

中国经济效率和全要素生产率的空间分异及其影响

刘建国¹, 李国平², 张军涛³, 孙铁山²

(1. 北京联合大学旅游学院, 北京 100101; 2. 北京大学政府管理学院, 北京 100871;
3. 东北财经大学公共管理学院, 大连 116025)

摘要: 运用Malmquist指数模型测度了1990-2009年中国省域的经济效率和全要素生产率, 并对其影响因素进行了分析。研究发现: 在这20年间, 中国的全要素生产率在全国层面及不同空间尺度的区域层面呈现波动状态, 且全要素生产率平均下降了1.35%。按照东、中、西和东北进行划分, 只有东部地区平均全要素生产率得到改善, 平均上升了2.37%, 上升的原因在于技术进步率显著改善; 其余区域的全要素生产率均呈现不同程度的下降, 其中, 中部地区下降最多, 平均下降了4.45%; 西部地区 and 东北地区的全要素生产率的平均增长率分别下降了2.78%和1.84%; 原因在于中国技术效率、纯技术效率和规模效率的增长率在大部分年份出现了下降。从全要素生产率的影响因素上看, 经济集聚、人力资本、信息化、基础设施、经济开放度及制度因素对全要素生产率的影响为正; 产业结构、政府干预和土地投入对全要素生产率的影响为负; 但基础设施水平对全要素生产率的影响在统计学上并不显著。文章讨论了主要结果赋予的政策含义。

关键词: 经济效率; 全要素生产率; 空间格局; 影响因素; 面板广义矩; 中国

1 引言

改革开放30多年来, 中国经济持续快速的发展, GDP以年均10%左右的速度递增; 伴随经济的快速发展, 中国的城市化进程也在不断加快, 截止2011年年底, 中国的城市化率已历史性地突破了50%。尽管中国的经济发展非常迅速、城市化率不断提高, 但中国经济发展中的效率问题并未引起足够的关注。世界银行也指出: “亚洲取得了卓越的经济增长率, 却没有与之相当的卓越的生产率增长; 它的增长是资源投入的结果, 而不是效率的提升”^[1]。有鉴于此, 重新反思中国的发展模式, 转变经济增长方式, 关注经济发展中的效率问题便显得尤为迫切和重要。

对生产率进行定量研究始于20世纪20年代柯布一道格拉斯^[2]提出的生产函数之后。Abramovitz在研究1869-1878年的美国经济时发现, 除生产要素投入增长导致产出增长外, 还存在其他因素对产出增长做出贡献^[3]。Solow^[4]将其归结为因技术变化而产生的, 不能被投入增长所解释的剩余的产出增长率, 即索洛剩余, 并赋予其技术变化率的含义。Solow提出技术进步率这一论题之后, 引起了学术界对技术进步与经济增长关系的关注。许多学者通过实证来研究世界各国的生产率状况。在中国, TFP问题近年来已开始得到普遍重视与广泛研究。国内学者研究的焦点主要包括选取不同的方法、不同空间尺度、不同时间维度对全要素生产率进行测算。从空间尺度和时间维度上看, 主要集中于两个领域:

收稿日期: 2011-10-18; 修订日期: 2012-05-30

基金项目: 国家自然科学基金项目(41171099, 40901069); 国家社科基金重大项目(10ZD&022); 北京大学-林肯研究院城市发展及土地政策研究中心研究基金项目(DS20110901)[Foundation: National Natural Science Foundation of China, No.41171099,40901069; National Social Science Foundation of China, No. 10zd&022; “Research Fellowship” of Lincoln Institute Center for Urban Development and Land Policy at Peking University, No. DS20110901]

作者简介: 刘建国(1980-), 男, 内蒙古赤峰人, 经济学博士, 讲师, 主要研究方向为区域经济、旅游经济、经济地理。E-mail: liujianguo009@163.com

通讯作者: 李国平(1961-), 男, 黑龙江拜泉县人, 教授、博士生导师, 北京大学首都发展研究院院长, 中国地理学会会员(S110001566M), 主要研究方向为区域经济与经济地理。E-mail: lgp@pku.edu.cn

1069-1084 页

(1) 选取全国及省域尺度来研究经济效率与全要素生产率。如王小鲁估算了中国1953-1999年间全要素生产率增长率, 得出1953-1978年间全要素生产率增长率为-0.17%, 1979-1999年间全要素生产率增长率为1.46%, 对经济增长的贡献率为14.9%的结论^[5]。张军等对1952-1998年间中国经济的全要素生产率及其增长率进行了计算, 发现: 在改革前, 中国的TFP波动很大, 且TFP有所退步; 但改革后, 中国的TFP有了明显的提高^[6]。郭庆旺和贾俊雪估算了中国1979-2004年间的全要素生产率增长率, 并对中国全要素生产率增长和经济增长源泉做了简要分析^[7]。金相郁的研究表明了1996-2003年期间, 中国省域的全要素生产率平均增加了3.8%, 东部地区快于中西部地区; 全要素生产率改善的主要来源是技术变化^[8]。章祥荪等通过研究发现, 改革开放以来, 技术效率和生产技术的进步促进了中国全要素生产率的提升; 但是1997年以后, 由于技术效率下降, 全要素生产率增长呈现了下降趋势^[9]。朱承亮等的研究发现, 中国经济增长主要在于投资的驱动, 技术效率的贡献较低; 经济开放度和人力资本对经济增长效率具有促进作用, 但影响力度不大^[10]。周晓艳等估算和分解了中国省域层面的全要素生产率, 发现沿海与内陆全要素生产率存在区域差异, 东部显著高于西部; 全要素生产率的增长取决于生产效率^[11]。陶长琪等测算了中国1987-2007年28个省区的全要素生产率的变动, 并从技术引进、自主研发的角度对全要素生产率空间差异的成因进行了经验分析^[12]。

(2) 研究不同城市或者城市群经济效率的差异及影响因素。李郁等以中国202个地级市及以上城市为样本, 并探索了1990-2000年中国城市效率的时空变化, 发现中国城市效率较低, 城市效率呈现与3大地带经济发展和城市行政等级相一致的空间格局^[13]。俞立平等通过研究得出了城市的纯技术效率、规模效率与城市人口数呈正相关关系的结论^[14]。高春亮估算了中国1998-2003年216个城市的经济效率, 发现中国城市全要素生产率显著改善, 部分大城市和中小城市缺乏规模效率、技术效率不足, 对要素进行合理配置和提高其使用效率是城市发展的关键^[15]。袁晓玲等评价了1995-2005年中国15个副省级城市效率的演变特征, 发现中国15个副省级城市的超效率DEA值变化呈倒“U”型; 超效率DEA值大于1的城市数量在增多; 超效率DEA值整体稳定, 但少数城市波动剧烈^[16]。刘秉镰等对中国196个主要城市在1990-2006年城市全要素生产率的动态变化分析, 认为中国城市经济增长还处于投入增长阶段, 利用效率整体较低^[17]。刘建国^[18]以东北三省为例; 孙威等^[19]选择资源型城市为样本来研究城市的经济效率。方创琳等分析了中国城市群投入产出效率、变化趋势及空间分异特征。结果表明, 中国城市群投入产出效率总体较低且呈下降趋势^[20]。从研究方法上看, 学者们主要应用的是随机前沿、数据包络等方法。当然这些方法都是与实证结合起来的, 这里不再进行分类梳理。总之, 由于研究空间尺度、时间维度、研究方法、变量及数据的处理等存在差异, 学者们得出的结论也不尽相同甚至是完全相反。

本文立足于已有研究, 对1990-2009年间中国经济效率与全要素生产率进行重新分解和测算, 并对此间中国全要素生产率增长和经济增长的源泉做简要分析。在此基础上, 对全要素生产率的影响因素进行系统而全面地研究。本文的创新之处在于, 将时间尺度进一步延伸; 并选取更多影响全要素生产率的因素。

2 模型及数据

2.1 模型

本文采用DEA中非参数的Malmquist指数方法来研究中国经济效率与全要素生产率的空间分异情况。该方法的优点是它不需要任何具体函数形式或分布假设, 仅通过使用线性规划的办法得到前沿函数。Caves等^[21]定义的一个投入、一个产出, 给予产出指标变量的Malmquist生产率指数为:

$$M_0^t = \frac{D_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^t(x_t, y_t)}; M_0^{t+1} = \frac{D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^{t+1}(x_t, y_t)} \quad (1)$$

式中: $D_0^t(x_t, y_t)$ 和 $D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})$ 是分别根据生产点在相同时间段(即 t 和 $t+1$) 同前沿面技术相比较得到的输出距离函数; $D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})$ 和 $D_0^t(x_t, y_t)$ 分别是根据生产点在混合期间同前沿面技术相比较得到的输出距离函数。

