 期。
- 21.玉国华,2021:《农村信贷投入、劳动力转移与城乡收入差距:理论与实证》,《农业技术经济》第 11 期。
- 22.张海洋,2023:《中国式现代化进程中的乡村振兴:实践、短板及优化向度》,《经济学家》第 4 期。
- 23.周国富、陈菡彬,2021:《产业结构升级对城乡收入差距的门槛效应分析》,《统计研究》第 2 期。
- 24.周文、许凌云,2023:《论新质生产力:内涵特征与重要着力点》,《改革》第 10 期。
- 25.曾亿武、孙文策、李丽莉、傅昌奎,2022:《数字鸿沟新坐标:智慧城市建设对城乡收入差距的影响》,《中国农村观察》第 3 期。
- 26.Chen, D. , and Y. Ma. 2022. "Effect of Industrial Structure on Urban-Rural Income Inequality in China." *China Agricultural Economic Review* 14(3) : 547-566.
- 27.Jiang, Q. , Y. Li, and H. Si. 2022. "Digital Economy Development and the Urban-Rural Income Gap: Intensifying or Reducing." *Land* 11, 1980.
- 28.Lewis, W. A. 1954. "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour" *The Manchester School* 22(2) : 139-191.

Government Attention to New Quality Productive Forces and the Urban-Rural Income Gap

Sun Peng, Yi Peide and Zhang Shiyi

(School of International Business, Hainan University)

Abstract: In the process of actively promoting the development of new quality productive forces, effectively addressing the issue of urban-rural income distribution has become an important topic for advancing regional economic high-quality development and achieving common prosperity. This paper constructs an economic growth model based on the urban-rural dual structure to examine the nonlinear effect of government attention to new quality productive forces on the urban-rural income gap, utilizing panel data from 280 cities between 2009 and 2021 for empirical testing. The study finds that government attention to new quality productive forces has a significant positive U-shaped effect on the urban-rural income gap. Mechanism analysis indicates that the non-agricultural transition in fiscal expenditure, industrial structure, and technological innovation serves as the core pathway through which government attention to new quality productive forces affects the income gap. Further research indicates that in non-old industrial base cities, non-resource cities, and cities with net population inflows, government attention to new quality productive forces still shows a significant U-shaped relationship with the urban-rural income gap. Moreover, improvements in technological expenditure, labor factor mobility, and industrial chain resilience make the U-shaped trend between government attention to new quality productive forces and the urban-rural income gap more flattened. These findings provide policy insights for promoting the cultivation of new quality productive forces and the achievement of common prosperity.

Keywords: Government Attention to New Quality Productive Forces, Urban-Rural Income Gap, U-shaped Relationship, Common Prosperity

JEL Classification: C33, R58

(责任编辑:彭爽)