

# 消费升级影响绿色 全要素生产率的效果与机制研究

高春亮\*

**摘要：**随着扩大内需战略深入实施,消费升级将对绿色发展产生深远影响。消费升级具有人力资本投资功能,本文据此建立两部门均衡模型,阐明消费升级与人力资本投资的一致性,发现消费升级促进绿色全要素生产率的三个传导机制:加快人力资本积累、减少物质资本依赖的人力资本投资效应;扩大服务消费、降低非期望产出的经济服务化效应;激励绿色创新、促进节能减排的绿色创新促进效应。以 2005—2022 年 280 个城市为样本的实证显示,消费升级促进了绿色全要素生产率,存在经济服务化效应、人力资本投资效应和绿色创新促进效应。结论表明,人力资本投资功能是消费升级促进绿色创新的关键所在。因此,立足人力资本积累进一步完善消费政策,有利于实施扩大内需战略与促进绿色发展。

**关键词：**消费升级;人力资本投资;绿色全要素生产率;绿色发展

**中图分类号：**F061.5

## 一、问题提出与相关文献

绿色发展要求在经济增长的同时保护环境、提升资源利用效率、降低环境污染,实现经济社会发展和生态环境保护的协调统一,提高绿色全要素生产率(GTFP)是促进绿色发展的主要途径。为应对国际环境深刻变化,党的十九届五中全会提出,坚持扩大内需这个战略基点,加快培育完整内需体系。2023 年中央经济工作会议强调,发挥超大规模市场和强大生产能力的优势,使国内大循环建立在内需主动力的基础上。要充分激发消费升级拉动经济社会发展的作用,促进内需主导型经济建设。在此背景下,消费升级若能促进 GTFP 增长,那么超大规模市场优势将为绿色发展注入持久活力,有利于形成内需主导型经济与绿色发展相得益彰的双赢格局。然而,现有研究大多从供给侧出发探讨影响 GTFP 的因素与机制(史代敏、施晓燕,2022;屠西伟、张平淡,2024;王贤彬、杨超群,2024),较少关注需求的作用。鉴于此,厘清消费升级影响 GTFP 的效果与机制,对于协同推进内需提升与绿色发展具有重要的现实意义。

消费升级是消费结构和消费层次持续提升过程(蒋灵多等,2024)。消费结构升级指消

\*高春亮,集美大学财经学院,邮政编码:361021,电子信箱:chunlianggao@163.com。

本文受到国家社会科学基金面上项目“高质量公共服务空间极化破解及均等化路径研究”(22BJL084)资助。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见。作者文责自负。

费支出由农产品、工业品转向服务的过程,当前中国已形成服务导向的消费升级模式(倪红福、冀承,2020;张昊等,2024)。消费层次升级指高品质消费对传统消费的替代(黄隽、李冀恺,2018;杨伟明等,2021)。消费结构升级与消费层次升级相互交织,如教育文化、交通通信消费增长既可视作消费层次升级也可视为消费结构升级(孙早、许薛璐,2018;孙久文、李承璋,2022)。消费升级与 GTFP 的讨论大致形成三个脉络:一是消费结构升级促进服务部门增长,而服务部门非期望产出相对较低,因而消费升级促进了 GTFP (Ortiz et al., 2022; Maria and Montoya-Villalobos, 2023)。二是消费层次升级有利于绿色消费扩张,提高了 GTFP,但也有研究认为绿色产品价格较高,导致替代传统消费进程仍然缓慢,其对 GTFP 的实际贡献仍存在争议 (Acemoglu et al., 2012; Haba et al., 2023)。三是绿色创新促进 GTFP,结构动态理论认为居民形成偏好传统产品与绿色产品的异质性恩格尔曲线,若需求增长较快的部门恰好是绿色部门,则经济增长收敛到高绿色消费比例、高绿色技术进步的绿色均衡,反之则收敛到非绿色均衡 (Aghion et al., 2016; Cozzi, 2022)。

梳理文献可得到两个传导机制:一是经济服务化效应,消费升级增加服务需求、降低非期望产出、促进 GTFP;二是绿色创新促进效应,消费升级扩大绿色消费、激励绿色创新、促进 GTFP。但两者的微观基础尚显不足,前者未能解释消费者为何优先选择服务消费,后者没有说明消费者为何选择高溢价绿色产品 (Hötte, 2023)。本文认为消费升级的人力资本投资功能可以弥补这一不足:首先,人力资本积累提高未来收入,提升全生命周期效用,因而家庭具有增加人力资本投资的内生动力。其次,消费升级与人力资本投资高度契合,教育文化、医疗保健消费增长是消费升级的重要内容,也是人力资本积累的主要来源 (Becker, 1964)。家政养老等服务消费增长意味着家庭扩大家务外包,所节约的家务时间可用于人力资本积累 (Becker, 1965),因而消费升级实质上也是人力资本投资增长过程 (Sawulski et al., 2023)。第三,消费者人力资本越高,健康折旧引致的人力资本损失越大,越有动力扩大绿色消费以规避健康风险。人力资本是技术进步源泉 (Lucas, 1988),其积累加快绿色技术迭代并降低绿色产品价格,推动绿色消费意愿转化为现实消费,从而提高 GTFP。因此,本文将人力资本投资功能纳入消费升级与 GTFP 分析框架,为两大传导机制提供了微观解释。

基于上述分析,本文构建局部均衡模型探讨消费升级影响 GTFP 内在机理,边际贡献包括三个方面:一是从需求侧探讨消费升级对 GTFP 的影响,丰富了绿色发展的相关研究;二是阐明消费升级的人力资本投资功能,提出人力资本投资效应,拓宽了消费升级对 GTFP 的解释力,为经济服务化效应、绿色创新促进效应提供了更为坚实的微观基础。三是综合多种方法识别出消费升级促进 GTFP 的微观机制,为进一步完善绿色发展政策提供论据支撑。

## 二、理论模型与机制分析

### (一) 模型设定

本文建立两部门局部均衡模型,将消费升级的人力资本投资功能纳入分析框架,探讨消费升级影响 GTFP 的微观机制,模型主要设定如下:

家庭部门。追求效用最大化的家庭部门在收入约束下选择商品和服务消费组合。服务消费因具有人力资本投资功能,可从效用函数中分离出来:健康教育消费直接影响人力资本积累,生活服务消费促进家务外包以节约家务时间,间接影响人力资本积累,因而服务消费

可视为投资,这时商品消费决定效用水平(Sawulski et al.,2023)。

生产部门。为简便起见,假定政府与企业构成地区生产综合体,追求绿色产出最大化。GTFP 是经济增长扣除要素投入和非期望产出后的剩余部分,可表示为  $g_{\pi}=g_y-\xi g_f-g_n$ ,其中  $g$  为增长率, $y$ 、 $f$ 、 $n$ 、 $\pi$ 、 $\xi$  分别为产出、要素投入、非期望产出、GTFP 和外生参数,对数形式为  $y=f^{\xi}n\pi$ 。假定  $n$  是行业非期望产出分布  $R$  及绿色创新  $A$  的函数,则有  $n(A,R)$ ,且  $\partial n/\partial A<0$ ,即非期望产出与绿色创新负相关。由于服务业非期望产出低于制造业(Maria and Montoya-Villalobos,2023),若  $R$  按工业和服务业排序,则  $\partial n/\partial R<0$ 。

