

· 比较论坛 ·

# 技术进步对中国就业影响的 实证分析: 1995 ~ 2013 年

崔友平 金玉国 王 晓

内容提要: 文章首先基于 DEA - Malmquist 生产率指数, 实证测算了 1995 ~ 2013 年间中国 29 个省(直辖市、自治区)的全要素生产率(TFP)及技术进步、技术效率指数。其次, 通过实证分析讨论全要素生产率以及技术进步、技术效率指数对我国区域就业的影响。结果表明, 全要素生产率(TFP)和技术进步对就业的拉动作用均显著为负, 但是技术效率对于就业的影响并不显著。此外, 实际工资水平的上升对就业具有负效应, 而产出水平的增加有利于就业人口的增加。因此, 文章建议, 在经济新常态背景下, 应以产业结构升级为基础, 以技术进步为动力, 提高科研成果转化为产出的效率, 从供需两个角度为就业量的增加创造机会。

关键词: 全要素生产率 技术效率 就业 Malmquist 指数

中图分类号: F12 文献标识码: A 文章编号: 1003-3947(2015)04-0154-11

## 一、引言

当前, 我国经济发展正逐步进入“新常态”, 在此背景下, 投资作为经济增长的驱动力将不断乏力, 为此寻找新的经济增长点将是“新常态”背景下保持经济稳定增长的重要任务。在此之前, 以投资为主要驱动力的经济增长模式是一种“粗放型”模式, “新常态”的背景也要求我国经济增长方式由“粗放型”向“集约型”过渡, 为此以技术进步作为经济增长的主要驱动力, 将是我国在“新常态”背景下的一种重要经济增长模式。进入新世纪以来, 我国确立了创新型国家发展战略, 并力求在 2020 年建成创新型国家, 使科技力量成为促进经济社会发展的有力支撑, 并且到 2020 年, 经济增长的科技贡献率将提高至 60% 以上, 社会研发投入占 GDP 的比重也将达到 2.5%。但从当前情况来看, 我国经济发

---

作者简介: 崔友平, 中央编译局教授。金玉国, 山东财经大学教授。王晓, 经济学博士, 山东财经大学经济学院副教授。

基金项目: 山东省自然科学基金重点项目“国际金融危机对山东省经济增长和劳动就业影响的实证分析与对策研究”(项目编号: ZR2010GZ002); 山东省自然科学基金项目“科技进步与就业相关性的理论分析和实证研究——以山东省为例”(项目编号: ZR2011GL011)。

作者感谢编辑部和匿名审稿人的建设性意见。当然, 文责自负。

展表现出一种片面追求先进技术的冲动,这导致技术的创新应用与资源禀赋不相匹配,这无疑不利于就业增长。

关于技术进步对就业的作用,学者们并没有形成统一观点,也没有形成一个清晰的结论。综览现有研究文献可以发现,技术进步对就业效应具有“双重性”,这种双重性体现在,一方面技术进步通过创造新的工作岗位增进就业,另一方面也导致工作机会的丧失,引起失业率上升(叶仁荪等 2008)。为此,关于技术进步的就业效应,一种观点认为技术进步对就业存在“损失效应”,即导致失业增加(Clower, 1965; Malinvaud, 1977; Simpson, 1987; Zimmermann, 1991; Aghion and Howitt, 1994; Fabien, 2002);另一种观点认为技术进步对就业的影响存在“创造效应”(Pissarides, 1990; OECD, 1996; Bharat Trehan, 2003),该观点主要是对古典学派的“机器排斥工人”理论进行了驳斥,提出了技术进步对就业的“补偿理论”。国内学者罗军(2014)从研发投入的角度研究了我国技术进步对就业的影响,他认为我国劳动力就业的拉动作用随着研发投入的增加而增加。此外,还有学者提出了技术进步对就业影响的“双面效应”(Ricardo, 1976; Freeman, 1987),主要认为技术进步在每一个经济周期的开始产生的就业规模较小,但随着经济周期进入上升期,就业规模就会逐步增加。齐建国(2002)的研究发现我国的技术进步在20世纪80年代对就业具有正面影响,但在90年代技术进步虽然促进了经济增长,却没有引起就业的增加。周申(2007)、盛斌和牛蕊(2009)分析了全要素增长率对就业波动或劳动需求弹性的影响。余源源(2008)、赵利和王振兴(2010)将技术进步的就业效应分为长期和短期进行研究,他们认为技术进步在长期内对就业具有促进作用,但短期内技术进步对就业具有破坏作用。罗军和陈建国(2014)通过研究发现技术进步仅仅是对高技能劳动力就业有显著促进作用。总体而言,当前关于技术进步对就业影响的观点主要集中在“损失效应”和“创造效应”,可见观点还不统一,当然也有学者从“双面效应”来探讨技术进步对就业的影响。

