

引用格式:李标,宋长旭,吴贾,等.中国新四化对能源强度的影响[J].资源科学,2017,39(8):1444-1456. [Li B, Song C X, Wu J, et al. Influence of development of China's 'four modernizations' on energy intensity[J]. *Resources Science*, 2017, 39(8): 1444-1456.] DOI: 10.18402/resci.2017.08.02

中国新四化对能源强度的影响

李 标¹, 宋长旭¹, 吴 贾², 吴 波³

(1. 西南财经大学经济学院, 成都 611130; 2. 暨南大学经济学院, 广州 510632;

3. 重庆市委党校经济社会发展研究所, 重庆 400041)

摘 要:实现节能降耗是新四化的应有之义。关于此主题的研究多使用单一指标测度新四化,未充分体现“新”的内涵。本文采用2011-2014年中国30省(市)的数据,以重新构建的新四化指数为基础,评价新四化的区域发展情况,识别四个指标间的相互作用以及它们对能源强度的影响。首先,在以新四化指数进行区域发展评价时发现,中国省际新四化水平基本与其区域经济发展梯度相吻合。其次,计量模型结果表明,新型城镇化、信息化和农业现代化水平的提升明显改善了能源强度,但新型工业化水平的提升对能源强度的积极影响相对较小。此外,新四化在降低能源强度方面表现出边际效应递减的效果,当以新四化衡量的区域发展水平较高时,提升某一化水平对整体能源强度的改善效果降低,说明新四化影响能源强度的效应趋于收敛。因而,着力提高区际资源配置效率,优先提升落后省份的新四化水平,对推动中国能源强度的下降极为重要。

关键词:新型城镇化;新型工业化;信息化;农业现代化;能源强度;系统广义矩估计

DOI: 10.18402/resci.2017.08.02

1 引言

能源强度是反映经济发展方式与资源环境代价的重要参考指标。在2016年正式签署生效的《<联合国气候变化框架公约>巴黎协定》中,中国承诺到2030年CO₂排放达到峰值且将努力早日达到峰值。众所周知,碳排放主要源于化石能源消费。该承诺对化石能源经济特征突出的中国来说,实现经济中高速增长同时能源强度下降的压力无疑是巨大的。目前,中国正加快推进新型城镇化、新型工业化、信息化与农业现代化(简称新四化),在强调经济增长与结构升级的同时,特别重视能源环境维度的约束,这在四化(城镇化、工业化、信息化与农业现代化)的实践中尚未认真落实。因而,节能降耗是新四化的应有之义,新四化进程中降低能源强度对实现上述承诺极为重要。本文将检验新四化是否能够促进能源强度下降,为该研究主题提供借

鉴与参考。考虑到新四化的丰富内涵,已有研究使用的城镇化率、工业化率、计算机普及率与农机总动力等单一指标难以有效涵盖新四化对经济增长、结构变化、能源消费、环境污染等多个维度的要求,本文采用多元指标计算的新四化指数考察不同省市的新四化水平,并刻画新四化水平的空间分布特征。不同于传统四化进程(比如,侧重强调信息化支持工业化和农业现代化支撑城镇化、工业化等单向作用),党的十八大报告明确指出“新四化应相互联系、相互促进”,这在实践上对新四化提出“互动发展”的新要求。当前,新四化更注重信息化与其它三化融合;新型城镇化与新型工业化相互支撑;在农村、农业支持城镇、工业的同时,尤其要强化新型城镇化、新型工业化对农业现代化的推动作用。这将使得“新四化互动”同样可能会影响能源强度。该影响是收敛,抑或是发散?新四化各自对能

收稿日期:2016-11-06;修订日期:2017-04-12

基金项目:中央高校基本科研业务费专项资金项目(JBK120506)。

作者简介:李标,男,安徽濉溪人,博士,讲师,研究方向为城镇化与转型发展。E-mail: libiao@swufe.edu.cn

通讯作者:吴贾, E-mail: jwu@jnu.edu.cn

2017年8月

源强度的最终弹性如何?这是前人研究没有识别与关注的。本研究将基于多元指标测算的新型城镇化指数、新型工业化指数、信息化指数和农业现代化指数纳入分析框架,考察省际新四化水平及其分布特征,控制粗放发展惯性所引致的能源强度累积滞后效应,识别新四化互动对能源强度的作用,判定新四化对能源强度的影响。既有文献中,鲜有关于新四化影响能源强度的成果,多是四化中的一化、两化或三化与能源消费或能源强度关系的研究,归纳如下:

城镇化对能源强度来说是一把双刃剑。城镇化能撬动能源消费规模上升,加大能源强度上升压力。城镇化与能源消费具有较强的正向关联性^[1,2],这是与产业和人口向城镇空间集中分不开的。城镇化进程中城镇空间的外延扩展导致了单位产出的能耗提高^[3],产品需求的上升使能源消费需求得以较快释放^[4]。因此,城镇化是能源消费上升的格兰杰原因^[5,6]。城镇化也使能源强度的降低成为可能。城镇化能减少煤炭、木炭等燃烧效率较低的有机燃料资源的消费量,电力、天然气等相对清洁的能源消费规模将快速上升,有效地改善了能源使用结构^[7]。城镇化进程中技术水平的提高和创新投入的增加往往会带来能源利用效率及全要素生产率的提升,降低能源强度^[8]。

工业化对能源强度有双重影响。一种观点认为,工业化不利于能源强度降低。随着工业化程度的提高,耗能总量将会增加^[9],阻碍能源强度降低。加快推进的工业化将诱使基础设施、房地产等项目大量实施,带动高耗能工业发展,引起能源消费规模快速上升,能源强度也随之显著提高^[10]。这一结论也为 Poumanyvong 等^[11]、Sadorsky^[12]等学者的经验研究所证实。持反对意见的学者认为,工业化能够降低能源强度。工业化进程中,工业能源利用效率改进的幅度大大高于其他产业部门,较大程度上抵消了产业结构变化对能源强度的负面影响^[13]。工业化水平的提高、工业结构的调整能显著改善能源效率^[14]。可能的原因是,能源要素会随着工业化发生流动,由低效率的产业流向高效率的产业^[15]。

信息化对能源强度的影响同样未形成一致的结论。信息化的建设与发展离不开信息化技术

(Information and Communication Technology, 简称 ICT)的支撑,诸如硬件设施、创新研发等 ICT 相关投资提高了能源强度。信息化技术对能源消费的直接影响是人们在持续消费信息产品和使用互联网服务,且规模在不断增长,电力能源消耗随之快速增长^[16]。尽管 ICT 硬件基础设施的技术在逐渐升级,但是其本身所消耗的能源却在快速增长^[17]。信息化资本与能源强度之间便呈现出显著的正相关关系^[18,19]。另一方面,信息化通过促进技术扩散与创新、提高企业与个人的决策质量、增加需求与降低生产成本三种途径推动产出大幅提升^[20],产出增幅高于因此而增加的能源消费增幅^[21],使能源强度趋于下降。Romm 和 Hilty 等也认为,尽管 ICT 一定程度上增加了能源消费,但此类技术的快速发展能够促进国民经济部门提高自身的能源使用效率,有利于改善能源强度^[22,23]。

农业现代化对能源强度有消极与积极影响。从消极影响看,农业现代化的推进可能会提升农业用能规模,形成能源强度上升的动力。农业现代化增加了农业生产耗能的直接消费与间接消费^[24]。中国与日本的农业能源投入密度与消费强度较高,美国则最低,欧洲大部分国家、美国与日本的农业能源强度有下降的趋势^[25]。从积极影响看,农业用能提高了土地生产率、劳动生产率和商品率,有利于整体能源强度下降。Kennedy 发现,样本期内美国农作物产量的快速增加要得益于农业能源使用效率的提升^[26]。Karkacier 等得出农业能源的有效运用能促进当地农业生产率提升的结论^[27]。Beckman 等认为,可持续农业生产体系的建立,降低了农业用能强度,有利于缓解整体能源强度的上升压力^[28]。

