

# 资本项目开放对劳动议价能力与收入份额的影响

——基于跨国制造业数据的分析

张支南<sup>1</sup>, 邵军<sup>2</sup>, 吴晓怡<sup>3</sup>

(1. 中国社会科学院世界经济与政治研究所, 北京 100732;

2. 东南大学经济管理学院、东南大学数字经济研究中心, 南京 211189; 3. 南京师范大学商学院, 南京 210023)

**摘要:**针对近三十年来全球范围内普遍出现的劳动收入份额下降现象, 本文在议价博弈模型基础上就资本项目开放对劳动收入份额的影响进行了理论分析, 进一步采用包含了1965—2010年超过120个国家的制造业细分行业数据和倍差模型展开实证分析。研究发现: ①总体上看, 资本项目开放未对制造业劳动收入份额产生显著影响, 但分样本结果表明, 资本项目开放会对发展中经济体的劳动收入份额产生显著负面影响, 且外部融资依赖度越高的行业受到的负面影响越大; ②资本和劳动要素议价能力的相对变化是形成上述结果的关键。进一步的机制分析也表明资本项目开放显著降低了发展中经济体的劳动议价能力, 但对发达经济体劳动议价能力未形成明显影响, 从而为前述结论提供了支撑。

**关键词:** 资本项目开放; 劳动收入份额; 议价能力

**中图分类号:** F746.1   **文献标志码:** A   **文章编号:** 1002—980X(2021)12—0105—08

## 一、引言

在全球化的大背景下, 从20世纪80年代开始, 全球范围内出现了资本管制放松的趋势, 不仅发达经济体积极推动资本流动自由化, 部分发展中经济体也解除了资本项目管制, 如80年代初的墨西哥、阿根廷和智利等国, 跨境资本流动规模不断增加。值得注意的是, 与这一轮全球化进程同步, 全球范围内普遍出现了劳动收入份额下降的现象。所谓劳动收入份额, 是指劳动者所获得报酬在国民收入中所占比重。作为社会群体中大多数的劳动者所获报酬在国民收入中所占的比重不仅仅只是劳动与资本关系的反映, 更是直接与不平等、长期增长及社会稳定等重大问题密切相关。那么, 全球化是否是导致劳动收入份额下降的重要原因吗? 这个问题在政界和学界都引起了广泛而持续的讨论。既有文献大部分是就国际贸易的影响效应展开讨论, 而围绕资本项目开放对劳动收入份额的影响则是一个讨论相对较少然而却更具现实意义的问题。近年来, 人民币国际化进程取得了显著进展, 越来越多的国家开始接受人民币作为贸易计价媒介, 甚至将人民币作为国际储备的手段, 同时, 我国的“十四五”规划中也明确提出要审慎推进人民币国际化, 这些都对资本项目开放提出了更高要求。针对既有研究的缺乏, 本文将围绕资本项目开放对于收入分配的影响效应展开分析, 为全面评判资本项目开放的福利效应提供新的证据。

## 二、文献综述

本文研究涉及资本项目开放与劳动收入份额两个议题。全球化一般始于贸易开放, 最终又必然会涉及资本项目的开放, 但往往又会在这一环节陷入停滞。根据基本的经济学原理, 资本项目开放将推动资本流动自由化及资本要素的有效配置, 从而提高生产效率和经济福利。不过, 也有研究认为上述作用能否发挥还要取决于一些制约因素, 如是否具有完善的金融体系、良好的制度质量等(Honig, 2008)。关于资本项目开放成本的讨论, 主要集中于宏观经济稳定的影响方面。资本项目开放有可能使短期资本波动更加频繁, 这有可能进一步放大宏观经济波动(Eichengreen et al, 2011)。例如, 熊衍飞等(2015)基于44个经济体1973—2012年期间数据的实证分析显示, 资本项目开放显著提升了发展中经济体人均GDP增长率的波动。不过, 从收入

**收稿日期:** 2021—05—08

**基金项目:** 江苏省社会科学基金重大项目“双向开放与江苏开放型经济高质量发展研究”(18ZD005)

**作者简介:** 张支南, 中国社会科学院世界经济与政治研究所副编审, 研究方向: 国际经济; (通讯作者) 邵军, 博士, 东南大学经济管理学院教授, 东南大学数字经济研究中心主任, 研究方向: 国际经济; 吴晓怡, 博士, 南京师范大学商学院讲师, 研究方向: 国际经济。

分配的角度研究资本项目开放影响效应的文献则很少。

根据卡尔多典型性事实,资本或劳动收入在国民收入中的份额保持不变,然而对20世纪80年代以来现实经济的观察发现,各国劳动收入份额普遍发生显著下降。例如,Kristal(2010)基于1961—2005年16个经济合作与发展组织国家的数据进行分析,结果发现劳动收入增长低于生产率增长,劳动收入份额自1980年起下降了约9%。Karabarbounis和Neiman(2014)通过研究全球59个国家的微观企业数据发现劳动收入份额自1975年以来呈现出缓慢下降趋势,其中美、中、日、德等4个主要经济体的劳动收入份额都显著下降。在针对中国的研究中,90年代以后劳动收入份额持续下降已成为普遍共识。例如,白重恩和钱震杰(2009)针对1992—2005年间国民收入分配格局的研究发现,居民收入占比在1996年达到最高后逐年降低。张车伟和赵文(2015)在区分雇员经济部门和自雇经济部门的基础上测算了劳动报酬份额,结果发现1978年以来雇员经济部门劳动报酬份额变化总体呈现下降趋势。

