

浙江省制造业转型升级的就业效应研究

王瑞荣¹

(绍兴职业技术学院 范蠡商学院, 浙江 绍兴 312000)

【摘要】: 制造业转型升级的不断深入, 引发的就业结构变化势必会对就业规模和质量产生深刻影响。以浙江全省及 11 个地级市面板数据为研究样本, 利用 SBM-I-C 方法估算浙江省制造业整体及各地级市制造业的绿色全要素生产率, 利用 FGLS 实证分析制造业转型升级对就业规模和就业质量的影响, 结果发现: 浙江全省及各地区制造业绿色全要素生产率逐年提升, 且杭州制造业绿色全要素生产率水平最高。就全样本而言, 制造业转型升级对就业规模的影响呈反向抑制作用, 对就业质量则呈正向促进作用; 就分区域而言, 制造业转型升级对就业规模和就业质量的影响呈显著差异性; 就控制变量而言, 经济发展水平、外商直接投资和城镇化水平对就业规模和就业质量都产生了重要的影响。针对实证分析结论, 提出了相应的对策建议。

【关键词】: 浙江 制造业 转型升级 就业

【中图分类号】: F279. 275 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1671-3079 (2020) 05-0062-07

改革开放 40 多年来, 浙江省制造业凭借传统要素价格优势实现了爆发式出口增长, 参与到全球化和网络化的生产中, 成为“制造大省”。2018 年, 浙江省生产总值 56197. 15 亿元, 同比增长 8. 6%。其中, 第二产业增加值 23506 亿元, 同比增长 6. 7%; 工业总产值为 20499. 57 亿元, 同比增长 5. 26 个百分点, 工业总产值占第二产业总产值的 87. 21%。与此同时, 2018 年浙江省制造业企业法人单位数高达 424775 个, 占全省企业法人单位数的 26. 37%; 制造业就业人员达到 1350. 46 万人, 占全省就业人员总数的 35. 20%, 制造业成为吸收劳动力的主要渠道。^[1]当前国内经济增速放缓, 生产要素成本不断上升, 制造业应由高速增长转向高质量发展, 转型升级迫在眉睫。而面对欧美发达国家“再工业化”战略导致制造业回流及现阶段新冠肺炎疫情全球蔓延的严峻形势, 浙江制造业面临前所未有的挑战, 其赖以维系的传统竞争优势正在逐渐消失。近年来, 浙江省委省政府陆续出台了一系列的政策文件, 全面推进传统制造业转型升级, 经济新动能得到快速提升。但伴随着浙江省制造业转型升级的深化, 由此引发的就业结构变化势必会对就业数量和质量产生深刻影响。分析浙江省制造业转型升级过程中的就业效应, 对促进产业转型升级与就业结构的协同发展具有重要的意义。

产业转型升级与就业问题一直是学术界关注的焦点问题, 国内外学者对此进行了大量的研究, 主要集中在产业转型升级对就业规模和就业质量影响两方面。在就业规模方面的研究如: 研究技术创新与就业再分配之间的关系发现, 技术创新有利于促进就业数量增长;^[1]研究发展中国家就业结构的演变趋势发现, 就业增长不是由制造业带动, 而是由商业带动;^[2]而技术创新对就业者的职业技能、职业素质提出了更高的要求, 从而抑制了就业数量增长;^[3]对技术进步就业挤出效应的产业技术特征进行分析发现, 劳动密集度对就业挤出效应存在显著的负向影响;^[4]研究西部地区制造业的升级状况及其对就业数量的影响发现, 产业产出增长和产业结构变动方向能够对就业产生促进作用, 但资本存量增长和产业结构变动速度阻碍了就业数量扩张。^[5]在就业质量方面的研究, 如: 王军等构建了技术进步对就业质量影响的理论传导机制, 发现技术进步对就业质量存在正面和负面的双重作用, 而何种作用机制居于主导地位主要取决于一个国家所处的经济发展阶段和基本国情;^[6]杨海波等对就业质量与产业结构调整间的关系进行实证研究, 发现就业质量与产业结构调整之间存在着长期均衡关系, 且产业结构调整在短期有助于抚平就业质量的波动。^[7]这些

作者简介: 王瑞荣 (1978-), 女, 黑龙江牡丹江人, 绍兴职业技术学院范蠡商学院副教授, 研究方向为产业经济。

基金项目: 浙江省人力资源和社会保障科研项目 (2019054)。

文献大都是基于国家或区域层面研究产业结构的就业效应,而立足于制造业、从省域角度分析其转型升级的就业效应成果较少。本文选取浙江省 2007-2017 年间就业结构与产业结构的相关数据,实证分析浙江全省及各地级市制造业转型升级与就业的关系,为促进制造业转型升级与就业结构升级提供建议。

