

我国全要素生产率对经济增长的贡献

吴国培 王伟斌 张习宁¹

摘要:在经济增长的贡献上,除资本和劳动力投入外,全要素生产率的提高是十分重要的因素。为了更加合理地对全要素生产率对经济增长的贡献进行测算,本研究从“柯布-道格拉斯”生产函数出发,拓展得到可变弹性生产函数模型,以对要素投入的产出弹性进行动态估计。我们分别基于固定弹性和可变弹性生产函数模型,并运用“索洛余值法”,对我国1978-2012年期间要素投入和全要素生产率对经济增长的贡献率进行实证研究后发现,1978-2012年期间全要素生产率的提高对经济增长的贡献在30%多,但总体看是偏低的,而2008年以来,资本投入对经济增长的贡献快速提高,但全要素生产率提高对经济增长的贡献率出现下滑,近5年平均仅约18%左右。

Abstract: Total factor productivity (TFP) growth is a very important contributor to economic growth, in addition to capital and labor inputs. In order to estimate the contribution of TFP growth to economic growth more precisely, this study employs a variable elasticity production function which estimates the output elasticity of factor inputs dynamically. We used fixed and variable elasticity production function models as well as the "Solow residual method" to compute the contributions of factor inputs and TFP to China's economic growth in the period of 1978-2012. The empirical results show that the contribution of TFP growth to economic growth exceeded 30% from 1978-2012. However, after 2008 the contribution of investment to economic growth increase rapidly, while the contribution TFP growth fell to an average of only 18%.

关键词: 全要素生产率; 经济增长贡献; 资本存量; 生产函数

声明: 中国人民银行工作论文发表人民银行系统工作人员的研究成果, 以利于开展学术交流与研讨。论文内容仅代表作者个人学术观点, 不代表人民银行。如需引用, 请注明来源为《中国人民银行工作论文》。

Disclaimer: The Working Paper Series of the People's Bank of China (PBC) publishes research reports written by staff members of the PBC, in order to facilitate scholarly exchanges. The views of these reports are those of the authors and do not represent the PBC. For any quotations from these reports, please state that the source is PBC working paper series.

¹ 吴国培, 经济学博士, 现任中国人民银行福州中心支行行长, 国家外汇管理局福建省分局局长, 厦门大学 and 福州大学博士生导师, 研究员职称, 享受国务院特殊津贴专家, email: wgp163@vip.sohu.com; 王伟斌, 经济学硕士, 任职于中国人民银行福州中心支行, email: ww830710@163.com; 张习宁, 经济学博士, 任职于中国人民银行福州中心支行, email: zhxn1999@163.com; 作者感谢白重恩、马骏、王鹏、伍晓鹰等专家的悉心指点。本文内容仅代表作者本人学术观点, 不代表人民银行, 文责自负。

一、引言及文献综述

（一）引言

经济增长问题一直是经济领域研究的热点，许多学者均对经济增长的动力来源进行深入的研究。在经济增长的贡献上，除资本和劳动力投入外，技术进步或者说全要素生产率的提高也是重要的因素。Solow(1957)首次正式提出全要素生产率的概念，将全要素生产率的增长归结于产出增长扣除资本和劳动要素投入增长外其它不能直接度量的所有因素。此后，许多学者利用“索洛余值法”对中国全要素生产率在经济增长中的贡献进行了研究，然而由于对投入要素（如资本存量）的测算和关键参数（如要素产出弹性）估计的处理方法不同，导致不同研究得出的结论差异较大。因此，如何科学合理地要素投入和全要素生产率在经济增长中的贡献进行测算，不仅具有学术意义，也对认清我国的经济增长模式、制定和评价长期可持续增长政策，以及如何促进未来经济增长具有重要的现实意义。

当前，我国经济产能过剩问题较为严重，制造业投资明显乏力，加上投资回报率基本呈比较稳定的下降趋势，固定资产投资很难继续保持快速增长。同时，随着我国老龄化进程的加快，人口红利逐渐消失，劳动人口比重将逐步下降，加上农村可转移劳动力的减少，未来劳动数量的投入对经济增长的作用将继续弱化，全要素生产率在经济增长中的作用将进一步凸显，因此，如何提高我国的全要素生产率，对我国经济转型升级，实现经济可持续发展意义重大。

（二）相关文献综述

1. 关于全要素生产率的测算方法方面

目前，已有不少研究采用不同的方法对我国的全要素生产率进行探讨，其中主要有增长核算法、数据包络分析（DEA）方法、随机前沿模型（SFA）方法等几种。增长核算法以新古典经济增长理论为基础，需要先根据国民收入核算数据估计出资本和劳动力要素的贡献份额，然后从产出增长中剔除要素投入的贡献，进而测算出全要素生产率的增长率。索洛余值法即为增长核算法的一种。CHOW（1993）、OECD（2005）、王小鲁和樊纲（2009）均使用该方法来估计中国的全要素生产率。DEA估计方法和随机前沿方法均为生产前沿方法的一种。生产前沿法遵循Farrell（1957）的建模思路，将经济增长归为要素投入增长、技术进步、能力的实现与改善（即技术效率或生产效率提升）三部分，认为并不是每一个生产者都处在生产前沿上，大部分生产者的效率与最优生产效率之间存在一定的差距，即存在一定程度上的技术无效率状态。其中，DEA方法为非参数的确定性生产前沿法，这种方法不需要考虑投入和产出的生产函数形态，可以研究多投入和多产出的全要素问题，DEA模型中投入产出变量的权重由数学规划模型根据数据产生，不受人为主观因素的影响。国内学者利用DEA方法对全要素生产率进行估计的文献较多，如林毅夫和刘培林（2003）、胡鞍钢和郑京海（2005）等。SFA方法为随机性的生产前沿方法，该方法为以回归分析为基础的参数方法，并考虑

了随机因素的影响,降低了生产前沿对随机误差的敏感性。目前国内采用随机前沿模型的主要研究有 Wu(2003, 2008a)、王志刚等(2006)、张健华和王鹏(2012)等。

除以上几种方法外,由哈佛大学 Dale W. Jorgenson 教授及其助手提出并发展形成的 KLEMS²方法,为全要素生产率的估计与国际比较提供了另一种思路。KLEMS 框架首先由 Jorgenson, Gollop and Fraumeni(1987)提出,该方法以生产可能性边界为基础,将总产出视为资本、劳动、中间投入和技术的函数。此后,中间投入又进一步细分为能源、原材料和服务等要素投入。Jorgenson, Ho and Stiroh(2005)进一步提出较为完善的分析框架。该方法将整个经济分为 33 个行业,并假设生产函数为希克斯中性,各种类型的资本投入、劳动投入和中间投入指数可以加总为单个投入指数,这样产出增长就等于三种投入指数的贡献和生产率增长的贡献之和。为了估计行业 TFP,需要中间投入指数、资本投入指数、劳动投入指数以及各种投入的份额。投入产出表可以为 KLEMS 框架提供产出数据、中间投入数据及各种投入的份额数据。而在从行业层面加总至整个经济层面时,KLEMS 框架使用了加总的生产函数(Aggregate production function)、加总的生产可能性前沿方法(Aggregate production possibility frontier)和直接 Domar 权重加总方法(direct Domar-weighted aggregation)三种加总方法,从而得到国家层面的 TFP 值和要素投入贡献。该方法目前我国也得到一定的应用。如 Jing Cao 等(2009)利用 APPF 方法测算了我国 1982-2000 年期间 4 个时期 33 个行业的全要素生产率,并利用 Domar 权重加总方法得到相应的全国的 TFP 增长率。任若恩和孙琳琳(2009)也使用 KLEMS 框架测算了我国行业层次的 TFP 增长率以及 Domar 加权的全国。

就目前而言,并没有哪一种方法得到学术界的普遍认可,各种方法也均存在一定的不足。考虑到本文主要研究全国层面的全要素生产率贡献的变动趋势,而 DEA 方法和 SFA 方法一般要求采用面板数据,往往用来分析省际间的 TFP, KLEMS 框架则需要以投入产出表为基础,而我国的投入产出表 5 年才编制一次,因此,综合考虑,本文采用索洛余值法进行估计。

2. 关于资本、劳动产出弹性的测算方面

一般来说,确定资本和劳动产出弹性的方法主要有经验法、核算法和回归法。经验法主要根据经验估计资本、劳动产出弹性的大致值,如姜均露(1998)直接取资本产出弹性为 0.35,劳动产出弹性为 0.65。该方法由于存在较大的主观随意性,目前较少使用。核算法利用国民经济核算数据直接得到资本和劳动的产出弹性系数,然而由于我国缺乏资本价格等国民经济核算资料,使得该方法的使用受到一定限制。因此,现有文献多数采用回归法进行估计,其中利用最小二乘法进行估计的最为常见,如张军和施少华(2003)、曹吉云(2007)。

然而常见的利用普通最小二乘法进行回归,只能估计出各参数在一个样本区

² KLEMS 是 Capital, Labor, Energy, Material, Service 的缩写,表示资本、劳动、能源、原材料和服务等要素投入。

间的平均值,无法得到参数随时间变化的各个时点的值,即利用该方法估计得到的产出弹性在样本区间是固定不变的,这否定了要素结构变化对产出的影响。实际上,近年来我国由于经济改革、各种各样的外界冲击和政策变化等因素的影响,经济结构逐渐发生变化,固定不变的产出弹性明显不符合现实,因此需考虑构建可变弹性模型进行估计。

3. 关于要素投入的测算方面

除估计方法外,在全要素生产率的测算中,基础数据的选择也具有重要的影响。正是由于不同研究人员对基础数据选择的不同,导致全要素生产率的估计结果差异较大。其中,产出数据和劳动投入数据的争议相对较少,而对于资本存量的度量,由于中国没有大规模的资产普查,已有的资本存量数据都是估算的结果,目前存在较大的争议。

