

2021年3月25日

March 25, 2021

“十四五”期间我国潜在产出和增长动力的测算研究

人民银行调查统计司课题组¹

摘要：随着劳动力质量和技术进步等要素对经济增长的重要性不断突显，有必要对我国经济增长的拉动因素进行全方位测算。本文基于多元滤波法等方法，将固定资本分解为通讯信息类固定资本和其他资本，并将劳动力对经济的拉动分解为数量、质量和知识创新三部分，对我国潜在产出和增长动力进行整体和分行业测算。结果表明：技术进步（包括通讯信息类固定资本和知识创新）对经济增长拉动呈持续上升态势，劳动力数量对经济的拉动作用逐渐弱化，同时制造业、信息技术服务业、科学研究技术服务业的全要素生产率增长较快。通过生产函数法，本文测算“十四五”期间我国潜在产出增速在5%-5.7%，总体继续保持中高速增长。

Abstract: As the quality of the workforce and technological progress continue to emerge as important to economic growth, it is necessary to comprehensively measure the pull factors of China's economic growth. Based on the multivariate filtering method and other methods, this paper decomposes fixed capital into ICT capital and other capital, and decomposes the pull of labor force into quantity, quality and knowledge innovation, measuring the overall and industrial potential output. The results show that: the pull of technological progress (including ICT capital and knowledge innovation) is continuously rising, and the pull of labor quantity is gradually weakening, while the total factor productivity of manufacturing industry, information technology service industry and scientific research and technical service industry is growing faster. Through the production function method, this paper estimates that the potential output growth rate during the 14th Five-Year Plan period is 5%-5.7%, continue to maintain medium to high growth rate.

关键词：潜在产出；知识创新；通讯信息类固定资本；多元滤波法

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阮健弘，中国人民银行调查统计司，经济学博士，高级经济师，研究方向为宏观经济和金融统计。刘西，中国人民银行调查统计司，经济学博士，研究方向为宏观经济和模型预测。黄健洋，中国人民银行调查统计司，金融学博士，研究方向为宏观经济和货币政策。李鑫，中国人民银行成都分行，经济学博士，研究方向为经济增长和货币政策。本文内容为作者个人观点，不代表人民银行，文责自负。

一、引言

潜在产出是指在不引起通货膨胀前提下，宏观经济能够获得的最大产出。国际货币基金组织以及美联储等主要国家央行均将潜在产出定义为经济运行中的失业率达到非加速通胀失业率（NAIRU）时的产出水平。当实际产出偏离潜在产出后，价格也出现通胀或通缩偏离。实际产出偏离潜在产出的原因主要是微观主体的价格粘性和货币幻觉行为。货币政策操作的目标应该是让实际产出保持在潜在产出水平，针对通胀或通缩变动开展数量上的削峰填谷操作以及价格上的基准利率调整，确保失业率重新回到非加速通胀失业率水平，让实际产出趋向于潜在产出水平。

2008年金融危机发生以来，欧元区和日本等发达国家宏观经济运行呈现出“低增长、低通胀和低利率”的新特征，菲利普斯曲线平坦化，通胀和失业率的关系弱化。Blanchard et al (2015, 2018) 认为宏观杠杆率快速上升降低了经济周期和金融周期之间的相关性，应对金融危机的非常规货币政策增加了未来增长的脆弱性，导致潜在产出测算准确性不断降低。2020年新冠疫情冲击下，随着全球疫情不断变化且有长期存在的趋势，主要国家潜在产出的重新测算面临更大挑战。Heimberger(2020) 通过生产函数法并引入新冠疫情对全要素生产率及劳动投入的负向冲击，测算出未来5年欧元区年均潜在产出将下降0.2至0.4个百分点。Bondar et al(2020)通过投入产出分析测算出新冠疫情将降低2020年欧元区潜在产出0.6个百分点，疫情冲击对人力资本中的健康资本的负向影响持续存在。Gomez(2020)通过多元滤波模型测算出OECD国家2020年潜在产出将下降0.2至0.8个百分点，老龄人口占比较高的国家潜在产出下降幅度更大。考虑新冠疫情冲击的潜在产出测算具有极为重要的现实意义。

近年来，随着我国经济逐渐从高速增长阶段转向中速高质量增长阶段，在新发展理念指引下不再单纯追求经济增长速度，我国的潜在产出和增长动力测算出现了较大争论。相对乐观的测算如张立群（2019）、姚洋（2019）和余永定（2019）认为我国潜在产出增长率高于6%，当前经济增长低于潜在增长率；刘伟、范欣（2019）的测算结果为2015年到2020年潜在增长率为7.63%，2021年到2025年潜在增长率为7.29%。相对保守测算如刘世锦（2019）等认为我国潜在产出增长率低于6%，当前经济增长已接近或相对高于潜在增长率；刘世锦（2019）测算显示我国2020年到2025年的潜在增长率在5%到6%之间，这种增长阶段转换是符合规律的；中国经济增长前沿课题组（2019）的测算表明，2019年到2023年我国的潜在增长率为5.7%；徐忠、贾彦东（2019）通过滤波法等多种方法综合测算出我国潜在增长率2019年到2024年为5.5%，2025年到2029年为4.6%。上述两类测算的主要分歧在于对全要素生产率和劳动投入的趋势变化判断存在差异。

新冠疫情发生后，我国成为主要经济体中唯一正增长的国家。充分考虑新冠疫情对我国潜在产出的冲击，运用较新的多元滤波法和经典的生产函数法综合对

我国潜在产出和增长动力进行测算具有极为重要的现实意义。同时，将增长动力进一步细分至行业层面对于中央银行货币政策特别是结构性货币政策制定具有较强的政策含义。因此，本文尝试对“十四五”期间我国潜在产出和增长动力进行测算。本文的结构安排如下，第二部分是我国潜在产出和增长动力测算的方法介绍，第三部分是测算数据说明，第四部分是我国潜在产出和增长动力的测算结果，第五部分是我国分行业全要素生产率的测算结果，第六部分是我国技术进步因素的拓展测算，第七部分是“十四五”期间我国潜在产出预测和政策建议。

