

要素替代弹性、有偏技术进步和劳动收入份额上升^{*}

尹 恒 张道远 李 辉

内容提要:资本—劳动替代弹性是理解劳动收入份额演变的关键。本文在一个整合生产端和需求端的结构估计框架内同时纳入中性和有偏技术进步,使用全国税收调查数据估计微观替代弹性,然后加总得到宏观替代弹性,并在此基础上考察金融危机以来劳动收入份额上升的驱动力。研究结果如下,(1)2007—2016 年微观替代弹性平均为 2.877,且制造业要高于服务业。考虑需求价格弹性和资本密集度等其他企业异质性后,中国全行业加总替代弹性为 2.540,表明中国资本和劳动要素总体呈现替代关系。(2)给定替代弹性估计,2007 年后劳动收入份额上升并非由要素相对价格变化驱动,劳动市场垄断及劳动调整成本等剩余未解释因素的影响也较小。真正动因在于有偏技术进步,它可以解释这一时期劳动收入份额变化的 187%,且有偏技术进步对制造业劳动收入份额上升的促进作用明显高于服务业。本文描述了金融危机以来中国资本—劳动替代弹性演变整体图景,并据此识别出近年来劳动收入份额上升的核心动力,可以为新时期推动中国经济高质量发展的公共政策提供重要的决策依据。

关键词:替代弹性 劳动收入份额 有偏技术进步 结构估计 要素相对价格

作者简介:尹 恒,中国人民大学国家发展与战略研究院教授、博士生导师,100872;

张道远,中国人民大学财政金融学院博士研究生,100872;

李 辉,中国人民大学财政金融学院博士研究生,100872。

中图分类号:F124.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2024)01-0141-17

一、引言

劳动收入份额长期保持稳定是著名的卡尔多(Kaldor)事实,也是宏观经济增长研究中的重要假设。在 20 世纪大部分时间,多数国家劳动收入份额保持稳定,但近年来世界主要经济体劳动收入份额均呈现下降趋势。2007 年前,中国劳动收入份额也经历了同样的下降过程(罗长远、张军,

^{*} 基金项目:国家自然科学基金项目“中国劳动收入份额演变的新趋势及驱动力研究:基于企业行为的微观视角”(72173131);国家自然科学基金项目“异质企业环境下税收的超额负担研究”(71873132)。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。尹恒电子邮箱:yhengl@ruc.edu.cn。

2009)。根据收入法 GDP 核算数据,1990—2007 年中国劳动收入份额由 53.42% 降至 39.74% (蓝嘉俊等,2019)。大量文献阐释了这一阶段中国劳动收入份额变化的内在机制。但金融危机之后中国劳动收入份额逐步上升(刘亚琳等,2022)。那么一个自然的问题是,什么原因导致了 2007 年后中国劳动收入份额的上升?

劳动收入份额变化既可能源于结构效应(李稻葵等,2009),也可能源于企业或行业内部的变化。近年来,越来越多的文献开始强调后者对于总体劳动收入份额变化的影响(Grossman 和 Oberfield, 2022),^①他们认为最主要的影响因素包括以下几点。其一,要素相对价格变化。即劳动力成本上升可能导致资本积累增加,促使企业向资本密集型转变,造成劳动收入份额下降(Karabarbounis 和 Neiman, 2014)。其二,有偏技术进步作用。例如,自动化、人工智能等新技术引进使技术进步偏向某一要素,影响要素相对边际产出,可能造成不利于劳动收入份额的影响(Acemoglu 和 Restrepo, 2018)。两者反映了其他条件不变情形下企业或行业内部生产过程中技术变化导致的最优状态调整,是 Grossman 和 Oberfield (2022) 所强调的理解劳动收入份额变化的技术视角。随着近年文献的发展,产品市场垄断(Autor 等, 2020)和劳动市场垄断(Yeh 等, 2022)等因素的影响也日渐受到重视。

正如 Hicks (1932) 所指出,评估要素相对价格变化和有偏技术进步对劳动收入份额影响的关键在于资本—劳动替代弹性(以下简称“替代弹性”)。一方面,作为生产函数重要参数,替代弹性衡量产出不变条件下资本劳动投入比因要素价格改变而发生变动的程度。如 Karabarbounis 和 Neiman (2014) 使用跨国宏观面板数据得到美国替代弹性大于 1, 据此认为资本相对价格下降能够解释劳动收入份额下降的约 50%。另一方面,替代弹性是区别要素增强型(Factor-augmenting)技术进步和要素偏向型(Factor-biased)技术进步的关键(Acemoglu, 2003)。前者提升要素生产效率,后者提高要素相对边际产出。若替代弹性小于 1, 劳动增强型生产率提升会提高劳动生产率,也会增加资本相对边际产出,从而表现为资本偏向型技术进步,造成劳动收入份额降低;反之,如果替代弹性大于 1, 劳动增强型生产率提升在提高劳动生产率的同时降低资本相对边际产出,最终体现为劳动偏向型技术进步,此时劳动收入份额上升。

因此本文聚焦于替代弹性准确估计及其对金融危机后中国劳动收入份额的影响。首先,本文沿袭 Oberfield 和 Raval (2021) 以来估计微观替代弹性的传统,未对总量和行业生产函数进行任何参数化假设,并在此基础上构建包括企业生产函数和需求函数在内的结构模型,缓解生产端和需求端因素相互影响可能导致的参数估计偏误,在一个整合框架内得到微观替代弹性。其次,本文在 Doraszelski 和 Jaumandreu (2018) 提出的多维生产率框架基础上,进一步放松企业生产行为理论限制,从要素份额变化中将替代弹性和劳动增强型生产率分离开,得到更加稳健可靠的微观替代弹性,同时识别出有偏技术进步时变特征。最后,本文的估计方法无须任何企业层面要素价格,这意味着能够应用于大多数微观企业数据库。在估计出微观替代弹性后,本文参考 Oberfield 和 Raval (2021) 加总思路得到总量替代弹性。

准确估计微观替代弹性并进行加总的意义不言而喻,劳动收入份额驱动力分解就是本文替代弹性估计结果的一次重要应用。^② 本文使用 2007—2016 年全国税收调查数据估计的中国微观替

① 本文的分析重点也在于行业内部的变化。这是因为,对于劳动收入份额的动态 Olley-Pakes 分解显示,2007 年后几乎所有行业的劳动收入份额均呈现上升趋势,而且其变化主要来自在位企业。

② 除劳动收入份额外,仍有许多重要研究依赖于准确的替代弹性估计结果。如在增长理论中,替代弹性被认为是促进经济增长的来源之一。直观而言,替代弹性可以被视为“将投入转化为产出的生产系统效率的一种度量”,如果替代弹性越高,经济体就越能将丰裕要素的增加转化为进一步的产出,即使没有技术进步也可能实现经济持续增长(德拉格兰德维尔假说)。

代弹性为 2.877,且制造业要高于服务业。考虑企业需求价格弹性和资本密集度等其他企业异质性后,中国全行业加总替代弹性为 2.540,意味着资本和劳动总体呈现替代关系。给定替代弹性估计,2007 年后劳动收入份额上升并非由要素相对价格变化驱动,劳动市场垄断等剩余未解释因素的影响也较小。真正动因在于有偏技术进步,它可以解释这一时期劳动收入份额变化的 187%,且有偏技术进步对制造业劳动收入份额上升的促进作用明显高于服务业。

本文在以下方面具有一定贡献。在微观替代弹性估计方面,本文进一步完善陈登科和陈诗一(2018)的估计思路。在估计过程中考虑企业需求端异质性和有偏技术进步影响,得到更准确的微观替代弹性估计值。在结果应用方面,其一,本文在企业异质且时变的有偏技术进步设定下分别识别替代弹性和劳动增强型生产率,为分别估计两种技术因素对劳动收入份额影响程度奠定基础,拓展了 Oberfield 和 Raval(2021)以来劳动收入份额驱动力分析的微观视角。其二,多数文献关注中国劳动收入份额下降阶段的分解,无法解释中国劳动收入份额在金融危机后的上升趋势。本文将研究时段推进到 2007—2016 年。由于本文估计替代弹性大于 1,要素相对价格变化无法继续解释金融危机之后劳动收入份额上升趋势,而劳动增强型生产率提升引致的劳动偏向性技术进步是劳动收入份额上升阶段的主要驱动力。本文结论为更加全面认识新时期中国各行业劳动收入份额变化背后的成因提供了非常有益的帮助,也为下一阶段通过改革优化收入分配格局、提高要素配置效率拓宽政策思路。