为了避免随意选择一种参数技术, Fare 等^[22]运用前面所定义的2个 Malmquist 生产率指数的几何平均值来计算定向输出的 Malmquist 指数, 并可以写成下列等价形式:

$$M_0(x_t, y_t, x_{t+1}, y_{t+1}) = \frac{D_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^t(x_t, y_t)} \sqrt{\frac{D_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \times \frac{D_0^t(x_t, y_t)}{D_0^{t+1}(x_t, y_t)}} \quad (2)$$

式中: 根号外的第一项测算技术效率的面向产出指标在区间 t 和 $t+1$ 的(逐渐趋近于生产前沿面)变化, 而根号里的项作为技术变化指标, 是前沿面在区间 t 和 $t+1$ 变化的几何平均值。

方程(2)中 Malmquist 指数中的技术效率变化可以进一步分解为纯效率变化和规模效率变化:

$$M_0(x_t, y_t, x_{t+1}, y_{t+1}) = \frac{S_0^t(x_t, y_t)}{S_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})} \times \frac{D_0^t(x_{t+1}, y_{t+1}/VRS)}{D_0^t(x_t, y_t/VRS)} \times \sqrt{\frac{D_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \times \frac{D_0^t(x_t, y_t)}{D_0^{t+1}(x_t, y_t)}} \quad (3)$$

式中: 等号后面的3项依次分别表示规模效率变化、纯技术效率变化和技术变化。其中规模效率指产出与投入的比例是否适当; 该值越高表示规模越适合, 生产力也越大。技术效率指在技术的稳定使用过程中, 技术的生产效能所发挥的程度, 用以衡量在现有技术水平下, 经济单元获得最大产出的能力。而技术效率分解为纯技术效率与规模效率, 即技术效率 = 纯技术效率 × 规模效率。纯技术效率指能否有效利用生产技术, 使产出最大化, 表示投入要素在使用上的效率。这些数值可能等于1, 大于1和小于1, 分别表示没有变化、效率改进和效率倒退。

2.2 数据来源与处理

2.2.1 数据选取与处理 选定资本和劳动力两种要素作为 Malmquist 指数模型的投入变量, 以各省的 GDP 作为产出变量。各个变量的数据来源与处理方法如下:

(1) 固定资本存量 (K)。固定资产投资对一个地区的经济发展起着决定性的作用, 而产出更多的是依赖于以往投资所形成的资本存量。本文采用永续盘存法对全国分省的资本存量进行估算, 计算公式为: $K_{it} = K_{it-1}(1-\delta) + I_{it}/p_t$, 其中 δ 为折旧率; p_t 为以1990年为基期计算的固定资产价格指数。对于基年资本存量, 本文采用 Young^[23]的研究方法, 用基年固定资产投资额除以10%作为初始资本存量, 折旧率 δ 采用6%的折旧率, 借鉴的是 Hall 和 Jones^[24]计算世界127个国家资本存量的做法。关于固定投资序列的平减指数, 1990~1992年, 由于中国官方并没有公布投资序列的平减指数, 因此采用全国各省 GDP 的价格指数平减; 1992年以后, 则可以在《中国固定资产投资统计年鉴》中得到各省的固定资本投资平减指数。

(2) 劳动力 (L)。本文用各分省就业人员数表示, 指16周岁及以上, 从事一定社会劳动并取得劳动报酬或经营收入的人员数。

(3) 产出变量中的 GDP, 以1990年为基期, 用其省份各年 GDP 平减指数进行了平滑调整。

2.2.2 经济效率影响因素的选取及数据处理 经济效率的影响因素是多方面的, 为此, 首先做出如下理论假设:

H1: 假定全要素生产率的增加率和产出增加率之间存在正相关关系, 这就是沃登 (Verdoorn law) 原理, 即“生产增加率越高, 技术变化及生产率的增加也越高”^[25]。其关

系本质上是经济的集聚导致的规模经济效应。采用区位基尼系数来衡量经济的集聚水平,其值越大,表明产业集聚程度越高。借鉴 Wen^[26]的算法,用一个简单的公式

$$G_{ini}^s = \frac{1}{2(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |\lambda_i^s - \lambda_j^s|$$

可以方便地计算区位基尼系数,其中 λ_i^s 和 λ_j^s 分别表示地区 i 和 j 的

第二、三产业从业人员数占全国总从业人员数的比重。

H2: 假设人力资本水平对全要素生产率增长有正向影响。人力资本对经济效率的影响体现在两个方面,一是劳动者个人通过学习、接受教育提高自身劳动生产率;二是劳动者个人人力资本积累会对他人劳动生产率提高产生引致的作用,使资本及其他生产要素的收益均呈现递增的情形。本文以各地区6岁以上人口平均受正规教育年数来表示人力资本。

H3: 假设全要素生产率的增长率与信息化水平有着正向关系。信息化水平是经济效率的“催化剂”。信息技术通过纵横交错的网络体系使信息传递方式由“层级节制”变得“扁平化”,加快了组织决策的速度和对市场变化的反应能力,进一步降低了信息成本。本文采用邮政电信业务量加总构成表示信息化水平。

H4: 假设全要素生产率的增长受产业结构的影响。理论上讲,产业结构的区域差异对全要素生产率有一定的影响。产业结构的差异会导致资源向经济效率高的产业流动和转移,这是结构效率机制作用的结果。此外,资本逐利的本质及市场机制的作用会促使要素向结构更加合理的领域集聚,从而促进经济结构不断革新和合理化,进而提高经济效率。使用第三产业产值占总产出的比例来表示产业结构。

H5: 假设全要素生产率与基础设施的水平有着正向关系。一方面,基础设施本质上也是一种投资,能够直接促进区域经济增长;另一方面,基础设施尤其是一些经济性的基础设施均具有规模效应和网络化效应^[27],这种效应既可以通过提高产出效率促进经济增长,又可以通过引导发达地区对落后地区经济增长的溢出效应来促进经济增长。本文采用人均铺装道路面积来表示基础设施水平。

H6: 假定土地投入对全要素生产率有一定的影响。理论上认为,土地投入的多少会影响土地利用的集约度,进而影响土地产出率。采用城市建成区面积来表示土地投入。

H7: 假定经济开放水平是全要素生产率的一个影响因素。一般使用外商投资来表征经济开放水平。外商投资不仅是一种资金投资,还带来生产技术、管理经验等其他资源。采用外商投资企业年末投资总额来表示经济开放水平。

H8: 假定政府对经济的干预会对全要素生产率产生影响。合理的政府干预有助于资源的充分利用与优化配置,政府的正常干预能够促进经济的健康发展和高效运行;但如果干预过度,也会造成效率低下的情形。这里,采用支出法GDP中政府消费支出占最终消费支出的百分比来表示。

H9: 假定制度对全要素生产率有着重要的影响。制度在经济增长中的重要性已被许多学者以及许多国家的政策制定者所认识,制度的变革和创新是提高经济效率的重要途径和能动因素。但制度难以衡量,一般以工业总产值中非国有企业比重来表示,用以反映民营资本的活跃程度及市场化程度。

本文中各个变量的数据来源为:“支出法GDP中政府消费支出占最终消费支出的百分比”的相关数据出自《中国国内生产总值核算历史资料(1952-2004)》和2006~2010年的《中国统计年鉴》;人力资本存量数据来源于相关年份的《中国人口统计年鉴》;文中其余的数据均来自《新中国五十五年统计资料汇编》、相关年份《中国统计年鉴》和分省统计年鉴。此外,由于行政区划及统计方面的原因,个别变量数据在个别年份是有所遗漏或者缺失的,对缺失数据进行了估算补漏。具体的方法为:如某省(市)的某个变量1992年数据缺失,采用该省(市)、该变量1991和1993年数据的均值来代替;比如某项指标连续3

年缺失,首先计算缺失数据后面3年数据的平均增长率,然后再逆推估算这3年缺失的数据。当然,这种估算可能与真实情况有些许误差,但一定程度上可以反映真实情况;而且个别指标缺失数据相对多的省份只有西藏,所以整体而言对本研究影响不大。所有变量的描述统计如表1所示。

3 计算结果及其分析

为了研究中国省域全要素生产率的动态变化,并寻求其变化的源泉,运用DEAP2.1软件,计算了每一个省的全要素生产率逐年变化情况。这里,只给出10个年份的数据(表1)。在空间上,进一步将31个省份划分为东部、中部、西部和东北^①合计4个区域,目的在于观测不同区域经济增长中效率的差异情况。

