

中国要素替代弹性之“索洛猜想”检验

郝 枫, 盛卫燕

(天津财经大学 统计系, 天津 300222)

摘 要: 基于一般要素增强型 CES 生产函数, 利用 1978-2011 年省级数据, 以变系数面板模型估计我国国民经济和三次产业替代弹性时间序列, 对两类“索洛猜想”进行经验检验。研究发现: 我国总量替代弹性和三次产业替代弹性均明显小于 1, CD 生产函数并不适用; 改革时期替代弹性呈上升趋势, “索洛猜想 1”得到有力支持; 总量替代弹性介于三次产业替代弹性之间, 且小于产业替代弹性加权平均值, “索洛猜想 2”被明确拒绝。最后, 就该领域进一步研究进行展望。

关键词: 总量替代弹性; 产业替代弹性; 时变特征; 索洛猜想

中图分类号: F222; F061.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-2154(2015)03-0085-12

Investigating for Solow's Conjectures with China's Elasticity of Substitution

HAO Feng, SHENG Wei-yan

(Department of Statistics, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

Abstract: Based on China's provincial data from 1978 to 2011, we use CES production function with general factor-augmenting technical progress to estimate aggregate and sectoral elasticity of substitution series by variable parameter panel data model. Then we evaluate two kinds of Solow's conjectures by empirical investigation. The main findings are: both AES and SES are significantly below unity, so CD aggregate production function is rejected in China; consistent with some recent empirical findings, China's AES shows an increasing trend in the Reform period, which strongly supporting Solow's conjecture 1; meanwhile AES is clearly lower than the weighted average of SES, and Solow's conjecture 2 can be rejected. In the end, an outlook for future research is proposed.

Key words: aggregate elasticity of substitution (AES); sectoral elasticity of substitution (SES); time varying character; Solow's conjecture

一、引 言

要素替代弹性反映要素比率随边际技术替代率(或要素比价)的变化模式,可衡量要素之间相互替代的难易程度。20世纪30年代提出后,替代弹性迅速成为经济研究中的核心参数之一。早期研究主要关注替代弹性在微观经济理论体系中的作用,伴随宏观经济学的创立与发展,替代弹性在经济增长和要素分配研究中的重要性日益凸显,其宏观经济政策涵义也备受重视。

替代弹性对经济增长研究至关重要:一方面,增长模型的适用性,可由其总量生产函数(aggregate production function)的替代弹性特征是否符合现实来判断;另一方面,“拉-格兰德维尔假说”^[1]得到众多研究

收稿日期: 2014-12-10

基金项目: 教育部人文社会科学研究课题“时变特征与行业差异视角下中国要素替代弹性实证估计与政策评价研究”(14YJA910002); 霍英东教育基金会第十四届高校青年教师基金基础性研究课题“要素分配演进趋势与统计规律研究”(141095); 天津市高校“中青年骨干创新人才培养计划”、天津市“131 创新型人才培养工程”支持

作者简介: 郝枫,男,副教授,经济学博士,主要从事国民经济统计分析研究;盛卫燕,女,硕士研究生。

支持^[2-3],表明替代弹性是经济增长的重要动力。替代弹性对要素分配研究的价值,历来备受重视:Hicks(1932)^[4]¹¹³引入替代弹性概念时就已指出,增加要素供给对其收入份额的影响取决于替代弹性大小,后续研究则对其判别条件不断深化^[5-6];由于要素份额稳定(意味着替代弹性接近1)的观点长期占统治地位^[7-9],早期研究主要将替代弹性用于解释要素分配稳定;受近几十年欧洲国家劳动份额显著下降激发,近期文献将替代弹性作为理解要素分配变化机制的关键参数,尤以Bentolilla & Saint-Paul(2003)^[10]⁵⁻¹⁶建立的新古典要素分配分析框架最具影响。替代弹性的政策涵义也渐受关注,识别替代弹性的数量特征与变化机制,对合理选择宏观经济政策极具价值^[11-13]。

国内对替代弹性的研究尚不够深入,替代弹性估计工作尤为薄弱。这种局面,对我国经济增长和要素分配领域的实证研究与政策评价均有不利影响。大量经济增长研究经常先验地将总量生产函数设定为CD形式,无论在国民经济还是行业层面皆然。此类设定,一方面抹杀了偏向型技术进步存在的可能性,另一方面忽视了不同行业生产模式的内在差异,难以对我国经济增长特征做出有效刻画。同时,采用单位替代弹性的CD生产函数设定,既回避了替代弹性随时间变化的可能,也完全排除了要素分配结构变化的情境,与我国90年代以来劳动份额持续下降的现实严重背离。显然,主观设定生产函数(替代弹性)并不可取,利用实际数据客观估计替代弹性并据以选择增长模型极有必要。在经济预测、政策模拟及评价研究中,基准参数取值是一个关键问题。国内研究中参数校准往往直接借用国外同类研究结果,对我国的发展阶段与特殊国情不够重视。深入开展对我国替代弹性的实证估计研究,有助于提高此类参数校准质量,改善经济预测与政策评价的效果。

有鉴于此,本文在已有研究基础上,由时变特征与行业差异入手,以实证估计揭示我国替代弹性特征。其创新性工作体现在:一是采用一般要素增强型CES生产函数,基于改革时期省级面板数据,利用变系数模型揭示我国替代弹性的时变特征,据此可更好地揭示我国要素分配结构变化成因、更准确地刻画我国技术进步偏向及TFP变化特征;二是分别估计国民经济和三次产业替代弹性,剖析其行业差异与总分关系,可为宏观经济模型参数校准及政策评价提供经验支持。

后文结构安排为:第二节在两类“索洛猜想”视角下,对替代弹性估计研究进行梳理;第三节基于一般要素增强型CES生产函数,以变系数面板模型估计我国1978-2011年国民经济和三次产业的时变替代弹性序列,据以检验“索洛猜想1”;第四节考察我国替代弹性的产业差异,并借助统计推算法揭示其与国民经济替代弹性之间的总分关系,检验“索洛猜想2”;第五节总结全文,并对未来研究进行展望。

二、替代弹性估计研究梳理:基于“索洛猜想”视角

理论研究就替代弹性在经济增长和要素分配中作用机制的探讨,表明替代弹性(与1比较)是确定诸多变量影响方向的先决条件。在此背景下,经验研究中对利用实际数据估计替代弹性的需要日益迫切。CD生产函数暗含单位替代弹性($\sigma = 1$)假定,无力承担这一使命。直至Arrow et al(1961)导出CES生产函数^[14]²³⁰,替代弹性估计研究才迅速兴起,并积累起大量文献。

