

国有及民营企业资金投入产出实证分析

刘 华¹ 李 刚² 余布凡³

(华中科技大学管理学院,湖北武汉 430074)

摘 要:本文以柯布-道格拉斯生产函数为基础,建立了制度因素内生化的生产函数模型,并利用 OLS 估计和主成分分析的方法分别对武汉市国有企业和民营企业生产函数进行回归分析,得出了民营企业的投入产出效益高于国有企业的结论。

关键词:国有企业;民营企业;资金投入产出比;柯布-道格拉斯生产函数

中图分类号:F832.48 **文献标识码:**A **文章编号:**1009-3540(2004)06-0040-0003

高

晓燕(2000)、Einy Ezra(2001)、张跃进(2001)、刘安(2002)、刘小川(2003)等国内外学者在研究我国金融政策对国有企业^①、民营企业^②支持效果时,大多采用了定性分析为主的研究方法,缺乏必要的定量分析。有鉴于此,本文拟将收入分配、开放度、私有化等因素内生化,并利用柯布-道格拉斯生产函数来定量分析金融政策对国有企业、民营企业的支持效果。

一、模型的建立

周四军(2001)引入柯布-道格拉斯生产函数,运用此函数分析了我国民营企业投入产出关系。在其的模型中仅仅考虑了就业和资金投入两个因素,没有考虑到收入分配、开放度、私有化等制度因素变化对经济的影响。而实际上,改革开放给武汉市带来的制度变迁对经济产生了巨大的推动作用。为了更准确的反映我国经济增长情况,我们将制度因素量化并引入生产函数,即将制度因素内生化,建立如下模型:

$$Y = A I^{\alpha} L^{\beta} K^{\gamma} \quad (1)$$

其中, Y、A、I、L 和 K 分别表示产出、系数、制度

因素、劳动力的投入和资本的投入; α 、 β 和 γ 分别表示制度的产出弹性、劳动力的产出弹性和资本的产出弹性。

对(1)式两边分别取自然对数得:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln I + \beta \ln L + \gamma \ln K \quad (2)$$

然后在(2)式的右边加上一个随机干扰项 μ 得:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln I + \beta \ln L + \gamma \ln K + \mu \quad (3)$$

式(3)为我们所需要的计量模型。本文将武汉市的数据为依据,运用此模型对国有企业和民营企业的产出情况进行实证分析。

二、统计指标与数据采集

1、制度因素

制度因素对经济增长的影响主要是由于制度变迁所带来的一系列影响。我国经济制度变迁是从全公有制、全封闭到改革开放的过程,其主要变化体现在产权制度、市场化程度、以及对外开放程度三个方面。我国的非国有化改革集中体现在工业领域,因此我们使用非国有工业总产值占全部工业总产值的比重来衡量产权制度变迁,计算公式为:

作者简介: 刘 华(1967-),男,管理学博士,华中科技大学管理学院副教授,研究方向:财税金融;

李 刚(1977-),男,硕士研究生,华中科技大学管理学院,研究方向:财税金融;

余布凡(1981-),女,硕士研究生,华中科技大学管理学院,研究方向:财税金融。

非国有化率=非国有工业总产值÷全部工业总产值

虽然衡量市场化程度的指标有很多,但是由于数据搜集困难等方面的原因,我们将以固定资产投资中非国有成份所占的比重来代表武汉市市场化程度,计算公式为:

市场化程度=非国有企业单位固定资产投资÷全社会固定资产投资

有关对外开放指数可采用进出口总值和实际利用外资的增长来衡量,计算公式为:

对外开放度=(进出口总值+实际利用外资额)÷当年GDP

历年来武汉市进出口总值统计口径不一致,很难统计。鉴于武汉市地处中部,对外开放度和全国平均水平比较接近。因此,我们采用全国的对外开放程度指数来衡量武汉市对外开放度。

由于制度因素是由三个指标来共同反应的。为了得到一个综合指标,我们使用多元统计方法,对这三个指标进行主成分分析。制度因素的三个指标的相关数据见表1。

表1 制度因素各指标 单位:%

年份	非国有化率	市场化指数	对外开放度	制度因素
1993	22.32	20.66	23.44	22.10
1996	37.62	42.49	24.01	34.96
1999	49.18	48.18	23.98	40.81
2002	62.29	51.65	31.85	48.93

