

研究阐释党的十九届六中全会精神专稿

共同富裕目标下可持续经济福利 结构均衡增长^①

刘渝琳¹ 王雨豪² 朱鑫城²

(1. 重庆大学公共经济与公共政策研究中心;
2. 重庆大学公共管理学院)

研究目标: 在中国结构性失衡情况下测算中国省级层面可持续经济福利结构均衡增长指数 (SE-ISEW)，揭示其区域差异及收敛性，以实现共同富裕。**研究方法:** 纳入结构指数修正居民消费以拓展 ISEW 核算基础，采用 Dagum 基尼系数及其分解考察区域差异及其来源，使用 σ 收敛和空间 β 收敛检验收敛特征。**研究发现:** 实现共同富裕的目标需要结构均衡发展，拓展的 SE-ISEW 能够反映可持续经济福利结构均衡增长；SE-ISEW 在省级层面呈现上升趋势，但增速慢于 GDP 增幅；中国的 SE-ISEW 存在区域差异，差异的主要来源是区域间差异，区域内、区域间非均衡现象不同程度地减弱；全国和东、中、西及东北四大地区的 SE-ISEW 均存在显著的 σ 收敛和空间 β 收敛趋势。**研究创新:** 构建结构指数并拓展 SE-ISEW 的核算体系，使用 Dagum 基尼系数和空间面板模型研究区域差异和收敛特征。**研究价值:** 为提高可持续经济福利提供理论依据，为缩小区域差异实现共同富裕提供政策启示。

关键词 经济福利 结构均衡 可持续增长 Dagum 基尼系数 空间收敛

中图分类号 F061.4 **文献标识码** A

引言

随着中国全面建成小康社会，中国开启全面建设社会主义现代化国家新征程。党的十九届五中全会结合我国当前发展的实际情况和主要矛盾，提出在 2035 年“全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”和“扎实推动共同富裕”的目标和要求（习近平，2020）。中国特色社会主义进入新时代，我国社会的主要矛盾转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。“共同富裕”是人民美好生活的需要，也是社会主义的本质要求。自新中国成立以来，我们党一直将共同富裕作为民生工作的重点（向玉乔，2013；刘培林等，2021），党的十八大以来我国通过精准扶贫、三次分配等政策在共同富裕上取得了显著成就。但当前我国在实现共同富裕的道路上还面临着中等收入群体比例低且面临退出风

^① 本文获得国家自然科学基金面上项目“三期叠加下中国中等收入阶段发展动力的考量：基于经济福利结构均衡增长的 ISEWSE 指数构建、机理与实证研究”（71773011）、国家“四个一批”人才项目（中宣办发〔2017〕47 号）以及国家社会科学基金重大项目“习近平关于扶贫工作的重要论述的理论和实证基础及精准扶贫效果研究”（18ZDA005）的资助。本文通讯作者为王雨豪。

险（龙莹，2015）、城乡二元结构不平衡（张延群和万海远，2019）、各地区间在发展差距较大（陈景华等，2020）等结构性失衡和不充分的问题。因此在考量地区发展水平和居民福利时，结构均衡是实现共同富裕的一个重要因素。目前GDP是被用于衡量一个地区经济发展水平和居民生活质量最广泛的指标（Daly和Cobb，1989），GDP也在中国官员的“政治锦标赛”考核中被视为最重要的考核指标之一（陈潭和刘兴云，2011）。但随着经济和社会的发展，盲目地追求经济总量的增长带来了一系列的问题，生态环境污染，发展不充分、不均衡，结构性失衡等问题在我国经济高速增长的背景下不断凸显，仅用GDP来衡量我国经济发展质量和人民生活水平存在明显的缺陷。GDP忽略了正规市场交易以外活动所创造的价值（Costanza等，2004）；GDP也缺乏对与市场失灵有关社会外部性的考虑（Lawn，2005）；同时，GDP对人民福祉和社会经济结构的衡量没有考虑到家庭、志愿者无偿工作、生活质量、人类幸福满意度、环境恶化、自然和人力资本、收入分配和防御性支出等一系列社会经济问题（Stiglitz和Sen，2009）；除此之外，GDP还忽略了经济增长带来的收入和物质水平的改善是如何在群体及家庭中分配，从而忽略了GDP背后的不平等问题（Deaton，2013），因此仅使用GDP衡量我国经济发展的福利效应，会导致经济增长与福利增长的脱钩问题（赵鑫铖和梁双陆，2020）。

针对GDP在衡量经济发展时存在的问题，国内外学者通过加入人民身体健康、生态环境、生活质量、均衡发展等居民福利因素，对国民经济核算指标进行调整，在GDP的基础上构建能反映人民真实福利水平的福利指标体系。早在1972年由美国经济学家Nord-haus和Tobin提出经济福利衡量指标（MEW）通过增加闲暇、家庭劳动、健康等正向指标，扣除堵车、噪声等社会成本和国防等不增加居民福利的指标对GDP进行修正。Daly和Cobb（1989）提出以个人消费为基础的可持续经济福利指数（Index of Sustainable Economic Welfare，ISEW）。ISEW以个人消费开支为起点（Daly和Cobb，1989；Costanza等，2004；Lawn，2005），通过一系列项目进行调整，如环境污染和自然资本贬值带来的负面影响、考虑在收入不平等的条件下核算居民消费；考虑与健康和教育有关的公共支出、志愿工作等。ISEW考虑了宏观经济活动和社会不平等的福利效应以及经济增长对环境影响的福利指数，能够克服GDP的大部分缺陷（England，1998）。

ISEW的测算最早被广泛应用于英国（Jackson和Stymne，1996）、荷兰（Bleys，2008）等发达国家研究其经济发展和居民福利水平，这些发达国家由于经济发展更早，更为关注环境污染、过度城市化等因素对居民福利的影响。随着20世纪90年代起东南亚和南美新兴经济体的腾飞，部分发展中国家如智利（Castaneda，1999）、泰国（Clarke和Islam，2005）等也开始使用ISEW估计其居民福利水平。目前国内对ISEW核算的研究已取得一定的进展，但已有文献主要聚焦于国家层面和省级层面ISEW的核算，并关注ISEW变化趋势及其与传统经济核算方法GDP的对比，以及ISEW的贡献来源（Long和Ji，2019），并对Max-Neef（1995）提出的“阈值效应”进行检验（周伟，2013）。

中国经济处于结构转型时期，在结构性失衡背景下，中国的居民福利、经济发展质量存在显著的区域非均衡现象（吕承超和崔悦，2020；赵鑫铖和梁双陆，2020）。ISEW忽略了结构失衡对福利经济的影响（Blanchard和Giavazzi，2006），特别是针对中国结构性失衡问题，传统的ISEW核算方法显得力不从心。因此本文将结构因素纳入ISEW框架，构建可持续经济福利结构均衡增长指数（Structural Equilibrium-Index of Sustainable Economic Welfare，SE-ISEW），体现了在共同富裕目标下对传统ISEW核算体系的拓展，为衡量中国共同

富裕的程度提供了理论基础。为了迈向共同富裕的目标，本文将使用 Dagum 基尼系数对省级层面的 SE-ISEW 进行计算和分解，研究整体和地区的差异及差异的来源；并使用 σ 收敛模型和空间 β 收敛模型研究 SE-ISEW 的空间收敛特征。

本文的内容安排如下：第一部分介绍 ISEW 的核算方法及数据来源；第二部分解释在共同富裕视角下结构指数的测算方法及 SE-ISEW 指数的构建；第三部分对省级层面的 ISEW 和 SE-ISEW 进行测算及对比分析；第四部分按照地区对 SE-ISEW 进行分解；第五部分为 SE-ISEW 的空间收敛分析；第六部分对全文进行梳理并归纳主要研究结论，在此基础上对我国可持续经济福利结构均衡增长提出相关政策建议。

一、ISEW 理论基础及核算项目

本文以 Daly 和 Cobb (1989) 提出的 ISEW 核算项目为基础，通过进一步调整核算项目以得到更符合中国社会经济发展现状的可持续经济福利指数。本文的 ISEW 核算项目分为六个核算部分，分别是加权居民消费支出、家庭劳动价值、非防御性公共支出、防御性私人支出、环境成本和资本调整。ISEW 核算的理论依据是在加权居民消费支出的基础上，使用社会其他经济活动的正、负外部效应对其加以修正。ISEW 扣除了在 GDP 核算时并未改善个人福利的部分，尤其是经济增长带来的环境污染成本和社会成本，如环境排放成本、防御性支出、通勤费用、车辆事故、犯罪成本和自然资本折旧（资源枯竭、土地流失等）（见表 1）。此外，ISEW 还考虑了与健康和教育相关的公共支出、家庭劳动贡献的价值和长期的环境变化成本。其核算公式如下：

$$\text{ISEW} = \text{加权居民消费支出} + \text{家庭劳动价值} + \text{非防御性公共支出} - \text{防御性私人支出} - \text{环境成本} + \text{资本调整}$$

表 1 ISEW 各项核算项目及数据来源

项目	影响	理论含义	数据来源
加权居民消费支出	+	ISEW 核算基础	《中国统计年鉴》
家务劳动贡献	+	家庭劳动价值	《中国统计年鉴》
基础设施建设支出	+	非防御性公共支出	《中国财政年鉴》
公共卫生和公共教育支出	+	非防御性公共支出	《中国统计年鉴》
犯罪成本	-	非防御性公共支出	参考陈硕和刘飞 (2013) 的测算结果
居民医疗和教育支出	-	防御性私人支出	《中国统计年鉴》
通勤成本	-	防御性私人支出	参考 Long 和 Ji (2019) 的测算方法
车祸成本	-	防御性私人支出	《国家统计局数据库》
城市化成本	-	防御性私人支出	《中国统计年鉴》
水污染成本	-	环境成本	《中国环境统计年鉴》
空气污染成本	-	环境成本	《中国环境统计年鉴》
噪声污染成本	-	环境成本	《中国统计年鉴》
长期环境损失	-	环境成本	参考 Yang 等 (2017) 的测算方法
森林面积变化	±	环境成本	《中国环境统计年鉴》
自然灾害导致直接经济损失	-	环境成本	《中国统计年鉴》
耐用消费品支出	-	资本调整	《中国统计年鉴》
耐用消费品服务	+	资本调整	《中国统计年鉴》
净资本存量增长	+	资本调整	《经济金融研究数据库》