León-Ledesma et al(2010)指出,替代弹性估计结果高度依赖技术进步设定^[15]。针对欧美发达国家,不同技术进步假设下替代弹性估计值存在系统性差异:哈罗德中性技术进步假设下,替代弹性估计常大于1,如Bentolilla & Saint-Paul(2003)^[10]²⁴;希克斯中性技术进步假设下,替代弹性估计值通常在0.6~1之间,如Arrow et al(1961)^[14]^{240, 244}、Kendick & Sato(1963)^[16]、Antràs(2004)^[17]¹¹;一般要素增强型技术进步假设下,替代弹性估计值通常在0.3~0.7之间,如David & Klundert(1965)^[18]、Sato(1970)^[19]、Klump et al(2007)^[20]¹⁸⁸。换言之,技术进步类型设定是影响替代弹性估计有效性的关键问题。鉴于一般要素增强型技术可将各类中性技术纳为特例,故据其估计替代弹性更为合理。

早在Arrow et al(1961)提出CES生产函数时,就已明确意识到总量替代弹性(aggregate elasticity of substitution, AES)随经济发展而变化的可能性,并将其归因于各部门替代弹性及需求收入弹性的系统性差异^[14]²⁴⁷。仿照Miyagiwa & Papageorgiou(2007)^[21]²⁸⁹⁹,本文将总量替代弹性存在时变特征称为“索洛猜想

1”^①。在一个总量替代弹性内生决定的多部门动态增长模型中, Miyagiwa & Papageorgiou (2007) 对该假说进行理论讨论, 证明 AES 随经济发展而上升^{[21]2907-2912}。针对美国的经验研究中, 该假说已获得较强支持: 一般要素增强型技术进步假设下, 20世纪前半叶替代弹性估计值约为0.3~0.5^[18-19], 20世纪后半叶估计结果提高到0.6~0.8^{[17]22[20]188}, 表现出明显的上升趋势。但鉴于不同研究之间可比性很难保证, 据此对“索洛猜想1”的初步判断无法给出定论。

为直接检验该猜想, 已有研究主要从理论模型设定与计量模型选择两方面推进。理论模型的发展, 主要为 VES 生产函数和超越对数(Translog)生产函数。VES 生产函数允许替代弹性时变性, 但必须施加强硬的变化模式假定, 且复杂的函数形式使其不易应用。相比之下, 追求可变替代弹性的努力, 在 Translog 生产函数方面取得重要突破。但 Translog 生产函数的表层参数与深层参数之间关系复杂, 限制了对替代弹性的有效估计。计量模型修正方面, 则力图在 CES 生产函数框架内考察替代弹性时期差异。Kilponen & Viren (2010) 基于 CES 生产函数, 将替代弹性系数设为时期 t 的一次函数, 即假定替代弹性每年以固定数量变化^[22]。另一些研究则采用更简化的处理方式, 或者利用多个截面数据模型的结果差异反映替代弹性时变性(Raval, 2011)^{[23]19-21}, 或者利用时序数据模型在不同子时期分段估计(Jalava et al, 2006)^[24]。截面数据虽可揭示不同时点的替代弹性差异, 但难以有效把握替代弹性变化趋势。基于时序数据的分段估计方法, 不仅受时段划分方式影响较大, 且无力摆脱替代弹性在各阶段内不变的局限性, 还容易遗漏替代弹性在特殊年份的突变信息。可见, 对“索洛猜想1”的检验方法, 已有文献尚未给出满意解答。构造适宜的模型以揭示和检验替代弹性时变特征, 是该领域研究亟待解决的重要问题。

时变特征之外, 替代弹性的行业差异与总分关系也受到重视。众多研究显示, 各行业替代弹性差异明显^{[14]240[23]21-24[25]}。就不同层面替代弹性之间的关系, 可由两方面探讨。一是宏观层面替代弹性变动幅度较小, 不同层面的估计结果不宜直接比较, 但可借助行业或企业层面估计结果揭示宏观层面的替代弹性特征。二是行业替代弹性与总量替代弹性的总分关系如何, 是否存在特定的合成模式? 实际上, 该问题早在20世纪60年代就已提出。Solow (1964) 通过比较其所做的两项行业替代弹性估计结果^②, 给出如下推测: 替代弹性大小与行业分类程度有关, 行业分类越细, 替代弹性越小; 行业加总程度越高, 替代弹性越大^{[26]118}。本文将此针对替代弹性总分关系的推测称为“索洛猜想2”。

对其原因, Solow (1964) 给出两方面解释^{[26]118-119}: 一则, 即使制造业各子行业(subindustries)的替代弹性均为0(某子行业要素比率 k 在各地区相同, 但各子行业间有别), 将其加总为制造业后要素比率变异增大(不同地区的制造业, 其子行业构成有差异), 导致制造业替代弹性大于0; 二则, 行业加总过程伴随的产品混合(product mix)也会促使替代弹性提高, 且加总程度越高, 替代机会越大。在一个两部门一般均衡模型中, Jones (1965)^{[27]562-566} 正式论证了总量替代弹性高于行业替代弹性的可能性, 并强调消费层面替代能力的影响: 给定行业替代弹性不变, 产品需求弹性越大, 消费者改变需求结构对总量替代弹性的影响越强。Sato (1967) 进一步指出, 国民经济总量替代弹性的取值介于行业替代弹性与需求弹性之间^[28]。

基于另一视角, Miyagiwa & Papageorgiou (2007) 结合要素禀赋理论与标准的新古典经济增长理论将总量替代弹性内生, 构建了一个三部门(两类中间产品、一类最终产品)模型^{[21]2906}。其发现, 总量替代弹性可写作各部门替代弹性的线性组合:

$$\sigma = (\lambda_{1w}\theta_{1r} + \lambda_{1r}\theta_{1w})\sigma_1 + (\lambda_{2w}\theta_{2r} + \lambda_{2r}\theta_{2w})\sigma_2 + (\theta_{1w} - \theta_{2w})(\lambda_{1w} - \lambda_{1r})\varphi \quad (1)$$

其中, λ_{ij} ($i = 1, 2; j = w, r$), 表示第 i 部门、第 j 种要素的禀赋份额; θ_{ij} 表示相应的要素收入份额; σ 表

①索洛为该文四位作者(K. J. Arrow, H. B. Chenery, B. S. Minhas, R. M. Solow)之一, 故称其 ACMS 猜想更为恰当。但鉴于后文论及的替代弹性总分关系猜想专属索洛, 方便起见, 本文将其并称为两类“索洛猜想”。

②Solow (1964) 利用1956年美国区域截面数据, 基于 ACMS 方法估计19个2位分类制造行业要素替代弹性, 剔除估计结果完全不显著的4个行业后, 余者替代弹性取值范围为0.63 - 1.96, 三个显著异于1的行业替代弹性均大于1。与 Arrow et al. (1961) 基于相同方法, 对20世纪50年代19个国家24个3位分类制造行业的估计结果(绝大多数行业替代弹性显著小于1, 没有一个行业替代弹性大于1)相比, Solow (1964) 的结果出现系统性提高。

