

# 劳动收入份额、总需求与劳动生产率

邹薇, 袁飞兰

**[摘要]** 为探讨中国收入分配变化的经济增长效应,本文构建了一个融合收入分配的总需求效应和生产率效应的经济增长模型,利用中国1978—2015年时间序列数据展开实证研究。结果表明:中国总需求增长机制主要表现为“利润拉动型”,并且随着出口以及投资在GDP中占比不断提升,“利润拉动型”特征呈不断增强趋势。实际工资上升和总产出增长均会给劳动生产率带来正向效应,劳动生产率的实际工资弹性为0.34,而维多恩效应表现更强,劳动生产率的总产出弹性为0.65。在总需求机制与生产率机制的互动作用下,1978—1991年劳动收入份额上升的总产出效应为负,生产率效应为正;其余各时段劳动收入份额上升的总产出效应、生产率效应均为负,且负效应随时间增强。在整个样本期内,劳动收入份额增长率每提升1个百分点,总产出增长率、生产率增长率分别平均下降0.78和0.17个百分点。本文认为,应该转变总需求增长机制,提高劳动收入份额,形成“工资提高—总需求提高—生产率提高”的持续良性发展模式。

**[关键词]** 劳动收入份额; 总需求; 劳动生产率; 实际工资水平

**[中图分类号]**F126 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)02-0005-19

## 一、引言

过去二十多年,中国劳动收入份额出现较大幅度下降,这一特征事实受到学术界广泛关注。按GDP法计算的中国劳动收入份额在1990年达到54.08%的峰值后,1995年降至51.44%,之后更是一路下降至2007年的44.92%,尽管2008年后又开始有所上升,但回升幅度不大,2015年回升至47.89%<sup>①</sup>。自2008年以来,国内学者较多地探讨了中国劳动收入份额下降的影响因素,分别从资本深化、偏向性技术进步、市场经济制度、产业结构等方面展开研究(白重恩等,2008;罗长远和张军,2009;张杰等,2012;姚毓春等,2014)。然而,在学者们重点关注劳动收入份额下降的影响因素时,另

**[收稿日期]** 2017-09-13

**[基金项目]** 国家社会科学基金重大招标项目“应对中等收入陷阱挑战的综合研究”(批准号11&ZD006);国家社会科学基金重点项目“未来十年我国扶贫开发战略研究”(批准号10AZD013);教育部后期资助重大项目“中国区域性贫困陷阱研究——基于‘能力开发’的视角”(批准号13JHQ002)。

**[作者简介]** 邹薇,武汉大学经济与管理学院、武汉大学宏观经济与政策评估研究中心教授,博士生导师,经济学博士;袁飞兰,武汉大学经济与管理学院博士研究生。通讯作者:邹薇,电子邮箱:zouwei@whu.edu.cn。感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

<sup>①</sup> 作者根据国家统计局数据,按照收入法GDP数据(GDP法)计算得到。关于劳动收入份额测算的GDP法与要素法的差异,详见本文第四部分。

一个重要的议题却没有引起足够重视,即评估劳动收入份额下降给中国经济发展带来的影响。实际上,在解释劳动收入份额下降原因的同时,更需要探讨劳动收入份额下降对总产出、生产率产生的影响及其作用机制,这样才能制定有针对性的收入分配政策。目前,尽管有少数学者基于 Bhaduri—Marglin 模型从总需求角度研究了中国劳动收入份额变动的经济增长效应(黄乾和魏下海,2010;刘盾等,2014),但至今还没有学者从总供给(生产率)层面研究其经济增长效应,更别说把总需求机制与生产率机制结合起来做总体效应分析。

本文关注的问题是:在中国改革开放近 40 年的高速增长中,劳动收入份额变动对经济增长、生产率提升产生了正向的促进作用,还是带来了负面的消极影响?如何通过探讨具体的作用机制测度其影响效应?尤其是 2008 年以来,国际国内经济形势发生重大变化,体现为国际市场低迷、国内经济增速向中高速区间平稳过渡、劳动收入份额小幅回升等,劳动收入份额变化对总体经济增长的影响随时间的推移更趋突出。因此,探讨这一议题,将有助于从收入分配的视角研究中国现阶段经济增长的动能转换与结构转变,探讨中国如何在经济增长的同时实现居民收入同步增长、在劳动生产率提高的同时实现劳动报酬同步提高。

本文可能的创新之处体现在:①理论上,对 Naastepad(2006)模型做了改进和完善。Naastepad(2006)模型由各个单方程及其求解结果构成,本文的具体改进体现在:在理论分析框架的构建上,针对 Naastepad(2006)模型中可能遗漏的重要影响变量,本文模型做了相应补充;对消费方程重新设置,使得总需求模型的最终求解结果更明晰,总效应及其分解得到直观表达,同时,减少了需要以样本均值直接代替估计值的参数数量,实证研究更具可靠性。②实证分析上,采用中国时间序列数据(1978—2015 年)研究了劳动收入份额变化、总需求、劳动生产率与实际工资水平之间的作用机制,测算了劳动收入份额变化的总产出与生产率效应。③过去学术界多认为,中国劳动收入份额下降导致国内消费低迷,给经济增长带来了负向效应。但本文研究表明,劳动收入份额的下降对中国过去近 40 年的经济增长、生产率提升主要产生的是正向促进作用,并且这一促进作用是在“高投资、高出口”的特定经济环境下实现的。④本文研究表明,中国目前具备条件来更稳步地提高劳动报酬,使总需求增长机制由“利润拉动型”逐步转变为“工资拉动型”,由此实现“工资提高—总需求提高—生产率提高”的良性发展模式。

本文余下部分的结构如下:第二部分就收入分配变化影响总需求增长与生产率增长的相关理论和实证研究进行综述;第三部分构建相关理论模型;第四部分阐述数据来源及其描述性统计;第五部分报告实证结果并展开讨论;第六部分总结。

## 二、文献综述

围绕收入分配变化对经济增长的效应,主要的研究线索可概括为:一是关于收入分配变化的总需求效应研究;二是关于收入分配变化的总供给效应(生产率效应)探讨;三是近年来国外学者将收入分配变化的总需求效应与生产率效应结合起来分析。

### 1. 收入分配变化的总需求效应

Bhaduri and Marglin(1990)在凯恩斯有效需求理论上构建了一个研究劳动收入份额(利润份额)变动的总需求效应的经济增长模型,并根据劳动收入份额上升是带来“正向”还是“负向”的总需求增长效应,将总需求增长机制分别定义为“工资拉动型”和“利润拉动型”。该研究引起了很大反响,国外学者基于该模型对世界上主要发达国家与部分发展中大国进行实证研究,以判定其总需求增长机制究竟是属于“工资拉动型”还是“利润拉动型”。

在国外学者的实证研究中(Bowles and Boyer, 1995; Hein and Vogel, 2008; Naastepad and Storm, 2006), 绝大多数研究采用单方程估计方法, 少数研究采用 VAR 估计; 从实证结果看, 在 OECD 国家中奥地利、荷兰等小型经济开放体, 以及中国、印度等发展中国家, 出现了“利润拉动型”的总需求增长机制, 而对于德国、美国、英国等主要发达国家, 大多数研究结果支持其总需求增长机制为“工资拉动型”。与国外实证研究相比, 国内针对收入分配变化的总需求效应的相关研究却十分有限。黄乾和魏下海(2010)运用 1993—2007 年中国省级面板数据、刘盾等(2014)利用 1978—2012 年的时间序列数据, 分别分析了劳动收入份额变动对国内需求和总产出的影响, 得出中国总需求增长机制为“工资拉动型”的结论。然而, 他们的结果与国外学者采用中国类似时段数据得出的“利润拉动型”结论(Wang, 2009; Molero-Simarro, 2011; Onaran and Galanis, 2012)完全相反, 这使得对于中国总需求增长机制的探讨更具挑战性。

## 2. 收入分配变化的总供给效应

收入分配变化通过两种途径对劳动生产率产生影响: ①劳动收入份额变动借助总需求效应影响总产出, 进而通过“维多恩(Verdoorn)效应”影响劳动生产率; ②给定劳动生产率, 劳动收入份额上升意味着实际工资水平的上升, 而实际工资水平上升通常会提升劳动生产率。

关于实际工资水平对劳动生产率的影响, 最早可追溯到马克思的《资本论》。Webb(1912)正式指出从实际工资水平到劳动生产率间的正向因果关系。Naastepad(2006)通过对荷兰的实证研究发现, 实际工资每上升 1 个百分点, 劳动生产率将上升 0.52 个百分点。Storm and Naastepad(2009)、Vergeer and Kleinknecht(2010)通过对 OECD 国家的研究指出, 更快的实际工资增长将带来更快的劳动生产率增长; 其中, 前者发现劳动生产率的实际工资弹性为 0.50—0.55(1984—2004 年), 后者发现劳动生产率的实际工资弹性为 0.31—0.39(1960—2004 年)。Hein and Tarassow(2010)以 6 个 OECD 国家为研究对象, 分析了其在 1960—2007 年间收入分配与劳动生产率增长之间的关系, 发现劳动生产率的实际工资弹性在 0.30 左右(除了奥地利高达 0.67)。尽管这些经验研究面临可能存在反向因果关系问题, 但是 Marquetti(2004)通过格兰杰因果检验指出, 实际工资增长是劳动生产率增长的格兰杰原因, 反之则不成立, 由此论证了实际工资增长导致生产率增长假说的合理性。

