

人口视域下能源效率、产业结构升级的经济 增长路径研究

逯 进, 刘俊琦, 张晓峒

摘 要: 基于中国 30 个省级经济体 2000—2017 年数据, 采用带有人口伴随变量的有限混合模型, 依据变量特征将各省份的经济增长客观聚类为多条路径, 据此讨论了人口结构因素影响下不同省份能源效率、产业结构升级对经济增长影响的异质性特征及各省份隶属增长路径的动力转换机制。结果表明, 能源效率、产业结构升级对经济增长的影响存在明显的异质性, 并可客观分为三类增长路径进行描述与比较。同时, 劳动人口占比、人力资本与城镇化率是不同省份增长路径存有差异的重要决定性因素。更为重要的是, 中国大部分省份的增长路径并非一成不变, 而是随着时间的推移发生了路径转换, 且劳动人口占比与人力资本可以有效解释路径转换的动力机制。

关键词: 能源效率; 产业结构升级; 经济增长; 异质性; 路径转换

中图分类号: F124.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2021)05-0082-19

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2021.05.008

一、引 言

从改革开放四十年的发展历程看, 基于后发优势和比较优势的强力推动, 在“人口红利”“制度红利”“结构红利”的全面释放下, 中国保持了长期的经济增长态势, 迅速跃升为世界第二大经济体。经济高速发展的同时, 能源需求量逐年提高, 能源消费总量大幅增加。根据国家统计局数据显示, 从 1978 年到 2019 年, 中国能源消费总量由 57 144 万吨标准煤上升至 486 000 万吨标准煤, 消费量已跃居世界第一。高投入、高能耗、高污染的粗放型发展模式带来经济繁荣的同时也使中国经济面临着环境污染与能源短缺的双重约束。然而, 在煤炭资源价格优势显著的前提下, 未来一段时间我国以煤炭消耗为主的能源消费结构不会改变。这意味着中短期内通过改变能源消费结构解决能源约束问题的难度较大, 而有效提高能源利用效率、推动一次性能源的高效利用才是可行之举。但从国际比较看, 我国能源利用效率仍低于世界平均水平。为此, 我国“十四五”规划明确提出了“生产生活方式绿色转型, 能源资源配置更加合理、利用效率大幅提高”的经济社会发展目标。这为从根本上解决节约型社会的平衡发展问题, 进而应对国内能源消费结构转型指明了方向。

国内已达成的共识为产业结构升级和能源效率提升是实现此战略目标的主要途径^[1]。实际上, 能源效率伴随经济增长而提高只是表层现象, 其本质在于产业结构升级。主要原因在于, 产业结构

基金项目: 国家社会科学基金项目“人口结构转变对我国经济发展影响的时空演化机制研究”(18BJL117)

作者简介: 逯进, 青岛大学经济学院教授、博士生导师 (山东 青岛 266071); 刘俊琦, 青岛大学经济学院研究生, liujunqi19962021@126.com; 张晓峒, 南开大学经济学院教授 (天津 300071)

升级既是经济增长的“发动机”,也是能源效率的“监测器”。一方面,处于后工业化时期的经济体在产业结构“退二进三”的升级过程中,生产要素逐渐由低生产率部门向高生产率部门转移,并由此带动社会整体生产效率提升,在此过程中形成的规模效应和结构红利可有效推动经济增长。另一方面,产业结构由第二产业为主向第三产业为主的转变过程中将逐步降低经济体对能源的依赖性,缓解生态环境压力,提高生产效率,而能源利用效率的提高将倒逼产业结构进一步优化升级。如此,两者之间形成的良性互动机制可共同促进经济高质量发展。

从实际发展情况看,自2010年经济发展受多重因素冲击以后,我国进入了降档换速、产业结构调整、前期政策消化三期叠加的阶段,加之“人口红利”以及“后发优势”的消退,经济增速放缓^[2],我国正处于关键的转型期。在这一情景下,自中央到地方都在全方位、立体化纵深探索经济可持续增长的有效途径。从政策导向看,“以人为本”的绿色发展理念逐渐成为引领经济社会发展的核心战略思想。考虑到人口因素的影响,努力实现人口、产业与能源三者协同共进的宏观大局,将会有力促进中国经济的可持续发展。因此,以人口结构变化为动因,有效揭示和全面认知我国能源效率提升、产业结构升级与经济增长关系的演化,可以从实践中深入认识我国新发展理念的基础和背景,为推动新发展模式找到重要突破口。

基于上述背景,本文以人口变量为约束边界,探讨我国能源效率、产业结构升级对经济增长的影响特征。与已有文献相比,本文的拓展点在于:第一,结合数据的客观特征对全样本进行内生分组,将各省能源效率与产业结构升级对经济增长的影响内生聚类为多种差异化路径,并进一步探讨不同路径背后的决定因素。第二,聚焦上述不同路径的分类特征,基于人口结构视角,从人口数量、人口质量以及人口空间分布三个维度,立体化诠释不同经济增长路径的深层次特征。第三,明确解析不同地区经济增长路径随时间变动可能存在的动态转化特征,并对此做出详尽解释。

二、文献综述

20世纪50年代后,众多市场经济国家经历了“黄金增长期”。但至20世纪70年代,“石油危机”的出现使得大多数市场经济国家因能源紧缺陷入经济危机,为此经济学家开始深刻反思与探讨能源与经济增长的关系。Stiglitz^[3]最先将能源作为第三种投入要素引入生产函数,探究能源约束下的经济增长特征。他认为在能源约束条件下,通过能源产业的技术进步可以实现经济稳态。Barbier^[4]认为Stiglitz的能源约束经济增长模型存在缺陷,应将资源稀缺假设条件纳入经济增长模型中,并据此重新推导出经济增长平衡点。既有研究中,众多学者从实证角度探寻不同时间、地域和投入成本等条件下能源投入与经济增长之间的基本规律^{[5][6]}。然而伴随世界范围内能源危机的持续加深,研究重点逐渐转向能源利用效率与经济增长之间的关系讨论。Schou^[7]、Grimaud等^[8]认为,对于不可再生能源,环境政策的实施是实现能源利用效率提升、保障经济增长不受能源资源约束的根本途径。安静^[9]、邵庆龙^[10]认为,提升能源效率是促进第二产业经济结构转变、实现经济高质量发展的关键所在。

同时,从经济发展的演化过程看,产业结构升级对经济增长的影响亦十分重要,有关二者关系的观点主要有三类。第一,产业结构升级对经济增长具有促进作用。一般而言,一国产业结构升级过程中产生的“生产率红利”是经济增长的主要推动力^{[11][P314][12]}。第二,产业结构升级对经济增长具有抑制作用。产业结构升级过程开始时间过早、产业结构调整幅度过大均会导致经济增速下降^[13],且产业结构升级对不同行业劳动生产率的影响并不相同,可能会对一国经济增长产生负效应^[14]。第三,产业结构升级对经济增长的影响存在波动性。Eichengreen等^[15]、Shi^[16]发现,产业结构升级对一国经济增长的影响呈周期性变化规律。此外,部分学者认为,产业结构升级可以推动经济增长^[17]、熨平经济

波动^[18],但发展到一定水平后其对经济增长的促进作用会减弱^[19]。

伴随着经济增长理论迅速拓展,有关能源效率、产业结构升级与经济增长三者关系的研究也在逐渐丰富。余江等^[20]、周明磊等^[21]将能源效率、产业结构引入生产函数,发现能源效率与产业结构变动均可通过改变能源消费量影响经济增长。另有学者从“环境成本”和“低碳环保理念”角度出发,探讨能源效率变动与产业结构升级对经济增长的影响^[22]。研究发现,能源效率对经济增长的促进作用受产业结构升级的影响,能源效率的提升可以倒逼产业结构升级进而促进经济增长^[23]。

梳理既有文献可以发现,现有研究存在两类可拓展领域:第一,在涉及能源效率、产业结构升级与经济增长的异质性问题,多数文献的分类分层标准是基于经验的主观分类方式(如按地理位置、收入水平等),而此分类可能导致分样本比较的偏差。第二,考虑到人口国情的重大现实意义,现有研究并未将人口结构纳入,探讨人口因素约束下能源效率、产业结构升级与经济增长之间的变化特征。为此,本文引入有限混合模型,以人口变量为约束边界,讨论能源效率、产业结构升级对经济增长的异质性影响。本文试图更加客观准确地刻画异质性影响的特征以及其背后的决定因素。这一研究将为形成优势互补的区域经济高质量发展提供一种思路。

三、理论解析

在Romer^[24]研究的基础上,本文综合余江等^[20]、张华等^[25]的研究思路,将能源效率、产业结构引入Cobb-Douglas生产函数展开讨论。

首先,假设总量生产函数依赖于资本 K 、劳动 L 和能源 E 三种生产要素,即:

$$Y_t = K_t^\alpha [A_t E_t]^\beta L_t^\gamma \quad (1)$$

其中, Y 为经济产出; A 表示能源节约型技术进步,反映由能源技术进步所提高的生产力程度; t 为时间; $0 < \alpha, \beta, \gamma < 1$,且 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ 。