示总量替代弹性, σ_1 和 σ_2 分别表示两个中间产品部门的替代弹性; φ 表示生产最终产品时两种中间产品之间的替代弹性。该模型为揭示替代弹性的总分关系提供了一个清晰的理论框架, 表明总量替代弹性与行业替代弹性之间的关系, 受中间部门相互替代能力 φ 的影响。但由于现实中最终产品部门与中间产品部门数量庞大且难以界定, 其无法用于对“索洛猜想 2”的检验。

已有文献, 对“索洛猜想 2”的经验检验尚无共识。基于宏观时序数据的总量替代弹性估计值往往高于来自微观截面或面板数据的行业替代弹性估计结果^{[23]23-24[29]}, 其倾向于支持“索洛猜想 2”。但 Young(2013) 对美国 35 类细分行业的研究显示, 总量替代弹性估计值小于行业替代弹性估计值的加权平均值, 其明确拒绝“索洛猜想 2”^{[30]887}。借用 Miyagiwa & Papageorgiou (2007) 的分析框架^{[21]2907-2910}, 该结果表明相比较高的行业替代弹性 σ_i , 行业之间产品替代能力 φ 相当有限。

Oberfield & Raval(2012) 也认为, 总量替代弹性与微观(企业)替代弹性的区别在于, 其还受消费层面的需求弹性影响^{[31]8}。其由以成本加权的资本份额方差(cost-weighted variance of capital shares)为权重, 逐层加权平均计算总量替代弹性。

首先, 利用企业数据构造生产函数估计行业 n 中的企业替代弹性 σ_n , 再据其计算该行业替代弹性 σ_n^N 。进而, 可计算各行业替代弹性平均值 $\bar{\sigma}^N$ 。

$$\bar{\sigma}^N = \sum_{n \in N} \frac{c_n \alpha_n (1 - \alpha_n)}{\sum_{n \in N} c_n \alpha_n (1 - \alpha_n)} \sigma_n^N = \sum_{n \in N} \omega_n \sigma_n^N \quad (2)$$

其中, α_n 和 c_n 分别为行业 n 的资本份额与总生产成本。

总量替代弹性 σ^{agg} 可按如下方式推算:

$$\sigma^{agg} = (1 - \chi^{agg}) \bar{\sigma}^N + \chi^{agg} \eta \quad (3)$$

$(1 - \chi^{agg}) \bar{\sigma}^N$ 为替代效应, 其揭示行业替代弹性平均值 $\bar{\sigma}^N$ 的影响; $\chi^{agg} \eta$ 为规模效应, 其反映国民经济层面需求价格弹性 η 的影响^①。二者的相对重要性由权重 χ^{agg} 决定^②:

$$\chi^{agg} = \sum_{n \in N} \frac{c_n (\alpha_n - \alpha)^2}{c \alpha (1 - \alpha)} \quad (4)$$

其中, α 表示国民经济资本份额, $c = \sum_{n \in N} c_n$ 表示国民经济总生产成本。

该方法有两大优点: 一则, 其提供了一种基于微观异质主体(企业或细分行业)估计总量替代弹性的方法, 通过逐层加权平均机制, 给出由微观(或中观)视角揭示总量替代弹性变化的工具; 二则, 其便于进行替代弹性的跨期及区域比较, 并易于检验差异产生的来源。与 Jones(1965)^{[27]557-572}、Miyagiwa & Papageorgiou(2007)^{[21]2899-2919} 相比, 其克服了多部门分析的困难, 易于开展经验检验。其以规模效应将消费需求弹性的影响纳入模型, 比仅考虑替代效应的 Young(2013) 模型^{[30]861-897} 更为有力。有鉴于此, 本文主要据其检验“索洛猜想 2”在我国是否成立。

三、中国替代弹性时变估计: 检验“索洛猜想 1”

本节给出我国国民经济和三次产业替代弹性估计结果, 据以考察其变化趋势, 并检验“索洛猜想 1”是否成立。

(一) 时变替代弹性模型设定

替代弹性估计中的模型选择问题, 主要包括两方面: 一是理论模型选择, 即总量生产函数设定; 二是计量模型选择, 即将理论模型变为易估计的计量方程。在细致比较各类理论模型及计量方法优缺点的基础

①理论上, 需求价格弹性为负。Oberfield & Raval(2012) 模型中, 以 $-\eta$ 代表需求价格弹性, 故 η 取值为正。

②可以证明, $0 \leq \chi^{agg} \leq 1$ 。当所有行业要素密集度相同、且面对同样的要素价格时, $\chi^{agg} = 0$ 且所有替代都发生在行业内; 当所有行业都采用单一要素生产时, $\chi^{agg} = 1$ 且所有替代都发生在行业间。

上,我们力图在 CES 生产函数框架内由数据视角解决替代弹性时变估计难题(郝枫、盛卫燕,2014)^[32]。

基本思路为:采用一般要素增强型 CES 生产函数,利用改革时期我国省级面板数据,基于变系数模型,以单方程成本最小化方法估计替代弹性。该方法具有良好的理论意义和可操作性,主要优势为:形式简洁(单方程);无需施加规模报酬不变和产品市场完全竞争假定(成本最小化方法);便于同时估计替代弹性与有偏技术进步(一般要素增强型 CES 生产函数);可以灵活反映替代弹性时变性(变系数面板模型)。

一般要素增强型 CES 生产函数通常写作:

$$Y = A[(1 - \delta)(B_t^K K)^{-\rho} + \delta(B_t^L L)^{-\rho}]^{-1/\rho} \quad (5)$$

其中, A 反映广义技术水平; δ 和 $1 - \delta$ 为分配系数; ρ 为替代系数,替代弹性 $\sigma = 1/(1 + \rho)$; v 为规模报酬系数; B_t^K 和 B_t^L 表示资本与劳动的效率水平,反映一般要素增强型技术进步。鉴于替代弹性与技术进步之间有内在联系,本文将要素增强型技术效率增长率写成替代弹性的函数,即 $B_t^K = B_0^K \cdot e^{\gamma_K(\sigma) \cdot t}$, $B_t^L = B_0^L \cdot e^{\gamma_L(\sigma) \cdot t}$ 。

根据成本最小化方法,将式(5)的两个一阶条件取对数后相减,整理得到理论模型:

$$\ln k = [\sigma \ln \Delta + (\sigma - 1) \ln B_0^{K/L}] + (1 - \sigma) \gamma t + \sigma \ln(w/r) = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \ln(w/r) \quad (6)$$