关于总产出水平对劳动生产率的影响, 体现为著名的“维多恩效应”(Verdoorn, 1949)。Kaldor(1996)、Boyer and Petit(1991)进一步将该效应概括为, 总生产过程具有规模报酬递增特征, 市场的扩大有利于深化劳动分工, 从而提高劳动生产率; 此外, 由于新资本通常较旧资本具有更新的技术, 由总需求扩张引致的新投资在增加资本量的同时还会提高劳动生产率。

国内一些学者对实际工资增长的生产率效应进行了研究, 但对于中国总产出增长的维多恩效应的研究极少。李平等(2011)通过对中国省际面板数据(1995—2009 年)的实证分析发现, 工资上升导致劳动生产率上升的结论适用于中国, 且工资上涨在劳动生产率提升中的作用随时间逐步增强。宫旭红和曹云祥(2014)认为, 随着工资提高, 工资上涨引致的资本深化对劳动生产率的影响开始发挥作用。袁富华等(2016)用“维多恩系数”表示总产出的规模报酬捕捉能力, 通过单变量回归测算得出 1978—2011 年中国该系数高达 1.01, 远高出发达国家同期水平, 但是他们并没有构建理论模型探讨维多恩效应的测算基础, 忽略了可能影响生产率的其他多种变量。

## 3. 收入分配变化的总效应

19 世纪 80 年代以来, 许多 OECD 国家相继开展了一系列“新自由主义”改革, 试图通过工资增长压制政策来确保经济增长, 劳动收入份额出现下降, 利润率回升到“黄金时代”水平, 然而其总体经济表现却不尽如人意。1980—2000 年这些 OECD 国家相较于 1960—1980 年具有更低的产出增

长率、更低的劳动生产率增长率、更低的投资率、更高的失业率。由此产生的一个关键性问题是,为什么在假定其总需求增长机制为“利润拉动型”的经济体中,由工资向利润转移的收入分配并没有使经济得到持续良好的发展?

Naastepad(2006)融合 Bhaduri and Marglin (1990)所阐述的总需求增长机制与 Kaldor(1996)供给体系所强调的高产出、高工资对生产率的促进作用,构建了一个考察总需求、劳动生产率与实际工资水平之间互动关系的经济增长模型,并将此理论模型应用到荷兰的实证研究中。其研究表明,即使在“利润拉动型”总需求增长机制的经济体中,如果实际工资压制给生产率带来的负面效应足够大,以至于超过总需求增长对生产率的正向效应(维多恩效应),那么,生产率仍会出现下滑;不仅如此,生产率的下滑缩小了(工资压制引起的)劳动收入份额原有下降幅度,从而削弱了其总需求增长效应。其最终结果是,产出方面并没有实现高增长,生产率增长反而出现大幅度下降。至于就业率的提高,是因为生产率增长率低于产出增长率,经济增长依赖于不断增强的劳动密集型增长方式,其“就业奇迹”只是“生产率增长危机”同一枚硬币的另一面而已。此后,Hein and Tarassow (2010)也将收入分配变化的总需求效应与生产率效应结合起来,以产能利用率和利润份额为中间变量,构建了一个与 Naastepad 模型不同的经济增长模型。Hartwig(2013)基于 Naastepad 模型,运用瑞士 1950—2010 年数据进行了实证研究。目前国内尚无文献将收入分配变化的总需求效应与总供给(生产率)效应结合起来开展研究。

不过,Naastepad(2006)在构建其理论分析框架时,存在一些不足:①在部分单方程设定上遗漏了重要影响变量;②由于消费方程的特殊设置形式,总需求模型的最终求解结果在形式上较为复杂,导致在总效应构成上缺乏直观性;③以样本均值直接代替估计值的参数过多,将影响实证结果的可靠性。相对于 Naastepad(2006)模型,本文所提供的模型具有以下两大优点:①在单方程设定上,纳入了 Naastepad(2006)模型中所遗漏的重要影响变量,使得理论模型的构建更具严谨性。②消费方程重新设置,使得总需求模型的最终求解结果更为直观简洁,总需求效应分子代表的是劳动收入份额变动引起的 GDP 各构成部分变动的直接效应加总,分母则体现的是乘数效应;同时,需要以样本均值直接代替估计值的参数数量减少,在进行实证研究时更具可靠性。

### 三、理论分析及模型构建

#### 1. 总需求效应

Bhaduri and Marglin(1990)指出,根据有效需求理论,GDP 由消费、投资及净出口三部分构成。就国内需求而言,由于边际消费倾向递减,利润收入的边际消费倾向通常低于工资收入,劳动收入份额下降会抑制消费、促进投资,并且一般来说,消费减少量要超过投资增加量,即会导致国内需求收缩;就净出口而言,如果劳动收入份额下降的原因是劳动成本下降,则会增强国际竞争力、提高净出口,一个经济的外贸依存度越高,则由此导致总需求上升的可能性越大。如果劳动收入份额下降会抑制总需求从而降低 GDP 水平,则称此种总需求增长机制为“工资拉动型”;反之,如果劳动收入份额下降会扩大总需求和提升 GDP 水平,则称此种总需求增长机制为“利润拉动型”。本部分立足 Bhaduri and Marglin(1990)模型,构建了一个结合总需求效应与生产率效应的理论模型。

根据有效需求理论,总产出由有效需求决定:

$$Y=C+I+E-M \quad (1)$$

其中, $C$ 为最终消费支出(含居民消费与政府消费), $I$ 为投资支出, $E$ 为出口, $M$ 为进口。所有变量均为以不变价格计算的 actual 值。假设  $w$  为名义工资水平, $\Pi$ 为名义资本价格, $\lambda$ 为劳动生产率, $k$

为产出一资本比,则产品价格(单位产品增加值) $P$ 可记为:

$$P=W\lambda^{-1}+\pi k^{-1} \quad (2)$$

由此,劳动收入份额为  $v=(W/P)\lambda^{-1}$ ,即单位产品的实际劳动成本。劳动收入份额增长率(符号“ $\hat{\cdot}$ ”代表变量的增长率)记为:

$$\hat{v}=\hat{w}-\hat{\lambda} \quad (3)$$

其中, $w=W/P$ 为实际工资水平。利润份额增长率为:

$$\hat{\pi}=\frac{\Delta\pi}{\pi}=-\frac{\Delta v}{\pi}=-\frac{v}{\pi}\hat{v} \quad (4)$$

根据凯恩斯消费函数,随着收入增加,消费也会增加。通常来讲,劳动收入的边际消费倾向大于资本收入,一是由于资本收入中的一部分会被用作公司留存利润,二是边际消费倾向递减律的作用,因此,劳动收入份额上升会带来消费支出的增加。由此,假设最终消费支出主要受总产出  $Y$ 、劳动收入份额  $v$  影响,并得到消费的增长率如下:

$$C=a_c v^{\theta_1} Y^{\theta_2}; \theta_1>0, \theta_2>0 \quad (5)$$

$$\hat{C}=\theta_1 \hat{v}+\theta_2 \hat{Y} \quad (6)$$

根据 Bhaduri and Marglin(1990),投资  $I$  与利润份额  $\pi$ 、总需求(总产出) $Y$  均正相关。单位产品的利润提高,即利润份额  $\pi$  上升,一方面表明投资的预期收益率增加(假设未来利润率等同于现有利润率);另一方面表明投资者可用的内部资金增加,能缓解融资约束和降低融资成本。根据加速数原理,总需求增加会导致对资本存量需求的增加从而引致投资。由此设定投资函数,并得到相应的投资增长率如下:

$$I=a_i \pi^{\varepsilon_1} Y^{\varepsilon_2}; \varepsilon_1>0, \varepsilon_2>0 \quad (7)$$

$$\hat{I}=\varepsilon_1 \hat{\pi}+\varepsilon_2 \hat{Y} \quad (8)$$

一国产品出口量主要受其国际竞争力(实际汇率  $e_t$ )影响。实际汇率则由名义汇率( $e$ )、国外价格( $P_f$ )与国内价格( $P$ )比率所决定,即  $e_t=eP_f/P$ 。当厂商按照成本加成法定价时,由工资水平上升带来的劳动收入份额增加,提高了国内价格  $P$ ,使实际汇率下降,从而降低国际竞争力,减少出口。从这个意义上讲,出口与劳动收入份额负相关。此外,一国产品出口量还会受到国外总需求( $Z$ )影响。因此,设定出口函数,并得到出口增长率:

$$E=a_e v^{\phi_1} Z^{\phi_2} e^{\phi_3}; \phi_1<0, \phi_2>0, \phi_3>0 \quad (9)$$

$$\hat{E}=\phi_1 \hat{v}+\phi_2 \hat{Z}+\phi_3 \hat{e} \quad (10)$$

一国进口量主要受实际汇率水平与国内需求  $Y$  影响。因此,设定进口函数,进口增长率为:

$$M=a_m v^{\varphi_1} Y^{\varphi_2} e^{\varphi_3}; \varphi_1>0, \varphi_2>0, \varphi_3<0 \quad (11)$$

$$\hat{M}=\varphi_1 \hat{v}+\varphi_2 \hat{Y}+\varphi_3 \hat{e} \quad (12)$$

由总需求方程(1)有:

$$\hat{Y}=\frac{C}{Y}\hat{C}+\frac{I}{Y}\hat{I}+\frac{E}{Y}\hat{E}-\frac{M}{Y}\hat{M} \quad (13)$$

