

---

---

# 劳动收入份额决定因素: 来自中国省际面板数据的证据

白重恩 钱震杰\*

---

**内容提要** 本文利用 1985~2003 年的中国省际面板数据,对 1985~1995 年和 1996~2003 年的劳动收入份额进行回归分析。回归结果表明,产业结构、国有经济的比重以及税负水平三个因素对两个时期的劳动收入份额都有显著的影响,而经济开放程度和金融发展水平对 1996~2003 年的劳动收入份额有显著影响。利用回归模型进行样本内预测,发现 1985~1995 年产业结构转型使劳动收入份额下降,国有经济比重下降和有偏技术进步使劳动收入份额上升,但产业结构转型与后两方面的作用相抵消,总体劳动收入无显著的趋势性变化;在 1996~2003 年,产业结构转型、国有经济比重下降、银行部门的扩张以及税负水平上升使劳动收入份额下降,开放程度的变化则使劳动收入份额有所上升,技术变化对这一时期劳动收入份额无明显贡献。

**关键词** 要素分配份额 结构转型 国有经济 经济开放

---

## 一 引言

在卡尔多提出要素分配份额为常数是经济增长的一个典型事实后,许多宏观经济模型都假设经济中的要素分配份额为常数。但经验研究发现,要素分配份额不仅在地

---

\* 白重恩、钱震杰:清华大学经济管理学院经济系 电子信箱:baichn@sem.tsinghua.edu.cn(白重恩); Lqianzh@sem.tsinghua.edu.cn(钱震杰) 100084

本研究得到国家杰出青年科学基金(基金号 70625002)、国家社会科学重大项目(项目批准号 10zd&007)和中国博士后基金(基金号 20090450403)的支持。

区之间存在明显差异, 而且在同一个经济体的不同时期也不相同。Harrison (2002) 发现, 自上个世纪 80 年代以来, 包括欧洲大陆国家、美国和日本等工业化国家, 以及印度和拉美等发展中国家在内的经济体都曾先后经历了明显的劳动收入份额下降。在中国改革开放的前 20 年中, 劳动收入份额一直保持相对稳定, 但自 20 世纪 90 年代中期以来持续下降 (白重恩与钱震杰, 2009a; 李稻葵等, 2009; 罗长远与张军, 2009)。许多研究者认为, 中国居民收入不足和分配不均, 以及投资率过高引发的宏观需求结构失调等问题都可能与要素分配的变化有关 (Bai et al., 2006; Kujiis, 2006; 李扬与殷剑峰, 2007; 白重恩与钱震杰, 2009c)。

关于国民收入要素分配的影响因素, 可从三个方面进行归纳。<sup>①</sup> 第一是技术因素, 可用生产函数来概括, 在完全竞争条件下表现为要素相对价格和投入比的变化, 最终可用要素投入比来反映 (Ferguson, 1968; Bentolila and Saint-Paul, 2003)。第二是市场偏离完全竞争的程度, 包括要素市场和产品市场的不完全竞争, 是生产技术无法概括的因素 (Kalecki, 1938; Blanchard, 1997; Bentolila and Saint-Paul, 2003)。第三是经济发展的影响, 这一观点最早由李嘉图 (1976 中译本) 提出。经济发展的一个特征是产业结构转型, 采用 Solow (1958) 的分解方法,<sup>②</sup> Serres 等 (2001)、Morel (2005) 发现产业结构转型是导致要素分配份额变化的重要因素。在同时控制产业结构和生产技术的影响后,<sup>③</sup> 一些经验研究发现, 反映或影响市场竞争程度的一些变量, 包括通货膨胀率 (Batini et al., 2000), 市场开放度 (Harrison, 2002), 工会的讨价还价能力 (Wallace et al., 1999), 劳动市场的管制 (Blanchard, 2000) 以及劳动调整成

① 罗长远 (2008) 将决定要素分配的因素概括为资本 - 产出比、技术进步、全球化、经济发展水平等因素。但全球化或者其他一些因素 (包括劳动力市场中工会力量、人力资本问题、财政收支), 实际上都是通过影响生产技术或者市场不完全竞争程度间接地对要素分配产生影响, 本质上只是反映技术或者市场不完全竞争程度的代理变量, 甚至在不同的经济环境下, 这些变量所含基本信息也不一致, 因此全球化或其他因素都不应单独地列为一种影响因素。

② Solow (1958) 最先提出了分解方法。Young (2005) 则参考 Foster 等 (2001) 对生产率的分解方法, 将 Solow 的分解方法拓展为结构变化、产业内的劳动收入份额变化以及该两项的交叉项。

③ 在计量分析中, Rodriguez 和 Ortega (2006) 用人均 GDP 作为经济发展的代理变量, 也有研究者采用剔除了结构转型影响后的劳动收入份额作为解释变量建立计量模型 (Serres et al., 2001; Morel, 2005)。技术变化通常用要素投入比 (如资本 - 产出比、资本 - 劳动比) 来控制, 技术进步则用年份哑变量控制。卡尔多曾经指出投资率 (投资 / GDP) 是影响要素分配份额的决定因素, 不过 Findlay (1960) 证明投资率实际上与要素投入比完全等价。

本 (Bentolila and Saint- Paul 2003)等,对要素分配份额有显著影响。<sup>①</sup>

对中国要素分配问题的研究,白重恩与钱震杰(2009a b)、罗长远与张军(2009)参照 Solow(1958)的分解方法,认为经济结构从农业向服务业转型、工业部门中劳动收入份额下降分别是上个世纪 90 年代以来劳动收入份额下降的主要原因。白重恩等(2008)利用工业企业调查数据,发现产品市场垄断程度增加和要素市场扭曲的减少(即国有经济改制)是引起工业部门劳动收入份额在 1998 年后逐渐减少的主要原因。李稻葵等(2009)根据刘易斯二元经济模型阐释了劳动收入份额与经济发展间的 U 型假说,指出中国劳动收入份额下降仅是一个阶段性现象。但到目前为止,还未有研究同时从技术因素、市场偏离完全竞争的程度以及经济发展三个角度对决定中国要素分配的因素进行考察,而本文试图从上述三个角度讨论劳动收入份额的影响因素,以避免变量缺失问题。

本文用 1985~2003 年的省际面板数据,对中国劳动收入份额的变化进行计量分析。在计量模型中引入资本产出比、年份哑变量、进出口在 GDP 中的比重、外商直接投资在 GDP 中的比重、国有经济的比重、金融深度、税负水平、主要产业的比重等变量,以反映技术因素、市场偏离不完全竞争的程度以及产业结构变化等三类因素对劳动收入份额的影响。本文发现,在 1985~1995 年和 1996~2003 年,劳动收入份额变化的主要原因如下:第一,1985 年以来的产业结构转型使两个时期劳动收入份额均下降;第二,在两个时期内国有部门劳动收入份额从略低于非国有部门逐渐变为略高于后者,故国有经济比重下降在前期使劳动收入份额上升,在后期则减少劳动收入份额;第三,在前一时期的技术进步为资本节约型技术进步,使得劳动收入份额上升,而在后一时期无明显的有偏技术进步,即对劳动收入份额无明显影响;第四,在两个时期中,生产技术资本密集程度的变化对要素分配份额无明显影响;第五,对外贸易和税负水平的变化分别使劳动收入份额增加和下降,外商直接投资的变化分别使两个时期劳动收入份额下降和上升,而金融深度的变化在前一时期使劳动收入份额上升,在后一时期使之下降。总的来说,在前一时期各种因素的影响相互抵消,从而劳动收入份额变化不明显;在后一时期,产业结构转型、国有经济比重下降,以及税负上升是导致劳动收入份额下降的主要原因。

<sup>①</sup> 如果存在工会或雇员组织,通货膨胀率的变化将影响劳动收入份额,从而通货膨胀率间接地反映了不完全竞争因素对要素分配的影响 (Batini et al., 2000)。另外,随着市场开放程度提高,原来的不完全竞争因素(如工会的谈判能力,市场的行政垄断等)可能随之下降,因此市场开放将削减市场的不完全竞争程度,进而改变要素分配。

基于中国省际数据的特点, 本文得到了三个不同于其他经验研究的结论。

首先, 经济开放对要素分配可能带来两种不同的影响。现有研究一般用对外贸易依存度作为经济开放的代理变量 (Spector, 2004), 但本文认为经济开放的两种形式即引进外商直接投资和对外贸易在要素分配方面具有不同的作用。中国引进外商投资导致劳动收入份额下降的原因是外资更多地进入资本密集型产业。关于对外贸易的影响有两种解释, 一是根据赫 - 俄 (H - O) 贸易理论, 对外贸易会提高劳动力相对丰富国家中的劳动力价格, 从而提高劳动收入份额 (Spector, 2004)。二是认为对外贸易削弱了劳动者的谈判能力, 从而减少劳动收入份额 (Harrison, 2002)。尽管国际上多数研究验证了后一种解释 (Bentolila and Saint-Paul, 2003; Spector, 2004), 但这一解释对中国并不成立, 原因是中国要素市场中劳动者谈判能力非常小, 本文利用中国经济的这一现实特点验证了赫 - 俄理论的预期。<sup>①</sup>

其次, 本文解释了劳动收入份额和经济发展的关系。Kuznets (1941) 指出, 经济发展总是伴随着巨大的产业结构转型, 首先从农业转向工业, 然后又从工业转向服务业。由于三个部门的要素分配份额并不相等, 那么在产业结构转型的过程中要素分配份额将发生明显的变化。但是, 三个产业的劳动收入份额的高低顺序在不同的经济中并不相同,<sup>②</sup>采用跨国数据难以得到准确的结果。<sup>③</sup> 本文采用中国的省际面板数据, 不仅验证了李嘉图的论断, 而且发现中国劳动收入份额和人均收入在省际表现的正相关关系来自产业结构在省际的差异, 这与李稻葵等 (2009) 的结论不同。

