

开放条件下中国国民收入增长的结构特征及效率问题研究^①

范志勇

毛学峰

摘要：本文在开放条件下通过参数和非参数方法对中国 1981-2010 年国民收入增长状况及其特征进行了核算。结果显示尽管中国国民收入和经济增长取得了举世瞩目的成就，但近年来全要素增长率持续下滑，国民收入增长主要依靠资本投入，持续增长的基础并不牢固。贸易条件的恶化也在一定程度上蚕食了产出对收入增长的贡献。另外本文还对中国要素、产出以及两者价格之间的弹性关系进行了核算，获得了关于中国经济结构的多方面动态特征。这些特征对于中国经济结构调整和政策选择具有一定的参考价值。

关键词：国民收入超越对数生产函数贸易条件全要素生产率

一、前言

加入 WTO 之后，随着中国经济越来越多地融入到全球分工体系中，国内经济结构出现了重大变化，国际贸易对经济增长、国民收入增加甚至产业结构调整都产生着日益重要的影响。然而自美国次贷危机和欧洲债务危机爆发以来，中国经济增长面临着日益沉重的压力。全球经济的低迷和国际石油价格的反弹使中国经济面临出口停滞和通胀输入压力；而产业结构不合理、生产高投入、高污染特征和人口红利消失等问题都对经济可持续增长形成挑战。未来中国经济能否继续实现持续较快增长成为各界热议的问题。理论上经济增长是否可持续取决于全要素生产率进步的可持续性。中国经济增长的动力来自何处，全要素生产率又在经济增长中发挥多大作用？这些问题关系到未来增长的可持续性，而要回答这些问题必须对中国经济增长的模式进行研究。

另一个与此相关的问题是经济增长是否意味着收入也实现了同等的增长？尽管经济增长是实现收入增加的主要源泉，但最终决定福利水平的因素不是产出而是收入。在开放经济中，贸易条件的变化可能造成收入增加与产出增长之间出现较大差异。理论上，发展经济学家早就意识到发展中大国在某些极端条件下可能会出现“增产不增收”甚至“贫困化增长”现象，而在现实中经济学家也发现了贸易条件改善收入增长的反例。近年来，中国实际 GDP 增长率全球领先，但贸易条件恶化程度同样引人注目。根据世界银行 WDI 数据库，以 2000 为 100，2010 年中国贸易条件指数仅为 75.7；同为“金砖五国”成员的巴西、印度、南非和俄罗斯的贸易条件指数分别为 86.7、127.2、140.7 和 202.1，即便是贸易条件出现恶化的巴西，其程度相对中国也要缓和的多。^②尽管贸易条件直接影响国民收入，但在中国的政策实践中却在很大程度上忽略了，究其原因是由于贸易条件改善本身并不能直接带来就业增长，也无法象 GDP 指标那样反映宏观经济状况的改善。然而 Diewert 和 Morrison(1986)发现贸易条

^①作者分别感谢中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目成果(10XNJ005)“经济结构调整与全球经济一体化过程中中国宏观经济风险分散现状、渠道、福利分析和分散风险对策研究”和国家自然科学基金青年科学基金资助(71103212)。

^②本文中贸易条件具体指价格贸易条件。关于中国贸易条件是否恶化，研究者有不同的结论，对该问题的深入讨论超出了本文的范畴，有兴趣的读者请参见相关文献。

件改善与技术进步的效果非常类似。而相关的经济指数理论(Economic Index Theory)研究也发现,贸易条件变动会扭曲实际国内生产总值对国民收入以及居民福利的反映;贸易条件改善时,实际 GDP 增长率会低估实际国民收入增长;而当贸易条件恶化时,实际 GDP 增长率又会高估实际收入增长。近年来的贸易条件恶化究竟给中国国民收入的增长究竟造成了多大的损失?

开放条件下国民收入增长依赖于产出增长或贸易条件改善,而产出增长又依赖于要素投入和全要素生产率的进步。生产要素、全要素生产率和贸易条件对中国产出和收入增长的贡献分别是多少?这些问题的回答对检讨和反思中国经济发展模式具有重要的意义,同时也为评估未来中国经济和收入增长的可持续性提供理论依据。围绕上述问题,本文主要进行了如下工作:首先,我们根据生产理论和经济指数方法,构建了中国 Törnqvist 国内支出价格指数、要素投入指数和国内生产总值指数等指标,核算了贸易条件以及各类因素对国民收入增长的贡献;其次,本文首次在开放背景下通过对中国超越对数形式生产函数的估计,评估了中国全要素生产率进步的特征,并估计了价格因素和要素投入因素之间的相互影响以及二者对产出增长的影响,在一定程度上填补了国内研究的空白。

下文共分为四个部分。第二小节进行相关文献研究,重点说明贸易条件改变如何导致实际 GDP 扭曲收入核算以及开放条件下基于生产理论和经济指数理论的国民收入增长核算方法。第三小节根据中国改革开放以来的数据,通过指数核算方法测算贸易条件及各要素对收入增长的贡献。第四小节通过对总量生产函数进行回归,计算了中国生产函数的各种弹性系数,进而分析了中国收入增长的特点。最后是相关结论和本文未来改进的方向。

二、贸易条件改变的收入效应——开放条件下收入核算模型文献

在 20 世纪 70-80 年代的两次石油危机期间,经济学家关注到石油进口国经济核算指标(特别是 GDP 或 GNP)的异常表现,开始研究贸易条件变化对国民收入核算的影响,如 Hamada 和 Iwata(1984)。经济学家发现,当贸易条件发生剧烈变化时,实际 GDP 指标不仅无法准确测算一国收入的变化,甚至可能完全扭曲实际收入增减变化的方向。为了便于说明,我们需要首先界定下本文所讨论的国民收入的概念。在相关文献中,名义国民收入等同于名义国民生产总值概念,在忽略国外要素净收益等假设下,往往将名义 GDP 等同于名义国民收入。在衡量实际国民收入时,需要用价格指数对名义国民收入进行平减,生产理论认为实际国民收入指标侧重于反映消费者福利水平(或者收入购买力)的变化,需要用国内支出价格指数进行平减。具体的,国内支出价格指数是指国内居民、政府所购买的消费品和投资品的价格指数,由于进口产品需要经过国内运输、分销等环节才能被最终使用,因此生产理论假定进口产品全部为中间产品,用于最终消费和投资的产品全部由国内生产,国内支出价格指数是衡量收入购买力变化的适宜指标。名义国民收入经国内支出价格指数平减后得到实际国民收入,这一定义在相关研究中得到广泛应用,例如 Kohli(2004),Feenstra ,Heston,Timmer,Deng(2009)和 Feenstra, Ma, Neary, Rao(2012)等。本文遵从上述定义,在下文中用 GNI 表示国民收入。

(一)贸易条件为什么会扭曲收入核算

Hamada 和 Iwata(1984)、Kohli(2004)等研究指出了贸易条件改变时实际 GDP 指数可能扭曲收入增减的事实。那么在现有核算体系中,贸易条件变化为什么会扭曲国民收入核算?在现行国民经济核算体系下,用以对名义 GDP 进行缩减的 GDP 平减指数实际上是通过国内支出(最终消费和最终投资)价格指数、出口品价格指数和进口品价格指数通过加权平均得到的,其中进口品价格指数的权重为负值。给定其他条件不变,进口品价格上升(意味着贸易条件恶化)将会导致 GDP 平减指数下降,从而导致以实际 GDP 表示的收入上升,这显然与消费者福利下降的事实相冲突。

与实际 GDP 侧重关注产出变化不同, 实际 GNI 更多关注国民收入购买能力的变化。因此在考察国民收入购买力变化时采用的价格指数是国内支出价格指数而非 GDP 平减指数。名义 GDP 等于名义 GNI, 如果 GDP 平减指数高于国内支出价格指数就会导致实际 GDP 低于实际 GNI, 从而认定为实际 GDP 低估了收入增长; 反之则认定为实际 GDP 高估了收入增长。贸易条件对收入核算的扭曲实际上是就是由于 GDP 平减指数和国内支出价格指数的差别造成的。Kohli(2004)在一个两国、两种商品的非完全分工模型中说明两种产品在产出和消费中的比例差异越大, GDP 平减指数和国内支出价格指数差异越大, 贸易条件的扭曲效果越明显。而且该研究还发现当技术和生产要素不变时, 贸易条件改变也可能导致实际 GDP 指数变动, 因此开放条件下收入增长核算应该将贸易条件连同资本、劳动和全要素生产率等要素一起纳入到分析框架之内。

(二)开放条件下的收入增长和贸易条件福利效应核算

20世纪80年代中期之后, 随着生产理论和经济指数理论的发展, 经济学家开始从生产和收入的角度衡量贸易条件改变的影响。^①基于生产理论的研究方法具有以下特点: 首先, 不是直接测算贸易条件改变对效用水平的影响, 而是通过测算贸易条件对国民收入的影响间接反映其福利效用; 其次, 由于实际GDP不是反映收入变化的完美指标, 而且贸易条件改善对实际产出的影响完全类似于技术进步, 因此基于生产理论的定量研究的多是以名义GDP为起点, 通过构建国内支出价格指数, 是实际GDI作为研究对象; 第三, 核算过程中进、口商品均作为中间产品处理; 第四, 该方法能够整体分解出所有影响名义收入因素的影响, 包括国内价格、全要素生产率、要素投入和贸易条件等; 第五, 在实证方法上可以采用参数估计方法, 也可以采用经济指数方法。

