

劳动报酬占比对收入不平等的影响研究^{*}

——基于产业结构转变的视角

张照侠

(厦门大学, 福建厦门 361005)

摘要: 本文基于产业结构转变的视角, 重新考察了劳动报酬占比对收入不平等的影响。本文从理论上分析了劳动报酬占比的变动是如何影响收入不平等的, 并且就劳动报酬占比的变动对中国收入不平等的影响进行了经验研究。经验研究的结果表明, 劳动报酬占比提高会缩小中国的收入不平等程度, 但是二产占比和三产占比的提高均会通过降低劳动报酬占比这一渠道, 使中国的收入不平等程度上升。这个结果不仅在统计上显著, 而且也有着重要的经济政策涵义。

关键词: 劳动报酬占比; 收入不平等; 产业结构

一、引言

20世纪九十年代以来, 随着中国经济的高速增长, 中国的收入不平等程度比较严重, 收入分配格局失衡导致社会财富向少数人集中。根据国家统计局的数据, 中国的基尼系数已从改革开放初期的0.317上升到2013年的0.473, 已超过国际公认的0.4的警戒线。收入不平等程度扩大将会给社会稳定和长治久安造成一定的挑战。与此同时, 在要素收入分配方面, 由收入法核算的GDP构成中, 劳动者报酬占GDP比重由1995年的51.9%下降到2007年的39.7%, 降幅达到12个百分点, 劳动报酬占比下降已经成为不争的事实, 并引起了学界的广泛关注。经济个体的市场收入主要有两个来源: 劳动要素收入和资本要素收入。劳动报酬占比下降意味着总产出在劳动和资本之间的分配比例发生了变化。由此, 我们禁不住要问中国的劳动报酬占比的变动对收入不平等程度有无影响? 如果有, 其影响方向和影响程度如何?

经济学中研究的收入分配问题可以简单地划分为两类: 其中一类是要素收入分配(也称功能性收入分配)问题, 即国民收入在不同生产要素之间的分配问题。要素收入分配主要发生在初次分配环节, 劳动者通过提供生产过程中所需的劳动来获取劳动报酬, 资本所有者通过转让资本的使用权来获得资本利

得。其中劳动报酬占GDP的比重我们这里称之为劳动报酬占比。另一类是收入不平等问题, 即个人或不同群体之间的收入分配的不平等程度, 主要以基尼系数来衡量。

从相关的文献来看, 国内外学者对收入不平等问题的研究主要围绕以下三个问题来进行研究。首先是收入不平等的测度问题; 其次是引起收入不平等加剧的原因; 最后是缩小收入不平等的政策。其中, 第二个问题最为重要, 因为只有弄清楚导致收入不平等加剧的原因, 才能有针对性地制定缩小收入差距的政策措施。

在国外有关收入不平等的研究当中, Lerman和Yitzhaki(1985)的研究结果表明, 不同来源的收入对个人收入不平等的影响程度不同, 财产性收入的不平等程度要高于其它来源的收入。Atkinson(2000)通过观察经验现象, 得出如下结论: 对处于收入分布中较高位置的个体而言, 其收入来源主要是财产收入, 收入分布中处于较低位置的个体, 其收入来源主要是劳动收入。因此增加劳动收入一般会缩小个人收入不平等程度。Daudey和García-Peñalosa(2007)利用跨国数据进行经验研究, 研究发现劳动收入份额越高的国家, 个人收入不平等程度(以基尼系数表示)则越小。

作者简介: 张照侠(1986-), 男, 厦门大学经济学院宏观经济研究中心博士研究生, 研究方向: 经济增长与发展。

* 基金项目: 本文是国家社科基金重大项目“经济持续健康发展与收入倍增计划的实现路径研究”(13&ZD029)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“矫正要素比价扭曲, 推进经济发展方式转变问题研究”(13JJD790026)的阶段性成果。