定义  $C_Y = \frac{C}{Y}$ ,  $I_Y = \frac{I}{Y}$ ,  $E_Y = \frac{E}{Y}$ ,  $M_Y = \frac{M}{Y}$ , 再将式(6)、(8)、(10)、(12)代入式(13)整理得:

$$(1-C_Y\theta_2-I_Y\varepsilon_2+M_Y\varphi_2)\hat{Y}=E_Y\phi_2\hat{Z}+(E_Y\phi_3-M_Y\varphi_3)\hat{e} \\ +(C_Y\theta_1+E_Y\phi_1-M_Y\varphi_1)\hat{v}+I_Y\varepsilon_1\hat{\pi} \quad (14)$$

将式(4)代入式(14),并定义  $V_\pi = \frac{v}{\pi}$ , 有:

$$\hat{Y} = \frac{E_Y\phi_2\hat{Z}+(E_Y\phi_3-M_Y\varphi_3)\hat{e}}{1-C_Y\theta_2-I_Y\varepsilon_2+M_Y\varphi_2} + \frac{C_Y\theta_1+E_Y\phi_1-M_Y\varphi_1-I_YV_\pi\varepsilon_1}{1-C_Y\theta_2-I_Y\varepsilon_2+M_Y\varphi_2}\hat{v} \quad (15)$$

定义  $D_1 = \frac{E_Y\phi_2\hat{Z}+(E_Y\phi_3-M_Y\varphi_3)\hat{e}}{1-C_Y\theta_2-I_Y\varepsilon_2+M_Y\varphi_2}$ ,  $D_2 = \frac{C_Y\theta_1+E_Y\phi_1-M_Y\varphi_1-I_YV_\pi\varepsilon_1}{1-C_Y\theta_2-I_Y\varepsilon_2+M_Y\varphi_2}$ , 则有:

$$\hat{Y}=D_1+D_2\hat{v}=D_1+D_2(\hat{w}-\hat{\lambda}) \quad (16)$$

即给定劳动生产率增长率 $\hat{\lambda}$ 时,有:

$$\frac{d\hat{Y}}{d\hat{v}} = \frac{d\hat{Y}}{d\hat{w}} = D_2 \quad (17)$$

$D_2$ 的分子为 $v$ 变动所引起的GDP各构成部分变动的直接效应加总,分母体现乘数效应,取值通常在0与1之间,因此,分子的符号决定 $D_2$ 的符号。若 $D_2 > 0$ ,劳动收入份额上升会扩张总需求,总需求增长机制为“工资拉动型”;若 $D_2 < 0$ ,总需求增长机制为“利润拉动型”。

在这里,将本模型与Naastepad(2006)模型作简单比较。在Naastepad(2006)模型中,消费函数、投资函数、出口函数、进口函数分别被设定为: $C=[(1-\sigma_w)v+(1-\sigma_\pi)(1-v)]Y$ 、 $I=a_i\pi^{\varepsilon_1}Y^{\varepsilon_2}$ 、 $E=a_eZv^{\phi_1}$ 、 $M=\xi Y$ ,其中 $\sigma_w$ 、 $\sigma_\pi$ 分别为劳动收入、资本收入的边际消费倾向, $\xi$ 为边际进口倾向;推导得到 $D_2 = \frac{M_Y(\sigma_\pi-\sigma_w)-\mu^{-1}E_Y\phi_1-\mu^{-1}I_YV_\pi\varepsilon_1}{1-\mu^{-1}I_Y\varepsilon_2}$ ,其中 $\mu=1-(1-\sigma_w)v-(1-\sigma_\pi)(1-v)+M_Y$ 。本文模型的改进在于:

①进出口函数的模型设定考虑的因素更充分,模型更具有-般性;②在设定消费函数时,以消费支出关于劳动收入份额、总收入的弹性作为待估参数,使得最终求解结果 $D_2$ 在形式上更为直观简洁,且包含的需要以样本均值直接代替参数值的参数相对更少。

## 2. 生产率效应

根据维多恩效应,总产出增长将会深化劳动分工,更有利于“干中学”作用的发挥,从而促进劳动生产率提高;并且,总产出增长会增加新的资本投入(加速数原理),而新资本通常较旧资本具有更高的生产率,因此,劳动生产率增长率与总产出(总需求)增长率通常正相关。同时,给定劳动生产率,劳动收入份额上升意味着实际工资水平的上升。根据引致性技术进步理论,这会促使厂商更多地投资于资本密集型的生产,以资本替代劳动来保持竞争力,资本深化将会直接提高劳动生产率。此外,根据效率工资假说,实际工资水平提高会提升工人的积极主动性,并改善工人的健康与营养状况(主要指发展中国家),从而使工人对生产的贡献度提高,因此,较高的实际工资增长率会带来较高的劳动生产率增长率。

本文引入可能影响生产率的各种因素,设定劳动生产率增长函数为:

$$\hat{\lambda} = \beta_0 + \beta_1 \hat{Y} + \beta_2 \hat{w} + \alpha' Q; \beta_1 > 0, \beta_2 > 0 \quad (18)$$

其中,  $\beta_1$  为维多恩系数。  $\beta_2$  衡量实际工资增长率对劳动生产率增长率的影响。  $Q$  代表可能影响劳动生产率提升的其他重要变量, 包括: ① 服务业在 GDP 中的占比 ( $sh_s$ )。 根据“鲍莫尔病”理论, 相较于制造业或农业, 服务业的劳动生产率更难以提高, 因而可能具有更低的劳动生产率增长率。 为此, 服务业占比可能影响整体劳动生产率增长。 ② 与先进国家间的经济差距 ( $GAP$ )。  $GAP$  代表了后发优势, 当一国与最先进国家间经济差距 (体现为生产率差距) 越大, 模仿和追赶的空间越大, 技术水平越能得到更快提升, 从而实现更高的劳动生产率增长率。

### 3. 总需求效应与生产率效应间的互动

这里对式 (16)、(18) 稍作变形, 有:

$$\hat{Y}_{DR} = D_1 + D_2 \hat{w} - D_2 \hat{\lambda} \quad (19)$$

$$\hat{Y}_{PR} = -(\beta_0 + \alpha' Q) \beta_1^* - \beta_2 \beta_1^* \hat{w} + \beta_1^* \hat{\lambda}; \beta_1^* = \frac{1}{\beta_1}, \beta_1^* > 0, \beta_2 > 0 \quad (20)$$

其中,  $\hat{Y}_{DR}$  表示当实际工资增长率  $\hat{w}$  给定时, 由劳动生产率增长率  $\hat{\lambda}$  所决定的产出增长率 (来自总需求效应);  $\hat{Y}_{PR}$  表示为维持一定的劳动生产率增长率  $\hat{\lambda}$ , 产出所需达到的增长率水平 (来自生产率效应)。 当  $D_2 > 0$  时 (“工资拉动型”),  $\hat{\lambda}$  上升所导致的劳动收入份额下降, 会使得由总需求决定的总产出增长率下降, 此时,  $DR$  曲线斜率为负 (如图 1 所示)。 反之, 当  $D_2 < 0$  时 (“利润拉动型”),  $DR$  曲线斜率为正 (如图 2 所示)。 由于维多恩效应,  $PR$  曲线斜率始终向上。

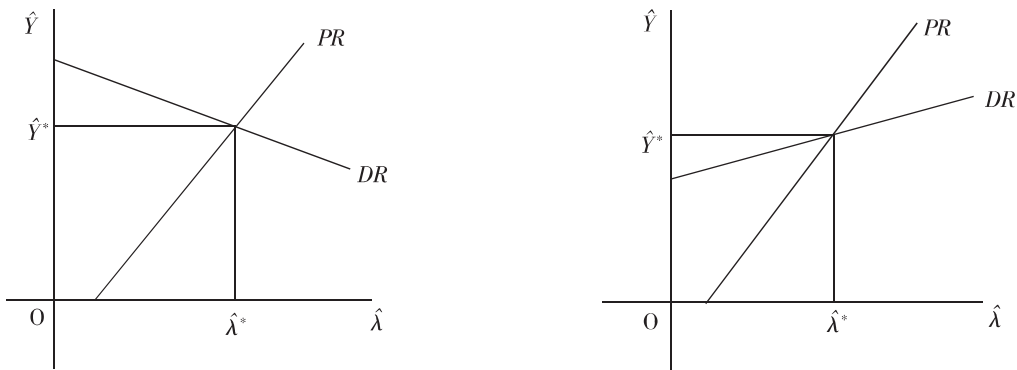


图 1 生产率增长与产出增长关系: “工资拉动型”      图 2 生产率增长与产出增长关系: “利润拉动型”

均衡条件要求  $\hat{Y}_{DR} = \hat{Y}_{PR}$ 。 结合式 (19)、(20), 得到均衡时劳动生产率增长率与总产出增长率:

$$\hat{\lambda}^* = \frac{\beta_0 + \beta_1 D_1 + \alpha' Q}{1 + \beta_1 D_2} + \frac{\beta_2 + \beta_1 D_2}{1 + \beta_1 D_2} \hat{w} \quad (21)$$

$$\hat{Y}^* = \frac{D_1 - \beta_0 D_2 - D_2 \alpha' Q}{1 + \beta_1 D_2} + \frac{(1 - \beta_2) D_2}{1 + \beta_1 D_2} \hat{w} \quad (22)$$

