

技术创新、市场分割与收入不平等

——基于中国省级面板数据的分析

洪勇,王万山

(九江学院 经济与管理学院,江西 九江 332005)

摘要: 基于1998—2017年中国省级面板数据,分析了省级层面收入不平等程度及其影响因素,重点研究了技术创新和市场分割对收入不平等的作用。研究结果显示,样本期内基尼系数总体水平较高,呈现出了先上升后下降的走势。地区收入差距与技术创新之间存在U型关系,当前“知识溢出”效应超过了“技能溢价”效应,创新水平的提高将有助于缩小地区收入差距;市场分割不仅会加剧地区收入不平等,还会通过阻碍技术创新间接弱化创新对收入差距的缓解作用。地区收入不平等与经济发展水平之间存在倒U型关系,贸易依存度、人均受教育年限和人均社会保障支出的提高有助于缩小地区收入差距,工业化率的提高则会加剧地区收入差距,财政支出对地区收入差距的作用不明显;动态面板模型的研究结果表明,地区收入差距具有惯性特征。最后,基于研究结论,给出了有针对性的政策建议。

关键词: 收入不平等;技术创新;市场分割;面板数据

中图分类号: J31;O31;R13 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2019)09-0057-11

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2019.09.005

Technological Innovation, Market Segmentation and Income Inequality ——An Analysis Based on Provincial Panel Data in China

HONG Yong, WANG Wan-shan

(School of Economics and Management, Jiujiang University, Jiujiang 332005, China)

Abstract: Based on China's provincial panel data from 1998 to 2017, this paper analyses the degree of income inequality and its influencing factors at the level of the province, the author focuses on the effects of technological innovation and market segmentation on income inequality. The results show that Gini coefficient is relatively high in the sample period, and shows a trend of rising first and then decreasing. There is a U-shape relationship between the regional income gap and technological innovation. At present, the effect of knowledge spillover exceeds the effect of skill premium which leads technological innovation to reduce the regional income gap. Market segmentation will not only aggravate regional income inequality, but also indirectly weaken the mitigation effect of innovation on income gap by hindering technological innovation. There is an inverted U-shaped relationship between the degree of regional income inequality and the level of economic development. Increased trade dependence, years of education per capita and social security expenditure per capita contribute to narrowing the regional income gap, the increase of industrialization rate will aggravate the regional income gap, and the effect of fiscal expenditure on regional income gap is not obvious. The results of dynamic panel model show that the regional income gap has inertia characteristics. Finally, based on the conclusions of the study, the author gives targeted policy recommendations.

Key words: income inequality; technological innovation; market segmentation; panel data

收稿日期: 2019-06-29

基金项目: 江西省社会科学“十三五”规划项目“江西省区域间商品市场一体化研究——基于地级面板数据的分析”(16JL01);国家社会科学基金项目“基于国际金融主导权的大国货币博弈研究”(18BGL011);国家社会科学基金项目“一带一路战略下中国贸易便利化水平测度与提升路径研究”(16CJL044)

作者简介: 洪勇,男,副教授,经济学博士,主要从事区域经济一体化研究;王万山,男,教授,博士生导师,经济学博士,主要从事国际贸易和区域经济研究。

一、问题提出

收入分配问题一直以来都是社会各界最为关心的问题之一,合理的收入分配制度和收入差距不仅是人民群众的共同愿望,同时也是社会公平的重要体现。改革开放四十多年来,我国经济增长始终保持在中高速水平上,经济和社会发展取得了巨大成就,创造了世界经济增长史上的奇迹。在这个过程中,虽然居民人均收入水平随着经济增长也在不断提高,但很多研究和事实都表明我国居民的收入差距一直处在警戒线水平以上,收入差距过大问题比较严重,多年来的改革成果并没有公平地惠及全体人民,这已引起了全社会的广泛关注。虽然党和政府一直在致力于缓解收入差距过大问题,并且开展了大量的工作,但收效甚微,该问题并没有得到根本性的解决。收入差距过大不仅与社会主义共同富裕的本质相抵触,而且过大的收入差距还会带来各种经济和社会问题,成为当下改革攻坚阶段,进一步深化改革的桎梏,将会对我国经济社会全面发展造成严重阻碍。因此,有效缓解和降低收入不平等程度就成了当前我国各级政府面临的紧迫任务。在这一背景下,本文拟重点关注技术创新和市场分割对我国居民地区收入差距的影响及其作用机制,探寻缓解和消除我国居民地区收入差距过大的方法和渠道,这对促进区域协调发展,实现社会公平具有重要的理论与现实意义。

梳理文献可以发现,对居民收入差距的研究主要集中在两个方面,一是对收入差距现状的研究,主要通过基尼系数等指标来反映收入差距及其变化趋势(Florida, 2005;李俊青和韩其恒, 2011;田卫民, 2012; Piketty 等, 2017; Aghion 等, 2019)^[1-5]。二是对收入差距成因的研究。陈建东和戴岱(2011)^[6]分析了教育支出、财政支出、工业化、城镇化进程对收入差距的影响。高连水(2011)^[7]指出,物资资本对地区收入差距的贡献最大,达到了34.5%,政府政策、人力资本和全球化的贡献均超过了10%,而经济体制改革和城镇化进程的贡献比较小。赵亚明(2012)^[8]的研究显示,交易效率的外生变化是驱动地区收入差距变化的重要力量。刘晓光等(2015)^[9]、罗能生和彭郁(2016)^[10]都注意到了基础设施对收入差距的作用,他们发现提高基础设施水平有助于缩小收入差距。刘伟等(2018)^[11]指出,受约束的人口流动、不合理的税制和税收结构、贸易自由化等因素恶化了居民收入不平等程度。李卫华(2019)^[12]认为,通过对劳动力市场机制、教育培训制度和转移支付制度的改革,能有效缩小居民地区收入差距。