3.1 全要素生产率变化分析

从全国层面来看,中国全要素生产率总体上呈现了下降的趋势^②(表2和图1)。大部分时点上,全要素生产率的均值都处于下降状态,在1990-2009年这20年间,全国全要素生产率平均下降了1.35%。之所以和张军等^③的研究结论存在差异,可能与数据的处理以及研究时间尺度不同有关。张军等对数据的处理是采用所谓的资本“积累(accumulation)”的概念及其相应的统计口径,本文采用的是固定资产投资存量;同时,他们研究的是1952-1998年的时间维度,而本文研究的时间尺度是1990-2009年。按照东、中、西、东北地区的划分,在这20年间,只有东部地区全要素生产率改善了,平均上升了2.37%;其余地区的全要素生产率均呈现不同程度的下降,其中中部地区下降最多,为4.45%;西部地区和东北地区的全要素生产率的平均增长率分别下降了2.78%和1.84%。从各个年份的全要素生产率的变动来看,全国尺度上,除了1993(8.65%)、1994(8.76%)、1995(5.78%)、1996(5.20%)、1998(0.99%)、1999(0.70%)和2005(0.14%)年的全要素生产率增长率为正外,其余年份的增长率均为负。

数据表明:1993、1994和1995年是中国全要素生产率增长最快的3年,究其原因在于这3年的技术进步率或称技术变化大幅度提高,分别上升了6.78%、4.75%和10.59%;说明1992年之后中国改革开放的不断深入带来了明显的效率改进,在1995年,尽管中国的技术效率呈现了下降,但是由于技术进步率显著提升,致使1995年的全要素生产率的增长率上升了5.75%。而1992(-8.61%)、2002(-7.28%)和2008(-12.80%)年是全要素生产率下降最快的3年,原因在于,除了1992(1.23%)年的规模效率改善外,这3年的技术效率、技术进步率、纯技术效率和规模效率均呈现了负增长。但是从1997年以后,中国的生产率出现了下降,主要是由于技术进步率的下降所导致的;同时,也可能与亚洲金融危机的国际经济形势密切相关。

① 各地区的划分:东部包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南10个省市;中部包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南6个省区;西部包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、内蒙古、广西12个省区;东北包括辽宁、黑龙江、吉林3个省区。

② 根据文献[22],表格中的指数减去1,就是各指标的每年增长率。

表1 变量的描述性统计

Tab. 1 The descriptive statistics of variables

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
国民生产总值	620	4358.61	5688.85	27.96	41660.83
资本存量	620	20306.98	29848.35	128.11	212312.37
劳动力	620	2126.49	1499.39	109.7	6335.30
基础设施水平	620	9.15	3.71	3.56	21.80
信息化水平	620	280.79	470.76	0.20	4574.70
经济开放度	620	356.65	676.85	0.03	4789.00
政府作用	620	26.08	7.87	10.50	68.90
土地投入	620	840.57	676.11	66.35	4621.00
经济集聚水平	620	56.35	11.25	38.45	94.90
人力资本水平	620	8.62	2.55	2.10	12.00
产业结构	620	38.76	7.12	26.58	76.44
制度变量	620	42.61	20.03	10.12	89.16

表2 1991-2009年中国31个省份的全要素生产率
Tab. 2 Total factor productivity for 31 provinces in China(1991-2009)

	1991	1993	1995	1997	1999	2001	2003	2005	2007	2009
北京	0.995	0.980	1.182	1.084	1.100	0.970	1.049	1.011	1.149	0.970
天津	0.955	1.090	1.154	1.085	1.096	1.012	1.035	0.969	1.131	1.126
河北	0.964	0.896	0.960	1.000	1.088	1.033	0.961	1.318	0.961	0.956
山西	1.102	1.059	1.055	0.943	0.975	0.936	0.974	0.934	1.023	1.009
内蒙古	0.853	1.186	1.147	0.994	0.930	0.808	0.913	1.033	1.100	1.095
辽宁	0.963	1.087	1.129	1.064	1.019	0.974	0.822	0.903	0.947	1.124
吉林	0.963	1.138	1.054	0.943	0.981	0.934	0.983	0.872	0.920	1.127
黑龙江	0.956	1.140	1.120	0.934	1.000	0.989	0.967	0.875	0.946	0.883
上海	1.068	1.080	1.119	1.218	1.134	1.010	1.074	1.077	1.094	1.099
江苏	0.914	1.241	1.121	1.044	1.078	0.952	1.008	0.981	0.988	0.971
浙江	0.986	1.194	1.137	1.047	1.005	1.001	1.019	1.025	1.059	1.020
安徽	0.877	1.027	0.923	1.033	0.937	0.904	0.889	0.816	0.919	0.953
福建	0.943	1.190	1.117	0.997	1.076	1.027	0.931	0.902	1.003	0.895
江西	0.909	1.091	1.080	0.913	0.957	0.804	0.946	0.964	0.867	0.936
山东	0.956	1.158	1.026	0.992	0.986	0.896	0.988	1.037	1.018	0.952
河南	1.046	1.018	0.938	1.016	0.982	0.978	0.909	0.853	0.924	0.976
湖北	0.842	0.867	1.229	1.003	1.023	1.006	0.958	0.925	0.949	0.937
湖南	0.838	1.031	0.933	0.924	0.972	0.946	0.929	0.965	0.919	0.972
广东	0.799	1.107	1.140	1.050	1.100	1.034	1.002	1.040	1.011	0.956
广西	0.819	1.031	0.974	0.926	1.047	0.969	0.907	0.900	0.944	0.910
海南	0.898	1.075	1.078	1.030	1.081	1.054	1.024	1.008	0.855	0.935
重庆	0.984	1.128	1.018	0.855	0.991	0.876	0.910	0.905	1.013	0.945
四川	0.871	1.062	0.970	0.910	0.938	0.938	0.992	0.956	0.944	1.036
贵州	0.880	1.004	0.949	0.850	0.863	0.932	1.017	0.972	0.986	0.912
云南	0.904	1.046	1.077	0.926	1.028	0.982	0.934	0.927	0.958	0.958
西藏	1.075	1.115	1.351	1.023	0.948	0.926	0.999	0.921	1.026	0.941
陕西	1.041	1.087	1.067	0.859	1.024	0.948	0.984	0.915	0.995	0.965
甘肃	0.956	0.939	0.932	0.943	0.995	0.958	1.019	1.002	0.892	0.910
青海	0.958	1.246	0.770	0.936	0.875	0.979	1.062	0.971	1.094	0.981
宁夏	0.929	1.110	1.006	0.917	0.920	0.947	1.039	1.071	1.018	0.908
新疆	0.842	1.257	1.026	1.021	1.069	0.985	1.027	1.994	1.015	1.020
全国均值	0.938	1.086	1.057	0.983	1.007	0.958	0.976	1.001	0.989	0.980
东部均值	0.948	1.101	1.103	1.055	1.074	0.999	1.009	1.037	1.027	0.988
中部均值	0.936	1.016	1.026	0.972	0.974	0.929	0.934	0.910	0.934	0.964
西部均值	0.926	1.101	1.024	0.930	0.969	0.937	0.984	1.047	0.999	0.965
东北均值	0.961	1.122	1.101	0.980	1.000	0.966	0.924	0.883	0.938	1.045

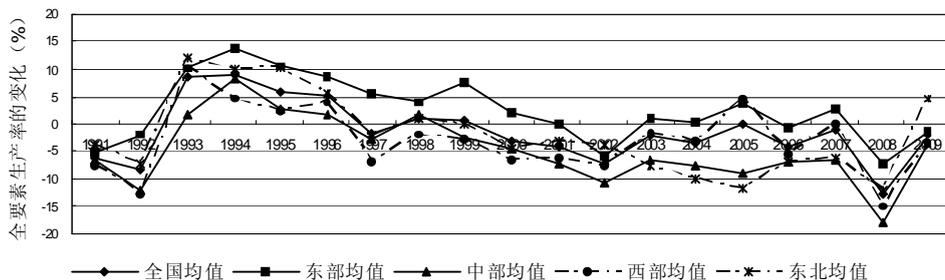


图1 1990-2009年中国及东、中、西、东北地区全要素生产率的增长率

Fig. 1 The growth rate of TFP in China and its East, Middle, West and Northeast regions (1990-2009)

从东、中、西、东北4个区域上看,全要素生产率的变动呈现了很大的波动,与地区间存在较大差距;中国区域经济的的全要素生产率增长率,在这一阶段并未呈现趋同效应。

从图1我们可以看到,东部省份的全要素生产率的增长率总体上高于中、西和东北部省份。从各个年份看,除了1993-1996这4年,东、中、西和东北的全要素生产率的增长率为正外,其余年份的全要素生产率的增长率基本呈现了下降的趋势。而且,2008年,全要素生产率下降最多,中部省份下降17.90%;西部省份下降15.12%;东北省份下降了12.23%;东部省份下降略低一些,为7.14%。从各个省的情况来看,北京、天津、上海、浙江、江苏、广东、海南、新疆这8个省份,大部分年份全要素生产率是上升的,而其他省份,全要素生产率大部分年份处于下降状态。