总体来看,学者们是沿着损失效应和创造效应这两条主线来研究技术进步对就业量的影响,并且有大量的实证研究对二者的关系进行了分析。但因为实证分析的假设前提存在差异性,致使结论无法统一。并且现有研究也较少涉及从技术进步、技术效率的角度实证考察其对地区就业的影响。因此,本文将采用1995~2013年间中国29个省(直辖市、自治区)的面板数据,以及实证分析的方法,对全要素生产率(TFP)及技术进步、技术效率指数对区域就业的影响进行考察,并在此基础上提出相应的政策建议。

## 二、技术进步对就业影响的作用机理

从前面的文献梳理中可知,技术进步影响就业的作用机理存在一定的循环性(或周期性)。在技术进步的初级阶段(或起步阶段),由于核心产业的规模还有很大的局限性,致使它对其他产业的带动效应并不显著,就业的增长也就受到很大影响,甚至会出现就业下降的局面。当技术进步进入持续发展阶段(也可以称为技术进步的第二阶段),核心产业的规模将快速扩张,对其他产业的带动效应也将逐步明显,就业也会出现迅速增长的状态,并表现出与技术进步和产业结构调整较强的适应协调性(见图1)。

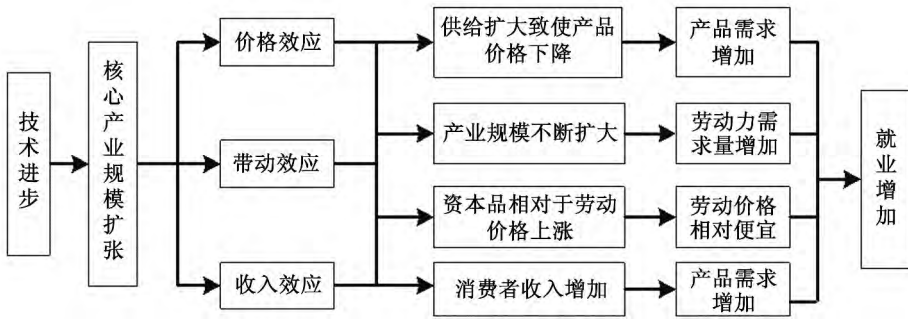


图 1: 技术进步引起就业增加的作用机理

在技术进步的中后期,其对就业的影响将逐步趋弱(见图 2),并对下一期技术周期的到来进行孕育。由此可见,技术进步对就业的影响遵循由弱到强,再趋弱,再增强的周期性态势,在此过程中,技术进步与就业结构的关系也呈现出由不协调到协调的循环往复,这就是技术进步对就业影响的周期性规律。