现有研究中大多将 A 代表的能源节约型技术进步视为外生变量。然而,受能源市场价格、产业结构升级、技术引进和政策导向等多重因素的影响,将技术进步“内生化”处理更符合实际要求。本文借鉴邵帅等^[26]的方法,利用“干中学”效应内生能源节约型技术进步。

“干中学”效应的核心思想在于:企业或集体在生产过程中积累经验并从中获得知识,提高生产技术,加之知识的非竞争性使得知识的溢出效应可以有效提高资本效率进而抵消资本边际报酬递减的影响。因此,生产技术与资本间存在相应的函数关系。依据“干中学”效应的核心思想,同理可得:在长期的实践过程中,对能源资源的使用亦可逐渐累积经验,获得经验知识,进而改进生产技术,提高能源利用效率。加之知识的外溢性使得先进生产技术可以在产业集群内迅速传播,最终推动整个能源行业形成能源节约型技术进步。因此,依据“干中学”理论中生产技术与资本的关系,本文假设技术进步 A 与能源投入量 E 存在如下关系:

$$A_t = GE_t^\mu \quad (2)$$

其中, μ 表示技术进步对能源投入量的有效降低程度,即能源利用效率, $\mu > 0$ 。 G 代表能源使用过程中能源节约的效率参数, $G > 0$ 。

根据以上设定,生产函数可变为:

$$Y_t = K_t^\alpha [GE_t^{\mu+1}]^\beta L_t^\gamma \quad (3)$$

由索洛模型的基本假设可知:

$$\Delta K_t = sY_t - \delta K_t \quad (4)$$

$$\Delta L_t = nL_t \quad (5)$$

其中, s 为储蓄率, δ 为资本折旧率, n 为劳动增长率。定义能源投入变动量为:

$$\Delta E_t = \epsilon E_t \quad (6)$$

其中, ϵ 为能源投入变化率, $\epsilon > 0$ 。定义每单位有效劳动的平均资本存量为:

$$k_t = K_t / L_t \quad (7)$$

对式 (7) 进行全微分求解可得^①:

$$\frac{\Delta k}{k} = \frac{\Delta K_t}{K_t} - \frac{1}{n} \quad (8)$$

由于扩展索洛模型的核心为: 保持资本量 k 的增长率不变^②, 故要使 $\frac{\Delta k}{k}$ 不变, 则 $\frac{\Delta K_t}{K_t}$ 须不变。

由公式 (4) 可知:

$$\frac{\Delta K_t}{K_t} = s \frac{Y_t}{K_t} - \delta \quad (9)$$

因此, 为使 $\frac{\Delta k}{k}$ 不变, 则 Y_t 与 K_t 的增长率需保持不变, 即 $g_Y = g_K$ (以 g 的下标字母代表相应变量的变动率, 如 g_K 代表 K_t 的变动率)。

基于 $g_Y = g_K$ 的前提条件, 对公式 (3) 的等号两边同时取对数, 并对时间求导。可得均衡状态下的经济增长率为:

$$g_Y^* = \frac{\beta \epsilon (\mu + 1) + \gamma n}{(1 - \alpha)} \quad (10)$$

由公式 (10) 可知, 在不考虑其他因素的情况下, 能源效率对经济增长的作用大小为 $\frac{\mu \beta \epsilon}{1 - \alpha}$ 。这意味着在不考虑其他因素且 α 、 β 给定时, 能源效率越高, 其对经济增长的促进作用越强。

在确定能源效率与经济增长之间的关系后, 此时增加一个假设条件将产业结构纳入 Cobb-Douglas 函数: 即在经济体中存在对能源消耗依赖程度不同的产业。此假设条件可被表述为: (1) 在该经济体中存在 i 个产业; (2) 每个产业的投入要素为 K 、 L 、 E 且各产业对三种要素的需求度不同; (3) 第 i 个产业的要素投入系数为 α_i 、 β_i 、 γ_i ($i = 1, \dots, M$) 且对任意产业的 α_i 、 β_i 、 γ_i 均存在 $\alpha_a \neq \alpha_b$ 、 $\beta_a \neq \beta_b$ 、 $\gamma_a \neq \gamma_b$, $a, b \in M$; (4) 第 i 个产业的要素投入系数外生给定; (5) 各产业在 t 时期的能源利用效率 μ_{it} 不相同。

利用部门分解法, 若经济体存在对能源依赖性不同的产业, 则对第 i 个产业来说有:

$$Y_{it} = K_{it}^{\alpha_i} [GE_{it}^{\mu_{it}+1}]^{\beta_i} L_{it}^{\gamma_i} \quad (11)$$

对于整个经济体则有 $Y_t = \sum Y_{it}$, 则产业 i 在 t 时期的初期产业结构调整系数为:

$$\theta_{it} = \frac{Y_{it-1}}{Y_{t-1}} \quad (12)$$

其中, Y_{it-1} 为 i 产业在 $t-1$ 时期的经济产出; Y_{t-1} 为整个经济体在 $t-1$ 时期的经济总产出; Y_{it} 为 i 产业在 t 时期的经济产出; Y_t 为整个经济体在 t 时期的总产出。则在考虑产业结构调整因素后, i 产业在 t 时期的均衡增长率有如下关系:

$$Y_{it} = (1 + g_{Y_{it}}^*) Y_{it-1} \quad (13)$$

① $\Delta k = \frac{\Delta K_t}{L_t} - \frac{K_t}{\Delta L_t} = \frac{K_t}{L_t} \cdot \frac{\Delta K_t}{K_t} - \frac{K_t}{L_t} \cdot \frac{\Delta L_t}{L_t} = k \frac{\Delta K_t}{K_t} - \frac{k}{n}$, 等式两侧同除以 k 可得: $\frac{\Delta k}{k} = \frac{\Delta K_t}{K_t} - \frac{1}{n}$ 。

② 索洛模型中虽然将 A 技术进步考虑在内, 但其技术进步对经济增长的影响是建立在 A 的一次性提升基础上。基于这一前提, 索洛模型中经济体到达稳态时, 资本增长率恒定不变且为 0。但在扩展的索洛模型中, 我们需要考虑 A 的不断提升对经济增长的影响。因此, 基于对 A 的这一思考, 在 A 的不断提升下, k 在长期内按不变的速率增长, 而 y 与 k 的增长率保持不变时称为稳态增长。

$$g_{Y_i}^* = \frac{\beta_{ii}\epsilon(\mu_{ii} + 1) + \gamma_{ii}n}{(1 - \alpha_{ii})} \quad (14)$$

结合公式 (13)、(14) 可得整个经济体的经济均衡增长率为^①:

$$g_Y' = \sum \frac{\beta_{ii}\epsilon(\mu_{ii} + 1) + \gamma_{ii}n}{(1 - \alpha_{ii})} \theta_{ii} \quad (15)$$

由公式 (15) 可知, 经济增长除受 μ_{ii} 、 n 、 ϵ 的影响外, 还受产业结构调整系数 θ_{ii} 的制约。当存在能源约束时, 能源利用效率越高的产业比重越大, 其对经济增长的促进作用越强。

四、模型、变量与数据

(一) 模型设定

1. 基准模型。基于上述理论解析, 本文首先建立如下基准模型:

$$\ln gdp = \vartheta_1 \ln ee + \vartheta_2 \ln ind + \vartheta_3 gov + \vartheta_4 open + \vartheta_5 fdi + \vartheta_6 \ln sci + \vartheta_7 estr + \vartheta_8 \ln inv + \omega_1 \quad (16)$$

其中, ω_1 为随机干扰项。此外, 该模型以实际地区生产总值的对数值 ($\ln gdp$) 作为被解释变量的衡量指标, 以能源效率的对数值 ($\ln ee$) 和产业结构升级的对数值 ($\ln ind$) 作为解释变量的衡量指标。借鉴既有研究^{[27][28]}, 本文选取政府支出 (gov)、固定资产投资 ($\ln inv$)、外贸依存度 ($open$)、外商直接投资 (fdi)、技术创新 ($\ln sci$)、能源消费结构 ($estr$) 作为控制变量。需要说明的是, 固定资产投资以固定资本存量作为衡量指标, 其数据核算源于张军等^[29]的研究成果, 以 2000 年作为基期, 采用“永续盘存法”计算得出。地区生产总值、政府支出、外商直接投资等与价格相关的变量均以 2000 年为基期进行了实际值的转换, 进出口总额以年度平均汇率进行调整。

2. 有限混合模型。为克服传统计量模型主观划分异质性分类标准这一基本假定的缺陷, 本文采用有限混合模型对全样本的内生异质性进行组别划分, 分类后的子群体具有不同的经济增长路径。同时, 为考察各增长路径下解释变量对被解释变量的作用特征及其背后影响因素, 本文将进一步纳入伴随变量以达成上述目标。参照已有文献^{[30][31]}, 建立如下带有伴随变量的有限混合模型:

$$f(Y_i | X_i, Z_i) = \sum_{h=1}^H \pi_h(Z_i, \in_h) f_h(Y_i | X_i; \sigma_h, \mu_h) \quad (17)$$

