
偏性效率改进与中国要素回报份额变化

傅晓霞 吴利学*

内容提要 本文从生产效率不同要素节约倾向角度分析国民收入分配的决定机制,利用改进后的 CES 生产函数系统方法和省级地区面板数据识别了技术改进倾向,并研究资本深化、市场化改革、对外开放和市场扭曲等因素对中国要素回报份额的影响,结果发现:1978 年以来中国技术进步总体上呈现劳动节约倾向,但改革初期体制变迁的资本节约倾向比较明显,致使劳动者报酬份额略有上升后相对稳定;近十多年来资本配置效率的改进速度明显放缓,同时技术进步过于依赖引进与模仿,导致要素效率改进的劳动节约倾向过于强烈,是劳动者报酬份额持续大幅下降的主要原因。

关键词 偏性效率改进 CES 生产函数系统 技术进步路径

一 引言

国民收入分配结构不合理,一直是中国经济发展过程中的突出问题。20 世纪 90 年代中期以来,劳动者报酬占 GDP 比重又呈现持续下降趋势(参见图 1),对经济增长和社会稳定都产生了不利影响。为寻找改善收入分配格局的有效措施,近来众多学者对劳动者报酬份额下降的原因展开了不同层次讨论,如白重恩和钱震杰(2009a、b)、

* 傅晓霞:中央财经大学商学院 100081 电子信箱:fuxiaoxia77@163.com;吴利学(通讯作者):中国社会科学院工业经济研究所 100836 电子信箱:wulixue@sina.com。

本研究得到国家自然科学基金项目(70902002)、(71203233)、教育部“新世纪优秀人才支持计划(NCET-12-0990)”、北京市自然科学基金项目(9102019)及中央财经大学“211 工程”重点学科建设项目的资助。本文的早期版本曾在中国人民大学、中国社会科学院农业经济发展研究所、工业经济研究所等讨论会报告,作者感谢参会人员评论以及匿名审稿人的修改建议,当然,文责自负。

罗长远和张军(2009b)等利用产业与部门分解方法分析了国民收入分配变化的来源,特别对产业结构升级的“贡献份额”进行了讨论;白重恩等(2008)从企业目标和劳动议价能力角度出发,认为国有企业改革是导致劳动者报酬份额下降的主因;李稻葵等(2009)与龚刚和杨光(2010)等强调中国的二元经济结构因素,认为就业结构变化才是劳动者报酬份额变化的关键;罗长远和张军(2009a)、邵敏和黄玖立(2010)等试图从要素流动角度解释全球化对中国劳动者报酬的影响,通过回归分析确定对外开放等因素在要素报酬份额变化中的作用程度。

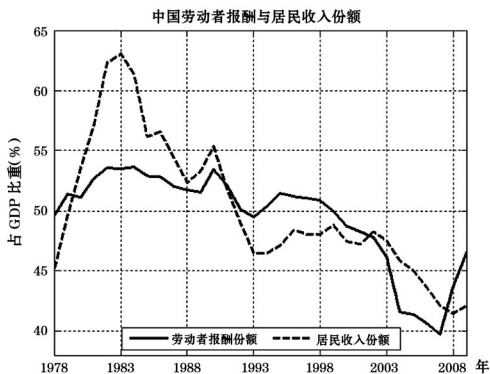


图1 中国劳动者报酬与居民收入占 GDP 比重

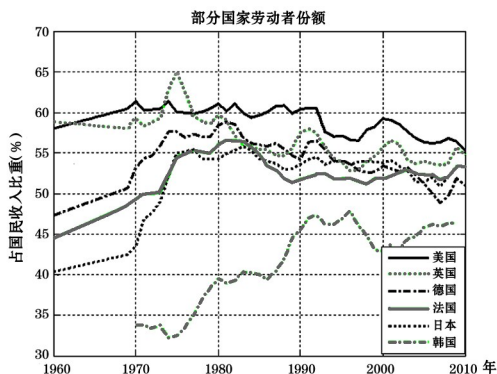


图2 部分国家劳动者报酬份额变化

资料来源:详见第三部分的数据说明,下同。

这些研究突出强调了中国经济的结构特征,在很大程度上丰富了我们对于收入分配格局的认识,但从对劳动者报酬下降机制的解释来看也存在某些缺陷和不足。首先,英美等发达国家和日韩等后发国家的历史经验都表明,要素禀赋、产业结构和开放程度的变化并不必然导致劳动者报酬份额的持续下降。正如 Kaldor (1963) 所总结,工业革命以来发达国家的经济结构和国际关系都发生了巨大变化,然而要素回报份额却没有出现上升或下降的长期趋势。^① 尽管有些后发国家(地区)经济起飞时曾出现收入分配恶化的现象,但并非所有国家(地区)都是如此,尤其是劳动者报酬份额持续下降的情况却并不多见(托马斯等,中译本,2001;速水佑次郎,中译本,2003;Fei 等,1979;李实等,1998)。例如,在二战后经济高速增长过程中日本和韩国的劳动者报酬份额都先是向发达国家趋同而后基本保持平稳(参见图2)。

^① 虽然也存在短期波动,但变化幅度很小且也不具有趋势意义。此外,图2中美国1993年的跳跃是因为受核算体系(SNA93)变化的影响;德国1991年以来的下降趋势可能与两德统一的特殊原因有关。

其次,现代增长理论深刻地揭示出内生于经济发展过程的技术进步才是发达国家要素回报比例保持稳定的关键:一方面,现代经济中的新技术主要来源于有目的的创新活动,但只有节约相对稀缺要素的技术才能被市场广泛接受,长期来看企业的最优技术选择会刚好抵消掉资本积累和产业结构升级对要素回报的影响(Hicks, 1932; Kennedy, 1964; Acemoglu, 2003);另一方面,中短期内企业也会对生产条件和创新环境做出反应,经济景气状况、国际市场环境和劳动力市场结构等变化同样是通过技术因素才影响要素收入份额(Bentolila 和 Saint-Paul, 2003)。由此可见,技术是决定各国生产结构和收入分配的根本力量,即使经济结构和体制因素影响了要素分配,其背后也一定有更深层次的“技术”原因。

技术进步对要素收入分配的影响可以分为两个方面:第一,不同类型的技术进步会直接改变生产过程中的要素需求结构。经济学意义上的技术通常是包括制度、管理、科技、生产工艺等因素的广义概念,技术进步即以更少的要素投入提供相同的产出。^①但绝大多数技术进步并不会导致各种要素投入的同比例减少,比如劳动节约(labor-saving)型技术进步倾向于节约更多的劳动,资本节约(capital-saving)型技术进步倾向于节约更多的资本。第二,各种偏性(biased)的技术进步究竟会导致要素回报份额怎样的变化,还取决于要素之间是替代还是互补关系:如果资本与劳动为总替代关系,虽然劳动节约型技术进步会造成劳动力价格的下降,但要素间的替代效应会使得资本需求下降更多,反而导致劳动者回报比重的上升;如果资本与劳动为总互补关系,不仅劳动节约型技术进步会导致劳动需求相对下降,而且要素间的互补效应还会进一步提高资本的相对价格,最终使得劳动者回报份额大幅下降(Acemoglu, 2009)。

因此,要确定中国近期劳动者报酬持续下降的根本原因,必须揭示国民收入分配的内在决定机制,特别是明确技术进步倾向以及资本与劳动之间的关系。本文尝试采用基于CES生产函数的系统估计方法(CES production function system estimation)来解决生产函数的识别问题,以准确地测度技术进步方向和要素替代与互补关系。在此基础上,本文从偏性效率改进角度分析了中国要素回报份额的决定机制,尤其关注了劳动和资本相对投入比例和相对生产效率的影响。我们发现要素效率改进倾向与禀赋结构变化不匹配是中国国民收入分配格局恶化的根本原因:近十多年来,随着制度变迁边际效应的衰减,资本配置效率的改进速度明显放缓,同时国内自主创新并没有

^① 这里的表述是以成本导向(input-orientated)定义的,若以产出导向(output-orientated)定义,则技术进步可以定义为以相同的投入生产更多的产出,两种技术进步相应为劳动增进型(labor-augmenting)和资本增进型(capital-augmenting),详细描述可参见琼斯(中译本,1999)。为避免混淆,本文只采用成本导向的表述。

得到充分鼓励,导致要素效率改进方向与自身禀赋结构的偏离不断增大,造成劳动者报酬份额持续大幅下降。其政策含义在于,尽管在短期内可以通过跟随发达国家的技术路线加速经济增长,但过度的技术模仿也会造成经济结构扭曲等负面结果,不利于后发国家的经济发展与社会和谐。长期来看,只有处理好技术引进、自主创新与经济增长的互动关系,确保技术进步方向符合自身的要素禀赋条件,才能有效改善国民收入分配格局,实现经济与社会的可持续发展。

本文结构安排为:第二部分提出要素回报份额决定模型,并重点阐述不同要素节约型技术的识别困难和解决方案;第三部分讨论估计方法、指标选择和数据处理等问题;第四部分根据估计结果解释了劳动者报酬份额变化的原因;最后,第五部分总结全文。