具体来说, 基于生产理论的收入核算方法往往以GDP函数为研究起点。在完全竞争、规模报酬不变、边际产出递减和厂商利润最大化假设下, GDP函数可以表示为:

$$z(p_{D,t}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t) = \left\{ \underset{y_D, y_X, y_M}{Max} p_{D,t} y_D + p_{X,t} y_X - p_{M,t} y_M \right\} \quad (1)$$

其中 z 是名义GDP函数, 净产出向量一般被分为用于国内最终使用的产品 D (包含最终消费和最终投资)、出口品 X 和进口品 M , 产品的数量和价格分别用 y_{ij} 和 p_{ij} 表示, $i \in \{D, X, M\}$; 要素投入为 x_{jt} , $j \in \{L, K\}$, L 和 K 分别表示劳动和资本, t 表示当期GDP函数的技术特征。^②在实证研究中, GDP函数往往采取超越对数函数形式, 其优势在于函数形式灵活, 可以提供其他形式GDP函数对数的二阶近似, 具体形式参见方程(2)。^③

$$\begin{aligned} \ln z_t = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_{i,t} + \sum_h \beta_h \ln x_{h,t} + 1/2 \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{i,t} \ln p_{j,t} + 1/2 \sum_h \sum_k \phi_{hk} \ln x_{h,t} \ln x_{k,t} \\ & + \sum_i \sum_h \delta_{ih} \ln p_{i,t} \ln x_{h,t} + \sum_i \delta_{it} \ln p_{i,t} + \sum_h \phi_{ht} \ln x_{h,t} + \beta_t + 1/2 \phi_{tt} t^2 \end{aligned} \quad (2)$$

在此基础上, 可以通过对超越对数GDP函数的参数进行估计或者通过构建统计指数的方法就

^① 20世纪50-80年代中期经济学家主要基于效用理论来研究贸易条件改变的福利效应, 相关研究包括Nicholson (1960)、Krueger和Sonnenschein(1967)、Hamada和Iwata(1984)等。尽管这些文献推动了相关研究的发展, 但效用理论方法不可避免地存在对消费者偏好进行加总等方面的困难。随着生产者理论和指数理论的快速发展, 经济学家基本上放弃了基于效用理论的研究思路。相关文献在此不再赘述。

^② 下文用于对各变量进行区别的下标中, $i, j \in \{D, M, X\}$ 表示各类产出品; $h, k \in \{L, K\}$ 表示各类要素投入, s_i 和 s_h 分别表示各类产出和收入在总产出中的比例, 由于篇幅所限, 不再一一标明。

^③ 为保证名义GDP函数满足价格齐次性和规模报酬不变等特征, 方程(2)中各参数应满足相关参数约束条件, 篇幅有限, 不在此赘述, 详见Diewert和Morrison (1986)、Kohli(2004)等。

可以得到各变量变化对名义GDP的影响。

1、开放条件下的收入增长和贸易条件福利效应核算：参数估计法

Kohli(1978)采用了计量经济学方法对超越对数名义GDP函数进行回归,研究了加拿大进口需求函数和出口供给函数; Fox和Kohli(1998)、Sun和Fulginiti(2007)分别采用该方法估计了贸易条件和技术进步对澳大利亚和台湾地区名义GDP的影响。根据此方法名义GDP增长率可以被分解为方程(3)的形式。^①

$$\left(\frac{\dot{z}}{z}\right)_t = \sum_i s_i \left(\frac{\dot{p}_i}{p_i}\right)_t + \sum_h s_h \left(\frac{\dot{x}_h}{x_h}\right)_t + \mu_t \quad (3)$$

其中 s_i 和 s_h 分别表示各类产出和要素收入在总产出中的比例, μ 表示全要素生产率对产出的贡献, 各变量均是GDP函数中参数的函数。全要素生产率的变化被定义为方程(4)的形式。除了常数项之外还有两类因素影响全要素生产率的进步: 一是产品价格和要素投入的间接影响($\sum_i \delta_{it} \ln p_{i,t} + \sum_h \phi_{ht} \ln x_{h,t}$); 二是时间因素的直接影响($\phi_{TT} t$), 其中 δ_{it} 和 ϕ_{ht} 可以被理解为全要素生产率对产品价格和要素投入的半弹性。

$$\mu_t = \partial \ln z_t / \partial t = \beta_T + \sum_i \delta_{it} \ln p_{i,t} + \sum_h \phi_{ht} \ln x_{h,t} + \phi_{TT} t \quad (4)$$

对GDP函数进行回归得到各参数的估计值, 就可以据此计算各要素对名义GDP增长率的贡献。该研究方法具有以下特征: 首先, 各类商品和要素收入在总产出的份额不仅取决于GDP函数的参数, 还依赖于要素投入量和产品价格, 因此各类商品和要素收入在总产出中的份额, 进而各因素对总产出的边际影响是时变的。其次, 全要素生产率不仅与要素投入量有关, 还与各类产品的价格有关, 这为研究全要素生产率的进步提供了新的线索。第三, 该方程需要对大量的参数进行估计, 从而导致对样本数要求较高, 在一定程度上限制了该方法的使用, 导致采用该方法的文献数量相当有限。

2、开放条件下的收入增长和贸易条件福利效应核算：经济指数法(非参数估计)

Diewert(1976, 1983)和Diewert和Morrison (1986)对经济指数理论方法的发展起了巨大的推动作用。相对于参数估计法, 经济指数方法计算简便, 对样本数量要求较低, 因此在实证研究中得到广泛采用。在指数方法中, 贸易条件改变对收入的影响可以表示为其他因素固定在某个基准水平时, 进、出口价格分别取当期值与基期值时得到的两个不同名义产出的比值。该方法源于Fisher和Shell(1972)、Samuelson和Swamy (1974)为了反映价格变化对名义产出而定义的“产出价格指数”。所谓“产出价格指数”是指给定要素投入和生产技术的基准水平, 产出价格分别取当期水平和基期水平时名义产出的比值, 其他变量的基准水平既可以是其基期水平也可以是其当期水平。Diewert(1983)发现, 如果选择其他变量的基期水平做基准, 那么拉氏产出价格指数将是“产出价格指数”的下限; 而如果选择当期水平做基准, 那么帕氏价格指数将是“产出价格指数”的上限。

既然帕氏指数和拉氏指数分别提供了“产出价格指数”的上下限, 那么两者指数平均得到的Fisher理想函数(Fisher Ideal Index)似乎对经济学家具有更强的吸引力, 因而在实践中得到了广泛的应用。此外, Fisher理想指数还具有superlative指数特征, 可以在一定程度上克服特定名义GDP函数形式对核算结果造成的影响。^②Diewert和Morrison (1986)给出了各要素对

^① 上方加点变量表示该变量对时间的导数, 下同。

^② 在生产理论中, 超越对数GDP函数仅是对“未知的真正”GDP函数的一个近似。根据Diewert(1976)

名义产出贡献的Fisher指数核算方程，其中国内支出价格指数可以表示为方程(5)的形式，其他要素的贡献也可以通过类似方法得到。

$$P_{D,t,t-1} \equiv \sqrt{P_{D,t,t-1}^L \times P_{D,t,t-1}^P} = \sqrt{\frac{z(p_{D,t}, p_{X,t-1}, p_{M,t-1}, x_{L,t-1}, x_{K,t-1}, t-1)}{z(p_{D,t-1}, p_{X,t-1}, p_{M,t-1}, x_{L,t-1}, x_{K,t-1}, t-1)}} \times \frac{z(p_{D,t}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t)}{z(p_{D,t-1}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t)} \quad (5)^{\textcircled{1}}$$

$P_{D,t,t-1}^L$ 和 $P_{D,t,t-1}^P$ 分别是拉氏和帕氏国内支出价格指数。尽管方程(5)所定义的指标具有极好统计特征，但在实际核算过程中部分指标无法直接观测到，因此在实践中受到一定的影响。

超越对数形式的GDP函数为解决Fisher指数难以直接计算的问题提供了可行途径。

Kohli(1990)证明在超越对数GDP函数假设下，名义GDP指数可以分解为方程(6)的形式：

$$Z_{t,t-1} = P_{D,t,t-1} \cdot x_{L,t,t-1} \cdot x_{K,t,t-1} \cdot R_{t,t-1} \cdot A_{t,t-1} \quad (6)$$

