

乡镇企业技术进步对农业技术进步的促进作用分析

郭亚军, 郑少锋, 王博文, 李 桦

(西北农林科技大学 经济管理学院, 陕西 杨凌 712100)

[摘 要] 基于C-D 生产函数模型, 对中国乡镇企业的技术进步率和农业产业的技术进步率进行了实证测算, 并引入格兰杰因果关系分析法, 分析了二者技术进步率之间的关系。结果发现, 乡镇企业的技术进步和农业生产的技术进步间存在着显著的因果关系, 影响系数为0.597, 最后提出大力发展农业乡镇企业, 促进农业产业发展的建议。

[关键词] 乡镇企业; 农业; C-D 生产函数; 技术进步率

[中图分类号] F276.3; F303.2

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-9387(2006)04-0159-06

改革开放以来, 我国农业生产和乡镇企业都得到了长足发展。这种发展不仅是因为生产要素投入量的增长, 更重要的是由于先进科学技术的应用。在农业生产方面, 优良种子、化肥、农药、先进种植技术的应用大大提高了农业生产效率。在乡镇企业发展的最初阶段, 其凭借低廉的劳动成本与灵活的机制在市场竞争中脱颖而出; 而20世纪90年代中期以后, 市场竞争加剧, 传统的竞争优势已不足以支持乡镇企业的持续发展, 其亦走向技术创新和制度创新的道路, 以寻求长远发展。自20世纪80年代以来, 我国无论在理论上还是实践中, 都十分重视对农业技术进步率进行评价。关于我国农业生产发展的原因, 林毅夫^[1]、黄季琨等^[2]运用C-D 生产函数分别从技术创新和制度创新的角度作了分析。中国农科院的朱希刚等^[3]运用C-D 生产函数及索洛余值法测算了“七五”、“八五”时期的农业科技进步贡献率。蒋和平等^[4]运用C-D 生产函数测定了1995~1999年农业科技进步贡献率。在乡镇企业技术进步率的分析中, 陈德恭^[5]使用C-D 生产函数测算了湖北省乡镇企业的技术进步率和技术贡献率。于立等^[6]运用C-D 生产函数分析了影响中国乡镇企业产值增长的主要因素。在乡镇企业发展和农业生产发展的依存关系方面, 汪异明^[7]主要从乡镇企业以工建农补农和提供农业事业建设资金及加快农业剩余劳动力转移方面加以阐述; 吴方卫^[8]主要从技术外溢的角度论述了

乡镇企业的发展如何促进农业技术进步。以上分析或是从农业生产、或是从乡镇企业生产的角度分析了技术进步率, 但缺乏对二者关系的系统分析, 且现有探讨二者关系的文章又多限于定性的分析, 说服力尚显不足。为此, 本文采用C-D 生产函数模型分别测算了乡镇企业和农业生产的技术进步率及对产值增长的贡献率, 应用计量经济学中的格兰杰因果关系法探讨二者之间是否存在明显的因果关系, 并且计算了二者之间的影响系数, 以确定乡镇企业的技术进步外溢对农业产业技术进步的促进作用。

1 基本理论

1.1 C-D 生产函数模型

美国经济学家保罗·道格拉斯(P. H. Douglas)和数学家查理·柯布(C. W. Cobb)根据历史统计资料, 研究了20世纪初美国的资本投入和劳动投入对产量的影响, 得出一种生产函数, 即著名的柯布-道格拉斯模型, 简称C-D 模型。其表达式为:

$$Y = AL^{\alpha}K^{\beta} \quad (1)$$

式中, Y 表示产量; A 是常数项, 通常表示技术进步水平; α 、 β 分别是劳动投入 L 和资本投入 K 的生产弹性, 通常假定 $\alpha + \beta = 1$ 。

上式表示在一定的生产技术条件下, 产出量取决于技术进步、资本和劳动的投入。

· [收稿日期] 2005-07-19

[作者简介] 郭亚军(1971-), 男, 陕西潼关人, 讲师, 在读博士, 主要从事农业财务管理研究。

[通讯作者] 郑少锋(1959-), 男, 陕西礼泉人, 教授, 博士, 博士生导师, 主要从事农业财务管理研究。

1.2 技术进步分析

分析技术进步对经济增长的影响主要包括两方面的内容:一是测算技术进步率及劳动、资金等投入要素的加权增长率,其权重分别是各要素的生产弹性;二是测算技术进步及各个投入要素对经济增长的贡献率^[9]。

