

从短缺到丰裕：

基于消费结构升级透视中国长期经济增长的统一框架

徐宝亮 邓宏图 赵燕

摘要：本文以短缺经济为历史逻辑起点，结合中国消费结构升级的特征化事实，在社会总效用函数中引入消费品种类和消费品质量，通过构建经济增长的内生性模型，解释中国的长期经济增长。研究发现，消费品质量和种类的比例取决于消费品质量提升与种类扩展的难度及其在社会总效用中的相对重要程度；单位质量的平均消费品数量增长率随着人均资本存量的提高呈先上升后下降的趋势；转移动态中的社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量之间存在倒“U”型关系，且倒“U”型顶点处单位质量的平均消费品数量小于稳态均衡时的相应值。进一步地，本文使用恩格尔系数的倒数作为消费品质量的代理指标，以中国1993-2013年的省级面板数据为社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量之间的倒“U”型关系提供实证依据。

关键词：消费结构升级；消费品种类；消费品质量；长期经济增长

中图分类号：F015；F061.2；F061.3

From Shortage to Abundance:

A Unified Framework for Perspectives on China's Long-Term Economic Growth Based on the Upgrading of Consumption Structure

Abstract: Taking the shortage economy as the historical logical starting point and combining the characteristic facts of China's consumption structure upgrade, this paper introduces the variety of consumer goods and the quality of consumer goods into the total social utility function, and explains China's long-term economic growth by constructing an endogeneity model of economic growth. It is found that the ratio of quality and variety of consumer goods depends on the difficulty of improving the quality and expanding the variety of consumer goods and their relative importance in total social utility; the growth rate of average quantity of consumer goods per unit of quality tends to increase and then decrease with the increase of capital stock per capita; there is an inverted U-shape relationship between the growth rate of total social output and the average quantity of consumer goods per unit of quality in transfer dynamics, and the average quantity of consumer goods per unit of quality at the apex of the inverted U-shaped is smaller than the corresponding value in steady-state equilibrium. Further, this paper uses the inverse of the Engel coefficient as a proxy for the quality of consumer goods, and provides empirical evidence for the inverted U-shape relationship between the growth rate of total social output and the average quantity of consumer goods per unit of quality using provincial panel data for China from 1993 to 2013.

Keywords: Consumption Structure Upgrade; Variety of Consumer Goods; Quality of Consumer Goods; Long-term Economic Growth

一、引言

作者信息：徐宝亮，山东日照人，南昌大学经济管理学院，博士、讲师，研究方向：制度变迁与经济增长、结构转型、比较制度分析，联系地址：江西省南昌市红谷滩新区学府大道999号，邮编：330031，Email: xubaoliang0702@126.com。邓宏图（通讯作者），江西高安人，广州大学经济与统计学院，教授，博士、博士生导师，研究方向：制度变迁与经济增长、合约理论、（新）政治经济学，联系地址：广州市大学城外环西路230号，邮编：510006，Email: dengyanggezhi@126.com。赵燕，广州大学经济与统计学院，博士、讲师，研究方向：合约理论、农业经济学、比较制度分析，联系地址：广东省广州市番禺区大学城外环西路230号，邮编：510006，Email: ningxi.1121@163.com。

改革开放初期,消费品供给极度短缺,供需严重失衡,然而在此基础上中国经济实现了四十多年的高速增长,摆脱了贫穷落后,一举成长为世界第二大经济体,堪称人类历史上独有的增长奇迹。具体而言,1978-2018年间,以1978年为基期的真实GDP提高了36.46倍,年均增长率为9.41%^①。以1978年为基期(即1978年为100)的居民人均可支配收入指数在2018年为2532.1^②,这意味着剔除价格因素后2018年的真实居民人均可支配收入是1978年的25倍以上。与经济增长和收入水平提高相伴随的是,居民消费结构不断升级^③。中国在1978年的城乡恩格尔系数为57.5和67.7^④,对应于联合国粮农组织的划分标准^⑤,分别处于温饱阶段和贫困阶段;在历经40年的发展后,2018年城乡恩格尔系数为27.7和30.1^⑥,分别处于富裕阶段和相对富裕阶段。与此同时,中国在走过早期的短缺经济^⑦后,消费品种类日趋繁多,质量持续改进。所有这一切均昭示着以消费品种类扩展和质量提升为表征的消费结构升级与中国长期经济增长有着必然的内在关联性。为此,鉴于中国四十多年经济增长起步于短缺经济的历史事实,本文将短缺经济作为历史逻辑起点,基于消费结构升级的视角为中国经济奇迹的提供一种新的互补性的解释框架。

中国长期经济增长举世瞩目,引起学界广泛而持久的关注。众多学者从比较优势战略(林毅夫等,1994)、M型组织结构(Qian & Xu, 1993; Qian et al., 2006)、声誉和关系等非正式制度(Allen et al., 2005)、晋升锦标赛模式(周黎安,2007)、县际竞争(张五常,2009)、平等社会结构与中性政府(贺大兴、姚洋,2011)、地方分权体制(张军,2007; Xu, 2011)、市场化改革(樊纲等,2011)、资本和劳动力再分配(Song et al., 2011)、资本积累(蔡昉,2013)、体制成本(周其仁,2017)、分税和转移支付(吕冰洋等,2021)、基础工业和基础设施(邓宏图等,2018)、有用知识体系和社会能力累积(路风,2022)等视角为中国经济的长期增长提供逻辑自洽的解释。尽管这些解释深刻而富有意义,然而鲜有学者把增长的特征化事实“定格”在短缺经济向丰裕经济,亦即从消费品匮乏的经济社会向产品丰富、种类繁多、质量可靠的“丰裕社会”转变,因而未能基于需求引致供给的逻辑阐释消费结构升级与长期经济增长之间的关系以及此类关系所蕴涵的经济含义。

短缺经济在改革开放初期不仅是可观察到的历史事实,且意味着经济的增长高度依赖于由卖方市场决定且与要素禀赋结构相一致的生产方式。在此生产方式下,丰裕的劳动要素以及低廉的劳动力价格使中国充分发挥劳动密集型产品生产的比较优势,在扩大生产规模、增加消费品供给的同时,实现了快速的资本积累。不过,卖方市场在之后逐渐让位于买方市场。这是因为,资本积累引起的经济增长推动居民收入不断攀升,消费结构持续升级,促使厂商创新产品供给,以满足居民更高层次的需求。换句话说,随着收入水平不断提高,居民的消费观念会产生质的变化,这些变化最终会反映在消费结构上并引起厂商间的生产力竞赛^⑧,

^① 原始数据来源于国家统计局编:《中国统计年鉴(2019)》。

^② 国家统计局编:《中国统计年鉴(2019)》。

^③ 恩格斯在为1891年《雇佣劳动与资本》单行本写的导言中,将消费资料分为生活资料、享受资料、发展和表现一切体力和智力所需的资料,隐含着不同消费资料的消费存在优先序列。Maslow(1943)的需求层次理论,以及Rostow(1960,1971)的经济成长阶段理论,亦揭示出需求的层次性、动态性。

^④ 国家统计局编:《中国统计年鉴(2001)》。

^⑤ 根据联合国粮农组织的划分标准:恩格尔系数在60%以上为贫困,50%-59%为温饱,40%-49%为小康,30%-39%为相对富裕,20%-29%为富裕,19%及以下为极其富裕。

^⑥ 国家统计局:《2018年国民经济和社会发展统计公报》, http://www.gov.cn/xinwen/2019-02/28/content_5369270.htm。

^⑦ Kornai(1980)在《Economics of Shortage》一书中考察了(改革前)东欧传统社会主义经济中的短缺现象,主要描述了短缺现象的各种表现,指出了观察和度量这些现象的可能性和方法,在此基础上揭示了短缺的主要原因,并说明了在长期短缺条件下经济如何运行。在Kornai(1980)的语境中,“短缺”一词是一组大量现象的概称,其中即包含本文中所主要涉及的消费品短缺。中国在改革开放前的社会主义经济管理体制与东欧的传统社会主义有着诸多相似之处,短缺自然亦是其基本问题之一。即使是在改革开放后,由于制度或体制上的路径依赖,以及生产力发展水平的限制,“短缺”在一定时期内是持续存在的。

^⑧ 生产力竞赛指的是厂商之间通过创新产品以取得竞争优势的行为。在市场上,厂商或许可通过提高生产

以及相应的“供应革命”。厂商不断地创新产品的种类，改进产品的质量，尽一切可能迎合或适应消费者的口味、偏好，甚至顺应消费结构升级趋势主动诱导消费者的选择，有形无形地塑造提升“生产者主权”的“卖方市场”，这种生产者与消费者的“供求游戏”和生产者间的生产力竞赛推动了生产方式的变革和厂商产品的创新，诱发了经济的持续增长。纵观改革开放后的经济发展历程，此种解释契合四十余年经济史演变中所呈现的特征化事实。

本文的理论分析将改革开放后从短缺经济到丰裕经济的四十多年经济史的变迁这一复杂过程“抽象化”了，因而形成了一个纯学术性的“追问”与判断，即消费品种类扩展和质量提升只不过是经济史变迁的一个经济学（分析）的象征或“缩影”。问题的本质在于，从短缺经济到丰裕经济，与收入提高相伴随的消费结构升级“转化”成了消费品种类的扩展和质量的提升，从而引导着经济结构的变迁和经济的持续性增长。因而，本文在理论上便以中国消费结构升级与长期经济增长的历史事实及其蕴含的内在逻辑为基础，把消费品种类与消费品质量同时纳入社会总效用函数，构建经济增长的内生性模型，并对理论模型的关键命题给予相应的实证检验，从而为中国长期的经济增长提供新的解释。研究结果显示：消费品质量与种类的比例取决于消费品质量提升与种类扩展的难度及其在社会总效用中的相对重要程度；单位质量的平均消费品数量增长率在人均资本存量门槛值的前后呈现出相反走向，即在人均资本存量的门槛左侧，单位质量的平均消费品数量增长率随着人均资本存量的提高而上升，而右侧则下降；转移动态中的社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量二者间表现为倒“U”型关系，且倒“U”型顶点处单位质量的平均消费品数量小于稳态均衡时的相应值。进一步地，本文使用恩格尔系数的倒数作为消费品质量的代理指标，以中国31个省、直辖市、自治区（下文统一称省）1993-2013年的面板数据证实了社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量之间的倒“U”型关系，从而为理论模型的命题提供实证上的支持。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分文献综述，回顾现有研究中有关产品种类扩展、质量提升与经济增长的论述；第三部分阐述改革开放后消费结构升级和经济增长的简史；第四部分建立包含消费品种类与消费品质量的内生性模型；第五部分介绍实证模型的设定、变量的说明以及数据的来源；第六部分报告实证结果；第七部分是结论。

二、文献综述

新古典经济增长理论在解释长期经济增长上存在技术进步外生性的缺陷，而以 Romer（1986）、Lucas（1988）为代表的内生增长理论将技术进步内生化，但这些模型仅仅从产品总量扩张视角考察长期经济增长，忽视了产品创新对经济增长的推动作用，这与经济发展的历史不相符合（潘士远和史晋川，2002）。随着经济增长理论研究的推进，以产品种类扩展和质量提升为创新特征的经济增长模型被进一步发展出来。鉴于此类文献与本文研究的主题，即以消费品种类扩展和质量提升为切入点解释中国的长期经济增长最为相关，故有必要梳理包含产品种类和（或）质量的经济增长理论和经验研究文献，以全面而深刻地理解经济增长的机制或驱动因素。