在劳动生产率给定时 ( $\hat{v} = \hat{w}$ ), 可得:

$$\frac{d\hat{\lambda}^*}{d\hat{v}^*} = \frac{d\hat{\lambda}^*}{d\hat{w}^*} = \frac{\beta_2 + \beta_1 D_2}{1 + \beta_1 D_2} \quad (23)$$

$$\frac{d\hat{Y}^*}{d\hat{v}^*} = \frac{d\hat{Y}^*}{d\hat{w}^*} = \frac{1 - \beta_2}{1 + \beta_1 D_2} D_2 \quad (24)$$

下面具体探讨总需求效应与劳动生产率效应间的互动关系。

(1)实际工资增长率上升对生产率的直接效应为正( $\beta_2 > 0$ ),但考虑到总需求效应,这一正向直接效应可能会被增强或削弱。若总需求增长机制为“工资拉动型”,实际工资增长率上升通过维多恩效应会进一步提升劳动生产率增长率;若总需求增长机制为“利润拉动型”,实际工资增长率上升引起负向的维多恩效应,将拉低劳动生产率增长率,从而削弱了实际工资上升对生产率的直接效应,甚至当负向的间接效应足够大时,总效应为负。表1对此进行了概括。

表1 劳动收入份额上升的劳动生产率总效应

总需求增长机制	劳动生产率直接效应	劳动生产率间接效应 (维多恩效应)	劳动生产率总效应
工资拉动型	正向	正向	正向
利润拉动型	正向	负向	正向或负向

(2)实际工资增长率上升对总需求的直接效应为 $D_2$ 。考虑到生产率效应,实际工资增长率上升的总产出效应变为 $\frac{1 - \beta_2}{1 + \beta_1 D_2} D_2$ 。根据生产率效应,实际工资增长率上升会引致劳动生产率增长率提高,降低劳动收入份额( $\hat{v} = \hat{w} - \hat{\lambda}$ )原有上升幅度,从而削弱原总需求效应,这一影响由分子 $(1 - \beta_2)$ 体现。系数 $1/(1 + \beta_1 D_2)$ 体现的则是维多恩效应。当 $D_2 > 0$ 时(“工资拉动型”),实际工资增长率上升通过维多恩效应提高劳动生产率增长率,降低劳动收入份额原有上升幅度,从而削弱原总需求效应,此时 $\frac{1}{1 + \beta_1 D_2} < 1$ ;当 $D_2 < 0$ 时(“利润拉动型”),实际工资增长率上升通过维多恩效应,负向影响劳动生产率增长率,致使提高劳动收入份额原有上升幅度,从而增强原总需求效应,此时 $\frac{1}{1 + \beta_1 D_2} > 1$ 。

#### 四、数据来源及描述性统计

在中国的收入法国民经济核算体系中,GDP被分解为四个部分:劳动者报酬、营业盈余、固定资产折旧和生产税净额。一般把劳动者报酬视为劳动的回报,而把营业盈余与固定资产折旧之和视为资本的回报,因而可将“劳动者报酬占GDP份额”称为“劳动收入份额”,即核算劳动收入份额的“GDP法”。许多学者认为,生产税净额只是政府对国民收入的一种分享,并不涉及GDP的直接创造,因此,把生产税净额从GDP中消去再计算劳动收入份额,即核算劳动收入份额的“要素法”。本文在实证分析中对劳动收入份额的界定采用的是“要素法”。

测算劳动收入份额 $v$ ,数据取自历年统计年鉴中的“地区生产总值收入法构成项目”表。由于《中国统计年鉴》并未报告2008年和2013年的地区收入法GDP数据,故缺乏2008年和2013年的劳动收入份额数值。另外,从2004年起,统计口径出现两个方面的变动:将个体经营户的收入由劳



劳动者报酬改为营业盈余;将国有和集体农场的营业盈余改为劳动者报酬。为了能与2004年以前的统计口径保持一致,国内学者在计算2004年后的劳动收入份额时按照不同方法做了调整。有学者发现,当对2004年后的数据全部进行调整后,2009年劳动收入份额较2007年上涨幅度非常大,推测是因为统计口径又一次被调回到了2004年之前的状态(张车伟,2012;刘盾等,2014)。因此,本文在根据“GDP法”计算历年劳动收入份额时,只对2004—2007年的数据进行调整。为了将2004—2007年间划归到营业盈余的个体经营户的收入从营业盈余中剔除,重新划归到劳动者报酬,本文采取的具体调整方法如下:①假设个体从业者与工薪劳动者的平均工资相等,则有:个体人员劳动报酬=劳动者报酬 $\times \frac{\text{个体就业人员数}}{\text{总就业人员数}-\text{个体就业人员数}}$ ;②假设个体从业者与工薪劳动者人均贡献的营业盈

余相同,则有:个体人员营业盈余=(营业盈余-个体人员劳动报酬) $\times \frac{\text{个体就业人员数}}{\text{总就业人员数}}$ ,其中,总就业

人员数、个体就业人员数均来自《中国统计年鉴》。混合收入=个体人员劳动报酬+个体人员营业盈余。

本文调整方法的上述两个假设条件与Zhou et al.(2010)、刘盾等(2014)调整方法所基于的假设条件一致,但是在具体调整方法上有所差异。他们认为,个体从业者的总收入要么等于工薪劳动者的平均工资收入,要么等同于工薪劳动者创造的人均营业盈余,或者取两者的平均值,而在本文中,个体从业者的总收入为两者的加总。从理论上讲,本文调整方法更为合理,因为个体从业者既提供了劳动又提供了资本,其总收入为来自劳动所得与资本所得的混合收入。此外,对于缺失的2008年和2013年劳动收入份额数值,则分别取其两个相邻年份的均值。图3显示的是依照要素法计算得到的1978—2015年中国劳动收入份额及其变化率。

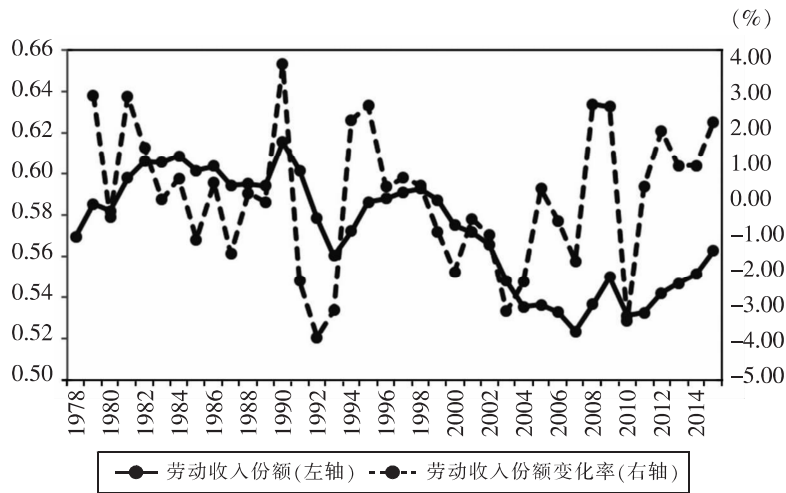


图3 1978—2015年中国劳动收入份额(要素法)及其变化率

本文在实证研究中所用到的数据,除进出口函数中的汇率 $e$ 、生产率函数中的第三产业比重 $sh_s$ 是采用当年现价外,其余数据均为按照2005年价折算的实际值。具体数据来源如下:① $e$ 为年平均汇率,1978—2009年数据来源于国际货币基金组织IFS数据库,2010—2015年数据来源于《中国统计年鉴》;② $sh_s$ 为GDP中第三产业增加值占比,数据来源于《中国统计年鉴》;③总产出 $Y$ 、最终消费支出 $C$ 、投资支出 $I$ 、出口 $E$ 、进口 $M$ ,均为按2005年价折算的实际值,数据来源于联合国UNSD

数据库;④劳动生产率  $\lambda$  是用总产出  $Y$  除以总就业人员数(年底数),总就业人员数(年底数)数据来源于《中国统计年鉴》;⑤实际工资水平  $w$  是当年在岗职工工资通过消费价格指数调整为以 2005 年为基期的实际值。在岗职工工资 1978—1994 年数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》,1995—2015 年数据来源于《中国统计年鉴》,消费价格指数数据来源于《中国统计年鉴》;⑥国外总需求  $Z$  采用的是中国内地历年来主要十大贸易伙伴 GDP 总量(2005 年价)。主要十大贸易伙伴分别为:美国、欧盟、东盟、日本、中国香港、韩国、澳大利亚、俄罗斯、印度、巴西。其数据来源于联合国 UNSD 数据库;⑦经济差距  $GAP$  选用的是美国与中国人均 GDP 之间的差距<sup>①</sup>,计算指标为  $GAP=(\text{美国人均 GDP}-\text{中国人均 GDP})/\text{中国人均 GDP}$ ,其中美国人均 GDP、中国人均 GDP 均为按 ppp(2005 价)折算的实际值,数据来源于联合国 UNSD 数据库。

为了考察本文所涉及的中国经济各个核心变量的长期表现,这里分时段列示了这些核心经济变量的平均年增长率见表 2。

表 2 核心宏观经济变量的分时段平均年增长率

时期	$\hat{C}$	$\hat{I}$	$\hat{E}$	$\hat{M}$	$\hat{Y}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{v}$
1979—1991	8.3542	8.0874	16.6485	13.1501	9.0846	5.1570	0.4339
1992—2001	9.7653	11.0639	17.2737	17.6239	10.3500	9.1902	-0.4865
2002—2007	9.1394	13.6014	18.3492	18.4367	11.2500	10.6215	-1.4558
2008—2015	8.8456	10.5854	6.4405	9.1814	8.6375	8.2592	0.9247
1979—2015	8.9692	10.3261	14.8861	14.3584	9.6811	7.8039	-0.0152

