FDI 对劳动收入份额 的影响: 理论与中国的实证研究

郭玉清 姜 磊*

摘要:本文扩展了包含农业和工业部门的发展经济学模型,在具有普适意义的理论框架中解释了劳动收入份额的演变规律及 FDI 对劳动收入份额的影响机制,并利用 1994-2007 年中国省市面板数据展开实证研究。在控制省市固定效应和其他相关经济社会变量后,本文发现 FDI 对劳动收入份额的影响路径呈稳健的倒 U 型非线性曲线,经历了就业效应和技术效应的交替主导,东中西三大区域及增长极、直辖市空间范围内的影响路径表现出典型的地域性差异,适宜技术研发、市场整合及相应的政策激励有助于抑制 FDI 技术效应对劳动收入份额的负面冲击,缓解严峻的收入分配差距。

关键词: FDI 劳动收入份额 就业效应 技术效应 工资竞争效应

一、引言

中国劳动收入份额的持续下降及收入分配不平等加剧,引起越来越广泛的关注。1994 – 2007 年间① ,全国劳动报酬占 GDP 比例从 1994 年的 53.2% 攀升到 1996 年的最高点 56.2% ,然后一路震荡走低。自 2002 年起劳动报酬占比加速下降 ,至 2007 年降低了 11.2 个百分点 ,降幅达 22.3%。分区域看 ,东部沿海地区优越的地理条件和率先发展形成的集聚优势吸引了较多外部投资 ,使收入分配更偏向于资本要素 ,劳动收入份额相对较低 特别是直辖市的劳动收入份额始终处于最低水平②;但无论东部还是中西部地区 ,劳动收入份额的下降趋势都非常显著。白重恩和钱震杰(2009) 从统计学角度指出其中一个缘由 ,即 2004 年全国经济普查后 ,中国变更了劳动收入的统计口径 把以前属于劳动收入的个体企业所有者收入归入资本收入 ,导致劳动收入份额的降幅在某种程度上被高估了。但统计数据表明 2004 年前后中国各省市劳动报酬占比的下降态势并没有任何反转迹象 ,说明统计误差并不能干扰劳动收入份额的总体变化趋势。

与劳动收入份额的变动趋势相反 20 世纪 90 年代后中国的外商直接投资(FDI) 增长迅猛 特别是加入WTO 后,FDI 以年均 10.2% 的涨幅递增,中国一跃成为世界第一大 FDI 接受国,并对国内经济产生了深远影响。外资涌入的直接效果是弥补东道国的储蓄和外汇缺口,增加资本存量,吸纳劳动就业,促进农村劳动力向非农部门转移;间接效果是通过与外资相伴而来的先进生产技术和管理经验的扩散、示范效应,促进产业结构转变及劳动生产率的提升。由此不难引发如下疑问: FDI 与劳动收入份额演变有没有关系? 如果有关

^{*} 郭玉清,南开大学经济学院,邮政编码: 300071,电子信箱: guoyq@ nankai. edu. cn; 姜磊(通讯作者),南开大学经济学院,邮政编码: 300071,电子信箱: nkthreestone@ 126. com。

本文获中央高校基本科研业务费专项资金项目"我国地方政府债务风险的量化估测方法及控制化解策略研究"(编号: NKZXYY1107)、国家自然科学基金青年项目"中国地方财政隐性赤字的规模估测、风险量化与动态监管研究"(编号: 71203106)资助。感谢匿名审稿人提出的建设性修改建议,当然文责自负。

①由于1994年开始我国汇率制度大幅调整,使FDI数据前后不可比,因此本文选取的数据样本起点为1994年。

②区域劳动报酬占比的计算方法是 $\sum_{i \in I} L_{s_i} / \sum_{i \in I} Y_i$,其中I是考察区域包含的省市集合, L_s 是"全部职工平均货币工资"与"就业人数"乘积,反映的是劳动报酬总额,Y是省市 GDP。"东部省市"组包括北京、天津、上海、河北、辽宁、浙江、江苏、福建、山东、广东、海南"中西部省市"组包括陕西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、四川(含重庆)、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆"直辖市"组包括北京、天津、上海。

系的话。外资推动还是遏制了中国劳动收入份额的下降趋势?其发挥的作用和影响经历了线性还是非线性的演化规律?如果发展中国家在引进外资过程中普遍经历着劳动收入份额的下降。这就不应是一种孤立的偶然现象,有必要在一个具有普适意义的理论框架中探讨 FDI 对劳动收入份额可能产生的影响轨迹及其应对措施。

本文试图在现象观察的基础上做如下研究: 首先,借鉴发展经济学理论的分析范式,通过扩展现有数理模型研究 FDI 对劳动收入份额的各种影响机制,并将劳动力市场分割现象融入该理论体系,厘清劳动收入份额与 FDI 变动关系的逻辑机理;其次,与国内研究普遍关注线性关系不同,本文在理论框架的基础上构建非线性模型,用长达 15 年的省市面板数据对 FDI 作用于劳动收入份额的历史演变路径及其区域差异作实证研究,为合理利用外资并缓解严峻的收入分配差距提供决策借鉴。