到底是什么因素决定了劳动收入份额的变化?相关讨论主要集中在经济发展水平、经济周期、资本深化、技术进步、就业市场、全球化等因素上(李稻葵等,2009;罗长远和张军,2009;陶敏,2019;许家云,2020)。就资本项目开放因素而言,一方面,资本项目开放会降低资本跨境流动的成本,提高使用效率及经济福利,有可能会对劳动收入份额提升起到积极作用;但另一方面,这也会赋予资本更高流动性,使资本与劳动在要素定价博弈中的议价能力发生相对变化,从而可能对劳动收入份额产生不利影响。这方面的实证研究非常有限。Jayadev(2007)利用国民账户中的劳动收入份额数据,发现资本项目开放与劳动收入份额存在负相关性。Chari et al(2012)采用联合国工业数据库研究了资本市场开放对于工资水平的影响,结果发现,资本市场开放后发展中国家制造业真实工资增长率虽然出现上升,但要低于劳动生产率增长幅度,这也就意味着劳动收入份额将会出现下降。

总体来看,探讨资本项目开放对于劳动收入份额影响效应的文献不仅屈指可数,而且在数据样本、研究方法等方面也存在不足。全球化是世界经济发展中的一个长期的基本趋势,是否及何时实现资本项目开放,这是包括中国在内的很多发展中经济体必然要面对的问题,其中的关键就是要对资本项目开放的复杂影响进行充分评判。针对既有研究的不足,本文将从收入分配问题的视角入手,使用细分的中观制造业行业数据,就资本项目开放的影响效应展开深入分析并提出相应的政策含义。

### 三、机理说明与模型构建

#### (一)机理说明

根据斯托尔珀-萨缪尔森定理,资本项目开放将会缓解发展中经济体融资约束问题、增加资本供给并降低资本价格,劳动的相对价格因此得到提升,进而可能对劳动收入份额产生积极影响。然而相关实证证据却比较缺乏,甚至存在与理论预期不完全一致的现象。这就表明,依据完全竞争市场结构来解释要素报酬的传统框架是有缺陷的。从微观角度来看,资本及劳动要素报酬要通过议价博弈来确定,而决定要素报酬高低的,正是双方的议价能力。资本项目开放降低了资本转移成本,赋予了资本更大的灵活性,这就使资方在博弈中掌握更大主动权。资本通过发出转移至其他地区的威胁,迫使缺乏流动性的劳动为保存工作机会而不得不接受有利于资本的报酬分配方案,资本项目开放条件下这一威胁变得更具有可信性,劳动所获报酬及劳动收入份额必然将会相应下降。

借鉴Maarek和Orgiazzi(2013)的标示方法,可以通过一个简单的博弈模型来加以说明,模型的核心是确定均衡工资水平 $w$ 。劳均形式的企业生产函数为 $y = Ak^\phi$ ,其中, $A$ 为技术参数; $k$ 为劳均资本投入; $\phi$ 为产出弹性。企业的预期利润为 $J = pAk^\phi - rk - w$ ,其中, $p$ 为产品价格; $r$ 为资本价格,即利息率。均衡状态下,利息率等于资本的边际产出 $r = pA\phi k^{\phi-1}$ 。议价博弈的结果是使双方目标的几何均值,即广义纳什均衡积最大化:

$$w = \arg\max (J - I)^{1-\beta} (w - B)^\beta \quad (1)$$

其中: $B$ 表示劳动流动到国外所能够获得的机会收益; $I$ 表示资本流动到国外所能够获得的机会收益; $\beta$ 表示劳动的议价能力参数,资本的议价能力参数相应为 $1-\beta$ 。假设劳动的外部机会收益跟本地工资水平有关,并设定 $B = bw$ , $b$ 表示劳动的外部机会收益参数;资本的外部机会收益与本地的产出收益减去资本利用成本后的净值相关,并设定 $I = i(1-\phi)pAk^\phi$ , $i$ 表示资本的外部机会收益参数。对上述最优化问题求一阶导数并调整后得到:

$$(1-\beta)(J-I)^{-\beta}(w-B)^{\beta} = (J-I)^{1-\beta}\beta(w-B)^{\beta-1} \quad (2)$$

将 $J$ 代入式(2)后可以得到:

$$w = (1-\beta)B + \beta(pAk^{\phi} - rk - I) \quad (3)$$

进一步可得 $w = \beta/[1 - (1-\beta)b][ (1-\phi)pAk^{\phi} - I ]$ ,而劳动收入份额则表示为

$$LS = \frac{\beta/[1 - (1-\beta)b][ (1-\phi)pAk^{\phi} - I ]}{pAk^{\phi}} \quad (4)$$

将 $I = i(1-\phi)pAk^{\phi}$ 代入式(4)进一步简化为

$$LS = \left\{ \beta/[1 - (1-\beta)b] \right\} [(1-\phi)(1-i)] \quad (5)$$

显然,资本流动成本的下降提高了资本的讨价还价能力,即 $(1-\beta)$ 值提高,参数 $\beta$ 的取值相应减小,劳动收入份额将会出现下降。上述分析为判断资本项目开放的影响提供了不同视角,但其综合效应的评判还需要针对性的实证分析。

## (二)实证模型构建及变量说明

实证分析首先涉及如何准确测度资本账户开放程度的问题。Kaminsky 和 Schmukler(2008)认为针对资本项目、金融市场、证券市场的管制实际上一体的,对于一个部门的管制同时也会影响到其他部门的运行。对此,他们在综合国际货币基金组织、经合组织、国际结算银行等机构的公开出版物的基础上,构建了同时包含资本项目、国内金融体系、证券市场等因素的复合指标体系。Kaminsky 和 Schmukler(2008)指数体系(KS指数)为资本项目开放提供了更为全面的测度,从实证的角度来看,KS指数的优势还在于可以对资本项目开放设置0或1的虚拟变量,进而能够采用倍差分析方法进行实证分析,这有助于更有效地厘清变量之间的因果关系。具体而言,本文设定计量模型如下:

$$LS_{ict} = \beta_1 did + \beta_2 fopen_i + \beta_3 treated_c + \theta X_{ict} + \Delta + \varepsilon_{ict} \quad (6)$$

