

• 宏观与增长 •

中国 GDP 数据修订与全要素生产率测算: 1952—2015^{*}

王 华

内容提要:为了与 SNA2008 关于研发支出资本化的核算标准接轨,国家统计局对我国的研发支出核算方法进行了相应改革,并于 2016 年发布了依据新的核算标准修订后的 GDP 数据和固定资本形成总额数据。基于此修订数据,本文对 1952—2015 年中国的全要素生产率(TFP)进行了重新测算,并就此次数据修订对测算结果的影响效应进行了评估分析。研究结果表明:TFP 测算模型的参数估计结果对此次数据修订表现得不太敏感,生产函数的形式对 TFP 测算结果的影响也不明显;数据修订使多数年份的 TFP 增长率出现小幅上调,TFP 增长对经济增长的贡献率也有所上升;R&D 资本投入的增加对 TFP 增长率具有显著的正向影响,并且这种影响效应具有较强的稳健性,不随 R&D 资本折旧率的不同和 TFP 序列的不同而有明显变化。

关键词:GDP 数据修订 资本存量 R&D 资本存量 全要素生产率

一、引言

2016 年 7 月,国家统计局发布了最新一次对国内生产总值(GDP)历史数据的修订结果。此次修订的依据源于在联合国等五大国际组织联合颁布的新的国民经济核算国际标准 SNA2008 中,将能够为所有者带来经济利益的研究与开发支出,从中间消耗改列为固定资本形成,以实现研发支出的资本化。为更好地反映创新对经济增长的贡献,并与 SNA2008 相接轨,国家统计局于近年来对研发支出核算方法进行了相应改革,最终按照新的核算标准来修订 1952—2015 年的固定资本形成与 GDP 数据。

在此之前,国家统计局已经对 GDP 历史数据进行了四次系统修订,即 1993 年全国第三产业普查后对 1978—1993 年数据的修订,2004 年第一次全国经济普查后对 1953—2003 年数据的修订,2008 年第二次全国经济普查后对 2005—2007 年数据的修订,以及 2013 年第三次全国经济普查后对 1978—2012 年(支出法)数据的修订,而每次修订都会对 GDP 的总量、结构、速度以及与其他宏观经济指标的比例(或相关)关系造成一定影响。针对第二次系统修订,李建军(2006)和张伦俊、丁雯(2006)等分析了货币供应量(货币缺口)、宏观(产业/地区)税负、外贸依存度、单位 GDP 能源消耗等经济指标所受到的影响;沈利生、王火根(2008)对 GDP 平减指数的变化及其合理性进行了检讨;郑挺国、郭辉铭(2011)则针对 GDP 数据从初步核算、初步核实到最终核实,直至经济普查后系统修订的各个环节,考察了 GDP 数据修订对经济周期阶段性测定的动态影响。

最新一次的 GDP 数据修订,由于同时涉及固定资本形成数据的相应修订,因此又会影响到对资本要素的生产率乃至全要素生产率(TFP)的测算;后者作为反映经济增长源泉与经济发展质量的重

* 王华,厦门大学台湾研究院经济研究所,邮政编码:361005,电子邮箱:wanghua_xmu@163.com。本文受国家社会科学基金项目“中国 GDP 核算误差、数据修订及其影响机制研究”(12CTJ015)资助。感谢匿名审稿人的修改建议,文责自负。

要概念,国内目前已有诸多文献对其进行了具体测算(Chow, 1993; 张军、施少华, 2003; 郭庆旺、贾俊雪, 2005; 孙琳琳、任若恩, 2005; 李宾、曾志雄, 2009; 赵志耘、杨朝峰, 2011)。全要素生产率(的增长率)反映的是各要素投入之外的技术进步和能力实现等导致的产出增加,一般用产出增长率减去各类要素投入增长率的份额加权和加以测算。由此可知,TFP增长率取决于产出增长率、要素投入增长率及其收入份额(产出弹性)三项因素;而此次数据修订恰恰对这三项因素都会产生直接或间接影响。已有研究普遍强调资本投入估算在TFP测算过程中的重要性,此次数据修订则提供了一种可能性,可用以考察资本存量变化对TFP增长率及其经济增长贡献率的边际影响。

进一步,由于固定资本形成的增加源于研发(R&D)支出的资本化,因而又涉及R&D资本的估算。基于Jorgenson & Griliches(1967)的扩展索洛模型,很多研究在测算TFP的生产函数中纳入了更多影响因素,R&D投入则为其中最受关注的因素之一。例如,王英伟、成邦文(2005)、李小平等(2008)、曹泽、李东(2010)专门研究了R&D投入对(工业)TFP增长的影响;李小平、朱钟棣(2006)、孙晓华等(2012)研究了国际和产业间R&D资本溢出对中国工业(制造业)TFP增长的影响。然而,由于并无直接可用的R&D资本数据,各研究均需对其中的关键数据(R&D投入及其价格指数)进行相应估算,导致研究结果具有不确定性。此次数据修订则提供了一个官方版本的R&D产出数据序列,据此构造相应的R&D资本存量序列,可以避免同类文献中(因缺乏可用数据而不得不进行的)复杂而模糊的中间推算或不尽合理的数据替代,进而也可针对R&D投入之于TFP的影响效应进行更为可靠的检验分析。

本文的研究目标在于,通过对此次GDP和资本形成数据修订情况的考察,在利用官方最新数据估算(R&D)资本存量的基础上,重新测算1952—2015年中国的全要素生产率,并评估数据修订对全要素生产率测算结果的影响,进而分析R&D资本投入对全要素生产率变动的影响效应。

二、数据收集与处理

本文关于全要素生产率的测算涉及三项基础指标,即关于经济产出的GDP指标、关于要素投入的资本投入(包括物质资本投入与研发资本投入)指标和劳动投入指标,以下分别对计算这三项指标所需(修订)数据的收集与处理方法进行说明。

(一) GDP指标

关于GDP指标,利用《中国统计年鉴2016》和国家统计局数据库,可以收集到修订后的时间序列数据,利用往年统计资料可以收集到修订之前的相应数据;进而再利用GDP指数换算得到可比价(1952年价)的时间序列。修订后的不变价GDP及历年修订率(修订值占修订前数值的比重)可如图1所示。

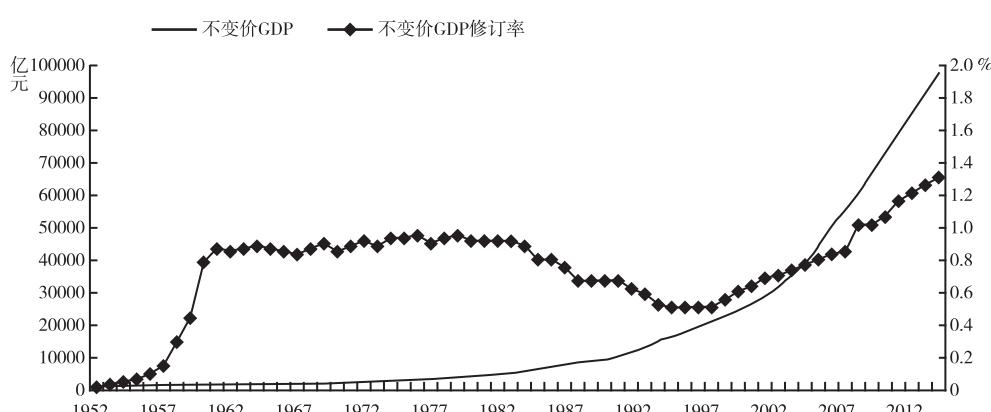


图1 1952—2015年的不变价GDP及其修订率

由图1可知,1952—2015年,不变价GDP普遍经历了向上调整的过程。其中,1960—1985年的修订率基本稳定在0.9%上下,之后修订率则先趋于减小,在1995、1996年达到最低点0.5%后又开

始上扬,到 2015 年达到最高点 1.3%。修订后的可比价 GDP 绝对值,从 1952 年的 679.1 亿元上升到 2015 年的 97606 亿元,年均增长率 8.2%,略高于修订前的年均增长率 8.18%。