最后, 税负变化对要素分配并非中性。多数经验研究既不考虑税负水平对要素分配份额的影响, 也忽略各国在税制上的差异, 并将劳动收入份额定义为劳动者报酬与扣除间接税后的增加值之比 (Gollin, 2002; Bentolila and Saint-Paul, 2003)。本文发现税负水平对劳动收入份额的影响显著为负, 税率上升 1 个百分点, 按要素成本法计算的劳动收入份额就降低约 0.8 个百分点, 因此要素分配对税率并非中性。这表明当市场中存在各种扭曲和不完全竞争时, 税收除了影响要素投入比外, 还会通过各种

① 值得注意的是, 在研究对外贸易对要素分配的影响方面, 本文与国外文献普遍采用的理论假说并不相同。对外贸易依存度在国际研究中反映劳动力讨价还价导致的要素市场偏离完全竞争的程度 (Harrison, 2002), 该指标在本文中则反映对外开放带来的技术变化对要素分配的影响。

② 一个原因是来自雇用劳动者收入的核算方法差异, 有的国家计为劳动者报酬, 有的计为资本收入, 而有的则单独列出。即使能够消除核算方法上的这些差异, 各部门劳动收入份额在各国间的差异依然存在, 原因是农业和服务业存在严重的贸易保护, 故农业和服务业的生产技术在各国有明显差异。

③ 一些研究认为要素分配份额在国家间差距很小 (Gollin, 2002; Garcia-Verd, 2005), 而另一些研究认为在收入水平较低的国家或地区劳动收入份额更高 (Harrison, 2002; Rodriguez and Ortega, 2006), 李稻葵等 (2009) 发现劳动收入份额与人均收入间呈 U 型关系。

扭曲影响要素分配,进而更容易地被转嫁于劳动者。

本文的结构安排如下:第二部分回顾了要素收入份额的决定理论,并提出影响中国劳动收入份额的经验假说。第三部分介绍数据。第四部分用计量方法验证假说并进行稳健性检验,预测样本内劳动收入份额变化的原因。第五部分总结。

## 二 理论和假说

要素分配份额的变化一般可从三个方面进行解释:生产技术、市场偏离完全竞争的程度以及经济发展。

### (一) 生产技术的影响

在完全竞争市场下,要素按其边际产值取得收入,产品市场不存在垄断租金。考虑劳动与资本相对收入的变化,用  $w$  表示劳动价格,用  $r$  表示资本价格,  $L$  表示劳动投入,  $K$  表示资本投入,劳动与资本的相对收入比为劳动相对价格 ( $w/r$ ) 和相对要素投入 ( $L/K$ ) 的乘积。要素供求变化通常会引起要素均衡价格及相对价格变化。当某种原因使  $w/r$  提高时,利润最大化的厂商将用资本替代劳动,从而  $L/K$  将减少。由于  $w/r$  和  $L/K$  的变化对要素相对收入比起着相反的作用,因此要素相对收入比及要素分配份额的最终变化方向并不清楚。

琼·罗宾逊用资本和劳动之间的替代弹性来解决这一问题。资本和劳动的要素替代弹性(用  $\sigma$  表示)是要素相对投入比 ( $K/L$ ) 的变化率与要素相对价格 ( $w/r$ ) 变化率的比值,这一比值由生产技术决定,可根据生产函数计算。 $w/r$  提高会促使企业用资本替代劳动,从而  $K/L$  增加,根据要素替代弹性的大小,可以确定劳动收入份额的变化方向:当  $\sigma < 1$  时,  $K/L$  增加的幅度小于  $w/r$  增加的幅度,此时劳动收入份额将增加(价格效果为主);当  $\sigma > 1$  时,  $K/L$  增加的幅度大于  $w/r$  增加的幅度,劳动收入份额减少(替代效果为主);当  $\sigma = 1$  时,价格效果和替代效果相互抵消,要素分配份额不会发生变化。

如果已知生产函数的形式,劳动收入份额则可表示为要素投入比的函数,要素替代弹性为函数参数。在劳动收入份额的经验研究中,通常会引入要素投入比(如资本-产出比,或劳动生产率,或资本-劳动比)来控制要素相对价格的变化,利用要素投入比的回归系数判断  $\sigma$  的水平(Gimmarilli et al, 2002; Bentolila and Saint-Paul 2003; Guscina 2006)。参照 Bentolila 和 Saint-Paul (2003) 的方法,本文引入资本-产出比(用  $ky$  表示)控制要素投入比及要素相对价格变化的影响。根据前面的讨论,

在劳动收入份额的计量模型中,  $kty$  的回归系数显著为正表明  $\sigma < 1$ , 而显著为负则意味着  $\sigma > 1$ , 当  $kty$  不显著时意味着  $\sigma$  接近 1。

生产技术对要素分配份额的影响不仅表现在要素密集程度方面, 还表现在技术进步上。当技术进步能改变要素分配份额时, 即为有偏技术进步。有偏技术进步增加资本收入份额时, 被称为劳动节约型技术进步, 而在有偏技术进步增加劳动收入份额时, 称为资本节约型技术进步。为讨论有偏技术进步对要素分配份额的影响, 一般在要素分配份额的理论模型中引入要素增强型技术进步, 并在回归模型中用时间哑变量控制 (Ferguson and Moroney 1969; Lianos 1971; McCallum, 1985)。给定基准年份的劳动收入份额, 各年份哑变量的回归系数随时间不断上升, 表明存在资本节约型有偏技术进步, 反之则为劳动节约型技术进步。<sup>①</sup>

除了引入  $kty$  控制一般的要素相对价格和要素投入比的影响外, 考虑到中国经济开放程度不断提高的特点, 本文将特别关注经济开放对中国要素分配份额的影响。根据赫-俄 (H-O) 理论, 一个经济应出口较多使用其优势禀赋资源的产品。中国作为一个劳动力相对丰富的国家, 更多出口劳动密集型产品, 进口资本密集型产品, 同时劳动力相对价格也会随国际贸易的增加而上升, 故对外贸易将提高中国劳动收入份额, 于是有假说 1。<sup>②</sup>

假说 1 根据 H-O 理论, 增加对外贸易将提高劳动收入份额。

引进外商直接投资是经济开放的另一种手段。外资通常进入资本密集型产业 (Bai et al., 2010), 同时会刺激内资企业增加资本密集程度。外资经济较多的地区, 平均的资本密集程度较高, 劳动收入份额将较低, 因此有假说 2。

假说 2 外商投资经济比重越高, 劳动收入份额越低。

## (二) 市场偏离完全竞争的程度

在完全竞争下, 要素分配由生产技术决定 (Ferguson, 1968; Bentolila and Saint-Paul, 2003)。但如果要素或产品市场存在不完全竞争, 要素分配比重将偏离完全竞

① 用资本-产出比控制要素投入比时, 得到的年份哑变量回归系数的涵义与用资本-劳动比控制要素投入比的结果并不相同, 具体的讨论见白重恩等 (2008)。

② 需要注意的是, 文献中开放对要素分配份额的影响还有其他解释, 我们将在后面做进一步解释。

争下的水平。在 Saint-Paul (1998)、Bentolila 和 Saint-Paul (2003)、Blanchard 和 Giavazzi (2003) 的研究中,要素市场的不完全竞争主要体现为资本和劳动间的讨价还价。产品市场的不完全竞争带来垄断利润,在劳资谈判的情况下,劳动者谈判能力大小将影响垄断租金在不同要素所有者间的分配比例,进而影响要素分配份额,即垄断程度变化对要素分配份额的影响由劳动者的谈判能力确定 (Blanchard 2000, Blanchard and Giavazzi 2003, Spector 2004);当劳资之间不存在谈判机制时,垄断利润为资本方取得,劳动收入份额将随垄断程度增加而减少。

在考虑劳资之间的讨价还价之后,对外贸易对要素分配的影响变得复杂起来:一方面研究表明,国际化会减少劳动者的议价能力,劳动收入份额将随对外贸易程度的增加而下降 (Spilimbergo et al., 1999);但另一方面,根据 H-O 理论,对外贸易对劳动收入份额的影响方向与一国的资源禀赋有关,因此对外贸易到底如何影响要素分配,需针对各国情况具体分析。由于中国劳动力缺乏谈判能力,可以不考虑劳动力讨价还价能力的因素,垄断租金也归为资本收入,因此市场垄断将减少劳动收入份额;另外,对外贸易对劳动收入份额的影响也仅由 H-O 理论确定,从而确保了假说 2 的有效性。本文选用省际面板数据,难以取得省际市场垄断程度的合理指标,因此本文不讨论垄断程度变化对要素分配份额的影响。<sup>①</sup>

国有和非国有二元经济是中国经济转型期的重要特征。由于国有企业倾向于过多雇用员工以保持社会稳定,从而使要素价格偏离其边际产值 (Bai et al., 1997);同时在改革初期,国有经济职工的平均工资低于非国有经济,而在近 10 年逐渐高于非国有经济<sup>②</sup> (Brandt et al., 2007)。据此,有以下假说。

假说 3 在改革初期,国有经济比重越高则劳动收入份额越低;在近期,国有经济比重越高则劳动收入份额越高。

要素市场的另一种扭曲表现在资源配置上。国有企业为保持社会稳定雇用过多的劳动力,作为一种政府给予的补贴,国有企业可以较易从国有银行取得贷款以维持经营 (Brandt and Zhu, 2000)。随着国有部门比重下降,银行部门可以将增量贷款更

① 白重恩等 (2008) 利用中国工业企业层面的数据进行研究,得到了垄断程度越高,劳动收入份额越低的结果。

② 我们利用《中国统计年鉴》中工业部门数据计算了国有和非国有经济劳动者报酬比重。国有经济劳动收入份额在 1978 年为 0.21,远低于非国有经济的 0.32,之后逐渐上升并于 1992 年超过非国有经济。

