

乡镇企业非均衡发展与技术效率及其要素贡献关系的实证分析

王 辉¹, 白易彬²

(1. 山东大学 经济学院, 山东 济南 250100; 2. 北京市人民政府 办公厅, 北京 100744)

摘 要:运用随机前沿分析方法,从技术效率的角度研究中国区域间乡镇企业发展不均衡的原因。分析表明,中国乡镇企业劳动力平均实际产出与前沿产出之间的差距主要受技术非效率的影响,技术效率水平自东向西依次递减,是影响区域间乡镇企业发展不均衡的重要因素;中国乡镇企业发展的技术效率水平虽然较低,但是总体呈现出上升的趋势。通过对影响区域间乡镇企业产出差距的因素进行分解,也证实技术效率是影响乡镇企业劳动力平均产出差距的最主要因素。

关键词:中国;技术效率;劳动力;乡镇企业

中图分类号:F325.3

文献标志码:A

文章编号:1671-6248(2011)01-0042-07

改革开放以来中国乡镇企业发展迅速,成为推动国民经济,尤其是农村经济快速增长的重要力量。据统计资料显示,2008年,全国乡镇企业从业人员占农村劳动力总数的29.34%,比1978年的9.23%提高了20.11%,乡镇企业增加值占国内生产总值、全国工业增加值以及农村社会增加值的比重分别由1978年的5.8%、9.9%和17%^[1]上升到2008年的27.98%、45.5%和71.21%^[2]。中国乡镇企业对于转移农村剩余劳动力、改善农业生产条件、提高地方财政收入、推动小城镇建设以及改善城乡二元经济格局产生了不可忽视的作用。然而,中国乡镇企业发展初期主要依靠廉价的要素投入,乡镇企业生产方式以粗放型为主,从事的产业技术层次较低,这不仅直接导致乡镇企业效率低下而且污染严重,容易受到国家宏观经济政策以及经济环境波动的影响。随着中国经济的快速增长,生产要素价格的不断攀

升,依靠技术进步拉动经济增长成为中国乡镇企业发展的必由之路。由此,也不乏国内学者关于技术进步对乡镇企业发展影响的研究。于立、姜春海研究发现,1978~2001年技术进步对乡镇企业产出增长的绝对份额和相对份额都要高于资本投入、劳动投入和规模损益的份额,技术进步成为拉动乡镇企业产出增长的主要贡献因子^[3];朱玉春、郭江研究发现,农业乡镇企业技术进步对农业发展具有重要影响^[4];范丽霞、蔡根女运用1990~2005年省级面板数据研究得出,中国乡镇企业整体技术水平逐年递增,但是技术进步率逐年下降^[5];李平、张庆昌、鲁婧运用DEA测度了1996~2006年中国乡镇企业全要素生产率的变化,表明中国乡镇企业全要素生产率在研究期内持续下降,其主要原因是技术创新效率低下^[6]。

然而,伴随着乡镇企业的快速增长,中国乡镇企

收稿日期:2010-09-26

作者简介:王 辉(1977-),男,山东德州人,经济学博士研究生。

业发展在区域上呈现出极端的不平衡。图 1 显示了在将全国分为东、中、西部三大地区^①的情况下,各地区乡镇企业总产值占全国总产值的比重。可以看出,东部地区乡镇企业总产值占全国总产值的比重逐年上升,而中、西部地区比重均呈现出逐年下降的趋势;东部地区与中西部地区的差距逐渐拉大。本文基于以上学者的研究,运用随机前沿分析法以及方差分解法对中国乡镇企业技术效率和要素贡献进行研究,探讨影响三大区域间乡镇企业发展差距扩大的原因。

