

我国农业发展研究:增长方式与要素分解

——兼论农业就业与对策

卢 飞

(新疆财经大学 经济学院,新疆 乌鲁木齐 830012)

摘 要:源于对农业“增产不增收”以及“农业就业”问题的思考,选取 1978—2013 年研究时段,通过索洛残差法(SR)、隐性变量法(LV)以及潜在产出法(PO)对我国农业生产进行全要素增长率(TFP)以及规模报酬、要素贡献度做简要分析。分析表明:第一,我国农业生产全要素生产率增长率呈现波动式发展,增长趋向低水平稳态上升下降格局交错趋同、涨跌并存;第二,阶段性显著且成“v”形,与农业增长态势和要素投入之间存在较强的关联性;第三,农业生产的全要素生产率增长中,技术贡献率较为突出,技术改善贡献为负,要素投入效应较小。

关键词:农业增长;全要素增长率;技术进步率;能力实现改善;农业就业

中图分类号: F320.3

文献标识码: A

文章编号: 1671-931X (2015) 01-0047-07

47

武汉职业技术学院学报二〇一五年第十四卷第一期(总第七十五期)

一、导论

农业增长、农业就业关乎我国主体居民利益。就农业发展战略而言,家庭联产承包责任制以及时下土地流转、机械作业都是跨世纪的发展走向。农业发展的一般规律,工业化的进步催生产业结构演进,农业增长方式由依赖人力向投资和技术驱动转变,引致农业部门转化为劳动力输出部门,二三产业成为就业群的重要载体,就业结构出现“三二一”格局(William Petty (1691)、Fisher (1935)、Clark (1940)),这一现象在流出人口货币性收入持续增长的同时导致城市承载力的超负荷和农村地区产业、人员的空洞化,然中国农业发展是特殊的经济单元,要素投入主导的增长方式更加凸显。因此,我国农业生产增长的规模效应如何?增长方式的阶段性增长依赖路径如何?要素投入的增长效应如何?同时,农业就业人员过剩还是估计虚高?这些问题应作为实践课题得

出答案以供农业发展,且城镇化提高到国家战略层面的同时应该关注农业就业。

农业发展有赖于职业农业主体的培育、机械化和农业基础用地的保障,这间接取自农业政策、农业投资以及其他影响因素,包括历年“中央一号文件”以及地方农业政策的有力出台,农业产量持续提高,然农业增长乏力、资金供应链薄弱,技术扶持地区性差异显著,农业“增产不增收”问题日益突出,新型农业经营主体培育趋向艰难。就政策制度而言,林毅夫(1994)较早的分析了中国农村改革对农业增长的影响,指出家庭联产承包责任制对农业发展的增长产生惊人的效果。此外冯海发(1992)则以经济增长理论为基本分析框架,从一个较长期的视角对我国农业增长结构及增长效率进行分析。孟令杰(2000)则利用非参数 DEA 方法对我国 1980—1995 年农业产出的生产效率进行测量。就其他因素而言,高彦彦(2010)、郭剑雄等(2011)分别指明城乡差距、人力资

收稿日期:2014-12-30

作者简介:卢飞(1991—),男,山西绛县人,新疆财经大学经济学院 2013 级研究生,研究方向:人口与区域发展。

本对农业增长分别起到负向、阶段性的重要推动作用。张本飞(2010)提出教育投入与农业产出的因果关系依赖于滞后阶数的选取。李大胜(2008)总结出结构优化对我国农业发展具有阶段性意义,改革开放前显著,之后出现效应弱化。农业是特殊的生产单元,要素的投入和政策的扶持在一定程度上不易改变其生产配比、发展性质和产出方式,因此,农业增长方式、路径依赖以及技术进步等领域的摸底和探究显得尤其重要。