1978—1991 年在改革和出口高速攀升的推动下,GDP 平均年增长率达 9.08%,消费、投资也出现高速增长。不过,农村隐性失业问题严重,劳动生产率的增速较 GDP 增速要低得多。劳动收入份额大体呈上升趋势。1992—2001 年经济发展进入更快速更稳定的时期。民营经济迅速兴起,国内经济建设提速,使得投资大幅度增长,同时也促进了进口的大幅攀升。农村剩余劳动力逐步转移出来,劳动生产率增速相对于此前时期有了一个飞跃。劳动收入份额先升后降,总体上略微有所下降。2002—2007 年经济增长再上一个新台阶,多数核心宏观经济变量平均年增长率都再创新高,并且呈现逐年间不断上升趋势,表明加入 WTO 给经济发展带来的驱动力在逐渐发挥更强劲的推动作用。然而,这一时期劳动收入份额出现了较大幅度的下降,导致在 GDP 增速更高的情况下,消费增速不升反降。2008—2015 年受国际经济形势拖累,出口额增速大幅度下滑。尽管在“4 万亿投资”的刺激下,经济年平均增长率仍有 8.64%,但增速呈逐年下降趋势,表明单纯地依靠公共投资的刺激难以扭转经济增速的整体下滑趋势。劳动收入份额在此时期开始回升,使得消费平均年增长率高于 GDP 平均年增长率。

## 五、实证结果

### 1. 总需求效应估计

劳动收入份额变动的总需求效应的实证估计主要有两种估计方法:一是向量自回归(VAR)分

① 从理论上讲,计算劳均 GDP 差距更能体现生产率的差距,但是美国的历年劳动人口数无法获取,所以本文计算的是人均 GDP。

析,在商品市场实现均衡的基础上进行估计;二是单方程回归方法,分别对消费、投资、出口与进口函数进行估计。VAR分析尽管解决了系统中各变量的内生性问题,但难以确定各个单方程的影响效应,因而难以对劳动收入份额变动引起的总需求效应给出明确解释。单方程估计方法能够为实证结果提供直观的具体解释,本文遵循大多数学者的做法,采用单方程估计方法。

式(23)、(24)中 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $D_2$ 是本文实证研究的待估参数,为获取这三个待估参数值,式(5)、(7)、(9)、(11)、(18)成为以下实证研究中的待估方程。首先对式(5)、(7)、(9)、(11)两边同时取对数,使其成为线性回归模型。所涉及变量均为时间序列数据,为了避免变量之间出现“伪回归”问题,本文先进行检验,再决定具体的估计方法。

遵循Pesaran et al.(2001)方法,首先采用误差修正模型(ECM)进行估计,然后对估计结果进行F检验,以确认变量间的长期均衡关系是否存在。当经F检验发现长期均衡关系不存在时,再检验各变量的单整阶数,以确定直接采用OLS估计法(平稳序列)还是采用一阶差分估计法(非平稳序列)。Pesaran et al.(2001)方法对模型中各变量的单整阶数无约束,因此,相较于Johansen的MLE估计法,Pesaran et al.(2001)法的优点是:一是不需要事先对各变量进行单位根检验以确定其单整阶数;二是在I(0)、I(1)的混合系统下,可以不采用一阶差分模型而代之以误差修正模型(ECM)进行估计。

(1)消费函数。对消费函数采用误差修正模型(ECM)估计前,需要确定模型变量的合理滞后阶数。在滞后项的阶数选取上,VAR模型滞后期的判断准则中的大多数准则(FPE、HQIC、SBIC)表明应选择滞后一阶。所以,针对消费函数,这里采用OLS法估计以下误差修正模型(ECM):

$$d[\log(C_t)] = a_0 + a_1 \log(C_{t-1}) + a_2 \log(v_{t-1}) + a_3 \log(Y_{t-1}) + a_4 d[\log(v_t)] + a_5 d[\log(Y_t)] \quad (25)$$

其中, $a_1 \log(C_{t-1}) + a_2 \log(v_{t-1}) + a_3 \log(Y_{t-1})$ 为误差修正项, $a_1$ 为误差修正项系数。 $\{-a_2/a_1, -a_3/a_1\}$ 为长期乘数, $-a_2/a_1$ 代表消费支出对劳动收入份额的长期弹性, $-a_3/a_1$ 代表消费支出对总收入的长期弹性。回归结果见表3第(1)列。

(2)投资函数。Pesaran et al.(2001)提供的F检验方法拒绝了 $\ln I$ 、 $\ln \pi$ 、 $\ln Y$ 之间长期均衡关系的存在。因此,这里对 $\ln I$ 、 $\ln \pi$ 、 $\ln Y$ 进行平稳性检验(ADF检验)。如表4所示, $\ln I$ 、 $\ln \pi$ 在1%的显著水平上为一阶单整序列I(1), $\ln Y$ 在1%的显著水平上为平稳序列I(0)。为此,这里采取一阶差分模型进行估计:

$$d[\log(I_t)] = b_0 + b_1 d[\log(\pi_t)] + b_2 d[\log(Y_t)] \quad (26)$$

回归结果见表3第(2)、(3)列。

(3)出口函数。Pesaran et al.(2001)提供的F检验方法拒绝了 $\ln E$ 、 $\ln v$ 、 $\ln Z$ 、 $\ln e$ 之间长期均衡关系的存在,这里对 $\ln E$ 、 $\ln v$ 、 $\ln Z$ 、 $\ln e$ 进行平稳性检验(ADF检验)。如表4所示, $\ln E$ 、 $\ln v$ 、 $\ln Z$ 在1%的显著水平上为一阶单整序列I(1), $\ln e$ 在5%的显著水平上为平稳序列I(0)。为此,采取一阶差分模型进行估计,但由于估计结果中, $d[\log(e_t)]$ 项的回归系数不显著,去掉汇率变量 $e$ 重新估计。为处理自相关问题,采取Newey-West估计法,根据样本容量,选择滞后阶数为3。考虑到通过差分回归得出 $e$ 不是重要解释变量,去掉此变量后重新进行长期均衡关系检验,但经检验长期均衡关系仍不存在。所以,本文采用差分估计结果:

$$d[\log(E_t)] = c_0 + c_1 d[\log(v_t)] + c_2 d[\log(Z_t)] \quad (27)$$

回归结果见表3第(4)列。

表 3 劳动收入份额变动的总需求效应回归结果

方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	d[log(C <sub>t</sub> )]	d[log(I <sub>t</sub> )]	d[log(I <sub>t</sub> )]	d[log(E <sub>t</sub> )]	d[log(M <sub>t</sub> )]
常数项	0.3326 (1.29)	-0.0741** (-2.71)		0.0913*** (3.20)	-5.4520** (-2.70)
log(C <sub>t-1</sub> )	-0.2450** (-2.06)				
log(v <sub>t-1</sub> )	0.1957* (1.72)				
log(Y <sub>t-1</sub> )	0.2335** (2.14)				0.4795** (2.48)
log(M <sub>t-1</sub> )					-0.3224** (-2.37)
d[log(v <sub>t</sub> )]	0.0049 (0.03)			-1.1643* (-1.79)	
d[log(Y <sub>t</sub> )]	0.7158*** (5.26)	1.8481*** (6.38)	1.0836*** (15.17)		4.1336*** (5.82)
d[log(π <sub>t</sub> )]		0.4224 (1.54)	0.7604*** (2.86)		
d[log(Z <sub>t</sub> )]				1.7418** (2.23)	
d[log(M <sub>t-1</sub> )]					0.1030 (0.70)
d[log(M <sub>t-2</sub> )]					-0.1466 (-1.06)
d[log(M <sub>t-3</sub> )]					-0.5042*** (-3.39)
Adj. R <sup>2</sup>	0.5091	0.6438	0.8723		0.5716
DW 统计量	1.5509	1.9967	1.8617		1.5257
F-stat	7.3583*** <sup>a</sup>				6.6415*** <sup>b</sup>
Q 统计量	0.3897	0.6655	0.3710		0.1044
White Test	0.3918	0.4414	0.8387		0.2273

注:括号内为 t 值,\*p<0.10,\*\*p<0.05,\*\*\*p<0.01;a 检验原假设“H<sub>0</sub>:a<sub>1</sub>=a<sub>2</sub>=a<sub>3</sub>=0”的 F 统计量,以确认长期均衡关系是否存在。本文选取的是带无约束截距项、不带时间趋势项模型,采用 Pesaran et al.(2001)提供的临界值。b 检验原假设“H<sub>0</sub>:d<sub>1</sub>=d<sub>2</sub>=0”的 F 统计量,以确认长期均衡关系是否存在。本文选取的是带无约束截距项、不带时间趋势项模型,采用 Pesaran et al.(2001)提供的临界值。

