

# 中国三次产业要素投入与经济增长： 基于岭回归经验分析\*

赵霞<sup>1,2</sup>, 王志增<sup>3</sup>

(1.兰州商学院 国际经济与贸易学院; 2.甘肃商务发展研究中心; 3.兰州商学院 工商管理学院, 兰州 730020)

**摘要:** 将资本、劳动和能源作为投入要素,通过构造包含有生产要素三次产业投入结构的柯布-道格拉斯生产函数,分析三次产业中的要素投入与经济增长的关系,并对产业间的要素流动对经济增长的影响进行测算。研究表明:从弹性系数比较来看,第三产业的要素产出效率高于第一、第二产业,劳动的产出弹性系数大于资本和能源的产出弹性系数;从要素投入方向看,在要素总量既定的条件下,要素在三次产业间的重新配置具有增长效应,第三产业资本增长份额来源于第二产业,劳动、能源投入份额全部来源于第一产业有利于实现产出最大化。

**关键词:** 三次产业;要素投入;经济增长;岭回归

**中图分类号:** F264.1; F224.0 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-0598(2015)04-0001-09

经济增长一直是国内外学者关注的焦点问题,尤其是在当前我国经济增速面临强大的下行压力的条件下,探讨推动一国经济长期、持续增长的原因具有十分重要的理论和现实意义。大量的研究表明,除了古典主义所强调的要素积累对经济增长具有促进作用外,要素在不同产业部门之间的重新配置能够促进生产率增长。本文通过构造包含有生产要素在三次产业中投入结构的C-D函数,分析生产要素在三次产业的配置结构与经济增长的关系,相关结论对于在实践中明确产业结构转变方向、评价产业政策的有效性具有重要意义。

## 一、相关文献综述

关于三次产业要素投入与经济增长的关系,学

者们进行了大量的研究,相关研究主要集中在以下三个方面:

一是产业结构与经济增长之间的关系。关于产业结构与经济增长的关系最早可追溯到17世纪英国学者威廉·配第关于产业结构与收入水平关系的研究。Kuznets利用发达国家的经验资料通过研究表明消费结构、对外贸易、技术进步是促进经济增长和产业结构变动的源泉,同时,产业结构变迁也是经济周期的主要驱动力量之一<sup>[1]</sup>。Rostow研究了西方各国的工业化进程,认为产业结构演进是一个经济增长对主导产业经济部门依次更替的过程<sup>[2]</sup>。Chenery通过建立多国模型扩大研究领域,认为产业结构转变是后发国家加快经济发展的

\* [收稿日期] 2015-05-17

[基金项目] 国家社会科学基金项目(09XMX038);甘肃省教育厅高校科研项目(2013A-077);兰州商学院2013年度重点科研项目(LZ201301)

[作者简介] 赵霞(1982—),女,甘肃天水人;经济学博士,兰州商学院国际经济与贸易学院副教授,主要从事产业经济研究。

王志增(1988—),男,山东临沂人;兰州商学院工商管理学院研究生,主要从事战略管理、产业管理研究。

本质要求<sup>[3]</sup>。由于我国经济的崛起,国内外学者针对我国产业结构对经济增长的影响也进行了广泛研究。如 Sachs 等通过我国与俄罗斯的比较研究,认为我国经济高速增长的动力主要是对落后产业结构进行改造升级<sup>[4]</sup>。Shiyi Chen 等使用分解法对我国进行分析,认为结构变动促进经济产出增长较为显著,但其作用正在逐渐减弱<sup>[5]</sup>。赵春艳运用面板数据模型对各省人均 GDP 及三次产业产值比重的关系分别进行了模型拟合,所得结果表明我国经济增长对产业结构变化的影响显著,而后者对前者的作用较小<sup>[6]</sup>。干春晖等的研究也表明了产业结构对经济增长有积极的影响,但“结构红利”随改革的推进逐步减弱<sup>[7]</sup>。朱晓华等运用时间序列和相关计量分析方法,分析表明产业结构调整是经济增长的格兰杰原因,而经济增长不是产业结构调整的原因<sup>[8]</sup>。彭冲采用面板向量自回归模型,实证考察了产业结构变迁对经济波动的动态影响,认为产业结构合理化对经济波动具有“熨平效应”,高级化对经济的冲击则呈强顺周期性,对经济增长具有明显的正向效应<sup>[9]</sup>。

二是要素投入对经济增长的影响。马颖运用马尔科夫区制转移向量自回归模型对我国的能源消费与经济增长之间的关系进行动态研究,研究表明能源消费与经济增长之间的关系会随环境状态的不同而改变,在环境有利于能源消费的稳定状态下,能源消费是经济增长的原因,在不稳定状态下,经济增长是能源消费的原因<sup>[10]</sup>。刘金全和印重通过研究固定资产投资对经济增长的影响,认为固定资产投资加速对经济增长起到一定程度的促进作用,而经济增长对固定资产投资的影响作用不是很明显<sup>[11]</sup>。王静和张西征利用两部门模型分析并实证检验了劳动密集型产业和技术密集型产业对经济增长的影响,认为劳动密集型产业对经济增长有促进作用,而技术密集型产业的溢出效应却明显不利于经济增长<sup>[12]</sup>。另有众学者分别采用不同的计量方法,从不同的角度对教育、科技、土地投入对经济增长的影响进行了研究<sup>[13-15]</sup>。

