

# 技术进步的产业结构转换与城乡就业效应

王燕飞<sup>1ab,2</sup>, 林建<sup>1b</sup>

(1. 重庆大学 a. 经济与工商管理学院, b. 可持续发展研究院, 重庆 400044; 2. 中共重庆市委党校, 重庆 400041)

**摘要:**文章应用全国30个省市2001-2010年的面板数据,分析了技术进步在中国产业结构转换中的作用,并评估了由此产生的城乡就业效应。研究表明技术进步对产业结构转换和城乡就业的促进作用未充分发挥,产业结构转换促进了城乡就业增长,但产业转移的成效欠佳。建议在推动中国产业结构转换和促进城乡就业进程中,大力提高技术选择的自主性和技术进步的内生性,提高产业结构与人力资源构成的匹配度,优化区域产业布局,深化体制机制改革。

**关键词:**技术进步;产业结构转换;城乡就业

**中图分类号:**F264

**文献标志码:**A

**文章编号:**1008-5831(2013)04-0024-07

## 一、问题及文献综述

中国产业发展经历了一条从强烈的资本深化倾向到资本偏向逐步弱化的历程。产业结构从重工业为主体发展到多种产业共同发展,产业发展的要素禀赋适应度改善,对比较优势的甄别能力增强,就业的吸纳能力提高。但是,中国产业存在的结构性问题仍然突出,制约着中国经济的进一步发展。2008年的金融危机打乱了中国产业原有的发展步伐,在当前外需力量减弱,国内工业化和城市化快速转型的背景下,要实现经济的可持续发展,必须积极推动产业结构的优化升级。刘伟、张辉从劳动生产率改善的角度认识产业结构变迁,实证度量了改革开放后产业结构变迁对中国经济增长的贡献,得出产业结构变迁对经济增长的贡献不断降低,并逐渐让位于技术进步<sup>[1]</sup>。本文将产业结构转换定义为产业结构升级和产业结构优化两层含义,即在产业结构转换进程中不仅体现了市场化力量和技术进步共同推动的产业层次提升,还体现了产业发展与中国要素禀赋构成更加适应的资源配置效率的提高。

技术进步在推动产业结构转换中发挥着重要作用,甚至决定了产业结构的转型,如徐朝阳、林毅夫<sup>[2]</sup>研究提出工业革命通过影响必需品和非必需品部门的相对技术进步速度进而影响相对价格,从而决定着产业结构的转型。技术进步通过作用于产业发展,对就业的影响:一方面在促进产业提高劳动生产率、提升产业层次的同时对就业的直接影响是减少生产中的劳动需求,造成技术性失业,如Aghion和Howitt(1994),Caballero、Hammour(1996),Juhn、Murphy和Pierce(1993),Acemoglu(1999)等的研究;另一方面,技术进步对就业还存在间接的

收稿日期:2013-03-21

基金项目:国家社科基金项目"中国产业结构转换的路径选择与城乡就业统筹"(09CJY005)

作者简介:王燕飞(1982-),女,重庆大学经济与工商管理学院博士研究生,重庆市委党校经济管理部讲师,重庆大学区域经济与科教战略研究中心兼职研究员,主要从事产业经济、劳动就业研究。

补偿和创造效应,即通过降低生产成本、推动生产规模扩大增加劳动需求,或是通过开发新产品、开辟新的生产服务领域和新的产业创造新的就业,如 Clas Erikson(1997)、Vivarelli(1995)、袁志刚(1997)等的研究,他们认为总体上技术进步在长期不会挤出劳动力,反而有利于增加就业。

产业结构调整涉及新技术、新市场的开发,更关乎就业市场的稳定。结构(包括经济结构、产业结构等)的快速调整使得就业增长率下降和失业率上升。李文星、袁志刚<sup>[3]</sup>将目前面临的就业压力归结为就业人口过多带来的总量矛盾,就业结构失衡带来的结构性矛盾,而结构性失业是当前就业问题严峻的集中所在,是单靠扩大需求解决不了的。结构性失业的形成与技术进步有着密不可分的关系,N. Chamberlain 提到:“结构性失业很容易从季节性、暂时性、周期性失业中区分开来,它和技术性失业紧密相联,但有时又不易区分。”技术性失业者要跨行业转移,如果存在障碍(例如转移成本),就会转化为结构性失业。Schettkat 认为产业结构的不同是解释1990年代德国失业率高于美国和荷兰的失业率的主要原因。法国经济学家富拉斯蒂埃也指出,技术进步是引起劳动力产业分布结构演变的主要原因。朱轶、熊思敏<sup>[4]</sup>对技术进步、产业结构变动对中国就业影响的研究得出,产业结构变动过程所造成的结构性失业对中国就业有显著的负面影响。

综上,研究者对技术进步在产业结构转换中的作用给予了肯定,并关注了技术进步可能带来的结构性失业,而对技术进步带来的产业结构转换可能对城市和农村间劳动就业的影响则未有深入研究。本文旨在分析以资本深化为特征的产业技术选择路径下,产业结构转换所依赖的技术进步作用如何,并从城镇产业发展带动就业与农村劳动力转移角度评估可能带来的城乡就业效应。本文的创新之处在如下三点。