其中, h 为组别数目; Y_i 为某一省份的生产总值 ($\ln gdp$); X_i 为解释变量向量组: $X_i = (\ln ee, \ln ind)$; σ_h 为解释变量在分组 h 中的待估系数; Z_i 为伴随变量矩阵; $\in_h$ 为伴随变量在分组 h 的系数; π_h 为各经济体隶属于分组 h 的概率; μ_h 为分组 h 的残差项标准差。

不同省份隶属于组别 q 的概率 π_q 满足:

$$\pi_q(Z_i, \in_h) = \frac{\exp(\in_q + Z_i \in_q)}{\sum_{h=1}^H \exp(\in_h + Z_i \in_h)} \quad (18)$$

其中, $\in_q$ 为伴随变量在分组 q 的系数。此时可采用极大似然法对式 (17) 进行参数估计, 其函数公式为:

$$\log L = \sum_{n=1}^N \log f(Y_i | X_i, Z_i) = \sum_{n=1}^N \log \left[\sum_{h=1}^H \pi_h(Z_i, \in_h) \prod_{t=1}^T f_h(Y_i | X_i; \sigma_h, \mu_h) \right] \quad (19)$$

其中, $\log L$ 是对数极大似然值, n 代表样本观测数目。然而, 对于公式 (19) 来说, 我们既不知道 $\in_h$, 也不知道每个样本子群的先验概率, 这为求解公式 (17) 增加了难度。为此, 本文运用 EM 算法对公式 (19) 进行估计, 从而获得有限混合模型各部分的参数值。基于获得的参数值, 利

① 因为 $\sum_i \theta_{ii} = 1$, 故 $g_Y' = \frac{Y_i}{Y_{i-1}} - 1 = \frac{\sum_i Y_{it}}{Y_{i-1}} - 1 = \frac{\sum_i (1 + g_{Y_{it}}^*) Y_{i-1}}{Y_{i-1}} - 1 = \sum_i (1 + g_{Y_{it}}^*) \theta_{ii} - 1 = \sum_i g_{Y_{it}}^* \theta_{ii}$ 。

用经验贝叶斯准则,省份 i 属于特定分组 q 的后验概率为:

$$\hat{\pi}_q = \frac{\pi_q(Z_i, \hat{\epsilon}_q) f_t(Y_i | X_i; \hat{\sigma}_q, \hat{\mu}_q)}{\sum_{h=1}^H \pi_h(Z_i, \hat{\epsilon}_h) f_h(Y_i | X_i; \hat{\sigma}_h, \hat{\mu}_h)} \quad (20)$$

根据公式 (20) 可将各经济体依据隶属概率高于 0.5 的准则分别归类,此时,所有经济体隶属于组别 m 的整体概率为:

$$P_m = \frac{\sum_{n=1}^N \hat{\pi}(q | Z_i, Y_i)}{N} \quad (21)$$

然而,任何情况下对于数据的测算都可能存在误判偏差,但在一定范围内误差是可以被接受的,因此计算并断定这一误差就显得极为重要。分组后整体分类的误判偏差可以由下式计算得:

$$GE = 1 - \frac{\sum_{n=1}^N \max \hat{\pi}(q | Z_i, Y_i)}{N} \quad (22)$$

需要指出的是,考虑到极大似然估计函数的高度非线性特征,在判别最优分组数目时仅根据 AIC、BIC 准则较难获得全局最优分组数。为此,本文借鉴 Liu 等^[31]的做法,利用 AIC、BIC、AIC3、CAIC 四类准则对最优分组目进行确定。

(二) 指标选择

1. 被解释变量:各省区实际 GDP 的对数值。

2. 核心解释变量:能源效率。借鉴陈钊等^[32]的做法,本文采用能源效率衡量一个经济体利用能源投入要素产生相应经济产出值的大小,其计算公式为:

$$ee = \frac{gdp}{energy} \quad (23)$$

其中, ee 为能源效率; gdp 为经济生产总值; $energy$ 为能源消费总量。 ee 值越大,表明能源要素的产出能力越强,利用效率越高。能源利用效率提高表明在能源消费总量不变时经济产出增加,或经济产出不变的情况下能源消费总量减少。

产业结构升级。本文采取付凌晖^[17]的思路度量,将第一产业增加值占 GDP、第二产业增加值占 GDP、第三产业增加值占 GDP 的比重分别作为一个分量构成向量 $X_0 = (X_{1,0}, X_{2,0}, X_{3,0})$; 将 X_0 与第一产业 $X_1 = (1, 0, 0)$ 空间向量、第二产业 $X_2 = (0, 1, 0)$ 空间向量、第三产业 $X_3 = (0, 0, 1)$ 空间向量依次排列与 X_0 形成夹角 φ_1 、 φ_2 、 φ_3 :

$$\varphi_j = \arccos \left(\frac{X_j^T X_0}{X_j \cdot X_0} \right) \quad (j=1, 2, 3) \quad (24)$$

由此,可定义产业结构升级指标的公式为:

$$ind = \sum_{d=1}^3 \sum_{j=1}^d \varphi_j \quad (25)$$

3. 伴随变量:相比于传统计量模型中的控制变量,有限混合模型中伴随变量的作用被认为是影响经济增长所处环境的“更深层次”的原因。换句话说,从本文的研究对象看,如果把控制变量看作影响经济增长的直接决定因素,则伴随变量是影响经济增长的间接决定因素^[33]。本文选择人口结构指标作为伴随变量的依据是:人口因素是贯穿于我国经济增长过程中的重要变量,其自身变化以及其对诸多宏观变量的影响都会作用于经济增长过程。在中国,人口红利以及以人口大批量迁移为动因的城市化发展都是决定经济增长质量的关键因素。为此,参考现有文献^[27],本文引入 3 个伴随变量,分别从人口数量、人口质量、人口空间变化三个维度描述人口结构变化特征。具体选取如下:劳动人口占比 ($work$)。本文以劳动人口占比,即 15~64 岁人口占总人口比重作为人口数量的衡量指标;人力资本 (edu)。本文采用人均受教育年限作为人口质量的衡量指标^[28];城镇

化率 (*urban*)。本文采用城镇化率,即年末城镇人口占总人口的比重作为人口空间分布的衡量指标^[34]。各变量具体度量方式如表 1 所示。

表 1 指标选取及度量方式

变量类型	变量名称	单位	度量方式
被解释变量	经济产出 (<i>lngdp</i>)	亿元	实际地区生产总值的对数值,根据价格指数调整为 2000 年不变价格
解释变量	产业结构升级 (<i>lnind</i>)	/	利用“付凌晖法”测算得到,以对数值表示
	能源效率 (<i>lnee</i>)	/	地区 GDP/能源消费总量的对数值
伴随变量	劳动人口占比 (<i>work</i>)	/	15~64 岁人口数/总人口数
	人力资本 (<i>edu</i>)	年	人均受教育年限
	城镇化率 (<i>urban</i>)	/	年末城镇人口/总人口比重
控制变量	政府支出 (<i>gov</i>)	/	政府支出总额/地区 GDP
	固定资产投资 (<i>lninve</i>)	/	固定资本存量的对数值
	外贸依存度 (<i>open</i>)	/	进出口总额/地区 GDP
	外商直接投资 (<i>fdi</i>)	/	外商直接投资总额/地区 GDP
	能源消费结构 (<i>estr</i>)	/	煤炭消费总量/能源消费总量
	技术创新 (<i>lnsci</i>)	/	专利申请授权量的对数值
稳健性替换变量	产业结构升级 (<i>lnte</i>)	/	第二、三产业增加值之比的对数值
	能源消费总量 (<i>lnenergy</i>)	/	地区能源消费总量的对数值

(三) 数据来源

本文选取 2000—2017 年全国 30 个省(市)作为研究样本。受数据所限,西藏自治区及港澳台地区未纳入本研究范围。此外,按一般划分方法,本文设置东、中、西^①三大区域进行基本的异质性探讨。数据来源于《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国人口统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国财政统计年鉴》、WIND 数据库、各省份《统计年鉴》。为减少异方差和统计性偏误,本文对被解释变量及部分解释变量进行了对数化处理。各变量原始数值的统计性描述如表 2 所示。

表 2 变量统计性描述

变量类型	变量名称	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	经济产出 (<i>gdp</i>)	4197.0730	3237.9210	263.7000	15809.3400
解释变量	产业结构升级 (<i>ind</i>)	6.4898	0.3221	5.8452	7.6067
	能源效率 (<i>ee</i>)	0.8284	0.3762	0.1924	1.8659
伴随变量	劳动人口占比 (<i>work</i>)	0.7301	0.0373	0.6346	0.8385
	人力资本 (<i>edu</i>)	8.4895	1.0805	5.4383	12.5025
	城镇化率 (<i>urban</i>)	0.5022	0.1472	0.2035	0.8960
控制变量	政府支出 (<i>gov</i>)	0.2175	0.1950	0.0702	2.1432
	固定资产投资 (<i>inve</i>)	7614.7360	8938.9710	216.2066	66962.7300
	外贸依存度 (<i>open</i>)	0.3011	0.3493	0.0116	1.6682
	外商直接投资 (<i>fdi</i>)	0.0257	0.0217	0.0004	0.1465
	能源消费结构 (<i>estr</i>)	0.4722	0.1587	0.0432	0.8631
	技术创新 (<i>sci</i>)	40961.4800	80032.7000	124.0000	627834.0000
稳健性替换变量	产业结构升级 (<i>te</i>)	1.0038	0.4956	0.4971	4.2367
	能源消费总量 (<i>energy</i>)	11012.0900	7853.2800	480.0000	38899.0000

