

中部地区的经济增长方式及崛起路径研究

胡德龙^{1,2}, 周绍森¹

(1.南昌大学 中国中部经济发展研究中心, 江西 南昌 330047; 2.江西财经大学 经济学院, 江西 南昌 330013)

摘 要: 借鉴新增长理论模型建模思想, 构建了中部地区总量动态生产函数, 并对1978~2004年中部六省相关数据进行了实证分析, 测算出各生产要素和全要素生产率对经济增长的贡献率, 在此基础上, 对中部地区经济增长方式进行了剖析, 并针对经济增长中出现的问题, 提出要促进中部地区快速崛起必须实现“三个转变”。

关键词: 经济增长方式; 中部地区崛起; 生产函数; 实证分析

中图分类号: F127.6

文献标识码: A

文章编号: 1001-7348(2007)11-0169-04

0 前言

经济增长是经济学期长期研究的核心问题之一, 持续快速健康的经济增长方式是各国政府制定宏观经济政策始终追求的一个主要目标。十六届五中全会把转变经济增长方式作为实现“又快又好发展”的一个关键途径, 并指出“十一五”时期, 为了保持经济平稳较快发展, 必须加快转变经济增长方式。胡锦涛总书记在中共中央政治局第二十九次集体学习会上再次强调, “要抓住机遇、迎接挑战, 保持我国经济社会发展的良好势头, 关键是要坚持以科学发展观统领经济社会发展全局, 加快转变经济增长方式, 推动我国经济社会发展切实转入以人为本、全面协调可持续发展的轨道。”

在东部大发展、西部大开发战略实施的同时, 中部地区(包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南6省)近年来却出现一些重要经济发展指标有低于东、西部地区的现象。目前, 中部地区经济发展面临着的主要问题有: 工业化进程滞后, 经济结构仍然不够合理; 非公有制经济发展滞后, 体制改革仍然艰难; 农村劳动力转移滞后, “三农”问题仍然突出; 对外开放滞后, 经济开放度仍然很低。加快促进中部地区崛起, 对于贯彻落实科学发展观, 统筹区域协调发展, 促进我国未来15年第二个经济发展高潮的形成, 具有重要的战略意义。

2006年4月, 党中央和国务院就中部崛起问题专门出台了中央“十号文件”, 提出了促进中部地区崛起的36条意见。我们认为, 中部地区要实现快速崛起, 首先必须认真分

析中部现行经济增长方式和增长质量, 找出其中的内在症结; 然后针对中部地区经济发展中出现的问题, 提出促进“中部崛起”的政策建议。

1 本文研究框架和思路

第一步, 借鉴新增长理论模型并结合我国经济发展特征, 构建中部六省动态生产函数(1979~2004年); 第二步, 采用经济数量分析技术和实证分析方法, 核算各因素对经济增长的贡献; 第三步, 根据各因素对经济增长的贡献和经济增长方式的界定方法, 判定中部地区的经济增长方式和质量; 第四步, 在以上三步研究的基础上, 提出中部地区转变经济增长方式、实现快速崛起的政策建议。

2 总量生产函数的构建^[1,2]

人们对影响经济增长的主要因素的研究, 经历了一个不断深化的认识过程。从20世纪下半叶以来, 随着新的科学技术革命蓬勃发展和知识经济时代的来临, 经济学界对总量生产函数的构建从只考虑到物质资本和劳动力等传统要素的经济增长模型, 扩展为新增人力资本、技术进步等要素的增长模型; 从外生的经济增长模型到内生的经济增长模型; 从只注重要素投入的增长模型到注重技术进步与全要素生产率的增长模型。

新增长理论, 又称为内生增长理论, 是产生于20世纪80年代中期的一个西方宏观经济理论分支。其主要代表人物保罗·罗默(1990)建立的知识溢出模型的假定条件有以

收稿日期: 2006-09-04

基金项目: 国家社科基金资助项目(06BJL068)

作者简介: 胡德龙(1981-), 男, 江西南昌人, 博士, 教育部人文社科重点研究基地南昌大学中国中部经济发展研究中心主任助理, 江西财经大学经济学院教师; 周绍森(1941-), 男, 江西萍乡人, 教授, 博士生导师, 南昌大学中国中部经济发展研究中心主任, 研究方向为区域经济发展战略、人力资本理论与新增长理论。

