

有效需求体制、功能性收入分配与技术进步

——基于 OECD 国家的实证研究

赵锦春, 谢建国

(南京大学商学院, 江苏 南京 210093)

摘要:文章基于后卡莱茨基模型,分析了功能性收入分配对技术进步的影响机制及作用方向,并使用 OECD 国家的相关数据进行了检验。结果显示,功能性收入分配对技术进步存在重要影响:在工资主导型国家中,工资率增加会促进技术进步;而在利润主导型经济中,工资率对技术进步的影响难以确定。进一步分析表明,改善要素收入分配失衡,提高工资性收入占国民收入的比重,不仅能够促进工资内需型经济体的形成,也能够加速国内技术进步。

关键词:有效需求;功能性收入分配;技术进步

中图分类号:F404.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)04-0027-15

一、引言

有关收入分配不平等对技术进步和劳动生产率影响的研究一直是理论经济学的研究重点,部分学者分析了规模性收入分配失衡与技术进步和劳动生产率提升之间的联系。Murphy 等(1989)指出,农业主导经济体可以在出口导向的增长方式下完成工业化,而相对公平的收入分配能够拉动国内工业化商品需求,进而加速这一过程。Zweimüller 和 Brunner(2005)则认为,不同收入阶层的有效需求会影响企业创新行为和增加创新投入,而需求引致创新受价格效应和市场规模效应的共同影响。Bhaduri(2006)及 Foellmi 和 Zweimüller(2006)同样认为,不同收入阶层对高低弹性商品的需求存在差异,收入分配不平等会造成社会整体对高弹性创新产品的需求下降,不利于企业的技术进步。也有部分研究讨论了功能性收入分配对技术进步的影响。Kalecki(1971)认为,在资本家消费不变和工人零储蓄的假定下,企业家对投资的需求来自企业利润率和产能利用率的提高,而工资偏向型再分配政策能够提高产能利用率,促进企业投资并激发企业自主创新的动力。Rowthorn(1981)、Dutt(1984)以及 Taylor(1985)的研究也得到类似的结论。Bhaduri 和 Marglin(1990)认为,一国的经济增长模式可以划分为利润驱动型和工资驱动型;而在开放经济条件下,功能性收入分配会对不同需求体制国家的技术进步产生差异化影响(Bowles 和 Boyer,1995)。

近年来,对功能性收入分配失衡与技术进步关系的研究成为理论经济学界的新热点,随

收稿日期:2013-10-28

基金项目:国家社科基金项目(08CJY063);江苏省科技厅“333”工程项目

作者简介:赵锦春(1986—),男,安徽蚌埠人,南京大学商学院博士研究生;

谢建国(1973—),男,湖南耒阳人,南京大学商学院教授,博士。

着人们对卡尔多“特征事实”的质疑(罗长远,2009),更多的研究开始关注功能性收入分配变动对技术进步和经济增长的逆向影响。那么,要素收入分配对技术进步是否存在逆向影响?这一作用的具体方向和程度又如何?蔡昉(2013)认为,对处在发展中阶段的中国而言,劳动力收入占国民收入的比重逐年下降,而国内技术进步和全要素生产率同样呈逐年下降的趋势,改善功能性收入分配失衡是否对促进我国经济增长方式转型以及构建全要素生产率驱动型经济增长模式同样存在重要意义?解答上述问题不仅能够理论层面丰富收入分配与技术进步关系的研究,也能够实践层面为改善我国劳动收入占比和劳动生产率下降的经济现实提供政策参考。本文在开放经济的后卡莱茨基模型框架下,构建了要素分配影响技术进步的理论模型,阐述功能性收入分配对技术进步的作用机制,并使用跨国面板数据进行了实证检验。

本文余下内容结构安排如下:第二部分为文献综述;第三部分为理论模型;第四部分为计量方法及数据说明;第五部分为稳健性检验;第六部分为结论与启示。

二、文献综述

以功能性收入分配为视角考察国内经济增长是后凯恩斯主义新剑桥学派和后卡莱茨基模型分析的主要特点。近来较多的研究都是在传统卡莱茨基模型的基础上进行了开放经济环境下的拓展,探讨了功能性收入分配与国内技术进步的关系。Bhaduri 和 Marglin(1990)首次将劳动力生产率纳入开放经济环境下的后卡莱茨基模型中,分析了不同需求体制下功能性收入分配对技术进步的影响。他们认为,国内需求和投资均可划分为工资主导型和利润主导型,功能性收入分配在工资主导型经济中会促进技术进步,而在利润主导型经济中则会抑制技术进步。

之后,较多的研究开始关注功能性收入分配与劳动生产率和技术进步之间的关系,并从实际工资形成机制和有效需求两个方面对功能性收入分配影响劳动生产率和技术进步的机制进行了研究。以实际工资形成机制为主线的研究又可以分为宏观和微观视角两个层面:首先,宏观背景下的多数研究集中于考察实际工资水平对劳动生产率的影响。Marquetti(2004)使用协整和格兰杰因果检验方法,结合美国 1869—1999 年的相关数据,检验了实际工资与劳动生产率之间的因果关系,结果表明,工人的实际工资与劳动生产率之间存在长期协整关系,而实际工资增长是劳动生产率提高的直接原因,但劳动生产率提高并不会增加实际工资,企业在生产过程中的技术进步也是劳动力集约型的,劳动生产率的提高会导致实际工资率下降。Naastepad(2006)将内生技术进步融入新卡莱茨基需求模型中,分析了不完全竞争劳动力市场中,工资限制与经济增长和技术进步的关系,并使用荷兰 1960—2000 年的数据进行检验,结果表明,工资限制对经济增长并不存在显著的促进作用,而工资率下降则会降低劳动生产率,不利于技术进步。Vergeer 和 Kleinknecht(2007)及 Stockhammer 等(2009)的研究也得到了类似的结论。

其次,也有文献从产业层面和微观视角分析了劳动力就业市场影响下的实际工资水平对劳动生产率的影响。Storm(2007)以 1984—1997 年 19 个 OECD 国家作为样本,通过主成分分析方法构建劳动力市场规制指数,检验了不同程度劳动力市场规制下,实际工资水平对劳动生产率的影响,结果表明,工资增加显著促进了 OECD 国家劳动生产率的提升,而当劳动力市场存在过度规制时,提高工资水平对生产率的提升作用则并不显著。Tavani 等(2011)在 Fl- aschel 和 Krolzig(2008)的螺旋工资定价机制基础上,将工资菲利普斯曲线引入“分配曲线”,分析了标准需求—分配模型中工资率、资本利用率和产能利用率对劳动生产率的影响,并结合