① 东部地区包括:北京市、天津市、上海市、河北省、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省、海南省;中部地区包括:辽宁省、吉林省、黑龙江省、山西省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省;西部地区包括:重庆市、四川省、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区、广西壮族自治区、内蒙古自治区。

五、实证研究

(一) 基准回归

在引入有限混合模型之前, 本文首先给出基准模型的回归结果, 具体结果如表 3 所示。

表 3 基准回归结果

变量	全样本	分样本		
		东部	中部	西部
<i>lnee</i>	2.2251*** (19.8653)	1.9284*** (8.4007)	0.8946*** (4.5037)	1.5015*** (14.3396)
<i>lnind</i>	0.6795*** (5.0616)	0.5596*** (3.3315)	0.5319* (1.8899)	2.9201* (1.6907)
控制变量				
<i>gov</i>	0.4057** (2.4585)	0.3961** (2.3369)	0.4603 (0.3721)	0.1577 (0.9770)
<i>lninve</i>	-0.0120 (-0.4122)	0.0337 (0.6735)	-0.0794*** (-2.6251)	-0.0360 (-0.9089)
<i>open</i>	-2.0879 (-0.3854)	4.9724 (0.7826)	-12.9364 (-0.7334)	0.3386*** (4.2084)
<i>lnsci</i>	-0.0281 (-1.4743)	-0.0194 (-0.5768)	0.0000*** (5.8407)	-0.0413 (-1.6519)
<i>fdi</i>	0.0092 (0.0133)	-8.8286*** (-3.8504)	-10.3532*** (-2.6483)	0.4660 (0.7144)
<i>estr</i>	2.6835*** (10.3583)	4.1456*** (9.1979)	-0.1741 (-0.5715)	0.4270** (2.0733)
<i>cons</i>	1.4857 (1.5353)	1.9990 (1.5736)	5.4912*** (3.0814)	6.9476** (2.0426)
R^2	0.5531	0.5617	0.6534	0.6922
F	82.1393***	30.2708***	31.8064***	53.1310***
N	540	198	144	198

注: *, **, *** 代表各变量 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 括号内为 t 值, 后同。

从表 3 可以看出, 全样本回归结果中能源效率与产业结构升级的系数显著为正, 系数分别为 2.2251 和 0.6795, 两者均对经济增长产生正向影响。

从能源效率角度看, 可从两方面加以理解。首先从增长动力的转换看, 伴随我国能源领域生产技术的进步和规模效应的出现, 能源利用效率的提升使得能源产业的整体成本下降, 降低了对能源要素的依赖性, 经济增长效率大幅提高。其次从结构转变看, 各部门生产率水平的差异导致能源要素由低效率部门向高效率部门转移, 从而产生了能源投入转移效应^[35]。受此影响, 高污染、高排放、低能效型生产部门逐渐被新部门取代, 从而促进了经济结构的转变, 并由此助推创新驱动式经济增长模式的发展。

而从产业结构升级角度看, 随着产业结构的动态调整, 第二产业发展到较高阶段后可以为第三产业的发展奠定良好基础, 第三产业凭借其成本优势主动完成“去工业化”, 此良性互动机制的发展促进了经济增长。然而, 如果在第二产业发展不充分的条件下强行“人为”调动资源投向第三产业, 第二产业发展受限的同时无法满足第三产业的发展需求, 则产业结构升级可能会阻碍经济发展。改革开放以后, 我国三大产业对 GDP 的贡献率转变为“三二一”模式, 2013 年我国第三产业

总产值首次超越第二产业成为国民经济高质量发展的新“助推器”，此后第三产业总产值一直保持高速增长状态。

由子样本回归结果可知，从能源效率角度看，东中西三大区域能源效率系数均在 1% 水平之上显著为正，且东部地区系数大小明显高于中部与西部地区；从产业结构升级角度看，东中西三大区域产业结构升级系数均显著为正，且西部地区产业结构升级系数大小明显高于东部与中部地区。然而值得注意的是，尽管能源效率与产业结构升级的系数均显著，但仍然无法从统计意义上说明二者在分样本间存在显著差异。为此，本文通过 Wald 检验证明能源效率、产业结构升级在分样本回归结果中的组间差异性，具体结果如表 4 所示。对于按照东中西划分子样本进行异质性分析而言，区域间能源效率、产业结构升级回归系数均显著，但仍有部分系数不显著。这意味着采用地理位置划分子样本虽具有一定的合理性，但对于回归结果的分析仍有不可观测的偏差性存在。

表 4 东、中、西分样本组间差异性检验

变量	东部 VS 中部		东部 VS 西部		中部 VS 西部		联合检验	
	Wald 检验	P 值	Wald 检验	P 值	Wald 检验	P 值	Wald 检验	P 值
ln _{ee}	0.11	0.7448	5.28	0.0215	6.84	0.0089	198.94	0.0000
ln _{ind}	0.03	0.8687	3.01	0.0828	2.87	0.0903	14.66	0.0001

（二）有限混合模型

由上可知，采用地理位置划分子样本虽然具有一定的合理性，但基于主观判断的划分标准有可能在很大程度上扭曲了区域间及区域内不同省份的差异性，从而导致回归结果可能存在主观影响偏差。此外，前述分析仅从解释变量的单因素变化角度对经济增长产生的影响进行分析，无法了解更深层次的既定事实，如解释变量对经济增长影响系数背后所蕴涵的机理。如下就此展开进一步解析。

1. 参数估计结果分析。在进行有限混合模型回归估计前，应首先确定该样本的最优潜在类别分组数目。利用 AIC、AIC3、CAIC 及 BIC 等法则，在模型收敛的前提下确定最优潜在类别分组数目，检验结果如表 5 所示。由结果可知，无论是无伴随变量的基准模型还是带有伴随变量的有限混合模型，4 种准则的最优分组数均表明最优潜在类别分组为 3 个。因此，可将整体样本按客观标准划分为 A、B、C 三类。对比两模型的 4 种准则可以看出，纳入伴随变量后，样本的相关统计量显著降低，表明带有伴随变量的有限混合模型可以提高模型整体的拟合度。

表 5 最优分组计算结果

	类别数目	观测值	似然值对数	自由度	AIC	AIC3	BIC	CAIC	检测结果
无伴随变量	1	540	-617.0192	5	1244.038	1239.0384	1265.496	1265.5055	否
	2	540	-579.6342	11	1181.268	1192.2684	1228.476	1228.4960	否
	3	540	-514.3569	20	1068.714	1088.7138	1154.545	1154.5822	是
	4	540	-558.3282	23	1162.656	1185.6564	1261.363	1261.4050	否
No Convergence									
有伴随变量	1	540	-609.5625	5	1229.125	1234.125	1250.583	1250.5921	否
	2	540	-456.2550	15	942.510	957.51	1006.884	1006.9113	否
	3	540	-348.6172	25	747.2344	772.2344	854.5237	854.5699	是
	4	540	-346.9567	32	757.9134	789.9134	895.2436	895.3028	否
No Convergence									

在确定最优分组数后，利用 EM 算法对有限混合模型进行极大似然估计，具体结果如表 6 所示。其中，表的上半部分为解释变量的回归结果，下半部分为伴随变量的回归结果。篇幅所限，无

伴随变量的有限混合模型结果从略。但对比有伴随变量与无伴随变量模型的误判偏差可知, 纳入 3 个伴随变量后, 有限混合模型的误判偏差总体下降 25.28%, 说明加入伴随变量的有限混合模型对分析能源效率和产业结构升级的经济增长效应及原理具有重要意义。

表 6 有限混合模型估计结果

变量	路径 A		路径 B		路径 C	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误	回归系数	标准误
解释变量						
<i>lnee</i>	1.0659***	(10.7398)	0.7420***	(4.8853)	2.0052***	(11.9648)
<i>lnind</i>	2.5648**	(1.9613)	4.3938***	(3.1900)	0.3975**	(2.1342)
常数	3.9910	(1.4963)	2.4164	(0.9107)	7.4602***	(4.5071)
伴随变量						
<i>edu</i>	基准组	6.9317**	(1.9575)	13.4378***	(2.9821)	
<i>work</i>	基准组	52.8641*	(1.7671)	-59.0717	(-1.1342)	
<i>urban</i>	基准组	1.2496	(0.2706)	7.4766**	(2.5720)	
常数	基准组	-34.8245*	(-1.8749)	-6.8878	(-0.7933)	
观测值	217		239		84	
隶属概率	40.19%		44.20%		15.61%	
误判偏差			5.00%			