下4点： 技术进步是经济增长的内生核心要素； 知识商品的使用是无限的， 无需追加成本； 经济部门可分为研究与开发部门、 中间产品生产部门和最终产品生产部门；

生产中使用有形资本、非技术劳动、人力资本、技术进步4种投入^[3]。 由于这些假设无疑在中国同样适用， 故本文借鉴罗默四要素模型(1990)， 考虑到中国的生产实际， 建立如下形式的柯布-道格拉斯生产函数， 来对我国经济增长进行合理的描述：

$$Y_t = A_t (K_{t-1})^\alpha (I_t)^\beta (L_t)^\gamma (H_t)^{\tau_0 + \tau_1 t} e^{\varepsilon_t} \quad (1)$$

式中，Y表示产出，用某地区的国内生产总值(GDP)来度量；K表示物质资本存量；I表示全社会固定资产投资；L表示劳动力数量，用从业人员数度量；H表示人力资本，用从业人员受教育等效年限度量； ε_t 为随机扰动项，它是反映GDP实际值与预测值之间偏差的变量。 α 为物质资本存量对GDP的弹性系数，反映物质资本存量对GDP的效用； β 为全社会固定资产投资对GDP的弹性系数，反映全社会固定资产投资对GDP的效用； γ 为劳动力数量对GDP的弹性系数，反映从业人员数量对GDP的效用；t为年份，为增大回归的显著性， t_0 取中心化年份1990年； τ_0 为 t_0 年人力资本对GDP的弹性系数， τ_1 反映人力资本弹性系数随时间变化的速度；因为人力资本呈规模报酬递增这一特性，我们限定 $\alpha + \beta + \gamma + \tau_0 + \tau_1 > 1$ ；A为全要素生产率(TFP)，主要由技术进步、技术效率(制度、资源配置等因素)和规模效应3部分构成。

对方程(1)两边取对数即可转换成线性形式：

$$\ln Y_t = \ln A_t + \alpha \ln K_{t-1} + \beta \ln I_t + \gamma \ln L_t + \tau_0 \ln H_t + \tau_1 (t \ln H_t) + \varepsilon_t \quad (2)$$

本文建立的总量动态生产函数的创新之处在于：

第一，人力资本的弹性系数不是常数，而存在变动趋势。 相关研究表明，人力资本、技术创新对经济增长(特别是对于处于新一轮经济转型期的中国)的重要性日益突出，所以我们有理由假定人力资本对经济增长的弹性系数并不是一个常数，而是与时间相关的函数。 而任何简单函数都可以用多项式形式近似替代，所以取线性函数。

第二，把物质资本存量对经济增长的促进作用分为物质资本积累效应和当期的固定资产投资的拉动作用之和。 实际上，即使是生产要素组合一定的情况下，不同年份投入1单位的物质资本所带来的收益是不同的。 本文之所以把物质资本拆分为两项，是因为物质资本积累在一定程度上体现了由于人力资本提升和技术进步引起的“物质资本质量”的提高。

3 对中部六省经济增长的实证分析

本实证分析中的样本数据取中部6省1978~2004年国内生产总值(Y)、物质资本存量(K)、全社会固定资产投资(I)、劳动力(L)和人力资本(H)时间序列值。 为消除价格因素，国内生产总值、物质资本积累和固定资产投资取1978年可比价。 中部各省国内生产总值1978

年可比价和劳动力数均可通过直接查阅各省统计年鉴获得。 下面简述物质资本存量、固定资产投资和人力资本的取值方法。

(1)物质资本存量。物质资本存量的估算方法普遍采用永续盘存法。对初始年份物质资本存量的估算是非常复杂的事情，已有研究对初始年份的选择一般分为1952年或1978年两类。对初始年份的资本存量估算方法也各不相同，为使中部6省的估算结果具有可比性，我们采用复旦大学张军教授对中国各省物质资本存量的估算结果^[4]。

我们用物质资本形成指数把物质资本形成当年价折算为可比价。山西和安徽两省缺物质资本形成的指数，折算为可比价时用GDP平减指数缩减。固定资产折旧指数在中部6省都没有统计，折算为可比价时仍然采用GDP平减指数缩减。

(2)全社会固定资产投资。从现有统计资料来看，江西有1981年以后的全社会固定资产投资发展速度数据，中部其它5省只有1992年以后的固定资产投资价格指数。所以对江西省1981年以后的可比价用全社会固定资产投资发展速度折算；中部其它5省1991年以后的可比价也用固定资产投资价格指数折算，而1991年以前的年份则用GDP平减指数缩减。