美国 1956—1998 年的相关数据检验了模型的稳定性和基本结论,结果表明,在不同的经济增长阶段,劳动生产率与资本利用率和工资率始终呈正相关关系。Tavani(2012)在里昂惕夫生产函数假定下,将纳什工资议价模型引入单部门封闭经济模型中,构建了劳动力成本对技术进步的影响,并结合美国 1963—2003 年的数据对模型进行了校准,结果同样显示,较高的劳动力成本会促进企业技术进步,稳态时较高的劳动力就业数量和工资率也会显著促进技术进步。

也有研究从有效需求入手,分析了工资率对技术进步的影响。Albuquerque(2007)提出,长期存在于“外围”国家内部的收入分配扭曲会抑制国家创新能力的形成,同时也会降低创新对国民福利的促进效应,使技术落后国家陷入被锁定的状态,因此,发展中国家始终难以缩短与发达国家之间的技术差距;国内有效需求水平的提高有助于技术落后国家国内创新水平的提升,较公平的要素收入分配格局和实际购买力的增加可以打破落后国家的技术边缘化状态,有助于促进需求—创新—技术进步的良性循环。

Palazuelos 和 Fernández(2009)则认为,有效需求通过市场规模效应、资本本土化效应和生产现代化效应三个渠道影响劳动生产率,而国内居民实际购买力和有效需求的提高会显著提升生产率,作者使用 1960—2004 年 14 个欧洲国家的数据检验了上述结论,并指出工资率会促进生产率提高。

Hein 和 Tarassow(2010)通过构建利润率对生产率的影响模型,分析了不同需求体制下国内利润率对劳动生产率及经济增长的影响。作者运用单方程误差修正模型对奥地利、法国、德国、挪威、英国和美国 1960—2007 年的数据进行了检验,结果表明,功能性收入分配对技术进步的影响取决于国家的有效需求体制。Lavoie 和 Stockhammer(2012)、Hartwig(2013)以及王建华和李红涛(2013)的研究也得到了类似的结论。

从上述的文献分析中可以看出,功能性收入分配对技术进步存在显著影响。但前人的研究主要存在以下问题:首先,较少有文献将收入分配和技术进步纳入同一个分析框架中,分析不同需求体制下功能性收入分配对技术进步的影响;其次,较多的实证研究主要针对欧元区国家进行,并没有涉及其他国家和地区,因此难免存在样本选择和估计偏误的问题;最后,很多文献在实证设计上采用单方程计量模型,而使用面板数据进行动态回归分析的较少。我们认为,功能性收入分配对技术进步具有显著影响,国内工资率的增加会提高工人阶层的实际购买力,而在资本家边际消费倾向不变的假定下,实际收入提高会促进国内有效需求,从而促进技术进步。本文通过构建开放经济的后卡莱茨基模型,分析了功能性收入分配对技术进步的影响机制,并使用 28 个 OECD 国家 1961—2011 年的非平衡面板数据进行了检验,以期为改善我国国内要素分配失衡和提升技术进步提供借鉴。

三、理论模型

类似于 Bhaduri 和 Marglin(1990)及 Blecker(2012)的分析,假定国民收入由工资和利润两部分构成:工人阶层获得工资性收入,企业家阶层获得利润性收入。用单位劳动产出反映技术进步,资本潜在产出比($v=K/Y$)保持不变(Rowthorn, 1981; Cassetti, 2003 等)。

(一) 储蓄

不考虑政府部门和国际转移支付,以支出法和收入法表示各期总产出,在总支出等于总收入时合意储蓄量为:

$$S_t = I_t + (X_t - M_t) \quad (1)$$

其中, I_t 为投资, S_t 表示储蓄, $X_t - M_t$ 为净出口,用资本存量 K_t 对式(1)进行标准化处理,并

记 $s_t = S/K$, $i_t = I/K$, $tb_t = (X - M)/K$, 则式(1)可简化为:

$$s_t = i_t + tb_t \quad (2)$$

总储蓄和总收入可以表示为企业家的储蓄 $S_{\pi,t}$ 和利润性收入 Π_t , 以及工人的储蓄 $S_{w,t}$ 和工资性收入 W_t 。假定工人的边际储蓄倾向小于企业家, 即 $0 \leq s_w \leq s_\pi \leq 1$, 定义利润率为利润占总产出的比重, $h_t = \Pi_t/Y_t = \Pi_t/(\Pi_t + W_t)$, 产能利用率为实际 GDP 与潜在 GDP 的比值, $u_t = Y_t/Y_{p,t}$, 资本—潜在产出比为 $v_t = K_t/Y_{p,t}$, 则式(2)可改写为利润率的函数:

$$s_t = [(s_\pi - s_w)h_t + s_w] \frac{u_t}{v_t} \quad (3)$$

(二) 资本积累

与 Hein 和 Tarassow(2010)对资本需求的假设类似, 假定企业的资本需求为企业预期利润率、产能利用率和给定劳动力生产率的增函数:

$$i_t = \alpha + \beta u_t^e + \tau h_t^e + \omega \bar{y} \quad (4)$$

其中, $\alpha, \beta, \tau, \omega > 0$, u_t^e 和 h_t^e 分别表示企业的预期产能利用率和预期利润率, α 为常数项, \bar{y} 为平均劳动生产率, β 和 τ 分别表示投资者对产能利用率和利润率的边际投资弹性。

(三) 最终产品价格与净出口

国内商品价格由商品单位生产成本及成本加成率 m_t 决定, 假定国内单位劳动力名义工资为 w_t , 平均劳动生产率为 \bar{y} , 企业从国外进口中间产品生产成最终产品, 原材料单位投入为 μ_t , 名义汇率为 e_t , 国外中间品进口价格为 $p_{f,t}$, 则国内商品定价为:

$$p_t = (1 + m_t) \left(\frac{w_t}{\bar{y}} + p_{f,t} e_t \mu_t \right), m_t > 0 \quad (5)$$

以 z_t 表示原材料成本与单位劳动力成本的相对价值, 则国内商品价格和利润率可用 z_t 分别表示为:

$$p_t = (1 + m_t) \frac{w_t}{\bar{y}} (1 + z_t), h_t = \frac{(1 + z_t) m_t}{(1 + z_t) m_t + 1} \quad (6)$$

