

# 基于时变参数的中国第一产业要素产出弹性估计

王玉梅, 芮源, 林青霞

(安徽财经大学 统计与应用数学学院, 安徽 蚌埠 233030)

**摘 要:**基于状态空间模型,利用卡尔曼滤波算法估计了时变弹性 MRW 生产函数,分析了 1978~2012 年中国第一产业各要素投入的产出弹性。分析认为:在中国现有的物质资本利用率水平和投资速度下,第一产业的物质资本产出弹性不断下降;教育资本的产出弹性随着就业人员受教育水平的提高也呈现下降趋势;尽管劳动力呈现先增后减的趋势,但是第一产业劳动力的产出弹性随着时间不断上升。

**关键词:**状态空间模型;MRW 生产函数;要素产出弹性;卡尔曼滤波;第一产业

**中图分类号:**F242

**文献标志码:**A

**文章编号:**1671-6248(2015)01-0062-08

要素投入对中国经济增长的影响和贡献度一直是学术界关注的重点之一,大批学者做了较为严谨的研究。当前正值中国产业结构调整的关键时期,若不能及时解决第一产业薄弱的现状,及时优化中国第一产业要素投入组合比例,将影响中国第一产业经济乃至整体国民经济的长久健康发展。

然而,现有文献缺乏对中国第一产业要素投入及其产出弹性的动态分析,即没有文献或模型可以动态反映出中国第一产业各要素产出弹性的变动,也就无法分析中国第一产业合理的要素投入比例的变动。本文将从模型的设定、变量选择及模型检验等方面入手,分析中国第一产业投入要素的弹性变化,并提出与之相适应的政策建议。

## 一、模型的建立

现代经济增长理论起源于 Harrod 和 Domar 的研究,他们提出了西方经济增长理论史上第一个经济增长的数学模型。该模型以凯恩斯的储蓄-投资分析为基础,引入时间变量,使得凯恩斯的短期比较静态分析得以长期化和动态化。Solow 在对 Harrod-

Domar 模型进行修订的基础上发展起来的 Solow-Swan 模型,简称为 Solow 模型,是新古典经济增长理论的基础,几乎之后一段时期所有的有关经济增长的分析都以 Solow 模型为起点<sup>[1]</sup>。Mankiw 等在 Solow 模型的基础上引入人力资本积累,再次发展了古典经济增长理论<sup>[2]</sup>。Mankiw-Romer-Weil (MRW) 模型现已成为研究经济增长的一个基本范式,许多学者在此基础上进一步拓展,考察了各种资本投入对经济增长的影响。余长林不仅引入人力资本数量,还引入了人力资本结构,发现人力资本的数量和结构同时对经济增长有重要影响<sup>[3]</sup>。王云等在引入人力资本、物质资本的基础上引入了文化资本,发现现阶段经济增长仍为物质资本推动型,人力资本和文化资本的作用有限<sup>[4]</sup>。

考虑数据的可获得性,本文采用最基本的 MRW 模型进行分析,MRW 模型的生产函数如式(1)。

$$Y_t = AK_t^\alpha H_t^\beta L_t^\gamma \quad (1)$$

式中, $t=1,2,\dots,T$ ;  $Y_t, K_t, H_t, L_t$  分别代表第一产业于第  $t$  期的产出水平、物质资本、教育资本、劳动力数量、外生技术水平;  $A$  代表外生技术水平;  $\alpha, \beta, \gamma$  分别代表物质资本、教育资本和劳动力的产出弹性,

收稿日期:2014-10-14

基金项目:国家自然科学基金项目(71301033);安徽财经大学研究生科研创新基金项目(CXJJ2014070)

作者简介:王玉梅(1965-),女,山东烟台人,教授。

当  $\alpha + \beta + \gamma = 1$  时,该生产函数体现出规模报酬不变的特性,当  $\alpha + \beta + \gamma > 1$  时,该生产函数体现出规模报酬递增的特性。

对式(1)两边取对数,可得:

$$\ln Y_t = \alpha \ln K_t + \beta \ln H_t + \gamma \ln L_t + \ln A \quad (2)$$

其中,  $\ln Y_t, \ln K_t, \ln H_t, \ln L_t, \ln A$  分别是第一产业于第  $t$  期的产出水平的自然对数形式、物质资本的自然对数形式、教育资本的自然对数形式、劳动力数量的自然对数形式以及外生技术水平的自然对数形式。考虑到一般的回归模型通常假定要素投入的产出弹性在观测期内保持不变,即可以认为最小二乘(OLS)估计值是估计该产出弹性在观测期内的平均值。但是近年来,由于中国经济改革和各种外界冲击的影响,中国的经济结构正逐渐发生转变,固定参数模型难以准确地反映其中的变化,因此对该模型进行可变参数的估计就显得尤为必要。赵志耘等和章上峰等提出了时变产出弹性的非参数估计方法<sup>[5,6]</sup>,高宇明等提出了基于状态空间模型的时变产出弹性的卡尔曼滤波估计方法<sup>[7]</sup>;章上峰等提出了时变产出弹性的变系数面板数据估计方法<sup>[6]</sup>。