(二)物质资本投入指标

根据已有文献的通行方法,本文以资本存量作为全要素生产率测算中的资本投入指标,并以固定资本形成总额作为反映各年份投资流量的指标。虽然对当期固定资产投资变量,已有文献中还存在其他多种选择,如生产性积累指标(贺菊煌,1992;Chow,1993;张军、章元,2003)、全社会固定资产投资总额指标和新增固定资产指标(王小鲁,2000;Holz,2006),但在统计范畴和数据可得性等方面均存在无法克服的缺陷。与上述几项指标相比,支出法 GDP 核算体系中的固定资本形成总额指标,在近年来的文献中则受到更多青睐,如张军等(2004)、单豪杰(2008)都倾向于使用固定资本形成总额作为当年的投资指标,而《OECD 资本度量手册(2001)》也建议使用该指标来反映投资流量。李宾(2011)通过对四种投资流量指标的对比分析发现,固定资本形成总额的表现最佳。鉴于国家统计局针对资本数据的修订源于研发支出资本化,在此将修订之前的固定资本形成总额视作传统意义上物质资本的投资流量,将修订值(固定资本形成总额的增加值)视作研发资本的投资流量。由于物质资本与研发资本的累积路径不尽相同,以下将对二者资本存量的估算过程予以区分讨论。

对以永续盘存法(Goldsmith,1951)估算的物质资本存量,除上述投资流量数据外,还需对另外三项要素(价格指数、折旧率、基期资本存量)加以估算处理。对缩减当期投资价格变动的固定资产投资价格指数,自 1990 年起才有官方数据可资利用,为了在更长时期内进行价格缩减处理,必须考虑引入其他数据。最新的《中国国内生产总值核算历史资料:1952—2004》发布了历年固定资本形成总额的当年价格数据和以不变价格计算的发展速度,可以相应计算出 1952—2004 年隐含的固定资本形成价格缩减指数。观察固定资产投资价格指数与隐含的固定资本形成价格缩减指数共同存在的 1990—2004 年情况,可以发现二者的动态轨迹是高度重合的,两个序列的相关系数高达 0.994,并且各年份中二者数据的比率都在 1 上下波动,可以认为两个序列的同质性是相当高的。因此,本文将 1952—2004 年隐含的固定资本形成价格缩减指数直接与 2005—2015 年的固定资产投资价格指数相衔接,即构成用于缩减各年份投资流量数据的价格指数序列。

对物质资本折旧率,不同研究文献中同样存在不同的选择和处理方法。张军等(2004)将物质资本分为建筑、设备和其他三种类型,取三者的使用年限分别为 45 年、20 年和 25 年,法定残值率为 4%,计算得到三者的折旧率分别为 6.9%、14.9% 和 12.1%,并取三者的加权平均值 9.6% 作为资本的整体折旧率。单豪杰(2008)针对建筑和设备两类资本品,取二者的使用年限分别为 38 年和 16 年,在法定残值率 3%~5% 情况下,得到各自的折旧率为 8.12% 和 17.08%,再根据二者的结构比重计算得到加权平均折旧率为 10.96%。李宾(2011)通过对比分析,建议取值从 5% 到 10%。本文主旨在于考察 GDP 和投资数据修订的影响效应,因此不对折旧率取值的适宜性做深入探讨,仅参照已有文献,对折旧率分别取 5% 和 10% 两个相对“极端”数值,以考察在低折旧和高折旧下数据修订的影响将呈现何种差异。

对基期物质资本存量的确定,不同文献同样有不同的选择。Barro & Sala-i-Martin(2004)指出,随着 K_0 的逐渐折旧及未来 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。李宾(2011)发现,即使做一个主观的假设,使基期 1952 年的资本存量相差 33%,到 1978 年时资本存量的差距也将缩小到 2% 左右;如果 1952 年资本存量相差 5 倍,到 1978 年时差距已缩小到不足 20%,到 1993 年更是缩小到 2% 左右。因此,只要时间间隔足够长, K_0 的选取就不是一个重要的因素。已有文献对 1952 年资本存量的估算结果差别并不大,如贺菊煌(1992)取为 946 亿元(1990 年价,折算为 1952 年价则为 679 亿元),Chow(1993)取为 1030 亿元(1952 年价),张军、章元(2003)取为 800 亿元(1952 年价),Young(2003)取为 815 亿元(1952 年价)。本文出于修订评估的目的,不再对其做更多探讨,仅以张军、章元(2003)为基准,将 1952 年年初的物质资本存量设为 800 亿元。

基于上述处理和设定,本文利用永续盘存法估算得到 1952—2015 年中国的物质资本存量数据

序列,具体结果如图2所示。从中可知,对以5%折旧率估算的物质资本存量1,由1952年的840.7亿元,增长至2015年的413476亿元,63年增长了近500倍,年均增长率为10.34%;对以10%折旧率估算的物质资本存量2,在1952—2015年的绝对水平较物质资本存量1有所下降,从1952年的800.7亿元到2015年的322676.35亿元,增长了400多倍,年均增长率9.99%。在此区间内,物质资本存量与经济产出规模(GDP)的比率(即资本产出比)也显现出长期上升趋势,尤其是1994年至今,资本产出比的上升速度较快,表明中国存在持续的资本深化过程。

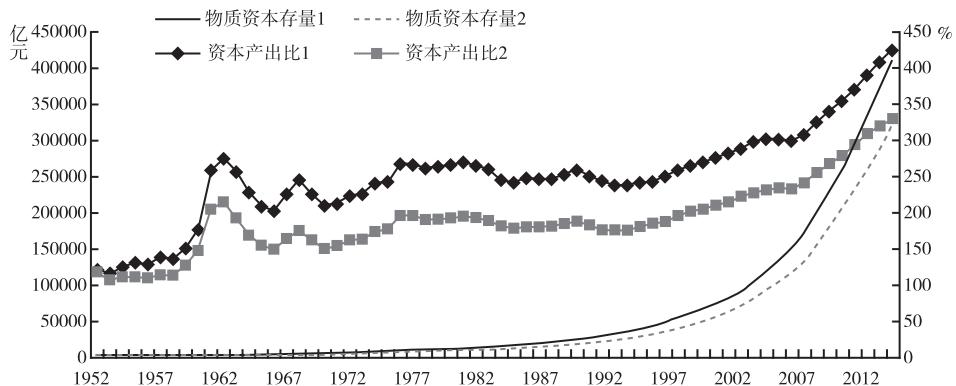


图2 1952—2015年的物质资本存量与资本产出比

(三)研发资本投入指标

本文将固定资产形成总额数据的修订部分视为将R&D支出转化成的研发投资,据此同样利用永续盘存法来估算研发资本存量,并以其作为影响经济产出和全要素生产率变动的研发资本投入指标。

虽然国家统计局在关于GDP数据的修订公告中并未专门说明资本形成的变动情况,但可以利用国家统计局数据库中的最新数据与往年《中国统计年鉴》中的相关数据进行比对,得到1978—2015年固定资产形成总额的修订情况。具体而言,各年份固定资产形成总额同样经历了一个向上调整的过程,但修订值比GDP的修订值普遍高出10%~20%——这是因为对于政府部门和为住户服务的非营利机构部门而言,研发资本化只是将原本列入政府消费支出的研发费用支出调整为固定资产形成,这部分固定资产形成总额的增加并不伴随GDP的增加。另外,国家统计局数据库中对1952—1977年的固定资产形成总额数据未予同步修订。考虑到数据口径的一致性,本文参考GDP数据的修订幅度来推算这一期间固定资产形成总额的修订幅度,以此得到修订后的固定资产形成总额数据。结果表明,除1961—1969年因原投资水平较低而修订率相对较高外,其他年份的修订率变动趋势也与GDP类似。

对R&D投资,由于R&D资本化的特殊性,现有文献均以R&D经费支出来表征R&D投资,但在支出范围的确定(是否应扣除劳务费支出、是否应包括基础研究)与支出的滞后结构等方面存在诸多差异。严谨的研究如江永宏、孙凤娥(2016),基于各国R&D卫星账户中的测算方法,对R&D经费支出的产出转化过程(R&D经费支出与R&D产出的联系与区别)进行了探讨,经过细致的调整与估算,建立了自己的R&D投资数据序列。本文基于国家统计局以SNA2008为标准的数据修订,将其对固定资产形成总额的修订值视为官方估算的R&D投资序列;由于掌握细致的微观数据,数据来源最权威、数据量最充分,该R&D投资序列因而也更具可靠性。

对R&D投资价格指数,国家统计局声称“利用工业生产者购进价格指数、人员工资指数、固定资产投资价格指数等加权平均,构建了研发投资价格指数”,但具体数据仍不可得;已有文献也大多是根据R&D支出的构成,采用多种价格指数的加权平均形式(吴延兵,2006;刘建翠等,2015)。本文采纳江永宏、孙凤娥(2016)的方法,以工业生产者购进价格指数作为R&D经费支出中中间消耗部分的缩减