1.2.1 增长速度方程 增长速度方程可从C-D生产函数的微分计算得到,设C-D生产函数为: $Y = Af(L, K) = AL^\alpha K^\beta$, 则有:

$$\dot{Y} = m + \alpha \cdot \dot{L} + \beta \cdot \dot{K} \quad (2)$$

这就是著名的索洛增长方程。式中, $\dot{Y}$ 为总产值增长率; m 为技术进步率; $\dot{L}$ 为劳动投入增长率; $\dot{K}$ 为资金投入增长率; α 、 β 分别是劳动投入 L 和资本投入 K 的生产弹性。由(2)式可以得到:

$$m = \dot{Y} - \alpha \cdot \dot{L} - \beta \cdot \dot{K} \quad (3)$$

即技术进步率等于产出增长率减去所有投入要素增长的加权和。

1.2.2 技术进步对经济增长的贡献 根据增长速度方程,可以定义技术进步以及各个投入要素对经济增长的贡献大小,即:

$$\text{技术进步贡献率 } E_A = m / \dot{Y} \times 100\%,$$

$$\text{劳动贡献率 } E_L = \alpha \cdot \dot{L} / \dot{Y} \times 100\%,$$

$$\text{资本贡献率 } E_K = \beta \cdot \dot{K} / \dot{Y} \times 100\%.$$

通过技术进步贡献率的计算,可以看出技术进步在生产发展中的长期作用^[10]。

1.3 变量选择和取值原则

本文所用方法是依据实际数据,利用最小二乘法计算参数,因而变量选择和取值遵循下列原则:

(1) 自相关和多重共线性分析。由于所选用的数据为时间序列数据,所处理的变量劳动力投入和资金投入又有很大的相关性,两个原因结合起来,就容易发生自相关和多重共线性。

(2) 产出 Y 。符合理论要求的产出指标可以是实物量指标,例如总产量;亦可是产值指标,例如总产值。本分析采用总产值指标。

(3) 劳动投入 L 。本分析采用“劳动力”人数作为劳动投入指标。

(4) 资本投入 K 。一般对工业部门, K = 固定资产+流动资产;对于农业部门, K = 实际中使用的农业生产费用。在分析中,农业部门的资金投入用基本建设投资额和新增固定资产额之和加以表示。

本文所用数据均取自中国农业统计年鉴和中国

乡镇企业统计年鉴 1992~2002 年相关数据,所用总产值指标及资金投入指标都根据价格指数作了调整。

2 乡镇企业生产中技术进步的贡献份额

2.1 C-D 生产函数模型

为了提出可用来评估乡镇企业技术进步在总产值增产中所起作用的模型,下面利用数据建立C-D函数模型。模型变量有劳动力人数和资产总量,其结果如公式(4)所示,其中括号内数字为参数的标准误差, R^2 用以检验模型对样本数据的拟合程度, t 用以检验模型参数影响的显著性程度, F 值用以检验模型的显著性:

$$\begin{aligned} \ln Y = & -10.75 + 1.280 \ln L + 0.951 \ln K \\ & (0.2659) \quad (0.03671) \\ t = & 4.8136, 25.859 \\ R^2 = & 0.9976, F = 1937.563 \end{aligned} \quad (4)$$

根据规模报酬不变的假设, $\alpha + \beta = 1$, 而公式(4)中的劳动弹性 $\alpha = 1.280$, 资本弹性 $\beta = 0.426$, $\alpha + \beta = 1.706$, 与规模报酬不变的假设不符,应对其进行换算。通过加权换算,得公式(5)为:

$$Y = 0.00002L^{0.574}K^{0.426} \quad (5)$$

本模型的拟合优度 R^2 为 0.9976, 表明该模型有 99.76% 的可信度;参数的 t 值分别为 4.8136 和 25.859, 都大于 95% 置信度下的 t 检验值,说明变量的影响显著; F 值通过 95% 置信度的检验;模型通过计量经济检验,不存在自相关和多重共线性,可以作为一个生产函数模型来应用分析。

通过估测C-D生产函数公式(5),可以得到劳动弹性 $\alpha = 0.574$, 资本弹性 $\beta = 0.426$ 。从中可以看出, α 值大于 β 值,这与我国劳动力成本低廉、乡镇企业主要是从事劳动密集型行业生产,以充分利用我国劳动力资源丰富廉价这一资源禀赋的现实情况是相符的。

