

技术进步对就业影响的动态性和区域差异性分析

张建升¹, 谭伟²

(1. 重庆三峡学院 经济与管理学院, 重庆 404000; 2. 重庆三峡学院 民族学系, 重庆 404000)

摘要: 采用隐性变量法对 1978~2007 年技术进步率进行重新估算, 然后利用 VAR 模型分析技术进步对就业的动态影响, 结果表明, 技术进步在短期内对就业有显著的负影响, 但从长期看, 技术进步则对就业有显著的正向影响。同时, 采用 Malmquist 生产率指数法对全国 31 个省(市)的技术进步率进行计算, 并与就业增长率进行回归, 结果表明, 东部地区和中部地区的技术进步对就业具有“扩张效应”, 而西部地区的技术进步对就业则有“收缩效应”。

关键词: 技术进步; 就业; 隐性变量法; Malmquist 指数

中图分类号: F241.4 文献标识码: A 文章编号: 1000-4149(2010)05-0037-06

An Analysis on the Dynamic Effects and Regional Differences of Technological Progress to Employment

ZHANG Jian-sheng¹, TAN Wei²

(1. School of Economics and Management, Chongqing Three Gorges University, Chongqing 404000, China; 2. Department of Ethnology, Chongqing Three Gorges University, Chongqing 404000, China)

Abstract: This paper re-estimates the rate of technical progress by hidden variable method for 1978~2007 and then analyses the dynamic effects of technological advances on the employment with the VAR model. The results shows that technological progress has a significantly negative impact on employment in the short term, but in the long term, technological progress has significantly positive effects on the employment. We calculated the rate of technical progress about the 31 provinces using Malmquist index method and with the employment growth regression. The results show that the technological progress imposed “expansion” effect on employment in the eastern and central areas, while it imposes “contraction” effect on employment in the western region.

Keywords: technological progress; employment; recessive variable method; malmquist index

就业是民生之本, 是社会成员生存发展的基本手段。因此, 任何一个国家或地区都把扩大就业作为重要的宏观调控目标, 有效降低失业率也是我国构建和谐社会的重要手段。改革开放后,

收稿日期: 2009-12-07; 修订日期: 2010-03-25

作者简介: 张建升(1981-), 山东安丘人, 重庆三峡学院讲师, 研究方向为区域经济、技术经济。

我国就业出现持续的增长态势，人口就业率呈逐年上升趋势。但从 20 世纪 80 年代中后期开始，随着我国各项改革的不断深化，打破铁饭碗、精简机构、裁员分流等政策的推行，以及大量农村剩余劳动力向城市的转移，再加上近些年高校扩招后大学毕业生数量的大量增加，使反映就业水平的城镇登记失业率逐年上升。2002 年至 2007 年，我国城镇登记失业率均保持在 4% 以上，平均为 4.2%^①，这引起了学术界的关注。

在影响就业的诸多因素中，技术进步是重点关注因素之一，我国学者对技术进步的就业效应进行的实证分析，由于采用的方法、数据、观察时间段的差异，得出的结论不尽相同。纵观相关文献，总体可以分为两种观点。一类观点认为技术进步对就业具有收缩效应，齐建国认为 1996 年以来在经济高速增长背景下，广义技术进步使边际就业弹性下降，从而造成就业压力加大^[1]；姚战琪利用省级面板数据的回归分析得出的结论是，技术进步会造成就业减少，而实际工资和人力资本带动就业增长^[2]；何静慧的分析表明，从 1984 到 2002 年，技术进步的综合作用使浙江的就业人数净减少 248.62 万人^[3]。另一类观点认为技术进步对就业具有扩张效应，丁仁船通过计量分析认为，技术进步对中国劳动力总的影响是增加了就业^[4]；黄贇琳利用可分劳动 RBC 模型进行的实证研究表明，技术进步对就业产生正向冲击效应，但增长效应相对较弱^[5]；姚先国、周礼的实证研究显示，技术进步会引起对高技能劳动力需求的增加，同时外延式的规模扩张又会带来对低技能劳动力需求的不断增长^[6]。余源源利用 VAR 模型的分析发现，短期内技术进步对就业具有收缩效应，而在长期则具有扩张效应^[7]。

