

基于城乡二元结构的 我国GDP生产函数模型分析

李生杰 苏明华

(中共广西梧州市委党校 广西梧州 543002)

【摘要】本文以C-D生产函数为依据,利用我国1980~2010年期间序列数据,结合城乡二元结构,引入社会总劳动力与农村劳动力之比、社会固定资产投资与农村固定资产投资之比、城市人均固定资产投资等变量,研究我国的生产函数。研究表明,技术进步、固定资产投资扩张对我国经济增长具有重要促进作用;而过于偏重城市固定资产投资、农村劳动力向城市转移速度过快,会对我国经济产生负面影响。

【关键词】城乡二元结构 GDP生产函数 固定资产投资 劳动力

一、理论依据

1. 国外相关研究。经济增长(发展)理论源远流长,众多学者从不同的角度探索国家财富和经济增长的源泉。进入现代之后,经济学者相继利用实证分析方法对这个问题进行研究,取得丰硕成果。其中,美国经济学家科布(C.W.Cobb)和道格拉斯(P.H.Douglas)开创了用生产函数解释经济增长的先河,他们通过对美国1899~1922年经济发展资料进行实证研究,提出了著名的“投入—产出”(C-D)生产函数,得出美国生产函数具有规模报酬不变、资本与劳动要素替代弹性为常数的结论。

此后,Dulaner(1937)、Solow(1957)等经济学者先后对C-D生产函数进行了改进,提出包含技术进步的生产函数。而Arrow、Chenery、Mihas和Solow(1961)对C-D生产函数进一步拓展,提出了两要素不变替代弹性生产函数模型(CES生产函数)。20世纪60年代末70年代初,Sato与Hoffman(1968)、Revankar(1971)分别提出了变替代弹性生产函数模型,认为要素之间的替代弹性与样本点有关。至此,用生产函数解释经济增长的理论,已成为一个完整的理论体系。

2. 国内相关研究。我国众多学者基于西方研究成果,结合国情,采用不同改进型生产函数对我国整体或某个地区或某个行业的经济问题进行实证研究。例如,李子奈利用我国全民所有制工业数据(1963~1984年),估计修正C-D生产函数,得出资本和劳动产出弹性分别为“0.360 8和0.676 5,年技术进步速度为0.003 49”。舒元(1993)通过对我国1952~1990年期间国民收入增长的分析,得出以下结论:我国经济增长主要依靠固定资产投资增加,其次是劳动力投入的增加,而技术进步增长在经济总增长中的份额较小。朱宁和张茂军(2011)把能源作为投入要素,用C-D生产函数对我国经济数据进行实证研究,结果表明,我国经济增长仍是资本驱动型,因此需加

大投资力度,挖掘劳动力中蕴藏的巨大潜力。

综上所述,虽然我国基于生产函数的理论研究,取得了丰硕成果,但基于城乡二元结构下的生产函数研究却不多见。而作为典型的发展中国家,我国正经历着由传统农业经济向现代城市经济转型,因此,基于城乡二元结构下我国GDP生产函数的实证研究,具有重要的现实意义。

二、模型设定

我国经济城乡二元结构的特殊性,决定了不能完全照搬C-D生产函数模型来研究我国农村劳动力向城市转移(城镇化)、固定资产投资在城市与农村的分配比例和技术进步等因素对我国生产函数产生的复杂影响。因此,本文采用修正的C-D生产函数模型,实证研究农村劳动力向城市转移、城市与农村固定资产投资占总固定资产投资比率变动、技术进步和资本劳动投入要素的产出弹性等因素,构建城乡二元结构下我国GDP生产函数模型,具体设计如下:

(一)初始模型设计

$$\frac{Y_t}{L_t} = A e^{\lambda T_t} \left(\frac{K_{tc}}{L_{tc}} \right)^{\beta_1} \left(\frac{L_t}{L_{tr}} \right)^{\beta_2} \left(\frac{K_t}{K_{tr}} \right)^{\beta_3} e^{u_t} \quad (1)$$

式中: $A > 0$, $\lambda > 0$, $\beta_1 > 0$, β_2 和 β_3 具体取值范围不确定,

$$E\left(\sum_{t=1}^n u_t\right) = 0, t = 1, 2, 3, \dots, 31, \dots, L_t = L_{tc} + L_{tr}, K_t = K_{tc} + K_{tr}$$