Romer（1990）将技术进步视为中间品种类的扩张，构建包含研究部门、中间品部门和最终品部门的三部门内生增长模型，研究表明人力资本的存量决定经济增长率。Xie（1998）则在一个差异化消费品和专业化资本品种类内生决定的增长模型中推出与 Romer（1990）相似的结论，即人力资本存量高的国家有着更快的技术进步和更高的经济增长。Grossman & Helpman（1990）分析了一个动态的两国贸易和增长模型，其中研发成果表现为新中间品的

效率的技术创新和治理结构优化使自身在产品价格上处于竞争优势，但这并不是最主要的，因为产品价格的降低是有限度的。因此，在以消费者为主导的市场上，创新产品的竞争才是生产力竞赛的主要内容，它不仅可以满足消费者对更新种类和更高质量产品的需求，同时新产品所含有的垄断性特征将提高厂商的垄断定价权，使厂商获得更大的利润。

设计, 而新中间品使消费品生产过程更加专业化, 从而提高了最终品的生产率。进一步地, Grossman & Helpman (1991) 提出一个内生产品周期模型, 发现在产品生命周期的后期, 生产向南方的迁移可使北方企业释放更多资源以促进新产品的研发, 而南方企业则通过技术模仿实现研发资源的节约, 因而南北贸易将促进两地区经济的更快增长。此外, Doi & Mino (2008) 将消费外部性纳入内生增长模型, 其结论认为长期增长是由产品种类的持续扩大维持的, 而消费外部性的存在可能会显著影响平衡增长路径和转移动态, 但不能成为增长的动力。对于 Doi & Mino (2008) 的观点, Funke & Ruhwedel (2001) 计算了 1989-1996 年 18 个经合组织国家相对于美国的产品种类指数, 证实国家间的相对产品种类指数与相对人均收入水平显著相关, 从而在实证上给予有力的支持。区别于之前的研究, 钟春平和徐长生 (2011) 以最终品种类扩大刻画横向的多样性创新和中间品质量提升刻画纵向的质量改进创新, 认为两种形式的创新都有创造性破坏效应, 其中多样性的创新具有间接的增长效应, 质量提升的创新具有直接的增长效应。

相对于产品种类扩展, 以产品质量提升为创新特征的熊彼特增长研究文献则更为丰富。Aghion & Howitt (1992) 提出了一个基于熊彼特创造性破坏过程的经济增长模型, 其结论是中间品的纵向创新提升最终品的生产效率, 从而成为增长的根本来源。进一步地, Howitt & Aghion (1998) 在创造性破坏模型中加入资本, 发现若资本被用于研发, 补贴于资本积累将对经济增长率产生永久性的影响。Aghion & Howitt (2006) 基于熊彼特增长理论为增长政策提供了一个统一的框架, 认为在接近技术前沿的国家, 企业更高的更替率以及对高等教育的重视更能促进增长, 而反周期预算政策则在金融发展水平较低的国家更有利于增长。不同于 Aghion & Howitt (1992) 的逻辑, Lentz & Mortensen (2008) 构建包含企业异质性的熊彼特演化和增长模型, 发现研发出高质量中间品和服务的创造性破坏过程, 将引起工人从利润较低的企业向利润较高的企业重新分配, 这有助于总生产率的增长。Segerstrom (1991) 建立了经济增长的动态一般均衡模型, 结果表明产品质量创新和模仿的速率是由企业间研发竞赛的结果内生决定, 且创新补贴将明确地促进经济增长。Segerstrom (1998) 提出一个没有规模效应的内生增长模型, 研究发现创新规模、人口增长率和研发难度等参数决定了长期的经济增长率。Aghion et al. (2001) 构建了具有渐进创新特征的内生增长模型, 指出产品市场激烈竞争驱动的创新, 以及少量的模仿对经济增长有正向影响。此外, Khandelwal (2010) 利用价格和数量信息来估计出口到美国的产品质量, 研究表明不同产品间的质量差异范围或“质量阶梯”有很大的不同, 以相对较短的质量阶梯为特征的市场与低工资竞争导致的更大的就业和产出下降有关。

综上所述, 既有文献侧重于从供给层面研究中间品与最终品种类扩展和(或)质量提升对经济增长的作用, 但鲜有研究将消费品种类与质量同时纳入效用函数, 从需求层面为经济增长提供解释。此外, 一个不忽略的事实是, 包括中国在内的众多前计划经济国家, 均历史性地呈现出无可驳辩的消费饥渴而供应短缺的现实特征。为此, 本文将以改革开放后的短缺经济为逻辑起点, 结合中国消费结构升级的特征化事实, 在社会总效用函数中引入消费品种类与质量, 通过构建经济增长的内生性模型, 解释中国长期的经济增长。需要特别指出的是, 本文所论的消费品种类扩展是指消费品“类”的增加, 这种“类”体现在消费品拥有不同于其他产品的主要功能, 能够满足之前任何消费品都不能满足的需求(水平范畴), 比如冰箱的出现满足了人们对食物长时间冷藏的需求, 故可将冰箱视为新种类的消费品。由于不同种类消费品的主要功能不同, 因而不同种类消费品之间不存在相互替代。而本文所论的消费品质量提升, 则是指已有种类的消费品在原有功能的提升或在主要功能基础上次级功能的累积, 使消费品在满足消费者的需求方面变得越来越好(垂直范畴), 比如冰箱温控方式的变革或风冷无霜功能的设计可提高冷藏的效果^①。从某种程度上说, 消费品种类不断地衍生出来而

^① 可见, 消费品质量是附着在已有种类消费品上的, 也就是说, 既有消费品种类是质量提升的基础。区别

且其质量变得越来越好的历史即是市场进化史，亦是经济增长的历史。在本文看来，正是以消费品种类扩展和质量提升为表征的消费结构升级推动中国的长期经济增长。

其一，一旦短缺经济完全消失，消费者主权或买方市场就建立起来了，厂商就要根据消费者更高层次的需要而展开有关消费品种类与质量等方面的创新，结果是功能新、质量高的消费品胜出，至少长期而言必然产生这样的结果。

其二，上述这些过程不仅反映了消费者与生产者的互动，而且刻画了经济增长的关键特征，即经济增长不光是要素投入过程所得到的结果，也是厂商彼此竞争消费者的结果，而争夺的关键方式之一就是根据消费者的偏好创造出新种类的消费品和改进已有消费品的质量。

其三，从某种意义上讲，消费品种类扩展和质量提升本身就是经济增长，但是，其中蕴涵的增长机制有待揭示。令人感到振奋的是，改革开放以来中国经济史中的结构及其变迁在很大程度上展示了这种增长机制并有力地证实其中的经济逻辑。

本文的研究正是在这个背景下“有序”地展开，事实上，本文的研究在理论上、经济史的逻辑上，以及经验数据的验证上获得了统一。

三、改革开放后消费结构升级与长期经济增长简史

改革开放初期中国面临严重的短缺，可供消费的消费品种类和数量有限。随着重工业优先发展战略的终结以及市场经济的逐步确立，我国充分利用自身丰裕的劳动要素，发挥劳动密集型产品生产的比较优势，在满足居民对基本消费品需求从而结束短缺经济的同时，推动经济快速增长和居民收入水平持续提高。而与收入水平提高相伴随的则是消费结构升级，主要体现在种类和质量两个维度：一方面是对新种类消费品的强劲需求，如在满足吃、穿、住等生存需求后，消费者对耐用品、教育、医疗、休闲娱乐等的需求不断攀升；另一方面是对高质量消费品的需求，由于新种类消费品的初始质量一般较低，对需求的满足是有限的，因而居民一旦跨越最基本的需求门槛，则对消费品质量提出更高要求。消费品种类扩展和质量提升有其先后次序，质量提升是以种类扩展为前提的，若没有新种类消费品的发明和出现，消费品质量的提升便失去其依附性和承载性。由于消费品种类扩展和质量提升本身即是创新，作为后发国家的中国可凭借其后发优势，通过模仿和借鉴先发国家的先进技术和发展经验，提高产品的创新效率和创新速度，迅速满足居民对更新种类和更高质量消费品的需要。不过，随着中国不断趋近世界技术前沿，后发优势不断削弱，继续借鉴先发国家的先进技术的交易成本或制度成本愈来愈高，因而通过自主创新扩展消费品种类和提升消费品质量便越来越成为必要选择。通过考察改革开放后的经济简史，本文进一步地将中国消费结构升级的路径细化为如下四个阶段：

一是以消费品数量增加为主导的阶段（1978-1992）。改革开放前重工业优先发展战略的推行，一方面使轻工业品生产和供给不足，难以满足居民的生活需求；另一方面使居民的生活水准维持在低水平，在长期内未能有大幅度的提高。因此，在改革开放初期，中国面临着生活资料供给短缺与居民对生活资料有着极大需求的矛盾。这一时期，城乡恩格尔系数处于下降趋势，不过，即使是1992年，这一系数值仍然高达53.0%和57.6%^①。依据联合国粮农组织的划分标准，居民仍未摆脱温饱状态。

二是以消费品种类扩展为主导的阶段（1993-1998）。随着消费品供应的日益充足，1993年粮票正式退出历史的舞台。城乡居民人均可支配收入（纯收入）水平分别由1993年的2577.4元和921.6元上升至1998年的5425.1元和2162.0元^②。城镇恩格尔系数由1994年首

于熊彼特增长模型中产品质量创新的创造性破坏特征，本文消费品质量的提升是渐进性的，且仅意味着可选择产品质量总体范围或区间长度的扩展。

^① 国家统计局编：《中国统计年鉴（2001）》。

^② 国家统计局编：《中国统计年鉴（2001）》。

次低于 50%，至 1998 年降为 44.48%，而农村恩格尔系数则由 1994 年的 58.82% 降低至 1998 年的 53.43%^①。此阶段，居民对消费品，尤其是居民家庭耐用消费品产生更多的需求。例如，城乡居民家庭平均每百户年底彩色电视机、冰箱、洗衣机等耐用消费品拥有量持续增加，至 1998 年，其数量分别为 105.43、76.08、90.57（台）和 32.59、9.25、22.81（台）^②。

三是以消费品质量提升为主导的阶段（1999-2011）。至 1998 年上半年，国内市场上 600 余种商品中供不应求的商品比重已下降为零，且有 25.8% 的商品供过于求（韩文秀，1998）。由此表明，中国经济已由之前的短缺转为一定程度的生产过剩。鉴于新种类产品的质量较低，无法充分满足消费者的需求，而且相对于创造新种类消费品，既定种类消费品的质量创新更为容易，因此这一阶段消费品的创新以质量提升为主。考虑到中国距离世界技术前沿较远，后发优势在消费品质量提升中起着重要的作用。以手机为例，国产手机通过模仿、研发等追赶性技术创新，更新换代频繁，功能越来越齐全。

四是消费品种类扩展与质量提升共同主导阶段（2012-至今）。随着经济的发展和居民收入水平的提高，消费品种类不断扩展，质量持续提升，二者在消费者需求偏好上的优先次序将相对弱化，在重要性上趋于等同。中国于 2012 年提出创新驱动发展战略，将科技创新摆在国家发展全局的核心位置，预示着引进与模仿技术的后发优势减弱，故而满足居民对消费品种类与质量需求的自主创新将是未来经济发展的战略支撑。例如，当前处于技术前沿的人工智能广泛渗透于生产、流通、分配、消费各个环节，支撑着智能设备和服务等消费品种类的扩展，同时亦提升着消费品的质量。