在研究视角与思路上,本文重点关注技术进步对产业结构转换的影响,以及二者共同作用下的城乡就业效应,即在产业结构变动方程中核心解释变量为技术进步,在就业方程中共同引入产业结构变动和技术进步变量。基于中国区域经济发展的差异性,本文又就整体技术进步在推动产业结构转换和二者在促进城乡就业上发挥的作用进行了分区域考察。其中本文主要从城乡视角关注了就业,从产业发展带动城镇就业视角选取城镇就业总人数反映城镇就业水平,从产业发展带动农村剩余劳动力转移视角选取城镇单位使用的农村劳动力反映产业发展和技术进步对农村劳动力进城就业的影响。

在技术进步的度量方面,本文采取数据包络法

(DEA),根据 Färe 等构造的 DEA - Malmquist 生产率指数测算全要素生产率。数据包络法(DEA)利用线性规划给出边界生产函数与距离函数的估算,无需对生产函数形式和分布做出假设,避免了以往研究常用的索洛残差法等参数法在估算全要素生产率时由于生产函数的误设而导致的测算结果偏差。

在技术进步指标的选取上,本文测算了中国30个省区市的整体全要素生产率,并在规模报酬不变条件下,将其分解为技术效率变化与技术变化;在变动规模报酬条件下,又将其中的技术效率分解为纯技术效率和技术的规模效率。在此基础上应用层次回归法,在产业结构方程中逐步引入技术进步变量,分别估计了整体技术进步对产业结构转换的影响,规模报酬不变条件下技术效率变化与技术变化对产业结构升级优化的影响,变动规模报酬条件下技术变化、纯技术效率和技术的规模效率变化带来的影响。在就业方程中共同引入产业结构变动和技术进步变量,对技术进步变量的引入也采用上述方法。

## 二、技术进步及产业结构转换指标的说明

### (一)技术进步的测算

目前对技术进步的测算方法主要有参数法和非参数法两大类。参数法沿袭了传统生产函数的估计思想,首先设定前沿生产函数,然后根据投入产出观察值,应用统计方法对参数进行估计。非参数法以数据包络分析方法(Data Envelope Approach,简称DEA)为代表,该方法采用线性规划技术来确定前沿面,无需设定生产函数,也无需进行特定的行为假设,因而避免了在设定生产函数和分布形式时主观因素的影响。

数据包络分析法最先由 Farrell<sup>①</sup>提出,Charnes等<sup>②</sup>进行了开发应用,逐步完善并形成了规模报酬不变(Constant Return to Scale, CRS)条件下的DEA模型——CCR模型。Banker、Charnes和Cooper扩展了规模报酬不变的假设,提出了规模报酬可变(Variable Return to Scale, VRS)条件下的DEA模型——BCC模型。CCR模型和BCC模型可以静态地评测一定时点上决策单元的技术效率,我们所使用的是Färe等构造的DEA - Malmquist生产率指数。我们将全国各省市看作单个生产决策单元,将每一时期单个省市区的生产同技术前沿面比较,对其技术进步的动态变化进行探讨。

如以t期技术为基准,则产出导向的Malmquist生产率指数可表示成:

$$M_0^t = D_0^t(x_{t+1}, y_{t+1}) / D_0^t(x_t, y_t) \quad (1)$$

类似的,以t+1期技术 $T^{t+1}$ 为参照,基于产出的Malmquist生产率指数可表示为:

①Farrell, M. J., The measurement of productive efficiency, Journal of Royal Statistical Society, Series A, 1957, 120: P253 - 281.

②Charnes, A., Cooper, W. W., and Rhodes, E., Measuring the efficiency of decision making units, European Journal of Operational Research, 1978, 2: P429 - 444.

$$M_0^{i+1} = D_0^{i+1}(x_{i+1}, y_{i+1}) / D_0^i(x_i, y_i) \quad (2)$$

为了避免因基期选择的随意性而导致测量上的差异, Färe 等以(1)式和(2)式的几何平均值作为 Malmquist 指数的真值近似。在不变规模报酬假定下, 又将其分解为技术效率变化(Efficiency Change, EC)指数与技术变化(Technology Progress, TP)指数的乘积:

$$M_0(x_{i+1}, y_{i+1}, x_i, y_i) = \frac{D_0^{i+1}(x_{i+1}, y_{i+1} | C)}{D_0^i(x_i, y_i | C)} \times \left[ \frac{D_0^i(x_{i+1}, y_{i+1} | C)}{D_0^{i+1}(x_{i+1}, y_{i+1} | C)} \times \frac{D_0^i(x_i, y_i | C)}{D_0^{i+1}(x_i, y_i | C)} \right]^{\frac{1}{2}} = EC \times TP \quad (3)$$