一、变量选取、模型设定与数据说明

(一)变量选取

1. 被解释变量

本文旨在研究制造业转型升级对就业规模和就业质量的影响,故被解释变量为就业规模和就业质量。

就业规模(ES):以浙江省各地区规上制造业企业全部从业人员年平均人数(万人)表示。为了消除或降低异方差,本文对就业规模取对数。

就业质量(EQ):本文借鉴文献^[8-9]的赋权比重,选取制造业平均工资水平(50%)、社会保障水平(25%)和一般公共预算教育支出水平(25%)作为衡量指标,具体计算公式为:

就业质量=制造业全社会单位就业人员年平均工资×50%+财政支出中社会保障和就业支出×25%+一般公共预算教育支出×25%。

为了消除或降低异方差,本文对就业质量取对数。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为制造业转型升级(MUT)指标。当前,对于制造业转型升级的研究成果较多,由于制造业转型升级是一个综合性概念,借鉴文献^[10]的研究方法,采用绿色全要素生产率(GTFP)衡量浙江省制造业转型升级水平。Super-SBM Oriented (Super-SBM-I-C)本文利用方法估算浙江省制造业整体及各地级市制造业的绿色全要素生产率。

投入指标:选取资本、劳动力和能源消费量作为投入指标,选取浙江省各地区规上制造业固定资产净值平均余额(亿元)作为资本投入变量,选取规上制造业企业全部从业人员年平均人数(万人)作为劳动力投入变量;选取制造业全年用电量(万千瓦时)作为能源投入的代理变量。

产出指标:选取浙江省各地区规上制造业企业主营业务收入(亿元)作为期望产出,以各地区工业废水排放量(万吨)作为非期望产出。

表 1 为 2007-2017 年浙江全省及各地区制造业绿色全要素生产率情况。

表 1 2007-2017 年浙江全省及各地区制造业绿色全要素生产率表

年份	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
全省	0.3223	0.3320	0.2851	0.3286	0.3890	0.4006	0.4170	0.4291	0.4234	0.4410	0.4478

杭州	0.3817	0.3824	0.3852	0.4226	0.6614	0.6822	0.7156	0.7805	0.7115	0.8819	1.0000
宁波	0.2914	0.2920	0.2730	0.3302	0.3690	0.3713	0.3858	0.3889	0.3806	0.3958	0.4468
嘉兴	0.2213	0.2275	0.2494	0.2724	0.3048	0.3050	0.3380	0.3507	0.3425	0.3601	0.3941
湖州	0.3428	0.3578	0.3488	0.3895	0.3753	0.4312	0.5033	0.5270	0.5790	0.5586	0.5564
绍兴	0.3169	0.3331	0.3378	0.3947	0.4743	0.5299	0.6328	0.6926	0.7205	1.0000	0.6013
舟山	0.3736	0.3358	0.3349	0.4112	0.3120	0.3168	0.3312	0.3413	0.3664	0.4446	0.3008
温州	0.2779	0.2808	0.2726	0.3017	0.3405	0.3462	0.3618	0.4468	0.3822	0.4018	0.3752
金华	0.2134	0.2411	0.2348	0.2446	0.2892	0.2981	0.3178	0.3230	0.3205	0.3354	0.3020
衢州	0.2478	0.2815	0.2874	0.3438	0.3941	0.3951	0.4401	0.3888	0.4258	0.4755	0.5217
台州	0.2923	0.3017	0.2734	0.3063	0.3058	0.3225	0.3368	0.3420	0.3232	0.3407	0.3721
丽水	0.2182	0.2720	0.3228	0.3725	0.4955	0.4971	0.5455	0.5501	0.5302	0.5245	0.5012

由表 1 可知,随着浙江省制造业转型升级步伐的加快,浙江全省及各地区制造业绿色全要素生产率逐年提升,且杭州最高且稳定上升,其他 10 个地区差距不大。绍兴在 2016 年达到最大值(1.000),2017 年显著下降,究其原因,2017 年绍兴市规上制造业企业主营业务收入较 2016 年减少了 1872.91 亿元,而工业废水排放量则增加了 674 万吨,说明制造业发展质量有所下降。