1. 加权居民消费支出

加权居民消费支出 (WRC) 是 ISEW 的核算基础。由于居民收入在家庭和个人之中存在显著的不平等问题 (Daly 和 Cobb, 1994), 从居民福利的角度考虑, 直接将居民消费 (rc) 纳入 ISEW 核算并不能真实反映居民的经济福利, 须对其加以调整才能反映真实的人民福祉。对此, 本文参考 O'Mahony 等 (2018) 的方法基于基尼系数 ($Gini$) 的分配不公平指数 (ie) 来调整居民消费总额。其表达式为:

$$WRC = rc \times ie = rc \times \frac{1}{Gini + 1} = \frac{rc}{Gini + 1} \quad (1)$$

2. 家庭劳动价值

家庭劳动对福利的贡献在传统核算体系中被忽略, 在主流的福利核算方法中, 常使用如机会成本法、行业替代法和综合替代法等估算家庭劳动的经济价值。本文参考廖宇航 (2018) 对中国家庭劳动价值估算的结果, 选择用 GDP 的 30% 来估计无酬劳家庭劳动。

3. 非防御性公共支出

(1) 基础设施建设支出。基础设施建设如公共交通、公共设施等公共支出能提高居民的福利水平, 中国目前仍是发展中国家, 发达国家政府基础设施建设支出带来的福利收益要大于发展中国家 (Clark 和 Islam, 2005), 因此本文使用交通设施和城乡基础设施建设的财政支出的 75% 作为基础设施建设支出的非防御性公共支出 (NSO, 1997, 1999)。

(2) 公共卫生和公共教育支出。政府在公共卫生和公共教育上的投入能从居民身体健康和人力资本积累的角度实现居民福利水平的改善, Pulselli 等 (2007) 在测算 ISEW 时认为只有 50% 的公共医疗卫生费用是防御性的, 因此, 本文非防御性公共支出核算中包括了 100% 的公共教育支出和 50% 的公共卫生支出。

(3) 犯罪成本。贪污、公共财产破坏、人身伤害等犯罪行为导致的公共支出不能改善居民福利 (Yang 等, 2017), 因此不计入经济福利的核算。本文参考陈硕和刘飞 (2013) 所测算的中国刑事犯罪所造成经济损失的数据, 并使用《中国法律年鉴》中各省检察院批捕的刑事案件人数占全国总人数的比重, 估算各省因刑事犯罪所造成的公共支出。

4. 防御性私人支出

(1) 居民医疗卫生和教育支出。居民医疗卫生和教育支出作为私人支出不计入经济福利的核算中, 本文参考现有研究中私人医疗卫生和教育支出的二分之一作为福利损失价值并扣除 (Daly 和 Cobb, 1989; O'Mahony 等, 2018)。

(2) 通勤成本。通勤费用作为居民消费的一部分, 由于其具有无奈性且不能增加居民福利, 应当从居民消费中扣除 (Daly 和 Cobb, 1994)。本文参考 Long 和 Ji (2019) 的方法, 将居民通勤成本设置为: 通勤成本 = 0.3 (A - 0.3A)。其中 A 为居民消费支出中用于交通支出的部分; 0.3A 表示私家车折旧的成本估算, 由于私家车支出作为耐用消费品支出在资本调整项目中进行核算, 此处将其扣除以避免重复计算。

(3) 车祸成本。车祸的发生造成经济损失, 降低居民经济福利, 由于之前已经估计了医疗的支出, 因此车祸成本是根据车祸导致的交通事故直接财产损失估计 (Daly 和 Cobb, 1989)。

(4) 城市化成本。城市地区人口密度的增加意味着房价以及土地租金的上涨, 导致人民生活成本上升、经济福利下降。但是城市人口的集中还刺激了住房供应的增加, 部分抵消了

由于过度拥挤而导致的房价上涨。本文参考 Clarke 和 Islam (2005) 的核算方法，将城镇居民收入的 18% 用于估算城市化成本。

5. 环境成本

(1) 水污染成本。污染物的影子价格反映了污染的实际成本，本文将水污染的影子价格设置为 0.77 元/吨 (Yang 等, 2017)，各年的水污染影子价格由居民价格指数修正。

(2) 空气污染成本。本研究中不同空气污染物排放成本等于污染物的排放量乘以各自的影子价格 (Pulselli 等, 2007; Bleys, 2013)。这些污染物及其影子价格为：氮氧化物 904 欧元/吨、二氧化硫 2324 欧元/吨、总悬浮粒子 (TSP) 130 欧元/吨 (Pulselli 等, 2007)，二氧化碳 7.28 美元/吨 (Liang 等, 2015)，各年的空气污染影子价格由居民价格指数修正。

(3) 噪声污染成本。噪声污染会对居民健康和生产效率产生负面影响，国外学者尝试使用 GNP 的 1% 来估算噪声污染成本 (Daly 和 Cobb, 1989; NSO, 1997, 1999; Clarke 和 Islam, 2005)。本文参考张伟 (2010) 的方法，使用 GDP 替代 GNP，以 GDP 的 1% 估计噪声的污染成本。

(4) 长期环境损失。本文参考 Daly 和 Cobb (1994) 的方法，考虑了三种主要不可再生能源：煤炭、石油和天然气来计算碳排放的成本，估计长期的环境损失。碳排放系数参考 IPCC (2006)、国家气候变化对策协调小组办公室和国家发改委能源研究所 (2007) 的计算方法，依次把代表煤炭、焦炭、汽油、煤油、柴油、燃料油和天然气的碳排放系数设置为 0.449、0.776、0.830、0.865、0.858、0.835 和 5.905 (吨 C/吨或吨 C/亿立方米)。研究中以碳排放的影子价格 717.27 元/吨 (Yang 等, 2017) 估计长期环境损失，各年的碳排放影子价格由居民价格指数修正。

(5) 自然环境变化的收益或损失。自然环境变化如森林面积的变化，会从气候环境、生物多样性、生态系统服务和自然资本存量等方面影响居民福利水平 (Costanza 等, 1997)。本文使用《中国环境统计年鉴》中森林面积的变化的数据，并按照 969 美元/公顷 (Costanza 等, 1997) 估计因自然环境变化而带来的居民福利的收益或损失。

(6) 自然灾害导致的直接经济损失。自然灾害会直接造成居民的财产的损失和收入的下降，导致居民福利水平的下降。本文使用《中国统计年鉴》中货币化衡量的自然灾害所导致的直接经济损失的数据，将其从 ISEW 中扣除，以估计自然灾害对居民福利水平的影响。

6. 资本调整

(1) 耐用消费品支出与服务。由于耐用消费品在超过一年的时间后，消费者还会从耐用消费品的服务中受益，例如家用电器等，因此耐用消费品应被视为资本存量，本文将耐用品消费支出从居民消费中扣除，并在考虑计算耐用品服务价值。Jackson (2019) 认为，耐用品可以持续 8 年左右，因此每年的购买价格将损失其价值的八分之一，并在 8 年后退出库存。本研究将第 i 年的支出与前一年 ($i-1$) 支出中的 $7/8$, ($i-2$) 年中的支出的 $6/8$, 一直累加到 ($i-7$) 年耐用消费品支出的 $1/8$ 。其次考虑实际利率对库存价值的影响，本文参考 Jackson 和 Victor 的方法 (2016)，将估算中的实际利率设置为 7.5%。综上，当年的耐用消费品服务价值为 (耐用品库存) \times (折旧 + 实际利率)。

(2) 净资本存量增长。由于人力资本和自然资本的互补性，可持续经济福利要求两类资本都不减少。为了维持长期的经济福利，净资本存量应该不断增加或不变。本文通过新增加的资本存量减去资本需求来计算净资本增长 (Pulselli 等, 2007)。其计算公式为：

$$\begin{aligned} NCG &= \Delta K - \frac{\Delta L}{L} \times K_{t-1} \\ (\Delta K &= K_t - K_{t-1}, \Delta L = L_t - L_{t-1}) \end{aligned} \quad (2)$$

其中, NCG 表示净资本增长, ΔK 、 ΔL 分别表示资本和人力资本存量的变化量, K_t 、 K_{t-1} 分别表示当期和前一期的资本存量, L_t 、 L_{t-1} 分别表示当期和前一期的人力资本存量。

二、共同富裕视角下结构指数的构建与核算

中国社会主义建设的主要矛盾从过去解决“落后的生产”向“不平衡不充分的发展”上转变, 传统的 ISEW 核算体系难以在结构失衡的背景下, 衡量以共同富裕为目标的可持续经济福利。本文将在共同富裕视角下构建并测算结构指数, 对传统的 ISEW 核算体系进行拓展。

1. 共同富裕的时代特征

共同富裕是一个历史范畴, 在不同的历史阶段被赋予不同的内涵(杜江和龚浩, 2020)。目前我国在结构转型的过程中面临着结构失衡的问题, 更全面、更充分的“高质量发展”需要经济结构的改革与创新(金碚, 2018), 经济结构的改善不仅能促进经济快速发展(于春晖等, 2011), 而且更能促进消费均衡增长与人民福祉的提升(Blanchard 和 Giavazzi, 2006)。共同富裕的核心是“共同”, 目的是消除差异, 实现均衡发展。因此, 对我国的福利水平进行衡量时, 除了考察国民收入、社会福利支出、环境水平等方面外, 还应加入结构均衡进行衡量, 以反映共同富裕的思想。

2. 结构指数的构成

共同富裕与社会主义现代化建设和人民对美好生活的向往密切相关, 实现共同富裕有助于改善我国长期的结构性失衡问题(王一鸣, 2020), 本文将在共同富裕的视角下构建结构指数。产业结构是经济结构的基础, 选择适当的产业结构战略将有助于构建合理的收入分配结构(林毅夫和陈斌开, 2013)。但结构指数的构建是多方面的, 经济增长的结构不仅体现在产业结构上(钞小静和任保平, 2011), 因此本文从经济增长的“三驾马车”出发, 在产业结构的基础上引入投资消费结构和外贸结构, 通过数量指标和质量指标的引入, 以更全面地衡量结构失衡问题。同时, 劳动力作为生产要素的一个重要组成部分, 人口红利下降成为制约高质量发展、实现共同富裕的重要因素(江小涓和孟丽君, 2021), 本文也将人口结构作为衡量结构失衡的一项指标。具体指标选取及解释如表 2 所示, 二级指标中投资率和消费率取为适度指标, 参照行俊波(2008)的研究, 将投资率的适度值设为 38%; 出口技术复杂度参考戴魁早(2018)的测算方法。