国内研究普遍将所测算经济体的资本存量作为资本要素投入度量指标,且一般采用 Goldsmith 在 1951 年提出的永续盘存法来核算资本存量水平,运用该方法进行测算一般需先确定初始资本存量、每年资本存量的折旧率、历年投资流量、投资价格指数四个指标。现有文献中,不少学者运用该方法对我国历年的资本存量进行了估算,具有代表性的有贺菊煌(1992)、Chow(1993)、王小鲁和樊纲(2000)、张军(2003)、李治国和唐国兴(2003)、张军等(2004)、Holz(2006)等。然而现有相关研究几乎对影响资本存量的四个因素各自采取了不同的假设,导致得出的数据间存在较大的差距,如现有文献中关于我国 1952 年初始资本存量的估计值分布在 600-2000 亿元(当年价)之间,差异不可谓不大;在对折旧率的选取中,取值范围更是从 0-10%不等,其中有假设每年固定不变折旧率的(如 Young(2000)),有分时期假定不同折旧率的(如王小鲁和樊纲(2009)),也有分省假定不同折旧率的(如张健华和王鹏(2012));在历年投资流量的选取中则主要有积累额、资本形成总额、固定资本形成总额、全社会固定资产投资和新增固定资产投资几种;在投资价格指数方面,由于 1992 年以前的投资价格指数数据无法从官方统计资料中直接获取,部分文献要么采用其他指数替代(如张军和章元(2003)),要么用其他几种指数拟合。不可否认,以上多数文献能在对影响资本存量某一两个因素进行较细致的分析,但不可避免的对其他指标选择的合理性论证较为不足,能从定量的角度对影响资本存量因素的相应指标选取进行比较的文献较为少见,这必然会影响到后续研究的可靠性和准确性。

针对当前研究的不足,本文拟从传统的固定弹性生产函数模型入手,放松中性技术进步条件的假设,构建可变弹性生产函数模型,以对要素产出弹性更好地进行动态估算;并逐一对影响资本存量的因素进行定量分析和比较,尽量选出用于测算资本存量各个因素的最适合指标。在此基础上,拟分别利用固定弹性和可变弹性生产函数模型对我国 1978-2012 年期间要素投入的产出弹性进行估算,同时,运用索洛余值法得到期间要素投入和全要素生产率对经济增长的贡献,并进一步对其变动趋势进行分析和阐释。最后,拟结合国际经验以及对我国全要素生产率影响因素进行实证研究的基础上,给出提高我国全要素生产率的政策建议。

二、可变弹性生产函数模型的构建

（一）传统的计算全要素生产率的固定弹性生产函数模型

传统的“柯布-道格拉斯”生产函数表达式如下：

$$Y_t = A_0 e^{rt} K_t^\alpha L_t^\beta \quad (1)$$

其中, Y_t 、 A_t 、 K_t 和 L_t 分别表示第 t 期的实际产出、技术水平、资本投入和劳动力投入。 A_0 为初始技术水平, r 为技术进步水平, 该函数表示技术水平逐年变化, 这种变化通过引入一个时间趋势变量 t 体现出来, 但技术进步水平恒定不变 (r 为常数)。对该式两边分别取对数, 可得:

$$\ln Y_t = \ln A_0 + r * t + \alpha * \ln K_t + \beta * \ln L_t \quad (2)$$

因“柯布-道格拉斯”生产函数假定规模报酬不变, 即 $\alpha + \beta = 1$, 则式 (2) 可变换为:

$$\ln Y_t - \ln L_t = \ln A_0 + r * t + \alpha * (\ln K_t - \ln L_t) \quad (3)$$

令 $y_t = \ln Y_t - \ln L_t$, $c = \ln A_0$, $k_t = \ln K_t - \ln L_t$, 则有:

$$y_t = c + r * t + \alpha * k_t \quad (4)$$

式 (4) 后面加上随机扰动项 ε_t 即为本文利用固定弹性生产函数模型进行估计的具体方程, 待估参数分别为 c 、 r 和 α 。然而利用最小二乘法确定出来的资本和劳动的产出弹性在样本区间内是固定不变的, 反映的只是整个研究时期的平均产出弹性水平, 不能反映不同时期资本和劳动力收入份额的变化。实际上近年来, 我国由于经济改革、各种各样的外界冲击和政策变化等因素的影响, 经济结构正在逐渐发生变化, 而用固定参数模型无法刻画出这种经济结构的变化, 需要考虑采用可变参数模型。

（二）可变弹性生产函数模型的构建

传统的索洛增长方程建立在中性技术进步的前提下, 该假设条件使资本和劳动的产出弹性在样本区间内固定不变, 然而中性技术进步假设未必与实际情况相符, 因为技术进步一般会带来劳动投入的减少或资本的节省。如果放松该假设, 则技术进步会影响到资本和劳动的产出弹性, 反过来, 资金效率和劳动者素质的提高, 又会加速技术进步, 即两者之间是互相影响的, 这或许更加符合实际情况。此外, 如章上峰、许冰 (2009) 指出, 固定不变的产出弹性反映的只是整个研究时期的平均产出弹性水平, 仅适用于估计整个研究时期的资本、劳动力和全要素生产率的平均贡献率, 用于估计逐期贡献率很可能是有偏的甚至有误的。因此本部分借鉴传统“柯布-道格拉斯”生产函数, 构造产出弹性可变的的生产函数模型如下:

$$Y_t = A_0 e^{r_t t} K_t^{\alpha_t} L_t^{\beta_t} \quad (5)$$

其中, α_t 和 β_t 表示资本和劳动力的产出弹性不再是固定不变, 而是随时间的变化而不同; 技术进步变化率 r_t 也不再恒定, 下标 t 表示其逐年变化。对式 (5) 两端取对数得:

$$\ln Y_t = \ln A_0 + r_t * t + \alpha_t * \ln K_t + \beta_t * \ln L_t \quad (6)$$

同固定弹性生产函数模型，令 $\alpha + \beta = 1$ ，得：

$$\ln Y_t = \ln A_0 + r_t * t + \alpha_t * \ln K_t + (1 - \alpha_t) * \ln L_t \quad (7)$$

由于资本和劳动力的产出弹性 α_t 和 β_t ，以及 r_t 均不能直接观测，考虑构建状态空间模型进行测算。

令 $y_t = \ln Y_t$ ， $c = \ln A_0$ ， $k_t = \ln K_t$ ， $l_t = \ln L_t$ ，构建状态空间模型如下：

量测方程：

$$y_t = c + r_t * t + \alpha_t * k_t + (1 - \alpha_t) * l_t + \xi_t \quad (8)$$

状态方程：

$$r_t = \theta * r_{t-1} + \omega + \eta_t \quad (9)$$

$$\alpha_t = \lambda * \alpha_{t-1} + \pi + \mu_t \quad (10)$$

该模型即为本文利用可变弹性生产函数模型进行估计的具体方程。主要待估参数有 c 、 r_t 和 α_t ，其中 c 为常数， r_t 和 α_t 为可变系数。

其中， y_t 、 k_t 和 l_t 在模型中称为可观测向量， r_t 和 α_t 称为状态向量，是不可观测变量，有待估计。式 (9) 和式 (10) 表示模型假设 2 个状态向量符合 AR(1) 过程， θ 、 λ 和 π 分别为相应状态向量的 AR(1) 系数，有待估计。 ξ_t 、 η_t 和 μ_t 均为独立且服从正态分布的随机扰动项。建立以上状态空间模型后，代入产出、资本和劳动投入的历年数据，利用 Eviews6.0 软件即可估计得到各状态变量历年的时间序列。此外，对于模型的估计结果，需要检验量测方程残差是否平稳。如果残差平稳，则为可信估计，反之有可能为“伪回归”。

三、对影响资本投入因素的深入探讨

基础数据的准确度量是全要素生产率研究的重要基础。其中，产出数据的度量争议较少，一般以按可比价格计算的国内生产总值作为衡量国民经济整体产出的指标，该数据可以直接从历年《中国统计年鉴》中计算得到，本文以 1952 年为基期，换算得到各年 GDP 不变价。就劳动投入数据而言，从国际实践经验，劳动投入数量一般以劳动时间来衡量。由于我国缺乏相应的统计资料，目前国内的研究普遍采用历年全社会就业人员数代替。而对于资本存量的度量，目前则存在着较大的争议。因此，本部分将对资本投入的准确度量进行探讨，以尽可能保证基础数据的合理性与准确性。

资本投入量为直接或间接构成生产能力的资本存量。测算资本存量的基本方法是由 Goldsmith 于 1951 年开创的永续盘存法，现在被 OECD 国家广泛采用，其具体表达式如下。

$$K_t = (1 - \delta) * K_{t-1} + \frac{I_t}{p_t} \quad (11)$$

其中， K_t 是第 t 期以基年不变价格计价的实际资本存量； I_t 是以当期价格计

价的投资额； p_t 为 t 期定基价格指数；参数 δ 是折旧率。即当期的资本存量等于上一期的资本存量减去当期的折旧后，再加上当期新增的不变价格投资额。因此，对于资本存量 K_t 的估算工作包括四个方面的内容：一是初始资本存量 K_0 的确定，二是折旧率 δ 的设定，三是历年投资流量 I_t 的选取，四是投资价格指数 p_t 的估算。

（一）初始年份资本存量 K_0 的确定

对初始年份的选择，国内的大部分研究一般选定1952年、1978年和1980年。但Young(2000)认为，如果重点关注的是1978年以后的资本存量，若 K_0 的时间设在1952年，那么长达26年的时间跨度将使得初始年份的资本存量对1978年以后的影响不大；Barro(2004)也指出，随着 K_0 的逐渐折旧，以及未来 I_t 的越来越高， K_0 的取值对后期资本存量的影响将越来越小。因此，本文在估计资本存量时将初始年份设定为1952年。