二、潜在产出和增长动力的测算方法

(一) 生产函数法测算全要素生产率模型构建

参考 CBO (2001)，郭庆旺等 (2004)、徐忠等 (2019) 构建生产函数测算全要素生产率的方法，本文也采用 Cobb-Douglas 形式的生产函数对全要素生产率进行估计。该生产函数假设前提包括资本和劳动可以相互替代、规模报酬不变、技术进步是希克斯中性。具体如下：

$$Y_t = A_t K_t^\alpha (H_t L_t)^\beta \quad (1)$$

其中， Y_t 为产出， K_t 为资本投入， $(HL)_t$ 为劳动投入，劳动投入包含了人力资本质量 H_t 和数量 L_t 两部分， A_t 代表全要素生产率。 α 为资本产出弹性， β 为劳动产出弹性，在规模报酬不变的假设前提下 $\alpha + \beta = 1$ 。许多文献如王小鲁和樊纲(2009)在生产函数中增加了其他变量，用以反映技术进步、配置效率改善等因素对潜在产出的影响。但本文参考 Chow 和 Li(2002)的意见认为过度增加变量会带来模型设定不规范、额外增加测度误差、损失自由度等问题，反而会导致估计精度下降，且我国改革开放 40 多年整个经济的结构转换特征也决定了不适合在模型中加入过多的变量。通过多元滤波法得到的潜在产出，再结合潜在劳动投入，就可以结合生产函数进一步计算出全要素生产率。

(二) 多元滤波法测算潜在产出模型设定

Benes et al (2010) 提出运用多元滤波法 (Multivariate Filter) 可以更准确地测算一个国家的潜在产出。和 HP 滤波法等传统滤波方法相比，多元滤波法首先根据产出、通胀和就业的宏观经济关系构建结构化方程组，通过贝叶斯估计相关参数并进一步测算潜在产出。通过映入产出增长的前瞻预期值，多元滤波法还可以有效避免传统滤波方法的尾部样本 (End of Sample) 问题。Patrick et al (2015) 构建了新兴市场国家的多元滤波潜在产出估计模型，并应用于 16 个国家并发现 2008 年以后潜在产出的测算较传统滤波法和生产函数法更为准确。本文在 Patrick et al (2015) 的基础上，结合中国的宏观经济特征构建多元滤波模型如下：

首先是产出缺口方程， $y = Y - \bar{Y}$ 。其中 y 是产出缺口， Y 是实际产出， \bar{Y} 是潜在产出。实际产出 Y 的变化受到潜在产出 \bar{Y} 和产出缺口 y 的变动影响，潜在产出和产出缺口的受到随机冲击的影响，具体形式如下：

$$\bar{Y}_t = \bar{Y}_{t-1} + G_t + \varepsilon_t^{\bar{Y}}, G_t = \theta G^{ss} + (1-\theta)G_{t-1} + \varepsilon_t^G \quad (2)$$

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t^y \quad (3)$$

其中，(2)式是潜在产出随机冲击方程，潜在产出 Y_t 取决于上一期潜在产出 Y_{t-1} ，潜在产出增长 G_t 和随机扰动 ε_t^y 。潜在产出的增长取决于潜在产出的稳态增长水平 G^{ss} ，上一期潜在产出增长 G_{t-1} 和随机扰动 ε_t^G 。(3)式是产出缺口随机冲击方程，产出缺口 y_t 受到上一期产出缺口 y_{t-1} 和随机扰动 ε_t^y 的影响。

因此，测算潜在产出的关键在于识别产出缺口及相关冲击项，通过菲利普斯曲线方程和奥肯定律方程可以通过引入通胀和就业数据识别产出缺口，本文构建如下：

$$\pi_t = \lambda \pi_{t-1} + \beta y_t + \varepsilon_t^\pi \quad (4)$$

$$e_t = \sigma e_{t-1} + \varphi y_t + \varepsilon_t^e \quad (5)$$

其中，(4)式是菲利普斯曲线方程，当期通胀 π_t 取决于上一期通胀 π_{t-1} ，当期产出缺口 y_t 和随机扰动 ε_t^π ，(5)式是奥肯定律方程，考虑到中国就业数据可得性，本文并未构建基于失业率的奥肯定律方程，而是采用就业增长构建奥肯定律方程。当期就业增长 e_t 取决于上一期就业增长 e_{t-1} ，产出缺口 y_t 和随机扰动 ε_t^e 。就业增长 $e_t = E_t - E_t$ ，即新增就业目标值减去实际新增就业。

此外，为了避免尾部样本问题，本文还引入了前瞻预期方程 $Y_{t+j}^e = Y_{t+j} + \varepsilon_{t+j}^e, j=0,1$ 。 Y_{t+j}^e 是时期 t 对未来 j 期实际产出增速的预测， ε_{t+j}^e 是预测随机扰动。本文采用历年政府工作报告对GDP增速的预期值作为 Y_{t+j}^e 的值。

在构建多元滤波方程组后，本文通过实际GDP、通胀和新增就业数据，并参考Patrick et al (2015)对新兴市场国家的参数赋值确定相关参数值和随机冲击的分布，对模型参数进行贝叶斯估计并进一步测算出潜在产出。

(三) 随机前沿生产函数法测算分行业全要素生产率模型设定

随机前沿生产函数是通过生产前沿面对全要素生产率进行估计的方法。Battese et al (1995)认为随机前沿生产函数可以考虑多个投入视角下的产出效率分析，不需要对生产函数结构做先验假定，因此适用微观企业和行业的全要素生产率测算。本文构建行业层面的全要素生产率估计方程如下：

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 K_{i,t} + \beta_2 (H_{i,t} L_{i,t}) + V_{i,t} - U_{i,t} \quad (6)$$

其中， $Y_{i,t}$ 是行业 i 产出， $K_{i,t}$ 是行业 i 固定资本投入， $H_{i,t}$ 是行业 i 人力质量投入， $L_{i,t}$ 是行业 i 人力数量投入， $V_{i,t} - U_{i,t}$ 是行业 i 估计残差，服从正态和半正态分布分布。通过极大似然估计得到 β_0 即行业 i 的全要素生产率估计值。

三、潜在产出和增长动力的测算数据说明

(一) 产出的核算

一般情况下，选取国内生产总值作为产出的衡量指标。由于我国GDP各构成部门之间产出的增长速度以及价格变动幅度不一致，因此，基期选择的不同会导致最终计算的GDP不变价增速出现差异。例如，以1952年为基期近似计算1952年至1978年的平均增速为6.5%，若以1978年为基期，则同期平均增速降