表 2 共同富裕视角下结构指数构成及测度

一级指标	二级指标	核算方法	指标属性
产业结构	第三产业产值占比	第三产业 GDP/GDP 总额	正
	第三产业 比较劳动生产率	第三产业产值占 GDP 比重/ 第三产业劳动人口占总就业人口比重	正
投资消费结构	投资率	资本形成额/GDP	适度指标
	消费率	最终消费支出/GDP	适度指标
	居民恩格尔系数	居民人均食品消费支出/居民人均消费支出	负

(续)

一级指标	二级指标	核算方法	指标属性
外贸结构	外贸依存度	进出口总额/GDP	正
	外资依存度	FDI/GDP	正
	出口技术复杂度	参考戴魁早(2018)的测算方法	正
人口结构	人口抚养比	14岁以下和65岁以上人口/总人口	负
	人口受教育程度	居民人均受教育年限	正

3. 结构指数的测算

如表2所示,各项评价指标对结构指数存在不同的影响方向,正指标对结构指标有正向的影响,负指标则对结构指数有负向的影响。不同分项指标对结构指数的影响程度也存在差异,因此应当对各项指标赋予具体的权重,以准确衡量各项指标对结构指数的影响。本文为保证核算体系的科学性和客观性,采用熵值法对各项指标的权重进行核算。熵值法通过计算指标的熵值来判断指标的离散程度,指标的离散程度越大,对指标的影响越大,即指标在核算中所占的权重越大。熵值法在确定权重系数的过程中避免了人为因素的干扰,能较为客观地反映各评价指标差异程度,常用于各类指标体系的客观赋权。由于不同指标的量纲和正负影响不同,直接计算会存在较大的误差,本文首先采用极差法对原始数据进行标准化处理。之后基于熵值法所确定的各项指标权重 ω_j 和标准化处理后的指标数据 $x'_{\alpha ij}$ 即可计算出各省各年的结构指数,具体计算方法如下:

$$SE_{\alpha i} = \sum_j \omega_j \times x'_{\alpha ij} \quad (3)$$

其中 $SE_{\alpha i}$ 表示第 α 年第*i*省的结构指数,其取值范围 $SE_{\alpha i} \in [0, 1]$,结构指数越大代表该省份在该年的经济社会结构更协调且经济社会发展质量更高,同理,结构指数越小代表社会经济结构更差。

三、ISEW的拓展与测算

1. 将共同富裕视角下的结构指数纳入ISEW核算

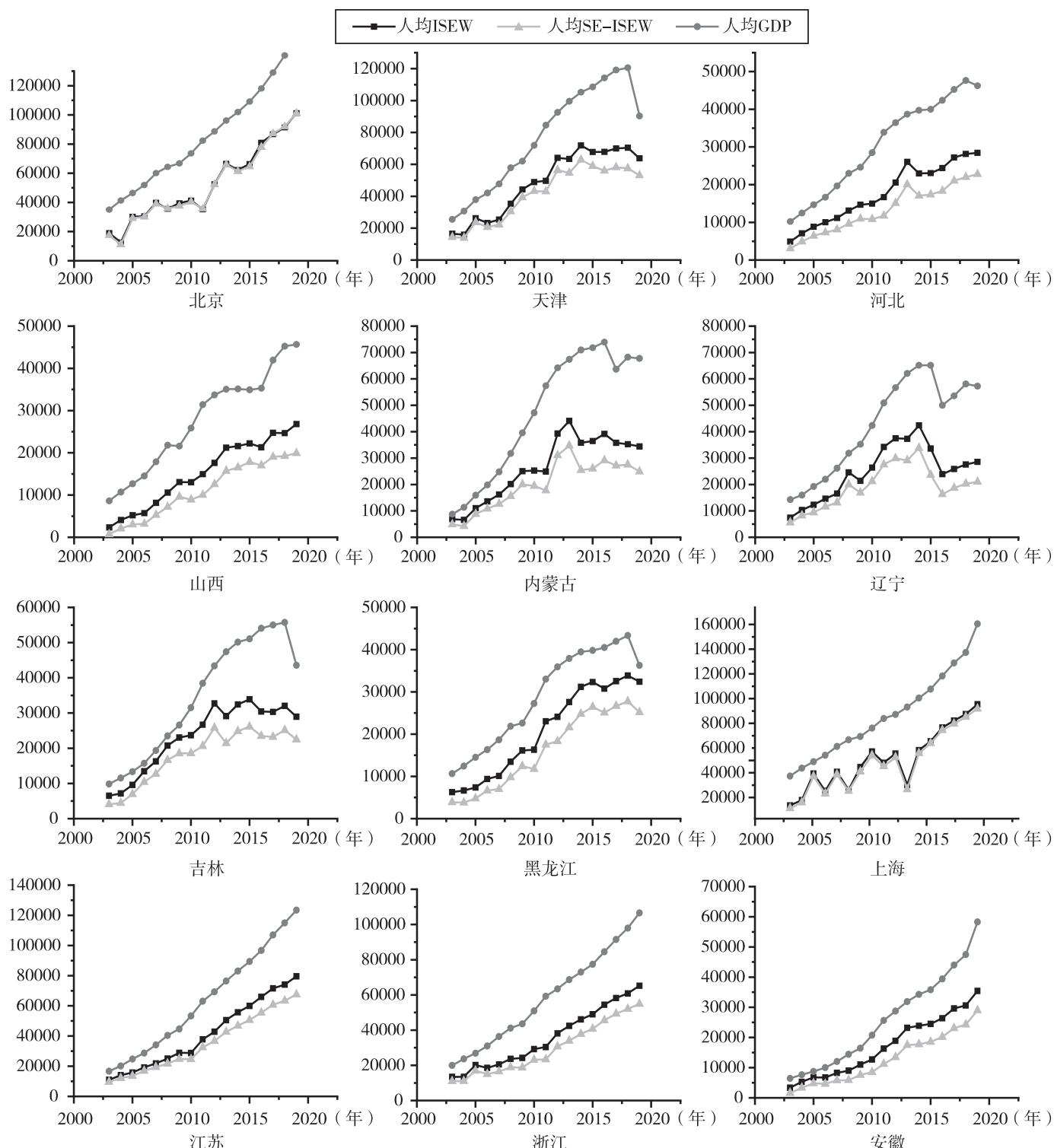
传统的ISEW核算体系主要使用基尼系数和阿特金森指数衡量收入不平等因素,但这两个指标在衡量收入不平等时,都存在一定的不足。首先,基尼系数仅反映了居民在货币收入上的差距,并未体现居民生活水平和人民福祉上的差异(傅红春和罗文英,2004)。其次,中国居民在收入结构上存在着巨大的差异,仅考虑货币收入会忽略实物收入和隐性收入带来的估算偏差(李实和罗楚亮,2011)。阿特金森指数虽然考虑了居民福利及社会效用,但却忽略了收入结构的差异以及中国近年来社会经济结构的快速变动(万广华,2008)。目前,中国社会经济正处于结构转型的关键时期,结构因素对经济发展的数量与质量有着巨大的影响,特别是结构变化会对经济可持续增长产生全方位影响,进而影响经济社会整体的福利水平(贺俊等,2018)。发展的不充分和不平衡使人们对“共同富裕”的需要与日俱增(刘培林等,2021);同时,近年来中国经济增速放缓,产业结构与经济结构面临转型升级,中国经济发展进入“新常态”,如何在“新常态”下调整经济结构和转变发展方式,是进一步开发经济增长潜力、提高经济增长质量和提高人民生活福祉的关键(任保平,2015)。因此,本文在ISEW的测算中引入在共同富裕视角下构建的结构指数(SE)以衡量经济社会结构性失衡所造成的福利损失。

本文参考 ISEW 测算中引入基尼系数和阿特金森指数 (O'Mahony 等, 2018) 修正对收入不平等对 ISEW 的影响的方法, 使用结构指数 (SE) 替代基尼系数, 实现从结构性失衡的角度对 ISEW 进行修正, 构建在共同富裕视角下结构性失衡对经济福利影响的 SE-ISEW。使用结构指数修正居民消费的表达式为:

$$WRC = rc \times ie = rc \times SE \quad (4)$$

2. SE-ISEW 测算结果及分析

基于上述 SE-ISEW 的构建方法与前文中 ISEW 和结构指数 SE 的测算结果, 对我国 30 省份 (不包括西藏和港、澳、台) 2003~2019 年 SE-ISEW 的测算结果如图 1 所示。