对于处于产业转型期的中国,随着经济结构、产业结构以及政策等外部因素的不断变化,第一产业的要素产出弹性受到许多不可观测因素的影响,故其往往会随着时间而发生改变,即使在特定的一段时间内也无法保持恒定。高铁梅指出状态空间模型可以将不可观测的变量(状态变量)并入可观测模型并与其一起得到估计结果。状态空间模型的假设条件是动态系统符合马尔科夫特性,即给定系统的现在状态,则系统的将来与其过去独立。状态空间模型具有如下特点:第一,它可以灵活地反映和分析社会经济现象中的动态过程以及演变体系;第二,状态空间模型不仅可以反映所研究系统的内部状态,而且可以揭示系统内部状态变化与外部输入和输出变量变动之间的联系;第三,状态空间模型适合解决多输入输出变量情况下的建模问题,其通过将多个变量时间序列转化为向量时间序列,使得模型不再孤立地处理时序数据;第四,状态空间模型利用贝叶斯后验概率,通过递归算法用现在和过去的最小心的信息形式描述系统的状态,提高了数据的利用率,因此,其不需要大量的历史数据资料,比较适合中国一些重要统计的数据普遍年限较短的现状<sup>[6]</sup>。

对式(2)稍作修改,构造物质资本、教育资本和劳动力数量产出弹性的时变参数的状态空间模型,模型如下:

$$\ln Y_t = \alpha_t \ln K_t + \beta_t \ln H_t + \gamma_t \ln L_t + \ln A + \mu_t \quad (3)$$

$$\alpha_t = \theta_1 + \varphi_1 \alpha_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\beta_t = \theta_2 + \varphi_2 \beta_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

$$\gamma_t = \theta_3 + \varphi_3 \gamma_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (6)$$

其中,式(3)为信号方程,表示各产业投入要素与产出间的一般关系,  $\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3$  为状态变量自然回归系数;  $\alpha_t, \beta_t, \gamma_t$  称为状态变量,并随着时间不断变化,其变化反映了除物质资本、教育资本、劳动力以外的其它因素对这些投入要素和产出的综合影响。式(4)~(6)为状态方程,均服从马尔科夫随机过程,描述了这些状态变量的生成过程。 $\theta_i$  是状态方程的漂移项;当  $\varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = 1$  时,状态变量服从随机游走过程;当  $|\varphi_i| < 1, i = 1, 2, 3$  时,状态变量服从平稳的 AR(1) 过程;当  $|\varphi_i| > 1, i = 1, 2, 3$  时,状态变量服从非平稳的 AR(1) 过程。 $\mu_t, \varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}$  分别是信号方程和状态方程的扰动项,且独立服从于均值为零、方差为有限常数的正态分布。

由于本文中劳动力数量、物质资本和教育资本往往具有相同的发展趋势,即此 3 个变量很可能存在较为严重的共线性, Watson 等分析指出,卡尔曼滤波算法在处理多重共线性问题上比最小二乘法具有巨大的优越性,卡尔曼滤波算法可以完成所有最小二乘法可以完成的,特别是当最小二乘法失效时,卡尔曼滤波仍然能保证其是一个最优的过程,同时通过一种最小二乘法所不能实现的方法,使其在处理多重共线性问题上具有足够的灵活性<sup>[8]</sup>。

尽管卡尔曼滤波拥有众多优点,但是,在缺乏约束条件的情况下,估计的结果往往只注重数学特性,而缺乏应有的经济含义,因此,笔者将给出相应的设定。

由于可获得的统计数据有限,模型中的待估参数较多,且所求解的极大似然函数收敛机制十分复杂,因此,本文将要素产出弹性变动的状态方程扰动项的方差限定为相等方差,假定  $\varepsilon_{1t} = \varepsilon_{2t} = \varepsilon_{3t}$ ,并且将量测方程扰动项的方差设定为一较小的常数。

由于状态空间模型的假设条件是动态系统符合马尔科夫特性,那么初期估计值受给定初始值影响的波动性较大,但随着卡尔曼滤波的过程,计算结果将越来越精确,逐渐收敛于真实值。因此,为了避免初期系数波动较大的影响,防止在参数收敛前待估参数矩阵的退化,本文采用 EM 算法寻找最大似然值。

## 二、实证分析

### (一) 变量选取和数据说明

本文的研究涉及第一产业的增加值  $Y$ 、物质资本

$K$ 、教育资本  $H$ 、劳动力数量  $L$ ,时间为 1978 ~ 2012 年,时间跨度 35 年。所有数据均来自《中国国内生产总值核算历史资料:1952 ~ 1995》、《中国国内生产总值核算历史资料:1996 ~ 2004》以及历年的《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》具体数据见表 1。