由于统计年鉴并没有公布我国早期的固定资本存量，要确定1952年末的资本存量，一般需采取推算的方法。现有文献中关于我国1952年初始资本存量的估计值一般在600-2000亿元（当年价）之间（相对应的资本产出比在0.9倍-3倍之间），差距较大。本文在假定1952年资本存量分别按0.8倍、1倍、1.2倍、1.6倍、2倍、2.4倍和3倍资本产出比进行计算后发现，在其他条件相同的情况下（相同的折旧率和投资流量），各产出比的后续变动趋于一致（见图1），对应的资本存量差距快速缩小。7种不同的初始资本存量在1952年差距达3.75倍，但到1978年时资本存量差距已缩小到7%，到了1993年差距更是缩小到2%左右（图2）。根据李宾（2011）的研究，1952年的资本产出比应在1.4-2.0之间，此时不同资本存量最大初始假设差距为43%，到1978年时差距已缩小到仅2%左右，到1993年则基本相同。可见，1952年末 K_0 的选取对1978年后的影响确实不大，因此，本文假定当年资本产出比为1.6倍，得到当年资本存量约为1086亿元（1952年当年价的GDP为679亿元），以此作为基期资本存量。

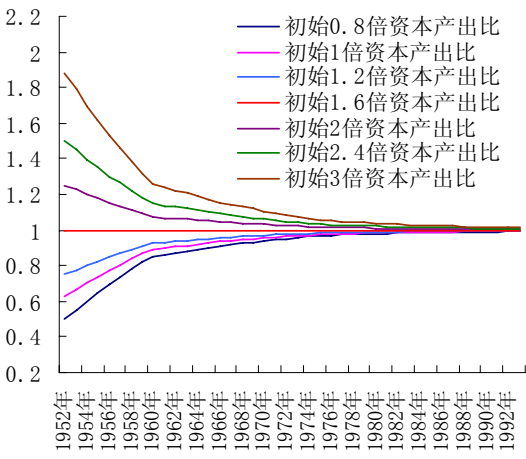
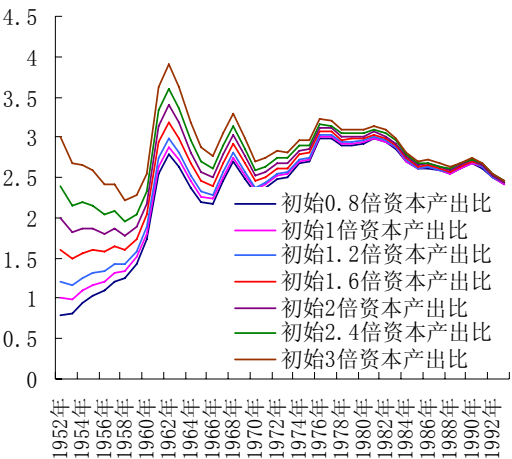


图1 不同初始资本产出比后续变动趋势分析

图2 不同初始资本产出比后续资本存量相对1.6倍初始资本产出比资本存量的比例

数据来源：本文测算。

数据来源：本文测算。

（二）折旧率 δ 的确定

现有文献对资本折旧率的确定主要有以下几种方法：一是假定某个特定不变的资本折旧率，其中折旧率从0%–10%不等³，如Young（2000）假定6%的折旧率，龚六堂和谢丹阳（2004）对全国各省都假定10%的折旧率。二是分时期设定不同的折旧率，如王小鲁和樊纲（2009）假定1952–1977年折旧率为5%，1978–2007年资本折旧加速平滑，最终达到8%。三是每个省份假定不同的折旧率。如Wu（1997）计算了每个省份不同的折旧率；张健华和王鹏（2012）不仅考虑了省份的差异，并进一步考虑了时间变化带来的影响，分省份分三个时期（1952–1978年、1978–1992年、1992–2010年）假定了不同的折旧率。总的来看，折旧率的可选择范围大概在5%到超过10%的相对广泛的区间内。本文计算发现，在其它条件相同的情况下，折旧率相差1个百分点，资本存量的估算结果在1978年后将出现大约7.4个百分点的差距（图4），折旧率的设定对资本存量估算结果的影响较大。若一个研究基于5%的折旧率，另一个基于10%，那么在其他条件相同的情况下，资本存量估算结果将相差大约37%，如此大的差距势必令后续的分析结果变得不可靠。

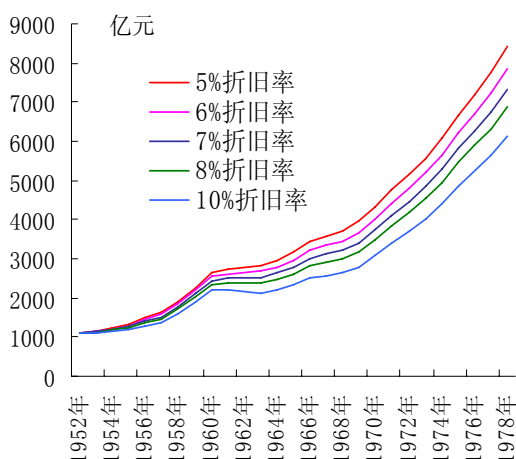


图3 不同折旧率下资本存量变动趋势分析
(1952年不变价)

数据来源：本文测算。

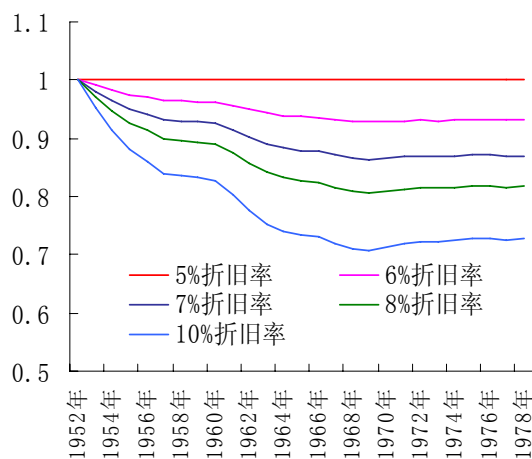


图4 不同折旧率下的资本存量相对
5%折旧率资本存量的比例

数据来源：本文测算。

因此，本文认为，在难以判断到底是5%、7%、10%正确性的情况下，尽量使用官方给出的折旧额数据可能更为妥当。然而采用该方法的文献大多直接将各省的折旧额加总得到全国的折旧总额，并未进行调整，如李治国和唐国兴（2003）。由于各地区加总的GDP不等于全国GDP，需对加总的固定资本折旧数据进行适当的修正，修正公式为：

$$D_t = D_t' \times GDP_t / GDP_t' \quad (12)$$

其中 D_t 和 GDP_t 分别为全国折旧和国内生产总值， D_t' 和 GDP_t' 分别为各地区

³ 0%的折旧率设定，适用于MPS体系下的积累额，基本可舍弃。

汇总的折旧和国内生产总值。此外，1978年以后各省市才开始使用收入法对GDP进行核算⁴，因此，还必须对1978年前的折旧数据进行估计。因此，本文选用Holz (2006)年公布的所有国有企业的折旧率进行估算。1952-1977年期间，国有企业在国民经济中基本起着决定性的作用，以其折旧率作为全国的近似替代应该较为适合。

(三) 历年投资流量 I_t 的选取

在已有的对投资流量指标的文献研究中，主要有积累额、资本形成总额、固定资本形成总额、全社会固定资产投资和新增固定资产投资几种。由于我国的统计体系自1993年起从MPS转向SNA，统计局已不再发布积累额这类MPS下的数据，因此该指标可排除。由于资本形成总额包括固定资本形成总额与存货增加，而存货增加是未在当年形成生产能力的产品，不能被计入资本存量，于是资本形成总额也可排除。李宾（2011）利用新增固定资产投资作为投资流量指标进行宏观经济分析时发现，在其他情况相同的前提下，由它得出来的各种结果大都比较奇特，认为其并不适合用作投资流量指标。在剩下的全社会固定资产投资和固定资本形成总额两个指标中，本文认为由于我国投资过程中存在着较大的浪费和高估，若采用全社会固定资产投资可能会导致资本存量虚增（从数据上看，1985-2000年时两个投资流量大致相等，而2000年之后，全社会固定资产投资明显高于固定资本形成总额（图5））。因此，本文以固定资本形成总额作为投资流量的指标⁵。其中，1952-2004年的数据来源于《中国国内生产总值核算历史资料：1952-2004》，2005-2012年数据来自历年《中国统计年鉴》。

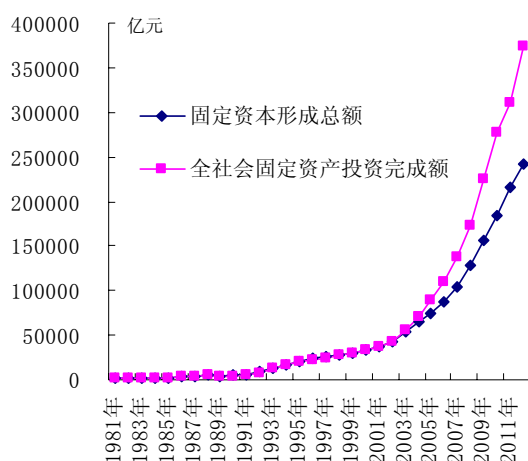


图6 隐含的固定资本形成平减指数与
固定资本形成总额差距逐步拉大
数据来源：本文测算。

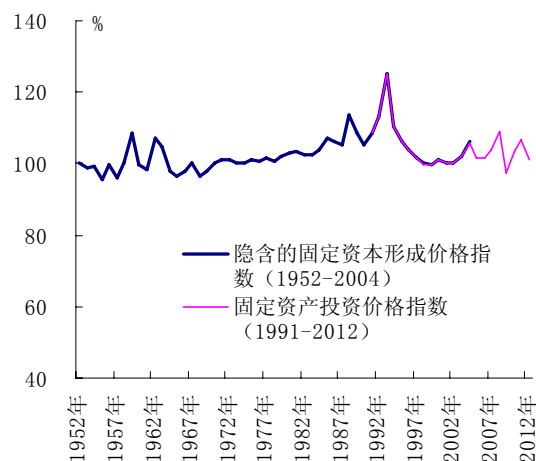


图5 2000年后全社会固定资产投资与
隐含的固定资本形成平减指数

官方公布的固定资产投资价格指数比较
数据来源：本文测算。

⁴ 统计年鉴上公布的各省市折旧额的数据仅从1993年开始，但施发启《对我国生产率的分析和预测》(2006)一文中给出了1978年之后未正式公布的数据，本文直接借用该数据进行分析。