2.2 技术增长率及贡献份额

获得了 α 和 β 系数,利用索洛方程就可以从投入相对变化的角度来研究乡镇企业总产值增长率和技术进步率。先计算投入增长率和产出增长率,其结果如表1所示。

然后根据索洛增长方程计算科技进步率 $m = \dot{Y} - \alpha \cdot \dot{L} - \beta \cdot \dot{K}$ 及各生产要素贡献率,结果如表2所示。

表 1 1992~ 2002 年乡镇企业投入要素增长率和总产值增长率

Table 1 Growth ratio of input resource and aggregate output in 1992- 2002

年份 Year	产值 Output	劳动力 Labor	资本 Capital	年份 Year	产值 Output	劳动力 Labor	资本 Capital
1992	0.514	0.105	0.366	1998	0.076	- 0.040	0.130
1993	0.797	0.162	0.582	1999	0.121	0.013	0.099
1994	0.435	- 0.027	0.330	2000	0.071	0.009	0.080
1995	0.508	0.070	0.406	2001	0.085	0.021	0.099
1996	0.104	0.050	0.124	2002	0.114	0.015	0.119
1997	0.171	- 0.034	0.217				

表 2 乡镇企业技术进步以及各生产要素的贡献率

Table 2 Contribution ratio of production factor and technical development

年份 Year	$\dot{Y}$	m	$\alpha \cdot \dot{L}$	$\beta \cdot \dot{K}$	E_A	E_L	E_K
1992	0.514	0.298	0.060	0.156	0.579	0.117	0.304
1993	0.797	0.456	0.093	0.248	0.572	0.117	0.311
1994	0.435	0.310	- 0.015	0.140	0.712	- 0.035	0.323
1995	0.508	0.295	0.040	0.173	0.580	0.079	0.341
1996	0.104	0.022	0.029	0.053	0.212	0.278	0.510
1997	0.171	0.098	- 0.019	0.092	0.572	- 0.114	0.542
1998	0.076	0.043	- 0.023	0.056	0.563	- 0.299	0.736
1999	0.121	0.071	0.008	0.042	0.589	0.063	0.348
2000	0.071	0.032	0.005	0.034	0.448	0.073	0.479
2001	0.085	0.031	0.012	0.042	0.363	0.140	0.497
2002	0.114	0.055	0.009	0.050	0.478	0.078	0.444

由表2 可以看出, 1992~ 2002 年, 我国乡镇企业的技术进步贡献率 E_A 的计算结果偏高, 这主要由于对劳动弹性和资本弹性的估计值作了调整, 以满足规模报酬不变的假定, 从而将规模报酬递增所带来的经济增长也计入了技术进步对经济增长的贡献中。但是, 进一步分析可知, 表2 显示的 E_A 的时间序列变化趋势与我国乡镇企业的发展历程及乡镇企业的技术进步历程相吻合, 1992~ 1994 年, 技术进步的贡献份额上升, 1994~ 2002 年, 其贡献份额除个别年份外, 基本呈现下降趋势, 而乡镇企业也循着这个轨迹发展。

3 农业生产中技术进步的贡献份额

3.1 农业生产的C-D 函数模型

为了评价农业生产中技术进步在总产值增长中所起的作用, 用 1992~ 2000 年农业生产的统计数字建立农业C-D 生产函数模型, 模型变量有劳动力人数和资产总量。分析结果如(6) 式所示, 括号内的数字及字母含义与公式(4) 相同, DW 为杜宾-瓦森系数, 用以检验模型随机误差项是否存在自相关。

$$\ln Y_1 = 0.190728 + 0.188697 \ln(K/L)$$

(0.0899671)

$$t = 2.097413, R^2 = 0.980774$$

$$\overline{R^2} = 0.971160, DW = 2.505$$

(6)

本模型拟合系数 R^2 高达0.98074, 表明模型对样本数据的拟合度好, 模型检验显著; 变量参数的 t 统计值为2.097413, 大于95% 置信度下的 t 检验值, 说明变量的影响显著; DW 为2.505, 经检验模型不存在异方差和自相关, 符合利用普通最小二乘法的古典假设, 属于良好模型。通过转换, 得C-D 生产函数的标准式如(7) 式所示:

$$Y = 0.826L^{0.811}K^{0.189}$$

(7)