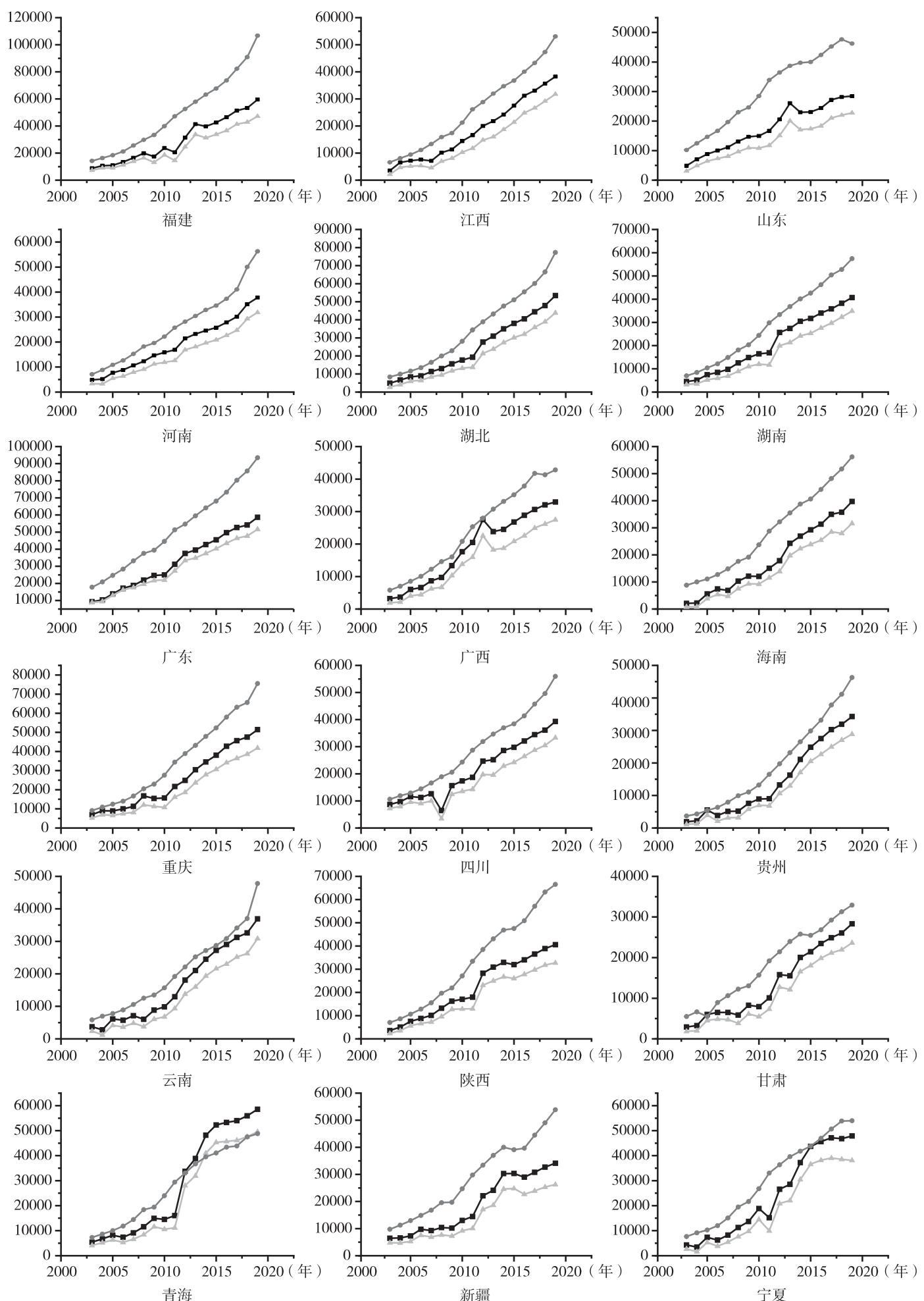


图 1 30 个省份 2003~2019 年人均 GDP、ISEW、SE-ISEW

各省份2003~2019年人均GDP、ISEW和SE-ISEW的计算结果如图1所示。通过对各省份人均GDP、ISEW和SE-ISEW的计算结果进行分析，可以有以下发现。

第一，中国人均GDP、ISEW和SE-ISEW均呈现波动上升的发展趋势。虽然存在一定波动，但我国大多数省份的人均GDP、ISEW和SE-ISEW在测算年间都呈现明显的上升趋势，这说明我国多数省份在过去15年间在国内生产总值和居民福利水平上都有明显的提升。但在人均GDP、ISEW和SE-ISEW普遍增长的趋势下，部分省份，如河北、内蒙古、辽宁、吉林、天津、四川在部分年份出现了人均ISEW和SE-ISEW的零增长甚至显著下降，例如四川在2008年遭受了汶川大地震，当年四川因自然灾害所导致的直接经济损失高达7865亿元，占当年GDP总量的61%，给当地带来了巨大的经济损失和居民福利水平的下降，这直接导致四川当年SE-ISEW的测算结果为负，而当年四川的GDP却由于灾后重建的政府投入提高而体现为高出常年的增长。这意味着部分省份在经济高速增长的背景下，忽略了环境污染、社会治理和自然灾害等成本给居民福利所带来的损失，出现了经济总量上升，但经济质量和居民福利却未增长甚至有所下降的结果。

第二，大多数省份的人均GDP与人均ISEW、SE-ISEW之间的差异不断扩大。在早期，由于经济发展水平较低，经济总量和居民福利的绝对量都处于较低水平，但随着我国经济的高速增长和早期发展中对结构性失衡及环境问题的忽视，我国绝大多数省份的人均GDP与人均ISEW、SE-ISEW之间的差异不断扩大，这体现了我国经济与社会福利的增长上处于“相对阈值效应”（刘渝琳和余尊宝，2014），即经济总量GDP保持相对高速的增长，居民福利ISEW和SE-ISEW以较低速度增长，具体表现为ISEW和SE-IESW相对于经济增长的负增长状态。这说明传统GDP测算方法由于忽略了环境污染、居民防御支出等负面影响，从而高估了居民的福利水平和实际经济质量的增长。虽然大多数省份在经济增长的过程中居民福利相对于经济增长负增长，但少数省份，如青海在部分年份的人均ISEW和SE-ISEW均高于人均GDP，这是由于其低水平的环境污染成本和私人防御成本的结果。

第三，大多数省份ISEW和SE-ISEW之间绝对值的差异不断扩大。ISEW和SE-ISEW之间的区别在于ISEW是由居民收入不平等指数对居民消费进行调整，而SE-ISEW是由结构指数对居民消费进行调整。虽然绝大多数省份随着经济的发展和社会经济结构的调整，结构指数不断改善，但由于收入不平等指数仅关注省内的收入不平等现象，而结构指数则会关注各省之间的差异，我国结构性失衡的现状导致结构指数的省际差异更大。因此部分经济发展较落后省份，结构指数调整后的SE-ISEW会低于收入不平等指数调整后的ISEW，且这个差距随着经济总量的增加而扩大。虽然SE-ISEW测算结果低于ISEW，但SE-ISEW能够更好地在共同富裕视角下，衡量由于结构性失衡所导致的可持续经济福利的地区差异。

第四，我国SE-ISEW发展水平存在明显的区域差异。从地域上来看，我国SE-ISEW呈现东部大于中部和东北，中部和东北大于西部的三级阶梯状差异，这和我国的经济发展水平的区域分布相类似，东部地区由于更早的对外开放及长期高速的经济增长，拥有更高的经济和社会发展水平，东部地区的居民相比其他发展落后的省份拥有更高的收入及消费水平，而居民消费是SE-ISEW的核心组成部分；同时，经济发展水平更高的地方政府，会加大与居民福利相关的财政支出，从而提高居民福利水平。此外，SE-ISEW在省际的绝对差异小于GDP的差异，2003~2019年平均人均SE-ISEW最高省份北京与最低的甘肃差距为3.6277万元，而2003~2019年平均人均GDP最高省份北京与最低的甘肃差距为6.0984万元，产生这个现象的原因在于经济发展水平较高地区为进行经济生产需要承担大量的环境成

本，同时过度的城市化也会带来大量的城市化成本，而经济发展较落后的地区环境成本和城市化成本均较低，经济发达地区更大的负向指标缩减了与经济落后地区在居民福利上的差距。

四、SE-ISEW 的地区差异及其分解

通过上节中对 SE-ISEW 的测算和分析，可以发现我国 SE-ISEW 在发展水平和特征上存在显著的区域差异，因此在后续制定发展政策时，应当明确 SE-ISEW 的地区差异及其来源，以实现共同富裕的目标。本文将采用 Dagum 基尼系数（Dagum, 1997）对 SE-ISEW 的地区差异进行分解，并研究差异的来源。

1. Dagum 基尼系数及分解方法

相比于传统基尼系数、阿特金森等衡量不平等的方法，Dagum 基尼系数法能够代表地区差距的基尼系数分解为地区内差异、地区间差异和超变密度三个部分，能更为准确地分析地区间不平等的来源。使用 Dagum 基尼系数计算我国 SE-ISEW 的整体差异方法如下：

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |Y_{ji} - Y_{hr}|}{2n^2 \bar{Y}} \quad (5)$$

上式中， G 代表整体基尼系数， \bar{Y} 表示各省市 SE-ISEW 的平均值， Y_{ji} (Y_{hr}) 为 j (h) 地区内 i (r) 省的 SE-ISEW， k 为地区数量， n 为总省市数量， n_j (n_h) 为 j (h) 地区内省市的数量。

在使用 Dagum 基尼系数对整体基尼系数进行分解时，首先需要对根据地区 SE-ISEW 的均值对地区进行排序，即 $\bar{Y}_h \leq \bar{Y}_j \leq \dots \leq \bar{Y}_1$ ，其次可以将整体基尼系数分解为：区域内差异贡献 G_w 、区域间净值差异贡献 G_{nb} 和超变密度贡献 G_t ，这三部分与整体基尼系数之间满足关系式： $G = G_w + G_{nb} + G_t$ 。区域内差异贡献 G_w 由区域内基尼系数 G_{jj} 计算所得，区域间净值差异贡献 G_{nb} 和超变密度贡献 G_t 由区域间基尼系数 G_{jh} 计算所得，区域内基尼系数 G_{jj} 和区域间基尼系数 G_{jh} 计算方法如下：

$$G_{jj} = \frac{\sum_i^{n_j} \sum_r^{n_j} |Y_{ji} - Y_{jr}|}{2 \bar{Y}_j n_j^2} \quad (6)$$

$$G_{jh} = \frac{\sum_i^{n_j} \sum_r^{n_h} |Y_{ji} - Y_{hr}|}{(\bar{Y}_j + \bar{Y}_h) n_j n_h} \quad (7)$$

在区域内基尼系数 G_{jj} 和区域间基尼系数 G_{jh} 的基础上，可以计算出区域内差异贡献 G_w 、区域间净值差异贡献 G_{nb} 和超变密度贡献 G_t ，具体计算方法如下：

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (8)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (9)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (10)$$