(3)人力资本。在度量人力资本时，大多学者基本上采用“教育年限法”，但根据我国现有的数据基础和数据的可靠性，为了取得最充分、最精确的数据来源，本模型采用在各学制前乘以各相应权数的方法来度量人力资本。这样的核算方法克服了“教育年限法”的缺点。为了反映知识积累效应，我们在各教育水平年限基础上乘以一个相应权数。据联合国一项研究结论显示，以文盲人员的劳动生产力为基数，小学文化程度能提高43%的劳动生产力，中学文化程度能提高108%，大专文化程度能提高300%。我们发现

表1 中部六省岭回归结果

		山西	安徽	江西	河南	湖北	湖南
k		0.02	0.25	0.125	0.0625	0.25	0.0625
	系数	0.1541	0.1382	0.1688	0.2108	0.1576	0.1475
lnK _{t-1}	t 统计量	4.62	19.25	13.78	15.42	25.67	19.02
	系数	0.2147	0.1712	0.1116	0.1737	0.1959	0.2028
lnI	t 统计量	6.24	7.85	14.33	7.76	15.93	9.25
	系数	0.4234	0.5766	0.6677	0.6421	0.4258	0.4780
lnL	t 统计量	2.52	10.31	6.83	8.69	7.95	4.44
	系数	0.5255	0.5831	0.5889	0.4108	0.6735	0.7030
lnH	t 统计量	3.80	10.84	7.62	5.18	17.03	8.55
	系数	0.0139	0.0131	0.0119	0.0113	0.0105	0.0114
TlnH	t 统计量	9.36	14.81	19.69	11.17	25.87	16.78
	系数	-0.5707	-1.3156	-2.0419	-2.1668	-0.4950	-1.1749
lnA	t 统计量	-0.52	-2.79	-3.06	-3.86	-1.23	-1.49
	R	0.998	0.992	0.997	0.998	0.996	0.998
RSQ		0.995	0.984	0.994	0.995	0.992	0.995
SE.		0.047	0.103	0.063	0.057	0.07	0.045
F		774	222	575	732	466	863

该报告把初中和高中文化程度统称为中学文化程度,但在我国,教育分级是九年义务教育、高中阶段教育(三年制)和高等教育(四年制)三级,所以认为初中教育和小学教育是同质的,高中阶段的3年教育是同质的,高等教育的4年教育是同质的。根据联合国调查结果和我国实际,可算出小学文化程度劳动力人均受教育年限为6年,初中文化程度9年,高中文化程度为15.06年,大学及以上文化程度为41.82年。然而,在我国各种统计资料中,只有在1996年以后的统计年鉴和人口普查或抽样调查才统计从业人员受教育程度分布数据,因此,在研究中,人们往往直接利用这些年份从业人员受教育程度的构成比例,以某种科学可行的方法来处理缺失数据。我们观察从业人员受教育程度分布,发现文盲、小学、初中和高中阶段的比例同年份呈线性关系,而大专以上文化所占比例同年份呈指数关系,所以文盲、小学、初中和高中阶段的比例缺失数据,用年份作为自变量线性回归来拟合,而大专以上文化程度用曲线回归来拟合,从而估算出中部6省1978~2004年从业人员受教育等效年限(人力资本)。

在取得各变量的样本数据后,可对方程(2)作多元线性回归分析,即可得到各生产要素的弹性系数。为消除多重共线性,运用岭回归方法对各参数进行估计。

从岭回归结果看,各参数的t统计量绝对值都较大,各方程决定系数接近1,F统计量也较大,回归结果显著,写成方程形式,如表2。

表 2 中部 6 省生产函数 (1979~2004 年)

生产函数	
山西	$Y_t = F(X_t) = K_{t-1}^{0.154} I_t^{0.2147} L_t^{0.4234} H_t^{0.5255+0.0139T} e^{-2.0419+}$
安徽	$Y_t = F(X_t) = K_{t-1}^{0.1382} I_t^{0.1712} L_t^{0.5766} H_t^{0.5831+0.0131T} e^{-1.3156+}$
江西	$Y_t = F(X_t) = K_{t-1}^{0.1688} I_t^{0.1116} L_t^{0.6677} H_t^{0.5889+0.0119T} e^{-2.0419+}$
河南	$Y_t = F(X_t) = K_{t-1}^{0.2108} I_t^{0.1737} L_t^{0.6421} H_t^{0.4108+0.0113T} e^{-2.1668+}$
湖北	$Y_t = F(X_t) = K_{t-1}^{0.1576} I_t^{0.1959} L_t^{0.4258} H_t^{0.6735+0.0105T} e^{-0.495+}$
湖南	$Y_t = F(X_t) = K_{t-1}^{0.1475} I_t^{0.2028} L_t^{0.478} H_t^{0.703+0.0114T} e^{-1.1749+}$