⁵ 二者缺口的形成既有统计过程上的差异，也有统计内涵上的异同，缺口的扩大也在一定层面上折射出国民经济发展中的一些问题，因篇幅有限，此处未能对二者缺口扩大问题进行深入探讨。

（四）投资价格指数 p_t 的估算

由于每年投资品价格明显不同，每年投资流量不具可比性，因此必须将当年价格表示的投资用一定的价格指数进行平减，折算成以基年不变价格表示的实际值。一般来说，固定资产投资价格指数被普遍认为是最合适的指标，但该指数自1993年的统计年鉴才开始公布，只有1991年以来的数据，1990年以前的数据需用其他的价格指数来替代。在各种替代方案中，张军（2003）采用上海市固定资产投资价格指数对全国数据进行调整，该方法得到后续不少学者的认可。然而本文通过计算发现，通过固定资本形成总额发展速度与固定资本形成总额名义增速折算后得到的“隐含的固定资本形成价格平减指数”与“固定资产投资价格指数”在指数均有数据的1991-2004年，二者基本一致（图6）。也就是说，在1991年之前，用该指数来替代固定资产投资价格指数应该是最佳的。因此，在投资价格指数的确定方面，1952-1990年采用隐含的固定资本形成价格平减指数，数据来源于《中国国内生产总值核算历史资料：1952-2004》；1991-2012年采用统计局公布的固定资产投资价格指数，数据来源于历年《中国统计年鉴》。

综上，为避免主观选择的随意性，本文尽量选取了最为适合的指标和相应官方公布的统计数据估算，这使得资本存量的估算较具客观性。具体估算结果和各影响因素的数据见表1。

表1 历年资本存量估算表（1952年不变价）

（单位：亿元、%）

	资本 存量	固定资 本形成 总额	投资价 格指数	折旧率	折旧额	折旧额		资本 存量	固定资本 形成总额	投资 价格 指数	折旧额	折旧额
	不变价	不变价			现价	不变价		不变价	不变价		现价	不变价
1952	1086	80.7	100.0				1983	13724	1501	114.8	596	519
1953	1171	116.7	98.8	2.9		31.5	1984	14925	1796	119.5	711	595
1954	1278	143.5	98.2	3.1		36.3	1985	16320	2085	128.1	885	691
1955	1391	154.9	93.9	3.3		42.2	1986	17844	2302	136.4	1062	779
1956	1580	234.5	93.7	3.3		45.9	1987	19603	2648	143.5	1276	889
1957	1739	208.4	89.7	3.1		49.0	1988	21519	2886	162.9	1580	970
1958	2052	369.8	90.1	3.3		57.4	1989	22946	2499	176.8	1896	1072
1959	2426	446.3	97.6	3.5		71.8	1990	24228	2589	186.5	2438	1307
1960	2822	486.1	97.3	3.7		89.8	1991	25800	3001	202.3	2890	1429
1961	2965	238.2	95.6	3.4		96.0	1992	27949	3724	228.6	3601	1575
1962	3040	170.8	102.5	3.2		94.9	1993	30896	4655	285.9	4885	1709
1963	3147	200.3	107.5	3.1		94.3	1994	34303	5489	315.4	6567	2082
1964	3322	275.8	105.2	3.2		100.7	1995	38212	6246	334.4	7814	2337
1965	3559	344.0	101.8	3.2		106.3	1996	42557	6920	347.5	8948	2575
1966	3849	407.6	99.8	3.3		117.5	1997	46972	7350	353.3	10369	2935
1967	4057	323.2	100.2	3.0		115.5	1998	51871	8084	353.4	11255	3185
1968	4246	310.3	96.7	3.0		121.7	1999	57096	8675	351.9	12142	3450
1969	4544	430.4	94.5	3.1		131.6	2000	62663	9516	355.7	14044	3949
1970	4977	577.6	94.5	3.2		145.4	2001	68435	10572	357.1	17141	4800
1971	5449	631.3	95.5	3.2		159.3	2002	75385	12190	357.9	18757	5240

1972	5901	643.3	96.7	3.5		190.7	2003	84147	14616	366.0	21422	5853
1973	6387	686.4	96.8	3.4		200.6	2004	95113	16750	388.8	22484	5783
1974	6935	771.5	97.0	3.5		223.5	2005	107301	18798	394.9	26105	6611
1975	7582	897.2	98.1	3.6		249.7	2006	121599	21942	400.8	30639	7644
1976	8185	875.7	98.8	3.6		273.0	2007	137102	24956	416.5	39374	9453
1977	8791	909.0	100.2	3.7		302.8	2008	155252	28222	453.8	45712	10072
1978	9510	1065.3	100.8		349.3	346.5	2009	178921	35366	443.0	51822	11697
1979	10255	1119.6	103.0		385.7	374.5	2010	205599	40013	458.9	61194	13335
1980	11086	1246.1	106.1		440.3	414.9	2011	234593	44092	489.2	73854	15098
1981	11870	1222.5	109.6		480.9	438.9	2012	266781	48882	494.6	82563	16694
1982	12742	1341.0	112.1		525.6	468.9						

四、要素投入与全要素生产率对经济增长贡献的实证结果分析

由于资本存量和就业人数⁶均为年底数，而整个经济生产过程则是全年进行的，因此，本文以上年末和本年末的均值作为当年实际的资本投入和实际就业人员数，相应要素投入增速也以均值计算。

（一）固定弹性生产函数模型实证结果

利用普通最小二乘法对式（4）进行估计，可得：

$$y_t = -1.843 + 0.039 * t + 0.478 * k_t + [AR(1) = 1.267, AR(2) = -0.774] \quad (13)$$

(-25.07) (12.07) (11.50) (10.05) (-6.15)

从回归结果可知，**首先**，模型的 R^2 为 0.999，且各估计参数的 P 值均小于 0.001，统计检验结果十分显著，模型的拟合结果优异。**其次**，残差序列为平稳序列，表明各解释变量确实与被解释变量存在长期均衡关系，不存在伪回归现象；D.W. 值为 1.87，且 LM 检验表明不存在序列相关。**第三**，从各变量的估计值看，技术水平变化率 r 为 0.039，表明技术水平在样本区间内保持 3.9% 的速度提升；资本的平均产出弹性 α 为 0.478，即资本投入每增加 1%，将相应拉动产出增长 0.478%。此外，根据 $\alpha + \beta = 1$ ，可得劳动的平均产出弹性 β 为 0.522。将 α 和 β 的值，以及产出增速、资本存量增速和就业人数增速分别代入索洛增长方程 $a' = y' - \alpha * k' - \beta * l'$ ，即可得到固定弹性生产函数模型下的各时期全要素生产率水平的增速 a' ，并除以相应时期产出增速 y' 即可得到各时期全要素生产率的提高对经济增长的贡献。

（二）可变弹性生产函数模型实证结果

因状态空间模型需满足变量平稳或协整的条件，因此先对各个变量进行 ADF 平稳性检验，发现其均为一阶单整序列，进一步利用 Johanson 协整检验，结果表明至少存在一个协整变量，符合模型的要求。因此，进一步利用 Eviews6.0

⁶ 本文以就业人数作为劳动要素投入的替代变量，实际上存在一定的不足。一是由于统计口径的变化，就业人数的时序连续性较差；二是该指标未能考虑劳动时间的影响，而由于我国法定工作日和工作时间的变化，同样的就业人数劳动投入肯定有所变化；三是该指标未能考虑劳动质量的提高。然而，对该指标的改进工作，可能需要一篇专门的论文进行研究，因此，本文以国内研究普遍采用的全社会就业人数作为劳动要素投入的替代变量，今后有机会我们将进一步对该问题进行研究。

软件对式（8）、式（9）和式（10）构成的状态空间模型进行估计，得到可变参数估计结果如下：

表2 状态空间模型可变参数估计结果

	r_t	α_t		r_t	α_t		r_t	α_t
1978	0.048	0.460	1990	0.044	0.494	2002	0.040	0.511
1979	0.048	0.464	1991	0.041	0.496	2003	0.040	0.512
1980	0.048	0.467	1992	0.041	0.497	2004	0.040	0.513
1981	0.047	0.471	1993	0.041	0.499	2005	0.040	0.514
1982	0.045	0.474	1994	0.042	0.501	2006	0.040	0.515
1983	0.044	0.477	1995	0.043	0.502	2007	0.040	0.516
1984	0.045	0.480	1996	0.043	0.504	2008	0.040	0.516
1985	0.046	0.482	1997	0.043	0.505	2009	0.040	0.517
1986	0.046	0.485	1998	0.043	0.507	2010	0.040	0.518
1987	0.047	0.487	1999	0.042	0.508	2011	0.039	0.518
1988	0.047	0.489	2000	0.041	0.509	2012	0.038	0.519
1989	0.046	0.492	2001	0.041	0.510			

从估计结果看，首先，常数 c 的估计值为-1.877，标准误为 0.0296， z 统计量为-63.47，相应的 P 值小于 0.001，统计检验结果十分显著；其次，可变参数 r_t 和 α_t 的均方差很小，统计检验结果均十分显著（见表 3）；第三，量测方程残差的 ADF 单位根检验 t 统计量的值为-4.583（1%显著水平的临界值为-3.665），表明在 1% 的显著水平上拒绝残差具有单位根的原假设，即模型的残差平稳，模型的估计结果是有效的。最后，从可变参数的估计结果看， α_t 的值基本在 0.460-0.519 波动，均值为 0.498 左右，略高于固定弹性模型（0.478）；因规模报酬不变，相应的劳动产出弹性均值为 0.502，低于固定弹性模型（0.522）。

表3 状态空间模型可变参数统计检验结果

	最终状态	均方误	Z 统计量	概率
r_t	0.0383	0.0009	41.94	0.0000
α_t	0.5196	0.000006	86794	0.0000

（三）要素投入与全要素生产率对经济增长贡献的变化分析

1. 两种模型的要素投入与全要素生产率的提高对经济增长的贡献比较

根据以上估计结果，并利用索洛残差方程，可分别得到在固定和可变弹性生产函数模型下要素投入和全要素生产率的提高对经济增长的贡献。表 4 给出了 1979-2012 年期间和 4 个阶段的要素投入与全要素生产率对经济增长的平均贡献。