### 1. 家庭部门

人力资本结构。人力资本  $H(h_t, k_t)$  包含通用性  $h$  和专用性  $k$ 。其中,  $h$  为进入行业的学历门槛和自我提升能力,推动工资曲线向上移动。  $k$  是在特定行业和企业通过干中学积累的特定人力资本,推动工资沿工资曲线移动。设  $t$  时  $k_t$  和  $h_t$  的生产函数为  $F=k_t^{\alpha}l_k^{1-\alpha}$  和  $G=h_t^{\beta}l_h^{1-\beta}$ ,其中  $l_k$  为积累  $k_t$  的工作时间;  $l_h$  为积累  $h_t$  的学习时间。存量分别为  $k_t=F+(1-\delta_k)k_{t-1}$  和  $h_t=G+(1-\delta_h)h_{t-1}$ ,其中  $\delta_k$ 、 $\delta_h$  为折旧率。

服务供给。以便利性函数  $\Phi(\omega, \varphi_c)$  刻画城市为人力资本积累提供的便利,其中  $\omega$  衡量了公共服务对人力资本积累的直接促进作用,  $\varphi_c$  表示生活服务节约时间功能对人力资本积累的间接促进作用。

时间配置。设总时间为 1 个单位,有  $1=l_k+l_h+s(h_t)$ ,其中  $s$  为家务时间,假定  $h_t$  增加则  $s$  下降,故有  $s(h_t)$  且  $s'<0$ 。由于  $\Phi$  可将  $s(h_t)$  转换为  $l_h$  或  $l_k$ ,故时间配置方程可改写为  $1=l_k+l_h+s(h_t)\Phi$ ,其中  $s(h_t)\Phi$  是  $h$  和  $\omega$  的凸函数。

消费升级。家庭消费组合为商品  $c$  和服务  $\tau\omega$ ,  $\tau$  表示家庭公共服务负担比例,  $\tau\omega$  为获得便利性的支出。家庭消费总支出为  $c+\tau\omega$ ,消费升级为  $\tau\omega/(c+\tau\omega)$ 。需要强调的是  $\tau\omega$  为人力资本投资,不进入效用函数,此时  $c$  决定效用水平。

假定效用函数为跨期固定替代函数,  $u(c_t)$  为效用函数,  $\rho$  为贴现率,  $\lambda_k$ 、 $\lambda_h$  为拉格朗日乘子,现值汉密尔顿函数为:

$$\max \mathcal{L}=u(c_t)e^{-\rho t}+\lambda_k\dot{k}_te^{-\rho t}+\lambda_h\dot{h}_te^{-\rho t} \quad (1)$$

$$s.t. \dot{k}_t=F(k_t, 1-l_h-s\Phi)-\delta_k k_t-c_t-\tau\omega_t \quad (2)$$

$$\dot{h}_t=h_t^{\beta}l_h^{1-\beta}-\delta_h h_t \quad (3)$$

(2)式和(3)式分别为  $k_t$  和  $h_t$  积累方程,解汉密尔顿函数一阶条件,令  $\Lambda$  为参数集,化简可得<sup>①</sup>:

$$H_t \approx \Lambda \tau \omega_t \quad (4)$$

### 2. 生产部门

地区生产综合体追求绿色产出最大化,绿色生产函数为  $Y_t=n_t\pi_t(L_tH_t)^{\vartheta_1}M_t^{\vartheta_2}$ ,其中  $Y_t$ 、 $M_t$ 、 $L_t$ 、 $H_t$  为绿色产出、物质资本、劳动数量和人均人力资本,  $\vartheta_1$ 、 $\vartheta_2$  为外生参数且  $\vartheta_1+\vartheta_2=1$ ,有约束的绿色产出最大化为:

$$\text{Max } Y_t=n_t\pi_t(L_tH_t)^{\vartheta_1}M_t^{\vartheta_2} \quad (5)$$

①模型详细推导过程参见《经济评论》网站(<http://jer.whu.edu.cn>)附件。

$$s.t. M_t = (1 - \delta_M) M_{t-1} + b [I_t - (1 - \tau) \omega_t L_t] \quad (6)$$

(6)式中:  $M_t$  为  $t$  期物质资本存量,  $(1 - \delta_M) M_{t-1}$  为  $t-1$  期物质资本剩余量,  $I_t$  为财政总支出,  $I_t - (1 - \tau) \omega_t L_t$  为财政生产性支出,  $b$  为“撬动”社会投资能力。联合(4)式,可得:

$$Y_t = n_t \pi_t [(1 - \tau) b_t \vartheta_2 / \vartheta_1]^{\vartheta_2} H_t^{\vartheta_1} \omega_t^{\vartheta_2} L_t \quad (7)$$

## (二) 机制分析

### 1. 消费升级与人力资本投资一致性分析

本文认为消费升级就是人力资本投资增长过程,需要回答两个问题:一是家庭选择服务消费的动机为何。二是服务消费为何会持续增长。理论假设表明商品消费决定效用,那么为何会出现服务导向的消费升级?一个解释是人力资本结构优化决定消费决策,为看清这一点,将均衡时通用性人力资本  $h_t^*$ 、专用性人力资本  $k_t^*$  代入时间配置方程,对  $k_t$  和  $h_t$  求微分,令  $\forall$  为参数集,可得:

$$dc_t/dh_t = \forall [(\delta_h + \rho/(1 - \beta)) - 1] \quad (8)$$

(8)式表明,当  $\rho = (1 - \beta)(1 - \delta_h)$  时,  $dc_t/dh_t = 0$ 。若  $\rho$  上升则  $dc_t/dh_t > 0$ ;  $c_t$  增长迫使家庭提高  $k_t$ ,但  $k_t$  推动工资沿工资曲线移动,并不能完全缓解  $c_t$  增长对收入的压力。此时若家庭提高  $h_t$ ,推动工资曲线上移,化解了  $c_t$  增长带来的压力。因此,  $\rho$  上升时家庭最优决策是提高  $h_t$ 。

提高  $h_t$  将促进服务消费增长。为看清这一点,对时间配置方程的时间变量求全微分,令  $h_{st}$  为家务时间  $s$  对应的潜在  $h$ ,令  $\varepsilon_{hs}$  为  $h$  对  $s$  的弹性且为常量,可知:

$$h_t = \left[ \delta_h + \frac{\rho}{(1 - \beta)} \right]^{-1} \varepsilon_{hs} \Phi h_{st} \quad (9)$$

(9)式包含两个含义:一是转换因子  $\varepsilon_{hs} \Phi$  越高,则  $h_{st}$  转换为  $h_t$  的效率越高,由于  $\frac{\partial \Phi}{\partial \omega} > 0$ 、

$\frac{\partial \Phi}{\partial \omega} \frac{\partial \omega}{\partial \varphi_c} > 0$ ,故  $\frac{\partial h}{\partial \omega} > 0$ ,因而  $h_t$  增长驱动生活服务 and 公共服务消费增长。二是环境质量恶化引致  $\delta_h$  上升,加速  $h_t$  折旧,迫使家庭增加健康消费以减少折旧损失 (Wang et al., 2022)。

上述分析证明消费升级与人力资本投资的一致性:(8)式解释了家庭增加通用性人力资本  $h$  的投资,以提高全生命周期效用。(9)式表明人力资本增长引致服务消费增长。因此,家庭追求效用最大化的内在动机,赋予消费服务更高优先序,形成了服务导向的消费升级。

### 2. 经济服务化效应

均衡时商品总需求为  $L_t H_t c_t$ 。令  $\tau \omega_t = v_t H_t$ ,其中  $v_t$  为代表性居民服务消费支出的比例,反映了经济服务化水平。可解得商品市场均衡方程为  $\pi_t = \psi H_t v_t^{\vartheta_1} n_t^{-1}$ ,其中  $\psi$  为参数集。取对数后对  $v_t$ 、 $\pi_t$  和  $n_t$  求微分,令  $n(A, R) = n(A, v_t)$ ,可知:

$$d\pi_t / \pi_t = \vartheta_1 dv_t / v_t + |\varepsilon_{vn}| dv_t / v_t \quad (10)$$