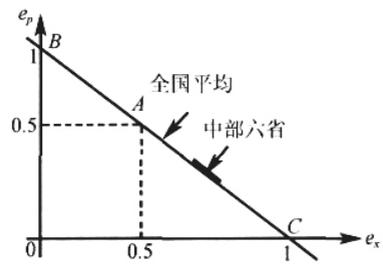
估计出中部6省的总量生产函数后,便可计算出各因素对经济增长的贡献份额(见表3),公式如下:

$$\text{要素贡献份额} = \frac{\text{要素增长率} \times \text{要素的产出弹性}}{\text{产出增长率}} \times 100\%$$

$$\text{全要素生产率贡献份额} = (1 - \text{要素贡献份额}) \times 100\%$$

4 转变中部地区经济增长方式,促进中部地区快速崛起

(1) 实现经济增长从依赖生产要素投入向依赖全要素生产率转变。一般采用生产要素的贡献总额与全要素生产率的贡献份额两者的分布来衡量经济增长方式,如生产要素贡献总额大于50%,则为相对粗放型,否则为相对集约型(见附图)。



附图 经济增长方式示意图

在对中部六省的经济增长实证分析中,物质资本、劳动力和人力资本属于生产要素投入。实证分析表明,三者对中部经济增长的贡献之和均高于全要素生产率的贡献(见表3)。这充分说明,中部经济增长走的是依靠投入大量生产要素的相对粗放型增长道路。制度创新缓慢、经济结构尚不合理、农村人口比例过大且素质不高等都是制约中部地区全要素生产率提高、使经济增长方式呈现粗放型的关键要素。

表 3 1979~2004 年中部 6 省各生产要素对经济增长的贡献率 (单位: %)

	物质资本的贡献			劳动力	人力资本	全要素生产率 (TFP)
	物质资本积累	全社会固定资产投资				
山西	45.28	17.20	28.08	7.81	16.09	30.82
安徽	40.74	20.60	20.14	14.52	16.76	27.97
江西	44.4	25.04	19.36	17.23	13.18	25.19
河南	46.67	24.12	22.55	19.14	14.38	19.81
湖北	46.7	22.85	23.85	7.54	18.38	27.38
湖南	45.9	18.85	27.05	9.54	17.35	27.20
全国平均*	32.95			13.6	9.25	44.2

注: 测算过程及数据详见周绍森等:《中部崛起与人力资源开发》。*数据为1978~2000年间的贡献份额,来源于中国教育与人力资源问题报告课题组《从人口大国迈向人力资源强国——中国教育与人力资源问题报告》(151~152页),笔者稍作整理。

首先,要加快制度创新。综观世界各国的经济发展,人们发现一个共同的特征:不同的经济体制就会产生不同的经济运行机制,进而影响其经济效率和增长方式。因此,有什么样的经济体制,就必然会有与之相对应的经济增长方式。借用新制度经济学的研究结论,就是:制度变迁(包括经济组织形式的革新、市场制度的变化、经营管理方式的创新、产权制度的变革等),不仅是影响经济长期增长的一个重要因素,而且会对资源配置效率和经济效率的提高产生重大影响,因而,也会对经济增长方式的转变产生重大影响。

其次,要优化产业结构。经济增长与产业结构的联动效应也很明显。一方面,由于各产业劳动生产率有着较大的差异,因而产业结构的合理变动与调整过程,实际上就是产业劳动生产率重新分化与组合的过程,而各产业的收缩与扩张过程恰好就是强化专业化与分工的过程,所有这一切必然会促进经济总合生产力的提高,从而强有力地拉

动经济增长;另一方面,即经济增长来源于三次产业的贡献,其总增长量又会分配于三次产业。并且因为生产率在三次产业间配比的非均衡性与变动性,使三次产业间的增值比例不同,进而导致三次产业总产值的比例发生变动,这实际上就是经济增长对产业结构的作用机制。优化产业结构、加快传统产业升级,是提高全要素生产率,转变经济增长方式,促进中部崛起的关键。