国内现有的对要素收入分配的研究主要集中于解释劳动报酬占比下降的原因和机理。产业结构的变化、资本产出比、技术进步方向、全球化因素、经济发展水平、劳动力市场缺乏保护和政府因素以及经济转型中的制度因素等等是现有文献中已经识别出的影响劳动报酬占比的要素（罗长远，2008；李稻葵等，2009；张车伟、张士斌，2012）。目前，对劳动报酬占比的研究已经有很多，不过基本上都是在研究有哪些因素影响劳动报酬占比，对于劳动报酬占比如何影响收入不平等的研究较少。李实、赵人伟（2011）指出，从市场机制来看，资本收益和劳动收益的失衡是引起居民收入差距扩大的三种机制之一。这实际上表明了劳动报酬占比对收入不平等有影响的结论。郭庆旺、吕冰洋（2012）的研究结果表明，中国国民收入中税后劳动要素分配份额的持续下降，是城乡居民收入比和城乡居民消费比扩大的重要原因。需要指出的是，劳动报酬占比的变动会影响到城市居民内部收入不平等、农村居民内部收入不平等、城乡居民之间收入不平等，而郭庆旺、吕冰洋（2012）只是使用计量模型经验研究了劳动要素分配份额的变动对城乡收入比的影响，从影响机理上看会低估其对居民收入不平等的整体影响。

发展经济学强调产业结构转变在经济增长中的重要。在经济学的研究中，产业结构转变通常被理解为三次产业部门在国民经济中所占比重的变化。过去的一段时间，在中国经济飞速发展的同时，产业结构无疑也发生了较大的变动。产业结构的转变也是影响收入不平等的宏观层面的因素。先前的有关研究大多是将收入不平等与要素收入分配分开讨论，而忽略了两者间的内在联系。特别是缺少在产业结构转变的视角下，对劳动报酬占比与收入不平等二者之间关系的考察。本文试图在这一方面有所突破。此外，本文在经验研究中除了使用省级城乡收入比数据外，还使用了田卫民（2012）测算的省级基尼系数数据，更精确地估计出了劳动报酬占比变动对居民收入不平等的影响，避免了已有的研究仅仅使用城乡收入比来衡量居民收入不平等程度而低估劳动报酬占比对居民收入不平等的影响的弊端。

本文余下部分的结构安排如下：第二节为影响机制分析和经验判断，分析劳动报酬占比对收入不平等的影响机制，并对中国的资本要素收入不平等程度和劳动要素收入不平等的程度进行经验判断；第三节构建计量模型进行经验研究，验证劳动报酬占比对中国

收入不平等的影响方向和程度如何；第四节为结论和政策涵义。

二、影响机制分析与经验判断

（一）影响机制分析

本小节我们借鉴郭庆旺、吕冰洋（2012）的模型来探讨劳动报酬占比对收入不平等的影响机制。假设个人获得的收入的多少取决于两个因素：他所拥有的生产要素的禀赋和生产要素的回报率。在一个只有两种生产要素的经济当中，假设经济中第 t 期人口总量为 L_t ，资本存量为 K_t ，每个人每一期只提供一单位劳动，总量生产函数为 $Y_t = A_t \cdot F(K_t, L_t)$ ，其中 A_t 为第 t 期全要素生产率。第 t 期第 i 个人的工资收入为 W_{it} ，拥有的资本存量为 K_{it} （相当于其财富水平），市场上资本的回报率为 r_t ^①，则第 t 期，第 i 个人的总收入为：

$$Y_{it} = W_{it} + r_t \cdot K_{it} \quad (1)$$

由于我们关心个人收入的分布，定义第 t 期整个经济中的平均收入水平 $\bar{Y}_t \triangleq \frac{Y_t}{L_t}$ ，平均工资水平 $\bar{W}_t \triangleq \frac{W_t}{L_t}$ ，平均资本水平 $\bar{K}_t \triangleq \frac{K_t}{L_t}$ ，第 t 期第 i 个人的收入与整个经济中的平均收入之比 $y_{it} \triangleq \frac{Y_{it}}{\bar{Y}_t}$ ，其反映个人收入水平与平均收入水平的差异。第 t 期第 i 个人的工资水平与经济中的平均工资水平之比 $w_{it} \triangleq \frac{W_{it}}{\bar{W}_t}$ ，反映个人工资水平与平均工资水平的差异，也即劳动禀赋的差异。第 t 期第 i 个人的所拥有的资本量与经济中的平均资本量之比 $k_{it} \triangleq \frac{K_{it}}{\bar{K}_t}$ ，反映个人拥有的资本禀赋的差异，也即为个人相对的资本禀赋状况。