3. 控制变量

借鉴以往的相关理论研究成果,本文选取经济增长水平、外商直接投资和城镇化水平作为控制变量。

经济增长水平(EDL):一般来说,经济发展水平越高,制造业就业市场需求的岗位就越多,对从业人员质量要求也相对越高。因此,借鉴文献^[11]的方法,使用人均 GDP 表征经济发展水平。为了消除或降低异方差,本文对经济发展水平变量取对数。

外商直接投资(FDI):改革开放 40 多年来,外商直接投资对浙江就业增长贡献了较大的份额。因此,把外商直接投资作为本文分析的控制变量。考虑到统计口径的一致性,选取当年实际使用外资金额表示,使用当年平均汇率折算人民币表征。为了消除或降低异方差,本文对外商直接投资变量取对数。

城镇化水平(UL):由于城镇化水平是优化就业结构、促进产业升级的关键因素。因此,本文采用城镇人口比重表征城镇化水平。

(二)模型构建

鉴于本文研究目的和短面板的数据特点,构建固定效应面板回归模型:

$$\ln ES_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MUT_{it} + \alpha_2 \ln EDL_{it} + \alpha_3 \ln FDI_{it} + \alpha_4 UL_{it} \quad (1)$$

$$\ln EQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 MUT_{it} + \beta_2 \ln EDL_{it} + \beta_3 \ln FDI_{it} + \beta_4 UL_{it} \quad (2)$$

其中, $\ln ES$ 和 $\ln EQ$ 为因变量, MUT 、 $\ln EDL$ 、 $\ln FDI$ 和 UL 为自变量, i 为地区 ($i=1, 2, \dots, 12$), t 为年份 ($t=2007, 2008, \dots, 2017$)。

(三)数据说明

本文所使用的原始数据均来自样本期内浙江省及 11 个地级市的统计年鉴和《中国城市统计年鉴》、中国区域经济数据库。杭州、宁波、嘉兴固定资产净值平均余额用 2009 年固定资产净值代替, 2011 年用 (固定资产-累计折旧) 得到; 湖州制造业应交增值税用工业企业应交增值税代替, 固定资产净值平均余额 2011 年开始用 (规上工业企业固定资产原价-本年折旧) 得到; 绍兴固定资产净值平均余额 2009 年用 (规上工业企业固定资产原价-累计折旧) 得到; 舟山 2007 年制造业从业人员、增值税、主营业务收入和固定资产平均余额为规上工业企业数据, 2008 年从业人员用规模以上工业企业数据代替, 2009 年固定资产净值平均余额用固定资产原值代替, 2011 年用 (固定资产原价-累计折旧) 代替; 2007-2010 年温州制造业用规上企业销售收入代替主营业务收入; 金华用工业企业数据代替制造业数据, 2010 年固定资产净值用 (固定资产原价-本年折旧) 得到; 衢州 2007-2009 年数据为国有及规模以上非国有工业企业相关数据; 丽水制造业应交增值税 2008 年用工业企业增值税代替, 从 2012 年开始以全市增值税代替; 浙江全省制造业全部从业人员年平均人数用平均用工人数表示, 固定资产净值平均余额 2009-2015 年用固定资产净值表示。同时, 个别缺失数据, 采用插值法补齐。此外, 本文利用 Eviews10.0 进行实证分析, 为了消除或降低异方差, 本文对就业规模、就业质量、外商直接投资、经济发展水平取对数。各变量的描述性统计结果见表 2。

表 2 变量的描述性统计

项目	$\ln ES$	$\ln EQ$	MUT	$\ln EDL$	$\ln FDI$	UL
均值	3.2332	9.8134	0.3808	10.9419	3.6303	0.5870
标准差	1.2727	0.3886	0.1156	0.4375	1.5533	0.0735
最大值	5.9309	10.4724	1.0000	11.8261	7.0973	0.7240
最小值	1.0088	9.0436	0.0575	9.8534	0.5290	0.4030
观测数	132	132	132	132	132	132
截面数	12	12	12	12	12	12

二、实证结果分析

(一)全样本分析

本文利用 Eviews10.0 计量分析软件, 对采集的面板数据进行实证分析, 时间跨度为 11 年。通过 Hausman 检验判定应该选择固定效应模型。利用 Eviews10.0 中的 FGLS 估计, 结果见表 3 和表 4。其中, 模型 1 为加入核心解释变量 MUT 的回归结果, 模型 2-模型 4 为依次加入控制变量 $\ln EDL$ 、 $\ln FDI$ 和 UL 的回归结果。