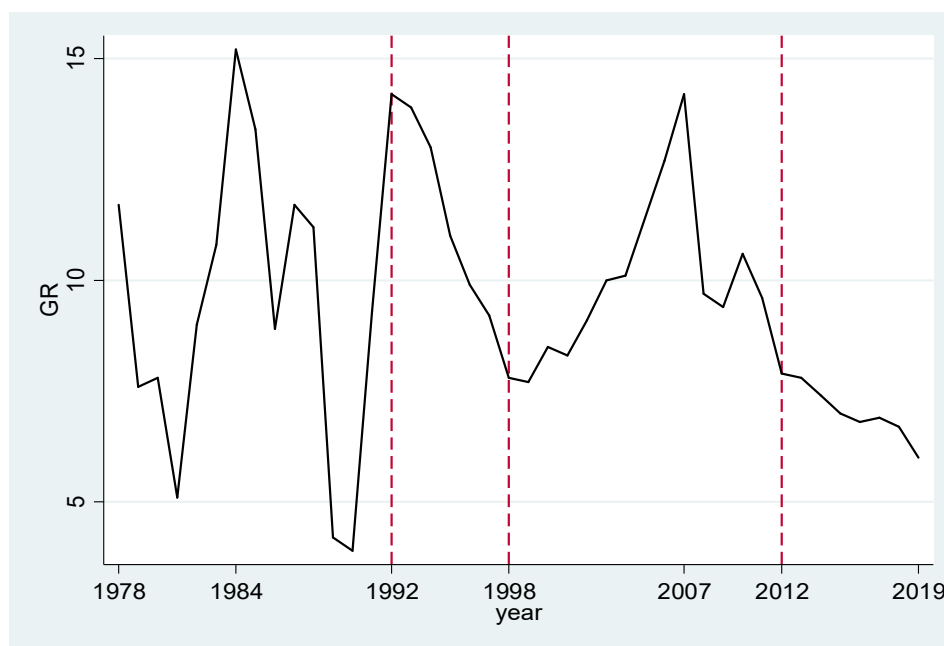


图 1 中国历年 GDP 增长率

数据来源：国家统计局编《中国统计年鉴（2020）》。

对应于以上四个阶段，中国历年的 GDP 增长率变动情况如图 1 所示。在 1992 年之前，GDP 增长率波动幅度较大，大致呈“W”型。在 1993-1998 年以消费品种类扩展为主导的阶段，GDP 增长率单调下降。而在进入以消费品质量提升为主导的阶段后，GDP 增长率开始起底回升，并在 2007 年达到峰值，之后在整体上处于下降状态。不过，以 2012 年为分界点，GDP 增长率在 2012 年前后的斜率有所不同，即 2012 年之前，GDP 增长率迅速下降，而在此之后下降则相对平缓。众所周知，消费是拉动经济增长的三驾马车之一，因而仔细审视并

^① 国家统计局编：《中国统计年鉴（2001）》。

^② 国家统计局编：《中国统计年鉴（2001）》。

解构以消费品种类扩展和质量提升为主要表征的消费结构升级与长期经济增长之间的关联性，为中国经济的长期增长提供合理的解释是必要且重要的。不过，有必要强调的是，本文提出的解释中国长期经济增长历史规律和内在机制的逻辑框架，并非是对已有的、侧重于要素或中间品投入与配置的经济增长分析的否定，而更多的是一种理论分析逻辑或经济解释的强有力的补充。诸多不同的解释不仅具有互补性，而且刻画出了中国长期经济增长的更为全面的真实图景。也因此，新的具有互补性而不是替代性理论解释框架就具有特殊的学理价值。事实上，荷兰学者范赞登（中译本，2016）在《通往工业革命的漫长道路》一书中对欧洲工业革命进程中工人实际工资变动趋势的估计，以及挪威学者布鲁兰等（中译本，2022）编的《重说工业革命的经济史》所揭示的普通消费品、奢侈品与工业化和经济增长间的关系，以及历史上的奢侈品如何被大众消费后泯然而成为普通商品从多个侧面证实了消费品种类、质量和经济增长存在着深刻的逻辑关联性。

四、理论模型

为有效地解释以消费品种类扩展和质量提升为表征的消费结构升级与经济增长在历史中所呈现的特征化事实，严谨地刻画二者之间作用逻辑，本部分将构建同时包含消费品种类与质量的内生性模型予以分析。

（一）基本框架

根据文中阐述的理论逻辑，以及中国经济发展的现实逻辑，消费者的效用不仅仅依赖于可供消费的消费品数量，亦取决于其可选择的消费品种类与质量，故本文在一个连续时间的无限期界经济中，将消费品种类与质量同时纳入社会总效用函数。在给出具体的表达式之前，有必要指出，效用函数中使用的是消费品种类与质量的总量形式^①。此外，为清晰厘定消费品数量、种类和质量对全社会效用的贡献，文中使用C-D形式的嵌套效用函数。基于此，本文假定瞬时效用函数为：

$$u(t) = \frac{C(t)^{1-\sigma} [N(t)^d Q(t)^{1-d}]^\sigma}{1-\sigma}$$

其中， $C(t)$ 表示全社会在 t 期的消费品数量，而 $N(t)$ 、 $Q(t)$ 则分别代表全社会在 t 期的消费品种类与质量； σ 是相对风险避系数，为常数，其倒数，即 $1/\sigma$ 为消费的跨期替代弹性； d 是消费品种类参数，表示消费品种类在社会总效用中的重要程度，相应地， $1-d$ 则是消费品质量参数。令 ρ 表示社会的主观效用的贴现率，则贴现到初始0期的社会总效用函数为：

$$\int_0^{\infty} e^{-\rho t} \frac{C(t)^{1-\sigma} [N(t)^d Q(t)^{1-d}]^\sigma}{1-\sigma} dt$$

假设社会 t 期的人口规模为 $L(t)$ ，且以外生的增长率 g 增长，即 $g = \dot{L}(t)/L(t)$ ，并假设 $\rho > g$ ，以确保社会的终生效用收敛。由此，上式可改写为：

^① 对消费品质量而言，文中暗含的假设是不同消费品的质量具有可加性。这一假设在现实中是不可行的，因为不同种类产品的质量测度并没有统一的量纲，以基数相加的方式以衡量总体质量是没有意义的。例如，若是消费品衣服的质量与冰箱的质量是可加的，那么消费品衣服的质量与冰箱的质量分别提高1个单位，与衣服质量提高2个单位而冰箱质量保持不变在总质量数值上是一致的，但在内容上、经济含义上却是有着本质的差异。不过，尽管不同种类产品的质量相加在现实中不可行，但在理论上是可行的，因为可以通过指定锚定商品的质量，将不同消费品的质量与锚定商品的质量进行比较，可加权计算所有种类消费品的质量。

$$\int_0^{\infty} e^{-(\rho-g)t} \frac{c(t)^{1-\sigma} [n(t)^d q(t)^{1-d}]^{\sigma}}{1-\sigma} dt \quad (1)$$

式(1)^①中, $c(t) = C(t)/L(t)$ 、 $n(t) = N(t)/L(t)$ 、 $q(t) = Q(t)/L(t)$ 分别是 t 期社会成员的人均消费品数量、人均消费品种类和人均消费品质量。

为分析上的方便, 假设经济是竞争性的, 社会以规模报酬不变的 $C-D$ 形式生产函数进行生产^②, 即

$$Y(t) = K(t)^{\alpha} L(t)^{1-\alpha} \quad (2)$$

其中, $Y(t)$ 表示全社会在 t 期的总产出, $K(t)$ 、 $L(t)$ 则分别代表要素资本和劳动, 并假设每一社会成员将无弹性地供给 1 单位劳动。参数 α 是资本的产出弹性, 相应地, $1-\alpha$ 是劳动的产出弹性。令 $y(t)$ 表示人均产出, 即 $y(t) = Y(t)/L(t)$; $k(t)$ 表示人均资本, 即 $k(t) = K(t)/L(t)$, 故式(2)两边同时除以劳动 $L(t)$, 有:

$$y(t) = k(t)^{\alpha} \quad (3)$$

依照之前的分析, 当中国经济摆脱短缺状态而进入消费者主权时代时, 由消费结构升级所诱致的厂商之间的生产力竞赛将推动“供应革命”的形成和产生, 即通过扩展消费品种类或提升消费品质量以满足消费者的新需求。因此, 文中假设社会总产出主要用于消费、资本积累以及消费品种类扩展与质量提升。令 $M(t)$ 、 $Z(t)$ 、 $H(t)$ 分别表示社会总产出中用于资本积累、消费品种类和质量创新的支出。因而, 有:

$$Y(t) = C(t) + M(t) + H(t) + Z(t) \quad (4)$$

假设资本的折旧率为 δ , 则 t 期资本的增量为:

$$\dot{K}(t) = M(t) - \delta K(t) \quad (5)$$

由 $k(t) = K(t)/L(t)$, 故有:

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} - \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} = \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} - g \quad (6)$$

将式(5)代入式(6), 整理后, 有:

$$\dot{k}(t) = m(t) - (\delta + g)k(t) \quad (7)$$

其中, $m(t) = M(t)/L(t)$, 为 t 期社会总产出中用于资本积累的人均支出。

^① 假设 $L(0) = 1$ 。

^② 本文使用的是总量生产函数, 之所以在总量生产函数中没有包含产品种类和质量相关的变量, 是因为文中关注的焦点是最终消费品的种类和质量, 而非中间品的种类和质量。中间品的种类和质量作为最终品生产的投入要素自然是生产函数中不可缺少的变量, 不过本文中最终品的生产与消费品种类和质量的变化的关联性则更多的体现在新种类和高质量消费品生产的要素使用密集度上。结合中国经济发展现实, 中国自改革开放以来, 尽管资本积累的速度不断加快, 同时技术水平持续提高, 但在很长时期内依然是劳动要素充裕的国家 2019 年三次产业的就业比重分别为 25.1%、27.5% 和 47.4%。第二产业, 尤其是制造业是资本密集型产业。不过, 作为吸纳劳动力主体的第一产业和第三产业, 一方面, 因农地制度以及户籍制度等的制度性约束, 农业生产方式由以劳动投入为主向以资本投入为主转变并非一蹴而就; 另一方面, 在以服务业为主的第三产业中, 生产性服务业发展严重滞后, 尚难以成为服务业发展的主导(余泳泽和潘妍, 2019)。

作为后发国家的中国，其拥有的一个显著优势是，可通过进口和模仿先发国家的技术实现消费品种类与质量的创新，从而在节约研发成本的同时维持创新的高效率和高速度。因此，结合文中对消费品种类与质量概念的界定，本文假设消费品种类与质量的增量函数或创新函数是规模报酬不变的，即：

$$\dot{Q}(t) = \gamma H(t) \quad (8)$$

$$\dot{N}(t) = \theta Z(t) \quad (9)$$

其中，参数 γ 、 θ 分别表示每增加一单位支出的消费品质量和种类增量，代表着消费品质量和种类的创新难度。若每增加一单位支出提升的消费品质量和扩展的种类增量越小，则意味着消费品质量和种类的创新难度越大，即 γ 和 θ 越小。为避免后文因新种类消费品的初始质量所引起的麻烦，在不影响本文逻辑的情况下，此处假设新种类消费品的初始质量为 $0^{\text{①}}$ 。