三是生产要素在不同产业部门的分配对经济增长的影响,关于这方面的文章相对较少。如 Chenery 认为在要素市场存在着不均衡的条件下产业结构的改造和升级能够加速经济的增长,即在发

展中国家三次产业结构中的资源配置对经济增长效应更大<sup>[16]</sup>。Pender 等则认为生产要素在不同的产业部门间进行配置、流动,经济资源由低效率部门向高效率部门进行转移,最终提高了整个社会的生产效率,正是这种资源的配置、流动深刻地影响该国经济发展<sup>[17]</sup>。

通过上述文献综述可以看出,既有研究对要素投入在三次产业间的分配效应及与经济增长的关系关注较少,不多的文献也仅局限于单一生产要素投入对经济增长的影响方面,而针对多要素在不同产业部门之间的投入对经济增长影响的研究较少。从结构主义视角来看,同样的要素在不同产业部门的投入其产出存在着显著差异<sup>[18]</sup>,而产业结构改造升级的目的即是通过提高资源的配置效率来促进经济的增长,因此在研究要素投入对经济增长的影响时,不能忽略要素在不同产业部门的配置所带来的经济效率问题,即“结构红利”。由于经济变量之间可能存在着多重共线性,在引入多要素的情况下这种共线性可能会更为突出,因此,本文在研究方法上采用岭回归分析技术以消除这种共线性,从而提高分析结果的准确性。

本文在既有研究的基础上,试图进行以下扩展:基于结构视角,构造反映资本、劳动和能源消耗在三次产业配置的 C-D 生产函数,采用岭回归方法对三次产业中各投入要素的产出弹性进行定量测算;进一步地分析 1996—2013 年间各生产要素对经济增长的贡献率,并讨论了要素在三次产业部门间流动对经济增长的影响。

## 二、模型设定与数据说明

### (一)模型设定

研究经济增长影响因素的方法很多,通常可以借助线性函数、不变替代弹性函数和柯布-道格拉斯生产函数(C-D 生产函数)等。其中 C-D 生产函数可以详细地描述投入要素与产出之间的关系,在很大程度上能够正确反映经济增长的实质,且具有计算方便、可线性化等优点。随着时间的推移,能源消耗作为影响经济增长的重要因素不再可有可无,把能源消耗  $R$  引入经济系统,构造一个反映三次产业要素投入结构的拓展柯布-道格拉斯生产函数,其基本形式如下:

$$Y_t = AK_{1t}^{\alpha_1} K_{2t}^{\alpha_2} K_{3t}^{\alpha_3} L_{1t}^{\beta_1} L_{2t}^{\beta_2} L_{3t}^{\beta_3} R_{1t}^{\gamma_1} R_{2t}^{\gamma_2} R_{3t}^{\gamma_3} \quad (1)$$

式中,  $Y_t$  是  $t$  年经济总产值;  $A$  是综合技术水平;  $K_{it}$ 、 $L_{it}$ 、 $R_{it}$  ( $i=1, 2, 3$ ) 分别代表第一、二、三产业  $t$  年资本、劳动、能源投入;  $\alpha_1 \sim \alpha_3$ 、 $\beta_1 \sim \beta_3$ 、 $\gamma_1 \sim \gamma_3$  分别为其待估参数, 表示各投入要素的产出弹性, 反映不同生产要素投入对经济增长的贡献程度。本文对变量取对数, 不仅可以做到无量纲化, 减少异方差, 而且具有明确的经济含义, 即投入要素变化 1 个百分点, 导致产出变化的百分数<sup>[19]</sup>。因此本研究采用  $C-D$  生产函数的对数形式, 即:

$$\ln Y_t = \ln A + \alpha_1 \ln K_{1t} + \alpha_2 \ln K_{2t} + \alpha_3 \ln K_{3t} + \beta_1 \ln L_{1t} + \beta_2 \ln L_{2t} + \beta_3 \ln L_{3t} + \gamma_1 \ln R_{1t} + \gamma_2 \ln R_{2t} + \gamma_3 \ln R_{3t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

式(2)为基本回归方程, 将(2)式两端对时间  $t$  求导得到以下公式:

$$y'_t = \alpha_1 k'_{1t} + \alpha_2 k'_{2t} + \alpha_3 k'_{3t} + \beta_1 l'_{1t} + \beta_2 l'_{2t} + \beta_3 l'_{3t} + \gamma_1 r'_{1t} + \gamma_2 r'_{2t} + \gamma_3 r'_{3t} + \mu \quad (3)$$