(10)式中:  $\vartheta_1 dv_t / v_t$  表示消费升级引起要素在商品和服务部门配置变动,  $|\varepsilon_{vn}| dv_t / v_t$  表示服务消费对非期望产出的影响,其中  $\varepsilon_{vn}$  为  $v$  对  $n$  的弹性。 $v_t$  增长意味着消费支出由商品转移到服务,由于服务部门非期望产出较低,故  $\pi$  与  $v$  正相关,由此可得:

假说 1: 经济服务化效应。因  $\varepsilon_{vn} < 0$ ,故  $\vartheta_1 dv_t / v_t + |\varepsilon_{vn}| dv_t / v_t > 0$ ,则  $d\pi_t / \pi_t > 0$ 。该效应表明微观的消费升级推动宏观的经济服务化,吸引要素由非期望产出较高的商品部门流向非期望产出较低的服务部门,形成服务业比重增长促进 GTFP 的经济服务化效应。

### 3.人力资本投资效应

服务消费导向的消费升级促进了人力资本积累,不妨设  $H_t$  是  $v_t$  的函数,对商品市场均衡方程取对数且对  $v_t$ 、 $H_t$  和  $\pi_t$  求微分,令  $g$  为增长率,  $v$  对  $H$  的弹性  $\varepsilon_{vH} = \frac{\partial h}{\partial v} \frac{v}{H}$  且  $\varepsilon_{vH} > 0$ , 可解得:

$$\bar{g}_\pi^* = \vartheta_1 g_v + \varepsilon_{vH} g_v + |\varepsilon_{v\pi}| g_v \quad (11)$$

(11)式表明消费升级通过  $|\varepsilon_{v\pi}|$  和  $\varepsilon_{vH}$  提高了  $g_\pi^*$ 。若  $|\varepsilon_{vH}| = 0$ , 则  $g_\pi^* = g_v / (1 - v_t) + |\varepsilon_{v\pi}| g_v$ , 显然  $\bar{g}_\pi^* > g_\pi^*$ , 因而消费升级通过人力资本投资促进了 GTFP, 由此可得:

假说2:人力资本投资效应。因  $H_t^v > 0$ , 则  $\bar{g}_\pi^* > g_\pi^*$ 。该效应表明人力资本增长提高变现水平, 吸收了绿色产品高溢价, 正向激励绿色产业发展。更重要的是, 人力资本增长加快形成内生增长函数, 通过对物质资本的替代, 间接减少能源资源需求, 降低了非期望产出。

### 4.绿色创新促进效应

经济服务化效应随着服务业份额上升而下降, 若不能降低服务部门非期望产出, 那么经济服务化对 GTFP 的贡献也会停滞, 这一结果难以令人满意。注意到人力资本是技术进步的源泉 (Lucas, 1988), 不妨设  $n(A, R) = n(H(v), v)$ , 则有:

$$\bar{g}_\pi^* = \vartheta_1 g_v + \varepsilon_{vH} g_v + |\varepsilon_{v\pi}| g_v + |\varepsilon_{Hn}| \varepsilon_{vH} g_v \quad (12)$$

(12)式将消费升级对 GTFP 的影响区分为四条途径: 一是  $\vartheta_1 g_v$ , 反映消费结构引起要素配置; 二是  $\varepsilon_{vH} g_v$ , 表示消费升级的人力资本投资效应; 三是  $|\varepsilon_{v\pi}| g_v$ , 衡量了经济服务化效应; 四是  $|\varepsilon_{Hn}| \varepsilon_{vH} g_v$ , 表示绿色创新效应, 其中  $\varepsilon_{Hn}$  为  $H$  对  $n$  的弹性。由此可知:

假说3:绿色创新促进效应。因  $\varepsilon_{Hn} < 0$ , 则  $\bar{g}_\pi^* > g_\pi^*$ 。该效应为 GTFP 提供了内生性解释, 人力资本增长促进绿色技术创新, 通过技术迭代降低绿色产品价格, 加快绿色产品对传统产品的替代进程。

综合而言, 消费升级的人力资本投资功能为消费升级与 GTFP 的机制分析提供了微观解释: 一方面, 人们为效用最大化而投资人力资本, 形成服务导向消费升级, 通过驱动经济服务化减少了非期望产出; 另一方面, 消费升级提高人力资本存量, 促进绿色消费和绿色创新, 降低物质资本依赖且提高了生产效率。因此, 消费升级的人力资本投资功能成为扩大内需与绿色发展的纽带。

## 三、计量模型设定与指标说明

### (一) 计量模型设定

实证检验包括三部分: 一是检验消费升级对 GTFP 的贡献, 为机制检验提供基础; 二是检验经济服务化效应、人力资本投资效应和绿色创新促进效应三个传导机制。三是异质性分析。计量方程设定如下:

$$YTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 UPGR_{it} + \alpha_2 \ln X_{it} + d_i + e_t + f_{it} \quad (13)$$

$$Mech_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 UPGR_{it} + \gamma_2 \ln X_{it} + o_i + q_t + \epsilon_{it} \quad (14)$$

(13)、(14)式中: 被解释变量  $YTFP$  为绿色全要素生产率, 核心解释变量  $UPGR$  为消费升级,  $X$  为一组控制变量。  $Mech$  为机制变量。  $d_i$ 、 $o_i$  为城市固定效应,  $e_t$ 、 $q_t$  为年份固定效应,  $f_{it}$ 、 $\epsilon_{it}$  为随机扰动项。估计时使用聚类标准误。



消费升级与 GTFP 存在互为因果的内生性问题:一方面,GTFP 增长提高了家庭收入预期,将促进消费升级。另一方面,消费升级与 GTFP 受到诸多政策的同时影响,例如环保“一刀切”不仅影响 GTFP,还将改变家庭收入预期及消费支出,这些将影响估计一致性。本文以中美贸易战作为准自然实验,以缓解互为因果问题:一是贸易战更接近随机实验;二是贸易战较为直接地影响家庭收入预期和消费支出。同时,本文以工具变量解决遗漏变量的内生性问题。

中美贸易战很可能降低收入预期,居民将采取防御性消费策略,这将减少高收入弹性的服务消费,继而降低消费升级水平。鉴于贸易战为负向冲击,故处理变量设定如下:(1)以 2018—2022 年消费结构升级均值与 2006—2022 年全样本均值比值的中位数进行分组。低于中位数组别受贸易战影响较大,设为处理组且取 1。高于中位数组别受贸易战影响较小,设为对照组且取 0。(2)处理时间为 2018 年。若能够观察到显著的处理效应,则表明基准回归的因果关系识别是可靠的。据此,双重差分方程设定如下:

$$YTFP_{it} = \rho_0 + \rho_1 DID_{it} + \rho_2 \ln X_{it} + m_i + q_t + \gamma_{it} \tag{15}$$

(15)式中变量与(13)式一致。考虑到中美贸易战是系统性冲击,意味着对照组也受到了处理,很可能导致处理变量系数估计偏误,故使用模糊差分方法进行稳健性检验。

(二) 指标说明

GTFP 估计大致包括三种方法:污染物为投入要素、污染物转换为正向产出、污染物为非期望产出(程开明等,2021)。本文将污染物视为非期望产出,使用 DEA 方法估计非径向 SBM-GM 指数,得到  $YTFP$ :(1)投入为物质资本和全社会就业。物质资本按永续盘存法估计,初始资本存量由 2005 年固定资产投资除以 10%得到,折旧率取 9.6%(张军等,2004)①。(2)非期望产出为碳排放,期望产出是以 2005 年为基期的 GDP,本文使用两种方法估算碳排放:一是根据中国碳核算数据库(CEADs)得到 2005—2019 年城市碳排放量,2020—2022 年缺失值由 2019 年各城市占所在省份碳排放比例推算,得到基于 CEADs 的绿色全要素生产率  $YTFP$ 。二是根据吴建新和郭智勇(2016)的方法测算②,碳排放= $\mu_1 \times$ 天然气消费+ $\mu_2 \times$ 液化石油气消费+ $\mu_3 \times$ 供热消费+ $\mu_4 \times$ 电力消费+ $\mu_5 \times$ 公路客运碳排放+ $\mu_6 \times$ 公路货运碳排放,其中  $\mu_1 = 2.1622$  千克  $CO_2/m^3$ ,  $\mu_2 = 3.1013$  千克  $CO_2/$ 千克,  $\mu_3 = 0.0636$  吨  $CO_2/$ 吉焦,  $\mu_4$  为 6 大区域电网基准线平均排放因子③。参考田佩宁等(2023)的方法,计算得到  $\mu_5$  和  $\mu_6$  均值为 0.0020 千克  $CO_2/$ 人·公里、0.0526 千克  $CO_2/$ 吨·公里,求得基于能源利用类型的绿色全要素生产率  $STFP$ ,用作稳健性检验。