式中, $p_j = n_j/n$, $s_j = n_j \bar{Y}_j/n \bar{Y}$, 且 p_j 和 s_j 分别满足 $\sum_{j=1}^k p_j = 1$ 和 $\sum_{j=1}^k s_j = 1$; D_{jh} 表示为 j 、 h 地区之间 SE-ISEW 水平的相互影响, 其由 m_{jh} 和 n_{jh} 构成; m_{jh} 表示地区之间 SE-ISEW 的差值, 即在 j 、 h 地区中所有 $Y_{ji} - Y_{hr} > 0$ 的样本值加总的数学期望; n_{jh} 表示超变一阶矩值, 即所有 $Y_{hr} - Y_{ji} > 0$ 的样本值加总的数学期望。 D_{jh} 、 m_{jh} 和 n_{jh} 的具体计算方法如下 (下式中 F_j (F_h) 表示 j (h) 地区的累积分布函数):

$$D_{jh} = \frac{m_{jh} - n_{jh}}{m_{jh} + n_{jh}} \quad (11)$$

$$m_{jh} = \int_0^\infty dF_j(Y) \int_0^Y (Y - x) dF_h(Y) \quad (12)$$

$$n_{jh} = \int_0^\infty dF_h(Y) \int_0^Y (Y - x) dF_j(Y) \quad (13)$$

2. 中国 SE-ISEW 的区域差异及其来源

本文使用上述方法对上文中测算的 2003~2019 年省级层面 SE-ISEW 的地区差异按照东部、中部、东北和西部四个地区进行测算和分解, 测算结果如下。

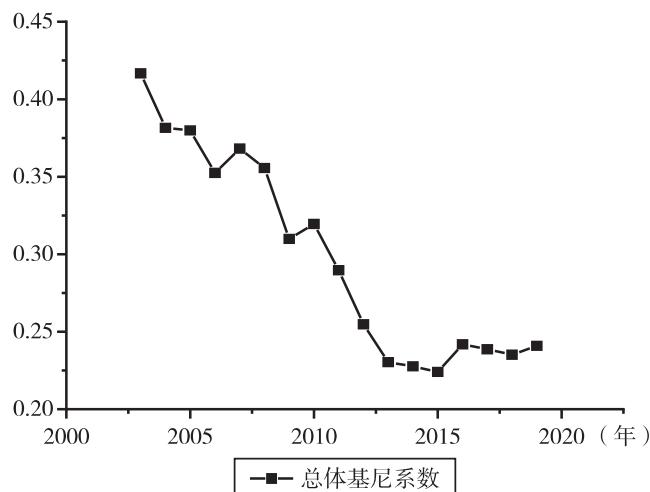


图 2 SE-ISEW 发展水平总体差异

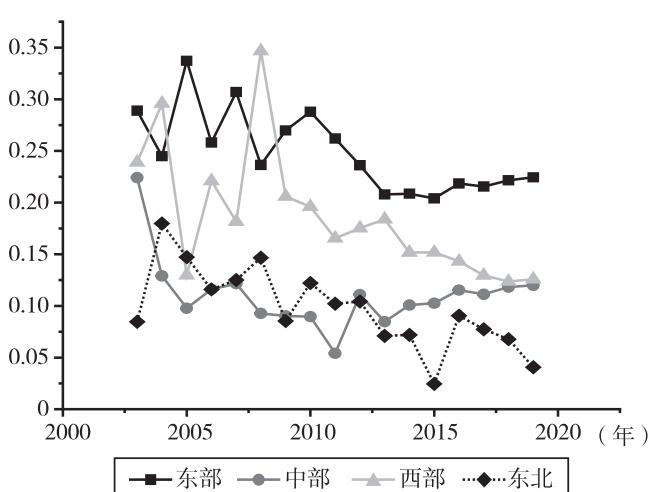


图 3 SE-ISEW 发展水平地区内差异

(1) 总体差异。中国 2003~2019 年 SE-ISEW 发展水平总体差异及其变化趋势如图 2 所示, 可以发现我国 SE-ISEW 发展水平的总体差异变化呈现从早期较高的差异, 并在波动中下降, 最后在一个较低的范围内波动的趋势。具体而言可以分为两个阶段, 第一个阶段是 2015 年以前, 总体基尼系数从 2003 年最高的 0.4167 逐渐波动下降到 2015 年的 0.2241, 在这个阶段中我国早期的 SE-ISEW 区域差异较大, 主要原因是早期经济发达地区和落后地区在居民消费、财政民生投入及资本积累方面存在较大差异。而随着“西部大开发”和“精准扶贫”的深入, 经济落后地区逐步加大教育、公共卫生等居民福利支出(王圣云和姜婧, 2020); 同时, 经济发达地区面临着因经济发展和城市扩张所带来的巨大的生态环境成本和城市化成本, 而经济较落后地区拥有更好的生态环境及相对稳定的城市化进程。在两者的共同作用下, 我国 SE-ISEW 的整体差异逐步下降到一个较低的水平。第二个阶段是 2015 年以

后, 我国 SE-ISEW 在 0.2241~0.2419 这一较低的水平中稳定上下波动, 这说明我国 SE-ISEW 的区域差异在这段时间内保持在一个较为稳定的水平。

(2) 地区内差异。SE-ISEW 发展水平地区内差异及其变化趋势如图 3 所示。可以发现, 东部和西部地区的地区内基尼系数都呈现波动下降的趋势, 西部地区 2008 年由于四川汶川大地震导致当年四川 SE-ISEW 过低, 从而导致当年西部地区基尼系数较大; 而东北由于内部省份样本较少, 波动相比其他地区更大, 整体上地区内差异呈现先上升后下降的倒“U”形发展趋势; 中部地区则在一个较稳定的范围内波动。从各地区内差异大小来看, 各地区内年平均基尼系数从大到小依次为: 东部地区>西部地区>中部地区≈东北地区。

分地区进行分析, 东部地区虽然经济发展水平最高, 但东部地区内差异也处于全国最高水平, 这说明东部地区在高经济增长的环境下, 面临更严重的发展不均衡问题, 东部地区虽然经济发展更早, 整体经济水平更高, 但东部地区内如北京、上海和天津, 这些省市社会经济结构更为优化、民生性财政支出力度更大以及高污染的工业企业较少, 拉开了这些省份与东部地区其他省份在 SE-ISEW 增长上的差距。但东部地区由于更早的经济发展以及更完善的基础设施建设, 加上近年来我国高度重视区域协调综合发展和共同富裕相关政策的实施, 以北京、上海和深圳为中心的京津冀地区、长三角地区和大湾区在人才流动、技术创新、产业转型上发挥出了更高效率的辐射效应(侯贊慧等, 2009), 降低了东部地区内部的发展差异。西部地区由于省份众多, 有经济水平较为发达的四川、重庆等新一线城市, 同样也有发展最为落后的新疆、青海、宁夏等省市, 因此西部地区的 SE-ISEW 区域内差异也较大, 仅次于东部地区, 但近年来我国相继提出西部大开发战略、“一带一路”倡议等发展规划, 加大了对西部地区基础设施建设、转移支付和产业转型升级的投入力度(王桂军和卢潇潇, 2019); 同时, 随着经济和社会的不断发展, 青海、内蒙古等省份有自然环境优势, 可持续经济福利的优势更为突出, 在两者的共同作用下西部地区的区域内差异逐渐下降。中部地区和东北地区, 由于地区内省份发展水平较为接近, 因此地区内基尼系数均在一个较低的范围内波动。

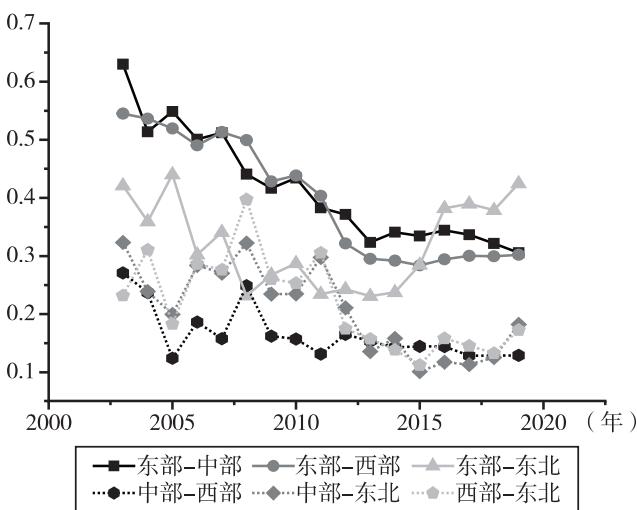


图 4 SE-ISEW 发展水平地区间差异

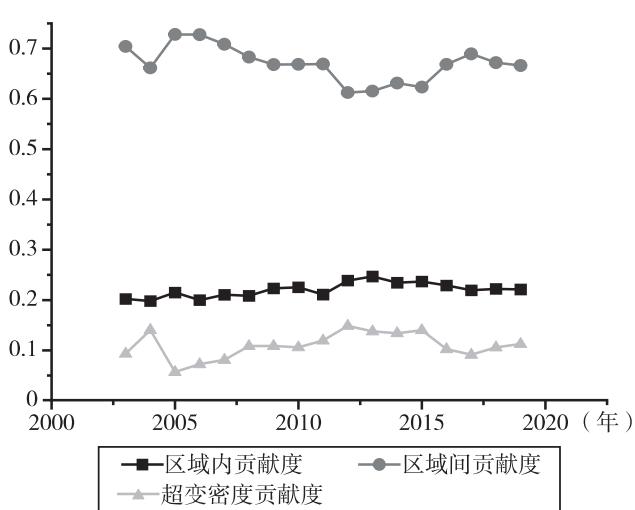


图 5 SE-ISEW 发展水平总体差异来源

(3) 地区间差异。SE-ISEW 发展水平地区之间差异及其变化趋势如图 4 所示, 根据结果可以发现不同地区之间的 SE-ISEW 发展差异相差较大, 从整体总体平均水平对比来看地区间基尼系数年平均值从大到小依次为: 东部—中部>东部—西部>东部—东北>中部—东

北>东北—西部>中部—西部。可以发现，东部地区与其他地区的 SE-ISEW 发展差异明显大于其他地区之间的发展差异，东部地区与中部地区和西部地区的基尼系数年平均值分别为 0.4152 和 0.3978，远高于东部地区与东北地区的 0.3217。东部地区与西部地区和中部地区的差异在 2003~2013 年经历了快速下降，2013 年后保持平稳波动。这是由于东部地区经济发展更早，在早期相比于中西部地区拥有更高的福利水平，而随着中西部地区的“追赶效应”，以及东部地区面临的环境污染成本和城市化成本（Long 和 Ji, 2019），东部地区和中西部地区的差距不断缩小。东部地区和东北地区之间的差异发展经历了先下降后上升的“U”形变化，第一阶段是 2003~2013 年下降阶段，第二阶段是 2013 年以后的上升阶段，下降阶段的原因与中西部地区和东部地区之间差异下降相类似；而 2013 年后基尼系数上升的主要原因是东北地区产业结构落后、人才流失和城市脆弱性等问题导致发展放缓（张平宇，2013；赵林等，2014），从而扩大了与东部地区之间的差异。中部和西部地区与东北地区之间的差异逐渐缩小，这同样反映了中西部地区的快速追赶以及东北地区发展速度的放缓。而中西部之间的差异则保持了平稳的波动下降，由 2003 年的 0.2709 下降到 2018 年最低的 0.1287，其间都保持了较稳定的上下浮动。通过对地区之间的 SE-ISEW 发展差异分析可以发现，在计算期内，中西部的 SE-ISEW 水平上都得到了快速的增长，与东部和东北之间发展的差距不断缩小，同时，东北地区因产业结构落后、人才流失、创新放缓等问题所导致的福利水平发展缓慢问题同样值得关注。