二、文献综述和估计思路

(一)文献综述

替代弹性最早可以追溯到 Hicks(1932)的一系列研究,他在《工资理论》一书中首次给出了替代弹性的正式定义。之后,替代弹性迅速成为解答诸多经济学问题的关键。为此,长期以来大量文献聚焦于替代弹性的准确估计,但远未达成共识。Knoblauch 和 Stöckl(2020)分析了美国 1961—2017 年 77 篇文献得到的 852 个替代弹性估计值,发现不同研究估计结果分布在 0 和 3 之间,存在很大差异。对于中国替代弹性大小,既有研究同样存在较大分歧。

究其原因,目前大多数文献从整体宏观角度入手、以总量生产函数为工具,直接采用宏观时间序列数据估计生产函数,进而得到宏观替代弹性。然而,这种做法可能面临三方面问题。首先,在始于 20 世纪 50 年代的“剑桥资本争论”中,Robinson(1953)就指出,由于资本计量和加总循环悖论存在,总量生产函数是否存在和能否识别存在争议。她认为国民收入核算指标只是一种代数,难以用其解释具体生产活动。其次,如果构成总体的微观企业具有较大异质性,除非对企业生产技术进行严格假设,否则也无法得到一致的宏观替代弹性估计(Oberfield 和 Raval,2021)。如 Houthakker(1955)表明,一些假设下的 Leontief 微观生产函数(替代弹性为 0)可以加总为 Cobb-Douglas 形式的总量生产函数(替代弹性为 1)。最后,Diamond 等(1978)证明,如果没有独立于有偏技术进步的要 素价格,仅依靠时间序列数据无法识别宏观替代弹性(即 Diamond 不可能定理)。因此宏观替代弹性估计的传统方法需要对技术进步偏向进行较强假设,如不存在有偏技术进步(Berndt,1976),或技术进步偏向随时间以线性或指数形式变化(Antràs,2004)。不同假设会得到迥异的宏观替代弹性,阻碍对劳动收入份额变化等现实问题的解释。

注意到宏观时间序列数据估计替代弹性存在争议,一些学者试图通过使用要素价格外生变化的企业横截面或面板数据估计微观替代弹性,并将其作为宏观替代弹性的代理变量。目前文献主

要采用两类方法。一是将传统估计总量生产函数参数的方法拓展至微观领域。如 Young(2013)将 León-Ledesma 等(2010)提出的标准化供给面系统方法应用于微观替代弹性估计。这一做法以时间趋势作为有偏技术进步的代理变量,但微观层面存在大量异质性,时间趋势很难作为企业层面技术进步偏向的有效度量(Doraszelski 和 Jaumandreu, 2018)。二是通过可观测到的变量间接确定微观替代弹性。如 Chirinko(2011)使用美国企业资本使用者成本的长期变动来识别微观替代弹性,发现美国微观替代弹性在 0.4 左右。

(二)估计思路

最近估计微观替代弹性的标志性文献是 Oberfield 和 Raval(2021)、Doraszelski 和 Jaumandreu(2018)。Oberfield 和 Raval(2021)根据成本最小化得到企业资本劳动相对投入与要素价格之间的关系,通过以下 OLS 回归得到微观替代弹性:

$$f_i = \beta_0 + \beta_1 \ln w_{l(i)} + \delta_{n(i)} + \gamma X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

其中, f_i 表示企业 i 的资本劳动相对投入(取自然对数), $w_{l(i)}$ 表示企业 i 所在劳动力市场 l 的平均工资, $\delta_{n(i)}$ 为企业 i 所在行业 n 的特征变量, X_i 为一系列控制变量。分行业回归后根据系数 $\beta_1 = \sigma_n - 1$ 可以得到行业异质的微观替代弹性 σ_n 。

这一方法对总量生产函数未施加任何参数限制,从而回避了基于总量生产函数、利用时间序列数据估计替代弹性带来的问题。但直接对式(1)进行回归可能会存在一些问题。一是可能存在其他未观测因素同时影响劳动力市场平均工资和企业要素相对投入。如存在较高劳动增强型生产率时,劳动者会期望更高的工资,企业也会增加劳动投入,两者的正向联系会导致替代弹性估计有偏。二是不能准确控制有偏技术进步影响。Oberfield 和 Raval(2021)将式(1)的回归残差衡量有偏技术进步,在一定程度上混杂了其他因素的影响。三是忽视需求端异质性影响。在不完全竞争环境下忽视需求端异质性可能影响生产函数参数估计。如 Jiang 和 León-Ledesma(2018)发现,垄断竞争假设下的替代弹性估计值明显大于完全竞争假设下的估计值。四是假设企业资本成本相同。一方面,资本成本可能会随地区工资产生系统性变化,如高生产率地区的租金率和工资都较高;另一方面,资金成本可能因不同地区银行贷款利率、企业信誉的差异而不同。五是在估计微观替代弹性时使用截面数据,因此只能考虑集约边际变化。如果要素价格变化导致新企业进入市场或现有企业退出市场,这一方法将导致估计有偏。

Doraszelski 和 Jaumandreu(2018)提出另一估计思路。他们构建了包括劳动增强型和希克斯中性生产率在内的结构估计模型、基于可变投入比识别微观替代弹性。与 Oberfield 和 Raval(2021)类似,他们根据劳动和材料投入的成本最小化一阶条件得到:

$$m_{it} - l_{it} = \sigma \ln \beta_M - \sigma(p_{Mit} - w_{it}) + (1 - \sigma)\omega_{Lit} \quad (2)$$

其中,小写变量为相应大写变量的对数(下同)。式(2)表明可变投入比 $m_{it} - l_{it}$ 取决于替代弹性 σ 、可变投入价格比 $p_{Mit} - w_{it}$ 和劳动增强型生产率 ω_{Lit} 。直接使用 OLS 估计式(2)可以得到微观替代弹性,但这样做不仅面临与 Oberfield 和 Raval(2021)相同的限制,而且会导致生产函数估计中经典的“转换偏误”问题。因此 Doraszelski 和 Jaumandreu(2018)不直接估计式(2),而是遵循实证产业组织文献中“代理变量方法”的估计思路,构造企业决策时序解决内生性问题,得到包括微观替代弹性和劳动增强型生产率在内的生产函数基本参数。

与 Oberfield 和 Raval(2021)相比, Doraszelski 和 Jaumandreu(2018)的估计思路具有两方面优

势。其一,他们通过构建企业决策模型,应用结构估计方法进行识别,无须依赖 Oberfield 和 Raval (2021)要求的工具变量外生性假设。其二,他们允许存在企业异质要素成本,放宽了 Oberfield 和 Raval (2021)资本成本相同的假设,理论上更具一般性。

不过,Doraszelski 和 Jaumandreu (2018)的方法也存在诸多限制。首先,这一估计思路依赖准确的企业可变投入价格信息。但现实数据并不理想,现有大型微观企业数据库通常只有企业要素投入总量信息。其次,他们在生产函数参数估计时仍然忽视了需求端异质性的影响。这可能造成“代理变量方法”中投入需求函数的可逆性条件失效(Jaumandreu 和 Yin,2020)。最后,他们假设劳动增强型和希克斯中性生产率演变都服从一阶马尔可夫过程。与传统的实证产业组织结构估计方法相比,这一做法对企业生产行为施加了一个较强的理论限制,后者通常只假设希克斯中性生产率服从一阶马尔可夫过程。