其中: $LS$ 表示劳动收入份额;下标 $c$ 表示国家; $i$ 表示按《联合国国际标准行业分类(第四版)》(ISIC4)分类的两位数制造业细分行业; $t$ 表示时期; $\Delta$ 为各种固定效应。劳动收入份额是劳动者报酬收入占GDP比重,劳动者报酬收入即是指劳动者因付出劳动而获得的收入。Gollin(2002)指出国民收入账户中劳动收入数据存在一个重要缺陷,就是没有准确处理自雇劳动者的劳动报酬收入。为避免上述问题,本文将基于联合国工业发展组织(UNIDO)编制的工业统计数据库展开实证研究,该数据库包含了1965—2010年超过120个国家按ISIC4标准分类的两位数制造业行业数据。UNIDO在统计相关数据时根据企业雇佣人数设定了一定的门槛值,只有当雇佣人数超过门槛值时,相关企业信息才会被统计进去。这种做法在很大程度上剔除了自我雇佣问题,从而使制造业行业的劳动收入份额数据具有了较好的国际可比性。具体地,将行业工资总额除以行业增加值来表示劳动收入份额。

本文以资本项目开放时点为基准构造准自然实验并进行倍差分析。具体地,首先根据KS指数确定特定经济体实现资本项目开放的时点,然后选择该时点前后十年的相关数据,进一步对应于该窗口长度,选择未开放资本项目的国家作为控制样本,组合构成三维数据组,最终由数据组整合构成数据集。式(6)中的 $fopen$ 是二元虚拟变量,对应于资本项目开放之前取值为0,之后取值为1,这对于处置样本和控制样本都是一样的; $treated$ 是表示处置样本的二元虚拟变量;变量 $did$ 为 $fopen$ 和 $treated$ 的交叉乘积项,即 $did = fopen \times treated$ ,它是倍差法分析中反映处置效应的核心解释变量,这里反映了资本项目开放对于劳动收入份额的影响效应。借鉴既有研究,控制变量向量 $X$ 具体包括了以下变量:①贸易开放度 $tradeopen$ ,以进出口贸易占GDP比重表示,数据来源为Penn World Table;国际贸易是影响劳动收入份额的重要因素;②金融发展程度 $finance$ ,以私人借贷占GDP比重表示,数据来源为国际货币基金组织编制的International Financial Statistics数据库;③劳动生产率 $lnlp$ ,以增加值与劳动数量比值的自然对数表示,数据来源为UNIDO数据库;④劳均资本 $lnkl$ ,以资本形成额与劳动数量比值的自然对数表示,数据来源为UNIDO数据库。以上数据均按照通常的方法进行调整处理。

## 四、实证分析结果

### (一)基本分析结果

本文的实证思路是构建资本项目开放的准自然实验并进行倍差法分析,而倍差法分析结果是否具有可

靠性则要取决于数据是否满足平行趋势假设,即在资本项目开放的时点之前,处置与控制样本数据的变化趋势是否一致。如果变化趋势不一致,则资本项目开放之后出现的差别很有可能仍然是此前增长趋势差异的延续,就不应将其归因于资本项目开放,这样倍差法分析结果的可靠性也就存在问题。从既有文献来看,检验平行趋势假设并没有统一的做法,一种方法就是绘制平行趋势曲线图,这里选取政策实施前后各十年的样本期绘制出曲线图。不难看出,在资本开放政策实施前,两类样本的走势基本一致,而政策实施后则表现出较大差异,表明两组样本符合平行趋势假设(图1)。

但客观而言,这种作图的方法虽然简单直接,但这其中难免存在主观性,相应的判断也欠缺准确性,更为严谨的做法是检验数据在事件发生之前的变动差别是否具有显著性。根据 Moser 和 Voena(2012)的做法,构建了以下的回归方程:

$$LS_{ict} = \alpha_0 + \beta_i \times pd_i \times treated_c \times pre_i + \theta X_{ict} + \Delta + \varepsilon_{ict} \quad (7)$$

其中: $pd$ 表示事件发生前各时期的一系列虚拟变量; $pre$ 表示二元变量,对应于事件之前取值为1,如果估计系数 $\beta_i$ 不显著,则表明处置与控制样本在事件发生之前的数据变动不存在显著差别,平行趋势假设成立。依此方程进行回归分析,表1中给出了关键变量的估计结果。因限于篇幅,控制变量及其他回归信息并未列出,第(1)和第(2)列分别对应引入不同固定效应,具体参见表1后注释。可以看出,事件发生之前各时点虚拟变量估计系数均不显著,表明处置与控制样本数据不存在显著差别的时间趋势,平行趋势假设成立。在此基础上,将采用倍差法展开进一步的实证分析。

表2第(1)和第(2)列是基于全部样本的分析结果,核心变量 $did$ 的估计系数均不显著为正,表明资本项目开放并未对制造业劳动收入份额产生明显影响。客观而言,这是资本项目开放所具有的复杂效应的综合反映。注意到不同发展水平国家在金融市场体系、国内经济结构等方面存在明显差别,进一步将样本划分为发达经济体及发展中经济体两组分别进行回归分析。第(3)和第(4)列是针对发达经济体的估计结果,可以看出,核心解释变量 $did$ 的估计系数均不显著,表明资本项目开放同样并未产生明显影响效应。第(5)和第(6)列是针对发展中经济体的估计结果,与发达经济体的情况不同,此时核心变量 $did$ 的估计系数变成显著为负。如何解释这种异质影响呢?关键在于不同发展水平经济体中资本与劳动的相对议价能力的差异。资本的天性是逐利,无论是在发达国家还是发展中国家,资本的这种特性都不会发生改变。资本项目开放降低了