中国所处的发展阶段以及新四化模式较过去已出现显著不同,寻找新四化及其互动能否降低能源强度的经验证据是对该研究领域的重要补充。本文的贡献有以下三点:①已有的实证研究多是采用单一指标衡量四化水平,难以充分反映新四化的丰富内涵。本文使用基于多元指标构建的新四化指数(其中,新型城镇化、新型工业化与农业现代化指数着重控制了能源与环境因素)测度新四化水平是在该研究主题上的一个创新。②绘制了省域的新四化水平分布图,重新评价以新四化作为参考指

标时的区域发展差异情况。③新四化对能源强度的影响可能不是单独存在的,某一化水平的提升可能促进或抑制其它三化对能源强度的改善作用,对能源强度产生间接影响,前期研究并未考虑。本文在模型中考察了新四化的交互作用,结果发现新四化水平提升对能源强度的效应趋于收敛。

2 研究方法 with 变量说明

2.1 研究方法

能源强度体现一个国家或地区能源的综合利用效率,经济发展过程中所付出的资源环境代价^[29]。国际上通常使用单位 GDP 能耗衡量能源强度。为得到新四化影响能源强度的弹性系数,本文借助生产函数得到新四化与能源强度关系的数理表达,进一步建立计量分析模型,使用静态面板和动态面板处理。在包含劳动与资本两个投入要素的柯布-道格拉斯生产函数基础上,将能源作为第三个投入要素纳入:

$$Y = A(\cdot) \times K^\alpha \times L^\beta \times E^\gamma \quad (1)$$

式中 Y 为总产出; K 为资本投入; L 为劳动投入; E 为能源投入; α, β, γ 分别为资本、劳动和能源对产出的弹性系数; $A(\cdot)$ 为全要素生产率。从已有文献看, Henderson、Hanson 的研究表明,城镇化对 $A(\cdot)$ 有显著影响^[30,31]; Peneder 发现,工业化进程中能源要素随产业结构调整而发生流动影响着 $A(\cdot)$ ^[32]; Welfens 对 $A(\cdot)$ 进行要素分解后发现,信息要素的作用不容忽视^[33]; 农业现代化可通过积累农业人力资本与技术推广、推进三次产业联动、盘活生产要素资源作用于 $A(\cdot)$ 。总体来说,新四化变量的确可能是影响 $A(\cdot)$ 的重要因素。将 $A(\cdot)$ 进行指数化处理后,有:

$$Y = \exp(\phi lurb + \phi lind + \eta linf + \lambda lagr) \times K^\alpha \times L^\beta \times E^\gamma \quad (2)$$

式中 $lurb$ 、 $lind$ 、 $linf$ 和 $lagr$ 分别为新型城镇化水平、新型工业化水平、信息化水平以及农业现代化水平的自然对数值; $\phi, \phi, \eta, \lambda$ 分别为新四化变量对 $A(\cdot)$ 的影响系数,数值越大,说明其对能源强度的影响程度越高。公式(2)两边取倒数后同时乘 E , 并假定生产函数规模报酬不变 ($\alpha + \beta + \gamma = 1$), 可得:

$$\frac{E}{Y} = \exp[-(\phi lurb + \phi lind + \eta linf + \lambda lagr)] \times \frac{E^{\alpha+\beta+\gamma}}{K^\alpha \times L^\beta \times E^\gamma} \quad (3)$$

进一步,上式取自然对数有:

$$y = \ln\left(\frac{E}{Y}\right) = -(\phi lurb + \phi lind + \eta linf + \lambda lagr) + \alpha \times l\left(\frac{E}{K}\right) + \beta \times l\left(\frac{E}{L}\right) \quad (4)$$

式中 y 为单位 GDP 能耗,即能源强度。依据该理论模型,考察新四化对能源强度的影响需控制资均能耗 (E/K) 与劳均能耗 (E/L) 两个变量。但是,新四化彼此之间存在的相互作用可能会影响能源强度。比如,当单独考虑农业现代化时,其降低能源强度的效应有限,但随着地区信息化、新型工业化和新型城镇化的发展,农业现代化对能源强度的积极作用可能会出现变化。新四化与能源强度的数理关系还应包括新四化互动因素,这里使用新四化的交互项反映。此外, Martinez-Zarzoso 等认为国民收入水平显著影响能源强度^[34]。这里使用人均 GDP 衡量国民收入水平作为控制变量。进而,设定如下计量模型:

$$y_{it} = \Psi_{it} + \alpha_1 lurb_{it} + \alpha_2 lind_{it} + \alpha_3 linf_{it} + \alpha_4 lagr_{it} + \alpha_5 luiia_{it} + \alpha_6 lek_{it} + \alpha_7 lel_{it} + \beta_1 lrjgdp_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中 y_{it} 为 i 省市 t 年的能源强度; $lurb_{it}$ 、 $lind_{it}$ 、 $linf_{it}$ 、 $lagr_{it}$ 分别为 i 省市 t 年的新型城镇化水平、新型工业化水平、信息化水平、农业现代化水平; $luiia_{it}$ 表示 4 个新四化指标的交互项,用以捕捉 i 省市 t 年的新四化相互作用对能源强度的影响,使用其乘积表示,即 $luiia_{it} = lurb_{it} \times lind_{it} \times linf_{it} \times lagr_{it}$; lek_{it} 为 i 省市 t 年的资均能耗; lel_{it} 表示 i 省市 t 年的劳均能耗; $lrjgdp_{it}$ 为 i 省市 t 年的人均 GDP; Ψ_{it} 为固定效应; ε_{it} 为误差项; $\alpha_6, \alpha_7, \beta_1$ 分别为资均能耗、劳均能耗、人均 GDP 对能源强度的弹性系数。 $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_5$ 为待估计系数。考虑新四化互动后,新四化指标的弹性系数为:

$$\xi_{lurb} = \alpha_1 + \alpha_5 \times lind \times linf \times lagr \quad (6)$$

$$\xi_{lind} = \alpha_2 + \alpha_5 \times lurb \times linf \times lagr \quad (7)$$

$$\xi_{linf} = \alpha_3 + \alpha_5 \times lurb \times lind \times lagr \quad (8)$$

$$\xi_{lagr} = \alpha_4 + \alpha_5 \times lurb \times lind \times linf \quad (9)$$

式中 ξ_{lurb} 、 ξ_{lind} 、 ξ_{linf} 和 ξ_{lagr} 分别为新型城镇化水

2017年8月

平、新型工业化水平、信息化水平与农业现代化水平的弹性系数。在估计出变量回归系数的基础上,使用相应变量样本期内的均值可计算新四化指标对能源强度的弹性系数,作为分析新四化影响能源强度的依据。

基于上文设定的面板模型,本研究拟采用混合横截面最小二乘估计(Pooled OLS,简称POLS)和系统广义矩估计(System Generalized Method of Moments,简称SYS-GMM)两种方法回归。POLS估计假定所有个体同质,不存在个体效应。因而,面板模型(4)中的 Ψ_{it} 是恒定不变的,为常数项 c 。实际上,在POLS估计忽视省市之间异质性较强的假定下,中国省域之间的能源强度、经济发展阶段、资本与劳动的用能效率以及新四化水平存在的差异,在回归过程中被“平均”掉了,该方法舍弃个体差异下得到的结果是一种“平均”效应。实证模型设定为固定效应模型对异质性进行控制更为合理。本文样本时间跨度并不长,注重控制省际的异质特征,因而本文将面板模型设定为个体固定效应。此外,能源强度存在显著的累积滞后效应^[21],对被解释变量的影响值得注意,POLS模型却遗漏了这一重要的变量。因而,有必要对能源强度的滞后一期值($y_{i,t-1}$)加以控制,如此实证模型将变为动态面板模型。