多地投向非国有经济,资源配置扭曲也会随之减少,进而使劳动收入份额向正常水平变化。银行部门扩张对劳动收入份额的影响,与国有和非国有经济劳动收入份额的差异有关。由于国有经济的劳动收入份额从低于非国有经济逐渐变得高于后者,因此在改革初期,银行部门扩张使整体劳动收入份额上升;在改革后期,银行部门扩张使整体劳动收入份额下降,于是有假说 4。

假说 4 在改革初期,银行部门扩张增加劳动收入份额;在近期,银行部门扩张降低劳动收入份额。

### (三)经济发展的影响

影响要素分配份额的第三个基本因素是产业结构转型。经济发展总是伴随产业结构转型,一般是从以农业经济为主,逐渐变为以工业经济为主,然后发展到以服务业为主的经济(Kuznets 1941; Kongsamut et al, 2001)。多数国家的劳动收入份额在这三个部门中存在明显差异,故产业结构转型将影响劳动收入份额。<sup>①</sup>如果劳动收入份额从低到高依次为农业、工业和服务业,则随着经济结构转型,总体劳动收入份额将逐渐上升。如果劳动收入份额从低到高依次为工业、服务业和农业,则随着经济结构转型,总体劳动收入份额将先下降后上升。在不同国家的不同发展阶段,总体劳动收入份额变化方向不同,因此跨国比较研究的结论容易受样本选择的影响(Harrison, 2002; Rodriguez and Ortega 2006; 李稻葵等, 2009)。但在国别研究中,研究者采用 Solow (1958)开创的分解方法,结果大多支持李嘉图的论断(Serres et al, 2001; Morel, 2005; Young 2005)。

考虑到改革开放以来中国的产业结构有了明显的转型,而且各产业劳动收入份额存在明显差异(罗长远与张军, 2009),故总体劳动收入份额将随之发生变化。又因为各产业劳动收入份额的高低顺序在中国的不同省份间一致,故利用中国省际数据探讨经济发展与要素分配份额的关系能得到稳定的结论。于是,我们有假说 5。

假说 5 产业结构转型会影响劳动收入份额。后者的变化方向与各部门劳动收入

<sup>①</sup> 一方面是因为自雇用劳动者收入在一些国家计为资本收入,另一些国家计为劳动收入,还有一些国家单独列出(Gollin 2002),而且自雇用劳动者通常在农业和服务业分布较多,其收入核算方法的差异使各国各产业的劳动收入份额的高低顺序各异;另一方面,各国对农业和服务业均进行贸易保护,使得这两个部门的生产技术有明显的差异,即使能消除自雇用劳动者收入在核算方法上的差异,各部门劳动收入份额的高低顺序在各国间也存在差异。



份额的高低关系有关,也与产业结构转型的阶段有关。

大量税负文献的研究成果表明,税收归宿并不是由要素平均地承担。当税负变化不是来自全局性税种,不同部门产品生产技术的资本密集程度、要素之间的替代弹性、各部门产品需求弹性的差异以及产品市场不完全竞争都将使税负变化对要素分配产生影响 (Mieszowski 1967; Fullerton and Metcalf 2002)。1994年分税制改革以来,中国的税收收入占 GDP的比重在短暂的下降后,自 1996年开始逐年上升 (刘新利, 2007)。税负水平的上升不仅来自税制制度变化,而且来自不同产业内税负水平的变化。与之伴随的是中国产业结构的变化、市场不完全竞争程度的变化以及生产技术的变化,因此税负水平变化对要素分配的影响变得更为复杂。为了讨论在控制各种因素后,税负水平的变化将如何影响要素分配份额,我们在模型中引入税负水平。

### 三 数据

本节首先介绍变量,之后给出劳动收入份额和其他解释变量的描述性统计,最后基于描述性统计讨论劳动收入份额和解释变量的关系。

#### (一)变量

除非特别说明,本文使用的数据来自密歇根大学的中国数据在线 (China Data Online)。

1 被解释变量。我们利用省际收入法 GDP数据计算劳动收入份额:1978~1992年数据来自 Hsueh和 Li (1999),1993~2004年数据来自国家统计局 (2007b),2005~2007年数据来自《中国统计年鉴》2006~2008年。

收入法 GDP的项目构成为劳动者报酬、固定资产折旧、生产税净额和营业盈余。考虑到间接税对要素分配的影响是本文要讨论的问题,我们将劳动收入份额 ( $lsh$ )定义为劳动者报酬与要素成本法增加值之比 (即 GDP中扣除生产税净额后的部分)。

2 解释变量。本文用资本-产出比 ( $kty$ )控制要素相对价格和要素投入比对要素分配份额的影响。根据  $kty$  的显著性和回归系数的符号可确定资本和劳动间的要素替代弹性:当  $kty$  不显著时,  $\sigma$  在 1附近;当  $kty$  的回归系数显著为负时,  $\sigma$  大于 1;当  $kty$  的回归系数显著为正时,  $\sigma$  小于 1。本文选择按 1978年不变价计算的资本-产出比,其中资本存量数据来自 Bai等 (2006),GDP数据根据国家统计局 (2007b)中各省 1978年现价 GDP及 GDP指数计算。

为验证假说 1 至 5 我们需要对外贸易、外商直接投资、国有经济比重、银行部门的扩张程度、经济结构等因素的代理变量。贸易开放程度用进出口总额与 GDP 的比重 (贸易依存度,  $rimex$ ) 来代理, 外商投资比重为 FDI 与 GDP 的比值 ( $rfdi$ )。<sup>①</sup> 根据 Bai 等 (2004) 的讨论, 国有经济比重用工业生产总值中国有企业的比重来代理 ( $rsoe$ )。银行部门的扩张程度用金融深度代理, 即存贷款总额与 GDP 的比值 ( $rbnk$ )。我们利用收入法 GDP 数据计算农业、工业、建筑业和服务业在要素成本法增加值中所占比重, 并分别用  $vsha$ 、 $vshi$ 、 $vshc$  和  $vshs$  表示。为了讨论产业结构变化与劳动收入份额的关系, 本文还参照总体劳动收入份额的方法计算了各部门劳动收入份额。

政府财政收入与 GDP 的比值 ( $ficie$ ) 是税负水平的直接度量, 但 GDP 核算数据反映的分配情况与财政收入数据并不匹配, 选择  $ficie$  将带来测量误差。考虑到中国以间接税为主, 在基础估计中, 税负水平用生产税净额和 GDP 的比值 ( $ptax$ ) 计算, 但在稳健性检验中, 我们也将引入  $ficie$ 。

(二) 基本情况

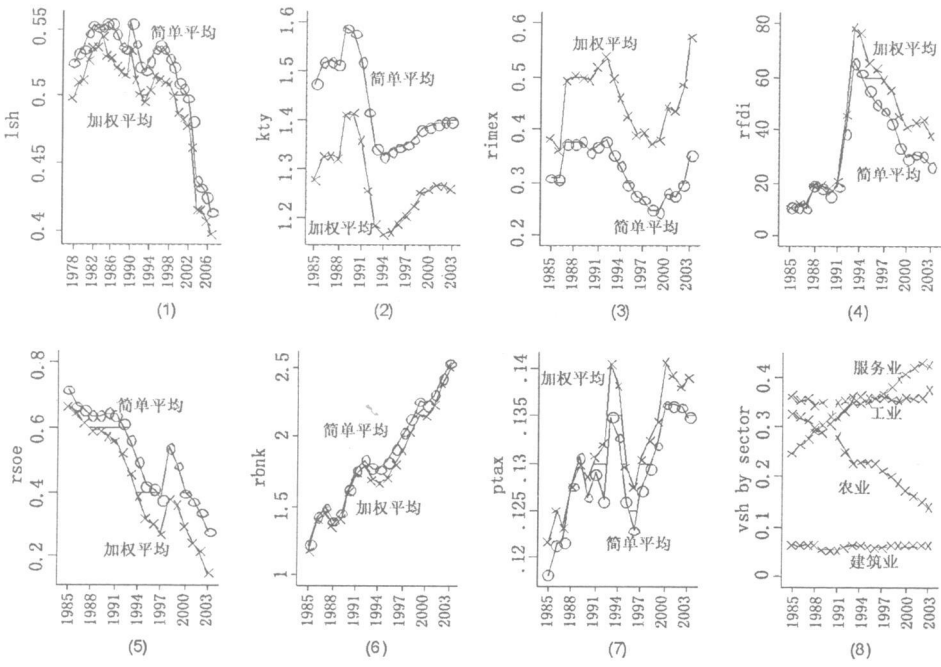


图 1 1978~2006 年各变量在省际平均的变化趋势

① 考虑到人民币汇率并非市场定价, 我们没有将进出口和外商投资数据转换成人民币。因此  $rimex$  和  $rfdi$  的单位是 1 美元 / 人民币。

图 1(1)给出了劳动收入份额在省际的简单平均,劳动收入份额在 1978~1984 年上升,1985~1995 年波动,1996 年开始一直下降。用各省要素成本法增加值比重加权平均的劳动收入份额也表现出相同的变化趋势。根据白重恩和钱震杰(2009a)的研究,产业结构转型对总体劳动收入份额的影响在 1985 年之前为正,之后为负。自 2004 年经济普查开始,非农部门自雇用劳动者收入开始计为资本收入,故图 1(1)中省际平均的劳动收入份额在 2004 年突然下降。为防止产业结构转型方向和核算方法的变化对计量结果产生影响,本文仅对 1985 和 2003 年的劳动收入份额进行回归分析。考虑到劳动收入份额在 1985~1995 年波动较大,在 1996~2003 年持续下降,我们将分别对这两个时期进行讨论。

除了时间上的变化外,省际的差异也会影响回归分析的结果。我们计算了各省在 1985~1995 年和 1996~2003 年两个时期中劳动收入份额和所有解释变量的平均值。从劳动收入份额看,1985~1995 年平均劳动收入份额在各省间存在很大差异,北京、天津、江苏和上海等省市和沿海省份普遍较低,湖南、广西、江西和贵州较高。与图 1 中劳动收入份额的变化一致,多数省份在 1996~2003 年的平均劳动收入份额都低于 1985~1995 期间,而且劳动收入份额较高的省份降幅较大,劳动收入份额在各省间呈收敛趋势。表 1 给出了劳动收入份额与各解释变量在省际的相关系数。