纵观已有文献，我们认为尚存在以下不足：一是绝大多数文献采用静态分析方法，这可能无法全面反映技术进步对就业的影响变化情况。虽然余源源等学者进行了动态分析，但其技术进步的测算仅采用索洛残差法，索洛残差法建立在新古典假设即完全竞争、规模收益不变和希克斯中性技术基础上，这些约束条件很强，往往很难满足，而且估算中，由于资本价格难以准确确定，所以利用资本存量来代替资本服务，忽略了新旧资本设备生产效率的差异以及实现能力的影响，因此，其估算偏差较大，这使得其实证结果有待进一步检验^[8]。二是我国不同地区经济发展状况差异较大，因此，对技术进步的就业效应必须考虑可能的区域差异，不能一概而论。基于此，本文对已有研究做如下改进：一是采用隐性变量法对技术进步率进行估算，二是分别采用时间序列数据和截面数据进行动态和静态的分析，并比较不同地区技术进步的就业效应。

一、技术进步对就业的动态影响

1. 技术进步率的测算方法和数据的说明

(1) 对于技术进步率的测算，我们采用隐性变量法，其基本思路是将技术进步率视为一个隐性变量，借助状态空间模型利用极大似然估计给出估算结果。估算中，为避免伪回归的出现，需要进行模型的变量平稳性检验和协整检验，本文采用 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 单位根检验和 Johanson 协整检验。如果存在单位根并且变量间存在协整关系，则利用产出、劳动力和资本存量的一阶差分序列建立如下回归方程：

$$\Delta \ln(Y_t) = \Delta \ln(TFP_t) + \alpha \Delta \ln(K_t) + (1 - \alpha) \Delta \ln(L_t) + \varepsilon \quad (1)$$

其中， $\Delta \ln(TFP_t)$ 为技术进步增长率，假设其为一个隐性变量，且遵循一阶自回归即 AR(1) 过程，则有如下状态方程：

$$\Delta \ln(TFP_t) = \rho \Delta \ln(TFP_{t-1}) + \Psi \quad (2)$$

其中， ρ 为自回归系数，满足 $|\rho| < 1$ ， Ψ 为白噪声。由此，利用状态空间模型，通过极大似然估计同时估算出预测方程 (1) 和状态方程 (2)，从而得到技术进步增长率。相对于余源源

① 依据 2002 年至 2007 年《中国统计年鉴》数据计算。

等学者采用的索洛残值法，隐性变量法的最大优点在于，不再将全要素生产率视为残差，而是将其视为一个独立的状态变量，从而将技术进步率从残差中分离出来，剔除掉测算误差对估算结果的影响^[9]。

(2) 数据说明。文中使用的变量包括国内生产总值 (Y)、劳动力人数 (L)、资本存量 (K)。其中，国内生产总值换算为 1978 年不变价，劳动力人数以全社会从业人数表示，资本存量采用永续盘存法进行估算，计算公式为： $K_t = I_t + (1 - \delta_t) \times K_{t-1}$ 。其中， K 代表资本存量， I 为可比价新增固定资产投资， δ 为折旧率， t 和 $t-1$ 分别代表当期和上一期。在本文中，折旧率参考大多数学者的取值，设定为 5%。文中数据来自《新中国五十年统计资料汇编》以及 1999~2008 年《中国统计年鉴》。

2. 技术进步率的估算

首先对 $\ln(Y)$ 、 $\ln(K)$ 、 $\ln(L)$ 进行 ADF 单位根检验和 Johanson 协整检验，结果见表 1。

表 1 中， $\ln(Y)$ 、 $\ln(K)$ 、 $\ln(L)$ 3 个变量原序列都是不平稳的，而一阶差分项则是平稳的，因此，三个变量皆为一阶协整序列。之后，对 3 个变量的长期关系进行协整检验，由于协整关系很大程度上依赖于滞后期的选择，文献中一般根据无约束的 VAR 模型确定。而 VAR 模型稳定性是判断模型好坏的关键条件，而且随滞后期增长模型稳定性越差，所以当 VAR 模型不符合稳定性条件时的前推 1 期为最长滞后期。经过检验，滞后 4 阶的 VAR 模型存在大于 1 的特征根，是非平稳的系统，因此，协整检验滞后期选择为 3，检验结果见表 2。

从表 2 可以看出，3 个变量在 5% 的显著性水平下具有一个协整关系。

利用状态空间方程，借助卡尔曼滤波 (Kalman Filter) 将预测误差分解，并利用最大似然估计给出预测方程 (1) 和状态方程 (2) 的估算，结果如下： $\alpha = 0.753$ ， $\beta = 0.247$ ， $\rho = 0.916$ ，对数似然值为 71.447，据此根据方程 (1) 和方程 (2) 可得出我国 1981~2007 年的全要素生产率，具体结果见表 3。