至 5.3%。目前的研究文献中，主要有 1952 年为基期、1978 年、2000 年和 2015 年为基期四种。参考 Chang et al (2016) 选择 2015 年作为中国宏观时间序列数据的结构平稳突变点的考虑，本文选择以 2015 年为基期计算产出的不变价绝对值。

(二) 固定资本存量的核算

本文利用通行的永续盘存法对各年资本存量进行测算，其基本公式为： $K_t = K_{t-1} + I_t - D_t$ 。其中 K_t 为第 t 年的资本存量， K_{t-1} 为第 $t-1$ 年的资本存量， I_t 为第 t 年的投资， D_t 为第 t 年的总折旧额。在确定了资本存量初始值以及各年投资额、折旧额后，便可算出各年资本存量。

首先是初始固定资本存量的估计。若估计期限较短，则初始资本存量估计对潜在产出测算影响较大。各研究文献关于我国初始固定资本存量值的争议较大，Young et al (2000) 指出基年选择的时间和估计时间跨度越大能够有效消除初始固定资本的估计偏差。本文是测算 1978 年以后的资本存量，若基年选择 1952 年，那么 26 年的时间跨度将使得初始年份的资本存量结果不太重要。为此，本文在估计资本存量时将初始年份设定为 1952 年。现有文献中关于我国 1952 年初始资本存量的估计值在 600-2000 亿元间不等。其中 Chow(1993) 通过国家统计局内部数据计算得出 1952 年我国资本存量为 1752 亿元(包括 720 亿元的土地初始价值)，后续许多研究都采用了该估计值。Maddison(1998) 根据国际上不发达国家以及战后国家的资本产出比指标的经验值，假定我国 1952 年该指标的比值为 0.9，进而算出初始资本存量为 623 亿元。Young et al (2003) 根据国际研究经验，假定初始年份的投资主要用来满足产出增长和弥补资本折旧，进而估计出我国初始资本存量为 815 亿元。本文经过对比，仍采用 chow 的估计结果，但不包含土地价值，即 1952 年我国初始固定资本存量为 1032 亿元，并利用永续盘存法计算出 1978 年的资本存量为 8524 亿元。

其次是投资的选择。已有研究对投资指标的选取主要分为三种，第一种是采用“积累”的概念及其相应的统计口径。如 Chow(1993)。第二种是采用全社会固定资产投资，如王小鲁(2000)。第三种是近期研究常用的资本形成总额或固定资本形成总额。本文通过对比不同指标的内涵，选择国民经济核算账户下的固定资本形成总额作为投资指标。其中 1978-2000 年的数据来自《中国国内生产总值核算历史资料》，2001 年以后的数据来自历年《国家统计年鉴》。2020 年数据依据 2019 年末固定资产存量结合 2020 年的固定资产投资增速进行估算。

再次是折旧的估计。目前大部分研究通常假定一个固定的折旧率，从而对历年资本存量进行折减。例如，Young (2000) 假定折旧率为 6%；张军等(2004) 则在综合考虑我国固定资产中各类资本品不同寿命期以及比重的基础上计算得到我国固定资本形成总额的经济折旧率为 9.6%；王小鲁和樊纲(2009) 假定 1952-1977 年折旧率为 5%，1978-2007 年资本折旧平滑加速，最终达到 8%；Wu(2011) 也设定了一个浮动的折旧率，具体是 1978 年之前为 5%，1978-1992 年为 6%，1993 年以后为 7%。本文选使用国民经济核算账户下的固定资产折旧

序列对资本存量进行折减，这种处理方法实际上是一种时变的折旧率，折算得出 1978-2020 年平均折旧率水平在 5% 左右。数据来源与投资相同。

最后是投资价格指数的选择。20 世纪 80 年代以后，我国投资品价格上升很快，各年的投资价值不具可比性，所以在采用永续盘存法时，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。本文以 2015 年为基年选择固定资产投资价格指数进行折减，但统计年鉴自 1993 年才开始公布这一指数，1993 年之前本文利用《中国国内生产总值核算历史资料:1952-2004》中公布的固定资本形成总额发展速度指标变形后进行折减。

（三）劳动投入的核算

首先是劳动投入数量的核算。从构建经济增长模型的国际实践经验来看，劳动投入数量一般利用劳动时间来衡量。由于我国缺乏相应的基础统计资料，本文依据通行的替代办法直接采用就业人数来衡量劳动投入数量。Chang et al (2016) 指出 1990 前后中国的就业人数存在异常波动，需要结合适龄劳动人口进行调整。本文从 1971 年开始对就业人数进行如下调整：1991 年及以后的就业数据以官方数据为准，不做调整；1982-1990 年期间，以 1982 年、1990 年的两次人口普查为基准，两年的就业人数缺口分别为 6859 万人和 8009 万人，其他年份的缺口则以平均增速进行折算；1971-1982 年期间，随着乡镇企业以及外出务工人员数的加速增长，有理由认为就业人数缺口也呈加速增长趋势。因此，本文假定各年就业人数缺口服从 $gap_{labor} = at^2$ 的分布，其中 1971 年对应 $t=1$ ，1982 年能对应 $t=12$ ，通过 1982 年 6859 万人的缺口数据可以估计出 $a=47.6$ 万人，进而推算出 1978-1982 年期间各年份的就业人数缺口。

其次是劳动力质量即技能水平的测算。本文依据现有文献的通常做法选取就业人口的平均受教育年限来衡量劳动力的技能水平，并作为劳动投入质量的替代变量。但我国在非普查年度 1‰的人口抽样调查中未涉及对就业人员受教育水平的调查，仅在 1982 年、1990 年和 2000 年的人口普查年度以及 1987 年、1995 年 1%抽样调查年度含有该项数据。Holz(2005)研究发现 1%抽样以及 1‰抽样结果相对普查结果存在明显的偏差，因此，本文在三次人口普查中就业人口分年龄受教育水平的统计结果基础上估计出了 1978-2003 年我国就业人口的平均受教育年限，并预测了 2004-2025 年的趋势值。其中对 2010 年我国就业人口平均受教育年限的预测值为 9.08 年/人，而最终 2010 年我国人口普查结果显示当年就业人口平均受教育年限为 9.05 年/人，两者仅相差 0.03 年。因此，有理由认为该文的估计方法具有一定的科学性和准确性。本文直接利用上述相关估计结果来代表 1978 年以来我国劳动力的技能水平。