相关文献在研究技术创新对收入差距的影响中并没有得到明确的结论。一些研究认为,技术创新趋向于扩大收入差距。这类文献主要着眼于“技能溢价”假说,从理论和经验上证实了技能偏向型技术进步对技能溢价的正向影响。Acemoglu(2002)^[13]基于美国劳动力市场工资不平等与技能溢价之间关系的分析发现,技能偏向型技术进步持续扩大了收入不平等程度。由于规模效应,高技能劳动力的供给增加引致了技能偏向型技术进步,造成了持续性技能溢价,进而加剧了收入不平等程度(Acemoglu, 2012)^[14]。Ojha 等(2013)^[15]认为,缓解收入差距过大的现状可以通过改变技能进步方向来实现。王林辉(2010)^[16]通过实证分析验证了我国在经济发展过程中确实存在技能偏向型技术进步。陈勇和柏喆(2018)^[17]的研究发现,技能偏向型技术进步是我国地区工资差距不断扩大的最主要因素。此外,技术创新对高技能劳动者会造成“筛选效应”。由于劳动者存在技能差异,会使技能不同的劳动者趋于在特定的地方工作(硅谷集中了更多计算机和通信人才,而纽约聚集了大量金融人才),这种“筛选效应”会改变地区劳动力技能的分布,从而加剧地区收入不平等程度(Gittleman 和 Pierce, 2011; Lee 和 Pose, 2012)^[18-19]。郭晨等(2019)^[20]、陈怡和刘芸芸(2019)^[21]、丁焕峰和邱梦圆(2018)^[22]的实证研究表明,技术创新确实扩大了收入差距。

但也有一些学者的研究认为,技术创新能缓解收入差距。Glaser 等(2010)^[23]指出,技术创新带来的工资收入增长过程中还会出现“知识溢出”效应,即素质相对较高的劳动者通过“干中学”可以向高技能劳动者学习以提高劳动技能,带来工资增长,进而缩小工资差距。Antonelli 和 Gehringer(2017)^[24]认为,技能偏向背后隐藏着很强的资本节约特性,但传统的技能偏向理论往往忽视了这一点,技术革新与收入差距之间可能存在良性循环,即技术革新是有助于减少收入差距的,此外,技术革新还能通过减少租金支出间接带来收入不平等的缓解作用。董直庆等(2014)^[25]通过研究发现,中性技术进步能够促进技能劳动供给的增

长,从而缩小非技能劳动与技能劳动间的工资差距。赵峥等(2018)^[26]的研究表明,技术创新能缓解居民收入不平等程度,同时城市化还可以通过技术创新间接缩小居民收入差距。

充分的市场整合有利于商品和生产要素的自由流动,其对收入差距具有较强的抑制作用。但众多学者指出,中国国内市场分割问题突出,严重阻碍了商品和生产要素的跨区流动。此外,市场分割还会严重弱化经济主体的内在创新激励机制。由于创新需要投入大量人力、物力和财力,使研发成本高昂;同时,研发新产品、新技术可能面临着较高的失败风险。因此,只有市场足够广阔,高昂的成本能通过新产品、新技术的成功研发获得补偿,才会对各经济主体的研发创新活动产生较强的激励作用。由此可见,市场分割不仅能直接影响收入差距,还可以通过创新间接作用于收入差距。虽然市场分割对收入差距有重要作用,在文献中却只有少数几位学者对此有所关注,如陈纯槿和胡咏梅(2016)^[27]、齐亚强和梁童心(2016)^[28],即便如此,这几位学者也只注意到了市场分割的直接影响,而忽略了其通过技术创新对收入差距的间接作用。

总的来说,现有文献对收入不平等问题的研究展开了大量且深入的研究,相关研究也取得了较为丰富的成果,但仍然存在未尽之处,需要做进一步的研究。首先,技术创新对收入差距的影响存在不确定性,技术创新带来的“技能溢价”效应会扩大居民收入差距,而“知识溢出”效应能缩小收入差距,现阶段哪种效应占主导地位,这需要通过实证分析加以验证;其次,现有文献很少关注市场分割对居民收入差距的作用,更鲜见有文献研究市场分割是如何通过影响技术创新来间接作用于居民收入差距的。对以上两点的研究可以视为本文的增量贡献。本文余下部分安排如下:第二部分介绍研究中所使用的模型、变量和数据;第三部分进行实证研究,并对结果进行详细解读和分析;最后,根据分析结果给出本文的研究结论和有针对性的政策建议。

二、模型、变量与数据

(一) 模型设定

影响地区收入不平等的因素众多,本文重点关注技术创新和市场分割对收入不平等的作用。在实证分析中笔者将技术创新和市场分割作为核心解释变量,同时引入其他一些对收入不平等有重要影响的因素作为控制变量展开研究。后续研究中拟采用如下计量模型进行实证分析。

$$Gini_{it} = \alpha + \alpha_i + \beta_1 Patent_{it} + \beta_2 Patent_{it}^2 + \beta_3 MS_{it} + \beta_4 Patent_{it} \times MS_{it} + \beta_5 Lnpgdp_{it} + \beta_6 (Lnpgdp_{it})^2 + \beta_7 Finance_{it} + \beta_8 Industry_{it} + \beta_9 Trade_{it} + \beta_{10} Edu_{it} + \beta_{11} Sec_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

上式中, α_i 表示省区个体效应,如果省区个体效应 α_i 对被解释变量有影响,但又无法直接观测,此时,使用最小二乘法(OLS)进行混合回归所估计出的系数是有偏和非一致的,故本文将使用面板设定F检验在个体效应模型与混合回归中进行取舍;此外,如果省区个体效应 α_i 与解释变量相关,则应采用固定效应模型(FE, Fixed Effects)进行估计,反之如果 α_i 与所有解释变量都不相关,则应使用随机效应模型(RE, Random Effects)进行估计。对固定效应和随机效应的选择,本文将使用Hausman检验进行取舍。

(二) 变量说明

1. 被解释变量。研究中使用的被解释变量为基尼系数($Gini$),用来表示收入不平等程度。某个省区在某年的基尼系数是通过该省区该年下辖的所有地级市的城镇居民人均可支配收入数据计算得到的。实践中有多种计算基尼系数的公式,本文采用刘修岩等(2017)^[29]的如下公式计算得到基尼系数。