（4）区域差异来源及贡献。SE-ISEW 发展水平总体差异来源及其变化趋势如图 5 所示，从整体贡献度来看，区域间差异对我国 SE-ISEW 总体差异贡献度最大，其 2003~2019 年平均贡献率为 67.76%，并在 62.86%~73.49% 波动，远高于贡献率第二的区域内差异，这说明区域间差异是我国 SE-ISEW 总体差异的主要来源。区域间差异和超变密度对总体差异的贡献度年平均值分别为 21.82% 和 10.42%，远低于区域间差异的贡献度，这说明 SE-ISEW 的区域内差异和区域间样本交叉重叠问题对我国 SE-ISEW 的不平等问题的影响较小。因此，应当从区域间发展非均衡的角度出发，解决我国面临的可持续经济福利区域不平等的问题，以促进区域间的协同发展，实现共同富裕。

五、SE-ISEW 的收敛分析

1. SE-ISEW 的 σ 收敛

σ 收敛通过反映不同地区 SE-ISEW 均等化水平的离差随时间变化而呈现上升或下降的趋势，而判断该地区内差异是处于上升或下降的趋势，本文参考于伟等（2021）的研究方法，使用变异系数衡量中国 SE-ISEW 的 σ 收敛，具体计算方法如下：

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ji} - \bar{Y}_j)^2}{n_j}} / \bar{Y}_j \quad (14)$$

式中， \bar{Y}_j 表示 j 地区 SE-ISEW 的平均值， Y_{ji} 为 j 地区内 i 省的 SE-ISEW， n_j 为 j 地区内省市的数量。一个地区的 σ 值逐渐变小，则说明该地区内 SE-ISEW 的离散程度越低，该地区各省份之间的可持续经济福利水平的差异逐渐缩小，呈现收敛的发展趋势，反之则为扩散的发展趋势。我国整体和各地区的 σ 收敛系数计算结果如图 6 所示。

通过观察我国总体及各地区人均 SE-ISEW 的 σ 系数变化趋势可以发现，我国整体层面

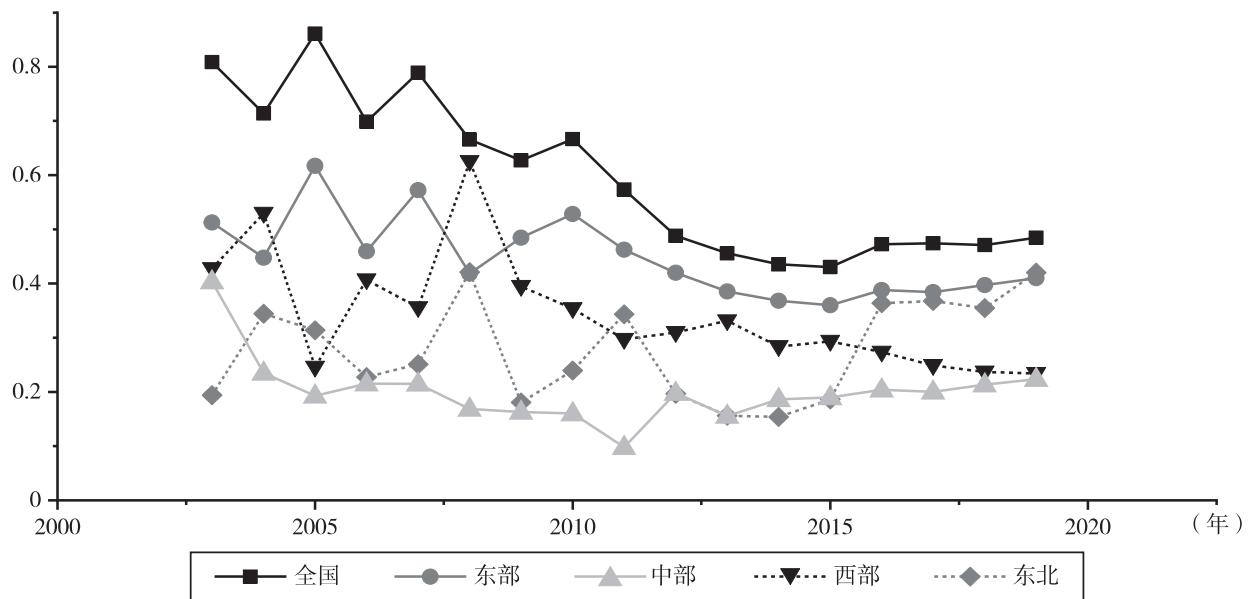


图 6 中国 2003~2019 年全国及四大地区人均 SE-ISEW 的 σ 收敛系数变化趋势

SE-ISEW 的 σ 收敛系数呈现先波动下降，再小幅度回升的趋势，具体表现为从 2003 年的 0.8085 波动下降到 2015 年的最低点 0.4304，后续年份小幅度上升到 2019 年的 0.4847，这说明我国总体层面上 SE-ISEW 变动趋势呈现收敛态势，即地区之间可持续经济福利水平的差异有缩小的趋势。从各地区的结果来看，东部地区和西部地区的 σ 收敛系数都呈现波动下降的趋势，分别为东部地区从 2003 年的 0.5125 下降到 2019 年的 0.4100，西部地区从 2003 年的 0.4277 下降到 2019 年的 0.2340，下降幅度分别为 19.99% 和 45.28%，这说明东部地区和西部地区的 SE-ISEW 均呈现收敛的发展趋势，地区内的可持续经济福利水平的差异呈现下降的趋势。中部地区的 σ 收敛系数则呈现先下降后缓慢上升的“U”形发展趋势，从 2003 年的 0.4038 下降到 2011 年的最低值 0.0979，之后再缓慢上升到 2019 年的 0.2236，这说明中部地区的 SE-ISEW 发展先收敛后发散，虽然从观察区间整体上来看中部地区的差异是下降的，但 2011 年的发散趋势仍然值得重视。东北地区由于内部各省发展较为接近， σ 收敛系数在较低的 0.3 范围附近波动，无明显的收敛或发散的趋势。综上所述，我国东部、中部、西部地区及总体的人均 SE-ISEW 发展都存在显著的 σ 收敛，即内部发展差异在不断下降，这与之前的 Dagum 基尼系数分解的分析结果是相同的。

2. SE-ISEW 的 β 收敛

(1) Moran's I 指数分析。在对 SE-ISEW 指数进行空间面板 β 收敛模型估计之前，需要先采用 Moran's I 指数考察 SE-ISEW 的空间相关性。在检验变量是否存在空间自相关时常用指标为全局 Moran's I 指数，其取值范围为 $[-1, 1]$ ，当 Moran's I 指数大于 0 时代表指标存在空间正相关，且其值越大空间正相关性越强；当 Moran's I 指数小于 0 时代表指标存在空间负相关，且其值越小空间负相关性越强；其值等于 0 时代表指标空间分布是随机的，无空间相关性。本文使用省份间地理距离平方的倒数作为空间权重矩阵，测算了 2003~2019 年的人均 SE-ISEW 的 Moran's I 指数，其结果如表 3 所示。根据计算结果可知，2003~2019 年人均 SE-ISEW 的 Moran's I 指数均为正数，且其值在 0.178~0.385，其各年统计结果均在 1% 下显著，由此可知中国 SE-ISEW 存在显著的空间正相关性，表明中国 SE-ISEW 存在显著的空间聚集特征（见表 3）。

表 3

人均 SE-ISEW 的 Moran's I 指数

年份	Moran's I	Z 值	P 值	年份	Moran's I	Z 值	P 值
2003	0.372	4.518	0.000	2012	0.292	3.628	0.000
2004	0.310	3.786	0.000	2013	0.314	4.025	0.000
2005	0.323	4.295	0.000	2014	0.267	3.326	0.000
2006	0.323	4.295	0.000	2015	0.213	2.717	0.003
2007	0.342	4.256	0.000	2016	0.208	2.713	0.003
2008	0.267	3.557	0.000	2017	0.216	2.827	0.002
2009	0.385	4.623	0.000	2018	0.202	2.693	0.004
2010	0.332	4.135	0.000	2019	0.178	2.446	0.007
2011	0.314	4.059	0.000				

(2) 空间 β 收敛。 β 收敛理论起源于古典经济学中的经济趋同理论，指随着时间的推移，发展水平较为落后的地区会逐渐追赶上经济发展较为发达的地区，最终达到一个共同增长的稳态，呈现一个收敛的发展趋势。参考 Elhorst (2014) 的研究方法，传统的 β 收敛模型如下：

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t}) + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

上式中 $Y_{i,t+1}$ 、 $Y_{i,t}$ 分别表示地区 i 在 $t+1$ 和 t 时期的人均 SE-ISEW， $\ln(Y_{i,t+1}/Y_{i,t})$ 表示地区 i 的可持续经济福利发展水平在 t 到 $t+1$ 时期的年增长率； u_i 表示地区效应， v_t 表示时间效应， ε_{it} 为随机干扰项； β 为收敛系数，当回归结果 $\beta < 0$ 且显著，可以认为 SE-ISEW 发展水平呈现收敛趋势，反之为发散趋势。

随着经济发展和区域间的联系日渐加强，区域之间的空间依赖性不断增强，因此在对 SE-ISEW 的收敛性进行分析时，应考虑区域之间的空间依赖性的影响。常见的空间计量模型包括空间杜宾模型 (SDM)、空间滞后模型 (SAR) 和空间误差模型 (SEM)，在加入空间效应下研究 SE-ISEW 的收敛性的空间计量模型分别如下：

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t}) + \theta \sum_j^n w_{ij} \ln(Y_{j,t}) + \rho \sum_j^n w_{ij} \ln\left(\frac{Y_{j,t+1}}{Y_{j,t}}\right) + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t}) + \rho \sum_j^n w_{ij} \ln\left(\frac{Y_{j,t+1}}{Y_{j,t}}\right) + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t}) + \theta \sum_j^n w_{ij} \ln(Y_{j,t}) + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

式中， w_{ij} 为空间权重矩阵的第 i 行 j 列的元素，本文选择省份之间地理距离倒数的平方作为空间权重矩阵，两地之间地理距离越接近，SE-ISEW 发展水平的联系越大； ρ 为空间滞后系数， θ 为空间误差系数，分别表示临近地区的 SE-ISEW 的增长率和发展水平对本地区的影响。

本文参考胡安俊和孙久文 (2014) 的研究方法，对全国和四个地区的 β 收敛模型通过 LM 检验、Hausman 检验、LR 检验等检验方法来选择合适的空间计量模型。根据检验结果，除东北地区外，其他区域均通过 LM 检验，因此东北地区退回普通 OLS 回归；全国和