二、相关文献回顾

受"低均衡陷阱"、"临界最小努力"和"大推进"等理论的影响,发展中国家普遍依赖大力引进外资来拉 动本国经济增长 并同时经历着劳动收入份额持续下降和对贸易依存度不断抬升的过程。Rodrik(1997) 认 为不断加速的经济全球化趋势和贸易开放度赋予了资本比劳动更大的流动性 流动性增强使资本获得更多 的外部盈利机会 ,资本所有者对劳动者的谈判能力相应提高 ,劳动者工资被维持在一个较低水平上 ,从而使 劳动收入份额持续下降。Harisson(2002) 估计 ,1993 – 1996 年发展中国家至少经历了 0.3% 的平均劳动收入 份额降幅 ﹐而 FDI 从经济发达国家流动到发展中国家的规模至少达到 200 亿美元 ﹐其随后展开的实证分析肯 定了两种经济现象间存在负向关联的理论预期 并指出全球化是隐匿在 FDI 对发展中国家劳动收入份额的 负面影响背后的深层次原因。其后,很多学者相继从技术进步角度提供了进一步的解释,认为外商投资在发 展中国家引致的输入性技术进步与劳动者的工资粘性机制共同诱致了劳动收入份额的下降(Berg and Krueger 2003; Florence and Irina 2007)。Decreuse 和 Maarek(2007) 则持另一种观点 认为 FDI 对劳动收入 份额的影响具有"技术租借效应"(Technological Rent Effect)和"工资竞争效应"(Wage Competition Effect)两 个方面。技术租借效应是指外商投资企业带来的先进技术提高了发展中国家的要素边际产出率,但这些企 业仍能以较低的工资水平雇佣工人,劳动要素市场具有典型的买方垄断特征,这将促使劳动收入份额下降; 工资竞争效应是指当越来越多的外商投资进入发展中国家时,外资企业为争夺劳动力必然形成相互竞争局 面 使工资逐渐趋向其边际产品价值 这将导致劳动收入份额上升。FDI 对劳动收入份额的综合影响取决于 两种效应的对比,也许将使其形成 U 型变动趋势,由技术租赁效应占主导逐渐反转为工资竞争效应占主导。

国内方面 研究 FDI 对中国劳动收入份额影响的文献也并不鲜见。李稻葵等(2009)利用跨国面板数据对劳动收入份额变动的影响因素做实证分析 发现 2000 - 2004 年间 FDI 对劳动收入份额形成负面冲击 ,即外商直接投资降低了劳动收入份额 ,但并没有对两者间关系展开更深入的理论研究。罗长远和张军(2009a)利用面板联立方程模型进行三阶段最小二乘分析(3SLS) ,发现 FDI 不利于劳动收入占比的改善 ,其解释是 "用脚投票"式的外资流动更看重中国的廉价劳动成本优势 ,地方政府为招商引资展开激烈竞争 ,弱化了劳动者的谈判地位 ,使劳动力报酬的上涨空间有限 ,这种观点与 Rodrik(1997)的研究一脉相承。分产业看 ,中国工业和服务业都存在劳动收入份额下降的现象。邵敏和黄玖立(2010)利用 1998 - 2003 年中国工业数据进行实证分析 ,发现 FDI 的 "工资溢出效应"使劳动者报酬份额趋于下降 ,即外资企业为避免劳动力的反向流动 ,将支付高于内资企业的工资水平 ,吸引技能劳动力或其他人才向外资企业流动 ,限制内资企业工资上升。罗长远和张军(2009b)认为服务业的非对称开放使 FDI 获得服务业垄断地位 ,人为制造的稀缺抬高了外资的要价能力 不利于提高劳动收入份额。

当研究视角延伸至微观就业市场时,现有研究发现发展中国家普遍存在熟练劳动力和非熟练劳动力的市场分割,FDI将加大这两种就业群体的工资收入差距,从而加剧结构性收入分配不平等(Figini and Görg, 2006)。这是由于外资进入发展中国家后、除以低工资成本雇用非熟练劳动力进行各分工环节的接插、组装等简单劳动外,还要高薪聘用在当地的制度与人文环境背景下接受过正规教育的高素质熟练劳动力,通过岗位训练后使其从事企业中层管理和技术扩散过程中的适应性研发、试验等工作,形成固化于企业内部的人力资本储备。作为发展中的大国,中国同样存在熟练劳动力和非熟练劳动力就业市场的典型二元结构,非熟练劳动力具有无限供给弹性特征,而熟练劳动力则缺乏供给弹性(陈广汉、张光南 2009)。郭庆旺和贾俊雪(2009)对中国九省区人力资本溢价的估算结果表明,近年来两种劳动力类型的工资差距呈不断扩大趋势,

这从工资竞争角度证实了就业市场的二元结构现状。有理由相信 FDI 对两类劳动力市场的影响渠道和途径 应该有比较大的差别 最终作用到劳动收入份额上也应考虑到这种差别并做相应的研究。

三、理论模型

借鉴 Lewis(1954)、Ranis 和 Fei(1961)、李稻葵等(2009)的研究,本文扩展了适用于发展中国家的两部门经济发展数理模型 将农业和工业部门的工资率、总产出及劳动收入份额的演变过程纳入统一的理论框架,以期揭示 FDI 对劳动收入份额可能带来的影响。

(一)工业化过程中劳动收入份额的演变规律

假定经济中存在农业和工业两种生产方式。本文用 Cobb – Douglas 函数形式分别构造两部门生产函数。农业生产函数为 $Y_a = A_a L_a^\mu$, 工业生产函数为 $Y_i = A_i L_i^\lambda K_i^{1-\lambda}$ $0 < \mu \lor \lambda < 1$, 其中 μ 是农业部门劳动力的产出弹性。设定 $A_i > A_a$ 代表工业比农业部门具有更高的技术水平。农业工资率是农业劳动力的边际产出,即 $w_a = \mu A_a L_a^{\mu-1}$ 不难发现。在发展中国家的工业化初期,当大量人口仍从事农业生产时农业工资率将处于极低的水平。随着工业化和城市化进程的深入,农业劳动力不断向工业部门转移在此过程中工业部门仅需提供略高于农业部门的制度工资率,就能得到从农业部门输送而来的源源不断的劳动力。设定工业部门提供的制度工资率为 $w_i = \rho w_a = \rho \mu A_a L_a^{\mu-1}$,考虑到农业劳动力的转移成本因素,参数 ρ 高于 1 则全社会劳动工资总额为:

$$W = W_a + W_i = w_a L_a + w_i L_i = \mu A_a L_a^{\mu} + \rho \mu A_a L_a^{\mu-1} L_i \tag{1}$$