同时本文还计算了工业绿色全要素生产率( $MTFP$ )进行稳健性检验:(1)非期望产出为工业  $SO_2$ 、粉尘和固体废弃物产生量,期望产出是以 2005 年为基期的工业 GDP;(2)物质资本初始值=城市与所在省份规上工业总资产比重 $\times$ (省份工业固定资产原价-累计折旧),折旧率为各市累计折旧与固定资产原价比值的均值,工业投资为所在省份固定资产投资价格

①各市 2018 年后固定资产投资由投资增速计算得到。固定资产投资价格指数以所在省份替代,2020—2022 年缺失值以 2019 年该指数乘以 GDP 平减指数得到。

②相关数据描述性统计参见《经济评论》网站(<http://jer.whu.edu.cn>)附件。

③《生态环境部、国家统计局关于发布 2021 年电力二氧化碳排放因子的公告》,载于中国政府网站([https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202404/content\\_6945445.htm](https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202404/content_6945445.htm))。

指数平减后的实际投资;(3)劳动力为城镇制造业、采掘业、水电气单位就业的合计值。

消费升级。本文参考孙久文和李承璋(2022)的方法测算消费结构升级( $UPGR$ ):由于教育文化娱乐、医疗保健与人力资本投资直接相关,交通通信通过扩大信息交流范围促进人力资本积累,故消费结构升级  $UPGR = (\text{教育文化娱乐} + \text{医疗保健} + \text{交通通信}) / \text{消费支出}$ 。参考杨伟明等(2021)的方法测算消费层次升级( $COMU$ ):(1)根据  $C_i = \lambda_i + \theta_i W + r_i$  估计,其中  $C_i$  为 8 类消费品支出额,  $W$  为可支配收入,  $\theta_i$  为待估参数。(2)根据  $E_i = \theta_i \times W / C_i$  估计收入需求弹性,  $E_i$  为  $i$  类消费品的收入需求弹性。(3)8 类需求收入弹性均值为 0.9921,高于该值的为居住支出、交通通信、教育文化和其他用品。以四者支出占消费支出比重测算消费层次升级。基准回归时解释变量使用消费结构升级,稳健性检验时则为消费层次升级。

其他控制变量。(1)政府竞争压力( $GOVC$ ),政府面临竞争压力越大越有可能引入污染项目,参考缪小林等(2017)的思路,由邻近矩阵得到邻近城市税收收入占财政收入最大值,其与城市的比值即为  $GOVC$ 。(2)彭衡和李扬(2019)指出研发投入影响  $GTFP$ ,故控制科技投入( $RDEX$ ),以人均研发经费内部支出衡量。(3)邵军等(2020)认为进出口贸易影响  $GTFP$ ,故控制开放水平( $OPEN$ ),以城市进出口总额与  $GDP$  比值衡量。(4)空间扩张很可能增加交通等领域非期望产出,参考 Fallah 等(2011)的方法,使用夜间灯光平均亮度数据计算空间扩张水平( $CLUS$ )。(5)环境规制有利于减少非期望产出,根据陈诗一和陈登科(2018)的方法,由政府工作报告提取 15 个环保词汇和词语总数,计算环保词汇占比得到环境规制( $WORD$ )。

人力资本投资效应相关变量。根据朱平芳和徐大丰(2007)的方法,收入法人力资本  $IHUM_{it} = [w_{it} / (\eta (K_{it} / L_{it})^{1-\eta})]^{1/2\eta}$ ,其中  $K/L$  与计算  $GTFP$  数据相同,  $w$  为剔除物价后的实际城镇单位职工平均工资,  $\eta$  为所在省份劳动报酬占  $GDP$  比重,2018—2022 年缺失值由均值替代。同时构建两个稳健检验指标:百万人口在校大学生人数( $HHUM$ );人力资本折旧变动率( $DHUM$ ),即滞后一期与即期自然死亡率比值。

经济服务化效应相关变量。产业结构高级化( $HSTR$ ),对三次产业比重赋权重 1、2、3 后加总得到。同时构建两个稳健检验指标:三产占比( $SSTR$ )为第三产业增加值占  $GDP$  比重;服务就业比重( $LSTR$ )为城镇单位服务就业占总就业比重。理论上消费升级有利于资本向高增长部门优化配置,故本文估计了资本错配指数( $KCON$ )做进一步验证。

绿色创新促进效应相关变量。绿色发明专利授权指数( $IPAT$ )和绿色实用新型专利授权指数( $UPAT$ ),均为城市与全样本户籍人口人均专利授权比值。能源消耗综合衡量了节能减排技术创新及应用(王贤彬、杨超群,2024),据此构建工业单位电力产出指数( $GELE$ ),即城市与全样本单位工业用电产出的比值,以反映节能技术创新与应用。

工具变量包括三个:一是基于消费支出细分数据,以份额移动法(Bartik)构建工具变量( $SSIV$ )。二是距离最近港口距离交互项( $DIST$ ),为城市到最近港口距离与其他城市消费均值的交互项。三是科技经费筹资交互项( $RDIN$ ),为 2000 年人均科技经费企业筹资额与其他城市消费均值的交互项。

### (三) 数据说明

本文样本为 2005—2022 年 280 个城市,由于  $YTFP$ 、 $STFP$  和  $MTFP$  估计时以 2005 年为基期,因而回归时样本时期为 2006—2022 年。数据来源说明如下:(1) $YTFP$  估计所需碳排放数据取自中国碳核算数据库(CEADs)。(2) $MTFP$  估计所需的工业投资数据根据各城市

历年统计公报整理,缺失值通过乘以二产投资增速得到。工业累计折旧与工业固定资产原价数据通过各市统计年鉴整理得到,整合 EPS 工业企业数据库得到城市各年份折旧率,缺失部分使用所在省份折旧率替代,仍有缺失的则使用平均值替代。工业固体废弃物产生量缺失数据根据各地发布的固体废物污染环境防治信息补充。(3)控制变量和工具变量,空间扩张所需夜间灯光数据取自 Harvard Dataverse 并利用 Arcgis 提取得到,研发经费内部支出根据各省市发布的科技投入统计信息、统计年鉴和统计公报整理得到,工具变量 *DIST* 所需距离数据由 Arcgis 提取得到,工具变量 *RDIN* 所需人口数据取自《2000 人口普查分县资料》、2000 年科技经费企业筹资额取自《中国科技统计年鉴 2003》。(4)机制检验变量,绿色专利数据取自中国研究数据服务平台(CNRDS)。其余数据均取自 EPS 数据库。表 1 报告了主要变量的描述性统计,其中机制变量 *DHUM*、*IPAT*、*UPAT*、*GELE* 以及工具变量 *DIST*、*RDIN* 为绝对值。其余变量均为对数值,负值采取加最小值的绝对值后加 1 的方法取对数。