农业就业面临农民职业化和农民失业双向层面,涉及农民再就业和就业转移问题,是社会稳定和农业发展领域的实践难题,尤其对多民族聚居地区。实践上来看,全国范围内,乡村人数、乡村从业人员以及农林牧渔业就业人员均出现间歇性下滑。以新疆为例,农业在新疆国民经济中占比较大,1978年达到35.8%,期间跃升至40%以上,2005年降低到20%以下,2013年仍高达17.6%,事实上,农业是新疆主要的就业部门。1978年农业吸纳了当地就业人员的72.06%,这一比重持续下降,到2013年为46.17%,农业从业人员畸高,近半数的就业群体只有17.6%的生产成果。可以看出农业就业是就业领域新的议题和研究领域然较少关注,现有研究主要集中在农业就业份额、农业就业困境两方面。就前者而言,邓一鸣(1998)较早研究,通过比较分析世界上处于不同发展阶段的国家,发现农业就业与经济增长明显的负相关。陈佳(2008)通过对我国的分析,基于就业份额的降低实践提出生活保障的研究,沈汉溪(2010)依据二次曲线模型预测了我国农业就业人数的变化。谢茂拾(2011)提出农业就业的困境在资本的短缺,郑振雄等(2012)提出技术进步的劳动节约是促进农村劳动力转移的深层次原因。

基于以上分析,我国农业发展出现增长乏力和就业替代效应并存,农业负担沉重、就业人员区域性冗余,其超负荷发展和水资源的不均分布,引致农业发展衰弱和农业资源的退化。因此,处理好农业发展、农业就业依赖较完备的农业补偿与健全的政策体系。

二、农业增长的全要素模型构建

(一)计量方法

1.索洛残差法(SR)

Solow 模型(1956)在假定规模收益不变的层面,建立了经济稳态的分析框架,在模型假定中,考虑了包括技术差异(A)、劳动力(L)、资本(K)以及K、L的生产弹性。Cobb 和 Douglas 依据美国23年制造业的生产数据,估计美国的劳动力生产弹性和资本要素的生产弹性分别为0.25和0.75,保持规模收益不变。农业产品是一种特殊的产品,马克思在分析极差

地租时,将土地随投入要素的增加表现为土地生产率的递减定义为级差地租Ⅱ。我们在此同样假定,土地的生产力取决于两个方面:物质投入和技术投入,其中物质投入包括耕地(P)、劳动人员(L)和农业生产投入费用(K)。同时农业生产技术符合Krugman(1991a)中的农业生产规模收益不变,也即希克斯中性型技术进步。同时从马克思的视角应考虑时间变量,因此引入t,在耕地同质的前提得到农业生产的C-D函数:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta P_t^\varphi, 0 < \alpha, \beta, \varphi < 1 \quad (1)$$

各个变量均会随着时间的变动而变化, Y_t 表示不同时期农业产出, A_t, K_t, L_t, P_t 分别为不同时间下的技术水平、投入费用、投入劳动力和耕地数量。 α, β, φ 为不同时期的投入费用、劳动力和耕地的边际产出,由于规模报酬不变,则 $\alpha + \beta + \varphi = 1$ 。(1)式两边取对数可以得到式(2)。

$$\ln Y_t = \ln A_t + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \varphi \ln P_t \quad (2)$$

对(2)式两边关于时间变量(t)求微分,整理得到式(3)。

$$\frac{dY_t}{Y_t} = \frac{dA_t}{A_t} + \alpha \frac{dK_t}{K_t} + \beta \frac{dL_t}{L_t} + \varphi \frac{dP_t}{P_t} \quad (3)$$

由式(3)可以看出,一个地区农业生产的增长率取决于地区技术、投入费用、投入劳动力和耕地的增长率以及物质要素的产出弹性。那么物质要素和技术要素的贡献率可以得到相应的计量公式(4)。

$$A_1 = \frac{dA_t/A_t}{dY_t/Y_t}, A_2 = \alpha \frac{dK_t/K_t}{dY_t/Y_t}, A_3 = \beta \frac{dL_t/L_t}{dY_t/Y_t}, A_4 = \varphi \frac{dP_t/P_t}{dY_t/Y_t} \quad (4)$$

A_1, A_2, A_3, A_4 分别为技术要素贡献率和物质要素(投入费用、劳动力和耕地)的贡献率。

2.隐性变量法(LV)

隐性变量法(latent variable approach, LV)的基本思路是,将全要素生产率视为一个隐性变量即未观测变量,从而借助状态空间模型(state space model)利用极大似然估计给出全要素生产率估算。具体估算中,为了避免出现伪回归,需要进行模型设定检验包括数据平稳性检验和协整检验,平稳性检验和协整检验的方法很多,常见的有ADF(the Augmented Dickey-Fuller)单位根检验和JJ(Johanson and Juselius, 1990)协整检验。由于产出、劳动力、资本存量以及农作物种植面积等数据的趋势成分通常是单位根过程且三者之间不存在协整关系,所以往往利用产出、劳动力和资本存量的一阶差分来结合希克斯中性的C-D函数建立回归方程,包括状态方程:观测方程以及状态方程为:

$$\begin{cases} \Delta \ln Y = \Delta \ln TFP + \alpha \Delta \ln K + \beta \Delta \ln L + (1 - \alpha - \beta) \Delta \ln P + \varepsilon \\ \Delta \ln TFP = \rho \Delta \ln TFP(-1) + v \end{cases} \quad (5)$$