定义劳动报酬占比为劳动要素收入在总产出中的份额，其表达式为：

$$LS_t \triangleq \frac{\bar{W}_t L_t}{Y_t} \quad (2)$$

因此，资本报酬占比的表达式就为： $1 - LS_t \triangleq \frac{r_t K_t}{Y_t}$ ，进而，我们可以将（1）式变形为：

$$y_{it} = LS_t \times w_{it} + (1 - LS_t) \times k_{it} \quad (3)$$

从（3）式可以看出，第 i 个人第 t 期的收入水平与平均收入水平的比值的大小由以下三个因素决定：第 t 期个人的劳动禀赋状况 w_{it} ，个人的资本禀赋状况 k_{it} ，以及要素收入分配中的劳动报酬占比

① 出于简化的目的，我们假设资本的回报率独立于个人的财富水平，事实上可能不是这样，更富有的人可能会拥有更高回报率的投资机会或者是更低的交易成本，如果将这种情况考虑进来，会加重财富不平等对个人收入不平等的正向影响。

LS_t 。如果用方差来表示第 t 期的收入不平等程度，根据 (3) 式，可得：

$$\begin{aligned} Var(y_{it}) &= cov(y_{it}, y_{it}) \\ &= cov[LS_t \times w_{it} + (1 - LS_t) \times k_{it}, y_{it}] \\ &= cov(LS_t \times w_{it}, y_{it}) + cov[(1 - LS_t) \times k_{it}, y_{it}] \\ &= LS_t \times cov(w_{it}, y_{it}) + (1 - LS_t) \times cov(k_{it}, y_{it}) \end{aligned} \quad (4)$$

其中， $Var(y_{it})$ 是 y_{it} 的方差，反映 y_{it} 的离散程度，其值越大，收入不平等程度越大。 $cov(w_{it}, y_{it})$ 代表 w_{it} 和 y_{it} 的协方差， $cov(k_{it}, y_{it})$ 代表 k_{it} 和 y_{it} 的协方差，由于 w_{it} 、 k_{it} 和 y_{it} 这三个变量都没有量纲，所以协方差可以作为变量之间的相关程度来进行比较。如果 $cov(w_{it}, y_{it}) < cov(k_{it}, y_{it})$ ，表明个人收入分配差异与劳动报酬分配差异的相关程度低于个人收入分配差异与资本分配差异的相关程度，因此，资本分配不平等对个人收入不平等的影响要大于劳动报酬不平等对个人收入不平等的影响。此时，若劳动报酬占比 LS_t 上升，资本报酬占比 $1 - LS_t$ 下降，将使 $Var(y_{it})$ 降低，即可以缩小个人收入不平等的程度。同理，如果 $cov(w_{it}, y_{it}) > cov(k_{it}, y_{it})$ ，表明劳动报酬不平等对个人收入不平等的影响大于资本收入不平等对个人收入不平等的影响，此时，若降低劳动报酬占比 LS_t ，提高资本报酬占比 $1 - LS_t$ ，将有助于缩小个人收入不平等的程度。最后，如果 $cov(w_{it}, y_{it}) = cov(k_{it}, y_{it})$ ，表明劳动报酬不平等和资本收入不平等对个人收入不平等的影响程度是一样的，此时，无论是劳动报酬占比 LS_t 上升还是下降，都不会对个人收入不平等产生影响。

(二) 经验判断

个人收入取决于两个因素，个人所拥有的生产要素禀赋和对生产要素的回报。前面的影响机制分析表明：当劳动收入的不平等程度小于资本收入的不平等程度时，劳动报酬占比的提高会缩小收入不平等的程度。那么，中国的劳动和资本两种生产要素的收入的不平等程度如何呢？为了回答该问题，让我们先来看两组数据事实。

第一组数据事实是城镇家庭的财产性收入和经营收入的地区不平等程度要明显高于工资性收入的地区不平等程度。国家统计局编写的《中国统计年鉴》公布了 2002 - 2012 年的各省市城镇家庭的人均工资性收入、人均经营净收入和人均财产性收入。其中，工资性收入属于劳动要素的收入，财产性收入属于资本要素的收入，而经营净收入是指以家庭为生产经营单位进行生产筹划和管理而获得的收入，它同时包含了劳动要素收入和资本要素收入。