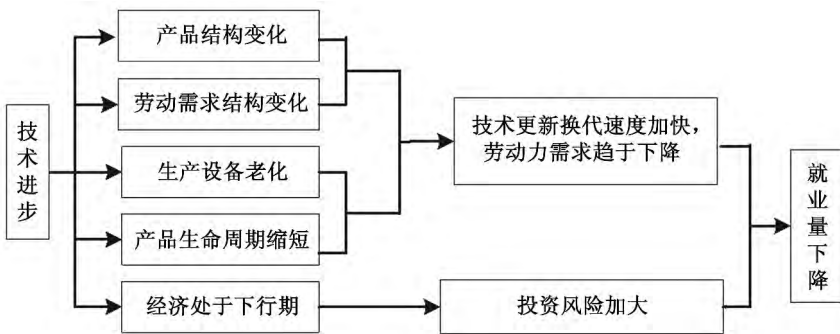


图 2: 技术进步引起就业减少的作用机理

### 三、我国技术进步与就业的发展现状

#### (一) 我国的技术进步现状

##### 1. 我国科技支出及其占财政支出的比重

进入新世纪以来,尤其从 2006 年开始,科技支出整体规模不断上涨,由 2006 年的 1689 亿元上涨至 2013 年的 5084 亿元,且关于科技的财政拨款占财政总支出的比重一直维持在 3.5% 左右,波动幅度比较小(见表 1)。因此,虽然科技的财政支出数量比较大,但我们不能仅从规模的角度来考察科研经费的投入,还要从质量方面进行考察。如何提高科技支出的整体效率,以及科技支出对就业的促进作用,是当前制定科技政策的重要考虑方向。

表 1: 我国科技支出及其占财政支出比重

年份	财政支出(亿元)	科技支出(亿元)	比重(%)
2006	40423	1689	4.2
2007	49781	1783	3.6
2008	62593	2129	3.4
2009	76300	2745	3.6
2010	89874	3250	3.6
2011	109248	3828	3.5
2012	125953	4453	3.5
2013	140212	5084	3.6

数据来源: 国家统计局历年《中国统计年鉴》。

## 2. 我国科研人员及科技产出的发展现状

政府对企业创新的鼓励、高校对科研人员的培养以及国家对研发机构的支持等,均使科研人员的数量不断增加。从具体情况来看,研发人员在 2006 年为 25.6 万人,在 2013 年增长至 40.9 万人,增长近一倍(见表 2),R&D 经费支出规模也从 2006 年的 567.3 亿元增长至 2013 年的 1781.4 亿元。科研人员数量的增加,对于我国科技成果的取得以及科技水平的提高都是有利的,也为科技在我国进一步的发展打下了坚实的基础。

表 2: 科研人员数量统计

年份	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
R&D 人员(万人)	25.7	29	30.4	32.3	34.2	36.2	38.8	40.9
R&D 经费(亿元)	567.3	687.9	811.3	996	1186.4	1306.7	1548.9	1781.4

数据来源: 国家统计局历年《中国统计年鉴》。

从我国部分年份发表科技论文、出版科技著作、专利申请受理和专利申请授权等数量来看,由于近几年我国人才和经费投入的增加,相应的研发成果也随之上升,这显示我国科技进步较为明显(见表 3)。但从世界范围来看,我国当前科技水平的发展与发达国家还有一定的差距,科研转化为产出的效率还不高,为此我们应更好地吸取国外经验,从而有效推动科学技术的发展及其向产出的转化效率。

表 3: 2006 ~ 2013 年我国科技产出统计

年份	发表科技论文	出版科技著作	专利申请受理数	专利申请授权数
2006	118211	3791	8026	3499
2007	126527	4134	9802	4036
2008	132072	4691	12536	5048
2009	138119	4788	15773	6391
2010	140818	3922	19192	8698
2011	148039	4292	24059	12126
2012	158647	4458	30418	16551
2013	16440	4619	37040	20095