其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,这样将全要素生产率从残差中分离出来,从而剔除掉一些测算误差

对全要素生产率估算的影响。同时,在具体估算时,还考虑了数据非平稳带来的伪回归问题。

3.潜在产出法(PO)

索洛残差法的一个重要前提是假定资源充分利用,如此全要素生产率就等同于技术进步率,而忽视了能力实现改善(improvement in capacity realization)即技术效率提升,且测算较为粗略,基于上述考虑,潜在产出法将经济增长归为要素投入增长、技术进步和能力实现改善(技术效率提升)三部分,全要素生产率就等于技术进步率与能力实现率改善之和;估算出能力实现率和技术进步率,便给出全要素生产率增长率。

设 $R_{y,t}$ 为产出增长率, $R_{TP,t}$ 为技术进步率,

CR_t 为能力实现率, $R_{yx,t}$ 为要素投入增长所带来的产出增长率,为全要素生产率增长率,则有:

$$R_{y,t} = R_{TP,t} + \Delta CR_t + R_{yx,t} \quad (6)$$

且全要素生产率增长率等于技术进步率与能力实现率变化之和,即:

$$R_{TFP,t} = R_{TP,t} + CR_t \quad (7)$$

能力实现率 CR_t 测度了现有生产能力的利用程度,反映了现实经济的生产技术效率,通常利用产出缺口来度量,其估算方法很多,目前流行的是 HP 滤波(Hodrick- Prescott, 1990),它是通过最小化(T 为样本期):

$$\sum_{t=1}^T (LnY_t - LnY_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [Ln(Y_{t+1}^*) - (LnY_t^* - LnY_{t-1}^*)]^2 \quad (8)$$

从而将实现产出的自然对数 LnY_t 分解为趋势成分(即潜在产出的自然对数 LnY_t^*)和周期性成分(即产出缺口 $LnY_t - LnY_t^*$)。关于技术进步率,由于索洛残差法(SR)算得的是在要素充分利用的情况下除去要素贡献之外的进步率,因此不宜采用。本文在此使用隐性变量法(Latent variable approach, LV)估算全要素生产率增长率作为技术进步率。潜在产出法最大的优点在于,全面考虑技术进步和能力改善对全要素生产率的影响,且借助这种方法可以更全面地分析经济增长源泉。

(二)相关指标说明

索洛残差法(SR)在计算全要素生产率时,设计到各要素的投入及其增长率的测算,其指标如下:

(1)农业总产值(Y)。本文选取农林牧副渔业总产值(亿元)作为被解释变量,为了剔除物价影响,以1978年的不变价计算。

(2)投入费用(K)。选取当年各省(市)农林牧渔业固定资产投资(亿元)作为衡量指标,并按照农业产品的购买力平价指数计算以基期价格衡量的投入费用,如式(5)。

$$K = \text{现期投入费用} \times \frac{\text{以1978年价格核算的一产产值}}{\text{以现期价格核算的一产产值}} \quad (9)$$

(3)投入劳动力(L)。为保证统计口径的一致,本文选取农林牧副渔业从业人数(万人)作为农业劳动力数量。农业从业人数是统计农林牧渔业全部的劳动力,故选取各计算期年末农业就业人数作为指标统计数据。

(4)耕地总量(P)。考虑全国范围内一些省份的特殊性,如新疆拥有全国 1/6 的国土面积,然其在2013年以 4.125×106 公顷的耕地面积在西部处于第7位,名列全国第16位。因此本文选取各个省份年末的农作物总播种面积(千公顷)作为选取指标。

(三)数据来源

本文基于物质要素和技术要素对全国范围内农业增加值进行因素分解,从而相机提出农业发展、职业农民培育以及农村就业等的政策建议。物质要素的数据来自《中国统计年鉴》以及各省市统计年鉴、统计局和农业局官网,通过三种计量方法测算全国农业生产的物质要素产出弹性,同时通过数据计算出农业产值和物质要素投入的增长率,进一步通过式(3)计算出各个省市的技术增长率。按照式(4)最终得出各省市农业发展的要素贡献率。依据结果,将我国农业生产划分为技术型、劳动密集型、投入密集型和耕地决定型等四种农业发展模式。