进一步, 在变动规模报酬假定下, 技术效率变化指数又可分解为纯技术效率变化(Pure Technical Efficiency, PE)指数和规模效率变化(Scale Efficiency, SE)指数的乘积:

$$\frac{D_0^{i+1}(x_{i+1}, y_{i+1} | C)}{D_0^i(x_i, y_i | C)} = \frac{D_0^{i+1}(x_{i+1}, y_{i+1} | V)}{D_0^i(x_i, y_i | V)} \left[ \frac{D_0^{i+1}(x_{i+1}, y_{i+1} | C)}{D_0^i(x_i, y_i | C)} \times \frac{D_0^{i+1}(x_i, y_i | V)}{D_0^i(x_{i+1}, y_{i+1} | V)} \right] \quad (4)$$

式(4)的右边, 第一项就是纯技术效率变化指数, 第二项是规模效率变化指数。

我们采用 Tim Coelli 的方法和程序 DEAP2.1, 以基于产出的 DEA 法测算各省市区的技术进步<sup>③</sup>。在具体测算度量中国各省市 TFP 变化的 Malmquist 指数时, 投入变量我们纳入了物质资本存量 and 有效劳动两个指标。物质资本存量的估算参考了张军、吴桂英等<sup>[5]</sup>的做法, 重庆市 2000 年的物质资本存量以当年资本形成比重为依据从四川分离出来, 按照原文中的方法测算得到以 2000 年不变价格衡量的各省市物质资本存量; 有效劳动, 我们以地区从业人员数乘上人均受教育年限来近似代理<sup>④</sup>。产出变量是以 GDP 平减指数调整为 2000 年不变价格衡量的地区真实 GDP。此处用到的所有基础数据均摘自相应年份的《中国统计年鉴》。

图 1 显示了中国 2001 - 2010 年 10 年间技术进步的情况, 可以看出中国经济的技术变化指数 TP 和衡量整体技术进步的全要素生产率指数 TFP 偏低, 技术效率指数 EC、纯技术效率指数 PE 和技术的规模效率指数 SE 三者则处于一个较高的水平。可见, 技术效率的提升, 即投入产出向量向最优生产前沿的移动在整个样本期间表现良好, 但变动幅度并不大; 而技术变化, 即最优生产前沿的移动在总体

上是退化的。从而, 全要素生产率整个期间也是退化的, 其走势与技术变化指数基本一致, 经历了 2003 年和 2009 年两次低谷, 也主要是由于技术变化指数的下降而引起的。因此, 中国全要素生产率难以提升的重要原因之一或可归结于中国产业的技术创新能力偏低, 使得表征技术前沿水平的技术变化指数停滞甚至退化。

## (二) 产业结构转换指标的选取

产业结构转换包括产业结构升级和产业结构优化两层含义。对产业结构升级我们以第二、三产业增长值比重进行衡量。产业结构优化选取的指标为各地区工业技术选择指数(Technology Choice Index, TCI)与 1 的差值(TCI 减 1 的绝对值)。之所以作此选择, 是因为产业结构优化实质就是产业结构与要素禀赋匹配度的提高, TCI 是工业人均资本与地区人均资本的比值, 计算公式为  $TCI = \frac{(K_i/L_i)}{(K/L)}$ , 则 TCI 与 1 的差值是地区工业经济发展偏离当地人均资本的度量, 正好符合了这一含义。林毅夫对制造业和工业部门的 TCI 进行了计算, 我们也据此以工业人均资本代表产业发展的人均资本, 对中国 2000 - 2010 年 30 个省市区的产业技术选择指数进行估算<sup>⑤</sup>。TCI 估算所涉及的指标包括各地区物质资本存量、劳动力, 工业物质资本存量、工业劳动力等。

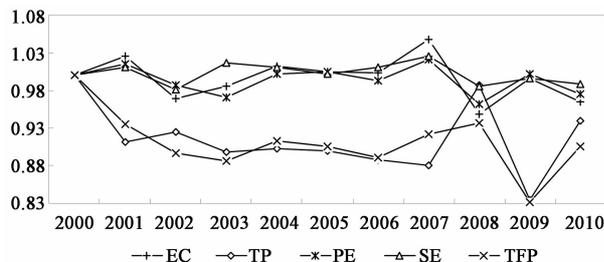


图 1 2001 - 2010 年中国经济技术进步指数

各地区物质资本存量, 我们参考张军、吴桂英等<sup>[5]</sup>的做法, 如前文所述计算得到, 劳动力数据采用从业人员总数。工业物质资本存量参考王争、郑京海等的方法, 同样采用永续盘存法, 当年投资以工业固定资产净值替代, 基年为 2000 年工业固定资产净值。工业部门劳动力数据采用规模以上工业全部从业人员年均人数, 因缺乏 2000 - 2002 年数据, 采用 2003 - 2005 年规模以上工业全部从业人员年均人数占第二产业就业的平均比重, 在第二产业就业人数的基础上估算得到。如图 2 为几个代表性省份工业部门的 TCI<sup>⑥</sup>。

③陈勇、唐朱昌, 中国工业的技术选择与技术进步: 1985 - 2003. 经济研究, 2006. 9.