表 1 1978 ~ 2012 年中国第一产业投入要素及产出数据

年份	$Y$ /亿元	$K$ /亿元	$H$ /年	$L$ /万人
1978	1 027.535	1 222.0	5.12	28 829.0
1979	1 090.214	1 287.7	5.22	28 476.0
1980	1 074.392	1 342.9	5.33	28 878.0
1981	1 149.414	1 375.7	5.43	29 449.5
1982	1 281.931	1 417.1	5.54	30 318.0
1983	1 388.662	1 453.0	5.64	31 005.0
1984	1 567.532	1 493.2	5.75	31 009.5
1985	1 596.435	1 528.3	5.85	30 999.0
1986	1 649.411	1 566.8	5.96	31 192.0
1987	1 727.004	1 608.6	6.06	31 458.5
1988	1 770.943	1 649.3	6.17	31 956.0
1989	1 825.399	1 678.8	6.27	32 737.0
1990	1 959.162	1 746.5	6.38	36 069.5
1991	2 006.179	1 801.4	6.42	39 006.0
1992	2 100.486	1 861.2	6.45	38 898.5
1993	2 199.244	1 918.4	6.49	38 189.5
1994	2 287.225	2 043.3	6.53	37 154.0
1995	2 401.604	2 205.1	6.57	36 079.0
1996	2 524.105	2 317.3	6.60	35 175.0
1997	2 612.437	2 450.1	6.64	34 830.0
1998	2 703.854	2 612.8	6.68	35 008.5
1999	2 779.562	2 788.6	6.71	35 472.5
2000	2 846.271	2 980.8	6.75	35 905.5
2001	2 925.969	3 175.8	6.79	36 220.8
2002	3 010.823	3 417.5	6.82	36 519.3
2003	3 086.092	3 893.6	6.86	36 422.2
2004	3 280.517	4 423.8	6.92	35 517.1
2005	3 452.111	5 268.3	7.05	34 135.8
2006	3 624.717	6 288.3	6.86	32 691.2
2007	3 760.426	7 485.3	7.04	31 335.8
2008	3 962.680	9 189.2	7.17	30 327.2
2009	4 128.461	11 861.4	7.30	29 406.9
2010	4 304.799	14 440.2	7.38	28 410.5
2011	4 487.773	17 251.1	7.53	27 262.3
2012	4 691.913	20 780.2	7.65	26 183.5

1. 增加值

本文用中国第一产业增加值作为衡量产业经济增长的指标,并按 1978 年不变价格进行换算。

2. 物质资本

物质资本用第一产业的资本存量表示,计算第一产业资本存量时,需确定基期资本存量、各期资本投入增量、资本价格指数和资本折旧率等数据,笔者参考张军、单豪杰、徐现祥等的研究方法<sup>[9-11]</sup>,在估计一个基年的资本存量后,采用永续盘存法按不变价格测算第一产业的资本存量,并且采取第一产业的固定资本形成总额来度量当年投资,按照收入法核算时所提供的固定资产折旧数据为当年的折旧,并按照三步法构造投资缩减指数(不考虑省级划分)。对缺失数据,采用与徐现祥等一致的处理办法<sup>[9]</sup>,进行第一产业的资本存量估计,基期定为 1978 年。2005 年以后的数据,由于缺少第一产业资本形成总额和折旧率的数据,采用王小鲁等提出的方法,用当年全社会固定资产投资乘以固定资产投资交付使用率计算当年的固定资本形成总额,折旧率定为 5% 进行计算<sup>[12]</sup>,并借用固定资产投资价格指数替代价格平减指数<sup>[11]</sup>。

3. 教育资本

教育资本用第一产业受教育年限表示。由于历史统计数据的不完整性和某些数据尚未公布的原因,对一个人从事两个产业以上的情况以及缺失数据,采用王金营线性内插和线性外推等方法进行调整,可以获得 1978 年中国第一产业就业人员受教育水平估计值<sup>[13]</sup>。

4. 劳动力数量

劳动力数量用年平均就业人数表示,即第一产业年初与年末就业人数的平均值。

(二) 模型检验

时间序列的建模需要序列具有平稳性,当数据不满足平稳条件,往往会导致伪回归问题的出现,因此在实证前需要对各个序列进行单位根检验和协整检验。

1. 单位根检验

为了保证模型的有效性,必须对各个变量进行平稳性检验,然而,现实经济生活中大多数变量往往是非平稳的,因此,通过单位根检验以确定各变量的单整阶数尤为必要。于是,我们采用 AIC 准则确定 ADF 单位根检验的滞后阶数。检验结果如表 2 所示。