表4 全国不同时期要素投入与全要素生产率的提高对经济增长贡献 (单位: %)

时期	产出平均 增速	经济增长动力				经济增长贡献					
		资本投入 增速	劳动投入 增速	TFP 增速		资本投入贡献		劳动投入贡献		TFP 贡献	
				固定	可变	固定	可变	固定	可变	固定	可变
1979-1992	9.45	8.01	3.69	3.93	3.92	47.0	47.4	27.3	26.9	25.7	25.7
1993-2000	10.14	10.53	1.08	4.13	3.90	52.0	54.9	5.9	5.6	42.1	39.5
2001-2007	10.81	11.64	0.67	4.90	4.51	52.0	55.8	3.5	3.2	44.5	41
2008-2012	9.26	14.15	0.37	2.30	1.75	73.6	79.7	2.1	2.0	24.3	18.3
1979-2012	9.86	10.33	1.97	3.94	3.72	53.1	55.6	13.6	13.3	33.3	31.1

从资本投入的贡献看, 1979—2012 年期间, 基于可变弹性模型计算的资本投入对产出的贡献平均约 55.6%, 高于固定弹性模型 2.5 个百分点。由于可变弹性模型估算得到的资本产出弹性基本呈逐年提升态势, 加上 4 个时期中资本投入增速逐期提升 (见表 4), 在二者的双重作用下, 在 4 个时期中, 基于可变弹性模型计算得到的资本对产出的贡献较固定弹性模型的计算结果逐期扩大, 4 个时期的幅差分别为 0.4 个、2.9 个、3.8 个和 6.1 个百分点。从劳动投入的贡献看, 1979—2012 年期间, 基于可变弹性模型计算的贡献平均约为 13.3%, 略低于固定弹性模型 0.3 个百分点。由于劳动投入增速在 4 个时期中逐步回落, 对经济增长的贡献减少, 虽然固定弹性模型估计的劳动产出弹性相对较高, 但其与可变弹性模型计算所得的贡献的幅差逐步回落。2008—2012 年期间, 二者的幅差仅为 0.1 个百分点。从全要素生产率的贡献看, 1979—2012 年期间, 基于可变弹性模型的计算的平均贡献为 31.1%, 略低于固定弹性模型 2.2 个百分点。其中, 在 1979—1992 年期间, 基于两个模型的计算结果基本一致, 而 1993 年之后, 由于可变弹性模型估算的资本投入贡献逐期高于固定弹性模型的估算结果, 而劳动投入贡献差距较小, 作为“余值项”的全要素生产率贡献的二者差距也逐期扩大。

2. 我国要素投入与全要素生产率贡献的趋势变化分析

从要素投入对经济增长贡献的趋势看, 一是资本投入对经济增长的贡献逐步走高, 我国经济对投资的依赖性增强。基于两种模型的计算结果均表明, 1992 年以前资本投入的贡献不足 50%, 此后逐步走高。我们认为, 这与我国所处的发展阶段有关, 改革开放以来, 工业化和城镇化进程的加快, 促使了资本的不断投入和深化, 经济增长对投资的依赖日益加深。从上文估算的资本存量增速看, 4 个时期分别为 8.0%、10.5%、11.6%和 14.2%, 呈逐步提升态势, 这必然提高资本投入对经济增长的贡献。特别是 2008 年以来, 资本投入增速加快, 2008—2012 年期间, 资本投入对经济增长的平均贡献度接近 80%, 显示在全球金融危机的外在冲击影响下, 我国对依靠资本扩张拉动经济增长的粗放式经济增长模式的依赖性显著增强。二是劳动投入对经济增长的贡献相对较小, 且拉动作用持续下滑。改革开放初期, 劳动投入对经济增长的贡献约在 18%左右⁷, 1993 年以来受制于

⁷ 1990 年因原主要基于登记调查获取就业人数的制度与人口普查数衔接不当, 当年就业人数出现异常波动,

就业人数增速的放缓，劳动投入的贡献快速下降，且逐步下滑。2000 年起，随着我国农村劳动力转移速度逐步放缓以及人口结构的逐步演变，全国就业人数增速放缓（2001—2012 年期间，就业人数平均仅增长 0.54%，而 1978—1989 年期间平均增速为 2.96%，1992—2000 年期间平均增速为 1.08%），劳动力投入对经济增长的拉动作用持续下滑，对经济增长的贡献逐步走低，由 1978—1989 年期间的 18%左右，降至 2008—2012 年期间的 2%多些。

从全要素生产率对经济增长贡献的变化趋势看，1978—1992 年期间，我国全要素生产率对经济增长的贡献起伏较大，1994—2000 年间，则呈现出逐年下降趋势，直至 2001 年起开始稳步上升，2008 年后快速回落。究其原因，1993 年以前正是我国经济体制和市场条件发生剧烈变化的时期，这必然导致全要素生产率增长发生剧烈变化。如 1979—1984 年期间，受益于改革开放和农村家庭联产承包责任制的实施，生产力得到极大解放，促进全要素生产率快速增长。而随着制度红利的逐渐释放，其对全要素生产率增长的效应逐渐减弱⁸。1992—1995 年期间，随着邓小平同志南巡讲话和“建立社会主义市场经济体制”改革目标的确立，经济改革开放力度加大，全要素生产率保持较快的增长，对经济的贡献处于高位。2000 年以来，随着宏观调控政策的实施，基础设施建设与公共教育支出经济效应显现，宏观经济逐渐好转，特别是 2001 年我国加入世贸组织，进一步提高了对外开放水平。对外开放程度的提高，一方面使得我国能更好地利用国内国外两个市场两种资源，我国出口明显提升⁹，带动经济的快速增长；另一方面，伴随着外商直接投资的增加，在一定程度上引进了先进的技术和管理方式。这个阶段，制度的改革、资源配置的优化和科技创新促进了全要素生产率水平的增长，全要素生产率对经济增长的贡献呈逐年攀升的势头。而 2008 年起，受全球金融危机影响，我国出台强刺激政策，这在缓解当时经济下行压力和稳增长中发挥了积极的作用。但也产生了一定的后遗症，造成了投资效益不高，加剧了经济结构的扭曲和严重的产能过剩，不可避免地造成全要素生产率的下降，其对经济增长的贡献随之下降。

因本文采取上年末和本年末的平均值进行计算，该异常值对增速的影响为 1990 年和 1991 年两年，在这两年中劳动投入的贡献异常的高，因此，此处分析中不计入这两年的数据。

⁸ 其中 1990 年和 1991 后快速回落主要源于 1990 年就业人数数据的重新调整，使得这两个年份劳动投入增速显著上升，挤压了全要素生产率的贡献。

⁹ 2002-2007 年，我国出口增速年均增长 29.0%（简单算术平均，下同），而 1992-2001 年 10 年期间平均仅约 14.5%。

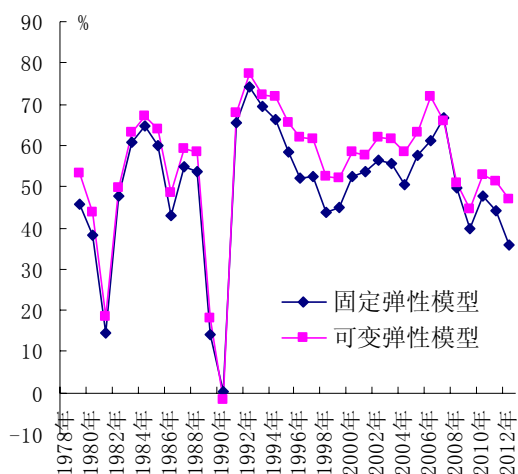


图7 全要素生产率增长对经济增长贡献比较

数据来源：本文测算。

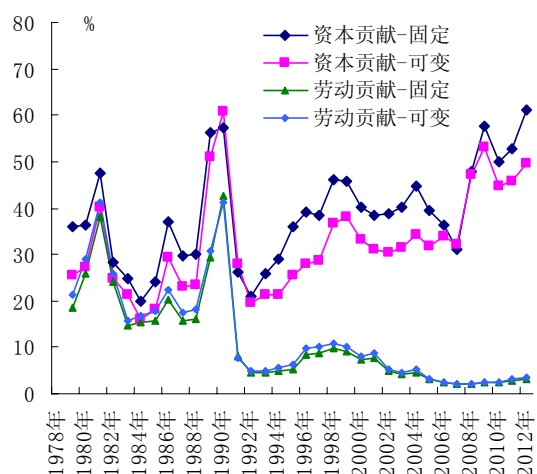


图8 资本和劳动投入对经济增长贡献比较

数据来源：本文测算。

（四）不同资本存量下的全要素生产率估计比较

上文以我们重新估算得到的资本存量数据对我国1979-2012年全要素生产率对经济增长的贡献进行了测算。本部分假定初始资本存量、历年投资流量和投资价格指数均与上文相同，而折旧率则分别取5%、7%和10%，分别得到三种不同折旧率下的资本存量。在不同资本存量的情境下，分别利用固定和可变弹性生产函数模型对我国全要素生产率增长率进行估算，以作为上文估算结果的稳健性检验。估算结果见表5。

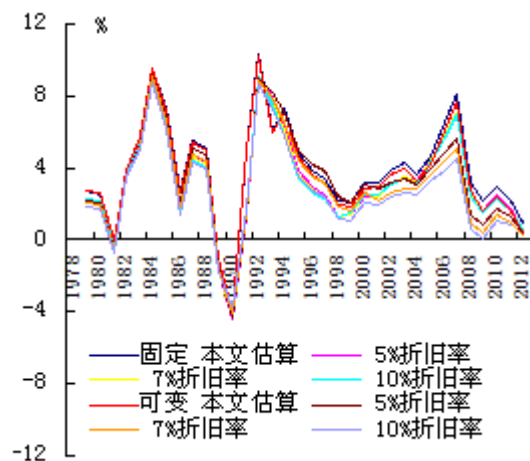


图9 不同资本存量情境下TFP增速比较
数据来源：本文测算

表 5 不同资本存量情境下全要素生产率贡献比较

	固定弹性模型				可变弹性模型			
	资本弹性	劳动弹性	TFP 增速	TFP 贡献	资本弹性均值	劳动弹性均值	TFP 增速	TFP 贡献
5%折旧率	0.512	0.488	3.27%	26.10%	0.507	0.493	3.33%	27.08%
7%折旧率	0.508	0.492	3.24%	25.90%	0.535	0.465	3.02%	23.98%
10%折旧率	0.505	0.495	3.18%	25.60%	0.562	0.438	2.67%	20.67%
本文估算	0.478	0.522	3.94%	33.30%	0.498	0.502	3.72%	31.10%