④各地区人均受教育年限以 6 岁以上人口人均受教育年限来表示。在推算该项指标时设定小学受教育 6 年, 初中和高中均为 3 年, 大专及以上 4 年。2010 年因未公布 6 岁以上人口受教育水平, 我们以每十万人受教育水平替代, 并通过 2000 年与以 6 岁以上人口受教育水平核算的人均受教育年限的差率对 2010 年数据进行了调整。

⑤关于 TCI 的测算方法具体参见林毅夫(2002), 林毅夫、刘明兴等(2005)。

⑥全部省份的数据限于篇幅, 文中未列出。如有需要, 可向作者索取。

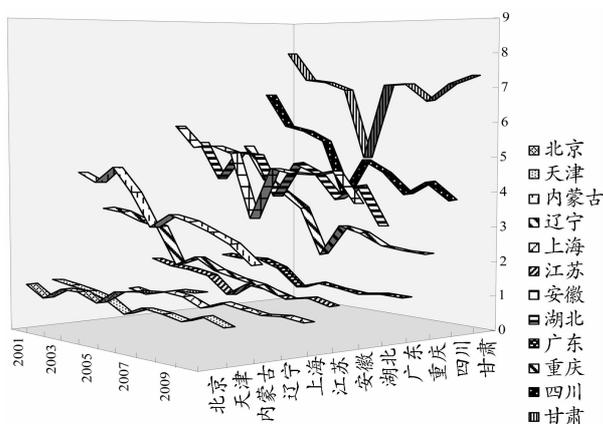


图2 代表省份 2001 - 2010 年工业部门 TCI

从得到的结果看, 各省市工业部门 TCI 大都呈 V 形变动趋势, 在 2005 年几乎都出现了下滑, 但 2006 年又即刻反弹, 多数省份在 2006 年回升之后便开始逐渐下降。东部省份工业部门 TCI 整体较高, 西部省份的 TCI 要低, 其中上海市的工业部门 TCI 历年都是全国省市区中最低的, 广东、福建、江苏、浙江也属于工业部门 TCI 较低的省份。工业部门 TCI 较高的数值出现在西部地区的贵州和青海, 青海省 2001 年工业部门 TCI 11.74, 是整个考察期所有省市区最高值, 贵州省工业部门 TCI 除 2001 低于青海省, 其余年份均在全国各省市区中位列第一, 一定程度说明中西部地区在经济发展上选择了较东部地区资本深化倾向更加强烈的工业发展道路。

### 三、实证模型及结果解释

#### (一) 实证模型

我们关心的是技术进步对产业结构变动的影 响, 进而产生的就业效应, 故将基准的计量模型设定为如下面板回归的形式:

$$IS_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 \prod Z_{it} + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$L_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 IS_{it} + \beta_3 \prod Z_{it} + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中, 下标  $i$  和  $t$  分别是第  $i$  个省市区的第  $t$  年;  $\nu$  是不可观测的地区效应, 控制那些在地区间存在差异但不随时间变化的因素;  $\varepsilon$  为随机扰动项;  $\beta$  是待估参数;  $X$  是核心解释变量,  $Z$  是控制变量矩阵。

产业结构方程(5)中, 被解释变量产业结构(IS)包括产业结构优化(Adjusted TCI, ATCI)和产业结构升级(Industrial Structure Upgrading, ISU)两项指标。核心解释变量  $X$  为技术进步的衡量指标, 使用的是前文计算得到的各地 Malmquist 全要素生产率 TFP。为了更为细致地反映技术进步对产业结构和城乡就业的影响, 我们还应用层次回归法, 逐步引入技术变化、技术效率、纯技术效率、规模效率变化指数作为解释变量进行了估计。

就业方程(6)中, 被解释变量劳动就业  $L$  的指标为各省市区的城镇就业总人数(LC)和城镇单位使用的农村劳动力人数(LR), 因统计局 2008 年以后

就不再发布城镇单位使用的农村劳动力人数, 我们以缺失年份前三年城镇单位使用的农村劳动力在城镇就业中的平均占比与城镇就业总人数的乘积替代, 如估算的 2008 年城镇单位使用的农村劳动力人数即以 2005 - 2007 年城镇单位使用的农村劳动力与城镇就业的平均比重, 乘上 2008 年城镇就业总人数, 一则可避免单个年份数据异常波动对估计结果的影响, 其次也遵循了时序变动的平均趋势。就业方程我们采用了半对数模型, 对被解释变量进行了取对数处理, 因此参数的估计系数代表了解释变量 1 单位的变动所对应的就业变动的百分比。除技术进步指标外, 我们在未加入地区因素的模型中还加入了产业结构变动因素, 以衡量产业结构转换对城乡就业的影响。