（四）通胀率核算

Patrick et al (2015) 认为新兴市场国家 GDP 平减指数相比于居民消费者价格指数更能反映整体经济变化。本文也采用 GDP 平减指数作为通胀率核算变量。考虑到我国并未公布以上一年不变价为基准的实际 GDP 数据，本文使用 GDP 名义增速减去实际 GDP 增速近似得到 GDP 平减指数。其中，1978-2000 年的数据

来自《中国国内生产总值核算历史资料》，2001年以后的数据来自历年《国家统计年鉴》。2020年名义GDP和实际GDP增速来自于2021年1月18日国家统计局新闻发布数据。

（五）全要素生产率核算

本文使用国民经济核算数据直接得出时变的生产函数弹性系数。在完全竞争市场的假设前提下，如果各种要素都赚到了其边际产量，则劳动工资总额与资本总收益分别为 $(1-\alpha)Y$ 和 αY 。因此资本边际弹性 α 即为资本收入在国民收入中的份额，同样劳动边际弹性 β 为劳动收入的份额。目前我国国民经济核算体系中有三个渠道提供按收入分的国内生产总值数据。一是投入产出表。该表逢二、七年份编制，是国家统计局唯一直接给出的全国层面按产业部门分类的要素收入数据。二是资金流量表的实物部分。资金流量表数据提供按政府、企业和居民分机构部门的要素分配数据。三是按收入法计算的省际国内生产总值，《中国统计年鉴》从1995年开始提供全国30个省的按收入法计算的GDP，此外包括一些省际收入法GDP历史资料。钱震杰(2008)曾分别用上述三个数据集测算了我国各年总体要素分配份额，得到了一致可比的结果，表明数据来源的选择对要素分配份额变化趋势和幅度的影响并不大。本文考虑到数据的可获得性以及连续性，采用第三种数据来源。其中1978-2004年劳动者报酬占国民收入的比例根据《中国国内生产总值核算历史资料:1952-2004》计算，2005年以后的数据则根据各年统计年鉴计算。2020年的比例和2019年保持一致。

在具体计算过程中，由于收入法GDP分为劳动者报酬、生产税净额、固定资产折旧和营业盈余四部分。根据国内外通用的简易处理方法，劳动者报酬比上收入法GDP为劳动收入份额，也即劳动产出弹性 β ；资本产出弹性为 $1-\beta$ 。计算出弹性系数后，即可利用生产函数将潜在产出、资本投入、潜在劳动投入等变量代入（1）式，计算出各年度TFP的绝对值及增速。

（六）行业层面数据核算

考虑到2003年国家统计局对国民经济行业分类进行了较大调整，导致细分行业的增加值数据前后不可比，本文选取2004年至2019年的分行业数据进行测算。其中，分行业实际产出由总产出依据分行业现价增加值按比例进行拆分计算，分行业的劳动力质量数据和总体劳动力质量数据保持一致，劳动力数量来自于历年《中国劳动统计年鉴》。参考杨轶波（2020），余永泽等（2014）的方法，分行业资本存量数据依据不同行业折旧率结合永续盘存法进行初步核算，并结合总体资本存量数据进行修正。

四、潜在产出和增长动力的测算结果

（一）潜在产出测算结果

从全时期来看，多元滤波法对潜在产出增速的测算和生产函数法测算结果高度一致，说明多元滤波法对潜在产出测算相对稳健。2010年以前，实际GDP和

潜在产出一同保持高速增长，劳动力相对丰富且资本存量仍在迅速增长，生产因素并未呈现收益递减。特别是中国加入世界贸易组织（WTO）后，外需爆发式上升，这使得中国在此期间实现了实际 GDP 的快速增长。2012 年以后，在通胀相对温和的条件下，我国实际 GDP 增速呈现缓慢回落之势。值得注意的是，使用多元滤波法结合 1978-2019 年的数据对 2020 年我国潜在产出增速测算的预测值是 5.5%，而利用 1978-2020 年的数据测算我国 2020 年潜在增速为 5.1%，说明多元滤波法捕捉到了新冠疫情对潜在产出的负向冲击，导致潜在产出增速下降 0.4 个百分点。连平等（2020）的测算结果也显示新冠疫情冲击导致生产函数的形式发生了变化，因此在新冠疫情冲击条件下多元滤波法相对于生产函数法对潜在产出的估计相对更为贴近现实。如图 1 所示，和近年来测算潜在产出的主要文献结论一致，本文也发现我国潜在产出自 2010 以后出现趋势性下降，进入了由高速增长向中速增长转变的经济新常态。

