

中国地区收入与净财富不平等的演变路径识别

孙三百¹, 张青萍¹, 李冉¹, 张可云^{1,2}

(1. 中国人民大学应用经济学院, 北京 100872; 2. 中国人民大学书报资料中心, 北京 100872)

摘要: 当前, “共同富裕”问题备受各界关注, 中国2035年远景目标纲要明确要求“共同富裕”取得实质性进展, 因而测度收入与净财富不平等程度、识别地区“共同富裕”的路径差异与成因具有重要意义。本文根据2011—2019年中国家庭金融调查(CHFS)数据, 使用基尼系数、洛伦兹曲线和计量模型分析地区收入不平等和净财富不平等的演变模式、成因与地区“共同富裕”的路径差异。研究发现: ① 虽然2011—2019年全国收入不平等程度下降, 但净财富不平等维持在高位, 而各地区收入和净财富不平等变化存在明显空间差异, 其各分位点上的收入或净财富累计占比变化呈现不同态势。② 进一步检验地区不平等与经济发展的关系, 发现经济发展水平与收入不平等呈近似倒“U”型关系, 与净财富不平等呈近似倒“N”型关系。③ 各地区“共同富裕”的路径存在差异, 发达省市区正逐步推进“共同富裕”, 而落后省市区这一迹象并未显现。本文为中央与地方政府“共同富裕”政策的制定提供借鉴与参考。

关键词: 净财富不平等; 收入不平等; 共同富裕; 时空特征; 中国

DOI: 10.11821/dlxz202206008

1 引言

当前, 从收入(流量)不平等到财富(存量)不平等, 成为国内外学术界关注的热点, 也是社会各界高度关注的重点问题。《国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》在描绘2035年基本实现社会主义现代化远景目标时, 明确提出“全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”。习近平总书记在十九届中央政治局第二十七次集体学习时再次强调: “进入新发展阶段, 完整、准确、全面贯彻新发展理念, 必须更加注重共同富裕问题。”实现“共同富裕”已然成为中国经济步入高质量发展阶段面临的重要议题。贫富差距过大可能激发社会矛盾冲突, 是制约中国经济社会发展的重要问题。“十九大”报告指出, 中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段, 必须在发展中补齐民生短板、促进社会公平正义, 调节贫富差距刻不容缓。2021年8月17日, 中央财经委员会第十次会议指出, “共同富裕是全体人民的富裕, 是人民群众物质生活和精神生活都富裕, 不是少数人的富裕, 也不是整齐划一的平均主义, 要分阶段促进共同富裕。”因此, 识别不同地区“共同富裕”的阶段性特征具有重要的理论和现实意义。

收稿日期: 2021-09-13; 修订日期: 2022-02-12

基金项目: 国家自然科学基金项目(72073137); 中国人民大学应用经济学院研究生科学基金项目(2020104382)

[Foundation: National Social Science Foundation of China, No.72073137; Graduate Science Foundation of School of Applied Economics, Renmin University of China, No.2020104382]

作者简介: 孙三百(1982-), 男, 湖北咸宁人, 博士, 副教授, 研究方向为城市与区域经济学、收入分配。

E-mail: sunsanbai@ruc.edu.cn

通讯作者: 张可云(1964-), 男, 湖南临湘人, 博士, 教授, 博导, 主要从事区域经济政策、区域经济关系与行政区划等研究。E-mail: zkeyun@ruc.edu.cn

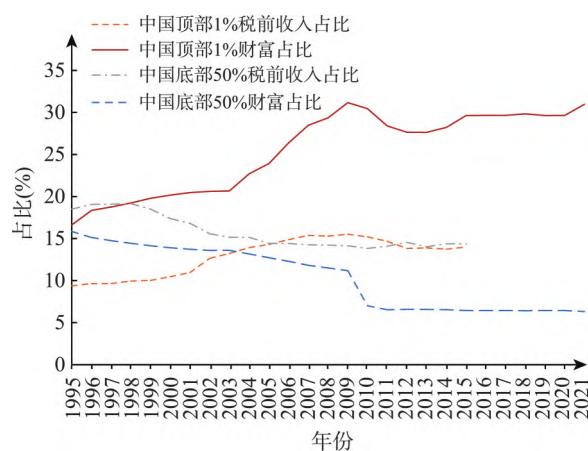
1978年改革开放以来，随着中国经济的快速增长，国内贫富差距不断扩大。在20世纪90年代中期，中国居民的财产不平等程度低于收入不平等程度，到21世纪初期，财产分布的不平等程度已明显超过收入不平等程度^[1]。国家统计局数据显示，2003—2020年中国收入基尼系数大致保持在0.46~0.50范围内。然而根据相关研究，中国居民财富基尼系数从2002年的0.55扩大到2010年的0.74，房产成为拉大财富差距的重要因素^[2]。因此，财富不平等程度的恶化是当前经济社会发展面临的重要问题。

由于中国家庭财富数据资料不足、制度环境的制约，国内对财富不平等的研究起步较晚。当前财富不平等相关研究大多将研究尺度设定在全国、城乡或四大区域，主要分析中国总体财富不平等程度，而各省市区家庭财富分布呈现何种变化趋势有待进一步深入分析。《中国民生发展报告2014》指出，中国居民财富基尼系数从1995年的0.45上升到2002年的0.55，再到2012年的0.73，顶端1%家庭拥有全国1/3以上的财富，底端25%家庭拥有的财富总量仅为1%。当前中国收入和财富集中度均处于高位，2015年中国收入分布顶端10%群体的收入集中度为41%，财富分布顶端10%群体的财富集中度高达67%^[3]。2021年顶部1%家庭的财富占比达到30.96%，远高于底部50%家庭的6.32%（图1）。更为重要的是现有研究结果表明财富持续向顶层集聚，低学历的中年户主、青年户主家庭财富减少，零资产和负资产家庭的财富状况无明显改善^[4-5]。

贫富差距研究离不开对不平等程度的测算。常用度量不平等程度的指标有分级法^[6-7]、变异系数^[8-10]、泰尔指数^[11-13]、基尼系数^[6, 14-17]。与收入不同，净财富的取值可能为零甚至为负，因此在拟合收入分布、绘制洛伦兹曲线和计算基尼系数时收入取值非负的合理假设能否直接应用在净财富的测度上存在争议^[18]。考虑净财富取值为零甚至为负的情况，洛伦兹曲线在净财富分布底端的累计百分比将取负值，此时基尼系数可能大于1。针对这一问题，部分文献提出基于负资产权重进行修正和归一化处理或按资产取值分类计算不平等程度后进行拼接^[19-20]。

财富的存量特性使得分析财富不平等的影响因素更加复杂，现有研究主要将研究尺度设定在全国，探究个体特征如年龄、种族、性别和政治面貌等对财富差异的影响，省级层面的研究很少，更未识别地区财富不平等差异的成因^[21-23]。当前关于地区经济不平等或收入不平等影响因素的研究，主要分析地区不平等的演变特征，考察经济发展水平、资源禀赋、产业结构、教育、基础设施和经济开放度等因素的影响^[24-26]。研究发现经济发展水平和交通基础设施便利度与收入不平等之间存在倒“U”型关系^[27-28]，经济发展水平、城镇化水平和产业结构变迁与地区不平等之间存在倒“U”型关系，而资源禀赋和对外开放度对地区不平等无显著影响^[29]。财富的存量特性使研究更加复杂，其影响因素和影响程度可能与收入存在较大差异，本文将在这一方面对现有研究进行拓展。

本文根据2011—2019年中国家庭金融调查数据，使用基尼系数测度中国29个省（自



注：数据源自世界财富与收入数据库(World Inequality Database)。

图1 1995—2021年中国收入与财富不平等的变化
Fig. 1 The changing trend of income inequality and net wealth inequality in China from 1995 to 2021

治区、直辖市)的收入不平等和净财富不平等程度,分析地区“共同富裕”的路径差异,并通过计量模型识别省市区不平等的成因。与现有研究相比,本文的创新点主要体现在三个方面:①兼顾收入与净财富视角,丰富现有关于地区不平等的研究。②分析不同空间尺度下收入不平等和净财富不平等的空间差异及演变特征,探究不同类型省市区“共同富裕”的路径差异。③识别省市区不平等的成因,为制定相关政策提供参考。

2 研究设计

2.1 研究区域

研究区域为中国29个省(自治区、直辖市)(简称省市区),限于数据的可获得性,香港特别行政区、澳门特别行政区、台湾省、新疆维吾尔自治区和西藏自治区暂未列入研究区。研究的基础地理单元为省(自治区、直辖市)级行政单位,主要原因在于现有微观入户调查数据用于测度收入不平等和净财富不平等程度时,仅在省市区层面具有较好的代表性。因此,测度不平等程度并进行回归分析时,以省市区作为研究单元。

2.2 数据来源

研究数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心组织管理的2011年、2013年、2015年、2017年和2019年“中国家庭金融调查”项目(China Household Finance Survey, CHFS)^[30]^①。2011年的调查覆盖25个省市区(未含港、澳、台、西藏、新疆、内蒙古、福建、海南和宁夏),2013—2019年的调查覆盖29个省市区(未含港、澳、台、西藏和新疆),包括经济发达、欠发达与落后水平的地区。CHFS问卷设计涵盖人口统计学特征、资产与负债、保险与保障、支出与财富、金融知识、基层治理与主观态度等方面,具有一定的代表性和全面性。本文直接使用CHFS提供的家庭收入作为家庭总收入数据(将负值收入处理为零),家庭净财富则为家庭总资产与家庭总负债的差值^②。2015年、2017年和2019年的家庭净财富数据直接使用CHFS提供的家庭总资产和家庭总负债数据计算得到,其中2019年的数据参照2017年的情况进行截尾处理,2011年和2013年的净财富数据按照CHFS对于家庭总资产和家庭总负债的定义计算得到,并进行相应的截尾处理。考虑家庭之间成员数存在差异,在下文收入和净财富不平等的分析中以个体为单位,并且以家庭成员数量作为样本数量进行计算^③。