由 $n(t) = N(t)/L(t)$ ，故有：

$$\frac{\dot{q}(t)}{q(t)} = \frac{\dot{Q}(t)}{Q(t)} - \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} = \frac{\dot{Q}(t)}{Q(t)} - g \quad (10)$$

将式 (8) 代入式 (10)，整理后，有：

$$\dot{q}(t) = \gamma h(t) - gq(t) \quad (11)$$

其中， $h(t) = H(t)/L(t)$ 。

同理，由 $q(t) = Q(t)/L(t)$ ，结合式 (9)，有：

$$\dot{n}(t) = \theta z(t) - gn(t) \quad (12)$$

其中， $z(t) = Z(t)/L(t)$ 。

(二) 最优增长路径

在本文中，最优增长路径是使社会总效用最大化的人均资本积累支出 (m)、人均消费品种类支出 (z)、人均消费品质量支出 (h)、人均资本 (k)、人均消费品种类 (n) 和人均消费品质量 (q) 的路径。因而，最优增长问题是在约束条件式 (7)、式 (11)、式 (12) 下最大化式 (1) 予以求解。为此，构建现值汉密尔顿函数为：

$$E = \frac{(n^d q^{1-d})c^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \lambda_1[m - (\delta + g)k] + \lambda_2[\gamma h - gq] + \lambda_3[\theta z - gn] \quad (13)$$

为表述方便，式 (13) 以及下文的模型表达中将省略括号内的时间 t 。在式 (13) 中，人均消费品数量 c 的表达式可由式 (4) 两端除以全社会人口规模 L 后整理获得，即

$c = k^\alpha - m - h - z$ ； m 、 h 、 z 是控制变量，而相应地， k 、 q 、 n 则是状态变量； λ_1 、 λ_2 与

^① 尽管新种类消费品在最初面世时本身即有着质量上的含义，不过依据文中对消费品种类扩展的界定，新种类消费品将包含不同于其他产品的主功能，从而满足之前任何消费品都不能满足的需求，故而在提高居民效用层面，其主功能的作用是更为突出或重要的。为此，文中将新种类消费品的质量设定为 0 是有其合理性的。

λ_3 为汉密尔顿乘子。求解汉密尔顿方程的最优化条件为：

$$\frac{\partial E}{\partial m} = -(n^d q^{1-d})^\sigma c^{-\sigma} + \lambda_1 = 0 \quad (14)$$

$$\frac{\partial E}{\partial h} = -(n^d q^{1-d})^\sigma c^{-\sigma} + \lambda_2 \gamma = 0 \quad (15)$$

$$\frac{\partial E}{\partial z} = -(n^d q^{1-d})^\sigma c^{-\sigma} + \lambda_3 \theta = 0 \quad (16)$$

$$\dot{\lambda}_1 = -\frac{\partial E}{\partial k} + \lambda_1(\rho - g) = -(n^d q^{1-d})^\sigma c^{-\sigma} \alpha k^{\alpha-1} + \lambda_1(\rho + \delta) \quad (17)$$

$$\dot{\lambda}_2 = -\frac{\partial E}{\partial q} + \lambda_2(\rho - g) = -\frac{\sigma(n^d q^{1-d})^{\sigma-1} n^d c^{1-\sigma} (1-d) q^{-d}}{1-\sigma} + \lambda_2 \rho \quad (18)$$

$$\dot{\lambda}_3 = -\frac{\partial E}{\partial n} + \lambda_3(\rho - g) = -\frac{\sigma(n^d q^{1-d})^{\sigma-1} q^{1-d} c^{1-\sigma} d n^{d-1}}{1-\sigma} + \lambda_3 \rho \quad (19)$$

$$\dot{k} = \frac{\partial E}{\partial \lambda_1} = m(t) - (\delta + g)k(t) \quad (20)$$

$$\dot{q} = \frac{\partial E}{\partial \lambda_2} = \gamma h(t) - gq(t) \quad (21)$$

$$\dot{n} = \frac{\partial E}{\partial \lambda_3} = \theta z(t) - gn(t) \quad (22)$$

以及横截性条件：

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-(\rho-g)t} \lambda_1 k = 0 \quad (23)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-(\rho-g)t} \lambda_2 q = 0 \quad (24)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-(\rho-g)t} \lambda_3 n = 0 \quad (25)$$

由式 (14)，有：

$$\lambda_1 = (n^d q^{1-d})^\sigma c^{-\sigma} \quad (26)$$

对式 (26) 两端取对数，并对时间 t 求导，有：

$$\frac{\dot{\lambda}_1}{\lambda_1} = \sigma \left[d \frac{\dot{n}}{n} + (1-d) \frac{\dot{q}}{q} \right] - \sigma \frac{\dot{c}}{c} \quad (27)$$

将式 (17) 两端除以 λ_1 ，结合式 (26)，有：

$$\frac{\dot{\lambda}_1}{\lambda_1} = \frac{-(n^d q^{1-d})^\sigma c^{-\sigma} \alpha k^{\alpha-1}}{\lambda_1} + \rho + \delta = -\alpha k^{\alpha-1} + \rho + \delta \quad (28)$$

联合式 (27) 与式 (28)，整理后，有：

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{\alpha k^{\alpha-1} - \rho - \delta}{\sigma} + d \frac{\dot{n}}{n} + (1-d) \frac{\dot{q}}{q} \quad (29)$$

由式 (14)、式 (15) 与式 (16)，有：

$$\lambda_1 = \lambda_2 \gamma = \lambda_3 \theta \quad (30)$$

故而，由式 (30)，则有：

$$\frac{\dot{\lambda}_1}{\lambda_1} = \frac{\dot{\lambda}_2}{\lambda_2} = \frac{\dot{\lambda}_3}{\lambda_3} \quad (31)$$

将式 (18) 两端除以 λ_2 ，有：

$$\frac{\dot{\lambda}_2}{\lambda_2} = \frac{-\sigma(n^d q^{1-d})^{\sigma-1} n^d c^{1-\sigma} (1-d) q^{-d}}{1-\sigma} \frac{1}{\lambda_2} + \rho \quad (32)$$

结合式 (30) 与式 (31)，有：

$$\frac{\dot{\lambda}_3}{\lambda_3} = \frac{-\sigma(n^d q^{1-d})^{\sigma-1} n^d c^{1-\sigma} (1-d) q^{-d} \gamma}{(1-\sigma)\theta} \frac{1}{\lambda_3} + \rho \quad (33)$$

将式 (19) 两端除以 λ_3 ，有：

$$\frac{\dot{\lambda}_3}{\lambda_3} = \frac{-\sigma(n^d q^{1-d})^{\sigma-1} q^{1-d} c^{1-\sigma} d n^{d-1}}{(1-\sigma)\lambda_2} \frac{1}{\lambda_3} + \rho \quad (34)$$

联合式 (33) 与式 (34)，故有：

$$q = \frac{\gamma(1-d)}{\theta d} n \quad (35)$$

由此，则推出本文的命题 1，即

命题 1：消费品质量与种类的比例取决于二者的创新难度（即 γ 和 θ ）及其在社会总效用中的相对重要程度（即 $(1-d)/d$ ）。

命题 1 意味着消费品质量创新难度越低（ γ 越大），以及消费品种类创新难度越高（ θ 越小），则每类消费品的平均质量 q/n 是上升的；而且，当消费品种类在社会总效用中的重要程度 d 越小，相应地，消费品质量在社会总效用中的重要程度 $1-d$ 越大时，每类消费品的平均质量 q/n 亦上升。事实上，中国是后发国家，在改革开放初期以及之后的很长一

段时期内，因技术水平落后而处于追赶状态，此时代表消费品质量和种类创新难度的 γ 和 θ 可以视为大致稳定。不过，在短缺经济结束之后，居民对消费品种类与质量的重视程度在不同阶段是有差异的^①，而式（35）所展现的每类消费品的平均质量正是对现实消费结构升级路径清晰地、合乎逻辑地刻画。

由式（15），有：

$$\lambda_2 = \frac{(n^d q^{1-d})^\sigma c^{-\sigma}}{\gamma} \quad (36)$$

将式（36）两端取对数，结合式（29），有：

$$\frac{\dot{\lambda}_2}{\lambda_2} = \sigma \left[d \frac{\dot{n}}{n} + (1-d) \frac{\dot{q}}{q} \right] - \sigma \frac{\dot{c}}{c} = -\alpha k^{\alpha-1} + \rho + \delta \quad (37)$$

将式（36）代入式（32），整理后，有：

$$\frac{\dot{\lambda}_2}{\lambda_2} = \frac{-\sigma(1-d)c}{1-\sigma} \frac{1}{q} + \rho \quad (38)$$

联合式（37）和式（38），有：

$$\frac{\sigma(1-d)c}{1-\sigma} \frac{1}{q} = \alpha k^{\alpha-1} - \delta \quad (39)$$

对式（35）两端取对数，并对时间 t 求导，有：

$$\frac{\dot{q}}{q} = \frac{\dot{n}}{n} \quad (40)$$

将式（21）、式（22）两端分别除以人均消费品质量 q 和人均消费品种类 n ，之后与式（35）共同代入式（40），有：

$$h = \frac{1-d}{d} z \quad (41)$$

由此，则可得出命题 1 的一个推论，即

推论 1：消费品质量与种类在创新支出上呈线性关系，二者的比例取决于消费品质量和种类在社会总效用中的相对重要程度。

推论 1 所表示的含义是易于理解的。若消费品种类在社会总效用中的重要程度 d 提高，相应地消费品质量在社会总效用中的重要程度 $1-d$ 降低，居民消费偏好的改变将传递到厂商的研发、生产以及产品的供给层面，因此在消费品质量和种类上的相对支出 h/z 将随着消费品种类在社会总效用中的重要程度 d 的提高而降低。

最后，将式（40）代入式（29），则有：

$$\frac{\dot{c}}{c} - \frac{\dot{q}}{q} = \frac{\alpha k^{\alpha-1} - \rho - \delta}{\sigma} \quad (42)$$

由于 $\dot{c}/c - \dot{q}/q = (\dot{c}/q)/(c/q) = (\dot{C}/Q)/(C/Q)$ ，即单位质量的平均消费品数量（ $c/q = C/Q$ ）增长率，因此式（42）刻画了单位质量的平均消费品数量增长率与人均资本存量的关系，即

^① 如前文对改革开放后消费结构升级路径的阶段性历史考察。

命题 2。

命题 2: 当人均资本存量小于 $[(\rho + \delta)/\alpha]^{\frac{1}{\alpha-1}}$ 时, 单位质量的平均消费品数量增长率随着人均资本存量的提高而上升; 相反, 当人均资本存量大于 $[(\rho + \delta)/\alpha]^{\frac{1}{\alpha-1}}$ 时, 单位质量的平均消费品数量增长率则随着人均资本存量的提高而下降。