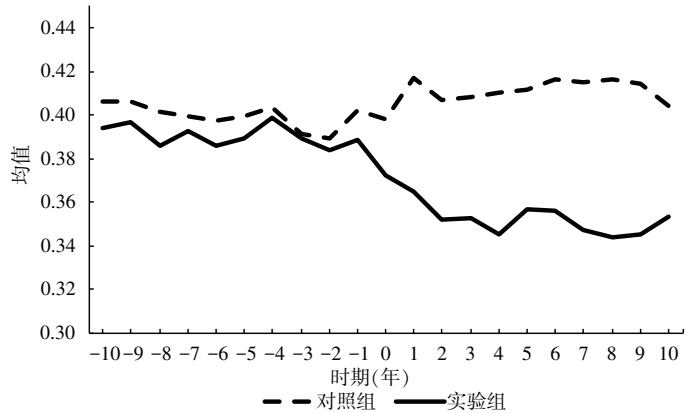


图1 平行趋势曲线图

表1 平行假设检验结果

| 模型                                  | (1)               | (2)               | 模型                                 | (1)              | (2)              |
|-------------------------------------|-------------------|-------------------|------------------------------------|------------------|------------------|
| $pd(-10) \times treated \times pre$ | 0.007<br>(0.018)  | -0.002<br>(0.019) | $pd(-5) \times treated \times pre$ | 0.005<br>(0.014) | 0.000<br>(0.015) |
| $pd(-9) \times treated \times pre$  | 0.011<br>(0.015)  | 0.003<br>(0.015)  | $pd(-4) \times treated \times pre$ | 0.013<br>(0.015) | 0.009<br>(0.015) |
| $pd(-8) \times treated \times pre$  | -0.000<br>(0.015) | -0.009<br>(0.016) | $pd(-3) \times treated \times pre$ | 0.029<br>(0.018) | 0.026<br>(0.018) |
| $pd(-7) \times treated \times pre$  | -0.004<br>(0.015) | -0.011<br>(0.016) | $pd(-2) \times treated \times pre$ | 0.028<br>(0.019) | 0.025<br>(0.020) |
| $pd(-6) \times treated \times pre$  | 0.006<br>(0.017)  | 0.001<br>(0.017)  | $pd(-1) \times treated \times pre$ | 0.028<br>(0.019) | 0.027<br>(0.020) |

注:模型(1)引入了年份固定效应、国别与行业交叉固定效应;模型(2)引入了年份固定效应、国别固定效应、组别与行业交叉固定效应;括号中数字为稳健标准差; $pd(-i)$ 表示事件发生之前第*i*期虚拟变量。

表2 基准分析结果

| 变量          | 全部样本                 |                      | 发达经济体                |                      | 发展中经济体               |                      |
|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|             | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                  | (5)                  | (6)                  |
| $did$       | 0.002<br>(0.009)     | 0.003<br>(0.009)     | 0.009<br>(0.012)     | 0.007<br>(0.012)     | -0.028**<br>(0.014)  | -0.029**<br>(0.014)  |
| $fopen$     | -0.004**<br>(0.002)  | -0.001<br>(0.003)    | -0.004*<br>(0.003)   | 0.005<br>(0.005)     | -0.004<br>(0.002)    | -0.007**<br>(0.003)  |
| $treated$   | 0.019***<br>(0.007)  | 0.021***<br>(0.007)  | 0.008<br>(0.008)     | 0.009<br>(0.009)     | -0.319***<br>(0.044) | -0.045<br>(0.044)    |
| $tradeopen$ | 0.041***<br>(0.007)  | 0.044***<br>(0.007)  | 0.025***<br>(0.006)  | 0.028***<br>(0.007)  | 0.093**<br>(0.039)   | 0.089**<br>(0.040)   |
| $finance$   | 0.021<br>(0.013)     | 0.022*<br>(0.013)    | -0.062***<br>(0.023) | -0.059***<br>(0.022) | 0.109***<br>(0.017)  | 0.105***<br>(0.016)  |
| $\ln lp$    | -0.117***<br>(0.008) | -0.119***<br>(0.006) | -0.095***<br>(0.012) | -0.099***<br>(0.008) | -0.142***<br>(0.012) | -0.136***<br>(0.008) |
| $\ln kl$    | 0.010***<br>(0.002)  | 0.005**<br>(0.002)   | 0.013***<br>(0.003)  | 0.000<br>(0.003)     | 0.002<br>(0.003)     | 0.003<br>(0.003)     |
| 常数项         | 1.337***<br>(0.073)  | 1.357***<br>(0.051)  | 1.136***<br>(0.101)  | 1.230***<br>(0.067)  | 1.495***<br>(0.097)  | 1.356***<br>(0.075)  |
| 样本量         | 74166                | 74166                | 40882                | 40882                | 33284                | 33284                |
| $R^2$       | 0.671                | 0.583                | 0.722                | 0.633                | 0.631                | 0.549                |

注:模型(1)、(3)、(5)都引入了年份固定效应、国别与行业交叉固定效应;模型(2)、(4)、(6)都引入了年份固定效应、国别固定效应、组别与行业交叉固定效应。括号中数字为稳健标准差。\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

资本的流动成本,在劳动流动性不变的情况下,这会提高资方的议价能力。然而资本真正具有的议价能力实际上还会受到预期收益的影响。相较而言,发达经济体的经济规模大、人均收入高、购买力强,企业能够获得的收益也会相对较高,这也是发达经济体一直是国际商品流入及外商直接投资主要目的地的重要原因。发达经济体本身所具有的巨大收益优势,也就相应降低了资本转移的动机与激励。由此,发达国家的资本向其他地区转移不具有帕累托改进的性质,相反却会导致收益的损失。因此,资本项目开放有可能并不会使发达经济体中资本的议价能力获得显著加强。与此形成对比,发展中经济体的市场规模小、购买力有限,这就相对提高了资本要素的外部机会收益,在资本流动成本降低的情况下,资本向收益更高地区转移的动机会更强烈,资本因而掌握了更大主动权及更强的议价能力。不仅如此,发展中经济体由于普遍存在市场经济体制不完善、政治因素复杂交织等问题,风险和不确定性也因此相对较高,作为补偿,资本要素此时更加会压低劳动报酬的份额以谋求更多的收益。综上所述,资本项目开放将会使发展中而非发达经济体中的资本要素获得更大的议价主动权,这就相应导致了资本项目开放的影响效应在发达和发展中经济体中存在显著差异。