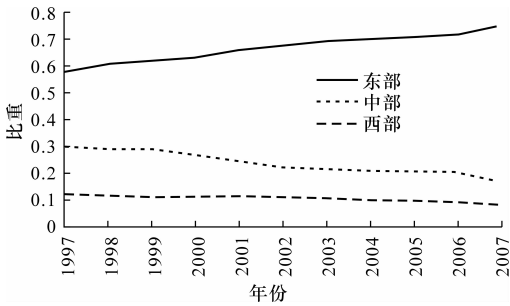


图 1 中国东、中、西部地区乡镇企业总产值占全国总产值的比重

一、随机前沿生产函数及其分解框架

(一) 基本模型

传统的索洛余值法(SRA)假定,生产者在其技术边界上进行生产,因此在进行增长核算时将产出增长中投入要素贡献以外的部分归结为技术进步的结果,即全要素生产率。然而 Farrell 指出,由于并不是每一个生产者都处在技术边界上,因此基于 SRA 测度的全要素生产率并不符合经济现实^[7]。基于该思想,Aigner 和 Chu 提出了前沿生产函数模型,采用 Cobb-Douglas 生产前沿函数形式,忽略所有变量的测量误差,将技术效率的差异全部归结到扰动项当中,因此,实际产出就由技术前沿和技术非效率的差决定^[8];由于实际产出值不可避免地受到随机扰动的影响,Aigner 和 Chu 也提到诸如错误操作、产品瑕疵等纯随机扰动项对产出的影响。Aigner、Lovell 和 Schmidt 以及 Meeusen 和 Broeck 分别提出了随机前沿生产函数模型^[9-10]。其最初的形式包括生产函数和一个由 2 部分组成的误差项,误差项中一部分用来说明随机效应,另一部分用来说明技术

非效率。假设只有一种产出 Y_t 和一种投入要素 X_t ,生产函数采用 Cobb-Douglas 形式,该模型表示为式(1)、式(2):

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + v_t - u_t \tag{1}$$

$$Y_t = \exp(\beta_0 + \beta_1 \ln X_t) \exp(v_t) \exp(-u_t) \tag{2}$$

其中, β_0, β_1 为模型系数, v_t 是服从其望值为 0, 方差为 σ_v^2 的独立正态同分布的随机变量,表示投入和技术以外的因素对产出的影响,即噪声影响; u_t 是服从 $N^+(0, \sigma_u^2)$ 分布的非负随机变量,用来说明产出的技术非效率,而且 v_t 和 u_t 相互独立; t 为时间趋势; $\beta_0 + \beta_1 \ln X_t$ 是实际产出的决定部分,也就是前沿生产函数,它表示经济中最优生产技术,图 2 描述了随机前沿生产函数的产出分解。

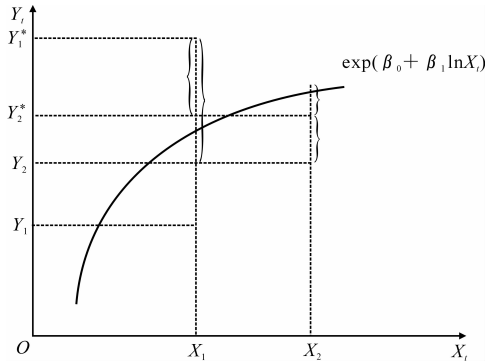


图 2 随机前沿生产函数的产出分解

图 2 中, X_1, X_2 分别表示生产者 1 和生产者 2 的要素投入, Y_1 和 Y_2 分别表示生产者 1 和生产者 2 的实际产出, Y_1^* 和 Y_2^* 表示不存在技术非效率下 ($u_t = 0$) 生产者 1 和生产者 2 的产出水平,规模报酬递减的曲线表示前沿生产函数。在不考虑技术非效率的情况下,生产者 1 和生产者 2 的产出水平分别能达到 Y_1^* 和 Y_2^* ,而实际的产出水平却是 Y_1 和 Y_2 ,因此, $Y_1 Y_1^*$ 和 $Y_2 Y_2^*$ 代表了生产者 1 和生产者 2 的技术非效率,对于 2 个生产者而言, Y_1^*, Y_2^* 与生产前沿的距离代表了噪声影响,由于生产者 1 的噪声影响大于 0,因此实际产出与生产前沿的差距是技术非效率与噪声影响相互抵消的结果,而生产者 2 的噪声影响小于 0,实际产出与生产前沿的差距是