最后,要加快农村劳动力转移。农村富余劳动力向非农产业和城镇转移,是工业化和现代化的必然趋势。国家统计局农调总队的一项报告显示,全国现有农村剩余劳动力1.7亿人,而0.9亿人就在中部地区^⑥。农村剩余劳动力的转移,一方面使农村劳动力人均资源增大,提高农业劳动生产率和实现农业现代化;另一方面又为城镇补充劳动力。所以加快农村劳动力转移,全面开发人力资源是中部经济快速起飞的重大举措。

(2)实现经济增长从依靠物质资本向依靠人力资本转变。物质资本具有边际收益递减的特征,物质资本的投入往往会带来过度开发自然资源 and 环境污染等负效应,不利于经济的可持续发展,物质资本的高消耗则会带来环境的污染和恶化,过度开发自然资源必然给生态环境带来长期、严重的负面影响;人力资本(蕴含在劳动者身上的知识技能等)具有边际收益递增的特征。这意味着在既定的要素投入条件下,社会生产可能性边界向外扩展,在既定的产出条件下,自然资源、物质资本等投入减少,从而有利于自然资源的节约和持续利用,并为可持续发展提供保证。实证分析表明(见表3),中部地区物质资本效益低于人力资本效益。一方面,物质资本存量 and 全社会固定资产投资的弹性系数都比较小,也就是说物质资本积累 and 全社会固定资产投资的效益并不大,对经济增长的带动作用不明显。这说明,物质资本对中部经济增长的贡献是以大量的物质资本投入来实现的,经济效益低下,属于传统的经济增长模式。随着自然资源的不断枯竭,这种粗放型的增长方式将越来越受到制约,不利于经济的持续发展,与构建和谐社会的愿望是背道而驰的。另一方面,人力资本的弹性系数比较大,而且有逐年递增的趋势,这说明人力资本相对于物质资本具有更高的投资效益,也预示着人力资本将在中部经济增长方式的转变中扮演着越来越重要的角色。

但是,这并不是说物质资本 and 全社会固定资产投资不再重要,而是在进行物质资本积累的过程中,一方面需注重投资结构和质量的统一,提高投资的经济效益。中部发展目前仍处于工业化中级阶段的前期水平,是中部地区从初级阶段全面进入中级阶段的关键时期。世界发达工业国家的工业化进程表明,从初级阶段到中级阶段需要大量的物质资本投入,来为工业化的进一步发展奠定坚实的物质基础,物质资本在这一过程中发挥着巨大的作用。中部要走新型工业化道路,就必须有雄厚的物质基础作保证。中部要加速推进工业化进程,就必须加快物质资本的积累,

增加对工业的投资,但是这种投资不能盲目进行,必须更加注重质量和效益并保持科学合理的比例。在加强自身积累的同时,通过优化投资环境,扩大开放力度,增强吸引资金的能力,在继续扩大引进省外资金的基础上,采取各种有效措施,积极吸引国外资金。通过多渠道、多种形式积累物质资本,为加速工业化进程提供巨大的推动力。另一方面,中部要实现崛起,必须以较快的经济增长速度为基础,以经济的持续发展为主线。而物质资本对经济增长的促进作用是逐渐递减的,单纯依靠物质资本的投入既无法实现经济的快速赶超,也无法实现可持续发展。具有规模报酬递增特性的人力资本能够持续推动经济的快速发展,对中部经济和社会发展具有决定性意义,因此在增大物质资本投入的同时,应加强发展教育,提升人力资本水平,形成合理的物质资本与人力资本比例,充分发挥物质资本的投入效应。

根据实证结果 and 以上分析,我们可以得出以下结论,中部的经济增长不能再以对自然资源的无节制掠夺和对人类生存环境的无限制破坏为代价,而是要按照科学发展观 and 构建和谐社会的要求,在实现加大资本积累的同时,更加重视人力资本提升,由依靠物质资本向依靠人力资本转变。这是使经济增长方式转变的一条重要途径。

(3)走自主科技创新道路,大力提高经济增长的科技含量。促进经济增长方式转变的最根本动力是技术进步。通过对中部经济增长的实证分析可知,在中部经济增长中技术进步的贡献份额相对全国平均水平(约39%)^⑦,仍比较低。

从长远看,一个区域的经济增长最终还是要建立在该区域的科技自主创新能力基础上。区域综合实力要从落后变为领先,最重要的就是要在科技创新上实现领先,只有大力提高科学技术水平,才能促使中部经济实现良性的快速增长。中部与东部发达地区相比,科技创新能力差、科技产业发展滞后、科技人才短缺、科技水平低是不争的事实,这严重制约了科技进步对促进中部经济增长方式转变作用的发挥。只有大力提高科学技术水平,才能促进中部经济快速实现向集约型经济增长方式的转变,实现经济的健康、快速、可持续发展。