1. 变量和参数解释。上述模型中: Y_t 表示第 t 年国内生产总值,单位为千万元人民币(主要为了取自然对数之后,方便回归方程参数估计); L_t 表示第 t 年社会总劳动力; L_{tr} 和 L_{tc} 则分别表示第 t 年农村劳动力和城市劳动力; K_t 表示第 t 年社会固定资产投资总额,单位为千万元人民币; K_{tr} 和 K_{tc} 则分别表示第 t 年城市和农村的固定资产投资额; T_t 表示时间,本文以1980年为基期 $T_1=1$,逐年递增1,因此2010年的 $T_{31}=31$; e 为自然对数的底数, u_t 为其指数,整体 e^{u_t} 则代表第 t 期的随机干扰项。

2. 待估参数说明。上述模型中:待估参数A表示基础技术效率系数(或既有技术效率参数),取值 ≥ 0 ,当社会固定资产投资小于简单社会再生产所需投资时,其值迅速下降;待估参数 λ 表示年技术进步速度,正常情况下取值 >0 ; β_1 表示城市人均固定资产投资变动对人均GDP的弹性,取值 >0 ; β_2 表示总劳动力与农村劳动力的比率对人均GDP的弹性; β_3 表示社会固定资产投资与农村年固定资产投资之比对人均GDP的弹性。其中, β_2 和 β_3 取值具有不确定性。

(二)初始模型解释

众所周知,发展中国家“普遍存在以城市制造业为中心的现代经济部门和以农业与手工业为主的传统经济部门”的城乡二元结构,对发展中国家的GDP产出或经济增长发挥着越来越重要的作用。可见,我国的经济增长不仅得益于技术进步和持续高增长的社会固定资产投资的推动,而且受到人口高速增长、城乡二元结构下农村劳动力向城市转移、社会固定资产投资在城市与农村间分配比例等因素的影响。

基于以上考虑,城乡二元结构下的我国GDP生产函数,虽然与西方国家传统的C-D或改进型C-D生产函数有颇多相似之处,但同样存在巨大差别,甚至存在本质差异性。因此笔者认为,城乡二元结构下的我国人均产出,不但受到技术进步、人均固定资产投资、总劳动力与农村劳动力比例的影响,而且受到社会固定资产投资与农村固定资产投资比例的影响。为此,本文以模型(1)作为基于城乡二元结构下我国生产函数的初始模型。而模型(1)经过简单变换就可以转换为城乡二元结构下的我国GDP生产函数模型,即:

$$Y_t = A e^{\lambda T_t} L_t \left(\frac{K_{tc}}{L_{tc}} \right)^{\beta_1} \left(1 - \frac{L_{tc}}{L_t} \right)^{\beta_2} \left(1 - \frac{K_{tc}}{K_t} \right)^{\beta_3} e^{u_t} \quad (2)$$

模型(2)即为本文所估计的城乡二元结构下的我国GDP生产函数。在城乡二元结构下,资本和劳动投入的规模报酬问题变得非常复杂,其深受二元结构之间不同要素配比(或者比例)的影响。因此,城乡二元结构下的一国经济存在很大不确定性和非常复杂性。这或许可以这样解释:20世纪中期之后,虽然绝大部分原殖民地或半殖民地国家纷纷获得独立,但经济发展取得突破的国家(成为发达国家)不多。

(三)估计模型设计

由于模型(2)中第t年的社会总劳动力(L_t)一般与其他解释变量存在比较密切的相关性,导致估计参数结果的经济含义不合理,因此,本文估计取自然对数的模型(1)。取自然对数之后的模型(1)具体形式如下:

$$\ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) = \ln(A) + \lambda T_t + \beta_1 \ln\left(\frac{K_{tc}}{L_{tc}}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{L_t}{L_{tr}}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{K_t}{K_{tr}}\right) + u_t \quad (3)$$

取自然对数之后,非线性模型(1)已经转化为线性模型(3)。为了进一步简化,对模型(3)进行以下变量代换,即:

$$X_t = \ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right), \alpha = \ln(A), X_0 = T_t$$

$$X_{1t} = \ln\left(\frac{K_{tc}}{L_{tc}}\right), X_{2t} = \ln\left(\frac{L_t}{L_{tr}}\right), X_{3t} = \ln\left(\frac{K_t}{K_{tr}}\right)$$

因此,经过自然对数化和变量代换后,回归模型(3)转换成多元线性模型,具体形式如下:

$$X_t = \alpha + \lambda X_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + u_t \quad (4)$$

