

国际贸易、OFDI 与中国劳动力跨国流动

——基于 30 个主要输入国及地区差异的实证分析

张志新¹ 孙照吉² 高小龙¹

(1. 山东理工大学 商学院,山东 淄博 255000; 2. 厦门大学 经济学院,福建 厦门 361000)

[摘要] 中国劳动力跨国流动日趋活跃,从理论上讲这是生产要素通过“两个市场”进行优化配置的结果,但是从现实上讲这又与中国国际贸易、OFDI、FDI 存在密切关系。利用扩展的劳动力跨国流动动态模型,选取 2001~2010 年 30 个主要输入国数据,采用 2SLS 工具变量法,在解决了国际贸易在劳动力跨国流动内生性问题的基础上,发现国际贸易对中国劳动力跨国流动的互补效应大于替代效应;中国对外非金融类直接投资对中国劳动力跨国流动具有促进作用,而外来直接投资的替代效应并不显著。在此基础上,进一步选取 GDP 增量、人均收入水平、国际贸易额、实际利用外资额等指标,通过省级面板数据对我国东部地区和中西部地区状况分别进行检验,结果发现劳动力跨国流动东部地区明显快于中西部地区,且与国际贸易、对外非金融类直接投资活动存在一致性。

[关键词] OFDI; 劳动力跨国流动; 国际贸易

[中图分类号] F74

[文献标识码] A

[文章编号] 1672-0040(2016)02-0012-07

劳动力跨国流动已成为我国经济社会发展中的新现象。我国劳动力积极参与国际劳动力市场竞争,是生产要素市场化配置的重要内容,表现出较快增长并不奇怪^①,从理论上研究影响我国劳动力跨国流动主要因素,把握其规律是当下我们理应关注的重点。根据《中国国际移民报告(2012)》数据显示,2011 年中国对外永久性移民数量超过 15 万,其中移民人数最多的国家为美国,数量为 8.7 万,其次是澳大利亚、加拿大和新

西兰。在劳务输出方面,劳务输出规模不断增加,2011 年中国劳务输出年末境外人员总数为 81.2 万人,全年累计派出 45.2 万人,2001~2011 年累计派出各类劳务人员 364.4 万人,年均增长 15.6%^②。同时,在此期间的中国对外贸易、直接投资也发生了显著变化。据资料显示,2001~2012 年间我国商品贸易规模从世界第 6 位上升到第 1 位,进出口总额年均增长 20.2%;利用外资额由 469 亿美元增加到 1117 亿美元,对外直接

[收稿日期] 2015-09-21

[基金项目] 国家哲学社会科学基金一般项目“基于城乡统筹发展的农村劳动力转移与政府配套政策研究”(09BJY068); 山东理工大学青年教师发展支持计划资助。

[作者简介] 张志新,男,湖北黄冈人,山东理工大学商学院教授、硕士生导师,经济学博士;孙照吉,男,山东淄博人,厦门大学经济学院博士研究生;高小龙,男,山东淄博人,山东理工大学商学院研究生。

^①中国劳动力跨国流动主要分为移民和劳务输出两种形式,其中移民又分为商业移民、技术移民、亲属移民等,劳务输出又分为对外承包工程输出、对外劳务合作输出以及对外设计咨询输出。

^②年末境外人数包含各类劳务人员,具体包括对外劳务合作、对外承包工程项下派出的各种劳动力。对外设计咨询业务指标 2009 年撤销,并入对外劳务合作和对外承包工程项下。数据来源《中国贸易外统计年鉴》。

《中国学术期刊(光盘版)》电子杂志社编者注:本文中涉及香港、台湾和澳门的“国”均应为“国(地区)”。

投资额由 69 亿美元增加到 878 亿美元^[1] ,其中非金融类直接投资已达 772 亿美元 ,排名世界第 3 ,仅次于美国和日本^①。从以上数据来看 ,尽管我国当前劳动力跨国流动总体规模还不是很大 ,且以对外移民和劳务输出为主 ;但是 随着我国经济持续稳定增长和 OFDI 的快速发展 ,将会有越来越多的劳动力以劳务输出、工程承包、技术移民等多种形式的投身于国际劳动力市场。因此 ,研究影响劳动力跨国流动及地区差异 ,不仅是我国对外经济发展面临的重大理论问题 ,也是做好我国劳动力跨国流动的现实需要。