① 根据国内区域经济差距研究的惯例,将除西藏以外的 30 个省、自治区和直辖市划分为东、中、西部 3 个地区,其中东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东和广东 10 省、市;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、海南 10 省、区;西部地区包括广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆 10 省、市、自治区。由于海南省的农村人均纯收入水平相对于东部沿海地区较低,因此将其划归到中部地区。邹薇也将海南划入中部地区,内蒙古的农村人均纯收入在历史上始终处于一个中等水平,因此将其划入中部地区,而不是西部地区。

技术非效率与噪声影响共同同方向作用的结果。

本文对 Battese 和 Coelli 的模型^[11] 进行改造,随机前沿生产函数模型采用如下形式:

$$y_{it} = F(\mathbf{x}_i, t, \boldsymbol{\beta}) \exp(v_{it} - u_{it}) \quad (3)$$

式中: y_{it} 代表 i 地区 t 期乡镇企业的劳动力平均产出; \mathbf{x}_i 为劳动力要素投入向量; $\boldsymbol{\beta}$ 是待估计的参数向量; v_{it} 是服从 $N(0, \sigma_v^2)$ 分布的随机变量且与 u_{it} 相互独立; u_{it} 服从在零处截尾的 $N(m_{it}, \sigma_u^2)$ 分布, 即 $u_{it} \sim N^+(m_{it}, \sigma_u^2)$, $m_{it} = \mathbf{z}\boldsymbol{\delta} + \omega_{it}$; \mathbf{z} 是影响技术非效率的解释变量向量; $\boldsymbol{\delta}$ 是参数向量, ω_{it} 是随机误差项。其产出的技术效率 TE_{it} 为

$$TE_{it} = E(y_{it}/u_{it}, x_{it})/E(y_{it}/u_{it} = 0, x_{it}) = \exp(-u_{it}) = \exp(-\mathbf{z}\boldsymbol{\delta} - \omega_{it}) \quad (4)$$

对于生产函数 $F(\cdot)$ 而言, 目前较为常用的生产函数有科布-道格拉斯和超越对数形式 2 种, 后者的优点是放宽了技术中性和产出弹性固定的假设, 但缺点是不方便进行产出分解, 且估计中容易产生多重共线性问题, 而科布-道格拉斯生产函数能够较好地描述中国经济增长^[12]。因此, 本文的生产函数采用科布-道格拉斯形式。假设技术进步是希克斯中性, 式(3)转换为

$$Y_{it} = A(t) K_{it}^{\beta_K} L_{it}^{\beta_L} \exp(v_{it} - u_{it}) \quad (5)$$

式中: Y_{it} 表示地区 i 在 t 期的乡镇企业总产值; K_{it} 表示物质资本投入; L_{it} 表示劳动投入; β_K 和 β_L 分别表示资本和劳动的产出弹性; $A(t) = \exp(A_0 + \beta_a t)$ 表示 t 期全国的技术前沿水平, A_0 表示初始的技术水平, β_a 表示技术前沿进步的速度。

对式(5)两边同时除以 L_{it} 并求对数得:

$$\ln y_{it} = A_0 + \beta_a t + \beta_K \ln k_{it} + \beta'_L \ln L_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (6)$$

其中: k_{it} 表示劳动力平均物质资本; $\beta'_L = \beta_L + \beta_K - 1$, 即规模效应。对于影响技术非效率的因素, 本文选取劳动力平均乡镇企业增加值(PAV)的滞后 1 期值以及劳动力平均资本形成(PI)作为 m_{it} 的解释变量, 这是因为技术水平是影响当期乡镇企业增加值的一个主要因素, 而滞后 1 期的乡镇企业增加值综合反映了上一期影响企业生产的制度、技术以及市场环境, 这些变量仍然会影响本期的生产和技术效率。即

$$m_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln(PAV_{i-1}) + \delta_2 \ln(PI_{it}) + \omega_{it} \quad (7)$$