三、我国农业生产全要素生产率的估算

通过索洛残差法(SR)以及潜在产出法(PO)对农业增长的要素贡献进行测度和分析。

(一)索洛残差法(SR)

利用线性化后的式(2),对1988~2012年之间的投入产出进行回归分析,分别得出每年的物质要素产出弹性及各年的农业生产函数,据此计算不同年份的物质投入以及技术要素贡献率。进一步考虑,slow 余量包括的变量多而杂,在估计要素产出弹性时,应先对原数列采用缓冲算子,从而消除一定的非技术进步因素和随机波动的影响,使得用来拟合的数据更合理,再通过 GM(1,1)模型进行模拟,经过缓冲得到时间序列(6)。

$Y = (Y_{1988}^* Y_{1989}^* \cdots Y_{2012}^*)^1 / K = (K_{1988}^* K_{1989}^* \cdots K_{2012}^*)$
 $P = (P_{1988}^* P_{1989}^* \cdots P_{2012}^*)^1 / L = (L_{1988}^* L_{1989}^* \cdots L_{2012}^*) \quad (10)$
 从而得到新的时间序列中产出与资本、劳动和技术进步的关系(7)。

$$Y^* = A^* K_t^{*\alpha} L_t^{*\beta} P_t^{*\varphi}, 0 < \alpha, \beta, \varphi < 1 \quad (11)$$

线性化后得到式(8)。

$$\ln Y^* = \ln A^* + \alpha \ln K_t^* + \beta \ln L_t^* + \varphi \ln P_t^* \quad (12)$$

以式(6)中的4组变量为基础数据,通过式(8)进行多元回归得到各要素的产出弹性及常数项。在估算之前,我们首先对式(12)进行 Wald 检验,以判定我国农业生产(1978-2013)年农业生产发展的规模效应。

此时，假定 $H_0:\alpha+\beta+\varphi=1;H_1:\alpha+\beta+\varphi\neq 1$ ，通过 Wald 统计量，可以判断是否规模报酬不变，进一步做 Wald 残差检验，结果如下：

$$Chi-square=0.278,Pr ob.=0.5979 \quad (16)$$

回归方程较好地通过自相关检验，结果显著。对于 Wald 检验，表明在 5%的水平上，不能拒绝原假设，即我国在 1978-2013 年间农业生产呈现规模报酬不变，因此，(2)式可以转化为：

$$Ln\frac{Y}{AP}=\alpha Ln\frac{K}{P}+\beta Ln\frac{L}{P}+\varepsilon \quad (17)$$

求得 $\alpha=0.09,\beta=-2.12,\varphi=3.03$ ，将其带入(3)式，可得到我国 1978-2013 年农业发展的要素贡献率。具体见表 1。

(二)潜在产出法(PO)

潜在产出法需要分两布对全要素生产率进行测算。第一步，利用 HP 滤波估算产出缺口即能力实现率，因使用的是年度数据，所以在进行 HP 滤波估算时，取 $\lambda=100$ ，结果如图 1。同时通过公式(8)可算得我国 1978-2013 年各年的农业生产的能力实现率。第二步，利用隐性变量法估算我国农业生产的技术进步率。首先对模型进行模型设定检验，包括单位根检验和协整检验。我们通过对各个变量取自然对数，然后对模型本身和残差序列进一步做 ADF 检验。1978-2013 年农业生产的实际产出 LnY 以及 LnK 、 LnL 、 LnP 检验结果如表 1：