一、机制分析

劳动力跨国流动和国际贸易、直接投资存在密切联系 ,学者们从不同角度进行研究。有学者认为国际贸易发展影响国际劳动力流动 ,在考虑政策变化和内生因素影响下 ,普通劳动力的跨国流动与贸易存在互补的关系 ,这种互补关系同时受到劳动力性别、FDI 水平以及贸易类型的影响^{[2]13} ;高级劳动力的跨国流动与国际贸易也是存在互补关系^{[3]1026}。同时 ,劳动力跨国流动能够提高输出国外汇收入 ,收入增长可以间接增加投资和出口贸易 ,出口贸易的增加可能进一步促进劳动力的外流。因此 ,劳动力跨国流动与国际贸易之间呈现出互补关系。不过 ,国际贸易与劳动力跨国流动的关系并不固定 ,从短期来看 ,劳动力跨国流动与国际贸易之间存在互补关系 ,但从长期来看 ,两者具有相互替代的关系^{[4]216-218}。此外 ,学者通过对美国境内 9 个案例实证研究表明 ,外来直接投资可以增加该国就业^{[5]218} ,减少劳动力跨国外流。所以 ,外来直接投资与劳动力跨国流动表现为替代关系。不过 ,也有学者通过研究发展中国家外来直接投资和劳动力跨国流动的关系 ,从经验主义角度认为两者间存在替代关系 ,但也有研究结论为互补关系^{[6]1597}。

(一) 贸易效应

在理论上 ,国际贸易对劳动力跨国流动有替代和互补两种作用。商品中凝集了人类劳动在内的各种生产要素 ,所以国际商品出口贸易是劳动力出口的一种形式 ,国际贸易增加会减少劳动力跨国流动。禁止劳动力跨国流动会促进商品贸易

发展 ,当存在严重贸易壁垒时 ,劳动力跨国流动增加 ,所以劳动力跨国流动和国际贸易之间存在替代关系^{[7]199}。劳动力跨国流动和国际贸易都可以使各国劳动力价格趋于均等 ,所以在理论上只需要商品贸易即可使得劳动力价格趋同。但由于各国劳动力资源、技术、人力资本以及其他因素存在很大差异 ,所以国际贸易与劳动力跨国流动并不是完全的替代关系 ,主要是由于国与国之间的资源差异巨大以至于各国不得不从事专业化生产 :天然或人为的贸易壁垒^{[8]327}。同时 ,两国之间商品贸易自由化程度的提高 ,会降低服务贸易壁垒以及劳动力跨国流动成本 ,从而促进两国间劳动力跨国流动 ,尤其是低技能劳动力跨国流动 ,所以国际贸易与劳动力跨国流动之间存在互补关系。国际贸易对劳动力跨国流动的净效应取决于国际贸易规模和劳动力市场的相对变化。

(二) 投资效应

从供求角度分析 ,国际直接投资实质是将劳动力需求在各国之间重新分配 ,如果国际直接投资分布与劳动力分布相匹配 ,则它替代劳动力跨国流动 ,反之则促进劳动力跨国流动。对一个国家来说 ,国际直接投资包括外来直接投资 (Inward FDI) 和对外直接投资 (Outward FDI) ,国际直接投资主要与跨国公司生产经营相结合^②。外来直接投资可增加东道国劳动力需求 ,使东道国劳动力不需要参与国际流动 ,所以外来直接投资和劳动力跨国流动之间存在替代关系。垂直型外来直接投资导致跨国公司雇佣东道国低技能劳动力 ,从事简单加工业务 ,所以垂直型外来直接投资主要是替代了低技能劳动力跨国流动 ,水平型外来直接投资则在一定程度上替代高技能劳动力跨国流动。由于垂直型外来直接投资主要分布在发展中国家 ,而水平型外来直接投资主要分布在发达国家 ,所以外来直接投资对发展中国家和发达国家劳动力跨国流动的替代存在差异 ,发展中国家向发达国家低技能劳动力跨国流动减少 ,而发达国家之间的高技能劳动力跨国流动会被外来直接投资替代。对外直接投资主要集中于经济发达国家 (例如美国、欧盟、日本) ,这些国家凭借知识和技术优势 ,通过跨国公司内部调动 ,促进了高技能劳动力的跨国流动^{[9]39}。