资料来源:根据《武汉统计年鉴2002》、《武汉五十年(1949-1999)》以及武汉市统计局提供的相关数据整理得。全国的数据由《中国统计年鉴2002》以及国家统计局的网站所提供数据整理得。

使用NOSA软件,对非国有化率、市场化指数、对外开放度进行主成分分析。选用第一主成分,其特征值为2.38,方差贡献率为79.37%,说明主成分代表了原来三个因素79.37%的信息。该主成分为: $F=0.9016 \times \text{非国有化率} + 0.9198 \times \text{市场化指数} + 0.8498 \times \text{对外开放度}$ 。为了保持F与各因素量纲的统一,将F进行加权,得出: $I=0.3375 \times \text{非国有化率} + 0.3442 \times \text{市场化指数} + 0.3181 \times \text{对外开放度}$ 。根据I的计算公式,可以算出制度的主成分得分I(见表1)。

2、劳动力和资本投入

劳动力因素以及资本投入因素这两个因素的衡量指标都较为简单。劳动力因素使用当年相应从业人员数,资本投入使用当年相应的固定资产投资(假定固定资产投资完全是由国家信贷形成)来衡量(见表2)。

3、产出

对于国有企业和民营企业的产出的衡量最好是

表2 1993年-2002年武汉市国有、民营企业劳动力、资本状况

年份	国有从业人数(人)	民营从业人数(人)	国有资本投入(万元)	民营资本投入(万元)
1993	1732300	782700	944025	245786
1996	1645000	1200500	2225728	1644531
1999	1504900	1458500	2234678	2077778
2002	1346500	1488700	2758000	2946300

资料来源:根据《武汉统计年鉴2002》、《武汉五十年(1949-1999)》以及武汉市统计局提供的相关数据整理得。

直接使用当年二者所产出的GDP。然而由于数据搜集困难,我们通过按照国有以及民营工业企业的工业增加值分别占全社会工业增加值的比重换算成武汉市国有企业和民营企业的GDP产出(见表3)。

表3 1993-2002年武汉市国有、民营工业企业增加值 单位:万元

年份	国有工业增加值	民营工业增加值	国有经济产出 ^③	民营经济产出 ^④
1993	1162282	334004	2774884	797416.1
1996	1330004	802009	4879126	2942174
1999	1244634	1204446	5517477	5339323
2002	1376700	2273700	5629671	9297729

资料来源:根据《武汉统计年鉴2002》、《武汉五十年(1949-1999)》以及武汉市统计局提供的相关数据整理得。

三、估计的结论及政策建议

汇总表1、表2、表3的国有企业的 Y_t 、 I_t 、 L_t 和 K_t ,并分别对上述数据取自然对数,得到 $\ln Y_t$ 、 $\ln I_t$ 、 $\ln L_t$ 、 $\ln K_t$ 的值(见表4)。

表4 武汉市国有企业模型中各因素

年份	$\ln Y_t$	$\ln I_t$	$\ln L_t$	$\ln K_t$
1993	14.8361	-1.5096	14.365	13.7579
1996	15.4005	-1.051	14.3133	14.6156
1999	15.5234	-0.8962	14.2242	14.6196
2002	15.5436	-0.7148	14.113	14.83

将以上数据带入公式(3),用SPSS软件进行OLS估计,得出的结论如表5。

表5 武汉市国有企业产出模型检验

变量	系数	标准化系数	t检验值	显著性水平
常数	-8.126	6.309	-1.288	0.245
$\ln I_t$	0.691	0.209	3.311	0.16
$\ln L_t$	1.255	0.425	2.953	0.26
$\ln K_t$	0.435	0.131	3.309	0.16
$R^2=0.943$		D.W=2.235		

从表5中可以看出,计量模型整体通过检验,

且拟合度较高($R^2=0.943$),常数项和自变量的估计系数的检验也具有较高的显著程度,得出线性回归方程为:

$$\ln Y_1 = 0.691 \ln I_1 + 1.255 \ln L_1 + 0.435 \ln K_1 - 8.126 \quad (4)$$

汇总表 1、表 2、表 3 的民营企业的 Y_2 、 I_2 、 L_2 和 K_2 ,并分别对上述数据取自然对数,得到 $\ln Y_2$ 、 $\ln I_2$ 、 $\ln L_2$ 、 $\ln K_2$ 的值(见表 6)。