① 研究数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心所进行的中国家庭金融调查(<https://chfser.swufe.edu.cn/datas/Home/HomeIndex>)。感谢西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心提供的数据支持。

② 根据CHFS变量使用说明,按照家庭收入的不同属性可分为工资性收入、农业经营收入、工商业经营收入、转移性收入和投资性收入五大类。由于生产经营项目亏损或者金融市场投资亏损,部分家庭总收入为负值。本文将家庭总收入界定为经济利益的流入,同时考虑到当年生产经营项目亏损或者金融市场投资亏损而导致的负收入可能无法反映家庭的真实收入水平(CHFS汇报的此类家庭总收入在不同年份间波动明显),因此将负值总收入统一处理为零值。家庭总资产按照不同属性分为非金融资产和金融资产两类。非金融资产包括农业经营资产、工商业经营资产、土地资产、房产、车辆资产和其他非金融资产。金融资产包括社保账户余额、现金、存款、股票、基金、债券、衍生品、理财、外币资产、黄金、其他金融资产和借款。家庭总负债包括农业负债、工商业负债、房产负债、车辆负债、其他非金融资产负债、股票负债、其他金融资产负债、教育负债、医疗负债和其他负债。此外,每一调查年份在调查收入信息时对应的时间范围为去年,资产和负债信息为当年,本文收入不平等和净财富不平等的对应年份为调查年份。

③ 本文同样计算了以家庭为单位的净财富不平等情况,发现以家庭为单位的净财富基尼系数略低于以个体为单位的净财富基尼系数,但总体变化趋势相似。此外,CHFS对收入和资产数据进行截尾处理,根据CHFS数据计算得到的收入分布和净财富分布仅反映问卷数据情况,可能遗漏顶端富豪群体。对此,使用相应年份胡润富豪榜数据进行拼接,发现按照“相对标准”和“绝对标准”选择不同分位点进行拼接得到的净财富基尼系数相近,均明显高于仅使用CHFS数据计算得到的净财富不平等程度,但并不影响文中关于全国、南北方净财富不平等的主要结论。

2.3 研究方法

本文采用基尼系数测算收入与净财富不平等程度及其空间分布情况，进一步通过回归分析识别地区收入与净财富不平等的成因。

2.3.1 基尼系数 本文采用基尼系数作为收入和净财富不平等程度的测算指标，选择基尼系数的原因如下：①高净财富群体和低净财富群体的净财富差距较大，难以进行简单分级，并且在不同时期有不同的分级标准。②净财富的取值可能为零甚至为负，导致部分指标不适用。③近年来中产阶层的比重不断扩大，而基尼系数对中等收入或净财富水平的变化尤其敏感，泰尔T指数对顶端的变化敏感，而泰尔L指数和V指数对底端的变化敏感^[31]。同时，为避免拟合洛伦兹曲线过程中存在的误差，采用不依赖洛伦兹曲线分布形式的方法直接计算基尼系数。计算方法如下：

$$G = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N |Y_i - Y_j|}{2\mu N^2} \quad (1)$$

式中： Y_i 、 Y_j 分别表示样本*i*、样本*j*的收入或净财富； N 为样本容量； μ 表示收入均值或净财富均值。

考虑部分家庭净财富为零甚至为负，采用该方法计算净财富基尼系数得到的结果可能大于1，因此对直接计算法进行调整，使调整后的基尼系数位于[0, 1]之间^[19]：

$$G^* = \frac{G}{1 + \frac{2}{N} \sum_{j=1}^K j \times q_j} \quad (2)$$

将家庭净财富按照从小到大的顺序进行排序，定义*K*满足 $\sum_{j=1}^K q_j = 0$ ，其中 q_j 表示顺序为*j*的样本持有的净财富占总净财富的比例，即： $q_j = \frac{Y_j}{N\mu}$ 。

2.3.2 计量模型 本文采用计量模型识别中国省市区收入不平等和净财富不平等的成因。为解决不随时间变化但随省市区特征变化的遗漏变量问题，在模型中引入省市区固定效应，同时给每个年份设置一个虚拟变量，以说明建模时未考虑到的长期变化^④。具体计量模型设定如下：

$$G_{it} = \beta_0 + \rho X_{it} + s_i + n_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中： G_{it} 表示*i*省市区*t*年的收入基尼系数或净财富基尼系数； X_{it} 为潜在影响因素，如经济发展水平、物质资本存量和自然资源等，考虑到调查时点及自变量所产生作用的滞后性，自变量使用滞后一期的数据； s_i 为省市区固定效应； n_t 为年份固定效应； ε_{it} 为随机误差项。

3 不平等的演变模式

测度地区收入与净财富不平等程度，了解不平等的演变情况，对实现“共同富裕”具有重要意义。本文使用基尼系数测度2011—2019年全国、南北方、四大区域和省市区的收入不平等与净财富不平等程度及其演变模式，并通过洛伦兹曲线估计值分析地区“共同富裕”的路径差异。

3.1 全国收入不平等程度下降，净财富不平等维持高位

通过测算2011—2019年中国的收入和净财富基尼系数，发现净财富不平等程度远超

^④ 本文采用拉格朗日乘数检验决定选择混合OLS回归还是随机效应模型，使用过度识别检验决定选择固定效应模型还是随机效应模型，检验结果表明应选择固定效应模型。

收入不平等程度，并且二者的变化趋势相异（图2）^⑤。具体而言，近年来中国收入基尼系数总体呈现下降趋势，收入不平等程度得到一定改善，而净财富基尼系数维持在较高水平，净财富不平等远高于收入不平等，并且二者间的差距不断扩大。收入基尼系数和净财富基尼系数的不同变化趋势，说明净财富不平等问题的严峻性。同时，收入差距和净财富差距的成因可能不同，相关研究表明住房净财富占家庭总净财富的70%，居民净

财富差距主要由家庭住房财富差距所致，近年来热点城市房价飞涨可能是导致2011年以来净财富差距维持高位的重要原因^[17, 32]。

进一步计算2011年和2019年的洛伦兹曲线估计值，分析中国家庭人均收入和净财富分布的变化趋势^⑥。由收入洛伦兹曲线估计值可知，2011—2019年全国低收入分位点处的累计收入占比无明显变化，而中高收入分位点处的累计收入占比明显增加，顶部1%群体收入占比下降，即中高收入分位点对应群体的收入增加（洛伦兹曲线向45°线靠近）是全国收入不平等程度逐步缩小的重要原因。具体而言，与2011年相比，2019年调查数据中收入分布30%分位点以下各分位点累计人口对应的累计收入占比变化较小，收入分布30%~99%分位点内各分位点累计人口对应的累计收入占比均上升，其中收入分布顶端1%群体的收入占比由2011年的21.96%下降至2019年的15.26%。由净财富洛伦兹曲线估计值可知，2011—2019年净财富分布90%分位点以下各分位点累计人口对应的累计净财富占比无较大变化（占比变动均在2%以下），中高净财富分位点处的累计净财富占比略有增加，60%~90%分位点内各分位点对应群体的净财富占比均增加，净财富分布顶端1%群体的净财富占比有所下降，但总体的变化幅度较小。

从收入和净财富各分位点上的人数占比来看（图3），2011年与2019年中国收入累计分布均类似金字塔结构。与2011年相比，2019年收入分布30%以下各分位点的人数占比明显减少，尤其是收入分布底部1%的人数占比下降幅度较大，而其余各十分位点的人数占比有所增加。具体而言，2011年收入分布底端18.74%人口的累计收入仅占总量的1%，顶端0.20%人口的累计收入占总量的10%，而2019年收入分布底端16.92%人口的累计收入占总量的1%，顶端0.40%人口的累计收入占总量的10%，收入两极分化现象得到一定程度的改善。与2011年相比，2019年净财富各分位点上的人数占比变化趋势与收入各分位点上的人数占比变化趋势存在明显差异。2019年净财富各分位点上的人数占比变化较小，净财富分布底部1%的人数占比略有增加，2%~30%分位点内各分位点处的人数占比略有减少，而其余各十分位点的人数占比有所增加，但变化幅度不大。可见，在当前推动“共同富裕”战略的背景下，应重视促进底部1%分位点上家庭财富的提升。



图2 2011—2019年中国收入与净财富不平等演变

Fig. 2 Income inequality and net wealth inequality in China from 2011 to 2019

^⑤ 使用CHFS数据测算得到的收入基尼系数与净财富基尼系数可能与使用其他数据集的测算结果存在差异，例如国家统计局数据显示2003—2020年间中国收入基尼系数处于0.46~0.50。

^⑥ 为便于比较，文中洛伦兹曲线估计值在90%分位点以下部分按5个百分点划分，90%分位点以上部分按1个百分点划分。限于篇幅，文中未报告具体的洛伦兹曲线估计值，如有需要，可与作者联系。