其中 $Z_{t,t-1}$ 为 $t-1$ 期到 t 期的名义GDP指数， $P_{D,t,t-1}$ 同样为国内支出价格指数， $R_{t,t-1}$ 为贸易条件指数， $x_{L,t,t-1}$ 和 $x_{K,t,t-1}$ 分别为劳动投入和资本投入指数， $A_{t,t-1}$ 为全要素生产率指数。作者还进一步指出只要GDP函数是超越对数形式，不需要对GDP函数中的参数进行估计，仍然可以得到名义GDP指数的分解结果，并且证明上述指数均具有Törnqvist指数形式。Törnqvist指数形式的国内支出价格指数可以由方程(7)得到，贸易条件指数 $R_{t,t-1}$ 、要素投入指数 $x_{j,t,t-1}$ 可以通过方程(8)和(9)形式得到。

$$P_{D,t,t-1} \equiv \exp \left[\sum_i \frac{1}{2} (s_{i,t} + s_{i,t-1}) \ln \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} \right], i \in \{C, I, G\} \quad (7)$$

$$R_{t,t-1} \equiv \exp \left[\frac{1}{2} (s_{x,t} + s_{x,t-1}) \ln p_{X,t,t-1} - \frac{1}{2} (s_{M,t} + s_{M,t-1}) \ln p_{M,t,t-1} \right] \quad (8)$$

$$x_{h,t,t-1} \equiv \exp \left[\frac{1}{2} (s_{h,t} + s_{h,t-1}) \ln \frac{x_{h,t}}{x_{h,t-1}} \right], h \in \{L, K\} \quad (9)$$

其中其中 $s_{x,t}$ 、 $s_{M,t}$ 和 $s_{h,t}$ 分别表示出口、进口和各类要素收入在总产出中的比例。

在经济指数方法中，名义GDP指数中未被解释的部分被看作是全要素生产率。在经济指数方法中，全要素生产率是名义GDP指数中未被解释的部分，因此在一定程度上成为一个黑箱。针对这一问题，有研究结合计量经济学和经济指数方法，在具体指标的核算过程中，不以名义GDP的统计数据，而是以计量经济学方法中得到的名义GDP估计值作为分解对象，指标核算过程中需要的参数由计量模型得到，名义GDP的预测值与统计值之间的差被解释为未被解释的全要素生产率，见(Sun和Fulginiti, 2007)。

三、开放条件下中国收入增长核算：投入、全要素生产率和贸易条件

2001年以来贸易条件的持续恶化给中国实际国民收入造成了多少损失？采取WDI数据库所公布的中国国内支出价格指数对名义GDP进行平减得到实际GNI指数，进而与国家统计局公布的实际GDP指数进行对比可以发现，贸易条件恶化导致部分年份实际GNI增长率

的定义，如果一个指数对于某一特定形式的GDP函数是精确的，同时又能够对于“未知的真正”GDP函数给出二阶可微近似，那么该指数可以被称为superlative指数，最为常用的Superlative指数包括Fisher理想指数和下文将会用到的Törnqvist指数。

^① 在本方程中基期为上一期，严格说来该指数为链式(Chained)Fisher理想指数，但这并不影响该指数作为superlative指数的性质。

与实际 GDP 增长率差异较大。平均而言, 2001 到 2010 年 10 年间, 中国实际 GDP 增长率平均为 10.3%, 实际 GNI 增长率为 9.4%, 低于实际 GDP 增长率约 1 个百分点。样本期间实际 GDP 增长率的标准差为 1.8%, 而实际 GNI 的标准差达到 3.7%, 见表(1)。

表(1)中国实际 GDP 与实际 GNI 增长率比较(单位%)^①

| | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 均值 | 标准差 |
|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-----|
| GDP | 8.3 | 9.1 | 10.0 | 10.1 | 11.3 | 12.7 | 14.2 | 9.6 | 9.2 | 10.4 | 10.3 | 1.8 |
| GDI | 8.4 | 7.2 | 10.1 | 10.4 | 11.2 | 13.1 | 9.5 | 7.0 | 15.6 | 2.1 | 9.4 | 3.7 |

由此可见贸易条件的持续恶化确实已经对中国国民收入造成了显著的负面影响, 不仅在一定程度上造成中国经济“增产不增收现象”, 还加大了中国国民收入的波动性。下文中我们将重新构建 Törnqvist 价格指数和数量指数, 对中国国民收入增长进行重新核算。

(一)数据说明

对实际国民收入增长的因素分解需要构建 Törnqvist 价格指数和要素投入指数, 各指数构建过程说明如下。如无特别说明, 本文原始数据来自 WDI 数据库。

国内支出价格指数($P_{D,t,t-1}$): 虽然 WDI 数据库中有各国国内支出价格指数数据, 但收入增长核算需要构建 Törnqvist 指数形式的国内支出价格指数, 因此本文自行构建该指数。国内支出被分解为最终消费和资本形成两部分, 本文以最终消费和资本形成在总产出中的比例为权重对最终消费价格指数和资本形成价格指数进行加权平均得到 Törnqvist 国内支出价格指数。最终消费价格指数由现价消费支出和固定价格消费支出计算得到, 资本形成价格可以通过相同方法得到。

国内生产总值平减指数: 通过国内支出价格指数、进、出口价格指数可以构建 Törnqvist 国内生产总值平减指数, 进、出口价格指数根据进出口价值指数和数量指数计算得到。

劳动和资本投入指数($x_{L,t,t-1}, x_{K,t,t-1}$): 现有研究对劳动投入数据的取值较为一致, 尽管存在一定的缺陷, 大多数研究采用《中国统计年鉴》公布的就业人口数。在资本存量的估计方面存在较大分歧, 除少数文献依照永续盘存法的基本原理对资本存量数据进行核算(如孙琳琳和任若恩, 2005)外, 多数研究采用简化的资本存量估计公式 $K_t = I_t/P_t + (1-\delta)K_{t-1}$ 进行估计, 其中 I_t 是投资, P_t 是投资品价格, δ 是折旧率。简化的估计方法对数据要求相对较低, 便于延展; 但准确性可能相对永续盘存法低。该方法涉及到四个方面的工作: 初始年份资本存量的设定、历年投资流量指标的选取、价格指数的选取或构造以及折旧率的设定。其中当估计的资本存量序列较长时, 初始年份资本存量对后期估计精度造成的影响逐渐减小; 但是在其余的三个方面, 包括投资流量指标、价格指数和折旧率设定, 现有研究存在很大分歧。李宾和曾志雄(2009)对已有研究所采用的资本存量简化估计方法进行了比较, 认为 Holz(2006)的方法更适宜估计中国资本存量数据。本文亦采用该方法并对其进行必要延展。^②

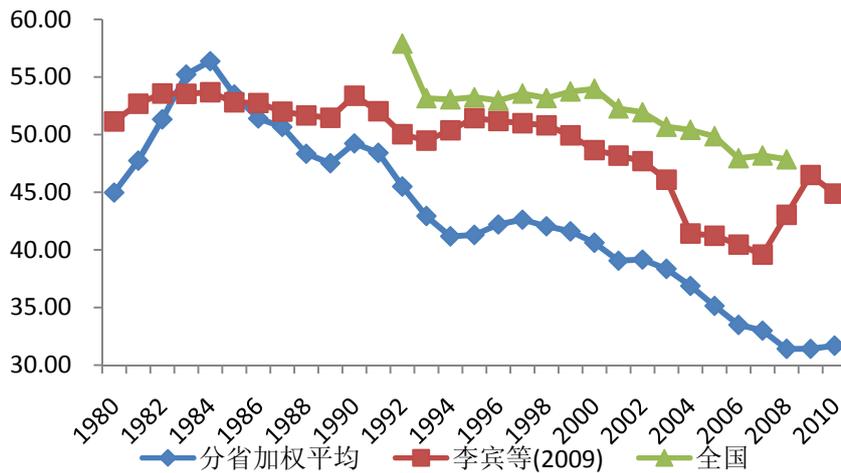
劳动和资本收入在产出中的份额(s_h): 在规模报酬不变技术假设下, 不考虑间接税的影响, 劳动收入和资本收入份额之和为 1。以劳动收入份额为例, 现有文献大致提供了三种估计方法。一是通过生产函数估计劳动和资本的产出弹性, 从而得到劳动和资本收入份额, 如张军和施少华(2003)、郭庆旺和贾俊雪(2005); 二是利用收入法 GDP 统计数据核算要素收入份额, 如徐现祥和舒元(2009); 三是通过微观家庭调查数据来估计宏观层面劳动收入在总产

^①表(1)的目的在于评估贸易条件对实际收入的影响, 因此采用的数据为 WDI 公布的数据; 该表结果与图(2)中基于自行测算的 Törnqvist 指数结果存在一定差异。

^②为稳健起见, 本文还采用 Kohli(2003)方法对资本存量进行估计并对照核算结果, 比较发现不同方法对核算结果没有造成实质性差异, 从而显示了该方法的稳健性。

出中的比重，如李宾等(2009)。第一种方法涉及到生产函数的估计，须以要素投入核算为基础，计算较为繁复，同时估算出来的数据多是在样本期间固定不变的；第二种方法由于经济体中或多或少存在劳动力自我雇佣现象(self-employed)，会导致数据估计有偏(Gollin, 2002和Krueger, 1999)，需要进行相应的调整，但该方法的好处是计算简便；第三种方法涉及到众多统计数据细节的选取和计算，对数据质量要求较高，不免包含一定的误差。