二 分析框架

寻找提高劳动者报酬份额的有效途径,关键是探讨要素收入分配的决定机制和影响因素。特别地,根据中国经济的基本特征和数据状况,本节采用包含资本节约型和劳动节约型两类技术的总量生产函数(aggregate production function)描述宏观投入产出关系,从而确定了要素分配的决定机制,并具体地讨论了该生产函数的识别困难和解决办法。

(一)要素收入份额决定

根据本文的研究目的,我们采用如下总量生产函数描述经济中的生产过程:

$$Y = [\gamma (A^L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\gamma) (A^K K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中 Y 表示产出, L 和 K 分别代表劳动和资本投入, A^L 和 A^K 分别表示劳动节约型和资本节约型技术,在给定技术和要素投入时 $\gamma \in (0,1)$ 和 $(1-\gamma) \in (0,1)$ 决定了劳动和资本的产出弹性, $\sigma \in (0, \infty)$ 刻画了劳动和资本之间的替代弹性。

以上 CES 生产函数的优势在于它能从三个层面刻画投入-产出关系:一是要素产出弹性,反映劳动和资本对产出边际贡献的大小。二是要素之间的替代弹性,决定资本与劳动在生产过程中的关系。特别地,当 $\sigma < 1$ 时两种投入为总互补关系,当 $\sigma > 1$ 时两种投入为总替代关系,当 $\sigma = 1$ 时替代效应与互补效应正好抵消。三是不同要素节约型技术,如公式(1)中 A^L 和 A^K 的提高会增进劳动和资本的生产效率,分别意味着能以更少的劳动或资本投入提供同样的产出。一般而言,要素替代弹性和产出弹性反映的是生成过程中更为基本的技术结构特征,本文称之为生产结构(production structure);而要素节约型技术主要由生产过程中具体的要素配置、管理水平和技术工

艺决定,主要表现为要素投入的生产效率,本文称之为要素效率(factor efficiency)。由于生产结构通常相对比较稳定,中短期内要素效率和投入数量变化的作用更为突出,所以我们重点关注它们对国民收入的影响。

根据 CES 生产函数很容易确定要素数量和效率对要素回报的影响。首先,由公式(1)可知劳动和资本的边际产出分别为:

$$MP^L = \partial Y / \partial L = \gamma (A^L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} (Y/L)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (2)$$

$$MP^K = \partial Y / \partial K = (1 - \gamma) (A^K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} (Y/K)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (3)$$

如果市场是完美的,要素的价格等于其边际回报,那么根据公式(2)和(3)就可以确定各要素的价格与收入份额。不过,现实中市场往往是不完美的,因而分析生产要素收入分配还要考虑其实际价格与边际产出的偏离。不妨假定市场价格扭曲对劳动和资本回报的影响分别为 $w = \mu^L MP^L$ 和 $r = \mu^K MP^K$,从而得到:

$$S^L \equiv wL/Y = \mu^L MP^L L/Y = \mu^L \gamma (A^L L/Y)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (4)$$

$$S^K = rK/Y = \mu^K MP^K K/Y = \mu^K (1 - \gamma) (A^K K/Y)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (5)$$

其中 S^L 和 S^K 分别代表劳动和资本回报份额, μ^L 和 μ^K 表示二者的价格扭曲。^①

以上两个方程给出了劳动和资本回报份额的决定机制,由于通常从要素相对份额角度分析国民收入分配格局更为方便,我们联合公式(4)和(5)得到资本与劳动回报的相对份额:

$$RS \equiv \frac{S^K}{S^L} = \frac{rK}{wL} = \frac{\mu^K (1 - \gamma)}{\mu^L \gamma} \left(\frac{A^K K}{A^L L} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (6)$$

显然,公式(6)更为明确地反映了要素投入比例、相对效率和市场扭曲对国民收入分配格局的影响。具体地,分别在公式(6)对要素投入比例和相对效率水平求偏导可以得到:

$$\frac{\partial RS}{\partial (K/L)} = \frac{\mu^K (1 - \gamma)}{\mu^L \gamma} \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left(\frac{A^K}{A^L} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \left(\frac{K}{L} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (7)$$

$$\frac{\partial RS}{\partial (A^K/A^L)} = \frac{\mu^K (1 - \gamma)}{\mu^L \gamma} \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left(\frac{A^K}{A^L} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{K}{L} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (8)$$

^① 特别需要指出的是,这里的扭曲仅仅是要素实际价格与其边际产出回报的差距(比如同工不同酬),而不包含企业性质和行业垄断等制度因素造成的配置扭曲(比如国有企业劳动生产率低于同类非国有企业)。虽然配置扭曲会直接改变要素的边际生产率,通常也会影响要素回报价格,但其机制已经在公式(2)、(3)中得到体现,而非本文意义上的价格扭曲。在后文的经验分析中,我们在要素生产效率测算中引入市场化和对外开放程度等因素,就是为了尽量捕捉制度、体制等配置扭曲的影响。

这表明,要素投入比例和相对效率水平变化都会影响要素回报份额,而且作用方向取决于要素替代弹性:当资本与劳动为总互补关系时,资本的相对增加或资本节约型技术的相对进步将会导致资本收入份额相对下降、劳动收入份额相对上升,劳动的相对增加或劳动节约型技术的相对进步将会导致资本收入份额相对上升、劳动收入份额相对下降;当两种投入为总替代关系时,恰好与前一种情况相反;当资本与劳动为单位替代关系时,要素效率或投入比例变化会完全被要素相对价格变化抵消,对要素收入份额没有影响。同时,价格扭曲对要素收入分配的影响比较直接,要素的市场实际回报超过边际产出越多其收入份额就越大。

(二)生产函数识别

如果能够完全识别生产函数(1),就可以根据要素回报方程(4)、(5)或者相对回报方程(6)确定效率改进和资本积累等因素对要素收入份额的影响。但困难恰恰在于如何识别公式(1),特别是区分其中的资本和劳动节约型技术。例如,尽管不变替代弹性生产函数能够刻画要素之间的替代弹性,但除非分别获得各类型技术的有效测度,否则仍然不能通过生产函数估计来识别技术进步的倾向。进一步地,Diamond等(1978)严格证明,只要不同类型技术的代理变量包含相关指标(如时间趋势),单独回归任何形式的生产函数或者由此推导的要素价格(或回报)方程都不可能得到有效的估计结果。因为经验分析中往往只能将技术进步设定为某些代理变量(如时间趋势)的函数,然后通过回归分析等方法确定函数中的参数取值(李京文和钟学义,1998)。然而,除非找到不同类型技术的代理变量,否则无论是估计生产函数还是要素价格(或回报方程)都等价于求解一个欠定方程组,不可能得到有效的回归结果。这就给要素收入分配机制的经验研究带来了很大障碍,也是造成既有研究没有充分发现技术因素对中国劳动者报酬份额影响的重要原因。^①

为解决上述识别问题,本文借鉴 Klump 等(2007)提出的 CES 生产函数系统方法来估计生产函数(1),其基本思想是通过联立估计 CES 生产函数和要素价格(或回报份额)方程,同时利用投入-产出和要素价格(或收入份额)数据,使回归过程由原来的求解欠定方程组变为求解恰定方程组,从而充分识别所有参数。该方法的突出优势在于既保留了 CES 生产函数的理论特性又完全解决了参数识别问题:它既能利用 CES 生产函数较好地刻画要素之间的替代弹性并区分不同倾向的技术进步;又同时利用投入产出和要素价格(或分配)信息,通过联立 CES 生产函数和由它推导的要素价格(或

^① 例如,虽然白重恩等(2008)曾试图利用 CES 生产函数考察技术进步的作用,但其经验分析仅以要素回报份额方程为基础,未能完全避免参数不可识别导致的问题,从而难以准确测度技术进步对要素回报的影响。

回报)方程有效地估计生产函数的所有参数。

不过, Klump 等(2007)采用生产函数和要素价格方程(或要素回报份额方程)构建联立系统,虽然可以利用企业要素价格和成本加成等微观数据,但从计量技术角度讲这种处理存在两个不便之处:一是联立系统的内生性问题,因为要素价格(或回报份额)方程右端都包含生产函数方程的被解释变量;二是被解释变量取值受限,例如要素回报份额方程的被解释变量在(0,1)之间且总和为1,估计时还要特别处理变量受限与变量相关问题。鉴于中国缺乏企业要素价格等微观数据,我们对 Klump 等(2007)的处理进行了修正,通过联立生产函数方程和要素回报相对份额方程来构建估计系统。由于公式(6)中不含有产出变量而且相对份额可以是任意正数,本文的处理既能解决参数识别问题又不存在系统内生性与变量受限问题,大大降低了经验估计的复杂程度。

(三)模型设定

估计以上 CES 生产函数系统,还需要设定要素效率和价格扭曲的具体函数形式。首先,由于改革以来中国的生产技术和资源配置效率都得到了很大改进,我们把要素效率进一步分解为技术效率(technical efficiency)和配置效率(allocation efficiency),将劳动和资本节约型技术都设定为技术和体制变量的函数。按照生产率分析的通常处理,本文用时间趋势作为技术效率的代理变量。基于中国地区经济发展的空间差异格局,我们特别采用地区哑变量区别了东部、中部、西部的技术效率差别,以提高生产函数和要素效率估计的准确性。考虑到市场化和对外开放既是中国体制改革的主要内容又是收入分配研究中比较关注的两个因素,本文主要从这两个角度考察配置扭曲对要素效率的影响。借鉴傅晓霞和吴利学(2009)等对地区技术进步的处理,本文采取如下函数形式:

$$A^L = \exp(\alpha_0^L + \alpha_1^L \Gamma^E + \alpha_2^L \Gamma^M + \alpha_3^L \Gamma^W + \alpha_4^L M + \alpha_5^L F) \quad (9)$$

$$A^K = \exp(\alpha_0^K + \alpha_1^K \Gamma^E + \alpha_2^K \Gamma^M + \alpha_3^K \Gamma^W + \alpha_4^K M + \alpha_5^K F) \quad (10)$$