指数,以单位R&D全时当量的劳务费变动率作为劳动者报酬部分的缩减指数,以固定资产投资价格指数中设备、工具购置价格指数作为固定资本消耗部分的缩减指数,再以三者的加权平均值构造出R&D资产价格指数(对关键数据缺失的1993年之前时期则以GDP缩减指数予以替代)。

对R&D折旧率,国内相关文献多参照Griliches(1980)、Griliches & Lichtenberg(1984)以及Hall & Mairesse(1995),取为15%(如吴延兵,2006);杨林涛等(2015)根据国家统计局国民经济核算司GDP生产核算处的建议,对折旧率取值10%。本文则认同江永宏、孙凤娥(2016)的观点,认为现阶段我国的科技创新质量不及发达国家,R&D资产的使用寿命相对较短,相应的折旧率也会相对较高。通过参照我国企业所得税法中关于无形资产摊销年限的规定,本文取R&D折旧率为20%。为了检验R&D资本存量对全要素生产率测算结果稳健性的影响,后文也将15%和10%折旧率下的R&D资本存量序列用于相关部分的比较分析。

对基期R&D资本存量,如前所述,考虑到基期资本存量对长期资本存量序列的影响非常小,本文也借鉴江永宏、孙凤娥(2016)的结果,取为0.34亿元(1952年价,下同)。

基于上述设定和处理,可以估算1952—2015年中国的R&D资本存量,具体结果如图3所示。从中可知,中国R&D资本存量由1952年的0.39亿元增长至2015年的3544.62亿元,63年的年均增长率高达15.59%。将R&D资本存量与(修订后)GDP进行对比,可以考察一国经济中R&D投资的相对重要性。图3中该比值在20世纪六七十年代缓慢上升,整体水平处于3%~4%之间,1980年之后则先下降、后上升,呈现刘建翠等(2015)所谓的U型形态,显示研发(资本)投入对国民经济的重要性有所波折,仅在近20年来才步入稳健发展轨道。

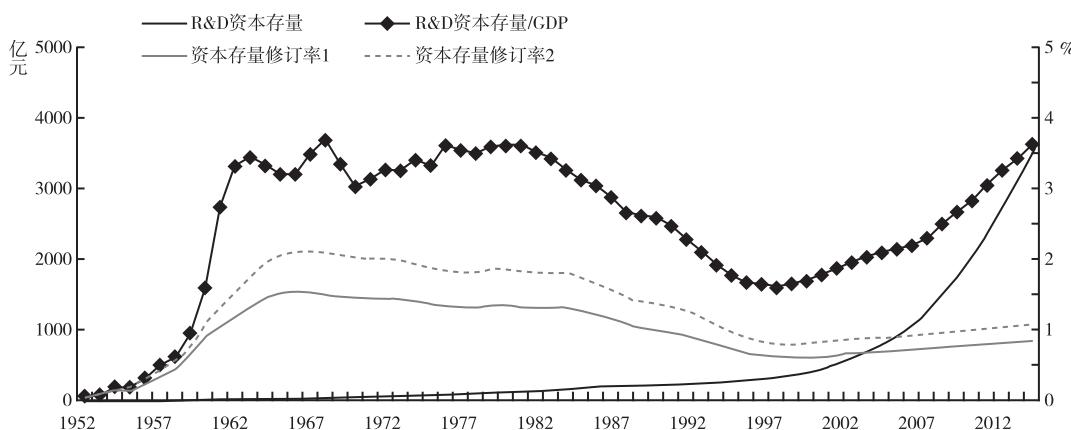


图3 1952—2015年的R&D资本存量及其相关比率

进一步,将R&D资本存量与物质资本存量加总,可以得到对中国资本存量的综合估算结果,R&D资本存量与物质资本存量之比值可视为资本存量的修订率。由图3可知,在物质资本折旧率5%下,其综合修订率(即资本存量修订率1)平均为0.81%。其中,在1965—1985年处于相对较高水平(修订率超过1.3%),之后逐渐下降至1998、1999年间的最低水平(修订率0.62%),之后则又有所缓慢上升,近年来的修订率在0.85%上下。在物质资本折旧率10%情况下,修订率(即资本存量修订率2)的整体波动路径与上述数值相似,但水平更高,综合修订率平均为1.05%,最高为1966年的2.12%,最低为1999年的0.82%。

(四)劳动投入指标

关于生产函数中的劳动投入指标,虽然已有文献倾向于考虑劳动时间、受教育年限、劳动报酬等多种变量(以更好地反映劳动的质量、时间、强度等),但考虑到我国当前的劳动统计数据在准确性和完备性方面的缺陷,劳动人数仍不失为一个最具通用性的指标。本文具体采用历年就业人员数指标来反映劳动投入情况。

观察就业人员数指标(如图4所示)可以发现,在1989和1990年,统计数据中出现了不同寻常的跳跃式增长:就业人员数从1989年的5.53亿人锐增到1990年的6.47亿人,增长率达到17.03%,远远高于前后各年份中0.9%~3.8%的增长率。岳希明(2005)指出这是由于1990年后的就业人数统计方法,由以往的城镇单位劳动统计、城镇私营企业就业人员和个体劳动者的行政登记以及乡村就业人员统计(简称为“三合一”劳动统计),转向了基于人口普查及抽样调查的劳动统计,而后的统计口径更为完整,由此导致统计结果的锐增。王小鲁(2000)假定在1956—1973年,各年份新出生人口在16年后参与就业的比重基本稳定,而因年高或死亡而退出就业人群的比重也基本稳定,由此根据各年人口出生量信息来确定权重,将1990年人口的超常增加量分配到1972—1989相应各年中。本文直接采用王小鲁(2000)的调整结果,以其中1972—1991年的就业人员数替代相应时期的官方数据,调整情况可如图4所示。

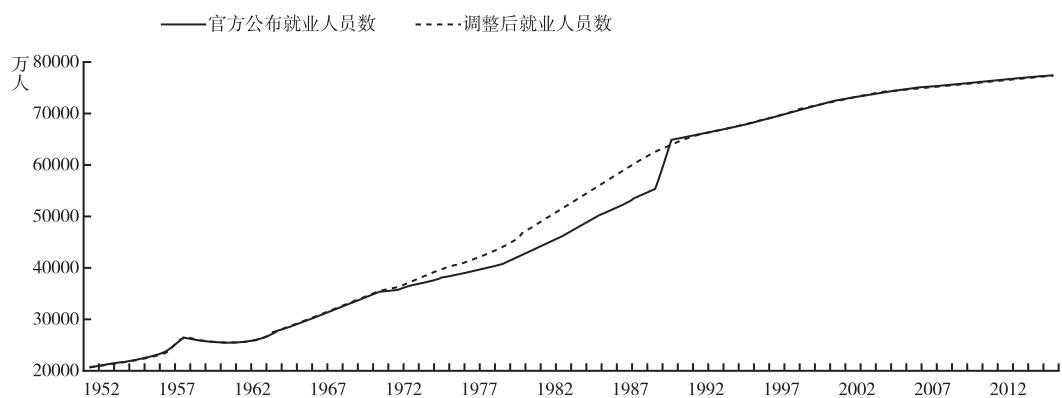


图4 1952—2015年的就业人员数

三、测算模型

(一)全要素生产率测算

已有文献关于全要素生产率的测算,依据测算对象的不同和可用数据的多少,采用了多种方法,包括Solow余值法(Chow, 1993; Chow & Lin, 2002; 张军、施少华, 2003; 郭庆旺、贾俊雪, 2005; 孙琳琳、任若恩, 2005; 李小平、朱钟棣, 2006; 李宾、曾志雄, 2009; 赵志耘、杨朝峰, 2011)、非参数的数据包络分析方法(章祥荪、贵斌威, 2008)以及随机前沿分析方法(Wu, 2003, 2008; 张健华、王鹏, 2012; 余泳泽, 2015; 孙早、刘李华, 2016)等。本文针对全国层面的TFP进行测算,由于缺乏足够充分的横截面数据,仍采用Solow余值法。该方法自Solow(1957)提出以来,虽然在理论和应用上存在诸多局限和不足,但以其结构的清晰性和易于处理,在宏观经济学领域得到长期而广泛地应用。同时,本文目标在于检验数据修订对TFP的影响,需以已有的同类研究作为本文测算结果的对比基准,而Solow余值法在国内的广泛应用,正提供了这方面的充分参照文献。