假设马歇尔—勒纳条件成立, 实际有效汇率与净出口正相关, 国内产能利用率与净出口负相关, 则净出口表示为:

$$tb_t = \psi e_{r,t} (h_t) - \varphi u_t, \psi, \varphi > 0 \quad (7)$$

实际有效汇率由名义汇率和国内外商品相对价格决定, $e_{r,t} = e_t p_{f,t} / p_t$, 对其进行对数线性化处理, 则其变动可表示为:

$$\hat{e}_{r,t} = \hat{e}_t + \hat{p}_{f,t} - \hat{p}_t \quad (8)$$

分别对实际有效汇率两边求关于成本加成、名义工资和名义汇率的偏导可知:

$$\begin{aligned} \frac{\partial e_{r,t}}{\partial m_t} &= \frac{-e_t p_{f,t} \left(\frac{w_t}{\bar{y}} + p_{f,t} e_t \mu_t \right)}{p_t^2} < 0 \\ \frac{\partial e_{r,t}}{\partial w_t} &= \frac{-e_t p_{f,t} (1 + m_t)}{p_t^2} < 0 \\ \frac{\partial e_{r,t}}{\partial e_t} &= \frac{p_{f,t} p_t - e_t p_{f,t} (1 + m_t) p_{f,t} \mu_t}{p_t^2} = \frac{p_t - (1 + m_t) \mu_t e_t p_{f,t}}{p_{f,t}^2} > 0 \end{aligned}$$

即成本加成和名义工资均与实际有效汇率呈反比, 而名义汇率与实际汇率成正比, 假定企

业依照成本加成和单位成本定价，而实际有效汇率与利润率的关系取决于利润率对进口原材料和劳动力成本比以及成本加成的相对影响：

$$\begin{aligned} e_{r,t} &= e_{r,t}(h_t); \\ \frac{\partial e_{r,t}}{\partial h_t} &> 0, \text{ 若 } \frac{\partial z_t}{\partial h_t} > 0, \text{ 且 } \frac{\partial m_t}{\partial h_t} = 0; \\ \frac{\partial e_{r,t}}{\partial h_t} &< 0, \text{ 若 } \frac{\partial z_t}{\partial h_t} = 0, \text{ 且 } \frac{\partial m_t}{\partial h_t} > 0; \end{aligned}$$

为了便于分析，假定各期 $\partial e_{r,t}/\partial h_t > 0$ ，产品市场的均衡条件为 $[s_w + (s_\pi - s_w)h_t] \frac{1}{v_t} - \beta + \varphi > 0$ ，各期产能利用率为：

$$u_t^* = \frac{\alpha + \tau h_t + \psi e_{r,t}(h_t) + \omega \bar{y}}{[s_w + (s_\pi - s_w)h_t] \frac{1}{v_t} - \beta + \varphi} \quad (9)$$

对式(9)求关于利润率的一阶导数，有：

$$\frac{\partial u_t^*}{\partial h_t} = \frac{\tau - (s_\pi - s_w) \frac{u_t}{v_t} + \psi \frac{\partial e_{r,t}(h_t)}{\partial h_t}}{[s_w + (s_\pi - s_w)h_t] \frac{1}{v_t} - \beta + \varphi} \quad (10)$$

其中，分母为正，则利润率对产能利用率的作用方向取决于分子的符号。

(四) 代表性厂商

国内代表性厂商的生产函数则为：

$$U_t = y_t N_t^{1-\varepsilon} \quad (11)$$

其中， y_t 表示生产技术水平， U_t 表示企业的实际总产出， N_t 表示实际就业人数，企业利润最大化条件下的工资决定方程为 $(1-\varepsilon)A_t N_t^{-\varepsilon} = W_t/P_t$ ，对其进行对数线性化后可得：

$$\hat{y}_t = \hat{w}_t - \hat{p}_t + \hat{\varepsilon} \hat{n}_t + \ln(1-\varepsilon) \quad (12)$$

由式(12)可以看出，企业技术进步取决于工资率、就业人数以及商品定价。由于企业利润和产能利用率分别与价格和实际就业人数成正比，定义线性函数 $p_t = p_t(h_t)$ 和 $u_t = u_t(n_t)$ ，且 $\partial p_t/\partial h_t > 0$ ， $\partial u_t/\partial n_t > 0$ ，则式(12)可表示为利润率和产能利用率的函数：

$$\hat{y}_t = 1 - h_t - \hat{p}_t(h_t) + \varepsilon \hat{n}_t(u_t) + \ln(1-\varepsilon) = 1 + \ln(1-\varepsilon) - \varphi h_t + \varepsilon \eta u_t \quad (13)$$

其中， φh_t 和 $\varepsilon \eta u_t$ 分别表示技术进步的分配效应和潜在产出效应， $1 + \ln(1-\varepsilon)$ 为常数项。^①

(五) 分配与技术进步

将式(13)和式(9)联立，可得由利润率表示的均衡产能利用率和均衡技术水平：

$$u_t^{**} = \frac{\alpha + (\tau - \varphi \omega) h_t + \psi e_{r,t}(h_t) + \omega [1 + \ln(1-\varepsilon)]}{[s_w + (s_\pi - s_w)h_t] \frac{1}{v_t} - \beta + \varphi - \omega \varepsilon \eta} \quad (14)$$

$$\hat{y}_t^* = \frac{(1 + \ln(1-\varepsilon) - \varphi h_t) \{ [s_w + (s_\pi - s_w)h_t] \frac{1}{v_t} - \beta + \varphi \} + \varepsilon \eta [\alpha + \tau h_t + \psi e_{r,t}(h_t)]}{[s_w + (s_\pi - s_w)h_t] \frac{1}{v_t} - \beta + \varphi - \omega \varepsilon \eta} \quad (15)$$

^① Rowthorn(1981)和 Dutt(2006)认为，降低的失业率和增加的工会议价能力会提高名义和实际工资水平，进而增加工资比重，有利于企业加速提升生产率以阻止利润比重的下降，降低失业率会提高实际工资并加速技术扩散和生产率提升，因此模型中利润率与技术进步的关系与式(12)的设定相符。

对式(14)和式(15)分别求关于利润率 h_t 的一阶偏导,有:

$$\frac{\partial u_t^{**}}{\partial h_t} = \frac{\tau - \varphi\omega + \psi \frac{\partial e_{r,t}(h_t)}{\partial h_t}}{[s_w + (s_\pi - s_w)h_t] \frac{1}{v_t} - \beta + \varphi - \omega\epsilon\eta} \quad (16)$$

$$\frac{\partial \hat{y}_t^*}{\partial h_t} = \frac{\epsilon\eta \left[\tau - (s_\pi - s_w) \frac{u_t}{v_t} + \psi \frac{\partial e_{r,t}(h_t)}{\partial h_t} \right] - \varphi \left\{ [s_w + (s_\pi - s_w)h_t] \frac{1}{v_t} - \beta + \varphi \right\}}{[s_w + (s_\pi - s_w)h_t] \frac{1}{v_t} - \beta + \varphi - \omega\epsilon\eta} \quad (17)$$