其中 Γ 为时间趋势,用来反映生产工艺和管理水平的改进, Γ^E 、 Γ^M 和 Γ^W 分别为时间趋势与东中西部地区哑变量的乘积,以反映三大地带的技术效率差别; M 和 F 分别表示市场化和对外开放指标,用来刻画制度变迁对要素配置效率的影响; α^L 和 α^K 为参数向量。

其次,回顾中国的转轨历程可以发现,尽管改革开放以来市场经济体制不断完善,但要素价格扭曲问题依然十分突出。以劳动力价格为例,由于农业市场化程度远低于工业和服务业,农村劳动力实际回报对边际产出的偏离往往更为突出,并且农民工也

最容易因为身份原因受到市场歧视,因而城乡分割仍是中国劳动力市场扭曲的主要原因(蔡昉等,2001)。据此,我们采用各地区农业就业比重作为劳动力价格扭曲的代理变量,以捕捉它对劳动者报酬份额的影响。当然,要素价格扭曲还会受行业税收、金融市场和社会保障等其他因素的影响,但从地区差异来看这些往往与城乡结构高度相关,农业就业比重也能够一定程度上反映其作用。具体而言,本文用如下方程描述劳动力价格的市场扭曲:

$$\mu^L = \exp(\mu G) \tag{11}$$

其中 G 代表各地区农业劳动力占全部劳动力的比重, μ 为待估参数,表示其影响强度。为考察资本价格扭曲的影响,我们联合公式(4)、(5)和(11)得到:

$$\begin{aligned} S^K &= 1 - \exp(\mu G) \gamma (A^L L / Y)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} = 1 - \exp(\mu G) [1 - (1 - \gamma) (A^K K / Y)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}] \\ &= [\exp(\mu G) - 1] [(A^K K / Y)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} - 1] + [1 - \exp(\mu G) \gamma] (A^K K / Y)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \\ &\cong [1 - \exp(\mu G) \gamma] (A^K K / Y)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \end{aligned} \tag{12}$$

其中第一行的等式成立是因为 $S^L + S^K \equiv 1$ 和 $\gamma (A^L L / Y)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \gamma) (A^K K / Y)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \equiv 1$, 最后约等号成立是因为通常 $\exp(\mu G)$ 和 $(A^K K / Y)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}$ 都接近于 1, 因而 $[\exp(\mu G) - 1]$ 与 $[(A^K K / Y)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} - 1]$ 的乘积接近于 0。公式(12)反映了价格扭曲对资本回报份额的影响,并且意味着:

$$\mu^K (1 - \gamma) \cong 1 - \mu^L \gamma = 1 - \exp(\mu G) \gamma \tag{13}$$

将公式(9)、(10)和(11)、(13)分别代入到公式(1)和(6),就得到了本文的 CES 生产函数系统。为了便于估计和减少异方差问题,我们采用密集形式的生产函数(即劳均产出)并对所有方程取自然对数,因而模型如下:

$$\ln y = \frac{\sigma}{\sigma-1} \ln \left[\gamma \exp(\alpha_0^L + \alpha_1^L \Gamma^E + \alpha_2^L \Gamma^M + \alpha_3^L \Gamma^W + \alpha_4^L M + \alpha_5^L F)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \right. \tag{14}$$

$$\left. (1 - \gamma) \exp(\alpha_0^K + \alpha_1^K \Gamma^E + \alpha_2^K \Gamma^M + \alpha_3^K \Gamma^W + \alpha_4^K M + \alpha_5^K F)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} (K/L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right] + \varepsilon^y$$

$$\ln RS = \ln \left\{ [1 - \exp(\mu G) \gamma] / [\exp(\mu G) \gamma] \right\} + \frac{\sigma}{\sigma-1} \ln(K/L) + \frac{\sigma}{\sigma-1} [(\alpha_0^K - \alpha_0^L) + \tag{15}$$

$$(\alpha_1^K - \alpha_1^L) \Gamma^E + (\alpha_2^K - \alpha_2^L) \Gamma^M + (\alpha_3^K - \alpha_3^L) \Gamma^W + (\alpha_4^K - \alpha_4^L) M + (\alpha_5^K - \alpha_5^L) F] + \varepsilon^{RS}$$

其中 $y = Y/L$, 表示劳均产出; ε^y 和 ε^{RS} 分别为生产函数和要素回报相对份额方程的随机误差项; σ, μ, α_i^L 和 α_i^K (其中 $i = 0, 1, \dots, 5$) 为待估参数。

三 方法与数据

本文的关键是识别 CES 生产函数系统,从而测度技术进步偏性,这里先就估计方法、指标选择 and 数据处理等进行说明和讨论。

(一) 估计方法

首先,考虑到方程(14)和(15)都是非线性的且存在参数的跨方程约束(cross-equation restrictions),我们采用联立方程组非线性最小二乘法方法对它们进行估计。由于本文 CES 生产函数系统中方程右侧不包含被解释变量,因而联立方程系统(simultaneous equations model)退化为似乎不相关系统(seemingly unrelated regressions model, SUR),即不需要考虑联立系统的内生性问题。当然,这里仍需考虑随机扰动的跨方程同期相关问题,因为产出方程的随机冲击也可能同时影响要素回报的相对份额。为此,我们的具体估计思路如下:先在不考虑方程间相关性的情况下得到无偏和一致的参数估计,然后计算残差的同期协方差矩阵(contemporaneous covariance matrix),并检验该矩阵是否为对角阵。^① 如果同期协方差矩阵为对角阵的假设可接受,则表明同期相关性比较弱,考虑参数约束的系统是有效的;如果拒绝同期协方差矩阵是对角阵的假设,那么利用该矩阵修正随机扰动项的相关性后再次进行估计,并采用迭代方法不断更新扰动项的协方差矩阵,直至参数估计收敛。

其次,为尽量充分反映中国要素分配结构的整个变化过程,本文采用改革以来的省级地区数据来估计以上系统,因而还需要处理地区个体效应(individual effects)和扰动项的序列相关(serial correlation)问题。考虑到地区经济增长的特点,地理、历史等地区特征多为固定因素且往往影响要素投入选择,因而随机效应模型不恰当,应采用固定效应模型。此外,由于我们采用时间趋势作为解释变量并且分别对不同样本区间进行估计,不再考虑时间个体效应。为了表述简洁,我们把以上系统写成向量形式:

$$Z(i, t) = f[X(i, t), \beta] + \varepsilon(i, t) = f[X(i, t), \beta] + u(i) + v(i, t) \quad (16)$$

其中 $Z = [\ln y \ \ln RS]$, $\varepsilon = [\varepsilon^y \ \varepsilon^{RS}]$ 分别表示公式(14)和(15)中的被解释变量和误差项, $f(X, \beta)$ 表示相应的回归函数, u 表示与地区特征有关的固定效应, v 表示随机扰动因素, i 表示地区, t 表示时间(年份)。为处理方便,我们采用一阶自回归过程(first-order autoregressive process)描述扰动项之间的序列相关:

^① 我们采用了似然比(Shiba 和 Tsurumi, 1988)和拉格朗日乘子(Breusch 和 Pagan, 1980)两种检验方法,关于同期协方差矩阵检验的详细讨论可以参见 Dufour 和 Khalaf(2002)。

$$v(i,t) = v(i,t - 1)\rho + \eta(i,t) \tag{17}$$

其中 ρ 为自相关系数(向量),表示扰动项之间的相关程度; η 为白噪声,表示每一期的随机冲击。联合公式(16)和(17)可以得到:

$$\eta(i,t) = \varepsilon(i,t) - \varepsilon(i,t - 1)\rho - u(i)(1 - \rho) \tag{18}$$

需要指出的是,尽管可以采用组内差分或地区虚拟变量等方法处理固定效应(Baltagi,2001),但这会损失大量的组间信息和自由度,而且会放大相对平稳变量所对应参数的估计偏误。由于增长面板数据通常组间差异较大而组内变化较小,因而影响尤其严重(Durlauf等,2005)。同时我们注意到,如果自相关系数比较大,剔除自相关的广义差分变换非常接近直接差分处理,个体效应的影响就会大大降低。因此,为避免因二次差分而造成过大的信息损失,我们将固定效应“吸收到”随机冲击中^①,即令:

$$e(i,t) = \eta(i,t) + u(i)(1 - \rho) = \varepsilon(i,t) - \varepsilon(i,t - 1)\rho \tag{19}$$

由此得到估计方程:

$$Z(i,t) = Z(i,t - 1)\rho + f[X(i,t),\beta] - f[X(i,t - 1),\beta]\rho + e(i,t) \tag{20}$$