表 3 1981~2007 年各变量及技术进步增长率 (STFP)

年份	GDP 增长率	资本增长率	劳动增长率	技术进步增长率	年份	GDP 增长率	资本增长率	劳动增长率	技术进步增长率
1981 年	0.0526	0.0616	0.0030	0.4715	1995 年	0.1093	0.1243	0.0008	0.5550
1983 年	0.1089	0.1004	0.0023	0.6520	1997 年	0.0928	0.1107	0.0011	0.5070
1985 年	0.1347	0.1480	0.0032	0.7270	1999 年	0.0763	0.1119	0.0010	0.4935
1987 年	0.1157	0.1377	0.0027	0.5865	2001 年	0.0830	0.1127	0.0012	0.3925
1989 年	0.0407	0.0708	0.0017	0.3260	2003 年	0.1002	0.1435	0.0008	0.5665
1991 年	0.0919	0.0752	0.0010	0.3530	2005 年	0.1043	0.1708	0.0007	0.5580
1993 年	0.1394	0.1488	0.0009	0.5860	2007 年	0.1193	0.1106	0.0007	0.5441

注：受篇幅限制，仅列出部分年份数据。

表 1 变量的单位根检验

变量	ADF 检验值	临界值	Prob
$\ln(Y)$	-0.102471	-2.638752	0.9380
$\Delta \ln(Y)$	-3.530712	-2.986225 **	0.0155 **
$\ln(K)$	3.656962	-2.642242	1.0000
$\Delta \ln(K)$	-4.634800	-3.711457 ***	0.0011 ***
$\ln(L)$	-2.196539	-2.622989	0.2117
$\Delta \ln(L)$	-4.864080	-3.689194 ***	0.0005 ***

注：***、** 分别表示在 1%、5% 的显著性水平上通过检验，表 4 同。

表 2 协整检验

原假设	特征值	迹统计量	5% 临界值	概率
None*	0.529878	30.59518	29.79707	0.0404
At most 1	0.266496	10.97132	15.49471	0.2133
At most 2	0.106002	2.91333	3.84147	0.0878

注：* 表示在 5% 显著水平下拒绝原假设。

3. 实证分析

(1) 变量和 VAR 模型的平稳性检验。为保证 VAR 模型的可靠性, 首先对就业人数增长率 (SL) 和技术进步增长率 ($STFP$) 进行单位根检验, 表 4 显示两个变量皆为平稳序列, 因此, 可以直接对两个变量的 VAR 模型进行平稳性检验, 滞后阶数为 2^①。结果表明, VAR (2) 模型中不存在大于 1 的根, 4 个特征根分别为 0.751917, 模型是稳定的。

变量	ADF 检验值	临界值	Prob
SL	-4.831092 ***	-3.689194	0.0006
$STFP$	-3.371221 **	-2.971853	0.0209

(2) VAR 方程估计。根据以上分析, 估计两个变量的 VAR 模型方程为 (括号内为 t 检验值):

$$STFP = 110.82SL(-1) - 78.13SL(-2) + 2.11STFP(-1) - 1.51STFP(-2) \quad (3)$$

(5.41) (-4.05) (6.42) (-4.79)

$$SL = -0.945SL(-1) + 1.2001SL(-2) - 0.018STFP(-1) + 0.021STFP(-2) \quad (4)$$

(-2.52) (3.40) (-2.98) (3.58)

式 (3) 表明, 就业增长率对技术进步增长率, 在第一期影响为正, 第二期影响为负。式 (4) 表明, 技术进步增长率对就业增长率在第一期影响为负, 而在第二期影响为正。

(3) 脉冲响应分析。

根据 Cholesky 分解方法, 并采用组图 (Multiple Graphs) 来表示就业增长率对技术进步增长率一个标准差信息的响应程度, 具体结果见图 1 和图 2。图中实线部分为计算值、虚线部分为响应函数值加或减两倍标准差的置信带。

图 1 反映了就业增长率受自身的一个标准差信息冲击后, 在第 1 期产生较强的响应, 而第 2 期开始则在横轴附近轻微波动, 响应逐渐消失。图 2 是研究的重点, 反映了技术进步增长率对就业增长率的动态影响过程, 就业增长率在技术进步增长率的一个冲击下, 在第 1~3 期为负向响应, 之后为正向响应, 在第 5 期响应达到最大值, 之后逐渐减弱, 到第 8 期之后响应完全消失。