由式(17)可知,均衡时的技术水平受利润率的影响,但作用方向取决于式(17)分子的符号,而式(17)分子的符号由 $\epsilon\eta \left[\tau - (s_\pi - s_w) \frac{u_t}{v_t} + \psi \frac{\partial e_{r,t}(h_t)}{\partial h_t} \right]$ 和 $\varphi \left\{ [s_w + (s_\pi - s_w)h_t] \frac{1}{v_t} - \beta + \varphi \right\}$ 两部分决定;产品市场的动态稳定均衡条件式(9)假定 $[s_w + (s_\pi - s_w)h_t] \frac{1}{v_t} - \beta + \varphi > 0$,则式(17)分子部分的符号完全取决于 $\epsilon\eta \left[\tau - (s_\pi - s_w) \frac{u_t}{v_t} + \psi \frac{\partial e_{r,t}(h_t)}{\partial h_t} \right]$ 的正负。此外,式(10)决定了国内需求体制,在 $\tau - (s_\pi - s_w) \frac{u_t}{v_t} + \psi \frac{\partial e_{r,t}(h_t)}{\partial h_t} > 0$ 时,国内需求体制为利润主导型;当 $\tau - (s_\pi - s_w) \frac{u_t}{v_t} + \psi \frac{\partial e_{r,t}(h_t)}{\partial h_t} < 0$ 时,需求体制为工资主导型,于是我们有如下命题:功能性收入分配对技术进步存在显著影响,但在不同有效需求体制国家这一作用存在差异:在工资主导型经济体中,利润率增加会抑制国内技术进步;而在利润主导型经济体中,利润率对技术进步的作用则难以确定。

四、计量方法及数据说明与实证结果

(一) 计量模型及数据处理

1. 实证模型设计

理论分析认为,功能性收入分配对技术进步存在显著影响,但在不同的有效需求体制下影响存在差异,因此,我们建立如下计量模型进行检验:

$$\ln TECH_{i,t} = \alpha + \beta_1 \ln TECH_{i,t-1} + \beta_2 \ln WS_{i,t} + \beta_3 \ln M_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (18)$$

其中, $TECH_{i,t}$ 表示技术进步, $WS_{i,t}$ 为工资占国民收入比重,衡量功能性收入分配, $M_{i,t}$ 为控制变量,同时引入技术进步一期滞后项作为工具变量构建动态面板数据模型。

2. 变量指标确定及数据来源

数据样本选取 1961—2011 年 28 个主要 OECD 国家的面板数据,^①模型中主要变量定义说明及处理如下:功能性收入分配 WS ,采用 AMECO 数据库中提供的实际单位雇员补偿 $WAGE$ 作为衡量工资收入的指标,计算工资占实际 GDP 的比重来衡量 WS_{it} 。技术进步为 T ,采用各国年度全要素生产率指数来衡量。

控制变量的选取如下:用制造业增加值占 GDP 比重 MS_{it} ,衡量全局性经济结构变动对生产率的影响(Hein 和 Tarassow, 2010);Guellec 等(2014)认为,研发支出提高会显著促进

^①欧元区国家(14个):奥地利、比利时、德国、芬兰、希腊、爱尔兰、意大利、卢森堡、荷兰、挪威、葡萄牙、波兰、西班牙、法国;非欧元区国家(14个):澳大利亚、土耳其、加拿大、捷克、丹麦、爱沙尼亚、韩国、冰岛、日本、新西兰、瑞士、英国、美国、瑞典。

私人部门创新,而研发投入是影响技术进步的关键因素,Teece(1992)、Coe 和 Helpman(1995)以及 Hu 等(2005)的研究也得到类似结论,因此,用 INV_{it} 表示研发投入;此外,Solow(1962)认为,资本积累能够促进内生技术进步,而国内固定资本形成是资本积累的一部分,同样会促进技术进步(Wu,1995;Lau 和 Brada,1990),于是使用 FC_{it} 表示各国各期固定资产投资,反映国内固定资产投资对技术进步的影响;用 $RGDP_{it}$ 表示实际 GDP,反映不同时期各地区经济发展水平对技术进步的影响;引入政府支出 GOV_{it} ,反映政府预算支出对技术进步的影响;引入私人最终消费支出 CON_{it} ,反映地区消费支出对技术进步的影响;最后,引入对外开放程度 $OPEN_{it}$,反映外部经济联系对技术进步的影响。相关变量说明及数据来源见表 1。回归时各变量均取对数使其变为无量纲变量,表 2 给出了各变量取对数后的描述性统计结果。

表 1 变量说明及数据来源

变量名称	变量说明	数据来源
功能性收入分配	单位雇员要素工资成本占实际 GDP 的比重	实际单位雇员补偿与实际人均 GDP 比值,原始数据来源于 AMECO 数据库
技术进步	全要素生产率指数,2005 年为基期 100 ^①	同上
研发投入	当期经购买力平价调整后的各国研发投入	OECD 国家数据库 ^②
固定资产投资	经价格调整的实际固定资产	AMECO 数据库
最终消费总额	现价的私人最终消费支出占实际 GDP 比重	同上
各国实际 GDP	2005 年市场价格的 GDP	同上
政府支出	政府消费支出	WDI 数据库
对外开放程度	各国各时期商品出口进口之和占 GDP 比重	同上
制造业占比	制造业生产总值占 GDP 比重,控制经济结构性转变对生产率的影响	2005 年价格的制造业增加值占 GDP 的比重计算所得
就业	国民账户中全行业就业人数	AMECO 数据库

表 2 各变量的描述性统计结果

变量	符号	均值	标准差	最小值	最大值	观察值
技术进步	T	4.392	0.212	3.579	4.759	1 176
工资率	WS	2.546	3.185	-9.232	9.139	1 179
研发投入	INV	6.8612	2.771	-2.249	12.937	1 428
固定资产投资	FC	3.794	2.915	-9.210	12.735	1 418
制造业占比	MS	1.733	1.494	-5.345	5.213	1 136
实际国内生产总值	$RGDP$	2.762	2.332	-2.421	9.232	1 179
政府支出	GOV	3.478	1.613	-1.324	7.833	1 294
最终消费总额	CON	4.221	2.524	-6.908	13.392	1 325
对外开放程度	$OPEN$	3.914	1.849	-1.996	7.898	1 287
就业水平	EMP	4.641	2.655	0.000	6.996	1 428