其中, $k = K/L$ 为要素比率,要素比价 w/r 由工资率与资本收益率对比得到, $\Delta = (1 - \delta)/\delta$ 刻画初始分配结构, $B_0^{K/L} = B_0^K/B_0^L$, $\gamma = \gamma_L(\sigma) - \gamma_K(\sigma)$ 。式(6)显示,替代弹性 σ 可由 β_2 直接给出,要素增强型技术特征 γ 可由 $\beta_1/(1 - \beta_2)$ 计算。

利用面板数据进行估计时,相应的计量模型为:

$$\ln k_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 t + \beta_{2i} \ln(w_{it}/r_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $i = 1, 2, \dots, 31$, 代表省区; t 代表年份; ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 数据说明与结果分析

本文实证分析,基于我国改革时期 31 个省区面板数据。核心变量为要素比率 K/L 和要素比价 w/r ,基础数据包括劳动投入 L 、资本投入 K 、工资率 w 、资本收益率 r 。就数据来源与处理方法,简要说明如下(见表 1):

表1 主要指标数据来源及计算方法

地区 i		北京 天津 …… 新疆			时期跨度
		1	2	……31	t
示例	X	X_{it}			1978-2011
实际	指标涵义	数据来源与计算方法			备注
L	劳动投入 (1)	官方统计			社会从业人员(年中值)
K	资本投入 (2)	OCM-PIM 估算			固定资本存量(年中值)
COMP	劳动者报酬 (3)	官方统计			收入法 GDP(现价)
GOS	总营业盈余 (4)	官方统计			收入法 GDP(现价)
w	工资率 (5)	(5) = (3)/(1)			万元/人年
r	资本收益率 (6)	(6) = (4)/现价(2)			%

注:国民经济与三次产业层面,数据结构均相同。首行以指标 X 说明数据结构, X_{it} 的下标分别标注省区 i 和年份 t ; 下面各行给出实际使用指标的数据来源和计算方法。

要素投入。理论上,劳动投入 L 应以标准劳动强度的劳动时间衡量。但我国官方统计无法提供此类数据,本文采用年中从业人员作为代表指标。我国缺乏资本投入官方数据。本文所用的各省区国民经济及三次产业固定资本存量 K , 根据 OCM-PIM 方法估算。为满足分析需要,分别给出现价数据(用于计算 r) 和 1978 年价数据(用于计算 K/L)。

要素价格。根据地区收入法 GDP 和要素投入数据计算。地区收入法 GDP 数据取自《中国国内生产总值核算历史资料 1952-1995》、《中国国内生产总值核算历史资料 1952-2004》和近年的《中国统计年鉴》。我

国收入法 GDP 核算公式为 $GDP = COMP + DEP + NTP + NOS$ 。其中,COMP 为劳动者报酬,DEP 为固定资产折旧,NTP 为生产税净额,NOS 为净营业盈余。鉴于 COMP 涵盖劳动者因从事生产活动所获得的全部(货币及实物)报酬,故平均劳动报酬 $w = COMP/L$ 是对劳动要素价格的理想测度,习惯起见仍称为工资率^①。理论上,净营业盈余与固定资本存量之比(NOS/K)是资本收益率的理想代理指标。但国民核算实践中,净营业盈余由总营业盈余减固定资产折旧($NOS = GOS-DEP$)间接得到。鉴于推算而得的 DEP 准确性较差,SNA 通常推荐使用总值指标^②,对核算水平较低的发展中国家尤其如此。故本文以总营业盈余与固定资本存量之比测度资本收益率,即 $r = GOS/K$ 。

利用以上数据,对式(7)进行估计,基本结果见表2和图1。

表2 变系数面板模型替代弹性估计结果

考察对象	极值与均值,点估计及95%置信区间			摘要统计量			估计方法
	替代弹性 σ	技术变化 γ (%)	year	Adj. R^2	F-statistic	D. W.	
国民经济	Min 0.229	4.54		0.999	372828	1.94	Pooled EGLS (Cross-section SUR)
	(0.221, 0.237)	(4.46, 4.61)	1986				
	Mean 0.36	5.62	样本期				
	(0.357, 0.364)	(5.56, 5.69)					
第一产业	Max 0.548	7.75		0.999	50416	1.92	Pooled EGLS (Cross-section SUR)
	(0.546, 0.551)	(7.66, 7.83)	2007				
	Min 0.197	3.92					
	(0.186, 0.209)	(3.84, 4.01)	1997				
第二产业	Mean 0.343	4.85		0.998	11886	1.91	Pooled EGLS (Cross-section SUR)
	(0.335, 0.351)	(4.76, 4.94)	样本期				
	Max 0.461	5.85					
	(0.458, 0.465)	(5.77, 5.92)	2011				
第三产业	Min 0.356	-1.32		0.999	66852	1.92	Pooled EGLS (Cross-section SUR)
	(0.346, 0.366)	(-1.39, -1.24)	1989				
	Mean 0.495	-1.77	样本期				
	(0.486, 0.504)	(-1.87, -1.67)					
第一产业	Max 0.708	-2.91		0.999	66852	1.92	Pooled EGLS (Cross-section SUR)
	(0.701, 0.716)	(-3.05, -2.77)	2004				
	Min 0.245	3.21					
	(0.24, 0.25)	(3.14, 3.28)	1994				
第二产业	Mean 0.344	3.75		0.999	66852	1.92	Pooled EGLS (Cross-section SUR)
	(0.338, 0.351)	(3.66, 3.84)	样本期				
	Max 0.482	4.68					
	(0.479, 0.486)	(4.59, 4.78)	2007				

注:表中给出替代弹性估计值的汇总结果:极值为1978-2011年内的最大值与最小值,第5列标注对应年份;均值为各年替代弹性算术平均。表中4个模型,所有年份的替代弹性估计均在1%的显著水平通过t检验。整个时期内替代弹性的时变特征,可由图1直观反映。篇幅所限,无法列出详细结果。

结果显示,整个考察期内,国民经济和三次产业的替代弹性均发生明显变化。根据各年点估计值计算:国民经济与三次产业替代弹性的极差分别为0.32、0.264、0.353、0.238,第二产业和国民经济替代弹性绝对变化最大;以标准差离散系数计算,其取值依次为0.279、0.214、0.217、0.216,国民经济替代弹性相对变

①我国官方统计还直接提供全国及各省区“在岗职工平均工资”数据,其由“在岗职工工资总额”除以“在岗职工人数”得到。但该指标统计口径过窄,无法涵盖规模庞大的农业和城市非正规部门就业(占全部就业50%以上),使其对劳动要素价格的反映能力大打折扣。就本文研究目的而言,基于收入法GDP计算的 $w = COMP/L$ 是更为合适的工资率指标。