为测算全要素生产率(TFP),考虑如下形式的生产函数:

$$Y_t = A_t f(K_t, L_t) \quad (1)$$

其中, Y 表示产出, K 和 L 分别表示资本投入和劳动投入, A 表示全要素生产率; 生产函数 f 的形式待定。对式(1)求时间微分,并将两边同除以 Y_t , 简化可得:

$$\frac{\bar{Y}_t}{\bar{Y}_t} = \frac{\bar{A}_t}{\bar{A}_t} + \alpha \frac{\bar{K}_t}{\bar{K}_t} + \beta \frac{\bar{L}_t}{\bar{L}_t} \quad (2)$$

其中, $\alpha = \frac{\partial f(K_t, L_t)/f(K_t, L_t)}{\partial K_t/K_t}$, $\beta = \frac{\partial f(K_t, L_t)/f(K_t, L_t)}{\partial L_t/L_t}$ 分别表示资本要素和劳动要素的收入

份额(产出弹性)。由此可得 TFP 增长率为:

$$\frac{\bar{A}_t}{A_t} = \frac{\bar{Y}_t}{Y_t} - \alpha \frac{\bar{K}_t}{K_t} - \beta \frac{\bar{L}_t}{L_t} \quad (3)$$

对全国层面的研究,生产函数 $f(K_t, L_t)$ 最常取包含时间项的 Cobb-Douglas 函数(下文简称 C-D 生产函数)形式:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta e^\gamma \quad (4)$$

在规模报酬不变($\alpha + \beta = 1$)下,有劳均形式的生产函数(并取对数)为:

$$\ln \frac{Y_t}{L_t} = \ln A_t + \alpha \ln \frac{K_t}{L_t} + \gamma t \quad (5)$$

基于式(3)测算 TFP 增长率时,式(5)中时间变量 t 的系数 γ 即反映 TFP 随时间推移而线性提升的增长率。为了考察不同时期 TFP 增长率的阶段性差异,本文针对 t 构造了三项时间变量 $T1$ 、 $T2$ 、 $T3$ 。其中, $T1$ 在 1952—2015 年的整个时期取值 1~64, $T2$ 在 1978—2015 年的改革开放以后时期取值 1~38(之前年份取值 0), $T3$ 在 1992—2015 年的市场经济确立时期取值 1~24(之前年份取值 0)。

C-D 生产函数的问题在于,各年份的要素份额为常数,这与现实不符。为此,本文也考虑了另一种生产函数形式,即超越对数生产函数。该形式的生产函数在 TFP 研究中已获得较多采用,孙琳琳、任若恩(2005)和李宾、曾志雄(2009)在基于 Solow 余值法测算 TFP 增长率时即采用了该生产函数,张健华、王鹏(2012)、余泳泽(2015)和孙早、刘李华(2016)等在随机前沿分析方法下的应用,也普遍以超越对数生产函数为基础。与 C-D 生产函数相比,超越对数生产函数更具一般性,其不受替代弹性不变假设的约束,更有利于捕捉各要素份额的时变特性。

将式(1)中的生产函数 $f(K_t, L_t)$ 设定为如下形式的超越对数生产函数:

$$\begin{aligned} \ln Y_t = & \beta_0 + \beta_K \ln K_t + \beta_L \ln L_t + \beta_{TT} t + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\ln K_t)^2 + \frac{1}{2} \beta_{LL} (\ln L_t)^2 + \frac{1}{2} \beta_{TT} t^2 \\ & + \beta_{KL} \ln K_t \ln L_t + \beta_{KT} (\ln K_t) t + \beta_{LT} (\ln L_t) t \end{aligned} \quad (6)$$

在规模报酬不变条件下,上式可简化为:

$$\ln \frac{Y_t}{L_t} = (\beta_0 + \beta_{TT} t + \frac{1}{2} \beta_{TT} t^2) + \beta_K \ln \frac{K_t}{L_t} + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\ln \frac{K_t}{L_t})^2 + \beta_{KT} (\ln \frac{K_t}{L_t}) t \quad (7)$$

令 $\alpha(t) = \beta_K + \beta_{KK} \ln(K_t/L_t) + \beta_{KT} t$, 可得资本要素和劳动要素的收入份额分别为 $\alpha(t) = [\alpha(t) + \alpha(t-1)]/2$ 和 $\bar{\beta}(t) = 1 - \bar{\alpha}(t)$ 。孙琳琳、任若恩(2005)和李宾、曾志雄(2009)在应用超越对数生产函数测算 TFP 增长率时,并未直接对其进行估计,而是利用其他来源的数据来估算劳动要素的收入份额,以之反映(在完全竞争市场下当要素报酬等于边际产品时)劳动要素的产出弹性。与之不同的是,本文样本时间序列较长,有足够的自由度,因此对超越对数生产函数式(7)进行直接估计,以求得相应参数的估计值。其中,对时间变量 t 同样采用了三种变项 $T1$ 、 $T2$ 和 $T3$ 。

(二)R&D 资本投入对 TFP 的影响

在测算 TFP 的基础上,可以建立 TFP 对 R&D 资本存量的回归模型,用以反映 R&D 资本投入对 TFP 的影响。如针对基于 C-D 生产函数的 Solow 余值,有如下模型:

$$TFP_t = \frac{Y_t}{K_t^\alpha L_t^\beta} = B_t R_t^\delta \quad (8)$$

其中,R 表示 R&D 资本存量,B 表示 TFP 中不能由 R&D 资本投入所解释的其他时变因素。考虑到对 TFP 的影响因素较多,除(国内)R&D 投入外,已有研究文献还涉及产业结构(王英伟、成

邦文,2005)、利用外资和进出口贸易(李小平等,2008;孙晓华等,2012)、国外R&D资本(李小平、朱钟棣,2006)等多项因素。为简化模型,又避免信息遗漏,本文引入了被解释变量TFP的滞后一期项 TFP_{t-1} ,以反映除解释变量 R_t 之外的综合因素的历史信息。同时,为反映R&D资本投入影响效应的时变特征,设置了2项时期虚拟变量 D_1 和 D_2 ,前者在1978年之后取值1,后者在1992年之后取值1。由此得(对数化后的)具体模型为:

$$\ln TFP_t = \delta \ln R_t + \delta_1 D_1 \ln R_t + \delta_2 D_2 \ln R_t + \theta_1 \ln TFP_{t-1} + \theta_0 \quad (9)$$

上述结合式(3)和式(9)的两阶段估计方法在王英伟、成邦文(2005)、李小平、朱钟棣(2006)、李小平等(2008)、曹泽、李东(2010)、孙晓华等(2012)等已有研究中得到广泛采用。该方法回避了关于TFP测算的一个根本难题,即如Jorgenson & Griliches(1967)所指出的,被视为TFP的Solow余值实际上只是生产函数中的残差(经济增长中要素投入所不能解释的部分),由于要素投入度量的不准确和生产函数中未能考虑全部影响变量才使TFP不为0;而随着生产函数式(1)或式(4)中纳入更多影响因素(生产要素),被称为Solow余值的部分将会越来越小,直至消失——连Solow本人也将“余值”部分称为“对我们无知的测量”(郑玉歆,1999)。而应用两阶段估计方法,则是在探讨R&D资本投入的影响效应之前,先行将生产函数中的TFP成分“锁定”,避免了余值测算的不稳定性。

四、测算结果与数据修订效应分析

(一) TFP测算模型的估计结果

针对前文讨论的TFP测算模型式(5)和式(7),这里利用本文测算的指标进行回归估计,所得结果如表1和表2所示。具体估计中,为考察GDP与资本形成数据修订对TFP测算的影响,对模型中被解释变量Y采用了修订前与修订后的2种时间序列(Y_0 和 Y_1);资本存量则采用了对应于物质资本折旧率5%和10%、研发资本折旧率20%和10%的8种时间序列,即修订前的2种物质资本存量(表示为 $K_0(5)$ 和 $K_0(10)$),将物质资本存量与研发资本存量加总得到的4种综合资本存量(分别表示为 $KR(5,20)$ 、 $KR(5,10)$ 、 $KR(10,20)$ 和 $KR(10,10)$),以及不考虑研发资本积累的特殊性,直接利用修订后的固定资本形成总额数据,按照物质资本存量估算方法得到的2种单一成分的资本存量(分别表示为 $K_1(5)$ 和 $K_1(10)$)。考虑到2016年之后国家统计局对固定资本形成总额指标仍然只会公布(隐含研发资本在内的)单一数据,无法再从中分离出相应的R&D投资部分,后续资本存量估算仍然只能以单一数据为基础,因此,这里的单一估算结果 $K_1(5)$ 和 $K_1(10)$ 具有一定的参照价值。