因此,本文仍然沿用两篇文献思路,根据要素投入比识别微观替代弹性。但同时充分考虑存在有偏技术进步、需求端异质性、企业异质要素成本、企业进入退出和规模报酬可变的情形。本文的估计方法与 Doraszelski 和 Jaumandreu (2018)更为接近,但可能存在以下优势:一是同时考虑企业在成本和需求方面的多维度企业异质性,同时估计生产函数参数和企业需求价格弹性,有效避免忽视需求异质性造成的生产函数参数估计偏误;二是同时考虑希克斯中性和劳动增强型生产率,并克服因不可观测生产率冲击而产生的内生性问题;三是本文的模型只需假设企业在可变要素市场是价格接受者和追求成本最小化,不需要企业层面详细要素价格,一般企业生产率估计所使用的数据库能满足这一要求,因此适用范围更广。

三、替代弹性的结构估计模型

(一)基本环境设定

本文考虑如下同时包含希克斯中性和劳动增强型生产率的微观 CES 生产函数:

$$Y_{it} = \left\{ \beta_K K_{it}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + [\exp(\omega_{Lit}) L_{it}]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \beta_M M_{it}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right\}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \exp(\omega_{Hit}) \exp(\psi_{it}) \quad (3)$$

其中, Y_{it} 为企业 i 在 t 期的产量; K_{it} 、 L_{it} 和 M_{it} 分别为资本、劳动和材料投入; σ 为微观替代弹性,由于引入多层嵌套结构将极大增加模型复杂性,为简单起见,这里参考 Doraszelski 和 Jaumandreu (2018)的做法,假设要素间替代弹性相等; v 表示规模报酬参数; ω_{Lit} 和 ω_{Hit} 分别为企业 i 在 t 期的劳动增强型和希克斯中性生产率; β_K 和 β_M 分别为资本和材料产出弹性; ψ_{it} 为生产端独立同分布的扰动项,包括随机测量误差、实际值对计划值的随机偏离等。

考虑垄断竞争市场环境和存在质量差异的需求系统,企业 i 在 t 期的需求函数为:

$$y_{it}^S = \varphi_t - \eta_{it} (p_{it}^S - \delta_{Qit}) + \delta_{Hit} + v_{it} \quad (4)$$

其中, y_{it}^S 和 p_{it}^S 分别是企业计划销售量和计划销售价格,价格是消费者支付的包括销售税(增值税)的价格; η_{it} 为企业需求价格弹性; v_{it} 为需求端独立同分布的扰动项,在更一般意义上,式(4)可以理解为对任意需求函数的一阶逼近(对数形式); δ_{Hit} 和 δ_{Qit} 分别为产品横向和纵向质量差异,前者源于企业促销、市场口碑等纯粹需求因素,与企业生产过程和成本无关,而后者需要企业付出更高的生产成本才能获得。如果产出都是同质的,企业产出差异仅仅体现在标准质量产品的产量上。

但如果存在产品差异化,企业产出包括产量 Y_{it} 和产品质量 δ_{Qit} 两个维度。因此需要将企业的实际产量转化为企业间可以比较的“标准质量”产出量。

具体地,设定企业间可以比较的“标准质量”产出量是 Y_{it} 和 δ_{Qit} 的函数: $h(Y_{it}, \delta_{Qit})$ 。为简化起见,本文参照 Grieco 和 McDevitt(2017)的做法,进一步设定:

$$h(Y_{it}, \delta_{Qit}) = Y_{it} \exp[\alpha(\delta_{Qit})], \alpha'(\cdot) > 0 \quad (5)$$

式(5)将生产质量指数为 δ_{Qit} 的企业实际可观测产出 Y_{it} 转换成企业之间可以比较的“标准质量”产出量,也即质量和成本的一般关系:产品纵向质量差异 δ_{Qit} 越高,所需生产成本越多,相应折算的标准产出也就越大。这样,存在产出差异化时本文的生产函数式(3)变成:

$$y_{it} = -\frac{\nu\sigma}{1-\sigma} \ln \left\{ \beta_K K_{it}^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}} + [\exp(\omega_{Lit}) L_{it}]^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}} + \beta_M M_{it}^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}} \right\} + \omega_{Hit} - \alpha(\delta_{Qit}) + \psi_{it}$$

定义产销率 λ_{it} 为当期销售数量 Y_{it}^s 与当期生产数量 Y_{it} 之比,即 $\lambda_{it} = Y_{it}^s / Y_{it}$ 。综合生产函数、需求函数和式(5)并取自然对数,可以得到市场均衡时企业 i 在 t 期的真实销售收入:

$$r_{it} = \frac{1}{\eta_{it}} \varphi_{it} + \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) \ln \lambda_{it} - \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) \frac{\nu\sigma}{1-\sigma} \ln \left\{ \beta_K K_{it}^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}} + [\exp(\omega_{Lit}) L_{it}]^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}} + \beta_M M_{it}^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}} \right\} + \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) \omega_{Hit} - \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) \alpha(\delta_{Qit}) + \delta_{Qit} + \frac{1}{\eta_{it}} \delta_{Hit} + \varsigma_{it} \quad (6)$$

其中, ς_{it} 为产出纯粹的不可观测的扰动项,其综合了生产端与需求端的扰动项。式(6)中 σ 是市场达到均衡时的微观替代弹性。由于式(6)同时还存在劳动增强型生产率 ω_{Lit} 、希克斯中性生产率 ω_{Hit} 和企业需求价格弹性 η_{it} 等不可观测的异质性,不能直接估计。因此本文采用实证产业组织结构估计方法构建模型,对这些企业异质性进行识别,从而最终得到微观替代弹性。

(二) 参数识别与估计思路

与传统文献的中性技术进步设定不同,本文假设技术进步存在偏向,从而在生产函数中引入劳动增强型和希克斯中性两维生产率。这对准确估计替代弹性至关重要。在中性技术进步假设下,要素相对份额的变化完全来自要素相对价格的变化,两者变动关系完全反映了替代弹性。然而,如果现实中技术进步存在偏向,那么要素相对份额的变化还会受到要素增强型生产率的影响。因此,中性技术进步假设下得到的替代弹性会存在严重偏误。如 Antràs(2004)发现中性技术进步假设下和有偏技术进步假设下的替代弹性估计值存在明显差异,前者趋近于1。

有鉴于此,本文首先需要解决的问题是清楚地分离劳动增强型生产率。具体地,根据企业 i 在 t 期面临的成本最小化问题、可变成本一阶条件以及生产函数式(3)对可变投入求偏导,可以得到与 Doraszelski 和 Jaumandreu(2018)一致的式(2)。又因为:

$$\frac{P_{Mit} M_{it}}{W_{it} L_{it}} = \frac{1 - S_{VLit}}{S_{VLit}} \quad (7)$$

其中, $S_{VLit} \equiv \frac{W_{it} L_{it}}{P_{Mit} M_{it} + W_{it} L_{it}}$ 为劳动可变成本比。最终可得:

$$m_{it} - l_{it} = -\frac{\sigma}{\sigma-1} \ln \beta_M + \frac{\sigma}{\sigma-1} \ln \frac{1 - S_{VLit}}{S_{VLit}} + \omega_{Lit} \quad (8)$$

式(8)表明可变投入比 $m_{it} - l_{it}$ 取决于微观替代弹性 σ 、劳动可变成成本比 S_{VLit} 和劳动增强型生产率 ω_{Lit} 。与式(2)相比,式(8)只需要企业劳动可变成成本比,不需要企业层面要素价格,因此适用于大多数微观数据库。对式(8),本文可以选择 OLS 估计,但这一做法会存在两方面内生性问题:一是会面临生产函数估计中经典的“转换偏误”问题;二是可能存在其他遗漏变量同时影响企业劳动可变成成本比和要素相对投入,例如劳动增强型生产率、劳动市场垄断及外包等。也可以选择遵循“代理变量方法”思路,对劳动增强型生产率演化方程建模,构造企业决策时序解决内生性问题。这正是 Doraszelski 和 Jaumandreu(2018)的做法,他们将不可观测的劳动增强型生产率表示为要素相对投入、要素相对价格、临时工占比以及外包等可观测变量的函数,并将这一控制函数代入式(2),最终得到参数估计值。这一做法的限制在于:第一,临时工占比及外包等其他可以影响要素相对投入的变量即使可以被观测,在大多数微观数据库中也很难被获得;第二,需要假设劳动增强型和希克斯中性生产率均服从一阶马尔可夫过程,这不仅对企业生产行为施加了一个较强的理论限制,而且增加了许多计算量。