命题 2 意味着, 单位质量的平均消费品数量增长率在人均资本存量门槛值的前后呈现出相反走向, 即以人均资本存量 $[(\rho + \delta)/\alpha]^{\frac{1}{\alpha-1}}$ 为临界门槛, 在临界门槛左侧, 单位质量的平均消费品数量增长率与人均资本存量之间表现为正相关关系, 而右侧则呈负相关关系。

(三) 稳态均衡

稳态均衡意味着人均资本积累支出 (m)、人均消费品种类支出 (z)、人均消费品质量支出 (h)、人均资本 (k)、人均消费品种类 (n) 和人均消费品质量 (q) 不再变化的均衡路径。由式 (7) 可知, 人均资本 k 是人均资本积累支出 m 的函数; 由式 (21)、式 (35) 可知, 人均消费品质量 q 与人均消费品质量支出 h 、人均消费品种类 n 均存在函数关系; 而 $c = k^\alpha - m - h - z$ 意味着人均消费品数量 c 是人均资本 k 、人均资本积累支出 m 、人均消费品种类支出 z 与人均消费品质量支出 h 的函数。因此, 结合式 (39), 令 $\xi = c/q$, 可将经济的动态系统转换为人均资本 k 与单位质量的平均消费品数量 ξ 的均衡增长路径。

令稳态时的人均资本和单位质量的平均消费品数量分别为 k^* 与 ξ^* 。由 $\xi = c/q$, 故而有 $\dot{\xi}/\xi = \dot{c}/c - \dot{q}/q$, 将其代入式 (42), 有:

$$\frac{\dot{\xi}}{\xi} = \frac{\alpha k^{\alpha-1} - \rho - \delta}{\sigma} \quad (43)$$

稳态时, $\dot{\xi}/\xi = 0$ 。由式 (43), 有:

$$k^* = \left(\frac{\rho + \delta}{\alpha}\right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \quad (44)$$

式 (39) 经运算并整理后, 有:

$$\frac{\dot{k}}{k} = \frac{\frac{\dot{\xi}}{\xi}}{(\alpha - 1) \left[1 + \frac{\delta}{\sigma(1-d)} \right] \frac{\xi}{1-\sigma}} \quad (45)$$

将式 (39) 与式 (43) 代入式 (45), 整理后, 有:

$$\frac{\dot{k}}{k} = \frac{\frac{\sigma(1-d)}{1-\sigma} \xi - \rho}{(\alpha-1)\sigma \left[1 + \frac{\delta}{\frac{\sigma(1-d)}{1-\sigma} \xi} \right]} \quad (46)$$

稳态时的 k^* 已由式 (44) 给出。令 $\dot{k}/k = 0$ ，则有：

$$\xi^* = \frac{\rho(1-\sigma)}{\sigma(1-d)} \quad (47)$$

上述证明了稳态均衡的存在性，进一步地，有必要讨论均衡点的稳定性。将式 (43) 与式 (46)，两端分别乘以 ξ 和 k ，并在此基础上构建雅可比矩阵，然后在稳态点即 (k^*, ξ^*) 处取值：

$$J = \begin{bmatrix} \frac{\partial \dot{\xi}}{\partial \xi} & \frac{\partial \dot{\xi}}{\partial k} \\ \frac{\partial \dot{k}}{\partial \xi} & \frac{\partial \dot{k}}{\partial k} \end{bmatrix}_{(k^*, \xi^*)} = \begin{bmatrix} 0 & (\alpha-1) \frac{\rho \alpha 1 - \sigma}{\sigma^2 1 - d} \left(\frac{\rho + \delta}{\alpha} \right)^{\frac{\alpha-2}{\alpha-1}} \\ \frac{(\rho + \delta)^{\frac{1}{\alpha-1}} \sigma^2 (1-d) (\alpha-1) \left(1 + \frac{\delta}{\rho} \right)}{\alpha 1 - \sigma} & 0 \\ \frac{[\sigma(1-d) \left(1 + \frac{\delta}{\rho} \right)]^2}{\rho} & 0 \end{bmatrix} \quad (48)$$

由于 $|J| < 0$ ，意味着在稳态点的线性系统的两个特征根的符号是相反的。因而，系统

(43) 和 (46) 的稳态点 (k^*, ξ^*) 是稳定的均衡点。

(四) 转移动态中的经济增长

对式 (2) 两端取对数，然后对时间 t 求导，有：

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha \frac{\dot{K}}{K} + (1-\alpha) \frac{\dot{L}}{L} \quad (49)$$

由于 $K = kL$ ，因而 $\dot{K}/K = \dot{k}/k + \dot{L}/L$ ，且 $\dot{L}/L = g$ ，故有：

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha \left(\frac{\dot{k}}{k} + \frac{\dot{L}}{L} \right) + (1-\alpha) \frac{\dot{L}}{L} = \alpha \frac{\dot{k}}{k} + g \quad (50)$$

由此，在经济处于稳态时， $\dot{k} = 0$ ，所以，此时社会总产出增长率即为人口规模的增长率 g 。由式 (50) 可知，在经济处于转移动态时，社会总产出增长率取决于人均资本增长率 \dot{k}/k ，以及产出的资本弹性 α 。根据式 (46)，人均资本增长率 \dot{k}/k 是单位质量的平均消费品数量 ξ 的函数。因此，使用式 (46) 对 ξ 求一阶导数，有：

$$\frac{\dot{k}/k}{\partial \xi} = \frac{(1-\alpha)\sigma \left[\frac{\rho\delta}{\sigma(1-d)\xi^2} - \frac{2\delta}{\xi} - \frac{\sigma(1-d)}{1-\sigma} \right]}{\left\{ (\alpha-1)\sigma \left[1 + \frac{\delta}{\sigma(1-d)\xi} \right] \right\}^2} \quad (51)$$

从式 (51) 可以发现, $\partial(\dot{k}/k)/\partial \xi$ 的正负取决于分子中括号中表达式的符号。由此, 在不改变表达式符号的前提下, 将此表达式乘以 ξ^2 , 有:

$$\varphi = -\frac{\sigma(1-d)}{1-\sigma} \xi^2 - 2\delta\xi + \frac{\rho\delta}{\sigma(1-d)} \quad (52)$$

由式 (52) 可知, 二次函数的对称轴 $\xi_1 = -\delta(1-\sigma)/[\sigma(1-d)] < 0$, 且 $\xi = 0$ 对应的 φ 值为: $\varphi(0) = \rho\delta(1-\sigma)/[\sigma(1-d)] > 0$, 因此, 该函数存在两个符号相反的根。通过求解, 可得到二次函数的正根为:

$$\xi^{**} = \frac{(\sqrt{\delta^2 + \rho\delta} - \delta)(1-\sigma)}{\sigma(1-d)} \quad (53)$$

很明显, 由于 $\sqrt{\delta^2 + \rho\delta} - \delta < \rho$, 因而 ξ^{**} 小于稳态时的 ξ^* 。这意味着, 在单位质量的平均消费品数量 ξ 达到稳态 ξ^* 之前, 人均资本增长率 \dot{k}/k 与单位质量的平均消费品数量 ξ 之间呈倒“U”型关系, 即在 $\xi < \xi^{**}$ 时, \dot{k}/k 是 ξ 的增函数, 而当 $\xi > \xi^{**}$ 时, \dot{k}/k 是 ξ 的减函数。由此, 结合式 (50), 可得到命题 3:

命题 3: 转移动态^①中的社会总产出增长率 \dot{Y}/Y 与单位质量的平均消费品数量 ξ 之间表现为倒“U”型关系, 即在 $\xi < \xi^{**}$ 时, \dot{Y}/Y 随着 ξ 的上升而提高, 而当 $\xi > \xi^{**}$ 时, \dot{Y}/Y 随着 ξ 的上升而降低。

命题 3 意味着, 在经济系统尚未达到稳态的转移路径上, 社会总产出增长率随着单位质量的平均消费品数量的提高呈现出先上升后下降的趋势, 其中单位质量的平均消费品数量, 即临界点是 ξ^{**} 。此外, 由命题 3, 结合式 (35), 可推出推论 2, 即

推论 2: 转移动态中的社会总产出增长率与单位种类的平均消费品数量 (c/n) 之间亦表现为倒“U”型关系。

^① 从中国经济增长的事实来看, 自 1978 年以来, GDP 增长率一直处于不断波动的状态, 至 2021 年亦未稳定在一个大致的常数。因此, 下文将使用 1993-2013 年中国各省的数据验证此命题。

五、经验实证：计量模型与中国数据

上述同时包含消费品种类与质量的内生性模型，刻画了以消费品种类扩展和质量提升为表征的消费结构升级作用于长期经济增长的理论逻辑与历史逻辑。理论模型推出的命题 3 清晰地阐述了社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量之间的内在关联性，即在单位质量的平均消费品数量达到临界值之前，社会总产出增长率随着单位质量的平均消费品数量的上升而提高，之后则随着单位质量的平均消费品数量的上升而降低。为验证理论逻辑是否契合中国经济增长的现实，本文构建计量模型以中国 31 省 1993-2013 年的数据对命题 3 的合理性与准确性进行实证上的检验。

（一）模型设定

按照命题 3 所述的基本结论，本文将单位质量的平均消费品数量的平方项纳入实证模型，构建双向固定效应静态面板回归模型为：

$$GR_{it} = a_0 LnPROP_{it}^2 + a_1 LnPROP_{it} + \sum_j^s b_j X_{j,it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (54)$$

上式中， a_0 、 a_1 、 b_j 分别表示变量系数； i 、 t 、 s 分别表示个体（省份）、时间（年份），以及控制变量数量； ε_{it} 是随机误差项； u_i 为个体固定效应； λ_t 是时间固定效应；被解释变量 GR 代表社会总产出的增长率；核心解释变量 $LnPROP$ 、 $LnPROP^2$ 分别是对数单位质量的平均消费品数量^①及其平方项； X 作为控制变量，其选取则是依据一般化的经济理论与中国的特征化事实，主要包括：物质资本、劳动、人力资本、二元经济结构、财政分权、产业结构升级与对外贸易依存度等。

（二）变量说明

本文使用 GDP 指数（上年=100）计算真实 GDP 增长率以作为被解释变量社会总产出增长率（ GR ）的衡量指标。

单位质量的平均消费品数量（ $PROP$ ）是消费品数量除以消费品质量。消费品数量可使用居民最终消费支出表示，而消费品质量则选择恩格尔系数的倒数作为代理变量。当在居民收入水平较低时，显然地，居民的消费支出将优先集中于满足自身最基本的生存和生活需要，同时由于收入水平的限制，居民难以对更广的消费品种类和更高的消费品质量形成有效需求，因而对应于较高的恩格尔系数，消费品种类与质量则处于较小范围和较低的层次。相反，随着收入水平的提高，为满足自身所衍生的额外需求，居民消费将选择消费更多种类和更高质量的消费品，此时恩格尔系数将不断降低，而需求推动的消费品种类范围和消费品质量层次则持续扩大和提高。由此，基于恩格尔系数与消费品种类与质量之间的反向对应关系，文中使用居民家庭恩格尔系数的倒数作为消费品质量的代理变量^②。由此，使用居民消费水平指数（1978=100）计算消费价格指数的基础上进行平减，可得到真实居民最终消费支出 C 和真实食物支出 C^f ，因而单位质量的平均消费品数量（ $PROP$ ）即为：