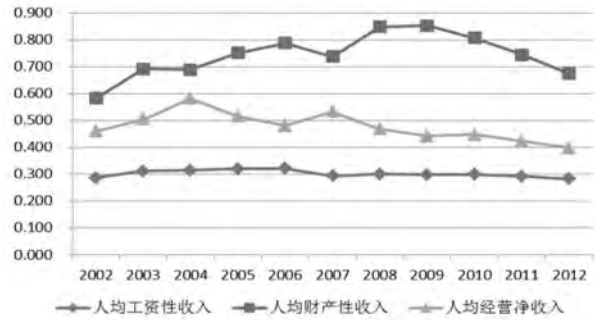


图 1 人均城镇家庭不同收入来源的省际间的变异系数 (2002 - 2012)

我们可以计算三种不同来源的收入的省际变异系数 (三种收入的标准差除以其均值)，依此来判断三种收入在省际间的不平等程度。计算结果如图 1 所示，从图 1 中可以看出，省际城镇人均工资性收入的变异系数相比其他两种收入的变异系数而言，相对较低，且比较稳定，变动不大。此外，人均财产性收入的变异系数要大于人均经营净收入的变异系数。

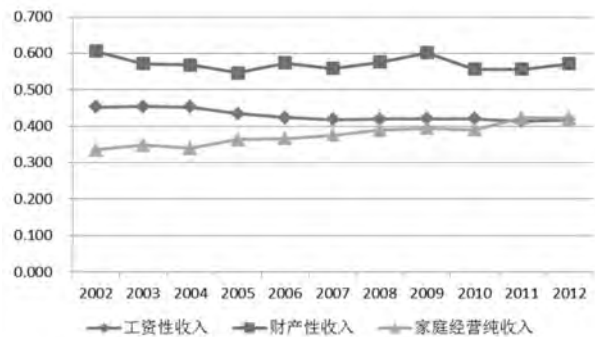


图 2 农村家庭不同来源收入的基尼系数 (2002 - 2012)

第二组数据事实是农村家庭财产性收入的基尼系数要显著高于工资性收入的基尼系数。根据《中国统计年鉴》(历年) 公布的 2002 - 2012 年农村家庭按低收入、中等偏下、中等收入、中等偏上和高收入五等分组的不同来源的人均收入值，可以计算出不同来源收入的基尼系数。我们使用陈昌兵 (2007) 介绍的方法计算农村家庭收入五等分组的基尼系数，其计算公式如下：

$$G = \sum_{i=1}^N W_i Y_i + 2 \sum_{i=1}^{N-1} W_i (1 - V_i) - 1$$

其中， G 代表基尼系数， N 表示总分组数，在这里 $N = 5$ ， W_i 是按收入分组后各组的人口数占总人口数的比重； Y_i 为各组人均收入占各组人均收入之和的比例； V_i 是 Y_i 从 1 到 i 的累计数，即 $V_i = Y_1 + \dots + Y_i$ 。该计算的结果如图 2 所示，从图 2 中的数据可以看出，农村家庭财产性收入的基尼系数明显高于工资性收入，说明农村家庭资本要素收入不平等程度要显

著高于劳动要素收入不平等程度。

根据以上两组数据事实，我们可以发现，中国的资本收入不平等程度要大于劳动报酬的不平等程度。那么，根据前面的影响机制分析，我们很容易得出这样的结论，即中国劳动报酬占比的上升会引起收入不平等程度的下降。

三、经验研究及分析

根据前面的影响机制分析，我们发现，劳动报酬占比对收入不平等是有影响的。但是，在现实中，二者之间是否存在显著的关系？劳动报酬占比对收入不平等的影响方向和影响程度如何？为此，我们需要通过建立计量模型来进行经验研究。