因此,本文不对劳动增强型生产率演变做任何假定,而是将式(8)代入生产函数式(3),这样就将生产函数中的二维生产率转化为一维,得到只包含希克斯中性生产率的生产函数式(9):

$$y_{it} = -\frac{\nu\sigma}{1-\sigma}\ln\left(\beta_K K_{it}^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}} + \frac{\beta_M}{1-S_{VLit}} M_{it}^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}}\right) + \omega_{Hit} - \alpha(\delta_{Qit}) \quad (9)$$

接下来只需要识别希克斯中性生产率。本文遵循 Levinsohn 和 Petrin(2003)以来的估计思路,使用材料的逆表示希克斯中性生产率。具体地,定义 τ_{Mit} 和 τ_{it} 分别为增值税进项和销项税率。根据生产函数式(9)和可变投入一阶条件可以得到希克斯中性生产率:

$$\begin{aligned} \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right)\omega_{Hit} &= \ln(1 - \tau_{Mit}) + p_{Mt} - \ln(1 - \tau_{it}) - \frac{1}{\eta_{it}}\varphi_t - \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right)\ln\lambda_{it} - \ln\left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right) - \\ &\quad \ln\nu\beta_M + \left[\left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right)\frac{\nu\sigma}{1-\sigma} + 1\right]\ln\left(\beta_K K_{it}^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}} + \frac{\beta_M}{1-S_{VLit}} M_{it}^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}}\right) + \\ &\quad \frac{1}{\sigma}m_{it} + \left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right)\alpha(\delta_{Qit}) - \delta_{Qit} - \frac{1}{\eta_{it}}\delta_{Hit} \end{aligned} \quad (10)$$

需求端异质性会通过影响企业计划产量进而影响要素需求函数,导致“代理变量方法”失效。因此,本文借鉴尹恒和张子尧(2019)的做法解决需求端不可观测异质性对企业生产率估计的干扰。具体地,根据企业短期成本最小化问题、可变投入一阶条件和静态定价可得:

$$\ln\left[\frac{(1 - \tau_{it})R_{it}}{P_{Mit}M_{it}^S + W_{it}L_{it}^S}\right] = -\ln(\beta_{Lit} + \beta_{Mit}) + \ln\left(\frac{\eta_{it}}{\eta_{it} - 1}\right) + \psi_{it} \quad (11)$$

式(11)描述了企业需求端异质性 $\frac{\eta_{it}}{\eta_{it} - 1}$ 与销售收入可变成成本比 $\frac{(1 - \tau_{it})R_{it}}{P_{Mit}M_{it}^S + W_{it}L_{it}^S}$ 之间的一般关系。根据本文生产函数设定,企业可变投入产出弹性之和为:

$$\beta_{Mit} + \beta_{Lit} = \frac{\nu\beta_M}{1-S_{VLit}}\left(\beta_K K_{it}^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}} + \frac{\beta_M}{1-S_{VLit}} M_{it}^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}}\right)^{-1} M_{it}^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}} \quad (12)$$

本文使用回归法分离生产端随机扰动 ψ_{it} 。具体地,对于一般形式的生产函数,可变投入产出

弹性只依赖于生产函数,且是要素投入的函数: $-\ln(\beta_{Lit} + \beta_{Mit}) \equiv \nu(k_{it}, l_{it}, m_{it})$ 。令 $s_{it} \equiv \ln\left[\frac{(1-\tau_{it})R_{it}}{P_{Mit}M_{it}^S + W_{it}I_{it}^S}\right]$, 本文使用式(13)分离式(11)中的随机扰动 ψ_{it} , 得到清除了随机扰动 ψ_{it} 的估计量 \hat{s}_{it} :

$$s_{it} = \nu(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + X_{it}\sigma + \psi_{it} \quad (13)$$

控制变量 X_{it} 代表需求端异质性与可变投入产出弹性的综合影响, 包括常数项、企业营销努力、出口市场参与、区域虚拟变量、地级市及以上城区虚拟变量、省会虚拟变量、年份虚拟变量和行业虚拟变量。分离出随机扰动 ψ_{it} 之后, 根据式(11)和式(12), 本文最终得到需求价格弹性 η_{it} 、销售收入可变成本比估计量 \hat{s}_{it} 与可变投入产出弹性 $\beta_{Mit} + \beta_{Lit}$ 的关系:

$$\ln\left(\frac{\eta_{it}}{\eta_{it}-1}\right) = \hat{s}_{it} + \ln(\beta_{Lit} + \beta_{Mit})$$

$$\beta_{Mit} + \beta_{Lit} = \frac{\nu\beta_M}{1 - S_{VLit}} \left(\beta_K K_{it}^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} + \frac{\beta_M}{1 - S_{VLit}} M_{it}^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \right)^{-1} M_{it}^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \quad (14)$$

将式(14)作为生产函数估计方程的约束, 从而将生产函数和需求价格弹性整合估计。此外, 本文对进入退出企业、需求端产品差异 δ_{Qit} 和 δ_{Hit} 的识别进行了处理。^① 综合企业销售收入方程式(6)、滞后一期的希克斯中性生产率式(10)、需求端约束方程式(14)以及企业持续经营概率, 本文得到最终估计系统。根据设定, 扰动项 ζ_{it} 满足:

$$E[z_{it} \times \zeta_{it}] = E\left\{z_{it} \times \left[\left(1 - \frac{1}{\eta_{it}}\right)\xi_{it} + \varsigma_{it}\right]\right\} = 0 \quad (15)$$

其中, ξ_{it} 为希克斯中性生产率跨期演进方程中的新息 (Innovation), z_{it} 为工具向量。因此, 估计参数 $\theta = (\sigma - 1)/\sigma$ 的 GMM 问题为:

$$\min_{\theta} \left[\frac{1}{N} \sum_i \sum_{T_i} z_{it} \zeta_{it}(\theta) \right]^T W_N \left[\frac{1}{N} \sum_i \sum_{T_i} z_{it} \zeta_{it}(\theta) \right] \quad (16)$$

其中, W_N 为权重矩阵, T_i 为企业 i 的观测数, N 为总观测数。式(16)中的工具向量 z_{it} 由外生变量的多项式组成。本文分行业进行参数估计, 最终得到行业异质的微观替代弹性。

四、数据和基本估计结果

(一) 数据来源与清理

本文数据来自全国税收调查数据库。相较于目前研究中大量使用的中国工业企业数据库与上市公司数据等微观企业数据库, 全国税收调查数据库不仅覆盖了更加全面的行业范围与企业规模, 其科学的抽样方式也保证了样本代表性。本文选取的样本期为 2007—2016 年, 基本包含了企业所得税改革等财税体制改革和中国经济转型发展时期, 构成研究中国经济高质量增长阶段替代弹性和劳动收入份额演变的十分有价值的素材。

① 限于篇幅, 此处没有报告具体过程, 留存备案。

本文对数据进行了非常细致的合并整理和变量清理。^① 由于本文模型是一个高维且高度非线性的估计系统,恰当定义估计系统中的可观测变量对估计准确性极为重要。为此,本文根据数据库中原始指标构建了更加符合经济理论内涵的变量。此外由于估计参数时需要用到相关变量的一阶滞后项,本文保留了持续经营至少两期的企业样本。完成以上数据清理过程后,得到样本期为2007—2016年的非平衡面板数据,共计有2704547个观测值。为保证样本期前后行业可比,本文将行业定义和代码统一调整为2011年发布的行业分类标准。为便于行业层面分析及在有限的篇幅内尽量提供中国替代弹性的丰富信息,本文还按照行业性质将制造业部门分为十一大行业、服务业部门分为十三大行业。^②