控制变量  $Z$  包括: (1) PGDP, 各省市区人均 GDP, 是真实 GDP 与全部就业人数的比, 衡量各地区经济增长对被解释变量的影响; (2) PCAP, 各省市区人均资本存量, 等于各地实际物质资本存量除以全部就业人数, 衡量资本要素对产业结构和就业变动的影响; (3) 产业发展的结构偏离指数(Structrial Deviation Index, SDI), 即非农业部门(或农业部门)产值比重与劳动力比重之差的绝对值, 我们以二、三产业增加值比重与就业比重差值的绝对值替代, 理论上该比值应该介于 0 ~ 100 之间, 数值越大产业结构的偏离程度越大, 用以反映产业结构不良发育的程度对产业升级和优化的影响, 同时该指标还能够衡量农业与非农业的反差程度, 描述经济的二元特征, 数值越大经济的二元性特征越明显; (4) 经济开放度 OPEN, 由地区外贸依存度衡量, 反映地区经济的开放程度对产业结构变动和就业增长的影响。各项指标均以 2000 年不变价计算。数据全部来自历年《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》。

#### (二) 实证结果及解释

我们首先以 Hausman 检验确定模型是选择固定效应模型还是随机效应形式, 并遵循以下规则: 如果 Hausman 检验建议选择固定效应模型, 我们即进行固定效应估计; 如果检验结果为负值或出现固定效应模型与随机效应模型参数估计方差的差是非正定矩阵(Not Positive Definite)的提示性警告, 也就意味着随机效应模型的基本假设(个体效应与解释变量不相关)得不到满足, 则无论结果是建议选择固定效应模型还是随机效应模型, 我们都将选择固定效应模型。因为固定效应模型具有估计的优势, 随机效应模型假定未观测效应与解释变量不相关, 固定效应模型则不需要这种严格假定, 它允许未观测效应与解释变量可以存在任意的相关关系, 没有理由像随机影响模型那样假设把个体影响处理为与其他回归变量不相关。

表 1 报告了估计的结果。从产业结构方程来看, 技术进步对产业结构转换的影响是显著的, 我们看到全要素生产率 TFP 存在着改善产业结构与要素

禀赋适应性的作用,即促进产业结构优化,而在推动产业结构升级上则表现为负向作用。TFP 每提高 1 个单位,产业技术选择指数与 1 的差值就平均减少 1.156 个单位,而二、三产业增加值比重则平均减少 8.4%。从分项指标来看,技术变化改善了产业结构对要素禀赋的适应度,同样没有对产业结构升级带来有利作用;技术效率对产业结构优化的影响并不显著,对产业结构升级则主要是技术的规模效率作

用显著,但无论是技术变化还是技术效率对产业结构升级都表现为逆向作用。这在某种程度上说明了各地区在推进技术进步上的困难,技术进步促进了当地产业发展与要素供给间更趋平衡,但是这样的代价可能是技术进步趋缓或技术退化,表现明显的是规模效率增长的变缓或退化,由此技术进步的速度不及产业结构升级的速度,故在产业结构升级上作用为负。

表 1 估计结果

被解释变量	ATCI <sup>⑦</sup>			ISU			LC			LR		
	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III
TFP	-1.156 *			-.0840 ***			-0.1520 ***			-0.2639 ***		
	(0.6223)			(0.0311)			(0.0589)			(0.1254)		
TP		-2.532 ***	-2.518 ***		-0.1801 ***	-0.1895 ***		-0.2531 ***	-0.2602 ***		-0.5032 **	-0.4903 **
		(1.000)	(1.006)		(0.0507)	(0.0505)		(0.0976)	(0.0985)		(0.2075)	(0.2094)
EC		-0.7019			-0.0504 *			-0.1163 **			-0.1870	
		(.5890)			(0.0292)			(0.0550)			(0.1169)	
PE			-0.6605			-0.0399			-0.1083 **			-0.1943 *
			(0.6031)			(0.0297)			(0.0560)			(0.1192)
SE			-0.7081			-0.1518 ***			-0.1772			-0.0905
			(1.183)			(0.0582)			(0.1108)			(0.2357)
ATCI							0.0125 **	0.0116 *	0.0114 *	-0.0039	-0.0060	-0.0057
							(0.0061)	(0.0061)	(0.0062)	(0.0130)	(0.0131)	(0.0131)
ISU							2.951 ***	2.925 ***	2.914 ***	4.127 ***	4.067 ***	4.081 ***
							(0.1170)	(0.1185)	(0.1197)	(0.2488)	(0.2519)	(0.2547)
PGDP	-1.792 ***	-1.753 ***	-1.754 ***	0.0451 ***	0.0458 ***	0.0453 ***	-0.3333 ***	-0.3334 ***	-0.3348 ***	-0.3961 ***	-0.3958 ***	-0.3941 ***
	(0.3433)	(0.3427)	(0.3448)	(0.0104)	(0.0104)	(0.0104)	(0.0345)	(0.0345)	(0.0346)	(0.0734)	(0.0733)	(0.0735)
PCAP				0.0383 ***	0.0396 ***	0.0394 ***	0.0443 ***	0.0465 ***	0.0467 ***	0.1311 ***	0.1361 ***	0.1356 ***
				(0.0032)	(0.0032)	(0.0032)	(0.0075)	(0.0076)	(0.0076)	(0.0159)	(0.0162)	(0.0162)
SDI	50.51 **	55.57 **	55.47 **	-2.671 **	-2.262 **	-2.603 **	-5.152 **	-4.784 **	-5.028 **	-7.449 *	-6.566	-6.255
	(22.75)	(22.86)	(23.17)	(1.144)	(1.145)	(1.150)	(2.131)	(2.147)	(2.179)	(4.533)	(4.564)	(4.634)
OPEN	-0.8708 *	-0.8861 **	-0.8900 **	0.1034 ***	0.1017 ***	0.1010 ***	0.0064	0.0062	0.0057	0.3644	0.3645 ***	0.3645 ***
	(0.4547)	(0.4528)	(0.4541)	(0.0197)	(0.0195)	(0.0194)	(0.0430)	(0.0430)	(0.0430)	(0.0915)	(0.0913)	(0.0915)
常数项	7.202 ***	9.088 ***	9.744 ***	0.4747 ***	0.6097 ***	0.7616 ***	5.164 ***	5.387 ***	5.572 ***	1.685 ***	2.121 ***	2.220 ***
	(0.9217)	(1.449)	(2.168)	(0.0354)	(0.0654)	(0.1000)	(0.1168)	(0.1697)	(0.2357)	(0.2485)	(0.3607)	(0.5012)
R-sq (within)	0.1293	0.1394	0.1390	0.4523	0.4634	0.4716	0.8495	0.8504	0.8506	0.7891	0.7908	0.7909
F	9.88 ***	8.58 ***	7.10 ***				212.0 ***	186.2 ***	165.2 ***	140.6 ***	123.8 ***	109.7 ***
Wald chi2				328.4 ***	335.1 ***	340.9 ***						
备注	FE	FE	FE	RE	RE	RE	FE	FE	FE	FE	FE	FE