中部地区通过 LR 和 Wald 检验，支持使用空间杜宾模型；东部地区和西部地区未通过 LR 检验，退回 SAR 模型，其中西部地区 SAR 模型的空间滞后系数估计不显著，退回普通 OLS 模型。从具体回归结果来看，首先，全国层面空间滞后系数和空间误差系数均为正，说明全国层面 SE-ISEW 发展水平和增长速度存在显著的正向空间相关性，周边地区的 SE-ISEW 发展水平和增长率对该地区的 SE-ISEW 增长有显著的促进作用，即空间外溢是促进全国层面 SE-ISEW 增长的一个重要因素。中部地区的空间误差系数为正，说明中部地区 SE-ISEW 发展水平存在显著的正向空间相关性；但中部地区的空间滞后系数为负，即 SE-ISEW 增长速度存在一定负空间相关性，这可能是中部地区城市的可持续经济福利存在的竞争关系导致。东部地区空间滞后系数为正，说明东部地区 SE-ISEW 增长速度存在一定正空间相关性，这可能是东部地区的人才、技术辐射效应（侯贊慧等，2009）起到了积极的作用。其次，所有模型中 SE-ISEW 发展水平的回归 β 系数均显著且为负，这说明 SE-ISEW 在全国层面和四个地区内都呈现收敛的发展趋势，即落后地区不断追赶经济发达地区的 SE-ISEW 水平，这与之前分析的人均 SE-ISEW 区域内和区域间差异不断缩小的结果相符合（见表 4）。

表 4 人均 SE-ISEW 空间 β 绝对收敛

区域	全国	东部	中部	东北	西部
模型类型	双向固定 SDM	双向固定 SAR	双向固定 SDM	随机 OLS	随机 OLS
β ($\ln Y$)	-0.1126*** (-5.64)	-0.1027*** (-4.99)	-0.5293*** (-7.55)	-0.1642*** (-4.53)	-0.1007*** (-4.62)
θ ($w \times \ln Y$)	0.2899*** (6.75)	—	0.4061*** (2.05)	—	—
ρ	0.2433*** (3.58)	0.2033** (2.53)	-0.4094** (-2.50)	—	—
R^2	0.3407	0.1550	0.5713	0.3072	0.1079
Log-likelihood	824.18	26.36	103.49	—	—
空间固定效应	55.77***	53.23***	49.10***	NO	NO
时间固定效应	109.46***	43.89***	41.57***	NO	NO
Hausman 检验	18.97***	48.66***	35.69***	0.13	0.56
LM spatial lag	81.04***	6.89**	0.46	2.06	57.12***
Robust LM spatial lag	4.41**	0.25	9.70***	0.01	2.554
LM spatial error	103.10***	8.21***	3.00 *	2.28	65.98***
Robust LM spatial error	26.48***	1.57	12.23***	0.23	11.42***
Wald test spatial lag	57.93***	16.18***	94.51***	—	8.35***
LR test spatial lag	34.53***	0.78 *	4.82**	—	0.49
Wald test spatial error	32.46***	11.46***	711.66***	—	4.14**
LR test spatial error	21.86***	0.68	13.99***	—	0.72
样本量（个）	480	160	96	48	176

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。

六、结论与政策启示

本文使用2003~2019年中国30个省份的省级层面数据，测算了中国省级层面可持续经济福利指数（ISEW），在此基础之上使用熵值法构建和测算了各省市的共同富裕视角下的结构指数（SE），并将结构指数纳入ISEW的测算中，构建了以共同富裕为目标的中国省级层面可持续经济福利结构均衡增长指数（SE-ISEW），在上述测算的基础之上，使用Dagum基尼系数对全国和四大地区层面的可持续经济福利结构均衡增长指数的差异和来源进行了分解，最后运用变异系数、空间收敛模型对全国和四大地区可持续经济福利结构均衡增长指数的收敛性进行实证研究，得到以下结论：

第一，从发展趋势来看，SE-ISEW在全国各省份呈现明显的增长趋势，但绝大多数省份SE-ISEW的绝对量和增长速度均低于GDP的绝对量和增长速度，体现了我国经济与社会福利在增长上处于“相对阈值效应”；西部地区相比与其他地区的SE-ISEW增长更快，呈现出“追赶效应”，这是由于西部地区早期经济发展水平较低，拥有“后发优势”，同时西部地区相比其他地区拥有较低的环境污染和城市化成本。

第二，从空间差异及其来源来看，在测算期间内SE-ISEW的总体差异呈现波动下降的趋势，说明全国范围内的空间非均衡性在不断下降，在向共同富裕目标迈进。四大经济区域之间的基尼系数也存在明显的差异，东部地区的区域内差异最大，其次是西部地区，最低是中部和东北地区，东部地区和西部地区的区域内差异呈波动且下降趋势，中部地区先下降后略微上升，东北地区在一个范围保持波动；东部和其他三个地区的区域间差异明显大于其他区域间差异；除东部和东北地区间差异呈现上升外，其他地区间的差异都呈现波动下降的趋势；总体差异来源从大到小依次为区域间差异、区域内差异和超变密度差异，区域内差异贡献在观察期间保持稳定，区域间差异作为主要贡献先波动下降后波动上升。

第三，从收敛性特征来看，全国、东部和西部地区在观察期内呈现明显的 σ 收敛特征，中部地区先收敛后发散，东北地区无明显收敛或发散特征；从全国及四大地区的SE-ISEW的空间 β 收敛结果来看，全国和各地区空间 β 收敛系数均在1%的显著性水平下为负，这说明全国和东、中、东北和西部地区的SE-ISEW随时间的推移最终将收敛于同一个稳定的状态，这为迈向共同富裕提供了经验证据。

根据上述研究结论，本文提出以下政策建议：

第一，关注结构改善和民生投入，避免经济与福利“脱钩”。国家经济实力和居民福利水平在长期中应同步增长，但我国部分地区受制于结构的非均衡性、经济发展、城市扩张所带来的环境成本以及居民在医疗教育等方面的支出，可持续经济福利结构均衡增长和经济增长的差距不断扩大。对此，要强化福利提升、政府治理和环境保护的顶层设计，各地区要在重大战略的指导下，找差距、补短板、强弱项，结合地区发展实际情况地改善居民福利水平。具体来说，一是要改善结构性失衡的现状，深化供给侧结构性改革，实现经济结构均衡增长。二是要注重经济社会发展的质量和结构，提高社会治理和城市治理水平，同时在发展的过程中注重环境保护、坚持可持续发展，以降低环境污染、犯罪成本等对居民福利的减损。三是要提高社会保障和社会公共物品的供给，如加大养老保险和医疗保险的覆盖力度，加大在教育和医疗等民生领域的财政支出，减少居民因个人防御所导致的福利损失，实现经济发展成果由人民共享，切实提高居民福利水平，实现共同富裕。

第二，强化可持续经济福利结构均衡增长的空间溢出效应，实现区域协调发展。共同富

裕是人民群众的共同期盼，也是我们党长期以来工作的重点，针对我国的可持续经济福利结构均衡增长水平存在的区域非均衡性，需要在原有基础上加大区域间合作，更加重视区域差异和区域协调。首先，要着力于降低东部和西部地区的区域内差异，东部地区经济发达省市应充分发挥先发优势，积极发挥经济增长极的扩散效应和集聚效应，扎实推进“长三角一体化”、“京津冀协同发展”和“粤港澳大湾区”重大战略实施；西部地区在加大落后地区居民福利相关财政支出的同时，应注重发展经济增长副中心，避免要素资源过度集中于部分地区，充分激发经济落后地区的发展潜力，实现对高增长地区的追赶。其次，区域间差异是整体差异的主要来源，一方面要以“全国一盘棋”的思路突破地区间的行政壁垒，鼓励东部地区先进技术、人才、创新能力等要素往中西部流动，建立高效的区域合作和产业转移机制，借助东部先发优势弥补西部发展短板；另一方面，中西部地区应当积极总结东部地区在数字经济、人工智能、大数据等领域的发展经验，结合当地资源禀赋，探索更契合自身的发展路径，努力缩小与东部地区的差距。最后，针对我国 SE-ISEW 存在的显著空间正相关性，要进一步推进都市圈、城市群的建设，促进“长江经济带”“粤港澳”和“成渝”等城市群和经济区的内部协同发展，充分整合地区经济优势，加强人才交流和技术资源共享，发挥各自优势，避免恶性竞争。

第三，重视结构性失衡问题，健全共同富裕政策体系。针对投资消费结构失衡性问题，收入失衡是一个重要影响因素，需要构建初次分配、再次分配、三次分配协调配套的基础制度性安排，特别是推进社会捐赠等第三次收入分配的进程，合理调节过高收入，鼓励高收入人群和企业更多回报社会，缩小贫富差距。针对外贸结构性失衡问题，要结合各地区自身优势，准定位、分重点、分基础，因地制宜地实现高质量的对外开放，一方面要通过国际竞争提高我国出口产品的技术水平和竞争力，增强我国在全球产业链中的影响力；另一方面要着力引进一批高技术、高创新的外资企业和人才，以国际循环提升国内大循环的效率和水平。针对产业结构性失衡问题，应当强化举措推进西部大开发形成新格局，加快西部各省份融入供给侧结构性改革这条主线，打通堵点，补齐短板，通过乡村振兴和产业高质量发展等重大战略的实施加速落后地区的产业结构升级和经济高质量增长，促进落后地区对经济发达地区的追赶，实现共同富裕的目标。

参 考 文 献

- [1] Blanchard O. , Giavazzi F. , 2006, *Rebalancing Growth in China: A Three-Handed Approach* [J], *China & World Economy*, 14 (4), 1~20.
- [2] Bleys B. , 2008, *Proposed Changes to the Index of Sustainable Economic Welfare: An Application to Belgium* [J], *Ecological Economics*, 64 (4), 741~751.
- [3] Bleys B. , 2013, *The Regional Index of Sustainable Economic Welfare for Flanders, Belgium* [J], *Sustainability*, 5 (2), 496~523.
- [4] Castaneda B. E. , 1999, *An Index of Sustainable Economic Welfare (ISEW) for Chile* [J], *Ecological Economics*, 28 (2), 231~244.
- [5] Clarke M. , Islam S. M. N. , 2005, *Diminishing and Negative Welfare Returns of Economic Growth: An Index of Sustainable Economic Welfare (ISEW) for Thailand* [J], *Ecological Economics*, 54 (1), 81~93.
- [6] Costanza R. , D'Arge R. , Groot R. D. , Farber S. , Grasso M. , Hannon B. , Limburg K. , Naeem S. , O'Neill R. V. , Paruelo J. , Raskin R. G. , Sutton P. , Van Den Belt M. , 1997, *The Value of the*

World's Ecosystem Services and Natural Capital [J], Nature, 387 (15), 253~260.