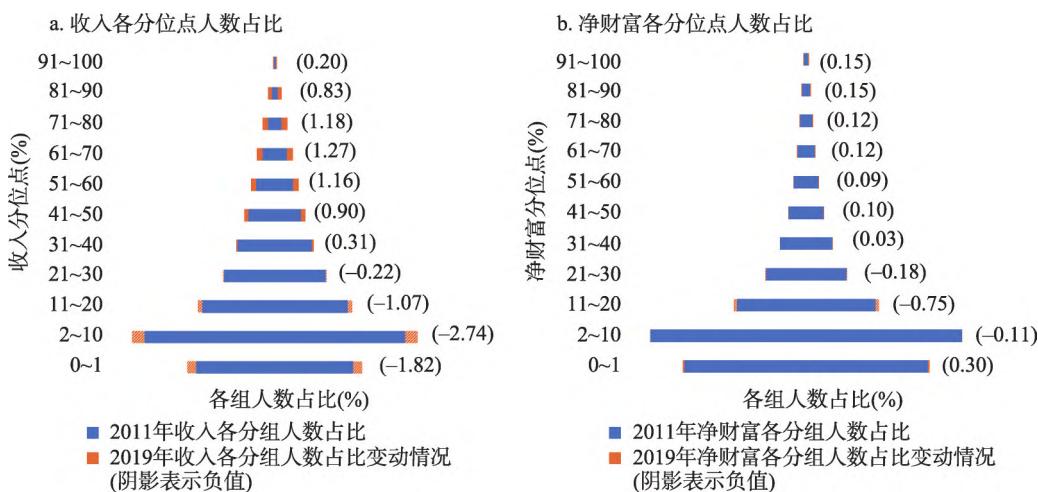


图3 2011年和2019年中国收入与净财富各分位点人数占比

Fig. 3 The proportion of income and net wealth on each quantile in China in 2011 and 2019

3.2 区域不平等明显分化

为识别地区贫富差距的空间演变特征,进一步从南北方和四大区域角度对比分析收入基尼系数和净财富基尼系数的区域差异。

3.2.1 南方收入不平等程度明显降低,南北方净财富不平等程度均较高 测算2011—2019年南北方^⑦收入和净财富基尼系数,其总体变化趋势与全国情况一致(图4)。就收入不平等程度而言,2011—2019年南方收入基尼系数明显高于北方,2011年南方收入基尼系数高达0.68,接近当年南方净财富基尼系数,说明南方收入不平等问题的严峻性。近年来南北方收入基尼系数均呈现下降趋势,收入两极分化现象得到改善,其中南方下降幅度更大。就净财富不平等程度而言,2011—2019年南北方的净财富基尼系数均在0.70~0.75之间小幅波动,南北方内部的净财富差距现象均较严峻。

根据南北方收入洛伦兹曲线估计值可知,南北方收入分布底端30%分位点以下各分位点的累计收入占比基本保持不变、中等收入分位点处的累计收入占比增加、顶端高收入群体的收入占比有所下降,特别是南方地区的下降幅度较大。具体而言,北方收入分布50%~90%分位点内各分位点累计人口对应的累计收入占比有所增加,在一定程度上缓解了北方的收入不平等程度。南方收入分布顶端1%群体的收入占比由2011年的25.54%下降至2019年的16.25%,收入分布30%~90%群体的收入占比增加了10.34%。这一收入分布变化说明近年来中高收入分位点对应群体收入的增长是南方收入不平等程度得到显著改善的重要原因。然而,南方收入分布底端30%分位点以下各分位点累计人口对应的累计收入占比无明显变化,说明在未来仍需注意提高低收入者的收入水平。

进一步计算南北方净财富洛伦兹曲线估计值,发现虽然南北方的净财富基尼系数相近,但家庭人均净财富分布的变化趋势存在差异。由2011—2019年净财富洛伦兹曲线估计值可知,南方地区净财富分布50%分位点以下各分位点累计人口对应的累计净财富占比无明显变化(占比变化幅度都在0.5%以下且为正值),50%~90%分位点内各分位点累计人口对应的累计净财富占比略有上升,且各分位点对应群体持有的净财富占比均增

^⑦ 本文按照国家统计局标准划分南北方省市区,南方省市区为:江苏、安徽、浙江、上海、湖北、湖南、江西、福建、云南、贵州、四川、重庆、广西、广东、海南;北方省市区为:北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、山东、河南、陕西、甘肃、青海和宁夏。

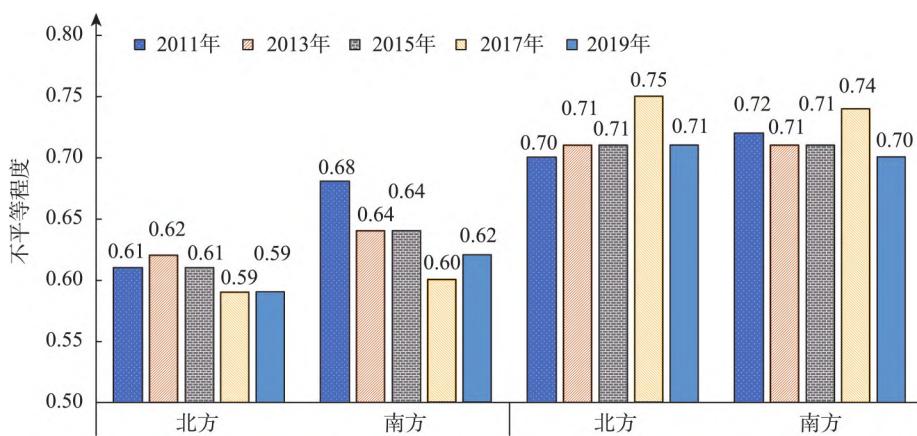


图4 2011—2019年中国南北方收入和净财富不平等演变

Fig. 4 Income inequality and net wealth inequality in northern and southern China from 2011 to 2019

加，而顶端1%群体持有的净财富占比下降了3.34%，可见近年来南方地区中高净财富分位点对应群体的富裕程度得到提升，呈现推进“共同富裕”的态势。北方家庭人均净财富分布无明显变化（占比变化幅度均不超过1%），但2019年北方净财富分布85%分位点以下各分位点累计人口对应的累计净财富占比均小于2011年的对应值，净财富分布85%~99%分位点内各分位点累计人口对应的累计净财富占比大于2011年的对应值，近年来北方地区高净财富分位点对应群体的富裕程度进一步提升。

从收入和财富各分位点上的人数占比来看（图5），2011年与2019年中国南北方地区收入累计分布变化情况与全国情况相似，2019年北方收入分布20%分位点和南方收入分布30%分位点以下各分位点的人数占比明显减少，其余各十分位点的人数占比有所增加，收入两极分化现象得到改善。在家庭净财富层面，与2011年相比，2019年南方地区位于净财富分布20%分位点以下各分位点的人数占比降低，特别是1%分位点处的人数占比明显下降，这一点与全国总体和北方情况相反。此外，南方地区净财富累计分布第三个十分位点及以上各分位点处的人数占比均上升，可见南方地区贫富两极分化现象得到一定程度改善，同样呈现出逐步推进“共同富裕”的趋势。而北方地区则有所差异，具体表现在净财富累计分布底部1%群体占比明显增加，2%~50%分位点上各分位点的人数占比略微减少，在未来应重视促进低财富层级群体家庭财富的增长。

3.2.2 四大区域不平等程度差异较大 2011—2019年东部地区和东北地区收入不平等程度呈现明显下降趋势，中部地区和西部地区收入不平等程度呈现先上升后下降的趋势（表1）。2011年东部地区的收入基尼系数高达0.66，明显高于其他三个地区，8年间东部地区的收入不平等程度得到显著改善，但仍处于较高水平。其他三个地区之间的比较发现，西部地区大部分年份的收入不平等程度略高于中部地区和东北地区，东北地区的收入不平等程度明显低于其他地区。2011—2015年中部地区的收入基尼系数上升，随后4年明显下降。2013年西部地区的收入基尼系数上升，随后6年略微下降，但仍处于较高水平。2011—2019年东部地区净财富不平等程度变动趋势与全国情况一致，中部地区和西部地区的净财富不平等程度在2013年大幅度增加后处于较高水平，东北地区的净财富不平等程度总体呈上升趋势。2011年东部地区的净财富基尼系数明显高于其他地区，但2019年东部、西部和东北地区的净财富基尼系数相近。此外，值得注意的是，2011—2019年东北地区的收入不平等程度与净财富不平等程度变化趋势相反，即东北地区的收

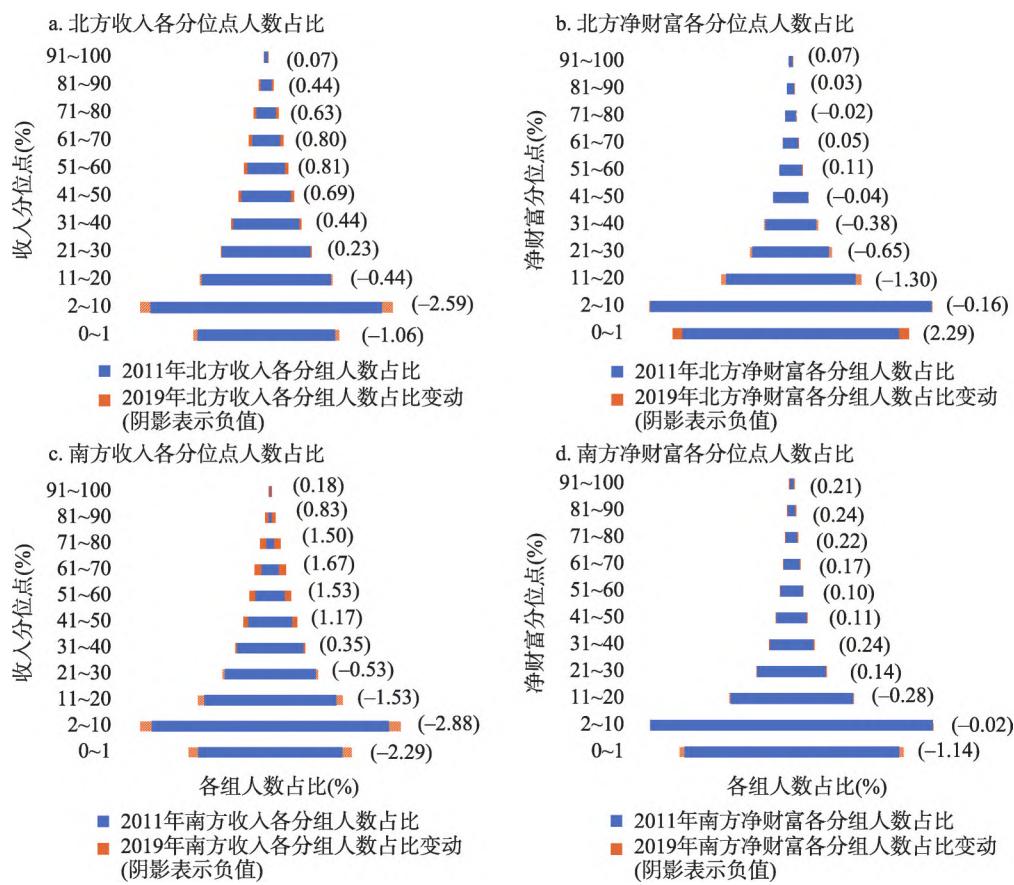


图5 2011年和2019年中国南北方地区收入与净财富各分位点人数占比

Fig. 5 The proportion of income and net wealth on each quantile in northern and southern China in 2011 and 2019