表1 C-D生产函数估计结果

	模型1 $Y_0, K_0(5)$	模型2 $Y_0, K_0(10)$	模型3 $Y_1, KR(5,20)$	模型4 $Y_1, KR(5,10)$	模型5 $Y_1, KR(10,20)$	模型6 $Y_1, KR(10,10)$	模型7 $Y_1, K_1(5)$	模型8 $Y_1, K_1(10)$
$\ln(K_t/L_t)$	0.4514*** (0.0577)	0.5369*** (0.0679)	0.4517*** (0.0567)	0.4486*** (0.0562)	0.5335*** (0.0661)	0.5281*** (0.0650)	0.4432*** (0.0555)	0.5239*** (0.0649)
T2	0.0393*** (0.0058)	0.0306*** (0.0068)	0.0394*** (0.0057)	0.0397*** (0.0056)	0.0311*** (0.0066)	0.0317*** (0.0065)	0.0402*** (0.0056)	0.0320*** (0.0065)
常数项	-1.9535*** (0.1296)	-1.6137*** (0.1708)	-1.9522*** (0.1266)	-1.9613*** (0.1253)	-1.6246*** (0.1652)	-1.6418*** (0.1620)	-1.9763*** (0.1233)	-1.6533*** (0.1617)
AR(1)	1.1400***	1.1622***	1.1353***	1.1345***	1.1564***	1.1540***	1.1333***	1.1540***
AR(2)	-0.5464***	-0.5521***	-0.5447***	-0.5447***	-0.5504***	-0.5506***	-0.5446***	-0.5495***
样本量	62	62	62	62	62	62	62	62
R^2	0.9980	0.9981	0.9980	0.9980	0.9981	0.9981	0.9980	0.9981
F统计量	7499.87	7870.76	7519.91	7517.16	7894.33	7900.75	7505.12	7864.39
D-W统计量	1.8369	1.8294	1.8401	1.8404	1.8339	1.8356	1.8401	1.8329

注:括号中数值为回归估计的标准误;***、**和*分别表示 $p<0.01$ 、 $p<0.05$ 和 $p<0.1$ 。下同。

表2 超越对数生产函数估计结果

	模型1 $Y_0, K_0(5)$	模型2 $Y_0, K_0(10)$	模型3 $Y_1, KR(5,20)$	模型4 $Y_1, KR(5,10)$	模型5 $Y_1, KR(10,20)$	模型6 $Y_1, KR(10,10)$	模型7 $Y_1, K_1(5)$	模型8 $Y_1, K_1(10)$
$\ln(K_t/L_t)$	1.7627*** (0.5566)	2.0152** (0.8340)	1.7351*** (0.5436)	1.7197*** (0.5361)	1.9956** (0.8023)	1.9763** (0.7829)	1.6929*** (0.5244)	1.9754** (0.7751)
$\ln(K_t/L_t)^2/2$	0.5563** (0.2352)	0.5675* (0.3225)	0.5464** (0.2304)	0.5421** (0.2276)	0.5639* (0.3114)	0.5600* (0.3045)	0.5340** (0.2232)	0.5613* (0.3017)
$\ln(K_t/L_t) \cdot T2$	-0.0620** (0.0264)	-0.0636* (0.0343)	-0.0607** (0.0259)	-0.0603** (0.0256)	-0.0630* (0.0332)	-0.0627* (0.0325)	-0.0598** (0.0251)	-0.0629* (0.0322)
T2	-0.1013 (0.0626)	-0.1282 (0.0891)	-0.0979 (0.0611)	-0.0966 (0.0603)	-0.1254 (0.0858)	-0.1238 (0.0838)	-0.0946 (0.0590)	-0.1239 (0.0829)
$T2^2/2$	0.0066* (0.0033)	0.0067 (0.0040)	0.0065* (0.0033)	0.0064* (0.0032)	0.0066* (0.0039)	0.0066* (0.0038)	0.0064** (0.0032)	0.0066* (0.0038)
常数项	-0.4586 (0.6430)	0.2678 (1.0649)	-0.4951 (0.6255)	-0.5213 (0.6155)	0.2266 (1.0197)	0.1868 (0.9926)	-0.5646 (0.6002)	0.1784 (0.9818)
AR(1)	1.0677***	1.1033***	1.0633***	1.0619***	1.0971***	1.0938***	1.0597***	1.0921***
AR(2)	-0.5742***	-0.5853***	-0.5722***	-0.5718***	-0.5829***	-0.5824***	-0.5712***	-0.5821***
样本量	62	62	62	62	62	62	62	62
R ²	0.9980	0.9981	0.9980	0.9980	0.9981	0.9981	0.9980	0.9981
F统计量	4431.70	4664.70	4437.06	4435.99	4669.43	4669.24	4433.21	4663.33
D-W统计量	1.8853	1.8867	1.8871	1.8871	1.8887	1.8893	1.8873	1.8896

由表1可知,针对未修订数据,5%和10%折旧率下的资本份额(资本产出弹性)分别为0.4514和0.5369。3项时间变量中只有T2结果显著,表明中国的全要素生产率只有自1978年改革开放起才开始表现出持续的增长(年均增长率3.93%和3.06%),而1992年以后仍维持了之前增长态势,没有出现明显差异。

针对修订后数据,在物质资本存量采用折旧率5%情况下,随着综合资本存量中研发资本折旧率的渐次降低,KR(5,20)、KR(5,10)和K₁(5)所对应的资本份额略有减小,T2系数略有增加,但变化幅度都很小,模型整体结果未有明显变化,表明数据修订的影响较为微弱。在物质资本存量采用折旧率10%情况下,几项综合资本存量所对应的模型估计结果也表现出相同模式,但整体与5%情况下的结果具有较大差异,表明采用不同折旧率下的物质资本存量对模型结果的影响相对更为显著。总体而言,TFP测算模型的参数估计结果对此次数据修订并不敏感。容易理解,此次数据修订同时针对GDP与资本存量K,二者的增长率都向上调整(虽然调整幅度有所不同),数据修订的影响在很大程度上被彼此所吸收(在二维空间上GDP对K的斜率变化不大),并未明显“溢出”到回归参数(资本份额)上,后者因而不受影响。

与同类研究相比,张军、施少华(2003)的资本份额估计值为0.609,郭庆旺、贾俊雪(2005)为0.6921,赵志耘、杨朝峰(2011)更高达0.711,本文的估计值相对较低。其原因可能源于模型估计过程中的技术处理(如时间变量和AR项的设置)、资本存量等变量的估算程序以及研究区间的长度等多个方面。但就本文的处理而言,当采用相同的模型设计、相同的指标估算程序、相同的研究区间下,数据修订(尤其是多种资本存量估算结果)对参数估计的影响主要来源于物质资本折旧率的不同,其他技术细节的影响并不明显。

由表2结果可知,与未修订数据相比,修订后模型估计结果中资本变量的各项系数的绝对值都有所减小;但就模型整体结果而言,这种变化同样并不明显,既不改变各项参数取值的相对水平,也不改变估计结果的统计显著性。由此可以认为,超越对数生产函数下的参数估计结果对此次数据修订同样不敏感。

(二)TFP测算结果及对比分析

基于表1和表2结果,利用式(3)计算可得TFP增长率。鉴于TFP测算模型的估计结果对数据

修订不敏感,清晰起见,图5中仅绘出了基于综合资本存量 $KR(5,20)$ 的 TFP 增长率序列。从中可知,TFP 增长率序列表现出阶段性波动特征,其中,1952—1978 年波动较为剧烈,1978—1992 年波动有所减弱,1992 年后更趋平缓;总体形态与张军、施少华(2003)的结果保持基本一致,后者对各时期波动特征有较为详细的分析,本文不再赘述。同时,TFP 增长率序列与 GDP 增长率序列保持了非常相似的波动形态,较高的 TFP 增长率总是伴随较高的产出增长率,但并不能确定是生产率的提高促进了产出的增长,还是生产的扩张推动了 TFP 的增长(张军、施少华,2003)。用于测算 TFP 的生产函数形式的选择,对 TFP 增长率序列的影响不大;虽然超越对数生产函数允许要素投入的收入份额(产出弹性)随时间发生改变,但从结果来看似乎并未与 C-D 生产函数产生太大差别,只是在不同时期的 TFP 增长率水平互有高低;自 1990 年以来,基于超越对数生产函数测算的结果相对略高。