观察所估测的生产函数, 劳动力的生产弹性为 $\alpha = 0.811$, 远远大于资本的生产弹性 $\beta = 0.189$, 这与我国农业生产的实际状况是相符的。我国广大农村的农业生产尽管实行了一定程度的机械化, 但还是主要依靠手工劳动, 生产中占用劳动力较多, 在产品总成本中劳动费用所占份额也较高, 而依据前面的推导, 在某种程度上, 劳动力的生产弹性即为劳动费用占总收入的比例, 所以劳动的生产弹性大于资本的生产弹性。故可以应用所求得的生产函数估计技术进步率^[11]。

3.2 农业技术增长率及对生产的贡献份额

根据所估算的生产函数, 可将 α 和 β 系数代入索洛增长方程式的推论 $m = \dot{Y} - \alpha \cdot \dot{L} - \beta \cdot \dot{K}$ 中计算技

术进步率。

首先求出农业投入要素增长率和产出增长率(表3),然后计算出各要素的加权增长率及对农业生产增长的贡献份额(见表4)。由表4可以看出,从1992~2002年,我国农业生产的技术贡献率表现出以下2个明显的特点:

(1)技术进步贡献率偏高了一点,这同样是因为对劳动弹性和资本弹性作了调整,使 $\alpha + \beta = 1$,以满足规模报酬不变的假定,从而将规模报酬递增所带

来的经济增长也计入了技术进步对经济增长的贡献中所致^[12]。

(2)技术进步的贡献份额波动大。在1997,1998和2000年, E_A 值甚至表现为负数,这是因为农业生产在很大程度上受自然因素的制约,自然因素是一个很强的外生变量,其波动自然影响到农业总产值的波动。但是,这并不影响所计算的技术进步贡献份额的可靠性。

表3 1992~2002年农业投入要素和总产值的增长率

Table 3 Growth ratio of input and output in 1992-2002

年份 Year	产值 Output	劳动力 Labor	资本 Capital	年份 Year	产值 Output	劳动力 Labor	资本 Capital
1992	0.086 091	- 0.004 367	0.286 243	1998	0.006 263	0.005 904	0.482 703
1993	0.198 193	- 0.022 881	0.178 838	1999	- 0.006 767	0.008 748	0.440 808
1994	0.374 134	- 0.017 075	0.202 439	2000	0.011 828	- 0.010 565	- 0.008 593
1995	0.268 177	- 0.010 884	0.440 162	2001	0.053 575	- 0.010 565	- 0.008 583
1996	0.157 653	- 0.002 292	0.327 042	2002	0.045 770	- 0.014 188	0.285 686
1997	0.041 839	0.005 409	0.325 409				

表4 农业技术进步率及各生产要素贡献率

Table 2 Contribution ratio of production factor and technical development

年份 Year	$\dot{Y}$	m	$\alpha \cdot \dot{L}$	$\beta \cdot \dot{K}$	E_A	E_L	E_K
1992	0.086	0.036	- 0.004	0.054	0.413	- 0.041	0.628
1993	0.198	0.183	- 0.019	0.034	0.923	- 0.094	0.171
1994	0.374	0.350	- 0.014	0.038	0.935	- 0.037	0.102
1995	0.268	0.194	- 0.009	0.083	0.723	- 0.033	0.310
1996	0.158	0.098	- 0.002	0.062	0.620	- 0.012	0.392
1997	0.042	- 0.024	0.004	0.062	- 0.575	0.105	1.470
1998	0.006	- 0.090	0.005	0.091	- 14.330	0.764	14.566
1999	0.007	- 0.097	0.007	0.083	14.360	- 1.048	- 12.311
2000	0.012	- 0.010	- 0.003	0.025	- 0.906	- 0.238	2.144
2001	0.054	0.064	- 0.009	- 0.001	1.190	- 0.160	- 0.030
2002	0.046	0.004	- 0.012	0.054	0.072	- 0.251	1.179

从长期来看,农业产业中技术进步贡献份额的变动趋势与我国农业生产中技术发挥作用的方向相吻合^[13]。最初,我国农业产业的技术进步主要是充分发挥劳动力价格低廉的优势,依靠生物化学技术如良种、化肥、农药等土地节约性技术提高土地生产率;后来,由于工业化进程加快,导致劳动力成本提高,农业生产中开始应用机械化技术等劳动力替代型技术提高劳动生产率;而今,随着生态农业和绿色农业的出现,开始依赖生物技术追求经济效率和生态效率。