表1 2011—2019年中国四大区域不平等演变

Tab. 1 Income inequality and net wealth inequality in the four regions of China from 2011 to 2019

年份	东部地区		中部地区		西部地区		东北地区	
	收入	财富	收入	财富	收入	财富	收入	财富
2011年	0.66	0.67	0.55	0.59	0.57	0.63	0.57	0.63
2013年	0.60	0.68	0.55	0.67	0.61	0.68	0.52	0.64
2015年	0.62	0.68	0.60	0.66	0.60	0.69	0.53	0.66
2017年	0.57	0.70	0.57	0.69	0.59	0.69	0.52	0.68
2019年	0.59	0.67	0.52	0.62	0.57	0.66	0.51	0.66

入基尼系数总体呈下降趋势，而净财富基尼系数明显增加，说明影响收入差距和净财富差距的因素可能存在差异。

进一步分析四大区域家庭人均收入和净财富分布的变化趋势。由四大区域的收入洛伦兹曲线估计值可知，东部地区和东北地区家庭人均收入分布的变化趋势与全国情况相似，2011—2019年底端20%以下各分位点的累计收入占比无明显变化、中高收入分位点处的累计收入占比明显增加、顶端高收入群体的收入占比下降。其中，东部地区收入分布顶端1%高收入群体的收入占比由2011年的23.01%下降至2019年的16.19%，东北地区收入分布顶端10%高收入群体的收入占比由2011年的41.92%下降至2019年的36.31%。

值得注意的是,收入分布顶端1%群体收入占比的大幅度增加是导致2013年西部地区和2015年中部地区收入基尼系数上升的主要原因,2013年西部地区收入分布顶端1%高收入群体的收入占比相对2011年增加了6.06%,2015年中部地区收入分布顶端1%高收入群体的收入占比相对2013年增加了4.67%。

四大区域家庭人均净财富分布的总体变化趋势相似,净财富分布底端分位点处的累计净财富占比无明显变化、中等净财富分位点处的累计净财富占比略微减少、净财富分布顶端群体持有的净财富占比有所增加。东部地区净财富分布90%分位点以下各分位点累计人口对应的累计净财富占比均无明显变化,净财富分布50%~80%中高净财富分位点处的累计净财富占比小幅下降,顶端高净财富分位点对应群体的净财富占比有所增加。中部地区和西部地区净财富分布底部30%分位点以下各分位点累计人口对应的累计净财富占比均无明显变化,30%~90%分位点内各分位点处的累计净财富占比略微下降,净财富分布30%~70%各分位点对应群体持有的净财富占比略微减少,但与西部地区不同,中部地区70%~80%各分位点对应群体持有的净财富占比略微增加。东北地区2019年净财富分布80%分位点以下各分位点累计人口对应的累计净财富占比均小于2011年的对应值,中低净财富分位点对应群体持有的净财富占比略微减少,而中高净财富分位点对应群体持有的净财富占比有所增加。

3.3 省市区不平等变动存在明显差异

基于CHFS数据测度2013—2019年各省市区不平等程度^⑧,比较各省市区收入不平等与净财富不平等变动情况。具体而言,山东、黑龙江、甘肃和河南的收入不平等程度和净财富不平等程度均上升;山西、江西、贵州、浙江、广西、上海、安徽、湖北、重庆、河北、广东、内蒙古、陕西、湖南和宁夏的收入不平等程度和净财富不平等程度均下降;北京、四川、福建和海南的收入不平等程度上升而净财富不平等程度下降;江苏、辽宁、云南、吉林、天津、青海的收入不平等程度下降而净财富不平等程度上升(图6)。

进一步比较各省市区家庭人均收入和净财富分布的变化趋势,并依据所在象限划分类型进行比较。由收入洛伦兹曲线估计值可知,图6第一象限内各省市区2019年收入分布50%分位点以下各分位点累计人口对应的累计收入占比无明显变化,50%~99%各分位点处的累计收入占比均小于2013年的对应值,收入分布顶端1%群体收入占比增加3.14%,导致这些省市区的收入差距扩大。第二象限和第三象限内各省市区2019年收入分布99%分位点以下各分位点累计人口对应的累计收入占比均高于2013年的对应值,收入分布90%分位点以下各分位点对应群体的收入占比均增加。这些省市区社会各阶层收入普遍增长,特别是中高收入分位点对应群体的收入大幅度增长,导致收入不平等程度下降。第四象限中各省市区90%分位点以下各分位点累计人口对应的累计收入占比变化幅度较小,低收入分位点对应群体的收入占比略微下降,收入分布顶端1%群体收入占比增加,收入两极分化现象应引起关注。

由净财富洛伦兹曲线估计值可知,图6第一象限内各省市区2019年净财富分布99%分位点以下各分位点累计人口对应的累计净财富占比变化较小(占比变化幅度均不超过2%),净财富分布60%分位点以下各分位点对应群体持有的净财富占比略微下降,中高净财富分位点对应群体持有的净财富占比增加,导致净财富不平等程度的扩大。第二象限内各省市区净财富分布40%分位点以下各分位点累计人口对应的累计净财富占比均无

^⑧ 2011年问卷涵盖25个省、自治区、直辖市(未含港、澳、台、西藏、新疆、内蒙古、福建、海南、宁夏),包含8438个家庭,其中广西、贵州、陕西等省市区的样本量不足100个。为考察省份不平等程度变动情况,选择2013—2019年调查数据进行分析,2013—2019年调查数据在省级层面具有较好的代表性。

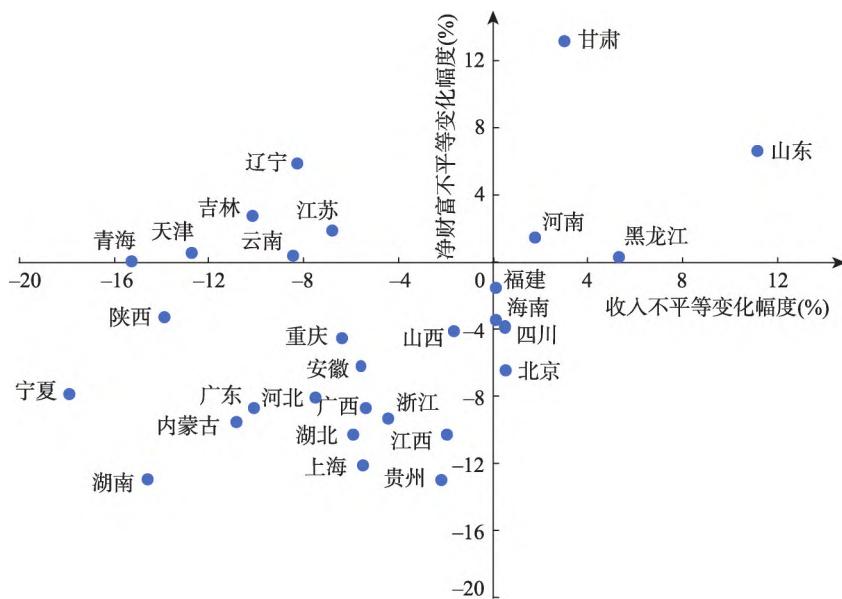


图6 2013—2019年中国各省市区不平等程度变化

Fig. 6 The changes of income inequality and net wealth inequality in provincial-level regions of China from 2013 to 2019

明显变化，中高净财富分位点处的累计净财富占比略微下降，净财富分布顶端群体持有的财富占比有所增加。第三象限内各省市区净财富分布50%分位点以下各分位点累计人口的累计净财富占比均无明显变化，50%~99%各分位点对应群体持有的净财富占比增加，顶端1%群体持有的净财富占比下降了4.03%，可见第三象限内各省市区中高净财富分位点对应群体的富裕程度提升，推进“共同富裕”。而第四象限内各省市区净财富分布总体无明显变化，中高净财富分位点对应群体持有的净财富占比略微增加。值得注意的是，虽然这些省市区净财富不平等程度有所改善，但净财富分布底端贫困群体的净财富占比无明显变化，在未来推进“共同富裕”的过程中需要进一步关注底层贫困群体，实现惠及社会各阶层的“共同富裕”。

4 地区不平等的成因与演变路径识别

由上文的测算结果可知，各省市区的收入不平等和净财富不平等演变模式存在一定差异，相关影响因素及其影响程度可能不同。因此，通过构建计量模型进一步识别各省市区收入不平等和净财富不平等存在明显差异的原因。