当采用动态面板模型消除固定效应时,会带来动态面板偏误问题^[35],即被解释变量的滞后项的差分项与误差项的差分项存在相关性($E[\Delta y_{i,t-1} \times \Delta \varepsilon_{it}] \neq 0$)。而且,面板模型中人均GDP与能源强度可能存在相互影响,引发内生性问题,使($E[lrjgdp_{it} \times \varepsilon_{it}] \neq 0$),产生估计偏误。同时,新四化指标变量可能并不符合严格外生条件的假定,但符合先决(pre-determined)变量的假设。这类变量与当期的误差项不相关,但与误差项的滞后项相关,以至于成为“隐性”的内生变量。在采用差分法去除固定效应时,先决变量的差分项与误差的差分项存在相关性($E[\Delta lurb_{it} \times \Delta \varepsilon_{it}] \neq 0$), $E[\Delta lind_{it} \times \Delta \varepsilon_{it}] \neq 0$, $E[\Delta linf_{it} \times \Delta \varepsilon_{it}] \neq 0$, $E[\Delta lagr_{it} \times \Delta \varepsilon_{it}] \neq 0$)。以上问题将导致动态面板估计结果的非一致,致使模型回归参数出现偏误。

为处理这些问题,采用Blundell等提出的SYS-GMM方法进行估计^[36]。SYS-GMM估计一方面能够解决 ε_{it} 违背球形扰动和严格外生性假定带来的异方差和内生性问题;另一方面也能解决 ε_{it} 违背条件正态分布假定导致的有效性。尽管SK检验显示并不是所有的变量都服从正态分布,但当线性回归 ε_{it} 违背条件正态分布假定时,可使用不要求 ε_{it} 必须满足正态分布假定的GMM方法估计,且根据大数定理和中心极限定理,可对参数估计量进行相应地统计推断,尽可能地避免非同分布变量回归引发的估计偏误。

2.2 数据来源与指标选取

新四化于2012年党的十八大正式提出,但鉴于2011年上海、江苏、四川等省市已对新四化有所表述与实践,且“十二五”起始年份为2011年。所以,本研究以2011-2014年中国30省(由于部分数据获取困难,本研究不含西藏、香港、澳门和台湾)的数据为样本,基础数据来源于《中国统计年鉴》^[37]、《中国能源统计年鉴》^[38]、《中国农村统计年鉴》^[39]和《中国农村金融服务报告》^[40]。

本文实证分析涉及的指标如下:

(1)能源强度(y , t标准煤/万元),通常由单位GDP能耗衡量。基期设定为2011年,使用各地区的能源消费总量(万t标准煤)除以经过不变价平减指数的实际GDP(亿元)测算各省市不同年份的单位GDP能耗。

(2)人均GDP($lrjgdp$, 元),反映国民收入水平。为剔除价格因素影响,文章使用2011年为基期的平减指数对样本期内各地区的人均GDP进行调整。

(3)资均能耗(lek , t标准煤/万元),是能源消费规模(万t标准煤)与全社会固定资产投资总额(亿元)的比值,表示单位资本的耗能状况。考虑到资本存量折算方法尚未统一,且不同地区资本折旧率也有所差异,此处使用定基的固定资产投资价格指数调整后的固定资产投资总额予以粗略测算。

(4)劳均能耗(lel , t标准煤/人),是能源消费总量(万t标准煤)与不同省市就业人员总量(万人)的比值,反映单位劳动消耗能源的平均水平。

(5)新型城镇化水平($lurb$),由新型城镇化指数测度。新型城镇化要求在人口由农村向城镇转移

的同时,实现经济发展、空间调整、设施配套优化、生态资源存量提高以及环境污染改善的过程。因而,本研究从六个方面选取14个指标,利用主成分方法计算新型城镇化指数,测度新型城镇化水平。这些指标是:①反映经济发展的人均GDP(元)、地方财政收入占GDP比重(%);②反映城乡人口结构的城镇化率(%);③反映城市空间调整的城市建成区面积占辖区面积比重(%);④反映城市设施配套水平的燃气普及率(%);⑤反映生态资源存量的人均湿地面积($\text{hm}^2/\text{人}$)、人均公园绿地面积($\text{m}^2/\text{人}$)、人均水资源量($\text{m}^3/\text{人}$);反映环境污染排放和能效水平的废水排放总量(万t)、废气中污染物总量(t)、单位GDP能耗(t标准煤/万元)¹⁾。

(6)新型工业化水平(*lind*),由新型工业化指数测度。不同于传统工业化侧重工业在国民经济中占比的提升,新型工业化更加强调创新力度的加大、创新绩效的提升、污染治理的加强、污染排放的减少与用能效率的改善,是一个结构转型优化的过程。由此,本文运用主成分方法从四个方面计算新型工业化指数所使用的10个指标是:①反映产出能力的工业增加值(亿元)、工业增加值占GDP比重(%);②反映创新投入水平的R&D经费支出(亿元)、R&D投入强度(%);③反映创新绩效的规模以上工业企业新产品销售收入(亿元)及其占工业总产值比重(%);④反映工业污染排放与能耗水平的万元工业增加值废水排放量(t/万元)、万元工业增加值废气排放量(t/万元)、万元工业增加值一般工业固体废弃物产生量(t/万元)、万元工业增加值能耗(t标准煤/万元)²⁾。

(7)信息化水平(*linf*),由信息化指数测度。信息化是信息技术发展及运用,推动经济社会发展的过程。本文借鉴使用国家统计局科学研究所信息化评价课题组测算的信息化发展指数³⁾,以评价信息化水平。该指数的细项指标涉及基础设施、产业

技术、应用消费、知识支撑和发展效果五个方面,共12个指标:电话拥有率(%);电视机拥有率(%);计算机拥有率(%);人均电信业产值(元/人)、每百万人发明专利申请量(个/百万人);互联网普及率(户/百人)、人均信息消费额(元/人);信息产业从业人数占就业人员总量比重(元/人)、教育指数(成人识字率 $\times 2/3$ +平均受教育年限 $\times 1/3$);信息产业增加值占GDP比重(%);信息产业研发经费比重(%);人均国内生产总值(元)。

(8)农业现代化水平(*lagr*),由农业现代化指数测度。农业现代化是利用非农产业的技术、生产、经营等优势推动传统农业向现代农业转变,提升农业劳动生产率与产出的过程。新发展阶段下的农业现代化不仅要体现水利化和机械化特点,还应突出商品化、金融化和绿色化等特征。所以,本文以“农业增加值(亿元)及其占GDP比重(%)”反映农业产出状况,以“农业从业人员比重(%)和劳均粮食产量($\text{kg}/\text{人}$)”反映农业劳动投入及效率,以“有效灌溉面积比重(%)”反映农业水利化,以“单位播种面积农机总动力(kW/hm^2)和单位播种面积柴油使用量(t/hm^2)”反映农业机械化,以“单位播种面积的低微毒农药使用量(t/hm^2)”反映农业生产绿色化,以“农村居民经营净收入占可支配收入比重(%)”反映农业商品化,以“年末涉农贷款余额占金融机构贷款余额比重(%)”反映农业金融化(需要指出,机械化指标一定程度上可反映工业对农业的反哺;商品化指标也能说明市场经济对农业的影响;农产品市场占有率是体现农产品商品化的有效指标,但囿于该指标尚未统计,故使用收入类指标衡量,此外,受统计制度变化影响,2011年和2012年使用农村居民经营纯收入占纯收入比重替代;对于金融化,统计资料未单独列出农业的贷款余额,故使用涉农贷款测算;省际的低微毒农药使用比例由各地区的“植保植检站”调查统计)。基于所选的10个细项指标,使用主成分方法计算农业现代化指数。