从表3中可见,中国全要素生产率的增长率下降主要是由于技术效率、纯技术效率和规模效率下降导致的。在1990-2009年间,中国技术效率下降了2.60%、纯技术效率下降了2.20%,规模效率下降了0.50%。本文结论与郭庆旺、贾俊雪的结论类似,他们的研究表明了1993年之后中国全要素生产率增长率呈现逐年下降的趋势,直到2000年,这种下降趋势才得以缓解^[7]。Zheng等的研究再次得到总量生产率趋于下降的稳健结论^[28]。

研究还发现,这20年间,中国的技术变化为正,增长了0.90%。这一研究结论与金相郁的研究有些类似,他在研究1996-2003年间的区域全要素生产率时,发现了区域全要素生产率主要来自于技术变化这一证据^[6]。正如Zheng等所表征的那样,中国的经济发展确实带来了明显的效率改进,也就是带来了明显的“水平效应”^[29]。当然由于数据的差异,选取时间尺度及研究方法的不同,本研究与Zheng和Hu的研究结果也存在一定的差异,他们的研究表明全要素生产率增长率平均增长了3.5%;而本文研究发现,在1996-1997年和2007-2008年间,中国的生产率出现了下降,主要是因为技术效率、技术变化和规模效率均有所下降,但是,在这两个年度出现全要素生产率下滑后,经济效率随之得到了提升。这可能与当时中国政府应对国际经济形势,采取的一系列举措密切相关。在1997年亚洲金融危机之后,中国采取了一系列的改革措施,实现了经济的软着陆;而2008年的全球金融危机,政府采取了包括4万亿投资在内的一系列重大举措来防止经济下滑。这也从侧面说明了,中国的经济能否持续发展主要取决于投资,政府主导的大规模投资依然是经济增长的源泉和不竭动力,而以创新为特征的技术进步对中国经济的增长尚未取得显著的效果。

3.2 技术效率的分析

3.2 技术效率的分析

计算结果表明:1990-2009年间,全国尺度及东、中、西和东北地区的技术效率的增长率大部分时点上负的,说明了在这20年间,中国的技术效率总体是下降的(图2)。数据显示,中国技术效率年均下降了2.60%。其中,东部省份的技术效率下降1.02%;西部地区的技术效率下降2.52%;东北地区技术效率下降了3.51%;中部地区技

表3 1990-2009年中国平均Malmquist生产率指数及其分解

Tab. 3 Average Malmquist productivity index and its decomposition in China (1990-2009)

年份	技术效率 变化指数	技术变 化指数	纯技术效率 变化指数	规模效率 变化指数	Malmquist 生产率 (TFP) 指数
1990-1991	1.044	0.896	1.026	1.018	0.935
1991-1992	0.988	0.920	0.976	1.012	0.909
1992-1993	1.014	1.067	1.010	1.005	1.082
1993-1994	1.035	1.047	1.033	1.001	1.083
1994-1995	0.951	1.106	0.958	0.992	1.052
1995-1996	0.998	1.051	0.994	1.004	1.048
1996-1997	0.985	0.995	0.976	1.009	0.980
1997-1998	0.988	1.020	1.003	0.985	1.008
1998-1999	1.004	1.001	0.997	1.007	1.005
1999-2000	1.003	0.964	1.003	1.000	0.966
2000-2001	0.952	1.005	0.961	0.990	0.956
2001-2002	0.940	0.984	0.954	0.986	0.924
2002-2003	0.993	0.981	0.993	1.000	0.975
2003-2004	0.967	0.995	0.970	0.997	0.962
2004-2005	0.943	1.047	0.966	0.976	0.987
2005-2006	0.917	1.036	0.921	0.995	0.950
2006-2007	0.966	1.021	0.973	0.993	0.987
2007-2008	0.914	0.949	0.922	0.992	0.868
2008-2009	0.896	1.091	0.946	0.947	0.978
均值	0.974	1.009	0.978	0.995	0.982

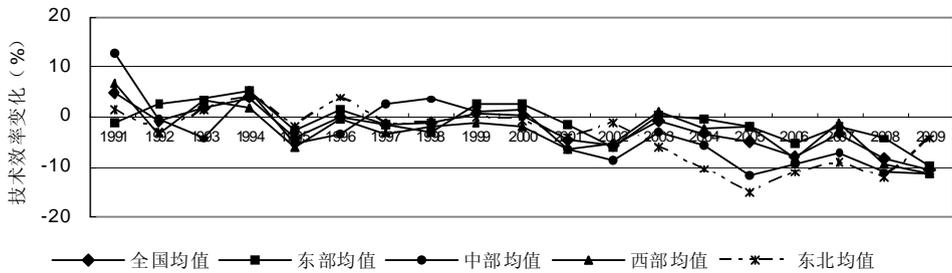


图2 1990-2009年中国及东、中、西、东北地区技术效率的增长率

Fig. 2 The growth rate of technical efficiency in China and its East, Middle, West and Northeast regions (1990-2009)

术效率下降3.07%。技术效率的下降导致了中国全要素生产率的降低。表3的结果显示,除了1990-1991, 1992-1993, 1993-1994, 1999-2000年这些时段上技术效率是增长的外,其余时段技术效率均呈现了不同程度的下降。

从全国尺度上看,技术效率仅在1991(4.86%)、1993(1.74%)、1994(3.89%)、1996(0.02%)、1999(0.55%)、2000(0.39%)年是增长的,其余年份均处于负增长的状态,降幅最高的3个年份依次是2009(-10.18%)、2008(-8.32%)和2006(-7.79%)年。从东部省份来看,1992(2.66%)、1993(3.65%)、1994(5.40%)、1999(2.40%)和2000(2.62%)年的技术效率是上升的外,其余年份技术效率均呈现了不同程度的下降。其中2009(-9.70%)、2002(-5.97%)、2006(-5.40%)是技术效率下降最多的年份。从中部省区来看,1991年的技术效率的增长率最高,达到了12.71%;同时1994(5.18%)、1997(2.48%)、1998(3.50%)、1999(0.93%)和2000(1.47%)年的技术效率是改善的;其余年份的技术效率是显著下降的,且2009(-11.55%)、2008(-11.15%)和2005(-11.83%)年这3年的技术效率下降最多。从西部省区来看,只有1991(6.77%)、1993(3.292%)、1994(1.90%)和2003(1.06%)年的技术效率得到了改善,而其余年份的技术效率均不同程度的下降,2009(-11.36%)、2008(-9.28%)和2006(-8.26%)年是技术效率下降最多的3年。从东北省份来看,仅有1991(1.43%)和1996(3.93%)的技术效率增长率为正,其余年份皆为负;表明了东北3省的技术效率比全国和其他区域都要逊色很多,尤其是2005年,东北3省的技术效率降幅最大,达到了15.13个百分点;降幅次之的是2008年,下降了12个百分点;下降第三的是2006年,下降了10.90%。通过对技术效率的分析,不难发现技术效率的水平总体上是下降的,归根结底在于,政府主导的大规模投资,尽管使得GDP在短期内得到了高速增长,但是经济增长的质量却是低下的。

3.3 技术进步率的分析

数据表明:1990-2009年20年间,中国的技术变化(或称技术进步率)呈现波动状态,1991-1993年呈现快速增长态势,1995-2000年总体表现了下降态势。2008年,受全球经济危机的影响,技术进步率大幅下滑,但是由于国家采取一系列举措应对国内外的经济形势,技术进步率随之“V”字反弹;同时,这一时段中国的技术进步率在不同区域间也存在差异。在这20年间,中国的技术进步率平均增长了0.95%;说明技术进步一定程度的促进了中国经济的增长和全要素生产率的提高。从东、中、西、东北地区来看,东部省份的技术进步率的增长最快,达到了3.44%;东北三省的技术进步率增长位居第二位,增长了1.75个百分点。相比之下,西部地区和中部地区的技术进步率在此间是下降的,其中西部地区下降了0.24%;中部地区下降了1.19%。

从图3不难发现,除了1993年外,其余的19年,东部省份的技术进步率均高于全国及其他区域的平均水平;而且大部分年份,东部和东北区域的技术进步率高于西部和中部区域。这也充分说明东部省份和东北省份的经济增长一部分得益于技术进步,技术进步是

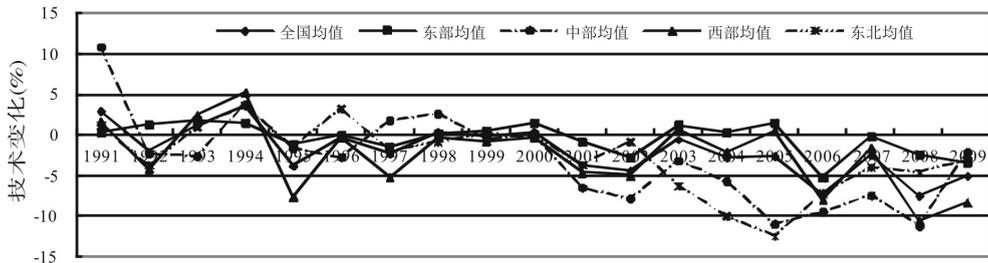


图3 1990-2009年中国及东、中、西、东北地区技术变化(或称技术进步率)的增长率

Fig. 3 The growth rate of technical change in China and its East, Middle, West and Northeast regions (1990-2009)