数据来源: 国家统计局历年《中国统计年鉴》。

## (二) 我国的就业现状

我国的基本国情是劳动力人口众多,而我国大多数劳动力的受教育水平较低,导致劳动力供需十分不协调,就业问题较为突出。从现实情况来看,我国就业问题主要表现在:劳动力和高校毕业生不断增长,农村富余劳动力转移速度加快,但城镇就业压力较大,国有企业改革的不断深入以及经济结构的调整也带来失业的增加,同时,新增劳动力就业以及再就业的问题也普遍存在。在全球经济一体化之后,我国劳动力成本较低的比较优势也逐步消失,随着国际竞争的不断加剧,就业形势将更加严峻。从就业人数变化情况来看,全国就业人口数量从2006年的76400万人增加至2013年的76977万人,就业总规模呈稳步增长态势。但全国就业人口比重从2006年的58.1%下降至2013年的56.6%(见表4),显示就业压力较大。这主要是由于我国劳动力人口不断增长,同时由于新增劳动力及再就业问题的存在,导致我国就业人口比重出现下降。

表4:2006~2013年我国的人口及就业情况

年份	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
总人口(万人)	131448	132129	132802	133450	134091	134735	135404	136072
就业人口(万人)	76400	76990	77480	75828	76105	76420	76704	76977
就业人口比重(%)	58.1%	58.3%	58.3%	56.8%	56.8%	56.7%	56.6%	56.6%

数据来源:国家统计局历年《中国统计年鉴》。

在2006年,城镇人口登记失业人数为847万人,在2013年该失业人数为926万人(见表5),可见城镇人口登记失业人数在不断增加。与此同时,全国城镇登记失业率在大部分时间内超过了4%的自然失业率警戒线,说明我国的就业形势是较为严峻的。

表5:2006~2013年我国城镇登记失业率与登记失业人数

年份	2006	2007	2008	2009	2010	2012	2013
城镇登记失业率(%)	4	4.2	4.3	4.2	3.9	4.1	4.05
城镇登记失业人数(万人)	847	830	886	921	923	931	926

数据来源:国家统计局历年《中国统计年鉴》。

## 四、数据来源及研究方法

### (一) 数据来源

本文使用我国1995~2013年的28个省(直辖市、自治区)的面板数据进行分析<sup>①</sup>。为了保证数据的可比性,所使用的产出数据依据GDP平减指数调整为1978年不变价格,以各地区城镇单位就业人员的平均工资作为代理变量,近似衡量名义工资额,并以消费者价格指数折算到1978年为基期,得到实际工资总额。

<sup>①</sup> 考虑到重庆市1998年设为直辖市,而西藏、海南及港澳台地区存在数据缺失,所以最终利用28个省、市、自治区的数据进行分析。

## (二) 全要素生产率(TFP)的测算及分解

在针对我国区域层面的研究中,更适合采用非参数方法对各省市之间的全要素生产率进行测算,这是因为各省市之间的生产函数具有较大的差异性,不宜设定为统一的生产函数形式。本文将中国的各个省市作为一个决策单元,采用以 DEA(数据包络分析)为基础的 Malmquist 指数方法对我国各省市的全要素生产率(TFP)进行测度和比较,当其大于 1 时,表明从  $t$  时期到  $(t+1)$  时期全要素生产率是增长的。

利用 Malmquist 指数分解法,将全要素生产率分解为技术效率指数和技术进步指数。设有  $t=1, 2, \dots, T$  期,  $S^t$  为生产可能性集合,构建由  $t$  和  $t+1$  时期产出距离函数分别为:

$$D_o^t(x^t, y^t) = \inf\{\theta: (x^t, y^t/\theta)\};$$

$$D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1}) = \inf\{\theta: (x^{t+1}, y^{t+1}/\theta)\} \in S^t$$

在产出距离函数的基础上,构建由  $t$  和  $t+1$  时期技术水平为参照的 Malmquist 指数几何平均值为:

$$M^t = \frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)}$$

$$M^{t+1} = \left[ \frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)} \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{1/2}$$