①由《2012 年世界投资报告》《2012 年度中国对外直接投资统计公报》数据整理所得。

②长期以来 ,跨国公司对外直接投资占到对外投资总量的 90% 以上 ,是对外投资的主要实施者。

二、实证分析

(一) 模型设定

在中国劳动力市场中,假设劳动力收入是由劳动力供给和需求决定。设 W_{it} 为中国劳动力收入, X_{it} 为中国劳动力市场需求(假设不变,即 $X_{it} = X_{i0}$)^①, L_{it} 为中国劳动力市场供给, η 为收入的供给弹性($\eta < 0$), 则中国劳动力的收入函数为: $W_{it} = X_{it} (L_{it})^\eta$, 中国劳动力市场的劳动力供给为: $L_{it} = L_{i0} - M_{it}$, 其中 L_{i0} 为中国劳动力总量, M_{it} 为中国劳动力流动到输入国的数量, 代入然后对所得函数两边同时取对数, 得到 $\ln W_{it} = \ln X_{it} + \eta \ln L_{i0} - \eta m_{it}$ ^②; 同理, 在输入国劳动力市场中得到: $\ln W_{it}^* = \ln X_{it}^* + \eta \ln L_{i0}^* + \eta \mu \lambda m_{it}$ ^③。根据托达罗定理, 劳动力流动与预期收入差距成正相关关系, 则中国劳动力每年的流动率为: $V_{it} = \sigma (\ln W_{it}^* - \ln W_{it} - C_{it})$ ^④。

劳动力从中国劳动力市场流向输入国劳动力市场, 会降低两个劳动力市场的收入差距, 使得预期收入差距减小, 对劳动力流动产生抑制效应。同时, 中国劳动力流向输入国劳动力市场, 会带动中国劳动力流向输入国, 对劳动力流动存在促进效应, 抑制效应和促进效应共同作用于劳动力流动。中国劳动力流动的抑制效应体现在输入国劳动力收入的供给弹性 η 上, 即劳动力供给越多, 收入越低; 促进效应主要体现在流动成本 C_{it} 上, 劳动力流动越多, 成本越低, 即 $C_{it} = C - \gamma \sum_{s=1}^{t-1} V_{is}$ ^⑤; 其中, C 表示中国劳动力流动的原始成本, γ 表示劳动力流动成本的折算系数^⑥, 代入上式得到: $V_{it} = \sigma (\ln W_{it}^* - \ln W_{it} - C + \gamma \sum_{s=1}^{t-1} V_{is})$, 但代表抑制效应的 η 和代表促进效应的 γ 并不在同一项

中, 无法得出他们的共同作用结果, 接下来进行变形依次迭代整理后得出^⑦:

$$V_{it} = w_{i0}^* \sigma + w_{i0}^* \theta (t-1) \quad (1)$$

其中, $\theta = \sigma^2 [\gamma + \eta(1 + \mu\lambda)]$, 表示劳动力跨国流动抑制效应和促进效应的共同作用结果, 即网络效应。

在(1)式中, V_{it} 表示中国劳动力净转移率, 右边第一项 $w_{i0}^* \sigma$ 表示初始收入差距, 初始收入差距越大, 净转移率越大, 初始收入差距是由中国和输入国劳动力市场的劳动力供给和需求决定。第二项 $w_{i0}^* \theta (t-1)$ 表示劳动力跨国流动的抑制效应和促进效应对中国劳动力转移的共同作用结果, 当 $\theta > 0$, 即 $\gamma > -\eta(1 + \mu\lambda)$ 时, 中国劳动力转移的促进效应足够大, 能够完全抵消抑制效应, 中国劳动力跨国流动会自我加强; 当 $\theta < 0$, 即 $\gamma < -\eta(1 + \mu\lambda)$ 时, 中国劳动力的抑制效应大于促进效应, 中国劳动力跨国流动会自我抑制^⑧。为了计量方便, 将(1)式变形为:

$$V_{it} = \ln L_{i0}^* [\sigma \eta + \theta \eta (t-1)] + (\ln x_{i0}^* - C) [\sigma + \theta (t-1)] \quad (2)$$

由于中国劳动力基数较大, 跨国流动率极低, 所以采用中国劳动力跨国流动的绝对数代替转移率, 模型设为

$$\ln R_{it} = c + \alpha_1 \ln L_{it}^* + \alpha_2 \ln x_{it}^* + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, R_{it} 为中国流向输入国的劳动力数量, L_{it}^* 为输入国相对于中国的劳动力供给, x_{it}^* 为输入国相对于中国的劳动力需求。

经济增长、国际贸易和国际直接投资通过改变劳动力需求, 劳动力数量、收入差距和流动成本, 也对劳动力跨国流动产生影响, 本文重点考察国际贸易和国际直接投资在劳动力跨国流动中的作