表 1 主要变量描述统计						
类别	变量	说明	均值	标准差	最大值	最小值
基准 回归 变量	<i>YTFP</i>	基于 CEADs 的 GTFP	6.0572	0.0608	6.2316	5.8388
	<i>UPGR</i>	消费结构升级	3.4401	0.1346	3.7165	3.0562
	<i>GOVC</i>	政府竞争压力	5.1695	0.7020	8.3240	2.2238
	<i>WORD</i>	环境规制	3.4016	0.4536	4.2622	2.2624
	<i>RDEX</i>	科技投入	5.6218	1.6162	8.5457	1.3714
	<i>OPEN</i>	开放水平	9.3665	1.4380	12.4889	5.6472
	<i>CLUS</i>	空间扩张	8.4004	0.2122	8.7921	7.7179
稳健 性检 验与 工具 变量	<i>STFP</i>	基于能源利用类型的 GTFP	5.7745	0.0669	5.9666	5.5476
	<i>MTFP</i>	工业 GTFP	7.5334	0.0947	7.8410	7.0747
	<i>COMU</i>	消费层次升级	8.8096	0.5509	9.8171	7.7612
	<i>SSIV</i>	Bartik 工具变量	0.2277	0.0546	0.6529	0.0955
	<i>DIST</i>	距离最近港口距离交互项	0.1644	0.5907	13.3385	0.0029
	<i>RDIN</i>	科技经费筹资交互项	0.9618	1.9516	23.2276	0.0044
机制 变量	<i>IHUM</i>	收入法人力资本指数	5.3122	0.5450	6.9505	4.3414
	<i>HHUM</i>	百万人口在校大学生人数	13.7495	1.4270	16.0780	4.5257
	<i>DHUM</i>	人力资本折旧变动率	1.0309	0.3861	9.5070	0.1257
	<i>HSTR</i>	产业结构高级化	5.4778	0.0582	5.6063	5.3344
	<i>SSTR</i>	三产占比	3.8025	0.2620	4.3171	3.0426
	<i>LSTR</i>	城镇单位服务就业占总就业比重	4.5015	0.0857	4.5913	4.1077
	<i>IPAT</i>	绿色发明专利授权指数	0.7323	1.9192	27.8086	0.0000
	<i>UPAT</i>	绿色实用新型专利授权指数	0.8776	1.7179	30.0353	0.0000
	<i>GELE</i>	工业单位电力产出指数	0.9379	0.6714	3.6340	0.0617
	<i>KCON</i>	资本错配指数	6.1513	0.6768	11.4477	0.2664

四、基准回归与稳健性检验

(一) 基准回归

表 2 报告了控制年份和城市固定效应的逐步回归结果, $R^2$ 表明方程整体拟合较好。估计显示消费升级的系数显著为正,主要原因有两个:一是非期望产出下降,服务消费增长是



消费升级的重要方向,与物质资本投入较多的农业和制造业相比,服务部门非期望产出较少,因而服务导向的消费升级降低了非期望产出;二是生产效率提升,消费升级引起部门不平衡增长,吸引资源要素流向高收入弹性、高产出效率部门,通过要素配置优化提高了生产效率 (Herrendorf and Valentinyi, 2022), 因此消费升级通过减少非期望产出和提高生产效率,提升了 GTFP。

其他变量。政府竞争压力系数显著为负,地方政府为了吸引投资,可能会放宽环境保护标准,导致环境污染问题加剧。环境规制系数显著为正,表明严格的环境保护政策“倒逼”企业减少非期望产出。科技投入系数显著为正,表明研发投入促进绿色技术进步,提高了 GTFP。城市空间扩张系数显著为负,表明空间扩张不利于知识溢出和技术扩散,还可能通过长距离通勤增加非期望产出 (Carlino and Saiz, 2019)。

表 2 基准回归结果

变量	YTFP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
UPGR	0.0457 *** (4.6727)	0.0453 *** (4.6334)	0.0425 *** (4.3470)	0.0377 *** (3.7649)
GOVC		-0.0122 ** (-2.3331)	-0.0127 ** (-2.3981)	-0.0151 *** (-2.8460)
WORD			0.0063 ** (2.3840)	0.0059 ** (2.2699)
RDEX				0.0054 *** (3.1573)
OPEN				-0.0023 (-0.9375)
CLUS				-0.0673 *** (-3.9835)
常数项	5.9000 *** (175.3786)	5.9645 *** (137.1449)	5.9549 *** (135.0624)	6.5413 *** (42.3910)
样本量	4760	4760	4760	4760
R <sup>2</sup>	0.3230	0.3246	0.3261	0.3329

注:括号内为回归系数的 *t* 统计量值,\*\*\*、\*\*和\*分别为 1%、5%、10% 的显著性水平。下同。

为验证基准回归稳健性,本文进行了如下检验<sup>①</sup>:(1)以 *STFP* 替换 *YTFP*。(2)以 *MTFP* 替换 *YTFP*。(3)以 *COMU* 作为核心解释变量。(4)估计 2013—2022 年样本。估计显示核心解释变量系数符号仍然显著为正,验证了基准回归的可靠性。

(二) 双重差分检验

图 1(a)展示了 2018 年中美贸易战对消费升级的影响,2006—2019 年服务消费占比震荡上升,2020—2022 年呈下降趋势。考虑到滞后效应,可以说贸易战导致消费降级。图 1(b)显示 2013 年以来对照组和处理组 GTFP 均呈增长趋势,2018 年前处理组 GTFP 高于对照组,之后则低于对照组,由此可引出如下推论:消费升级水平较高的城市受到负面冲击较大,导致处理组 GTFP 低于对照组。表 3 第(1)列结果显示 DID 系数显著为负,证实消费降级不利于 GTFP,反之消费升级则促进了 GTFP<sup>②</sup>。

①稳健性检验结果参见《经济评论》网站(<http://jer.whu.edu.cn>)附件。  
②平行趋势检验和安慰剂检验结果参见《经济评论》网站(<http://jer.whu.edu.cn>)附件。

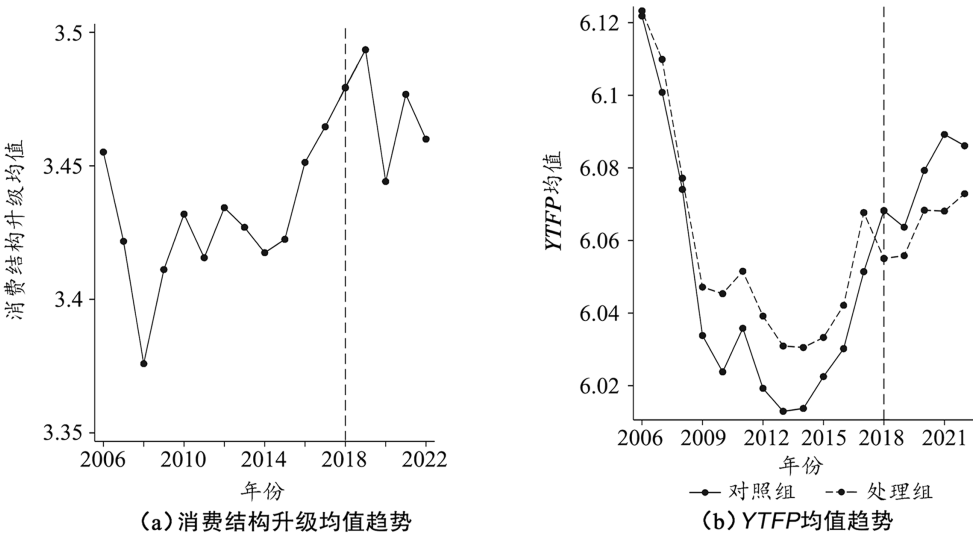


图 1 消费结构升级与 GTFP 变动趋势

考虑到对照组和处理组都会受到中美贸易战冲击,故使用模糊差分方法做进一步检验。使用消费升级均值及其滞后一期的状态变化确定状态转换组,结果变量为 GTFP,处理变量为消费升级,协变量为控制变量。第(2)列和第(3)列结果显示局部处理效应显著为负。差分检验进一步证实了基准回归的可靠性。