进一步考虑不同行业的外部融资依赖度差异,对实证结果可能产生的影响。借鉴 Rajan 和 Zingales (1998)的做法,引入核心解释变量  $did$  与行业流动性需求指数的交叉项  $did \times liq$ ,指数值越高表明行业对于外部融资的依赖程度越大(Raddatz, 2006)。表3第(1)和第(2)列是基于全部数据样本的分析结果,可以看出,交叉项  $did \times liq$  的估计系数均不显著,表明影响效应并不存在显著的行业间差别。进一步地,第(3)和第(4)列是针对发达经济体的估计结果,交叉项  $did \times liq$  的估计系数均不显著;第(5)和第(6)列是针对发展中经济体的估计结果,此时交叉项  $did \times liq$  的估计系数均改变为显著负值,即对于发展中经济体的制造业,其外部融资依赖程度越高,资本项目开放对于劳动收入份额的负面影响效应越大。依赖外部融资支持程度较高的行业,资本在生产过程中的主导性也就越高,资本的议价能力相应越强。特别是对于发展中经济体,其所处的发展阶段也决定了资本相对稀缺的基本特征,资本的重要性更为突出,这对于高度依赖外部融资的行业就更加突出。

进一步观察控制变量,相关估计结果保持了较高一致性。贸易变量  $tradeopen$  的估计系数均显著为正,表明贸易开放有利于提升制造业劳动收入份额。一般认为,贸易开放会促进要素价格均等化,这将有利于提高发展中经济体的劳动报酬及劳动收入份额,但对发达经济体的影响则正相反。同时,贸易开放会强化竞争效应并降低垄断程度,缩小工资与生产率增速的差距,从而有利于提升劳动收入份额。在基于全部样本数据的分析中,金融发展变量  $finance$  的估计系数显著为正,对于样本的估计结果显示金融发展对发达经济体劳动收入份额的影响为负,对发展中经济体的影响则为正。一般而言,发达经济体的金融发展水平要高于发展中经济体。近年来关于金融发展与收入分配关系的研究日渐增多,不少文献指出金融发展使得具有资产组合优势的高收入群体获得更大收益。这里的实证结果也反映出过度的金融深化,有可能导致劳动收入份额的下降。劳动生产率变量  $lnlp$  的估计系数均显著为负。自20世纪80年代以来的技术进步基本上都是以资本增强型为主,例如信息通信设备的普及与大范围应用就是明显例子,这种偏向型技术进步导致生产率提升所带来的收益大部分都被归属于资本。这种类型的技术进步也使得资本品折旧与更新的速度大幅度加快,但劳动技能及相应人力资本却并不会随之及时更新,这就降低了劳动的相对价值,提高了资本对劳动的议价能力。表2中劳均资本变量  $lnkl$  的估计系数在基于全部样本的分析中显著为正,但分组样本的估计结果却不一致。劳均资本存量越高则有利于提高生产率,但劳均资本存量过高意味着行业的资本密集度相对越高,资本在运营中的主导性及议价能力也会较高,这又不利于劳动收入份额提升。多种效应相互交织且影响方向相异可能是导致该变量估计结果缺乏一致性的原因。

表3 基于行业融资依赖异质性的估计结果

| 变量               | 全部样本                 |                      | 发达经济体                |                      | 发展中经济体               |                      |
|------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                  | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                  | (5)                  | (6)                  |
| $did \times liq$ | 0.022<br>(0.050)     | 0.031<br>(0.049)     | 0.062<br>(0.068)     | 0.047<br>(0.066)     | -0.136*<br>(0.081)   | -0.148*<br>(0.078)   |
| $fopen$          | -0.004**<br>(0.002)  | -0.001<br>(0.003)    | -0.004*<br>(0.002)   | 0.005<br>(0.005)     | -0.003<br>(0.002)    | -0.007**<br>(0.003)  |
| $treated$        | 0.018***<br>(0.007)  | 0.020***<br>(0.007)  | 0.007<br>(0.008)     | 0.008<br>(0.009)     | -0.049<br>(0.048)    | -0.137***<br>(0.049) |
| $tradeopen$      | 0.039***<br>(0.007)  | 0.042***<br>(0.007)  | 0.025***<br>(0.006)  | 0.028***<br>(0.007)  | 0.071*<br>(0.038)    | 0.066*<br>(0.039)    |
| $finance$        | 0.021<br>(0.013)     | 0.022*<br>(0.013)    | -0.062***<br>(0.023) | -0.059***<br>(0.022) | 0.109***<br>(0.016)  | 0.106***<br>(0.016)  |
| $lnlp$           | -0.115***<br>(0.008) | -0.118***<br>(0.005) | -0.095***<br>(0.012) | -0.099***<br>(0.008) | -0.139***<br>(0.012) | -0.134***<br>(0.008) |
| $lnkl$           | 0.009***<br>(0.002)  | 0.005**<br>(0.002)   | 0.013***<br>(0.003)  | 0.000<br>(0.003)     | 0.001<br>(0.003)     | 0.003<br>(0.003)     |
| 常数项              | 1.325***<br>(0.073)  | 1.345***<br>(0.050)  | 1.136***<br>(0.101)  | 1.230***<br>(0.067)  | 1.497***<br>(0.097)  | 1.423***<br>(0.079)  |
| 样本量              | 73952                | 73952                | 40842                | 40842                | 33110                | 33110                |
| $R^2$            | 0.675                | 0.586                | 0.722                | 0.633                | 0.635                | 0.554                |

注:模型(1)、(3)、(5)都引入了年份固定效应、国别与行业交叉固定效应,模型(2)、(4)、(6)都引入了年份固定效应、国别固定效应、组别与行业交叉固定效应;括号中数字为稳健标准差;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