$y'_t$  表示  $t$  年产出增长率,  $k'_{it}$ 、 $l'_{it}$ 、 $r'_{it}$  ( $i=1, 2, 3$ ) 分别表示资本、劳动和能源在第  $i$  产业  $t$  年增长率,  $\mu = A'/A + \varepsilon'_t/\varepsilon_t$ 。将(3)两边同除以  $y'_t$  则得到各要素投入对经济增长的贡献率方程:

$$1 = \alpha_1 \frac{k'_{1t}}{y'_t} + \alpha_2 \frac{k'_{2t}}{y'_t} + \alpha_3 \frac{k'_{3t}}{y'_t} + \beta_1 \frac{l'_{1t}}{y'_t} + \beta_2 \frac{l'_{2t}}{y'_t} + \beta_3 \frac{l'_{3t}}{y'_t} + \gamma_1 \frac{r'_{1t}}{y'_t} + \gamma_2 \frac{r'_{2t}}{y'_t} + \gamma_3 \frac{r'_{3t}}{y'_t} + \frac{\mu}{y'_t} \quad (4)$$

令  $K_{ic} = \frac{\alpha_i k'_{it}}{y'_t}$ 、 $L_{ic} = \frac{\beta_i l'_{it}}{y'_t}$ 、 $R_{ic} = \frac{\gamma_i r'_{it}}{y'_t}$  分别表示第  $i$  产业  $t$  年的资本、劳动、能源投入对经济增长的贡献率;  $\mu = \mu/y'_t$  为余值, 表示除以上因素外其他因素对经济增长的贡献率。

另外, 在既定技术水平和要素投入量一定的情

况下, 某生产要素在某一产业部门的投入增加势必会引起其他产业部门投入量的减少。对(2)式求偏导可得出各要素在某一产业部门投入量的变化引起产出的变化, 如(5)式所示。  $\Delta S_{ij}$  表示仅考虑  $i$  和  $j$  产业部门, 同一要素由  $j$  产业部门流向  $i$  产业部门对产出的影响, 如公式(6)所示。

$$\frac{\partial y_t}{\partial x_{it}} = \frac{\eta_i}{x_{it}} y_t \quad (5)$$

$$\Delta S_{ij} = \frac{\partial y_t}{\partial x_{it}} - \frac{\partial y_t}{\partial x_{jt}} = \left( \frac{\eta_i}{x_{it}} - \frac{\eta_j}{x_{jt}} \right) y_t \quad (6)$$

其中  $x = K, L, R$ ;  $\eta = \alpha, \beta, \gamma$ ;  $i, j = 1, 2, 3$ ;  $i \neq j$ 。

## (二) 数据来源与处理

考虑到数据的可获取性, 本文选取 1996—2014 年《中国统计年鉴》中的三次产业结构中固定资产投资、就业人员数和能源消费量 3 个指标作为解释变量, 分别代表资本  $K$ 、劳动  $L$ 、能源  $R$ , 国内生产总值作为衡量总产出的被解释变量, 现对各变量数据处理作如下说明:

总产出  $Y$ : 采用《中国统计年鉴》中 1995—2013 年的国内生产总值数据, 以 1990 年的不变价格计算, 剔除价格因素的影响。

劳动投入量  $L$ : 根据年鉴中提供的就业人员在全国三次产业中的就业人数, 分别记为  $L_{1t}$ 、 $L_{2t}$ 、 $L_{3t}$ 。

资本投入  $K$ : 投资采用年鉴中按产业部门分全社会固定资产投资总额, 并按照固定资产投资价格指数折算成以 1990 年为基准, 剔除了价格因素的影响, 记为  $K_{1t}$ 、 $K_{2t}$ 、 $K_{3t}$ 。

能源消费  $R$ : 根据年鉴中分行业各种能源消耗总量合计而成, 记为  $R_{1t}$ 、 $R_{2t}$ 、 $R_{3t}$ 。

将各变量取对数, 样本数据的统计性描述见表 1。

表 1 样本数据描述统计量

统计值	N	极小值	极大值	均值	标准差
$\ln Y_t$	19	10.406	12.054	11.221	0.533
$\ln K_{1t}$	19	3.989	8.060	6.047	1.236
$\ln K_{2t}$	19	8.146	11.113	9.383	1.065
$\ln K_{3t}$	19	8.490	11.377	9.803	0.931
$\ln L_{1t}$	19	10.093	10.509	10.378	0.132
$\ln L_{2t}$	19	9.659	10.054	9.815	0.146

续表

统计值	N	极小值	极大值	均值	标准差
$\ln L_{3t}$	19	9.734	10.297	10.015	0.165
$\ln R_{1t}$	19	8.272	8.876	8.650	0.168
$\ln R_{2t}$	19	11.431	12.506	11.939	0.394
$\ln R_{3t}$	19	9.425	10.953	10.235	0.502

### 三、实证结果与分析

#### (一) 三次产业各要素产出弹性系数

借助 SPSS21.0 软件对我国三次产业结构中要

素投入与经济增长之间的关系进行分析,结果如表 2 所示:

表 2 回归系数及共线性诊断结果

模型	非标准化系数		Beta	T 统计	P 值	共线性统计量	
	回归系数	标准误差	标准系数			容差	VIF
常数项	-18.671	9.340	0	-1.999	0.081		
$\ln K_{1t}$	0.050	0.052	0.115	0.975	0.358	0.005	199.797
$\ln K_{2t}$	0.162	0.232	0.334	0.696	0.506	0.000	3310.674
$\ln K_{3t}$	0.160	0.147	0.283	1.092	0.307	0.001	967.598
$\ln L_{1t}$	0.864*	0.392	0.227	2.204	0.059	0.007	152.351
$\ln L_{2t}$	0.827*	0.367	0.236	2.255	0.054	0.006	156.813
$\ln L_{3t}$	1.112	0.661	0.338	1.683	0.131	0.002	578.818
$\ln R_{1t}$	-0.112	0.115	-0.038	-0.970	0.361	0.046	21.967
$\ln R_{2t}$	-0.045	0.387	-0.034	-0.116	0.911	0.001	1261.677
$\ln R_{3t}$	-0.021	0.172	-0.020	-0.125	0.904	0.003	370.385
Adj R <sup>2</sup>	0.998		F	1 594.890		DW 值 2.320	

注: \* 表示 10%水平上显著, \*\* 表示 5%水平上显著, \*\*\* 表示 1%水平上显著。

根据表 2 的结果可知,方程的稳定性和拟合效果都非常好(模型调整后的  $R^2$  为 0.998,  $F = 1 594.890$ ),说明解释变量能够对经济增长做出合理的解释,但从 9 个解释变量的  $t$  值来看,只有  $\ln L_{1t}$ 、 $\ln L_{2t}$  两个变量显著 ( $P > 0.10$ ),而且有些系数的符号与经济现象不符。 $R^2$  值高,少且显著的  $t$  比率,这是多重共线性的“经典”征兆<sup>[20]</sup>。

为了进一步证实,需要对其进行多重共线性检验,检验多重共线性的方法很多,如方差扩大因子法(VIF)、自变量相关系数法和矩阵法。这里采用 VIF 法,其思想是把一个自变量本身作为被解释变量,剩余自变量作为解释变量进行回归并根据其贡献系数的大小进行判断。一般而言 VIF 大于 10 表

示变量与其他解释变量之间存在相互解释关系,其衡量指标是:  $VIF_{xi} = 1/(1-R_{xi}^2)$ ,其中  $R_{xi}^2$  是以  $x_i$  为自变量、剩余解释变量为自变量的回归系数<sup>[21]</sup>。运算结果显示回归方程的 9 个变量的方差膨胀因子(VIF)都远大于 10,说明解释变量之间存在着严重的多重共线性。由此看来,普通最小二乘法已不适用于本文研究,因此需要选取适当的方法来消除多重共线性的影响。

本文采用岭回归方法消除多重共线性,其好处是可以尽可能多地保留原有变量。岭回归是一种通过有偏估计来提高数据稳定性的方法,所以在  $H$  值选取时应本着  $H$  值尽小原则。其原理为:当自变量间存在多重共线性时,即  $|X'X| \approx 0$  时,人为地在

传统最小二乘法估计值  $X^T X$  后加上一个矩阵  $HI$  以增加其稳定性,即  $(X^T X + HI)\beta = X^T Y$ ,其中  $\beta$  为估计得到的系数向量, $H$  为取值为  $0 < H < 1$  的可调节系