中国区域经济发展差异性的一个非常重要的变量。从历年的技术变化指数上看,在1990-1991、1991-1992、1996-1997、1999-2000、2002-2003、2003-2004、2007-2008年出现了小幅度的下降外,其余都是处于改善的阶段(表3)。

3.4 纯技术效率的分析

从纯技术效率的变动来看,这20年间,中国的纯技术效率同样呈现了波动状态和下降的趋势。全国尺度上的纯技术效率下降了1.82个百分点,技术进步率最高的东部区域,其纯技术进步率下降了0.35%;而中、西、东北区域的纯技术效率

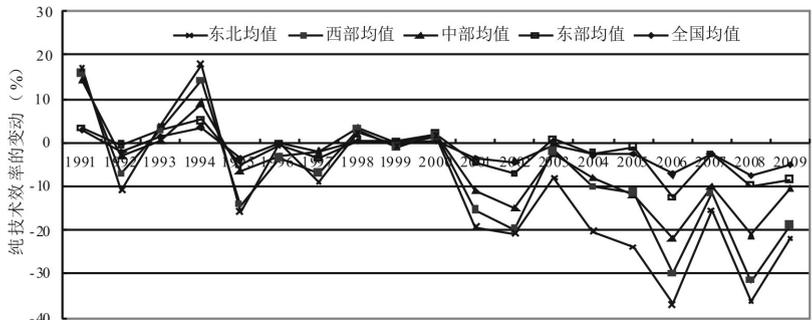


图4 1990-2009年中国及东、中、西、东北地区纯技术效率的增长率

Fig. 4 The growth rate of pure technical efficiency in China and its East, Middle, West and Northeast regions (1990-2009)

分别下降了2.74%、2.41%和2.53%;纯技术效率的下降直接导致了全要素生产率的下降。从时间维度来看,只有1991和1994年这两年纯技术效率是全部改善的外,其余大部分年份,大部分区域的纯技术效率是下降的(图4和表3)。

从东部省份来看,纯技术效率增长最快的3年是1993、1994和1992年,分别增长了1.86%、1.53%和1.27%;下降最快的3年是2006、2009和2002年,分别下降了5.20%、3.34%和2.72%。从中部区域来看,纯技术效率增长的年份是1991(10.87%)和1994(3.80%)年;纯技术效率下降最快的3个年份是2008(-11.18%)、2005(-10.97%)和2002(-7.78%)。从西部区域来看,1994(5.22%)、1993(2.50%)和1991(1.63%)年是纯技术效率增长最快的3年,其余大部分年度的纯技术效率都呈下降趋势,其中2008(-10.54%)、2009(-8.37%)和2006(-7.96%)年是下降最快的3年。对于东北三省而言,同样呈现了纯技术效率的波动和时点上差异的特征。

3.5 规模效率的分析

在中国城市化快速发展的过程中,必然会面临规模效率的问题。尽管城市规模的扩大可以产生规模经济,提升经济效率。但是经济规模的不断扩大也会产生外部不经济问题。中国的城市化快速发展,经济规模效率将会成为重要的问题^[30]。从规模效率的变动来看,这20年,中国的规模效率是下降的,平均下降了0.38个百分点。其中,东北三省下降最多,为0.95%;西部下降最少,为0.08%;中部和西部省份分别下降了0.59%和0.33%。但是,总体水平上,规模效率的下降幅度不大(图5)。

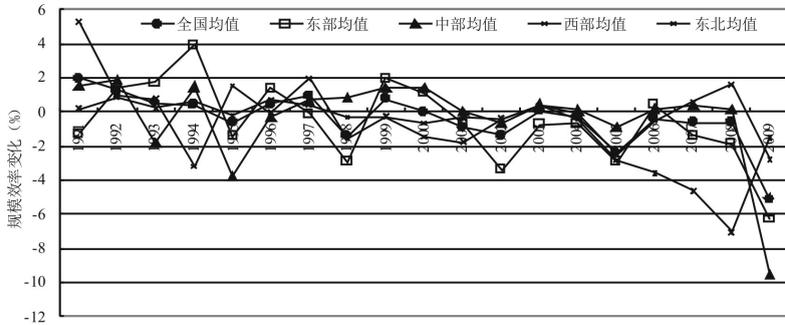


图5 1990-2009年中国及东、中、西、东北地区规模效率的增长率
Fig. 5 The growth rate of scale efficiency in China and its East, Middle, West and Northeast regions (1990-2009)

3.6 分省 Malmquist 生产率指数及其分解指数分析

从 20 年间各个分省的 Malmquist 生产率指数来看，全要素生产率得到改进的城市总计有 7 个，按照排名先后顺序依次是上海、天津、北京、浙江、广东、新疆和江苏，且全要素生产率上升的原因在于技术进步率的提升；其余 24 个省的全要素生产率的均呈现倒退；下降相对较多的前 5 位省份包括安徽、江西、贵州、广西、和四川、云南 (表 4)。下降的原因在于技术效率、纯技术效率和规模效率的下降。数据的结果再次表明，近年来中国经济增长不是依靠技术进步和改善技术效率与投资效率来实现的高增长，主要是高资本投入增长驱动的结果。毋庸置疑，中国的经济发展依然是增长速度较快，质量不高的发展模式，经济效率依然处于较低的状态，这是一种投资过热，不可持续增长模式。

4 全要素生产率的 影响因素分析

为了进一步探究全要素生产率的区域差异，建立如下的

表 4 1990-2009 年中国累计 Malmquist 生产率指数及其分解
Tab. 4 Cumulative Malmquist productivity index and its decomposition (1990-2009)

	技术效率 变化指数	技术变化 指数	纯技术效率 变化指数	规模效率 变化指数	Malmquist 生产率 (TFP) 指数
北京	0.996	1.044	0.996	1.000	1.040
天津	1.013	1.047	1.014	0.999	1.061
河北	0.963	1.004	0.977	0.985	0.967
山西	0.978	0.998	0.979	0.999	0.976
内蒙古	0.977	1.011	0.984	0.993	0.988
辽宁	0.961	1.034	0.983	0.978	0.993
吉林	0.960	1.008	0.967	0.993	0.968
黑龙江	0.959	1.010	0.962	0.998	0.969
上海	1.000	1.092	1.000	1.000	1.092
江苏	0.979	1.043	1.004	0.975	1.020
浙江	0.993	1.043	0.997	0.995	1.036
安徽	0.951	0.979	0.958	0.993	0.931
福建	0.969	1.027	0.974	0.995	0.995
江西	0.950	0.983	0.957	0.993	0.934
山东	0.972	1.010	0.993	0.979	0.982
河南	0.974	0.979	0.974	1.000	0.954
湖北	0.961	0.992	0.966	0.995	0.953
湖南	0.969	0.979	0.973	0.996	0.949
广东	1.002	1.027	1.000	1.002	1.029
广西	0.955	0.979	0.957	0.998	0.935
海南	0.984	1.009	0.987	0.997	0.993
重庆	0.974	0.989	0.974	1.000	0.963
四川	0.963	0.981	0.957	1.006	0.944
贵州	0.961	0.972	0.961	1.000	0.934
云南	0.962	0.981	0.962	1.000	0.944
西藏	0.980	1.002	1.000	0.980	0.982
陕西	0.967	0.991	0.974	0.993	0.958
甘肃	0.970	0.981	0.967	1.003	0.951
青海	0.972	1.006	0.970	1.001	0.977
宁夏	0.969	1.007	0.963	1.006	0.975
新疆	0.976	1.046	0.975	1.000	1.020
全国平均	0.973	1.008	0.977	0.995	0.980
东部均值	0.987	1.035	0.994	0.993	1.022
中部均值	0.964	0.985	0.968	0.996	0.950
西部均值	0.969	0.996	0.970	0.998	0.964
东北均值	0.960	1.017	0.971	0.990	0.977

实证模型:

$$\ln TFP_{i,t} = \alpha + \beta_0 \ln TFP_{i,t-1} + \beta_1 \ln Agg_{i,t} + \beta_2 \ln Gov_{i,t} + \beta_3 \ln Hum_{i,t} + \beta_4 \ln Indus_{i,t} + \beta_5 \ln Infor_{i,t} + \beta_6 \ln Infra_{i,t} + \beta_7 \ln Ins_{i,t} + \beta_8 \ln Open_{i,t} + \beta_9 \ln LS_{i,t} + f_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (4)$$

式中:被解释变量是 TFP 的对数,用 TFP 的滞后项来控制初始条件对 TFP 的影响,用 f 这个地区固定效应来控制区域条件对 TFP 的影响。式中 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 、 β_5 、 β_6 、 β_7 、 β_8 和 β_9 分别表示经济集聚、政府作用、人力资本、产业结构、信息化、基础设施、制度因素、对外开放、土地投入的弹性系数, $\mu_{i,t}$ 为随机扰动项。