表 1 劳动收入份额与各解释变量在省际的相关系数

	时期	<i>kty</i>	<i>rmex</i>	<i>rfdi</i>	<i>rsoe</i>	<i>rbnk</i>	<i>ptax</i>	<i>vsha</i>	<i>vshi</i>	<i>vshs</i>
相关系数	1985~1995	0.039	-0.250	-0.216	0.127	-0.432	-0.704	0.872	-0.841	-0.036
	1996~2003	0.085	-0.497	-0.457	0.500	-0.373	-0.605	0.737	-0.625	-0.290

说明:分时期计算各省各变量平均值,利用平均值计算劳动收入份额和解释变量在省际的相关系数。

根据图 1 和表 1 的显示,可初步判断各假说是否得到支持。从图 1(5)可以看出,由于 1998 年国有经济的统计范围扩大到国有控股企业,使得该年国有经济比重陡增,不过总的看来国有经济的比重仍逐年降低,故在 1996~2003 年 *rsoe* 和 *lsh* 同方向变化,在表 1 中 *rsoe* 和 *lsh* 在省间的相关系数为正,而且在 1996~2003 年系数较大,因此在 1996~2003 年, *rsoe* 对 *lsh* 的影响与假说 3 一致。在图 1(6)中,金融深度 (*rbnk*) 在 1985~2003 年持续上升,与 *lsh* 的时间趋势相反,同时 *rbnk* 和 *lsh* 在省际的相关系数为负,故在 1996~2003 年 *rbnk* 对 *lsh* 的影响与假说 4 一致。在图

1 (7) 中,  $ptax$  从 1996 年开始逐渐上升,<sup>①</sup> 故  $ptax$  与  $lsh$  在 1996~2003 年变化趋势相反, 同时由于  $lsh$  和  $ptax$  在省际的相关系数为负, 因此这一时期  $lsh$  和  $ptax$  在截面和时间上的关系是一致的。

利用省际收入法 GDP 数据, 我们计算得到各产业劳动收入份额从低到高依次为工业、服务业、建筑业和农业。<sup>②</sup> 由于各产业劳动收入份额存在明显差异, 产业结构变化会影响总体劳动收入份额。在图 1(8) 中可以看到, 在 1985~2003 年, 产业结构转型主要是农业部门向非农部门转化, 服务业所占比重从 1985 年的 25% 逐渐上升到 2003 年的 42%, 而工业部门和建筑业的比重无明显变化, 故 1985~2003 年产业结构转型将使总体劳动收入份额减少。表 1 中  $lsh$  与  $vsha$ 、 $vshi$ 、 $vshs$  的相关系数表明, 农业比重较高的省份, 劳动收入份额较高, 而工业和服务业比重较高的省份, 劳动收入份额较低, 这一结果与全国劳动收入份额的行业差异一致, 同时也支持假说 5。

时间趋势和省际相关系数所反映的  $lsh$  和解释变量的关系未必一致。例如,  $lsh$  和  $kty$  随时间变化的关系在前期不确定, 在后期相反, 而  $kty$  和  $lsh$  在省际的相关系数在两个时期都为正;  $rinex$  与  $lsh$  在 2000 年前随时间朝同一方向变动, 但它们在省际的相关系数为负;  $fdi$  与  $lsh$  在省际相关系数为负, 而这两个变量的时间趋势在 1995 年后却相同。因此,  $kty$ 、 $rinex$ 、 $fdi$  等因素对劳动收入份额的具体影响还要通过回归分析进行讨论。

#### 四 计量分析

本节利用 1985~2003 年全国按行政区划分的省际面板数据,<sup>③</sup> 对假说 1~5 进行回归检验。我们首先估计基本模型, 进一步讨论估计结果对样本、模型设定和变量选择的稳健性, 最后利用基本模型进行样本内预测, 分析 1985~2003 年影响劳动收入份额变化的主要因素。

##### (一) 基本估计

1 计量模型和估计方法。我们估计下列计量模型:

①  $ptax$  下降是因为这期间各地经济发展较快, 中央政府的控制力逐渐被削弱, 因此中央政府决定在 1994 年开始实行分税制改革。分税制改革后, 间接税率逐渐上升。

② 各产业劳动收入份额的具体测算结果可参考白重恩与钱震杰 (2009 a)。农业劳动收入份额远高于其他行业, 原因是国家统计局将农户从事农业活动的所有收入都计为劳动收入 (国家统计局, 2007a)。

③ 自 1998 年重庆为直辖市之前, 地区为 30 个, 其中四川数据包括重庆市; 重庆为直辖市后, 地区为 31 个, 四川数据不包括重庆市。

$$lsh_{it} = \beta_1 kty_{it} + \beta_2 ptax_{it} + \beta_3 rimex_{it} + \beta_6 rfdi_{it} + \beta_4 rsoe_{it} + \beta_5 rbnk_{it} + \beta_7 vsha_{it} + \beta_8 vshx_{it} + a_i + yr_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中  $i$  表示省份,  $t$  表示时间,  $vshx$  为  $vshi$  或  $vshs$ ,  $a_i$  是各省的固定效应,  $\varepsilon_{it}$  是误差项。  $yr_t$  为年份哑变量, 由于要素投入比用资本 - 产出比控制,  $yr_t$  控制资本增强型技术进步的影响。注意到 1 减去  $vsha$ ,  $vshi$  和  $vshs$  等于建筑业在经济中所占比重 ( $vshc$ ), 而  $vshc$  几乎为常数 (图 1(8)), 因此同时引入这三个变量可能导致多重共线性, 故在回归中我们分别引入  $vsha$  和  $vshi$  或  $vsha$  和  $vshs$ 。根据图 1, 1996~2003 年劳动收入份额和一些解释变量 (如  $rsoe$  和  $rbnk$ ) 的变化趋势与 1985~1995 时期不同, 我们将分别对这两个时期建立回归模型。

模型 (1) 的首要问题是  $kty$  和  $ptax$  的内生性问题。注意到模型 (1) 没有控制最低工资政策或人力资本增加等因素对劳动收入份额的影响, 它们会同时降低资本边际回报率和企业最优资本存量, 从而模型 (1) 中的  $kty$  具有内生性。当  $lsh$  随这些因素改变,  $ptax$  也可能随之变化, 从而  $ptax$  也可能具有内生性。如果采用一般的面板数据固定效应方法估计模型 (1), 将得到有偏的参数估计值。模型 (1) 的另一个问题是, 资本 - 产出比和间接税率一般变化幅度较小, 故内生变量  $kty$  和  $ptax$  随时间变化很慢。因此如果选择  $kty$  和  $ptax$  作为模型 (1) 的差分方程中的工具变量, 极易得到  $ptax$  或  $kty$  不显著的结果, 从而错误地判断内生变量的显著性。

Arellano 和 Bover (1999) 设计了系统 GMM 方法来解决上述问题, 这一方法适用于“短时期、大样本”的面板数据。基本做法是同时估计模型 (1) 的水平和差分方程, 并分别利用内生变量的差分和水平项的滞后项作为两个方程的 GMM 类型工具变量。本文采用系统 GMM 方法估计模型 (1), 仅在水平方程中引入  $kty$  和  $ptax$ , 由于  $kty$  和  $ptax$  变化较慢, 我们用它们的差分项作为水平方程的 GMM 类型工具变量, 避免因内生变量变化缓慢而使之不显著。

考虑到  $ptax$  的内生性与  $ptax$  在要素分配中是否呈中性密切相关, 我们将估计两组模型。一组将  $ptax$  作为外生变量, 而另一组将其作为内生变量。由于样本观测值的数量不大, 我们在 1985~1995 年和 1996~2003 年两个时期的时间跨度相对较长。为防止工具变量过多产生过度拟合问题 (Roodman, 2007), 在第一组模型中我们仅将滞后 2 到 3 期的  $kty$  差分项作为 GMM 类型的工具变量, 而在第二组模型中将滞后 2 期的  $kty$  和  $ptax$  作为 GMM 类型的工具变量。注意到每个省份的  $rimex$ ,  $rbnk$  和  $rfdi$  在时间上的波动都比较大, 我们在回归时用这些变量在  $t-1$  及  $t-2$  期 3 期的移动平均作  $t$  期的一般类型工具变量。

2 估计结果。表 2 报告了估计结果, 第一组模型中  $ptax$  被看成外生变量, 第二组模型则将  $ptax$  看成内生变量。第一组的模型 1 和 2 与第二组的模型 5 和 6 是 1996~2003 年数据的估计结果, 而第一组的模型 3 和 4 与第二组的模型 7 和 8 是 1985~1995 年数据估计的结果。由于分别用  $vsha$  和  $vshi$  或  $vsha$  和  $vshs$  控制产业结构, 故对同一组回归的同一时期, 我们有两个回归结果。

在两组模型中,  $kty$  的回归系数由 1985~1995 年的正值变为 1996~2003 年的负值, 表明要素替代弹性从略小于 1 变为略大于 1。但在两组模型中  $kty$  的显著性不同, 第一组中仅模型 3 显著, 第二组中 1996~2003 年的两个模型都显著。在第二组模型中,  $ptax$  与  $kty$  的差分同时作为 GMM 类型工具变量,  $ptax$  较强的解释力可能增强了  $kty$  的显著性, 使得 1996~2003 年两个模型都显著。根据这些结果, 我们初步判断  $kty$  在两个时期都不显著, 在后面的样本内预测中还将对此作进一步验证。

在模型 1~8 中,  $rimex$  和  $fdi$  分别控制对外贸易和外商直接投资等经济开放政策对要素分配份额的影响。在所有模型中,  $rimex$  和  $fdi$  的回归系数分别为正和负, 分别支持假说 1 和 2。从显著性来看, 两个变量都在 1996~2003 年显著, 原因是随时间的推移, 经济开放政策对要素分配份额的影响更明显。