数, $H=0$  时为普通最小二乘法<sup>[22]</sup>。

图 1 对全部的 9 个解释变量作岭迹分析,其中横轴表示岭参数  $H$ ,纵轴表示岭回归系数。

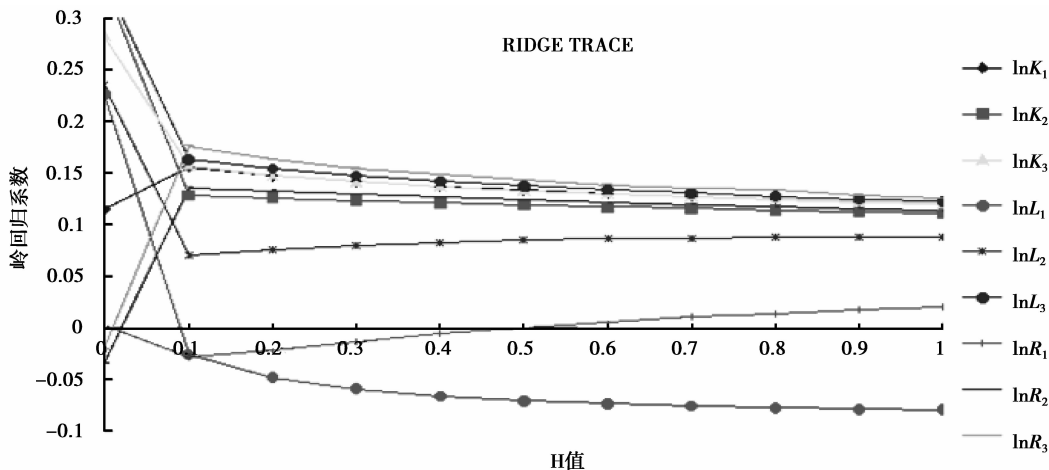


图 1 9 个解释变量的岭迹图

通过岭迹图对 9 个变量进行筛选。岭回归分析剔除无用变量的基本原则有:(1)剔除岭迹图上接近  $X$  轴变量,该变量的影响较小(剔除  $\ln R_{1t}$ )。(2)剔除岭迹图上不稳定的变量(剔除  $\ln L_{1t}$ )。(3)剔除违背经济规律的变量,即在本文中始终处在  $X$  轴以下的变量(剔除  $\ln L_{1t}$ )。(4)剔除  $H$  取值很大仍没通过检验的变量(剔除  $\ln L_{1t}$ 、 $\ln R_{1t}$ )。

小二乘法进行重新估计,回归结果如表 3 所示。

由表 3 可以看出,在剔除  $\ln L_{1t}$ 、 $\ln R_{1t}$  后回归方程的拟合效果非常好,F 检验、DW 检验均已通过,但是各变量仍没通过  $\alpha=0.1$  时的 T 检验。进一步检验,其方差膨胀因子均大于 10,说明方程还存在着多重共线性。为消除多重共线性的影响,需要进一步采用岭回归方法进行拟合,其岭迹图如图 2 所示。

基于以上分析,剔除  $\ln L_{1t}$ 、 $\ln R_{1t}$  后采用普通最

表 3 剔除  $\ln L_{1t}$ 、 $\ln R_{1t}$  的回归系数及共线性诊断结果

模型	非标准化系数		Beta	T 统计	P 值	共线性统计量	
	回归系数	标准误差	标准系数			容差	VIF
常数项	-0.549	5.229	0	-0.105	0.919		
$\ln K_{1t}$	0.068	0.044	0.156	1.563	0.149	0.009	110.470
$\ln K_{2t}$	-0.133	0.116	-0.274	-1.140	0.281	0.002	640.449
$\ln K_{3t}$	0.291 *	0.132	0.514	2.197	0.053	0.002	606.205
$\ln L_{2t}$	0.148	0.192	0.042	0.770	0.459	0.030	33.024
$\ln L_{3t}$	0.087	0.498	0.026	0.175	0.865	0.004	253.128
$\ln R_{2t}$	0.412 *	0.206	0.315	1.994	0.074	0.004	276.462
$\ln R_{3t}$	0.246	0.138	0.230	1.787	0.104	0.005	183.658
Adj R <sup>2</sup>	0.998		F	1 580.307		DW 值 1.932	

注: \* 表示 10%水平上显著, \*\* 表示 5%水平上显著, \*\*\* 表示 1%水平上显著。

由图 2 可以看出在  $H=0.02$  以后趋于稳定,本着  $H$  取值尽小原则,经过计算当  $H=0.08$  时所有检

验都通过,因此  $H$  取 0.08 时拟合得到的岭回归方程为:

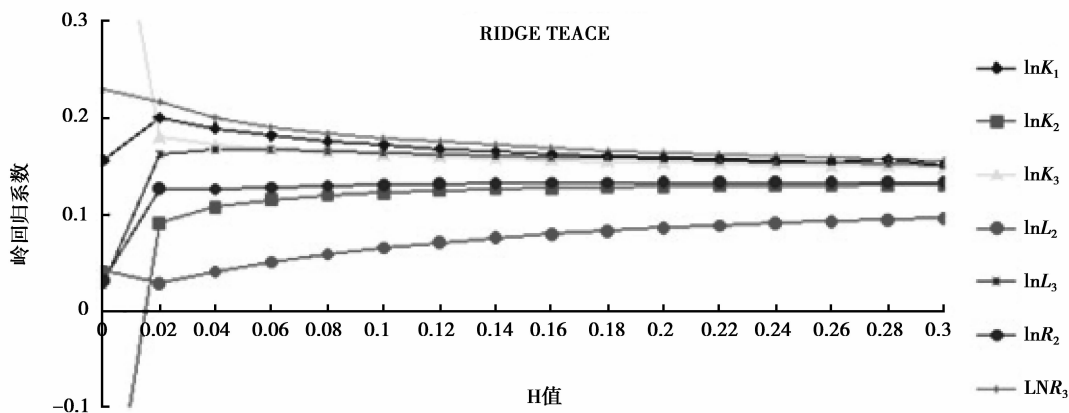


图 2 7 个解释变量的岭迹图

$$\ln Y_t = -2.229 + 0.077 \ln K_{1t} + 0.058 \ln K_{2t} + 0.093 \ln K_{3t} + 0.206 \ln L_{2t} + 0.540 \ln L_{3t} + 0.169 \ln R_{2t} + 0.196 \ln R_{3t} \quad (7)$$

对应的标准化回归方程为:

$$\ln Y_t = 0.176 \ln K_{1t} + 0.120 \ln K_{2t} + 0.164 \ln K_{3t} + 0.059 \ln L_{2t} + 0.166 \ln L_{3t} + 0.129 \ln R_{2t} + 0.184 \ln R_{3t} \quad (8)$$