①在实证分析时可以放宽假设, 中国劳动力市场需求实际是随着时间而变化。

②将流出率看做近似为零, 利用等价无穷小替代: $\ln(1+x) \approx x$, $m_{it} = \frac{M_{it}}{L_{i0}}$ 表示中国劳动力向输入国劳动力市场的转移率。

③ μ 为折算系数, 由于中国和输入国劳动力之间存在技能水平的差距, 导致劳动生产率不同, 所以将城中国劳动力进行折算, $\rho < \mu \leq 1$, $\lambda = \frac{L_{i0}}{L_{i0}^*}$, 表示中国相对于输入国的劳动力数量。

④ V_{it} 表示净转移率, m_{it} 为根据存量数据算出转移率, 为前 t 年的净转移率之和, $m_{it} = V_{i1} + V_{i2} + \dots + V_{it-1}$, $V_{it} = \frac{\Delta M_{it}}{L_{i0}}$ 表示中国劳动力向输入国劳动力市场的净转移率, C_{it} 为中国劳动力流向输入国劳动力市场的成本, σ 为系数。

⑤ C_{it} 表示的网络效应为组内的网络效应, 组间的网络效应可以通过 σ 的大小来控制。

⑥中国劳动力转移率每增加 1 个百分点, 流动成本减少 γ 元, $\rho \leq \gamma \leq C$ 。

⑦在迭代过程中需注意 $m_{it} = (V_{i1} + V_{i2} + \dots + V_{it-1})$, 并利用等价无穷小替代: $(1+x)^t \approx 1 + tx$, W_{i0}^* 表示初始劳动力流动获得的收入增长, 即初始收入差距。

⑧注意 $\eta \leq 0$, 因此 θ 值的正负并不能确定。

用,所以把国际贸易、对外直接投资和外来直接投资作为解释变量,其他变量作为控制变量。考虑到劳动力跨国流动对一些变量反映具有时滞性,引入滞后项之后模型最终设定为:

$$\begin{aligned} \ln R_{it} = & c + \alpha_1 \ln tra_{it-k_j} + \alpha_2 \ln fdi_{it-k_j}^{out} + \\ & \alpha_3 \ln fdi_{it-k_j}^{in} + \alpha_4 \ln ind_{it-k_j} + \alpha_5 \ln rql_{it-k_j} + \alpha_6 \ln reg_{it-k_j} + \\ & \alpha_7 \ln dis_{it-k_j} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

其中, R_{it} 为中国流向输入国的劳动力数量, tra_{it} 、 fdi_{it}^{out} 、 fdi_{it}^{in} 分别表示国际贸易、对外直接投资、外来直接投资, ind_{it} 、 dis_{it} 为收入差距和跨国流动成本, rql_{it} 为输入国相对于中国的劳动力数量, reg_{it} 为输入国相对于中国的劳动力经济增长。 k_j 表示滞后期数, j 的取值在各解释变量中可能不同, ε_{it} 表示残差项。

根据目前关于劳动力跨国流动的研究和前文分析,劳动力跨国流动与国际贸易之间既存在替代关系又存在互补关系,说明国际贸易在影响劳动力跨国流动,同时劳动力跨国流动反过来也作用于国际贸易,并且由于劳动力跨国流动数据的不可得性,在指标度量中难免存在测量误差,因此,国际贸易可能具有内生性,不满足经典线性回归中严格外生性的要求,从而导致估计偏差。为了解决内生性问题,在大样本条件下增加工具变量,采用两阶段最小二乘法可以提高估计结果的有效性(Wooldbridge 2002)。根据理论分析和工具变量通常的选取方法,选择各国总关税率、实际有效汇率以及各其他解释变量滞后一期作为工具变量。

(二) 指标选取和数据来源

中国劳动力跨国流动数量包括劳务输出和移民,由于移民统计数据缺乏,而且移民主要受到输入国限额政策的影响,所以采取劳务输出年末境外人数代表劳动力跨国流动数量。本文选取2001~2010年中国劳务输出较为集中的30个国家和地区作为输入国^①。中国和输入国的国际贸易额采用两国双边贸易额表示;输入国对中国直接投资额采用输入国对中国的实际外商投资额表示;中国对输出国直接投资额采用非金融类投资表示。采用人均GDP差距作为劳动力收入差距;

输入国劳动力相对数量是指输入国劳动力数量与中国劳动力数量之比,采用劳动人口和劳动参与率的乘积计算劳动力数量;输入国相对经济增长采用输入国和中国GDP增量之比表示;劳动力跨国流动包括迁移费用、机会成本和心理成本,由于中国劳动力的机会成本和心理成本难以获取,所以只衡量迁移费用。采用中国与输入国之间的距离表示迁移费用,两国之间距离采用两国首都间的距离代替。