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

其中, Y_i, Y_j 分别为某省在某年第*i, j*个地级市的城镇居民人均可支配收入, μ 为该省在该年所有地级市城镇居民人均可支配收入的均值, n 为该省下辖的地级市数量。由于需要使用地级市的城镇居民人均可支配收入数据计算基尼系数,故本文的研究样本不包括北京、上海、天津和重庆四个直辖市,此外,由于海南、青海、新疆和西藏存在数据缺失,研究中也将其剔除。除了基尼系数外,本文还将使用文献中比较常用的衡量收入差距的一些指标作为被解释变量,用于稳健性检验,如:泰尔指数、阿特金森指数、变异系数等。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量有两个,分别是技术创新和市场分割。研究中普遍使用专利数量来反映创新水平,通常有两个相互关联的专利指标,即专利授权量和专利受理量。本文在研究中采用专利授权量(*Patent*)指标衡量创新水平,相较于专利受理量,它能更准确的反映创新水平(陈勇和柏喆,2018)^[17]。由于技术创新的“技能溢价”效应会扩大居民收入差距,而“知识溢出”效应则会缩小收入差距,因此,技术创新与收入差距之间很有可能存在着非线性关系,笔者在后续实证研究中拟引入专利授权量的二次项以反映该非线性关系。文献中测度市场分割的方法有很多,如:生产法、价格法、贸易法、经济周期同步性、产需法、技术效率法等。本文使用文献中普遍采用的具有较好理论基础的相对价格法来测算各省区的市场分割程度(*MS*),即通过计算某一省区下辖的地级市之间商品相对价格的方差来衡量该省区的市场分割程度。具体方法详见陈敏等(2007)^[31]、洪勇(2016)^[32]的论文。

图1给出了基尼系数、技术创新和市场分割随时间变化的走势图。由图1可知,2005年以前,基尼系数呈现出缓慢上升趋势,2005年达到最大值后逐年下降,但整个样本期内其值都比较高,始终保持在0.4以上。与之相类似,市场分割程度也展现出了先上升后下降的走势。1998—2017年期间,除个别年份外,创新水平基本呈现出了上升趋势,2006年以后该上升趋势有加速的迹象。

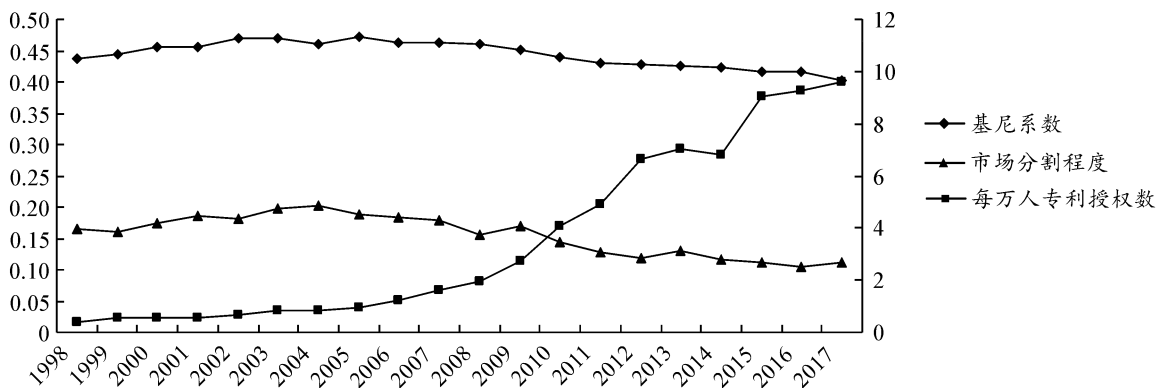


图1 基尼系数、技术创新和市场分割走势图

3. 控制变量。借鉴国内外相关研究,本文在模型中引入了以下几个对收入不平等有重要影响的控制变量:人均GDP及其平方项、财政支出比重、工业化率、贸易依存度、人均受教育年限、人均社会保障支出。

人均GDP(*Lnpgdp*)反映了地区经济发展水平,它对收入差距有重要作用。自从库兹列茨提出收入差距与经济发展水平之间的倒U型关系以来,它一直都是学术界的一个热点,很多学者都将该变量作为分析收入差距的一个重要因素,本文通过引入人均GDP及其二次项来验证两者间是否存在倒U型关系。

财政支出比重(*Finance*)反映了政府参与经济活动的程度,用政府财政支出占GDP的比重表示。政府或多或少都会对经济进行调节和干预,其对经济活动的调节和干预必然会影响收入分配,而政府干预经济活动的主要手段就是财政支出。

工业化率(*Industry*)可以用来刻画产业结构的变化,用第二产业增加值占GDP的比重表示。经济发展过程中总是伴随着产业结构的变迁,从而导致就业结构的变化,进而对收入不平等程度造成影响。

贸易依存度(*Trade*)反映了对外开放程度,用进出口总额与GDP之比表示。由于对外开放对要素流动、产业结构、经济增长都会产生影响,进而也会对收入差距造成影响。

人均受教育年限(*Edu*)反映了人力资本水平,很显然人力资本水平必然会对收入差距产生重要影响。本文借鉴陈钊等(2004)^[33]的如下方法计算得到该变量的值。将每种受教育程度转换成相应的受教育年限,将其与该受教育程度的人数相乘,加总后再除以总人口数,便可得到人均受教育年限的数据。各种受教育程度转换成相应的受教育年限拟采用如下标准:大学以上、高中、初中、小学、文盲分别按16年、12年、9年、6年和0年计。

人均社会保障支出(*Sec*)反映了社会保障水平的高低。社会保障支出是社会再分配的一种重要形式,

它对调节收入分配、缓解收入差距有重要作用。

(三) 数据来源及说明

本文研究中所使用的数据来源于1999—2017年的《中国统计年鉴》、各省区统计年鉴、中经网统计数据库、国研网统计数据库和EPS数据平台。计算基尼数据时使用了23个省区共307个地级市的数据(剔除了北京、上海、天津、重庆、海南、青海、新疆和西藏这8个省区市)。城镇居民人均可支配收入、人均GDP和人均社会保障支出这几个名义变量均使用了各地区的居民消费价格指数进行了平减,此外,人均GDP还进行了自然对数处理。