对于线性模型而言,通常采用可行广义最小二乘法(FGLS)估计(20)式,即先利用公式(16)得到模型参数和残差的一致估计,再根据残差估计自相关系数 ρ , 然后进行广义差分变换,得到模型参数 β 的有效估计。考虑到本文中回归函数本身就是非线性的,我们直接采用非线性方法同时估计原模型参数 β 和自相关系数 ρ 。这种“一步法(one-step estimation)”仅需要估计(20)式而不再需要估计(16)式,通常比可行广义最小二乘法的两步估计更为稳健。不过,由于直接采用广义差分变换,一步法估计会损失掉一个观测样本。

(二)正规化处理

为进一步提高估计的有效性,我们还对估计方程采用了 Leon-Ledesma 等(2010)推荐的正规化处理(normalization)。该方法根据相同替代弹性 CES 生产函数形成一个生产函数簇的特性,确保要素投入和效率变化不会影响要素替代弹性的识别,从而提高经验估计中对替代弹性的识别能力。处理方法如下:对于任意 CES 生产函数,选择恰当的正规化点:

$$Y_0 = [\gamma_0 (A_0^L L_0)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \gamma_0) (A_0^K K_0)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \tag{21}$$

使得不同生产函数描述的生产技术差别完全由替代弹性决定;然后,对于给定替

^① 为了检验这一处理的可靠性,我们对方程(20)进行了个体效应检验,结果发现固定效应并不显著。此外,由于同样原因广义差分后产出方程中的常数项(即后文中正规化参数)也被吸收到随机冲击中。

代弹性的生产函数,将其 t 期产出正规化为:

$$\frac{Y_t}{Y_0} = \left[\gamma_0 \left(\frac{A_t^L L_t}{A_0^L L_0} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \gamma_0) \left(\frac{A_t^K K_t}{A_0^K K_0} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (22)$$

公式(22)表明,任何替代弹性的生产函数都会经过正规化点,但除此之外不同替代弹性的生产函数将表现出不同的技术特征。不妨定义 $Y_n(t) = Y_t/Y_0$, $A_n^L(t) = A_t^L/A_0^L$, $A_n^K(t) = A_t^K/A_0^K$, $L_n(t) = L_t/L_0$, $K_n(t) = K_t/K_0$,公式(22)可以写为:

$$Y_n(t) = \left\{ \gamma_0 [A_n^L(t)L_n(t)]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \gamma_0) [A_n^K(t)K_n(t)]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right\}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (23)$$

注意到 $\gamma_0 = \gamma (A_0^L L_0/Y_0)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}$,若不考虑市场扭曲影响,即为正规化点处的劳动者报酬份额,这意味着我们可利用生产函数正规化过程确定 γ_0 。同时,由于劳动和资本节约型技术在正规化点处均为1,因而有 $A_n^L(0) = A_n^K(0) = 1$ 。也即对于正规化系统,我们不再需要估计技术的初始水平和要素投入份额参数。由此可见,正规化能够降低参数估计的维度,从而更好地确定要素投入和效率水平变化对要素回报份额的影响。

从理论上讲,可以选择任意的可行点进行生产函数正规化,但从经验角度看,选择样本均值作为正规化点最为方便和有效。由于我们需要对产出等水平指标取对数,因而采用产出、资本、劳动等指标的样本几何平均以及时间趋势、非国有化和对外开放以及农业就业比重等指标的算术平均作为正规化点,即令 $\bar{Y} = \left[\prod_{i,t=1}^{N,T} Y_{it} \right]^{\frac{1}{NT}}$, $\bar{K} =$

$$\left[\prod_{i,t=1}^{N,T} K_{it} \right]^{\frac{1}{NT}}, \bar{L} = \left[\prod_{i,t=1}^{N,T} L_{it} \right]^{\frac{1}{NT}}, \bar{\Gamma} = \frac{1}{NT} \left[\sum_{i,t=1}^{N,T} \Gamma_{it} \right], \bar{M} = \frac{1}{NT} \left[\sum_{i,t=1}^{N,T} M_{it} \right], \bar{F} = \frac{1}{NT} \left[\sum_{i,t=1}^{N,T} F_{it} \right], \bar{S}^L = \frac{1}{NT} \left[\sum_{i,t=1}^{N,T} S_{it}^L \right], \bar{G} = \frac{1}{NT} \left[\sum_{i,t=1}^{N,T} G_{it} \right]。根据公式(21) ~ (23)的处理,我们可以取 $K_0 = \bar{K}$,$$

$L_0 = \bar{L}$, $\Gamma_0 = \bar{\Gamma}$, $M_0 = \bar{M}$ 以及 $F_0 = \bar{F}$ 。特别地,根据公式(12)可得 $\gamma_0 = \exp(-\mu \bar{G}) \bar{S}^L$, 因而有 $\mu^L \gamma_0 = \exp(\mu G_n) \bar{S}^L$ 。应当指出的是,由于生产函数并非(对数)线性,左右两侧实际数据的均值未必完全相等,因而通常有 $Y_0 = c_0 \cdot \bar{Y}$ 。其中 c_0 为正规化参数,它与观测样本和正规化点选择有关,但一般情况下非常接近于1。

(三) 指标与数据

本文样本为1978~2009年28个地区的面板数据,共896个观测结果(见表1)。由于数据原因未包括海南和西藏,重庆被合并于四川内,其中北京、天津、上海、河北、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东10个省、市、区为东部,山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南8个省区为中部,广西、内蒙古、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青

海、宁夏、新疆 10 个省区为西部。其中地区产出采用地区生产总值 (GDP) 指标, 利用各地区 GDP 平减指数调整为 1990 年价格, 单位为亿元, 数据主要来自《中国统计年鉴》历年各卷, 2004 年经济普查后的数据调整参考了《新中国六十年统计资料汇编》。

资本投入采用资本存量指标, 估算方法是: (1) 采用各地区固定资产投资价格指数将历年固定资产投资调整为 1990 年价格; (2) 根据 1952 年投资总额除以该时期平均投资增长率得到初始资本存量; (3) 此后历年资本存量根据永续盘存法计算, 折旧率设定为 6%。^① 原始数据来自《中国统计年鉴》和《中国固定资产投资统计年鉴》, 单位为亿元。为了尽量利用公开可获得的数据并简化指标处理, 本文借鉴傅晓霞和吴利学 (2006) 等的方法, 采用各地区工业总产值中非国有企业比重和全社会固定资产投资中非国有经济份额作为市场化水平的代理指标, 用来反映体制变革的配置效率效应。用外贸依存度和实际利用外资占 GDP 比重作为开放程度的代理指标, 衡量对外开放对地区要素效率的影响。

考虑到劳动者报酬中也包含着对人力资本等质量因素的回报, 我们用劳动力数量和劳动力质量的乘积表示劳动投入。劳动力数量采用全社会从业人员指标, 农业劳动力为第一产业从业人员, 1990 年以前数据来自《新中国六十年统计资料汇编》, 1991 ~ 2009 年数据来自《中国统计年鉴》根据人口变动情况抽样调查调整后的从业人员总计数, 单位为万人。劳动力质量以居民平均受教育程度衡量, 假设人力资本为 $h = \exp(\theta s)$, 其中 s 表示平均受教育年限, θ 为教育回报率。根据张车伟 (2006) 等的研究, 改革以来中国的平均教育回报率大体稳定在 10% 左右, 我们直接采用了这一结果。平均受教育年限指标采用 6 岁及以上人口平均受教育年数, 具体处理参见傅晓霞和吴利学 (2006)。

要素份额根据收入法国民经济核算获得。收入法核算将国内 (或地区) 生产总值分解为劳动者报酬、固定资产折旧、生产者净税和营业盈余四个部分。按照国家统计局的指标解释, 劳动者报酬指劳动者因从事生产活动所获得的全部报酬, 包括劳动者获得的各种形式的工资、奖金和津贴, 既包括货币形式, 也包括实物形式的; 还包括劳动者所享受的公费医疗和医药卫生费、上下班交通补贴、单位支付的社会保险费、住房公积金等 (国家统计局国民经济核算司, 2006), 比较接近有效劳动在国民收入中的全部份额。考虑到中国以增值税为主的税制结构, 生产者净税的直接来源主要是企业收

^① 大部分国家的统计资料显示资本折旧率通常在 6% 左右 (Hall 和 Jones, 1999; Young, 2003), 张军等 (2004) 曾采用 9.6%, 但该结果主要依据会计资料计算, 可能偏高。在稳健性分析中, 我们分别采用 5%、6% 和 9.6% 等不同折旧率进行了资本存量估算, 发现对估计结果影响不大。

益,因而我们将它与固定资产折旧和营业盈余都作为物质资本收入。国家统计局国民经济核算司编写的《中国国内生产总值核算历史资料 1952 ~ 1995》和《中国国内生产总值核算历史资料 1952 ~ 2004》中提供了 1978 ~ 1992 年和 1993 ~ 2004 年各地区三次产业收入法生产总值构成数据,《中国统计年鉴》(2006 ~ 2010)提供了 2005 ~ 2007 年和 2009 年数据,2008 年数据缺失,以 2007 和 2009 年均值代替。此外,图 1 中的居民收入为城镇居民可支配收入和农民纯收入之和,根据城乡人口和平均收入加权计算,数据来源于《中国统计年鉴》。图 2 中的数据来自 OECD 统计数据库。