经济增长、人均资本、对外开放在推动产业结构转换上作用显著。经济增长和对外开放不仅促进了产业结构优化,对产业结构升级也起到了积极的作用。人均资本的提高对产业结构升级也有着正向的促进作用。产业结构的偏离对产业结构转换却存在显著不利的影响,不仅加剧了产业结构偏离要素禀赋,同时对产业结构升级也表现为负向作用。

从就业方程来看,技术进步对城镇就业和城镇单位对农村劳动力的使用都表现为不利的影响。技术变化和技术效率对城镇就业人数的增长和城镇单位使用的农村劳动力数量也表现为显著的负向作用,具体而言纯技术效率,除在改变城镇对农村劳动力的使用不显著外,也表现为显著的负向作用。可见,技术进步对就业确实存在着挤出作用。而产业结构的优化促进了城镇就业人数的增长,但对城镇使用农村劳动力作用为负;产业结构升级对城镇就业和城镇对农村劳动力的使用都起到了积极的作用。

可见,2001-2010 年技术进步推动了产业结构优化,而对产业结构升级的作用有限。并且,技术变化(最优生产前沿的移动)有利于产业结构的优化,技术变化和技术效率的改善(投入产出向量向最优生产前沿的移动)对产业结构升级都表现为逆向作用。改革开放以来中国经济的高速增长主要来自于两个源泉:一是激励制度变革带来的技术效率的提高,一是由于矫正扭曲产业结构带来的资源配置效率的提高。这样的结果一定程度上说明中国产业结构升级滞后于经济发展,经济发展不是从技术创新前沿上起步,而是表现为一种“趋同”类型的新古典经济增长,技术变化本应起到的推动产业结构升级的作用未得到有效发挥,这也是中国产业发展在技术创新上不足的又一表现。

#### 四、技术进步对产业结构转换与城乡就业影响的进一步分析

为了进一步分析中国各区域技术进步对产业结

⑦需要说明的是,为了防止出现内生解释变量的问题,产业结构优化方程控制变量未加入 PCAP。

构转换和城乡就业的影响,比较各区域技术进步在对东、中、西部各所属省市区产业结构与就业方程又推动产业结构转换和促进城乡就业上的作用,我们重新进行了回归<sup>⑧</sup>,表2 报告了估计结果。