②众所周知,尽管国内生产总值NDP更贴近经济增长本意,但经济增长研究中往往首选总值指标GDP。

化幅度最大,三次产业相对变化幅度稍小且非常接近。从技术变化方向看,国民经济和第一产业、第三产业均为净劳动增强型,第二产业则为净资本增强型。

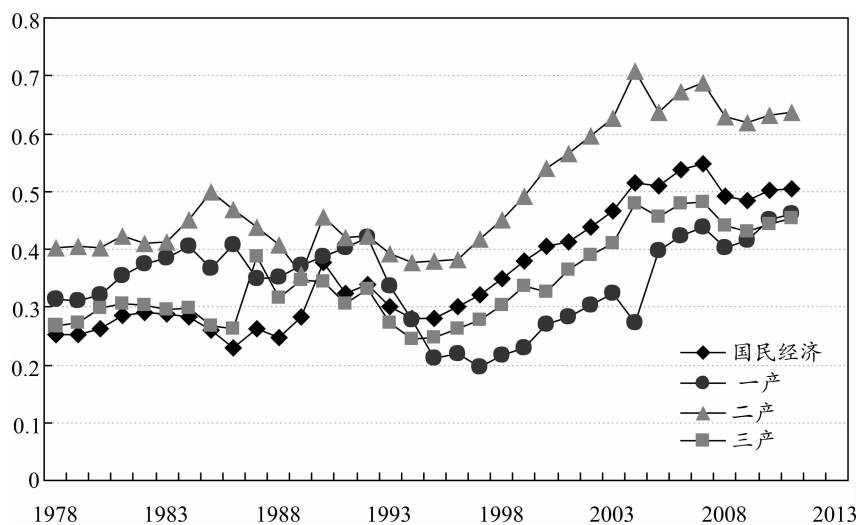


图1 国民经济与三次产业替代弹性变化趋势

我国国民经济替代弹性小于1,改革时期呈上升趋势,由80年代不足0.3提高至当前的0.5左右,特别是1995-2005年快速上升;三次产业替代弹性,也呈类似上升趋势。替代弹性的上升趋势,与我国改革时期的发展特征高度相符。20世纪90年代中期以来,随着改革深化,市场逐渐获得资源配置主导权,生产要素跨地区、跨部门流动性日益增强,生产要素之间的替代能力持续提高。2007-2008年,国民经济和二三产业替代弹性有所降低,可能反映全球金融危机的外生冲击。未来一段时期,随着经济体制改革进一步深化,市场在资源配置中发挥决定作用,替代弹性将进一步提高。

(三) “索洛猜想1”检验

以上结果,对“索洛猜想1”给出有力支持。不仅加总程度最高的国民经济替代弹性随经济发展(及时间推移)呈上升趋势,加总程度较低的三次产业替代弹性也表现出相似变化特征。这一变化趋势符合 Miyagiwa & Papageorgiou (2007)理论模型中总量替代弹性随经济发展而上升的论断,并与经验研究中20世纪美国替代弹性的变化方向一致。

国内文献鲜见对“索洛猜想1”的直接检验,仅有几项研究可给出间接判断。张明海(2002)^[33]基于分段估计方法,估计我国替代弹性由1952-1992年的0.466(1978-1992年约为1)上升至1993-1999年的1.466。尽管其结果捕捉到我国替代弹性的上升趋势,但国际经验表明替代弹性短期内很难发生如此剧烈的变化。我们推测,由于其采用希克斯中性技术假定且数据处理方法相对粗糙,导致估计结果有偏。陈晓玲和连玉君(2012)^[34]基于省区数据估计替代弹性,发现1978-2008年省区均值为0.83,但省际差异很大(最小值0.126,最大值2.28),替代弹性大于1的省区大都位于东部沿海。该结果明确支持“替代弹性是经济增长重要动力”的 La Grandville 假说,也暗含体现总量替代弹性随经济发展变化的“索洛猜想1”。相比之下,本文对“索洛猜想1”给出更为直接有力的支持。

对“索洛猜想1”成立背后深层原因和驱动力量的讨论,已超出本文研究范围。下面尝试结合“希克斯猜想”,对其进行初步讨论。Hicks(1932)^{[4]141-156}曾对总量替代弹性(AES)提出一组猜想:(a)各行业替代弹性越高,AES越高;(b)各行业要素比率(K/L)差异越大,AES越高;(c)消费者在各行业商品间的替代性越强,AES越高;(d)促使行业要素比率差异及商品间替代性提高的技术创新越多,AES越高。表面看来,“希克斯猜想”针对给定时间上AES的空间(跨国或地区)差异,而“索洛猜想1”针对AES随时间的变化趋势。但本质上,“索洛猜想1”力图揭示AES随经济发展的变化模式,空间差异和时间变化本质上都是

经济发展阶段差异的外在表现。

不难发现,“希克斯猜想”的成立,对保证“索洛猜想1”成立有重要作用。一方面,我国三次产业替代弹性均呈上升趋势;由“希克斯猜想”(a),可推测我国 AES 将随之提高(与“索洛猜想1”一致),其已获得我国数据有力支持。另一方面,我国三次产业要素比率 K/L 的标准差 S 持续扩大(由1978年的0.22提高到2011年的2.61);回归结果显示,S 每提高1%,AES 平均提高0.3%,其有力支持“希克斯猜想”(b),并再次支持 AES 随时间变化的“索洛猜想1”。尽管“希克斯猜想”后两个推测暂难验证,以上分析仍表明“索洛猜想1”具有良好的理论与经验支撑。

四、中国替代弹性总分比较:检验“索洛猜想2”

利用前述估计结果,本节考察我国替代弹性的产业差异,并检验有关替代弹性总分关系的“索洛猜想2”是否成立。进行检验之前,正式给出“索洛猜想2”:国民经济层面的总量替代弹性,(a)应大于各产业(或行业)替代弹性(Solow, 1964)^{[26]118}; (b)或至少大于各产业(或行业)替代弹性的加权平均值(Young, 2013)^{[30]876}。(a)是“索洛猜想2”强版本,(b)是“索洛猜想2”弱版本。接受(a)必接受(b),拒绝(b)必拒绝(a)。显然,接受(a)意味着“索洛猜想2”完全成立,拒绝(a)接受(b)意味着“索洛猜想2”部分成立,拒绝(b)意味着“索洛猜想2”完全失败。

(一) 三次产业差异及直接总分比较

估计结果显示,我国三次产业替代弹性存在明显差异(见表3)。根据替代弹性时期变化特征,将整个考察期分为1995年前后两个子时期。

表3 基于时期平均值的替代弹性行业差异

时期平均	国民经济 σ	第一产业 σ_1	第二产业 σ_2	第三产业 σ_3
1978-1994	0.283	0.361	0.420	0.301
1995-2011	0.438	0.324	0.569	0.387
1978-2011	0.360	0.343	0.495	0.344