由表 3 可知, 在没有加入控制变量前, 制造业转型升级对就业规模具有显著的正向作用, 制造业绿色全要素生产率每增加 1 个百分点, 可以促进就业规模提升 22.29 个百分点, 依次加入控制变量后, 则呈反向作用, 但不显著, 就整体而言, 制造业转型升级对就业规模具有一定的抑制作用。就控制变量而言, 经济发展水平对就业规模具有显著的正向影响, 而外商直接投资对就业规模则呈显著的反向作用, 这说明在一定程度上外商直接投资抑制了就业规模扩张, 要提升制造业招商引资的效率。城镇化水平对就业规模呈显著的反向作用, 这可能是由于在城镇化过程中, 就业人口的大部分流向服务业所致。

表 3 浙江制造业转型升级对就业规模影响的全样本回归结果²

模型变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
C	3.1484***	0.9349**	1.2356***	0.1667
MUT	0.2229**	-0.2114	-0.2276	-0.0837
lnEDL		0.2174***	0.2547***	0.4227***
lnFDI			-0.1935***	-0.1319***
UL				-1.7858**
R ²	0.9947	0.9935	0.9955	0.9957
F 统计量	1860.281	1378.935	1840.719	1770.751
时间效应	控制	控制	控制	控制
P 值	0	0	0	0

由表 4 可知,制造业转型升级对就业质量具有显著的正向作用,在没有加入控制变量前,制造业绿色全要素生产率每增加 1 个百分点,可以促进就业质量提升 337.14 个百分点,依次加入控制变量后,依然呈显著的正向促进作用,达到 30.32 个百分点。就控制变量而言,经济发展水平对就业质量具有显著正向影响,而外商直接投资对就业规模则呈正向作用,但不显著。城镇化水平对就业质量呈显著的正向作用。

表 4 浙江制造业转型升级对就业质量影响的全样本回归结果

模型变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
C	8.5297***	-2.2250***	-2.1613***	-0.3815
MUT	3.3714***	0.3978***	0.4351***	0.3032***
lnEDL		1.0864***	1.0615***	0.7379***
lnFDI			0.0535**	0.0344
UL				3.2042***
R ²	0.6686	0.9450	0.9519	0.9640
F 统计量	20.0070	172.3299		207.2856
时间效应	控制	控制	控制	控制
P 值	0	0	0	0

(二)分区域分析

限于篇幅,表 5 和表 6 仅报告了加入全部控制变量的回归结果。由表 5 可知,制造业转型升级对就业规模的影响呈显著的差异性。浙江全省及宁波、舟山、丽水呈显著的正向影响,且舟山影响最大,即制造业绿色全要素生产率每增加 1 个百分点,可以促进就业规模提升 542.84 个百分点;杭州、湖州、绍兴、台州四市则呈显著的反向作用,且台州的反向作用最大;而嘉兴、温州、金华、衢州四市制造业转型升级对就业规模的影响不显著。究其原因,可能是由于各地区制造业转型升级参差不齐,杭州、绍兴等传统制造业在经济发展过程中占有重要地位,由于制造业数字化发展、机器换人战略的实施,导致其传统制造业发展对就业规模呈反向抑制作用,而宁波、舟山等作为国家重要的港口,由于其独特的区位优势,近年来被纳入国家发展战略中,新兴制造业(战略性新兴产业)发展迅速,迫切需要大量劳动力,制造业转型升级对就业规模具有显著正向拉动作用。就控制变量来说,浙江全省及杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、舟山经济发展水平对就业规模的影响呈显著的正向影响,而温州则相反,呈显著的反向作用,丽水虽然是正向影响,但未通过显著性检验。杭州、金华和衢州外商直接投资对就业规模的影响呈显著正向影响,嘉兴和台州虽然呈正向影响,但不显著,其他地区均呈显著反向作用。全省、温州城镇化水平对就业规模的影响呈显著正向影响,湖州和丽水虽然是正向影响,但不显著,其他地区均呈反向作用。因此,经济发展水平、外商直接投资和城镇化水平对就业规模的影响呈显著的差异性。