(二)生产函数基本参数估计结果

表1分行业报告了生产函数基本参数估计结果。总体上,各行业规模收益参数、要素产出弹性估计结果都在合理范围内。第(4)列显示大部分行业规模收益参数在1左右,均值为1.048,制造业部门和服务业部门规模收益参数均值分别为1.015和1.082,接近规模报酬不变。第(5)~(7)列分行业显示了要素产出弹性均值。分要素看,由于大多数行业材料占总投入比重较高,因此材料产出弹性最大,行业均值为0.742。劳动和资本平均产出弹性分别为0.190和0.101。与其他文献相比,本文估计的资本产出弹性较高,劳动产出弹性较低。这可能是因为本文在生产函数中同时考虑了劳动增强型和希克斯中性生产率。如Demirer(2020)发现生产函数中如果不考虑劳动增强型生产率,会低估资本产出弹性,高估劳动产出弹性。分行业看,制造业资本、劳动和材料产出弹性均值分别为0.052、0.137和0.819,而服务业资本、劳动和材料产出弹性均值分别为0.149、0.243和0.666。由于缺少服务业生产函数估计相关研究,本文无法与其他文献进行对比。不过从直觉上理解,大部分服务业行业高度依靠劳动和资本投入,材料投入重要性较低,因此服务业劳动和资本产出弹性较高而材料产出弹性较低是合理的。

表 1 生产函数基本参数估计结果

行业 代码	行业 简称	函数值	自由度	p 值	规模收益参数	要素产出弹性		
		(1)	(2)	(3)	(4)	资本	劳动	材料
2	矿产开采	471.912	10	0.000	0.849	0.249	0.175	0.390
3	食品饮料	60.024	7	0.000	1.793	-0.076	0.217	1.654
4	纺织服装	7.155	7	0.000	0.938	0.032	0.157	0.743
5	木材家具	4.001	9	0.000	0.898	0.019	0.124	0.753
6	造纸印刷	12.959	14	0.000	0.925	0.031	0.123	0.767
7	化学医药	257.141	16	0.000	0.920	0.063	0.104	0.749
8	非金属业	9.199	7	0.000	0.963	0.063	0.105	0.788
9	金属制造	14.077	14	0.000	0.954	0.029	0.099	0.822
10	设备制造	28.279	9	0.000	0.954	0.074	0.134	0.741
11	运输设备	13.768	13	0.000	1.121	0.061	0.148	0.907
12	电气电子	8.320	14	0.000	0.847	0.026	0.125	0.692
13	建筑安装	4.424	7	0.000	0.974	0.033	0.104	0.826

① 限于篇幅,此处没有报告具体变量定义和样本清理过程,留存备案。
② 为方便表述,本文将矿产开采业纳入制造业的范畴中进行分析。具体行业定义和分行业基本描述性统计结果留存备案。

续表 1

行业 代码	行业 简称	函数值	自由度	p 值	规模收益参数	要素产出弹性		
						资本	劳动	材料
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
14	批发服务	18.031	8	0.000	0.975	0.013	0.039	0.920
15	零售服务	83.208	17	0.000	0.961	0.007	0.067	0.884
16	运输仓储	10.916	7	0.000	1.234	0.236	0.190	0.766
17	住宿服务	20.785	10	0.000	1.077	0.150	0.479	0.409
18	餐饮服务	19.126	7	0.000	1.140	0.332	0.324	0.454
19	信息软件	39.746	14	0.000	1.073	0.078	0.296	0.684
20	金融服务	222.426	15	0.000	1.015	0.323	0.236	0.441
22	租赁商务	27.380	12	0.000	1.161	0.080	0.315	0.734
24	居民服务	49.496	16	0.000	1.251	0.147	0.345	0.733
25	文体娱乐	50.053	10	0.000	1.035	0.245	0.279	0.474
	行业均值				1.048	0.101	0.190	0.742

注:对于基本估计模型,当估计行业 21(房地产)和行业 23(技术服务)时,优化模块不收敛,搜索不到最优参数值,因此估计结果缺失。

五、替代弹性估计结果

(一)微观替代弹性估计结果

图 1 显示了行业微观替代弹性和行业加总替代弹性。可见,微观替代弹性在行业之间取值范围为 0.414~9.770,存在较大异质性,行业均值为 2.877。总体上制造业微观替代弹性取值为 0.414~5.719,均值为 2.960。除矿产开采外,其他所有制造业行业微观替代弹性均大于 1。这与陈登科和陈诗一(2018)的估计结果接近,他们基于 1998—2007 年中国工业企业数据库估计了中国制造业两位数行业的微观替代弹性均值为 2.188,所有行业均大于 1。这意味着在 2007 年之后,中国制造业微观替代弹性并未发生明显变化。与制造业相比,服务业微观替代弹性离散度更大,其中最小的住宿服务仅为 0.542,而建筑安装则高达 9.770。除运输仓储、住宿服务、餐饮服务、金融服务和文体娱乐外,服务业其他行业微观替代弹性均值大于 1。服务业微观替代弹性均值为 2.794,略低于制造业,但整体上资本和劳动也呈现“总替代”关系。

(二)微观加总替代弹性

一些文献指出,微观替代弹性与宏观替代弹性存在较大差异,应用替代弹性进行宏观分析需要考虑加总问题(Knoblach 和 Stöckl,2020)。早在 1932 年,Hicks 就指出,与单部门经济相比,多部门经济下总量替代弹性不仅受到微观替代弹性的作用,还受到不同要素密集度产品部门间替代程度的影响。Oberfield 和 Raval(2021)的研究搭建起了微观替代弹性和加总替代弹性之间的桥梁。他们证明了加总替代弹性是微观替代弹性、需求价格弹性及其他微观异质性的组合。国内一些学者使用同样的加总方法得到中国劳动收入份额下降阶段的总量替代弹性(陈登科、陈诗一,2018;沈春苗、郑江淮,2022)。

本文采用相同方法对微观替代弹性进行加总,结果显示于图 1。^① 整体而言,行业加总替代弹

^① 限于篇幅,此处没有报告具体加总过程,留存备案。

性均值为 3.028,略高于微观替代弹性,这一结论与 Oberfield 和 Raval(2021)一致。分部门看,制造业和服务业呈现不同特征。制造业行业加总替代弹性均值为 3.275,微观替代弹性均值为 2.960,占比为 90.38%。除设备制造、运输设备和电气电子外,其他制造业行业微观替代弹性均小于行业加总替代弹性。而服务业则相反,服务业行业加总替代弹性均值为 2.781,而微观替代弹性均值为 2.794,占比为 100.47%。建筑安装、批发服务、零售服务、租赁商务的微观替代弹性均值都大于加总替代弹性,可见微观替代弹性与加总替代弹性存在显著差异。综上可知,当考虑有偏技术进步时,中国行业加总替代弹性均值明显大于 1,且行业间存在较大异质性。

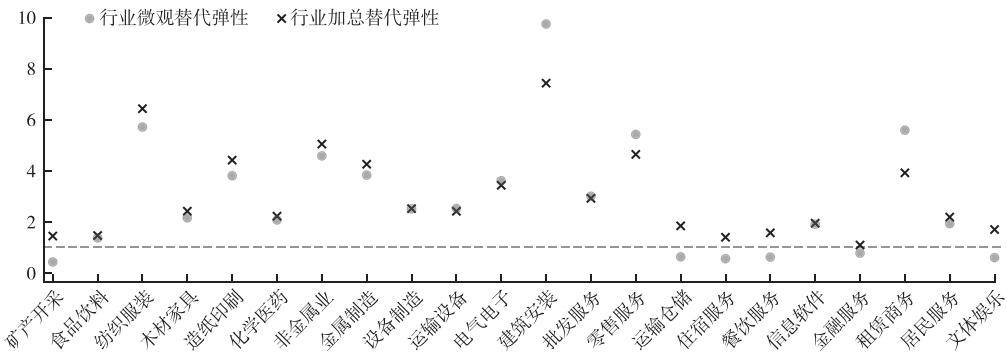


图 1 2007—2016 年行业微观替代弹性和行业加总替代弹性

根据同样的加总方法,本文可以得到制造业部门、服务业部门以及全行业加总替代弹性。以制造业部门为例,本文使用图 1 所示行业加总替代弹性,并将行业间需求价格弹性 η 设为 1。使用 Oberfield 和 Raval(2021)的方法识别出制造业部门资本、劳动与材料替代弹性,最终得到制造业部门加总替代弹性。同理得到服务业部门和全行业加总替代弹性,结果显示于图 2。可以看出,制造业部门加总替代弹性在样本期内缓慢下降,均值为 2.830;服务业部门加总替代弹性在样本期内呈现 U 型变化,但幅度较小,均值为 2.210;全行业加总替代弹性介于两者之间,均值为 2.540。整体而言,我国制造业部门、服务业部门和全行业加总替代弹性均大于 1,呈现“总替代”关系,并在样本期内基本保持稳定。