表 1 1978-2013 年农业生产的实际产出 LnY 、 LnK 、 LnL 、 LnP 检验结果

检验变量	检验类型	ADF 值	临界值			检验结果
	(C,T,K)		1%	5%	10%	
LnY	(C,T,0)	-2.179	-4.244	-3.544	-3.205	不平稳
LnK	(C,T,0)	-2.027	-4.244	-3.544	-3.205	不平稳
LnL	(C,T,1)	-1.88	-4.253	-3.548	-3.207	不平稳
LnP	(C,0,0)	0.887	-3.633	-2.948	-2.613	不平稳
ΔLnY	(C,0,1)	-6.084	-3.639	-2.95	-2.617	平稳*
ΔLnK	(C,0,0)	-4.139	-3.639	-2.951	-2.614	平稳*
ΔLnL	(C,0,0)	-2.683	-3.639	-2.951	-2.614	平稳***
ΔLnP	(C,0,0)	-3.798	-3.639	-2.951	-2.614	平稳*
$\Delta^2 LnY$	(C,0,1)	-8.365	-3.654	-2.957	-2.617	平稳*
$\Delta^2 LnK$	(C,0,2)	-7.847	-3.662	-2.96	-2.619	平稳*
$\Delta^2 LnL$	(0,0,0)	-6.152	-3.646	-2.954	-2.616	平稳*
$\Delta^2 LnP$	(C,0,1)	-6.654	-3.654	-2.957	-2.617	平稳*

注：“*”表示在 1%的水平下平稳，“**”表示在 5%的水平下平稳，“***”表示在 10%的水平下平稳。

以上表明，我国农业生产的实际产值 LnY ，资本存量以及农作物种植面积 LnP 在 1%的水平下都为 $I(1)$ 序列，农业劳动力在 LnL 10%的水平下也同为 I

(1)序列。进一步通过差分，保证了各个变量在 1%的水平下为 $I(2)$ 序列。要对各变量进行回归分析需要对其进行协整检验，本文采用 JJ 方法，结果如表 2：

表 2 JJ 检验

原假设	特征根	统计值	5%水平临界值	Prob.
不存在协整关系	0.5940	59.033	47.856	0.0032
至多存在一个协整关系	0.3796	28.384	29.797	0.0721
至多存在两个协整关系	0.2731	12.155	15.495	0.1497
至多存在三个协整关系	0.0378	1.311	3.841	0.2522

JJ 检验表明，迹检验统计量大于相应临界值，但最大统计量却均小于相应临界值，且 P 值大于 5%，所以在 5%的置信水平上我们不能拒绝原假设，即

LnY 、 LnK 、 LnL 、 LnP 间不存在协整关系。这样在希克斯中性基础上建立规模报酬不变的回归方程，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(OLS)给出回归方程的估计,

$$\begin{cases} \Delta \ln(Y_t) = \Delta \ln(TFP_t) + \alpha \Delta \ln(K_t) + \beta \Delta \ln(L_t) + (1 - \alpha - \beta) \Delta \ln(P_t) + \varepsilon_t \\ \Delta \ln(TFP_t) = \rho \Delta \ln(TFP_{t-1}) + \omega_t \end{cases} \quad (17)$$

依据上式,量测方程和状态方程如下:

$$\begin{cases} d\ln Y = c(1) + sv1 + c(2) \times d\ln K + c(3) \times d\ln L + (1 - c(2) - c(3))d\ln P + [\text{var} = \exp(c(5))] \\ sv1 = c(4) \times sv1(-1) + [\text{var} = \exp(c(6))] \end{cases} \quad (18)$$

估计结果如下:

$$\begin{cases} d\ln Y = 0.068 + sv1 + 0.023 \times d\ln K - 0.252 d\ln L + 1.229 d\ln P + [\text{var} = \exp(-6.33)] \\ sv1 = 0.785 \times sv1(-1) + [\text{var} = \exp(-8.14)] \end{cases} \quad (19)$$

表 3 回归分析

对数似然值	变量	估计	标准差	Prob.
56.28	资本存量产出弹性 α	0.023	0.026	0.00
	劳动力产出弹性 β	-0.252	0.312	0.0352
	耕地产出弹性 θ	1.229	—	0.00
	自回归系数	0.785	0.129	0.00

由自回归系数可以看出我国农业生产具有较强的持续性(表 3),依据 15 式中的量测方程和状态方程可以估算出我国农业生产的全要素生产率,在此单另列出。同时作为技术贡献率作为隐性变量法(PO)的一部分,如表 4。

四、全要素生产率增长与经济增长源泉分析

我们通过以上三种方法,估算出 1978-2013 期间,我国农业生产的全要素增长率,估算结果具有较为明显的差异,如表 5、图 1。

(一)全要素生产率增长分析

图 1 显示我国农业生产全要素增长率考察期(1978-2013)内移动情况,其跌宕态势与我国农业发展情况较为吻合。主要表现在以下几点:第一,三条曲线均呈现波动式发展,增长趋向低水平稳态,上下下降格局交错趋同、涨跌并存,隐性变量法与潜在产出法表示的曲线更是出现多处重合。整体来看,隐性变量法估算的曲线较平缓,源于其估算过程遵循一阶自回归过程。第二,阶段性显著且成"v"形,与农业增长态势和要素投入之间存在较强的关联性。农业