从表 5 可知，随着折旧率从 5% 提高到 10%，无论是固定弹性模型还是可变弹性模型，资本产出弹性逐步提升，相应估算得到的全要素生产率增速和其对经济增长的贡献都逐渐减小，且均低于以本文估算的资本存量为基础得到的全要素生产率的增速和贡献。但从全要素生产率增速的变动趋势看，虽然几种情境下的估算结果存在一定的差异，其趋势均较为一致（见图 9）。

（五）不同文献与本文在全要素生产率增长贡献的对比

表 6 给出了国内一些相似研究文献的估算结果，除张健华和王鹏（2012）采用随机前沿方法外，其余几篇基本采用增长核算法和索洛生产函数法，选取的样本期为其他研究所研究的时间段。可以看出，除张健华和王鹏（2012）因估算方法的不同，与我们估算结果差异较大外，其余几篇的估算结果与我们均较为接近。

表 6 不同文献与本文在全要素生产率增长贡献的对比

相关文献	样本期	相关文献结果		本文对应时期结果	
		TFP 增速	TFP 贡献	TFP 增速	TFP 贡献
张军和施少华（2003）	1979-1998	2.80%	28.9%	4.07	31.5%
OECD（2005）	1979-2003	3.70%	-	3.86%	32.1%
曹吉云（2007）	1979-2005	-	29.0%	3.85%	32.3%
李宾和曾志雄（2009）	1979-2007	3.59%	-	4.00%	33.5%
王小鲁和樊纲（2009）	1999-2007	3.63%	37.4%	3.82%	38.1%
张健华和王鹏（2012）	1979-2010	2.48%	24.9%	3.88%	32.5%

注：表格中“-”为文中未直接给出；本文对应时期结果为可变弹性生产函数模型的估算结果，增速和贡献均为对应时期各年的简单算术平均。

五、影响全要素生产率的因素分析——基于实证的角度

（一）美、日、韩等国典型事实分析

二战后，美、日、韩等国全要素生产率的提高成为拉动经济增长的主要动力。D. W. Jorgenson（1995）测算：1947-1973 年间全要素生产率对美国经济增长的贡献度为 34%，略低于资本投入的贡献度；1952-1973 年全要素生产率对日本经

经济增长的贡献度为 42%，1960-1973 年全要素生产率对韩国经济增长的贡献度为 43%，在上述时间段日、韩两国全要素生产率对经济增长的贡献均超过同时期的资本投入和劳动投入¹⁰，全要素生产率的提升成为拉动日、韩经济腾飞的最主要动力。前文实证测算 1979-2012 年中国全要素生产率对经济增长的贡献为 31.1%，对比美日韩的 TFP 表现，中国全要素生产率对经济增长的贡献度偏低，尤其是明显落后于经济腾飞阶段的日韩。通过分析上述三国促进技术进步和全要素生产率提升的政策措施，对于我国提升全要素生产率、转变经济增长方式具有一定的借鉴意义。

1. 美国

二战后，美国高度重视教育，D.W. Jorgenson（1995）研究表明，因为教育使得美国人力财富实现整体增长。美国始终把研发（R&D）放在首位，研发经费基本呈现递增趋势。为了支持产业升级和高技术产业的发展，美国陆续出台了一系列的政策措施。《经济复兴法》规定，允许高技术企业从政府投资的科研经费中提出 1/4 用作企业研发，并且连续三年减税 30%。

鼓励和支持中小企业发展，为高技术产业发展提供了技术支持和保障。中小企业在美国经济中具有重要地位，它创造了美国 2/3 的工作岗位，其产值占美国国民生产总值的 40% 左右，并且提供了全国半数的技术创新。美国政府高度重视中小企业技术创新，并通过积极的政策来促进中小企业的发展，促进技术创新和技术转移，客观上为高技术产业发展提供了良好的技术支持与保障。采取的政策措施主要有：加强立法，为中小企业发展创造良好环境的同时，以法律规范鼓励中小企业技术创新；实施科技支持计划，促进中小企业技术创新，并建立专门机构，加强对中小企业技术创新的宏观管理和指导；综合运用财政、税收、金融等经济手段，扶持中小企业技术创新；建立社会化服务体系，为中小企业技术创新提供全方位服务¹¹。

美国注重科研成果的应用性转化。冷战结束，美国率先把互联网、便携式电话等军事技术转化到民生领域。20 世纪 90 年代初，布什政府采取一系列发展高技术的措施，如加强科技教育、增加 R&D 投入、保护知识产权等，使美国的科技水平遥遥领先于世界。克林顿政府进一步加强对高技术发展的支持力度，在保持基础研究投资规模不变的同时，进一步加强应用开发型研究。

2. 日本

日本技术密集型产品竞争力的增强，得益于日本通过加强自主技术革新来加强竞争力：一是对于日本国内企业技术创新活动采取经济扶植政策，譬如税收优惠、财政补助金发放和低息贷款等措施。二是构建科研机构、大学与企业间的联合科研体系。日本的科研机构、大学与企业间的合作关系非常稳固，科研机构和大学的 R&D 活动能够紧盯特定行业前沿技术，满足日本企业技术革新的需求。三

¹⁰ 从各国历史数据看，日本在 1947-1973 年、韩国在 1960-1973 年均处于各自二战后经济腾飞阶段。此处数据根据 D.W.Jorgenson（1995）的测算结果经课题组计算而得。原始数据参加 D.W.Jorgenson（1995）：《生产率：经济增长的国际比较》，中国发展出版社，第 243 页。

¹¹ 胡艺．创新：美国经济增长与贸易竞争力的源泉[M]．武汉：武汉大学出版社，2009．

是制度的改革。日本把强化产业竞争力与技术革新作为实现经济增长的重要途径，构筑了能适当保护技术革新的经济法律体系，并优化了包括民间企业研发在内的技术革新的国内经济环境。日本非常注重知识产权保护制度的确立，以此来确保日本产业技术的领先性和独占性。

日本一直把技术引进作为实现技术赶超的重要政策，鼓励技术引进，注重再创新。二战后，日本与美国等发达资本主义国家之间存在 10-20 年的技术差距，从 1950 年代起，日本大力贯彻提倡技术引进政策，充分发挥自身的“后发优势”。为了鼓励技术引进，对于技术引进优先配给外汇。同时政府对技术引进还采取税收特别措施。据统计，从 1951 年开始到 1981 年，日本每年的技术引进项目数从 188 件增加到 2076 件。日本不断完善技术引进之后的消化吸收，并在此基础上进行二次创新。

3. 韩 国

韩国产业的不断调整升级离不开技术的支持，技术政策是韩国产业政策的核心内容。20 世纪 60 年代是韩国工业化的起步阶段，当时韩国就前瞻性的提出了技术自立的长期发展方向和目标，并开始努力加强科技教育和技术引进。70 年代开始，机械制造、钢铁、船舶制造等被选定为重点扶持的战略产业，并开始推进由劳动密集型向技术密集型产业的升级。韩国政府非常注重这些重点领域的研发、职业技能训练、技术引进的过程。

表 7 韩国各时期产业政策和科技战略

时期	产业政策	技术战略
1960 年代	确立工业化基础 扩大出口导向型轻工业	强化科学技术教育 促进先进技术的引进
1970 年代	政策上从引进外资转向引进技术 从劳动密集型转向技术密集型	培育重点领域的技术及工业 加强职业技能训练 促进引进技术的消化和改良
1980 年代	转向节约资源、技术密集型产业结构 提高轻工业部门的劳动生产率	开发具有战略性的核心技术 培育自主技术开发能力
1990 年代	转向技术与知识密集型产业结构 促进轻工业产品高附加价值化	促进能适应所有产业领域的高新技术开发 加强共同研究和产学研合作体系

资料来源：张东明．韩国产业政策研究[J]．北京：经济日报出版社，2002 年．

（二）对影响全要素生产率因素的理论分析

1. 制度改革带来的效率改善和资源配置的优化

新制度经济学派的代表人物诺斯认为，经济增长的根本原因是制度的变迁，它是决定长期经济绩效的基本因素。制度变迁一方面通过经济增长制度结构的改变影响经济增长的要素形成，并使其潜能得以更大程度的发挥；另一方面，通过改变要素的激励机制，优化要素资源的配置，而不断提高生产要素的效率。对我

国而言，三十年的改革开放过程，实际上就是一个渐进的制度变迁过程。从农村联产承包责任制开始的一系列变革，极大地解放了我国的生产力，促进了我国全要素生产率水平的提高。王小鲁、樊纲(2004)认为，我国经济改革期间，最主要的推动力就是中国经济从计划体制转向市场体制的改革。市场化改革对我国这30年的高速增长和发展起了关键作用，使资源得到更有效的配置。

2. 教育投入带来的劳动力素质的提高

对经济增长而言，劳动力素质的提高，不仅可提高劳动者本身的生产效率，同时还可以提高其他生产要素的效率，使已有的资本和技术得到更为充分的利用。此外，技术创新离不开掌握专业化知识的科研队伍，技术引进、模仿学习不是简单的技术复制过程，技术的消化、吸收和提高，最终要通过人力资本来完成。正如舒尔茨指出，技术进步主要依靠人力资本积累，人力资本与物质资本不同，物质资本的报酬是递减的，而人力资本的报酬是递增的，一个国家要提高效率，必须大力增加人力资本投资。