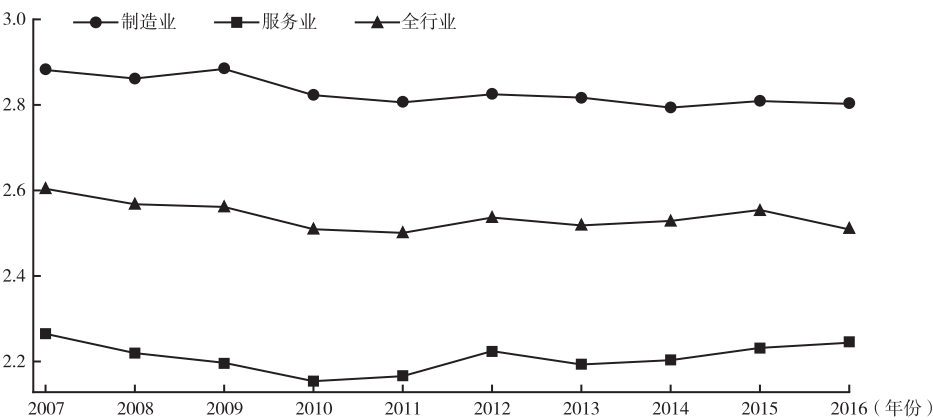


图 2 制造业、服务业部门和全行业加总替代弹性

六、劳动收入份额驱动力分析

(一) 劳动收入份额的分解

得到替代弹性估计之后,接下来的问题是,2007 年后中国劳动收入份额上升背后驱动力量是什么?为解答这一问题,本文对劳动收入份额进行以下分解。具体地,沿用沈春苗和郑江淮(2022)的做法,将行业 n 劳动收入份额表示为:

$$S_n = \frac{W_n L_n}{R_n K_n + W_n L_n} \tag{17}$$

则部门(整体)劳动收入份额为:

$$S = \sum_{n=1}^N v_n S_n \tag{18}$$

其中, v_n 为行业 n 产出占总产出的比重, N 为行业个数。整体劳动收入份额变化可以分解为:^①

$$dS = \underbrace{\sum_{n=1}^N v_n S_n (1 - S_n) (\sigma_n^N - 1) (dr_n - dw_n)}_{\text{要素相对价格效应}} + \underbrace{\sum_{n=1}^N v_n S_n (1 - S_n) (\sigma_n^N - 1) d\omega_{L_n}}_{\text{有偏技术进步效应}} + \underbrace{\sum_{n=1}^N v_n \varepsilon_n}_{\text{未解释部分}} + \underbrace{\sum_{n=1}^N S_n dv_n}_{\text{行业间效应}} \tag{19}$$

式(19)表明行业内三种渠道及行业间效应共同决定整体劳动收入份额趋势。其中行业内效应第一项为要素相对价格效应。当行业加总替代弹性 $\sigma_n^N > 1$,工资相对资本成本上升会导致资本替代劳动,降低劳动收入份额;反之,若 $\sigma_n^N < 1$,工资上升导致劳动收入份额上升。行业内效应第二项表示有偏技术进步效应。若 $\sigma_n^N < 1$,劳动增强型生产率提升会提高人均产出,也会提升资本相对边际产出,从而表现为资本偏向型技术进步,此时劳动收入份额会下降;反之,若 $\sigma_n^N > 1$,劳动增强型生产率提升最终表现为劳动偏向型技术进步,此时劳动收入份额会上升。未解释部分表示其他可能影响劳动收入份额但本文模型没有刻画的行业内因素,例如企业在劳动市场的垄断力量和劳动调整成本等。

在不考虑行业间效应时,新古典增长模型平衡增长路径上劳动增强型生产率变化和由此引起的工资上涨会恰好抵消(这也恰好是替代弹性等于 1 的情形),最终使劳动收入份额保持稳定。但金融危机后中国劳动收入份额呈现上升趋势,这意味着两者影响并不均衡。本文能够分别识别替代弹性和劳动增强型生产率,因此可以分别测算出要素相对价格效应和有偏技术进步效应的大小。具体地,本文使用两位数行业平均工资计算劳动成本变化,并对工资按照消费价格指数进行平减以剔除通货膨胀影响;使用企业资本存量与同时期利率相乘计算资本成本变化。将企业劳动收入份额、劳动成本、资本成本和劳动增强型生产率以企业规模份额为权重加总到行业。根据式(19)计算出不同因素对劳动收入份额的影响方向和程度。

图 3 Panel A 显示了制造业部门劳动收入份额及各驱动因素的累计变化。2007 年后,制造业

① 限于篇幅,此处没有具体推导过程,留存备案。

劳动收入份额累计上升约 9 个百分点。要素相对价格效应累计变化始终为负,工资相对资本成本上升使劳动收入份额下降了约 162%。这表明随着“人口红利”减少、劳动力受教育程度提升和劳动力市场法律制度不断完善,中国劳动力成本在金融危机之后仍不断上升,又由于资本和劳动呈现“总替代”关系,因此劳动力成本上升会造成劳动收入份额下降。这意味着要素相对价格效应不是金融危机后中国制造业劳动收入份额变化的主要影响渠道。有偏技术进步效应累计变化始终为正,使制造业部门劳动收入份额累计上升约 257%。可见,由于替代弹性大于 1,劳动增强型生产率上升最终表现为劳动偏向型技术进步。行业内未解释部分的影响和行业间效应的影响几乎可以忽略不计,两者仅分别使制造业劳动收入份额上升 2% 和 3%。

一些研究指出,经济体劳动收入份额与其产业结构息息相关。2007 年后,中国产业结构转型升级进入加速阶段,2013 年服务业增加值占比更是首次超过制造业。2007 年后中国劳动收入份额上升是否由制造业向服务业的产业结构转型所致?图 3 Panel B 显示了服务业劳动收入份额变化及分解结果。与制造业相比,服务业劳动收入份额累计上升幅度更高,约为 17 个百分点。可见 2007 年后中国劳动收入份额上升并非完全源于产业结构转型。要素相对价格效应累计变化始终为负。由于替代弹性大于 1,劳动力成本上升使服务业劳动收入份额不断下降,幅度约为 236%,而劳动增强型生产率上升最终表现为劳动偏向型技术进步,因此有偏技术进步效应累计变化始终为正,对服务业劳动收入份额上升的促进作用为 132%。与制造业不同,服务业行业内未解释部分的影响较大,样本期内驱动劳动收入份额上升 186%。行业间效应影响较小,仅使服务业劳动收入份额上升 18%。

图 3 Panel C 显示了全行业劳动收入份额及各驱动力的累计变化。可以看到全行业劳动收入份额累计上升约 12 个百分点,2007 年后中国劳动收入份额上升趋势得到进一步确认。总体而言,由于全行业加总替代弹性大于 1,因此劳动力成本上升的贡献为负,导致全行业劳动收入份额下降了约 166%。有偏技术进步效应累计变化始终为正,可以解释劳动收入份额上升的 187%。剩余未解释部分和行业间效应的影响较小,对劳动收入份额上升的促进作用分别达到 70% 和 9%。总之,由于替代弹性大于 1,要素相对价格变化显然不能继续用来解释金融危机之后劳动收入份额的上升趋势,未解释部分也不重要,相反,“总替代”情形下劳动增强型生产率提升引致的劳动偏向性技术进步是劳动收入份额上升的最主要驱动力量。