^①美国、韩国和比利时的 TFP 数据缺失,但 AMECO 数据库提供了美国和比利时劳动力和资本对 TFP 的边际贡献率,我们使用加权平均的方式估算了美国和比利时的 TFP,其中劳动力和资本边际贡献的权重分别为 1/3 和 2/3。

^②OECD 经合组织国家数据库中提供了 28 个样本国家研发投入的年度数据,参见 <http://stats.oecd.org/>;少数数据缺失值从各国统计局网站中查找得到。

(二)实证结果分析

1.单位根检验

为避免出现虚假回归,需要对面板数据进行单位根检验,以检验变量的平稳性。单位根检验的方法很多,但多数面板单位根检验只适用于平衡面板数据,本文选择适合非平衡面板数据的费社面板单位根检验。表3报告了单位根检验结果。

表3 原序列单位根检验结果

变 量	卡方值	ρ 值	结 果
技术进步	368.966***	0.000	平稳
工资率	109.854***	0.000	平稳
研发投入	120.535***	0.000	平稳
固定资产投资	218.177***	0.000	平稳
制造业占比	541.934***	0.000	平稳
实际国内生产总值	163.382***	0.000	平稳
政府支出	418.907***	0.000	平稳
最终消费总额	640.435***	0.000	平稳
对外开放程度	104.116***	0.000	平稳
就业水平	148.369***	0.000	平稳

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,下表同。

2. 全样本回归结果

表3的单位根检验结果表明,所有序列均为平稳变量,不存在单位根,因此可以直接用对数序列进行计量检验。我们对截面个体效应分别使用固定效应和随机效应估计,然后使用豪斯曼检验确定最终估计方法。实证分析结果见表4。

表4 全样本回归结果

	(1) (FE)	(2) (FE)	(3) (FE)	(4) (FE)	(5) (FE)	(6) (FE)	(7) (FE)	(8) (FE)
TL	0.927*** (0.009)	0.917*** (0.013)	0.929*** (0.012)	0.926*** (0.011)	0.934*** (0.010)	0.932*** (0.011)	0.932*** (0.009)	0.942*** (0.005)
WS	0.001*** (0.001)	0.001* (0.001)	0.001 (0.001)	0.001* (0.001)	0.001* (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002*** (0.001)
INV	0.002*** (0.001)	0.003** (0.002)	0.003** (0.002)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	
FC	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.003*** (0.001)		
MS	0.001 (0.002)	0.011*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.007** (0.003)	0.007*** (0.002)			
RGDP	0.003*** (0.001)	0.019*** (0.006)	0.009** (0.004)	0.006* (0.004)				
GOV	-0.007*** (0.002)	-0.030*** (0.009)	-0.023*** (0.009)					
CON	0.004*** (0.001)	0.009** (0.004)						

续表 4 全样本回归结果

	(1) (FE)	(2) (FE)	(3) (FE)	(4) (FE)	(5) (FE)	(6) (FE)	(7) (FE)	(8) (FE)
OPEN	0.008*** (0.003)							
常数项	0.321*** (0.036)	0.353*** (0.042)	0.338*** (0.041)	0.305*** (0.039)	0.296*** (0.039)	0.295*** (0.039)	0.297*** (0.034)	0.261*** (0.022)
国家数	25	25	25	25	25	25	25	25
观察值	932	937	937	948	948	963	963	963
R ²	0.979	0.977	0.977	0.977	0.977	0.977	0.977	0.976
F 检验 (P)	3.13 (0.000)	3.64 (0.000)	3.47 (0.000)	3.28 (0.001)	3.28 (0.001)	3.24 (0.002)	2.40 (0.011)	1.40 (0.097)
豪斯曼 检验	53.39 (0.000)	43.73 (0.000)	40.15 (0.000)	35.46 (0.000)	34.15 (0.000)	32.04 (0.000)	33.44 (0.000)	12.86 (0.002)

注:FE 为固定效应回归,RE 为随机效应回归,下表同。

继续对基本计量模型(18)进行更换控制变量的实证检验,通过调整基本模型中控制变量的个数以及更替控制变量的引入顺序观测关键变量在不同回归模型中的符号和稳健性是否存在变化,从而得到稳健有效的实证估计结果,表 4 的续表中提供了更换控制变量次序的不同回归模型的实证分析结果。

表 4(续) 全样本回归结果

	(1) (FE)	(2) (FE)	(3) (FE)	(4) (FE)	(5) (FE)	(6) (FE)	(7) (FE)	(8) (FE)
TL	0.903*** (0.012)	0.903*** (0.012)	0.906*** (0.012)	0.905*** (0.013)	0.886*** (0.013)	0.886*** (0.013)		
WS	0.001** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.001* (0.001)	0.001* (0.001)	0.003* (0.002)	0.042*** (0.004)
INV							0.016*** (0.004)	
FC						0.037*** (0.003)	0.024*** (0.007)	
MS					0.014*** (0.003)	0.014*** (0.003)	0.084*** (0.007)	
RGDP				0.001 (0.005)	0.017*** (0.006)	0.017*** (0.006)	0.229*** (0.013)	
GOV			-0.042*** (0.008)	-0.043*** (0.009)	-0.064*** (0.010)	-0.063*** (0.010)	-0.221*** (0.025)	
CON		0.004** (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.004)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)	0.102*** (0.010)	
OPEN	0.007*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.021*** (0.003)	0.021*** (0.003)	0.023*** (0.003)	0.023*** (0.003)	0.102*** (0.008)	
常数项	0.405*** (0.045)	0.408*** (0.044)	0.492*** (0.047)	0.492*** (0.047)	0.572*** (0.051)	0.569*** (0.053)	3.408*** (0.070)	4.262*** (0.012)
国家数	25	25	25	25	25	25	25	25
观察值	958	958	945	945	932	932	949	984

续表 4(续) 全样本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	(FE)	(FE)						
R ²	0.977	0.977	0.977	0.977	0.978	0.978	0.878	0.126
F 检验 (P)	1.83 (0.008)	2.03 (0.003)	3.12 (0.000)	2.44 (0.001)	3.16 (0.001)	3.14 (0.000)	67.72 (0.000)	11.28 (0.097)
豪斯曼 检验	21.47 (0.000)	25.84 (0.000)	44.77 (0.000)	34.30 (0.000)	52.85 (0.000)	54.66 (0.000)	182.88 (0.000)	12.21 (0.002)