通过对各变量进行 ADF 单位根检验,可以清楚地看到在 5% 的显著水平下,  $\ln Y \sim I(1)$ ,  $\ln H \sim I(1)$ ,  $\ln L \sim I(1)$ ,  $\ln K \sim I(2)$ , 即  $\ln Y$ ,  $\ln H$ 、 $\ln L$  均服从一阶单整过程,  $\ln K$  服从二阶单整过程。

表 2 变量平稳性检验(滞后阶数采用 AIC 准则)

单位根检验	ADF 值	90% 临界值	95% 临界值	99% 临界值	平稳性检验
$\ln Y(C, T, 6)$	-1.077 830	-3.225 334	-3.580 623	-4.323 979	不平稳
$\ln K(C, T, 7)$	1.472 730	-3.229 230	-3.587 527	-4.339 330	不平稳
$\ln H(C, T, 0)$	-2.454 453	-3.207 094	-3.548 490	-4.252 879	不平稳
$\ln L(C, T, 6)$	0.836 619	-3.225 334	-3.580 623	-4.323 979	不平稳
$\Delta \ln Y(C, T, 5)$	-4.244 927	-3.225 334	-3.580 623	-4.323 979	平稳
$\Delta^2 \ln K(C, T, 8)$	-4.107 167	-3.243 079	-3.612 199	-4.394 309	平稳
$\Delta \ln H(C, T, 0)$	-5.421 737	-3.209 642	-3.552 973	-4.262 735	平稳
$\Delta \ln L(0, 0, 1)$	-2.712 100	-1.610 579	-1.951 687	-2.639 210	平稳

2. 协整检验

由于模型中变量非平稳,不能满足时间序列建模条件,为了避免伪回归问题的出现,需对这些变量进行协整检验,遗憾的是所有变量并非同阶单整,且仅  $\ln K \sim I(2)$ ,不符合协整检验的条件,因此将  $\ln K$  一阶差分后,进行多变量的协整检验。检验结果如表 3 所示。

表 3 变量的协整检验

原假设	T 统计量	5% 水平临界值	P 值
$n = 0$	59.091 61	47.856 13	0.003 1
$0 < n \leq 1$	25.442 23	29.797 07	0.146 2
$1 < n \leq 2$	9.130 401	15.49 471	0.353 5
$2 < n \leq 3$	3.117 687	3.841 466	0.077 4

协整检验表明,在 5% 的显著水平下,变量间存在一个协整关系,即存在一个协整方程,使得第一产业增加值、教育资本、劳动力数量以及资本存量增长率之间存在长期稳定的均衡关系。因此,避免了模型产生虚假回归的问题。

(三) 时变产出弹性

依据模型的上述设定和假设,不考虑规模报酬不变的约束,代入 1978~2012 年中国第一产业的相关数据,通过状态空间模型的卡尔曼滤波以及 EM 算法,利用 R 3.10 版本的 MARSS 软件包,将 4 种状态方程形式下的中国第一产业要素产出弹性一并估计出来。

表 4 模型的选择

模型选择	分类	对数似然值	AIC 准则	AICc 准则
随机游走	带漂移项	74.152 3	-132.304 5	-126.766 1
	不带漂移项	69.760 5	-129.521 0	-127.452 0
AR(1)	带漂移项	73.926 2	-125.852 4	-114.374 1
	不带漂移项	71.551 9	-127.103 9	-121.565 4

对于这 4 种形式的模型,本文根据 AIC 准则,选择带有漂移项随机游走形式的状态转移方程的估计结果,这表明第一产业要素投入的弹性服从随机游

走过程,也就是说外部因素对产出弹性的影响是永久的。尽管外界因素对物质资本存量、教育水平、劳动力数量产生影响是有限的,但是这会永久影响第一产业物质资本、科学知识的使用效率及劳动力的工作效率,而产出弹性与各要素的使用效率有着密切的关系。因此,状态方程选择带有漂移项的随机游走形式是有意义的,其估计结果见式(7)~(10)和表 5。

$$\ln Y_t = \ln A_t + \alpha_t \ln K_t + \beta_t \ln H_t + \gamma_t \ln L_t + \mu_t \quad (7)$$

$$\alpha_t = 0.697\ 0 + \alpha_{t-1} + \varepsilon_{t2} \quad (8)$$

$$\beta_t = 0.933\ 3 + \beta_{t-1} + \varepsilon_{t3} \quad (9)$$

$$\gamma_t = 0.450\ 4 + \gamma_{t-1} + \varepsilon_{t4} \quad (10)$$

计算得出,该模型解释能力  $R^2$  为 0.995 7,接近于 1,且残差序列相关性较弱。利用卡尔曼平滑计算各期的预测值,并考察模型整体的拟合效果(图 1),几乎所有的观测点都落入预测值的两倍标准差以内。