为方便描述, 本文将三条路径分别用路径 A、B、C 来代表。整体看, 三条路径下能源效率系数分别为 1.065 9、0.742 0 和 2.005 2, C 中的系数最大, B 最小; 产业结构升级系数分别为 2.564 8、4.393 8 和 0.397 5, 路径 B 中的系数最大, C 最小。从伴随变量的结果看, 路径 B 中, 人力资本和劳动人口占比的系数显著为正; 路径 C 中, 人力资本和城镇化率的系数显著为正。从分组概率的结果看, 隶属于路径 A、B、C 的概率分别为 40.19%、44.20%、15.61%, 表明在样本观察期间内, 多数省份隶属于路径 B, 极少省份隶属于路径 C。

上述结果的现实意义在于: 首先, 从路径 B 看, 产业结构升级对经济增长的影响系数最大, 据此可将路径 B 界定为“产业升级驱动型”。同时, 观察伴随变量, 路径 B 中人力资本和劳动人口占比系数显著为正。这意味着人力资本和劳动人口占比有助于提升能源效率和产业结构升级对经济增长的促进作用, 且两者更有助于发挥产业结构升级的经济增长效应。

其逻辑含义在于, 一般而言, 劳动力主要从数量与质量两方面影响产业结构升级。“二元经济理论”和“配第-克拉克定律”均表明, 产业结构升级的本质是劳动力的转型升级。充足的劳动供给量凭借其劳动力成本优势助推以劳动密集型产业为主的第二产业迅速发展, 此时产业结构调整为以第二产业为主。当经济发展到一定阶段, 产业发展空间开始萎缩, 数量型人口红利开始消退。各企业往往用资本替代劳动, 以“人才红利”取代“人口红利”, 从粗放型生产方式转向集约型生产方式, 此时产业结构过渡到以第三产业为主。在此过程中, 劳动力的转型升级推动了产业结构升级进而推动经济持续增长^[36]。从现实情况来看, 充足的劳动供给量是中国取得“经济奇迹”的关键因素之一。近年来随着“人口红利”逐渐消失, 中国产业结构被迫转型升级。而第三产业的快速发展既对劳动力供给数量有需求, 也对劳动力供给质量有要求。由此可见, 实现劳动供给数量与人力资本质量的同步提升是实现产业结构升级、推动经济增长的关键所在。由图 1 可知, 2000—2017 年期间, 我国整体劳动力就业人数逐渐攀升。以 2012 年为分界点, 2012 年以后我国第三产业就业人数总量持续上升, 第二产业就业人数总量呈下降趋势。观察图 2 可以发现, 我国人力资本水平自 2005 年后持续提高; 第三产业生产总值稳步提升, 并于 2015 年首次超越第二产业生产总值。因此, 总体看, 劳动力数量与质量的综合提升可增强产业结构升级对经济增长的促进作用。

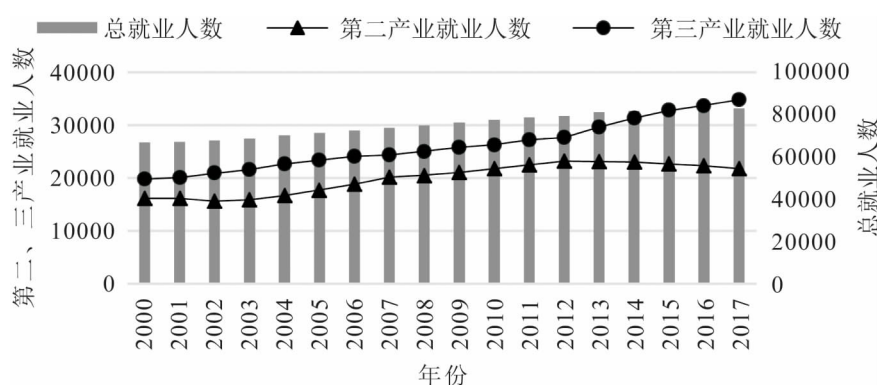


图1 第二、三产业就业人数与总就业人数

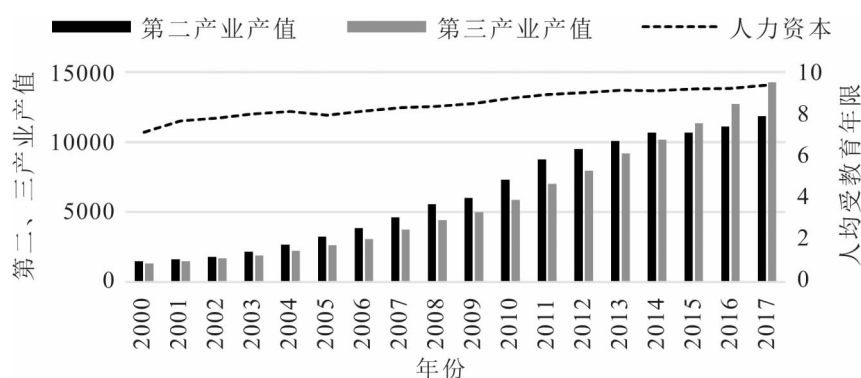


图2 第二、三产业产值与人力资本趋势图

但为何相较于路径A, 路径B中能源效率系数明显下降? 结合伴随变量的作用可探究其原因在于: 通过观察原始数据可知, 一方面, 我国劳动人口占比从2012年开始呈下降趋势, 由此出现了劳动力供给紧缺问题, 推动劳动成本不断上涨。而用工成本的增加将“挤占”企业技术研发资金, 进而导致企业研发速度放缓, 从而阻碍了能源效率的提高^[32]。另一方面, 考察期内我国人力资本水平与能源效率几乎保持同步变动趋势, 这意味着人力资本水平的提高可有效推动能源利用效率的提升。尤其值得关注的是, 从人均受教育年限看, 我国具有大专以上学历的劳动人口占比较低, 人力资本结构呈“金字塔型”特征, 表明目前我国低水平的基础性人力资本比例较高, 而高素质、高技术的研发型人才稀缺, 可能无法满足能源效率提升及其技术研发所需配备的专业化高水平技能型人才的需求, 最终导致能源效率提升缓慢, 进而影响了经济增长的速度。

其次, 从路径C看, 其能源效率对经济增长的影响系数最大, 据此可将路径C界定为“能源效率驱动型”。同时, 路径C的伴随变量中, 人力资本和城镇化率系数显著为正, 表明人力资本和城镇化率有助于提升能源效率和产业结构升级对经济增长的促进作用, 且二者更有助于发挥能源效率的经济增长效应。

产生上述结论的原因可能在于: 城市化进程的快速推进使得关联企业和产业在地理上更加集中, 其产生的集聚效应将有利于创新信息在集群内的溢出和扩散, 激励集群内企业实施创新活动, 从而提高企业的能源利用效率, 进而促进了经济增长^[37]。进一步, 企业能源效率的提升离不开新技术的应用。无论是自主研发带来的技术创新, 还是通过技术引进和技术扩散产生的技术吸收、工艺改进, 其核心投入要素都是人力资本。人力资本对于促进能源效率的提升具有双重效应。首先,

人力资本通过提高劳动者知识水平、专业技能和职业素养,推进能源利用方式的变革,从而提高能源效率。其次,人力资本的提升增强了企业消化吸收外部技术的能力,进而有利于企业能源效率的改善。因此,城镇化的集聚效应和人力资本的双重效应可共同增强能源效率对经济增长的促进作用。

但为何相较于路径 A,路径 C 中产业结构升级系数明显下降?其原因可能在于:城镇化的快速推进使得劳动力向城市集中并促使生产方式向规模化和专业化的生产方式转变,进而产生规模效应与集聚效应。同时,伴随城镇化进程的加快,人力资本集聚及劳动力结构的完善带来国民整体素质提升、劳动生产率提高,促使劳动力由农业向其他产业转移,并进一步推动城镇化向高质量发展阶段迈进。城镇化与人力资本之间的良性互动可为产业结构升级创造有利条件。然而,城镇化、人力资本与产业结构升级之间的适配度是否在合理区间是提高经济效率的关键所在。长期以来,部分地方政府为突出政绩,把快速城镇化作为发展首要目标,导致城市土地滥用、人口无计划扩张。而其他环节如农村人口的非农化转变、人口城镇化与土地城镇化不匹配等一系列问题产生了“伪城市化”,造成人力资本累积速度放缓,形成人力资本的“侵蚀效应”^[38],进而造成部分城市产业结构升级步伐放缓,经济增长速度停滞不前。《2019 年新型城镇化建设重点任务》明确了加快推进农业转移人口市民化与非农化转变、提高农村人口人均受教育水平、提升城镇发展质量、促进城乡融合发展等任务。可见,解决城镇化发展、人力资本聚集和产业结构升级三者之间的协调关系,实现三位一体良性互动,对于促进各产业在更高水平上的有机融合具有重要现实意义。