发展(1978-2013)整体可以划分为两个阶段:1978-1986,这一阶段我国农业生产 TFP 增长率整体正向运动,但下降较快,1980 年我国实行家庭联产承包责任制后,大大解放了农村劳动力,激发了农业生产力,全要素生产率进步较大,但随着改革的深入和快速发展,生产与制度矛盾出现,投入增长方式逐渐显现,典型的是 1986 年,我国农业固定资产投资出现下降,农业产值涨幅明显较小。1987-2013 时期,农业生产的 TFP 增长率均处于低位运行,甚至在 2002 年出现较大的负增长,这一阶段投入型增长更加显著,2003 年,我国农作物种植面积出现考察阶段最大幅度的缩小,但随着土地流转政策的出台和农业投资的大幅增长,中央积极财政政策对基础设施和基础产业的投资,农业生产实现了稳增稳产,机械作业的规模化使全要素生产增长率回升。

(二)农业增长源泉分析

依据隐性变量法与潜在产出法的估算结果,对我国农业生产(1978-2013 年)经济增长源泉,即要素增长、技术进步和能力实现等因素对经济增长的贡献做出以下分析。结合式(11),可得结论。

表 4 我国农业生产全要素增长率

农业生产平均增长率	全要素生产率增长率		劳动要素	资本要素	土地要素
7.4%	技术进步率	能力实现改善		1.06%(14.32%)	
	6.41%(86.6%)	-0.07%(-0.95%)			

表 5 全要素生产率(TFP)增长率

年份	实际产值 (亿元)	资本存量 (百万元)	就业人数 (万)	种植面积 (千 ha)	能力实现率 (%)	能力实现改 善(%)	TFP 增长率 (SR,%)	TFP 增长率 (LV,%)	TFP 增长率 (PO,%)
1978	1397.00	5334.00	28455.6	150104.1	4.779				
1979	1665.95	5684.00	29071.6	148476.9	-2.852	-7.631	26.54	19.34	11.709
1980	1755.80	4751.60	29808.4	146379.5	1.679	4.531	16.52	8.04	12.571
1981	1943.51	2606.06	30677.6	145157.1	1.037	-0.642	23.47	13.29	12.648
1982	2170.68	3008.74	31152.7	144754.6	-0.914	-1.951	14.42	11.45	9.499
1983	2356.47	3035.13	31645.1	143993.5	-0.622	0.292	13.42	9.24	9.532
1984	2680.68	3120.93	31685	144221.3	-5.754	-5.132	13.29	12.66	7.528
1985	2760.87	1274.60	30351.3	143625.9	-1.816	3.938	0.64	4.43	8.368
1986	2874.65	1132.52	30467.9	144204	0.266	2.082	4.72	3.91	5.992
1987	3121.30	1309.08	30870	144956.5	-2.433	-2.699	8.39	7.59	4.891
1988	3296.95	1298.48	31455.7	144868.9	-2.794	-0.361	9.91	6.04	5.679
1989	3113.26	962.36	32440.5	146553.9	7.898	10.692	-0.13	-5.69	5.002
1990	3540.71	1191.31	33336.4	148362.3	0.215	-7.683	13.70	11.55	3.867
1991	3644.77	1495.08	34186.3	149585.8	2.784	2.569	3.55	2.00	4.569
1992	3815.50	1827.38	34037	149007.1	4.009	1.225	2.93	4.48	5.705
1993	4026.18	1692.42	33258.2	147740.7	4.715	0.706	3.91	6.02	6.726
1994	4646.16	1674.63	32690.3	148240.6	-3.469	-8.184	10.85	13.50	5.316
1995	5124.94	1929.71	32334.5	149879.3	-7.488	-4.019	3.28	7.85	3.831
1996	5199.74	2588.97	32260.4	152380.6	-3.768	3.72	-7.16	-1.32	2.4
1997	5383.21	3482.24	32677.89	153969.2	-2.654	1.114	0.01	1.84	2.954
1998	5598.05	5141.00	32626.4	155705.7	-2.393	0.261	-4.05	1.60	1.861
1999	5673.08	6918.00	32911.76	156372.8	0.330	2.723	-1.21	0.34	3.063
2000	5740.97	8316.40	32797.5	156299.9	3.457	3.127	-1.22	0.74	3.867
2001	5990.76	9945.00	32451.01	155707.9	4.148	0.691	1.50	4.05	4.741
2002	6318.51	13559.40	31990.58	154635.5	4.636	0.488	1.28	5.10	5.588
2003	6768.13	37663.55	31259.63	152415	4.506	-0.13	-9.38	5.72	5.59
2004	7950.63	41480.91	30596	153552.6	-4.043	-8.549	9.80	14.43	5.881
2005	8502.35	50078.88	29975.54	155487.7	-2.688	1.355	-3.04	4.22	5.575
2006	8664.72	58385.14	29418.41	152149	3.856	6.544	2.98	3.73	10.274
2007	9905.38	68952.59	28640.68	153463.9	-0.749	-4.605	4.47	11.27	6.665
2008	11096.64	96890.19	28363.6	156265.7	-3.173	-2.424	0.80	8.11	5.686
2009	11630.25	132848.94	28065.26	158613.6	1.063	4.236	-5.31	1.87	6.106
2010	12930.38	147791.27	27694.77	160674.8	-0.628	-1.691	3.43	8.43	6.739
2011	14390.07	155005.66	27355.42	162283.2	-2.517	-1.889	5.22	9.05	7.161
2012	15430.92	189691.91	27032.25	163415.7	-0.837	1.68	0.60	5.36	7.04
2013	16307.21	226610.96	26968.46	164626.9	2.215	3.052	1.18	4.15	7.202