这些变量实证分析之前均经对数化处理。鉴

1)废水排放总量、废气中污染物总量、单位GDP能耗为负向指标,主成分分析前进行逆向化处理。

2)万元工业增加值废水排放量、万元工业增加值废气排放量、万元工业增加值固体废弃物产生量和万元工业增加值能耗为负向指标,主成分分析前进行逆向化处理。

3)以2000年以来的指数为基础预测得到2014年的指数。

2017年8月

于新四化指数中存在负值,本文将其向右平移10个单位后取自然对数,这种处理方法一定程度上消除了观测个体的部分异质性,使得省际新四化水平存在一定差异,但并不大。表1报告了变量的统计特征信息。可见,中国省际能源强度的标准差为0.42,表明能源强度的省际差异特征明显。对于控制变量,人均GDP的差异较小,资均能耗与劳均能耗存在显著的省际差异。

3 结果及分析

3.1 中国省际新四化水平分析

在构建的综合评价指标体系基础上,使用主成分分析方法进行处理。从多个基础指标中萃取出若干个能够最大程度上反映这些指标信息的主成分,并令其对应的特征根在提取的特征根之和中的占比为每个主成分相应的权重,经过加权求和,便

可以计算2011-2014年中国30省市的新四化指数。

本文直接使用前人测算的信息化指数,此处仅报告基于新型城镇化、新型工业化和农业现代化多元指标运用主成分分析方法萃取的主成分及每一个主成分对应的特征根和权重(详见表2)。新型城镇化指数对应的主成分有4个,2011-2014年,各主成分的权重波动幅度不大:第一主成分的权重区间是(0.31,0.36),第二主成分的权重在0.26和0.28之间调整,第三主成分的权重则处于(0.19,0.23),第四主成分的权重波动范围为(0.17,0.19)。这也显示出基于主成分特征根设定权重的优势,即一定程度上能够避免主观赋权因素对最终结果的影响。使用新型工业化与农业现代化的基础指标,分别萃取得到3个主成分和4个主成分,其对应的权重也表现出较好的稳定性。主成分得分乘以其对应的

表1 变量定义与统计描述

Table 1 Definition and descriptive statistics of variables

变量名称	变量定义	平均值	标准差	最小值	最大值	样本数
能源强度(y)	$y=\ln$ (基期为2011年的单位GDP能耗)	-0.226	0.424	-1.086	0.719	120
人均GDP($lrjgdp$)	$lrjgdp=\ln$ (基期为2011年的实际人均GDP)	11.456	0.108	11.310	11.658	120
资均能耗(lek)	$lek=\ln$ (能耗总量/基期为2011年的固定资产投资)	4.729	0.368	3.993	5.570	120
劳均能耗(lel)	$lel=\ln$ (能耗总量/年末就业人员总量)	1.748	0.467	0.942	2.719	120
新型城镇化水平($lurb$)	$lurb=\ln$ (新型城镇化指数)	2.296	0.039	2.240	2.390	120
新型工业化水平($lind$)	$lind=\ln$ (新型工业化指数)	2.306	0.060	2.207	2.447	120
信息化水平($linf$)	$linf=\ln$ (信息化指数)	2.375	0.011	2.361	2.414	120
农业现代化水平($lagr$)	$lagr=\ln$ (农业现代化指数)	2.335	0.034	2.268	2.415	120

表2 新型城镇化、新型工业化和农业现代化的主成分特征根与权重系数

Table 2 Characteristic roots and weight coefficients of principal components for new-type urbanization, new-type industrialization and agriculture modernization

类别	主成分	2011年		2012年		2013年		2014年	
		特征根	权重	特征根	权重	特征根	权重	特征根	权重
$lurb$	第一主成分	3.903	0.354	3.696	0.341	3.450	0.317	3.432	0.325
	第二主成分	3.050	0.277	2.904	0.268	3.009	0.277	2.823	0.267
	第三主成分	2.132	0.193	2.252	0.208	2.392	0.220	2.391	0.226
	第四主成分	1.944	0.176	1.985	0.183	2.028	0.186	1.920	0.182
$lind$	第一主成分	4.946	0.477	4.324	0.443	4.930	0.468	4.426	0.414
	第二主成分	3.370	0.325	3.640	0.373	3.502	0.333	4.238	0.397
	第三主成分	2.060	0.199	1.796	0.184	2.093	0.199	2.020	0.189
$lagr$	第一主成分	4.394	0.512	4.490	0.520	4.291	0.505	4.617	0.535
	第二主成分	1.643	0.191	1.730	0.200	1.686	0.199	1.599	0.185
	第三主成分	1.454	0.169	1.346	0.156	1.308	0.154	1.279	0.148
	第四主成分	1.098	0.128	1.076	0.125	1.205	0.142	1.128	0.131

注:因信息化指数直接使用国家统计局科学研究所信息化评价课题组的结果,故表中未包含信息化的相关信息。

权重便可得到样本期内各省份的新型城镇化指数、新型工业化指数和农业现代化指数。

新四化指数的结果表明¹⁾,2011-2014年中国的新四化水平均有所提高。省际新型城镇化指数的平均值由2011年的-0.10提高至2014年的-0.05;新型工业化指数的平均值由期初的0.05上升至期末的0.07;2014年信息化指数的平均值为0.53,较2011年高0.06;2011年农现代化指数的平均值为

0.31,比2014年低0.07。

为更加直观反映新四化水平的省际差异,本文绘制了2014年中国新四化水平的省域空间分布(如图1所示)。整体上,中国省域的新四化水平与“梯度化”的区域经济发展态势相吻合,即东部地区的新四化水平优于中西部地区、中部地区优于西部地区。2014年,东部地区新型城镇化指数的平均值为0.35,中部地区为-0.24,西部地区为-0.30;东部地区