变量  $rsoe$  在 1985~1995 年为负, 但在 1996~2003 年显著为正, 表明国有和非国有经济的劳动收入份额差距在 1985~2003 年从负变为正。金融深度 ( $rbnk$ ) 在 1985~1995 年为正, 但不显著, 在 1996~2003 年显著为负。因此, 两个时期中  $rsoe$  和  $rbnk$  的回归系数都分别验证了假说 3 和假说 4。

农业部门在经济中的比重 ( $vsha$ ) 在所有回归中都显著。 $vsha$  的系数为正, 农业劳动收入份额在所有产业中最高, 这一结果与  $vsha$  在 1985~2003 年下降,  $vsha$  和  $lsh$  在省际的相关系数为正的事实相符。但工业的劳动收入份额最低,  $vshi$  减少将使劳动收入份额上升, 而且  $vshi$  与  $lsh$  的跨省相关系数为负, 故  $vshi$  的参数估计值为负。对服务业比重而言, 尽管  $vshs$  和  $lsh$  的相关系数为负, 但由于工业劳动收入份额低于服务业, 故  $vshs$  回归系数为正反映了在 1985~2003 年部分省份的工业比重下降、服务业比重上升的事实。不过在所有 1985~1995 年的回归中,  $vshi$  和  $vshs$  都不显著, 原因是这一时期  $lsh$  和  $vshi$  的波动较大。这些结果支持假说 5。

在所有 8 个模型中, 变量  $ptax$  始终显著为负。注意到  $ptax$  的系数约为 0.8 意味着  $ptax$  上升 1 个百分点, 劳动收入份额随之下降 0.8 个百分点, 故劳动者是税负的主要承担者。考虑到  $ptax$  在两组模型中都显著, 而且回归系数无明显差异, 在后文中将以第一组回归结果作为基本估计。

表 2 基本估计结果

变量	第一组模型: $ptax$ 外生				第二组模型: $ptax$ 内生			
	1996~ 2003		1985~ 1995		1996~ 2003		1985~ 1995	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
$kty$	- 0.0101 (0.0174)	- 0.0169 (0.0183)	0.0414* (0.0214)	0.0105 (0.0183)	- 0.0314** (0.0147)	- 0.0411*** (0.0150)	0.0301 (0.0207)	0.0228 (0.0217)
$ptax$	- 0.8336*** (0.1035)	- 0.8207*** (0.1114)	- 0.3720*** (0.0946)	- 0.4628*** (0.0898)	- 0.8004*** (0.1553)	- 0.8444*** (0.1566)	- 0.5968*** (0.1578)	- 0.6215*** (0.1530)
$rinex$	0.2408* (0.1358)	0.2159 (0.1269)	0.2335 (0.2157)	0.0713 (0.1169)	0.2221** (0.0957)	0.1987** (0.0946)	0.4520 <sup>o</sup> (0.2620)	0.3724 (0.2792)
$fdi$	- 2.9211** (1.2062)	- 2.3722* (1.3331)	- 0.9088 (3.5042)	- 0.3673 (1.1885)	- 3.3564*** (1.2113)	- 2.7260** (1.2062)	- 5.8953 (4.1708)	- 4.1271 (4.8196)
$rsoe$	0.0511*** (0.0176)	0.0437*** (0.0162)	- 0.0591 (0.0416)	- 0.0495 <sup>o</sup> (0.0289)	0.0577** (0.0161)	0.0539** (0.0158)	- 0.0906 <sup>o</sup> (0.0537)	- 0.0752 (0.0581)
$rbnk$	- 0.0156** (0.0069)	- 0.0124** (0.0050)	0.0082 (0.0158)	0.0164 (0.0130)	- 0.0122 <sup>o</sup> (0.0064)	- 0.0079 (0.0048)	0.0196 (0.0137)	0.014 (0.0143)
$vsha$	0.4858*** (0.0645)	0.2490*** (0.0629)	0.7342*** (0.0471)	0.6171*** (0.0763)	0.5558*** (0.0587)	0.3071*** (0.0662)	0.7047*** (0.0491)	0.6335*** (0.0848)
$vshi$		- 0.2520*** (0.0470)		- 0.1321 (0.0856)		- 0.2588*** (0.0632)		- 0.0636 (0.0958)
$vshs$	0.2633*** (0.0583)		0.0484 (0.1232)		0.2684*** (0.0839)		0.0733 (0.1097)	
常数项	0.4416***	0.6791***	0.2924***	0.4373***	0.4491***	0.6999***	0.3492***	0.4261***
年份哑变量	有	有	有	有	有	有	有	有
观测值	246	246	281	281	246	246	281	281
组	31	31	30	30	31	31	30	30
AR1- p	0.34	0.39	0.23	0.21	0.34	0.41	0.19	0.18
AR2- p	0.26	0.28	0.35	0.33	0.29	0.30	0.07	0.12
Hansen- p	0.14	0.20	0.87	0.70	0.37	0.45	0.84	0.86
GMM 类型	IV		DL(2/3). $kty$		DL2 ( $kty$ $ptax$ )			

说明: 括号内数据为标准误, \*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 水平显著。

需要说明的是, 1985~ 1995年, 年份哑变量的系数自 1987年开始一直上升; 1996~ 2003年, 年份哑变量系数却忽高忽低。<sup>①</sup> 因此两个时期的技术进步有不同特点: 1985~ 1995年技术进步使劳动收入份额增加, 技术进步为资本节约型; 而在 1996~ 2003年技术进步没有改变劳动收入份额, 即这一时期无明显的有偏技术进步。

从回归结果可以得到如下结论: 第一, 要素替代弹性从 1985~ 1995年的略小于 1 变为 1996~ 2003年的略大于 1; 第二, 假说 1到 5在两个时期的回归中都得到支持, 就解释变量的显著性而言, 1996~ 2003年的结果更强有力地支持了这些假说; 第三, 在控制了要素投入比后, 税负水平的回归系数仍显著为负, 因此税负增加被更多地转嫁给劳动者; 第四, 当经济结构从农业转向非农业部门时, 劳动收入份额下降, 当从工业转向服务业部门时, 劳动收入份额上升; 第五, 1985~ 1995年技术进步的方式为资本节约型, 而 1996~ 2003年无明显的有偏技术进步。

## (二) 稳健性分析

在基本估计中, 回归结果支持第二部分提出的理论假说, 而且在 1996~ 2003年的回归中, 多数解释变量都显著。下面以模型 1为基础, 讨论回归结果是否随样本容量、模型设定和变量选择而变化。<sup>②</sup>

1 样本容量。表 3报告了用不同样本回归的结果。我们曾在表 2中分两段时期估计了劳动收入份额的决定方程, 并得到了不同的结果。一个担心是, 这些回归结果是否受时期划分的影响。为此, 我们分别用 1995~ 2003年和 1997~ 2003年的数据重新估计模型 1, 分别报告在表 3的结果 1和 2中。

多数省份的金融深度指数 (*rbnk*) 的平均值约为 2, 但北京以及上海的后期分别达到 4以上, 北京和上海的劳动收入份额相对较低, 这很可能是导致模型 1中 *rbnk* 回归系数为负的原因。为检验这一可能性, 我们在表 3的结果 3和 4中, 分别剔除了 *rbnk* 大于 4的样本和剔除北京的样本。

表 3中的结果 5至 8考察了劳动收入份额的奇异值对结果的影响。北京、上海和天津等三个直辖市的劳动收入份额相对较低, 西藏的劳动收入份额最高。回归 5是在样本中剔除这些省份以及重庆为直辖市后的回归结果。结果 6至 8是分别剔除劳动收入份额两端的 1%、2% 和 5% 样本后的回归结果。

<sup>①</sup> 受篇幅影响, 表 2没有列出年份哑变量的回归系数, 有兴趣的读者可以在 <http://www.nifs.org.cn> 下载本文更完善版本。

<sup>②</sup> 我们也对其他 8个模型做了与这里类似的敏感性分析, 得到了基本类似的结论, 即改变样本容量、模型设定和代理变量的选择, 模型 2~ 7的回归结果不会有明显的变化。



将 8 个稳健性估计与模型 1 的估计结果相比, 可以看到结果 1 到 8 的回归系数与模型 1 基本可比。结果 3 和 4 中 *rbnk* 的回归系数依然为负, 表明负的回归系数与奇异点无关。 *kty* 在 8 个结果中基本都不显著, *ptax*、*rsoe*、*vsha* 和 *vshs* 等变量都显著且符号与模型 1 一致, *rimex*、*rbnk* 和 *ifdi* 虽然在某些回归结果中并不显著, 但它们的符号仍与模型 1 一致。

2. 模型设定。表 4 中的结果 1 到 5 是另一组稳健性检验, 这组回归关注模型设定问题。

首先, 由于劳动收入份额处于 0 到 1 之间, 传统的做法是对其进行 Logistic 变化后再进行回归。在表 4 的结果 1 中, 解释变量已替换为  $\ln(lsh / (1 - lsh))$ , 除了回归系数的值有所变化外, 回归系数的符号和解释变量的显著性与模型 1 完全相同。