由于全社会的总产出是 $Y = Y_a + Y_i = A_a L_a^\mu + A_i L_i^\lambda K_i^{1-\lambda}$,为使模型更加简明 ,设定工业相对于农业的技术 比率为 $A = A_i/A_a$,可得全社会劳动收入份额为:

$$Ls = \frac{W}{Y} = \frac{\mu A_a L_a^{\mu-1} (L_a + \rho L_i)}{A_a L_a^{\mu} + A_i L_i^{\lambda} K_i^{1-\lambda}} = \frac{\mu L_a^{\mu-1} (L_a + \rho L_i)}{L_a^{\mu} + A L_i^{\lambda} K_i^{1-\lambda}}$$
(2)

在工业化初期阶段,由于工业劳动力 L_i 的边际产出较高,同工业制度工资率的差额较大,总产出增长速度将高于农业产出下降速度和工资上升速度,使分配给劳动要素的工资性收入在总收入中所占比重持续下降。随着资本拥有者不断将所获利润重新投资从而加速资本深化,资本要素收入份额将保持持续攀升的趋势。由于大多数发展中国家仍存在比较充裕的待转移劳动力,也就不难解释为什么观察到的发展中国家的劳动收入份额在总体上是趋降的。

随着劳动力转移过程的持续,工业劳动力 L_i 的边际产出下降,农业劳动力 L_a 的边际产出持续提升,工资 W 的增长速度将逐渐逼近直至与总产出 Y 的增长速度相等,即:

$$\frac{\dot{W}}{W} = \frac{\dot{Y}}{Y} \tag{3}$$

其后工资增速将超越总产出增速,使劳动收入份额表现出先降后升的 U 型演变规律(Harisson 2002;李稻葵等 2009)。但在达到拐点之前,由于制度和环境约束导致的流动性障碍、劳动力市场信息不对称以及其他因素的干扰,工业部门将存在就业岗位的缺位,有助于提供就业岗位和增加就业的政策将提升劳动收入份额;相反,当依附于资本的技术使劳动生产率的增长快于就业增长速度时,其对劳动收入份额将形成不利的负面冲击。

(二) FDI 对劳动收入份额的影响

发展中国家引进外资后,FDI 将使(2) 式中的非参数变量产生不同方向的变动: 首先,FDI 通过引入先进技术和管理经验,使工业相对于农业部门的技术比率 A 提高,由于技术主要依附于资本,因此 A 和 K_i 的提升往往是同步的,可称为"技术效应"。 其次,FDI 将提供更多就业岗位,促进农业劳动力向工业部门转移,即降低 L_a ,提升 L_i ,并增加劳动者的工资性收入,可称为"就业效应"。 不妨将(2) 式整理为:

$$Ls = \frac{W}{Y} = \frac{\mu L_a^{\mu} \left[1 + \rho \left(L_i / L_a \right) \right]}{L_a^{\mu} + A L_i^{\lambda} K_i^{1-\lambda}} = \frac{\mu \left[1 + \rho \left(L_i / L_a \right) \right]}{1 + A \left(L_i^{\lambda} / L_a^{\mu} \right) K_i^{1-\lambda}}$$
(4)

FDI 对劳动收入份额的综合影响效果取决于不同力量的对比,由数理模型可总结出如下命题:

命题 1:如果 FDI 基于发展中国家的廉价劳动力优势,提供大量劳动密集型就业岗位吸纳非熟练工就业,并且伴随 FDI 的技术扩散由于时滞或制度环境的阻碍尚未大幅提高东道国的劳动生产率,就业效应将超越技术效应,从而提高劳动收入份额。

在(4) 式中,当 FDI 使 $\rho(L_i/L_a)$ 的增速高于 $A(L_i^{\lambda}/L_a^{\mu})$ 化 的增速,或使两部门就业变量的比率 $L_i^{1-\lambda}/L_a^{1-\mu}$ 的增速高于 $AK_i^{1-\lambda}$ 的增速时 经计算可表述为:

$$\left[\left(1-\lambda\right)\frac{\dot{L}_{i}}{L_{i}}-\left(1-\mu\right)\frac{\dot{L}_{a}}{L_{a}}\right]>\left[\frac{\dot{A}}{A}+\left(1-\lambda\right)\frac{\dot{K}_{i}}{K_{i}}\right]$$
(5)

其中 $\overset{ullet}{L_i}/L_i>0$ $\overset{ullet}{L_a}/L_a<0$.代表劳动力从农业到工业的转移输出过程 ,则 FDI 对劳动收入份额的就业效应将超越技术效应 .使劳动收入份额持续提升。

命题 2: 如果将工业部门的劳动力细分为熟练劳动力和非熟练劳动力,则熟练劳动力将在 FDI 的工资竞争效应下提高劳动收入份额。

当研究视角扩展为熟练劳动力 L_{11} 和非熟练劳动力 L_{12} 两个就业群体时,由于熟练劳动力是相对稀缺的,外资企业将采用高薪激励方式征聘所需要的管理和技术人才,反映出"工资竞争效应"(Decreuse and Maarek 2007)。这将使熟练劳动力的工资率 w_{11} 逼近其边际产出,并显著高于非熟练劳动力 L_{12} 适用的工资率 $\rho\mu A_a L_a^{\mu-1}$ 形成人力资本溢价。因此尽管工资竞争效应有助于提高劳动收入份额,但会加大劳动群体内部的结构性收入分配差距。

命题 3: FDI 带来的先进技术和管理经验将通过产业链在前后向关联的企业乃至行业间产生溢出效应,不断提高东道国的劳动生产率和资本收益。当生产效率改善使产出增速高于工资增速时,技术效应将超越就业效应,并降低劳动收入份额。

与(5) 式相反 ,如果 FDI 使 $AK_i^{1-\lambda}$ 的增长快于 $L_i^{1-\lambda}/L_a^{1-\mu}$ 的增长 ,命题 3 即成立。