表 6 武汉市民营企业模型中各因素

年份	$\ln Y_2$	$\ln I_2$	$\ln L_2$	$\ln K_2$
1993	13.5891	-1.5096	13.5705	12.4122
1996	14.8947	-1.051	13.9982	14.313
1999	15.4906	-0.8962	14.1929	14.5468
2002	16.0453	-0.7148	14.2134	14.8961

将民营企业的产出及各自变量整理后的数据直接带入公式(3),利用 SPSS 软件进行 OLS 估计,得出的结果出现异常,说明民营企业模型中的各因素无法直接用线性回归分析。利用 NOSA 软件进行主成分分析得出:第一特征值为 2.9202,第三特征值为 0.0204,条件数 $K'=2.9202/0.0204=143.14$,说明三个自变量之间存在着严重的多重共线性。这样建立起来的回归模型稳定性差,会给各个解释变量的回归系统估计值带来不稳定性。因而不能直接用 OLS 法进行参数估计,因此我们采用一种有偏估计——主成分估计。

利用 NOSA 软件进行主成份分析得:第一主成分的方差为 2.9202,累计贡献率达到了 97.34%。即第一主成份代表了原来三个因素的 97.34%的信息。根据运算结果,主成分为:

$$F = 0.9911 \ln I_2 + 0.9887 \ln L_2 + 0.9800 \ln K_2 \quad (5)$$

表 7 主成分分析后的模型各因素

年份	$\ln Y_2$	F
1993	13.5891	24.08494
1996	14.8947	26.82511
1999	15.4906	27.40016
2002	16.0453	27.94253

利用 SPSS 软件对 $\ln Y_2$ 与 F 进行 OLS 估计,得到的结论详见表 8。

表 8 武汉市民营企业产出模型检验

变量	系数	标准化系数	t 检验值	显著性水平
常数	-3.200	2.311	-1.373	0.207
F	0.679	0.087	7.825	0.000
$R^2=0.870$ D.W=1.030				

从表 8 中可以看出,计量模型整体通过检验,常数项和自变量的估计系数的检验也具有较高的显著程度,得出线性回归方程为:

$$\ln Y_2 = 0.679F - 3.199 \quad (6)$$

将 F 转换为原来的解释变量,得出回归方程为:

$$\ln Y_2 = 0.673 \ln I_2 + 0.671 \ln L_2 + 0.665 \ln K_2 - 3.199 \quad (7)$$

从式(4)和式(7)的系数我们可以看出,国有企业模型中,资本对国内生产总值增长率的弹性系数为 0.435,即资本每增长 1 个百分点,国内生产总值将增长 0.435 个百分点。而民营企业中资本的国内生产总值的弹性系数达到了 0.665,即民营企业投入每增长一个百分点,国内生产总值将增加 0.665 个百分点。这就说明对民营企业的资本投入产出比已经超过了国有企业。为了更好的促进国民经济的发展,提高资源的配置效益,资本投入的主要方向应当从国有企业向民营企业转移,实现资本的有效分配。▲

注 释

- ①国有企业包括国有国营、国有控股和第一产业联产承包农户。
- ②民营经济包括内资企业中的民有民营(个体、私营)、国有民营、非国有控股的股份企业、非国有控股的港澳台和外商合作合资企业以及港澳台、外商独资企业等所构成的经济成份。
- ③国有企业产出=国有工业增加值÷全社会工业增加值×当年 GDP
- ④民营企业产出=民营工业增加值÷全社会工业增加值×当年 GDP

[参考文献]

- [1]周四军.民营经济投入产出统计分析[J].上海统计,2001,(11).
- [2]王文博,陈昌兵,徐海燕.包含制度因素的中国经济增长模型及实证分析[J].当代经济科学,2002,(2).
- [3]高晓燕.构建民营中小企业金融支持体系的思考[J].经济问题,2000,(1).
- [4]张跃进.浅谈我国民营经济发展中的金融支持问题[J].财经问题研究,2001,(2).
- [5]刘安.英美对中小企业金融支持政策比较研究[J].商务研究,2002,(4).
- [6]刘小川.略论我国中小企业融资的政府策略[J].当代经济研究,2003,(6).
- [7]Einy Ezra. Private Value Allocations in Large Economies with Differential Information. Games and Economic Behavior Volume, 2001,(2).

责任编辑:郑艺