需要指出的是,中国的要素收入统计还不完善,其口径调整和核算偏误都会对我们的分析产生一定影响。首先,国民收入核算体系中对个体和私营企业劳动者报酬的处理在 2003 年和 2007 年发生两次较大调整,造成前后统计数据不完全可比(国家统计局国民经济核算司,2004、2008)。不过,结合居民收入份额等其他指标(参见图 1)可以发现,这只是对要素回报份额的变化幅度有一定影响,而对其长期趋势的干扰不是很大。其次,对劳动者报酬份额判断困扰更大的是农业部门的统计偏误:目前核算中将家庭(2004 年以后包括农场)农业收入全部作为劳动者报酬,严重地高估了该部门劳动回报比重。而根据历史资料和类似国家的相关研究,中国农业劳资贡献真实比例与二、三产业差异如此之大的可能性不高。

首先,大量历史资料显示明清及民国时期农业中劳动收入比重基本在 40% ~ 60% 之间,而且没有趋势性变化的迹象。例如,陈伯瀛(1936)明确指出“佃农胼胝之所得,地主乃安坐而得半,固通清代而皆然矣”;傅衣凌(2007)认为明清之际农业分配“大率主佃各半”;张五常(中译本,2000)根据民国时期各省的调查资料也发现劳动回报约占农业收入的一半,若考虑“牛料”等资本和其他义务,土地、资本和劳动的收益份额大概可定为 4:2:4。其次,Dholakia(1996)对印度 1960 ~ 1992 年的调查和统计结果显示,第一产业中劳动、土地和资本的平均收入份额分别为 56.42%、30.30% 和 13.28%。第三,Hayami 和 Ruttan(1985)对农业生产函数的跨国研究表明,包括中国在内的发展中国家农业劳动回报比例基本都在 0.53 ~ 0.55 之间。Chow(1993)应用新中国数据估计了三次产业的要素产出弹性,也发现农业部门的劳动贡献与其他行业没有显著差别。

由于 1978 年以来中国产业结构变化与改革开放进程基本一致,并且主要体现在农业产出和就业比重下降,因此农业部门劳动者报酬份额高估的影响可能比较大。为了尽量剔除这些因素的影响,本文对劳动者报酬数据采取了如下处理:首先,为判断统计口径变化的影响,除 1978 ~ 2009 年全部样本之外,我们还分别估计了 1978 ~ 2003 年和 1978 ~ 2007 年样本。其次,我们将分别采用全部 GDP 和二、三产业要素份额回

报作为公式(14)的被解释变量估计 CES 函数系统,^①以检验农业部门劳动者报酬统计偏误的影响。此外,考虑到 20 世纪 90 年代中期以来要素分配结构出现了趋势性转折,我们分别对 1978 ~ 1994 年和 1995 ~ 2009 年两个子区间进行了参数估计,^②以反映经济体制与发展模式变化的影响。

表 1 主要变量统计描述

变量	产出	资本	劳动	平均教育年限	相对份额	非国有化指数	对外开放指数	农业就业比重
平均值	1658	3613	4085	6.73	1.05	0.40	0.09	0.47
标准差	2379	5236	2971	1.46	0.45	0.23	0.13	0.19
最小值	22	76	200	3.17	0.46	0.00	0.00	0.14
最大值	19057	42059	14576	11.17	3.40	0.99	0.86	0.95
样本量	896	896	896	896	896	896	896	896

四 结果与分析

本节首先通过估计 CES 系统识别出技术进步方向和要素替代关系,然后确定要素投入结构和生产效率对其回报份额的影响。由此,我们可以根据前面的理论框架对改革以来劳动者报酬比重变化的过程进行解释性分析,并对相关结论进行讨论。

(一) 估计结果

表 2 和表 3 分别报告了全部 GDP 和二、三产业要素份额回报相对份额的估计结果,其中结果(1)、(2)、(3)相应为 1978 ~ 2009 年、1978 ~ 2003 年和 1978 ~ 2007 年样本区间估计,结果(4)和结果(5)分别为 1978 ~ 1994 年和 1995 ~ 2009 年两个阶段的结果。从参数估计来看,有以下几点值得注意:首先,两组估计中 1978 ~ 2009 年全部样本和 1978 ~ 2003 年、1978 ~ 2007 年两个子区间三组参数变化都不大,说明统计口径调整对相关估计结果的影响并不大。其次,1978 ~ 1994 年和 1995 ~ 2009 年两个子样本区间的参数估计都发生了比较显著的变化,反映出 1994 年前后经济体制和发展模式变化对经济增长和要素分配都有巨大的影响。再次,表 2 与表 3 中要素替代弹性和效率改进方向没有发生根本性改变,表明农业收入份额的统计偏差虽然有一定影响,但应当不会改变对要素报酬份额主要机制的判断。最后,两组估计中价格扭曲参

① 由于国家统计局没有公布 2004 年以后的分产业收入法核算结果,我们采用各地区全部劳动者报酬和 1978 ~ 2004 年分产业数据对 2005 ~ 2009 年二、三产业数值进行了估算。

② 稳健性分析表明选择 1993、1995 等其他年份对估计结果并没有太大影响。

数发生了显著的方向性变化,表明它对要素收入比例的影响与农业收入的核算高度相关。剔除农业收入核算偏误后 1978 ~ 1994 年样本结果与全部样本区间估计的差异明显变小,与改革初期各地区农业比重较高、统计偏误影响较大有关。尽管假设各地区农业劳动者报酬份额与二、三产业的平均份额相同并不一定完全符合现实,但考虑到利用现行统计和剔除农业部门的结果可能分别造成劳动者报酬份额变化的高估和低估,因而这两组估计大体可以看作是分布在真实参数附近的区间端点。

为了检验和处理自相关、异方差和随机扰动同期相关等问题,我们对估计结果进行了残差分析。检验结果显示:(1)不能拒绝残差自相关系数为 0 的假设,表明一阶自相关处理较好地消除了原方程的序列相关问题;(2)残差与被解释变量没有显著相关性,表明模型不存在异方差问题,也说明我们对于固定效应的处理并未造成严重的估计问题;(3)考虑到缺乏更为恰当的工具变量,我们尝试以一阶滞后作为工具进行了广义矩(GMM)估计,结果发现解释变量的内生性问题并不显著(结果见表 4),表明非线性最小二乘法估计是有效的;^①(4)同期协方差矩阵为对角阵的似然比和拉格朗日乘子检验均不能拒绝原假设,说明两个方程残差的同期相关并不显著。其他估计的统计检验结果也是类似的,产出方程和回报方程的回归残差都较为接近随机分布。实际上,所有结果中只有 1995 ~ 2009 年样本的初始回归不能拒绝随机扰动项存在同期相关的检验,我们利用估计的同期协方差矩阵进行修正后,模型(即表 2 和表 3 中的结果(5))性能也表现良好。

为进一步验证以上结果的可靠性,我们还对模型估计进行了稳健性分析。考虑到前面的估计已经检验了被解释变量和样本区间变化的影响,这里重点考察解释变量选择,特别是物质资本和人力资本不同处理方式对参数估计的影响。对于前者,我们分别采用 5% 和 9.6% 为折旧率进行物质资本存量核算,然后进行模型估计。通过与表 2 中相应结果比较可以发现,折旧率变化的影响幅度很小,不会改变模型的基本结论。类似地,我们还直接采用平均受教育年限作为劳动力质量的代理变量,并分别根据 5% 与 9.6% 两种折旧率估算物质资本存量。结果(备案)同样表明,本文的经验模型对于物质资本估算和劳动力质量设定方法是稳健的,参数估计比较可靠。此外,由于

^① 我们首先考虑了 IV 或 GMM 估计中通常采用的 Hausman 检验,即比较 NLS 估计与 IV 估计的系数是否存在显著差异。但由于样本量不足且模型过于复杂,不能保证两种估计的协方差矩阵之差为正定矩阵,该检验失效。因此,我们转而采用 Durbin-Wu 检验,即直接判断解释变量是否与残差相关(但需对非线性模型进行线性近似)。利用 F 检验,我们发现原模型内生性问题影响不大。此外,对比 NLS 和 IV 估计可以发现,大部分结果中的系数估计差异不大,对本文的核心结论几乎没有影响。当然,如果我们找到更好的工具变量,或许能够进一步处理此问题,但目前只能认为 NLS 估计是可以接受的。

非线性最小二乘估计一般得不到显示解,需要通过数值优化求解准则函数(此处即残差平方和)最小化问题。为提高其可靠性,我们尝试了多种数值方法和不同初值设定,结果没有发现参数估计的显著变化。特别地,我们还尝试了包含要素价格方程的联立系统,发现主要参数估计相差不大,但结果的稳健性略低。

(二)主要发现

根据 CES 生产函数系统的估计结果,我们发现:首先,资本与劳动为总互补关系。以上估计中要素替代弹性显著小于 1,符合资本和劳动都是必要投入的现实。由此可知:要素投入结构和相对效率水平变化都会影响要素收入份额,并且资本的相对增加或资本节约型技术的相对进步将会导致资本收入份额相对下降、劳动收入份额相对上升;劳动的相对增加或劳动节约型技术的相对进步将会导致资本收入份额相对上升、劳动收入份额相对下降。从影响幅度来看,如果替代弹性取 0.9,那么根据公式(6),资本和劳动的相对投入比例或相对效率水平提高 1% 会导致资本回报的相对份额下降 0.11%。