由于面板数据与时间序列数据一样存在时间维度上较长的延续性,导致数据可能存在非平稳性。因此,首先需要检验面板数据的平稳性,看变量是否存在单整变量;然后再采用协整检验来验证变量之间是否存在长期稳定关系,只有满足长期协整关系这一条件,才能建立面板数据模型进行分析。

4.1 面板单位根检验

为了避免使用单一方法可能带来的缺陷,本文采用LLC、IPS、ADF、PP 4种方法进行单位根检验,从而确保面板单位根检验结论的稳健性。表5的检验结果表明:所有变量的水平值都存在单位根,而各变量的一阶差分又都变得平稳。因此全要素生产率影响因素的模型中各变量为同阶单整,其线性组合可能存在协整关系,需要进一步对其进行协整检验。

4.2 面板协整检验

这里,采用Kao^[31]检验和Pedroni^[32]检验的方法进行面板协整检验。表6的检验结果显示:除了Panel v统计量不显著外,Pedroni协整检验其余6个统计量与Kao协整检验的ADF统计量均在5%显著性水平下拒绝原假设,据此可以认为全要素生产率影响因素的模型是存在面板协整关系的,而且变量间是存在长期稳定关系的。因此,可以对全要素生产率的Malmquist指数与各影响因素的作用机制进行回归分析。

表5 面板单位根检验结果
Fig. 5 The result of panel data unit root test

变量	检验统计量				结论
	LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP	
lnAgg	3.02351(0.999)	8.0426(1.000)	10.369(1.000)	18.542(1.000)	I(1)
ΔlnAgg	-13.597(0.000)***	-15.219(0.000)***	285.41(0.000)***	2349.3(0.000)***	
lnGov	0.3064(0.620)	3.522(0.999)	30.090(0.999)	34.411(0.998)	I(1)
ΔlnGov	-8.3943(0.000)***	-9.2774(0.000)***	201.31(0.000)***	457.47(0.000)***	
lnHum	0.7034(0.759)	-5.4632(0.000)***	125.98(0.000)***	212.63(0.000)***	I(0)
ΔlnHum	4.9007(0.000)***	-9.9071(0.000)***	212.00(0.000)***	686.49(0.000)***	
lnIndus	-1.5868(0.056)**	0.3820(0.649)	47.402(0.915)	47.693(0.910)	I(1)
ΔlnIndus	-5.9776(0.000)***	-7.7504(0.000)***	172.12(0.000)***	426.62(0.000)***	
lnInfor	2.1915(0.986)	9.1737(1.000)	4.2944(1.000)	4.5756(1.000)	I(1)
ΔlnInfor	-13.130(0.000)***	-13.182(0.000)***	283.95(0.000)***	2267.7(0.000)***	
lnInfra	-1.2289(0.099)*	3.2367(0.999)	36.664(0.996)	75.629(0.115)	I(1)
ΔlnInfra	-14.230(0.000)***	-14.429(0.000)***	308.41(0.000)***	2689.9(0.000)***	
lnIns	-3.5931(0.000)***	-0.8011(0.212)	68.300(0.272)	92.244(0.008)***	I(1)
ΔlnIns	-11.034(0.000)***	-10.709(0.000)***	228.91(0.000)***	437.37(0.000)***	
lnOpen	-4.1243(0.000)***	-0.6355(0.263)	64.750(0.381)	149.86(0.000)***	I(1)
ΔlnOpen	-15.023(0.000)***	-18.025(0.000)***	387.98(0.000)***	5004.3(0.000)***	
lnLS	2.9371(0.998)	7.8426(1.000)	15.586(1.000)	18.180(1.000)	I(1)
ΔlnLS	-12.511(0.000)***	-13.568(0.000)***	219.09(0.000)***	2238.1(0.000)***	
lnTFP	-4.7198(0.000)***	-5.8807(0.000)***	137.03(0.000)***	257.67(0.000)***	I(0)

注:1. 括号内的数据为对应统计量的P值;2. Δ表示对变量进行一阶差分;3. ***, **, *分别代表1%、5%和10%的显著性条件下拒绝单位根原假设。

在进行参数估计之前,需要考虑可能存在的经济计量问题,如变量测量存在误差、解释变量内生性和重要解释变量遗漏等。当这些问题均得到有效解决时,方可得到参数的一致估计值。有鉴于此,首先讨论一下可能遇到的经济计量问题。

4.3 可能遇到的经济计量问题

(1) 变量的测量误差。经济学的研究中,往往会遇到变量的测量误差问题。比如本文的基础

设施这一指标也是存在问题的,主要在于其质量问题无法测量,同样是 1 m^2 的道路面积,如国道、省道,其质量是存在差异的。但是无法做到选择所有的指标用来衡量基础设施的水平,寄希望于面板数据模型的固定效应方法在参数估计中通过差分过程来部分地消除这种误差。

(2) 解释变量的内生性。如果解释变量与被解释变量之间存在互为因果关系,则内生性的问题应运而生。具体到本文中的某些变量能够促进效率的提升,而效率的提升又反过来促进变量的改善,也就是两者之间可能存在互为因果关系。此外,模型中还存在着滞后期的被解释变量,这也是典型的内生变量。为有效消除变量的内生性和滞后性导致模型参数估计有偏的问题,一些研究者采用不同的方法来处理,如 Aschauer^[33]采用工具变量法; Cadot 等^[34]采用建立联立方程组的方法; Arnold 等^[35]采用存量指标代替流量指标的方法。为了解决模型中存在的内生性问题,我们采用包括一阶差分 GMM 和系统 GMM 在内的工具变量法来解决。

(3) 变量的遗漏。由于现实生活的复杂性,再睿智的经济学家恐也难以考虑到所有影响经济效率的因素,只能根据研究需要选择相对重要的因素。但一些因素如国际风云变幻等都可能对当时的经济效率产生重大影响。由于这类因素难以观测,而且即便观测得到也难以获得数据及难以量化,因此解释变量的遗漏问题应运而生,将这些遗漏的变量放在残差项 μ 中。这时,一方面通过选择一些适当的变量来控制遗漏变量的影响,从而得到渐进无偏的估计结果;另一方面寄希望于回归时正负误差相互抵消从而消除遗漏变量的影响。

总之,一阶差分 GMM 和系统 GMM 方法可以有效解决解释变量的内生性问题;且这两种方法均属于固定效应方法和有一个差分的过程,能够部分地解决解释变量的测量误差和遗漏的问题。所以采用这两种方法进行实证模型的参数估计是适合的。

4.4 实证结果及分析

由表 7 中最后 3 行的一阶差分 GMM 估计和系统 GMM 估计工具变量有效性的诊断检验结果可见,AR(2) 和 Sargan 检验值的伴随概率均大于 0.1,说明用一阶差分 GMM 和系统 GMM 方法进行参数估计能够通过工具变量的有效性检验。

估计结果显示了经济集聚、人力资本水平、信息化水平、经济开放度及制度因素对全要素生产率的影响为正,政府的干预、产业结构和土地投入对全要素生产率的影响为负;但是基础设施水平对全要素生产率的影响并不显著。从经济集聚来看,估计结果体现了经济集聚水平越高,全要素生产率会得到改善。但是研究也发现,由于中国局部区域经济集聚过度的缘故,出现不经济的问题,从而遏制了经济效率和全要素生产率的改善。因此,合理引导要素从东部地区向中西部地区流动,促使要素在区域间有效配置是提升集聚经济的规模效率和推进经济进一步增长,以及经济效率得到提升的必要手段之一。政府支出对

表 6 面板协整检验结果

Fig. 6 The result of panel data cointegration test

检验方法	检验假设	统计量名	统计量值 (P值)
Kao 检验	$H_0: \rho = 1$	A DF	-16.395 (0.000)***
Pedroni 检验	$H_0: \rho = 1$	Panel v-Statistic	-1.0347 (0.232)
	$H_1: (\rho_i = \rho) < 1$	Panel rho-Statistic	2.5968 (0.018)**
		Panel PP-Statistic	-18.736 (0.000)***
		Panel ADF-Statistic	-7.2521 (0.000)***
	$H_0: \rho = 1$	Group-rho-Statistic	4.8652 (0.000)***
	$H_1: (\rho_i = \rho) < 1$	Group PP-Statistic	-24.178 (0.000)***
		Group ADF-Statistic	-6.8919 (0.000)***