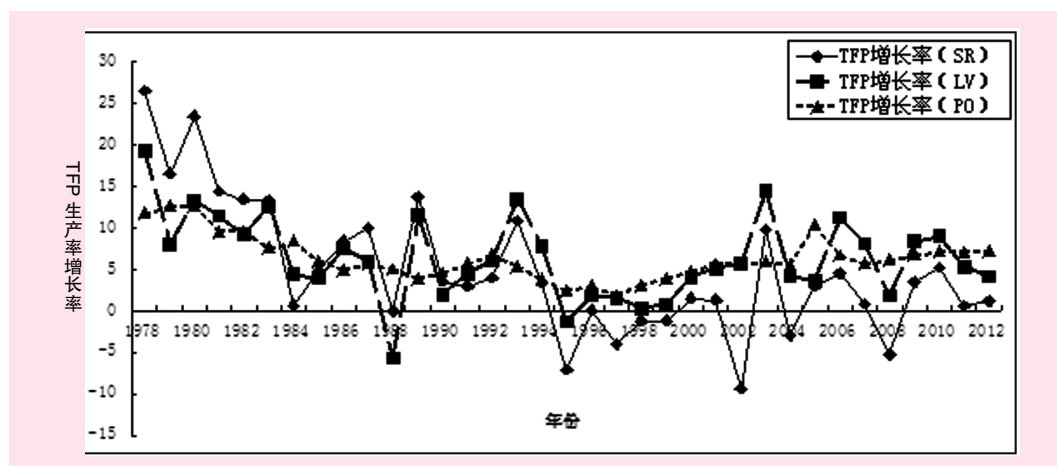


图1 我国农业生产(1978-2013)全要素生产率增长率情况

由上表数据可以看出，全要素生产率增长对我国1978-2013年间农业生产平均贡献率较高，达到85.65%，要素贡献率为14.32%。这一方面表明，缘于土地生产属性以及生产配比的固定性，农业规模不变生产显著，生产增长乏力，单位要素的投入较难获得同等的收益。农业的生产增长有赖于农业技术进步。另一方面图1也表明农业技术全要素生产率增长率增长较为困难。就全要素生产率增长构成而言，技术进步率为证，仅为6.41%，却农业生产增长贡献却达到86.6%，可以看出农业技术对农业产出的弹性较大，增长效应显著。而能力改善率为负，阻碍了农业生产发展，贡献率为-0.95%。由此可见，我国农业生产全要素生产率增长较低，而对农业生产增长贡献较大，要素投入对农业产出增长贡献较低，仅为14.32%，一方面，技术进步率偏低，农业生产能力利用水平和技术效率低，规模报酬不变或出现递减，要素投入弹性较小，或远不及技术增长的产出弹性，要素的配置不合理也是贡献低的原因。