(一) 计量模型的设定

为了考察劳动报酬占比对收入不平等的影响，我们以收入不平等程度 (inequ) 为被解释变量，以劳动报酬占比变量 (LS) 为解释变量，来建立一个面板数据模型。收入不平等变化是一个缓慢的调整过程，Beck et al. (2007) 利用跨国数据的研究表明，收入不平等具有动态效应，当期的收入不平等受上一期的收入不平等的影响。因此，我们在模型中引入收入不平等变量的一阶滞后项。目前，在理论研究和实证研究中，认为影响个人收入不平等的因素主要有以下几个：产业结构的变化、人力资本水平、经济开放程度和经济发展水平等。所以，我们在计量模型中加入度量人力资本水平的人均受教育年限 (edu)、对外开放程度 (open) 和以及用于衡量经济发展水平的实际人均 GDP 的自然对数 (lgdppc) 作为控制变量。最后，为了考察劳动报酬占比对收入不平等的影响是否受到产业结构转变的影响，我们在模型中加入了劳动报酬占比与产业结构的交互项 (LS* str)。由于现代产业结构的转变主要是向二、三产业的转变，因此加入了两个交互项，来分别表示第二产业和第三产业的影响。为了验证库兹涅茨倒“U”型假说的存在，我们同时在解释变量中加入实际人均 GDP 自然对数的平方项 (lgdppc2)。计量模型设定具体如下：

$$\text{inequ}_{it} = \beta_0 \text{inequ}_{i,t-1} + \beta_1 \text{LS}_{it} + \beta_2 (\text{LS}^* \text{str1})_{it} + \beta_3 (\text{LS}^* \text{str2})_{it} + \beta_4 \text{edu}_{it} + \beta_5 \text{open}_{it} + \beta_6 \ln \text{gdppc}_{it} + \beta_7 (\ln \text{gdppc}_{it})^2 + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

上式中，下标 i 表示地区， t 表示时间， μ_i 表示不可观察的地区效应， ε_{it} 为随机扰动项。其中， β_1 、 β_2 以及 β_3 是我们最为关注的回归系数。根据前面的影响机制分析和经验判断，我们预期 β_1 的符号为负， β_2 和 β_3 的符号均为正。

(二) 指标设计和数据说明

1. 个人收入不平等变量 (inequ)。自 20 世纪 90 年代以来，中国的城乡收入差距总体而言呈上升趋势，

根据世界银行的报告 (1997) 以及大量相关研究文献认为，城乡收入差距可以解释中国的收入不平等的 70% - 80% 的总体差异。所以，我们首先采用城乡收入差距 (用城镇家庭人均可支配收入与农村家庭人均纯收入之比 inc_ratio 来度量) 作为收入不平等的代理变量，其时间范围是 1997 - 2012 年，共十六年。衡量收入不平等的最好的数据是基尼系数，由于官方并未公布各省的收入分配的基尼系数，因此，我们同时使用田卫民 (2012) 对 27 个省 (市) 的总体居民收入的基尼系数的测算数据来作为收入不平等程度的度量，其时间范围是 1997 - 2010 年，共十四年。

2. 劳动报酬占比 (LS)。当前，学术界对劳动报酬占比的测算存在很大的争议，不同的学者采取了不同的测算方法。对于中国劳动报酬占比的计算还没有一个公认的数据来源，目前主要有三种数据可以用来计算劳动报酬占比，这三种数据分别是投入产出表数据、资金流量表数据和省级收入法 GDP。相对于前两种数据，省级收入法 GDP 数据具有数据的连续性和便于进行分析的特点。按照收入法核算的 GDP 包括劳动者报酬、固定资产折旧、生产税净额和营业盈余。《中国统计年鉴 2013》对劳动者报酬的定义如下：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，既包括货币形式的，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。我们定义劳动报酬占比为收入法 GDP 中劳动者报酬与省级收入法核算的 GDP 的比值，其计算公式为：

$$LS = \frac{\text{劳动者报酬}}{\text{省级收入法 GDP}}$$

劳动报酬占比作为解释变量，反映的是初次分配中，劳动要素所获得的产出份额。由于初次分配在很大程度上决定了一个经济当中最终收入分配的格局，并且要素收入分配的初次分配格局和再次分配格局并无明显的变化，所以，我们可以放心使用劳动报酬占比作为解释变量来对个人收入不平等进行回归，而不用考虑再分配对初次要素收入分配的影响。

3. 影响收入不平等的其它控制变量。我们用第二产业生产总值占 GDP 的比重来表示产业结构变量 str1，用第三产业生产总值占 GDP 的比重来表示产业结构变量 str2。对于人均受教育年限的计算，我们使用历年《中国统计年鉴》中的人口受教育结构数据。具体计算方法是，将每一种受教育程度按一定的教育年限进行折算，然后乘以该教育水平的人数，加总之和再除以相应的总人口，便得到人均受教育水平。对