Malmquist 指数可以分解为:

$$TC = D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) / D_o^t(x^t, y^t)$$

$$TE = \left[ \frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1}) D_o^t(x^t, y^t)}{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}) D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{1/2}$$

$$TEP = TC \times TE$$

在上述分析中将全要素生产率(TFP)的变化分解为技术进步指数(TC)和技术效率变化指数(TE)。其中,技术效率变化测度了  $t$  期和  $t+1$  期之间的相对效率变化指数,当指数大于 1 时说明技术效率提高,反之则表示技术效率下降。技术进步指数测度了技术边界的移动,大于 1 表示发生了纯技术进步。

DEA 方法需要使用的数据包括总产出、就业人数和资本存量,我国各省区市 GDP 与就业人数摘自《新中国六十年统计资料汇编》和《中国统计年鉴》,并将利用相关数据对资本存量数据进行另行估算。

## (三) 资本存量的估算

本文对各省市的资本存量总量的测算将利用永续盘存法,  $t$  期资本存量为  $t-1$  期资本存量加上  $t$  的投资,再减去折旧。计算的基本公式为:

$$K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta_{it}) + I_{it}$$

其中,  $K_{it}$  为第  $i$  省市自治区在第  $t$  期的资本存量,  $K_{it-1}$  为第  $i$  省市自治区在第  $t-1$  期资本存量,  $\delta$  为年度折旧率,  $I_{it}$  为第  $i$  省市自治区在第  $t$  期的投资。本文沿用张军等(2004)采取的方法,利用固定资本形成总额近似替代当年投资,并以固定资产投资价格指数调整为以 1978 年为基年的不变价格,基期固定资产存量参照张军等(2004)测算的

数据,折旧率采用 0.096。

利用数据包络分析程序 DEAP 估计投入导向的 DEA 模型,计算我国 28 个省市自治区的 Malmquist 生产率指数,并对 Malmquist 指数进行分解,分别得到技术进步指数(TC)和技术效率变化指数(TE)。由于篇幅所限,表 6 只列出 1995~2013 年间各省市平均 Malmquist 指数及其分解指数。表 7 列出核心变量的描述性统计分析。

表 6: 我国各省(直辖市、自治区) Malmquist 全要素生产率变动与分解(1995~2013 年)

	技术变化 指数(TC)	技术效率 指数(TE)	Malmquist 指 数(TFP)		技术变化 指数(TC)	技术效率 指数(TE)	Malmquist 指 数(TFP)
北京	0.978	1.081	1.057	山东	1.047	1.006	1.053
天津	1.026	1.021	1.048	河南	1.009	1.005	1.014
河北	1.035	1.008	1.043	湖北	1.008	0.981	0.989
山西	1.046	0.993	1.039	湖南	0.911	1.005	0.916
内蒙古	1.029	1.009	1.038	广东	1.039	1.015	1.055
辽宁	1.031	1.008	1.039	广西	1.009	1.001	1.010
吉林	1.023	1.003	1.026	四川	1.036	1.005	1.041
黑龙江	1.027	0.995	1.022	贵州	0.915	0.997	0.912
上海	1.065	1.001	1.066	云南	0.931	1.005	0.936
江苏	1.041	1.005	1.046	陕西	1.026	1.012	1.038
浙江	1.038	1.002	1.040	甘肃	0.896	0.998	0.894
安徽	0.978	1.024	1.001	青海	1.028	1.003	1.031
福建	1.021	1.013	1.034	宁夏	1.025	1.007	1.032
江西	0.994	1.008	1.002	新疆	0.942	1.013	0.954

表 7: 面板数据描述性统计

指标	均值	标准差	最小值	最大值
就业人员(lnL)	6.264	0.814	3.015	7.982
Malmquist 指数(TFP)	1.0134	0.048	0.881	1.089
技术变化指数(TC)	1.0055	0.017	0.901	1.051
技术效率指数(TE)	1.008	0.046	0.913	1.090
产出(lnGDP)	7.650	1.097	5.134	9.860
实际工资(lnW/P)	9.910	0.512	8.821	10.830