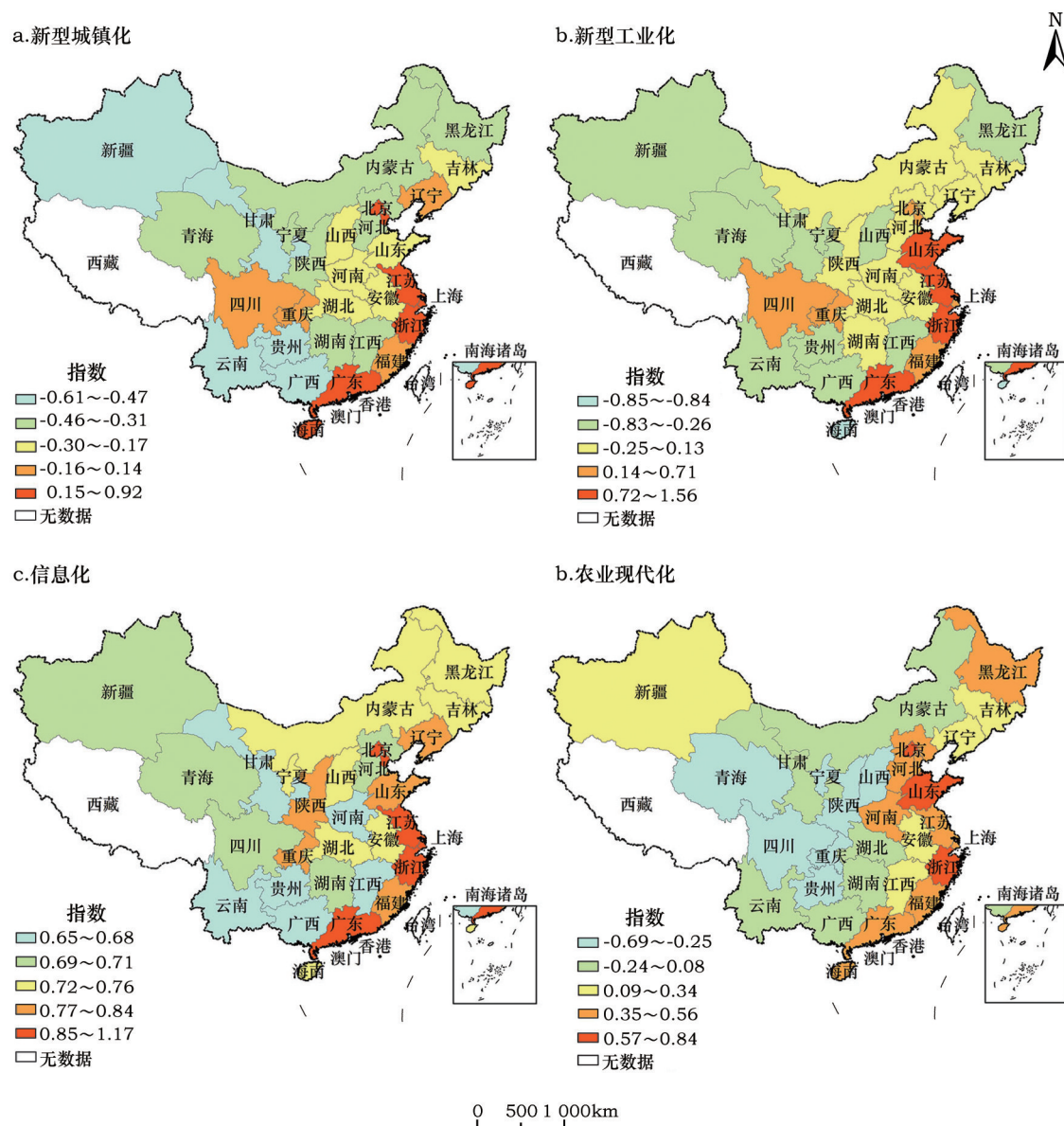


图1 2014年中国新四化指数水平的空间分布

Figure 1 Provincial development of new pattern four modernizations in China in 2014

注:鉴于数据获取困难,本研究不包括西藏、香港、澳门和台湾。

1)限于篇幅此处未使用表格展示新型城镇化指数、新型工业化指数、信息化指数和农业现代化指数的结果。

2017年8月

新型工业化指数的平均值为0.55,中部地区为-0.11,西部地区为-0.28;西部地区信息化指数的平均值为0.70,比东部和中部地区分别低0.19和0.02;中部地区农业现代化指数的平均值为0.26,比东部地区低0.49,比西部地区高0.15。中国新四化的省际分布状况与省域经济发展水平保持一致的经济事实不仅佐证了钱纳里、赛尔昆在《发展的格局》一书中提出的“标准结构”或“一般型式”^[41],而且进一步丰富了相关内容。因为,在钱纳里、赛尔昆所处的时期,信息化对国家经济增长的贡献作用并不显著,相较于城镇、工业,农村与农业也是处于从属地位,他们提出的“标准结构”或“一般型式”着重强调的是经济发展水平或阶段与城镇化、工业化的对应关系。

新四化水平的省际分布也显示出“逆梯度”的现象,即中西部个别省份的新四化水平高于东部省市、部分西部省市的新四化水平高于中部省份。由图1a可知,四川与重庆的新型城镇化水平相对较高。具体地,四川在2014年省际新型城镇化指数的排序中位列第八,比福建和辽宁分别高1个和3个位次,重庆居第十位,高于中部8省的排名。就新型工业化水平而言,西部的四川、重庆较高,当年两省市的新型工业化指数在全国分列第七和第八位。此外,内蒙古在图1b中所处的区间为(-0.25,0.13),但其仍以第十四位的排名领先湖南、辽宁、河北、黑龙江、山西等省。图1c显示,西部陕西、重庆的信息化水平明显优于东部的河北、山东以及中部的全部省市。由图1d可见,中部黑龙江的农业现代化水平高于东部的辽宁,西部新疆的农业现代化水平高于湖北、湖南和山西。中国省际新四化水平的“逆梯度”现象在说明落后地区能够实现赶超发展的同时,也为后发优势理论提供了注解。

3.2 新四化对能源强度的计量回归分析

表3给出了基于面板模型的POLs和SYS-GMM回归结果¹⁾。POLs估计结果(回归1-回归4)显示,*lel*、*lek*、*lrjgdp*的系数均显著大于0,表明单位资本、单位劳动的能源使用效益并不高,国民收入水平的提高并未起到改善能源强度的作用。*lurb*、

lind、*linf*、*lagr*对能源强度的影响均显著为负,且系数的绝对值较大,似乎表明新四化的推进在降低能源强度方面能够取得较好的效果。然而,*luia*对能源强度的弹性系数却为正。所以,在考虑新四化互动的影响后,不能简单地将*lurb*、*lind*、*linf*、*lagr*的系数视为新四化对能源强度的弹性系数。此外,受变量内生性以及能源强度存在的累积滞后效应影响,POLS估计结果可能存在偏误。

在回归过程中加入被解释变量的滞后一期值控制能源强度的累积滞后效应,并假定新四化及其互动为先决变量,使用SYS-GMM方法估计动态面板模型,结果如回归5-回归8所示。回归5在5%的显著水平上无法拒绝“所有工具变量均有效”的原假设,回归6、回归7和回归8通过了该检验,说明这三个方程的结果更可靠。具体地,*lrjgdp*、*lel*、*lek*与能源强度正相关,与回归1-回归4中的结果相一致。在1%的显著水平下, $y(-1)$ 的弹性系数大于0,且小于1,说明当期能源强度的大小除了受其他解释变量影响,还受上期能源强度大小的影响,但这一作用会随时间的推移而衰减。回归7中,*lurb*、*lind*、*linf*、*lagr*的系数均小于0,进一步考虑新四化互动后,四者的系数依然为负,且*lurb*和*lagr*系数的显著水平有所改善。基于此,有如下发现:

(1)新四化水平的提高对能源强度的效应趋于收敛。新四化交互项的回归系数显著为正,表明在降低能源强度的作用上,新四化的边际效应递减。当以新四化反映的区域发展水平较高时,提升某一化水平对整体能源强度的改善效果有所降低。立足区域协调发展的视角,发达地区的新四化水平较高,能源强度下降空间也有所收窄,应加大先进技术、高端产业、优惠政策等资源向落后地区倾斜配置的力度,提升区际间的资源配置效率,优先助力落后地区提升新四化水平,这将有益于整体能源强度的下降。

(2)伴随新四化水平的提升,能源强度下降趋势显著。由回归8的结果可知,新四化变量对能源强度的回归系数在统计上有较高的显著水平。将

1)鉴于新四化进程中可能出现规模报酬递增的现象,当 $\alpha+\beta+\gamma>1$ 时,令 $\alpha+\beta+\gamma-q=1$,公式(4)将转化为 $y=[-(\varphi \ln(lurb)+\phi \ln(lind)+\eta \ln(linf)+\lambda \ln(lagr))]+\alpha \ln(E/K)+\beta \ln(E/L)-q \ln(E)$,计量回归应控制能源消费。SYS-GMM的回归结果表明,规模报酬不变与递增假定下新四化对能源强度的影响稳定。限于篇幅,此处未报告规模报酬递增下的结果。