最后,为从统计意义上证明有限混合模型的回归结果存在组间差异性,通过 Wald 检验验证有限混合模型回归结果中三种路径间的差异性,具体结果如表 7 所示。可以发现,不同增长路径下的能源效率和产业结构升级均呈现显著差异性,且三种路径的联合差异性检验 P 值均在 1% 水平上显著,说明有限混合模型中三种路径的解释变量间存在异质性。

表 7 有限混合模型组间差异性检验

变量	路径 A VS 路径 B		路径 A VS 路径 C		路径 B VS 路径 C		联合检验	
	Wald 检验	P 值	Wald 检验	P 值	Wald 检验	P 值	Wald 检验	P 值
$\ln ee$	10.98	0.0000	13.96	0.0000	1.81	0.0784	260.89	0.0000
$\ln ind$	11.18	0.0008	48.77	0.0000	26.95	0.0000	36.51	0.0000

2. 经济增长路径的动态转换。有限混合模型的一个重要特点是能够观测到同一经济体随发展阶段的不同而产生路径转变。因此,在上述研究的基础上,可以利用有限混合模型对中国省级经济体的发展路径转变特征做出解析。具体作法是对隶属于不同路径下的省级经济体进行测算,具体结果如表 8 所示。其中,括号内为发生路径转变的省份数量。可以发现,路径 C 相对稳定,不存在路径变迁;隶属于路径 A 的省级经济体大多数发生了路径转变。具体看来,北京市、天津市、上海市、贵州省、云南省、青海省一直处于路径 A,辽宁省、吉林省、黑龙江省一直处于路径 C,其余省份^①则由初始阶段的路径 A 转换为路径 B。从整体上看,全国有 9 个省份未发生路径转换,21 个省份在不同的时间点发生了路径转换,表明在考察期内,多数省份的产业结构升级和能源效率对经济增长的作用发生了改变,其经济增长路径亦随之转变。值得一提的是,与按照东中西传统分类模式结果相比较,部分隶属于东部地区的省级经济体在有限混合模型中发生了路径转换,而中部与西部地区发生路径转换的省份居多。这意味着相较于传统东中西分类方式,有限混合模型在探讨区域

① 发生路径转换的省份为:河北省、山东省、江苏省、浙江省、安徽省、江西省、福建省、陕西省、甘肃省、广东省、海南省、四川省、重庆市、新疆维吾尔自治区、内蒙古自治区、湖南省、广西壮族自治区、河南省、山西省、湖北省、宁夏回族自治区。

异质性问题更为灵活和客观，其对于子样本分组内的个体特征考察更为详细。

需要说明的是，由于此增长路径转换的结果为依据后验概率 0.5 的标准（经济体发生路径转换的边界点为 0.5）划分得来，故为避免单一后验概率标准严重影响转移矩阵的准确性，这里将后验概率更换为更高的 0.7（经济体属于某一路径的概率）后，增长路径转换的结果与后验概率 0.5 保持一致。由此可见，表 8 的转移矩阵结果较为准确。

表 8 增长路径转移矩阵

初期路径 \ 终期路径	路径 A	路径 B	路径 C	合计
路径 A	100% (6)	70% (21)	0	90% (27)
路径 B	0	100% (0)	0	100% (0)
路径 C	0	0	100% (3)	100% (3)
合计	20% (6)	70% (21)	10% (3)	100% (30)

为什么会发生上述路径转换？其背后的动因和逻辑又是什么？对此需要展开进一步讨论。一种可行的简便方法是检验不同增长路径下的伴随变量在路径转换前后是否存在显著差异。由于路径转换主要发生在路径 A 与路径 B 之间，遂将 2000—2017 年间维持在路径 A 和路径 C 未发生路径转换的省份剔除，仅保留 2000 年隶属于路径 A 且 2017 年隶属于路径 B 的省份。利用双侧 T 检验对路径转换前后的伴随变量进行差异性检验，具体结果如表 9 所示。可知，所有伴随变量在路径转换前后均发生显著变化，人力资本与劳动人口占比的差分系数均显著为正；城镇化率的差分系数为负但不显著。结合上文中有限混合模型的回归结果（如表 6 所示）可知：相较于路径 A，路径 B 中的产业结构升级系数显著上升，但能源效率系数略有下降，表明人力资本与劳动人口占比的提升是促使经济增长路径由路径 A 转变为路径 B 的原因所在。

表 9 增长路径转换的决定因素

增长路径	<i>edu</i>	<i>work</i>	<i>urban</i>
路径 A	7.6686	0.7006	0.5169
路径 B	8.8086	0.7324	0.3902
差分	1.1400***	0.0318***	-0.1267
T 检验 (P-value)	0.0000	0.0000	0.1901

进一步，图 3 汇报了部分省份发生增长路径变迁的时间点。可以发现，多数东南沿海省份发生路径转换的时间点较早，均在 2008 年以前（包括 2008 年）。结合表 9 增长路径转换决定因素，并联系有限混合模型回归结果（如表 6 所示）可知：2000—2008 年我国第二、三产业增加值不断上涨，在此期间工业增加值占比最大。中国统计局数据显示，2000—2008 年期间，工业增加值占 GDP 的比重由 40.35% 跃升为 45.01%，而东部地区作为工业高速发展的“排头兵”，其在引进外资、吸引高素质人才、政策扶持等方面比较优势明显，因此其产业结构升级步伐较快。但由图 4 可知，在 2008 年之前，我国第二产业对经济产出的贡献率明显高于第三产业；且由图 5 可知，河北、山东、江苏、浙江、福建 5 省工业增加值占 GDP 比重均居于前列。这也再次说明，我国此阶段主要依赖高能耗资源的投入实现资本累积，以此形成强大经济增长动力。庞大能源消耗量加之粗放型发展模式成为此阶段能源利用效率迟迟未有较大提升的原因之一，进而导致能源效率提升对经济增长的促进作用较小。也正因如此，“十一五”规划期间，国家提出“调结构、促发展”的大政方针，极力倡导大型国有企业调整产业结构、优化生产链。但结构的优化与调整并非一日之功，其本身速