其次,效率改进呈现出强烈的劳动节约型倾向。时间趋势的系数估计显示,改革以来各地区劳动投入效率提升都非常突出,同时资本投入效率的下降也十分明显。以表 2 中结果(1)为例,东部、中部和西部地区 1978~2009 年劳动节约型技术平均变化率分别为 15.93%、14.76% 和 12.57%,而资本节约型技术平均变化率分别为 -7.40%、-7.60% 和 -6.91%。这意味着相对技术水平年平均变化率大约为 22%,根据替代弹性的估计结果,将导致资本-劳动相对收入份额平均每年上升 2.1% 左右,即相当于使劳动者报酬份额下降 1.1% 左右。当然,CES 生产函数中总体效率还与替代弹性和产出弹性有关,根据以上相应结果进行加权计算,^①要素效率总体上平均每年大约提高 2%,对经济增长的贡献在 20% 左右,与以往多数研究的结果大体一致(郑京海和胡鞍钢,2004;傅晓霞和吴利学,2006)。

最后,体制变革对要素效率的影响要小于技术因素。大多估计中非国有化和对外开放弹性系数的显著水平都较低,甚至有些结果不能拒绝系数为 0 的假设。即使就其影响幅度看,二者对总体生产效率变化的作用都不大。仍以表 2 结果(1)为例,1978~2009 年非国有化程度的平均变化率大约为 1.1%,它对劳动和资本节约型技术的影响系数分别为 0.99 和 -0.68,从而导致劳动相对资本节约型配置效率大约平均每年提高 1.86%,仅为技术因素作用的 1/8 左右;对外开放的影响更小,对劳动节约型效率改进的作用大约仅为每年 0.41%,不太可能对要素收入分配产生很大的影响。

^① 直接计算总技术进步率比较复杂,一个简单而等价的方法是进行索洛增长核算,即对 CES 生产函数(1)两边分别取(对数)全微分,然后根据参数估计结果和投入的观测数据便可以得到以上结果。

表 2 CES 生产函数系统估计——全部 GDP 份额结果

估计结果		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
技术进步(东部)	α_1^L	0.1593*** (4.73)	0.2224*** (5.28)	0.2451*** (7.31)	0.4830*** (3.36)	0.1489*** (5.41)
技术进步(中部)	α_2^L	0.1476*** (4.32)	0.1639*** (4.94)	0.2138*** (6.81)	0.2916** (2.01)	0.1025*** (4.45)
技术进步(西部)	α_3^L	0.1257*** (4.43)	0.1701*** (4.84)	0.2059*** (6.76)	0.3147** (2.22)	0.1039*** (4.49)
非国有化	α_4^L	0.9866* (1.83)	-0.0615 (-0.19)	0.3199 (1.26)	-6.0235*** (-16.47)	0.9534* (1.95)
对外开放	α_5^L	1.3314* (1.95)	0.0270 (0.06)	-0.0498 (-0.14)	10.2082*** (27.17)	0.2759 (0.69)
技术进步(东部)	α_1^K	-0.0740*** (-2.79)	-0.1116*** (-3.48)	-0.1043*** (-4.70)	-0.3855*** (-3.08)	-0.0521*** (-3.63)
技术进步(中部)	α_2^K	-0.0760*** (-2.80)	-0.0821*** (-3.32)	-0.0947 (-4.66)	-0.2239* (-1.78)	-0.0364*** (-2.59)
技术进步(西部)	α_3^K	-0.0691*** (-3.00)	-0.0964*** (-3.68)	-0.1021*** (-5.18)	-0.2464** (-2.04)	-0.0446*** (-3.20)
非国有化	α_4^K	-0.6796 (-1.37)	0.2535 (0.97)	0.0004 (0.00)	5.5997*** (16.44)	-0.4935 (-1.61)
对外开放	α_5^K	-0.7238 (-1.32)	0.3029 (0.98)	0.3114 (1.27)	-7.4313*** (-19.12)	-0.0293 (-0.13)
要素替代弹性	σ	0.9196*** (27.38)	0.8943*** (25.99)	0.8674*** (30.15)	0.9883*** (292.03)	0.8376*** (14.38)
结构性偏误	μ	0.1713*** (2.67)	0.3245*** (3.78)	0.3691*** (4.60)	0.1981*** (4.36)	0.5634*** (4.96)
自相关系数	ρ^y	0.9507*** (64.97)	0.9362*** (67.29)	0.9081*** (81.36)	0.9404*** (49.23)	0.9966*** (150.54)
自相关系数	ρ^{RS}	0.9271*** (115.66)	0.9340*** (134.54)	0.9262*** (140.89)	0.9390*** (100.65)	0.9674*** (83.14)
估计误差	s. e. e	0.0810	0.0714	0.0772	0.0764	1.0303
判决系数	Ad-Rs	0.9826	0.9817	0.9826	0.9683	0.9976
残差相关检验	t 检验	1.7842	0.5141	0.7595	-1.1850	1.8332
固定效应检验	F 检验	1.0187	0.8514	0.9099	0.8806	0.7681
样本量	Obs	868	700	812	448	420

说明:①被解释变量均为正规化后的有效劳动产出对数和资本-劳动报酬相对份额对数,其中相对份额根据全部 GDP 计算;②结果(1)、(2)、(3)、(4)、(5)样本区间分别为 1978~2009 年、1978~2003 年、1978~2007 年、1978~1994 年和 1995~2009 年,但除结果(5)外均损失了第一组观测;③结果(1)~(4)的同期协方差检验均不能拒绝对角阵假设,为非线性最小二乘估计,结果(5)同期协方差检验结果拒绝对角阵假设,为修正随机扰动同期相关后的可行广义非线性最小二乘估计;④残差相关检验报告的是自相关系数的 t 统计量;⑤*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著,括号中为 t 统计量。下表同。

表 3 CES 生产函数系统估计——二三产业份额结果

估计结果		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
技术进步(东部)	α_1^L	0.1432*** (6.48)	0.1455*** (5.77)	0.1809*** (7.63)	0.1265*** (2.05)	0.1333*** (3.53)
技术进步(中部)	α_2^L	0.1162*** (5.87)	0.1077*** (4.74)	0.1506*** (6.76)	0.0773* (1.79)	0.1212*** (3.42)
技术进步(西部)	α_3^L	0.1053*** (6.01)	0.1106*** (4.54)	0.1441*** (6.63)	0.0826* (1.81)	0.1047*** (3.35)
非国有化	α_4^L	0.7661** (2.14)	0.2232 (0.88)	0.4612** (1.99)	-0.1427 (-0.34)	2.4660** (2.21)
对外开放	α_5^L	0.2305 (0.66)	-0.2187 (-0.62)	-0.1894 (-0.62)	0.2807 (0.45)	1.4657 (1.62)
技术进步(东部)	α_1^K	-0.0786*** (-3.20)	-0.0762*** (-3.12)	-0.0923*** (-4.23)	-0.0865 (-1.09)	-0.0651* (-1.71)
技术进步(中部)	α_2^K	-0.0673*** (-3.06)	-0.0550*** (-2.62)	-0.0808*** (-4.14)	-0.0419 (-0.77)	-0.0645 (-1.64)
技术进步(西部)	α_3^K	-0.0670*** (-3.39)	-0.0689*** (-3.11)	-0.0886*** (-4.68)	-0.0538 (-0.94)	-0.0669* (-1.77)
非国有化	α_4^K	-0.7547 (-1.55)	-0.0312 (-0.11)	-0.2591 (-0.99)	0.4230 (0.75)	-2.7371** (-2.10)
对外开放	α_5^K	0.1383 (0.34)	0.6438* (1.71)	0.5670* (1.81)	0.4735 (0.60)	-1.3433 (-1.46)
要素替代弹性	σ	0.8875*** (22.91)	0.8699*** (20.37)	0.8419*** (23.00)	0.9094*** (13.27)	0.9093*** (25.89)
结构性偏误	μ	-0.1832*** (-2.84)	0.0338 (0.31)	-0.0036 (-0.04)	-0.1230 (-0.90)	-0.2144*** (-5.51)
自相关系数	ρ^y	0.9451*** (59.73)	0.9433*** (59.05)	0.9172*** (62.92)	0.9403*** (45.68)	0.9969*** (34.43)
自相关系数	ρ^{RS}	0.9128*** (102.10)	0.9440*** (136.49)	0.9244*** (124.29)	0.9426*** (80.73)	0.8233*** (41.58)
估计误差	s. e. e	0.0888	0.0779	0.0898	0.0820	0.0969
判决系数	Adj-Rs	0.9795	0.9782	0.9769	0.9628	0.9624
残差相关检验	t 检验	0.2315	0.4273	-0.7940	-1.0033	-1.0509
固定效应检验	F 检验	1.0947	0.9363	1.1414	0.8676	0.8924
样本量	Obs	868	700	812	448	420