实际估计模型转化为如下形式:

$$X_t = \alpha + \lambda X_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} \quad (5)$$

三、实证分析

(一)样本的选择

为对我国城乡二元结构下的GDP生产函数进行实证研究,特选取1980~2010年我国(未包括港澳台)历年国民经济宏观时间序列数据作为样本。数据来源于《新中国55年统计资料汇编》(2005)和《中国统计年鉴》(2011)。其中,GDP和固定资产投资额单位为千万元RMB,劳动力单位为万人。考虑到物价的变动影响,统一使用GDP平减指数,将GDP和固定资产投资换算成2010年不变价值,数据处理使用Eviews6.0。

(二)实证分析

1. 模型估计。样本的时间序列数据会使随机干扰项产生序列相关问题,影响参数估计的有效性,因此本文采用杜宾两步法来消除此问题。其中,杜宾第一步回归结果得到一阶自协方差系数 $\rho = 0.597833$ (见表1)。回归模型如下:

$$\hat{X}_t = 2.087102 + 0.040851X_0 + 0.506142X_{1t} - 0.81927X_{2t} - 0.60666X_{3t} \quad (6)$$

杜宾第一步回归模型结果如下表所示:

表1 模型回归结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
α^*	0.919797	0.067525	13.6215	0.0000
λ	0.040851	0.006446	6.33717	0.0000
β_1	0.506142	0.083927	6.030725	0.0000
β_2	-0.819270	0.371869	-2.20310	0.0370
β_3	-0.606660	0.136767	-4.43572	0.0002
R-squared	0.952005	Mean dependent var		1.392572
Adjusted R-squared	0.944326	S.D. dependent var		0.154852
S.E. of regression	0.036538	Akaike info criterion		-3.62992
Sum squared resid	0.033376	Schwarz criterion		-3.39639
Log likelihood	59.44877	Hannan-Quinn criter.		-3.55521
F-statistic	123.9713	Durbin-Watson stat		1.583278
Prob(F-statistic)	0			

注: $\alpha = \alpha^* / (1 - \rho)$, $\rho = 0.597833$

2. 模型检验。由于模型(6)解释变量为5,当样本容量为30的时候, $d_L = 1.16$, $d_U = 1.74$,此时杜宾-瓦森检验法失效,因此采用LM检验,引入两阶滞后项,并对其采用怀特异方差进行检验。检验结果见表2、表3。

表2 LM检验结果

F-statistic	1.850772	Prob. F(2, 23)	0.1798
Obs * R-squared	4.158798	Prob. Chi-Square(2)	0.1250

表3 White检验结果

F-statistic	0.750 72	Prob. F(14, 15)	0.701 4
Obs * R-squared	12.359 95	Prob. Chi-Square(14)	0.577 4
Scaled explained SS	5.997 69	Prob. Chi-Square(14)	0.966 5

检验结果显示,采用杜宾两步法估计模型(5)之后,得到回归模型(6),该模型已经不存在序列相关和异方差问题。同时,模型(6)不但单个变量的参数具有显著性,而且其整体也具有显著性,其中,调整的可决系数为0.944326。因此,该模型能够比较好地解释1980~2010年样本的相关数据。至此,可以判断模型(1)作为城乡二元结构下的我国生产函数的初始模型具有一定的合理性,而模型(2)自然就可以作为城乡二元结构下我国GDP生产函数模型。

3. 模型分析。

(1)最终模型。综上所述,根据样本模型(1)……模型(5)和回归模型(6),基于城乡二元结构下的我国生产函数最终可以确定为以下模型:

$$\hat{Y}_t = 9.846 36e^{0.040 85T_t} L_t \left(\frac{K_{tc}}{L_{tc}}\right)^{0.506 14} \left(\frac{L_{tr}}{L_t}\right)^{0.819 27} \left(\frac{K_{tr}}{K_t}\right)^{0.606 66} \quad (7)$$

根据模型(1)假设, $L_t = L_{tc} + L_{tr}$, $K_t = K_{tc} + K_{tr}$, 模型(7)经过简单变换,可以转换成如下形式:

$$\hat{Y}_t = 9.846 36e^{0.040 85T_t} L_t \left(\frac{K_{tc}}{L_{tc}}\right)^{0.506 14} \left(1 - \frac{L_{tc}}{L_t}\right)^{0.819 27} \left(1 - \frac{K_{tc}}{K_t}\right)^{0.606 66} \quad (8)$$

$$\hat{Y}_t = 9.846 36e^{0.040 85T_t} L_t^{0.493 86} K_t^{0.0506 14} \left(\frac{K_{tc}}{L_{tc}}\right)^{0.506 14} \left(\frac{L_{tr}}{L_t}\right)^{0.819 27} \left(\frac{L_{tc}}{L_t}\right)^{0.606 66} \quad (9)$$