表 3 双重差分检验结果			
变量	YTFP	YTFP	STFP
	(1)	(2)	(3)
DID	-0.0245*** (-4.7481)	-0.3658** (-2.2904)	-0.3037** (-2.3553)
控制变量	控制	控制	控制
年份和城市固定效应	控制	控制	控制
样本量	4760	4760	4760
R <sup>2</sup>	0.8134	-	-

注:为节约篇幅,仅报告核心解释变量估计结果,下同。

(三) 工具变量检验

差分检验缓解了双向因果关系,但遗漏变量、测量误差仍可能影响估计一致性,故使用工具变量进行检验。文章参考赵奎等(2021)的方法,使用份额移动法(Bartik)构建工具变量:  $SSIV_{it} = \sum_j \sum_{j' \in j_s} com_{ij't_0} \times (1 + g_{j't})$ , 其中  $com_{ij't_0}$  为  $i$  城市  $j'$  消费占消费支出比重,  $t_0$  为 2006 年。  $j = 1, 2, 3$  表示医疗保健、交通通信、教育文化,  $j_s$  表示对应子集即药品费、交通费、通信费、文化娱乐用品费和教育费。  $g_{j't}$  表示 2006 年为基期的全国  $j'$  消费占比的增速。

本文同时采用以下方法构建另外 2 个工具变量。首先,(1)计算城市距离最近港口的距离;(2)参考王利(2015)的研究,计算 2000 年人均科技经费企业筹资额。其次,由于二者均不随时间变化,参考许家云等(2022)的做法,以二者分别与其他城市消费升级均值交互作为工具变量  $DIST$  和  $RDIN$ 。表 4 显示一阶段回归统计量 F 均大于 10,二阶段回归均通过相应检验,表明剔除内生性影响后基准回归的结论仍然稳健。

表 4 工具变量检验结果

变量	YTFP			
	SSIV	DIST	RDIN	三工具变量
	(1)	(2)	(3)	(4)
UPGR	0.1100 <sup>***</sup> (2.6768)	0.0834 <sup>**</sup> (2.4850)	0.0709 <sup>**</sup> (2.2919)	0.0886 <sup>***</sup> (3.4287)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份和城市固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	4760	4760	4760	4760
一阶段 F 统计量	123.49	21.97	37.07	72.92
可识别检验	111.8162( $p=0.00$ )	110.8089( $p=0.00$ )	119.0340( $p=0.00$ )	238.2634( $p=0.00$ )
弱工具变量检验	151.8172	72.5948	160.3851	104.7342
过度识别检验	—	—	—	0.826( $p=0.6617$ )

注：工具变量的过度识别检验为 Hansen J 检验，括号内  $p$  值为概率值。

五、传导机制检验

(一) 人力资本投资效应检验

人力资本投资效应包含两层含义：从积累角度看，消费升级加快人力资本积累，提高生命周期效用水平，故服务主导消费升级是内生选择结果，减少了非期望产出。从变现角度看，人力资本增长过程也是内生增长函数形成过程，将减少对物质资本的依赖，从而提高 GTFP。表 5 显示消费升级对人力资本的回归系数均显著为正，证实存在人力资本投资效应。

表 5 人力资本投资效应检验结果

变量	HHUM	DHUM	IHUM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
UPGR	0.3327 <sup>***</sup> (7.4186)	0.0945 <sup>*</sup> (1.7671)	0.1990 <sup>***</sup> (6.1469)	
COMU				0.0586 <sup>**</sup> (2.3976)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份和城市固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	4760	4760	4760	4760
$R^2$	0.8134	0.1348	0.8769	0.8760

研究普遍认可教育医疗等服务消费积极影响人力资本，但忽视了生活性服务消费的时间再配置功能：生活性服务业规模化发展降低了家政、养老、餐饮等服务的外包成本，若家务时间配置于学习工作带来收益更高，家庭将选择外包家务以摆脱烦琐的家务劳动，将时间用于高价值活动。显然，如果没有生活性服务帮助人们减少家务时间，即便公共性服务供给充裕，人们也会因缺乏时间而难以充分利用。因此，消费升级的人力资本投资功能意味着公共性和生活性服务需求同步增长。

从消费者角度看，消费升级可视为人力资本服务链的提升过程，不仅降低商品及服务的购买成本，还会减少搜寻、通勤和排队时间，增加了学习工作、康养休闲的时间，促进人力资本积累，这将带来如下收益：一是消费升级的人力资本投资功能赋予服务消费增长内生动力，通过服务消费扩张降低非期望产出（郑洁，2022）；二是人力资本水平越高，则健康折旧损失越大，促使人们扩大绿色消费，降低了非期望产出；三是人力资本增长提高了产出效率，相应降低了物质资本需求（Ganda，2022）。因此，消费升级通过人力资本投资效应提升了 GTFP。

(二) 经济服务化效应检验

经济服务化效应表明微观消费升级加总形成宏观的需求结构变化,使得低非期望产出的服务业占国民经济比重持续提升,进而提高了 GTFP。据此,本文使用产业结构高级化、服务业占 GDP 比重及城镇单位服务就业占总就业比重衡量城市经济服务化程度。表 6 第(1)—(3)列结果显示,消费结构升级对经济服务化的系数均显著为正,证实存在经济服务化效应。

GTFP 是经济增长扣除要素投入和非期望产出的剩余,消费升级引起供给结构调整,减少了非期望产出。中国碳核算数据库数据显示,1997—2021 年工业部门碳排放占总排放比例约为 81%~85%,服务部门碳排放相当于工业部门的 9.25%~12.81%。显然,经济服务化有利于提高 GTFP。进一步,尽管中国服务业占比已经超过 50%,但与发达国家仍有差距,这意味着消费升级带动服务需求扩张的空间较大。因此,未来相当长时期内,经济服务化仍是 GTFP 提升的重要动力。

由经济服务化效应还可引申出如下推论:消费结构升级驱动资源要素流向服务部门,消费层次升级驱动要素流向高品质工农产品生产部门及服务部门,两类升级的共同点是驱动要素向高增长部门流动,这将改善资本配置效率。资本配置效率是 GTFP 的重要内容,资本错配将引致 GTFP 损失(谢贤君,2019)。文章参考崔书会等(2019)的方法,测算了资本错配指数(KCON),表 6 第(4)列和第(5)列结果显示,消费结构升级、消费层次升级对资本错配回归系数均显著为负,表明消费升级通过矫正资本错配提高了 GTFP。

表 6 经济服务化效应检验结果

变量	HSTR	SSTR	LSTR	KCON	KCON
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
UPGR	0.0222 *** (5.8338)	0.1164 *** (5.8344)	0.0396 ** (5.6789)	-0.1044 * (-1.7236)	-0.0931 ** (-2.0740)
COMU					
控制变量	控制	控制	控制	控制	
年份和城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4760	4760	4760	4760	4760
R <sup>2</sup>	0.8579	0.8098	0.8040	0.7679	0.7680

(三) 绿色创新促进效应检验

绿色创新促进效应指消费升级通过扩大绿色消费、提高绿色产品回报、激励绿色创新,促进了 GTFP。本文使用绿色发明专利授权指数、绿色实用新型专利授权指数、工业单位电力产出指数衡量绿色创新。表 7 显示,消费升级系数均显著为正,证实存在绿色创新促进效应。