表 3 不同样本回归结果

	结果 1	结果 2	结果 3	结果 4	结果 5	结果 6	结果 7	结果 8
<i>kty</i>	0.006	0.002	-0.010	-0.024	0.034	0.013	0.033 <sup>*</sup>	0.001
<i>ptax</i>	-0.833 <sup>***</sup>	-0.653 <sup>***</sup>	-0.835 <sup>***</sup>	-0.862 <sup>***</sup>	-0.807 <sup>***</sup>	-0.682 <sup>***</sup>	-0.581 <sup>***</sup>	-0.688 <sup>***</sup>
<i>rimex</i>	0.308 <sup>*</sup>	0.159	0.241 <sup>*</sup>	0.233	0.336	0.248 <sup>*</sup>	0.295 <sup>**</sup>	0.164
<i>ifdi</i>	-3.778 <sup>***</sup>	-0.66	-2.921 <sup>**</sup>	-2.123	-3.629	-2.464 <sup>*</sup>	-1.794	-0.523
<i>rsoe</i>	0.036 <sup>*</sup>	0.042 <sup>*</sup>	0.051 <sup>**</sup>	0.073 <sup>**</sup>	0.029	0.034 <sup>*</sup>	0.017	0.043 <sup>***</sup>
<i>rbnk</i>	-0.016 <sup>**</sup>	-0.017	-0.016 <sup>*</sup>	-0.017	-0.017	-0.024 <sup>**</sup>	-0.017 <sup>*</sup>	-0.018 <sup>*</sup>
<i>vsha</i>	0.535 <sup>***</sup>	0.573 <sup>***</sup>	0.486 <sup>***</sup>	0.503 <sup>***</sup>	0.508 <sup>***</sup>	0.520 <sup>***</sup>	0.565 <sup>***</sup>	0.492 <sup>***</sup>
<i>vshs</i>	0.232 <sup>**</sup>	0.296 <sup>**</sup>	0.263 <sup>***</sup>	0.326 <sup>**</sup>	0.107	0.327 <sup>**</sup>	0.235 <sup>**</sup>	0.274 <sup>***</sup>
常数项	0.436 <sup>**</sup>	0.38 <sup>**</sup>	0.442 <sup>**</sup>	0.429 <sup>**</sup>	0.447 <sup>**</sup>	0.377 <sup>**</sup>	0.351 <sup>**</sup>	0.406 <sup>**</sup>
样本量	277	215	246	238	206	240	236	220
组数	31	31	31	30	26	31	31	30
AR1-p	0.32	0.44	0.34	0.36	0.68	0.95	0.80	0.51
AR2-p	0.26	0.29	0.26	0.25	0.45	0.86	0.98	0.64
Hansen-p	0.57	0.36	0.15	0.31	0.84	0.36	0.52	0.43
GMM 型 IV					DL(2/3), <i>kty</i>			

说明: \*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 水平显著 (表 4 同)。结果 1 为 1995~2003 年样本; 结果 2 为 1997~2003 年样本; 结果 3 剔除 *rbnk* > 4 的样本; 结果 4 剔除了北京; 结果 5 剔除北京、上海、天津、西藏和重庆; 结果 6、7 和 8 分别剔除 *lsh* 两端 1%、2% 和 5% 的样本。

其次, 劳动者报酬中包括工资、薪金、补贴、奖金等所有雇员报酬, 劳动收入份额应随人力资本的提高而上升, 但基本模型中却未对此进行讨论。为考察人力资本的影响

响,我们在模型 1 中引入了代理人力资本的变量: 结果 2 引入了每千人中高校学生的数量 ( $rhgh$ ), 而结果 3 引入政府在教育文化方面的支出与 GDP 的比值 ( $rfice$ )。比较模型 1 与结果 2 和 3 引入的变量符号为正, 但都不显著, 因此人力资本对劳动收入份额的影响并不明显。

最后, Gamme 和 Greenwood (1995)、Batini 等 (2000)、Morel (2005) 发现经济周期是劳动收入份额变化的一个重要原因。Gallway (1964) 用黏性工资理论来解释劳动收入份额的周期性现象: 在经济扩张期, 工资上升速度比价格上升慢, 导致劳动相对价格降低, 若要素替代弹性  $\sigma < 1$  ( $\sigma > 1$ ), 则劳动收入份额下降 (上升), 即劳动收入份额在  $\sigma < 1$  ( $\sigma > 1$ ) 时具有反周期性 (顺周期性); 但如果要素替代弹性为 1, 则劳动收入份额无显著周期性。基本模型忽略了劳动收入份额的周期性变化, 因而年份哑变量可能同时反映劳动收入份额的周期性变化。表 4 的结果 4 和 5 分别引入通货膨胀率的变化率 ( $dipi$ ) 和 HP 滤波剔除 GDP 的趋势项后的余项 ( $gy$ )。在结果 4 中,  $kty$  回归系数为正, 意味着要素替代弹性略小于 1, 而  $dipi$  的回归系数为负, 劳动收入份额具有反周期性; 在结果 5 中,  $kty$  回归系数为负, 意味着要素替代弹性略大于 1, 而  $gy$  的回归系数为正, 劳动收入份额具有顺周期性, 与 Gallway (1964) 的论断一致。在结果 4 和 5 中, 引入的变量和  $kty$  都不显著, 意味着要素替代弹性接近 1, 这两方面结果是一致的; 同时, 除引入的变量外, 其他解释变量的回归系数与模型 1 中的结果完全可比, 因此是否引入周期性因素对基本结果不会带来本质的影响。

### 3 变量选择。下面我们讨论与 $ptax$ , $vshi$ 和 $vshs$ 有关的变量选择问题。<sup>①</sup>

政府财政收入与 GDP 的比值 ( $fire$ ) 能更好地反映税负水平。由于担心测量误差, 我们在基本模型中用间接税率 ( $ptax$ ) 作为税负水平的代理变量。为考察这一替代的影响, 我们在表 4 中用  $fire$  替换模型 1 中的  $ptax$ , 得到结果 6。比较模型 1 和结果 6  $fire$  的参数估计值显著为负且与  $ptax$  可比, 其他变量的回归系数也基本可比。进一步, 我们在模型 1 中同时引入  $ptax$  和  $fire$ , 得到结果 7, 此时  $fire$  变得不再显著, 但  $ptax$  依然显著。这两个结果表明, 选用  $ptax$  更好地反映了税负差异对要素分配的影响。

在要素分配的分析中, 经济发展通常用人均 GDP 的对数来控制 (Harrison, 2002; Rodriguez and Ortega, 2006; 李稻葵等, 2009)。根据图 1(8), 在 1985~2003 年, 经济中农业的比重持续下降, 使得劳动收入份额随之下降。一方面由于人均 GDP 的对数值 ( $hGDP\_pc$ ) 自 1985 年以来一直上升, 这意味着劳动收入份额与  $hGDP\_pc$  负相关,

<sup>①</sup> 根据 Ba 等 (2004) 的方法, 就业、增加值等变量或者在 1995 年之前不可得, 或者是数据不可靠, 国有经济比重最合适的代理变量是国有经济在工业总产值中的比重。故这里不再讨论该变量的选择问题。

用  $\ln GDP\_pc$  替换模型 1 中的  $vsha$  和  $vshs$ , 得到了显著为负的回归结果 (表 4 结果 8); 另一方面, 由于中国工业部门的劳动收入份额低于服务业, 当经济结构从工业向服务业转型时, 劳动收入份额将随之上升。考虑到中国各省经济结构处于不同阶段, 利用省际数据分析将得到劳动收入份额和  $\ln GDP\_pc$  为 U 型关系的结论。用  $\ln GDP\_pc$  及其平方项 ( $\ln GDP\_pcsq$ ) 替换  $vsha$  和  $vshs$  得到了  $\ln GDP\_pc$  的一次项为负, 二次项为正的回归结果 (表 4 结果 9)。

表 4 不同模型设定和变量选择的回归结果

变量	模型设定					变量选择					
	结果 1	结果 2	结果 3	结果 4	结果 5	结果 6	结果 7	结果 8	结果 9	结果 10	结果 11
<i>ky</i>	- 0.10	- 0.05 <sup>*</sup>	- 0.01	0.005	- 0.02	0.01	- 0.02	- 0.004	0.023	- 0.023	- 0.015
<i>ptax</i>	- 3.39 <sup>***</sup>	- 0.81 <sup>***</sup>	- 0.78 <sup>***</sup>	- 0.71 <sup>***</sup>	- 0.80 <sup>***</sup>	- 0.77 <sup>***</sup>	- 0.90 <sup>***</sup>	- 0.79 <sup>***</sup>	- 0.84 <sup>***</sup>	- 0.78 <sup>***</sup>	
<i>rinex</i>	1.43 <sup>***</sup>	0.09	0.29 <sup>†</sup>	0.27 <sup>†</sup>	0.36 <sup>**</sup>	0.26 <sup>†</sup>	0.38 <sup>**</sup>	0.19	0.178	0.29 <sup>**</sup>	0.36 <sup>**</sup>
<i>fdi</i>	- 11.2 <sup>**</sup>	- 1.44	- 1.81	- 3.11 <sup>**</sup>	- 2.71 <sup>**</sup>	- 1.19	- 2.71 <sup>**</sup>	- 1.125	- 0.929	- 2.12	- 2.074
<i>rsoe</i>	0.30 <sup>**</sup>	0.07 <sup>**</sup>	0.04 <sup>*</sup>	0.04 <sup>†</sup>	0.07 <sup>**</sup>	0.03 <sup>*</sup>	0.08 <sup>**</sup>	0.015	- 0.007	0.030	0.024
<i>rbnk</i>	- 0.05 <sup>**</sup>	- 0.02	- 0.01	- 0.03 <sup>***</sup>	- 0.01 <sup>**</sup>	- 0.01	- 0.01 <sup>*</sup>	0.008	- 0.006	0.012 <sup>†</sup>	- 0.014
<i>vsha</i>	2.21 <sup>***</sup>	0.57 <sup>**</sup>	0.59 <sup>**</sup>	0.53 <sup>**</sup>	0.55 <sup>**</sup>	0.68 <sup>**</sup>	0.55 <sup>**</sup>			0.33 <sup>**</sup>	0.37 <sup>**</sup>
<i>vshs</i>	1.29 <sup>**</sup>	0.39 <sup>**</sup>	0.27 <sup>**</sup>	0.38 <sup>**</sup>	0.32 <sup>**</sup>	0.41 <sup>***</sup>	0.34 <sup>**</sup>			0.34 <sup>***</sup>	0.33 <sup>***</sup>
引入变量		0.79	0.21	- 0.05 <sup>**</sup>	0.04	- 0.90 <sup>**</sup>	- 0.20				
$\ln GDP\_pc$								- 0.1 <sup>***</sup>	- 0.57 <sup>***</sup>	- 0.05 <sup>**</sup>	- 0.202
$\ln GDP\_pcsq$									0.028 <sup>**</sup>		0.009
常数项	- 0.36 <sup>**</sup>	0.42 <sup>**</sup>	0.38 <sup>**</sup>	0.38 <sup>**</sup>	0.393 <sup>***</sup>	0.26 <sup>**</sup>	0.40 <sup>**</sup>	1.2 <sup>**</sup>	3.442 <sup>***</sup>	0.88 <sup>***</sup>	1.539
样本量	246	246	246	246	246	246	246	246	246	246	246
组数	31	31	31	31	31	31	31	31	31	31	31
AR1-p	0.31	0.27	0.41	0.47	0.39	0.85	0.35	0.64	0.74	0.50	0.537
AR2-p	0.26	0.27	0.31	0.35	0.28	0.53	0.27	0.27	0.30	0.28	0.291
Hansen-p	0.47	0.37	0.47	0.30	0.47	0.57	0.52	0.36	0.51	0.44	0.559
GMM 型 IV											
											DL(2/3), <i>ky</i>