4 乡镇企业技术进步和农业生产技术进步的互动机制

根据农村乡镇企业和农业产业的发展历程可

知,乡镇企业的技术进步促进了农业产业的技术进步,而这种促进作用能否在实际数字中得到验证及其作用幅度有多大,可以通过以下分析乡镇企业技术进步率与农业生产技术进步率的关系加以研究。

4.1 趋势图分析

根据上文所计算的乡镇企业技术进步率和农业产业技术进步率作出二者的趋势图(图1)。由图1可以看出,二者的曲线形状基本相似,主要的区别在于:二者的变化有一个时差,乡镇企业的技术进步先于农业生产的技术进步。从1996年下半年到2000年,乡镇企业技术进步率出现上下波动的时候,农业生产的技术进步并未表现出相应的变化特征,而是快速下降。这主要是由于这几年来农产品价格持续走低,加之自然灾害的影响及我国经济处于

通货紧缩的困境中所致。

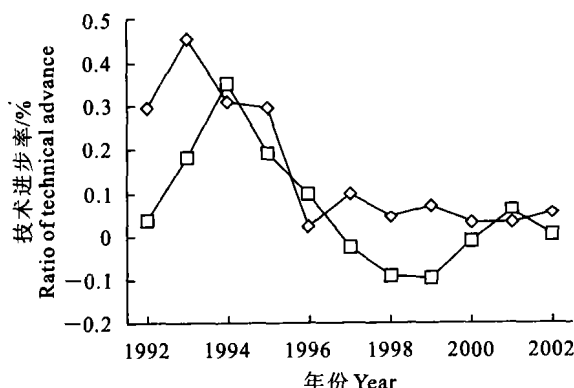


图1 1992~2002年乡镇企业和农业产业
技术进步率的发展趋势

- - - 乡镇企业技术进步率; - □ - 农业技术进步率

Fig 1 Trend graph of development of
rural enterprise and agriculture in 1992-2002

- - - Technical development of rural enterprise;

- □ - Technical development of agriculture

4.2 格兰杰因果关系分析

利用格兰杰(Granger)因果关系检验原理分析农业技术进步与乡镇企业技术进步之间是否存在因果关系^[14]。根据对趋势图的分析,在本分析中采用滞后一期的办法。本分析结果表明,对于假设乡镇企业技术进步(用 X 表示)不是农业产业技术进步(用 Y 表示)变化的原因, F 统计值的单侧概率 $p=0.00856 < 0.05$,所以拒绝假设,认为 X 是 Y 变化的原因,即农业乡镇企业的技术进步在某种程度上促进了农业的技术进步;但对于假设 Y 不是 X 变化的原因, F 统计值的单侧概率 $p=0.81288 > 0.05$,是一个大概率事件,无法拒绝原假设,认为 Y 不是 X 变化的原因,也即农业技术进步对于农业乡镇企业的技术进步无明显的直接推动作用。

4.3 回归关系分析

根据上面关于因果关系的分析,建立农业技术增长率和乡镇企业技术增长率的回归关系,以研究其作用机制,模型因变量 Y 为农业技术进步增长率(表4),变量 X 为乡镇企业技术进步增长率(表2),利用最小二乘法估计,可得回归模型如(8)式所示:

$$Y = -0.02879 + 0.59715X \quad (0.2139)$$

$$t = 2.7905, R^2 = 0.4638, F = 7.787 \quad (8)$$

模型统计检验结果比较显著,通过 R^2 检验和 F 检验,模型拟合度和显著性也很好,且不存在异方差

和自相关,表明模型的回归关系显著。变量 X 的影响关系显著, t 统计值为2.7905,表明乡镇企业的技术进步对农业技术进步的影响显著。

由此可以看出,乡镇企业的技术进步通过技术外溢渠道显著地促进了农业产业的技术进步。模型显示,农业技术进步率和乡镇企业技术进步率的回归系数为0.597,即乡镇企业的技术进步增长率每增加1%,农业技术进步增长率则增加0.597%,说明影响幅度为59.7%。此种影响幅度的政策含义是,应该注重通过促进乡镇企业的技术进步来带动农业产业的技术进步。原因在于乡镇企业对农村剩余劳动力的转移提出了农业技术进步的必要性,而乡镇企业的技术外溢则为农业技术进步提供了可能性。