#### (四) 研究方法

本文首先构建模型一,将运用全要素生产率指数(Malmquist 指数)考察技术水平对年末就业人数(lnL)的影响,并加入影响就业的辅助重要变量,包括产出(lnY)和实际工资水平(lnW/P)。因为简单地讨论 Malmquist 指数对就业的影响,并不能区分纯技术进步变化和技术效率增进对就业的影响,因此,将构建模型二,引入纯技术变化指数(TC)和技术效率变化指数(TE),来探讨其对就业的影响。本文采用面板数据模型进行分析,回归模型为:

模型一:

$$\ln L_{it} = \alpha + \beta_1 \ln TFP_{it} + \beta_2 \ln Y_{it} + \beta_3 \ln (W/P)_{it} + \mu_{it}$$

模型二:

$$\ln L_{it} = \delta + \gamma_1 \ln TC_{it} + \gamma_2 TE_{it} + \gamma_3 \ln Y_{it} + \gamma_4 \ln (W/P)_{it} + v_{it}$$

### 五、实证分析结果

#### (一) 面板数据的单位根检验

面板数据的单位根检验是判断面板数据是否平稳或者是否具有相同单整阶数是面板数据估计的前提。本文使用 LL 检验、IPS 检验、ADF - Fisher 和 PP - Fisher 分别对面板数据进行单位根检验(见表 8)。

表 8: 面板数据的单位根检验

	LLC		IPS		ADF - Fisher		PP - Fisher	
	水平检验结果	一阶差分检验结果	水平检验结果	一阶差分检验结果	水平检验结果	一阶差分检验结果	水平检验结果	一阶差分检验结果
LNL	-13.589***	-23.155***	-6.457***	-10.449***	154.172***	235.891***	154.371***	361.471***
LNTFP	-9.803***	-13.621***	-5.323***	-10.192***	123.127***	310.119***	212.112***	265.771***
LNTC	-10.807***	-18.824***	-5.325***	-9.468***	135.151***	219.589***	160.626***	296.068***
LNTE	-12.678***	-20.118**	-5.671***	-9.775***	141.197***	229.478***	155.478***	353.889***
LNK	-12.557***	-27.407***	-7.378***	-13.398***	171.891***	284.077***	212.018***	412.167***
LN(W/P)	2.733	-14.599***	9.285	-8.378***	15.2596***	200.315***	5.780	264.496***
LNTC	-10.808***	-18.823**	-5.325***	-9.468***	135.153***	219.589***	160.626***	296.068***

水平统计量通过 LL 检验、IPS 检验、ADF - Fisher 和 PP - Fisher 的结果并不完全一致, 本文认为如果结论不一致, 则视为非平稳, 将继续进行一阶差分。报告结果表明, 一阶差分后变量均在 1% 的显著性水平上拒绝存在单位根的原假设, 均实现了平稳, 因此可以对方程中的变量进行面板回归。

#### (二) 面板数据回归结果

本文分别利用 Wald 检验和 Wooldridge 检验判断方程是否存在异方差和自相关。并运用 Hausman 检验进行固定效应和随机效应的筛选, 所有回归的 Hausman 检验结果均支持固定效应模型。回归结果显示, 所涉及的回归方程不存在自相关, 但是存在异方差。使用稳健回归( Robust) 对存在异方差的固定效应模型进行纠正, 并利用可行的广义最小二乘法( FGLS) 对随机效应模型的异方差和序列相关进行纠正。

通过对回归结果进行 Kao 检验, 以对面板数据进行协整关系检验, 回归方程(1) ~ (4) 表明在 5% 显著性水平下, 变量之间存在面板协整关系, 即方程中的变量之间存在长期均衡关系。回归结果表明:

(1) 全要素生产率( TFP) 对就业具有抑制作用, 在 5% 显著性水平上通过( 参见表 9 中的(1)、(2) 两栏)。整体而言, 技术进步对我国就业的“破坏作用”大于其“补偿作用”, 技术进步对就业的总体影响表现为负的效应。这表明, 我国就业水平的增加在很大程度上