以上分析表明, 技术进步对就业的影响是动态的, 即在短期内对就业具有收缩效应, 而在长期则具有扩张效应。

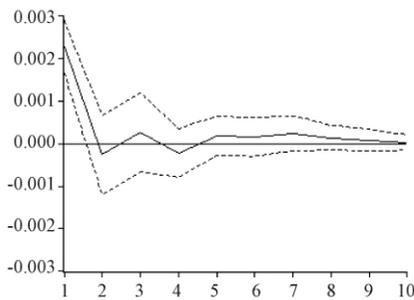


图 1 就业增长率对自身冲击的响应

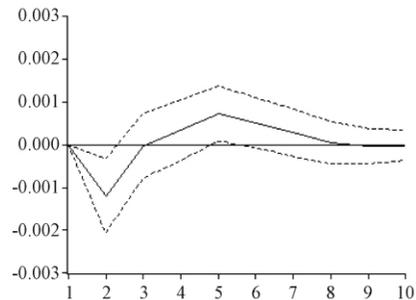


图 2 技术进步对就业的动态影响

二、技术进步对就业影响的区域差异

我国不同地区经济发展状况差异较大, 因此, 对技术进步就业效应必须考虑可能的区域差异, 不能一概而论。我们以中国 31 个省 (市、自治区) 的截面数据进一步分析技术进步对就业

① 在最大滞后阶数为 5 的条件下, LR、AIC、SC、HQ、FPE 5 个评价统计量的值一致选择滞后阶数为 2。

影响的地区差异。

1. 方法的说明

对于不同地区技术进步增长率的测算，我们采用 Malmquist 生产率指数法。Malmquist 生产率指数法和随机前沿函数法是前沿生产函数模型的两个主要方法。随机前沿函数法的基本思路是将生产单元与前沿面的偏离分解为随机误差项和技术无效率项，使用计量方法对前沿生产函数进行估计。而 Malmquist 生产率指数法则是通过线性规划构建出生产前沿面，使用距离函数得到生产单元的效率。本文中对于技术进步增长率的测算，采用 Fare 引入的随时间变化的多时期生产率分析方法，即采用面板数据的基于 DEA (Data Envelopment Analysis) 技术的 Malmquist 生产率指数法^[10-11]。本文将每个省级行政区作为一个决策单元，在时期 $t = 1, 2, \dots, T$ ，有一种投入 $x^{k,t} = (x_k)$ 生产一种产出 $y^{k,t} = (y_k)$ ， $k = 1, 2, \dots, 31$ 代表我国 31 个省级行政区，在固定规模报酬和投入要素可强处置的条件下，输入可能集为：

$$L_t = \left\{ (x^t, y^t) \mid \sum_{k=1}^{31} z_k y_k^t \geq y^t, x^t \geq \sum_{k=1}^{31} z_k x_k^t, z_k \geq 0, k = 1, 2, \dots, 31 \right\}$$

其中， z 表示权重，根据技术前沿可定义相应的 k 省区的产出距离函数为：

$$d_0^t(x^{k,t}, y^{k,t}) = \{ \max[\theta : (x^{k,t}, \theta)y^{k,t} \in L] \}^{-1}$$

那么，在时期 t 的技术条件下，基于投入的 Malmquist 生产率指数可以表示为：

$$M_0^t = D_0^t(x^t, y^t) \div D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})$$

同理可得，在 $t+1$ 时期的 Malmquist 生产率指数：

$$M_0^{t+1} = D_0^{t+1}(x^t, y^t) \div D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$$

因此，从 t 时期到 $t+1$ 时期的 Malmquist 生产率指数可以表示为：

$$M_0^t(t, t+1) = \left[\frac{D_0^t(x^t, y^t)}{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})} \frac{D_0^{t+1}(x^t, y^t)}{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right]^{1/2}$$

2. 技术进步增长率的测算

根据以上分析，我们计算基于 DEA 的 Malmquist 生产率指数，其中，投入变量我们取 31 个省（市）的全社会固定资产投资量、从业人员数两个变量，产出为各地区的 GDP，时间跨度为 2004~2007 年，计算结果见表 5。