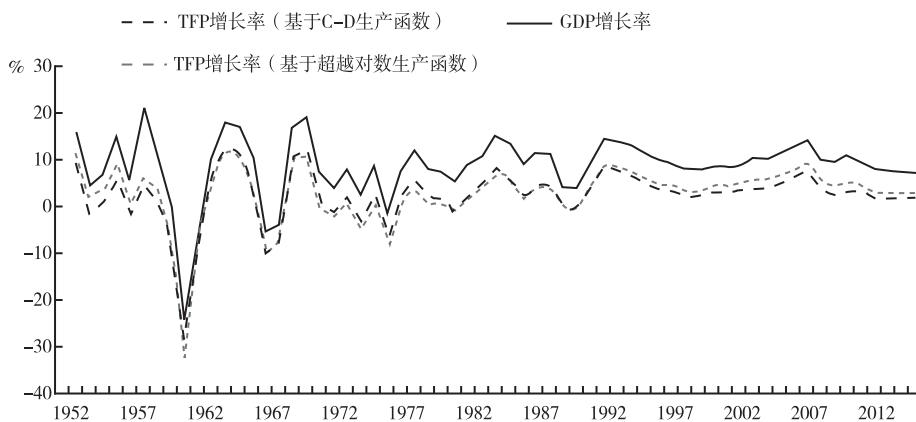


图 5 1952—2015 年 GDP 与 TFP 的增长率

为了考察 TFP 测算结果的可靠性,本文汇整了同类文献中的相应结果,如图 6 所示。除张军、施少华(2003)的测算始于 1952 年外,其他文献都是从 1978 年起;在 1952—1978 年本文与张军、施少华(2003)的测算结果相差不大,故省略其分析,重点从 1978 年起进行比较。由图 6 可知,在 1978—2015 年,各文献测算得到的 TFP 增长率都保持了相似的波动轨迹,但增长率水平取值却高低不同,而本文测算结果(不论基于 $KR(5,20)$ 还是 $KR(10,20)$)则始终处于相对较高水平。其中,在 1978—1988 年,本文结果与张军、施少华(2003)和李宾、曾志雄(2009)的结果基本重合;1992 年之后(尤其是 1997 年之后),本文结果仍保持了相对稳定的较高水平,并未表现出孙琳琳、任若恩(2005)认为的 20 世纪 90 年代中后期中国 TFP 增长率的持续减缓。李宾、曾志雄(2009)将 1992 年之后 TFP 增长率的较高水平归因于别的文献高估了资本存量及其增长率(因而低估 TFP 增长率水平)。本文认为,不仅是资本存量的估算,包括资本份额的估计,乃至 21 世纪以来 GDP 数据的几次修订,都对此结果产生较大影响。另外值得注意的是,在 1989 和 1990 年,其他五篇文献的结果都呈现剧烈下挫,增长率跌至 $-4.2\% \sim -6.4\%$,而本文结果仅略低于 0(具体为 -0.27%);其原因正如前文所述,就业人数统计口径在 1990 年发生变化,就业人数增长率(不合理地)剧增,而各文献对此未能给予关注和处理,导致由式(3)测算的 TFP 增长率出现急跌。可见,要素投入数据的准确性对 TFP 增长率测算影响很大。

(三)官方数据修订对 TFP 测算结果的影响效应

由式(3)可知,此次官方数据修订对 TFP 增长率的影响,具体可体现于三个方面:GDP 增长率的变化、资本存量增长率的变化以及资本份额的变化。虽然表 1 和表 2 中针对 TFP 测算模型的估计结果(资本份额)未表现出明显变化,但结合 GDP 与资本存量 K 的变化,据其计算得到的 TFP 增长率及其对 GDP 增长的贡献率却仍有可能呈现一定变化模式。基于表 1 和表 2 结果具体测算出 TFP 增长率,其在修订前、后的变化(修订百分比)如图 7 和图 8 所示。

在图 7 中,与基于未修订数据所测算的 TFP 增长率相比,基于修订后数据所测算的 TFP 增长

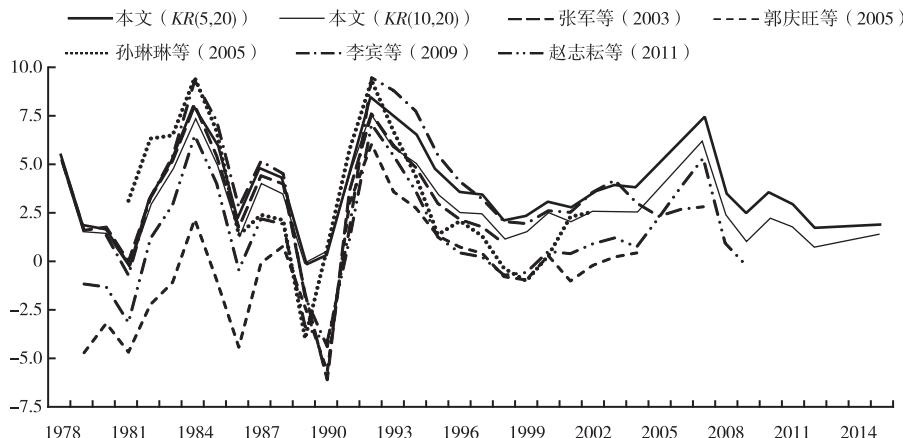


图 6 1978—2015 年 TFP 增长率的几种测算结果

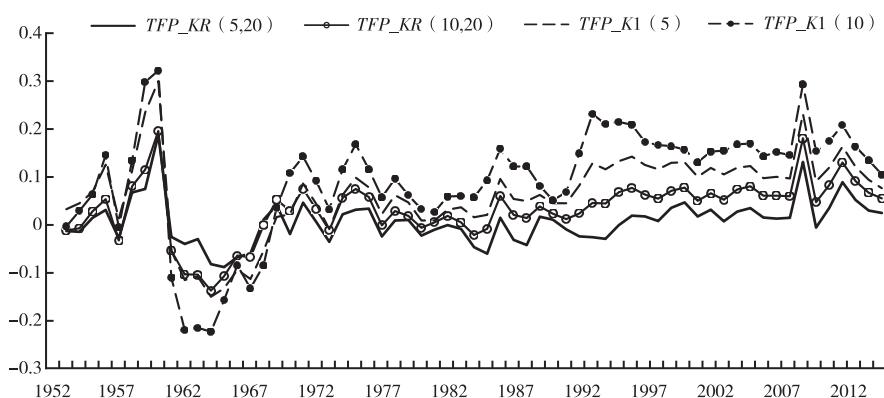


图 7 1952—2015 年 TFP 增长率的修订(基于 C-D 生产函数)

率,在研究区间(除 1961—1967 年外)的多数年份都存在较为稳定的小幅正向调整,尤其是 1992 年之后这种正向调整的幅度更为明显,且更趋稳定。相对而言,采用 10% 资本折旧率下 TFP 增长率的上调幅度更大,基于单一成分资本存量数据的上调幅度更大。结合图 1 和图 3 可知,在 1967—1984 年,不变价 GDP 的修订率保持基本稳定,由此对其增长率的修订则非常微弱;而同期资本存量的修订率却处于下降区间,相当于对其增长率进行向下修订,该时期 TFP 增长率因而被普遍向上修订。在 1984—1992 年,GDP 与资本存量的修订率同时下降,二者的增长率相应也同步下降,此一时期测算的 TFP 增长率因而保持稳定(并因资本份额估计值的下降而使 TFP 增长率略高于 0)。及至 1992 年之后,GDP 与资本存量的修订率开始先后上升,并且前者的上升幅度更大,因此 TFP 增长率也相应上调。

图 8 中基于超越对数生产函数的修订情况与图 7 基本相似,只是基于综合资本存量 $KR(5,20)$ 和 $KR(10,20)$ 估计得到的资本份额(与未修订数值相比)有所增大,TFP 及其增长率则相应下调。可以认为,在两种生产函数下,数据修订对 TFP 增长率测算结果的影响模式总体上是一致的。

将图 7 和图 8 结果分阶段汇总,并计算相对应于经济增长的贡献率,结果如表 3 所示。由表 3 可知,在整个研究区间(及各个子时期)内,按照单一资本存量 K_1 测算的 TFP 增长率及其经济增长贡献率都有所上升。其原因在于,单一资本存量的修订幅度超过 GDP,资本份额估计值随之下降;按照式(3)的逻辑,资本投入部分对经济增长的贡献(在经济增长率中所占比重)大体不变,而 GDP 中向上修订的部分则可归于 TFP 的增长。与之相比,由于综合资本存量 $KR(\cdot, 20)$ 的修订幅度较小,资本份额保持相对稳定,最终 TFP 增长率(及其贡献率)向上调整的幅度明显小于 K_1 ,在超越对数生产函数下甚至出现向下调整。