三、实证分析

(一) 基准回归分析

如前文所述,在进行回归估计之前,需先使用面板设定F检验和Hausman检验对模型进行选择。检验结果如表1所示,在1%的显著性水平下所有的面板设定F检验均是显著的,拒绝了没有省区个体效应的混合回归假设,表明个体效应模型是合适的;Hausman检验分别在5%、1%的水平下是显著的,拒绝了随机效应的原假设,表明采用固定效应进行估计是合适的。

表1第(1)列中,只引入了表示创新水平的专利授权量(含二次项)和市场分割程度这两个核心解释变量。结果显示,专利授权量一次项系数在1%的水平下显著为负,其二次项系数在5%的水平下显著为正,这表明收入差距与创新水平之间存在着U型关系,收入差距先随着创新水平的提高而缩小,达到某一创新水平后,收入差距会随着创新水平的提高而扩大。笔者认为,两者间的U型关系是由“技能溢价”效应和“知识溢出”效应正反两方面力量在不同阶段发挥不同作用造成的。在总体技术水平较低时,大多数劳动者可以在创新过程中通过“干中学”来提高劳动技能,进而增加工资收入,这个阶段“知识溢出”效应占据主导地位,其作用超过了“技能溢价”效应,故收入差距会随着创新水平的提高而缩小;当技术水平随着创新不断提高并达到一定水平后,只有少数具有专门技能的高素质劳动者可以通过“干中学”来提高劳动技能,此时,“知识溢出”效应被弱化,“技能溢价”效应占据主导地位,收入差距就会随着创新水平的提高而扩大。根据回归结果简单计算可以发现,创新对收入差距的作用反转点出现在每万人专利授权数为32件上,远超过各省区目前的创新水平,表明未来很长一段时间内创新水平的提高都可以缩小收入差距。市场分割的估计系数为正,且在5%的水平下是显著的,说明市场趋于分割会加剧收入不平等。^①由于创新需要投入大量人力、物力和财力,一项创新要收回其高昂的研发成本,需要广阔的市场作为保障,因此,市场分割通常会阻碍技术创新,进而在一定程度上会弱化技术创新对收入不平等的缓解作用。为了在模型中反映出这一点,在表1第(2)列中,引入了专利授权量和市场分割的交叉项乘积,结果显示,该交叉乘积项的系数为正,并在5%的水平下显著,说明市场分割确实通过阻碍技术创新弱化了创新对收入不平等的缓解作用。

在表1第(3)列中,加入了人均GDP及其二次项以验证收入不平等程度与经济发展水平之间是否存在倒U型关系。结果表明,人均GDP的系数为正,其二次项系数为负,两者均在5%的水平下显著,说明收入不平等程度与经济发展水平之间确实存在倒U型关系,随着人均GDP的增长,收入不平等程度先上升,人均GDP越过某个门槛值后,收入不平等程度开始下降。通过简单计算可知,收入不平等程度由升转降对应的人均GDP门槛值为77431元。考察2017年各省区的人均GDP水平,23个省区中只有江苏、浙江、福建和广东的人均GDP超过了门槛值,其他省份欲实现通过经济增长缓解收入不平等的理想状况还有一段路要走。

^①笔者在实证分析中也尝试引入市场分割的二次项以分析其对收入差距的非线性影响,但其估计系数并不显著,故最终分析结果中剔除了该二次项。

在表1第(4)列中,将财政支出比重、工业化率、贸易依存度、人均受教育年限、人均社会保障支出这几个影响收入不平等的控制变量引入模型中,结果表明,贸易依存度的系数在1%的水平下显著为负,意味着贸易依存度的提高有助于缓解收入不平等程度。以贸易依存度衡量的对外开放水平的上升,能提高经济效率,促进经济增长,对内部开放能起到示范效应,将会引致对内开放水平的提高,这会使劳动力的跨区流动更加自由,从而缩小了地区收入差距。人均受教育年限的系数为负,并在5%的水平下显著,说明收入不平等程度会随着人均受教育年限的提高而下降。人均受教育年限的提高能显著提高劳动者的“干中学”能力,有利于发挥“知识溢出”效应的作用,进而缓解收入不平等程度。人均社会保障支出的系数在5%的水平下显著为负,表明人均社会保障支出的提高有助于缩小收入差距。社会保障支出是国民收入再分配的一种重要方式,其目的就是为了增加中低收入者的收入,缩小收入差距。财政支出的系数为负但并不显著,说明虽然财政支出的提高对降低收入差距有作用,但该作用力度非常小,可以忽略不计。工业化率的系数为正,并在10%的水平下显著,表明工业化率的提高会加剧收入不平等程度,这与一些文献的研究结论不一致。笔者认为,该现象可以由新经济地理学中的产业集聚理论加以解释。在工业化进程中,为了获得规模经济和外部经济效应,各省区的产业空间布局大多表现为大的产业集群通常集聚在以省会城市为主的为数不多的几个地区,这就使得各省区或多或少都出现了少数几个地区收入相对其他地区上升更快的现象,从而加剧了收入不平等程度。在第(3)(4)列中依次引入人均GDP及其二次项和其他控制变量后,两个核心变量及其交叉乘积项(含专利授权量二次项)的系数符号保持不变,其显著性程度也没有大的变化,这在一定程度上表明本文研究结论的可靠性较高。

(二) 稳健性检验

由于各种原因,部分省区的省会城市聚集了大量的经济和人口资源,如果资源过分集中于省会城市则对该省区的收入差距会造成较大影响,从而有可能使研究结果产生偏误。有鉴于此,本文将在样本中剔除省会城市GDP和人口占比过高的省区,对剩余样本进行分析。对于GDP,将剔除样本期内省会城市GDP平均占比超过30%的省区样本,据此剔除了吉林、黑龙江、湖北、四川、陕西和宁夏6个省区;对于人口,将剔除样本期内省会城市人口平均占比超过20%的省区样本,包括吉林、黑龙江、陕西和宁夏4个省区。