五、结论

文章通过三种方法(SR、LV、PO)分别对我国农业生产(1978-2013)的全要素生产率增长(TFP)进行了计算，并通过隐性变量法对我国全要素生产率进行了分解。结果表明我国农业生产规模报酬等于1或小于1，规模报酬呈现不变。就农业生产增长而言，全要素生产率贡献较大，要素的增加贡献较小，这也正是规模报酬不变的重要表现。这一结论对我国农业发展及农业就业的政策安排有重要意义。

第一，我国农业生产的生长有赖于农业技术进步。加大农业技术的研发与应用是我国粮食安全的必要举措，也是当下土地超负荷生产和经济作物蚕食粮食种植的应有举措。技术引进与自主研发并举，普及“产-学-研”的农业技术升级路径，着实巩固农业的基础地位。

第二，要素投入应趋于稳定。要素投入是实现农业增产的稳定性因素，随着机械化的普及和土地流转工作的开展，耕地的产出弹性最大，其次是资本和劳动。因此守住“18亿亩”红线十分必要，农业投资及相关补贴政策仍需深入贯彻和进一步提高力度，农业劳动力仍存在过剩，转移态势不可逆。

第三，农业就业应得到合理安置。农业的产出弹性为负，表明农业从业人员出现过剩，急需转移到二三产业、城市地区。这一方面，二三产业部门应扩大自身就业创造能力，农副产品产业链亟待延伸，培育和壮大一批劳动密集型产业，实现劳动力就近就业。社会部门应加大劳动力的培训力度和规模，为产业发展、产业转移和人力资本流动积蓄力量。

参考文献：

- [1] 林毅夫.90年代中国农村改革的主要问题与展望[J].管理世界,1994,(3):139-144.
- [2] 冯海发等.论我国农业发展的技术选择[J].当代经济科学,1992,(4):27-31,36.
- [3] 孟令杰.中国农业产出技术效率动态研究[J].农业技术经济,2000,(5):1-4.
- [4] 高彦彦.城市偏向、城乡收入差距与中国农业增长[J].中国农村观察,2010,(5):2-13.
- [5] 沈汉溪.中国农业就业人数的变化趋势及预测[J].生态经济,2010,(11):137-139.
- [6] 张本飞.中国教育投入与农业增长的格兰杰因果关系分析[J].中国人口.资源与环境,2010,(12):117-121.
- [7] 谢茂拾.农业就业困境源于发展资本匮乏[J].农村工作通讯,2011,(23):42.
- [8] 郭剑雄等.人力资本门槛与农业增长的多重均衡:理论与中国的经验证据[J].清华大学学报(哲学社会科学版),2011,(6):136-146,159.
- [9] 陈佳.我国农业就业份额演变的实质[J].现代经济(现代物业下半月刊),2008,(12):55-56,33.

(下转第58页)

(上接第 53 页)

- [10] 李大胜等. 农业企业核心竞争力构成要素的实证研究[J]. 农业经济问题, 2008, (5): 31-38, 110, 111.
- [11] 邓一鸣. 试论农业就业份额下降规律演变的特点及其动因[J]. 经济问题, 1988, (11): 20-25.
- [12] 郑振雄等. 劳动节约型技术进步下的就业转移[J]. 中国人口. 资源与环境, 2012, (1): 144-148.
- [责任编辑: 石芬芳]

Research on the Development of Agriculture in China: the Growth Mode and Factor Decomposition

LU Fei

(School of Economics, Xinjiang University of Finance and Economics, Urumqi 830012, China)

Abstract: To examine the problem that the output has increased but the peasants' income has not, as well as the problem of "agricultural unemployment", this paper studies the data from 1978 to 2013. The Solow residual method (SR), latent variable method (LV) and potential output method (PO) are used to make a brief analysis on TFP growth rate (TFP) of the agricultural production, the return of its scale and factor contribution degree in China. The results show that, first, agricultural production and the growth rate of total factor productivity growth in China tend to be fluctuating, and the growth rate tends to remain stable at low level and rising trend alternates with the falling trend; second, they are significant at some stages and show a "V" shape, and there are strong correlations between the growth trend of agriculture and element input; third, in TFP, the contribution rate of technology is the most prominent, that of technology improvement is negative, and the effects of input factors are less.

Key words: growth of agricultural; TFP; the rate of technological progress; improvement in the capacity realization; agricultural employment