表 4 CES 生产函数系统估计——全部 GDP 份额 IV 估计结果

估计结果		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
技术进步(东部)	α_1^L	0.1997 (1.37)	0.2177 (3.11)	0.2465*** (4.30)	0.4967 (0.19)	0.0357 (0.18)
技术进步(中部)	α_2^L	0.1591 (1.41)	0.1553*** (3.65)	0.2044*** (4.48)	0.2356 (0.12)	0.0287 (0.10)
技术进步(西部)	α_3^L	0.1236 (1.59)	0.1495*** (3.71)	0.1959*** (4.44)	0.3196 (0.19)	0.0144 (0.07)
非国有化	α_4^L	0.9492 (0.20)	-3.0389 (-1.56)	-0.2221 (-0.12)	-6.2592 (-0.30)	2.7774 (0.44)
对外开放	α_5^L	0.0069 (0.00)	1.1489 (0.94)	-0.9009 (-0.51)	11.1477* (1.81)	1.2055 (0.03)
技术进步(东部)	α_1^K	-0.1223 (-0.87)	-0.1120 (-1.57)	-0.1134 (-2.35)	-0.4460 (-0.18)	0.0353 (0.34)
技术进步(中部)	α_2^K	-0.0988 (-0.85)	-0.0733 (-1.60)	-0.0943** (-2.36)	-0.1963 (-0.11)	0.0343 (0.19)
技术进步(西部)	α_3^K	-0.0754 (-0.94)	-0.0780 (-1.77)	-0.1001** (-2.60)	-0.2825 (-0.18)	0.0392 (0.27)
非国有化	α_4^K	-0.5926 (-0.15)	1.9019 (1.04)	0.4508 (0.52)	6.4078 (0.41)	-2.8808 (-0.29)
对外开放	α_5^K	0.6841 (0.21)	0.2778 (0.29)	1.0961 (1.12)	-9.1595 (-1.68)	-1.0107 (-0.02)
要素替代弹性	σ	0.9510*** (12.61)	0.8149*** (7.21)	0.8505*** (12.28)	0.9876*** (24.93)	0.9164* (1.91)
结构性偏误	μ	0.0535 (0.66)	0.2354 (1.16)	0.3395** (2.34)	0.0843 (0.15)	-0.1075 (-0.36)
自相关系数	ρ^y	0.9458*** (49.71)	0.9420*** (44.26)	0.9034*** (51.56)	0.9303*** (38.29)	0.9865*** (9.91)
自相关系数	ρ^{RS}	0.9151*** (86.54)	0.9246*** (69.48)	0.9254*** (98.28)	0.9433*** (30.69)	0.8787*** (5.41)
估计误差	s. e. e	0.0817	0.0804	0.0782	0.0772	0.0832
判决系数	Ad-Rs	0.9820	0.9764	0.9819	0.9671	0.9704
Durbin-Wu 检验	F 检验	0.0061	0.0246	0.1622	0.0592	0.0006
Hausman 检验	H 检验	-1.2393	10.3271	4.7553	6.5093	3.6247
样本量	Obs	840	672	700	420	420

说明:①采用解释变量的一期滞后作为工具变量;②估计方法为工具变量非线性最小二乘估计;③内生性检验中 Hausman 统计量失效(出现负值),Durbin-Wu 检验报告的是 F 统计量。

进一步地,我们在公式(6)两边取对数差分,可以对改革以来资本与劳动收入的相对份额变化进行分解。结果(备案)发现:第一,资本深化实际上会增加劳动要素收

入的比重,但以劳动节约型为主的技术进步则会使之减少,而且后者的作用强度更大,是导致近十多年来劳动者报酬份额下降的关键力量。第二,体制变革对要素收入分配的影响并非十分突出,国有比重下降在改革初期有利于提高劳动者报酬份额,只是后来的“减员增效”改革才产生了一定的负面影响。第三,三大区域间要素效率改进的明显差异,东部地区劳动效率提高快而资本效率下降慢,总体效率改进更为突出,对要素收入分配的影响也比较大。第四,由于要素收入核算偏误等原因,我们对就业结构等扭曲作用的判断需要相对谨慎。剔除农业劳动者报酬份额统计偏误的估计结果显示,如果农业要素收入的事实份额与其他产业大体相当,那么劳动力向非农部门的转移实际上有利于减少要素价格扭曲、提高劳动者报酬。

(三)解释与讨论

实际上,改革以来中国劳动者报酬份额的变化可以分为三个阶段:1978~1984年呈现明显的上升趋势,1985~1995年大体稳定,从1996年开始才呈现持续大幅下降的态势(参见图1)。在我们看来,以上分配格局及各因素贡献的变动趋势正是体制转轨和经济发展过程的体现:虽然改革初期劳动者报酬大幅提升是一种“补偿性”调整,工资的恢复性增长与农产品“量价齐升”等是其主导力量(戴园晨和黎汉明,1988;李扬,1992),但效率改进的作用也不能忽视。例如,1978年前后开始的农村改革极大地释放了中国的农业生产能力,总体来看相对节约土地与机械而更多利用劳动(林毅夫,1994),同时工业企业承包制改革也相对更多地提高了机器设备的使用效率(宋江华,1990)。这两个领域的体制变迁都导致了资本(包括土地)节约型的效率改进,因而会提高劳动边际收益以及劳动者回报份额。20世纪80年代中期到90年代中期,改革开放全面展开,体制变迁对要素配置效率的影响更为复杂,但总体来看资本的效率改进仍然更为突出一些,抵消了劳动节约型技术进步的部分影响(唐宗焜,1995;向书坚,1997;杨瑞龙等,1998)。因而,这一阶段要素收入分配格局大体稳定,劳动者报酬份额还伴随着资本投入相对增加略有上升。

上世纪90年代中期以来,中国的经济体制与发展模式发生了重大变化,提升资本效率的制度变迁进展相对缓慢,但放宽农民工进城限制、国有企业职工下岗、增强劳动力市场流动性等更为倾向于劳动效率改进的改革措施却接踵而至。例如,尽管金融改革取得了相当的成就,但不同所有制企业融资能力和成本仍存在巨大差别,特别是民营中小企业的资金成本远高于大型国有企业。这不仅导致劳动密集型企业因融资限制很难大幅扩张,还诱使国有企业更倾向于资本深化和劳动节约型技术(金碚,2008)。与此同时,伴随着全球化浪潮的加速和国内的积极应对,中国企业引进和吸

收国外先进技术的能力大幅提高,极大地促进了生产效率提高并加快了经济增长步伐。但是过度依赖开放也存在一些负面影响,其中之一就是国内技术进步模式越来越向发达国家靠近,劳动节约型要素效率改进趋势日益明显(江小涓,2003)。以上经济环境变化与大幅的技术引进效应叠加在一起,使得经济效率总体上表现为强烈的劳动节约型改进,经济增长越来越依赖于资本积累,对劳动的吸收能力不断下降。因而,尽管资本深化过程不断加速,仍然不能避免劳动者报酬份额的大幅、持续下降。

由此可见,经济发展模式及其决定的效率改进路径是决定国民收入分配结构的关键。对于后发国家而言,虽然扩大对外开放和鼓励技术引进确实能够加快技术赶超和经济增长,但引进与模仿必然只能囿于发达国家的既有技术,同时又深受国际市场条件、国内政策环境等因素的影响(林毅夫和张鹏飞,2005)。如果后发国家的“增长偏好”过于强烈,过度引进和模仿发达国家的劳动节约型技术,完全可能造成劳动相对需求减少而资本相对需求增加的局面。而这正是中国近十多年来的经济现实:随着制度变迁边际效应的衰减,资本配置效率的改进速度明显放缓,同时国内自主创新并没有得到充分鼓励,导致要素效率改进方向与自身禀赋结构的偏离不断增大,结果造成劳动者报酬份额持续大幅下降。值得指出的是,这种情况并非经济赶超的必然结果。至少日本、韩国和中国台湾地区的经验表明,如果技术进步倾向与禀赋结构相互匹配,赶超国家也可以实现国民收入分配格局的合理与稳定。因此,中国要真正实现增长与分配的协调,也必须确保技术进步符合当前要素禀赋条件的要求。

五 总结性评述

本文从不同要素节约倾向技术进步的角度分析了国民收入分配的决定机制,利用改进后的CES生产函数系统方法和省级地区面板数据识别了中国要素效率的改进倾向,并研究了资本深化、市场化改革、对外开放和市场扭曲等因素对中国要素回报份额的影响。概括地讲,我们的主要结论是:要素的禀赋结构和相对效率是决定其回报份额的关键,中国劳动者报酬份额在改革初期的上升和近十多年来的下降都主要是这两方面因素共同作用的结果。上世纪90年代中期以来,由于经济体制和生产技术的原因,要素效率改进的劳动节约型倾向过于强烈,远远超过资本积累带来的相对需求效应,是导致劳动者报酬份额持续大幅下降的根本原因。这些发现意味着改善中国的国民收入分配格局的关键在于协调偏性技术进步与资本积累的关系,要在鼓励各种自主研发的同时进一步区分不同技术进步模式的支持力度,强化对资本节约型技术的激励