表2 分区域的估计结果

被解释变量	ATCI <sup>⑨</sup>			ISU			LC			LR		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部	东部	中部	西部	东部	中部	西部
TFP	-0.7995 (0.8061)	-2.299 * (1.254)	-0.8723 (1.061)	-0.1956 *** (0.0637)	-0.0750 (0.0742)	-0.0012 (0.0422)	-0.2911 *** (0.1146)	0.2783 ** (0.1147)	-0.2068 *** (0.0711)	-0.2361 (0.2284)	-0.3006 (0.3066)	-0.4109 ** (0.1929)
ATCI							0.0252 * (0.0139)	-0.0085 (0.0118)	0.0053 (0.0069)	-0.0086 (0.0276)	-0.0474 (0.0316)	-0.0013 (0.0186)
ISU							3.671 *** (0.1772)	2.010 *** (0.2008)	2.917 *** (0.1817)	4.969 *** (0.3533)	3.426 *** (0.5366)	3.795 *** (0.4931)
PGDP	-0.3267 (0.2064)	-3.561 *** (0.7833)	-2.917 *** (0.6426)	-0.0200 (0.0250)	0.0595 (0.0638)	0.2540 *** (0.0571)	-0.2602 *** (0.0431)	0.0849 (0.0981)	-0.5820 *** (0.1065)	-0.1807 ** (0.0860)	-0.5020 * (0.2622)	-0.7847 *** (0.2891)
PCAP				0.0348 *** (0.0043)	0.0408 *** (0.0100)	0.0062 (0.0111)	0.0306 *** (0.0096)	-0.0016 (0.0176)	0.0941 *** (0.0193)	0.1230 *** (0.0191)	0.1364 *** (0.0471)	0.1843 *** (0.0523)
SDI	18.15 (29.29)	9.016 (49.92)	28.65 (36.84)	-2.776 (2.309)	-1.856 (2.719)	-0.5813 (1.404)	-4.523 (3.970)	-10.50 ** (4.167)	-3.491 (2.373)	-5.992 (7.916)	-31.17 *** (11.14)	-3.797 (6.440)
OPEN	-0.2932 (0.2872)	-7.064 ** (3.107)	-8.257 *** (2.825)	0.0641 *** (0.0243)	0.5921 *** (0.1693)	0.2924 *** (0.1090)	-0.0161 (0.0430)	-0.9802 *** (0.2851)	0.3312 * (0.1955)	0.3294 *** (0.0857)	0.9816 (0.7619)	0.6144 (0.5304)
常数项	2.815 *** (1.006)	10.37 *** (1.834)	9.247 (1.369)	0.8152 *** (0.0950)	0.4069 *** (0.1278)	0.1468 * (0.0771)	4.883 *** (0.2236)	5.120 *** (0.2301)	5.041 *** (0.1416)	0.8180 * (0.4458)	2.300 *** (0.6150)	2.008 *** (0.3842)
R-sq (within)	0.0239	0.3456	0.2510	0.4691	0.5588	0.5632	0.9225	0.8148	0.8625	0.8887	0.7830	0.6672
F		8.98 ***		16.61 ***	16.97 ***	24.24	156.5 ***	40.84 ***	82.44	104.9 ***	33.50 ***	26.35 ***
Wald chi2	5.38		36.46 ***									
样本数	110	80	110	110	80	110	110	80	110	110	80	110
备注	RE	FE	RE	FE	RE	RE	FE	FE	FE	FE	FE	FE

估计结果显示,各项指标对东部地区的产业结构优化作用均不显著,F 值也未能通过显著性检验。技术进步对各区域的产业结构优化作用也不明显,仅中部地区在 10% 的显著性水平下通过检验。同样,技术进步在推动各区域产业结构升级上表现也并不理想,技术进步对东部地区产业结构升级影响显著,但估计系数为负,表明东部地区的技术进步不但未推动产业结构升级,反而已经显现为逆向作用。对中、西部地区的影响均不显著。经济增长和人均资本存量的提高有利于中、西部地区产业结构对地区要素禀赋适应度的提高。经济增长对西部地区的产业结构升级有促进作用,对东、中部影响则不显著;人均资本则对东、中部显著,对西部地区产业结构升级不存在显著影响。而对外开放则对各区域的产业结构升级都有着积极的推动作用。

就业方程中,技术进步对城镇就业的影响,三大区域都通过了显著性检验,估计系数东、西部为负,中部为正;对城镇使用农村劳动力人数的影响,则只有西部地区显著。产业结构因素对就业的影响,产业结构升级对城镇就业和城镇对农村劳动力的使用都表现出积极作用,产业结构优化的影响则并不显著,仅东部地区城镇就业方程通过 10% 的显著性检验。经济增长对各区域城镇就业和城镇使用的农村劳动力显著变量基本都表现为负向作用,人均资本则表现为正向的促进作用。经济的对外开放对中、西部城镇就业影响显著,但在城镇使用农村劳动力的使用上则只有东部地区影响显著。

值得注意的是,产业结构的偏离在产业结构方程和就业方程中大都为不显著变量,而对全国的估计结果除在城镇使用农村劳动力上影响不显著之外,其余均表现为显著影响。说明产业结构的偏离或者经济的二元特征在各区域内部并不十分突出,而三大区域间则存在着较为严重的产业结构偏离和二元经济结构问题。

### 五、研究结论及政策启示

第一,技术进步对产业结构转换和城乡就业的促进作用未充分发挥。实证结果显示,技术进步带动了产业结构优化,却未在推动产业结构升级上发挥出应有的作用,同时技术进步对城镇就业和城镇单位使用农村劳动力都表现为不利的影 响,表现为明显就业挤出效应。再一次暴露了中国产业技术创新能力不足的问题,林毅夫、张鹏飞<sup>[6]</sup>提出最适宜的技术一定不是发达国家最先进的技术,中国产业发展的技术选择不能总是沿着发达国家技术进步的路径,技术进步也需要与中国实际的要素禀赋结构相适应。因此,要促进技术进步在推动中国产业结构转换和城乡就业上作用的充分发挥,必须加快技术创新步伐和新技术的推广,尤其是具有自主知识产权的技术创新,提高产业技术选择的自主性和技术进步的内生性,同时大力推动跨领域和跨行业的技术创新,增强技术进步对就业的补偿效应。