4.1 变量选取

现有关于净财富不平等成因识别的文献较少，相关文献主要从经济发展水平、资源禀赋、交通基础设施等方面出发，探究其对地区经济不平等和收入不平等的影响。收入、地区生产总值是流量，而净财富是存量，虽然收入和净财富之间有较强的相关性，但其影响因素及其影响程度可能存在较大差异，而经济发展是影响收入不平等和净财富不平等的核心因素。在经济发展的过程中，存在效率和公平的权衡。新中国成立至今，处理公平与效率关系的指导思想从“公平优先、兼顾效率”到“效率优先、兼顾公平”，再到当前的“效率与公平并举”。在经济发展的过程中，少部分人先富裕起来，可能导致贫富差距扩大，但经济增长又对增加收入、减少贫困至关重要。近年来，大量研究报告

指出经济发展在减少贫困方面发挥着决定性作用,与收入差距和区域差距之间存在倒“U”型关系^[27, 29]。因此,本文重点关注地区收入和净财富不平等与经济发展之间的关系。

同时,根据现有文献研究结果,选择自然资源、物质资本存量、市场化水平、科学技术、交通基础设施等指标,探究收入不平等和净财富不平等的影响因素,变量的说明和基本统计见表2。^①自然资源。自然资源的丰裕度可能导致“荷兰病”、寻租与腐败、人力资本积累不足、阻碍制度革新等,形成“资源诅咒”进而扩大贫富差距^[33-34]。在实证研究方面,现有文献通常探究单一资源要素是否存在“资源诅咒”现象,研究结论存在较大差异^[35-36]。因而本文选择耕地资源、旅游资源、矿产资源和常用能源^[36-39],并参考既有研究使用熵值法构造自然资源丰裕度指标,分别从人均耕地面积、人均常用能源、人均矿产储量、旅游资源4个方面进行衡量,最终通过将4类资源整合成一个综合指数来体现各省市区自然资源丰裕度水平^[39]。^②物质资本存量。资本的形成有利于下一期投资,对收入不平等和净财富不平等的影响具有不确定性。一方面,资本存量规模大的地区能够提供更多就业岗位,增加居民收入。另一方面,资本收益的增加将进一步促进富裕群体收入或净财富的增长,加剧贫富两极分化的局面。本文参考既有研究,采用永续盘存法计算得到对应年份各省市区的物质资本存量估计值,估算公式为:

$$K_{i,t+1} = (1 - \sigma)K_{i,t} + \frac{I_{i,t+1}}{P_{i,t+1}} \quad (4)$$

式中: $K_{i,t}$ 表示*i*省市区*t*年的物质资本存量; $I_{i,t}$ 表示*i*省市区*t*年的固定资本形成额; $P_{i,t}$ 表示*i*省市区*t*年的固定资产投资价格指数; σ 为物质资本经济折旧率^{⑨[40]}。^③市场化水平。市场化水平对贫富差距的影响比较复杂,一方面,市场化进程中非公有制经济的发展提供了大量就业机会,减少失业和贫困,有助于缩小贫富差距。如现有研究发现市场化指数与城镇和农村收入差距呈负相关关系,市场化有助于缩小收入差距^[27]。另一方面,市场经济中资产的私有化可能导致收入和净财富分配不均,使得贫富差距进一步扩大。本文选择个体和私营从业人员与单位从业人员的比例反映市场化水平,探究市场化水平对贫富差距的影响。^④科学技术。科学技术进步将淘汰落后产能,出现技术排斥工人导致低技能劳动力失业的现象,并且技术进步偏向性使资本和高技能劳动力获得的报酬更高,将扩大贫富差距^[41-42]。因此预计科技进步与收入基尼系数和净财富基尼系数之间存

表2 变量说明与基本统计

Tab. 2 Variable description

变量名称	说明	均值	标准差	最小值	最大值
经济发展水平	人均地区生产总值(元)	55145.87	26945.30	16413.00	153291.66
自然资源丰裕度	根据人均耕地面积、人均常用能源、人均矿产储量、旅游资源构造的综合指数	141.25	263.37	7.73	1265.73
物质资本存量	物质资本存量(亿元)	89735.65	64729.97	6532.97	335931.63
市场化水平	个体和私营从业人员与单位从业人员的占比	1.54	0.52	0.50	3.28
科学技术	研究与试验发展经费内部支出(亿元)	476.56	530.74	10.37	2704.70
交通基础设施	以人口计算的公路密度(km/万人)	36.28	22.74	5.25	140.48

注:根据经验法则,变量进行对数化处理后的回归含义和现有文献的做法对文中的经济发展水平、自然资源丰裕度、物质资本存量、科学技术和交通基础设施变量进行对数化处理,对部分缺失数据进行插值处理。

^①运用永续盘存法估算资本存量的基年选择越早,基年资本存量估计的误差对后续年份的影响就越小。本文直接采用单豪杰计算的2006年数据,并根据其估算方法扩展到2018年,再换算为以2011年为基期的实际值。同时选择1996年为基期,使用1997年的资本形成总额比上折旧率(10.96%)与1997—2001年实际固定资产投资形成额平均增长率之和得到重庆和四川的基期资本存量,根据同样的方法计算到2018年,再换算为以2011年为基期的实际值。

在正相关关系。本文选择研究与试验发展经费内部支出衡量科技进步的影响。⑤交通基础设施。交通基础设施的发展能够促进社会各阶层福利改善。一方面，交通基础设施的改善能够给中低收入或净财富群体带来更多的就业和发展机会。另一方面，基础设施往往作为投入品，与私人资本相结合，提高富裕阶层的投资回报率，导致不平等程度进一步上升。当前大部分研究支持交通基础设施的发展有助于改善不平等程度，缩小农村内部和城乡间的收入差距^[27, 43-44]。因此，假设交通基础设施与收入基尼系数和净财富基尼系数之间存在负相关关系。本文选择单位人口的公路分布密度衡量交通基础设施。

4.2 回归结果分析

本文通过计量模型识别收入不平等和净财富不平等的成因，然后将省市区家庭人均收入不平等和家庭人均净财富不平等分别替换为省市区个体工资性收入不平等和家庭人均住房财富不平等进行稳健性检验。

根据前文设定的计量模型识别收入不平等和净财富不平等的成因（表3）。表3模型（1）和模型（2）分别以各省市区的收入基尼系数和净财富基尼系数为因变量，在模型中引入经济发展水平的一次项和二次项，检验经济发展水平与收入不平等和净财富不平等之间是否存在库兹尼茨描述的倒“U”型关系。在1%显著性水平下，模型（1）中经济发展水平一次项和二次项的系数估计值分别显著为正和为负，表明经济发展水平与收入不平等之间存在倒“U”型关系，即随着经济的发展，省市区收入不平等呈现先扩大后缩小的态势。然而，模型（2）中经济发展水平的系数估计值在10%显著性水平下均不显著。考虑到近年来收入不平等和净财富不平等程度的变动存在差异，净财富不平等与经济发展水平之间的关系也可能并非倒“U”型，因此在模型（3）中加入经济发展水平的三次项。在10%显著性水平下，模型（3）中经济发展水平的一次项和三次项为负，二次项为正，表明经济发展水平与省市区净财富差距之间为先下降后上升再下降的倒“N”型关系。经济发展水平与净财富不平等之间存在倒“N”型关系的可能原因在于：在家庭净财富积累的过程中，由于历史、社会、经济和政治等原因，家庭净财富自然存在差异，经济发展使得贫困人口数目减少，净财富不平等程度下降；在经济进一步发展的过程中，少部分人先富裕起来，净财富向顶端人群聚集，使省市区净财富不平等程度上升；当经济发展到一定程度，通过先富带动后富，社会各阶层的净财富持有量开始普遍增长（如前文分析发现南方地区中高净财富分位点对应群体的富裕程度得到提升），因此省市区净财富不平等程度下降。而且表3模型（3）加入经济发展水平的三次项后，模型的拟合优度提高，因此下文对净财富基尼系数的回归分析主要关注模型（3）的估计结果。

控制变量估计发现，模型（1）和模型（3）中自然资源丰裕度变量分别在10%和1%的显著性水平下为负，表明地区的资源禀赋与贫富差距之间存在负相关关系，自然资源的福祉效应更为强烈。模型（1）中物质资本存量的系数估计值在5%显著性水平下为负，表明物质资本存量的增加与收入不平等之间存在负相关关系，即收入差距随着物质资本存量的增加而减小。物质资本丰裕的地区能够提供更多就业岗位，增加居民收入，缩小收入差距。模型（3）中科学技术的系数估计值在10%显著性水平下为负，表明科学技术进步与净财富不平等之间存在负相关关系，即科技发展有利于缩小财富差距。这与预期并不一致，可见虽然科技进步将淘汰落后产业，造成部分低技能劳动力失业，但长远看科技进步显著改善人们的生产和生活，为人们提供更多的就业机会并增加收入来源，缩小贫富差距。模型（1）和模型（3）中交通基础设施的系数估计值在10%水平下显著为负，即地区交通基础设施的发展有利于缩小贫富差距。市场化水平的系数估计值在统计上不显著，表明市场化水平对中国地区的收入不平等和净财富不平等并未产生显著影响。

表3 回归结果
Tab. 3 Results of econometric models

变量名称	(1)家庭人均收入不平等			(2)家庭人均净财富不平等			(3)家庭人均净财富不平等		
	系数	SE	P值	系数	SE	P值	系数	SE	P值
经济发展水平一次项	1.190***	0.412	0.007	0.323	0.615	0.603	-17.524*	9.293	0.070
经济发展水平二次项	-0.055***	0.017	0.003	-0.007	0.026	0.785	1.641*	0.843	0.062
经济发展水平三次项							-0.051*	0.025	0.057
自然资源丰裕度	-0.045*	0.025	0.083	-0.071**	0.032	0.034	-0.086***	0.029	0.007
物质资本存量	-0.179**	0.065	0.010	-0.083	0.081	0.317	-0.086	0.082	0.301
市场化水平	0.024	0.016	0.139	-0.006	0.015	0.667	-0.004	0.014	0.780
科学技术	0.019	0.032	0.567	-0.062*	0.031	0.055	-0.062*	0.031	0.057
交通基础设施	-0.099*	0.057	0.093	-0.081	0.079	0.314	-0.153*	0.083	0.078
常数项	-3.572*	2.060	0.094	-0.165	3.263	0.960	64.284*	34.095	0.070
省份固定效应		控制			控制			控制	
年份固定效应		控制			控制			控制	
观测值数		116			116			116	
拟合优度		0.390			0.410			0.436	