## (二)稳健性检验

为了确保实证结论的可靠性,这里将分别采用反事实检验及基于其他资本项目开放指标进行稳健性检验。反事实检验的逻辑是,如果被解释变量的变化确实是由某个事件所致,那么,假设该事件若未在真实发生时点而是在其他时点发生,则虚拟出的反事实事件就不应对被解释变量产生显著影响。将资本项目开放时点分别提前二至三期构建反事实数据集并重复之前的检验。考虑到前文分析结果显示资本项目开放只对发展中经济体呈显著负向影响,故反事实检验也只针对发展中经济体,相应结果在表4中给出。第(1)和第(2)列是将事件发生时点提前两期进行的反事实检验,核心解释变量  $did$  的估计系数变得不再显著,表明劳动收入份额的变化并不能由反事实场景一来解释;第(3)和第(4)列进一步考虑了行业外部融资依赖度的因素,核心交叉项  $did \times liq$  同样不再显著,这些结果从反向说明了真实事件的影响效应确实存在且有显著影响。还构建了将事件时点提前三期的反事实场景,相关估计结果在表4第(5)~第(8)列给出,核心解释变量均不再显著。综合来看,反事实检验表明了此前实证分析结果的可靠性。

进一步采用 Chinn 和 Ito(2006)资本项目开放指数  $kaopen$  进行稳健性分析。 $kaopen$  指数是一个连续型变量,这时就不能使用倍差法,而需要采用传统的面板数据计量方法。在回归方程中直接引入  $kaopen$  指数、 $kaopen$  指数与  $lqneeds$  指数的交叉项  $kaopen \times liq$  及控制变量,相关估计结果在表5中给出。第(1)~第(4)列是采用资本项目开放指数当期值的估计结果,其中第(1)和(2)列采用全部样本、第(3)和第(4)列采用发展中经济体样本,同时考虑行业融资依赖程度的异质性;第(5)~第(8)列是采用  $kaopen$  指数滞后一期值的估计结果。不难发现,表中估计结果具有很强的 consistency,清楚表明了此前所得出的相关结论具有稳健性。

表4 反事实检验结果

| 变量               | 反事实场景一            |                   |                   |                   | 反事实场景二            |                   |                   |                   |
|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                  | (1)               | (2)               | (3)               | (4)               | (5)               | (6)               | (7)               | (8)               |
| $did$            | -0.016(0.018)     | -0.018(0.017)     |                   |                   | -0.013(0.021)     | -0.014(0.021)     |                   |                   |
| $did \times liq$ |                   |                   | -0.068(0.099)     | -0.097(0.094)     |                   |                   | -0.059(0.119)     | -0.090(0.112)     |
| $fopen$          | -0.006*** (0.002) | -0.004(0.004)     | -0.006*** (0.002) | -0.004(0.004)     | -0.007** (0.003)  | -0.004(0.005)     | -0.007** (0.003)  | -0.004(0.005)     |
| $treated$        | -0.360*** (0.062) | -0.401*** (0.057) | -0.075(0.072)     | -0.402*** (0.057) | -0.236*** (0.069) | -0.326*** (0.057) | 0.104(0.088)      | -0.189*** (0.071) |
| $tradeopen$      | 0.073* (0.043)    | 0.073(0.045)      | 0.073* (0.043)    | 0.073(0.045)      | 0.083(0.054)      | 0.074(0.051)      | 0.083(0.054)      | 0.074(0.051)      |
| $finance$        | 0.001*** (0.000)  | 0.001*** (0.000)  | 0.001*** (0.000)  | 0.001*** (0.000)  | 0.001*** (0.000)  | 0.001*** (0.000)  | 0.001*** (0.000)  | 0.001*** (0.000)  |
| $lnlp$           | -0.145*** (0.013) | -0.137*** (0.008) | -0.145*** (0.013) | -0.137*** (0.008) | -0.182*** (0.022) | 0.158*** (0.013)  | -0.182*** (0.022) | -0.158*** (0.013) |
| $lnkl$           | 0.005(0.003)      | 0.006** (0.003)   | 0.005(0.003)      | 0.006** (0.003)   | 0.008** (0.003)   | 0.009*** (0.003)  | 0.008** (0.003)   | 0.009*** (0.003)  |
| 常量项              | 1.522*** (0.109)  | 1.423*** (0.087)  | 1.522*** (0.109)  | 1.423*** (0.087)  | 1.593*** (0.164)  | 1.461*** (0.105)  | 1.658*** (0.152)  | 1.600*** (0.115)  |
| 样本量              | 26664             | 26664             | 26649             | 26649             | 23287             | 23287             | 23274             | 23274             |
| $R^2$            | 0.648             | 0.559             | 0.648             | 0.559             | 0.475             | 0.398             | 0.474             | 0.398             |

注:模型(1)、(3)、(5)、(7)引入了年份固定效应、国别与行业交叉固定效应,模型(2)、(4)、(6)、(8)引入了年份固定效应、国别固定效应、组别与行业交叉固定效应。括号中数字为稳健标准差。\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