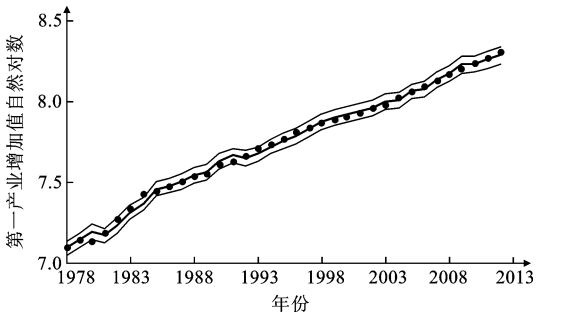


图 1 第一产业增加值及其平滑结果

基于弹性的定义,以及边际技术替代率的值为有限正数,合理经济的要素产出弹性的取值范围是  $[0, 1]$ 。由表 5 可以看出教育资本的产出弹性与物质资本的产出弹性、劳动力数量产出弹性均在合理范围内,可以认为状态空间模型估计结果具有现实意义。物质资本和教育资本的产出弹性以近似直线形式下降,劳动力的产出弹性以近似直线形式上升,在相邻年份并没有出现要素产出弹性的剧烈波动,

而是呈现特定的趋势小幅波动变化。这主要源于中国第一产业在改革开放以来持续稳定的发展,关于第一产业的产业政策并没有影响产业的市场特性,使得第一产业的发展符合经济的一般规律。

表 5 1978 ~ 2012 年第一产业时变参数的估算结果

年份	$\alpha_t$	$\beta_t$	$\gamma_t$
1978	0.687 636	0.920 450	0.459 986
1979	0.678 298	0.907 582	0.469 647
1980	0.665 425	0.893 899	0.474 246
1981	0.656 783	0.881 199	0.484 877
1982	0.649 597	0.868 84	0.497 582
1983	0.641 492	0.856 264	0.508 981
1984	0.635 628	0.844 220	0.523 560
1985	0.625 419	0.831 137	0.531 994
1986	0.615 635	0.818 156	0.541 025
1987	0.606 458	0.805 322	0.550 911
1988	0.596 195	0.792 223	0.559 274
1989	0.586 234	0.779 198	0.568 059
1990	0.575 619	0.766 012	0.575 929
1991	0.563 998	0.752 576	0.582 385
1992	0.555 428	0.739 897	0.593 144
1993	0.547 315	0.727 330	0.604 543
1994	0.538 427	0.714 572	0.614 861
1995	0.529 787	0.701 876	0.625 522
1996	0.521 832	0.689 346	0.637 116
1997	0.512 626	0.676 512	0.647 020
1998	0.502 850	0.663 540	0.656 160
1999	0.492 615	0.650 457	0.664 690
2000	0.482 217	0.637 335	0.673 005
2001	0.472 227	0.624 310	0.681 854
2002	0.462 188	0.611 273	0.690 639
2003	0.451 188	0.598 010	0.698 184
2004	0.442 657	0.585 322	0.708 866
2005	0.433 097	0.572 397	0.718 264
2006	0.424 892	0.559 780	0.729 311
2007	0.414 959	0.546 784	0.738 306
2008	0.405 250	0.533 836	0.747 560
2009	0.394 266	0.520 613	0.755 372
2010	0.384 982	0.507 750	0.765 049
2011	0.376 276	0.495 008	0.775 345
2012	0.367 839	0.482 321	0.785 921

1. 物质资本的产出弹性

根据图 3 可知,第一产业物质资本产出弹性呈直线下降的趋势,从 1978 年的0.687 6下降到 2012 年的0.367 8,35年间下降了46.5%,平均每年下