就实际数据而言，虽然通过《中国统计年鉴》“现金流量表(实物表)”中“劳动者报酬”在GDP中的比例可直接计算劳动收入份额，但该数据仅包含1993-2008年样本。徐现祥等(2009)借助分省收入法GDP数据核算全国劳动收入份额可以有效的弥补全国统计数据的不足，且数据相对容易获得。但白重恩和钱震杰(2009)指出该方法所得到2004年劳动收入份额下降一定程度上是由于统计口径的变化，导致前后数据不可比。李宾等(2009)采用“人均收入乘以人口数”的思路计算劳动收入在总产出中的比重，该方法避免了上述方法中由于统计口径调整造成的影响，但是在核算过程中对数据要求较高，难免存在一定的误差。通过比较发现，上述三种方法在估计劳动收入份额方面存在较大差异，见图(1)。李宾等(2009)的结果在多数年份里远低于根据统计数据得到的结果，但原文作者认为其对劳动收入份额估算的均值与已有文献结果很相近。我们在下文中将分别借鉴李宾等(2009)和徐现祥等(2009)两种方法测算要素收入分配比例并就相关结果进行比较，两种方法得到的结果基本一致，见表(2)和附表(1)。



图(1) 劳动收入份额估计 (%)^①

(二) 开放条件下中国收入增长核算

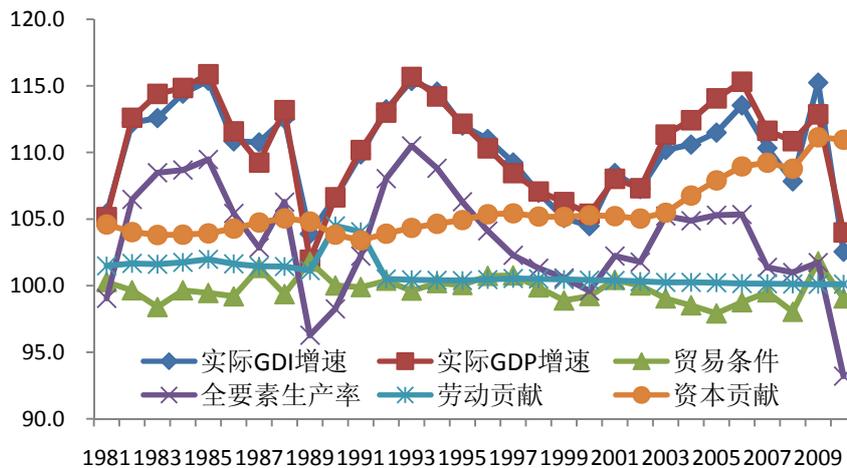
根据方程(6)可以对改革开放以来中国收入增长的绩效进行评估，相关计算结果参见附表(1)。以李宾等(2009)方法构建的劳动收入份额和资本存量数据为例，图(2)显示了改革开放以来中国实际国民收入的增长趋势及其源泉。根据图(2)我们可以发现以下结论：

第一、2003-2010年几乎全部年份实际GNI增速低于实际GDP增速(2009年除外)，在此期间实际GDI指数平均为109.8%，实际GDP指数平均为111.2%，两者相差约1.4个百分点。近年来中国经济一定程度上存在“增产不增收”现象。造成这一现象的主要原因在于贸易条件恶化，在此期间出口价格指数平均为102%，进口价格指数平均为105%，导致贸易条件对国民收入的贡献指数约为99.1%，即每年贸易条件恶化造成国民收入增速降低约1

^① 分省数据加权平均方法参照徐现祥等(2009)，由于数据缺失，图中2008年数据为2007年和2009年的均值。李宾等(2009)中2000年前数据引自原文，其后数据为本文作者根据其方法自行测算。

个百分点。2009 年全球大宗商品价格下降使得中国贸易条件得到一定程度改善，实际国民收入增速罕见地高于实际 GDP；2010 年大宗商品价格反弹使得实际国民收入猛烈下降。由于中国经济严重依赖对外贸易，如果未来全球经济进入以大宗商品价格快速上涨的滞涨状态，对中国经济增长和国民收入提高将造成较大冲击。

第二、2003 年前后中国国民收入增长源泉出现结构性变化倾向。对方程(6)两边取自然对数可以近似计算各源泉对国民收入增长的贡献份额，见表(2)。以李斌等(2009)方法得到的数据为例，1981-2002 年期间资本、全要素生产率和贸易条件三要素对国民收入增长贡献的份额分别达到 46.8%、40.7%和-0.4%。贸易条件恶化的负面影响也日益加剧。而 2003-2010 年三要素对国民收入增长贡献的份额为 88.4%、19.8%和-10%。这说明 2003 年之后国民收入增长越来越多地倚重资本积累，全要素生产率 2006 年达到极值后出现持续下滑，这不仅降低了国民收入增长的效率，也对中国经济增长的可持续性形成了挑战。



图(2) 中国实际国民收入增长及其源泉(上年=100)

表(2) 各要素对年均实际国民收入增长的贡献份额(%)

| 时间 | 贸易条件 | 基于李宾等(2009)劳动收入份额 | | | 基于徐现祥等(2009)劳动收入份额 | | |
|-----------|-------|-------------------|------|------|--------------------|------|------|
| | | 劳动 | 资本 | TFP | 劳动 | 资本 | TFP |
| 1981-2010 | -2.9 | 10.0 | 57.7 | 35.2 | 10.8 | 51.4 | 40.7 |
| 1981-2002 | -0.4 | 13.0 | 46.8 | 40.7 | 13.9 | 42.5 | 44.1 |
| 2003-2010 | -10.0 | 1.8 | 88.4 | 19.8 | 2.3 | 76.3 | 31.4 |

四、中国名义产出函数的结构特征：基于超越对数形式的 GDP 函数

事实上，对超越对数 GDP 函数进行估计能够为了解中国经济的特征提供更多信息，包括产品价格和要素数量对产量和要素价格的影响等。由于超越对数生产函数形式复杂、参数众多，受数据局限，鲜有研究采用该形式对中国的名义 GDP 函数进行参数估计。下文中我们基于李宾等(2009)数据构建方法，对中国超越对数形式的名义 GDP 函数进行估计，进而对中国名义 GDP 函数的弹性特征进行研究。

(一) 超越对数形式 GDP 函数的估计

超越对数 GDP 函数可以采用似不相关(SUR)模型进行估计。在基于完全竞争假设的超越对数 GDP 函数中，资本、劳动收入和各类产品在总产出中的份额可以表示为方程(10)和(11)。

$$s_{h,t} = (\partial \ln z / \partial \ln x_h)_t = \beta_h + \sum_k \phi_{hk} \ln x_{k,t} + \sum_i \delta_{ih} \ln p_{i,t} + \phi_{ht} t \quad (10)$$

$$s_{i,t} = \partial \ln z_t / \ln p_{i,t} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{j,t} + \sum_h \delta_{ih} \ln x_{h,t} + \delta_{it} t \quad (11)$$

方程(2)、(10)和(11)构成了似不相关模型系统。由于要素收入份额之和与各类产品在总产出中的份额之和为 1，因此方程(10)和(11)分别包含了 1 个和 2 个独立方程，加上方程(2)，共 4 个方程构成了本文关注的似不相关模型体系。在方程估计过程中，我们删去资本收入和进口品份额方程。超越对数名义 GDP 函数自身的性质决定各参数之间存在以下约束关系：

$$\sum_i \alpha_i = \sum_h \beta_h = 1; \sum_j \gamma_{ij} = \sum_k \phi_{hk} = \sum_h \delta_{ih} = \sum_i \delta_{ih} = \sum_i \delta_{it} = \sum_h \phi_{ht} = 0; \gamma_{ij} = \gamma_{ji}; \phi_{hk} = \phi_{kh}$$

方程(2)、(10)和(11)中部分系数相同，共对参数估计形成了 12 个约束条件，在回归过程中需要进行附加约束条件的似不相关回归。

在回归过程中，我们首先对似不相关模型进行无约束回归，并对上述 12 个约束条件进行检验，结果发现在 1% 的显著性水平下有 3 个约束条件被拒绝，见表(3)。由于上文中 12 个假设条件来自于超越对数生产函数本身，本文同时提供了包含全部约束条件和剔除 3 个被拒绝约束条件后的似不相关估计结果，见表(4)。在剔除了表(3)中被拒绝的 3 个约束条件后，模型 2 的估计结果对模型 1 中显著的变量估计结果并无颠覆性影响，由于 12 个约束条件来自于理论模型本身，因此下文中的定性分析参照表(4)中模型 1 的参数估计结果进行解释。

表(3) 似不相关模型参数约束检验

| 原假设 | $\chi^2(1)$ | Prob. |
|---|-------------|-------|
| 原假设(1): $\ln z$ 回归方程中的 γ_{DM} 等于 s_D 回归方程中的 γ_{DM} | 11.49 | 0.001 |
| 原假设(2): $\ln z$ 回归方程中的 δ_{ML} 等于 s_L 回归方程中的 ϕ_{LL} | 8.11 | 0.004 |
| 原假设(3): $\ln z$ 回归方程中的 $\delta_{XT} + \delta_{MT}$ 等于 s_X 回归方程中的 $-\delta_{XT}$ | 14.45 | 0.000 |