从表 4 和表 4(续)的实证结果可以看出,工资率与技术进步之间存在显著正相关关系,且结果稳健,说明工资性收入的增加有利于技术进步。从其他解释变量的实证结果看,滞后一期的技术进步对当期的技术进步存在显著的促进作用,体现了技术进步的滞后效应;研发投入和国内固定资产投资对技术进步均存在显著的正向促进作用;制造业增加值占比显著促进了技术进步,表明国内技术进步的增长主要体现在制造业部门;实际 GDP 对技术进步同样存在显著的促进作用,说明经济发展水平越高,技术创新的经济实力和能力越强;政府消费支出对技术进步存在显著的抑制作用,从政府支出的消费对象看,出于保护国内企业和企业的考虑,政府消费会较多地购买本国低竞争力企业的产品,从而不利于技术进步;对外开放有助于技术进步,我们的样本主要选择了 OECD 国家,这些国家的产业内贸易占比较高,而产业内贸易主要集中于高新技术领域,因此对外贸易促进了技术进步;值得一提的是,居民私人最终消费对技术进步存在显著的促进作用,表明 OECD 国家已进入需求驱动型经济发展模式,国内私人对高质量和高新技术产品的需求明显推动了国内企业的技术创新,这也验证了有效需求理论中需求驱动经济增长的基本结论。

五、稳健性检验

(一)有效需求体制的确定

全样本回归并不能区分不同需求体制下功能性收入分配对技术进步的差异化影响。Bhaduri 和 Marglin(1990)认为,资本积累受需求加速效应和企业盈利能力的影响,而经济增长是工资主导型还是利润主导型主要取决于工资率和利润率对消费、投资和净出口的综合影响。较多的实证研究使用单个国家的时间序列样本进行单方程估计以确定各国的需求体制(Hein 和 Vogel,2008;Hein 和 Tarassow,2010)。借鉴上述文献的实证方法,我们首先使用各个国家的时间序列数据确定有效需求体制,接着将不同需求体制的国家样本重新组合构建分样本面板数据,进一步检验不同需求体制下功能性收入分配对技术进步的不同影响。确定各国有效需求体制的实证模型设定如下:

$$\ln RGDP_t = \lambda_t + \theta_1 \ln RGDP_{t-1} + \theta_2 \ln WS_t + \theta_3 \ln X_t + \mu_t \quad (19)$$

其中, $RGDP_t$ 表示实际 GDP,同样引入滞后一期的实际 GDP,作为工具变量构建一阶自回归时间序列模型。 WS_t 表示各期各国的工资率,由前文有效需求体制的定义可知,如果 WS_t 的估计系数为正,表明该国为工资推动型的有效需求体制;反之,若 WS_t 的估计系数为负,则表明该国为利润推动型的有效需求体制。同时,我们引入一组控制变量,具体包括:政府最终消费支出 GOV_t ,反映政府预算支出对实际 GDP 的影响;各年各国私人最终消费支出 CON_t ,反映地区消费支出的影响;对外开放程度 $OPEN_t$,反映对外贸易对实际 GDP 的影响;就业人数 EMP_t ,反映就业人数的影响。我们使用单方程的方法对每一个国家 1961—2011 年的数据进

行估计。^①

(二)分样本回归结果及分析

从各国有效需求体制的确定结果看,大部分国家的工资率与实际国内生产总值呈负相关关系,说明大部分国家为工资推动型有效需求体制;而加拿大、德国、冰岛、挪威、波兰和土耳其六个国家的工资率与实际 GDP 呈负相关关系或正相关关系不显著。于是,我们界定加拿大、德国、冰岛、挪威、波兰和土耳其六个国家为利润主导型国家;而奥地利、比利时、芬兰、希腊、爱尔兰、意大利、卢森堡、荷兰、葡萄牙、西班牙、法国、澳大利亚、捷克、丹麦、爱沙尼亚、韩国、日本、新西兰、瑞士、英国、美国以及瑞典均为工资主导型国家。依据上述分类继续对式(18)进行分样本回归,实证结果见表 5。

表 5 分样本回归结果(工资驱动型国家)

	(1) (FE)	(2) (FE)	(3) (FE)	(4) (FE)	(5) (FE)	(6) (FE)	(7) (FE)	(8) (FE)
TL	0.934*** (0.009)	0.946*** (0.007)	0.945*** (0.007)	0.944*** (0.007)	0.938*** (0.008)	0.931*** (0.009)	0.934*** (0.009)	
WS	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.001* (0.000)	0.003** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.043*** (0.004)
INV	0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.001 (0.001)				
FC	0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)				0.002*** (0.001)	
MS	0.015*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.011*** (0.001)				0.012*** (0.002)	
RGDP	0.003** (0.001)	0.002* (0.001)				0.004*** (0.001)	0.003** (0.001)	
GOV	-0.006** (0.002)	-0.002 (0.002)				-0.007*** (0.003)	-0.006** (0.002)	
CON	0.014*** (0.001)				0.008*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.012*** (0.001)	
OPEN	0.007** (0.003)				0.003* (0.001)	0.007*** (0.002)	0.006** (0.003)	
常数项	0.288*** (0.037)	0.238*** (0.029)	0.242*** (0.027)	0.248*** (0.026)	0.273*** (0.030)	0.302*** (0.038)	0.288*** (0.037)	4.261*** (0.029)
国家数	19	19	19	19	19	19	19	19
观察值	762	767	769	779	774	770	762	796
R ²	0.980	0.981	0.981	0.979	0.979	0.980	0.980	0.0557
F 检验 (P)	4.13 (0.000)	3.23 (0.000)	3.05 (0.000)	3.12 (0.002)	2.06 (0.006)	2.51 (0.002)	120.94 (0.000)	12.70 (0.000)
豪斯曼 检验	62.80 (0.000)	44.71 (0.000)	41.32 (0.000)	39.41 (0.000)	20.84 (0.000)	31.54 (0.000)	240.90 (0.000)	13.85 (0.000)

^①我们对每一个 OECD 国家的时间序列数据使用式(19)进行 *white* 异方差检验、DW 和 BG 自相关检验以及 Ramsey 重置检验,分别确定模型的异方差、一阶和高阶自相关阶数以及线性回归是否合适的问题。如果存在自相关问题,则采用包含残差自相关的 *Newey* 估计;如果不存在自相关和异方差的模型,则直接使用 OLS 估计;如果只存在异方差,则使用异方差稳健估计。限于篇幅,此处省略了对每一个 OECD 国家有效需求体制的确定过程和计量分析结果,如有需要请直接与作者联系:zhaojinchun1986@126.com。