式中: $\delta_0, \delta_1, \delta_2$ 均为参数。

(二) 地区发展差异要素贡献分解

根据 Jerzmanowski 的方差分解方法^[13], 令 $k_{it}^* = \beta_K \ln k_{it}$; $L_{it}^* = \beta'_L \ln L_{it}$, 由于 $A(t)$ 代表全国的技术前沿水平, 因此时期 t 的 $\text{var}(A_0 + \beta_a t - u_{it}) = \text{var}(u_{it})$ 。根据式(6) 计算时期 t 对数劳动力平均产出方差得:

$$\begin{aligned} \text{var}(\ln y_{it}) &= \text{var}(u_{it}) + \text{var}(k_{it}^*) + \text{var}(L_{it}^*) + \\ &\quad 2\text{cov}(-u_{it}, k_{it}^*, L_{it}^*) + \text{var}(v_{it}) \quad (8) \\ 1 &= \frac{\text{var}(u_{it})}{\text{var}(\ln y_{it})} + \frac{\text{var}(k_{it}^*)}{\text{var}(\ln y_{it})} + \frac{\text{var}(L_{it}^*)}{\text{var}(\ln y_{it})} + \\ &\quad \frac{2\text{cov}(-u_{it}, k_{it}^*, L_{it}^*)}{\text{var}(\ln y_{it})} + \frac{\text{var}(v_{it})}{\text{var}(\ln y_{it})} \quad (9) \end{aligned}$$

式中右边各项分别表示技术效率、劳动力平均物质资本、劳动投入、三者的协方差以及扰动项对产出差异的贡献。

三、乡镇企业技术效率分析

(一) 数据说明

采用随机前沿模型(6) 和(7) 计算中国各地区 1998 ~ 2007 年的乡镇企业技术效率, 模型中的变量包括劳动力平均乡镇企业总产值、劳动力平均物质资本、地区劳动力投入、技术进步、滞后 1 期的劳动力平均乡镇企业增加值和劳动力平均资本形成, 说明如下:

根据 1998 年《中国乡镇企业年鉴》, 本文的数据样本期选择为 1997 ~ 2007 年, 地区包括大陆除西藏以外的其他 30 个省、自治区和直辖市, 数据来源于《中国乡镇企业年鉴》(1998 ~ 2008)。根据以 1997 年为基期的各地区工业品出厂价格指数对各地区乡镇企业总产值进行平减, 再除以年末乡镇企业从业人数得到劳动力平均乡镇企业总产值, 并利用同样的方法计算劳动力平均乡镇企业增加值; 利用各地区乡镇企业固定资产原值作为物质资本的代理变量, 经各地区固定资产价格指数平减后除以年末乡镇企业从业人数得到劳动力平均物质资本, 用同样方法计算得到劳动力平均资本形成; t 采用自然序列。

(二) 估计方法与结果

根据 Battese 和 Coelli 的研究, 随机前沿函数的估计方法是利用最大似然方法对随机前沿参数和技术非效率效应进行联立估计^[14], 用 $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ 和 $\gamma = \sigma_u^2/\sigma^2$ 代替对数似然方程中的 σ_v^2 和 σ_u^2 , 利用数

值方法计算 σ^2 和 γ 的最佳拟合值,从而得到 σ_v^2 和 σ_u^2 的一致无偏估计。具体做法是采用三阶段估计方法,首先利用 OLS 得到前沿函数系数的无偏估计(不包括截距项);然后根据第一步估计的参数以及修正的 OLS 方程对截距项和 σ^2 的参数调整,在假设其他参数为 0 的条件下,利用两阶段格点搜寻方法得到;最后以此作为初始值通过迭代方法得到最大似然估计值。Coelli 根据随机前沿函数的估计方法^[15]。本文采用 FRONTIER VERSION 4.1 软件进行估计,估计结果见表 1 所示。其中,单侧误差似然比检验为 330.69。

表 1 随机前沿生产函数估计结果

前沿生产函数			技术非效率函数		
待估参数	估计值	t 比率	待估参数	估计值	t 比率
A_0	10.718***	32.322	δ_0	10.611***	39.976
β_a	-0.052***	-11.268	δ_1	-0.905***	-25.035
β_k	0.237***	7.055	δ_2	-0.005	-0.294
β'_L	0.022**	1.913	γ	1***	4.160