注: SE 为聚类稳健标准误(自由度为 28); *、**、***分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著, 下表同。

进一步将省市区家庭人均收入不平等替换为根据个人实收税后货币工资、税后的奖金和补贴、养老金收入、离退休收入等工资性收入计算得到的省市区个体工资性收入不平等, 并且将家庭人均净财富不平等替换为根据住房财富计算的家庭人均住房财富不平等进行稳健性检验。如表4模型(1)和模型(2)所示, 经济发展水平与省市区个体工资性收入基尼系数之间同样呈现倒“U”型关系, 与省市区家庭人均住房财富不平等之间呈现倒“N”型关系, 支持上文得到的关于经济发展水平与收入不平等和净财富不平等之间的关系。估计结果表明市场化水平与个体工资性收入不平等之间存在正相关关系。

表4 稳健性检验
Tab. 4 Robustness tests

变量名称	(1)个体工资性收入不平等			(2)家庭人均住房财富不平等		
	系数	SE	P值	系数	SE	P值
经济发展水平一次项	1.832***	0.562	0.003	-16.509*	9.308	0.087
经济发展水平二次项	-0.087***	0.025	0.002	1.517*	0.861	0.089
经济发展水平三次项				-0.046*	0.027	0.092
自然资源丰裕度	0.037	0.031	0.236	-0.014	0.022	0.526
物质资本存量	0.092	0.081	0.266	-0.074	0.066	0.269
市场化水平	0.026*	0.014	0.070	0.010	0.015	0.487
科学技术	0.039	0.032	0.240	-0.022	0.044	0.630
交通基础设施	0.027	0.084	0.751	-0.063	0.096	0.518
常数项	-10.646***	2.670	0.000	61.445*	33.570	0.078
省份固定效应		控制			控制	
年份固定效应		控制			控制	
观测值数		116			116	
拟合优度		0.883			0.318	

4.3 “共同富裕”的路径差异分析

上文估计结果表明, 净财富不平等与经济发展水平呈现倒“N”型关系。按照经济

发展水平所处阶段将各省市区分为三组，组1为落后省市区，组2为欠发达省市区，组3为发达省市区，并绘制各组别净财富的洛伦兹曲线，以分析不同类型省市区“共同富裕”的路径差异。由于上文分析发现净财富占比变化较为明显的群体为80%分位点以上净财富群体，进而绘制80%分位点以上的洛伦兹曲线（图7），发现发达省市区4个年份的洛伦兹拟合曲线都更靠近45°线，即富裕群体相对更多，而欠发达和落后省市区4个年份的洛伦兹拟合曲线基本位于发达省市区的下方，落后省市区4个年份的洛伦兹拟合曲线又基本位于欠发达省市区的下方，并且其净财富洛伦兹曲线80%分位点以上各分位点对应的累计财富差距逐渐扩大。

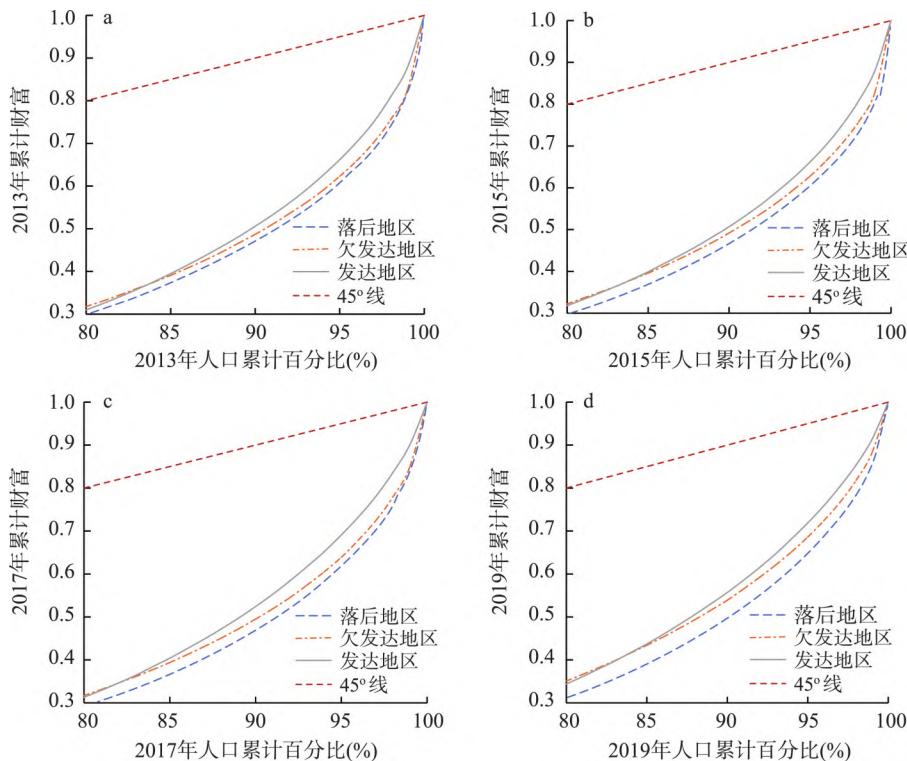


图7 2013年、2015年、2017年和2019年中国三类省市区洛伦兹曲线比较

Fig. 7 Comparison of the Lorentz curves of three groups of provincial-level regions of China in 2013, 2015, 2017 and 2019

纵向比较三类地区2013—2019年洛伦兹曲线的变化趋势（图8），落后地区洛伦兹曲线80%分位点以上部分在2013年、2015年、2017年和2019年逐渐靠近45°线。欠发达地区和发达地区2019年的洛伦兹曲线相比之前的3个年份显著靠近45°线，2013—2017年变化幅度均较小但二者的变化情况存在差异。具体而言，欠发达地区2017年80%~90%分位点部分的洛伦兹曲线位于2013年的下方，90%~99%分位点部分的洛伦兹曲线与2013年相近，发达地区2017年90%~99%分位点部分的洛伦兹曲线位于2013年的上方，80%~90%分位点部分的洛伦兹曲线与2013年相近。

按照经济发展水平所处阶段分组计算2019年各组省市区的洛伦兹曲线估计值，2019年落后、欠发达和发达省市区顶端1%群体持有的净财富量分别为14.28%、11.74%和8.63%，发达省市区净财富分布顶端1%群体的净财富占比明显低于其他省市区。与落后省市区相比，欠发达省市区和发达省市区净财富分布99%分位点以下大部分分位点累计人口对应的累计净财富占比明显高于落后省市区，并且发达省市区50%~90%各分位点群

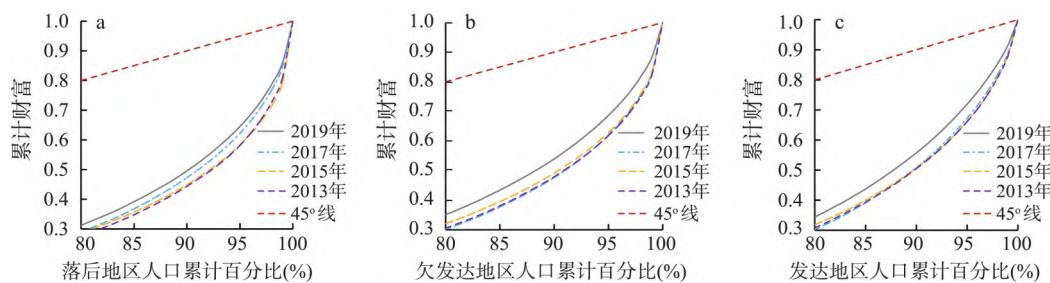


图8 2013年、2015年、2017年和2019年中国三类省市区洛伦兹曲线序列图

Fig. 8 Sequence diagrams of Lorentz curves of three groups of provincial-level regions of China in 2013, 2015, 2017 and 2019

体持有的净财富占比增加,说明发达省市区中高净财富分位点对应群体的家庭净财富普遍增长,正逐步推进“共同富裕”。

从净财富各分位点上的人数占比来看(图9),2019年发达地区净财富1%分位点上的人数占比明显低于落后地区,11%~50%分位点内各十分位点的人数占比略低于落后地区,50%分位点以上各十分位点的人数占比高于落后地区。与落后地区相比,欠发达地区各分位点上的差异与发达地区不同。相比于落后地区,欠发达地区在10%分位点以上各十分位点的人数占比均高于落后地区,而1%分位点和2%~10%分位点处的人数占比低于落后地区。三类地区综合比较发现,发达地区和欠发达地区相较于落后地区,最明显的特征在于50%分位点上各十分位点内的人数占比明显更高;与落后地区相比,发达地区相较于欠发达地区净财富累计分布70%分位点以上各十分位点的群体占比更高,2%~50%分位点内各分位点的人数占比变动相反。