表6 分样本回归结果(利润驱动型国家)

	(1) (FE)	(2) (FE)	(3) (FE)	(4) (FE)	(5) (FE)	(6) (FE)	(7) (FE)	(8) (RE)
TL	0.706*** (0.051)	0.754*** (0.051)	0.811*** (0.041)	0.836*** (0.036)	0.807*** (0.038)	0.755*** (0.044)	0.734*** (0.050)	
WS	-0.002* (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.012*** (0.002)
INV	0.014** (0.006)	0.020*** (0.005)	0.012*** (0.004)	0.012*** (0.004)				
FC	0.002 (0.002)	0.003* (0.002)	0.005*** (0.002)				0.006*** (0.002)	
MS	0.055*** (0.019)	0.073*** (0.016)	0.007** (0.003)				0.034** (0.016)	
RGDP	0.080*** (0.019)	0.055*** (0.014)				0.040*** (0.013)	0.063*** (0.018)	
GOV	-0.110*** (0.026)	-0.056** (0.022)				-0.115*** (0.025)	-0.099*** (0.026)	
CON	0.047*** (0.014)				0.004 (0.002)	0.056*** (0.014)	0.050*** (0.014)	
OPEN	0.016*** (0.006)				0.014*** (0.005)	0.014** (0.007)	0.018*** (0.005)	
常数项	1.053*** (0.176)	0.883*** (0.162)	0.756*** (0.152)	0.655*** (0.131)	0.798*** (0.151)	1.051*** (0.165)	1.025*** (0.178)	4.439*** (0.033)
国家数	6	6	6	6	6	6	6	6
观察值	170	170	179	184	184	175	170	188
R ²	0.972	0.970	0.976	0.976	0.977	0.972	0.971	
F 检验 (P)	5.40 (0.000)	4.40 (0.001)	3.24 (0.001)	4.16 (0.001)	4.68 (0.001)	4.05 (0.002)	4.43 (0.001)	4.61 (0.000)
豪斯曼 检验	23.73 (0.000)	19.89 (0.001)	15.22 (0.009)	7.45 (0.059)	17.32 (0.002)	18.55 (0.002)	20.04 (0.001)	0.02 (0.901)

表5和表6分别给出了工资驱动国家和利润驱动国家的功能性收入分配对技术进步的影响。实证分析结果表明:在工资主导型国家,国内功能性收入分配改善,即工资率提高有助于国内技术进步;而在利润主导型经济中,国内工资率的增加会阻碍技术进步。本文的分析也得到了较多文献的支持(Hein和Cassetti,2003;Marquetti,2004;Vergeer和Kleinknecht,2007;Tarassow,2008)。这一实证结果表明,提高国内工资率能够有效促进工资驱动型经济体的国内技术进步;在政府研发投入和产业倾斜政策无法有效提升技术水平的条件下,有针对性地提高工资率同样能够促进技术进步。

从其他控制变量的实证结果看,滞后一期的技术进步对本期技术进步的促进作用依然明显,表明技术进步存在显著的时滞效应。不同需求体制国家的最终消费均显著促进了国内技术进步,表明国内消费水平的提升能够有效促进技术进步,国内居民消费需求增加能够促进国内创新产品的消费,进而促进需求引致的创新。本文的分析也验证了总需求提高促进技术进步的结论,提高国内总需求水平不仅是经济增长的重要组成部分,同时也能够促进技术进步。在规模报酬递减规律的作用下,政府支出增加降低了资本品的边际产出,不利于技术进步(Aschauer,1988;Cashin,1995)。研发投入和国内固定资产投资增加均能够显著促进国内技术进步,这一结论也与多数研究一致(Teece,1992;Coe和Helpman,1995;Hu等,2005),研发投入和固定资产投资提高会增加国内基础性研发,加速“产学研”转化速度,进而有助于国内技

术升级和产业结构转型。

(三)动态面板回归模型检验

考虑到动态面板数据回归因变量内生性而导致 OLS 估计的参数不一致,我们进一步使用系统 GMM 和差分 GMM 对分样本进行检验。我们将当期的工资率 WS_{it} 设定为严格外生变量,使用滞后一期的技术进步 TP_{it-1} 作为工具变量,采用异方差稳健两步法估计,实证结果见表 7。

表 7 分样本动态面板的差分 and 系统广义矩估计结果

	工资驱动型国家样本				利润驱动型国家样本			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
TL	0.411 ** (0.171)	0.941 *** (0.056)	0.449 *** (0.156)	0.940 *** (0.056)	0.365 *** (0.010)	0.572 ** (0.279)	0.549 *** (0.251)	0.579 ** (0.279)
WS	0.006 *** (0.002)	0.003 *** (0.001)	0.002 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.008 *** (0.003)	-0.005 *** (0.001)
INV	0.025 *** (0.009)		0.023 *** (0.002)		0.210 ** (0.107)		0.285 *** (0.198)	
FC	0.045 *** (0.016)		0.063 *** (0.016)		0.098 *** (0.014)		0.087 *** (0.012)	
MS	0.309 ** (0.124)		0.206 * (0.115)		0.219 *** (0.130)		0.203 *** (0.122)	
RGDP	0.457 *** (0.133)		0.310 *** (0.107)		0.335 *** (0.112)		0.225 *** (0.090)	
GOV	-0.207 *** (0.045)		-0.092 (0.085)		-0.196 *** (0.047)		-0.185 *** (0.039)	
CON	0.100 *** (0.010)		0.152 *** (0.021)		0.124 *** (0.033)		0.113 *** (0.028)	
OPEN	0.027 *** (0.005)		0.054 *** (0.005)		0.365 *** (0.010)		0.193 *** (0.007)	
常数项	1.392 ** (0.566)	0.578 * (0.337)	0.979 ** (0.400)	0.270 (0.245)	1.698 *** (0.151)	1.916 *** (0.165)	1.819 *** (0.178)	4.439 *** (0.033)
国家数	19	19	19	19	6	6	6	6
观察值	743	760	762	779	173	178	170	188
残差一阶自相关检验	-1.848 (0.020)	-1.719 (0.016)	-1.943 (0.001)	-1.949 (0.001)	-1.951 (0.001)	-1.982 (0.002)	-1.819 (0.001)	-1.995 (0.002)
残差二阶自相关检验	-1.3361 (0.182)	-1.322 (0.186)	-1.760 (0.447)	-1.323 (0.186)	1.349 (0.727)	1.181 (0.857)	0.715 (0.475)	0.177 (0.860)
萨根检验	18.325 (1.000)	18.785 (1.000)	9.023 (1.000)	18.779 (1.000)	4.41e-12 (1.000)	3.848 (1.000)	3.160 (1.000)	3.838 (1.000)