(4)进口函数。对于进口函数,在滞后项的阶数选取上,VAR 模型滞后期的判断准则中的绝大多数准则(LR、FPE、AIC、HQIC)表明应选择滞后四阶,但由于 log(e<sub>t-1</sub>)、d[log(e<sub>t</sub>)]及其一至三阶滞后项、log(v<sub>t-1</sub>)、d[log(v<sub>t</sub>)]及其一至三阶滞后项、d[log(Y<sub>t</sub>)]的一至三阶滞后项回归系数均不显著,这里去掉汇率变量 e、劳动收入份额变量 v、d[log(Y<sub>t</sub>)]的一至三阶滞后项重新进行估计。因此,针对进口函数,这里估计以下误差修正模型(ECM):

$$d[\log(M_t)] = d_0 + d_1 \log(M_{t-1}) + d_2 \log(Y_{t-1}) + d_3 d[\log(Y_t)] + d_4 d[\log(M_{t-1})] + d_5 d[\log(M_{t-2})] + d_6 d[\log(M_{t-3})] \quad (28)$$

回归结果见表 3 第(5)列。

表 4 投资函数平稳性检验(ADF 检验)结果

变量	检验类型(C,T,K)	ADF 统计量	1%临界值	5%临界值	P 值(概率)	平稳性
lnY	(1,1,3)	-4.419***	-4.297	-3.564	0.0020	平稳
lnI	(1,1,1)	-3.176	-4.279	-3.556	0.0893	非平稳
ΔlnI	(1,0,0)	-4.284***	-3.675	-2.969	0.0005	平稳
lnπ	(1,1,0)	-2.709	-4.270	-3.552	0.2325	非平稳
Δlnπ	(0,0,0)	-5.056***	-2.642	-1.950	—	平稳

注:(C,T,K)是 ADF 的检验形式,C 是常数项,T 是趋势项,K 是滞后阶数,Δ 表示变量的一阶差分。

表 5 出口函数平稳性检验(ADF 检验)结果

变量	检验类型(C,T,K)	ADF 统计量	1%临界值	5%临界值	P 值(概率)	平稳性
lnE	(1,0,0)	-2.535	-3.668	-2.966	0.1071	非平稳
ΔlnE	(1,1,0)	-4.964***	-4.279	-3.556	0.0002	平稳
lnv	(1,1,0)	-2.564	-4.270	-3.552	0.2967	非平稳
Δlnv	(0,0,0)	-5.031***	-2.642	-1.950	—	平稳
lnZ	(1,0,0)	-1.965	-3.668	-2.966	0.3020	非平稳
ΔlnZ	(1,0,0)	-4.565***	-3.675	-2.969	0.0001	平稳
lne	(1,0,4)	-3.124**	-3.696	-2.978	0.0248	平稳
Δlne	(1,1,0)	-5.545***	-4.279	-3.556	0.0000	平稳

注:(C,T,K)是 ADF 的检验形式,C 是常数项,T 是趋势项,K 是滞后阶数,Δ 表示变量的一阶差分。

表 3 中第(1)列显示的是消费函数即式(25)的估计结果。协整方程中各项系数均显著,误差修正项系数  $a_1$  在 5%水平上显著,检验长期均衡关系是否存在的 F 检验在 1%水平上显著。经调整的  $R^2$  值较高,DW 检验、怀特检验等各项检验结果较为良好,都表明了模型设定的合理性。实证结果表明误差修正项系数  $a_1$  为负,经计算,消费支出的劳动收入份额长期弹性  $\theta_1 = -a_2/a_1 = 0.80$ ,消费支出的总收入长期弹性  $\theta_2 = -a_3/a_1 = 0.95$ 。长期内,消费支出的收入弹性接近于 1,这一估计结果与预期相符。

对于投资函数即式(26),本文按照带截距项、不带截距项两种情形分别进行了估计,分别见表 3 第(2)、(3)列。带截距项的回归结果令人不满意,lnπ 的回归系数不显著。考虑到回归方程为一阶差分模型,这里去掉截距项重新进行回归。不带截距项的差分模型结果有很大改善,lnπ、lnY 均在 1%的显著性水平下表现显著,且经调整的  $R^2$  值由 0.64 上升到了 0.87。根据估计结果,投资支出的利润收入份额弹性为  $\varepsilon_1 = (\partial III)/(\partial \pi/\pi) = 0.76$ ,投资支出的总产出弹性为  $\varepsilon_2 = (\partial III)/(\partial Y/Y) = 1.08$ 。投资支出的总产出弹性接近于 1,这一估计结果也与预期相符。

表 3 中第(4)列显示的是出口函数即式(27)的估计结果。出口的劳动收入份额弹性  $\phi_1 = (\partial E/E)/(\partial v/v) = -1.16$ ,出口的国外总需求弹性  $\phi_2 = (\partial E/E)/(\partial Z/Z) = 1.74$ 。由于汇率变量 e 不显著,故认为  $\phi_3 = (\partial E/E)/(\partial e/e) = 0$ 。 $\phi_1$  绝对值大于 1,表明出口对劳动成本的上升比较敏感。中国的出口产品多为低端产品,其国际竞争力主要依赖于廉价劳动力,一旦劳动成本上升,国际竞争优势迅速流失,出口额将深受影响。 $\phi_2$  高达 1.74,表明国际市场景气状况对中国出口影响很大,一旦国际市场疲软,出口就会严重受阻。

表 3 中第(5)列显示的是进口函数即方程(28)的估计结果。协整方程中系数、检验长期均衡关系是否存在的 F 检验均表现显著。与预期相符,误差修正项系数  $d_1$  为负,经计算,进口的总收入长期

弹性  $\varphi_2 = -d_2/d_1 = 1.49$ 。这表明随着收入水平的上升,民众消费需求升级,国内制造难以满足,因此,收入增长带来的大部分新增需求流向了国外市场。此外,研究还发现,汇率变量  $e$ 、劳动收入份额变量  $v$  不显著,故认为  $\varphi_1 = 0, \varphi_3 = 0$ 。

通过对消费函数、投资函数、出口函数及进口函数的回归估计,得到了参数  $\theta_1, \theta_2, \varepsilon_1, \varepsilon_2, \phi_1, \varphi_1, \varphi_2$  的估计值。为了获得  $D_2$  的估计值,还需另计算  $C_Y, I_Y, E_Y, M_Y, V_\pi$ 。在这里,本文除了计算 1978—2015 年间的均值,以获得劳动收入份额变动对总需求的总体平均效应,还分别计算了 1978—1991 年、1992—2001 年、2002—2007 年、2008—2015 年不同时段内的均值,以了解劳动收入份额的总需求效应在样本期内的演变情况(见表 6)。

表 6 最后一列是计算得到的不同时段内劳动收入份额变动的总需求效应  $D_2$ 。 $D_2$  值始终为负,表明在不同时段内中国总需求增长机制均为“利润拉动型”,即劳动收入份额上升会导致总需求增长率下降。这与 Wang(2009)、Molero-Simarro(2011)、Onaran and Galanis(2012)关于中国总需求增长机制的研究结论一致。1978—2007 年随着出口在 GDP 中占比越来越大,劳动收入份额上升给出口带来的负效应在绝对量上也处于不断增大中,因此,“利润拉动型”特征越来越明显。 $D_2$  的绝对值也从 1978—1991 年的 0.27 上升到 1992—2001 年的 0.63,再上升到 2002—2007 年的 0.69。其后 2008—2015 年投资在 GDP 中占比的较大幅度提高,再次增强了“利润拉动型”效应,使得  $D_2$  的绝对值上升到 0.87。从整个样本期(1978—2015 年)看,中国劳动收入份额变动对总需求的总体平均效应为 -0.67,即劳动收入份额增长率每上升 1 个百分点,总需求增长率将平均下降 0.67 个百分点。

表 6 GDP 构成及  $v/\pi$

时期	$C_Y$	$I_Y$	$E_Y$	$M_Y$	$V_\pi$	$D_2$
1978—1991	0.6317	0.3808	0.0972	0.1064	1.4846	-0.2679
1992—2001	0.5672	0.3743	0.2102	0.1618	1.3837	-0.6300
2002—2007	0.5381	0.4041	0.3243	0.2677	1.1768	-0.6913
2008—2015	0.5101	0.4699	0.3144	0.2938	1.1943	-0.8725
1978—2015	0.5744	0.4015	0.2085	0.1859	1.3483	-0.6656

## 2. 生产率效应估计

首先对方程(18)各变量水平值取对数(变量  $sh_s, GAP$  除外),以获得因变量对自变量的弹性,同时有利于消除异方差问题。Pesaran et al.(2001)提供的 F 检验方法拒绝了  $\ln\lambda, \ln Y, \ln w, sh_s, GAP$  间长期均衡关系的存在,表现在  $GAP_{t-1}$  项系数不显著,但确认了  $\ln\lambda, \ln Y, \ln w, sh_s$  之间长期均衡关系的存在。根据 ADF 检验结果,  $\ln Y, GAP$  在 1% 的显著水平上为平稳序列  $I(0)$ ,  $\ln\lambda, \ln w, sh_s$  在 1% 的显著水平上为一阶单整序列  $I(1)$ 。为此,本文采取一阶差分模型进行估计,但发现估计结果不令人满意,于是去掉变量  $GAP$ ,对生产率函数采用误差修正模型进行估计。在滞后项的阶数选取上,VAR 模型滞后期的判断准则 LR、AIC 表明应选择滞后四阶,FPE、HQIC 则表明应选择滞后二阶。通过估计结果比较,发现选择滞后二阶更为合理。当采取二阶滞后期进行估计时,  $d[\log(Y_{t-1})], d[\log(w_{t-1})], d(sh_{s,t-1})$  回归系数均不显著。因此,针对生产率函数,估计以下误差修正模型(ECM):

$$d[\log(\lambda_t)] = f_0 + f_1 \log(\lambda_{t-1}) + f_2 \log(Y_{t-1}) + f_3 \log(w_{t-1}) + f_4 sh_{s,t-1} + f_5 d[\log(Y_t)] + f_6 d[\log(w_t)] + f_7 d(sh_{s,t-1}) + f_8 d[\log(\lambda_{t-1})] \quad (29)$$