表2第(1)(2)列给出了按GDP标准剔除相应样本后回归结果,表2第(3)(4)列给出了按人口标准剔

表1 基准回归分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE	FE	FE	FE
<i>Patentit</i>	-0.768*** (0.187)	-0.709*** (0.211)	-0.673** (0.287)	-0.812** (0.331)
<i>Patentit</i> ²	0.012** (0.005)	0.011** (0.005)	0.009** (0.004)	0.014** (0.006)
<i>MSit</i>	0.672** (0.303)	0.696** (0.321)	0.764*** (0.236)	1.378** (0.569)
<i>Patentit</i> × <i>MSit</i>		0.632** (0.252)	0.527** (0.231)	0.975* (0.498)
<i>Lnpgdpit</i>			0.0788** (0.0339)	0.0833* (0.0427)
<i>(Lnpgdpit)</i> ²			-0.0035** (0.0016)	-0.0038** (0.0017)
<i>Financit</i>				-0.028 (0.087)
<i>Industryit</i>				0.071* (0.036)
<i>Tradeit</i>				-0.021*** (0.006)
<i>Eduit</i>				-0.037** (0.015)
<i>Secit</i>				-0.178** (0.073)
常数项	0.097*** (0.005)	0.107*** (0.007)	0.391*** (0.116)	0.547** (0.239)
样本容量	460	460	460	460
<i>R</i> ²	0.071	0.078	0.119	0.181
面板设定 <i>F</i> 检验	39.08	38.85	39.79	26.11
<i>P</i> 值	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Hausman 检验	9.01	12.37	17.06	22.01
<i>P</i> 值	[0.028]	[0.019]	[0.006]	[0.005]

注:()内的数值表示估计系数的标准误;[]内的数值表示对应检验统计量的*p*值;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著

除相应样本后回归结果,第(1)(3)列中只含有核心解释变量及其交叉乘积项(含专利授权量二次项),第(2)(4)列加入了其他控制变量。不管是按 GDP 标准还是人口标准剔除相应样本,对比表1的估计结果可知,所有变量的估计系数符号都保持不变,各变量估计系数值及其显著性也没有大的变化,这表明模型具有较强的稳健性。

虽然(1)式中的各解释变量会影响被解释变量基尼系数,但基尼系数也或多或少在一定程度上会对各解释变量造成影响,即解释变量和被解释变量之间存在着相互影响,这种相互影响会使模型出现内生性问题,如不对其进行相应处理,会使模型的估计系数出现偏误。寻找一个与随机干扰项无关但与原解释变量相关的工具变量是解决内生性问题的有效方法。要找到一个完美的工具变量通常比较困难,但在时间序列或面板数据模型中可以用解释变量的滞后值作为其工具变量。一般而言,解释变量的滞后值与其当期值存在较高的相关性,并且被解释变量的当期值也不会对解释变量的前期值产生影响,因此,用滞后值作为工具变量是比较好的选择。将各解释变量的滞后值作为工具变量引入模型后的估计结果如表2第(5)(6)列所示,与表1的估计结果相比可以发现,全部解释变量的系数符号都保持一致,各变量估计系数值只有小的变化,部分变量估计系数的显著性有所提高,特别地,在基准回归中不显著的财政支出系数在10%的水平下变得显著,估计结果的改善主要得益于对内生性问题的处理。总体上看,模型的稳健性依然较好。

表2 稳健性检验 I

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GDP 标准	GDP 标准	人口标准	人口标准	滞后值	滞后值
	FE	FE	FE	FE	IVFE	IVFE
<i>Patentit</i>	-0.815 ** (0.296)	-0.834 ** (0.387)	-0.766 ** (0.296)	-0.651 ** (0.318)	-0.731 *** (0.195)	-0.762 *** (0.203)
<i>Patentit</i> ²	0.015 *** (0.005)	0.014 ** (0.006)	0.015 ** (0.007)	0.012 *** (0.004)	0.011 ** (0.005)	0.013 ** (0.005)
<i>MSit</i>	0.727 *** (0.223)	1.315 *** (0.362)	0.613 *** (0.199)	1.436 *** (0.267)	0.676 *** (0.197)	1.381 *** (0.277)
<i>Patentit</i> × <i>MSit</i>	0.577 ** (0.253)	1.096 ** (0.487)	0.682 * (0.354)	1.173 ** (0.489)	1.206 ** (0.485)	1.069 ** (0.413)
<i>Lnpgdpit</i>		0.0872 * (0.0448)		0.0786 ** (0.0358)		0.0716 * (0.0365)
(<i>Lnpgdpit</i>) ²		-0.0039 ** (0.0018)		-0.0036 ** (0.0016)		-0.0032 ** (0.0014)
<i>Financeit</i>		-0.037 (0.069)		-0.046 (0.098)		-0.291 * (0.155)
<i>Industryit</i>		0.069 ** (0.031)		0.086 * (0.046)		0.076 ** (0.034)
<i>Tradeit</i>		-0.028 *** (0.008)		-0.024 ** (0.011)		-0.029 *** (0.007)
<i>Eduit</i>		-0.035 ** (0.016)		-0.042 ** (0.018)		-0.036 ** (0.015)
<i>Secit</i>		-0.136 ** (0.059)		-0.232 ** (0.103)		-0.202 ** (0.087)
常数项	0.167 *** (0.012)	0.752 ** (0.281)	0.176 *** (0.017)	0.586 (0.407)	0.107 *** (0.021)	0.337 (0.381)
样本容量	340	340	380	380	437	437
<i>R</i> ²	0.067	0.172	0.087	0.176	0.101	0.201
面板设定 <i>F</i> 检验	47.33	26.10	43.66	20.78	38.49	27.37
<i>P</i> 值	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Hausman 检验	10.79	14.34	12.05	19.27	15.65	21.97
<i>P</i> 值	[0.036]	[0.028]	[0.022]	[0.007]	[0.008]	[0.005]

注:()内的数值表示估计系数的标准误;[]内的数值表示对应检验统计量的 *p* 值;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著