5 对策与建议

为了促使农业乡镇企业的快速发展,使其在促进农业先进技术的研发、推广方面的作用发挥得更为充分,应采取如下措施。

5.1 加强财政投入,改善农业基础设施条件

政府应加强对农业的财政支持力度,改善外部政策环境和农业基础设施,以减少乡镇企业进入农业技术研发、推广领域的交易成本和生产成本,为乡镇企业进入农业推广领域创造条件。

5.2 完善市场经济规章制度,规范企业和农户关系

完善并执行有力的市场规章制度,有利于企业和农户的长期互信合作,可增加通过合作获得利润的期望,企业愿意投资于技术研发和推广,农户亦愿意为新技术的应用进行投资,两方合力有效地促进农业技术进步。

5.3 加强对农业知识产权的保护

完善的知识产权制度是保护农业技术创新者利益的必要措施,企业只有对其发明创造的技术拥有不被侵犯的产权,才会致力于技术创新,农业龙头企业唯有在其专利技术得到保护的前提下,才有动力去做农业技术的研发推广工作,与农户形成稳固的利益合作体。

5.4 国家应该加大对农业龙头企业的支持

国家应该制定指导我国农业产业化经营的政策性文件,扶持农业产业化经营的加工或流通型龙头企业,积极争取在财政贴息、贷款、股票上市、进出口政策、税收以及利用外资等方面给予优惠政策。制定支持农业产业化经营的中长期规划和产业政策,明确国家支持的主导产业和重点项目。创造良好投资环境,广泛吸收社会资本和国外资本,加快培育农业

产业化龙头企业, 发展高科技、精深加工、技术辐射 能力强的龙头企业。

[参考文献]

- [1] 林毅夫 三农问题与我国农村的未来发展[J]. 农业经济问题, 2003(1): 43-47.
- [2] 黄季琨, 胡瑞法 中国农业科技投资经济[M]. 北京: 中国农业出版社, 2000.
- [3] 朱希刚, 黄季琨 农业技术进步测定的理论方法[M]. 北京: 中国农业科技出版社, 1994.
- [4] 蒋和平, 苏基才 1995-1999 年全国农业科技进步贡献率的测定分析[J]. 农业技术经济, 2001(5): 12-17.
- [5] 陈德恭 湖北省乡镇企业发展实证分析[J]. 武汉理工大学学报, 2001, 23(9): 110-113.
- [6] 于立, 蒋春海 中国乡镇企业产出增长来源实证分析[J]. 产业经济研究, 2003(5): 1-12.
- [7] 汪异明 乡镇企业与资本市场[J]. 重庆社会科学, 2001(4): 31-33.
- [8] 吴方卫 技术进步对农村经济增长的影响分析[J]. 农村经济, 2003(2): 21-23.
- [9] 赵国庆 计量经济学[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2003.
- [10] 周方 “科技进步”经济增长贡献的测算方法[J]. 数量经济技术经济研究, 1997(1): 36-40.
- [11] 曾玉荣, 张良强, 黄怡 福建省种植业科技进步贡献率的测算与分析[J]. 福建农业学报, 2002, 17(1): 61-64.
- [12] 程智强 也谈科技进步对经济增长贡献的测算——与周方先生商榷[J]. 预测, 1997(6): 64-66.
- [13] 熊启泉 农业高新技术产业化: 内涵、意义与促进措施[J]. 中国农村经济, 2001(7): 11-16.
- [14] 李子奈 高等计量经济学[M]. 北京: 清华大学出版社, 2002.

Promotion of technical development of urban-rural enterprises on agricultural industry

GUO Ya-jun, ZHENG Shao-feng, WANG Bo-wen, Li Hua

(College of Economics and Management, Northwest A & F University, Yangling, Shaanxi 712100, China)

Abstract: This paper, based on C-D production function, calculated the rate of technical development of the Chinese urban-rural enterprises and the agriculture industry, and analyzed the causal founding by using granger's method relation between them. Results show that there was a notable relation between them, the coefficient being 0.597. Then proposals were put forward about how to develop urban-rural enterprises and to promote the development of the agriculture industry of our country.

Key words: urban-rural enterprise; agriculture industry; C-D producing function; the ratio of technical development