由以上三组命题可见 FDI 对劳动收入份额的影响未必是线性的 其运动轨迹取决于多种因素的运动博弈。理论分析结果表明 影响过程可大致划分为三个阶段: 在东道国引入 FDI 的初期阶段 ,就业效应或将超越技术效应从而提升劳动收入份额; 其后 FDI 引致的技术扩散和劳动生产率提高将使技术效应超越就业效应 对劳动收入份额形成负面影响; 长期来看 ,当农业劳动力同工业劳动力的边际产出逐步逼近后 ,FDI 将在争夺劳动力资源的过程中相互竞争并提高工资率和劳动收入份额。这意味着 FDI 对劳动收入份额的影响将经历就业效应、技术效应和工资竞争效应的交替主导局面 ,尽管前两个阶段的熟练劳动力市场也存在工资竞争效应 ,但非熟练劳动力作为主要就业群体将决定 FDI 对劳动收入份额的影响趋势。

四、实证结果及讨论

(一)指标选择、计量模型与数据说明

46

本文主要考察 FDI 对中国劳动收入份额的影响 以"FDI 存量占国内生产总值比重"反映外商直接投资的经济干预规模 ,而非仅关注于 FDI 每年的流量指标(Decreuse and Maarek 2007; 钟昌标 2010)。 FDI 存量的测算方法是首先按照各年人民币兑换美元的年均汇率将其转换为人民币计价单位 ,然后采用永续盘存法核算 FDI 存量(Hall and Jones ,1999) ,价格指数为固定资产投资价格指数 ,个别缺失数据用移动平滑法处理。此外 ,其他因素同样影响着劳动收入份额的变动趋势和幅度 ,应作为控制变量加以考察 ,否则将导致遗漏变量偏误(Greene 2003)。

首先,资本产出比反映了资本积累的相对规模,当发展中国家尚未跨越工业工资率从维持不变到逐步提升的拐点,并实现增长方式向要素节约型转化时,资本产出比和资本收入份额是同时提升的。因此,预计资本产出比对劳动收入份额将造成负面影响。

其次 教育对劳动收入份额的影响机制比较复杂。熟练劳动力所受正规教育水平越高 就越能在就业市场上获得更强的职业竞争力并获取高额薪酬;但决定发展中国家劳动收入份额的主要群体是非熟练劳动力,其工资率受劳动密集型就业方向所限提升幅度非常缓慢 就业者从教育和培训中获取的边际收益极其微弱。综合考虑 教育对劳动收入份额的影响可能因考察范围的变动而有所差异。

第三 农业剩余劳动力向城市流动将加剧城镇就业竞争 挤占城镇待就业人员的工作岗位 形成沉重的就业压力 使城镇登记失业率上升 制约平均工资水平上涨。但城镇失业增加与农村就业增加具有替代性 , 其对总体劳动收入份额的影响需要实证分析来检验。

第四 宏观经济的周期性波动通过对不同产业和行业的外生性冲击 影响产品和要素市场的有效需求。由于非熟练劳动力的工资率受限于制度工资率 熟练劳动力工资虽然可变 但对经济环境变化的反应具有滞

后性并表现出一定的粘性特征 预计通货膨胀将不利于提高劳动收入份额。

第五 随着贸易开放度不断提高 出口商品销量扩大及出口价格上升将导致丰富要素的实际报酬提高。中国的丰富要素和相对比较优势是劳动力资源 因此扩大贸易开放度将有助于提升劳动收入份额。

第六 农业剩余劳动力从农村到城市的就业转移反映了城市化进程和二元经济发展的阶段性特征 在剩余劳动力输出殆尽之前 将在制度工资率约束下降低劳动收入份额。

为研究上述因素对中国劳动收入份额的影响 我们搜集了历年《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、各省市统计年鉴及中宏数据库的数据资料 构建面板数据模型进行计量分析 考察样本期为 1994 - 2007 年。由于部分年份基础数据缺失 样本中没有包含西藏; 考虑到 1997 年后重庆从四川省分离为直辖市 之前并无单列数据 将重庆并入四川省统一计算 这样样本中共涵盖了 29 个省市截面单元。由于 FDI 在就业效应和技术效应的综合作用下对劳动收入份额的影响未必是线性的 其影响轨迹或许存在不同样本时段的动态差异 本文分别建立线性函数和非线性二次函数模型:

$$Ls_{ii} = c_1 + a_1 F di_{ii} + a_2 (K/Y)_{ii} + a_3 E du_{ii} + a_4 U n r_{ii} + a_5 C p i_{ii} + a_6 O p e n_{ii} + a_7 D u a l_{ii} + \lambda_i + \varepsilon_{1ii}$$
(6)

$$Ls_{ii} = c_2 + b_1 F di_{ii} + b_2 F di_{ii}^2 + b_3 (K/Y)_{ii} + b_4 E du_{ii} + b_5 U n r_{ii} + b_6 C p i_{ii} + b_7 O p e n_{ii} + b_8 D u a l_{ii} + \mu_i + \varepsilon_{2ii}$$
(7)

在(6)、(7) 式中 因变量 Ls 为各省市劳动收入份额 ,用 "劳动报酬总额占 GDP 比重"反映; 核心解释变量 Fdi 为 FDI 存量与 GDP 的比值 加入平方项后能够测度外商直接投资对劳动收入份额的非线性影响。按照前面的理论预期 模型包含如下控制变量: K/Y 是资本产出比; Edu 是 "平均受教育年限",作为教育的代理指标估计其对劳动收入份额的影响①; Unr 是城镇就业压力 ,用 "城镇登记失业率"反映; Cpi 是价格波动指标 ,用 "消费物价指数年度变化率"反映 ,以便控制宏观经济环境变化对劳动收入份额的影响; Open 是贸易开放度 ,用 "各省市进出口总额(人民币)与省市 GDP 比值"度量; Dual 是二元经济发展水平 ,用 "二、三产业就业人数占总就业人数比重"度量 ,控制城市化进程中的特定发展阶段。在复合扰动项中 λ_i 和 μ_i 是省市固定效应 控制不随时间变化并同解释变量相关的个体影响因素 ,如地理环境、资源禀赋、风俗习惯、初期经济发展水平等; ε_{1i} 和 ε_{2i} 是服从正态分布 $N(0 \ \sigma_i^2)$ 的随机干扰项 ,如果 $\sigma_i^2 \neq \sigma_j^2$ ($\forall i \neq j$) ,说明随机干扰项存在组间异方差 需要通过可行广义最小二乘估计(FGLS) 作跨截面异方差调整 增强实证结果的有效性并降低估计偏差。