表 7 绿色创新促进效应检验结果

变量	IPAT	UPAT	GELE	UPAT
	(1)	(2)	(3)	(4)
UPGR	0.2703 *** (2.0517)	0.4506 *** (3.6589)	0.1563 ** (2.7425)	0.3449 *** (3.4841)
COMU				
控制变量	控制	控制	控制	
年份和城市固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	4760	4760	4760	4760
R <sup>2</sup>	0.9211	0.9118	0.7902	0.9118



消费升级通过三个方面影响绿色创新:(1)国家倡导绿色发展理念,出台绿色产业扶持政策并补贴绿色消费,使得绿色消费成为消费升级的重要方向。(2)消费升级提升区域人力资本存量,向绿色创新提供人才支持。(3)绿色消费增长激励企业绿色创新,通过技术迭代降低绿色产品价格,以提高市场份额和投资回报,促进绿色产业发展,进而提高 GTFP。

绿色创新促进效应对服务业占比较高的城市尤为重要,经济服务化促进 GTFP 的效果很可能边际递减甚至停滞,未来绿色发展更依赖绿色技术创新。某种意义上,经济服务化是促进 GTFP 的阶段性动力,而绿色创新则是提升 GTFP 的长期动力。因此,消费升级通过绿色创新效应提高了 GTFP。

六、异质性分析

(一)资源禀赋异质性

自然条件、资源禀赋、社会文化都可能引起消费升级对 GTFP 贡献的异质性,本文对此逐一检验:(1)以海拔高度衡量自然条件异质性<sup>①</sup>。(2)依据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020 年)》区分资源利用成熟型城市和其他类型城市。(3)以 2006—2019 年城乡居民储蓄占 GDP 比重衡量储蓄率并按均值分组,大于等于均值的为高储蓄率城市,其余为低储蓄率城市,以反映谨慎消费程度。表 8 显示,低海拔城市消费升级的系数显著为正但高海拔城市不显著,表明自然条件优越的城市消费升级水平更高,对 GTFP 贡献更强。成熟型资源城市的消费升级系数不显著,而非成熟型资源城市显著为正,主要原因是前者很可能陷入资源依赖的发展路径,产业排放水平较高,导致消费升级对 GTFP 贡献不显著。高储蓄率城市的消费升级系数不显著,而低储蓄率城市显著为正,意味着谨慎消费习惯不利于 GTFP。

表 8 资源禀赋异质性检验结果

变量	YTFP					
	海拔高度		资源类型		消费习惯	
	低海拔城市	高海拔城市	成熟型城市	非成熟型城市	高储蓄率城市	低储蓄率城市
UPGR	0.0441 *** (4.8495)	0.0107 (0.5071)	-0.0078 (-0.4374)	0.0430 *** (4.2936)	0.0177 (1.4346)	0.0540 *** (4.3862)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份和城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3485	1275	1037	3723	2720	2040
R <sup>2</sup>	0.3115	0.4216	0.4009	0.3253	0.3005	0.39

(二)内需规模异质性

本文以 2006—2022 年社会消费品零售总额占 GDP 比重均值衡量城市内需规模。同时,考虑到住房财富有利于家庭扩大消费,故以 2022 年城镇居民人均建筑面积×商品房均价衡量住房财富。表 9 显示,社会消费品零售总额占 GDP 比重较高、住房财富较高的城市系数均显著为正,而较低者不显著。这表明内需规模大的城市,消费升级促进 GTFP 作用更强。

<sup>①</sup>按海拔高度均值划分高低两组,大于等于均值的为高海拔城市,反之为低海拔城市。海拔高度数据取自中国研究数据服务平台(CNRDS)。

表 9 内需规模异质性检验结果

变量	YTFP			
	社会消费品总额占 GDP 比重均值分组		2022 年住房财富效应分组	
	<均值	≥ 均值	<均值	≥ 均值
UPGR	0.0173 (1.4588)	0.0607 *** (4.9290)	0.0135 (1.2178)	0.0417 *** (2.7446)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份和城市固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	2567	2193	3383	1377
R <sup>2</sup>	0.3175	0.3655	0.3644	0.3083

(三) 创新能力异质性

本文以 2020 年创新创业指数、2020 年城市竞争力指数衡量城市创新发展水平<sup>①</sup>。表 10 显示,高创新创业指数组、高城市竞争力组中消费升级系数显著为正,而低组别不显著。主要原因在于,创新实力越强则绿色技术迭代越快,有助于降低绿色产品的生产成本与市场价格,从而提升了 GTFP。城市竞争力指数越高表明绿色创新的商业化水平越高,提高了绿色消费水平,从而降低非期望产出。因此,创新资源富集城市消费升级对 GTFP 贡献更大。

表 10 创新能力异质性检验结果

变量	YTFP			
	创新创业指数分组		城市竞争力分组	
	<均值	≥ 均值	<均值	≥ 均值
UPGR	0.0175 (1.2103)	0.0464 *** (4.2214)	0.0083 (0.6517)	0.0381 *** (3.3259)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份和城市固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1938	2822	2635	2125
R <sup>2</sup>	0.3648	0.3265	0.3693	0.3166

七、简要结论与对策建议

在新发展阶段,扩大内需作为战略基点将进一步增强内需对经济增长的引领和拉动作用,对绿色发展产生深远影响。然而,既有研究大多从供给侧探讨 GTFP,忽视了需求侧影响 GTFP 的效果和机理。本文注意到消费升级具有人力资本投资功能这一重要特征,据此构建理论模型,得出消费升级促进 GTFP 的经济服务化效应、人力资本投资效应以及绿色创新促进效应,以 2005—2022 年 280 个城市为样本的实证检验验证存在三个传导机制。研究结论表明,消费升级的人力资本功能不仅推动内需持续扩张,更为绿色发展注入了持久活力,成为连接内需主导型经济增长与绿色发展的关键枢纽。

本文认为进一步激发消费升级的人力资本投资功能,有利于将我国超大规模市场的需求优势转化为绿色发展的竞争优势。因此,应将促进人力资本积累作为扩大内需战略的重要出发点,培育壮大覆盖全生命周期的人力资本服务链。具体政策建议包括如下几个方面:

一是降低消费交易成本。进一步推动数字技术赋能,由权威媒体机构联合数字媒体,发布消费者关注的消费品质量报告,帮助消费者规避购买伪劣产品的风险。通过网站定期公

①资料来源:2020 年创新创业指数来自北京大学企业大数据研究中心 (<https://cer.gsm.pku.edu.cn/>)。2020 年城市竞争力指数来自倪鹏飞主编,2020:《中国城市竞争力报告 No.18》,中国社会科学出版社。

开投诉处理的统计数据与结果,并将企业投诉处理记录纳入信用系统,增强企业主动解决问题的意识,最大程度减少消费纠纷带来的时间成本。

二是完善服务行业标准。考虑到服务产品多属于本地化供给、难以跨区域贸易,应建立弹性化、分层级的质量标准体系。国家制定各服务行业基本的强制性标准,明确服务内容与质量底线。省份或城市群制定不低于国家要求的地方标准,并在服务场所公示标准与价格,推动消费质价相符,营造消费者“敢消费、愿消费”的市场环境。

三是提升公共服务供给水平。中国公共服务均等化虽取得积极进展,但区域间质量差距仍较大,在完善已有财政转移支付等政策的基础上,积极探索引入社会资本参与公共服务供给的新模式,以建设-经营-转让(BOT)模式化解财政筹资压力。充分发挥中心城市的辐射功能,推进交通、环保、水利、科教文卫等领域一体化。

四是推动绿色消费。虚假宣传等问题仍制约绿色消费增长。应以供应链的链主企业为依托开展绿色产品标识认证,构建涵盖上中下游各主体、产供销各环节的全生命周期绿色供应链体系,加强绿色技术研发与应用推广,构建绿色产品溯源体系。支持各类销售平台制定绿色产品消费激励办法,通过发放绿色消费券、绿色积分等方式促进绿色消费。