表 5 浙江制造业转型升级对就业规模影响的分区域回归结果

变量	MUT	lnEDL	lnFDI	UL	R ²	F 统计量	时间效应	P 值
全省	0.5941***	0.2891***	-0.8232***	1.3227***	0.9333	108.1663	控制	0
杭州	-0.8428***	0.6586***	0.0883***	-3.5042***	0.8604	54.8123	控制	0
宁波	1.2867***	0.6989***	-0.4295***	-1.9458**	0.9102	78.4142	控制	0
嘉兴	0.0331	0.1197***	0.0180	-1.5440***	0.8480	43.1596	控制	0
湖州	-0.5177***	0.2793***	-0.2074***	0.6925	0.8003	30.9871	控制	0
绍兴	-0.3510***	0.1981***	-0.4528***	-0.682	0.7462	22.7362	控制	0
舟山	5.4284***	1.4681***	-0.0839	-11.3169*	0.6530	14.5499	控制	0
温州	-0.1130	-1.0999***	-0.0971***	2.4860***	0.9494	145.2215	控制	0
金华	0.2437	1.0936***	0.1218***	-7.9723***	0.9759	313.2257	控制	0
衢州	0.0737	1.2776***	0.1051**	-7.3268***	0.7151	19.4078	控制	0
台州	-4.1211**	3.1954***	0.0097	-12.2229***	0.8350	39.1442	控制	0
丽水	0.3467***	0.0381	-0.0934***	0.1644	0.4923	7.4989	控制	0

就表 6 而言,制造业转型升级对就业质量的影响,在绝大多数地区通过了显著性检验。其中,浙江全省、杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、金华、丽水呈显著促进作用,而舟山、温州、台州三地区则呈显著抑制作用;衢州虽然呈反向作用,但不显著。

表 6 浙江制造业转型升级对就业质量影响的分区域回归结果

变量	MUT	lnEDL	lnFDI	UL	R ²	F 统计量	时间效应	P 值
全省	0.4144***	1.5866***	0.2662***	-4.0103***	0.9973	2867.5470	控制	0
杭州	0.3199***	0.5508***	0.0258	4.2760***	0.9961	1966.0000	控制	0
宁波	1.4270***	0.5182***	0.6345***	1.2123*	0.9824	430.4540	控制	0
嘉兴	0.9929**	0.3296**	-0.0381	4.9700***	0.9913	879.0063	控制	0
湖州	0.9617***	0.5934***	0.3996***	2.9726***	0.9829	443.5465	控制	0
绍兴	0.1337***	0.7757***	0.0762***	5.3904***	0.9976	3232.6460	控制	0
舟山	-0.1182*	0.6121***	0.0327***	-1.1260**	0.9822	426.5864	控制	0
温州	-0.3262*	1.6367***	0.0326***	-1.1269**	0.9871	591.4832	控制	0
金华	0.7994***	0.6456***	0.0569**	6.5000***	0.9979	3680.530	控制	0
衢州	-0.0764	1.1184**	-0.2068***	-0.0731	0.9255	96.1311	控制	0
台州	-1.7831**	0.6334***	0.0763***	5.8441***	0.9914	891.8899	控制	0
丽水	0.1961***	0.4746***	0.0457***	2.2276***	0.9793	364.5962	控制	0

究其原因,可能是由于浙江省制造业转型升级、提质增效进入关键期,高素质的产业工人是促进制造业转型升级的关键要素和重要支撑。因此,对于绝大多数地区而言,制造业转型升级对就业质量有显著的拉动作用。就控制变量而言,浙江全省和 11 个地级市经济发展水平对就业质量的影响均呈显著的正向影响。这说明,随着经济发展水平的不断提升,其对就业质量的要求就越高,呈显著促进作用。衢州外商直接投资对就业质量呈显著反向作用;嘉兴呈反向作用,但不显著;杭州呈正向影响但不显著;其余地区均呈显著的正向作用,即对于大多数地区而言,外商直接投资对就业质量提升具有积极促进作用。杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、金华、台州和丽水城镇化水平对就业质量的影响呈显著的正向作用,而浙江全省、舟山、温州则呈显著的反向作用,衢州虽然是反向作用,但不显著。由此可以看出,整体而言,制造业转型升级对就业质量的拉动作用更加显著。

(三) 稳健性检验

为了验证研究的可靠性,本文进行了稳健性检验。一是针对被解释变量——制造业绿色全要素生产率,本文以 Super-SBM-I-V 代替 SBM-I-C 计算得出;二是利用 Eviews10.0 中的最小二乘法(OLS)估算回归结果³。结果显示,浙江省制造业转型升级对就业规模和质量影响的回归结果与前文回归的结果基本一致,且绝大多数通过了显著性检验,表明前文回归分析的稳健性和可靠性。