表5 基于资本项目开放指数( $kaopen$ )的稳健性检验

| 变量            | (1)               | (2)               | (3)               | (4)               | (5)               | (6)               | (7)               | (8)               |
|---------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|               | FE                | RE                | FE                | FE                | FE                | FE                | FE                | FE                |
| $kaopen$      | -0.008*** (0.002) | -0.020*** (0.003) | -0.041*** (0.012) | -0.106*** (0.020) | -0.009*** (0.002) | -0.018*** (0.003) | -0.042*** (0.012) | -0.097*** (0.019) |
| $tradeopen$   | 0.015*** (0.005)  | 0.029* (0.017)    | 0.014*** (0.005)  | -0.006(0.022)     | 0.022*** (0.005)  | -0.006(0.020)     | 0.022*** (0.005)  | -0.006(0.020)     |
| $finance$     | 0.023*** (0.010)  | 0.084*** (0.012)  | 0.022** (0.010)   | 0.082*** (0.013)  | 0.023*** (0.010)  | 0.085*** (0.013)  | 0.022** (0.010)   | 0.082*** (0.013)  |
| $lnlp$        | -0.023*** (0.003) | -0.031*** (0.003) | -0.023*** (0.003) | -0.029*** (0.003) | -0.022*** (0.003) | -0.029*** (0.003) | -0.022*** (0.003) | -0.029*** (0.003) |
| $lnkl$        | 0.011*** (0.002)  | 0.015*** (0.003)  | 0.011*** (0.002)  | 0.014*** (0.003)  | 0.010*** (0.002)  | 0.014*** (0.003)  | 0.010*** (0.002)  | 0.014*** (0.003)  |
| 常量项           | 0.594*** (0.021)  | 0.596*** (0.024)  | 0.594*** (0.021)  | 0.599*** (0.026)  | 0.606*** (0.022)  | 0.531*** (0.026)  | 0.605*** (0.022)  | 0.529*** (0.026)  |
| 样本量           | 32001             | 13742             | 31851             | 13724             | 30059             | 12661             | 29918             | 12644             |
| $R^2$ within  | 0.057             | 0.083             | 0.056             | 0.081             | 0.059             | 0.081             | 0.058             | 0.080             |
| $R^2$ between | 0.049             | 0.229             | 0.055             | 0.199             | 0.092             | 0.259             | 0.095             | 0.259             |
| $R^2$ overall | 0.064             | 0.164             | 0.065             | 0.154             | 0.071             | 0.163             | 0.071             | 0.161             |
| Hausman 检验    | 322.63***         | -1794.89          | 297.55***         | 3081.33***        | 98.27***          | 17714.77***       | 97.01***          | 1780.71***        |

注:模型第(1)~(4)列采用  $kaopen$  指数和  $tradeopen$  指数当期值,第(5)~(8)列采用上述变量的滞后一期值。FE表示采用固定效应模型;RE表示采用随机效应模型;各模型引入了年份固定效应。括号中数字为稳健标准差。\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

### (三)进一步的机制讨论:资本项目开放与劳动议价能力

进一步讨论资本项目开放对议价能力的影响,这是支撑前述实证分析结果的关键机制。具体来说,构建了以工会化率为被解释的变量,以资本项目开放 *kaopen* 指数为核心解释变量的实证方程。工会化率定义为工会成员占有所有领取收入的就业人群的比例,数据来源为 ICWSS(Database on Institutional Characteristics of Trade Unions, Wage Setting, State Intervention and Social Pacts)数据库,本文采用了 51 个经济体 1965—2015 年期间的样本数据。实证方程中还引入了以下控制变量:反映贸易自由化影响的贸易开放度 *tradeopen*,反映经济同期波动的失业率 *unemp* 和通货膨胀率 *inflation*,反映工业化水平的工业产出占 GDP 比重 *industry*。数据来源为 PWT(Penn World Table)和 WDI(World Development Indicators)数据库。

表 6 是相应的分析结果,第(1)列是基于全部样本的估计结果。可以看出,变量 *kaopen* 的估计系数显著为负,表明资本开放程度的深化,弱化了工会在集体议价中的作用,导致参加工会的劳动比重下降。进一步来看,将样本分成发达和发展中经济体两组,第(2)和第(3)列是相应的估计结果,资本项目开放对发达经济体的工会化率的影响虽然为负,但并不显著,相反,对于发展中经济体中工会化率的影响则显著为负。表 6 第(5)和第(6)列是采用滞后一期值所得到的估计结果。不难发现,核心变量 *kaopen* 的估计系数并未发生显著改变。如前所述,资本项目开放条件下,发达经济体所具有的巨大收益优势相应降低了资本转移的动机与激励,相应弱化了其议价能力,但自身条件的劣势却使得资本在发展中经济体的议价能力得到提升。这里的实证分析为上述机制提供了证据支持。

表 6 资本项目开放对劳动议价能力的影响分析

| 变量               | (1)                  | (2)                  | (3)                   | (4)                  | (5)                  | (6)                   |
|------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| <i>kaopen</i>    | -1.420*<br>(0.770)   | -0.518<br>(0.969)    | -6.990***<br>(2.211)  | -0.918<br>(0.687)    | -0.343<br>(0.814)    | -6.882***<br>(2.624)  |
| <i>tradeopen</i> | 0.004<br>(0.033)     | -0.043<br>(0.060)    | 0.087**<br>(0.041)    | -0.003<br>(0.035)    | -0.045<br>(0.060)    | 0.098***<br>(0.037)   |
| <i>unemp</i>     | 0.152<br>(0.110)     | 0.213**<br>(0.105)   | -1.193<br>(0.758)     | 0.172<br>(0.109)     | 0.240**<br>(0.109)   | -1.032<br>(0.753)     |
| <i>inflation</i> | -0.001<br>(0.002)    | 0.288***<br>(0.082)  | -0.015**<br>(0.006)   | -0.001<br>(0.002)    | 0.278***<br>(0.069)  | -0.013**<br>(0.006)   |
| <i>industry</i>  | -0.022<br>(0.137)    | -0.036<br>(0.158)    | -0.592<br>(0.451)     | -0.022<br>(0.136)    | -0.031<br>(0.146)    | -0.505<br>(0.422)     |
| 常量项              | 27.235***<br>(6.587) | 30.692***<br>(7.853) | 56.566***<br>(20.665) | 27.116***<br>(6.742) | 30.309***<br>(7.868) | 52.166***<br>(20.171) |
| 样本量              | 718                  | 570                  | 148                   | 705                  | 565                  | 140                   |
| $R^2$ within     | 0.468                | 0.538                | 0.307                 | 0.454                | 0.541                | 0.271                 |
| $R^2$ between    | 0.014                | 0.001                | 0.399                 | 0.019                | 0.000                | 0.464                 |
| $R^2$ overall    | 0.034                | 0.013                | 0.496                 | 0.032                | 0.013                | 0.511                 |
| Hausman 检验       | 0.97                 | 1.45                 | -263.10               | 0.81                 | 1.82                 | -193.00               |

注:模型第(1)~(3)列采用 *kaopen* 指数和 *tradeopen* 指数当期值;第(4)~(6)列采用上述变量的滞后一期值。括号中数字为稳健标准差。\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