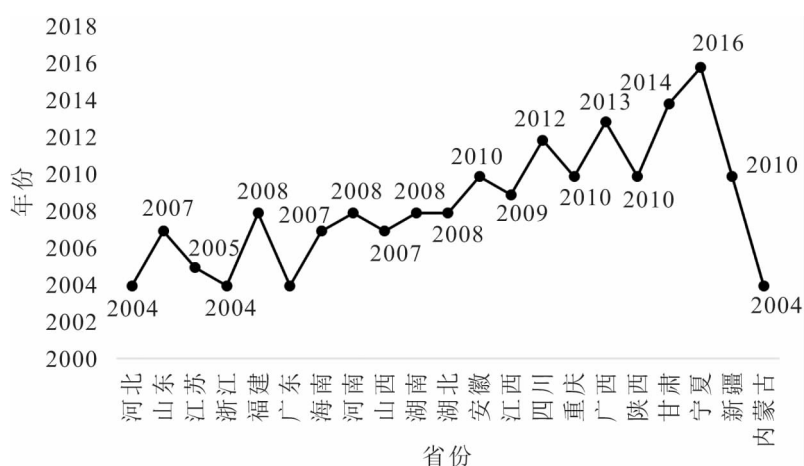


图3 部分省份发生路径转换(A→B)的时间点

度慢、困难大、时间长的特点也导致了高耗能、高污染行业不能快速退出市场,同时也造成了短期内能源效率对经济增长的促进强度不升反降的结果。

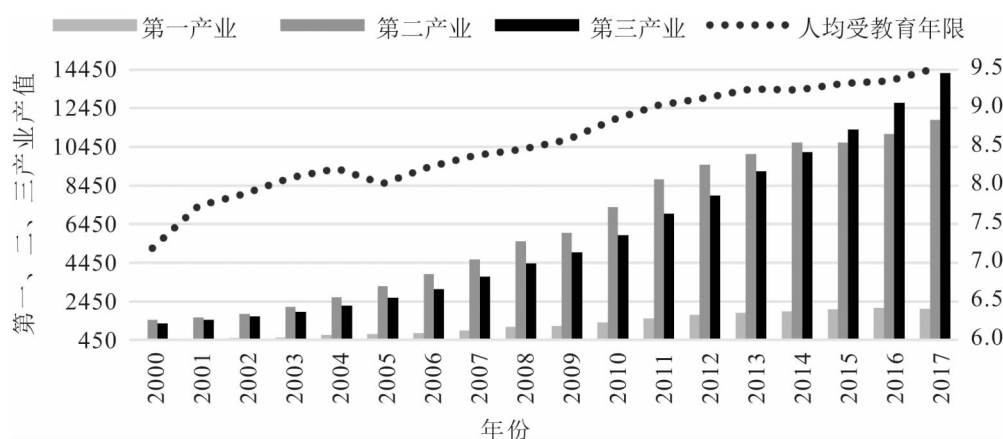


图4 2000—2017年第一、二、三产业产值与人均受教育年限趋势图

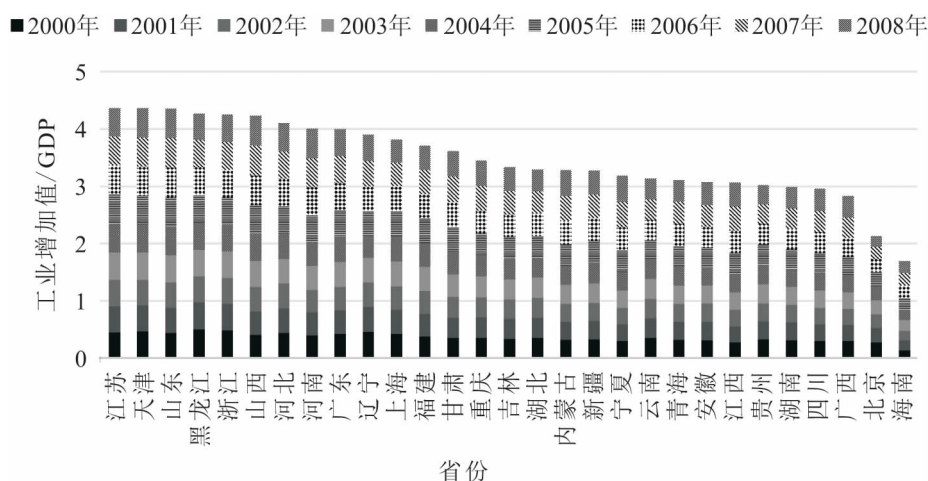


图5 各省份2000—2008年工业增加值占GDP比重叠加值

由图3可知,河南、湖南、湖北、安徽、江西发生路径转换的时间集中在2008年以后,而这5个省级经济体全部地处中部地区。造成此种情况的原因可能是:2006年《关于促进中部地区崛起的若干意见》的颁布使得中部地区迎来重大发展机遇期,经济发展取得显著成就,人均受教育水平稳步提升,城乡一体化建设逐渐完善,企业自主创新能力明显增强,发展活力竞相迸发,人民生活水平大幅提高。但由于中部地区地处内陆,一方面,其区位优势较为明显,经济活力相对薄弱,因此在产业结构转型升级等方面需要一定时间的累积;另一方面,作为我国能源资源相对丰富的地区,2008年以前由于过度依赖原材料输出和初级产品加工,导致资源优势并没有真正转化为经济优势,加之中部地区第二产业比重过高且支柱性产业主要集中在重工业领域,高能耗、高污染的大型企业居多且受到生产设备不够先进、生产技术较为落后等不利因素的影响,严重制约了能源效率的提升,从而实现经济高质量发展的时间较晚。

四川、广西、陕西、甘肃、宁夏、重庆市等西部省市的路径转换时间均在2010年以后,这可能是因为:自2000年起,我国开始全面推进西部大开发战略,特别是“十五”至“十二五”期间重点改善了西部地区的道路、交通、环境等基础设施建设问题,提升了西部的农村教育水平和人才培养计划,持续加快产业结构调整步伐,全力推进能源、矿产资源和特色产业深度发展。正是这一时期的“厚积”,为之后促进上述省份的增长路径转换奠定了基础。

六、稳健性检验

(一) 遗漏变量检验

由于本文主旨在于探讨产业结构升级与能源效率对经济增长的影响,但考虑到影响经济增长的因素众多,控制变量的选取可能存在遗漏变量问题。为此本文借鉴干春晖等^[39]的做法,引入解释变量与被解释变量的交叉项作为控制变量以解决这一问题。但此方法可能产生新的问题——双向因果问题。为此,本文基于残差项与不同期的解释变量不相关的假设前提,在引入解释变量与被解释变量交叉项的同时,将解释变量的三期滞后项作为工具变量以解决之,具体结果见表10模型1。由模型1结果可知,能源效率与产业结构升级系数均显著为正,解释变量系数与基准回归结果保持一致。这意味着本文基准回归结果稳健,不存在明显的遗漏变量型问题。

(二) 双向因果检验

需要注意的是,能源效率与经济增长可能存在双向因果关系,其原因在于:经济水平的提高将增加各行各业对能源的需求量,加之开采技术升级和运输便捷等优势,势必影响能源效率的提升,由此产生的内生性问题将造成回归结果的偏差。为此,借鉴相关研究,本文引入解释变量的滞后项作为工具变量^[40]。鉴于此,本文运用两阶段最小二乘法,以能源效率的第1—3期滞后项和产业结构升级的1—2期滞后项作为工具变量,对基准回归重新进行估计,确保计量结果的稳健性,具体结果见表10模型2。从模型2的2SLS估计结果看,Cragg-Donald Wald F统计量大于其临界值^①,模型可以避免弱工具变量问题,Sargan检验P值均大于0.1,表明不存在工具变量过度识别问题。在尽可能控制了模型自身存在的内生性问题后,尽管能源效率与产业结构升级系数大小发生了微弱变化,但其正负性和显著性与前期研究结果基本保持一致,说明本文基准回归的结果是可信的。

进一步,为避免伴随变量与被解释变量之间存在的内生性问题,借鉴刘贯春等^[27]的做法,本文将伴随变量的一期滞后项纳入有限混合回归模型进行稳健性检验,具体结果见表11有限混合模

① Cragg-Donald Wald F统计量的零假设是工具变量为弱工具变量。当Cragg-Donald Wald F统计量大于SY weak ID的临界值时表明拒绝零假设,即不存在弱工具变量问题。

模型 4。观察有限混合模型 4 的结果可知，解释变量和伴随变量的系数大小变化趋势、系数显著性及路径隶属概率均与路径 A、B、C 保持一致，说明有限混合回归结果稳健。

（三）替换变量检验

为避免因指标选取而造成的回归误差，本文参考干春晖等^[39]与隋建利等^[41]的做法，将能源效率替换为能源消费总量的对数值（*lnenergy*），将产业结构升级替换为第三产业增加值与第二产业增加值之比的对数值（*lnite*），对基准回归和有限混合模型再次进行稳健性检验，具体结果见表 10 模型 3 和表 11 有限混合模型 5。从表 10 模型 3 的结果看，基准回归的核心解释变量均显著为正，与基准回归结果保持一致；由表 11 有限混合模型 5 可知，解释变量和伴随变量的特征以及路径隶属概率与路径 A、B、C 基本一致，说明基准模型和有限混合回归模型的结果是稳健的。

表 10 遗漏变量检验结果

变量	<i>lngdp</i> 模型 1	<i>lngdp</i> 模型 2	<i>lngdp</i> 模型 3
<i>lnee</i>	0.6527*** (10.8740)	0.8131*** (3.3117)	
<i>lnind</i>	0.3792*** (19.1104)	0.3647*** (2.5988)	
<i>lngdp</i> × <i>lnee</i>	0.1304*** (60.2282)		
<i>lngdp</i> × <i>lnind</i>	-0.0510*** (-5.5342)		
<i>lnenergy</i>			1.1559*** (44.8552)
<i>lnite</i>			0.1186*** (2.9389)
控制变量		控制	控制
Cragg-Donald Wald F		19.398 (9.08)	
Sargan		4.593 (0.1006)	
cons	2.1188*** (17.4254)		-1.2737*** (-4.5884)
<i>R</i> ²	0.9475	0.4553	0.8819
<i>F</i>	2412.5258***	43.4627	495.4539***
<i>N</i>	540	450	540

注：Cragg-Donald Wald F 括号里为 SY weak ID 的 10% 水平标准值，Sargan 括号里为 *P* 值。

表 11 双向因果检验结果

变量	有限混合模型 4			有限混合模型 5		
	路径 A1	路径 B1	路径 C1	路径 A2	路径 B2	路径 C2
<i>lnee</i>	1.0875*** (11.3405)	0.6585*** (7.3343)	2.7415*** (14.8155)			
<i>lnind</i>	4.4504*** (3.2179)	4.5840*** (4.9609)	1.4314*** (3.1296)			
<i>lnenergy</i>				1.1956*** (45.0473)	1.1027*** (44.9706)	1.4236*** (5.7083)

续表 11

变量	有限混合模型 4			有限混合模型 5		
	路径 A1	路径 B1	路径 C1	路径 A2	路径 B2	路径 C2
<i>ln te</i>				0.6859*** (12.5439)	1.1180*** (28.6900)	0.6610*** (7.0655)
			伴随变量			
<i>L. edu</i>	基准组	9.3491* (1.9336)	32.1827** (2.4411)			
<i>L. work</i>	基准组	75.2039** (2.0397)	69.7294 (1.4949)			
<i>L. urban</i>	基准组	1.8645 (0.6456)	29.9353* (1.7001)			
<i>edu</i>				基准组	5.3716*** (4.4654)	28.1871** (2.3641)
<i>work</i>				基准组	44.0224*** (3.9872)	40.4165 (1.3789)
<i>urban</i>				基准组	0.7350 (0.4212)	29.7892* (1.7308)
隶属概率	35.67%	45.87%	18.46%	41.25%	44.16%	14.59%