如表7所示,协整方程中各项系数均显著,且符号与预期相符。误差修正项系数 $f_1$ 、检验长期均衡关系是否存在的F检验均在1%的显著性水平下表现显著。维多恩系数为 $\beta_1=-f_2/f_1=0.65$ ,表明总产出增长率每上升1个百分点,劳动生产率增长率上升0.65个百分点。劳动生产率的实际工资弹性为 $\beta_2=-f_3/f_1=0.34$ ,表明实际工资增长率每上升1个百分点,劳动生产率增长率上升0.34个百分点。这一估计结果与Vergeer and Kleinknecht(2010)、Hein and Tarassow(2010)关于OECD国家劳动生产率的实际工资弹性的研究结果相似,其中前者研究分析了19个OECD国家,估计结果为0.31—0.39之间(1960—2004年);后者研究了6个OECD国家,估计结果为基本在0.30左右(1960—2007年)。劳动生产率的第三产业比重弹性为 $\alpha=-f_4/f_1=-0.01$ ,表明第三产业比重每增加1个百分点,劳动生产率增长率将下降0.01个百分点,验证了“鲍莫尔病”的论断。

表7 劳动生产率函数误差修正模型(ECM)估计结果

$f_0$	$f_1$	$f_2$	$f_3$	$f_4$	Adj. R <sup>2</sup>	DW-Statistics	F-stat <sup>a</sup>	Q-Statistics	White Test
-6.0222*** (-3.30)	-0.4879*** (-3.05)	0.3148*** (3.21)	0.1635*** (2.77)	-0.0065** (-2.28)	0.7626	2.1397	19.2339***	0.8711	0.1055

注:括号内为t值,\*p<0.10,\*\*p<0.05,\*\*\*p<0.01;a 检验原假设“ $H_0:f_1=f_2=f_3=f_4=0$ ”的F统计量,以确认长期均衡关系是否存在。本文选取的是带无约束截距项、不带时间趋势项模型,采用Pesaran et al.(2001)提供的临界值。

将 $D_2, \beta_1, \beta_2$ 估计值代入式(24)、(25),可求得 $\frac{d\hat{Y}^*}{d\hat{v}^*}, \frac{d\hat{\lambda}^*}{d\hat{v}^*}$ 。表8中报告了劳动收入份额变动的总体效应。

表8 劳动收入份额变动的总体效应

时期	1978—1991	1992—2001	2002—2007	2008—2015	1978—2015
$D_2$	-0.2679	-0.6300	-0.6913	-0.8725	-0.6656
$\frac{d\hat{Y}^*}{d\hat{v}^*}$	-0.2153	-0.7059	-0.8298	-1.3275	-0.7757
$\frac{d\hat{\lambda}^*}{d\hat{v}^*}$	0.1962	-0.1203	-0.2003	-0.5214	-0.1654

考察劳动收入份额变动的总产出效应 $\frac{d\hat{Y}^*}{d\hat{v}^*}$ ,主要由两部分构成:一是直接效应(总需求效应),此处的 $D_2$ 始终为负;二是间接效应(生产率效应) $\frac{1-\beta_2}{1+\beta_1 D_2}$ ,通过实际工资上涨效应 $(1-\beta_2)$ 与维多恩效应 $1/(1+\beta_1 D_2)$ 共同形成。其中,实际工资上涨效应将通过提升劳动生产率增长率,拉低劳动收入份额原有上升幅度,对直接效应起弱化作用,在这里估计得到 $(1-\beta_2)=0.66$ 。由于在各不同时段内,中国总需求增长机制均为“利润拉动型”,因此,维多恩效应会通过降低劳动生产率增长率,扩大劳动收入份额原有上升幅度,对直接效应起着强化作用。在各时段内, $1/(1+\beta_1 D_2)$ 的取值不断上升,表明维多恩效应的强化作用随时间不断增大。在间接效应的强化作用下,劳动收入份额增长率每上升1

个百分点,总产出增长率分别下降 0.22、0.71、0.83、1.33 个百分点。从整个样本期(1978—2015 年)平均效应看,劳动收入份额增长率每上升 1 个百分点,总产出增长率平均下降 0.78 个百分点。

具体考察劳动收入份额变动的劳动生产率效应  $\frac{d\hat{\lambda}^*}{d\hat{v}^*}$ , 主要由两部分构成:一是直接效应(生产率效应),估计得到  $\beta_2=0.34$ ;二是间接效应,它通过总需求效应与维多恩效应共同作用。在各时段内,劳动收入份额增长率上升的总需求效应为负,在维多恩效应下,劳动生产率增长率会出现下降,即间接效应为负。1978—1991 年间接效应相对于直接效应较小,因此,总体效应依然为正,劳动收入份额增长率每上升 1 个百分点,劳动生产率增长率将上升 0.20 个百分点。然而随着  $D_2$  绝对值的增大,总需求下降对生产率增长的负效应,超过了实际工资上升对生产率增长的正效应,使得总效应转为负。在 1992—2001 年、2002—2007 年、2008—2015 年各时段内,劳动收入份额增长率每上升 1 个百分点,劳动生产率增长率将下降 0.12、0.20、0.52 个百分点。从整个样本期(1978—2015 年)平均效应看,间接效应(负向)超出直接效应(正向),劳动收入份额增长率每上升 1 个百分点,劳动生产率增长率将平均下降 0.17 个百分点。

对照表 8 和表 9,可以通过劳动收入份额实际变动情况来了解其对总产出、劳动生产率产生的实际影响。在 1978—1991 年间,  $\frac{d\hat{Y}^*}{d\hat{v}^*}$  为负,  $\frac{d\hat{\lambda}^*}{d\hat{v}^*}$  为正,因而劳动收入份额上升拉低了总产出增长率,提高了劳动生产率增长率。在其他时段内,  $\frac{d\hat{Y}^*}{d\hat{v}^*}$ 、 $\frac{d\hat{\lambda}^*}{d\hat{v}^*}$  均为负,因此,劳动收入份额的下降(1992—2001 年、2002—2007 年、1978—2015 年)促进总产出增长率、劳动生产率增长率的提高,而劳动收入份额的上升(2008—2015 年)带来总产出增长率、劳动生产率增长率的下降。在 1978—1991 年、1992—2001 年这两个时段内,劳动收入份额总体变化幅度不大,而且其变动的总产出效应、生产率效应( $\frac{d\hat{Y}^*}{d\hat{v}^*}$ 、 $\frac{d\hat{\lambda}^*}{d\hat{v}^*}$ )也相对较小,因此对总产出、劳动生产率变动的贡献度很小。而在 2002—2007 年、2008—2015 年这两个时段内,劳动收入份额变化幅度较大,其变动的总产出效应、生产率效应也明显增强,因此对总产出、劳动生产率变动的贡献度大有提升。从整个样本期(1978—2015 年)的平均效应看,劳动收入份额增长率呈微弱的下降态势,导致总产出、劳动生产率的年增长率分别提升了 0.012、0.003 个百分点。

表 9 劳动收入份额变动的实际贡献率

时期	1978—1991	1992—2001	2002—2007	2008—2015	1978—2015
$\hat{v}$	0.4339	-0.4865	-1.4558	0.9247	-0.0152
$\Delta\hat{Y}$	-0.0934	0.3434	1.2080	-1.2275	0.0118
$\Delta\hat{\lambda}$	0.0851	0.0585	0.2915	-0.4821	0.0025

## 六、主要结论与政策建议

本文通过对 Naastepad 模型的改进与完善,构建了一个更具一般性的同时融合收入分配变化的



总需求效应与总供给(生产率)效应的经济增长模型,利用中国1978—2015年时间序列数据,对中国收入分配变化的经济增长效应展开了实证研究。研究表明:①从总需求效应看,中国总需求增长机制主要表现为“利润拉动型”,并且,随着出口以及投资在GDP中占比不断提升,“利润拉动型”特征呈不断增强趋势。②从生产率效应看,劳动生产率的实际工资弹性为0.34,而维多恩效应则表现得更强,劳动生产率的总产出弹性为0.65;③从总效应看,1978—1991年劳动收入份额上升的总产出效应为负,生产率效应为正;在其余各时段,劳动收入份额上升的总产出效应、生产率效应均为负,且负效应随时间增强。

上述实证结论表明,过去近40年间,劳动收入份额下降对中国经济增长、生产率提升主要产生的是正向作用。一方面,随着出口以及投资在GDP中占比不断扩大,中国总需求增长机制的“利润拉动型”特征越来越明显;另一方面,实际工资增长与生产率增长之间确实存在着正相关,且相关系数较高(0.34)。因此,劳动收入份额增长率下降对经济增长、生产率增长的总体效应为正,主要源于总需求增长机制的“利润拉动型”特征和“高投资、高出口”的特定增长路径。与此同时,劳动收入份额绝对水平下降也成为中国改革开放后出口大幅度增长的重要推动力。