注:**、*** 分别表示 5% 和 1% 的显著性水平。

参数估计值服从以观测值个数减去解释变量个数为自由度的 t 分布,从估计结果来看,研究期内时间趋势对劳动力平均产出增长存在显著的负效应(范丽霞、蔡根女的估计结果也是如此),即在劳动力平均资本和劳动投入数量不变的情况下,随着时间的推移,劳动力平均产出呈下降的趋势。这说明中国乡镇企业产出的增长仍然以要素投入为主,乡镇企业生产的技术效率依然低下;劳动力平均资本以及劳动投入对劳动力平均产出具有显著的正向影响,且规模报酬 $\beta_L + \beta_K = 1.022$,大致上保持规模报酬不变,物质资本的产出弹性为 0.237,劳动投入的产出弹性为 0.785,劳动投入对产出增加的作用力度大于物质资本的投入,乡镇企业仍然以从事劳动密集型产业为主;对于技术非效率函数,滞后 1 期的劳动力平均乡镇企业增加值对技术效率具有积极的作用,劳动力平均乡镇企业增加值高的地区,其技术效率水平也较高,这也从侧面证实,中国乡镇企业技术效率的提高主要是自身积累的结果;而劳动力平均资本形成对技术非效率的影响却不显著,这是因为乡镇企业仍然没有转变粗放型的增长方式,固定资产投资主要以高消耗、低效率的重复投资为主,这一点可以从设备购置占每年固定资产形成的比重看出,1997 ~ 2007 年全国乡镇企业设备购置占固定资

产形成的比重平均为 43.4%,1997 年最高,为 46.73%,2007 年最低,为 39.74%,设备购置占固定资产形成的比重呈现持续下降的趋势,设备购置比重下降说明乡镇企业在技术更新改造中的投入越来越不足,乡镇企业生产设备主要以价格低廉的高消耗设备为主。 γ 取值介于 0 和 1 之间,如果 σ_u^2 趋于 0,则 γ 趋于 0,说明实际产出与前沿产出之间的差距波动主要受随机干扰项波动的影响,而不是受技术非效率波动的影响;如果 γ 接近于 1,则说明实际产出与前沿产出之间的差距主要受技术非效率波动的影响,单侧似然比检验就是衡量值 γ 显著性的检验方法,其虚拟假设为 $H_0: \sigma_u^2 = 0$,其值服从以约束个数为自由度的卡方分布。对于模型而言,约束个数为 4, $\chi^2_{0.95}(4) = 9.49$, γ 在 1% 的显著性水平上异于 0,且 γ 接近于 1,这说明随机干扰项对乡镇企业实际产出与前沿产出差异的影响微乎其微,随机干扰项中的有利因素和不利因素相互抵消。另外,由于前沿生产函数是由研究样本的产出水平决定的,因此中国地区间乡镇企业产出差距主要受到技术效率差距的影响。

(三) 技术效率分析

FRONTIER VERSION 4.1 软件给出了以式(6)和式(7)为估计对象的技术效率估计,经过整理见表 2 所示。

表 2 1998 ~ 2007 年全国以及三大地区乡镇企业平均技术效率

年份	全国范围	东部地区	中部地区	西部地区
1998	0.147	0.202	0.143	0.095
1999	0.167	0.234	0.154	0.113
2000	0.179	0.257	0.160	0.119
2001	0.198	0.289	0.171	0.135
2002	0.217	0.317	0.183	0.152
2003	0.240	0.365	0.194	0.160
2004	0.256	0.392	0.208	0.168
2005	0.280	0.453	0.209	0.177
2006	0.317	0.523	0.238	0.190
2007	0.276	0.494	0.184	0.151

从不同地区水平来看,由于东部地区相对于中西部地区之间的资金、人才、市场环境以及地理区位等优势,三大地区的平均技术效率水平从东到西依次递减,且东部地区与中西部地区之间的差距远远大于中部与西部之间的差距。不论从全国范围还是从地区范围来看,1998 ~ 2006 年的平均技术效率水