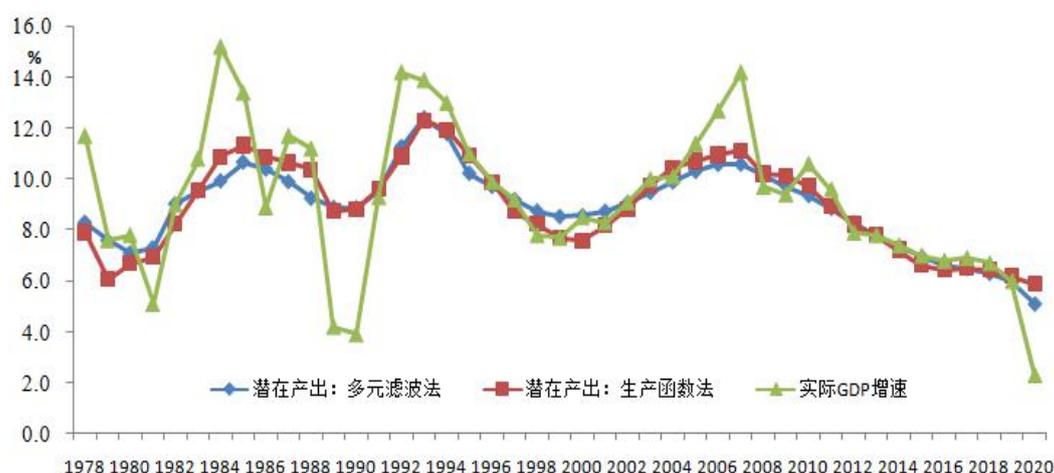


图 1：1978-2020 年我国潜在产出增速测算结果

（二）增长动力的测算结果

我国经济的高速增长并非完全依赖要素投入的简单扩张，以全要素生产率为代表的技术进步和资源配置效率改善等因素在经济增长中扮演着重要的作用。1979-2020 年我国 TFP 年均增长 3.4%，对经济增长的贡献为 36.6%。其他因素中，劳动力质量增长平均拉动经济增长 0.8%，贡献率为 8.6%，代表简单要素投入的固定资本和劳动力数量分别平均拉动经济增长 4.1%和 1%，对经济增长的贡献率为 44.1%和 10.8%。测算结果表明 1978 年我国经济改革以来，受以市场为导向的资源分配方式转变，农村剩余劳动力的大规模转移、就业人口的结构变迁、外商直接投资的技术外溢效应以及直接以外贸进口为体现的先进技术引进等因素的影响，我国的全要素生产率持续增长。同时 1978-2020 年期间资本投入的快速增长仍是经济增长的最主要推力，贡献度超过 40%。本文将 1978 至 2020 年的时间划分为五个时期，分别是 1979-1990 年、1991-2001 年、2002-2007 年、2008-2012 年和 2013-2020 年。对比五个时期不同因素对经济增长的贡献可以发现一是 1978 年以来固定资本投入在我国经济增长中的贡献作用逐步增强，2013 年至 2020 年

期间有所下降。2000年之前的改革初期，固定资本对经济增长的贡献率不足40%，但2013-2020年固定资本对经济增长的贡献率大幅攀升至67.2%，显示在后金融危机时代，我国依靠资本扩张拉动经济增长的依赖性显著增强。二是劳动力数量扩张对经济增长的贡献率持续下滑。随着我国农村劳动力的转移速度逐步放缓以及人口结构的逐步演变，劳动力数量对经济增长的拉动作用持续下滑，贡献率也由改革初期17.2%，持续下降至2013年至2020期间的0%。2019年末我国就业人员77471人，较2018年下降115万人，导致我国劳动力数量对经济增长贡献率下降至-0.1。未来随着我国人口红利持续消退，劳动力数量对经济增长贡献还将进一步下降。三是劳动力质量对经济增长的贡献率有所增强。改革初期，劳动力质量提高对经济增长的拉动作用不及劳动力数量扩张对经济增长贡献的一半，但90年代开始，劳动力质量提高对经济增长的作用逐步超过数量的扩张，并且领先幅度逐步扩大。2000年以来，劳动力质量提高对经济增长的贡献率稳定在6%至7%之间，2013至2020年期间贡献率增加到7.8%。四是TFP对经济增长的劳动作用大致呈现“先升后降”的变动规律。TFP的贡献率由改革初期的32.4%左右，上涨至新世纪初期的45%上下，但2013至2020年期间TFP的贡献率下降至25%左右。全要素生产率改善带来的经济增长效应有所弱化，受到新冠疫情冲击，2020年我国TFP增长率下降至-1.8%。

表 1：1978-2020 年各时期不同要素对我国经济增长的拉动作用

时期	实际 GDP 增速 (%)	拉动经济增长 (百分点)				贡献率 (%)			
		固定资本投入	劳动力		TFP	固定资本投入	劳动力		TFP
			数量	质量			数量	质量	
1978-1990	9.3	3.5	1.6	1.1	3.0	37.6	17.2	11.8	32.4
1991-2001	10.3	3.9	1.2	1.1	4.1	37.9	11.7	10.7	39.7
2002-2007	11.3	4.8	0.6	0.8	5.1	42.5	5.3	7.1	45.1
2008-2012	9.4	5.4	0.2	0.7	3.1	57.4	2.1	7.4	33.1
2013	7.8	5.3	0.1	0.5	1.9	67.9	1.3	6.4	24.4
2014	7.4	4.7	0.1	0.5	2.1	63.5	1.4	6.8	28.4
2015	7	4.5	0.0	0.5	2.0	64.3	0.0	7.1	28.6
2016	6.8	4.4	0.0	0.5	1.9	64.7	0.0	7.4	27.9
2017	6.9	4.2	0.1	0.5	2.1	60.9	1.4	7.2	30.4
2018	6.7	3.9	0.0	0.4	2.4	58.2	0.0	6.0	35.8
2019	6	3.8	-0.1	0.4	1.9	63.3	-1.7	6.7	31.7
2020	2.3	3.7	-0.1	0.5	-1.8	160.9	-4.3	21.7	-78.1
2013-2020	6.4	4.3	0.0	0.5	1.6	67.2	0.0	7.8	25.0
1978-2020	9.3	4.1	1.0	0.8	3.4	44.1	10.8	8.6	36.6

数据来源：调查统计司测算

由于疫情对经济的冲击，我国经济增长潜力并未充分发挥出来，主要体现在全要素生产率对经济的拉动作用上。2020年全要素生产率对经济增长的贡献为-1.8个百分点。若经济正常运行，全要素生产率应在2%左右（2013年-2019年基本稳定在2%上下）。这样计算，2020年我国潜在产出增速大约在6%左右，实际增速比潜在产出增速低约3.8个百分点。

五、分行业全要素生产率测算结果

分行业全要素生产率的测算结果可以进一步分析行业层面的技术进步增长动力。本文对分行业全要素生产率的测算结果和中国经济增长前沿课题组(2019)的利用DEA和生产函数法测算结果在趋势上基本一致，表明本文的测算结果相对稳健。一是第一产业的全要素生产率增长较为平稳。2005年至2016年期间，农林牧渔业的全要素生产率增长率维持在1%附近，2017年至2019年期间下降至0.2%。二是除制造业外的第二产业的全要素生产率近年来出现趋势性负增长。2005年以来，采矿业，电力，煤气及水的生产和供应业和建筑业全要素生产率增长呈现前高后低趋势，制造业全要素生产率增速相对平稳。2017年至2019年，采矿业，电力，煤气及水的生产和供应业和建筑业全要素生产率均为负增长，仅有制造业全要素生产率保持正增长且呈现加快趋势。三是第三产业全要素生产率增长分化较大。2005年以来，金融业和房地产业全要素生产率增长持续回落，公共管理和社会组织，教育，卫生、社会保障和社会福利业的全要素生产率增长持续加快，科学研究、技术服务和地质勘查业以及交通运输、仓储和邮政业等行业全要素生产率增长相对平稳。2017年至2019年期间，交通运输、仓储和邮政业，批发零售业，房地产业和水利、环境和公共设施管理业全要素生产率保持相对低速增长，信息传输、计算机服务和软件业，公共管理和社会组织，教育，卫生、社会保障和社会福利业，居民服务和其他服务业，金融业，科学研究、技术服务和地质勘查业保持相对高速增长，其中信息传输、计算机服务和软件业增速高达13.6%。住宿和餐饮业和租赁和商务服务业全要素生产率增长为负。