表 4 以 H=0.08 的岭回归系数

模型	回归系数	Beta 标准系数	T 统计	P 值
常数项	-2.229***	0	-4.018	0.007
$\ln K_{1t}$	0.077***	0.176	8.849	0.000
$\ln K_{2t}$	0.058***	0.120	11.195	0.000
$\ln K_{3t}$	0.093***	0.164	16.934	0.000
$\ln L_{2t}$	0.206**	0.059	2.625	0.039
$\ln L_{3t}$	0.548***	0.166	13.453	0.000
$\ln R_{2t}$	0.169***	0.129	7.633	0.000
$\ln R_{3t}$	0.196***	0.184	12.550	0.000
Adj R <sup>2</sup>	0.996		F	672.001

注: \* 表示 10% 水平上显著, \*\* 表示 5% 水平上显著, \*\*\* 表示 1% 水平上显著。

从岭回归方程(7)可以看出不同产业中资本、劳动和能源的产出弹性系数存在着显著的差异。劳动的产出弹性系数最大,其次是能源,资本的弹

性系数最低,表明我国的经济增长长期以劳动密集型、能源依赖型为主。就要素投入结构而言,可以看出,资本、劳动和能源在第三产业的产出弹性系数均大于其各自在第一、第二产业的产出弹性系数,表明第三产业的要素产出效率最高。因此,在当前的产业结构下,减少对第一、第二产业的要素投入,增加对第三产业的要素投入有利于促进经济的增长。

## (二) 三次产业中要素投入与流动对经济增长的影响

### 1. 要素投入对经济增长的贡献

“五年计划”是我国政府制定的国民经济发展战略规划,是我国经济发展的“风向标”。为了降低国家宏观经济政策变迁对分析结果的影响,本文将考察期对应“五年计划”进行划分。根据公式(4)计算不同时期资本、劳动、能源投入对经济增长的贡献率,所得结果如表 5 所示。

我们发现在不同时期的不同产业部门中,资本、劳动、能源投入对经济增长的贡献有所差异。

1996—2013 年,资本在三次产业中的投入对经济增长具有正效应,且对经济增长的贡献最大,这主要是由于大规模固定资产的投入极大地改善了投资环境,从而大大促进了经济的增长。1996—2013 年,在三次产业中资本对经济增长的贡献分别为 21.530%、13.448%、18.259%,尤其在“十二五”期间贡献率都有所上升,这可能是因为经济危机爆发以后我国政府加大在基础设施建设方面的投入,同时也表明资本在三次产业配置中处在边际产出递增阶段。

表5 不同时期要素投入对经济增长的平均贡献率(%)

投入要素	“九五”期间	“十五”期间	“十一五”期间	“十二五”期间	1996—2013年
	1996—2000年	2001—2005年	2006—2010年	2011—2013年	
$K_{1t}$	24.932	18.762	23.547	27.809	21.530
$K_{2t}$	10.226	15.869	14.411	16.464	13.448
$K_{3t}$	17.913	18.965	19.700	21.811	18.259
$L_{2t}$	3.469	4.094	4.719	3.603	4.994
$L_{3t}$	13.378	13.114	11.728	12.908	14.550
$R_{2t}$	9.034	13.036	11.405	10.353	12.071
$R_{3t}$	19.093	18.569	16.712	17.429	18.188

1996—2013年,劳动在第二、第三产业中的投入对经济增长具有正效应,第一产业中的劳动投入对经济的影响较小(岭回归中已剔除 $\ln L_{1t}$ ),说明过去我国充足的农村劳动力资源并没有得到充分利用。第二产业中劳动力投入对经济增长的贡献呈现倒U型,即当前劳动投入在第二产业中处在边际产出递减阶段。与第二产业的情形相反,劳动投入在第三产业中却处在快速上升的边际报酬递增阶段,造成这种现象的原因可能是由于我国在“十二五”期间加快城镇化进程,加速劳动力的转移,第三产业相对于第二产业具有劳动力准入门槛低、收入水平高等优势,对劳动力转移起到很好的承接作用。

能源与资本、劳动一样在经济发展中发挥着重

要的作用,1996—2013年间,能源在三次产业中的投入对经济增长也具有正向效应。与劳动投入相类似,第一产业的能源投入对经济增长的影响较小(剔除 $\ln R_{1t}$ ),能源在第二产业中对经济增长的贡献呈下降趋势,在第三产业中处在快速上升的边际报酬递增阶段。这一现象说明我国工业长期以来高能耗的粗放型增长方式正在逐渐转变,加快第二产业优化升级,降低第二产业对能源的过度依赖是产业结构优化升级的题中之意。