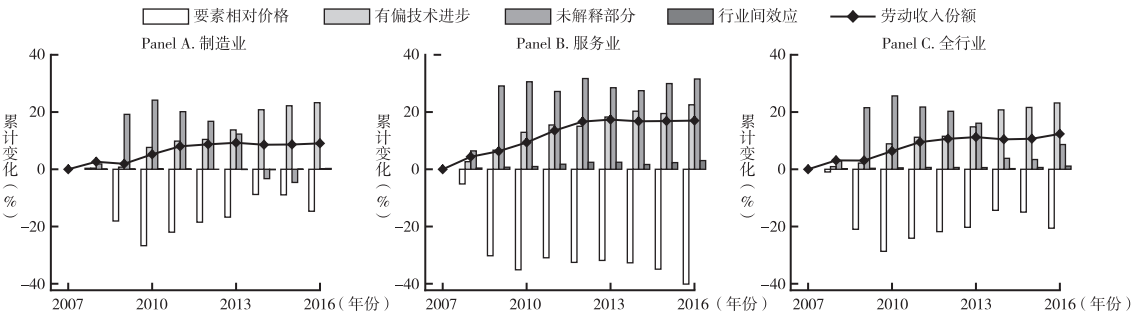


图 3 全行业劳动收入份额变化分解

(二)反事实分析

在生产函数参数和需求价格弹性估计的基础上,通过反事实模拟,进一步验证替代弹性、要素

相对价格和有偏技术进步对劳动收入份额的影响。

首先是替代弹性的反事实分析。替代弹性能在多大程度上影响劳动收入份额？图 4 Panel A 考虑了替代弹性取值分别为 3、2、1、0.5 的模拟劳动收入份额。直观地，不同取值的替代弹性所模拟的劳动收入份额存在较大差异，在其他因素不变的情况下，替代弹性取值越小，模拟劳动收入份额的变化程度越高。例如，当替代弹性为单位弹性 ($\sigma = 1$) 时，样本期内模拟劳动收入份额变化只有实际变化的约 80%。这进一步说明了替代弹性是驱动劳动收入份额变化的十分重要的影响因素。

其次是要素相对价格的反事实分析。本文考虑了一个反事实配置：如果要素相对价格保持稳定，那么劳动收入份额将如何变化？具体地，本文通过在劳动收入份额变化中消去要素相对价格变化的影响，得到要素相对价格不变时反事实的劳动收入份额，结果显示于图 4 Panel B。可以看出，剔除要素相对价格影响后，劳动收入份额上升幅度更高，是真实劳动收入份额上升幅度的近三倍。上述结果表明，要素相对价格的变化始终降低了劳动收入份额，并非 2007 年后劳动收入份额上升的主要因素。

最后是有偏技术进步的反事实分析。图 4 Panel C 绘制了中性技术进步假设下的反事实劳动收入份额。当剔除有偏技术进步影响后，样本期内劳动收入份额将延续 2007 年之前的下降趋势，累计下降幅度高达 11%。很显然，金融危机后劳动收入份额上升驱动力中，有偏技术进步具有相当重要的地位。

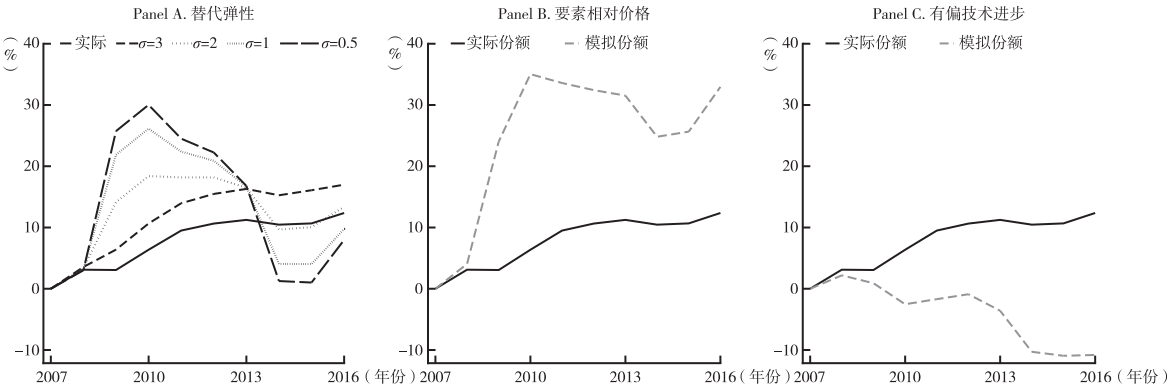


图 4 反事实分析

七、结 论

替代弹性对于评估劳动收入份额变化背后的深层次原因具有重要意义。针对目前宏观替代弹性测算面临的挑战，本文尝试在生产函数中同时引入两维生产率，在统一框架内估计微观替代弹性、需求价格弹性和其他企业异质性，进而加总得到总量替代弹性。本文使用 2007—2016 年全国税收调查数据库数据估计中国微观替代弹性为 2.877，且制造业要高于服务业。考虑其他企业异质性后，中国全行业加总替代弹性为 2.540，意味着中国资本和劳动呈“替代”关系。给定替代弹性，2007 年后劳动收入份额上升并非由要素相对价格变化驱动，劳动市场垄断等剩余未解释因素影响也较小。真正动因在于有偏技术进步，它可以解释这一时期劳动收入份额变化的 187%，且有

偏技术进步对制造业劳动收入份额上升的促进作用明显高于服务业。

本文研究提供了金融危机以来中国替代弹性演变的整体图景,并据此识别出近年来劳动收入份额上升的核心动力,可以为新时期推动中国经济高质量发展的公共政策提供重要的决策依据。由于中国目前替代弹性大于 1,因此“人口红利”消失所带来的劳动力成本上升在未来会对中国劳动收入份额造成不小的压力。但如果劳动增强型生产率提高足够快,便足以抵消劳动力成本上升的负面影响。因此,未来可以通过劳动技能培训等途径提升劳动增强型生产率,加快“人口红利”向“人口质量红利”转变,以保持人均工资增长的同时改善初次收入分配。此外,未解释部分也是劳动收入份额的主要推力。这可能源于劳动调整成本的增加,也可能是劳动市场垄断力量发生变化。这意味着要想真正改善劳动收入份额,需要破除扭曲要素价格的制度因素,在多目标体系下兼顾要素分配制度和收入分配制度的效率和公平。一方面,应继续发挥市场在资源配置中的决定性作用,破除要素市场化配置的体制机制障碍,提高生产效率。另一方面,要深入改革收入分配中的体制性、结构性问题,完善按要素分配政策,加大税收、社保、转移支付等调节力度,实现“在高质量发展中促进共同富裕”的目标。

当然,本文仍存在一些不足和未来的进步空间。第一,本文的生产函数为一级 CES 生产函数,其要素替代弹性相等的假设较强,未来可以探讨拓展到嵌套 CES 生产函数。第二,CES 生产函数假设行业内企业间微观替代弹性相等且不随时间变化,未来可以考虑在超越对数生产函数和可变替代弹性生产函数设定下进行估计,探讨替代弹性的企业异质性和时变特征。第三,本文对于劳动收入份额的分解只是特征事实的描述,没有继续深入探讨这些特征事实的原因和结果,例如有偏技术进步和剩余未解释部分背后的因素究竟是什么、不同经济部门未解释部分为何会出现巨大差异。这些特征事实背后的理论故事和因果关系对理解中国替代弹性如何影响劳动收入份额至关重要,这些都有待于之后的进一步研究。

参考文献:

1. 陈登科、陈诗一:《资本劳动相对价格、替代弹性与劳动收入份额》,《世界经济》2018 年第 12 期。
2. 蓝嘉俊、方颖、马天平:《就业结构、刘易斯转折点与劳动收入份额:理论与经验研究》,《世界经济》2019 年第 6 期。
3. 李稻葵、刘霖林、王红领:《GDP 中劳动份额演变的 U 型规律》,《经济研究》2009 年第 1 期。
4. 刘亚琳、申广军、姚洋:《我国劳动收入份额:新变化与再考察》,《经济学(季刊)》2022 年第 5 期。
5. 罗长远、张军:《经济发展中的劳动收入占比:基于中国产业数据的实证研究》,《中国社会科学》2009 年第 4 期。
6. 沈春苗、郑江淮:《中国制造业劳动收入份额变化:宏观替代弹性视角》,《经济研究》2022 年第 5 期。
7. 尹恒、张子尧:《需求异质与企业加成率估计》,《中国工业经济》2019 年第 12 期。
8. Acemoglu, D., Labor- and Capital-augmenting Technical Change. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 1, No. 1, 2003, pp. 1 – 37.
9. Acemoglu, D., & Restrepo, P., The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment. *American Economic Review*, Vol. 108, No. 6, 2018, pp. 1488 – 1542.
10. Antràs, P., Is the U. S. Aggregate Production Function Cobb-Douglas? New Estimates of the Elasticity of Substitution. *Contributions to Macroeconomics*, Vol. 4, No. 1, 2004, pp. 1 – 34.
11. Autor, D., Dorn, D., Katz, L. F., Patterson, C., & Reenen, J. V., The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 135, No. 2, 2020, pp. 645 – 709.
12. Berndt, E. R., Reconciling Alternative Estimates of the Elasticity of Substitution. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 58, No. 1, 1976, pp. 59 – 68.
13. Chirinko, R. S., Steven, M. F., & Andrew, P. M., A New Approach to Estimating Production Function Parameters: The Elusive Capital-Labor Substitution Elasticity. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 29, No. 4, 2011, pp. 587 – 594.

14. Demirer, M., Production Function Estimation with Factor-augmenting Technology: An Application to Markups. Working Paper, 2020.
15. Diamond, P., McFadden, D., & Rodriguez, M., Measurement of the Elasticity of Factor Substitution and Bias of Technical Change. *In Contributions to Economic Analysis*, No. 2, 1978, pp. 125 – 147.
16. Doraszelski, U., & Jaumandreu, J., Measuring the Bias of Technological Change. *Journal of Political Economy*, Vol. 126, No. 3, 2018, pp. 1027 – 1084.
17. Grieco, P. L., & McDevitt, R. C., Productivity and Quality in Health Care: Evidence from the Dialysis Industry. *The Review of Economic Studies*, Vol. 84, No. 3, 2017, pp. 1071 – 1105.
18. Grossman, G. M., & Oberfield, E., The Elusive Explanation for the Declining Labor Share. *Annual Review of Economics*, Vol. 14, 2022, pp. 93 – 124.
19. Hicks, J. R., *The Theory of Wages*. London: Macmillan, 1932.
20. Houthakker, H. S., The Pareto Distribution and the Cobb-Douglas Production Function in Activity Analysis. *Review of Economic Studies*, Vol. 23, No. 1, 1955, pp. 27 – 31.
21. Jaumandreu, J., & Yin, H., Cost and Product Advantages: Evidence from Chinese Manufacturing Firms. CEPR Discussion Paper, 2020.
22. Jiang, W., & León-Ledesma, M., Variable Markups and Capital-Labor Substitution. *Economics Letters*, Vol. 171, No. 10, 2018, pp. 34 – 36.
23. Karabarbounis, L., & Neiman, B., The Global Decline of the Labor Share. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129, No. 1, 2014, pp. 61 – 103.
24. Knobloch, M., & Stöckl, F., What Determines the Elasticity of Substitution Between Capital and Labor? A Literature Review. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 34, No. 4, 2020, pp. 847 – 875.
25. León-Ledesma, M. A., McAdam, P., & Willman, A., Identifying the Elasticity of Substitution with Biased Technical Change. *American Economic Review*, Vol. 100, No. 4, 2010, pp. 1330 – 1357.
26. Levinsohn, J., & Petrin, A., Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *Review of Economic Studies*, Vol. 70, No. 2, 2003, pp. 317 – 342.
27. Oberfield, E., & Raval, D., Micro Data and Macro Technology. *Econometrica*, Vol. 89, No. 2, 2021, pp. 703 – 732.
28. Robinson, J., The Production Function and the Theory of Capital. *The Review of Economic Studies*, Vol. 21, No. 2, 1953, pp. 81 – 106.
29. Yeh, C., Macaluso, C., & Hershbein, B., Monopsony in the US Labor Market. *American Economic Review*, Vol. 112, No. 7, 2022, pp. 2099 – 2138.
30. Young, A. T., US Elasticities of Substitution and Factor-augmentation at the Industry Level. *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 17, No. 4, 2013, pp. 861 – 897.

Elasticity of Factor Substitution, Biased Technological Progress and Rising Share of Labor Income

YIN Heng, ZHANG Daoyuan, LI Hui (Renmin University of China, 100872)

Summary: Substitution between factors and factor-biased technological progress reflect the adjustment of the optimal state caused by technical changes in the production process within an enterprise or industry, which is the technical perspective emphasized by the existing literature to understand the changes in the labor share. The key to evaluating their impact on the labor share lies in the elasticity of substitution. On the one hand, as an important parameter of the production function, the elasticity of substitution measures the degree to which the capital-labor input ratio changes as the factor price ratio changes under the condition of constant output. On the other hand, the elasticity of substitution is the key to distinguishing factor-augmenting technological progress from factor-biased technological progress. The former improves the production efficiency of factors, while the

latter increases the relative marginal product of factors. If the elasticity of substitution is less than 1, the factor-augmenting productivity improvement will increase both labor productivity and the relative marginal product of capital, thus showing capital-biased technological progress, resulting in a decrease in the labor share. On the contrary, if the elasticity of substitution is greater than 1, the labor-augmenting productivity improvement increases labor productivity while reducing the relative marginal product of capital, which is finally reflected as labor-biased technological progress, and the labor share rises.

Our study focused on the accurate estimation of the elasticity of substitution and its impact on the rise in the labor share of China after 2007. Firstly, we did not make any parametric assumptions on macro production function, and constructed a structural model including the production function and demand function of enterprises, so as to alleviate the estimation errors that may be caused by the mutual influence of factors on the production side and the demand side, and obtain the micro elasticity of substitution within an integrated framework. Secondly, we introduced multi-dimensional productivity to relax the theoretical restrictions on firms' production behaviors, separate the elasticity of substitution from the labor-augmenting productivity from the change in the relative shares of factors, and obtained a more robust micro elasticity of substitution. Finally, the estimation method does not require any firm-level factor prices, which means that it can be applied to the majority of micro-enterprise databases. After estimating the micro elasticity of substitution, we referred to relevant literature to obtain the aggregate elasticity of substitution.

Using the National Tax Survey Data from 2007 to 2016, we found a "gross substitution" relationship between capital and labor in China. Given the elasticity of substitution, the increase in the labor share after 2007 was not driven by changes in the relative prices of factors, and the impact of unexplained factors such as labor market monopoly was relatively small. The real reason lies in the biased technological progress, and the manufacturing sector has a significantly higher promotion effect than the service sector.

The marginal contribution of this study is as follows. In terms of the estimation of micro elasticity of substitution, our research findings improve existing literature's estimation process of the elasticity of substitution and consider the heterogeneity of the demand side of enterprises and the impact of biased technological progress, and the estimates are more accurate. In terms of the application of results, first, we can separately identify the elasticity of substitution and labor-augmenting productivity, which lays a foundation for separately estimating the impact of the two technical factors on the labor share and expands the micro perspective of the analysis of the driving force of the labor share. Second, unlike most previous research which focused on the decomposition of China's labor share in the declining stage, and failed to explain the rising trend of China's labor share after the financial crisis, our study extends the research period to 2007-2016. Since the elasticity of substitution is greater than 1, the change in the relative price of factors can't explain the rising trend of the labor share, and the biased technological progress caused by improved labor-augmenting productivity is the main driving force behind the rise of the labor share.

Keywords: Elasticity of Substitution, Share of Labor Income, Biased Technological Change, Structural Estimation, Relative Prices of Factors

JEL: D21, D24, J30

责任编辑:常 思