表 2：2005-2019 分行业全要素生产率变化情况

行业	TFP 增长率 (百分点)			
	2005-2008	2009-2012	2013-2016	2017-2019
农、林、牧、渔业	0.9	1.2	0.7	0.2
采矿业	4.8	-1.5	1.2	-4.3
制造业	3.2	2.1	2.8	4.7
电力、煤气及水的生产和供应业	6.3	1.2	-4.5	-1.7
建筑业	9.7	3.2	1.1	-2.4
交通运输、仓储和邮政业	1.3	-3.6	1.6	2.1
信息传输、计算机服务和软件业	7.6	11.7	16.4	13.6
批发和零售业	5.7	4.2	1.3	2.5
住宿和餐饮业	6.6	2.8	-4.8	-1.1

金融业	22.0	5.2	8.7	6.3
房地产业	15.0	-10.3	-1.9	0.6
租赁和商务服务业	3.1	0.8	1.1	-0.7
科学研究、技术服务和地质勘查业	4.2	5.5	4.8	5.9
水利、环境和公共设施管理业	-7.1	1.7	2.5	2.7
居民服务和其他服务业	-1.8	-0.8	3.5	6.7
教育	1.6	3.4	5.1	7.8
卫生、社会保障和社会福利业	1.2	1.8	2.4	7.3
文化、体育和娱乐业	-1.5	-0.2	0.6	1.4
公共管理和社会组织	4.1	7.8	8.4	9.3

数据来源：调查统计司测算

六、技术进步因素的拓展测算

余永定（2019）认为我国的技术进步率由于对通讯信息（ICT）类资本投入和产出的核算存在偏差而长期低估。Jones（2002）对美国 1950-2001 年增长分解发现知识创新是全要素生产率增长的主要来源。本文参考 Jones（2002）对知识创新带动经济增长的测算方法，在生产函数的测算框架下尝试引入 ICT 类资本和知识创新来测算我国的技术进步因素。ICT 类资本存量增速是影响资本投入带动技术进步的重要因素，同时知识创新增速通过影响劳动技术进步对劳动生产率有重要影响，拓展后的生产函数进行全微分后形式如下：

$$\frac{dY_t}{Y_t} = \frac{dv_t}{v_t} + \alpha \left(\frac{dK_{non-ict,t}}{K_t} + \frac{dK_{ict,t}}{K_t} \right) + \beta \left(\frac{dH_t}{H_t} + \frac{dL_t}{L_t} + \frac{dT_t}{T} \right) \quad (7)$$

其中， $\frac{dK_{ict,t}}{K}$ 是 ICT 资本存量增速， $\frac{dT_t}{T}$ 是知识创新增速， $\frac{dv_t}{v_t}$ 是剔除知识创新效应后的全要素生产率， $\frac{dK_{non-ict,t}}{K_t}$ 是非 ICT 资本存量增速， $\frac{dL_t}{L_t}$ 和 $\frac{dH_t}{H_t}$ 是劳动力数量和质量投入增速。 $\alpha \frac{dK_{ict,t}}{K_t} + \beta \frac{dT_t}{T}$ 从资本和劳动力层面衡量了技术进步对经济增长的贡献。

和经典生产函数相比，拓展后的生产函数考虑了 ICT 类资本投入和知识创新分别从资本和劳动层面拉动经济增长的具体贡献。在具体指标选取上，本文采用 2005-2019 年国内 ICT 设备生产和 ICT 设备进口数据构建 ICT 固定资产投资序列，数据来源于历年《中国电子工业年鉴》；采用 2005 年以来国家统计局编制的中国创新指数作为知识创新增速的测量指标。该指数包含了创新环境、投入、产出和成效四个方面，是对我国知识创新较为全面的衡量。结合非 ICT 类资本存量、劳动力数量投入和劳动力技能水平的数据代入（7）式，本文测算出剔除知识创新效应后的全要素生产率对经济增长的劳动和贡献率。2006 年至 2019 年我国技术进步对经济增长劳动和贡献率测算结果如表 3 和表 4。

表 3：2006-2019 年我国技术进步对经济增长拉动

时期	实际 GDP 增速 (%)	拉动经济增长 (百分点)					
		拓展生产函数					
		固定资本投入		劳动力			剔除知识创新 TFP
		非通讯信息类	通讯信息类	数量	质量	知识创新	
2006	12.7	4.9	0.2	0.4	0.6	0.6	6.0
2007	14.2	4.7	0.3	0.3	0.7	0.5	7.7
2008	9.7	4.8	0.4	0.3	0.7	0.5	3.0
2009	9.4	5.3	0.4	0.2	0.8	0.7	2.0
2010	10.6	5.0	0.5	0.2	0.7	0.6	3.6
2011	9.6	4.5	0.7	0.2	0.7	0.5	3.0
2012	7.9	4.6	0.8	0.1	0.6	0.6	1.2
2013	7.8	4.5	0.8	0.1	0.5	0.4	1.5
2014	7.4	3.9	0.8	0.1	0.5	0.5	1.6
2015	7.0	3.6	0.9	0.0	0.5	0.5	1.5
2016	6.8	3.5	0.9	0.0	0.5	0.6	1.3
2017	6.9	3.1	1.1	0.1	0.5	0.8	1.3
2018	6.7	2.7	1.2	0.0	0.4	0.8	1.6
2019	6.0	2.5	1.3	-0.1	0.4	0.9	1.0
平均	8.8	4.1	0.7	0.1	0.6	0.6	2.7

数据来源：调查统计司测算

表 4：2006-2019 年我国技术进步对经济增长贡献率

时期	实际 GDP 增速 (%)	贡献率 (%)					
		拓展生产函数					
		固定资本投入		劳动力			剔除知识创新 TFP
		非通讯信息类	通讯信息类	数量	质量	知识创新	
2006	12.7	38.6	1.6	3.1	4.7	4.7	47.2
2007	14.2	33.1	2.1	2.1	4.9	3.5	54.2
2008	9.7	49.5	4.1	3.1	7.2	5.2	30.9
2009	9.4	56.4	4.3	2.1	8.5	7.4	21.3
2010	10.6	47.2	4.7	1.9	6.6	5.7	34.0
2011	9.6	46.9	7.3	2.1	7.3	5.2	31.3
2012	7.9	58.2	10.1	1.3	7.6	7.6	15.2
2013	7.8	57.7	10.3	1.3	6.4	5.1	19.2
2014	7.4	52.7	10.8	1.4	6.8	6.8	21.6
2015	7.0	51.4	12.9	0.0	7.1	7.1	21.4
2016	6.8	51.5	13.2	0.0	7.4	8.8	19.1
2017	6.9	44.9	15.9	1.4	7.2	11.6	18.8
2018	6.7	40.3	17.9	0.0	6.0	11.9	23.9
2019	6.0	41.7	21.7	-1.7	6.7	15.0	16.7
平均	8.8	46.6	8.0	1.1	6.8	6.8	30.7