^① 将对数形式单位质量的平均消费品数量纳入实证模型，仅是改变社会总产出增长率同单位质量的平均消费品数量的具体函数形式，但并不影响二者间的趋势关系。

^② 或许有人会质疑，若是社会仅仅扩展消费品种类（非食品类），而维持消费品质量稳定，当居民在食品支出不变时，增加对新种类消费品的消费将降低恩格尔系数，这样一来，恩格尔系数与消费品质量之间则不存在任何关系。事实上，尽管在不同阶段居民对新种类消费品和更高质量消费品的偏好有所不同，但二者在需求偏好上并不是完全对立的，即使在更偏好新种类消费品的阶段，居民对更高质量消费品依然存在需求。

$$PROP = \frac{C}{1/(C^f/C)} = C^f \quad (55)$$

文中将使用其对数形式，即 $LnPROP$ 。

物质资本 (K) 是一个存量概念，使用永续盘存法 (perpetual inventory method, PIM) 进行估算，其公式为：

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + I_t \quad (56)$$

式中， K_t 、 K_{t-1} 分别表示 t 期与 $t-1$ 期物质资本， δ 是物质资本折旧率， I_t 是 t 期新增投资量。由式 (56) 可见， t 期物质资本估算的前提是确定 $t-1$ 期的物质资本、物质资本折旧率以及 t 期新增的投资量。首先，使用各省历年的真实固定资本形成额表示新增的投资量。为消除价格上的差异，文中利用基期为 1990 年的全社会固定资产投资价格指数进行平减处理，从而估计出各省历年真实的固定资产形成额。其次，物质资本折旧率则使用张军等 (2004) 估算的值，即 9.6%。最后，对于基期物质资本的确定，文中借鉴董敏杰和梁咏梅 (2013) 的处理方法，以 1993 年真实固定资本形成额除以 1993-2002 年固定资本形成额平均增长率与物质资本折旧率之和估算 1993 年的物质资本。本文在计算历年的物质资本后取其对数，将对数形式的物质资本 (LnK) 纳入实证模型。

劳动 (L) 使用从业人员数加以衡量。不过，文中进一步将劳动 (L) 取对数，使用其对数形式 (LnL)。

人力资本 (HC) 采用平均受教育年限来表示。具体地，借鉴毛其淋和盛斌 (2011) 的处理方式，分别将小学、初中、高中、大专以上的受教育年限赋值为 6 年、9 年、12 年和 16 年，则 $HC = 6h_1 + 9h_2 + 12h_3 + 16h_4$ ，其中 h_i ($i=1, 2, 3, 4$) 分别表示 6 岁及以上人口中小学、初中、高中、大专以上学历的受教育人数的比重。

二元经济结构 (DES) 使用二元对比系数进行测度。根据陈宗胜和宗振利 (2014)，以及钞小静和沈坤荣 (2014) 的定义，二元对比系数是第一产业比较劳动生产率与第二、三产业比较劳动生产率的比值，其计算公式为：

$$DES = \frac{\frac{Y_A/L_A}{Y/L}}{\frac{Y_{NA}/L_{NA}}{Y/L}} = \frac{Y_A/L_A}{Y_{NA}/L_{NA}} \quad (57)$$

其中， DES 表示二元对比系数， Y 是国民生产总值， Y_A 、 Y_{NA} 是第一产业与第二、三产业的产值， L 是从业人员数， L_A 、 L_{NA} 是第一产业与第二、三产业的从业人员数。

财政分权 (FD) 采用范子英和张军 (2009) 所提出的收入指标加以度量，即地方政府预算内人均财政支出占全国预算内人均财政总支出的比重。

产业结构升级 (ISU) 则使用第三产业增加值与第二产业增加值的比值作为衡量指标。

至于对外贸易依存度 (DFT)，本文将考虑许连和等 (2006) 的研究，使用进出口贸易总额与国内生产总值的比值测度。

(三) 数据来源与统计特征

基于数据可得性的考虑，本文将实证研究的样本确定为 31 省 1993-2013 年的面板数据。文中变量的原始数据均来源于中国经济社会大数据研究平台，所使用的统计资料有《中国统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》(1994、1996-2006)、《中国人口和就业统计年鉴》(2007-2014)

等。此外，因个别数据存在缺失，故有必要做相应技术处理。《中国人口统计年鉴》（1995）统计的是 1994 年各省 15 岁及以上，而非 6 岁及以上各种文化程度的人口数，所以为与其他年份的数据处理保持一致，文中取 1993 年和 1995 年的算术平均值作为 1994 年平均受教育年限的估算值。另外，因重庆于 1997 年直辖，所以 1993-1996 年平均受教育年限的计算缺少相应的数据，为此本文使用四川省相应年份的数据加以补充。原始数据整理后所得变量的统计特征具体如表 1 所示。

表 1 变量的数值统计特征

变量名称	样本量	平均值	最大值	最小值	标准差
社会总产出增长率 (<i>GR</i>)	31*21	11.81	23.80	3.80	2.77
对数单位质量的平均消费品数量的平方 (<i>LnPROP</i> ²)	31*21	21.69	42.63	2.65	8.00
对数单位质量的平均消费品数量 (<i>LnPROP</i>)	31*21	4.55	6.53	1.63	0.97
对数物质资本 (<i>LnK</i>)	31*21	8.09	10.89	3.68	1.28
对数劳动 (<i>LnL</i>)	31*21	7.39	8.79	4.72	0.93
人力资本 (<i>HC</i>)	31*21	7.67	12.02	0.78	1.40
二元经济结构 (<i>DES</i>)	31*21	0.21	0.56	0.06	0.08
财政分权 (<i>FD</i>)	31*21	1.22	6.76	0.18	1.22
产业结构升级 (<i>ISU</i>)	31*21	0.95	3.44	0.49	0.42
对外贸易依存度 (<i>DFT</i>)	31*21	0.30	2.17	0.03	0.39

六、实证结果

(一) 基准回归结果

本文首先估计仅包含核心解释变量对数单位质量的平均消费品数量及其平方项的模型 1。然后，在模型 2 和模型 3 中，文中分别将对数物质资本、对数劳动和人力资本纳入模型进行回归。在之后的模型 4-7 中，本文依次将二元经济结构、财政分权、产业结构升级和对外贸易依存度等变量加入模型。这在提高模型核心解释变量系数估计准确性的同时，亦在一定程度上证明结论的可靠性。

表 2 社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量：基准回归结果

模型设定	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
<i>LnPROP</i> ²	-1.61*** (-0.45)	-1.56*** (0.39)	-1.57*** (0.39)	-1.41*** (0.35)	-1.38*** (0.35)	-1.21*** (0.40)	-1.20*** (0.41)
<i>LnPROP</i>	10.35** (4.24)	10.96** (4.03)	11.01** (4.06)	9.94** (3.59)	9.46** (3.56)	8.64** (3.80)	8.63** (3.85)
<i>LnK</i>		0.19 (0.74)	0.18 (0.74)	-0.36 (0.87)	-0.67 (0.87)	-1.08 (0.77)	-1.08 (0.77)
<i>LnL</i>		-5.74** (2.11)	-5.74** (2.12)	-5.86** (2.18)	-5.54** (2.19)	-5.15** (2.24)	-5.17** (2.23)
<i>HC</i>			0.23 (0.16)	0.11 (0.16)	0.11 (0.16)	0.10 (0.15)	0.10 (0.15)
<i>DES</i>				-8.81*** (3.16)	-8.69** (3.29)	-10.50*** (3.09)	-10.42*** (3.03)

<i>FD</i>					0.40* (0.21)	0.36* (0.19)	0.35* (0.19)
<i>ISU</i>						-1.63*** (0.43)	-1.63*** (0.43)
<i>DFT</i>							-0.17 (0.77)
常数项	1.03 (10.04)	38.12* (18.97)	36.64* (19.56)	45.53** (20.72)	46.15** (20.62)	48.23** (20.87)	48.38** (20.93)
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	651	651	651	651	651	651	651
Within R ²	0.50	0.52	0.52	0.54	0.54	0.56	0.56

注：***、**、*表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著；括号内的数值是回归系数的稳健标准误。

由表 2 可知，从模型 1-7，随着对数物质资本、对数劳动、人力资本、二元经济结构、财政分权、产业结构升级与对外贸易依存度等变量的依次加入，对数单位质量的平均消费品数量平方项的系数估计值均是小于 0 的，而对数单位质量的平均消费品数量的系数估计值都是大于 0 的，且均至少在 5%的显著性水平上显著。这意味着，社会总产出增长率与对数单位质量的平均消费品数量之间存在倒“U”型的关系，同时倒“U”曲线的顶点所对应的对数单位质量的平均消费品数量，即对称轴 $LnPROP = -a_1/2a_0$ 大于 0。由于本文在实证上的重点是验证社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量的关系，为此由式 (54) 求取社会总产出增长率对单位质量的平均消费品数量为： $\partial GR/\partial PROP = (1/PROP)(2a_0 LnPROP + a_1)$ 。由此，可推知，当 $LnPROP < -a_1/2a_0$ 时， $\partial GR/\partial PROP > 0$ ，即社会总产出增长率随着单位质量的平均消费品数量的提高而上升；当 $LnPROP > -a_1/2a_0$ 时，则社会总产出增长率随着单位质量的平均消费品数量的提高而下降，二者间的关系呈现为倒“U”型趋势，从而在实证上证明了理论模型所推出的命题 3 的结论。由文中的模型 7，则可求得作为对称轴的临界阈值为： $-a_1/2a_0 = 3.60$ ，即 $e^{(-a_1/2a_0)} = 36.60$ ，此即倒“U”型曲线顶点处的单位质量的平均消费品数量。

至于文中的控制变量，由表 2 中的模型 7 可见，从显著性来看，对数物质资本、人力资本和对外贸易依存度的系数估计值明显不显著，而其他控制变量则均至少在 10%的显著水平上显著；从符号来看，所有的控制变量中，仅人力资本和财政分权的系数为正，对数物质资本、对数劳动、二元经济结构、产业结构升级、对外贸易依存度的系数均为负值。无论是显著性，抑或是符号，文中诸如对数物质资本、对数劳动、人力资本、产业结构升级等控制变量系数估计值的回归结果有悖于已有的研究结论和普遍认知。然而，这或许并不难以解释。因为要素投入的增加或者经济变量的变动对经济增长的影响可能有着某种程度的滞后，在即期难以确切地反映出来，而且更为重要的是，在经济增长的不同阶段，不同因素对经济增长的作用未必是一致的。

(二) 内生性处理：滞后期和工具变量回归结果

由于经济增长不可避免地将驱动居民追求数量更多、层次更高的消费品，因而社会总产

出增长率与单位质量的平均消费品数量之间可能存在反向因果关系,这将使得实证模型中变量系数的估计呈现非一致性,直接降低模型估计的精度和结论的可靠性。有鉴于此,本文将使用滞后期单位质量的平均消费品数量作为当期单位质量的平均消费品数量的代理变量。之所以作如此处理,是考虑到滞后期单位质量的平均消费品数量与其当期值之间存在相关性,而当期社会总产出增长率难以对过去已经发生的单位质量的平均消费品数量产生影响。不过,使用滞后期单位质量的平均消费品数量难以有效解决因变量遗漏而产生的内生性问题。为此,本文借鉴赵奎等(2021)的处理方式进一步构造 Bartik 工具变量,即使用各省 1993 年单位质量的平均消费品数量与国家层面相应值的增长率模拟各省历年单位质量的平均消费品数量的估计值,具体表达式为:

$$PROP_IV_{it} = C_{it=1993}^f \times (1 + G_t) \quad (58)$$

其中, C^f 为 1993 年各省单位质量的平均消费品数量, G_t 是国家层面 t 年相对于 1993 年单位质量的平均消费品数量的增长率。文中使用 $PROP_IV$ 的对数形式,即 $LnPROP_IV$ 。由于 G_t 是以各省的相关数据计算,不会明显地受单一省份经济增长的影响,因而亦不会与其他影响各省经济增长的残差项相关。另外, Bartik 工具变量 $PROP_IV$ 是各省单位质量的平均消费品数量的模拟值,自然与真实单位质量的平均消费品数量高度相关。模型内生性检验结果如表 3 所示。