3. 科技研发投入带来的技术水平的直接提高

技术进步源于知识的积累，科技研发的投入有利于知识和技术的积累，是促进科技进步的重要来源。一般来说，一国科学技术水平的提高既可以通过自身的研发直接实现，也可以通过提高国家吸收能力实现后发优势间接来实现，而无论哪一种途径都离不开一国自身R&D¹²的投入。可以说科技研发是直接创造新知识和通过提高吸收能力间接增加后发国知识技术存量的主要影响因素。

4. 对外开放带来的国际技术水平的溢出

促进技术进步的另外一个因素是国际技术溢出。一是跨国公司在直接投资过程中，通过增加研发支出、引入先进的管理模式、加强人力资本流动、引入竞争机制等途径促进技术进步。二是跨国公司在东道主国家投资时，技术被东道国企业模仿、消化、吸收，促进东道国的技术进步。三是跨国公司进行直接投资后还要对当地劳动力的技能水平和管理素质进行培训，当在跨国公司接受过培训的人员转移到当地企业或是自己创办企业时，各种各样的技能就存在溢出效应。此外，跨国公司进入后，市场竞争加大，刺激国内厂商更加主动的寻求更为先进的生产方式和管理方式，推动技术水平的提高。

5. 其它影响因素

除了以上几个因素，政府的行为、产业结构的优化、基础设施的完善等因素都会间接地促进全要素生产率的增长。经济增长研究已经表明，政府行为如经济政策、发展战略、财政支出均是影响经济增长和生产效率的重要变量。此外，政府能否恰当履行公共职能并提高行政效率直接影响到国民经济的效率。因此，政府行政体制的完善和政府工作效率的提高将会对全要素生产率产生积极的影响。

(三) 对影响全要素生产率因素的实证分析

本部分从实证的角度，选取适当的变量对1978-2012年期间影响我国全要素

¹² R&D 即研究与试验发展，是将科学知识和技术知识用于取得新技术成果和活动的途径，R&D 包括三类活动：基础研究、应用研究和试验发展。

生产率的因素进行分析。

1. 变量选取及数据来源说明

在变量选取方面,被解释变量为前文基于可变弹性生产函数模型得到的全要素生产率的绝对值(记为 TFP_t);解释变量主要为上文分析中的制度改革、劳动力素质、科技研发投入、国际技术溢出等几个主要因素。

由于制度改革因素在实践中难以用某个单一指标来量化,需通过对多项指标进行加权拟合来实现,本文沿用孔令宽(2011)在对我国制度改革中产权制度、市场化程度、分配制度和对外开放程度进行量化研究基础上,利用主成份分析法拟合得到的反映我国1978年以来制度变革的合成指数(记为 Sys_t);劳动力素质以劳动力平均受教育年限来衡量,然而该数据仅在人口普查年度及1987年和1995年1%抽样调查年度时才有,数据缺失较多,因此,本文采用Holz(2005)在前三次人口普查中就业人口分年龄分受教育水平的统计结果基础上估计得到的1978-2003年我国就业人口的平均受教育年限作为替代(记为 Edu_t),其中,2004-2012年采用其文章的预测;科技研发投入变量采用历年的R&D投入(记为 $Tech_t$),数据来源于WIND资讯数据库;国际技术水平的溢出则以每年FDI实际利用额表示(记为 FDI_t),数据来源于历年《中国统计年鉴》和《中国对外经济贸易年鉴》。以上数据区间为1978-2012年,共计35个数据点,符合计量回归对数据样本数的要求。

2. 单位根检验与内生性问题

由于时间序列模型要求变量均为平稳,或为同阶单整,因此本文在对 TFP_t 、 Sys_t 、 Edu_t 、 $Tech_t$ 和 FDI_t 几个序列取对数后,分别对其进行ADF单位根检验,结果显示几个变量均为一阶单整序列,符合建模的要求。考虑到国际技术水平的溢出存在一定的时滞,因此,在构建模型的时候,本文取滞后一期的FDI值作为解释变量,其余几个解释变量均为当期值。模型形式如下:

$$\log(TFP_t) = C + \beta_1 \log(Sys_t) + \beta_2 \log(Edu_t) + \beta_3 \log(Tech_t) + \beta_4 \log(FDI_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (14)$$

其中, C 为常数, ε_t 为随机扰动项,为除以上四个解释变量外影响全要素生产率的其它因素。

从被解释变量与几个自变量的经济含义看,被解释变量对同期几个解释变量产生影响的可能性很小,但考虑到可能存在遗漏重要的解释变量,使得随机扰动项与模型的一个或多个解释变量相关,不能排除模型存在内生性的可能。此时若采用普通最小二乘法(OLS)进行估计,参数的估计值是不一致的。因此,本文以各解释变量的滞后一期作为其工具变量,并利用广义矩估计(GMM)方法进行估计。

3. 实证结果分析。除了用GMM进行估计外,本文同时给出了OLS方法的估计结果,以对二者进行比较(见表8)。

表 8 全要素生产率影响因素的计量结果比较

	制度变革	人均受教育年限	R&D 投入	FDI 的滞后一期	常数项	R ²
GMM	0.043*** (0.011)	0.844*** (0.158)	0.127*** (0.015)	0.019** (0.008)	-3.700*** (0.218)	0.999
OLS	0.035** (0.013)	1.165*** (0.174)	0.098*** (0.017)	0.016** (0.007)	-4.156*** (0.252)	0.999

注：括号内数据为标准误，*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

实证结果表明，首先，GMM 方法估计的模型的 R^2 为 0.999，除 FDI 的滞后一期的 P 值为 0.036 外（在 95%的置信区间显著），其余各估计参数的 P 值均小于 0.001，统计检验结果十分显著，模型的拟合结果优异。其次，GMM 方法估计的模型残差序列的 ADF 单位根检验的 t 统计量的值为 -3.54（1%显著水平的临界值为 -2.65），即模型的残差为平稳序列，表明各解释变量确实与被解释变量存在长期均衡关系，不存在伪回归现象。第三，从各解释变量估计参数的符号看，四个解释变量的符号全部为正，表明这些影响因素均对全要素生产率有着正向的促进作用，即制度的完善、人均受教育年限的提高、R&D 投入的增加、以及滞后一期 FDI 的增长均会促进全要素生产率水平的提高。除 GMM 方法外，OLS 方法的估计结果也支持了这一结论（见表 8）。第四，从各解释变量估计参数的数值看，劳动力人均受教育年限对全要素生产率的影响远大于其它因素（如劳动力人均受教育年限每提高 1%，将促使全要素生产率提高 0.84%），但考虑到从 1978-2012 年，人均受教育年限仅提高 60%，相对其它因素明显较为缓慢（如 R&D 投入和 FDI 分别提高了 84 倍和 340 倍），因此，不能简单地认为该变量对全要素生产率的影响要明显大于其它变量。特别 R&D 投入和外商直接投资增加 1%的难度要明显小于今后人均受教育年限增加 1%的难度，因此二者也同样值得关注¹³。

六、结论及政策建议

本文通过对影响资本投入的四个主要因素逐一进行比较研究后发现，历年投资流量和投资价格指数均可找到最为适合的变量进行研究，而初始资本存量的确定和折旧率的选取均存在较宽泛的选择范围。初始资本存量的选取对 1978 年以后的资本存量影响较小，而在其它条件相同的情况下，折旧率每相差 1 个百分点，将使得 1978 年后的资本存量差距达 7.4%以上，可以说，折旧率设定的不同，是对我国资本存量估算存在较大差异的最主要因素。为避免或减轻折旧率的主观设定对资本存量估算结果带来的影响，以官方统计资料里分省的折旧额序列为基准进行调整应较为合理。

¹³ 本文对 TFP 影响因素的部分结果与白重恩、张琼（2014）的研究存在一定的相似。白重恩、张琼（2014）研究表明：人力资本强度、对外依存度对 TFP 增长率存在统计显著的正向影响，对外开放水平提高则有利于学习和引进其他经济体的先进技术，也有利于通过贸易更好地发挥比较优势，从而有利于生产率的提高。

基于固定弹性和可变弹性生产函数模型的估算结果均显示,自 1993 年以来,资本投入对经济增长的贡献逐步提高,特别是 2008 年大规模刺激政策推出之后,近 5 年资本投入的贡献接近 80%¹⁴;而劳动投入的贡献相对较低,且 1993 年以后持续下滑,近 5 年平均仅约 2%左右;就全要素生产率的提高对经济增长的贡献而言,1978-2012 年期间平均约 30%多,但总体看是偏低的,且 2008 年以来,全要素生产率提高对经济增长的贡献出现下滑,近 5 年平均仅约 18%。

不可否认,在今后相当长的一段时期内,我国经济增长仍将要靠要素投入特别是资本投入的增长,但正如白重恩(2013)所指出的,依靠高要素投入增长的结构是不可持续的。“因为投资的拉动是靠提高投资比例,但我们不可能总是提高投资的比例,投资比例提高到一定程度时候会影响消费。增长最终的来源来自于效率的改善。”目前我国经济产能过剩问题较为严重,制造业投资明显乏力,加上 1993 年以后投资回报率基本呈稳定的下降趋势,固定资产投资要继续保持快速增长的难度较大。此外,随着我国老龄化进程加快,劳动人口占比将逐步下降,加上农村可转移劳动力的减少,未来劳动投入对经济增长的作用将继续弱化。因此,要极大重视技术进步在经济增长中所起的作用,加快转变经济增长方式,把推动发展的立足点转到提高全要素生产率上来,走内涵式增长的道路。对此,我们结合美、日、韩等国经验,以及对影响我国全要素生产率因素进行实证分析的基础上,提出如下政策建议:

(一) 全面深化改革, 转变经济增长方式

我国经济结构不合理问题,症结之一在于不合理的体制机制导致资源配置的扭曲和僵化,只有深化体制改革,破除阻碍资源有效配置的体制性障碍,才能加快经济增长方式的转变。一是切实转变政府职能,深化行政体制改革。切实转变政府职能,逐步建立各级政府的权力清单制度,进一步简政放权,最大限度减少中央政府对微观事务的管理,完善主要由市场决定价格的机制,大幅度减少政府对资源的直接配置,促进生产要素的自由流动,使资源配置实现效益最大化和效率最优化。二是完善投资体制,提高资本利用效率和质量。合理界定政府投资范围,改变预算软约束,明确政府及国有企业投资主体的责任和权利,抑制其过度的投资冲动。