对于被解释变量,本文还将使用泰尔指数、阿特金森指数和变异系数等在文献中比较常见的用于衡量收入差距的指标,以检验模型的稳健性。同样地,为了解决模型中的内生性问题,各解释变量均进行了滞后处理,估计结果如表3所示。表3第(1)(2)列是以泰尔指数作为被解释变量得到的结果,与表1的基准回归相比,各变量的估计系数符号都保持不变,估计系数值变化不大,第(2)列中核心解释变量的交叉乘积项、人均GDP一次项和工业化率系数的显著性有所提高,其他变量系数的显著性均保持不变。表3第(3)(4)列是以阿特金森指数作为被解释变量得到的结果,与基准回归相比,各变量的估计系数符号依然保持不变,估计系数值没有大的变化,第(3)列中专利授权量二次项系数的显著性有所提高;第(4)列中工业化率和人均受教育年限系数的显著性有所提高,其他变量系数的显著性均保持不变。表3第(5)(6)列是以变异系数作为被解释变量得到的结果,相比于基准回归,各变量的估计系数符号依然保持不变,估计系数值变化较小,第(5)列中市场分割程度的系数显著性有所提高;在第(6)列,基准回归中不显著的财政支出系数在10%的水平上变得显著,专利授权量和人均社会保障支出系数的显著性有所提高,其他变量系数的显著性均保持不变。总的来看,将被解释变量替换成泰尔指数、阿特金森指数和变异系数后,模型的估计结果并没有出现太大变化,这再次表明模型具有较好的稳健性。

表3 稳健性检验 II

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	泰尔	泰尔	阿特金森	阿特金森	变异系数	变异系数
	IVFE	IVFE	IVFE	IVFE	IVFE	IVFE
<i>Patentit</i>	-0.765*** (0.207)	-0.817** (0.298)	-0.635*** (0.177)	-0.872** (0.416)	-0.696*** (0.235)	-0.682*** (0.197)
<i>Patentit</i> ²	0.018** (0.008)	0.016** (0.007)	0.015*** (0.005)	0.014** (0.006)	0.013** (0.005)	0.012** (0.005)
<i>MSit</i>	0.783** (0.343)	1.421** (0.617)	0.577** (0.256)	1.237** (0.578)	0.581*** (0.167)	0.987** (0.445)
<i>Patentit</i> × <i>MSit</i>	0.747** (0.312)	0.824** (0.339)	0.712** (0.289)	1.129* (0.579)	0.806** (0.365)	1.305* (0.686)
<i>Lnpgdpit</i>		0.0822** (0.0361)		0.0789* (0.0412)		0.0763* (0.0398)
(<i>Lnpgdpit</i>) ²		-0.0040** (0.0018)		-0.0041** (0.0017)		-0.0037** (0.0015)
<i>Financeit</i>		-0.016 (0.047)		-0.033 (0.059)		-0.033* (0.018)
<i>Industryit</i>		0.067** (0.029)		0.089** (0.041)		0.104* (0.055)
<i>Tradeit</i>		-0.025*** (0.005)		-0.036*** (0.009)		-0.023*** (0.007)
<i>Eduit</i>		-0.045** (0.021)		-0.046*** (0.015)		-0.036** (0.016)
<i>Secit</i>		-0.384** (0.161)		-0.117** (0.048)		-0.232*** (0.077)
常数项	0.379*** (0.122)	0.479*** (0.134)	0.725*** (0.178)	0.632* (0.331)	1.571*** (0.256)	1.452** (0.627)
样本容量	437	437	437	437	437	437
<i>R</i> ²	0.061	0.182	0.047	0.099	0.112	0.212
面板设定 <i>F</i> 检验	26.47	16.13	10.37	7.73	35.14	27.21
<i>P</i> 值	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Hausman 检验	10.55	26.23	10.98	13.57	11.48	37.06
<i>P</i> 值	[0.037]	[0.005]	[0.027]	[0.008]	[0.022]	[0.003]

注:()内的数值表示估计系数的标准误;[]内的数值表示对应检验统计量的 *p* 值;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著

(三) 动态面板分析

前面所做的静态面板分析可以控制省区个体效应,使用解释变量的滞后期作为工具变量还能解决内生性问题,但是,收入不平等存在惯性的可能,即如果上一期收入不平等程度较高,通常会导致本期的不平等程度也较高,前面的静态面板分析无法体现这个的特征,但动态面板模型却能很好地反映出该惯性特征;此外,动态面板模型所使用的 GMM 估计还能更好的解决内生性问题。故本文将收入不平等程度的滞后值作为解释变量引入到模型中,拟采用如下的动态面板模型做进一步分析。

$$Gini_{it} = \alpha + \alpha_i + \beta_1 Gini_{i,t-1} + \beta_2 Patent_{it} + \beta_3 Patent_{it}^2 + \beta_4 MS_{it} + \beta_5 Patent_{it} \times MS_{it} + \beta_6 Lnpdp_{it} + \beta_7 (Lnpdp_{it})^2 + \beta_8 Finance_{it} + \beta_9 Industry_{it} + \beta_{10} Trade_{it} + \beta_{11} Edu_{it} + \beta_{12} Sec_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $Gini_{i,t-1}$ 为基尼系数滞后一期值,其他变量的含义与前述(1)式相同。由于解释变量中引入了被解释变量的滞后值,使模型再次面临内生性问题,在这种情况下即使采用前述在静态面板分析中的方法也无法解决。Arellano 和 Bond (1991)^[34] 认为可以采用差分 GMM 来解决动态面板模型中的内生性问题,即通过对水平方程(3)式做一阶差分来消除省区个体效应,然后再将被解释变量滞后二阶值(还可以将更高阶的滞后值作为工具变量以提高工具变量的有效性)作为其差分方程中的工具变量进行估计。使用差分 GMM 对动态面板模型中的参数进行估计需满足两个前提条件:第一,(3)式中的随机干扰项不能存在自相关,对其差分方程而言则要求残差的一阶差分序列只存在一阶自相关,不存在二阶或更高阶的自相关;第二,差分方程中的工具变量必须是有效的,即工具变量不能与随机干扰项相关。第一个前提条件可以用 Arellano-Bond 检验加以识别,第二个前提条件可以用过度识别的 Hensen 检验加以判断。^①表4的第(1)和(2)列给出了使用差分 GMM 估计的结果,基尼系数滞后一期变量 $Gini_{i,t-1}$ 的系数为正,且在 1% 的水平下是显著的,表明收入不平等确实具有惯性特征。与基准回归结果相比,全部变量的系数符号都保持不变,估计系数值都没有太大变化,特别地,部分变量的系数显著性有所提高,这很可能是因为引入被解释变量的滞后值使得模型设定更加优化所导致的。由第(1)和(2)列的 Arellano-Bond 检验结果可知,差分方程中的残差一阶差分序列存在一阶自相关,但不存在二阶自相关,说明水平方程(3)式中的随机干扰项不存在自相关;Hensen 检验的结果表明差分方程中的工具变量是有效的,与随机干扰不相关。