于教育年限的设定如下：文盲、小学、初中和高中分别以 0 年、6 年、9 年和 12 年计，大专及以上学历以 16 年计。对外开放程度采取通常的做法，以各省份进出口总额占 GDP 的比重来度量。此外，我们根据各省的 GDP 平减指数将人均 GDP 折算为以 1997 年不

变价计的实际人均 GDP，然后取自然对数来计算 $lgd-ppc$ 。

最后，本文经验研究所使用的数据来自于 CEIC 中国经济数据库以及历年《中国统计年鉴》，各变量的描述性统计见表 1。

表 1 各变量的描述性统计

| 变量 | 定义 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-----------|----------------|---------|---------|---------|----------|
| inc_ratio | 城乡收入比 | 2.9589 | 0.6933 | 1.5992 | 5.6048 |
| gini | 基尼系数 | 0.3828 | 0.0572 | 0.2275 | 0.4907 |
| LS | 劳动报酬占比 | 0.4761 | 0.0742 | 0.3144 | 0.7416 |
| str1 | 二产/GDP | 0.4481 | 0.0853 | 0.1974 | 0.6013 |
| str2 | 三产/GDP | 0.4039 | 0.0747 | 0.2862 | 0.7646 |
| LS* str1 | LS 与 str1 的交互项 | 0.2099 | 0.0361 | 0.0983 | 0.2904 |
| LS* str2 | LS 与 str2 的交互项 | 0.1923 | 0.0465 | 0.1114 | 0.3893 |
| edu | 人均受教育年限 | 7.8664 | 1.2563 | 2.9479 | 11.8363 |
| open | 进出口总额/GDP | 0.3081 | 0.3962 | 0.0321 | 1.7993 |
| lgdppc | 实际人均 GDP 的自然对数 | 9.3816 | 0.6964 | 7.7187 | 11.1313 |
| lgdppc2 | lgdppc 的平方 | 88.4976 | 13.1852 | 59.5781 | 123.9067 |

(三) 回归结果及其分析

针对动态面板模型的估计，Blundell 和 Bond (1998) 提出了系统 GMM 估计方法。系统 GMM 估计分为一步和两步系统 GMM 估计，相比一步系统 GMM 估计，两步系统 GMM 估计不容易受到异方差的干扰，因此，本文使用两步系统 GMM 估计方法对回归方程进行估计。表 2 显示了计量模型的回归结果。对于模型 (1)、(2)、(3) 和 (4)，在 5% 的显著性水平下，Sargan 检验和 AR (2) 检验统计量都不显著，

AR (1) 检验统计量显著，这表明模型中不存在工具变量的过度识别和序列相关问题。这些都说明，选择两步系统 GMM 估计方法是合理的。从估计的结果来看，所有的计量模型中，城乡收入比和基尼系数的滞后项都非常显著地为正，说明收入不平等具有动态效应，当期的收入不平等受上一期的收入不平等的显著影响。这也表明我们在计量模型中加入收入不平等滞后项的重要性。

表 2 计量模型的回归结果

| 被解释变量 | 城乡收入比 inc_ratio | | 基尼系数 gini | |
|--------------|-----------------|------------|------------|------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| L. inc_ratio | 0.8544*** | 0.8585*** | | |
| | (0.0117) | (0.0147) | | |
| L. gini | | | 0.8587*** | 0.8733*** |
| | | | (0.0329) | (0.0472) |
| LS | -4.3899*** | -3.5194*** | -0.6644*** | -0.6312*** |
| | (1.0526) | (0.9667) | (0.1470) | (0.1281) |
| LS* str1 | 4.9286*** | 3.7619*** | 0.7630*** | 0.6493*** |
| | (1.4417) | (1.3652) | (0.1896) | (0.1652) |
| LS* str2 | 5.6459*** | 4.6691*** | 0.7647*** | 0.7631*** |
| | (1.0720) | (0.9831) | (0.1469) | (0.1189) |
| edu | | 0.0213*** | | -0.0093*** |
| | | (0.0070) | | (0.0025) |

| 被解释变量 | 城乡收入比 inc_ratio | | 基尼系数 gini | |
|-------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| open | | -0.0184 (0.0260) | | -0.0120 (0.0090) |
| lgdppc | -1.1704* (0.6093) | -0.8320 (0.5525) | -0.2063 (0.1384) | -0.1793 (0.1306) |
| lgdppc2 | 0.0473 (0.0298) | 0.0301 (0.0271) | 0.0092 (0.0071) | 0.0084 (0.0067) |
| 常数项 | 7.2165** (3.0751) | 5.4073* (2.7929) | 1.1846* (0.6669) | 1.0792* (0.6274) |
| 样本数 | 496 | 496 | 378 | 378 |
| 省份 | 31 | 31 | 27 | 27 |
| AR (1) | 0.0016 | 0.0013 | 0.0032 | 0.0046 |
| AR (2) | 0.9019 | 0.7390 | 0.2562 | 0.2916 |
| Sargan test | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 |