表(4) 超越对数生产函数参数估计^①

| | 参数 | 模型 1 | 模型 2 | 参数 | 模型 1 | 模型 2 |
|------------|---------------|----------|----------|---------------|-----------|----------|
| $\ln z$ 方程 | α_D | 1.636*** | 1.607*** | δ_{DL} | -0.043 | -0.015 |
| | α_X | 0.835*** | 0.885*** | δ_{ML} | 0.025 | -0.110 |
| | β_L | 0.283* | 0.347** | δ_{DT} | -0.013*** | -0.011** |
| | γ_{DD} | 0.137** | 0.134** | δ_{MT} | -0.005 | -0.018** |
| | γ_{MM} | -0.052 | -0.254 | ϕ_{LT} | -0.001 | -0.003 |
| | γ_{DM} | 0.017 | 0.092 | β_T | 0.012 | 0.017 |
| | ϕ_{LL} | 0.070* | 0.070* | ϕ_{TT} | -0.001 | -0.001 |
| s_L 方程 | δ_{ML} | - | 0.085* | | | |
| s_X 方程 | δ_{XT} | - | 0.048 | | | |
| s_D 方程 | γ_{DM} | - | 0.060 | | | |
| 可决系数 | $\ln z$ 方程 | 0.99 | 0.99 | s_M 方程 | 0.84 | 0.85 |
| | s_D 方程 | 0.54 | 0.56 | s_L 方程 | 0.93 | 0.93 |

***, **, * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

基于超越对数生产函数，我们得到各要素对国民收入贡献指数(对数形式)的估计值如方

^① 模型 1 是包含全部 12 个约束条件的估计结果，模型 2 是放松了表(3)中被拒绝的 3 个原假设得到的结果。此外，在无约束似不相关估计中模型以 1% 的显著性水平拒绝四个方程残差独立的原假设；由于个别方程解释变量和被解释变量中包含非平稳序列，本文还进行了残差平稳性检验，除 $\ln z$ 方程在 5% 的显著性水平外，其余方程均在 1% 的显著性水平上拒绝非平稳原假设。

程(12)-(14)，在此基础上可以求出各要素对国民收入贡献指数，并且与图(2)中基于经济指数核算方法得到的结果进行比较，如图(3)-(4)。^①

$$\text{全要素生产率: } \ln A_{t,t-1} = \beta_T + \frac{1}{2} \left[\sum_{i=D,M,X} \delta_{iT} \ln(p_{it} p_{i,t-1}) + \sum_{h=L,K} \phi_{hT} \ln(x_{ht} x_{h,t-1}) + \phi_{TT} (2t-1) \right] \quad (12)$$

$$\text{要素投入: } \ln x_{h,t,t-1} = \ln \left(\frac{x_{ht}}{x_{h,t-1}} \right) \left\{ \beta_K + \frac{1}{2} \left[\sum_{k=L,K} \phi_{kT} \ln(x_{kt} x_{k,t-1}) + \sum_{i=D,M,X} \delta_{iT} \ln(p_{it} p_{i,t-1}) + \phi_{TT} (2t-1) \right] \right\} \quad (13)$$

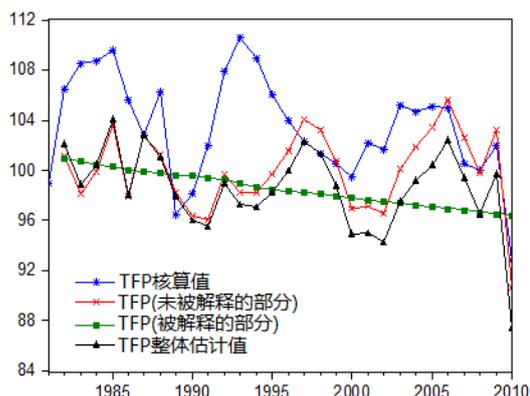
$$\begin{aligned} \text{贸易条件: } \ln R_{t,t-1} = & \sum_{i=M,X} \left\{ \ln \left(\frac{p_{it}}{p_{i,t-1}} \right) \left[\alpha_i + \frac{1}{2} \left[\gamma_{Dk} \ln(p_{D,t} p_{D,t-1}) + \sum_{h=L,K} \delta_{hT} \ln(x_{ht} x_{h,t-1}) + \delta_{TT} (2t-1) \right] \right] \right\} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{i=M,X} \sum_{j=X,M} \gamma_{ij} (\ln p_{it} \ln p_{jt} - \ln p_{i,t-1} \ln p_{j,t-1}) \end{aligned} \quad (14)$$

为了验证指数核算方法和参数估计方法得到的结论是否一致，本文在图(3)和图(4)中比较了两种方法得到的相关主要变量。图(3) 比较了全要素生产率对收入增长贡献的结果，“TFP(被解释的部分)”基于方程(12)得到；根据 Sun 和 Fulginiti(2007)，“(TFP 未被解释的部分)”定义为名义国民收入估计方程的残差；而“TFP 整体估计值”则由被解释的部分和未被解释的部分组成。总体来看两种方法得到的结果表现出近似的变化趋势，其中 2000 年之前两种结果在绝对水平上存在一定的差异，此后无论是在绝对水平还是变化趋势上两种结果的一致性都在增强。图(4)与图(3) 表现出相似的特点，两种方法对劳动贡献的测算基本一致；资本贡献的测算结果存在着一致的趋势，但计量模型得到的结果高于核算方法得到的结果且差额相当稳定；对贸易条件效应而言，基于计量模型得到的结果在绝对水平和波动程度上都要高于核算方法得到的结果，但变化趋势仍是一致的。^②

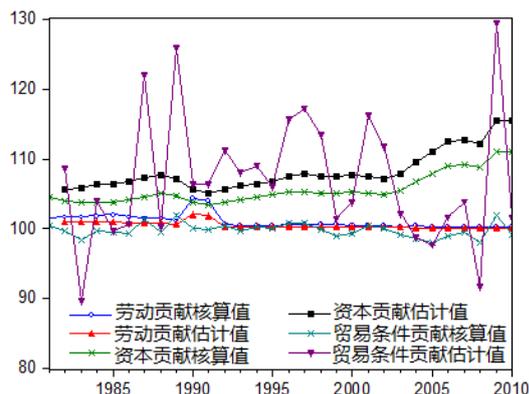
总体来看，两种方法都显示在 2000 年代前半期，全要素生产率经历了一个上升阶段；此后则呈现出较快的下降趋势，这表明 2000 年代中期之后中国经济进入了全要素生产率持续下降状态；除个别年份外，劳动增长对收入增长贡献很小；而资本增长近年来日益成为收入增长主要的源泉；贸易条件恶化已经对国民收入增长造成了负面影响。此外，就全要素生产率而言，能够被计量模型解释的部分相对比较稳定，略呈单边下降趋势，并且只占全要素生产率中的较小部分，这说明全要素生产率的变化绝大部分并非由价格和要素投入变化造成的。

^① 在方程(12)-(14)中加^的变量为各变量的估计值。图(3)和图(4)中的估计数据由方程(12)-(14)的结果取指数得到。

^② 此外由于 Törnqvist 指数的离散特征和计量模型变量连续性假设之间的冲突也会造成两种方法结果之间存在一定的差异。



图(3) TFP 收入贡献估计值与核算值比较^①



图(4) 其他要素贡献估计值与核算值比较

(二) 基于超越对数的中国产出函数结构特征分析

对名义产出函数进行参数估计还可以为我们了解中国产出函数的结构特征提供部分重要参考信息：一是全要素生产率进步对产出和要素价格的影响；二是各类产品的价格弹性、要素投入弹性特征等。值得说明的是，这里指的全要素生产率是指能够被计量模型解释的部分，虽然只占到全部全要素生产率中的一部分，但是也可以为我们理解中国生产函数特征提供一些有益的信息。

根据名义产出函数的参数可以定性判断全要素生产率对产出和生产要素价格的影响。在超越对数生产函数中，全要素生产率被定义为方程(4)的形式，其中 δ_{IT} 和 ϕ_{hT} 可以被理解为全要素生产率对产品价格和要素投入的半弹性。根据方程(10)和(11)， δ_{IT} 和 ϕ_{hT} 还可以分别表示全要素生产率对产品份额和要素收入份额的影响。此外还可以计算全要素生产率对各产品产量、要素收入的影响，进而识别技术进步是否具有产出或要素收入偏向性。定义 $E_{it}=\partial \ln y_i / \partial t$ 表示产量对全要素生产率的半弹性， $E_{ht}=\partial \ln w_h / \partial t$ 表示要素价格对全要素生产率的半弹性，其中 w_h 是相应要素的价格，可以证明在超越对数生产函数中 $E_{it}=\delta_{IT}$ ， $E_{ht}=\phi_{hT}$ 。^②中国全要素生产率特征估计结果详见表(5)。

表(5) 中国全要素生产率的结构特征

| | | | | | |
|---|---------------|----|---|---------------|----|
| 全要素生产率对产出价格的半弹性 $\partial \mu / \partial \ln p_i$ | δ_{DT} | - | 产量对全要素生产率的半弹性 $\partial \ln y_i / \partial t$ | δ_{DT} | - |
| | δ_{MT} | - | | δ_{MT} | - |
| | δ_{XT} | + | | δ_{XT} | + |
| 全要素生产率对要素投入的半弹性 $\partial \mu / \partial \ln x_h$ | ϕ_{LT} | na | 要素价格对全要素生产率的半弹性 $\partial \ln w_h / \partial t$ | ϕ_{LT} | na |
| | ϕ_{KT} | na | | ϕ_{KT} | na |

注：表(5)中“-”表示指标为负，“+”表示指标为正，na表示无显著影响；判断的依据是表(4)中各变量的估计值及其显著性水平。虽然表(4)模型1中估 δ_{MT} 系数不显著，但模型2中估 δ_{MT} 系数显著为负，因此本表倾向于不拒绝该变量估计值为负值。