整个改革时期,第二产业替代弹性始终最高,既表明工业部门中市场决定生产要素配置的作用更强,也反映出工业部门较快技术变化(尤其是诱致性技术进步)对要素配置空间的扩展及对要素替代能力的提升。第一产业和第三产业替代弹性的时期平均值接近,但二者大小关系发生反转:1978-1994年第三产业替代弹性最低,1995-2011年第一产业替代弹性最低。究其原因:中国的经济改革始于农村,80年代联产承包责任制的实施有力推动了农业发展,乡镇企业兴起则为农业剩余劳动力就近转移提供了良好契机;二者共同作用下,农业要素流动能力与要素配置效率显著提升,替代弹性明显高于第三产业。90年代中期,乡镇企业效益下滑导致农业剩余劳动力转移受阻,替代弹性显著下降。直至2000年后,随着城市化进程加快该趋势才得以扭转,农业替代弹性逐渐提高,但生产地域分割及技术进步较慢导致其仍低于非农产业。我们认为:农业替代弹性高于第三产业是我国特定历史时期的短暂现象;而农业替代弹性低于二三产业则属常态,其也可由 Young(2013)对美国行业替代弹性的估计结果印证。

改革前期(1978-1994年),国民经济替代弹性低于所有产业(强版本(a)不成立),故必然低于三者加权平均值(弱版本(b)不成立)，“索洛猜想2”遭到全面拒绝。改革后期(1995-2011年),国民经济替代弹性介于三次产业替代弹性之间(高于一产和三产,低于二产),据此可拒绝“索洛猜想2”强版本(a),弱版本(b)是否成立有待进一步验证。以整个改革时期替代弹性平均值判断,其结论与改革后期一致。

(二) 基于 Young(2013)方法之初步检验

为检验“索洛猜想2”弱版本(b),采用 Young(2013)的做法^{[30]885-887},以行业增加值为权数对三次产业替代弹性进行加权平均,并与国民经济总量替代弹性比较。

表4 Oberfield & Raval(2012)法 AES 推算值

年份	ω_1	σ_1	ω_2	σ_2	ω_3	σ_3	$\bar{\sigma}$	χ^{aes}	σ^{aes}
1978	0.133	0.313	0.568	0.401	0.298	0.268	0.350	0.193	0.399
1979	0.154	0.311	0.572	0.404	0.274	0.274	0.354	0.199	0.404
1980	0.144	0.322	0.583	0.402	0.272	0.297	0.362	0.195	0.409
1981	0.139	0.354	0.575	0.422	0.286	0.307	0.380	0.213	0.428
1982	0.155	0.374	0.561	0.411	0.284	0.303	0.375	0.209	0.423
1983	0.146	0.384	0.561	0.413	0.293	0.296	0.374	0.216	0.424
1984	0.135	0.405	0.544	0.451	0.320	0.298	0.396	0.204	0.438
1985	0.109	0.366	0.531	0.500	0.360	0.267	0.402	0.188	0.440
1986	0.113	0.408	0.530	0.469	0.357	0.261	0.388	0.166	0.424
1987	0.121	0.348	0.522	0.437	0.357	0.388	0.409	0.157	0.440
1988	0.118	0.351	0.520	0.407	0.363	0.317	0.368	0.144	0.402
1989	0.119	0.372	0.504	0.356	0.377	0.347	0.355	0.133	0.388
1990	0.131	0.387	0.493	0.457	0.376	0.345	0.406	0.128	0.431
1991	0.114	0.403	0.492	0.421	0.394	0.307	0.374	0.125	0.403
1992	0.101	0.421	0.501	0.423	0.398	0.330	0.386	0.119	0.412
1993	0.095	0.336	0.526	0.392	0.379	0.271	0.341	0.101	0.368
1994	0.099	0.278	0.524	0.378	0.377	0.245	0.318	0.093	0.345
1995	0.093	0.211	0.534	0.379	0.372	0.248	0.314	0.096	0.342
1996	0.089	0.218	0.539	0.381	0.372	0.263	0.323	0.099	0.351
1997	0.082	0.197	0.534	0.418	0.384	0.279	0.346	0.090	0.370
1998	0.078	0.217	0.516	0.452	0.406	0.302	0.373	0.087	0.393
1999	0.074	0.229	0.507	0.492	0.419	0.335	0.407	0.082	0.423
2000	0.070	0.270	0.503	0.540	0.427	0.327	0.430	0.074	0.443
2001	0.068	0.282	0.492	0.566	0.440	0.365	0.458	0.071	0.469
2002	0.067	0.302	0.485	0.597	0.449	0.391	0.485	0.067	0.493
2003	0.066	0.323	0.492	0.627	0.442	0.411	0.512	0.064	0.518
2004	0.068	0.273	0.498	0.708	0.434	0.480	0.579	0.097	0.582
2005	0.072	0.398	0.504	0.637	0.424	0.455	0.543	0.066	0.547
2006	0.068	0.423	0.506	0.674	0.426	0.478	0.573	0.061	0.575
2007	0.067	0.438	0.498	0.688	0.435	0.482	0.582	0.059	0.583
2008	0.058	0.403	0.501	0.629	0.441	0.440	0.533	0.052	0.537
2009	0.051	0.414	0.489	0.619	0.460	0.432	0.522	0.044	0.526
2010	0.053	0.452	0.491	0.631	0.456	0.444	0.537	0.044	0.540
2011	0.052	0.461	0.490	0.637	0.458	0.453	0.543	0.043	0.546

注: n 表不同产业, $\bar{\sigma} = \sum \omega_n \sigma_n$, $\omega_n = \frac{c_n \alpha_n (1 - \alpha_n)}{\sum c_n \alpha_n (1 - \alpha_n)}$, $\chi^{aes} = \sum \frac{c_n (\alpha_n - \alpha)^2}{c \alpha (1 - \alpha)}$, $\sigma^{aes} = (1 - \chi^{aes}) \bar{\sigma} + \chi^{aes} \eta$ 。

图2显示,改革时期,国民经济替代弹性始终小于三次产业替代弹性加权平均值。二者差异存在明显的时期变化:80年代二者差异很大,加权平均值比估计值平均高40%,1986年甚至超出70%;1990年以后,加权平均值比估计值平均仅高7%,1996-2000年二者差异降至3%以内。在“ H_0 : AES 估计值 \geq AES 推算值”下进行 T 检验,发现“索洛猜想2”弱版本(b)在整个考察期被拒绝($t = -2.51$, $p = 0.006$),但1990年后拒绝能力极弱($t = -1.27$, $p = 0.10$)。因此,对该结论应做进一步确认。