平均呈现一个单边上升的趋势,而 2007 年又出现不同程度的下降,这主要是由于 1997 年以后中国乡镇集体企业产权制度改革全面展开,1998 年大约有 80% 的乡镇企业实行产权制度和经营方式的改革。姜春海认为,产权明晰为乡镇企业增加投入提供了制度保障,提高了乡镇企业的治理水平,经营方式的转变提高了乡镇企业产品的竞争力,并且这段时间中国经济逐渐摆脱东南亚金融危机的影响,国民经济步入持续高速增长时期,这为乡镇企业快速发展提供了良好的外部市场环境^[16]。根据《2007 年全国乡镇企业经济运行情况分析》,2007 年在国家防止经济增长由偏快转向过热、防止物价由结构性上涨演变为明显通货膨胀的政策下,乡镇企业固定资产投资增长大幅回落,并且要素价格的上涨、各地区加大环保、安全生产的整治以及国内外贸易政策的调整都对乡镇企业的发展产生不利影响^[17];同时,由于受到美国金融危机的影响,国际经济环境出现了不同程度的恶化,乡镇企业的技术效率也随之下降。但是,中国乡镇企业总体的技术效率尚处于较低的水平。图 2 说明,技术效率是实际产出占技术非效率为 0 条件下产出的比重,以要素投入量 X_2 为例,技术效率等于 Y_2 除以 Y_2^* ,在生产前沿面确定以及接近于 1 的情况下(不受随机干扰项影响),技术效率水平越低,说明实际产出的水平越低,产出受技术非效率的影响也就越大。另外,各地区之间的技术效率差异也是非常大的,1998 年技术效率最高的地区是辽宁,技术效率为 0.285,最低的地区是宁夏,技术效率为 0.057;2008 年技术效率最高的地区是上海,技术效率为 0.968,最低的地区是新疆,技术效率为 0.057,这说明技术效率是影响区域乡镇企业发展差异的一个重要因素。这一点也可以通过技术效率对劳动力平均乡镇企业 GDP 进行回归加以说明,由于区域内地区之间技术效率的比较主要是一种横向比较,因此采用个体固定效应模型进行检验,模型设定如下:

$$\ln y_{it} = \delta + \lambda_i + \beta TE_{it} + u_{it}$$
$$i = 1, 2, \dots, 30, t = 1998, 1999, \dots, 2007 \quad (10)$$

其中, δ 表示共同截距项; λ_i 表示随时间变化的截矩项;回归结果见表 3 所示,不论从全国范围还是从各个地区内部来看,技术效率对劳动力平均 GDP 对数值均存在显著的正效应,技术效率差距是造成区域间和区域内收入差距的原因之一。从三大区域各自内部来看,技术效率对劳动力平均 GDP 的影响依次

增强,劳动力平均产出越低的地区技术效率的产出效应越大。

表 3 个体固定效应模型回归结果

项目	全国范围	东部地区	中部地区	西部地区
常数项	10.810 *** (529.81)	11.267 *** (445.65)	10.491 *** (259.17)	10.201 *** (247.78)
系数项	2.325 *** (27.459)	1.967 *** (29.118)	3.831 *** (17.747)	4.501 *** (16.617)
R^2	0.960	0.953	0.878	0.918

注:括号内数字表示 t 值,*** 表示 1% 的显著性水平; R^2 为判定系数。

四、全国乡镇企业地区发展差异的要素贡献分解

由技术效率 $\exp(-u_{it})$ 可以求出 $-u_{it}$ 的序列值,然后根据式(9)对影响产出的要素进行分解,分解结果如表 4 所示。技术效率是影响中国乡镇企业劳动力平均产出差异的最主要因素,对区域间乡镇企业产出差异的贡献平均为 69.33%,虽然劳动力平均物质资本对产出差异的贡献平均只有 4.43% 且呈现下降的趋势,但是物质资本与技术效率的协方差贡献也比较高,在研究期内平均达到 22.33%,这也从另一个角度说明技术效率的重要性,劳动力投入对劳动力平均产出差异的影响不仅仅微乎其微,而且不断下降。