注:列(1)、列(2)为差分 GMM 估计,列(3)、列(4)为系统 GMM 估计,括号内数值为标准差。

表 7 报告了分样本的差分和系统 GMM 估计结果。首先,从动态面板模型的适用性看,在各个动态面板计量模型估计中,差分 GMM 和系统 GMM 估计的残差一阶自相关检验值均显著,表明各个方程的残差项满足一阶自相关,而残差二阶自相关检验值均不显著,说明选取动态 GMM 方法进行估计是合适的;其次,从工具变量过度识别的萨根检验结果看,系统和差分 GMM 估计的萨根检验概率值均趋近于 1,均不能拒绝所有工具变量都有效的原假设,表明我们选取的工具变量并不存在过度识别问题,是有效而稳健的(陈强,2008);最后,从系统 GMM

和固定效应回归结果对比看,动态面板模型与固定效应模型的估计结果并不存在显著差异,核心解释变量在不同的模型设定中也没有显著差异,再次验证了在工资主导型国家中,国内功能性收入分配改善有助于国内技术进步,而在利润主导型经济中,提高国内工资率会阻碍技术进步的基本结论。

六、结论与启示

本文分析了不同需求体制国家中,功能性收入分配影响国内技术进步的方向与作用机制,并使用1961—2011年28个OECD国家的跨国面板数据进行了实证检验,结果显示:在工资主导型经济体中,提高工资性收入占国民收入的比重可以有效促进国内劳动生产率的提高;而在利润驱动型经济体中,功能性收入分配改善对劳动生产率的影响并不明显。本文的分析表明,以损失劳动者收入为手段的收入再分配政策不仅不利于工资型经济体的经济增长,同时也会降低投资率,并抑制国内技术进步和劳动生产率提高。

本文为研究国内技术进步和劳动生产率提升提供了新的视角:在后卡莱茨基模型中,内生劳动生产率取决于国内功能性收入分配对有效需求体制的影响,功能性收入分配通过影响均衡时的产能利用率影响技术进步。作为一个发展中大国,中国同时具备较大的经济规模和较高的对外贸易依存度,而我国的经济以脱离传统依赖投资驱动的外生经济增长模式为目标,国内亟待形成具备稳定收入水平和较大规模的中等收入阶层以提升国内需求水平,依靠内生经济增长模式;而提高居民实际可支配收入、纠正劳动要素价格扭曲就成为实现居民收入倍增、加速国内有效需求市场形成的重要一环。由于国内大量的剩余劳动力需要配套外部资本,而技术进步主要以模仿国外先进技术为主,投资驱动的经济增长模式成为了我国技术进步和经济增长的重要推动因素。但长期以来,供给驱动增长模式过度强调资本要素在经济增长中的作用,推高了资本的价格,从而导致我国劳动力报酬占国民收入的比重不断下降,造成功能性收入分配失衡。通过本文的分析不难看出,对于功能性收入分配只影响总消费水平,而经济是供给驱动的观点值得商榷,提高劳动者工资率不仅能够改善国内收入分配失衡的局面,缓解社会矛盾,同时可以促进我国向工资主导型经济转变,进而促进其向内需拉动型经济增长模式和创新驱动型经济增长模式转型。进一步的研究可以从以下两方面入手:首先,我国国内东中西部经济发展差异较大,工资收入在不同地区差异明显,因此,可以结合省际面板数据进行工资对技术进步差异化影响的研究;其次,在劳动力供求关系发生重要转折的时期,劳动力供求之间的缺口必然带来工资率上升,单纯的工资提高的收入再分配政策需要在提高国内劳动生产率的前提下实施(王德文,2007),以后的研究也可以同时将中国的功能性收入分配与劳动生产率纳入统一的分析框架中,分析二者的相互影响,以期分析中国工资收入影响技术进步和长期经济增长提供更加全面的内容。

参考文献:

- [1]蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. 中国社会科学, 2013, (1): 56—71.
- [2]陈强. 高级计量经济学及 STATA 应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2010.
- [3]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.
- [4]王建华, 李红涛. 工资上涨对就业、物价及劳动生产率的动态影响——基于 PVAR 模型的实证分析[J]. 云南财经大学学报, 2013, (1): 92—100.
- [5]王德文. 人口低生育率阶段的劳动力供求变化与中国经济增长[J]. 中国人口科学, 2007, (1): 44—52.
- [6]Albuquerque E M. Inadequacy of technology and innovation systems at the periphery[J]. Cambridge Jour-

nal of Economics, 2007, 31(5):669—690.

- [7]Aschauer D A. Government spending and the “falling rate of profit.”[J]. Economic Perspectives, 1988(5): 11—17.
- [8]Bhaduri A. Endogenous economic growth:A new approach[J]. Cambridge Journal of Economics, 2006, 30 (1):69—83.
- [9]Bhaduri A, Marglin S. Unemployment and the real wage;the economic basis for contesting political ideologies[J]. Cambridge Journal of Economics, 1990, 14(4):375—393.
- [10]Blecker R A. International competition, income distribution and economic growth[J]. Cambridge Journal of Economics, 1989, 13(3):395—412.
- [11]Bowles S, Boyer R. Wages, aggregate demand, and employment in an open economy: An empirical investigation[A]. Epstein G A, Gintis H M. Macroeconomic policy after the conservative era[C]. Cambridge: Cambridge University Press, 1995.
- [12]Cashin P. Government spending, taxes, and economic growth[J]. Staff Papers-International Monetary Fund, 1995,42(2):237—269.

Effective Demand Regime, Functional Income Distribution and Technology Progress: An Empirical Study Based on OECD Countries

ZHAO Jin-chun, XIE Jian-guo

(School of Business, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: Based on post-Kaleckian model, this paper analyzes the mechanism and function direction concerning the effect of functional income distribution on technology progress technology progress, and makes a test by using the data of OECD countries. It reaches the results as follows: firstly, functional income distribution has the important effect on technology progress; secondly, in wage-oriented countries, the increase in wage rate improves technology progress; thirdly, in profit-oriented countries it is difficult to define the effect of wage rate on technology progress; fourthly, further analysis shows that the improvement of the imbalance of factor income distribution and the increase in the proportion of wages on national income would not only be helpful to the formation of wage-oriented economy, but also be beneficial to the acceleration of domestic technology progress.

Key words: effective demand; functional income distribution; technology progress

(责任编辑 周一叶)