三、主要结论和对策建议

(一) 主要结论

本文以浙江全省及 11 个地级市面板数据为研究样本,从就业规模和就业质量两个角度实证分析了制造业转型升级对就业规模和质量影响。第一,随着浙江省制造业转型升级步伐的不断加快,浙江全省及各地区制造业绿色全要素生产率在逐年提升;第二,就全样本而言,制造业转型升级对就业规模呈反向作用,但不显著,而制造业转型升级对就业质量呈显著的正向促进作用;第三,

分区域而言,制造业转型升级对就业规模和就业质量的影响呈显著差异性;第四,就控制变量而言,经济发展水平、外商直接投资和城镇化水平对就业规模和就业质量具有重要影响。

(二)对策建议

第一,由于制造业转型升级对就业规模具有一定的抑制作用,因此,一方面,浙江省在推进传统制造业(如纺织产业、农副食品加工业等)转型升级的过程中,要通过技术引领,改造、提升传统制造业的竞争力,使其向价值链高端延伸,延长产业链,创造新的工作岗位,提升传统制造业吸纳劳动力的能力;另一方面,大力发展先进制造业(如数控机床、海洋工程装备、航天装备等),促进生产性服务业发展,积极引导劳动者转岗提质就业,充分释放就业吸纳潜力。

第二,由于制造业转型升级对就业质量具有显著的促进作用,因此,一是要进一步提升劳动力市场化程度,持续推进户籍制度改革,促进劳动力自由流动;二是继续加大制造业全行业的职业技能培训力度,全面提升制造业从业人员职业技能和职业素养,为制造业转型升级提供智力支持。

第三,制造业转型升级对就业规模和就业质量呈显著的地区差异性,各地区发展不平衡。因此,要根据浙江省各个地级市制造业发展的实际情况,加快完善浙江省制造业转型升级的顶层设计,确定重点领域核心产业主攻方向,区域联动,错位发展,协同推进。

第四,由于经济发展水平、外商直接投资和城镇化水平对就业规模和就业质量具有重要的影响,就经济发展水平而言,要在推动经济高质量发展的过程中,促进就业规模和就业质量的稳步提升,把促进就业作为经济高质量发展的首要目标;就外商直接投资而言,要优化投资环境,积极引导外商直接投资流向先进制造业,提升外商直接投资的利用效率,扩大外商直接投资对就业规模的创造效应;就城镇化水平而言,要结合各地区城镇化发展的实际情况,结合制造业转型升级的进程,制定差异化的城镇化发展战略,扩大就业规模,提升就业质量。

参考文献:

- [1]GREENAN N,GUELLEC D.Technological Innovation and Employment Reallocation[J].Labour,2000,14(4):547-590.
- [2]MAJID N.On the Evolution of Employment Structure in Developing Countries[M].Geneva:International Labour Organization,2005:1-38.
- [3]RACHWA T.Transformations of the Employment Structure as an Expression of the Transformation of Polish Industry against the Background of the European Union[J].Bulletin of Geography.Socio-economic series,2011,15(15):5-25.
- [4]李红松,吴小雪,张智勇.技术进步就业挤出效应的产业技术特征研究——基于中国制造业细分行业数据[J].科技进步与对策,2016,33(2):75-79.
- [5]陈冲,吴炜聪.制造业产业升级对就业数量的影响研究——基于西部地区 26 个子行业的实证检验[J].西北人口,2019,40(5):104-116.
- [6]王军,詹韵秋.技术进步带来了就业质量的提升吗?——基于中国 2000-2016 年省级动态面板数据分析[J].云南财经大学学报,2018,34(8):29-39.

-
- [7]杨海波,王军. 就业质量与产业结构调整关系的实证检验[J]. 统计与决策, 2018(3):107-109.
- [8]赖德胜,苏丽锋,孟大虎,等. 中国各地区就业质量测算与评价[J]. 经济理论与经济管理, 2011(11):88-98.
- [9]张抗私,李善乐. 我国就业质量评价研究——基于 2000-2012 年辽宁宏观数据的分析[J]. 人口与经济, 2015(6):62-72.
- [10]曲振涛,林新文. 税式支出、激励路径与制造业转型升级[J]. 产经评论, 2019, 10(4):95-108.
- [11]石喜爱,李廉水,刘军. “互联网+”对制造业就业的转移效应[J]. 统计与信息论坛, 2018(9):66-73.

注释:

- 1 相关数据来源于《2019 年浙江省统计年鉴》,经过整理计算得出。
- 2 本文所有表格中的***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著,余不再注。
- 3 限于篇幅,相关回归结果作者存档备索。