表 5 2004~2007 年我国 31 个省（市）的技术进步增长率和就业增长率

地区	技术进步增长率	就业增长率	地区	技术进步增长率	就业增长率	地区	技术进步增长率	就业增长率
北京	0.469	0.242	安徽	-0.362	0.042	四川	-0.150	0.061
天津	0.210	0.026	福建	-0.223	0.10	贵州	0.001	0.053
河北	-0.162	0.044	江西	-0.096	0.076	云南	-0.220	0.083
山西	0.068	0.051	山东	0.040	0.065	西藏	0.034	0.140
内蒙古	0.125	0.061	河南	-0.280	0.033	陕西	-0.047	0.020
辽宁	-0.235	0.061	湖北	-0.147	0.067	甘肃	-0.009	0.040
吉林	-0.280	-0.017	湖南	-0.142	0.042	青海	0.090	0.050
黑龙江	-0.240	0.023	广东	0.274	0.226	宁夏	0.312	0.038
上海	0.334	0.079	广西	-0.215	0.042	新疆	0.085	0.076
江苏	0.004	0.127	海南	0.070	0.132			
浙江	0.210	0.169	重庆	-0.145	0.059			

3. 实证分析

图 3~图 6 显示的是全国及东部、中部、西部^①地区技术进步率与就业增长率的回归结果。

① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、山东、上海、江苏、浙江、福建、广东；中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、海南；西部地区包括贵州、云南、西藏、陕西、重庆、四川、甘肃、青海、宁夏、新疆。

图 3 可以看出，全国技术进步率与就业增长率正相关，回归结果的斜率在 1% 的置信水平上是显著的。图 4、图 5 分别反映了东部地区、中部地区技术进步率与就业增长率的正相关关系，回归结果的斜率分别在 10% 和 5% 的置信水平上通过显著性检验。图 6 为西部地区技术进步率与就业增长率的回归结果，两变量的回归结果不能通过显著性检验，而且呈现负相关关系，说明西部地区技术进步增长率的提高非但不能促进就业，而且对就业有一定的“收缩效应”。

以上分析表明，技术进步对就业的影响具有区域差异。

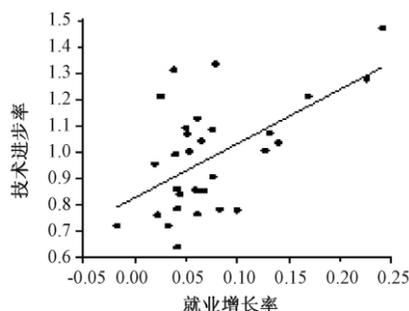


图 3 全国技术进步率与就业增长率

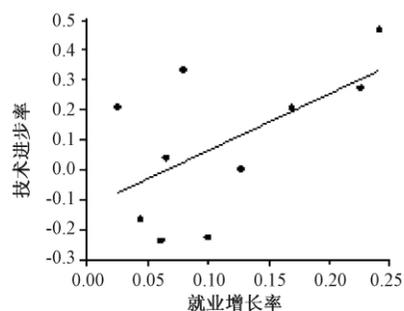


图 4 东部地区技术进步率与就业增长率

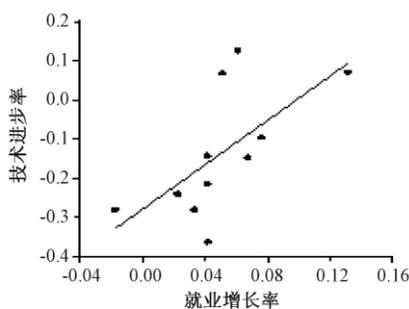


图 5 中部地区技术进步率与就业增长率

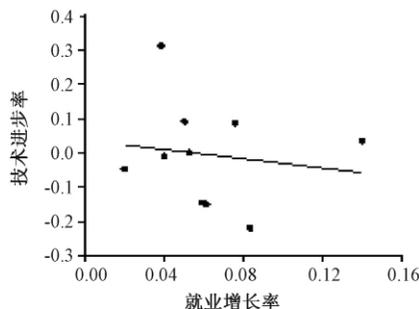


图 6 西部地区技术进步率与就业增长率

三、结论及启示

本文采用隐性变量法对 1978 ~ 2007 年技术进步率进行重新估算，然后利用 VAR 模型分析技术进步对就业的动态影响，结果表明，技术进步在短期内(1 ~ 3 年)对就业有显著的负影响，即技术进步会导致就业率的降低，但从长期看(4 ~ 8 年)技术进步则对就业有显著地正向影响，能够显著地提高就业率。同时，采用 Malmquist 生产率指数法对全国 31 个省(市)的技术进步率进行计算，并与就业增长率进行回归，结果表明，技术进步对就业的影响具有一定的区域差异，东部地区和中部地区的技术进步对就业具有“扩张效应”，而西部地区的技术进步对就业则有“收缩效应”。