尽管中国过去的“出口导向型”、“投资驱动型”增长模式取得了显著成功,造就了中国的“增长奇迹”,但是这种发展模式本身具有脆弱性和不可持续性。主要体现在:一是中国出口对劳动成本、国际市场景气度十分敏感,出口的劳动收入份额弹性、国外总需求弹性分别高达1.16、1.74。二是从国外学者研究结果看,开放经济下的大国(美国、英国、德国等)的总需求增长机制主要表现为“工资拉动型”。作为大型经济体,产能和国内市场容量巨大,当其出口量增加到一定程度,要逐渐转向通过提高劳动收入份额来扩大国内需求。实际上,2008年以来,出口市场的收缩,越南、印度等拥有更廉价劳动力国家吸引了更多国际投资,中国“出口导向型”增长模式亟待转型。三是大量的公共投资带来了沉重的财政负担和地方政府债务加重,导致资本边际生产率下滑、许多产业产能过剩、环境资源过度消耗等一系列问题。

中国政府多次强调,坚持在经济增长的同时实现居民收入同步增长、在劳动生产率提高的同时实现劳动报酬同步提高。本文的研究表明,持续提高劳动收入份额将成为推进中长期经济发展的关键举措。原因在于,劳动报酬的提高不仅直接推动生产率水平提高,并且在“工资拉动型”总需求增长机制下还会带来总需求提高,进而通过维多恩效应带来生产率的提高,即劳动收入份额提高在总需求、生产率方面的正向效应叠加,成为推动产业升级的重要动力。

本文的研究表明,随着中国逐步由要素驱动、投资驱动转向创新驱动发展,使总需求增长机制由“利润拉动型”转变为“工资拉动型”的条件已经具备或正在形成。已具备的条件是中国消费需求对劳动收入份额的长期弹性高达0.80,因此,如果持续提高劳动收入份额,建立扩大内需的长效机制,有效提高消费在GDP中的占比,则劳动收入份额上升对消费产生的正向作用将能够超过其对投资、出口的负效应。正在形成的条件是中国供给侧结构性改革把提高供给质量作为主攻方向,这样,一方面,能够优化出口商品结构,提升产品的附加值,形成不依赖于廉价劳动力的竞争优势,实际工资上升给出口带来的负效应将会大为缩小;另一方面,通过改善商品市场的供给结构,能够满足国内日益升级的消费需求,实际工资上升带来的总需求增加将主要流向国内市场。由此可见,应通过各种政策,促进实际工资水平提升,提高劳动收入份额占比,那么,在总需求增长机制与生产率机制的共同作用下,就能够实现“工资提高—总需求提高—生产率提高”的可持续发展模式。

[参考文献]

- [1]白重恩,钱震杰,武康平. 中国工业部门要素分配份额决定因素研究[J]. 经济研究, 2008,(8):16-28.
- [2]宫旭红,曹云祥. 资本深化与制造业部门劳动生产率的提升——基于工资上涨及政府投资的视角[J]. 经济评论, 2014,(3):51-63.
- [3]黄乾,魏下海. 中国劳动收入比重下降的宏观经济效应——基于省级面板数据的实证分析[J]. 财贸经济, 2010,(4):121-127.
- [4]李平,宫旭红,张庆昌. 工资上涨促进劳动生产率提升:存在性及门槛效应研究[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2011,(3):83-91.
- [5]刘盾,施祖麟,袁伦渠. 利润拉动还是工资拉动? ——对劳动收入份额影响经济增长的理论探讨与实证研究[J]. 南开经济研究, 2014,(2):3-29.
- [6]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):25-35.
- [7]姚毓春,袁礼,王林辉. 中国工业部门要素收入分配格局——基于技术进步偏向性视角的分析[J]. 中国工业经济, 2014,(8):44-56.
- [8]袁富华,张平,刘霞辉,楠玉. 增长跨越:经济结构服务化、知识过程和效率模式重塑[J]. 经济研究, 2016,(10):12-26.
- [9]张杰,卜茂亮,陈志远. 中国制造业部门劳动报酬比重的下降及其动因分析[J]. 中国工业经济, 2012,(5):57-69.
- [10]张车伟. 中国劳动报酬份额变动与总体工资水平估算及分析[J]. 经济学动态, 2012,(9):10-19.
- [11]Bowles, S., and R. Boyer. Wages, Aggregate Demand, and Employment in an Open Economy: An Empirical Investigation [A]. Epstein, G., and H. Gintis. Macroeconomic Policy after the Conservative Era: Studies in Investment, Saving and Finance[C]. Cambridge: Cambridge University Press, 1995.
- [12]Bhaduri, A., and S. Marglin. Unemployment and the Real Wage: The Economic Basis for Contesting Political Ideologies[J]. Cambridge Journal of Economics, 1990,14(4):375-93.
- [13]Boyer, R., and P. Petit. Kaldor's Growth Theories: Past, Present and Prospects for the Future [A]. Nell, E. J. and W. Semmler, (eds). Nicholas Kaldor and Mainstream Economics: Confrontation or Convergence[C]. New York: St Martin's Press, 1991.
- [14]Hartwig, J. Distribution and Growth in Demand and Productivity in Switzerland (1950—2010)[J]. Applied Economics Letters, 2013,20(10):938-944.
- [15]Hein, E., and A. Tarassow. Distribution, Aggregate Demand and Productivity Growth: Theory and Empirical Results for Six OECD Countries Based on a Post-Kaleckian Model[J]. Cambridge Journal of Economics, 2010, 34(4):727-754.
- [16]Hein, E., and L. Vogel. Distribution and Growth Reconsidered Empirical Results for Six OECD Countries[J]. Cambridge Journal of Economics, 2008,32(3):479-511.
- [17]Kaldor, N. Causes of Growth and Stagnation in the World Economy (Raffaella Mattioli Lectures) [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1996.
- [18]Marquetti, A. Do Rising Real Wages Increase the Rate of Labour-Saving Technical Change? Some Econometric Evidence[J]. Metroeconomica, 2004,55(4):432-441.
- [19]Molero-Simarro, R. Functional Distribution of Income and Economic Growth in the Chinese Economy, 1978—2007 [R]. Department of Economics Working Paper. School of Oriental and African Studies. University of London, 2011.
- [20]Naastepad, C. W. M. Technology, Demand and Distribution: A Cumulative Growth Model with an Application to the Dutch Productivity Growth Slowdown[J]. Cambridge Journal of Economics, 2006,30(3):403-434.
- [21]Naastepad, C. W. M., and S. Storm. OECD Demand Regimes (1960—2000)[J]. Journal of Post Keynesian

- Economics, 2006,29(2):213-249.
- [22]Onaran, Ö., and G. Galanis. Is Aggregate Demand Wage-Led or Profit-Led? National and Global Effects[R]. ILO Working Paper, Conditions of Work and Employment Series, Geneva, Switzerland: ILO. 2012.
- [23]Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships[J]. Journal of Applied Econometrics, 2001,16(3):289-326.
- [24]Storm, S., and C. W. M. Naastepad. Labor Market Regulation and Productivity Growth: Evidence for Twenty OECD Countries(1984-2004)[J]. Industrial Relations, 2009,48(4):629-54.
- [25]Verdoorn, P. J. Fattori che Regolano lo Sviluppo della Produttività del Lavoro[J]. L'industria, 1949,(1):3-10.
- [26]Vergeer, R., and A. Kleinknecht. The Impact of Labor Market Deregulation on Productivity: A Panel Data Analysis of 19 OECD Countries(1960-2004)[J]. Journal of Post Keynesian Economics, 2010,33(2):371-408.
- [27]Wang, P. Three Essays on Monetary Policy and Economic Growth in China[D]. University of Ottawa, 2009.
- [28]Webb, S. The Economic Theory of a Legal Minimum Wage [J]. Journal of Political Economy, 1912,20(10): 973-998.
- [28]Zhou, M. H., W. Xiao, and X. G. Yao. Unbalanced Economic Growth and Uneven National Income Distribution: Evidence from China [R]. Institute for Research on Labor and Employment Working Paper, University of California, 2010.

## Labor Income Share, Aggregate Demand and Productivity

ZOU Wei, YUAN Fei-lan

(School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

**Abstract:** This paper constructs an economic growth model which integrates a demand regime and a productivity regime for changes in income distribution, and makes an empirical study based on the time series data from 1978 to 2015 in China, to study the effects of changes in income distribution on economic growth in China. The main findings are as follows: China's demand growth is mainly "profit-led", and as the proportion of exports and investment in GDP kept rising in past years, the economy became more and more strongly "profit-led"; the rising of real wages has a positive effect on labor productivity, with the elasticity coefficient of 0.34; the Verdoorn effect is relatively stronger, with the elasticity coefficient of 0.65; when combining demand regime together with productivity regime, in the sub-sample period from 1978 to 1991, if labor income share increases, the output effect is negative, and the productivity effect is positive; in other sub-sample periods, if labor income share increases, the output effect and the productivity effect are both negative, and the positive effect is getting stronger as time goes on; during the whole sample period, if labor income share growth increase by 1 percentage point, the total output growth falls by 0.78 percentage points on average, and the labor productivity growth falls by 0.17 percentage points on average. Based on our research, it is suggested that China should transform demand growth mechanism and raise labor income share, and therefore establish the sustainable development mode of "high wage-high demand-high productivity".

**Key Words:** labor income share; aggregate demand; productivity; real wage

**JEL Classification:** E24 J30 O47

[责任编辑:覃毅]