(二) 高度重视人力资本投入, 不断提高人力资本素质

前文实证研究结果表明,我国劳动力平均受教育年限的提高对全要素生产率有着显著的促进作用。当前,我国人口红利逐步消失,简单的劳动投入对经济增长的贡献在不断下降。未来应更加重视人力资本投入,着力于提升劳动力的质量。一是大力发展高等职业教育。当前大学生就业难与企业招工难¹⁵的现象并存,说明我国的高等教育与社会实践存在较大的脱节,应明晰高等教育的层次,大力发

¹⁴ 根据可变弹性函数模型估算结果,2008-2012 年全要素生产率增长对经济增长的贡献为 79.7%,固定弹性函数模型的估算结果为 73.6%。

¹⁵ 当前全国各地普遍反映招工难,其实无技术要求的普通工人并不少,只是流失率较高而已,重新招收难度并不大,最主要的还是技术工人较为紧缺。

展高等职业教育，深化产教融合、校企合作，培养大批既懂理论又具有实际操作能力的高素质劳动者和技能型人才。二是加强非学历教育的职业技能培训。提高潜在经济增长率既需要高素质的研发人才，也需要大量技术成果推广应用人才和大量高素质的工人。因此，在发展学校教育的同时，应开展多层次、多形式的职业技能培训，如对下岗失业人员和进城务工的农民工提供廉价甚至免费的职业技术培训，并鼓励在职职工通过业余时间参加远程教育等各种教育培训，促进劳动力的再教育，提高劳动者的职业技能水平。

（三）深化科技体制改革，强化企业在技术创新中的主体地位

科技的进步和应用直接影响了全要素生产率的高低，当前我国科技体制仍存在一些弊端，影响着科技研究支出对技术进步促进作用的发挥，未来应深化科技体制改革，破除一切制约科技创新的思想障碍和制度藩篱，推动科技和经济社会发展深度融合。一是加大政府研发支出投入。根据世界银行的数据，2011年，我国公共财政支出中研发支出占GDP的比例仅为1.84%，分别低于美、日、德、韩等国1.42个、1.94个、1个和2.08个百分点。政府应增加科技研发投入总量，并提高科技投入的使用效率，完善对基础性、战略性、前沿性科学研究和共性技术研究的支持机制。二是强化企业在技术创新中的主体地位。在各个技术创新主体中，企业对市场信息反应最为敏感，其研究开发活动与生产联系更为紧密，更能直接促进社会技术水平的提高，因此，企业应当成为技术创新的主体。政府应完善知识产权保护制度，加强知识产权保护力度，并最大程度地消除垄断特别是行政性垄断，创造公平的竞争环境，增强创新的动力。三是构建产学研协同创新机制。鼓励企业同高校、科研院所联合建立研究开发机构、产业技术联盟等技术创新组织，使科技与产业紧密结合，着力构建以企业为主体、市场为导向、产学研相结合的技术创新体系，提高科技资源的配置效率。此外，完善知识创新体系，强化基础研究、前沿技术研究，提高科学研究水平和成果转化能力。

（四）加大金融支持力度，鼓励创新型企业发展

加大对自主创新能力强、经济效益好、信用等级高的企业贷款支持力度。完善技改企业贷款风险补偿机制，鼓励银行对发展潜力大的企业技术创新或技改项目给予利率优惠政策。积极支持创新型中小企业通过捆绑发行中小企业集合票据或中小企业集合债券方式筹集资金。此外，创新型企业发展壮大需要能够有效分散技术创新风险和产品创新风险的资本市场，也应包括为具有高成长性、高风险的创新性中小企业提供融资服务的风险投资和二板市场（林毅夫等，2009）。可适当放宽创业板对创新型、成长型企业的财务准入标准。鼓励私募股权投资基金、风险投资基金产品创新，促进创新型、创业型中小企业融资发展。发展完善区域股权交易市场，为中小微企业技术创新提供股权、债权转让和融资服务，促进区域内技术、资金等生产要素的优化配置。

参考文献

- [1] 白重恩, 2013,《从收入分配的角度看经济结构的调整》,《当代财经》第1期10-11页。
- [2] 白重恩、张琼, 2014,《中国经济减速的生产率解释》,《比较》第4期1-26页。
- [3] 曹吉云, 2007,《我国总量生产函数与技术进步贡献率》,《数量经济技术经济研究》第11期37-46页。
- [4] 龚六堂、谢丹阳,《我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析》,《经济研究》第1期45-53页。
- [5] 贺菊煌, 1992,《我国资产的估算》,《数量经济技术研究》第8期25页。
- [6] 胡鞍钢、郑京海, 2005,《中国改革时期省际生产率增长变化: 1979~2001》,《经济学(季刊)》第1期263-296页。
- [7] 姜均露, 1998,《经济增长中科技进步作用测算——理论与实践》,中国计划出版社。
- [8] 孔令宽, 2011,《制度变迁中的中国经济增长潜力释放研究》,博士学位论文。
- [9] 李宾、曾志雄, 2009,《中国全要素生产率变动的再测算: 1978~2007 年》,《数量经济技术经济研究》第3期3-15页。
- [10] 李宾, 2011,《我国资本存量估算的比较分析》,《数量经济与技术经济研究》第12期21-54页。
- [11] 李治国、唐国兴, 2003,《资本形成路径与资本存量调整模型——基于中国转型时期的分析》,《经济研究》第2期34-42页。
- [12] 林毅夫、刘培林, 2003,《经济发展战略对劳均资本积累和技术进步的影响——基于中国经验的实证研究》,《中国社会科学》第4期2-17页。
- [13] 林毅夫、孙希芳、姜烨, 2009,《经济发展中的最优金融结构理论初探》,《经济研究》第8期4-17页。
- [14] 任若恩、孙琳琳, 2009,《我国行业层次的TFP估计: 1981-2000》,《经济学(季刊)》第3期925-950页。
- [15] 王小鲁、樊纲, 2000,《中国经济增长的可持续性——跨世纪的回顾与展望》,经济科学出版社。
- [16] 王小鲁、樊纲, 2004,《中国地区差距的变动趋势和影响因素》,《经济研究》第1期33-44页。
- [17] 王小鲁、樊纲、刘鹏, 2009,《中国经济增长方式转换和增长可持续性》,《经济研究》第1期4-16页。
- [18] 王志刚、龚六堂、陈玉宇, 2006,《地区间生产效率与全要素生产率增长率分解: 1978~2003》,《中国社会科学》第2期55-67页。
- [19] 张健华、王鹏, 2012,《中国全要素生产率: 基于分省份资本折旧率的再估计》,《管理世界》第10期18-30页。
- [20] 张军、施少华, 2003,《中国全要素生产率的变动: 1952-1998》,《世界经济文汇》第2期17-24页。
- [21] 张军、章元, 2003,《对中国资本存量K的再估计》,《经济研究》第7期35-43页。

- [22] 章上峰、许冰, 2009, 《时变弹性生产函数与全要素生产率》, 《经济学 (季刊)》第2期 551-568页.
- [23] Cao, J., Ho, M., Jorgenson, D., Ren, R., Sun, L. and Yue, X., 2009, "Industrial and Aggregate Measures of Productivity Growth in China, 1982-2000," Review of Income and Wealth Series 55, Special Issue 1, July, pp.485-513.
- [24] Chow, G., 1993, "Capital Formation and Economic Growth in China," The Quarterly Journal of Economics, 108(3), pp:809-842.
- [25] Farrell, J., 1957, "The measurement of productive efficiency," Journal of the Royal Statistical Society, Series A.
- [26] Holz, A., 2005, "The Quantity and Quality of Labor in China 1978-2000-2025," Working paper.
- [27] Holz, A., 2006, "New Capital Estimates for China", China Economic Review, 17(2), pp.142-185.
- [28] Jorgenson, D., Gollop, F. and Fraumeni, B., 1987, "Productivity and U.S. Economic Growth," Harvard University Press, Cambridge, MA.
- [29] Jorgenson, D., Ho, M. and Stiroh, K., 2005, "Information Technology and the American Growth Resurgence," Cambridge, MA: MIT Press.
- [30] OECD, 2005, "Economic Survey: China", Volume 13.
- [31] Robert, B.J. and Sala-i-Martin, X., 2004, "Economic Growth," Cambridge and London: MIT Press.
- [32] Solow, R. M., 1957, "Technical change and the aggregate production function," The Review of Economics and Statistics, 159(39), pp. 312-320.
- [33] Wu, Y., 1997, "Capital Stock Estimates for China's Regional Economies: Results and Analyses," Economics Discussion / Working Papers, Department of Economics 07-16, The University of Western Australia.
- [34] Wu, Y., 2003, "Has Productivity Contributed to Chinas Growth?", Pacific Economic Review, 8 (1), pp.15~30.
- [35] Wu, Y., 2008, "The Role of Productivity in China' s Growth: New Estimates", Journal of Chinese Economic and Business Studies, 6 (2), pp.141~156.
- [36] Young A., 2000, "Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period," NBRE Working Paper No.7856.

中国人民银行工作论文索引

2014 年第 1 号	政策利率传导机制的理论模型.....	马骏、王红林
2014 年第 2 号	中国的结构性通货膨胀研究——基于 CPI 与 PPI 的相对变化.....	伍戈、曹红钢
2014 年第 3 号	人民币均衡实际有效汇率与汇率失衡的测度.....	王彬
2014 年第 4 号	系统重要性金融机构监管国际改革：路径微探及启示.....	钟震
2014 年第 5 号	我国包容性金融统计指标体系研究.....	曾省辉、吴霞、李伟、廖燕平、刘茜
2014 年第 6 号	我国全要素生产率对经济增长的贡献.....	吴国培、王伟斌、张习宁
2014 年第 7 号	绿色金融政策及在中国的运用.....	马骏、施嫫、姚斌