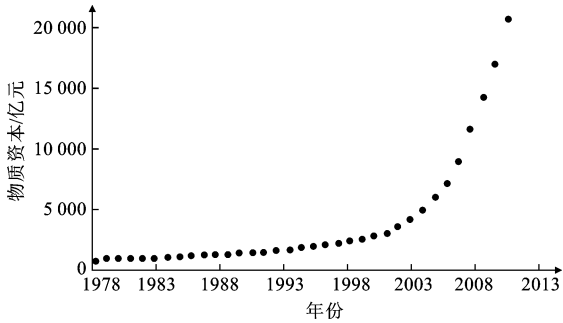


图 2 1978 ~ 2012 年第一产业物质资本存量

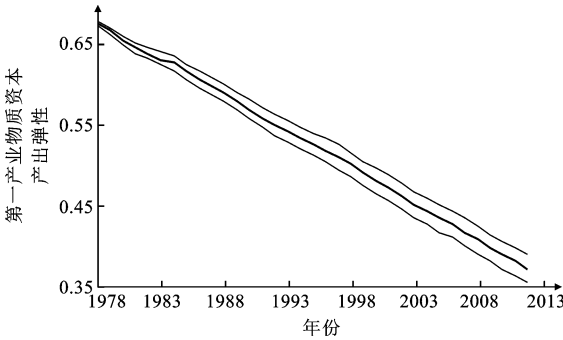


图 3 1978 ~ 2012 年第一产业物质资本产出弹性

降0.94%。改革开放以来,每增加 1% 单位的资本,其产出增产率逐年减少。改革开放初期,中国开始在全国推广实行家庭联产承包责任制,在一定程度上提高了农业资本的利用效率,但是 1992 年社会主义市场经济以前,由于计划经济的制约,第一产业物质资本的产出弹性呈下降趋势。1992 年以后,社会主义市场经济放开对资本利用效率的束缚,物质资本的投入速度加快,资本利用效率不断提高,但是由于要素边际产出递减的规律,利用率提高无法抵消边际产出递减带来的影响,使得中国第一产业的物质资本产出弹性仍然呈下降趋势。这表明,中国第一产业物质资本增长的速度过快,使得物质资本与其利用效率不相协调,较低的利用效率拉低了产出弹性;生产要素的投入存在一个最佳比例,然而对于中国第一产业而言,物质资本呈指数形式增长(图 2),增速远远快于其他要素的增长速度,物质资本存量迅速提高,也就导致了物质资本投入与其他要素投入比例不合理,拉低了其产出弹性。

2. 教育资本的产出弹性

教育资本产出弹性由 1978 年的 0.920 5,下降到 2012 年的 0.482 3,平均每年下降 1.29%。1978 年前后教育的产出弹性接近于 1,即每增加 1% 单位的教育资本,第一产业产出也增加约 1% 单位,而 2012 年增加 1% 单位的教育资本,第一产业的产出

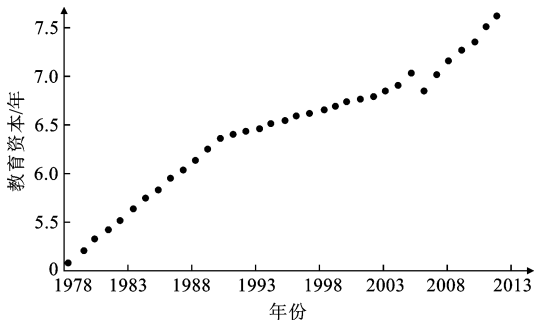


图4 1978~2012 年第一产业教育资本

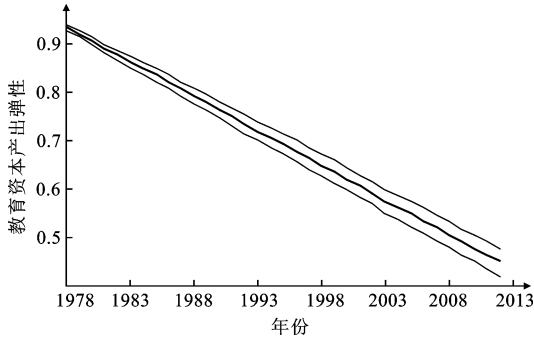


图5 1978~2012 年第一产业教育产出弹性

只增加约 0.5% 单位。1978 年春秋,参加 1977、1978 年高考的考生先后走进大学课堂,中国人才培养机制重新步入正常轨道。1986 年起开始实行九年制义务教育,全国文盲率不断降低,人民受教育水平不断提高,第一产业就业人员的受教育水平也逐年上升。2006 年中国取消农业税,减轻了第一产业就业人员的经济负担,提高了农民的积极性,该政策对受教育水平普遍较低的农村老年人口吸引尤为巨大。因此,尽管在第一产业就业人员数量降低的大趋势下,受教育水平低的老年人口的加入还是拉低了第一产业整体的受教育水平。随着科教兴国战略的不断实施,以及十二年义务教育的不断普及,中国第一产业就业人员受教育水平逐步提高。

改革开放初期,由于中国第一产业就业人员受教育水平的严重缺乏,教育产出弹性很大,随着中国就业人员受教育水平不断提高,由于教育资本要素的边际产出递减规律,教育的产出弹性逐年下降。尽管如此,其产出弹性仍高于资本的产出弹性,处于一个较高水平。这表明中国第一产业就业人员受教育水平尚且不足,提高就业人员受教育水平在未来一段时间内仍能极大地推动第一产业产出的提高。相较于资本投资,考虑知识的乘数效益,教育投资不仅具有风险小的特点,更具有回报高的特点。