数据来源：调查统计司测算

本文将通讯信息类固定资本投入和知识创新的综合效用作为衡量技术进步的指标，可以发现 2006 年以来技术进步（包括通讯信息类固定资本投入和知识创新）对经济增长拉动呈上升态势，从 2006 年的 0.8% 上升至 2019 年的 2.2%。

技术进步对经济增长的贡献率从 2006 年的 6.3% 上升至 2019 年的 36.7%。



图 2：技术进步对经济增长的拉动和贡献率

数据来源：调查统计司测算

七、“十四五”期间我国潜在产出增速预测和政策建议

(一) “十四五”期间我国潜在产出增速预测

通过多元滤波法可以对潜在产出增速随机冲击进行估计，本文首先利用一阶自回归模型预测固定资本、劳动力质量和劳动力数量在“十四五”期间对潜在产出的增长拉动，发现固定资本和劳动力数量的拉动效应将趋势性下降，劳动力数量投入贡献持续为负，同时劳动力质量的拉动效应维持在 0.5 至 0.6 个百分点之间。为考虑疫情冲击对潜在产出的持续影响，本文假定 2020 年的随机冲击代表新冠疫情负向冲击大小，预计“十四五”期间全要素生产率保持在 1.7% 左右，潜在产出增速将保持在 5.1%-5.7% 之间。

表 5：2010-2025 年我国潜在产出增速预测情况

		各要素拉动 (百分点)				TFP	潜在产出增速 (%)
		固定资本	劳动力				
			质量	数量			
预测	2021	3.6	0.5	-0.1	1.7	5.7	
	2022	3.6	0.5	-0.1	1.7	5.5	
	2023	3.5	0.5	-0.2	1.8	5.5	
	2024	3.4	0.6	-0.2	1.8	5.3	
	2025	3.1	0.6	-0.3	1.7	5.1	

数据来源：调查统计司测算

(二) 政策建议

一是正确认识我国潜在产出保持中速增长的特征，保持货币政策合理适度支持。我国经济增速下降的主要原因，是潜在产出增长的周期性下降，而非短期趋

势的影响。通过传统大规模的财政和货币刺激政策将实际 GDP 增速长期维持在潜在产出增速之上是无法实现的，不仅如此，还容易造成通货膨胀和宏观杠杆率的过快上升，进而增加经济系统性风险。新冠疫情发生以来，我国央行加大货币政策对实体经济流动性支持，应继续优化完善“双支柱”调控框架，确保货币政策对实体经济支持力度和潜在产出增速大体匹配。

二是加强新发展理念贯彻落实，尽可能提高全要素生产率增长。中央提出的“加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”和跨周期宏观调控政策，是对中国经济发展现状和未来出路的准确把控。加强宏观政策的跨周期调控来推动供给侧结构性改革，进而促进国民经济在新发展格局下高质量发展，引导全要素生产率在相对高水平路径上增长。增大宏观政策对 ICT 类固定资产投资以及全社会知识创新的支持力度，创新支持工具，优先引导生产要素向 ICT 类固定资本和知识创新活动配置。

三是加强结构性货币政策对人力资本质量和高全要素生产率行业的支持，巩固好全要素生产率增长的微观基石。按照“十四五”《建议》提出的要求，坚持创新驱动发展，全面塑造发展新优势。从强化国家战略科技力量到提升企业技术创新能力再到激发人才创新活力，立体化、多层面促进科技创新发展，大力探索支持创新发展结构性货币政策工具，提高直接融资比重，加大金融支持人力资本质量提升；另一方面，应坚持新发展理念，构建新发展格局，将科技创新融入到建设现代产业体系中，推动经济体系优化升级。制造业和信息传输、计算机服务和软件业，公共管理和社会组织，教育，卫生、社会保障和社会福利业，居民服务和其他服务业，金融业，科学研究、技术服务和地质勘查业等行业在未来较长时间内依然是我国经济发展的根基。应加大对战略性新兴产业，新一代信息技术、生物技术、新能源、新材料、高端装备、新能源汽车、绿色环保以及航空航天、海洋装备等重点产业中长期融资支持。构建支持绿色发展和碳达峰和碳中和目标的金融机构信贷激励相容约束，通过市场化、法制化手段加强货币政策对产业发展的高质量支持。