## 2.要素流动对经济增长的影响

将岭回归计算的各参数及2013年的数据带入公式(6)可得出要素投入在三次产业之间流动对经济增长的影响,其计算结果如表6所示。

表6 我国三次产业结构中要素流动对经济增长的影响

		$K$	$L$	$R$	合计	区间值
第一产业	$\Delta S_{12}$	4.028	-1.527	-0.107	2.394	2.394
	$\Delta S_{13}$	3.994	-3.129	-0.589	0.276	0.276
第二产业	$\Delta S_{21}$	-4.028	1.527	0.107	-2.394	1.598
	$\Delta S_{23}$	-0.036	-1.602	-0.482	-2.120	-6.112
第三产业	$\Delta S_{31}$	-3.994	3.129	0.589	-0.276	3.754
	$\Delta S_{32}$	0.036	1.602	0.482	2.120	-1.910

产业部门是要素投入的载体,产业结构的改变必然引起投入要素的改变,表6中合计一栏表示在其他条件不变的情况下, $i$ 产业的产出增加,三种生产要素按相同比例来源于 $j$ 产业所带来总产出的变化( $i \neq j$ )。以第三产业为例,表示在要素总量既定的条件下,如果第三产业的要素增加全部来源于第

二产业,则第三产业全部要素投入(包括 $K$ 、 $L$ 和 $R$ )每增加一个百分点会使经济在原有产出水平上上升2.120个百分点;如果全部来源于第一产业,反而会使之下降0.276个百分点。

另外,需要指出的是,在产业结构调整的过程中,要素一般不会仅在某两个产业部门间流动,因

此,要素流动对经济增长的影响存在一定区间值(表 6)。仍以发展第三产业为例,如在发展第三产业时资本的来源是第一产业(资本  $\Delta S_{31} < \Delta S_{32}$ ),产出会在原有水平上下跌 3.994%,劳动、能源来源于第二产业(劳动、能源  $\Delta S_{32} < \Delta S_{31}$ ),则产出在原有水平上分别增长 1.602%、0.482%,最终产出将会在原有水平上下跌 1.910%。相反,如果资本来源于第二产业,而劳动、能源来源于第一产业,其将会实现在原有产出上增长 3.754%,大于要素全部来源于第一产业的-0.276%和第二产业的 2.120%。

## 四、结论与政策建议

### (一) 主要研究结论

本文将能源消费作为与资本、劳动并列的生产要素,通过构造包含生产要素的三次产业投入结构的  $C-D$  生产函数,对各要素在不同产业部门中投入与经济增长的关系进行了分析,得出以下主要结论:

1. 在资本投入结构中,第三产业资本的产出弹性最高,其次是第一产业,第二产业最低;在劳动投入结构中,第三产业的边际产出也高于第二、第一产业;在能源结构上,仍是第三产业最高。因此,与第一、二产业相比,第三产业的要素产出效率最高。

2. 从产出弹性系数值看,劳动的产出弹性系数大于资本和能源的产出弹性系数,表明劳动投入的增加更能有利地促进经济增长。

3. 1996—2013 年间,资本、劳动、能源在三次产业中的投入对经济增长均有正向效应。其中,资本对三次产业的边际贡献有所上升;劳动对第一产业的贡献不明显,对第二产业的贡献呈倒  $U$  型,对第三产业的贡献在“十二五”期间快速上升;能源对第一产业的贡献不明显,对第二产业的贡献呈下降趋势,对第三产业的贡献则处于快速上升时期。

4. 在要素总量既定的条件下,要素在三次产业间的重新配置具有增长效应。具体来看,第一产业要素投入每增加一个百分点,则总产出水平可上升 2.394 个百分点(若要素全部转移自第二产业);第三产业的要素投入每增加一个百分点,则总产出水平可上升 2.120 个百分点(若要素全部转移自第二产业);若通过产业政策的调整,资本来源于第二产业,劳动、能源来源于第一产业,则总产出水平可上升 3.754 个百分点。

### (二) 政策建议

1. 劳动的产出弹性大于资本、能源的产出弹性,说明我国劳动力资源相比其他资源产出效率更高。我国是一个自然资源紧缺、劳动力资源相对丰富的国家,据测算,改革开放以来,我国经济的要素禀赋在不断发生变化,但到目前为止尚未发生质变,我国在全球最具竞争优势的产业仍是劳动密集型产业<sup>[23]</sup>。在这样的背景下,促进经济增长要大力发展劳动密集型、资源节约型产业,通过劳动密集型产业的发展带动其他产业的发展。

2. 加快第二产业转型升级,以释放出更多资源投入给第一、第三产业。我国第二产业“重工业化”现象表现在产品质量低下、技术落后,除大力发展技术密集型产业,降低对资源的过度依赖外,也要重视发展通过劳动投入实现增值的产业和产品,例如采用独特工艺技术、深加工产品,投入较少的物质资源,通过劳动投入提高产品的附加值。

3. 第三产业各要素的边际产出均高于第一、第二产业,因此提高经济增长需大力发展第三产业。我国第三产业对 GDP 增长的贡献率在 2013 年为 44.1%,不仅低于美国等发达国家 65%~80% 的水平,也低于印度(84.1%)、巴西(58.2%)等金砖国家,这表明我国第三产业还存在广阔的发展空间。目前我国的第三产业发展水平较低,主要集中在交通运输、住宿餐饮、文化教育、批发零售等低端行业。随着我国经济的发展,对科技、金融、医疗等服务的需求将会增多,但这些行业在我国存在行政垄断,垄断的存在既阻碍了第三产业的壮大,也导致了第三产业内部的低效率。为此,应打破政府对第三产业中部分行业的行政干预,使更多的生产要素流入相应的行业,以提高其资源配置效率,促进经济增长。

### [参考文献]

- [1] Simon Kuznets. Economic Growth of Nations: Total Output and Productive Structure [M]. Cambridge: Harvard University Press, 1971.
- [2] Rostow W W. The Stages of economic growth: A Non-communist Manifesto [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1960.