注: 1.括号内的数据为对应统计量的 P 值; 2.***、**、* 分别代表通过 1%、5% 和 10% 的显著性水平下拒绝原假设。

表7 全要素生产率影响因素的估计结果
Tab. 7 Estimate results for TFP affecting factors

被解释变量 估计方法 模型	lnTFP							
	一阶差分 GMM				系统 GMM			
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
L-lnTFP	0.756 (11.17)***	0.746 (15.24)***	0.656 (11.36)***	0.732 (18.43)***	0.867 (12.68)***	0.842 (10.25)***	0.765 (11.41)**	0.812 (13.52)***
C	1.125 (2.23)**	0.045 (0.26)	-0.028 (0.24)	2.366 (4.68)***	-0.347 (0.45)	-0.431 (1.38)	-0.632 (1.17)	-0.967 (1.26)
lnAgg	0.068 (4.59)***	0.042 (4.63)***			0.003 (2.25)**	0.003 (2.15)**		
lnGov	-0.019 (2.36)**		-0.017 (2.58)**		-0.026 (2.84)***		-0.024 (2.16)**	
lnHum	0.058 (2.21)**			0.076 (4.41)***	0.068 (4.41)***			0.068 (3.26)***
lnIndus	-0.045 (5.47)***		-0.106 (1.13)		-0.113 (1.24)		-0.069 (2.34)**	
lnInfor	0.238 (9.78)***			0.236 (10.37)***	0.041 (5.31)***			0.045 (5.52)***
lnInfra	0.048 (0.68)	0.006 (0.35)	0.008 (0.53)	0.009 (0.28)	0.023 (0.74)	0.009 (0.57)	0.014 (0.69)	0.015 (0.68)
lnIns	0.025 (2.87)***	0.018 (5.38)***	0.046 (5.69)***	0.045 (5.51)***	0.038 (5.43)***	0.049 (2.68)***	0.051 (2.72)***	0.051 (2.73)***
lnOpen	-0.007 (0.63)	-0.006 (2.22)**	0.019 (2.96)***	-0.019 (0.95)	0.019 (0.95)	0.018 (2.80)***	0.017 (2.21)**	0.018 (2.72)***
lnLS	-0.021 (2.37)**	-0.235 (2.48)**	-0.198 (2.16)**	-0.254 (2.44)**	-0.216 (2.24)**	-0.210 (2.27)**	-0.226 (2.45)**	-0.218 (2.56)**
Abond test for AR(1)	0.003	0.002	0.024	< 0.01	0.001	0.004	0.002	< 0.01
Abond test for AR(2)	0.186	0.216	0.221	0.342	0.193	0.269	0.221	0.268
Sargantest	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

注: 括号中的数值是 t 统计值的绝对量; *, ** 和*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

全要素生产率的影响为负, 这一结果与王小鲁等^[36]和刘生龙等^[37]的研究结果是一致的。从人力资本方面看, 研究结果进一步支持了一些学者关于人力资本显著提升全要素生产率的结论(颜鹏飞等^[38], 岳书敬等^[39])。人力资本对经济增长与效率的提升有着显著地积极作用, 并表现一定程度的溢出。这是因为人力资本的提升可以使得劳动力与资本能够更为有效的结合, 从而促进产出的增加。在产业结构方面, 产业结构对 TFP 的影响为负, 这说明中国产业结构可能存在不合理的地方。因此, 政府需要继续转变经济增长方式, 调整产业结构, 大力发展现代服务业。本文的研究发现信息化水平对全要素生产率的影响为正。信息化水平有助于减少企业的信息成本, 加快企业间的交流和沟通, 从而提高经济的运行效率。在基础设施方面, 基础设施作为一种投资既可以直接促进经济增长, 又可以通过溢出效应间接地促进经济增长(刘生龙^[37], Hulten^[40])。研究表明, 基础设施的水平对全要素生产率的影响为正, 但是统计学意义上并不显著。这可能与选定的指标有关, 选定的一个指标难免有些偏颇, 不能很好的反映事实。因此, 基础设施对经济效率的促进作用还有待进一步探讨。

研究结果发现民营化所占比重的提升, 对于全要素生产率的改进是显著的。这恰好解释了经济制度能够解释经济的增长; 同时, 说明中国的经济制度对经济增长效率的提高作用是正向的, 即中国经济制度演进与经济增长效率方向具有统一性^[41]。本文的研究还表明了经济开放水平显著提升了中国的经济效率和全要素生产率; 同时发现, 由于部分区域土地投入规模过大而出现规模不经济的问题。因此, 经济效率与全要素生产率的提升不应该建立在大规模圈地征地和城市扩建上, 各个省份应该结合其土地利用的实际情况, 加大土地集约利用力度, 盘活低效率用地。但由于本文没有就不同城市土地投入的效率问题进行比较, 所以得出的结论还有待进一步探索。

5 结论及政策涵义

利用中国各省区1990-2009年的面板数据,使用Malmquist指数法对中国31个省(市)全要素生产率的动态演进和空间格局进行实证分析。从全国层面来看,中国全要素生产率这20年总体上呈现了下降的趋势。下降的原因在于技术效率、纯技术效率和规模效率的下降。从东、中、西、东北空间尺度上看,全要素生产率的变动呈现了区域间较大的波动,地区间存在较大的差距;在这20年间,只有东部地区全要素生产率改善了,而中部、西部和东北地区均有所下降。研究还发现,这20年间,中国的技术变化为正,增长了0.90%。结果表明:中国经济呈现的高速增长依然是资源投入的结果,是低质量、不可持续的。经济集聚、人力资本、信息化、基础设施、经济开放度及制度因素对全要素生产率的影响为正;而产业结构、政府干预和土地的投入对全要素生产率的影响为负,说明中国产业结构不尽合理、政府对经济的干预过多、土地投入规模过大等情形;基础设施对全要素生产率的影响并不显著,这可能与我们的选取的指标有关。

本文的政策涵义在于:实现中国经济效率与全要素生产率的提高,缩小地区差距,实现区域的协调与可持续发展,政府要减少对经济的干预,通过制度设计发展民营化经济,合理引导要素在不同区域间流动,提升要素在不同区域间有效配置。此外,转变经济增长方式,调整产业结构;引导产业在不同区域间的转移,加强落后地区的基础设施建设等举措也是题中应有之义。当然,由于估算TFP需要资本存量数据,在国家统计局没有公布的情况下,以及受行政区划调整等因素的影响,本文估算的资本存量数据,及由估算数据所得的结果与实际情况可能存在误差。

参考文献 (References)

- [1] World Bank. World Development Report (1997). Beijing: China Financial and Economic Publishing House, 1997: 234-235. [世界银行. 世界发展报告 (1997). 北京: 中国财政经济出版社, 1997: 234-235.]
- [2] Cobb C W, Douglas P H. A theory of production. American Economic Review, 1928, 18(1): 139-165.
- [3] Abramovitz M. Resource and output trends in the United States since 1870. The American Economic Review, 1956, 46(2): 5-23.
- [4] Solow R M. A contribution to the theory of economic growth. Quarterly Journal of Economics, 1956, 70(1): 65-94.
- [5] Wang Xiaolu. Sustainability of China's economic growth and institutional changes. Economic Research Journal, 2000, (7): 3-14. [王小鲁. 中国经济增长的可持续性与制度变革. 经济研究, 2000, (7): 3-14.]
- [6] Zhang Jun, Shi Shaohua. Economy total factor productivity in China: 1952-1998. World Economic Papers, 2003, (2): 17-24. [张军, 施少华. 中国经济全要素生产率变动: 1952-1998. 世界经济文汇, 2003, (2): 17-24.]
- [7] Guo Qingwang, Jia Junxue. Estimating total factor productivity in China. Economic Research Journal, 2005, (6): 51-60. [郭庆旺, 贾俊雪. 中国全要素生产率的估算: 1979-2004. 经济研究, 2005, (6): 51-60.]
- [8] Jin Xiangyu. China's total factor productivity and its determinants: 1996-2003. Economic Review, 2007, (5): 107-112. [金相郁. 中国区域全要素生产率与决定因素: 1996-2003. 经济评论, 2007, (5): 107-112.]
- [9] Zhang Xiangsun, Gui Binwei. The analysis of total factor productivity in China: A review and application of Malmquist index approach. The Journal of Quantitative & Technical Economic, 2008, (6): 111-122. [章祥荪, 贵斌威. 中国全要素生产率分析: Malmquist指数法评述与应用. 数量经济技术经济研究, 2008, (6): 111-122.]
- [10] Zhu Chengliang, Yue Hongzhi, Li Ting. An empirical study on economic growth efficiency and affecting factors in China: 1985-2007. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2009, (9): 52-63. [朱承亮, 岳宏志, 李婷. 中国经济增长效率及其影响因素的实证研究: 1985-2007年. 数量经济技术经济研究, 2009, (9): 52-63.]
- [11] Zhou Xiaoyan, Han Zhaohua. China's regional differences in technical efficiency and the decomposition of total factor productivity growth: 1990-2006. Nankai Economic Studies, 2009, (5): 26-28. [周晓艳, 韩朝华. 中国各地区生产效率与全要素生产率增长率分解: 1990-2006. 南开经济研究, 2009, (5): 26-48.]
- [12] Tao Changqi, Qi Yawei. Spatial difference and causes analysis of total factor productivity in China. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2010, (1): 9-22. [陶长琪, 齐亚伟. 中国全要素生产率的空间差异及其成因分析. 数量经济技术经济研究, 2010, (1): 9-22.]
- [13] Li Xun, Xu Xianxiang, Chen Haohui. Temporal and spatial changes of urban efficiency in the 1990s. Acta