(二)实证结果及稳健性检验

鉴于 2004 年劳动报酬的统计口径发生变化 使前后数据不具备可比性 本文将全部样本期分成两个子时段 ,即 1994-2003 年和 2004-2007 年,对每个时段均进行线性和非线性函数模型分析。考虑到样本所考察的省市截面单元基本囊括了中国的全部省区,为控制各省市的个体差异性,本文选择固定效应模型进行估计 根据似然比检验结果,对随机干扰项进行了跨截面异方差调整。表 1 在每个时段的前两列分别报告了线性模型 FE(II) 的估计结果。

1994 - 2003 年时段的估计结果表明,FDI 对劳动收入份额呈现出典型的非线性影响特征,线性模型并不适用。由于解释变量 Fdi 的一次项回归系数为正,二次项回归系数为负,其影响轨迹大致形成倒 U 型路径,即初始阶段有助于提升劳动收入份额,达到一个极值点后又成为反向的抑制性因素,1996 年成为历史轨迹的拐点。在中国劳动力要素的低成本优势和税收优惠政策的吸引下,始于 1980 年代涌入的外商直接投资在技术含量低、附加值较少的加工组装环节雇用了大量城市和农村的非熟练劳动力,使就业效应超越技术效应,推进了劳动收入份额的提升。在此过程中,外资企业的技术、管理、设备、销售渠道、品牌等优势与中国劳动力、土地成本、基础设施等优势的互补结合,使中国迅速成为世界范围内的低成本加工制造基地。但随着外资吸引就业量逐步趋于稳定化,以及融于外资的劳动节约型技术的转移扩散和尖端机器设备与自动化操作流程的吸收引进,技术效应逐渐超越就业效应,使收入分配向资本要素倾斜,并对劳动收入份额带来不利影响。正如表 1 所示,通过对 2004 - 2007 年时段进行实证分析,本文发现二次函数模型中 Fdi 的回归系数极不显著,由此更信任线性模型的回归结果。极显著且绝对值较大的负回归系数表明,近年来 FDI 对劳动收入份额的不利影响已趋于明朗化。由于外资企业倾向于高薪征聘接受正规教育的高素质劳动力,以便通过梯度工资机制甄别出不同的技术和能力层级,FDI 不仅加剧了劳资要素间的功能性分配差距,对各劳动者群

①本文中各省市平均受教育年限的计算公式是 $Edu=6d_1+9d_2+12d_3+16d_4$,其中 $d_i(i=1,2,3,4)$ 分别表示小学、初中、高中及大专以上人口比重,对应的系数为相应的受教育年限。

体的结构性收入分配差距同样产生不利影响。

其他控制变量的回归结果基本印证了本文的理论预期:资本产出比系数为负,并且在第二时段具有了极高的显著性,说明收入分配向资本要素倾斜的程度加深了;教育程度变量的系数是非常显著的负值,受限于制度工资率的非熟练劳动力很难从正规教育中获益,熟练劳动力由于在就业市场的比重较低,其获取的教育回报尚无法扭转教育和劳动收入份额间的负向联系;价格波动指标同样是稳定而显著的负值,受名义工资粘性机制影响,通货膨胀将对劳动收入份额造成一定程度的负面冲击,相对平滑的经济增长趋势将有利于稳定就业市场;城镇就业压力指标的系数在整个样本期内由负转正,说明尽管农业劳动力就业与城镇居民就业可能产生相互替代,但农业剩余劳动力的输出转移对总体劳动收入份额的拉动作用正逐步超越城镇失业率提高所带来的不利影响;贸易开放度指标的正值系数表明劳动密集型产品出口有助于提高劳动收入份额;二元经济发展水平指标的负系数体现出工业化和城市化进程中的阶段性特征,验证了发展中国家劳动收入份额趋降的一般性规律。

表 1 FDI 对劳动收入份额影响的实证结果(1994 - 2007 年)

解释变量	样本时段: 1994 - 2003 年				样本时段: 2004 - 2007 年			
	FE(I)	FE(Ⅱ)	IV/2SLS	GMM	FE(I)	FE(Ⅱ)	IV/2SLS	GMM
Fdi	0. 092 (0. 84)	0. 638 ** (2. 17)	0. 720 ** (2. 18)	0. 721 *** (2. 36)	-0. 283 ** (-2. 37)	0. 123 (0. 59)	-0. 283 ** (-2. 17)	-0. 283 ** (-2. 42)
Fdi^2		-2. 399 ** (-2. 01)	-2. 683* (-1. 87)	-2. 751 ** (-2. 18)		-6. 031 (-2. 10)		
K/Y	-0.004 (-0.33)	-0.003 (-0.31)	0. 008 (0. 43)	0. 013 (0. 65)	-0. 074 *** (-6. 93)	-0.077*** (-7.91)	-0.095*** (-3.06)	-0. 084 *** (-3. 25)
Edu	-0. 012 *** (-6. 17)	-0.018*** (-5.91)	-0. 018 *** (-5. 37)	-0.018*** (-6.101)	-0.012** (-2.21)	-0. 137 *** (-2. 95)	-0.014*** (-2.65)	-0.014*** (-3.33)
Unr	-0.008 **** (-3.09)	-0.009 **** (-3.21)	-0.011 **** (-3.01)	-0.012 **** (-3.08)	0. 001 [*] (1. 85)	0. 002 **** (2. 73)	0. 001 (1. 37)	0. 001 ** (2. 08)
Cpi	-0.062 **** (-2.53)	-0.066*** (-2.68)	-0.050 (-1.40)	-0.044 (-1.15)	-0. 172 *** (-3. 43)	-0. 172 **** (-3. 98)	-0. 125 ** (-2. 31)	-0. 136 *** (-2. 88)
Open	0. 020 (0. 98)	0. 025 (1. 22)	0. 050* (1. 73)	0. 054 [*] (1. 91)	0. 076 **** (2. 99)	0. 081 **** (3. 22)	0. 077 **** (2. 65)	0. 080 *** (3. 67)
Dual	-0. 202 **** (-2. 70)	-0. 227 *** (-3. 02)	-0. 236 *** (-2. 62)	-0. 254 *** (-3. 17)	-0.037 (-1.10)	-0.041 (-1.41)	-0. 014 (-0. 38)	-0. 020 (-0. 62)
常数项	0. 797 *** (19. 54)	0. 790 *** (19. 49)	0. 767 *** (16. 08)	0. 769 *** (16. 89)	0. 685 **** (14. 06)	0. 704 *** (17. 11)	0. 734 *** (11. 33)	0. 714 *** (13. 71)
$\mathit{MAXLS}_{\mathit{fdi}}$		0. 133	0. 134	0. 131		0. 102		
$Adj - R^2$	0.832	0.833	0.826	0.826	0.968	0.969	0.965	0.966
Sargan – Hansen (P – val)			2. 328 (0. 31)	3. 565 (0. 17)			0.184 (0.17)	0. 131 (0. 17)
Obs	290	290	261	261	145	145	116	116