(三) 基于 Oberfield & Raval(2012)方法之再检验

为有效捕捉三次产业替代弹性对总量替代弹性(AES)的影响机制,更好地检验“索洛猜想2”,下面据 Oberfield & Raval(2012)^{[31]8-14}方法做进一步分析。

首先,利用三次产业替代弹性时变估计值序列,按照式(2)进行加权平均,得到三次产业替代弹性平

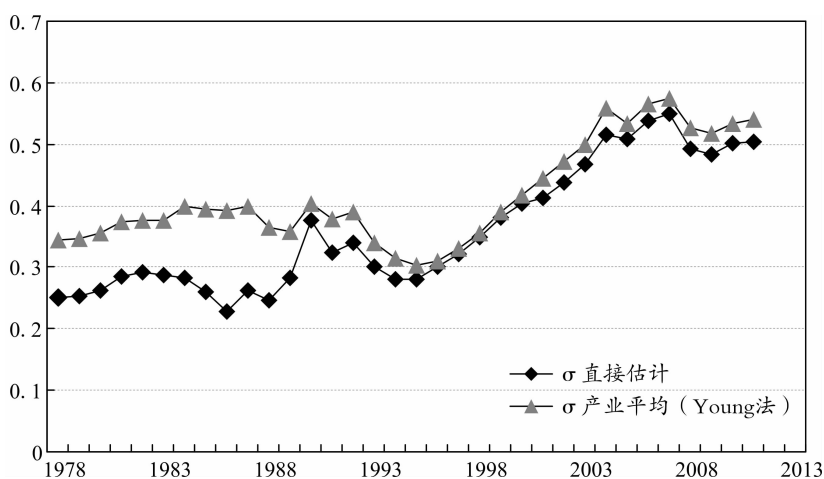


图2 总量替代弹性估计值与三次产业平均值比较

均值 $\bar{\sigma}$ 。然后,利用式(3)的加权平均机制,由替代效应和规模效应推算总量替代弹性 σ^{agg} ,结果见表4。计算规模效应 $\chi^{agg} \eta$ 时,需要使用国民经济层面的需求价格弹性(绝对值) η 。郝枫(2013)^[35]估计我国1978-2004年三次产业需求价格弹性分别为 -0.295、-0.641、-0.783。以此为基础,利用三次产业增加值比重加权平均,得到 η 为0.605。

直接估计值和模型推算值,均可刻画 AES 水平及其变化趋势。图3显示,尽管二者在水平上存在差异,但均有力表明我国 AES 小于1,且改革时期呈上升趋势。本文所用时变替代弹性估计方法具有良好的理论性质和可操作性,其估计结果可靠性主要取决于基础数据质量。就要素投入和要素分配数据而言,国民经济层面的数据质量优于三次产业,故 AES 直接估计值更可靠,可作为比较标尺。相比之下,AES 模型推算值基于三次产业替代弹性估计值,导致其可靠性较低,且可靠性大小存在很强的时期差异。

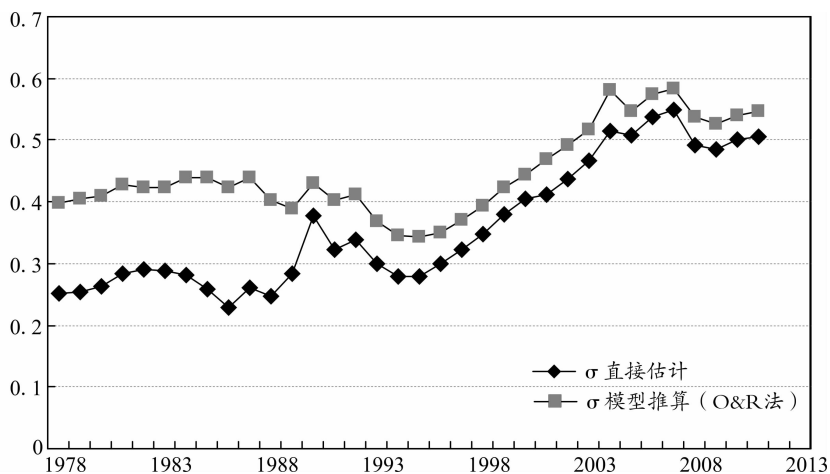


图3 总量替代弹性直接估计与模型推算结果比较

整个考察期内,国民经济 AES 估计值始终小于 O&R 法推算结果。1978-1994年,AES 模型推算值与直接估计值差异很大,平均差异近50%。但表面上的巨大差异,尚难作为拒绝“索洛猜想2”的决定性证据。这是因为:1995年以前国民核算数据质量较差^①,导致三次产业替代弹性估计值可靠性低,据其推算的 AES 准确性难以保证。1995年以后,AES 模型推算值与直接估计值的差异明显收窄(平均约为10%)。但得益于

^①1995年以后,我国才正式采用 SNA 核算体系,要素分配(基于收入法 GDP)和资本投入(利用 PIM 推算,所需的 GFCF 基于支出法 GDP)数据质量更有保证。此前的历史数据,则由国家统计局以 MPS 体系原有数据为基础事后估算得到,故准确性较低。

三次产业基础数据质量提高,产业替代弹性估计效果改善,该时期 AES 模型推算值的可靠性上升,对“索洛猜想2”的检验效力显著增强。再次在“ $H_0: \text{AES 估计值} \geq \text{AES 推算值}$ ”下进行 T 检验,发现“索洛猜想2”弱版本(b)在整个考察期被强烈拒绝($t = -4.08, p = 0.000$),即使1990年后仍然明确拒绝($t = -2.42, p = 0.008$)。显然,该结论与基于 Young 法的判断一致,但其对“索洛猜想2”的拒绝能力更强。

五、结论与展望

通过以上分析,对我国要素替代弹性特征得到以下结论与认识:

1. 无论国民经济层面还是产业层面,我国要素替代弹性都明显小于1,均有力拒绝 CD 总量生产函数的适用性。国民经济总量替代弹性小于1的判断,与该领域几项国内研究一致。就文献阅读所及,本文最先正式给出我国三次产业替代弹性的时变估计结果,为认识我国各产业经济增长与要素分配差异提供了重要参数支持。鉴于三次产业替代弹性差异较大,开展行业研究时必须重视其异质性,政策模拟研究也应分别进行参数估计和校准。

2. 通过直接估计我国替代弹性时变序列,发现改革时期总量替代弹性呈明显的上升趋势,其有力支持“索洛猜想1”。该结论不仅得到国内外相关理论与经验研究支持,还可借助“希克斯猜想”予以佐证。本文另一重要发现为:替代弹性的时变特征不仅表现在总量层面,其对三次产业同样成立,且总量替代弹性与产业替代弹性具有相似变化趋势。