(2)最优固定资产投资配比。

$$L = \left(\frac{K_{tc}}{K_t}\right)^{0.506 14} \left(\frac{K_{tr}}{K_t}\right)^{0.606 66} \quad (10)$$

其中 K_t 既定, $K_t = K_{tc} + K_{tr}$, 如果假设 $x = \frac{K_{tc}}{K_t}$, 则 $1-x = \frac{K_{tr}}{K_t}$ ($0 < x < 1$)。经计算,当 $x = \frac{K_{tc}}{K_t} = 0.454 835$, 即城市固定资产投资占总固定资产投资的45.4835%时,在其他条件不变的情况下, GDP总产出最大。

四、基本结论

1. 生产函数规模报酬不确定。根据模型(9)可知,在不考虑技术进步和城乡二元结构的情况下,我国固定资产和劳动力投入的产出弹性分别为0.506 14和0.493 86,表明生产函数规模报酬不变。但是,当考虑技术进步和城乡二元结构因素的时候,我国生产函数的规模报酬问题变得具有不确定性。另

外,我国年技术进步率为0.040 85, t 值检验显著大于零,表明技术进步对我国经济具有重要影响。由此可见,我国改革开放在经济上取得的巨大成就,其中固定资产投资和技术进步发挥了重要促进作用,而技术进步则是我国GDP生产函数,呈现出规模报酬递增的最重要因素之一。

2. 城乡劳动力比例变动影响大。根据模型(9)可知,城市和农村劳动力在总劳动力中的不同比例对GDP产出影响极大,在总劳动力和其他因素不变的条件下,农村劳动力占总劳动力的比重对GDP产出的弹性是0.819 27,而城市劳动力占总劳动力的比重对GDP产出的弹性是-0.501 64。由此可见,在城市经济处于均衡状态没有资本配套的情况下,从农村向城市转移劳动力的行为会给GDP造成负面影响,而适当地放慢农村劳动力向城市转移的速度对GDP可产生正面影响。这说明城市化不是我国经济发展的驱动力,而是经济发展的结果。因此,我国现阶段应该注重中小城市的发展。

3. 城乡固定资本投资比例变动影响大。模型(9)显示城市固定资产投资占固定资产总投资比重对GDP的产出弹性是0.506 14,而农村固定资产投资占固定资产总投资的比重对GDP的产出弹性是0.606 66。由此可见,固定资产投资在城市与农村中的分配比例对GDP产出影响巨大。根据模型(10)可知,在其他要素既定的条件下,当城市固定资产投资占固定资产总投资的比例达到45.483 5%、农村固定资产投资占固定资产总投资的比例达到54.516 5%时,可以实现GDP最大化。因此,在当前我国过度偏重于城市固定资产投资的情况下,适当地降低城市固定资产投资的比重、加大农村特别是中西部地区农村固定资产投资的比重,可以增加GDP。

另外,从区域发展的层面看,适当地降低发达地区的固定资产投资在固定资产总投资中的比重,提高广大中西部落后地区固定资产投资的比重,那么,在固定资本总投资比重既定的条件下,可以提高GDP水平。

主要参考文献

1. 李子奈,潘文卿. 计量经济学. 北京: 高等教育出版社, 2006
2. 舒元. 中国经济增长分析. 上海: 复旦大学出版社, 1993
3. 朱宁, 张茂军. 带有能源的随机动态柯布-道格拉斯生产函数. 经济数学, 2011; 9
4. 童光荣, 胡放之, 张健威. 宏观经济学. 上海: 上海财经大学出版社, 2010
5. 国家统计局综合司. 新中国五十五年统计资料汇编. 北京: 中国统计出版社, 2005
6. 中国统计年鉴 (2011), 国家统计局官方网站, 网址: <http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2011/indexch.htm>
7. William H. Greene. Econometric Analysis. 北京: 中国人民大学出版社, 2008
8. 朱建平, 胡朝霞, 王明艺. 高级计量经济学. 北京: 北京大学出版社, 2009