第二,产业结构转换有利于城乡就业增长。无论是从全国还是各地区来看,产业结构升级对城镇就业和城镇对农村劳动力的使用都起到了积极的作

⑧东部地区包括:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南共 11 个省市。中部包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南共 8 个省。西部地区:内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆共 11 个省市区。

⑨需要说明的是,为了防止出现内生解释变量的问题,产业结构优化方程控制变量未加入 PCAP。

用;产业结构优化在全国的分析结果中促进了城镇就业人数的增长,但对城镇使用农村劳动力作用为负,各地区的估计结果中影响并不显著,仅东部地区城镇就业方程通过10%的显著性检验。说明样本期内,农村劳动力向城镇转移的动力大部分源于产业结构的升级,即由技术进步推动的新产业发展带来的就业补偿效应和第三产业部门增加扩张带来的劳动力需求增长。产业结构优化并未对城乡就业表现出应有的作用,进一步说明当前中国产业发展面临的突出问题,并不只是技术瓶颈带来的产业升级难,还应包括产业结构与人力资源构成的不适应,即在总体上产业结构与劳动力结构的不适应和产业分布在区域上的不合理,导致产业发展无法带动城乡就业的同步增长,而这一问题在经济欠发达的中西部地区更为突出。

第三,产业自东向西转移的成效欠佳。技术进步对各地区产业结构转换作用均不显著,并对东部地区产业结构升级显现为逆向作用,一定程度说明了中国推行的产业地区转移目前来看成效不理想。这样的结果可能源于产业转移中中西部地区由于产业发展环境、产业配套缺乏等出现产业承接难问题,或因政绩税收等因素不愿意承接东部资本技术构成偏低的产能,而东部地区由于大量劳动密集型企业的迁出或关闭,资本技术密集型企业未大规模及时跟进发展,出现了产业空心化的现象,导致技术进步未在推动产业结构转换中有积极表现。令人欣慰的是,技术进步在对各地就业表现为挤出效应的同时,对西部地区城镇使用农村劳动力表现为显著的正向作用,表明劳动力已经出现了从东向西的回流,这很

大程度是由产业转移推动的。

此外,努力缩小地区和城乡差距,扩大区域对外开放对产业结构转换和城乡就业也极为重要。实证结果显示,中国东中西三大区域间存在着较为严重的产业结构偏离和二元经济结构问题,城乡差距的扩大不仅未对城镇就业产生推动作用,经济的二元性对产业结构转换还存在显著不利的影响。缩小地区和城乡差距,推动城乡和区域经济一体化是产业结构转换和促进城乡就业的要求。同时,经济开放促进了各地区的产业结构优化,对城镇吸纳农村劳动力也表现出积极的作用,因此扩大经济的对外开放水平,促进各地在全球范围内配置资源,不仅有利于产业结构的优化升级,对城乡就业增长也有带动作用。

#### 参考文献:

- [1] 刘伟,张辉. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步[J]. 经济研究,2008(11):4-15.
- [2] 徐朝阳,林毅夫. 技术进步、内生人口增长与产业结构转型[J]. 中国人口科学,2009(1):11-21,111.
- [3] 李文星,袁志刚. 中国就业结构失衡:现状、原因与调整政策[J]. 当代财经,2010(3):10-17.
- [4] 朱轶,熊思敏. 技术进步、产业结构变动对中国就业效应的经验研究[J]. 数量经济技术经济研究,2009(5):107-119.
- [5] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952-2000[J]. 经济研究,2004(10):35-44.
- [6] 林毅夫,张鹏飞. 适宜技术、技术选择和发展中国家的经济增长[R]. 北京大学中国经济研究中心讨论稿,2005.

## The Effect of Technical Advance on Industrial Structure and Urban – Rural Employment in China

WANG Yanfei<sup>1a,2</sup>, LIN Jian<sup>1b</sup>

(1. a. School of Economics and Business Administration,

b. Research Institute of Sustainable Development Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China;

2. Party School of Chongqing Municipal Committee of the CPC, Chongqing 400041, P. R. China)

**Abstract:** Using panel data of 30 provinces in China from 2001 to 2010, this paper analyzes the impact of technical advance on industrial structure and urban – rural employment in China. It illustrates that technical advance has made limited impact on the structural change of industries, so does the urban – rural employment. Structural change of industries is beneficial to urban – rural employment, but structural transfer hasn't turned out to be satisfactory. In the policy, it suggests that the government should greatly improve the technical choice to be more independent, technical advance to be more endogenous, industrial structure to fit the human resources better, regional industrial layout to get optimizer, and system reform to go more deepening.

**Key words:** technical advance; structural change of industries; urban – rural employment