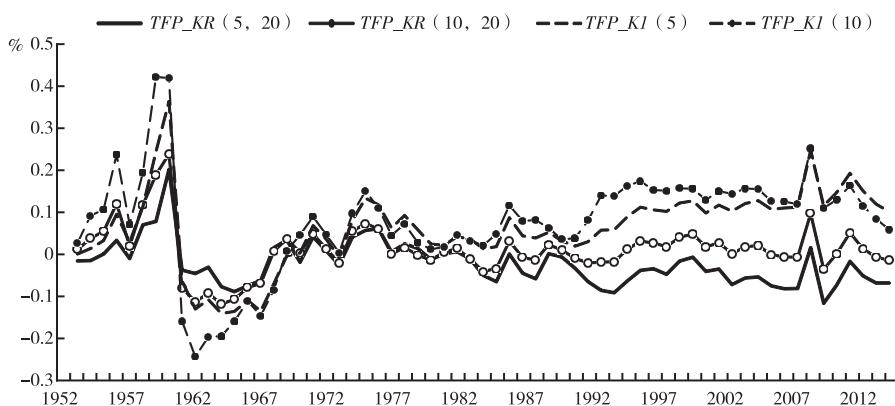


图 8 1952—2015 年 TFP 增长率的修订(基于超越对数生产函数)

表 3 全要素生产率增长率及其经济增长贡献率

	时间段	C-D 生产函数			超越对数生产函数		
		K_0	$KR(\cdot, 20)$	K_1	K_0	$KR(\cdot, 20)$	K_1
TFP 增长率(%)							
物质资本折旧率 5%	1952—2015	2.301	2.312	2.366	2.601	2.581	2.663
	1952—1978	0.428	0.433	0.453	0.139	0.148	0.163
	1978—1992	3.570	3.560	3.616	3.045	3.024	3.084
	1992—2015	3.680	3.709	3.802	5.180	5.126	5.302
TFP 贡献率(%)							
	1952—2015	28.129	28.186	28.851	31.790	31.466	32.472
	1952—1978	6.979	7.033	7.358	2.270	2.394	2.642
	1978—1992	37.878	37.858	38.459	32.307	32.162	32.803
	1992—2015	37.630	37.798	38.751	52.959	52.239	54.034
TFP 增长率(%)							
物质资本折旧率 10%	1952—2015	1.799	1.834	1.893	2.178	2.190	2.256
	1952—1978	0.459	0.469	0.489	-0.023	-0.006	0.013
	1978—1992	3.093	3.111	3.176	2.776	2.772	2.827
	1992—2015	2.543	2.618	2.717	4.354	4.370	4.499
TFP 贡献率(%)							
	1952—2015	21.985	22.362	23.077	26.621	26.708	27.514
	1952—1978	7.483	7.613	7.939	-0.382	-0.093	0.209
	1978—1992	32.815	33.086	33.783	29.445	29.485	30.072
	1992—2015	26.005	26.677	27.686	44.518	44.532	45.846

表 3 中 TFP 增长率的变化还因时期变动而有所不同:在基于 C-D 生产函数的测算结果中(5% 物质资本折旧率下),1952—1978 年的 TFP 增长率年均仅为 0.428%(修订后为 0.433% 和 0.453%),经济增长贡献率仅为 6.979%(修订后为 7.033% 和 7.358%)——张军、施少华(2003)对这一时段的测算结果更低至-0.24%,贡献率为-3.9%;1978 年改革开放之后,TFP 得到极大改观,1978—1992 年平均增长率提升到 3.57%(修订后为 3.56% 和 3.616%),经济增长贡献率更提升到接近 40% 的较高水平;1992 年之后 TFP 增长率又进一步上升(并非孙琳琳、任若恩(2005)所认为的明显下降),年均为 3.68%(修订后为 3.709% 和 3.802%),贡献率与前期相当。在基于超越对数生产函数的测算结果中,TFP 增长率随时间上升的趋势更为明显,1992—2015 年年均增长率更提升到 5% 以上,对经济增长的贡献率超过了 50%。在 10% 物质资本折旧率下有所不同的是,1992—2015 年基于 C-D 生产函数的 TFP 增长率及其贡献率有所下降,这与其资本更新速度快,资本存量

增长率因而更高有关;但基于超越对数生产函数的 TFP 增长率及其贡献率仍表现出明显提升,显示不同估算方法下的结果有所差异。

(四)R&D 资本投入对 TFP 的影响效应

针对前述 R&D 投入对 TFP 的影响效应模型式(8)和式(9),利用上文测算的指标进行回归估计。考虑到 1952—1961 年资本存量估算进而 TFP 测算可能存在较大误差,本文仅采用 1961 年之后的数据用于模型估计。进一步,由于 TFP 与 R&D 资本存量(的对数化变量)均为非平稳时间序列(检验结果为一阶单整序列),参照李小平、朱钟棣(2006)的处理方法对二者进行差分处理,将其对数差分变量(相当于增长率序列)纳入模型,所得估计结果如表 4 所示。

由表 4 结果可知,基于不同(折旧率下的)R&D 资本存量和不同 TFP 的模型估计结果表现出较强的稳健性,R&D 资本投入的增加对 TFP 增长率具有显著的正向影响;虽然 R&D 资本存量估算中折旧率越小(从 20% 到 15%,再到 10%),相应得到的回归系数值也越小,但减小的幅度较弱,并不会影响到对 R&D 资本投入之于 TFP 的影响效应的总体判断。同时,两项时期虚拟变量中仅有 D_2 在部分模型中具有弱显著性,显示 R&D 资本投入对 TFP 的影响在 1992 年之后略有下降;随着 R&D 活动投入力度的加大及其资本积累程度的加深,其在促进 TFP 增长方面的边际收益有所降低。

关于上述问题,在已有文献中实际存在彼此对立的观点:王英伟、成邦文(2005)和曹泽、李东(2010)都发现 R&D 活动规模(以 R&D 投入或经费存量度量)对 TFP 增长具有正向促进作用,而李小平等(2006,2008)、孙晓华等(2012)却发现 R&D 支出(资本)对 TFP 增长和技术效率增长有一定的阻碍作用。究其原因,该问题的研究结果与经验研究中的模型结构、变量测算方法等都有很大关系。王英伟、成邦文(2005)和曹泽、李东(2010)的处理方法在整体上与本文相似,而李小平等(2006,2008)、孙晓华等(2012)则是采用非参数的 DEA 方法来测算 TFP 增长率,并对 R&D 相关变量(如国际和产业间 R&D 溢出)给予较为复杂的变换处理。可以认为,对该领域问题的经验研究,必须对模型结构和变量测算方法的合宜性给予更多关注,否则在采用不同处理方法所得结果之间并不具备直接的可比性。

表 4 全要素生产率对 R&D 资本投入的对数线性回归结果(1961—2015)

被解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
dln(TFP_KR (5,20))	dln(TFP_KR (5,15))	dln(TFP_KR (5,10))	dln(TFP_KR (10,20))	dln(TFP_KR (10,15))	dln(TFP_KR (10,10))	dln(TFP_KR (5))	dln(TFP_KR (10))	
dln(R(20))	0.3584*** (0.0889)			0.3497*** (0.0862)			0.3590*** (0.0891)	0.3511*** (0.0864)
dln(R(15))		0.3288*** (0.0844)			0.3231*** (0.0818)			
dln(R(10))			0.2953*** (0.0788)			0.2917*** (0.0763)		
dln(R(20)) • D_2	-0.1703 (0.1105)			-0.2118* (0.1066)			-0.1672 (0.1108)	-0.2088* (0.1069)
dln(R(15)) • D_2		-0.1382 (0.1092)			-0.1825* (0.1049)			
dln(R(10)) • D_2			-0.0980 (0.0068)			-0.1448 (0.1033)		
dln(TFP _{t-1})	0.3085*** (0.0793)	0.3199*** (0.0798)	0.3284*** (0.0804)	0.2795*** (0.0801)	0.2908*** (0.0804)	0.2997*** (0.0809)	0.3110*** (0.0793)	0.2820*** (0.0800)
样本量	54	54	54	54	54	54	54	54
R ²	0.2313	0.2186	0.2058	0.2180	0.2079	0.1961	0.2320	0.2176
D-W 统计量	1.5646	1.5733	1.5751	1.5370	1.5501	1.5548	1.5631	1.5385

五、结束语

国家统计局对GDP和固定资本形成历史数据的系统修订,为重新辨识经济增长来源并检验相关研究的稳健性提供了良好机会。本文利用此次修订前后的相关数据,在对(R&D)资本存量进行估算的基础上,重新测算了1952—2015年中国的全要素生产率,并对此次数据修订之于TFP测算结果的影响效应进行了评估分析,进而检验了R&D资本投入对全要素生产率的影响。研究结果表明:

第一,此次数据修订使不变价GDP和固定资本形成总额都经历了向上调整的过程,修订率的变动趋势也较为一致,但后者的修订值比前者普遍高出10%~20%。由此估算得到的(包含物质资本存量与研发资本存量在内的)综合资本存量相比修订前的资本存量平均上调了0.8%~1%。

第二,TFP测算模型的参数估计结果——不论是基于C-D生产函数,还是超越对数生产函数——对此次数据修订都表现得不太敏感。综合资本存量估算中对研发(R&D)资本采用不同的折旧率,或是引入按照物质资本存量估算方法得到的单一成分资本存量,都不会导致模型整体结果发生明显变化。可以认为,数据修订的影响在很大程度上被GDP与资本存量增长率的同时上调所吸收,而未明显“溢出”到回归参数,对模型估计结果的影响因而较为微弱。

第三,TFP增长率序列表现出阶段性波动特征。其中,1952—1978年波动较为剧烈,1978—1992年有所减弱,1992年后更趋平缓。TFP增长率序列与GDP增长率序列保持了非常相似的波动形态,较高的TFP增长率总是伴随较高的产出增长率。与同类文献相比较,本文采用修订后的产出与资本数据,并对劳动投入数据进行必要处理,由此测算所得TFP增长率在各阶段都处于相对较高水平。同时,用于测算TFP的生产函数形式(C-D生产函数或超越对数生产函数)的选择,对TFP测算结果的影响也并不明显。

第四,此次数据修订对TFP增长率的影响,具体体现于GDP增长率、资本存量增长率以及资本份额三方面的变化。测算结果表明:1952—2015年多数年份的TFP增长率都存在较为稳定的小幅正向调整,尤其是1992年之后这种正向调整的幅度更为明显,且更趋稳定;相对而言,由综合资本存量所导致TFP增长率的上调幅度小于单一资本存量的影响效果。纵向来看,1978年之后TFP增长率及其经济增长贡献率都有显著提升。而在选取不同折旧率的资本存量、采用不同形式的生产函数下,数据修订对TFP增长率的影响效应略有不同,但总体上仍是一致的。

第五,R&D资本投入的增加对TFP增长率具有显著的正向影响,并且这种影响效应具有较强的稳健性,不随R&D资本折旧率的不同和TFP序列的不同而有明显变化。但结合同类文献进行对比分析可以发现,针对该问题的研究结果与经验研究中的模型结构、变量测算方法等仍都有很大关系。对该领域问题的经验研究,必须对模型结构和变量测算方法的合宜性给予更多关注,否则在采用不同处理方法所得结果之间并不具备可比性。

综合上述结果,可以认为,国家统计局依据SNA2008的研发资本化核算标准对GDP和固定资本形成历史数据所进行的系统修订,对全要素生产率的相关测算结果仅产生较低程度的、不尽稳定的影响。尽管如此,为确保测算过程的稳健性,本文具体采用两种生产函数,引入两项产出指标和八项资本投入指标,最终提供了关于TFP的多种版本,从多个角度展现了TFP测算结果中可能具有的敏感性。换言之,虽然从长期来看,数据修订的影响效应并不显著,但在短时期内(或做分阶段考察)仍可发现,某些特定的影响模式有助于形成对TFP增长及其经济增长贡献的新认识。

参考文献:

- 曹泽 李东,2010:《R&D投入对全要素生产率的溢出效应》,《科研管理》第2期。
- 郭庆旺 贾俊雪,2005:《中国全要素生产率的估算:1979—2004》,《经济研究》第6期。
- 贺菊煌,1992:《我国资产的估算》,《数量经济技术经济研究》第8期。
- 江永宏 孙凤娥,2016:《中国R&D资本存量测算:1952—2014年》,《数量经济技术经济研究》第7期。
- 李宾,2011:《我国资本存量估算的比较分析》,《数量经济技术经济研究》第12期。

- 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。
- 李建军,2006:《GDP 数据修正前后中国货币缺口的变化》,《统计研究》第 3 期。
- 李小平 卢现祥 朱钟棣,2008:《国际贸易、技术进步和中国工业行业的生产率增长》,《经济学(季刊)》第 2 期。
- 李小平 朱钟棣,2006:《国际贸易、R&D 溢出和生产率增长》,《经济研究》第 2 期。
- 刘建翠 郑世林 汪亚楠,2015:《中国研发(R&D)资本存量估计:1978—2012》,《经济与管理研究》第 2 期。
- 单豪杰,2008:《中国资本存量 K 的再估算:1952—2006 年》,《数量经济技术经济研究》第 10 期。
- 沈利生 王火根,2008:《GDP 数据修订对平减指数的影响》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
- 孙琳琳 任若恩,2005:《中国资本投入和全要素生产率的估算》,《世界经济》第 12 期。
- 孙晓华 王昀 郑辉,2012:《R&D 溢出对中国制造业全要素生产率的影响》,《南开经济研究》第 5 期。
- 孙早 刘李华,2016:《中国工业全要素生产率与结构演变:1990—2003 年》,《数量经济技术经济研究》第 10 期。
- 王小鲁,2000:《中国经济增长的可持续性与制度变革》,《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。
- 王英伟 成邦文,2005:《我国研究与发展对全要素生产率影响的定量分析》,《科技管理研究》第 6 期。
- 吴延兵,2006:《R&D 存量、知识函数与生产效率》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- 杨林涛 韩兆洲 王昭颖,2015:《多视角下 R&D 资本化测算方法比较与应用》,《数量经济技术经济研究》第 12 期。
- 余泳泽,2015:《中国省际全要素生产率动态空间收敛性研究》,《世界经济》第 10 期。
- 岳希明,2005:《我国现行劳动统计的问题》,《经济研究》第 3 期。
- 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。
- 张军 施少华,2003:《中国经济全要素生产率变动:1952—1998》,《世界经济文汇》第 2 期。
- 张军 章元,2003:《对中国资本存量 K 的再估计》,《经济研究》第 7 期。
- 张军 吴桂英 张吉鹏,2004:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第 10 期。
- 张伦俊 丁雯,2006:《经济数据修订对税收与经济关系的影响》,《统计研究》第 7 期。
- 章祥荪 贵斌威,2008:《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》第 6 期。
- 赵志耘 杨朝峰,2011:《中国全要素生产率的测算与解释:1979—2009 年》,《财经问题研究》第 9 期。
- 郑挺国 郭辉铭,2011:《GDP 数据修正对经济周期测定的影响》,《统计研究》第 8 期。
- 郑玉歆,1999:《全要素生产率的测度及经济增长方式的“阶段性”规律》,《经济研究》第 5 期。
- Barro, R. J. & X. Sala-i-Martin(2004), *Economic Growth* (Second Edition), MIT Press.
- Chow, G. C. (1993), “Capital formation and economic growth in China”, *Quarterly Journal of Economics* 108(3): 809—842.
- Chow, G. C. & A. Lin(2002), “Accounting for economic growth in Taiwan and mainland China: A comparative analysis”, *Journal of Comparative Economics* 30(3):507—530.
- Goldsmith, R. W. (1951), “A perpetual inventory of national wealth”, *NBER Studies in Income and Wealth* 14:5—61.
- Griliches, Z. (1980), “R&D and the productivity slowdown”, *American Economic Review* 70(2):343—348.
- Griliches, Z. & F. R. Lichtenberg(1984), “R&D and productivity growth at the industry level: Is there still a relationships?”, in: Z. Griliches(ed), *R&D, Patents and Productivity*, University of Chicago Press.
- Hall, B. H. & J. Mairesse(1995), “Exploring the relationship between R&D and productivity in French manufacturing firms”, *Journal of Econometrics* 65(1):263—293.
- Holz, C. A. (2006), “New capital estimates for China”, *China Economic Review* 17(2):142—185.
- Jorgenson, D. W. & Z. Griliches(1967), “The explanation of productivity change”, *Review of Economic Studies* 34(3):249—283.
- Solow, R. M. (1957), “Technical change and the aggregate production function”, *Review of Economics and Statistics* 39(3):312—320.
- Wu, Y. (2003), “Has productivity contributed to China’s growth?”, *Pacific Economic Review* 8(1):15—30.
- Wu, Y. (2008), “The role of productivity in China’s growth: New estimates”, *Journal of Chinese Economic and Business Studies* 6(2):141—156.
- Young, A. (2003), “Gold into base metals: Productivity growth in the People’s Republic of China during the reform period”, *Journal of Political Economy* 111(6):1220—1261.

(责任编辑:何伟)

(校对:陈建青)