说明: (1) 本文结合 STATA11.0 和 EVIEWS6.0 计量软件得出解释变量回归系数和统计检验量的实证结果。(2) MAXLS_{/ti} 是二次函数模型的劳动收入份额达到极值点时的 FDI 存量占 GDP 比例(现于 1996 年),即在(7) 式的非线性函数模型中计算 $(-b_1/2b_2)$; Adj $-R^2$ 是调整后可决系数; Sargan – Hansen(P – val) 是工具变量过度识别检验及其相伴概率,其中 Sargan 统计量对应 IV(2SLS) 估计,Hansen J 统计量对应 GMM 估计; Obs 是样本数,即省市截面单元数与年数乘积。(3) 解释变量回归系数下方的括号内数据为 t 统计量,*、 \times *、 \times ** 分别代表显著性水平为 10%、5% 和 1%。 下表同。

表 1 中每个时段的后两列给出 FDI 对劳动收入份额影响的稳健性分析结果 本文主要考虑了控制变量中教育程度和资本产出比可能存在的内生性问题。首先 往年教育投资形成的校舍、教学设备、师生比等教育资源对当期受教育程度有较大影响; 其次 资本存量和总产出在往年既定规模的约束下都具有惯性扩张特征。针对两项指标表现出的跨期自相关 实证文献的通常做法是选择滞后一期变量作为工具变量 以纠正可能存在的内生性偏误。为避免可能存在的弱工具变量问题 本文还考虑到政府行为的影响 引入"省市财政自给率"指标作为附加工具变量。在整个样本期内 该指标同平均受教育年限和资本产出比的相关系数分

别为 0.653 和 0.597 而同 "劳动收入份额"的相关系数仅为 0.032 因而能够成为合适的工具变量 \mathbb{Q} 。具体而言 本文对 1994-2003 年时段采用非线性二次函数模型 ,对 2004-2007 年时段采用线性函数模型 ,用 "L1. 教育程度"、"L1. 资本产出比"和 "省市财政自给率"三组指标作为"教育程度"和"资本产出比"的工具变量进行稳健性检验② 估计方法分别是面板两阶段最小二乘估计(IV/2SLS) 及广义矩估计(GMM) 。回归结果表明多数解释变量的显著性明显提高 ,Hansen-Sargan 过度识别检验均具有较高的相伴概率 ,证明所选择工具变量的外生性假设不能被拒绝 , "FDI 对劳动收入份额形成倒 U 型影响轨迹"的实证结论依然稳健。

(三)区域差异的实证分析及讨论

考虑到中国不同区域在劳动收入份额和招商引资规模上的显著差距 本文针对东部、中西部及具有典型地域特征的区域做比较研究。样本期同样划分为两个子时段。由于稳健性分析并不影响核心结论且回归系数变动不大 表 2 简略报告了全部控制变量均设定为外生变量的省市固定效应估计结果。