- [3] Chenery H B, Robinson S, Syrquin M. Industrialization and Growth A Comparative Study [M]. Oxford: Oxford University Press, 1986.
- [4] Sachs Jeffrey, Wing Thye Woo. Structural Factors in the Economic Reforms of China, Eastern Europe, and the Former Soviet Union [J]. Economic Policy, 1994(18).
- [5] Chen Shiyi, Jefferson G H, Zhang Jun. Structural Change, Productivity Growth and Industrial Transformation in China [J]. China Economic Review, 2011(1).
- [6] 赵春艳. 我国经济增长与产业结构演进关系的研究——基于面板数据模型的实证分析 [J]. 数理统计与管理, 2008(3).
- [7] 郑若谷, 干春晖, 余典范. 改革开放以来产业结构演进与生产率增长研究 [J]. 中国工业经济, 2009(2).
- [8] 朱晓华, 邓宝义. 我国产业结构对经济增长影响的实证分析 [J]. 企业经济, 2013(7).
- [9] 彭冲, 李春风, 李玉双. 产业结构变迁对经济波动的动态影响研究 [J]. 产业经济研究, 2013(3).
- [10] 马颖. 能源消费与经济增长——基于马尔科夫区制转移向量自回归模型的研究 [J]. 北京交通大学学报: 社会科学版, 2013(1).
- [11] 刘金全, 印重. 我国固定资产投资与经济增长的关联性研究 [J]. 社会科学辑刊, 2012(1).
- [12] 王静, 张西征. 中国劳动力资源影响经济增长的诅咒效应研究 [J]. 经济科学, 2012(6).
- [13] 余靖雯. 政府教育投入、非政府教育投入和经济增长 [J]. 浙江社会学, 2012(6).
- [14] 马建峰. R&D 财力和人力资源投入对我国经济增长的影响研究——基于 1987—2010 年数据的实证分析 [J]. 经济经纬, 2014(2).
- [15] 谭术魁, 饶映雪, 朱祥波. 土地投入对中国经济增长的影响 [J]. 中国人口·资源与环境, 2012(9).
- [16] Chenery H B. The structuralist approach to development policy [J]. The American Economic Review, 1975(2).
- [17] Peneder M. Industrial structure and aggregate growth [J]. Structural change and economic dynamics, 2003(10).
- [18] Oulton N, Srinivasan S. Productivity Growth in UK Industries, 1970-2000: Structural Change and the Role of ICT [J]. Bank of England Working Paper Series, 2005(45).
- [19] 杨丽霞. 基于 C-D 函数和岭回归的粮食生产影响因素分析——以浙江省为例 [J]. 地域研究与开发, 2013(1).
- [20] 达摩达尔·N·古扎拉蒂, 唐·C·波特. 计量经济学基础 [M]. 5 版. 北京: 中国人民大学出版社, 2011.
- [21] 张丹平. 基于岭回归方法的我国能源消费影响因素研究 [J]. 统计与决策, 2012(21).
- [22] 黄臻. 我国粮食生产影响因素分析——基于 C-D 生产函数的岭回归分析 [J]. 税务与经济, 2014(5).
- [23] 李钢, 廖建辉, 向奕霓. 中国产业升级的方向与路径——中国第二产业占 GDP 的比例过高了吗 [J]. 中国工业经济, 2011(10).

(责任编辑:夏东,朱德东)

## Factor Input of Three Industries and Economic Growth in China: Based on Ridge Regression

ZHAO Xia<sup>1,2</sup>, WANG Zhi-zeng<sup>3</sup>

(1. School of International Economics and Trade, Lanzhou University of Finance and Economics Lanzhou 730020, China; 2. Gansu Commercial Development Research Center, Lanzhou 730020, China; 3. School of Business Management; Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

**Abstract:** Capital, labor and energy are taken as input factors. Based on Cobb-Douglas production function including investment structure of production factor in three industries, this paper analyzes the relationship between factor input and economic growth, and calculates the impact of inter-industry factor mobility on economic growth. The results show that factor output efficiency of tertiary industry is higher than that of primary and secondary industries while output elasticity coefficient of labor is greater than capital and energy in terms of elastic coefficient. In terms of factor input, reconfiguration of elements among the three industries has growth effect under the established total amount of elements condition. Capital growth share of tertiary industry comes from secondary industry and input shares of labor and energy totally come from primary industry, which can reach the output maximization.

**Key words:** three industries; factor input; economic growth; ridge regression