根据表(5)，国内支出价格和进口品价格对全要素生产率进步有负面影响，从而对国民收入产生负冲击；出口品价格上升能推动全要素生产率进步，对国民收入的贡献是正面的。就产出而言，由产品价格和要素投入造成的全要素生产率进步对国内支出品和进口品的产量有负面影响，却刺激出口品产量上升，这在一定程度上表明中国经济全要素生产率进步具有外向型经济偏向特征。

^① 上年=100，图(4)相同。

^② Sun 和 Fulginiti(2007)给出了上述各式的计算结果，篇幅所限，在此不再赘述。

此外,基于产出函数的参数估计还可以测算中国经济中产品价格和要素投入对产量和要素价格的影响。本文的计量模型可以估计产出价格弹性 $E_{ij}=\partial \ln y_i / \partial \ln p_j$,要素需求弹性 $E_{ki}=\partial \ln x_k / \partial \ln w_h$,产出对要素投入的弹性 $E_{ih}=\partial \ln y_i / \partial \ln x_h$ 以及要素价格对产出价格的弹性 $E_{hi}=\partial \ln w_h / \partial \ln p_i$ 。^①基于本文对超越对数生产函数的基本假设,各弹性指标估算方程见表(6)。^②利用超越对数生产函数估计相关弹性不仅相对简便,同时各弹性指标具有时变特征,更能反映经济特征的变化,具体结果见图(5)-(10)。

表(6) 相关弹性指标的测算公式

| | | |
|--------------|--|---|
| 产出交叉价格弹性 | $E_{ij}=\partial \ln y_i / \partial \ln p_j$ | $(\gamma_{ij}+s_i s_j) / s_i, i \neq j$ |
| 产出自价格弹性 | $E_{ii}=\partial \ln y_i / \partial \ln p_i$ | $(\gamma_{ii}+s_i^2-s_i) / s_i, i=j$ |
| 要素需求交叉价格弹性 | $E_{kh}=\partial \ln x_k / \partial \ln w_h$ | $s_h / (\phi_{hk}+s_h s_k), h \neq k$ |
| 要素需求自价格弹性 | $E_{hh}=\partial \ln x_h / \partial \ln w_h$ | $s_h / (\phi_{hh}+s_h^2-s_h), h=k$ |
| 产出对要素投入的弹性 | $E_{ih}=\partial \ln y_i / \partial \ln x_h$ | $(\delta_{ih}+s_i s_h) / s_i$ |
| 要素价格对产出价格的弹性 | $E_{hi}=\partial \ln w_h / \partial \ln p_i$ | $(\delta_{ih}+s_i s_h) / s_h$ |

通过计算上述弹性指标,我们发现中国经济以下的结构特征值得特别关注:

第一、正的国内支出品自价格弹性(E_{dd})反映了价格上涨和产出增长之间的正相关性,然而近年来国内支出品供给对价格弹性下降的现象也预示着,以拉动内需为主的扩张性需求政策效果正在逐渐削弱。与之前相比,扩张性需求政策的效果更多体现为价格上升而非产出增长。负的出口品自价格弹性(E_{xx})绝对值小于1表明该商品缺乏价格弹性,一味降低价格反而会造成收入绝对下降。此外,我们还关注到国内支出品和出口品对进口品价格弹性(E_{dm} 和 E_{xm})多年来持续为负且绝对值呈现增大趋势,表明进口品成本上升对我国经济日益增强的负面影响,详见图(5)和图(6)。

第二、劳动需求价格弹性(E_{ll})和资本需求价格弹性(E_{kk})绝对值大于1表明劳动需求和资本需求都是富有弹性的。2010年劳动需求价格弹性(E_{ll})为-2.2,即实际工资每上升1%,就业人数将下降2.2%,影响可见一斑。近年来 E_{ll} 和 E_{kk} 绝对值不断降低和升高的相反趋势显示劳动需求的价格敏感度在不断下降,而资本需求的价格敏感度不断上升。此外交叉价格弹性也表明,当资本品价格上涨时,厂商越来越倾向于使用劳动代替资本;而当劳动成本上升时,厂商用资本替代劳动的倾向则越来越低,详见图(7)和图(8)。

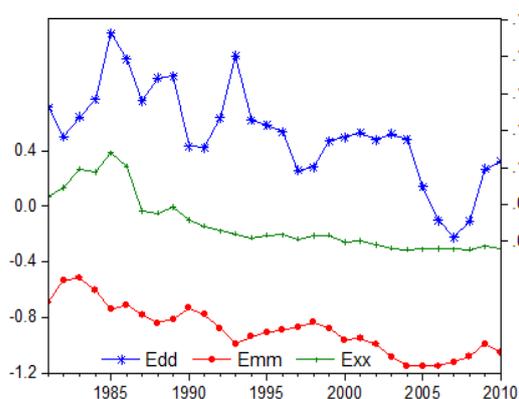
第三、近年来产出对资本的弹性不断上升,而对劳动投入的弹性在不断下降。资本产出效率上升和劳动产出效率下降表明中国产业结构调整应从劳动密集型产业向资本密集型产业过度。此外将产出对劳动的弹性取倒数可以产出增长的就业弹性。本文发现20世纪80年代中期开始内需和出口部门的就业弹性整体呈现增强趋势,而且内需部门对就业的吸收能力超过出口部门,例如2010年内需就业弹性为3.68,而出口就业弹性仅为2.65。然而特别值得关注的是2008年以来,无论内需部门还是出口部门的就业弹性均出现略微下降的现象,这表明这两个部门对劳动的吸收能力在边际上可能呈现下降,值得政策制定者特别关注,详见图(9)。

第四、就要素价格对产出价格的弹性而言,国内支出品和出口品价格上涨均会推动劳动和资本价格上涨,但国内支出品价格上涨对资本价格的拉动作用高于对劳动价格的拉动作用;出口品价格上涨的作用却恰恰相反。进口品价格上涨则对资本和劳动价格均造成负面影响。1981-2010年间,资本价格对国内支出品价格的弹性(E_{kd})均值为1.05,而劳动价格对国内支出品价格的弹性(E_{ld})为0.88,其他条件不变时国内支出品价格上涨会恶化劳动者的福利水平,却使资本所有者的福利水平上升。类似的通过(E_{hd})⁻¹可以发现资本和劳动价格上涨对国内支

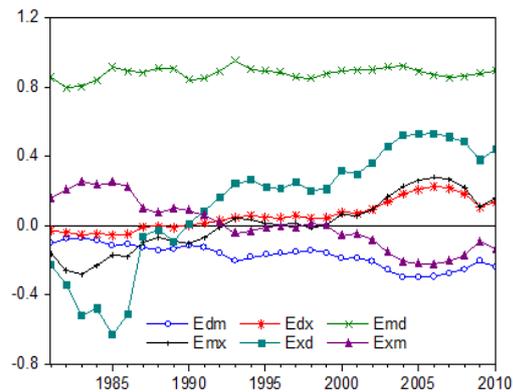
^① 严格说进口品的价格弹性是需求价格弹性而非产出价格弹性,为了叙述方便在不造成误解的情况下,下文将各类商品对价格的弹性统称为产出价格弹性。

^② 各公式的推导都是在其他条件不变的假设下实现的,详见附录(二)。

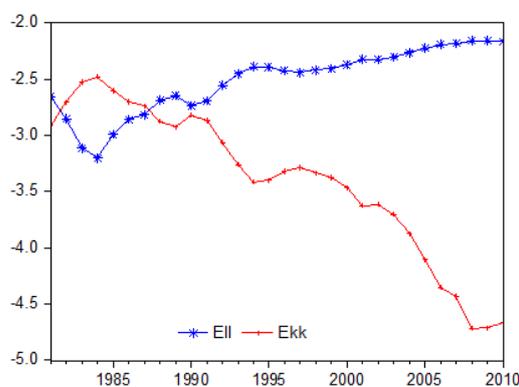
出口价格上涨的推动作用相对平稳, 样本区间国内支出口价格对劳动成本和资本成本的弹性分别是 1.15 和 0.95, 可见国内支出口价格对劳动成本上涨的压力反映相对灵敏, 见图(10)。