参考文献

- [1] 郭红兵, 陈平. 基于 SVAR 模型的中国产出缺口估计及评价[J].数量经济技术经济研究, 2010, (5): 116-128。
- [2] 郭晗, 任保平.结构变动、要素产出弹性与中国潜在经济增长率[J].数量经济技术经济研究, 2014, (12): 72-84。
- [3] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国潜在产出与产出缺口的估算[J].经济研究, 2004, (5): 31-39。
- [4] 刘斌, 张怀清. 我国产出缺口的估计[J].金融研究, 2001, (10): 69-77。
- [5] 刘世锦.用刺激政策达到超过潜在增长率的增速是寅吃卯粮[R].新京, 2019, 12.07。
- [6] 刘伟、范欣.中国发展仍处于重要战略机遇期——中国潜在经济增长率与增长跨越[J].管理世界, 2019, (01): 3-15。
- [7] 李建伟.当前我国经济运行的基本态势及其未来发展趋势分析[J].经济界, 2006, (2): 15-25。
- [8]连平, 王好.中国潜在产出增速与“十四五”期间经济增长[N].金融时报,2021-01-04(009)。
- [9] 沈利生. 我国潜在经济增长率变动趋势估计[J].数量经济技术经济研究, 1999, (12), 3-6。
- [10] 石柱鲜, 武征, 刘俊生. et al. 2004 年我国主要宏观经济指标的变动趋势分析[J].数量经济技术经济研究, 2004, (7): 15-25。
- [11] 王宪勇. DSGE 框架下的中国经济波动研究[D/OL].大连: 东北财经大学。
- [12] 徐忠, 贾彦东.中国潜在产出的综合测算及其政策含义[J].金融研究, 2019, (3): 1-17。
- [13] 谢保嵩, 雷进贤.基于生产函数法的中国潜在产出及经济增长前景研究[J].金融监管研究,2013(12):53-76。
- [14] 解三明. 我国“十二五”时期至 2030 年经济增长潜力和经济增长前景分析研究[J].经济学动态, 2008, (3): 19-25。
- [15]杨轶波.中国分行业物质资本存量估算(1980-2018 年)[J].上海经济研究, 2020(08): 32-45。
- [16] 姚洋. 反思去杠杆[R].财经,2019, 12.12。
- [17] 余永定. 经济增速已滑至 6%, 该刹车了[R].财经 2019, 12.12。
- [18] 余泳泽,刘凤娟,张少辉.中国工业分行业资本存量测算:1985-2014[J].产业经济评论,2017(06):5-15。
- [19] 张金清, 赵伟. 开放经济条件下我国潜在产出水平的估算与解析[J].数量经济技术经济研究, 2009, (1), 67-76。
- [20] 周晓艳, 张杰, 李鹏飞.中国季度潜在产出与产出缺口的再估算[J].数量经济技术经济研究, 2012, (10): 3-19。
- [21] 中国经济增长前沿课题组. 中国经济增长报告(2018~2019) [M].北京: 社会科学文献出版社, 2019: 35-80。
- [22] BASU S, FERNALD J. What do we know (and not know) about potential output? [J]. Review, 2009, 21 (7): 187-214.
- [23] BAXTER M, KING R G. Measuring business cycles approximate Band-Pass filters for economic time series[J]. Review of economics and statistics, 1999, 81 (4): 575-593.

- [24] Battese GE, Coelli TJ. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data[J]. *Empirical economics*. 1995 Jun;20(2):325-32.
- [25] Benigno, G and L Fornaro (2018), "Stagnation traps", *The Review of Economic Studies* 85(3): 1425-1470.
- [26] BLANCHARD O J , QUAH D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances[J]. *American economic review*, 1989, 79(4): 655-673.
- [27] BENES J, JOHNSON M, et al. Estimating potential output with a multivariate filter[R]. IMF working papers, 2010.
- [28] BLAGRAVE P, GARCIASALTOS R, LAXTON D, et al. A simple multivariate filter for estimating potential output[J]. IMF working papers, 2015, 15 (79) : 3-29.
- [29] BLANCHARD O J, ERCEG C J, LINDE J. Jump-starting the Euro area recovery: would a rise in core fiscal spending help the periphery[J]. *Nber macroeconomics annual*, 2015, 31 (1) : 80.
- [30] Blanchard, O. Should we reject the natural rate hypothesis[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2018,32(1): 97-120.
- [31] Bodnár K, Le Roux J, Lopez-Garcia P, Szörfi B. The impact of COVID-19 on potential output in the euro area[J]. *Economic Bulletin Articles*. 2020;7.
- [32] Bodnár, K, J Le Roux, P Lopez-Garcia and B Szörfi (2020), "The impact of COVID-19 on potential output in the euro area", *ECB Economic Bulletin*.
- [33] CHEREMUKHIN A, GOLOSOV M, GURIEV S, et al. Was stalin necessary for Russia's economic development?[J]. *NBER working paper No. 19425*, 2013.
- [34] Chang C, Chen K, Waggoner DF, Zha T. Trends and cycles in China's macroeconomy[R]. *NBER Macroeconomics Annual*. 2016 Jan 1;30(1):1-84.
- [35] CLARK P D. Have your scanner's acoustic output figures been tissue adjusted[J]. *Ultrasound in medicine & biology*, 1987, 13 (10) : 667-668.
- [36] COGLEY T , NASON J M. Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series implications for business cycle research[J]. *Working papers in applied economic theory*, 2004, 19 (1-2) : 253-278.
- [37] Fatás, A and L H Summers (2017), "The Permanent Effects of Fiscal Consolidations," *Journal of International Economics* 112: 238-250.
- [38] Fornaro, L and M Wolf (2020), "Covid-19 Coronavirus and Macroeconomic Policy: Some Analytical Notes".
- [39] Gómez-Pineda JG. Growth forecasts and the Covid-19 recession they convey[J]. *Covid Economics*. 2020 Jul 30;40:196-213.
- [40] Heimberger P. Potential Output, EU Fiscal Surveillance and the COVID-19 Shock[J]. *Intereconomics*. 2020 May;55:167-74.
- [41] Heimberger, P (2020), "Potential Output, EU Fiscal Surveillance and the COVID-19 Shock".
- [42] Jones CI. Sources of US economic growth in a world of leads[J]. *American Economic Review*,

2002,Mar;92 (1):220-239.

[43] Jordà, O, M Kornejew, M Schularick and A M. Taylor (2020),Zombies at Large: Corporate Debt Overhang and the Macroeconomy[R]. CEPR Discussion Paper , 2020, 15518.

[44] MISHKIN F S. Estimating potential output: a speech at the conference on price measurement for monetary policy[J]. Speech, 2007, 25 (4) : 903-909.

[45] NELSON E, NIKOLOV K O. UK inflation in the 1970s and 1980s: the role of output gap mismeasurement[J]. Journal of economics and business, 2003, 55 (4) : 353-370.

[46] OKUN A M. Potential GNP : Its measurement and significance[J]. Proceedings of the business and economic statistics section, 1962: 98-104.

[47] ORPHANIDES A, NORDEN S V. The reliability of inflation forecasts based on output gap estimates in real Time[J]. Journal of money, credit and banking, 2005, 37 (3) : 583-601.

[48] ORPHANIDES A, VAN_NORDEN S. The reliability of output gap estimates in real time[J], Econometric Society.

[49] OFFICE C B. CBO's method for estimating potential output: an update, congressional budget office[J]. The Congress of the United States, 2001.

[50] OFFICE C B. Revisions to CBO's projection of potential output since 2007[J]. Reports , 2014, 2 (2) : 160-161.

[51] Pujol, T (2020), “The Long-Term Economic Cost of Covid-19 in the Consensus Forecasts,” Covid Economics 44.

[52] Vinci, F and O Licandro (2020), “Switching-track after the Great Recession,” CFCM Working Paper 02/2020.