七、结 论

本文基于中国 2000—2017 年 30 个省级经济体的面板数据，运用带有伴随变量的有限混合模型探讨了能源效率、产业结构升级对经济增长的路径选择及路径转换问题，并通过人口伴随变量对路径转换背后的原因进行诠释。主要结论如下：（1）通过有限混合模型的内生聚类分组可知，能源效率、产业结构升级对经济增长的影响可分为三种路径，但三种路径下能源效率、产业结构升级对经济增长的促进强度并不相同。相较于路径 A，路径 B 中产业结构升级对经济增长的促进作用更强，路径 C 中能源效率对经济增长的促进作用更强。（2）三种人口伴随变量有助于理解中国经济增长路径分为三类的原因。对于路径 B 而言，人力资本和劳动人口占比的提高有助于提升能源效率和产业结构升级对经济增长的促进作用，且二者更有助于发挥产业结构升级的经济增长效应；对于路径 C，人力资本和城镇化率的提升有助于增强能源效率和产业结构升级对经济增长的促进作用，且二者更有助于发挥能源效率的经济增长效应。（3）与传统回归模型相比，中国省级经济体的增长路径并非一成不变，各省级经济体可随人口伴随变量的变动而发生路径转换。

由此可见，忽略经济增长路径间的差异性以及增长背后的动力源将很难精准地解释不同经济体经济增长背后的原因所在。放开经济体遵循相同增长路径这一假设，将有助于辩证地看待中国当前经济发展中各区域间经济增长存在的差异性。为此，针对实证分析结果，本文提出如下建议：第一，在今后一段时间内，强化我国人力资本的发展质量。加大对高层次、高水平、高素质人才的培养力度，增强人力资本水平与产业结构升级和能源效率的适配度。第二，近年来我国适龄劳动人口数量的下降应引起各地政府的关注。“十四五”期间，我国将迈入中度老龄化社会，劳动人口数量的持续下降将使得第三产业尤其是服务业的“招工难”现象进一步恶化。因此，实施渐进式延迟退休政策、确保人力资源的充分利用是平稳推进我国产业结构转型升级的重要保障。第三，政府应积极引导地方企业从资源依赖型向效率型企业转变，节能降耗、完善产业链条，实现规模经济和集约化生产，促进经济高质量发展。

参考文献

- [1] 王文举,向其凤.中国产业结构调整及其节能减排潜力评估[J].中国工业经济,2014(1).
- [2] 于斌斌.产业结构调整如何提高地区能源效率?——基于幅度与质量双维度的实证考察[J].财经研究,2017(1).
- [3] Stiglitz,J. Growth with exhaustible natural resources;Efficient and optimal growth paths[J]. *Review of Economic Studies*,1974(5).
- [4] Barbier,E. B. Endogenous growth and natural resource scarcity[J]. *Environmental and Resource Economics*,1999(1).
- [5] Narayan,P. K. ,A. Prasad. Electricity consumption-real GDP causality nexus: Evidence from a bootstrapped causality test for 30 OECD countries[J]. *Energy Policy*,2008(2).
- [6] 齐绍洲,云波,李锴.中国经济增长与能源消费强度差异的收敛性及机理分析[J].经济研究,2009(4).
- [7] Schou,P. When environmental policy is superfluous;Growth and polluting resources[J]. *Scandinavian Journal of Economics*,2002(4).
- [8] Grimaud,A. ,L. Rougé. Non-renewable resources and growth with vertical innovations;Optimum,equilibrium and economic policies[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*,2003(2s).
- [9] 安静.新常态下能源消耗、技术进步和产业结构对我国经济增长影响的动态效应——基于VAR模型下脉冲响应函数和方差分解分析[J].改革与战略,2016(1).
- [10] 邵庆龙.中国经济增长与三个产业能源消耗的结构调整[J].科研管理,2017(1).
- [11][美]H. 钱纳里.工业化和经济增长的比较研究[M].吴奇,王松宝,译.上海:上海三联书店,1989.
- [12]Hori,T. ,N. Mizutani,T. Uchino. Endogenous structural change,aggregate balanced growth,and optimality [J]. *Economic Theory*,2018(1).
- [13]Fagerberg,J. Technological progress,structural change and productivity growth;A comparative study[J]. *Structural Change &Economic Dynamics*,2000(4).
- [14]Zhao,J. F. ,J. M. Tang. Industrial structure change and economic growth;A China Russia comparison[J]. *China Economic Review*,2018(1).
- [15]Eichengreen,B. ,D. Park,K. Shin,et al. When fast-growing economies slow down;International evidence and implications for China[J]. *Asian Economic Papers*,2012(1).
- [16]Shi,L. Y. Changes of industrial structure and economic growth in coastal regions of China;A threshold panel model based study[J]. *Journal of Coastal Research*,2020(1).
- [17]付凌晖.我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究[J].统计研究,2010(8).
- [18]袁嘉琪,卜伟,杨玉霞.如何突破京津冀“双重低端锁定”?——基于区域价值链的产业升级和经济增长效应研究[J].产业经济研究,2019(5).
- [19]黄群慧,黄阳华,贺俊,等.面向中上等收入阶段的中国工业化战略研究[J].中国社会科学,2017(12).
- [20]余江,叶林.经济增长中的资源约束和技术进步——一个基于新古典经济增长模型的分析[J].中国人口·资源与环境,2006(5).
- [21]周明磊,任荣明.能源效率提高对经济结构变动的影响研究——基于内生经济增长理论的探讨[J].软科学,2011(12).
- [22]朱承亮,安立仁,师萍,等.节能减排约束下我国经济增长效率及其影响因素——基于西部地区和非期望产出模型的分析[J].中国软科学,2012(4).
- [23]周肖肖,丰超,魏晓平.能源效率、产业结构与经济增长——基于匹配视角的实证研究[J].经济与管理研究,2015(5).
- [24]Romer,P. M. Endogenous technological change[J]. *Journal of Political Economy*,1990(5).

- [25]张华,魏晓平,吕涛.能源节约型技术进步、边际效用弹性与中国能源消耗[J].中国地质大学学报(社会科学版),2015(2).
- [26]邵帅,杨莉莉,黄涛.能源回弹效应的理论模型与中国经验[J].经济研究,2013(2).
- [27]刘贯春,刘媛媛,张军.中国省级经济体的异质性增长路径及模式转换——兼论经济增长源泉的传统分解偏差[J].管理世界,2019(6).
- [28]逯进,王恩泽,郭志仪.人口视域下中国经济增长路径选择[J].中国人口科学,2019(5).
- [29]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(10).
- [30]Owen, A., J. Videras, L. Davis. Do all countries follow the same growth process? [J]. *Journal of Economic Growth*, 2009(14).
- [31]Liu, G., Y. Liu, C. Zhang. Financial development, financial structure and income inequality in China[J]. *The World Economy*, 2017(9).
- [32]陈钊,陈乔伊.中国企业能源利用效率:异质性、影响因素及政策含义[J].中国工业经济,2019(12).
- [33]Rodrik, D., S. F. Trebbi. Institutions rule: The primacy of institutions over geography and integration in economic development[J]. *Journal of Economic Growth*, 2004(9).
- [34]程开明,张亚飞,陈龙.中国城镇化影响能源消耗的效应分解及机制探析[J].地理科学,2016(11).
- [35]白俊红,聂亮.能源效率、环境污染与中国经济发展方式转变[J].金融研究,2018(10).
- [36]阳立高,龚世豪,韩峰.劳动力供给变化对制造业结构优化的影响研究[J].财经研究,2017(2).
- [37]邵帅,张可,豆建民.经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J].管理世界,2019(1).
- [38]王丽霞,李静.城市化的人力资本“侵蚀效应”——三个维度的理论逻辑与检验[J].经济学家,2017(7).
- [39]干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011(5).
- [40]倪鹏飞,颜银根,张安全.城市化滞后之谜:基于国际贸易的解释[J].中国社会科学,2014(7).
- [41]隋建利,米秋吉,刘金全.异质性能源消费与经济增长的非线性动态驱动机制[J].数量经济技术经济研究,2017(11).

Research on the Economic Growth Path of Energy Efficiency and Industrial Structure Upgrading from the Perspective of Population

LU Jin, LIU Jun-qi, ZHANG Xiao-tong

Abstract: Based on the data of 30 provinces in China from 2000 to 2017, this paper adopts a finite mixture model with population adjoint variables, and clusters the economic growth of each province into multiple paths based on the objective characteristics of the variables. With this method, the paper discusses the heterogeneity characteristics of the impact of energy efficiency and industrial structure upgrading on economic growth in different provinces under the influence of population structure factors. The dynamic transformation mechanism of growth path subordinate to each province is discussed as well. The results show that the impact of energy efficiency and industrial structure upgrading on economic growth is heterogeneous. The growth path can be classified into three types. The proportion of labor force, human capital and urbanization rate are decisive factors for different provinces in their choice of growth path. It is noted that the growth path of most of Chinese provincial economies is not static, but changes over time. Moreover, the proportion of labor force and human capital help explain the dynamic mechanism of its path conversion.

Key words: energy efficiency; industrial structure upgrading; economic growth; heterogeneity; path conversion
(责任编辑 孙 洁)