当前，我国经济发展正处于重要的转型期，以先进技术改造传统产业、促进产业结构的优化升级以及促进高新技术产业的发展是我国各级政府面临的重要任务，而与此同时，解决好就业这一民生问题，保障社会的稳定也是首选目标。本文的实证研究表明，这两个目标并不矛盾，只要各级政府能够立足实际，以市场需求为导向，充分利用好以科技进步促进产业结构优化升级，进而促进经济增长和促进就业这一模式，就一定能够实现技术进步与就业的双重目标。

(参考文献下转第 57 页)

四、结语

精算现值比能反映基础养老金制度是否具有激励性,同时通过横向比较也可以发现制度的精算公平性。它是基于纵向追踪同时出生的一批人而研究的。这不同于社会保险精算方法,而属于寿险精算方法。同时这也给解决基金平衡问题提供了一条思路,即追求各相同年龄人口群体的代内平衡。

通过前面的分析,我们可以得到以下结论:①在现行基础养老金的制度设计下,个人工资相对于社会平均工资水平、个人工资增长率、社会平均工资增长率、利率和缴费年限都对精算现值比产生影响。其中精算现值比是社会平均工资增长率、缴费年限的增函数,是利率、个人工资开始水平的减函数。而对于个人工资增长率,不存在数学意义上的增减函数关系,但从统计上看,精算现值比与个人工资增长率呈现很强的负相关性。②通过测算精算现值比可以发现,当前我国的养老金制度总体上是公平的,但对部分缴费者来说却是不具有激励性的。当前我国的养老金制度可以通过代内的收入转移实现互助互济,但也有不完全合理的地方,比如最低收入人群的缴费者,他们的精算现值比却低于收入相对较高的人群。如何消除这种现象,值得进一步研究。③当前的基础养老金制度设计可能存在负储蓄效应。这给我们的启示是,在未来不确定性的市场利率风险下,如何提高基础养老金的受益水平,提高制度的激励性和缴费者的积极性,如何保护投保人的利益是我们必须要面对的问题。

参考文献:

- [1] 戴由武. 关于统账结合养老金计发办法的比较研究 [J]. 广东社会科学, 2006, (1) .
- [2] 卢驰文. 基本养老保险基金计发办法思考 [J]. 理论探索, 2009, (1) .
- [3] 李连友. 当代养老保险模式的委托代理机制分析 [J]. 财经理论与实践, 2001, (111) .
- [4] 殷建强. 养老保险的收入再分配效应分析 [J]. 财经理论与实践, 2001, (109) .
- [5] 赵耀辉, 徐建国. 我国城镇养老保险体制改革中的激励机制问题 [J]. 经济学 (季刊), 2001, (1) .
- [6] 汪泽英, 曾湘泉. 中国社会养老保险收益激励与企业职工退休年龄分析 [J]. 中国人民大学学报, 2004, (6) .
- [7] 丛树海. 我国养老金缴费与给付研究 [J]. 财经研究, 2002, (1) .

[责任编辑 肖周燕]

.....
(上接第 42 页)

参考文献:

- [1] 齐建国. 中国总量就业与科技进步的关系研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2002, (12) .
- [2] 姚战琪, 夏杰长. 资本深化、技术进步对中国就业效应的经验分析 [J]. 世界经济, 2005, (1) .
- [3] 何静慧. 经济增长、技术进步与就业的关系 [J]. 统计与决策, 2005, (5) .
- [4] 丁仁船, 杨军昌. 技术进步对中国劳动力就业的影响 [J]. 统计与决策, 2002, (12) .
- [5] 黄贻琳. 技术进步与就业波动变化的影响分析 [J]. 统计研究, 2006, (6) .
- [6] 姚先国, 周礼, 来君. 技术进步、技能需求与就业结构 [J]. 中国人口科学, 2005, (5) .
- [7] 余源源. 中国技术进步的就业效应: 基于 VAR 模型的实证分析 [J]. 软科学, 2008, (6) .
- [8] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国全要素生产率的估算: 1979~2004 [J]. 经济研究, 2005, (6) .
- [9] 同 [8] .
- [10] 岳书敬. 中国省级区域经济增长及其差距的经验研究 [J]. 财经科学, 2008, (3) .
- [11] Fare, Rolf, Grosskopf, Shawna, N, Mary, and Zhang zhong yang. Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Industrialised Countries [J], American Economics Review, 1994. 84.

[责任编辑 童玉芬]