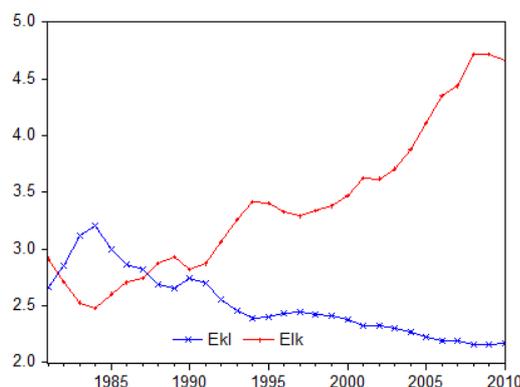
图(5) 各类商品的自价格产出弹性^①



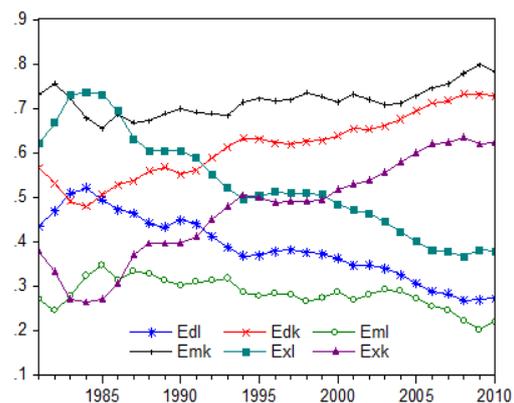
图(6) 各类商品的交叉价格产出弹性



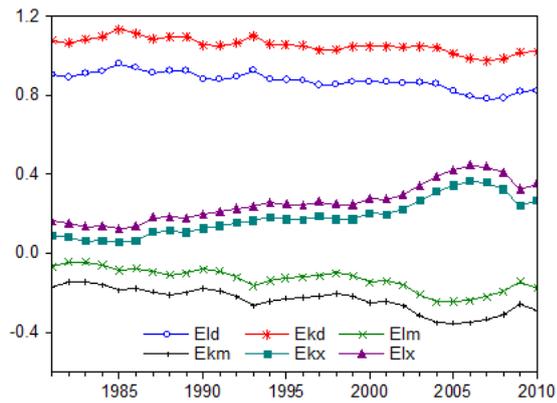
图(7) 要素需求自价格弹性



图(8) 要素需求交叉价格弹性



图(9) 产出对要素投入的弹性



图(10) 要素价格对产出价格的弹性

^① 国内支出口价格弹性 E_{dd} 坐标为右轴, E_{mm} 和 E_{xx} 坐标为左轴。

五、结论

本文在开放条件下对中国近年来国民收入增长的状况及其特征进行了核算。从文章计算的结果来看,尽管中国国民收入和经济增长近年来取得了举世瞩目的成就,但是国民收入增长主要依靠资本投入,持续增长的基础并不牢固。具体来说包括以下几个方面:

首先,无论是指数核算方法还是计量经济学方法都显示中国全要素生产率在 2000 年代中期之后出现了快速下降现象,并且对实际国民收入增长贡献的份额也出现下降趋势。生产要素投入对国民收入增长贡献也出现结构性分化。劳动力增长对国民收入增长的贡献逐渐降低;资本投入增长对国民收入增长的贡献份额逐年上升,业已成为推动国民收入增长的最主要来源。国民收入增长日益依赖资本投入对中国未来国民收入的持续增长构成了挑战。

第二,2003-2010 年各年实际国民收入增速低于实际产出增速(2009 年除外),中国经济一定程度上存在“增产不增收”现象。造成“增产不增收”现象的主要原因在于贸易条件恶化,在此期间贸易条件恶化造成国民收入减少每年约 1 个百分点。

第三,国内支出品和进口品价格上涨对全要素生产率进步有负面影响,出口品价格上升则能推动全要素生产率进步。就产量而言,由产品价格和要素投入导致的全要素生产率进步对国内支出品和进口品产量有负面影响,却能刺激出口品产量上升。就整体而言,全要素生产率的变化主要是由除产品价格、要素投入以及时间趋势之外的因素造成的。

第四,国内支出品供给价格弹性呈现下降趋势,扩张性需求政策的效果将因此而削弱。出口产品供给缺乏弹性,一味降低出口价格反而会造成收入绝对下降。进口品价格上涨会降低国内支出品和出口品产量,且影响效应呈现增大趋势,进口品成本上升对我国经济的负面影响日益增强。

第五,劳动需求富有弹性,实际工资上涨不利于就业增长。近年来,资本投入的产出效率不断增强而劳动投入的产出效率不断下降,中国经济结构的调整应从劳动密集型产业向资本密集型产业过度。此外从 20 世纪 80 年代中期开始持续增强的内需和出口就业弹性在 2008 年后均出现略微下降的现象,但内需部门吸纳就业的能力仍大于出口部门,显示出扩大内需在就业方面的重大意义。

第六,国内支出品和出口品价格上涨会拉动劳动和资本价格上涨。国内支出品价格上涨对资本价格的拉动作用高于对劳动价格的拉动作用;而出口产品价格变化的结构影响刚好相反。在其他条件不变时,国内支出品价格上涨会导致要素收入分配进一步恶化,降低劳动者相对于资本所有者的福利水平。

在今后的研究中本文尚需在以下几个方面进一步完善。首先,由于理论研究的局限,国民收入的实证研究几乎均基于规模报酬不变和完全竞争生产函数假设,本文也不例外。规模报酬不变和完全竞争假设对于中国是否合理一直存在争论,但在经济学理论研究获得突破之前,实证研究仍只能长期拘泥于该假设。其二,超越对数生产函数本质上是新古典生产函数,实证研究中没有包含人力资本等其他因素,一个主要的原因是无法直接观察到人力资本的价格或人力资本收入在总产出中的比重。其三,由于资本存量、劳动收入份额等核心变量没有权威统计数据,数据的准确性和样本量偏低造成自由度偏小都对实证结果的准确性造成一定影响。这些都是后续研究需要改进的地方。

参考文献:

Diewert, W. E. and Morrison, J.C.,1986, “Adjusting Output and Productivity Indexes for Changes in the Terms of Trade,” *Economic Journal*, Vol. 96, pp. 659-679.

Diewert, W. E., 1976, “Exact and Superlative Index Numbers”, *Journal of Econometrics*, 4, pp.115-45.

Diewert, W.E., 1983, “The Theory of the Output Price Index and the Measurement of Real Output Change”,

pp. 10149-1113 in *Price Level Measurement*, Diewert, W.E. and Montmarquette, C. (eds.), Ottawa: Statistics Canada.

Feenstra C. Robert, Ma Hong, Neary J. Peter, Rao D.S. Prasada, 2012, "Who Shrunk China? Puzzles in the Measurement of Real GDP", NBER Working Paper No. 17729.

Feenstra, C.R., Heston, A., Timmer, P.M., and Deng, H., 2009, "Estimating Real Production and Expenditures Across Countries: A Proposal for Improving the Penn World Tables," *Review of Economics and Statistics*, 91(1), pp. 201-212.

Fisher, M.F. and Shell, K., *The Economic Theory of Price Indices: Two Essays on the Effects of Taste, Quality, and Technological Change*, New York: Academic Press, 1972.

Fox, J.K. and Kohli, U., 1998, "GDP Growth, Terms-of-Trade Effects, and Total Factor Productivity", *Journal of International Trade and Economic Development*, 7, pp.87-110.

Gollin, D., 2002, "Getting Income Shares Right", *Journal of Political Economy*, 110(2), pp. 458-474.

Hamada Koichi and Iwata Kazumasa, 1984, "National Income, Terms of Trade and Economic Welfare", *The Economic Journal*, Vol. 94, No. 376, pp. 752-771.

Holz, C.A., 2006, "New Capital Estimates for China", *China Economic Review*, 17, pp.142-185.

Kohli, U., 1978, "A Gross National Product Function and the Derived Demand for Imports and Supply of Exports", *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 11, No. 2, pp. 167-182.

Kohli, U., 1990, "Growth Accounting in the Open Economy: Parametric and Nonparametric Estimates", *Journal of Economic and Social Measurement* 16, pp.125-136.

Kohli, U., 2003, "Growth Accounting in the Open Economy: International Comparisons", *International Review of Economics & Finance*, Volume 12, Issue 4, 2003, PP. 417-435.

Kohli, U., 2004, "Real GDP, real domestic income, and terms-of-trade changes", *Journal of International Economics*, 62, pp.83-106.

Krueger, A., 1999, "Measuring Labor's Share", *American Economic Review*, 89, pp. 45-51.

Krueger, O.A. and Sonnenschein, H., 1967, "The Terms of Trade, the Gains from Trade and Price Divergence", *International Economic Review*, Vol. 8, No. 1, pp. 121-127.

Nicholson, J.L. 1960, "The effects of international trade on measurement of real national income", *Economic Journal*, vol. 70, No. 279., pp. 608-12.

Samuelson, P.A. and Swamy, S., 1974, "Invariant Economic Index Numbers and Canonical Duality: Survey and Synthesis", *American Economic Review* 64, 566-593.

Sun, Ling and Fulginiti Lilyan, 2007, "Accounting for Taiwan GDP Growth: Parametric and Nonparametric Estimates", *Journal of the Chinese Statistical Association*, 45, pp.74-98.