[7] Costanza R. , Erickson J. , Fligger K. , Adams A. , Adams C. , Altschuler B. , Balter S. , Fisher B. , Hike J. , Kelly J. , Kerr T. , McCauley M. , MontoneK. , Rauch M. , Schmiedeskamp K. , Saxton D. , Sparacino L. , Tusinski W. , Williams L. , 2004, *Estimates of the Genuine Progress Indicator (GPI) for Vermont, Chittenden County and Burlington, from 1950 to 2000* [J], Ecological Economics, 51 (1/2), 139~155.

[8] Camilo D. , 1997, *A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio* [J], Empirical Economics, 22 (4), 515~531.

[9] Daly H. E. , Cobb C. W. , 1994, *For the Common Good: Redirecting the Economy Toward Community, The Environment, and a Sustainable Future* (2nd ed.) [M], Boston, MA: Beacon Press.

[10] Daly H. E. , Cobb J. B. , 1989, *For the Common Good: Redirecting the Economy toward Community, the Environment, and a Sustainable Future* [M], Boston, MA: Beacon Press.

[11] Deaton A. , 2013, *The Great Escape: Health, Wealth, and the Origins of Inequality* [M], Princeton: Princeton University Press.

[12] Elhorst J. P. , 2014, *Matlab Software for Spatial Panels* [J], International Regional Science Review, 37 (3), 389~405.

[13] England R. W. , 1998, *Measurement of Social Well-being: Alternatives to Gross Domestic Product* [J], Ecological Economics, 25 (1), 89~103.

[14] Jackson T. , Stymne A. S. , 1996, *Sustainable Economic Welfare in Sweden: A Pilot Index: 1950~1992* [M], Stockholm Environment Institute.

[15] Jackson T. , Victor P. A. , 2016, *Does Slow Growth Lead to Rising Inequality? Some Theoretical Reflections and Numerical Simulations* [J], Ecological Economics, 121, 206~219.

[16] Jackson T. , 2019, *The Post-growth Challenge: Secular Stagnation, Inequality and the Limits to Growth* [J], Ecological Economics, 156, 236~246.

[17] Lawn P. A. , 2005, *An Assessment of the Valuation Methods Used to Calculate the Index of Sustainable Economic Welfare (ISEW), Genuine Progress Indicator (GPI), and Sustainable Net Benefit Index (SNBI)* [J], Environment Development & Sustainability, 7 (2), 185~208.

[18] Long X. , Ji X. , 2019, *Economic Growth Quality, Environmental Sustainability, and Social Welfare in China - Provincial Assessment Based on Genuine Progress Indicator (GPI)* [J], Ecological Economics, 159, 157~176.

[19] Max-Neef M. , 1995, *Economic Growth and Quality of Life: A Threshold Hypothesis* [J], Ecological economics, 15 (2), 115~118.

[20] Neumayer E. , 2000, *On the Methodology of ISEW, GPI and Related Measures: Some Constructive Suggestions and Some Doubt on the “Threshold” Hypothesis* [J], Ecological Economics, 34 (3), 347~361.

[21] O'Mahony T. , Escardo-Serra P. , Dufour J. , 2018, *Revisiting ISEW Valuation Approaches: The Case of Spain Including the Costs of Energy Depletion and of Climate Change* [J], Ecological Economics, 144, 292~303.

[22] Pulselli F. M. , Ciampalini F. , Tiezzi E. , Zappia C. , 2007, *The Index of Sustainable Economic Welfare (ISEW) for a Local Authority: A Case Study in Italy* [J], Ecological Economics, 60 (1), 271~281.

[23] Yang L. , Tang K. , Wang Z. , An H. , Fang W. , 2017, *Regional Eco-efficiency and Pollutants' Marginal Abatement Costs in China: A Parametric Approach* [J], Journal of Cleaner Production, 167, 619~629.

[24] 陈景华、陈姚、陈敏敏:《中国经济高质量发展水平、区域差异及分布动态演进》[J],《数量经济技术经济研究》2020年第12期。

- [25] 陈硕、刘飞:《中国转型期犯罪的社会成本估算》[J],《世界经济文汇》2013年第3期。
- [26] 陈潭、刘兴云:《锦标赛体制、晋升博弈与地方剧场政治》[J],《公共管理学报》2011年第2期。
- [27] 钞小静、任保平:《中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析》[J],《经济研究》2011年第4期。
- [28] 杜江、龚浩:《新时代推进共同富裕实现的理论思考——基于财政的视角》[J],《求是学刊》2020年第3期。
- [29] 傅红春、罗文英:《对基尼系数的重新思考》[J],《经济学动态》2004年第5期。
- [30] 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年第5期。
- [31] 贺俊、吕铁、黄阳华、江鸿:《技术赶超的激励结构与能力积累:中国高铁经验及其政策启示》[J],《管理世界》2018年第10期。
- [32] 胡安俊、孙久文:《中国制造业转移的机制、次序与空间模式》[J],《经济学(季刊)》2014年第4期。
- [33] 侯贊慧、刘志彪、岳中刚:《长三角区域经济一体化进程的社会网络分析》[J],《中国软科学》2009年第12期。
- [34] 江小涓、孟丽君:《内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践》[J],《管理世界》2021年第1期。
- [35] 金碚:《关于“高质量发展”的经济学研究》[J],《中国工业经济》2018年第4期。
- [36] 李实、罗楚亮:《中国收入差距究竟有多大?——对修正样本结构偏差的尝试》[J],《经济研究》2011年第4期。
- [37] 廖宇航:《家务劳动价值的估算》[J],《统计与决策》2018年第8期。
- [38] 林毅夫、陈斌开:《发展战略、产业结构与收入分配》[J],《经济学(季刊)》2013年第4期。
- [39] 刘培林、钱滔、黄先海、董雪兵:《共同富裕的内涵、实现路径与测度方法》[J],《管理世界》2021年第8期。
- [40] 刘渝琳、余尊宝:《经济与社会福利非均衡增长的考量——我国ISEW核算及实证研究》[J],《软科学》2014年第10期。
- [41] 龙莹:《中等收入群体比重变动的因素分解——基于收入极化指数的经验证据》[J],《统计研究》2015年第2期。
- [42] 吕承超、崔悦:《中国高质量发展地区差距及时空收敛性研究》[J],《数量经济技术经济研究》2020年第9期。
- [43] 任保平:《新常态要素禀赋结构变化背景下中国经济增长潜力开发的动力转换》[J],《经济学家》2015年第5期。
- [44] 万广华:《不平等的度量与分解》[J],《经济学(季刊)》2008年第1期。
- [45] 王桂军、卢潇潇:《“一带一路”倡议与中国企业升级》[J],《中国工业经济》2019年第3期。
- [46] 王圣云、姜婧:《中国人类发展指数(HDI)区域不平衡演变及其结构分解》[J],《数量经济技术经济研究》2020年第4期。
- [47] 王一鸣:《百年大变局、高质量发展与构建新发展格局》[J],《管理世界》2020年第12期。
- [48] 习近平:《关于〈中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议〉的说明》[N],《人民日报》2020年11月4日,第2版。
- [49] 项俊波:《中国经济结构失衡的测度与分析》[J],《管理世界》2008年第9期。
- [50] 向玉乔:《社会制度实现分配正义的基本原则及价值维度》[J],《中国社会科学》2013年第3期。
- [51] 杨均华、刘璨:《精准扶贫背景下农户脱贫的决定因素与反贫困策略》[J],《数量经济技术经济研究》2019年第7期。
- [52] 于伟、张鹏、姬志恒:《中国城市群生态效率的区域差异、分布动态和收敛性研究》[J],《数量经济技术经济研究》2021年第1期。

- [53] 张平宇:《“振兴东北”以来区域城镇化进展、问题及对策》[J],《中国科学院院刊》2013年第1期。
- [54] 张延群、万海远:《我国城乡居民收入差距的决定因素和趋势预测》[J],《数量经济技术经济研究》2019年第3期。
- [55] 赵林、王维、张宇硕、李瑞、吴殿廷:《东北振兴以来东北地区城市脆弱性时空格局演变》[J],《经济地理》2014年第12期。
- [56] 赵鑫铖、梁双陆:《中国区域经济福利的水平测度与增长测度研究》[J],《数量经济技术经济研究》2020年第7期。
- [57] 周伟:《经济福利核算的理论及其指标研究》[D],清华大学博士学位论文,2013年。

Structural Equilibrium-Index of Sustainable Economic Welfare under the Goal of Common Prosperity

Liu Yulin¹ Wang Yuhao² Zhu Xincheng²

(1. Center for Public Economics & Public Policy, Chongqing University;
2. School of Public Policy and Administration, Chongqing University)

Research Objectives: Measure Index of Sustainable Economic Welfare (SE-ISEW) at provincial level in China under the background of China's structural imbalance. Reveal its regional differences and convergence to achieve common prosperity. **Research Methods:** Include structural index to revise household consumption to expand ISEW accounting basis. Use Dagum Gini coefficient to examine regional differences and their sources. Use variation coefficient and spatial panel model to test the convergence characteristics. **Research Findings:** To achieve the goal of common prosperity requires balanced structural development, and the expanded SE-ISEW can reflect balanced structural growth of sustainable economic welfare. SE-ISEW shows an upward trend at the provincial level, but the growth rate is slower than GDP growth. There are regional differences in China's SE-ISEW. The main source of the differences is the inter-regional differences, and the intra-regional and inter-regional imbalances have weakened to varying degrees. There are absolute σ and spatial β convergence in SE-ISEW of China and east, central, west and northeast regions. **Research Innovations:** Construct structure index and expand SE-ISEW accounting system. Use Dagum Gini coefficient and spatial panel model to study regional differences and convergence characteristics. **Research Value:** The paper provides theoretical basis for improving sustainable economic welfare and policy enlightenment for narrowing regional differences and realizing common prosperity.

Key Words: Economic Welfare; Structural Equilibrium; Sustainable Growth; Dagum Gini coefficient; Spatial Convergence

JEL Classification: I31; I32; I38

(责任编辑:白延涛)