表 2	东中西三大区域及增长极、直辖市的实证结果(1994-2007年	-)
1X =	水中四二人区域以相以似的目指用的关业和未知之。2007年	٠,

解释变量	东部省市(FE)		增长极省市(FE)		全国不含直辖市(FE)		中西部省市(FE)	
	1994 - 2003 年	2004 - 2007 年	1994 - 2003 年	2004 - 2007 年	1994 - 2003 年	2004 - 2007 年	1994 - 2003 年	2004 - 2007 年
Fdi	1. 136 ***	-0. 524 **	1. 399 **	-0.438	0. 594*	- 0. 305 **	0. 283	- 0. 562 ***
	(3.16)	(-2.69)	(2. 66)	(-1.46)	(1.92)	(-2.46)	(0.26)	(-2.87)
Fdi^2	-3. 364 **		-3.561*		- 2. 600 **		-3.525	
	(-2.36)		(-1.47)		(-2.06)		(-0.15)	
K/Y	0. 011	0. 091 **	-0.001	0. 033	-0.003	-0.075***	-0.0004	- 0. 074 ***
	(0.91)	(2.68)	(-0.09)	(0.82)	(-0.27)	(-6.57)	(-0.02)	(-3.82)
Edu	0. 0004	0. 022 **	0. 009 [*]	0. 025 **	-0. 022 ***	-0.012**	- 0. 019 ***	-0.028**
	(0.11)	(2.47)	(1.89)	(2.35)	(-6.65)	(-2.07)	(-4.06)	(-2.58)
Unr	- 0. 014 ***	0. 003 **	- 0. 021 **	-0.001	-0. 008 ***	0. 001	- 0. 012 **	0.002
	(-3.82)	(2.65)	(-2.86)	(-0.74)	(-3.15)	(1.56)	(-2.42)	(1.39)
Cpi	-0. 119 ***	-0. 513 ***	- 0. 161 ***	- 0. 277 **	-0.066**	-0. 160 ***	-0.010	-0.029
	(-3.43)	(-6.07)	(-3.68)	(-2.08)	(-2.57)	(-3.11)	(-0.27)	(-0.32)
Open	0. 036 **	0. 060 **	0. 044 **	0. 020	0. 036	0. 122 ***	-0.112	0. 173 **
Орен	(2.05)	(2.36)	(2.23)	(0.72)	(1.06)	(2.93)	(-0.80)	(2. 10)
Dual	- 0. 163*	- 0. 202 ***	- 0. 417 **	-0. 221 ***	-0. 242 ***	-0.057	- 0. 414 ***	-0.071
	(-1.66)	(-3.65)	(-2.59)	(-3.57)	(-2.93)	(-1.49)	(-3.17)	(-1.06)
常数项	0. 515 ***	0. 184*	0. 632 ***	-0.001	0. 835 ***	0. 698 ***	0. 918 ***	0. 848 ***
	(7.98)	(1.84)	(6. 35)	(-0.008)	(21.03)	(13.56)	(17. 12)	(9.11)
$\mathit{MAXLS}_{\mathit{fdi}}$	0. 168		0. 195		0. 114		0.040	
$Adj - R^2$	0.860	0.968	0.860	0.957	0.777	0.945	0.808	0.964
Obs	110	55	70	35	260	130	180	90

实证结果表明,东部省市 FDI 对劳动收入份额的影响趋势同全国基本一致,即 1994 – 2003 年间呈倒 U型变动 经历了就业效应和技术效应的交替主导,其后表现出稳定的负面影响。但从拐点位置看,当劳动收入份额达到极值点时,东部省市 FDI 存量占 GDP 比例高于全国比值,说明就业效应对劳动收入份额的拉动作用主要集中于东部。在经济全球化背景下,东部省市凭借沿海区位优势和优惠政策环境吸引了大量外部投资,创造出众多劳动密集型加工出口就业岗位,不断吸引农业剩余劳动力进行从西到东的区域性迁移流动,这使 FDI 的就业效应更具持续性。

在东部省市中、长三角、珠三角、环渤海三大增长极是吸引外资和内陆地区劳动力流动相对集中的区域,由表 2 数据可见,与涵盖全部东部省市的回归结果相比,使劳动收入份额达到极值点的 FDI 存量占比增长了 16.1%,而 2004-2007 年时段 Fdi 的负值系数尚不显著。这表明在东部沿海地区中,三大增长极的就业效

①本文中各省市财政自给率的计算公式是"省市财政自给率 = 省市财政本级收入/(省市财政本级收入 + 中央财政转移支付)",该比值越接近1,说明本地财政越有能力满足公共支出需求和地方政府普遍存在的扩张偏好,相应对中央财政的依赖性越小。

②"L1"代表1阶滞后算子,本文也尝试了工具变量同内生解释变量的其他多种组合形式,但结果非常稳健。

应最为突出 在较大程度上削弱了技术效应对劳动收入份额的负向冲击。但受国际金融危机影响,东部地区外向型经济面临着要素成本上升、技术革新、产业转型以及从加工组装模式向产业链高端攀升的压力,如何在此过程中继续保持 FDI 对劳动就业的吸纳优势,是东部地区特别是增长极省市将要面临的两难困境。

鉴于直辖市在辖区范围、政策导向、地理区位、产业结构等方面同其他省相比存在比较大的异质性。本文在全国样本中剔除了直辖市重新回归,反向测度 FDI 对直辖市劳动收入份额的影响。结果表明控制变量的符号、量值及显著性同全国样本的估计结果极为相似,但使劳动收入份额达到极值点的 FDI 占比下降了13.0%,而教育变量 Edu 对劳动收入份额的负面影响加深了。这是由于接受正规教育的熟练劳动力在三大直辖市相对集中,外资企业倾向于在其中层管理和技术研发环节通过高薪优势征聘所需的高素质人才,使工资体现劳动要素的边际产品价值并通过"工资竞争效应"提升劳动收入份额。从教育程度变量的系数来看,其在针对增长极省市、甚至全部东部省市的回归中都是正的,并且在 2004 – 2007 年时段均具有了较高的显著性,从而进一步反映出中国熟练劳动力和非熟练劳动力市场分割、人力资本溢价幅度逐年提升的二元结构现状。

反观中西部省市 其FDI 对劳动收入份额的倒 U 型影响路径则并不显著 即便就业效应在与技术效应的博弈中曾一度占优 但使劳动收入份额达到极值点的 FDI 占比也非常低。中西部省市拥有劳动力、土地、资源等要素的低成本优势,为什么无法吸引外资大量涌入 从而创造出更多的产业链和就业机会? 已有研究表明多种原因导致了 FDI 的非均衡区域投资格局: 改革初期 中央制定的区域非均衡发展战略使东部获得优惠政策支持 形成相对整合的市场投资环境和集聚优势; 由于劳动力的流向和转移障碍越来越小 劳动力因素不再成为外资选择落户区位的主要制约因素; 中西部省市的交通、通讯等基础设施建设处于劣势 矿藏、水能等初级优势资源与经济发达国家 FDI 的融合度较低 产权、契约执行效率不高 政府的经济干预政策和地方保护造成市场分割 这都弱化了外资企业的盈利预期并导致其投资定位于东部沿海省市(郭玉清、姜磊,2009; Leonard and Yum 2000)。而 2004 – 2007 年时段的估计结果表明 近年来 FDI 的技术效应已经超越就业效应 对中西部省市劳动收入份额带来不利影响。我们相信 FDI 的区域间溢出效应加重了近年来对劳动收入份额的负面冲击 即外资不仅提升了本地劳动生产率 同时也通过技术扩散带动了其他相关地区生产率的改进 种昌标(2010)的空间计量研究对 FDI 溢出效应提供了经验证据。结合贸易开放度指标的正值系数 本文认为对外开放有利于提高中西部省市的劳动收入份额 但在引进资本和技术时应按照有利于劳动要素的方向进行适应性技术调整 以便增加劳动就业、降低生产成本和资本份额。