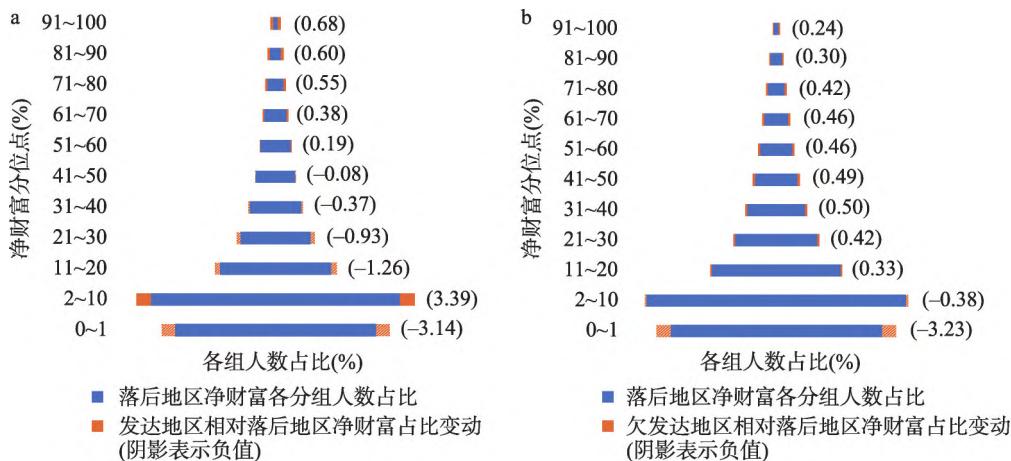


图9 中国不同地区各分位点净财富占比对比

Fig. 9 The proportion of net wealth on each quantile in different regions of China

5 结论与启示

本文采用2011—2019年的中国家庭金融调查数据,估算中国收入不平等和净财富不平等的演变模式并探究不平等的成因。研究结果表明:

(1) 2011—2019年全国收入不平等程度下降,净财富不平等维持高位。2011年以来,全国净财富基尼系数均在0.70以上,中国净财富不平等程度已处于较高水平。近年

来中高收入分位点对应群体收入增加、收入分布顶端1%群体收入占比减少是收入不平等程度得到改善的主要原因。

(2) 就区域不平等的空间演变而言, 2011—2019年南北方收入不平等程度均出现下降, 收入两极分化现象得到改善, 其中南方下降的幅度更大。中高收入分位点对应群体收入的增加是南方收入不平等程度得到显著改善的重要原因, 但底层低收入群体的收入占比无明显变化, 在未来仍需注意提高低收入群体的收入水平。南北方的净财富基尼系数均在0.70~0.75之间小幅波动, 净财富分布底端群体持有的财富占比无明显变化。南方地区中高净财富分位点对应群体持有的财富占比增加, 呈现推动“共同富裕”的态势, 而北方地区高净财富分位点对应群体的富裕程度进一步提升。在东部、中部、西部和东北四大区域中, 收入不平等和净财富不平等的变化存在较大差异。东部地区和东北地区收入不平等程度呈现明显下降趋势, 中部地区和西部地区收入不平等程度呈现先上升后下降的趋势。东部地区净财富不平等程度变动趋势与全国情况一致, 中部地区和西部地区的净财富不平等程度在2013年大幅度增加后处于高位, 东北地区的净财富不平等程度总体呈上升趋势。

(3) 在省市区层面, 2013—2019年各省市区的收入不平等和净财富不平等变化存在较大差异。回归分析表明, 经济发展水平与省市区收入差距之间呈现倒“U”型关系, 但与净财富差距之间为倒“N”型关系, 即随着经济的发展, 省市区净财富不平等呈现先下降后上升再下降的趋势。自然资源丰裕度和交通基础设施与省市区收入不平等和净财富不平等之间存在负相关关系, 物质资本存量与收入不平等之间存在负相关关系, 科学技术进步与净财富不平等之间存在负相关关系。此外, 各地区“共同富裕”的路径各异, 发达省市区正逐步推进“共同富裕”, 而落后省市区这一迹象并未显现。

本文的政策含义较为明显。首先, 各地区“共同富裕”的路径各异, 落后省市区财富分布底部1%分位点上群体占比明显更高。因此, 政府部门应进一步加大对弱势群体的帮扶力度, 可通过社会保障、补贴、教育培训等方式改善净财富分布底端人群的生活状况, 帮助弱势群体进行财富积累, 促使落后地区加快推进“共同富裕”。其次, 回归结果表明自然资源丰裕度和交通基础设施与贫富差距之间存在负相关关系。丰富的自然资源是促进发展的有利基础条件, 合理利用和管理自然资源, 能够有效带动区域经济发展, 提高居民整体富裕程度。当然, 在发挥资源优势的过程中, 一方面可通过加强监管, 治理寻租和垄断等行为, 另一方面应避免过度依赖资源开发与输出, 依托资源优势促进其他经济优势的形成和积累, 科学合理利用自然资源。“道路通, 百业兴”。在当前经济增速放缓的背景下, 政府可通过加大交通基础设施建设刺激国内需求、增加就业、优化要素的跨区域配备, 进而促进社会各阶层福利的改善。最后, 物质资本存量和科学技术进步与不平等之间存在负相关关系, 可见物质资本存量增长和科学技术进步有利于缩小贫富差距。因此, 政府部门应鼓励资本投资和科技创新, 通过投资优惠措施等方式促进地区物质资本积累, 同时加大国家财政对科技创新的投入, 鼓励和支持企业走以创新为核心的发展道路。

参考文献(References)

- [1] Li Shi. Aggravate the concentration of social wealth. People's Tribune, 2007(23): 16. [李实. 将会加剧社会财富的集中. 人民论坛, 2007(23): 16.]
- [2] Li Shi, Wan Haiyuan. Retrospect and prospect on the studies of household wealth inequality in China. Studies in Labor Economics, 2015, 3(5): 28-44. [李实, 万海远. 中国居民财产差距研究的回顾与展望. 劳动经济研究, 2015, 3(5): 28-44.]

- [3] Piketty T, Yang L, Zucman G. Capital accumulation, private property, and rising inequality in China, 1978-2015. *American Economic Review*, 2019, 109(7): 2469-2496.
- [4] Morissette R, Zhang X. Revisiting wealth inequality. *Perspectives on Labour & Income*, 2006, 7(12): 1-16.
- [5] Wolff E, Zacharias A. The impact of wealth inequality on economic well-being. *Challenge*, 2007, 50(4): 65-87.
- [6] Li Shi, Wei Zhong, Ding Sai. Empirical analysis on the inequality and the reason of China residents' property distribution. *Economic Research Journal*, 2005, 40(6): 4-15. [李实, 魏众, 丁赛. 中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析. 经济研究, 2005, 40(6): 4-15.]
- [7] Sun Xiaoyi, Xu Yong, Liu Yanhua. Residents' income disparity and spatial difference in China. *Economic Geography*, 2015, 35(12): 18-25, 42. [孙晓一, 徐勇, 刘艳华. 中国居民收入差距及空间分异特征. 经济地理, 2015, 35(12): 18-25, 42.]
- [8] Yang Kaizhong. Research on regional economic disparities in China. *Economic Research Journal*, 1994, 29(12): 28-33, 12. [杨开忠. 中国区域经济差异变动研究. 经济研究, 1994, 29(12): 28-33, 12.]
- [9] Wang Dihai, Gong Liutang. Dynamics of income and wealth distribution in a neoclassical growth model. *China Economic Quarterly*, 2006, 5(3): 777-802. [王弟海, 龚六堂. 新古典模型中收入和财富分配持续不平等的动态演化. 经济学(季刊), 2006, 5(3): 777-802.]
- [10] Wang Zhijiang, Hu Ridong. Amended weighed coefficient of variation: The useful index for measuring the degree of income distribution equality. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2006, 23(6): 134-137. [王志江, 胡日东. 修正加权变异系数: 度量收入分配平等程度的有用指标. 数量经济技术经济研究, 2006, 23(6): 134-137.]
- [11] Wang Hongliang, Xu Xiang. Which inequality is greater in income? That between regions or that between city and village. *Management World*, 2006(11): 41-50. [王洪亮, 徐翔. 收入不平等孰甚: 地区间抑或城乡间. 管理世界, 2006(11): 41-50.]
- [12] Qu Zhaopeng, Zhao Zhong. The effect of population aging on consumption and income inequality in rural China. *Economic Research Journal*, 2008, 43(12): 85-99, 149. [曲兆鹏, 赵忠. 老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响. 经济研究, 2008, 43(12): 85-99, 149.]
- [13] Zou Xiuling. Measurement and contributing factors of regional disparities of China's land finance: Based on panel data of 287 prefecture-level cities. *Economic Geography*, 2016, 36(1): 18-26. [邹秀清. 中国土地财政区域差异的测度及成因分析: 基于287个地级市的面板数据. 经济地理, 2016, 36(1): 18-26.]
- [14] Chen Yanbin, Huo Zhen, Chen Jun. Disaster risk and wealth distribution of Chinese urban residents. *Economic Research Journal*, 2009, 44(11): 144-158. [陈彦斌, 霍震, 陈军. 灾难风险与中国城镇居民财产分布. 经济研究, 2009, 44(11): 144-158.]
- [15] Qu Jing. Decomposition analysis on income inequality in urban and rural China [D]. Hangzhou: Zhejiang University, 2011. [瞿晶. 中国城乡内部收入不平等分解实证研究[D]. 杭州: 浙江大学, 2011.]
- [16] Yuan Pengfei, Wang Lei. Decomposition analysis on distribution of housing wealth inequality among China's urban households and contribution rate. *Statistical Research*, 2013, 30(12): 69-76. [原鹏飞, 王磊. 我国城镇居民住房财富分配不平等及贡献率分解研究. 统计研究, 2013, 30(12): 69-76.]
- [17] Yang Canming, Sun Qunli. Wealth distribution and inequality decomposition of household in China: Based on the data of the wealth and income survey of household in China. *Public Finance Research*, 2019(3): 3-13. [杨灿明, 孙群力. 中国居民财富分布及差距分解: 基于中国居民收入与财富调查的数据分析. 财政研究, 2019(3): 3-13.]
- [18] Cowell F A, van Kerm P. Wealth inequality: A survey. *Journal of Economic Surveys*, 2015, 29(4): 671-710.
- [19] Chen C N, Tsaur T W, Rhai T S. The Gini coefficient and negative income. *Oxford Economic Papers*, 1982, 34(3): 473-478.
- [20] Ai Xiaoqing. Measure wealth inequality: Application of Gini index when negative values exist. *Statistics & Decision*, 2017(4): 84-86. [艾小青. 财富不平等的度量: 存在负值时基尼系数的应用. 统计与决策, 2017(4): 84-86.]
- [21] Conley D, Ryvicker M. The price of female headship: Gender, inheritance, and wealth accumulation in the United States. *Journal of Income Distribution*, 2005, 13(3): 41-56.
- [22] Yamokoski A, Keister L A. The wealth of single women: Marital status and parenthood in the asset accumulation of young baby boomers in the United States. *Feminist Economics*, 2006, 12(1/2): 167-194.
- [23] Liang Yunwen, Huo Zhen, Liu Kai. An empirical study of wealth distribution of urban and rural households in China. *Economic Research Journal*, 2010, 45(10): 33-47. [梁运文, 霍震, 刘凯. 中国城乡居民财产分布的实证研究. 经济研究, 2010, 45(10): 33-47.]
- [24] Fan Jie, Wang Yafei, Liang Bo. The evolution process and regulation of China's regional development pattern. *Acta Geographica Sinica*, 2019, 74(12): 2437-2454. [樊杰, 王亚飞, 梁博. 中国区域发展格局演变过程与调控. 地理学报,