3. 劳动力数量的产出弹性

劳动力的产出弹性由 1978 年的 0.460 0,上升

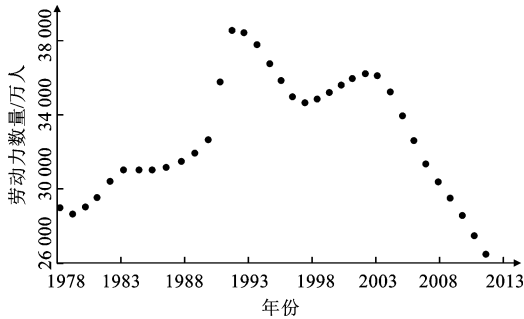


图6 1979~2012 年第一产业劳动力数量

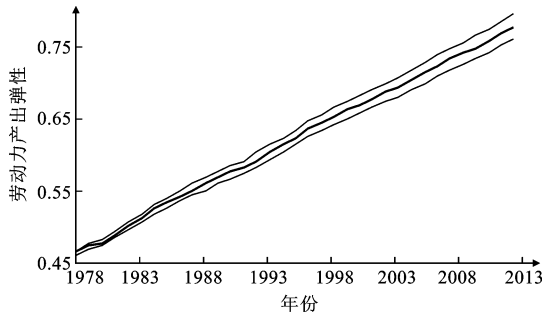


图7 1979~2012 年第一产业劳动力产出弹性

到 2012 年的 0.785 9,35 年间上升了 70.9%,平均每年上升 96%。1978 年,劳动力的产出弹性为 0.460 0,每增加 1% 单位的教育资本,第一产业的产出增加约 0.46% 单位,而 2012 年增加 1% 单位的教育资本,第一产业的产出增加约 0.79% 单位。

改革开放以来,第一产业劳动力数量随着时间不断提高,到 1991 年达到 39 006 万人的峰值。此后人数开始逐年下降,1997~2004 年,由于农业政策的不断深化,第一产业就业人数有小幅提升。2005 年以后,随着人均国民收入水平的提高,第一产业劳动力开始从第一产业向第二、第三产业转移,第一产业的劳动力数量不断减少。在改革开放初期,第一产业就业人员的劳动效率相对较低,劳动力的产出弹性随着劳动效率的提高而提高。20 世纪 90 年代后,农业机械化、科技化的不断发展,以及劳动人员效率的提高,劳动力的产出弹性不断上升。劳动力产出弹性的不断上升也体现出中国集约式农业的基本格局尚未发生改变,农业经济仍属于小农经济,机械化和科技化水平不足。

1991 年以后的一段时期以及 2005~2012 年,劳动力数量大幅减少,劳动力的产出弹性却没有出现大幅上升,从表面上看似乎不符合经济学规律,但是考虑到产业间劳动力的转移,劳动力产出弹性的增长速度因为第一产业长时期劳动力数量相对过剩而减缓,这反映出 2005 年后中国第一产业的机械化

和科技化水平有了明显的提高,大农业的发展和劳动力效率的不断提高,以及相对当前其他要素投入量,都使得第一产业出现劳动力数量相对过剩的情况。随着国民经济的不断发展,以及农业科技的不断推广,第一产业的劳动力数量将逐渐趋于合理范围。

(四) 模型再检验

Shumway 等指出,由于卡尔曼滤波算法的稳健性,不仅仅是高斯过程,所有多元自回归过程都可以得到良好的估计,因此,即使残差不满足正态分布,就估计量的有效性而言,卡尔曼滤波算法得到的估计依然是最优的<sup>[14]</sup>。国内不少关于状态空间模型的文献中往往只对模型的残差进行平稳性检验,而忽略正态性检验。本文将残差样本累计分布与正态分布的理论累计分布做比较,通过 Q-Q 图检验模型的残差是否符合正态分布。

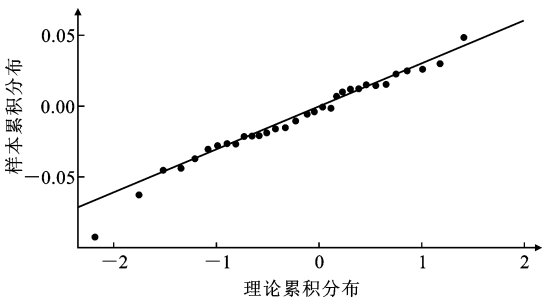


图8 残差正态性检验 Q-Q 图

从图8可以看出,残差点主要分布在直线附近,而其分布的均值与0有所偏离。为了检验残差均值是否为0,我们对其样本T进行检验,得到的P值为0.9949,远远大于0.05,于是我们不能拒绝原假设,也就是可以认为残差均值为0。

模型残差是否平稳影响着模型估计的稳健性,若残差不平稳,则该模型的估计就非有效,因此残差平稳性检验关系着模型有效性。我们应用 AIC 准则确定残差单位根检验的滞后阶数,结果见表6。单位根检验的结果表明不带有趋势项和漂移项的检验显著,在0.01的显著水平上拒绝残差具有单位根的假设,因而我们认为该状态空间模型的残差是平稳的,即可以认为该模型及其估计结果是有效的。

表6 残差的平稳性检验

ADF 值	90% 临界值	95% 临界值	99% 临界值	平稳性检验
-5.686 986	-1.609 798	-1.953 381	-2.650 145	平稳