白重恩、钱震杰, 2009:《国民收入的要素分配:统计数据背后的故事》,《经济研究》第3期。

郭庆旺、贾俊雪, 2005:《中国全要素生产率的估计:1979-2004》,《经济研究》第6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。

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。

徐现祥、舒元, 2009:《基于对偶法的中国全要素生产率核算》,《统计研究》第7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。

附录(一): 中国实际国民收入增长核算及其源泉分解

附表(1) 基于 Törnqvist 指数法的中国实际国民收入增长源泉分解(上年=100)^①

| 时间 | Törnqvist 价格指数 | | 产量指数 | | 贸易条件 | 基于李宾等(2009)劳动收入份额数据 | | | 基于徐现祥等(2009)劳动收入份额数据 | | |
|------|----------------|----------|--------|--------|-------|---------------------|-------|--------|----------------------|-------|--------|
| | 国内支出 | GDP 平减指数 | 实际国民收入 | 实际 GDP | | 劳动贡献 | 资本贡献 | 全要素生产率 | 劳动贡献 | 资本贡献 | 全要素生产率 |
| 1981 | 103.4 | 103.7 | 105.4 | 105.1 | 100.3 | 101.5 | 104.6 | 99.1 | 101.7 | 104.1 | 99.3 |
| 1982 | 99.5 | 99.1 | 112.2 | 112.6 | 99.6 | 101.7 | 104.0 | 106.5 | 101.8 | 103.7 | 106.7 |
| 1983 | 98.8 | 97.2 | 112.6 | 114.4 | 98.4 | 101.6 | 103.8 | 108.5 | 101.6 | 103.8 | 108.5 |
| 1984 | 103.5 | 103.1 | 114.4 | 114.8 | 99.6 | 101.8 | 103.8 | 108.7 | 101.7 | 104.0 | 108.6 |
| 1985 | 106.8 | 106.4 | 115.4 | 115.9 | 99.4 | 102.0 | 103.9 | 109.5 | 101.9 | 104.1 | 109.4 |
| 1986 | 104.4 | 103.8 | 110.8 | 111.6 | 99.2 | 101.6 | 104.3 | 105.4 | 101.6 | 104.3 | 105.4 |
| 1987 | 105.5 | 107.0 | 110.8 | 109.2 | 101.3 | 101.5 | 104.7 | 102.9 | 101.5 | 104.6 | 103.0 |
| 1988 | 111.4 | 110.7 | 112.5 | 113.2 | 99.4 | 101.4 | 105.1 | 106.3 | 101.5 | 104.8 | 106.4 |
| 1989 | 108.3 | 110.3 | 103.9 | 101.9 | 101.8 | 101.1 | 104.8 | 96.3 | 101.2 | 104.5 | 96.5 |
| 1990 | 104.8 | 104.8 | 106.6 | 106.6 | 100.0 | 104.5 | 103.8 | 98.3 | 104.9 | 103.5 | 98.2 |
| 1991 | 106.2 | 105.9 | 109.9 | 110.2 | 99.9 | 104.0 | 103.4 | 102.2 | 104.4 | 103.1 | 102.2 |
| 1992 | 107.8 | 108.0 | 113.2 | 113.0 | 100.4 | 100.5 | 103.9 | 108.0 | 100.5 | 103.6 | 108.3 |
| 1993 | 116.2 | 115.8 | 115.4 | 115.7 | 99.6 | 100.4 | 104.3 | 110.5 | 100.5 | 103.9 | 110.9 |
| 1994 | 118.7 | 119.0 | 114.6 | 114.2 | 100.2 | 100.4 | 104.6 | 108.8 | 100.5 | 104.0 | 109.4 |
| 1995 | 112.4 | 112.2 | 112.0 | 112.2 | 100.0 | 100.4 | 104.9 | 106.3 | 100.5 | 104.1 | 107.0 |
| 1996 | 105.7 | 106.4 | 111.0 | 110.3 | 100.7 | 100.5 | 105.4 | 104.1 | 100.6 | 104.5 | 104.9 |
| 1997 | 100.8 | 101.5 | 109.3 | 108.4 | 100.8 | 100.5 | 105.4 | 102.3 | 100.7 | 104.6 | 103.0 |
| 1998 | 99.1 | 99.0 | 107.0 | 107.1 | 99.9 | 100.5 | 105.2 | 101.3 | 100.6 | 104.4 | 102.0 |
| 1999 | 100.2 | 99.1 | 105.1 | 106.3 | 98.9 | 100.5 | 105.2 | 100.6 | 100.6 | 104.4 | 101.2 |
| 2000 | 103.7 | 102.8 | 104.5 | 105.4 | 99.2 | 100.4 | 105.3 | 99.6 | 100.5 | 104.5 | 100.2 |
| 2001 | 101.8 | 102.2 | 108.4 | 108.0 | 100.4 | 100.4 | 105.2 | 102.2 | 100.5 | 104.5 | 102.9 |
| 2002 | 103.0 | 103.0 | 107.3 | 107.3 | 100.0 | 100.3 | 105.0 | 101.8 | 100.4 | 104.3 | 102.4 |
| 2003 | 102.9 | 101.9 | 110.2 | 111.3 | 99.0 | 100.2 | 105.5 | 105.2 | 100.3 | 104.7 | 105.9 |
| 2004 | 106.4 | 104.7 | 110.6 | 112.4 | 98.5 | 100.3 | 106.8 | 104.9 | 100.3 | 106.1 | 105.5 |
| 2005 | 104.4 | 102.0 | 111.5 | 114.1 | 97.9 | 100.2 | 107.9 | 105.3 | 100.3 | 107.2 | 105.9 |
| 2006 | 104.6 | 103.0 | 113.5 | 115.3 | 98.8 | 100.2 | 109.0 | 105.3 | 100.2 | 108.0 | 106.2 |
| 2007 | 108.4 | 107.2 | 110.3 | 111.6 | 99.5 | 100.1 | 109.2 | 101.4 | 100.2 | 108.3 | 102.3 |
| 2008 | 109.9 | 106.9 | 107.8 | 110.9 | 98.0 | 100.1 | 108.8 | 101.0 | 100.2 | 107.6 | 102.1 |
| 2009 | 95.4 | 97.4 | 115.2 | 112.9 | 101.8 | 100.1 | 111.1 | 101.7 | 100.2 | 108.9 | 103.8 |
| 2010 | 111.0 | 109.5 | 102.6 | 104.0 | 99.0 | 100.1 | 111.0 | 93.2 | 100.2 | 108.6 | 95.2 |

^① 在现行统计体制下, GDP 平减指数和国内支出价格指数均非 Törnqvist 价格指数, 因此附表(1)中计算的实际 GDP 和实际 GDI 指数均与表(1)根据官方公布的数据直接计算的结果存在一定差异。

附录(二): 产出弹性和要素需求弹性估计方程

下文以产出价格弹性和要素需求弹性倒数估计为例, 其他弹性可以类似计算得到。

1、产出价格弹性估计 $E_{ij} = \frac{\partial \ln y_i}{\partial \ln p_j} = \frac{p_j}{y_i} \frac{\partial y_i}{\partial p_j}$

当 $i \neq j$ 时, 根据方程(10) $s_{i,t} = \frac{y_{i,t} p_{i,t}}{z_t} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{j,t} + \sum_h \delta_{ih} \ln x_{h,t} + \delta_{it} t$, 左右两边对 p_j

求导数得到 $\frac{\partial y_i}{\partial p_j} \left(\frac{p_i}{z} \right) = \frac{\gamma_{ij}}{p_j} + \frac{y_i p_i}{z^2} y_j$, 其中利用 $\partial z / \partial p_j = y_j$, 进一步可以得到

$$\frac{\partial y_i}{\partial p_j} \left(\frac{p_j}{y_i} \right) = \frac{\partial \ln y_i}{\partial \ln p_j} = [\gamma_{ij} + s_i s_j] / s_i。$$

当 $i=j$ 时, 方程(10) $s_{i,t} = \frac{y_{i,t} p_{i,t}}{z_t} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{j,t} + \sum_h \delta_{ih} \ln x_{h,t} + \delta_{it} t$ 左右两边对 p_j 求导数得到

$$\frac{\partial y_i}{\partial p_i} \left(\frac{p_i}{z} \right) = \frac{\gamma_{ij}}{p_i} + \frac{y_i p_i y_i}{z^2} - \frac{y_i}{z}, \text{ 进一步得到 } \frac{\partial y_i}{\partial p_i} \left(\frac{p_i}{y_i} \right) = \left(\frac{\gamma_{ij} + s_i s_i - s_i}{s_i} \right)。$$

2、要素需求弹性倒数的估计 $E_{hk} = \frac{\partial \ln w_h}{\partial \ln x_k} = \frac{x_k}{w_h} \frac{\partial w_h}{\partial x_k}$

当 $k \neq h$ 时, 由方程 (11) 可得 $\frac{\partial w_h}{\partial x_k} \frac{x_h}{z} - \frac{w_h x_h}{z^2} \frac{\partial z}{\partial x_k} = \frac{\phi_{hk}}{x_k}$, 进一步得到

$$\frac{\partial w_h}{\partial x_k} \frac{x_k}{w_h} = \left(\frac{w_h x_h w_k}{z^2} + \frac{\phi_{hk}}{x_k} \right) \frac{z x_k}{x_h w_h} = \frac{s_h s_k + \phi_{hk}}{s_h}, \text{ 即 } E_{hk} = \frac{s_h}{s_h s_k + \phi_{hk}}$$

当 $k=h$ 时, 由方程 (11) 得到 $\frac{\partial w_h}{\partial x_h} \frac{x_h}{z} + \frac{w_h}{z} - \frac{w_h x_h}{z^2} \frac{\partial z}{\partial x_h} = \frac{\phi_{hh}}{x_h}$, 进一步可以得到

$$\frac{\partial w_h}{\partial x_h} \frac{x_h}{w_h} = \left(\frac{w_h x_h w_h}{z^2} + \frac{\phi_{hh}}{x_h} - \frac{w_h}{z} \right) \frac{z}{w_h}, \text{ 即 } E_{hh} = \frac{s_h s_h + \phi_{hh} - s_h}{s_h}$$