虽然改革开放以来中部经济得到了较快的发展,科技创新和人力资本等质量型生产要素的贡献也越来越大,但是我们必须看到中部经济增长依然主要依靠物质资本的大量消耗,劳动力效益不高,人力资本对经济增长的作用尚未充分发挥,技术进步的贡献小,增长方式依然以粗放型为主。中部在经济发展过程中面临着由于农村人口过剩且素质低、人力资本水平和科技创新能力不足所造成的人口就业压力大、人均生产要素短缺、人力资本积累不充裕和技术进步缓慢等一系列阻碍经济增长方式转变的问题。

参考文献:

[1] 周绍森,胡德龙等.中部崛起与人力资源开发[M].北京:北京出版社,2005.52-75.

外商直接投资对中国区域技术创新的影响

——基于我国3种专利申请量的分析

闫金秋, 董 瑾

(北京理工大学 管理与经济学院, 北京 100081)

摘 要: 使用面板数据定量评估了外资的进入对我国北京、上海、广东3个最具技术优势地区技术创新作用的影响, 认为内资及外资企业的科研经费投入、内资人员投入、地区经济发展水平、人力资本存量及产学研结合对3个地区的技术创新产生积极影响, 但外资人员投入和科研机构的作用很有限; 外资进入对外观设计专利的影响程度明显高于对发明和实用新型专利的影响; 外资企业较高的出口倾向会抑制我国的技术创新发展。

关键词: FDI; 技术创新; 专利申请量

中图分类号: F061.5

文献标识码: A

文章编号: 1001- 7348(2007) 11- 0173- 04

0 前言

近几年来, 随着中国吸引外商直接投资(FDI)的不断增多, FDI的技术外溢效应成为国内经济学界的一个研究热点, 国内学者对此进行了许多实证分析并得出不同结论。FDI通过外溢效应是否会影响中国的技术创新? 如果存在影响, 这种影响是正向的还是负向的? 通过吸引FDI的流入, 我国国内企业的技术创新能力是否会有实质性提升? 研究上述问题对于我国加强技术创新能力, 促进技术发展显然有重大意义。本文从地区集聚的观点出发, 针对

中国最具技术创新优势的北京、上海、广东3个地区, 利用1998- 2005年的面板数据, 定量地评估了FDI对我国技术创新的影响。

1 文献综述

目前, 国内外关于FDI在东道国技术效应方面的文献多是关于技术溢出效应的, 研究FDI对技术创新影响的文献很少。Hu & Jefferson^[1]是研究FDI对中国技术创新影响的早期学者, 他们利用大型、中型企业的数据检验了FDI对中国制造业的外溢效应, 并指出FDI对中国新产品的研

[2] 周绍森, 胡德龙等. 中部崛起与科技创新[M]. 北京: 经济科学出版社, 2006.67- 68.

[3] Romer, Paul M. Endogenous Technological Change[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98.

[4] 张军等. 中国省际物质资本存量估算: 1952- 2000[J]. 经济研究, 2004, (10).

[5] 武义青, 贾雨文. 经济系统运行效能研究——经济运行的势

分析方法[M]. 北京: 经济管理出版社, 2003.219- 223.

[6] 国家统计局农调总队课题组. 解决我国农村剩余劳动力就业问题的对策[J]. 经济要参, 2003, (23).

[7] 程津培. 走创新型国家发展道路是我国的战略选择[N]. 科技日报, 2005- 11- 29.

(责任编辑: 胡俊健)

Exploration on Economic Growth Mode and Rising Path of Central China

Abstract: Using the idea of endogenous growth, we construct dynamic production function for Central China, and give empirical analysis by data(1978- 2004). Then we measure the contribution of production factors and TFR based on the conclusion of empirical analysis. We dissect the economic growth mode of Central China, and on question of growth we put forward three transfer to be realized to boost the rise of Central China rapidly.

Key Words: economic growth mode; rise of central china; production function; empirical analysis

收稿日期: 2006- 10- 25

作者简介: 闫金秋(1983-), 女, 四川人, 北京理工大学管理与经济学院应用经济学硕士研究生, 研究方向为国际直接投资与贸易学; 董瑾(1954-), 女, 北京理工大学管理与经济学院教授。