说明: 结果 1 至结果 11 中对模型 1 作了以下改变。结果 1 对劳动收入份额进行 Logistic 变化; 结果 2 引入 *thigh*; 结果 3 引入 *fdice*; 结果 4 引入 *dcp*; 结果 5 引入 *gy*; 结果 6 用 *fire* 替换 *ptax*; 结果 7 引入 *fire*; 结果 8 用  $\ln GDP\_pc$  替换 *vshs* 和 *vshs*; 结果 9 用  $\ln GDP\_pc$  和  $\ln GDP\_pcsq$  替换 *vshs* 和 *vshs*; 结果 10 引入  $\ln GDP\_pc$ ; 结果 11 引入  $\ln GDP\_pc$  和  $\ln GDP\_pcsq$ 。

为比较  $\ln GDP\_pc$  和产业结构变量在控制经济发展方面的效果, 我们在模型 1 中引入  $\ln GDP\_pc$ , 得到回归结果 10。比较模型 1 结果 8 和结果 10 结果 10 中的  $\ln GDP\_pc$

*pc* 仍然显著为负, *kty*, *ptax*, *rin ex*, *vsha*, *vshs* 等变量的显著性和符号都未改变, 但 *rsoe*, *rbnk* 和 *fdi* 变得不再显著, 可能是因为 *lnGDP\_pc* 持续变化吸收了这些变量的信息。表 4 中的结果 11 是在模型 1 中同时引入 *lnGDP\_pc* 和 *lnGDP\_pc*<sup>2</sup> 后的回归结果, 引入的两个变量都不显著, 其他解释变量也不再显著。结果 10 和 11 表明, 引入产业结构变量后, 人均 GDP 变量不会带来更多的信息, 反而会引起多重共线性。因此在要素分配决定模型中, 用各产业增加值份额 (*vsha* 和 *vshs*) 比 *lnGDP\_pc* 能更好地控制经济发展带来的影响。

(三) 样本内预测

计量模型仅反映了各种因素对要素分配份额是否有显著的影响, 但无法反映各因素对要素分配份额变化的相对贡献。我们利用模型 1 和模型 3 中各变量的回归系数和 1985~2003 年各变量数据, 通过样本内预测计算出每年各解释变量对劳动收入份额的解释能力, 该值在期末和期初间的差异是各变量对这一时期劳动收入份额变化的影响。为方便讨论, 我们在表 5 分时期报告了样本内预测的结果, 第 1 列是各时期总体劳动收入份额的实际变化幅度 ( $\Delta lsh$ )。而用各解释变量标志的各列, 是对应解释变量对劳动收入份额的影响在后者的实际变化幅度中所占百分比 (贡献率), 贡献率的符号为正, 表明该变量对劳动收入份额的影响与后者的实际变化方向一致, 符号为负

表 5 各变量对劳动收入份额变化 ( $\Delta lsh$ ) 的贡献率<sup>①</sup> %

	$\Delta lsh$ <sup>②</sup>	<i>kty</i> <sup>③</sup>	<i>ptax</i> <sup>③</sup>	<i>rin ex</i> <sup>③</sup>	<i>fdi</i> <sup>③</sup>	<i>rsoe</i> <sup>③</sup>	<i>rbnk</i> <sup>③</sup>	<i>vsha</i> <sup>③</sup>	<i>vshs</i> <sup>③</sup>	<i>year</i> <sup>③</sup>	总和 <sup>④</sup>
1985~1995	-1.59	27.84	12.46	-6.50	31.90	-125.3	26.80	44.42	44.31	16.287	37.86
1986~1995	-1.44	44.05	4.13	-10.11	34.14	-127.8	16.58	45.48	28.45	300.74	92.20
1987~1995	-0.90	71.60	15.34	15.47	54.50	-189.2	22.41	68.36	36.39	40.572	117.15
1990~1995	-2.01	50.44	-1.35	6.95	21.84	-73.90	4.03	278.77	-7.14	-225.64	96.45
1996~2003	-5.07	1.45	19.32	-8.78	-14.21	14.65	22.00	83.18	-34.44	8.16	91.33
1997~2003	-4.92	1.14	15.23	-8.76	-12.32	12.30	19.19	72.49	-29.61	25.03	94.70
1998~2003	-4.71	0.74	12.86	-10.33	-10.43	26.13	15.82	64.73	-23.99	2.92	78.45
1999~2003	-3.83	0.19	11.26	-12.27	-5.55	28.63	14.16	60.29	-18.26	5.64	84.10

说明: ①1985~1995 年用表 2 的模型 3 估计, 1996~2003 年用表 2 的模型 1 估计。②该时期内劳动收入份额发生的实际变化, 为期末劳动收入份额减期初值。③各变量所解释对该时期内劳动收入份额的实际变化的贡献率, 为各变量所解释的劳动收入份额与实际变化之比, 数值的符号为正表明该变量引起的变化与劳动收入份额的最终变化方向一致, 符号为负表明方向相反。④各变量贡献率之和, 反映模型对劳动收入份额变化的解释力。

则与后者的实际变化方向相反。表 5 的“总和”列是所有变量贡献率加总的结果,这一比值反映了模型对劳动收入份额实际变化幅度的预测精度。

1985~ 1995 年的结果不稳定,模型的预测精度较低,原因是部分解释变量在模型 3 中并不显著。在这期间,对外贸易扩张、国有经济比重下降、银行业的扩张以及资本节约型有偏技术进步等使劳动收入份额上升,而资本-产出比下降、税负水平下降、外商直接投资比重增加、产业结构转型等因素使劳动收入份额下降。从贡献率的绝对值来看,*kty*、*ptax*、*fdi*、*rimex*、*rbnk* 等变量贡献率相对较小,而国有经济比重、有偏技术进步和产业结构转型等三个因素的影响更重要。由于国有经济比重和有偏技术进步的影响与产业结构转型的影响基本抵消,这一时期劳动收入份额变化不大。

1996~ 2003 年劳动收入份额一直下降,预测结果比 1985~ 1995 年更稳定,而且模型的解释能力基本保持在 80% 以上。从贡献率的绝对值看,贡献率较高的是 *ptax*、*rimex*、*rsoe*、*rbnk*、*fdi*、*vsha* 和 *vshs* 等变量,*kty* 的贡献率相对较小,年份哑变量的贡献率波动较大。在贡献率较高的变量中,*ptax*、*rsoe*、*rbnk*、*vsha* 贡献率的符号基本为正,表明这些变量使劳动收入份额减少;而 *rimex*、*fdi* 和 *vshs* 的贡献率基本为负,表明这些变量使劳动收入份额增加。注意到 *vsha* 和 *vshs* 的贡献率符号相反,两者之和为产业结构转型的总贡献率,该值在 1996~ 2003 年平均约为 40%,比其他变量的贡献率都高,因此产业结构转型是促使劳动收入份额在这一时期下降的主要因素。1996~ 2003 年税负水平上升、国有经济比重下降、银行部门的扩张和产业结构转型均使劳动收入份额下降,而对外贸易增加和外商直接投资比重下降使劳动收入份额上升。由于降低劳动收入份额因素的影响远远大于上升因素,故劳动收入份额在这一时期迅速下降。

本节的回归分析验证了假说 1~ 5,回归分析和样本内预测同时反映了 1985~ 1995 年和 1996~ 2003 年各因素对劳动收入份额的影响。

(1) 回归结果和样本内预测一致表明,资本产出比 (*kty*) 在两个时期的贡献都不大,因此要素相对价格和要素相对投入比的变化对要素分配份额一直无明显影响;

(2) 反映有偏技术进步的年份哑变量在前一时期不断上升,在后一时期呈波动状态,故前一时期具有资本节约型技术进步特点,与中国劳动力资源相对丰富的现实相符,但在后一时期无明显的有偏技术进步;

(3) 两个时期的 *rimex* 都使劳动收入份额上升,即贸易开放程度越高,中国劳动收入份额越高,与 H-O 理论相符;

(4) 代理外商投资的 *fdi* 在前期使劳动收入份额下降,后期使劳动收入份额增加,这是因为后期 *fdi* 在经济中的比重逐渐下降;

(5) 国有经济的劳动收入份额在前一时期低于非国有经济, 在后一时期高于非国有经济, 因此国有经济比重降低使得劳动收入份额在前一时期上升, 后一时期下降, 银行扩张也在减少要素市场的扭曲, 且银行扩张对劳动收入份额的影响与国有经济比重的影响方向完全相同;

(6) 在这两个时期中经济结构从农业向非农业转变 ( $vsha$  不断下降), 使总体劳动收入份额降低;