本文的主要研究对象是技术效率对中国区域间乡镇企业劳动力平均产出差异的影响。研究结果显示,技术效率对产出差异的贡献大大超过了劳动和资本的贡献,并且劳动和资本对产出差异的贡献非常之小且逐年下降,这并不是否定劳动和资本投入对乡镇企业产出增长的贡献,根据相关研究,要素投入尤其是资本投入仍然是拉动乡镇企业产出增长的最主要因素^[18]。以上学者是从总量的角度纵向分析全要素生产率和要素投入对产出增长的贡献,而本文是从劳动力平均和横向的角度分析造成区域差距的各因素贡献。但是,本文的研究与以上学者的研究并不矛盾,参照式(10)建立个体固定效应模型:

$$TE_{it} = \delta + \lambda_i + \beta \ln k_{it} + u_{it} \quad (11)$$

式中: $i = 1, 2, \dots, 30; t = 1998, 1999, \dots, 2007$; 回归结果显示,式(11)系数项为 0.133, t 值为 12.254,调整后的判定系数 $R^2 = 0.757$,系数值在 1% 的水平上

表 4 全国乡镇企业地区发展差异的要素贡献分解

年份	各项指标贡献率							
	劳动力平均 物质资本	劳动力 投入	技术 效率	协方差	其中			扰动项
					劳动力平均物质 资本与劳动力投入	劳动力平均物质 资本与技术效率	劳动力投入与 技术效率	
1998	0.072 9	0.002 4	0.731 6	0.192 3	0.001 1	0.146 0	0.045 2	0.000 8
1999	0.050 3	0.002 6	0.712 7	0.233 7	-0.001 4	0.182 5	0.052 6	0.000 8
2000	0.048 1	0.002 3	0.705 0	0.243 8	-0.000 5	0.199 4	0.044 9	0.000 8
2001	0.043 2	0.002 4	0.696 3	0.257 4	0.000 3	0.214 2	0.042 9	0.000 8
2002	0.051 2	0.002 4	0.655 1	0.290 5	0.000 1	0.249 4	0.041 0	0.000 8
2003	0.043 1	0.001 9	0.660 9	0.293 3	0.000 5	0.259 7	0.033 2	0.000 7
2004	0.042 3	0.001 8	0.665 9	0.289 4	0.000 4	0.257 6	0.031 4	0.000 7
2005	0.036 3	0.001 5	0.681 6	0.280 0	0.001 4	0.255 1	0.023 5	0.000 6
2006	0.033 7	0.001 3	0.686 1	0.278 3	0.001 1	0.252 7	0.024 6	0.000 6
2007	0.022 0	0.000 9	0.737 8	0.238 8	0.001 6	0.216 7	0.020 4	0.000 5
平均	0.044 3	0.001 9	0.693 3	0.259 8	0.000 5	0.223 3	0.036 0	0.000 7

显著,说明劳动力平均固定资产投资对技术效率水平存在较为显著的正向关系,固定资产规模的扩大可以提高乡镇企业的技术效率水平,即随着乡镇企业固定资产投资的增加,尤其是技术创新与技术改造投资的增加,乡镇企业生产逐渐由规模扩张为主向效率增进为主转变,技术效率水平也随之提高。

五、结 语

本文采用随机前沿生产函数模型分析了全国范围内乡镇企业发展的技术效率。研究显示,全国乡镇企业劳动力平均实际产出与前沿产出之间的差距主要受技术非效率的影响,技术效率水平自东向西依次递减,是影响区域间乡镇企业发展水平的重要因素;另外,全国乡镇企业发展的技术效率水平虽然较低,但是总体上呈现出上升的趋势;通过对影响区域间乡镇企业产出差距的因素进行分解得出,技术效率是影响乡镇企业劳动力平均产出差距的最主要因素。由于固定资产投资规模对技术效率具有积极的作用,因此,扶持中西部地区乡镇企业固定资产投资是改善中西部地区技术效率的主要途径。基于以上结论,笔者提出如下政策建议:

第一,国家应明确乡镇企业的产业发展方向,乡镇企业的发展受国家宏观调控政策的影响较大,因此,乡镇企业在投资过程中对未来国家政策预期的不稳定性使得乡镇企业倾向于高消耗、高投入、高回报,短期投资行为严重,这势必不利于乡镇企业的技

术进步。

第二,乡镇企业发展落后的地区应该采取相应的优惠措施鼓励乡镇企业进行长期投资,避免短期行为,这样不仅有利于乡镇企业固定资产投资规模的增加,对于乡镇企业技术创新也具有一定的促进作用。

第三,通过大力发展乡镇企业园区和产业集群,利用产业集聚效应促进乡镇企业技术水平的提高,大力扶持乡镇企业建立自己的技术研发中心,进行自主知识产权的研发。

参考文献:

[1] 张 毅,张颂颂. 中国乡镇企业简史[M]. 北京:中国农业出版社,2001.