- 2019, 74(12): 2437-2454.]
- [25] Chen Yong, Bai Zhe. Regional wage difference's evolution characteristics: An empirical study based on Chinese provincial data. Journal of Central University of Finance & Economics, 2020(7): 91-103. [陈勇, 柏喆. 地区工资不平等的演化特征: 基于中国省际数据的经验研究. 中央财经大学学报, 2020(7): 91-103.]
- [26] Deng Xiangzheng, Liang Li, Wu Feng, et al. Chinese balanced regional development strategy from the perspective of development geography. Acta Geographica Sinica, 2021, 76(2): 261-276. [邓祥征, 梁立, 吴峰, 等. 发展地理学视角下中国区域均衡发展. 地理学报, 2021, 76(2): 261-276.]
- [27] Wang Xiaolu, Fan Gang. Income inequality in China and its influential factors. Economic Research Journal, 2005, 40 (10): 24-36. [王小鲁, 樊纲. 中国收入差距的走势和影响因素分析. 经济研究, 2005, 40(10): 24-36.]
- [28] Li Min, Yu Jinping. How does transportation infrastructure facilitation affect income inequality: Empirical research based on transnational data. Inquiry into Economic Issues, 2021(6): 150-161. [李敏, 于津平. 交通基础设施便利化如何影响收入不平等: 基于跨国数据的实证研究. 经济问题探索, 2021(6): 150-161.]
- [29] Chen Menggen, Zhang Shuai. Regional economic imbalance in China and the influence factors: Based on night-time light data. Statistical Research, 2020, 37(6): 40-54. [陈梦根, 张帅. 中国地区经济发展不平衡及影响因素研究: 基于夜间灯光数据. 统计研究, 2020, 37(6): 40-54.]
- [30] Gan Li, Yin Zhichao, Jia Nan, et al. Assets and residential demand of Chinese households. Journal of Financial Research, 2013(4): 1-14. [甘犁, 尹志超, 贾男, 等. 中国家庭资产状况及住房需求分析. 金融研究, 2013(4): 1-14.]
- [31] Zhang Haixia, Song Yifan, Wang Shuai. Calculation of Gini coefficient and Generalized Entropy Index under two different data types. Statistics & Decision, 2011(11): 16-18. [张海霞, 宋一帆, 王帅. 两种不同数据类型下基尼系数与广义熵指数的求解. 统计与决策, 2011(11): 16-18.]
- [32] Xie Y, Jin Y. Household wealth in China. Chinese Sociological Review, 2015, 47(3): 203-229.
- [33] Ru Gang, Liu Hui, Ren Zhian. The impact of resource endowment on urban- rural income gap: Panel data and experience from major energy producing provinces in China. Finance and Economy, 2016(6): 4-10, 82. [汝刚, 刘慧, 任志安. 资源禀赋对城乡收入差距的影响: 来自中国主要能源生产省份的面板数据和经验. 金融与经济, 2016(6): 4-10, 82.]
- [34] Xu Beibei. Study of the nexus between the natural resource abundance and the urban- rural income gap: Empirical analysis based on Chinese inter-provincial data [D]. Wuhan: Wuhan University, 2017. [许贝贝. 自然资源丰裕度与城乡收入差距的关系研究: 基于中国省际数据的实证分析[D]. 武汉: 武汉大学, 2017.]
- [35] Hu Yongda. Research on correlation of resource abundance and economic development through an example of Inner Mongolia. China Population, Resources and Environment, 2015, 25(S2): 82-84. [胡永达. 能矿资源丰裕度与区域经济发展关系的研究: 以内蒙古自治区为例. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(S2): 82-84.]
- [36] Zhang Zhigang. Study on the relationship between cultivated land resources and economic growth: An empirical test based on the "Resource Curse" hypothesis. Journal of Agrotechnical Economics, 2018(6): 127-135. [张志刚. 耕地资源与经济增长之间的关系研究: 基于“资源诅咒”假说的实证检验. 农业技术经济, 2018(6): 127-135.]
- [37] Jing Puqiu, Wang Qingxian. Coal resource exploitation and blessing and curse with regional economic development: A positive analyse based on Shanxi province. China Industrial Economics, 2008(7): 80-90. [景普秋, 王清宪. 煤炭资源开发与区域经济发展中的“福”与“祸”: 基于山西的实证分析. 中国工业经济, 2008(7): 80-90.]
- [38] Zhao Weiwei, Bai Yongxiu. Dutch disease: Developments in theoretical and empirical research. Research on Economics and Management, 2016, 37(1): 3-12. [赵伟伟, 白永秀. 荷兰病: 实证研究及最新进展. 经济与管理研究, 2016, 37(1): 3-12.]
- [39] Yu Qiuyue, Cheng Li, Chen Ying. A study on the influence of the abundance and dependency of natural resources on economic growth in the Yangtze River economic belt. Journal of Yangtze University (Social Sciences Edition), 2020, 43 (3): 61-69. [于秋月, 程莉, 陈影. 长江经济带自然资源丰裕度、依赖度对经济增长的影响研究. 长江大学学报(社会科学版), 2020, 43(3): 61-69.]
- [40] Shan Haojie. Reestimating the capital stock of China: 1952-2006. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2008, 25(10): 17-31. [单豪杰. 中国资本存量K的再估算: 1952—2006年. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(10): 17-31.]
- [41] Yu Ju. An empirical study on urban-rural income gap, R&D input of science and technology and educational input in China. Journal of Industrial Technological Economics, 2014, 33(1): 130-136. [余菊. 科技进步、教育投入与城乡收入差距: 来自中国省际面板数据的经验证据. 工业技术经济, 2014, 33(1): 130-136.]
- [42] Wang Miao, Zhang Ting. Will technological innovation really expand the income gap. Economic Research Guide, 2021 (17): 5-8. [王森, 张婷. 科技创新真的会扩大收入差距吗? 经济研究导刊, 2021(17): 5-8.]

- [43] Huang Qian, Yu Lingzheng, Wei Xiahai. Can transport infrastructure decline urban-rural income gap: Empirical evidence from China. Journal of Hebei University (Philosophy and Social Science), 2013, 38(4): 44-52. [黄乾, 余玲铮, 魏下海. 交通基础设施能缩小城乡收入差距吗: 基于中国数据的经验分析. 河北大学学报(哲学社会科学版), 2013, 38(4): 44-52.]
- [44] Xu Xing, Wu Qunqi. Analysis and measurement of influence of transport infrastructure configuration on income disparity based on random effect model. Journal of Highway and Transportation Research and Development, 2018, 35 (10): 150-158. [徐星, 吴群琪. 基于随机效应模型的交通基础设施配置对收入差异影响的分析与测度. 公路交通科技, 2018, 35(10): 150-158.]

The evolution process of China's regional income inequality and net wealth inequality

SUN Sanbai¹, ZHANG Qingping¹, LI Ran¹, ZHANG Keyun^{1,2}

(1. School of Applied Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. Information Center for Social Sciences, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: "Common prosperity" has become a matter of concern in China's society. The outline of China's long-term goals for 2035 calls for substantial progress in common prosperity. Therefore, measuring income and net wealth inequality, and identifying the differences and causes in regional common prosperity are of great significance in China. Based on the data of Chinese Household Financial Survey (CHFS) from 2011 to 2019, this paper uses Gini coefficient, Lorentz curve and panel data econometric model to analyze the evolution patterns and causes of regional income and net wealth inequality, and find out differences in the way of promoting common prosperity among regions. The results are shown as follows: (1) Although the national income inequality considerably declined from 2011 to 2019 but net wealth inequality remained large. There are obvious spatial differences in the changes of income and net wealth inequality, and the cumulative shares of each income or wealth quantile from 2011 to 2019 show different changing trends. (2) There is an approximate inverted "U" relationship between economic development and income inequality in provincial-level regions (hereafter province) of China, and an approximate inverted "N" relationship between economic development and net wealth inequality. (3) The processes of common prosperity are different among different regions. Specifically, there has been a general increase in households' net wealth in developed provinces and these provinces have been promoting common prosperity, but the trend is not obvious in developing provinces. This study provides a reference for the formulation of policy on common prosperity of the central and local governments. In order to promote common prosperity in China, governments at all levels should provide assistance to vulnerable groups, scientifically and rationally make use of and manage natural resources, increase investment in transportation infrastructure construction, encourage capital investment to promote capital accumulation, and increase public finance expenditure on scientific and technological innovation.

Keywords: net wealth inequality; income inequality; common prosperity; spatial and temporal characteristics; China