五、结论与政策启示

本文利用发展中国家工业化进程中劳动收入份额演变的普适性规律 ,考察了 FDI 对中国劳动收入份额的影响。研究结果表明 ,影响轨迹形成稳健的倒 U 型曲线 ,即外资涌入初期曾吸纳大量农村剩余劳动力就业 ,助涨了劳动收入份额;其后技术效应逐渐超越就业效应和工资竞争效应 ,使收入分配越来越偏离劳动要素。

尽管整合而非分割的国内产品要素市场对于提升劳动收入份额是有利的,但在以往的政策实践中,GDP 政绩导向的政治晋升锦标赛往往激励地方官员参与税收竞争,出台财政返还、基础设施配套、地价削减等优 惠政策进行招商引资,以地方保护政策干扰产品和要素的合理流动,甚至不惜相互拆台,以牺牲本地辖区居

50

民福祉为代价阻碍国内统一市场的形成。上述做法既削弱了劳动者的谈判地位,使收入分配更倾向于资本要素,又导致税源流失和"诸侯经济"现象。作为中长期政策导向,地方政府应致力于营造公平竞争的市场运行秩序和投融资环境,扩大贸易开放度,加强区域整合和要素流动,积极鼓励企业将外资依附技术转换为劳动倾向技术的研发创新努力。在此过程中,政府不仅要在市场整合方面"做对价格",更要在劳动密集型适宜技术研发和产业升级方面"做对激励",双轨并行的调控举措将有利于抑制近年来 FDI 技术效应对劳动收入份额形成的负面冲击,缓解越来越严重的收入分配差距。

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》,《经济研究》第 3 期。
- 2. 陈广汉、张光南 2009 《中国劳动力市场的二元结构及其工资差异研究》,《中山大学学报(社会科学版)》第1期。
- 3. 郭庆旺、贾俊雪 2009 《公共教育政策、经济增长与人力资本溢价》,《世界经济》第10期。
- 4. 郭玉清、姜磊 2009 《财政支出、辖区人口规模与经济增长》,《经济评论》第 5 期。
- 5. 李稻葵、刘霖林、王红领 2009 《GDP 中劳动份额演变的 U 型规律》,《经济研究》第1期。
- 6. 罗长远、张军 2009a 《劳动收入占比下降的经济学解释》,《管理世界》第5期。
- 7. 罗长远、张军 2009 8 《经济发展中的劳动收入占比——基于中国产业数据的实证研究》,《中国社会科学》第4期。
- 8. 邵敏、黄玖立 2010 《外资与我国劳动收入份额——基于工业行业的经验研究》,《经济学(季刊)》第4期。
- 9. 钟昌标 2010 《外商直接投资地区溢出效应研究》,《经济研究》第1期。
- 10. Akamatsu K. 1962. "A Historical Pattern of Economic Growth in Development Countries." Journal of Developing Economies ,1(1): 3-25.
- 11. Berg A. and A. O. Krueger. 2003. "Trade Growth and Poverty: A Selective Survey." IMF Working Paper No. 30.
- 12. Decreuse B. and P. Maarek. 2007. "FDI and the Labor Share in Developing Countries: A Theory and Some Evidence." University of Aix Marseilles II Working Paper No. 11224.
- Figini ,P. ,and H. Görg. 2006. "Does Foreign Direct Investment Affect Wage Inequality? An Empirical Investigation." IZA Discussion Paper No. 2336.
- 14. Florence J. and T. Irina. 2007. "How Has the Globalization of Labor Affected the Labor Income Share in Advanced Countries?" IMF Working Paper No. 298.
- 15. Greene , W. H. 2003. Econometric Analysis. Pearson Education North Asia Limited.
- 16. Hall R. E. and C. Jones. 1999. "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker than Others?" The Quarterly Journal of Economics 114(1):83 166.
- 17. Harrison A. E. 2002. "Has Globalization Eroded Labor's Share? Some Cross Country Evidence." Berkeley ,CA: University of California at Berkeley and NBER.
- 18. Leonard ,K., and K. Yum. 2000. "What Are the Determinants of the Location of Foreign Direct Investment? The Chinese Experience." Journal of International Economics 51(2):379-400.
- 19. Lewis W. A. 1954. "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor." Manchester School of Economic and Social Studies, 22(5):139-191.
- 20. Ranis G. and J. Fei. 1961. "A Theory of Economic Development." American Economic Review 51(9):533 -565.
- 21. Rodrik D. 1997. Has Globalization Gone too Far? Washington: Institute for International Economics.

Impacts of FDI on Labor Share: Theory and Empirical Research of China

Guo Yuging and Jiang Lei

(Nankai University School of Economics)

Abstract: A development economics model including agricultural and industrial sectors is extended in this article. The evolution trend of labor share and how FDI influences it are explained in a generally applicable theory framework and empirical research is made by provincial panel data of China during 1994 – 2008. Provincial fixed effects and other economic and social variables are controlled and it is found that effect of FDI on the labor share makes a dynamic evolution path of inverted "U – type" ,which takes the alternative lead between the Employment Effects and Labor Productivity Effects. There are typical regional differences of evolution path among three regions growth poles and municipalities. Appropriate technology development ,market integration and corresponding policy incentives can help inhibit the negative effect and alleviate severe income gap.

Key Words: FDI; Labor Share; Employment Effect; Technology Effect; Wage Competition Effect

JEL Classification: C21 E13 ,O11

(责任编辑: 陈永清)