表4 动态面板分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	差分 GMM	差分 GMM	系统 GMM	系统 GMM
$Gini_{i,t-1}$	0.594 *** (0.022)	0.563 *** (0.159)	0.811 *** (0.019)	0.784 *** (0.137)
$Patent_{it}$	-0.693 *** (0.071)	-0.571 *** (0.048)	-0.877 *** (0.061)	-0.822 *** (0.023)
$Patent_{it}^2$	0.008 ** (0.004)	0.007 ** (0.003)	0.009 ** (0.004)	0.006 ** (0.003)
MS_{it}	0.741 ** (0.353)	1.173 ** (0.534)	0.596 *** (0.196)	1.349 ** (0.575)
$Patent_{it} \times MS_{it}$	0.771 *** (0.032)	1.223 ** (0.557)	0.834 *** (0.028)	1.049 ** (0.451)
$Lnpdp_{it}$		0.0881 ** (0.0423)		0.0857 ** (0.0374)
$(Lnpdp_{it})^2$		-0.0043 ** (0.0018)		-0.0039 ** (0.0016)
$Finance_{it}$		-0.031 (0.143)		-0.033 (0.132)
$Industry_{it}$		0.096 ** (0.042)		0.076 *** (0.022)
$Trade_{it}$		-0.027 *** (0.007)		-0.023 *** (0.005)
Edu_{it}		-0.042 *** (0.011)		-0.045 *** (0.010)
Sec_{it}		-0.202 *** (0.063)		-0.157 *** (0.032)
常数项	0.097 *** (0.006)	0.823 ** (0.376)	0.086 *** (0.003)	0.767 *** (0.256)
观测次数	414	414	437	437
AR(1)	[0.007]	[0.017]	[0.009]	[0.011]
AR(2)	[0.895]	[0.789]	[0.836]	[0.912]
Hansen 检验	[0.187]	[0.213]	[0.159]	[0.232]

注:()内的数值表示估计系数的标准误;[]内的数值表示对应检验统计量的 p 值;***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著

①过度识别检验也可以用 Sargan 检验进行判断,但 Sargan 检验在模型存在异方差和自相关时是非稳健的。

上面的差分 GMM 估计可能存在弱工具变量问题,这会导致其估计效率降低。Blundell 和 Bond (1998)^[35]在差分 GMM 估计的基础上提出了系统 GMM 估计,即在差分方程中再加入水平方程,将被解释变量的差分滞后值作为水平方程中被解释变量滞后一期值的工具变量,这就可以解决水平方程中的内生性问题,然后将水平方程和差分方程合在一起作为一个方程系统进行 GMM 估计,这就是文献中常用的系统 GMM 估计。系统 GMM 能够克服差分 GMM 中的弱工具变量问题,从而提高估计效率。同样地,系统 GMM 估计也要满足前面差分 GMM 估计中所提到的两个前提条件。表4的第(3)(4)列给出了使用系统 GMM 的估计结果,其与差分 GMM 估计结果差别不大,基尼系数滞后一期值 $Gini_{i,t-1}$ 的系数显著为正,各变量的系数符号都保持一致,估计系数值变化都不大,相较于差分 GMM,第(3)列中市场分割程度和第(4)列中工业化率的系数显著性有所提高,其他变量的系数显著性保持不变。Arellano-Bond 和 Hensen 检验结果表明随机干扰项没有自相关且工具变量都是有效的。

四、结论与政策建议

本文基于1998—2017年中国省级面板数据,对省区层面的收入不平等及其影响因素进行了分析,着重关注了技术创新和市场分割对收入不平等的作用,通过研究,得到了如下结论:(1)样本期内,基尼系数总体水平较高,并呈现出先缓慢上升,2005年达到最大值后开始缓慢下降的走势;(2)地区收入差距与技术创新之间存在 U 型关系,当前“知识溢出”效应超过了“技能溢价”效应,创新水平的提高将有助于缩小地区收入差距;市场分割会加剧地区收入差距,此外,市场分割对技术创新的阻碍作用还会弱化创新对收入不平等的缓解作用;(3)地区收入差距与经济发展水平之间存在倒 U 型关系,贸易依存度、人均受教育年限和人均社会保障支出的提高有助于缓解地区收入差距,工业化率的提高会加剧地区收入差距,财政支出对地区收入不平等的作用不明显;(4)动态面板模型的研究结果表明,地区收入差距还存在惯性特征。

为了缓解地区收入差距过大问题,基于上述研究结论,笔者提出以下一些有针对性的政策建议。第一,鼓励并大力支持技术创新。各级政府都要努力营造一个促进科技创新的良好环境,加大创新资金投入,出台并切实执行促进技术创新的相关政策,设立专项创新基金,对科技创新企业、研究机构、大专院校等研发的重大技术创新成果进行补贴和奖励,积极推动和促进企业与高校的产学研合作,帮助企业拓展科技创新产品与服务的市场。第二,打破区域市场分割。各级政府要从长远出发,高瞻远瞩,摒弃本地思维和利益短视,打破地方保护主义的枷锁,杜绝使用行政命令的方式对市场进行干预,最大限度地减少人为造成的市场分割,这不仅能直接缩小地区收入差距,还能为技术创新创造出一个良好的市场环境和氛围,从而间接缓解收入不平等程度。第三,由于大部分省区依然处在库兹涅茨倒 U 型曲线的左半边,意味着经济增长会恶化地区收入差距,因此,要辩证地看待两者的关系,在发展经济的同时,通过出台对低收入群体的有利的政策来缓解收入差距过大问题。第四,坚持贸易自由化,加大对外开放力度。在反全球化逐渐抬头的国际背景下,中国更应高举自由贸易大旗,进一步扩大对外开放,努力形成全方位、多层次、宽领域的开放新格局。第五,持续加大教育投入。要保证在教育投入上的增速能跟上经济增长的速度,确保适龄儿童100%的入学率,要采取各种措施尽量减少和杜绝失学、辍学情况的发生;除了普通教育外,也要重视职业教育、继续教育,努力培养社会所需的各种人才。第六,完善社会保障和保险制度,加大社会保障支出。在基本养老保险基础上,逐步推广企业年金和各种补充养老保险制度,逐步完善失业保险制度,逐步提高城镇和农村中低收入人群、残障人士的转移性收入。第七,对于工业化过程中的产业集聚问题,各地方应该充分发挥本地的比较优势,建立适合本地的优势产业集群,努力形成地区之间的产业优势互补,避免将各产业都集中在以省会城市为主的少数几个地区。