注：括号内的数为回归系数的标准误，***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。AR (1)、AR (2) 和 Sargan test 给出的都是检验统计量对应的 p 值。

表 2 中的估计结果表明，在所有的计量模型中，LS 回归系数均通过显著性检验。在对城乡收入比的回归中，两种估计模型中，LS 的估计系数分别为 -4.3899、-3.5194，这说明，在其他条件不变的情况下，劳动报酬占比每提高一个百分点，将使城乡收入比平均降低 0.0352 - 0.0439。在对基尼系数的回归中，两种估计模型中，LS 的估计系数分别为 -0.6644、-0.6312，这表示，在其他条件不变的情况下，劳动报酬占比每提高一个百分点，将使基尼系数平均降低 0.0063 - 0.0066。这很好地说明了上一节的结论，即中国劳动报酬占比的提高将降低收入不平等程度。

在所有的计量模型中，不管是对城乡收入比的回归，还是对基尼系数的回归，交互项 LS* str1 和 LS* str2 的回归系数的符号都为正，且均通过显著性检验。这说明两个交互项对收入不平等都有正向效应，劳动报酬占比的提高与产业结构转变的交互效应可以显著地扩大收入不平等的程度。张车伟、张士斌 (2010) 的研究结果表明，中国的农业的劳动报酬占比大大高于二、三产业，产业结构由农业向二、三产业的转变会带来劳动报酬占比的下降。因此，二产占比和三产占比的提高都会通过使中国的劳动报酬占比下降，进而引起收入不平等程度扩大。

我们再就其他变量对收入不平等的影响作简单的分析。在对城乡收入比的回归中，代表人均受教育水平的变量 edu 的系数的符号显著地为正，而在对基尼系数的回归中，edu 的系数的符号显著地为负，这说

明随着 20 世纪末教育的普及化程度提高，人均受教育水平的提高并没有使城乡收入差距缩小，但却使整体的收入不平等程度缩小。这可能是由于精英移民的存在，即农村居民中通过升学摆脱农民身份，在毕业分配时留在城市，由于他们是农村的精英，其大量迁移对城乡收入差距的扩大有着巨大的影响。代表对外开放程度的变量 open，其回归系数不论是对城乡收入比的回归还是对基尼系数的回归，都不显著，这说明对外开放对中国的收入不平等并无显著影响。最后，在计量模型 (1)、(2)、(3) 和 (4) 中，代表经济发展水平的变量 lgdppc 以及其二次项 lgdppc2 的回归系数无论是从显著性还是从符号的方向来看，都不支持库兹涅茨倒“U”型曲线假说。库兹涅茨倒“U”型曲线假说指出，经济发展水平达到一定程度之前，随着经济的发展，收入水平的提高，收入不平等处于扩大趋势，而经济发展水平达到一定程度之后，随着经济的发展，收入水平的提高，个人收入分配将趋于平等，收入不平等程度降低。如果库兹涅茨倒“U”型曲线假说存在，那么，lgdppc2 的回归系数的符号应显著地为负，而本文的计量结果却无法得到这样的结果。这说明在本文考察的时间范围内，并没有经验证据支持库兹涅茨倒“U”型曲线假说。

四、结论与政策涵义

本文从理论上分析了劳动报酬占比的变动是如何影响收入不平等的，并且实证分析了劳动要素分配份额的变动对收入不平等的的影响。经验研究的结果表明，劳动报酬占比提高会缩小收入不平等程度，但是