表3 POLS和SYS-GMM 回归结果

Table 3 Estimation results for POLS model and SYS-GMM model

变量	POLS				SYS-GMM			
	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6	回归7	回归8
<i>lrjgdp</i>	0.898*** (0.327)	0.142 (0.161)	0.305** (0.130)	0.242* (0.123)	-2.144* (1.116)	0.059 (0.404)	1.834*** (0.357)	0.012 (0.378)
<i>lel</i>	0.052 (0.085)	0.252*** (0.041)	0.326*** (0.031)	0.358*** (0.030)	0.337*** (0.094)	0.024 (0.028)	0.071*** (0.029)	0.236*** (0.026)
<i>lek</i>	0.851*** (0.124)	0.389*** (0.062)	0.425*** (0.047)	0.337*** (0.049)	0.727*** (0.107)	0.399*** (0.042)	0.597*** (0.049)	0.361*** (0.033)
<i>lurb</i>		-5.675*** (0.510)	(0.368)	-19.514*** (4.986)		-2.220*** (0.420)	-0.596* (0.354)	-19.224*** (5.807)
<i>lind</i>		-1.352*** (0.328)	-1.093*** (0.239)	-20.931*** (5.133)		-1.074*** (0.242)	-0.805*** (0.184)	-18.934*** (5.643)
<i>linf</i>			-16.333*** (2.036)	-39.415*** (6.268)			-9.837*** (1.281)	-31.287*** (6.186)
<i>lagr</i>			-2.351*** (0.479)	-22.138*** (5.135)			-0.827 (0.556)	-19.932*** (6.228)
<i>luia</i>				1.541*** (0.398)				1.444*** (0.450)
<i>y(-1)</i>					0.533*** (0.138)	0.537*** (0.041)	0.297*** (0.037)	0.270*** (0.052)
常数项	-14.635*** (4.053)	15.265*** (2.412)	41.341*** (3.409)	187.841*** (38.007)	-11.778*** (2.960)	3.441** (1.635)	17.083*** (3.480)	161.310*** (42.198)
样本数	120	120	120	120	90	90	90	90
IV 过度识别检验					0.029	0.178	0.738	0.951

注:圆括号内为标准误差;*,**、***分别表示在0.1、0.05、0.01水平下显著。SYS-GMM估计下,差分方程的IV分别是 $y_{i,t-2}$ 、 $y_{i,t-3}$ 、

$lrjgdp_{i,t-2}$ 、 $lrjgdp_{i,t-3}$ 、 $lurb_{i,t-1}$ 、 $lurb_{i,t-2}$ 、 $lurb_{i,t-3}$ 、 $lind_{i,t-1}$ 、 $lind_{i,t-2}$ 、 $lind_{i,t-3}$ 、 $linf_{i,t-1}$ 、 $linf_{i,t-2}$ 、 $linf_{i,t-3}$ 、 $lagr_{i,t-1}$ 、 $lagr_{i,t-2}$ 、 $lagr_{i,t-3}$ 、 $luia_{i,t-1}$ 、 $luia_{i,t-2}$ 、 $luia_{i,t-3}$;
水平方程的IV分别是LD、y、L2D、lrjgdp、D.lurb、D.lind、D.linf、D.lagr、D.luia。

新四化交互作用纳入分析时,某一化对能源强度的影响均与另外三化的取值有关。此处,为计算每一化对能源强度的弹性系数,将其它三化的水平固定在均值上。基于公式(6)-公式(9)可得能源强度的新型城镇化、新型工业化、信息化和农业现代化弹性分别为:-0.76、-0.55、-13.44和-1.77。可见,体现绿色发展要义的新四化进程的加快推进有利于实现节能降耗目标。

(3)新四化各子变量对能源强度的边际影响存在差异。首先,信息化可有效改善能源强度。这与信息技术广泛运用于监测用能、精准用能、节约用能等方面以及信息化与生产要素高效融合,优化要素配置,变革生产经营方式,大幅提升能源利用效率与全要素生产率有较大关联。其次,新型城镇化有利于能源强度下降。不论是否纳入新四化互动

变量,新型城镇化水平的提高均可显著降低能源强度。与“城镇化短期内能降低能源强度(经济意义上显著,即估计系数为负,但统计上不显著),长期影响为正”^[21]和“城镇化影响能源强度的大小和方向难以确定”^[42]的两种结果相比较,此处有明显改善。原因是他们仅使用城镇化率单一指标测算城镇化水平,不能反映新型城镇化对经济增长、能源消耗、环境污染与治理等方面的要求,也与实践工作不符,本研究使用的新型城镇化指数则对这些因素进行了控制。再次,新型工业化促进能源强度降低的作用相对较弱。产业结构升级改造是工业化进程中国家实现经济社会与能源环境耦合协调发展路径的最佳选择^[43]。中国新型工业化发展进程中,虽然以战略性新兴产业为代表的高端产业取得了长足发展,但高耗能产业占比依然较大,新常态下这

2017年8月

些传统工业行业产能过剩且尚未革新或被淘汰的事实进一步强化了结构调整的技术与资本瓶颈,工业转型发展困难有增无减,再加上保增长的潜在动机可能激励地方政府选择粗放的工业发展路径,致使新型工业化的经济效益出现下滑,新型工业化的节能降耗作用相对较弱。最后,农业现代化对能源强度的积极效应显著。背后可能的原因再于:尽管传统农业向现代农业转变过程中,使用了更多的化肥、农药、耗能机具^[44],但是伴随农业生产经营商品化、金融化、规模化、绿色化等红利的释放,农业生产效益得以大幅提升,从而使农业现代化进程中能源强度的下降成为可能。

(4)基于两化互动影响能源强度的视角考察发现,新四化协调发展有进一步的提升空间。为论证新四化各子变量在降低能源强度方面是否有相互促进作用,此处使用某一化样本期内不同分位点上的值测算另一化(其它两化固定在均值水平上)对能源强度边际影响(详见表4)。首先,信息化与新型城镇化、新型工业化、农业现代化之间的互动的积极效应正快速释放,有利于能源强度的改善。当 $lurb$ 、 $lind$ 、 $lagr$ 在 1%、5%、…、95%、99% 分位点上依次取值时, ζ_{linf} 始终为负,同时 ζ_{lurb} 、 ζ_{lind} 和 ζ_{lagr} 因 $linf$ 选取不同分位点数值时也均为负。其次,农业现代化与其他三化的互动能降低能源强度,但农业现代化与新型工业化之间的互动对能源强度的积极作用的衰减速度较快。虽然新型工业化进程中工业为

现代农业发展提供了技术、产品等支持,但农业生产的资金、土地、劳动力等基本投入要素被工业大量挤占,而且农业生产过程中的化肥利用率较低、低微毒农药和可降解薄膜的使用率不高等因素相互叠加,导致现代农业发展潜力不断地被压缩,从而使得新型工业化与农业现代化互动时,能源强度改善的效果快速减弱。此外,在控制信息化和农业现代化变量后, $lind$ 和 $lurb$ 在不同分点上取值的逐渐增大的情况下, ζ_{lurb} 和 ζ_{lind} 由负转正,说明新型城镇化与新型工业化在互动发展初期能够促进能源强度下降,但随时间推移,最终出现消极影响。可能是由于传统粗放发展模式下的城镇化与工业化,在能源环境方面累积的诸多负面因素已成为新型城镇化与新型工业化互动发展的瓶颈,削弱了二者互动对能源强度的积极效应,这也侧面印证了新型城镇化与新型工业化之间的不协调。

4 结论

基于省际面板数据的实证研究显示,城镇化、工业化、信息化、农业现代化中的一化或两化与能源强度有关联,但鲜有文献论证新四化是否能够改善能源强度。本研究首先基于多元指标体系度量新四化水平,考察中国新四化水平的省际分布特征。进一步,将新四化纳入统一的分析框架,在对能源强度的累积滞后效应进行控制时,还识别了新四化互动对能源强度的作用。本文所得结论如下:

(1)中国新四化水平的省际分布基本与区域经

表4 不同分位水平下中国新四化对能源强度的弹性系数

Table 4 Elastic coefficients of new pattern four modernizations to energy intensity on vary percentiles in China

弹性系数		1%	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%	99%
ζ_{lurb}	$lind$	-1.512	-1.397	-1.338	-1.174	-0.756	-0.467	-0.050	0.192	0.318
	$linf$	-0.542	-0.531	-0.519	-0.502	-0.475	-0.414	-0.333	-0.239	-0.155
	$lagr$	-1.272	-1.153	-1.074	-0.948	-0.837	-0.560	-0.362	-0.307	-0.188
ζ_{lind}	$lurb$	-0.990	-0.944	-0.901	-0.786	-0.650	-0.312	-0.057	0.099	0.189
	$linf$	-0.646	-0.636	-0.624	-0.607	-0.580	-0.521	-0.442	-0.350	-0.268
	$lagr$	-1.060	-0.942	-0.863	-0.737	-0.627	-0.351	-0.154	-0.099	-0.019
ζ_{linf}	$lurb$	-13.864	-13.820	-13.778	-13.666	-13.534	-13.206	-12.959	-12.807	-12.720
	$lind$	-14.164	-14.053	-13.995	-13.838	-13.434	-13.154	-12.751	-12.517	-12.395
	$Lagr$	-13.932	-13.817	-13.741	-13.619	-13.512	-13.244	-13.053	-12.999	-12.885
ζ_{lagr}	$lurb$	-2.211	-2.166	-2.123	-2.009	-1.875	-1.542	-1.290	-1.136	-1.047
	$lind$	-2.516	-2.403	-2.344	-2.184	-1.773	-1.488	-1.079	-0.841	-0.716
	$linf$	-1.871	-1.861	-1.850	-1.833	-1.806	-1.747	-1.669	-1.579	-1.498

济发展梯度一致,即东部地区的新四化水平优于中西部地区、中部地区优于西部地区。但部分省市的新四化水平也存在“逆梯度”分布现象。例如,四川的新型城镇化水平高于福建、辽宁和中部8省;四川、重庆的新型工业化指数在全国分列第7和第8位;陕西、重庆的信息化水平明显优于河北、山东;黑龙江的农业现代化水平比辽宁高,新疆的农业现代化水平要优于湖北、湖南和山西。

(2)新四化水平的提高对能源强度的效应趋于收敛。新四化交互项的回归系数显著为正,表明在降低能源强度的作用上,新四化的边际效应递减。从政策上考虑,应立足区域协调发展,着力提高地区间的资源配置效率,加快提升落后地区的新四化水平,以新四化的省际协调发展促进能源强度的下降。

(3)信息化水平的提升可促进能源强度下降。动态面板模型回归结果显示,信息化指数对能源强度的弹性系数为-13.44。信息化的推进有利于提高决策效率,降低生产成本,促进国民经济部门提高自身的全要素生产率与能源使用效率,使能源强度的下降成为可能。这也与Romm^[22]和Hilty^[23]等学者的研究结论一致。

(4)农业现代化的推进对能源强度的改善有积极影响。研究表明,农业现代化指数每提高1个百分点,能源强度将降低1.77个百分点。可能的原因是,农业生产经营模式向商品化、金融化、规模化、绿色化的转变能有效改进农业生产率;同时,可持续发展的农业生产体系,提高了用能效率^[28]。

(5)新型城镇化水平的提高同样有利于降低能源强度。新型城镇化对能源强度的弹性系数为-0.76,在经济与统计意义上均显著。这与以往文献采用单一城镇化率指标的研究结果不同。比如,我们的前期研究发现,“城镇化短期内能降低能源强度(经济意义上显著,即估计系数为负,但统计上不显著)”^[21];王珂英和张鸿武认为,“城镇化影响能源强度的大小和方向难以确定”^[42]。可见,涵盖能源、环境和绿色发展等方面的新型城镇化水平的提升确实促进了节能降耗。

(6)新型工业化推动能源强度下降的作用相对较弱。新型工业化指数每提升1%,能源强度降低

0.55%。主要因为中国工业结构调整的瓶颈迟迟难以破除,低消耗、高附加值的高端产业发展较慢,致使经济效益下滑,对能源强度的积极影响较小。

参考文献(References):

- [1] Shen L, Cheng S, Gunson A J, *et al.* Urbanization, sustainability and the utilization of energy and mineral resources in China[J]. *Cities*, 2005, 22(4): 287-302.
- [2] Zhang C, Lin Y. Panel estimation for urbanization, energy consumption and CO₂ emissions: a regional analysis in China[J]. *Energy Policy*, 2012, 49(10): 488-498.
- [3] Jones D W. How urbanization affects energy use in developing countries[J]. *Energy Policy*, 1991, 19(7): 621-630.
- [4] Parikh J, Shukla V. Urbanization, energy use and greenhouse effects in economic development: results from across-national study of developing countries[J]. *Global Environmental Change*, 1995, 5(2): 87-103.
- [5] Liu Y B. Exploring the relationship between urbanization and energy consumption in china using ARDL (autoregressive distributed lag) and FDM (factor decomposition model) [J]. *Energy*, 2009, 34(11): 1846-1854.
- [6] Al-Mulali U, Fereidouni H G, Lee J Y M, *et al.* Exploring the relationship between urbanization, energy consumption and CO₂ emission in MENA countries[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2013, 23(4): 107-112.
- [7] Pachauri S, Jiang L. The household energy transition in India and China[J]. *Energy Policy*, 2008, 36(11): 4022-4035.
- [8] Fish-Vanden K, Jefferson G H, Hongmei L, *et al.* What is driving China's decline in energy intensity?[J]. *Resource and Energy Economics*, 2006, 26(1): 7-97.
- [9] 马珩. 中国城市化和工业化对能源消费的影响研究[J]. 中国软科学, 2012, (1): 176-182. [Ma H. Influence of urbanization and industrialization on China's energy consumption[J]. *China Soft Science*, 2012, (1): 176-182.]
- [10] Bernardini O, Galli R. Dematerialization: long term trends in the intensity of use of materials and energy[J]. *Futures*, 1993, 25(4): 431-448.
- [11] Poumanyvong P, Kaneko S. Does urbanization lead to less energy use and lower CO₂ emissions? Across-country analysis [J]. *Ecological Economy*, 2010, 70(2): 434-444.
- [12] Sadorsky P. The effect of urbanization and industrialization on energy use in emerging economies: implications for sustainable development[J]. *American Journal of Economics and Sociology*, 2014, 73(2): 392-409.