表 3 社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量:滞后期和 Bartik IV 回归结果

模型设定	滞后期作为代理变量			Bartik 工具变量	
	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
$LnPROP^2$ (-1)	-1.27*** (0.39)				
$LnPROP$ (-1)	8.74** (3.74)				
$LnPROP^2$ (-2)		-1.37*** (0.41)			
$LnPROP$ (-2)		9.51** (3.88)			
$LnPROP^2$ (-3)			-1.20*** (0.27)		
$LnPROP$ (-3)			7.67** (2.95)		
$LnPROP^2$				-1.98*** (0.51)	-1.41** (0.57)
$LnPROP$				19.64*** (4.99)	23.85*** (7.34)
控制变量	Yes	Yes	Yes	No	Yes
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	No	No
Kleibergen-Paap rk LM 统计量 P 值				0.00	0.00
Cragg-Donald Wald				251.26	31.04

F 统计量					
样本量	620	589	558	651	651
Within R ²	0.58	0.61	0.64		

注：***、**、*表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著；括号内的数值是回归系数的稳健标准误。

在表 3 中，模型 8-10 分别对应于对数单位质量的平均消费品数量滞后 1-3 期的回归结果。由回归结果来看，模型 8-10 中对数单位质量的平均消费品数量平方项的系数估计值均是负值，同时对数单位质量的平均消费品数量的系数估计值则均为正值，且均至少在 5%的显著性水平上通过显著性检验。在使用 Bartik 工具变量的回归模型 11-12 中，Kleibergen-Paap rk LM 统计量 P 值均小于 0.01，Cragg-Donald Wald F 统计量分别为 251.26 和 31.04，从而拒绝不可识别和弱工具变量的假设。由回归结果可见，对数单位质量的平均消费品数量及其平方项系数估计值显著，且符号与基准回归保持一致。因此，表 3 的结果有效地验证了社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量之间的因果逻辑，即在单位质量的平均消费品数量达到阈值之前，社会总产出增长率随着单位质量的平均消费品数量的提高而上升；而在超过阈值之后，二者间则呈反向变动关系，也就是说社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量二者间存在倒“U”型关系。

（三）稳健性检验

为验证社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量之间倒“U”型关系的稳定性和可靠性，本文从多个角度进行了稳健性检验。

1. 以人均 GDP 为依据确定样本范围

鉴于居民收入水平提高与消费结构升级之间的密切关联性，文中按照 2013 年各省人均名义 GDP 排名，首先对排名最高的 10 个省份进行回归，而后将样本范围扩充至前 20 个省份。由表 4 中的模型 13-16 的估计结果可知，在不同样本范围回归中，无论是否添加控制变量，对数单位质量的平均消费品数量平方项的系数估计值的符号依然为负，而对数单位质量的平均消费品数量的系数估计值的符号依然为正，且均至少在 10%的显著性水平上显著。

2. 以电力消费量增长率作为社会总产出增长率的代理变量^①

鉴于 GDP 核算中多有统计误差，而且作为经济增长中不可或缺的必要投入，电力消费与经济增长之间有着明显的正相关关系，因而使用电力消费增长率代替 GDP 增长率以衡量社会总产出增长率。表 4 中模型 17-18 则给出了 GDP 增长率替换为电力消费量增长率后的估计结果^②，从中可见，在 10%，甚至是 5%的显著水平上，模型的核心解释变量 $LnPROP^2$ 和 $LnPROP$ 的系数估计值的符号并未发生任何的改变。

表 4 社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量：不同样本范围和更换代理变量

^① 由于夜间灯光数据自身的客观性，且不受物价水平的影响，当前不少学者使用夜间灯光数据测算国家真实经济增长率（Henderson, et al., 2012；徐康宁等，2015）。本文亦尝试将夜间灯光数据 DN 均值（DN 总值/栅格数）增长率作为社会总产出增长率的代理变量。不过，由于 DN 均值增长率与 GDP 增长率的相关系数仅为 0.1275，而电力消费量增长率与 GDP 增长率的相关系数为 0.3391，因此文中以电力消费量增长率替换 GDP 增长率。

^② 由于多个省份在 1995 年前数据缺失，且西藏在 1995 年后缺少数据，因而文中去掉西藏，使用 30 省 1996-2013 年的样本进行回归估计。

模型设定	前 10 名		前 20 名		更换代理变量(电力消费量增长率)	
	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18
<i>LnPROP</i> ²	-3.18*** (0.69)	-2.70*** (0.78)	-2.05*** (0.50)	-1.54*** (0.47)	-3.61** (1.31)	-3.18** (1.31)
<i>LnPROP</i>	26.48*** (7.99)	26.93** (9.30)	13.70** (5.47)	10.44* (5.38)	26.39* (13.20)	23.70* (12.52)
<i>LnK</i>		-4.43* (1.99)		-0.49 (1.56)		-4.57* (2.06)
<i>LnL</i>		-7.53** (2.88)		-2.17 (2.73)		2.17 (5.43)
<i>HC</i>		-0.67 (0.45)		0.09 (0.18)		-0.55 (1.78)
<i>DES</i>		-15.21*** (4.23)		-10.42*** (3.38)		-5.22 (9.60)
<i>FD</i>		0.55 (0.34)		0.51** (0.24)		1.15 (0.70)
<i>ISU</i>		-2.49*** (0.40)		-1.68*** (0.45)		-4.03*** (1.01)
<i>DFT</i>		-1.35 (1.20)		0.06 (0.98)		-0.08 (1.93)
常数项	-35.90 (24.50)	50.22 (39.00)	-4.67 (14.24)	21.09 (24.58)	-36.02 (33.36)	-9.14 (51.25)
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	210	210	420	420	540	540
Within R ²	0.66	0.77	0.55	0.61	0.29	0.30

注：***、**、*表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著；括号内的数值是回归系数的稳健标准误。

3.使用面板校正标准误以保证统计检验有效

本文研究的样本区间为 1993-2013 年，时间跨度较大，随机误差项可能存在组间异方差或组间同期相关，致使统计检验失效。为此，本文使用面板校正标准误（PCSE）进行估计，以确保统计检验的有效性。由表 5 中模型 19-20 的回归结果可见，*LnPROP*²和*LnPROP*的系数估计值均在 1%的显著性水平上显著，且系数估计的符号与基准回归的结果一致。

4.剔除异常值以确保回归结果的准确性

样本数据中的异常值将扭曲回归的真实结果，尤其是在异常值过大地偏离变量自身变动规律时，甚至出现错误的回归结果。为此，本文通过缩尾处理，将核心解释变量中 1%分位数以下和 99%分位数以上的数据值剔除，重新进行回归，结果如表 5 所示。剔除异常值后的回归结果表明，社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量之间显著地表现为倒“U”型的关系。

表 5 社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量：PCSE 和剔除异常值

模型设定	PCSE		剔除异常值	
	模型 19	模型 20	模型 21	模型 22

<i>LnPROP</i> ²	-1.61*** (0.36)	-1.20*** (0.38)	-1.50*** (0.43)	-1.01*** (0.36)
<i>LnPROP</i>	10.35*** (3.64)	8.63** (3.84)	9.49** (4.01)	7.06* (3.52)
<i>LnK</i>		-1.08* (0.63)		-1.01 (0.75)
<i>LnL</i>		-5.17*** (1.31)		-4.21* (2.18)
<i>HC</i>		0.10 (0.20)		0.10 (0.16)
<i>DES</i>		-10.42*** (2.03)		-10.71*** (3.02)
<i>FD</i>		0.35* (0.20)		0.27 (0.20)
<i>ISU</i>		-1.63*** (0.39)		-1.86*** (0.42)
<i>DFT</i>		-0.17 (0.62)		-0.89* (0.46)
常数项	-0.72 (9.55)	44.86*** (9.86)	2.46 (9.66)	44.30** (19.76)
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	651.00	651.00	638.00	638.00
(Within) R ²	0.57	0.62	0.50	0.55

注：***、**、*表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著；模型 19-20 括号内的数值为回归系数的面板校正标准误，拟合优度为 R²；模型 21-22 括号内的数值为回归系数的稳健标准误，拟合优度是组内 R²。

5.以贝叶斯模型平均方法检验模型和变量选择的合意性

贝叶斯模型平均方法可充分利用所有可能模型的信息，从而克服人为筛选解释变量，设定“最优”模型所导致的模型不确定性问题。贝叶斯模型平均方法估计模型的结果如表 6 所示，其中解释变量中 *LnPROP*² 和 *LnPROP* 的后验包含概率(PIP)分别是 1.0000 和 0.9888，这意味近乎所有的模型均含有 *LnPROP*² 和 *LnPROP*，而且前三位最优单一模型亦验证了二者作为解释变量的必要性。进一步地，*LnPROP*² 和 *LnPROP* 的后验均值 (Post Mean) 的符号与基准回归结果对应变量的符号相一致，从而为社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量二者间表现为倒“U”型关系这一结论的稳健性提供有效的证明。

表 6 社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量：贝叶斯模型平均法

模型设定	模型 23				前三位最优单一模型		
	PIP	Post Mean	Post SD	Cond.Pos.Sign	模型 24-1	模型 24-2	模型 24-3
<i>LnPROP</i> ²	1.0000	-1.2164	0.2321	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<i>LnPROP</i>	0.9888	8.6848	2.3038	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<i>LnK</i>	0.0878	-0.0727	0.2708	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
<i>LnL</i>	0.9999	-5.1260	0.9941	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000

<i>HC</i>	0.0193	0.0021	0.0317	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>DES</i>	1.0000	-9.8968	1.6831	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<i>FD</i>	0.0307	0.0071	0.0551	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>ISU</i>	0.9691	-1.4587	0.4645	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000
<i>DFT</i>	0.0168	-0.0039	0.0812	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
PMP (Exact)	-	-	-	-	0.8199	0.0725	0.0303
PMP (MCMC)	-	-	-	-	0.8189	0.0774	0.0273

注：PIP、Post Mean 和 Post SD 分别代表后验包含概率、后验均值和后验标准差。PMP (Exact) 和 PMP (MCMC) 是后验模型概率，不过在计算方法上是有区别的，前者是以似然函数为标准计算的，而后者则是使用马尔科夫链蒙特卡罗(MCMC)方法抽样计算。Cond. Pos. Sign(Conditional on positivd coefficient sign) 表示变量系数符号为正的的概率，其中 1 表示该变量系数在所有模型中均为正，0 表示在所有模型中均为负。在模型 24-1、24-2、24-3 中 1.0000、0.0000 分别表示各个单一最优模型中应该包含和舍掉的解释变量。