与推广。从更深层次上讲,对于正处于赶超过程中的中国而言,必须要处理好技术模仿、效率改进与经济增长的互动关系,探索出一条适合自己的技术进步路径。

本文的边际创新可能有以下几点:一是强调了偏性效率改进的要素回报分析视角,从区分技术进步类型出发,提出了要素分配决定机制的理论分析框架;二是通过引入并改进 CES 生产函数系统方法,较好地识别和测度了中国的技术进步方向及其对要素分配的影响;^①三是从技术进步对要素分配影响的角度解释了中国改革以来劳动者报酬份额的全部变化过程。当然,本文还有很多可以改进和拓展之处。首先,如果能够更准确地估算劳动者报酬份额或更细致的区分要素效率的影响因素,会进一步提高本文的解释能力。其次,若能根据微观数据获得各地区行业垄断、金融市场发育和人力资本形成等信息,可以更好地度量市场扭曲和人力资本的作用。再次,将这一分析框架应用到其他后发经济,特别是收入分配相对公平的日本、韩国和中国台湾等国家和地区,能够通过跨国比较来寻找可借鉴的成功经验。最后,也是最为重要的,本文虽然确定了要素分配的决定机制和影响因素,但没有考虑要素结构和技术水平的内生变化。这些都是我们今后重要的努力方向。

参考文献:

- 白重恩、钱震杰(2009a):《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。
- 白重恩、钱震杰(2009b):《谁在挤占居民收入:中国国民收入分配格局分析》,《中国社会科学》第5期。
- 白重恩、钱震杰、武康平(2008):《中国工业部门要素分配份额决定因素研究》,《经济研究》第8期。
- 蔡昉、王德文、都阳(2001):《劳动力市场扭曲对区域差距的影响》,《中国社会科学》第2期。
- 陈伯瀛(1936):《中国田制丛考》,商务印书馆。
- 戴国晨、黎汉明(1988):《工资侵蚀利润——中国经济体制改革中的潜在危险》,《经济研究》第6期。
- 傅晓霞、吴利学(2006):《技术效率、资本深化与地区差异》,《经济研究》第10期。
- 傅晓霞、吴利学(2009):《中国地区差异的动态演进及其决定机制:基于随机前沿模型和反事实收入分布方法的分析》,《世界经济》第5期。
- 傅衣凌(2007):《明清农村社会经济、明清社会经济变迁论》,中华书局。
- 戴天仕、徐现祥(2010):《中国的技术进步方向》,《世界经济》第11期。
- 龚刚、杨光(2010):《从功能性收入看中国收入分配的不平等》,《中国社会科学》第2期。
- 国家统计局国民经济核算司(2004):《中国国民经济核算》,中国统计出版社。

^① 黄先海和徐圣(2009)等试图采用增长核算方法回避生产函数估计问题,但他们确定要素替代弹性的过程实际上面临着同样的识别困难,因而对技术进步偏性及其贡献测度可能存在一定问题。戴天仕和徐现祥(2010)曾采用全国的时间序列数据测度中国技术进步的方向,但他们仅用单一时间趋势刻画技术进步,而且未对 Klump 等(2007)方法进行改进,也没有讨论技术进步对要素分配的影响。

- 国家统计局国民经济核算司(2006):《中国国内生产总值核算历史资料 1952-2004》,中国统计出版社。
- 国家统计局国民经济核算司(2008):《中国非经济普查年度国内生产总值核算方法》,中国统计出版社。
- 黄先海、徐圣(2009):《中国劳动收入下降的成因分析——基于劳动节约型技术进步的视角》,《经济研究》第7期。
- 江小涓(2003):《中国的外资经济:对增长、结构升级和竞争力的贡献》,中国人民大学出版社。
- 金碚(2008):《中国工业改革开放30年》,《中国工业经济》第5期。
- 李稻葵、刘霖林、王红领(2009):《GDP中劳动份额演变的U型规律》,《经济研究》第1期。
- 李京文、钟学义(1998):《中国生产率分析前沿》,中国社会科学文献出版社。
- 李实、张平、王诚(1998):《台湾收入分配考察报告》,《经济学动态》第7期。
- 李扬(1992):《收入功能分配的调整:对国民收入分配向个人倾斜现象的思考》,《经济研究》第7期。
- 林毅夫(1994):《制度、技术与中国农业发展》,上海三联书店,上海人民出版社。
- 林毅夫、张鹏飞(2005):《后发优势、技术引进和落后国家的经济增长》,《经济学(季刊)》第5卷第1期。
- 罗长远、张军(2009a):《劳动收入占比下降的经济学解释——基于中国省级面板数据的分析》,《管理世界》第5期。
- 罗长远、张军(2009b):《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》第4期。
- 琼斯(1999):《现代经济增长理论导引》(中译本),郭家麟等译,商务印书馆。
- 邵敏、黄玖立(2010):《外资与我国劳动收入份额——基于工业行业的经验研究》,《经济学(季刊)》第9卷第4期。
- 宋江华(1990):《中国工业技术进步偏向分析》,《科学学研究》第1期。
- [日]速水佑次郎(2003):《发展经济学——从贫困到富裕》(中译本),李周译,社会科学文献出版社。
- 唐宗焜(1995):《利润转移和企业再生产能力》,载董辅初、唐宗焜、杜海燕主编,《中国国有企业制度变革研究》,人民出版社。
- [美]托马斯等(2001):《增长的质量》(中译本),《增长的质量》翻译组译,中国财政经济出版社。
- 向书坚(1997):《我国功能收入分配格局分析》,《统计研究》第6期。
- 杨瑞龙、周业安、张玉仁(1998):《国有企业双层分配合约下的效率工资假说及其检验》,《管理世界》第1期。
- 张伟伟(2006):《人力资本回报率变化与收入差距:“马太效应”及其政策含义》,《经济研究》第12期。
- 张军、吴桂英、张吉鹏(2004):《中国省级物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第10期。
- 张五常(2000):《佃农理论》(中译本),易宪容译,商务印书馆。
- 郑京海、胡鞍钢(2004):《中国改革时期省际生产率增长变化的实证分析》,《经济学季刊》第4卷第1期。
- Acemoglu, D. “Labor- and Capital-Augmenting Technical Change.” *Journal of European Economic Association*, 2003, Vol. 1, No. 1, pp. 1-37.
- Acemoglu, D. *Introduction to modern growth theory*, Princeton: Princeton University Press, 2009.
- Baltagi, B. H. *Econometric Analysis of Panel Data*, 2nd ed. Chichester: John Wiley, 2001.
- Bentolila, Samuel and Saint-Paul, Gilles. “Explaining Movements in the Labor Share.” *Contributions to Macroeconomics*, 2003, Vol. 3(1), Article 9.

- Breusch, T. S. and Pagan, A. R. "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics." *Review of Economic Studies*, 1980, Vol. 47, pp. 239-254.
- Chow, G. C. "Capital Formation and Economic Growth of China." *Quarterly Journal of Economics*, 1993, Vol. 108, No. 3, pp. 809-842.
- Dholakia, Bakul, H. "Functional Distribution of National Income in India." *Economic and Political Weekly*, 1996, Vol. 31, No. 4, pp. 229-236.
- Diamond, P.; Mc Fadden, D. and Rodriguez, M. "Measurement of the Elasticity of Factor Substitution and Bias of Technical Change." in Fuss, M. and Mc Fadden, D., eds., *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Application*. 1978, Vol. 2, pp. 125-147, Amsterdam and New York: North-Holland.
- Dufour, Jean-Marie and Khalaf, Lynda. "Exact Tests for Contemporaneous Correlation of Disturbances in Seemingly Unrelated Regressions." *Journal of Econometrics*, 2002, Vol. 106, pp. 143-170.
- Durlauf, S. N., Johnson, P. A., and Temple, J. R. "Growth Econometrics", in Aghion, P. and Durlauf, S. N. (ed.), *Handbook of Economic Growth*, 2005, Vol. 1A, pp. 555-677, Amsterdam: North-Holland.
- Fei, J. C. H., Ranis, G. and Kuo, S. W. Y. *Growth with Equity: The Taiwan Case*. Oxford University Press, New York, 1979.
- Hall, Robert E. and Jones, Charles I. "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?" *Quarterly Journal of Economics*, 1999, Vol. 114, No. 1, pp. 83-116.
- Hayami, Y. and Ruttan, V. *Agricultural Development: An International Perspective*. Johns-Hopkins University Press, Baltimore, Maryland, 1985.
- Hicks, J. R. *The Theory of Wages*. London: MacMillan, 1932.
- Kaldor, Nicholas. "Capital Accumulation and Economic Growth." In Friedrich A. Lutz and Douglas C. Hague (ed.), *Proceedings of a Conference Held by the International Economics Association*. London: Macmillan, 1963.
- Klump, Rainer; McAdam, Peter and Willman, Alpo. "Factor Substitution and Factor-Augmenting Technical Progress in the United States; A Normalized Supply-Side System Approach." *Review of Economics and Statistics*, 2007, Vol. 89, No. 1, pp. 183-92.
- Kennedy, Charles. "Induced Bias in Innovation and the Theory of Distribution." *Economic Journal*, 1964, Vol. 74, pp. 541-547.
- Leon-Ledesma, M. A., McAdam, P. and Willman, A. "Identifying the Elasticity of Substitution with Biased Technical Change", *American Economic Review*, 2010, Vol. 100, No. 4, pp. 1330-1357.
- Shiba, T. and Tsurumi, H. "Bayesian and non-Bayesian Tests of Independence in Seemingly Unrelated Regressions." *International Economic Review*, 1988, Vol. 29, pp. 377-389.
- Young, Alwyn. "Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period." *Journal of Political Economy*, 2003, Vol. 111, No. 6, pp. 1220-1261.

(截稿:2013年2月 实习编辑:贾中正)