#### 参考文献:

- 1.陈诗一、陈登科,2018:《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第2期。
- 2.程开明、刘琦璐、庄燕杰,2021:《效率评价中处理非期望产出的非参数方法演进、比较及展望》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- 3.崔书会、李光勤、豆建民,2019:《产业协同集聚的资源错配效应研究》,《统计研究》第2期。
- 4.蒋灵多、陈虹曦、陆毅、张国峰,2024:《消费结构升级与出口产品质量提升》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- 5.黄隽、李冀恺,2018:《中国消费升级的特征、度量与发展》,《中国流通经济》第4期。
- 6.缪小林、王婷、高跃光,2017:《转移支付对城乡公共服务差距的影响——不同经济赶超省份的分组比较》,《经济研究》第2期。
- 7.倪红福、冀承,2020:《中国居民消费结构变迁及其趋势——基于中美投入产出表的分析》,《消费经济》第1期。
- 8.彭衡、李扬,2019:《知识产权保护与中国绿色全要素生产率》,《经济体制改革》第5期。
- 9.邵军、施震凯、朱俊明,2020:《进口贸易与中国城市的绿色转型发展——基于绿色全要素生产率的研究》,《国际贸易问题》第12期。
- 10.史代敏、施晓燕,2022:《绿色金融与经济高质量发展:机理、特征与实证研究》,《统计研究》第1期。
- 11.孙久文、李承璋,2022:《需求侧与供给侧结合的消费升级路径研究》,《中国人民大学学报》第2期。
- 12.孙早、薛璐璐,2018:《产业创新与消费升级:基于供给侧结构性改革视角的经验研究》,《中国工业经济》第7期。
- 13.田佩宁、毛保华、童瑞咏、张皓翔、周琪,2023:《我国交通运输行业及不同运输方式的碳排放水平和强度分析》,《气候变化研究进展》第3期。
- 14.屠西伟、张平淡,2024:《企业数字化转型、碳排放与供应链溢出》,《中国工业经济》第4期。
- 15.王利,2015:《企业创新驱动增长的测度与实证分析》,《统计研究》第8期。
- 16.王贤彬、杨超群,2024:《节能目标政策与地区能源效率》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- 17.吴建新、郭智勇,2016:《基于连续性动态分布方法的中国碳排放收敛分析》,《统计研究》第1期。
- 18.谢贤君,2019:《市场扭曲如何影响绿色全要素生产率——基于地级市经验数据研究》,《财贸研究》第6期。
- 19.许家云、廖河洋、杨俊,2022:《政府补贴与企业污染排放——基于微观企业的实证研究》,《产业经济研究》第4期。
- 20.杨伟明、粟麟、孙瑞立、袁伟鹏,2021:《数字金融是否促进了消费升级?——基于面板数据的证据》,《国际金融研究》第4期。
- 21.张昊、冯永晟、陈丽芬、严玉珊,2024:《如何推动绿色消费升级?——电商策略性调价行为与节能产品需求特征》,《管理世界》第7期。
- 22.张军、吴桂英、张吉鹏,2004:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第10期。
- 23.赵奎、后青松、李巍,2021:《省会城市经济发展的溢出效应——基于工业企业数据的分析》,《经济研究》第3期。
- 24.郑洁,2022:《人力资本结构与环境污染:新结构经济学视角的理论初探》,《经济评论》第6期。
- 25.朱平芳、徐大丰,2007:《中国城市人力资本的估算》,《经济研究》第9期。
- 26.Acemoglu, D., P.Aghion, and L. Bursztyn. 2012. "The Environment and Directed Technical Change." *American*

- Economic Review* 102(1): 131–166.
27. Aghion, P., A. Dechezeleprêtre, and D. Hemous. 2016. “Carbon Taxes, Path Dependency, and Directed Technical Change: Evidence from the Auto Industry.” *Journal of Political Economy* 124(1): 1–51.
28. Becker, G.S. 1964. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Third Edition. Chicago: The University of Chicago Press.
29. Becker, G.S. 1965. “A Theory of the Allocation of Time.” *The Economic Journal* 75(299): 493–517.
30. Carlino, G. A., and A. Saiz. 2019. “Beautiful City: Leisure Amenities and Urban Growth.” *Journal of Regional Science* 59(3): 369–408.
31. Cozzi, T. 2022. “Pasinetti’s Structural Economic Dynamics.” *Structural Change and Economic Dynamics* 61: 444–449.
32. Fallah, B. N., M. D. Partridge, and M. R. Olfert. 2011. “Urban Sprawl and Productivity: Evidence from US Metropolitan Areas.” *Papers In Regional Science* 90(3): 451–472.
33. Ganda, F. 2022. “The Environmental Impacts of Human Capital in the BRICS Economies.” *Journal of the Knowledge Economy* 13(1): 611–634.
34. Haba, H. F., C. Bredillet, and O. Dastane. 2023. “Green Consumer Research: Trends and Way Forward Based on Bibliometric Analysis.” *Cleaner and Responsible Consumption* 8, 100089.
35. Herrendorf, B., and Á. Valentinyi. 2022. “Endogenous Sector – Biased Technological Change and Industrial Policy.” *Economic Modelling* 113, 105875.
36. Hötte, K. 2023. “Demand – Pull, Technology – Push, and the Direction of Technological Change.” *Research Policy* 52(5), 104740.
37. Lucas, Jr. R. E. 1988. “On the Mechanics of Economic Development.” *Journal of Monetary Economics* 22(1): 3–42.
38. Maria, J., and Montoya – Villalobos. 2023. “Green Consumption: The Role of Confidence and Pessimism.” *Ecological Economics* 205, 107733.
39. Ortiz, C., R. Alvarado, and P. Méndez. 2022. “Environmental Impact of the Shadow Economy, Globalisation, and Human Capital: Capturing Spillovers Effects Using Spatial Panel Data Approach.” *Journal of Environmental Management* 308, 114663.
40. Sawulski, J., W. Paczos, and F. Leśniewicz. 2023. “How Much Do Public and Private Sectors Invest in Physical and Human Capital? Towards a New Classification of Investments.” *International Review of Economics & Finance* 88(11): 1324–1336.
41. Wang, Yajun, Junbing Huang, and Xiaochen Cai. 2022. “The Effect of Human Capital on Energy Consumption: Evidence from an Extended Version of STIRPAT Framework.” *Resources and Environment* 20(2): 136–146.

## The Effects and Mechanisms of Consumption Upgrading on GTFP

Gao ChunLiang

(Finance and Economics College, Jimei University)

**Abstract:** With the deepening implementation of the strategy of expanding domestic demand, consumption upgrading will have a profound impact on green development. The article believes that consumption upgrading has the function of human capital investment. Based on this, a two-sector equilibrium model is established to clarify the consistency between consumption upgrading and human capital investment. Three transmission mechanisms are identified for the impact of consumption upgrading on green total factor productivity (GTFP): consumption upgrading reduces non-expected output and enhances the economic service effect of GTFP; Consumption upgrading accelerates the accumulation of human capital and improves the human capital investment effect of GTFP; Consumption upgrading stimulates green innovation and enhances the green innovation promotion effect of GTFP. Empirical evidence from 280 cities between 2005 and 2022 shows that consumption upgrading promotes GTFP, and there are effects of economic service, human capital investment, and green innovation promotion. The conclusion indicates that the investment function of human capital is the key to promoting green innovation through consumption upgrading. Therefore, designing consumption policies based on the accumulation of human capital is conducive to achieving the dual goals of expanding the domestic demand strategy and green development.

**Keywords:** Consumer Upgrading, Human Capital Investment, GTFP, Green Development

**JEL Classification:** D12, O18, O32

(责任编辑:彭爽)