3. 我国总量替代弹性介于三次产业替代弹性之间,其取值大小主要由二三产业主导。无论基于总量替代弹性与产业替代弹性的直接比较,还是基于 Young(2013)及 Oberfield & Raval(2012)方法构造替代弹性推算值的深入对比,我国数据均明确拒绝“索洛猜想2”。其带来的启示为:不能用总量替代弹性取代产业替代弹性,对产业与细分行业研究应予重视。

本文对我国要素替代弹性的时变特征及总分关系开展专题研究,得到若干有意义的结论。但与替代弹性在经济研究中的重要性相比,本文工作只是抛砖引玉。未来研究中,应就如下问题进行深化:构造恰当的理论模型与计量模型,对“希克斯猜想”进行充分检验,据以揭示“索洛猜想1”成立的深层原因;利用微观数据估计细分行业替代弹性,为行业分析和政策模拟提供更好的参数支持,并借助多层加权平均机制推算总量替代弹性,强化对“索洛猜想2”的检验。

参考文献:

- [1] LA-GRANDVILLE O D. Curvature and the Elasticity of Substitution: Straightening It Out[J]. *Journal of Economics*, 1997, 66(1): 23-34.
- [2] IRMEN A, KLUMP R. Factor Substitution, Income Distribution and Growth in a Generalized Neoclassical Model[J]. *German Economic Review*, 2009, 10(11): 464-479.
- [3] PALIVOS T, KARAGIANNIS G. The Elasticity of Substitution as An Engine of Growth[J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2010, 14(5): 617-628.
- [4] HICKS J R. *The Theory of Wages*[M]. London: Macmillan, 1932: 113-156.
- [5] MARTY L. Diminishing Returns and the Relative Share of Labor[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1953, 67(4): 615-618.
- [6] BRONFENBRENNER M. A Note on Relative Shares and the Elasticity of Substitution[J]. *The Journal of Political Economy*, 1960, 68(3): 284-287.
- [7] COBB C W, DOUGLAS P. A Theory of Production[J]. *American Economic Review*, 1928, 18(1): 139-165.
- [8] KEYNES J M. Relative Movements of Real Wages and Output[J]. *The Economic Journal*, 1939, 49(1): 34-51.
- [9] KALDOR N. Capital Accumulation and Economic Growth[M]//FRIEDRICH A L, HAGUE D C. *The Theory of Capital*. New York: St. Martin's Press, 1961: 177-222.
- [10] BENTOLILLA S, SAINT-PAUL G. Explaining Movements in the Labor Share[J]. *The BE Journal of Macroeconomics*, 2003, 3

- (1):1-33.
- [11] ROWTHORN R. Unemployment, Wage Bargaining and Capital-Labor Substitution[J]. Cambridge Journal of Economics, 1999, 23(4):413-425.
- [12] CHIRINKO R S. Corporate Taxation, Capital Formation, and the Substitution Elasticity between Labor and Capital[R]. CESifo Working Paper, 2002.
- [13] TURNOVSKY S J. Intertemporal and Intratemporal Substitution, and the Speed of Convergence in the Neoclassical Growth Model[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2002, 26(9-10):1765-1785.
- [14] ARROW K J, CHENERY H B, MINHAS B S, et al. Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency[J]. Review of Economics and Statistics, 1961, 43(3):225-250.
- [15] LEÓN-LEDESMA M A, MCADAM P, WILLMAN A. Identifying the Elasticity of Substitution with Biased Technical Change[J]. American Economic Review, 2010, 100(4):1330-1357.
- [16] KENDRICK J, SATO R. Factor Prices, Productivity and Economic Growth[J]. American Economic Review, 1963, 53(5):974-1003.
- [17] ANTRàs, P. Is the U. S. Aggregate Production Function Cobb-Douglas? New Estimates of the Elasticity of Substitution[J]. Contributions to Macroeconomics, 2004, 4(1):1-36.
- [18] DAVID P A, KLUNDERT V T. Biased Efficiency Growth and Capital-Labor Substitution in the U. S., 1899-1960[J]. American Economic Review, 1965, 55(3):357-394.
- [19] SATO R. The Estimation of Biased Technical Progress and the Production Function[J]. International Economic Review, 1970, 6(2):179-208.
- [20] KLUMP R, MCADAM P, WILLMAN A. Factor Substitution and Factor Augmenting Technical Progress in the US[J]. Review of Economics and Statistics, 2007, 89(1):183-192.
- [21] MIYAGIWA K, PAPAGEORGIOU C. Endogenous Aggregate Elasticity of Substitution[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2007, 31(09):2899-2919.
- [22] KILPONEN J, VIREN M. Why Do Growth Rates Differ? Evidence from Cross-country Data on Private Sector Production[J]. Empirica, 2010, 37(3):311-328.
- [23] RAVAL D. Beyond Cobb-Douglas: Estimation of a CES Production Function with Factor Augmenting Technology[R]. Census Bureau CES Working Paper, 2011.
- [24] JALAVA J, POHJOLA M, RIPATTI A, et al. Biased Technical Change and Capital-labour Substitution in Finland 1902-2003[J]. Topics in Macroeconomics, 2006, 6(1):1-20.
- [25] MORONEY J R. Identification and Specification Analysis of Alternative Equations for Estimating the Elasticity of Substitution[J]. Southern Economic Journal, 1970, 36(3):287-299.
- [26] SOLOW R W. Capital, Labor and Income in Manufacturing[M]. Princeton: NBER, 1964:101-142.
- [27] JONES R W. The Structure of Simple General Equilibrium Models[J]. Journal of Political Economy, 1965, 73(6):557-572.
- [28] SATO K. A Two-Level Constant-Elasticity-of-Substitution Production Function[J]. Review of Economic Studies, 1967, 34(2):201-218.
- [29] CHIRINKO R S. σ : The Long and Short of It[J]. Journal of Macroeconomics, 2008, 30(2):671-686.
- [30] YOUNG A T. U. S. Elasticities of Substitution and Factor-Augmentation at the Industry Level[J]. Macroeconomic Dynamics, 2013, 17(4):861-897.
- [31] OBERFIELD E, RAVAL D. Micro Data and the Macro Elasticity of Substitution[R]. U. S. Census Bureau Working Papers, 2012.
- [32] 郝枫, 盛卫燕. 中国要素替代弹性估计[J]. 统计研究, 2014, 31(7):12-21.
- [33] 张明海. 增长和要素替代弹性[J]. 学术月刊, 2002(8):78-82.
- [34] 陈晓玲, 连玉君. 资本-劳动的替代弹性与地区经济增长[J]. 经济学(季刊), 2012, 12(1):93-118.
- [35] 郝枫. 价格体系对中国要素收入分配影响研究[J]. 经济学(季刊), 2013, 13(1):175-206.

(责任编辑 孙敬水)