上是由于其他因素导致的。

(2) 纯技术进步(TC)对就业有负效应,并且结果较为显著,在1%显著性水平上通过,如表9(3)栏所示。阿格因和豪伊特(Aghion and Howitt, 1994)曾指出纯技术进步使得技术较低生产率的工作被技术较高生产率的工作替代,导致失业率上升。

技术效率改善对就业具有促进作用,但是结果并不显著影响(见表9(4)栏),这很可能是因为技术效率改善对就业的影响具有滞后性,所以在当期研究中,其对就业的影响并不明显。

(3) GDP增长对就业存在明显的促进作用,在回归方程中无论是固定效应模型还是随机效应模型,GDP增长对就业的促进作用都十分显著。这表明高速的经济增长仍然是拉动我国劳动力就业的主要动力。

(4) 实际工资的变动对就业具有负向作用,并且十分显著。这一结论也符合传统的理论预期,即劳动力需求与工资水平呈反方向变化。近年来,我国劳动力价格的上涨促使企业大量使用资本密集型生产技术,这在一定程度上减少了产业发展对劳动力的吸收。

表9: 面板数据回归及协整检验

		因变量: 就业 lnL			
		(1)	(2)	(3)	(4)
回归结果	C	13.852*	15.627**	11.325**	13.116**
	TFP	-0.133	-0.151		
	TE			-0.114***	-0.102***
	TC			0.016	0.017
	LN Y	0.201***	0.245***	0.198***	0.186***
	LN(W/P)	-0.112***	-0.132**	-0.104***	-0.108***
	withinR <sup>2</sup>	0.4642	—	0.7520	—
	betweenR <sup>2</sup>	0.0828	—	0.2248	—
	overallR <sup>2</sup>	0.1323	—	0.3150	—
	Hausman	9.01***	0.10	11.54***	0.10
模型设定检验	Wald	1791.10***	5678.22***	2657.11***	2007.87***
	Wooldridge	1.801	1.592	1.796	1.621
	回归模型	fe 稳健回归	re FGLS回归	fe 稳健回归	re FGLS回归
Kao	ADF t	-3.456***	-3.587***	-1.967**	-1.879**

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平下拒绝原假设。fe、re 分别表示固定效应和随机效应。

## 六、结 论

本文从区域层面入手,分析了1995~2013年间我国28个省(直辖市、自治区)的全要素生产率(TFP)及技术进步、技术效率指数对就业的影响。在对全要素生产率的计算中可以看到,我国整体全要素生产率增长率为1.34%,并且我国技术水平的年均增长率高

于技术效率的增长率。实证分析结果表明,全要素生产率(TFP)和技术进步均对拉动就业的作用显著为负,但是技术效率对于就业的影响并不显著。此外,实际工资水平的上升对就业具有负效应,而产出水平的提高有利于就业人口的增加。因此,决策当局在制定政策时,应保证各个部门和地区间就业结构的平衡,充分利用技术进步就业创造效应。此外,教育部门要配合产业结构升级进行人力资源培养,为技术进步促进的产业结构调整创造足够的人力资源。只有这样,才能更好地发挥技术进步就业创造效应。为此,在经济新常态背景下,我们应以产业结构升级为基础,以技术进步为动力,提高科研成果转化为产出的效率,从供需两个角度为就业量的增加创造机会。