(7) 间接税率在前一时期下降, 后一时期上升, 表明由于税负水平的变化使劳动收入份额在前期上升, 后期下降。<sup>①</sup>

## 五 结论

通过对要素分配理论的讨论, 本文将各种可能因素归纳到生产技术要素密集程度和技术进步、市场不完全竞争和经济发展阶段等三个方面, 并据此提出了影响中国劳动收入份额的相关经验假说。本文利用中国省际面板数据, 验证了 5 个经验假说, 并从样本选择、模型设定和变量选择等多方面考察了回归结果的稳健性。

与有关文献相比, 本文针对 1985~2003 年劳动收入份额尽可能考虑各种影响因素, 因此得到了更为全面的结果: 首先, 作为要素投入比的代理变量, 资本-产出比在 1985~2003 年的两个时期都不显著, 表明中国要素替代弹性接近 1。1985~1995 年存在有偏技术进步, 但在 1996~2003 年无明显的有偏技术进步。其次, 产业内劳动收入份额的变化和产业结构的影响在 1996 年之前相互抵消, 之后同时使劳动收入份额下降。最后, 国有和非国有经济劳动收入份额的差异以及经济中国有部门比重不断下降, 是影响 1985 年以来产业内劳动收入份额变化的重要原因。此外, 我们还检验了包括要素密集程度和技术进步、对外贸易、外商直接投资、国有经济比重、银行部门扩张、税负水平变化等其他因素在 1985~2003 年对劳动收入份额的影响。

本文还得到了三个与现有文献不同的结果: 第一, 本文发现税负水平越高, 劳动收入份额越低。第二, 经济开放对劳动收入份额的影响与开放的形式有关, 对外贸易依存度与劳动收入份额成正比, 支持了赫-俄理论的判断; 而外商直接投资越高则劳动收入份额越低。第三, 产业结构与要素分配水平关系的回归分析表明产业结构是比人均收入水平更好的代理变量。

<sup>①</sup> 我们用模型 5 和模型 7 进行了类似的样本内预测, 得到的结果与表 5 基本相同, 受篇幅限制我们未报告这些结果。需要特别强调的是, 虽然  $k_{by}$  在模型 5 显著为负, 但样本内预测结果中  $k_{by}$  的贡献率仍很低。

## 参考文献:

- 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。
- 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。
- (2009b):《我国资本收入份额影响因素及变化原因分析》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》第 4 期。
- (2009c):《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。
- 李稻葵、刘霖林、王红岭 (2009):《GDP 中劳动份额演变的 U 型规律》,《经济研究》第 1 期。
- 李扬、殷剑峰 (2007):《中国高储蓄率问题探究——1992-2003 年中国资金流量表的分析》,《经济研究》第 6 期。
- 李嘉图 (1976):《李嘉图政治经济学及赋税原理》(中译本),商务印书馆。
- 刘新利 (2007):《论我国宏观税负的发展趋势》,《税务研究》第 12 期。
- 罗长远 (2008):《卡尔多“特征事实”的再思考:对劳动收入占比的分析》,《世界经济》第 11 期。
- 罗长远、张军 (2009):《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。
- 国家统计局 (2007a):《中国经济普查年度国内生产总值核算方法》北京:中国统计出版社。
- (2007b):《中国国内生产总值核算历史资料:1952-2004》,北京:中国统计出版社。
- Arellano M. and Bover O. “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models” *Journal of Econometrics* 1999, 68(1), pp. 29-51
- Bai Chong-En, Hsieh, Chang-Tai and Qian Yingyi “Returns to Capital in China” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2006(2), pp. 61-101
- Bai Chong-En, Du Yingjuan, Tao Zhigang and Tong Sarah Y. “Local Protectionism and Regional Specialization: Evidence from China's Industries” *Journal of International Economics* 2004, 63(2), pp. 397-417.
- Bai Chong-En, Li David D. and Wang Y. “Enterprise Productivity and Efficiency: When Is Up Really Down?” *Journal of Comparative Economics* 1999, 24(3), pp. 265-280
- Bai Chong-En, Lu Jianguo and Tao Zhigang “Capital or Knowhow: The Role of Foreign Multinationals in Sino-Foreign Joint Ventures” *China Economic Review*, 2010 <http://doi.org/10.1016/j.chieco.2010.06.007>
- Batini N.; Jackson B. and Nickell S. “Inflation Dynamics and the Labour Share in the UK.” Bank of England External MPC Unit discussion paper 2000.
- Ben-Ner S. and Saint-Paul G. “Explaining Movements in the Labor Share.” *Contributions to Macroeconomics* 2003, 3(1), pp. 1103-1137
- Blanchar, O. “The Economics of Unemployment Shocks: Institutions and Interactions” *Lionel Robbins Lectures* 2000, Lecture 3.
- . “The Medium Run.” *Brookings Papers on Economic Activity* 1997(2), pp. 89-158.
- Blanchar, O. and Giavazzi F. “Macroeconomic Effects of Regulation and Deregulation in Goods And Labor Markets” *The Quarterly Journal of Economics* 2003, 118(3), pp. 879-907.
- Brandt Loren and Zhu, Xiaodong “Redistribution in A Decentralized Economy: Growth and Inflation in China

Under Reform.” *Journal of Political Economy*, 2000 108(2), pp 422–439

Brandt L.; Hsieh C.-T. and Zhu X. “Growth and Structural Transformation in China 1978–2004” in L. Brandt and R. Thomas eds., *China’s Great Economic Transformation*. Cambridge, 2007, Cambridge University Press

Ferguson C. E. “Neoclassical Theory of Technical Progress and Relative Factor Shares” *Southern Economic Journal*, 1968 34(4), pp 90–504

Ferguson C. E. and Moroney, J. R. “The Sources of Change in Labor’s Relative Share: A Neoclassical Analysis” *Southern Economic Journal*, 1969 35(4), pp 308–322

Fullerton D. and Metcalf G. E. “Tax Incidence” *Handbook of Public Economics* 2002(4), pp 1787–1872

Foster L.; Haltiwanger, J. and Krizan, C. J. “Aggregate Productivity Growth: Lessons from Microeconomic Evidence” in C. Hulten, E. Dean and M. Harper eds., *New Developments in Productivity Analysis*. Chicago: University of Chicago Press, 2001.

Findlay, R. “Economic Growth and the Distributive Shares” *The Review of Economic Studies* 1960, 27(3), pp 167–178.

Galkway, L. E. “The Theory of Relative Shares” *The Quarterly Journal of Economics* 1964 78(4), pp 574–591.

García-Verd, R. “Factor Shares from Household Survey Data” *Miner Research Department of Banco de México* 2005.

Giammarioli N.; Messina J.; Steinberger, T. and Strozzi C. “European Labor Share Dynamics: An Institutional Perspective” *Economics Working Papers ECO 2002/13*, European University Institute, 2002.

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

Gomme P. and Greenwood J. “On the Cyclical Allocation of Risk” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1995 19(1–2), pp 91–124

Guscina A. “Effects of Globalization on Labor’s Share in National Income”. *IMF Working Paper No 06294* 2006.

Harrison, A. E. “Has Globalization Eroded Labor’s Share? Some Cross-Country Evidence” *Miner UC Berkeley* 46 2002.

Hsieh T.-t. and Li Q. *China’s National Income, 1952–1995*. Westview Press, 1999.

Kalecki M. “The Determinants of Distribution of the National Income” *Econometrica*, 1938 6(2), pp 97–112

Kongsamut P.; Rebelo S. and Xie, D. “Beyond Balanced Growth.” *Review of Economic Studies* 2001 68(4), pp 869–882

Kujis L. “How Will China’s Saving–investment Balance Evolve?” *World Bank China Office Research working paper (No 5 May 5)*, 2006

Kuznets S. *National Income and Its Composition*, 1919–1938. New York, National Bureau of Economic Research



search, 1941.

Lianos, T. P. "The Relative Share of Labor in United States Agriculture, 1949–1968" *American Journal of Agricultural Economics*, 1971, 53(3), pp 411–422.

McCallum, J. "Wage Gaps, Factor Shares and Real Wages" *The Scandinavian Journal of Economics*, 1985, 87(2), pp 436–459.

Mieszowski, P. M. "On the Theory of Tax Incidence" *The Journal of Political Economy*, 1967, 75(3), pp 250–262.

Morel, L. "A Sectoral Analysis of Labour's Share of Income in Canada" Working paper, Research Department, Bank of Canada, 2005.

Rodríguez, F. and Ortega, D. "Are Capital Shares Higher in Poor Countries? Evidence from Industrial Surveys" *Wesleyan Economics Working Papers*, 2006.

Roodman, D. "A Short Note on the Theme of Too Many Instruments" Working paper 125, Washington Center for Global Development, 2007.

Saint-Paul, G. "A Framework for Analyzing the Political Support for Active Labor Market Policy." *Journal of Public Economics*, 1998, 67(2), pp 151–165.

Serres, A. D.; Scapetta, S. and Maisonneuve, C. D. L. "Falling Wage Shares in Europe and the United States: How Important is Aggregation Bias?" *Empirica*, 2001, 28(4), pp 375–401.

Solow, R. M. "A Skeptical Note on the Constancy of Relative Shares" *American Economic Review*, 1958, 48(4), pp 618–631.

Spector, D. "Competition and the Capital-Labor Conflict" *European Economic Review*, 2004, 48(1), pp 25–38.

Spilberg, A.; Londono, J. L. and Szekeley, M. "Income Distribution, Factor Endowments, and Trade Openness" *Journal of Development Economics*, 1999, 59, pp 77–101.

Wallace, M.; Leicht, K. T. and Raffalovich, L. E. "Unions, Strikes, and Labor's Share of Income: A Quarterly Analysis of the United States, 1949–1992" *Social Science Research*, 1999, 28(3), pp 265–288.

Young, A. T. "One of the Things We Know that Ain't So: Why US Labor's Share is not Relatively Stable." University of Mississippi Memo, August 2005.

(截稿: 2010年 8月 责任编辑: 李元玉)