2017年8月

- [13] 史丹. 我国经济增长过程中的能源利用效率改进[J]. 经济研究, 2002, (9): 36-43. [Shi D. The improvement of energy consumption efficiency in China's economic growth[J]. *Economic Research Journal*, 2002, (9): 36-43.]
- [14] 王秋彬. 工业行业能源效率与工业结构优化升级-基于2000-2006年省际面板数据的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (10): 49-63. [Wang Q B. Industrial energy efficiency and industrial structure upgrading[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2010, (10): 49-63.]
- [15] Richard G, Adam B. The induced innovation hypothesis and energy- saving technological Change[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114(3): 941-975.
- [16] Koomey J G. Estimating the Total Power Consumption by Servers in the U.S. and the World [EB/OL]. (2007-02-15)[2016-04-10]. <http://www.irif.univ-paris-diderot.fr/~yunes/divers/papers/green/svrpwrusecompletefinal>.
- [17] Aebischer B, Hilty L M. The Energy Demand of ICT: A Historical Perspective and Current Methodological Challenges [A]. Hilty L M, Aebischer B. ICT Innovations for Sustainability [M]. Berlin: Springer International Publishing, 2015.
- [18] Collard F. Electricity consumption and ICT in the French service sector[J]. *Energy Economics*, 2005, 27(2): 541-550.
- [19] 胡剑锋. 信息化资本对能源强度的影响研究-基于中国省际面板数据的实证分析[J]. 中国经济问题, 2010, (4): 26-32. [Hu J F. Influence of ICT capital on energy intensity analysis based on China's provincial panel data[J]. *Economic Issues in China*, 2010, (4): 26-32.]
- [20] Vu K M. ICT as a source of economic growth in the information age: Empirical evidence from the 1996- 2005 period[J]. *Telecommunications Policy*, 2011, 35(4): 357-372.
- [21] 李标, 吴贾, 陈殊兴. 城镇化、工业化、信息化与中国的能源强度[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(8): 69-76. [Li B, Wu J, Chen S X. Urbanization, industrialization, informatization and China's energy intensity[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2015, 25(8): 69-76.]
- [22] Romm J. The internet and the new energy economy[J]. *Resource, Conversation and Recycling*, 2002, 36(3): 197-210.
- [23] Hilty L M, Coroama V C, Eicker M O D, et al. The Role of ICT in Energy Consumption and Energy Efficiency Executive Summary[R]. EMPA Working Paper, 2009.
- [24] Fluck R C. Energy Analysis for Agricultural Systems: A Volume in Energy in World Agriculture[M]. Amsterdam: Elsevier Science Ltd, 1992.
- [25] Ghisellini P, Setti M, Ulgiati S. Energy and land use in world-wide agriculture: An application of life cycle energy and cluster analysis[J]. *Environment, Development and Sustainability*, 2016, 18(3): 799-837.
- [26] Kennedy S. Energy use in American agriculture[J]. *Sustainable Energy Term Paper*, 2000, 5(1): 1-27.
- [27] Karkacier O, Goktolga Z G, Cicek A. A regression analysis of the effect of energy use in agriculture[J]. *Energy Policy*, 2006, 34(18): 3796-3800.
- [28] Beckman J, Borchers A, Jones C. Agriculture's supply and demand for energy and energy products[J]. *Ssrn Electronic Journal*, 2013, 85(1): 29-32.
- [29] 林伯强, 杜克锐. 理解中国能源强度的变化: 一个综合的分析框架[J]. 世界经济, 2014, (4): 69-87. [Lin B Q, Du K R. A comprehensive framework on the change of China's energy intensity[J]. *The Journal of World Economy*, 2014, (4): 69-87.]
- [30] Henderson J V. Efficiency of resource usage and city size[J]. *Journal of Urban Economics*, 1986, 19(1): 47-70.
- [31] Hanson G H. Market potential, increasing returns, and geographic concentration[J]. *Journal of International Economics*, 2005, 67(1): 1-24.
- [32] Peneder M. Structural Change and Aggregate Growth[R]. WIFO Working Paper, 2002.
- [33] Welfens P J J. Internet economics. Net: Macroeconomics, Deregulation, and Innovation[M]. New York: Springer Berlin Heidelberg, 2002.
- [34] Martinez-Zarzoso I, Maruotti A. The impact of urbanization on CO₂ emissions: Evidence from developing countries[J]. *Ecological Economics*, 2011, 70(7): 1344-1353.
- [35] Nickell S. Biases in dynamic models with fixed effects[J]. *Econometrica*, 1981, 49(6): 1417-26.
- [36] Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 115-143.
- [37] 中华人民共和国统计局. 中国统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2012-2015. [National Bureau of Statistics of China. China Statistical Yearbook[M]. Beijing: China Statistics Press, 2012-2015.]
- [38] 国家统计局能源统计司. 中国能源统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2012-2015. [Department of Energy Statistics, National Bureau of Statistics of China. China Energy Statistical Yearbook[M]. Beijing: China Statistics Press, 2012-2015.]
- [39] 国家统计局农村社会经济调查司. 中国农村统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2012-2015. [Department of Rural Social and Economic Statistics, National Bureau of Statistics of China. China Rural Statistical Yearbook[M]. Beijing: China Statistics Press, 2012-2015.]
- [40] 中国人民银行农村金融服务小组. 中国农村金融服务报告[M]. 北京: 中国金融出版社, 2012-2015. [Rural Finance Service Research Group of The People's Bank of China. China Rural Finance Service Report[M]. Beijing: China Financial Publishing House, 2012-2015.]
- [41] 钱纳里, 赛尔昆(著). 李小青(译). 发展的格局[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 1989. [Chenery H B, Syrquin M (Write). Li X Q (Translate). Patterns of Development[M]. Beijing: China Financial and Economic Publishing House, 1989.]
- [42] 王珂英, 张鸿武. 城镇化与工业化对能源强度影响的实证研

- 究-基于截面相关和异质性回归系数的非平衡面板数据研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(6): 122-129. [Wang K Y, Zhang H W. An empirical research on the effects of urbanization and industrialization on energy intensity[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2016, 26(6): 122-129.]
- [43] 王宪恩, 王寒凝, 夏菁, 等. 典型国家工业化进程中经济社会与能源环境协调发展分析[J]. 资源科学, 2016, 38(10): 2001-2011. [Wang X E, Wang H N, Xia J, et al. Typical country's coordinated development of the economy-society and energy-environment during industrialization[J]. *Resources Science*, 2016, 38(10): 2001-2011.]
- [44] 戴小文, 漆雁斌, 唐宏. 1990-2010年中国农业隐含碳排放及其驱动因素研究[J]. 资源科学, 2015, 37(8): 1668-1676. [Dai X W, Qi Y B, Tang H. Embodied CO₂ emission calculation and influence factors decomposition in China's agriculture sector[J]. *Resources Science*, 2015, 37(8): 1668-1676.]

Influence of development of China's 'four modernizations' on energy intensity

LI Biao¹, SONG Changxu¹, WU Jia², WU Bo³

(1. School of Economics, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China;

2. School of Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China;

3. Institution of Economy and Social Development Research, Party School of Chongqing Committee of C.P.C., Chongqing 400041, China)

Abstract: Establishing a new path of development in order to realize four modernizations (urbanization, industrialization, informatization and agricultural modernization) implies energy-saving. Simple indices such as urbanization rate or the fraction of industrial added value in GDP have been the focus of previous research. Simple construction of the indices cannot reflect new pattern development of the four modernizations. The implication of the new-pattern means other factors, such as energy consumption, environmental disruption and conservation need to be considered. This study investigated the effects of new pattern development of the four modernizations on energy intensity in order to assess the regional development of China, employing provincial level data from 2011 to 2014. First, we constructed four new type indices using principal component analysis and then presented the distribution of the indices among 30 provinces of China. The results show that the development of the four modernizations basically coincides with the economic development of China. Then, we use panel data model to estimate the effect of four new type indices on energy intensity. The results show that the development of new-type urbanization, informatization and agricultural modernization significantly improve energy intensity (i.e. decrease the energy consumption per production). However, we show that the impact of new-type industrialization on energy intensity is minor. In addition, the marginal contribution of the new-type index has a decreasing effect on energy intensity. Specifically, improving one facet of the four modernizations will have minor effect on energy intensity under high-development of the other three dimensions of modernization. These results indicate that the effect of modernization on energy intensity will be convergent at some point. Therefore, it is very important to decrease China's energy intensity by improving regional resource allocation efficiency and the new pattern four modernizations of underdeveloped provinces.

Key words: new-pattern urbanization; new-pattern industrialization; informatization; agricultural modernization; energy intensity; system generalized method of moments