[2] 佚 名. 新中国成立 60 周年乡镇企业发展综述[EB/OL]. (2009-08-11) [2010-05-24]. [http://nc. people. com. cn/GB/61154/9804661. html](http://nc.people.com.cn/GB/61154/9804661.html).

[3] 于 立,姜春海. 技术进步拉动乡镇企业产出增长的实证分析[J]. 中国软科学,2003,18(7):34-38.

[4] 朱玉春,郭 江. 中国农业乡镇企业的技术进步及其与农业增长的相关分析[J]. 中国农村经济,2006,22(11):50-57.

[5] 范丽霞,蔡根女. 技术进步、技术效率与我国乡镇企业增长:基于随机前沿生产函数的分析框架[J]. 生态经济:学术版,2008,3(1):253-255.

[6] 李 平,张庆昌,鲁婧颖. 效率增进、技术创新与中国乡镇企业的发展[J]. 中国农村经济,2008,24(7):46-52.

[7] Farell M J. The measurement of production efficiency

- [J]. Journal of Royal Statistical Society, 1957, 120(3): 253-290.
- [8] Aigner D J, Chu S F. On estimating the industry production function[J]. The American Economic Review, 1968, 58(4): 826-839.
- [9] Aigner D J, Lovell K, Schmidt P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models[J]. Journal of Econometric, 1977, 6(3): 21-37.
- [10] Meeusen W, Broeck J D. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error[J]. International Economic Review, 1977, 18(2): 435-444.
- [11] Battese G E, Coelli T J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data[J]. Empirical Economics, 1995, 25(20): 325-332.
- [12] 傅晓霞, 吴利学. 技术效率、资本深化与地区差异: 基于随机前沿模型的中国地区收敛分析[J]. 经济研究, 2006(10): 52-61.
- [13] Jerzmanowski M. Total factor productivity differences: appropriate technology vs efficiency[J]. European Economic Review, 2007(8): 2080-2110.
- [14] Battese G E, Coelli T J. A stochastic frontier production function incorporating a model for technical inefficiency effects[R]. Armidale: University of New England, 1993.
- [15] Coelli T J. A guide to frontier version 4.1: a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation[R]. Armidale: University of New England, 1996.
- [16] 姜春海. 中国乡镇企业发展历史回顾[J]. 乡镇企业研究, 2002, 8(2): 9-12.
- [17] 农业部乡镇企业局. 2007 年全国乡镇企业经济运行情况分析[J]. 中国乡镇企业会计, 2008, 16(5): 4-7.
- [18] 范丽霞. 转变乡镇企业增长方式的思考: 基于全要素生产率的乡镇企业增长因素分析[J]. 技术经济与管理研究, 2010, 31(1): 9-12.

Empirical study of the relationship between the nonequilibrium development of township enterprises and technical efficiency and factor contribution

WANG Hui¹, BAI Yi-bin²

(1. School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, Shandong, China;

2. General Administrative Office, Beijing Municipal People's Government, Beijing 100744, China)

Abstract: This paper, through stochastic frontier analysis, studies the causes of imbalance development in China's township enterprises in view of technical efficiency. The study indicates that the gap between the per capita actual output and frontier output is mainly affected by technical inefficiency, and the level of technical efficiency is decreasing from the east to the west. This proves that the technical efficiency is the important factor which influences the development imbalance of China's township enterprises. Besides, although the technical efficiency level of China's township enterprises is low, it still shows a increaseing trend. Through the decomposition to the factors which influence the regional outputs gap, this paper proves that technical efficiency is the most important factor which influence the per capita output of township enterprises.

Key words: China; technical efficiency; labour; township enterprise