七、结论：诠释消费结构升级与长期经济增长

以消费品种类扩展和质量提升为表征的消费结构升级是本文透视中国长期经济增长的独特性视角，而短缺经济是本文研究的历史逻辑起点。改革开放后中国面临短缺经济的客观事实，使得拥有生产者主权的厂商能够充分发挥劳动密集型产品生产的比较优势而迅速地积累资本，进而推动居民收入水平的提高和消费结构的升级，同时伴随着生产者主权向消费者主权的转移。此时，作为追求利润最大化的市场主体，在消费结构升级的诱致之下，厂商间将展开大规模的生产力竞赛，推动“供应革命”的产生与形成，结果则是消费品种类的扩展和消费品质量的提升。基于上述逻辑，本文将消费品种类与质量纳入社会总效用函数，构建经济增长的内生性模型，为中国长期的经济增长提供基于消费结构升级视角的新解释。研究结果显示：消费品质量与种类的比例取决于消费品质量提升与种类扩展的难度及其在社会总效用中的相对重要程度；单位质量的平均消费品数量增长率在人均资本存量门槛值的前后呈现出相反走向，即在人均资本存量的门槛左侧，单位质量的平均消费品数量增长率随着人均资本存量的提高而上升，而右侧则下降；转移动态中的社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量二者间表现为倒“U”型关系，且倒“U”型顶点处单位质量的平均消费品数量小于稳态均衡时的相应值。进一步地，本文使用恩格尔系数的倒数作为消费品质量的代理指标，以中国 31 省 1993-2013 年的面板数据证实了社会总产出增长率与单位质量的平均消费品数量之间的倒“U”型关系，从而为理论模型的结论提供了实证上的支持。

作为后发国家的中国，在距离世界技术前沿较远时，相对于自主研发，技术模仿对消费品种类扩展和质量提升具有更大的促进作用。在改革开放初期，中国面临的是短缺经济，最为迫切地是增加消费品数量以满足居民最基本的消费需求，相应地，消费品种类扩展和质量提升反而相对较慢，因此单位质量的平均消费品数量是趋于上升的。此阶段多数甚至全部省份在某些年份并无完整的恩格尔系数，因而难以判断各省单位质量的平均消费品数量是高于或低于 36.60 的临界值^①。随着生存性需求的满足，短缺经济结束（90 年代中期），居民倾向于消费新种类的产品，此时在后发优势的助力下，消费品种类迅速扩展，消费品数量大幅

^① 不过，从文中计算的各省 1993-2013 年单位质量的平均消费品数量 (c/q) 值可见，除了海南、甘肃、西藏、青海、宁夏和新疆之外，其他省份在 1993 年的 c/q 值均处于倒“U”型曲线的右侧，且远离临界值 36.60；再者，由图 1 可知，尽管 GDP 增长率在 1978-1992 年间呈“W”型，但多数年份的 GDP 增长率是处于下降的，因此在一定程度上可证实，随着 c/q 值的上升，经济增长率趋于下降。

增加。由于消费品种类扩展在此阶段占据主导，因此单位质量的平均消费品数量是上升的，故而社会总产出增长率趋于下降。

消费品质量附着于已有种类消费品的事实，意味着既有消费品种类是质量提升的基础。在对新种类消费品的需求得到满足之后，居民对消费品质量提出更高的要求，而消费品质量则在后发优势的加持下快速提升，相应地，社会总产出增长率随着单位质量的平均消费品数量的下降而上升^①。不过，随着后发优势的逐渐减弱，消费品质量在阶段后期提升速度放缓，因而社会总产出增长率趋于下降。在消费品种类扩展与消费品质量提升共同主导的高质量发展阶段，后发优势已是相当微弱，消费品种类扩展与质量提升的速度因技术模仿机会的丧失而大幅下降，社会总产出很难恢复原有的高增长速度。有鉴于此，中国提出建设创新型国家，提升自身的创新水平，这将有力地推动消费品种类的扩展与质量的提升，从而维持经济相对快速的增长。

参考文献

- [1] 阿玛蒂亚·森. 以自由看待发展[M]. 中国人民大学出版社, 2002.
- [2] 克丽丝廷·布鲁兰, 何安娜, 帕特·赫德森. 重说工业革命的经济史[M]. 北京: 中国科学技术出版社, 2022.
- [3] 蔡昉. 理解中国经济发展的过去、现在和将来——基于一个贯通的增长理论框架[J]. 经济研究, 2013, 第 11 期.
- [4] 钞小静, 沈坤荣. 城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长[J]. 经济研究, 2014, 第 6 期.
- [5] 陈宗胜, 宗振利. 二元经济条件下中国劳动收入占比影响因素研究——基于中国省际面板数据的实证分析[J]. 财经研究, 2014, 第 2 期.
- [6] 邓宏图, 徐宝亮, 邹洋. 中国工业化的经济逻辑: 从重工业优先到比较优势战略[J]. 经济研究, 2018, 第 11 期.
- [7] 董敏杰, 梁泳梅. 1978—2010 年的中国经济增长来源: 一个非参数分解框架[J]. 经济研究, 2013, 第 5 期.
- [8] 范子英, 张军. 财政分权与中国经济增长效率——基于非期望产出模型的分析[J]. 管理世界, 2009, 第 7 期.
- [9] 贺大兴, 姚洋. 社会平等、中性政府与中国经济增长[J]. 经济研究, 2011, 第 1 期.
- [10] 黄宗智. 中国的隐性农业革命[M]. 法律出版社, 2010.
- [11] 林毅夫, 蔡昉, 李周. 中国的奇迹: 发展战略与经济改革[M]. 上海三联书店, 1994.
- [12] 毛其淋, 盛斌. 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率[J]. 经济学(季刊), 2011, 第 1 期.
- [13] 潘士远, 史晋川. 内生经济增长理论: 一个文献综述[J]. 经济学(季刊), 2002, 第 3 期.
- [14] 徐康宁, 陈丰龙, 刘修岩. 中国经济增长的真实性和全球夜间灯光数据的检验[J]. 经济研究, 2015, 第 9 期.
- [15] 许和连, 元朋, 祝树金. 贸易开放度、人力资本与全要素生产率: 基于中国省际面板数据的经验分析[J]. 世界经济, 2006, 第 12 期.
- [16] 扬·卢滕·范赞登. 通往工业革命的漫长道路[M]. 杭州: 浙江大学出版社, 2016.
- [17] 余泳泽, 潘妍. 中国经济高速增长与服务业结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解释[J]. 经济研究, 2019, 第 3 期.

^① 尽管消费品数量的增加会使单位质量的平均消费品数量的变动方向难以判断，不过依据前文所言，新种类消费品包含着不同于其他产品的主功能，而质量提升则是已有种类消费品原有功能的提升或主功能基础上次功能的累积，因而至少就处于中低收入水平的大部分居民而言，对更高质量消费品的需求并非刚性的，尤其是在高质量消费品因某种程度的垄断而价格高企时。

- [18] 赵奎, 后青松, 李巍. 省会城市经济发展的溢出效应——基于工业企业数据的分析[J]. 经济研究, 2021, 56(03): 150-166.
- [19] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004, 第 10 期。
- [20] 张军. 分权与增长: 中国的故事[J]. 经济学(季刊), 2007, 第 1 期。
- [21] 张五常. 中国的经济制度[M]. 中信出版社, 2009。
- [22] 钟春平, 徐长生. 产品种类扩大、质量提升及创造性破坏[J]. 经济学(季刊), 2011, 第 2 期。
- [23] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007, 第 7 期。
- [24] 周其仁. 体制成本与中国经济[J]. 经济学(季刊), 2017, 第 3 期。
- [25] Aghion P, Howitt P. Appropriate Growth Policy: A Unifying Framework[J]. Journal of the European Economic Association, 2006, 4(2-3), 269-314.
- [26] Aghion P, Howitt P. A Model of Growth Through Creative Destruction[J]. Econometrica, 1992, 60(2), 323-351.
- [27] Aghion P, Harris C, Howitt P, et al.. Competition, imitation and growth with step-by-step innovation[J]. Review of Economic Studies, 2001, 68(3), 467-492.
- [28] Allen F, Qian J, Qian M. Law, finance, and economic growth in China[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77(1), 57-116.
- [29] Doi J, Mino K. A Variety-expansion Model Of Growth With External habit Formation[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2008, 32(10), 3055-3083.
- [30] Funke M, Ruhwedel R. Product Variety and Economic Growth: Empirical Evidence for the OECD Countries[J]. IMF Staff Papers, 2001, 48(2), 225-242.
- [31] Grossman G M, Helpman E. Comparative Advantage and Long-run Growth[J]. American Economic Review, 1990, 80(4), 796-815.
- [32] Grossman G M, Helpman E. Endogenous Product Cycles[J]. The Economic Journal, 1991, 101(408), 1214-1229.
- [33] Henderson J V, Storeygard A, Weil D N. Measuring Economic Growth From Outer Space[J]. American Economic Review, 2012, 102(2), 994-1028.
- [34] Howitt P, Aghion P. Capital Accumulation and Innovation as Complementary Factors in Long-Run Growth[J]. Journal of Economic Growth, 1998, 3(2), 111-130.
- [35] Khandelwal A. The Long and Short (of) Quality Ladders[J]. The Review of Economic Studies, 2010, 77(4), 1450-1476.
- [36] Kornai, J. Economics of Shortage[M]. Amsterdam: North-Holland, 1980.
- [37] Lentz R, Mortensen D T. An Empirical Model of Growth Through Product Innovation[J]. Econometrica, 2008, 76(6), 1317-1373.
- [38] Maslow, A H. A theory of human motivation[J]. Psychological Review, 1943, 50(4), 370-396.
- [39] Philippe A, Peter H. Appropriate Growth Policy: A Unifying Framework[J]. Journal of the European Economic Association, 2006, 4(2-3), 269-314.
- [40] Qian Y, Roland G, Xu C. Coordination and Experimentation in M-Form and U-Form Organizations[J]. Journal of Political Economy, 2006, 114(2), 366-402.
- [41] Qian Y, Xu C. Why China's economic reforms differ: the M-form hierarchy and entry/expansion of the non-state sector[J]. Economics of Transition, 1993, 1(2), 135-170.
- [42] Romer P M. Endogenous Technological Change[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5), S71-S102.

- [43] Rostow, W W. The stages of economic growth: a non-communist manifesto[M]. Cambridge University Press, 1960.
- [44] Rostow, W W. Politics and the stages of growth[M]. Cambridge University Press, 1971.
- [45] Segerstrom P S, Anant T C A, Dinopoulos E. A schumpeterian model of the product life cycle[J]. American Economic Review, 1990, 80(5), 1077–1091.
- [46] Segerstrom P S. Endogenous Growth without Scale Effects[J]. The American Economic Review, 1998, 88(5), 1290-1310.
- [47] Segerstrom P S. Innovation, Imitation, and Economic Growth[J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(4), 807-827.
- [48] Song Z, Storesletten K, Zilibotti F. Growing Like China[J]. American Economic Review, 2011, 101(1), 196-233.
- [49] Xie, D. An Endogenous Growth Model with Expanding Range of Consumer Goods and of Producer Durables[J]. International Economic Review, 1998, 39(2) , 439-460.
- [50] Xu C. The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development[J]. Journal of Economic Literature, 2011, 49(4), 1076-1151.