参考文献:

- [1] FLORIDA R. The flight of the creative class: the new global competition for talent [M]. New York: Harper Collins Business, 2005: 170.

- [2]李俊青,韩其恒.教育、金融市场和中国居民的收入不平等[J].世界经济,2011(1):42-65.
- [3]田卫民.省域居民收入基尼系数测算及其变动趋势分析[J].经济科学,2012(2):48-59.
- [4]PIKETTY T, YANG L, ZUCMAN G. Capital accumulation, private property and rising inequality in China[R]. Chandigarh: CEPR Discussion Papers, 2017:1-76.
- [5]AGHION P, AKCIGIT U, BERGEAUD A, et al. Innovation and top income inequality[J]. The Review of Economic Studies, 2019, 86(1):1-45.
- [6]陈建东,戴岱.加快城镇化进程与改善我国居民的收入不平等[J].财政研究,2011(2):48-52.
- [7]高连水.什么因素在多大程度上影响了居民地区收入差距水平——基于1987—2005年省际面板数据的分析[J].数量经济技术经济研究,2011(1):130-139.
- [8]赵亚明.地区收入差距:一个超边际的分析视角[J].经济研究,2012(2):31-41.
- [9]刘晓光,张勋,方文全.基础设施的城乡收入分配效应:基于劳动力转移的视角[J].世界经济,2015(2):145-170.
- [10]罗能生,彭郁.交通基础设施建设有助于改善城乡收入公平吗?——基于省级空间面板数据的实证检验[J].产业经济研究,2016(4):100-110.
- [11]刘伟,王灿,赵晓军,等.中国收入分配差距:现状、原因和对策研究[J].中国人民大学学报,2018(5):25-43.
- [12]李卫华.缩小居民收入城乡差距与地区差距的制度创新[J].经济地理,2019(3):195-200.
- [13]ACEMOGLU D. Technical change, inequality, and the labor market[J]. Journal of Economic Literature, 2002, 40(1):7-72.
- [14]ACEMOGLU D. Why do New technologies complement skills? directed technical change and wage inequality[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2012, 113(4):1055-1089.
- [15]OJHA V P, PRADHAN B K, GHOSH J. Growth, inequality and innovation: A CGE analysis of India[J]. Journal of Policy Modeling, 2013, 35(6):909-927.
- [16]王林辉.技能偏向型技术进步存在吗?——来自中国的经验证据[J].经济研究,2010(5):68-81.
- [17]陈勇,柏喆.技能偏向型技术进步、劳动者集聚效应与地区工资差距扩大[J].中国工业经济,2018(9):81-99.
- [18]GITTLEMAN M, PIERCE B. Inter-Industry wage differentials, job content and unobserved ability[J]. Industrial & Labor Relations Review, 2011, 64(2):356-374.
- [19]LEE N R, POSE A. Innovation and spatial inequality in Europe and USA[J]. Journal of Economic Geography, 2012, 13(13):1-22.
- [20]郭晨,张卫东,朱世卡.科技创新对收入不平等的影响——基于企业发展与政府干预视角[J].北京工商大学学报(社会科学版),2019(2):12-21.
- [21]陈怡,刘芸芸.技术创新对收入分配的影响——基于不同收入人群的分析[J].南京财经大学学报,2019(2):69-80.
- [22]丁焕峰,邱梦圆.技术创新的结构布局、专业优势与经济增长——基于动态面板模型的实证分析[J].江西财经大学学报,2018(3):11-22.
- [23]GLAESER E L, RESEGER M, TOBIO K. Inequality in cities[J]. Journal of Regional Science, 2010, 49(4):617-646.
- [24]ANTONELLI C, GEHRINGER A. Technological change, rent and income inequalities: a schumpeterian approach[J]. Technological Forecasting & Social Change, 2017, 115(2):85-98.
- [25]董直庆,蔡啸,王林辉.技能溢价:基于技术进步方向的解释[J].中国社会科学,2014(10):22-40.
- [26]赵峥,张亮亮,陈志.技术创新、城市化与城乡收入差距——基于城市面板数据的实证分析[J].中国科技论坛,2018(10):138-145.
- [27]陈纯槿,胡咏梅.劳动力市场分割、代际职业流动与收入不平等[J].教育与经济,2016(3):12-22.
- [28]齐亚强,梁童心.地区差异还是行业差异?——双重劳动力市场分割与收入不平等[J].社会学研究,2016(1):168-190.
- [29]洪勇.转型时期中国国内市场整合的实证研究[D].南昌:江西财经大学经济学院,2014.
- [30]刘修岩,李松林,陈子扬.多中心空间发展模式与地区收入差距[J].中国工业经济,2017(10):25-43.
- [31]陈敏,桂琦寒,陆铭,等.中国经济增长如何持续发挥规模效应?——经济开放与国内商品市场分割的实证研究[J].经济学(季刊),2007(1):125-150.
- [32]洪勇.相对价格视角下中国国内市场整合水平测度[J].安徽师范大学学报(人文社会科学版),2016(3):364-369.
- [33]陈钊,陆铭,金煜.中国人力资本和教育发展的区域差异:对于面板数据的估算[J].世界经济,2004(12):25-31.
- [34]ARELLANO M, BOND S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo Evidence and an application to employment equations[J]. Review of Economic Studies, 1991, 58(2):277-297.
- [35]BLUNDELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87(1):115-143.