- Geographica Sinica, 2005, 60(4): 615-625. [李郇, 徐现祥, 陈浩辉. 20世纪90年代中国城市效率的时空变化. 地理学报, 2005, 60(4): 615-625.]
- [14] Yu Liping, Zhou Shudong, Wang Aimin. Research on economic efficiencies of Chinese cities. Chinese Journal of Population Science, 2006, (4): 51-56, 96. [俞立平, 周曙东, 王艾敏. 中国城市经济效率测度研究. 中国人口科学, 2006, (4): 51-56, 96.]
- [15] Gao Chunliang. Productivity in urban area through 1998-2003: An empirical study based on DEA. Modern Economic Science, 2007, 29(1): 83-88, 127. [高春亮. 1998-2003城市生产效率: 基于包络技术的实证研究. 当代经济科学, 2007, (1): 83-88, 127.]
- [16] Yuan Xiaoling, Zhang Baoshan, Zhang Xiaoni. Evolution characters of China's cities: Based on the super-efficient DEA. Urban Studies, 2008, 15(8): 102-107. [袁晓玲, 张宝山, 张小妮. 基于超效率DEA的城市效率演变特征. 城市发展研究, 2008, 15(6): 102-107.]
- [17] Liu Binglian Li Qingbin. The dynamic analysis of China's city TFP: 1990-2006: Based on the Malmquist index and DEA model. Nankai Economic Studies, 2009, (3): 139-152. [刘秉镰, 李清彬. 中国城市全要素生产率的动态实证分析: 1990-2006: 基于DEA模型的Malmquist指数方法. 南开经济研究, 2009, (3): 139-152.]
- [18] Liu Jianguo. Urban efficiency: Affecting factors and spillover effects: Based on the analysis of 34 cities in Northeast China. Chinese Journal of Regional Science, 2010, 2(5): 31-45. [刘建国. 城市效率的影响因素及其溢出效应: 基于东北三省34个城市的分析. 中国区域经济, 2010, 2(5): 31-45.]
- [19] Sun Wei, Dong Guanpeng. The efficiencies and their changes of China's resources-based cities employing DEA and Malmquist index models. Geographical Research, 2010, 29(12): 2155-2165. [孙威, 董冠鹏. 基于DEA模型的中国资源型城市效率及其变化. 地理研究, 2010, 29(12): 2155-2165.]
- [20] Fang Chuanglin, Guan Xingliang. Comprehensive measurement and spatial distinction of input-output efficiency of urban agglomerations in China. Acta Geographica Sinica, 2011, 66(8): 1011-1022. [方创琳, 关兴良. 中国城市群投入产出效率的综合测度与空间分异. 地理学报, 2011, 66(8): 1011-1022.]
- [21] Caves D W, Christensen L R, Diewert W E. The economic theory of index: Numbers and the measurement of input, output, and productivity. Econometrica, 1982, 50(6): 1393-1414.
- [22] Fare R, Grosskopf S, Norris M et al. Productivity growth, technical progress, and efficiency changes in industrialized countries. American Economic Review, 1994, 84(1): 66-83.
- [23] Young A. Gold into base metals: Productivity growth in the People's Republic of China during the reform period. NBRE Working Paper 7856, 2000.
- [24] Hall R E, Jones C I. Why do some countries produce so much more output than others? The Quarterly Journal of Economics, 1999, 114(1): 83-116.
- [25] Verdoorn J P. On the factors determining the growth of labor productivity//Pasinetti L. Italian Economic Papers. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- [26] Wen M. Relocation and agglomeration of Chinese industry. Journal of Development Economics, 2004, 73(1): 329-347.
- [27] World Bank. World Development Report 1994: Infrastructure for Development. Oxford University Press, 1994.
- [28] Zheng J, Bigaten A, Hu A. Can China's growth be sustained? A productivity perspective. Working Paper, Department of Economics, Goteborg University, Sweden, 2006.
- [29] Zheng J, Hu A. An empirical analysis of provincial productivity in China (1979-2001). Working Papers in Economics 127. Goteborg University, Department of Economics, 2004.
- [30] Jin Xiangyu. Urban size efficiency in China: Empirical studies in 1990-2001. Finance & Trade Economics, 2006, (6): 78-83. [金相郁. 中国城市规模效率的实证分析: 1990-2001年. 财贸经济, 2006, (6): 78-83.]
- [31] Kao C. Spurious regression and residual-based tests for co-integration in panel data. Journal of Econometrics, 1999, 90(1): 1-44.
- [32] Pedroni P. Critical values for co-integration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999, 61: 653-670.
- [33] Aschauer D A. Back of the G-7 pack: Public investment and productivity growth in the group of seven. Working Paper Series, Macroeconomic Issues 1989, 89-13, Federal Reserve Bank of Chicago.
- [34] Candot O, Roller L H, Stephan A. Contribution to productivity or pork barrel? The two faces of infrastructure investment. CEPR Discussion Paper No.2336, 2006.
- [35] Arnold J, Bassanini A, Scarpetta S. Solow or Lucas? Testing growth models using panel data from OECD countries. OECD Economics Department Working Papers, No.592, 2007.
- [36] Wang Xiaolu, Fan Gang, Liu Peng. Transformation of growth pattern and growth sustainability in China. Economic Research Journal, 2009, (1): 4-16. [王小鲁, 樊纲, 刘鹏. 中国经济增长方式转换和增长可持续性. 经济研究, 2009, (1): 4-16.]

- [37] Liu Shenglong, Hu Angang. Test on the externality of infrastructure in China: 1988-2007. *Economic Research Journal*, 2010, (3): 4-15. [刘生龙, 胡鞍钢. 基础设施的外部性在中国的检验: 1988-2007. *经济研究*, 2010, (3): 4-15.]
- [38] Yan Pengfei, Wang Bing. Technical efficiency, technical progress & productivity growth: An empirical analysis based on DEA. *Economic Research Journal*, 2004, (12): 55-65. [颜鹏飞, 王兵. 技术效率、技术进步与生产率增长: 基于DEA的实证分析. *经济研究*, 2004, (12): 55-65.]
- [39] Yue Shujing, Liu Chaoming. Human capital accumulation and regional total factor productivity. *Economic Research Journal*, 2006, (4): 90-96, 127. [岳书敬, 刘朝明. 人力资本与区域全要素生产率分析. *经济研究*, 2006, (4): 90-96, 127.]
- [40] Hulten C, Bennathan E, Srinivasan S. Infrastructure, externalities, and economic development: A study of the Indian manufacturing industry. *World Bank Economic Review*, 2006, 20(2): 291-308.
- [41] Zhong Changbiao, Li Fuqiang, Wang Linhui. An empirical study of the economic institution and the efficiency of economic growth. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2006, (11): 13-21. [钟昌标, 李富强, 王林辉. 经济制度和我国经济增长效率的实证研究. *数量经济技术经济研究*, 2006, (11): 13-21.]

Spatial Distribution and Its Affecting Factors of Economy Efficiency and Total Factor Productivity in China: 1990-2009

LIU Jianguo¹, LI Guoping², ZHANG Juntao³, SUN Tieshan²

(1. *Tourism Institute, Beijing Union University, Beijing 100101, China;*

2. *School of Government, Peking University, Beijing 100871, China;*

3. *School of Public Administration, Dongbei University of Finance & Economics, Dalian 116025, Liaoning, China)*

Abstract: The paper, using Malmquist index model, estimates China's economy efficiency and TFP (total factor productivity) during 1990-2009 years, and analyzes its affecting factors. The main result shows that China's TFP was fluctuant and fell at an annual rate of 1.35% in the past 20 years. According to the regional division, China can be divided into East, Middle, West, and Northeast regions, among which eastern region's TFP increased with an average of 2.37%, showing a promotion for the significant rise of technological progress efficiency. However, for the rest of China, the total factor productivity shows a decline in varying degrees, and the TFP for Middle, West and Northeast regions decreased by 4.45%, 2.78% and 1.84%, respectively; the TFP decline was due to the decline of technical efficiency, pure technical efficiency and scale efficiency in most years. The paper also finds that economic aggregation, human capital, information, infrastructure, open and institution are positive on total factor productivity, while industry, government intervention and land scale are negative on it. However, infrastructure is not significant in statistics. The key findings of the paper have important policy implications.

Key words: economy efficiency; TFP; spatial distribution; affecting factors; panel data GMM; China