## 五、结论及启示

本文基于跨国制造业行业数据实证检验了资本项目开放对于劳动收入份额的影响效应。实证分析结果均稳健地表明,总体上看,资本项目开放并未对制造业劳动收入份额产生显著影响;但根据经济发展水平分组的估计结果显示,资本项目开放对于发展中经济体的劳动收入份额产生显著负面影响,而且外部融资依赖度越高的行业,负面影响程度越大。资本和劳动要素议价能力的相对变化,是解释上述结果的关键机制。进一步以工会化率作为代理变量,本文实证分析了资本项目开放对于劳动议价能力的影响,结果显示资本项目开放显著降低了发展中经济体中的劳动议价能力,但对发达经济体中劳动议价能力未形成明显影响。这一结果反过来对于前述实证结论提供了可靠的机制支撑。

资本项目开放使得资本在发展中经济体拥有了更强的议价能力,降低了劳动者报酬收入。从收入分配的角度看,发展中经济体在资本项目开放问题上应谨慎行事。不同于短期波动、金融市场危机等短期风险,资本项目开放对于收入分配所产生的显著负面效应将会造成长期的经济和社会后果。在普遍缺乏系统且有效财富调节与再分配机制的情况下,收入分配形势的恶化将会成为发展中经济体实现追赶超越的重大障碍,甚至会因此落入中等收入陷阱。对中国而言,在当前情况下,尽管存在一定的支撑条件,如较为充足的外汇储备、较为雄厚的经济实力等,以及特定的需求因素,如人民币国际化、参与国际货币体系重构的需要等,但作为典型的发展中经济体,中国在做资本项目开放的决策时应综合考虑各种负面的影响,开放资本项目必须辅之以针对负面效应的相应举措。

## 参考文献

- [1] 白重恩,钱震杰,2009.国民收入的要素分配:统计数据背后的故事[J].经济研究(3): 37-41.
- [2] 李稻葵,刘霖林,王红领,2009.GDP中劳动份额演变的U型规律[J].经济研究(1): 70-82.

- [3] 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[J]. 中国社会科学(4): 65-79.
- [4] 陶敏, 2019. 我国人口结构变化、资本偏向型技术进步与劳动收入份额演变[J]. 技术经济, 39(11): 100-108.
- [5] 熊衍飞, 陆军, 陈郑, 2015. 资本账户开放与宏观经济波动[J]. 经济学(季刊)(4): 1255-1276.
- [6] 许家云, 2020. 进口与企业员工收入——以中国制造业企业为例[J]. 金融研究(10): 131-149.
- [7] 张车伟, 赵文, 2015. 中国劳动报酬份额问题-基于雇员经济与自雇经济的测算与分析[J]. 中国社会科学(12): 90-112.
- [8] CHARI A, HENRY P B, SASSON D, 2012. Capital market integration and wages [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 4(2): 102-132.
- [9] CHINN M, ITO H, 2006. What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions [J]. Journal of Development Economics, 81(1): 163-192.
- [10] EICHENGREEN B, GULLAPALLI R, PANIZZA U, 2011. Capital account liberalization, financial development and industry growth: A synthetic view[J]. Journal of International Money and Finance, 30(6): 1090-1106.
- [11] GOLLIN D, 2002. Getting income shares right[J]. Journal of Political Economy, 110(2): 1220-1261.
- [12] HONIG A, 2008. Addressing causality in the effect of capital account liberalization on growth [J]. Journal of Macroeconomics, 30(4): 1602-1616.
- [13] JAYADEV A, 2007. Capital account openness and the labor share of income[J]. Cambridge Journal of Economics, 31(3): 423-443.
- [14] KAMINSKY G L, SCHMUKLER S L, 2008. Short-run pain, long-run gain: Financial liberalization and stock market cycles [J]. Review of Finance, 12(2): 253-292.
- [15] KARABARBOUNIS L, NEIMAN B, 2014. The global decline of the labor share [J]. The Quarterly Journal of Economics, 129(1): 61-103.
- [16] KRISTAL T, 2010. Good times, bad times: Postwar labor's share of national income in capitalist democracies[J]. American Sociological Review, 75(5): 729-763.
- [17] MAAREK P, ORGIAZZI E, 2013. Currency crises and the labour share[J]. Economica, 80(319): 566-588.
- [18] MOSER P, VOENA A, 2012. Compulsory licensing: Evidence from the trading with the enemy act[J]. American Economic Review, 102(1): 396-427.
- [19] RADDATZ C, 2006. Liquidity needs and vulnerability to financial underdevelopment[J]. Journal of Financial Economics, 80(3): 677-722.
- [20] RAJAN R, ZINGALES L, 1998. Financial dependence and growth[J]. American Economic Review, 88(3): 559-586.

## Impact of Capital Account Openness on Wage Bargaining Power and Labor Income Share: Analysis Based on Cross-country Manufacturing Data

Zhang Zhinan<sup>1</sup>, Shao Jun<sup>2</sup>, Wu Xiaoyi<sup>3</sup>

(1. Institute of World Economics and Politics, Chinese Academic of Social Sciences, Beijing 100732, China;

2. School of Economics and Management, Center for Digital Economy Research Southeast University, Nanjing, 211189, China;

3. School of Business, Nanjing Normal University, Nanjing 210023, China)

**Abstract:** For the global decline in labor income share over the past three decades, a theoretical analysis was made on the impact of capital account openness based on the wage bargaining model. Disaggregated manufacturing data of more than 120 countries during 1965-2010 as well as difference-in-difference method was used to conduct empirically tests. The results show that, on the whole, the capital account openness does not have a significant impact on the share of labor income. However, the subsample analysis shows there is a negative impact on the share of labor income in developing economies. The higher degree of external finance dependence is for an industry, the greater the negative impact is. The change of bargaining power for capital and labor is key for the formation of these results. Further mechanism analysis supports that capital account openness has led to the significant decline of labor's wage bargaining power in developing economies, yet not in developed countries.

**Keywords:** capital account openness; labor income share; bargaining power