### 参考文献:

- 罗军 2014 “经济开放与技术进步影响我国劳动就业的实证分析”,《财经科学》2014 4。
- 罗军、陈建国 2014 “研发投入门槛、外商直接投资与中国创新能力——基于门槛效应的检验”,《国际贸易问题》2014 8。
- 齐建国 2002 “中国总量就业与科技进步的关系研究”,《数量经济技术经济研究》2002 12。
- 盛斌、牛蕊 2009 “贸易劳动力需求弹性和就业风险——中国工业的经验研究”,《世界经济》,2009 10。
- 叶仁荪、王光栋、王雷 2008 “技术进步的就业效应与技术进步路线的选择”,《数量经济技术经济研究》2008 3。
- 余源源 2008 “中国技术进步的就业效应:基于 VAR 模型的实证分析”,《软科学》2008 6。
- 赵利、王振兴 2010 “技术进步的就业效应:基于中国数据的经验分析”,《北京工商大学学报(社会科学版)》2010 9。
- 周申 2006 “贸易自由化对中国工业需求弹性影响的经验研究”,《世界经济》2006 2。
- Aghion, P. and P. Howitt, 1994. “Growth and Unemployment.” *Review of Economic Studies*. 61(2): 477 - 94.
- 1998. *Endogenous Growth Theory*. Cambridge: MIT Press.
- Bharat, Trehan, 2003. “Productivity Shocks and the Unemployment Rate.” *Economic Review*. 45(1): 13 - 27.
- Blanchard, Olivier, 2001. *Macroeconomics (Second Edition)*. New Jersey: Prentice Hall.
- Clower, R. W., 1965. “The Keynesian Counter - Revolution: a Theoretical Appraisal.” In F. F. Hahn and F. Brechling Eds, *The Theory of Interest Rates*. London: Macmillan.
- Fabien, Postel - Vinay, 2002. “The Dynamics of Technological Unemployment.” *International Economic Review*. 43(5): 737 - 60.
- Freeman C, Soete L., 1987. *Technical Change and Full Employment*. Oxford, New York: B. Blackwell.
- Katz, Lawrence F., Kwinn M. Murphy, 1992. “Changes in Relative Wages 1963 - 1987: Supply and Demand Factors.” *Quarterly Journal of Economics*. CV II: 35 - 78.
- Kuznets S., 1955. “Economic Growth and Income Inequality.” *American Economic Review*. 45(1): 1 - 28.
- Lucas, Robert E. Jr., 1992. “On Efficiency and Distribution.” *Journal of Economics*. 102(2): 233 - 47.
- Malinvaud, E., 1977. *The Theory of Unemployment Reconsidered*. Oxford: Basil Blackwell.

Mincer , Jacob , Stephan Danninger , 2000. "Technology , Unemployment and Inflation. " *NBER Working Paper* , No. 7818.

Pissarides , C. A. , 1990. *Equilibrium Unemployment Theory*. London: Basil Blackwell.

Romer , Paul M. , 1986. "Increasing Return and Long - Run Growth. " *Journal of Political Economy*. 94 ( 2 ) : 1002 - 37.

Schumpeter , Joseph A. , 1934. *The Theory of Economic Development*. Cambridge , MA: Harvard University Press.

Zimmerman , K. , 1991. "The Employment Consequences of Technological Advance Demand and Labour Costs in 16 German Industries. " *Empirical Economics*. ( 16 ) : 253 - 66.

## Empirical Analysis on the Influence of Technological Advancement on the Employment in China: 1995 ~ 2013

Cui Youping<sup>1</sup> , Jin Yuguo<sup>2</sup> & Wang Xiao<sup>2</sup>

( 1. Central Compilation and Translation Bureau , Beijing; 2. Shandong University of Finance and Economics , Jinan)

**Abstract:** First , this article used the DEA model to measure the technological progress , the technical efficiency and Malmquist productivity indexes in 29 provinces , municipalities directly under the central government and autonomous regions based on the province level panel data in China from 1995 to 2013. Second , it constructed a framework to analyze the relations between the technological progress , the technical efficiency and regional employment. The results are that technological progress has significantly negative effects on the employment , but technical efficiency has no significant impact on the employment , Furthermore , real wage has negative effects on the employment , while GDP has positive effects. Therefore , in new economic normal , we should base on the upgrading of the industrial structure and improve the efficiency of high scientific research results into output.

**Key words:** TFP; Technical efficiency; Employment; Malmquist Index

( 责任编辑: 刘 英)