三、结语

本文研究结论主要有以下几个方面:第一,中国第一产业的发展比较稳定,各要素的产出弹性呈现明显的小幅波动趋势性变化。第二,在现有资本利用效率水平下,物质资本的产出弹性不断下降,即增加物质资本投资不能有效地带来经济的增长,只有提高资本的利用效率并合理分配物质资本与其他要素间的比例,才能提高物质资本的产出弹性。第三,中国第一产业教育资本的产出弹性随着就业人员受教育水平的提高而下降,但在未来相当长的时间内教育资本的产出弹性仍能给第一产业的发展带来巨大的推动力。第四,由于中国经济的不断发展,第一产业的劳动力数量开始逐年减少,但劳动力素质、效率不断提高,以及劳动力数量逐渐趋于最适合的范围,使得劳动力的产出弹性不断上升。

为了改变中国农业基础薄弱的现状,提高中国农业经济的发展水平,笔者建议:第一,仍需重视第一产业,进一步扶持第一产业持续稳定发展,继续调整各类要素资本的投入结构;重视资本投资的重要性,避免盲目投资、过度投资,优化投资质量;通过政府政策的引导,将物质资本、劳动力等其他要素投入比例控制在适度、合理的范围之内。第二,持续推进中国教育事业的发展,逐步在全国普及十二年义务教育,提高教育质量,增强中国教育资本;积极发展农业生物技术和其它相应技术,探索提高第一产业生产力的新途径和新方法;打破因城乡差异等社会因素带来的农业上的人才流失,通过相应政策吸引更多的人才来关注以及发展第一产业;通过提高第一产业整体的受教育水平,提升第一产业的发展效率以及技术水平。第三,加强农业技术的改进和推广,开展相关行业培训、技能培训,尽快将农业科研成果、管理理念运用到实际生产生活中去,使相应的科研成果产业化、经济化。第四,增加对农业的投入,特别是知识投入、技术投入,在保证足够就业水平的条件下,推广农业科技化、现代化,减轻劳动力的负担,提高劳动力的生产效率。

参考文献:

[1] Solow R M. Technical change and the aggregate production function[J]. The Review of Economics and Statis-

- tics, 1957(3):312-320.
- [2] Mankiw N G, Romer D, Weil D N. A contribution to the empirics economic growth[J]. Quarterly Journal of Economics, 1992, 107:407-437.
- [3] 余长林. 人力资本投资结构及其经济增长效应: 基于扩展 MRW 模型的内生增长理论与实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(12):117-125.
- [4] 王云, 龙志和, 陈青青. 文化资本对中国经济增长的影响: 基于扩展 MRW 模型[J]. 软科学, 2013(4):12-16.
- [5] 赵志耘, 刘晓璐, 吕冰洋. 中国要素产出弹性估计[J]. 经济理论与经济管理, 2006(6):5-11.
- [6] 章上峰, 许冰. 时变弹性生产函数与全要素生产率[J]. 经济学季刊, 2009, 8(2):551-568.
- [7] 高宇明, 齐中英. 基于时变参数的我国全要素生产率估计[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(2):100-109.
- [8] Watson P K. Kalman filtering as an alternative to ordinary least squares: some theoretical considerations and empirical results[J]. Empirical Economics, 1983, 8(2):71-85.
- [9] 徐现祥, 周吉梅, 舒元. 中国省区三次产业资本存量估计[J]. 统计研究, 2007, 24(5):6-13.
- [10] 张军, 章元. 对中国资本存量 K 的再估计[J]. 经济研究, 2003(7):35-43.
- [11] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952 ~ 2006 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(10):17-31.
- [12] 王小鲁, 樊纲. 中国经济增长的可持续性[M]. 北京: 经济科学出版社, 2000.
- [13] 王金营. 1978 年以来中国三次产业从业人员受教育水平估计[J]. 人口研究, 2002, 26(3):70-76.
- [14] Shumway R H, Stoffer D S, Stoffer D S. Time series analysis and its applications: with R example[M]. New York: Springer, 2000.

## Estimation of elements output elasticity in China's first industry based on time-varying parameter

WANG Yu-mei, RUI Yuan, LIN Qing-xia

(School of Statistics and Applied Mathematics, Anhui University of Finance Economics, Bengbu 233030, Anhui, China)

**Abstract:** Based on state space model, this paper estimated the time-varying elasticity MRW production function by using Kalman filter algorithm and analyzed the output elasticity of all the elements in China's first industry from 1978 to 2012. The results showed: in the case of China's existing material capital utilization level and investment speed, output elasticity of physical capital in the first industry constantly declined; output elasticity of educational capital also showed a trend of decline with the improvement of the education level of employed people; despite the fact that labor force presented a trend of increasing first and decreasing followed, output elasticity of labor force in the first industry was rising over time.

**Key words:** state space model; MRW production function; elements output elasticity; Kalman filter; the first industry