二产占比和三产占比的提高均会通过降低劳动报酬占比这一渠道,使中国的收入不平等程度上升。该结论对于中国经济政策的制定有着非常重要的意义。

改革开放三十多年来,在中国经济快速增长的过程中,收入不平等的程度有不断扩大的趋势。究其原因,这主要是在中国经济发展的过程中,劳动报酬占比没有相应提高,反而在过去一段时间出现了下降的趋势。因此,劳动报酬占比的提高对于缩小中国的收入不平等程度有着重要的作用。当有导致劳动报酬占比下降的外部冲击发生时,政府应当推出适当的矫正政策去抵消其对收入不平等的影响。目前,像中国这样的新兴经济体,正处于产业结构的快速变动之中,特别是随着经济的高速发展,非农产业比重不断上升,产业结构的转变引起了劳动报酬占比的下降。与德国、英国和美国等发达国家相比,中国的第二产业(特别是工业部门)以及第三产业中的邮电运输业、商业和房地产服务业的劳动报酬占比都显著较低(张车伟、张士斌,2012)。政府应制定相应的政策措施来提高二产和三产的劳动报酬占比。

同时,我们的研究结果意味着在经济增长和收入平等之间可能会有一个权衡。为了发展地方经济并促进地方经济增长,各个地方政府大力招商引资,其基本的竞争手段是通过压低劳动力报酬、土地价格、资源环境成本,来降低资本的运营成本以此来增加资本回报率(李文溥、龚敏,2013)。地方政府为了招商引资而展开的竞争,使得其倾向于制定偏向资本的政策,这无疑会增加资本报酬占比,降低劳动报酬占比,进而使得收入不平等的程度上升。经济增长与收入平等都能提高社会的福利,经济增长使得总产出提高进而增加社会福利,相同的收入对穷人的效用要大于对富人的效应,所以,收入平等也能提高社会福利。从收入平等的角度来看,地方政府以扭曲要素价格来发展当地经济的做法有些欠妥。各级地方政府应该仔细评估各种招商引资政策的合理性,对扭曲要素价格的政策进行矫正。

参考文献:

[1] 陈昌兵. 各地区居民收入基尼系数计算及其非参数计量模型分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2007,(1):133-142.

[2] 郭庆旺,吕冰洋. 论要素收入分配对居民收入分配的影响[J]. 中国社会科学,2012,(12):46-62.

[3] 李稻葵,刘霖林,王红领. GDP中劳动份额演

变的U型规律[J]. 经济研究,2009,(1):70-82.

[4] 李稻葵,徐翔. 中国经济结构调整及其动力研究[J]. 新金融,2013,(6):10-19.

[5] 李实,赵人伟. 市场化改革与收入差距扩大(英文)[J]. Social Sciences in China,2011,(2):140-158.

[6] 李文溥,龚敏. 要素比价扭曲与居民消费不振[J]. 高校理论战线,2013,(1):63-69.

[7] 罗长远. 卡尔多“特征事实”再思考:对劳动收入占比的分析[J]. 世界经济,2008,(11):86-96.

[8] 罗长远,张军. 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[J]. 管理世界,2009,(5):25-34.

[9] 田卫民. 省域居民收入基尼系数测算及其变动趋势分析[J]. 经济科学,2012,(2):48-59.

[10] 张车伟,张士斌. 中国初次分配格局的变动与问题——以劳动报酬占GDP份额为视角[J]. 中国人口科学,2010,(5):24-35.

[11] 张车伟,张士斌. 中国劳动报酬份额变动的“非典型”特征及其解释[J]. 人口与发展,2012,(4):2-13.

[12] Arellano, M., and S. Bond. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations [J]. The Review of Economic Studies, 1991, 58(2): 277-297.

[13] Atkinson, Anthony B.. The Changing Distribution of Income: Evidence and Explanations [J]. German Economic Review, 2000, 1(1): 3-18.

[14] Beck, T., A. Demirgüç-Kunt, and R. Levine. Finance, Inequality and the Poor [J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12(1): 27-49.

[15] Blundell, R., and S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. Journal of Econometrics, 1998, 87(1): 115-143.

[16] Daudey, E., Cecilia García-Peñalosa. The Personal and the Factor Distributions of Income in a Cross-Section of Countries [J]. Journal of Development Studies, 2007, 43(5): 812-829.

[17] Lerman, R. I., Shlomo Yitzhaki. Income Inequality Effects by Income Source: a New Approach and Applications to the United States [J]. The Review of Economics and Statistics, 1985: 151-156.

(编辑校对:韦群跃 陈崇仁)