中国对外劳务输出数据来源于2000~2005年《中国对外经济统计年鉴》、2006~2011年《中国贸易外统计年鉴》;各国GDP、人均GDP、劳动人口、劳动参与率数据来源于数据银行数据库公布数据;中国对外直接投资额数据来源于2001~2002年《中国对外经济统计年鉴》;2003~2011年《中国对外直接投资统计公报》;中国与各国之间距离数据来源于CEPII BACI数据库;各国总关税率数据来源于2001~2011年《The Global Competitiveness Report》;各国实际有效汇率来源于国际清算银行BIS数据库,其他数据来源于历年中国统计年鉴。

(三) 实证结果及分析

1. 各输出国样本估计结果

采用Stata软件对模型进行回归时,根据Hausman检验中 χ^2 检验统计量对应的概率值来决定面板数据模型选择固定效应还是随机效应^②,通过Hausman检验发现应该采用固定效应模型。模型中各变量及交互项的滞后阶数则由其求人倍率的解释力决定,根据AIC准则经过多次筛选发现, $\ln x_{it}^*$ 和 $\ln ind_{it}$ 引入一阶滞后变量, $\ln tra_{it}$ 引入二阶滞后变量时回归结果最优,其他变量的滞后对回归结果的影响并不明显。

模型(1)~(3)为OLS检验结果,模型(1)没有考虑劳动力对外直接投资和外来直接投资因素,结果显示:输入国相对经济增长对劳动力跨国流动有显著影响,输入国相对经济增长的系数为0.114,且 t 值通过10%水平的显著性检验。同理,输入国相对劳动力数量、收入差距、流动成本的系数都为正值,且都通过1%水平显著性检验,

^①30个国家和地区具体包括日本、韩国、新加坡、中国澳门、中国香港、中国台湾、沙特阿拉伯、阿联酋、缅甸、蒙古、越南、马来西亚、印度尼西亚、柬埔寨、伊拉克、卡塔尔、科威特、老挝、约旦、安哥拉、阿尔及利亚、苏丹、尼日利亚、赤道几内亚、毛里求斯、埃塞俄比亚、坦桑尼亚、赞比亚、俄罗斯和德国。

^②在1%的显著水平下,当Hausman统计量大于 $\chi^2_{0.01}(n)$ 时模型采用固定效应模型,否则采用随机效应模型。 n 为模型中被估计参数个数,随机效应的置信概率小于0.01时选择固定效应,否则选择随机效应模型进行估计。

表1 各输出国样本检验结果

	OLS			2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
c	2.118 (3.51***)	2.104 (3.96***)	2.209 (3.06***)	3.658 (3.24***)	3.021 (3.95***)	4.128 (3.68***)
$Lnreg_{i-1}$	0.114 (1.96*)	0.134 (1.94*)	0.129 (1.89*)	0.162 (2.41**)	0.164 (2.89***)	0.169 (3.87***)
$Lnrql_i$	-0.058 (5.24***)	-0.049 (5.02***)	-0.051 (5.74***)	-0.073 (4.89***)	-0.061 (4.62***)	-0.081 (4.75***)
$Lnind_{i-1}$	0.284 (4.57***)	0.288 (4.49***)	0.263 (4.76***)	0.305 (2.48**)	0.281 (2.89***)	0.275 (2.87***)
$Lndis_i$	-0.109 (3.87***)	-0.101 (3.95***)	-0.105 (3.68***)	-0.115 (3.52***)	-0.114 (3.54***)	-0.108 (3.57***)
$Lntra_{i-2}$	0.161 (1.46)	0.158 (1.39)	0.162 (1.24)	0.152 (3.71***)	0.156 (3.70***)	0.131 (2.85***)
$Lnfdi_i^{out}$		0.215 (3.05***)	0.201 (2.63***)		0.206 (3.64***)	0.217 (3.18***)
$Lnfdi_i^{in}$			-0.089 (-1.56)			-0.012 (-1.14)
F	180.63	186.98	189.63	-	-	-
R^2	0.7541	0.7626	0.7510	0.9230	0.9218	0.9355
$Hausman$	32.56***	35.64***	37.59***	21.45***	23.77***	25.95***
$sargan$	-	-	-	1.05	1.07	0.98

注:()内为 t 值,***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上变量显著。

说明收入差距、对外直接投资对劳动力跨国流动有显著作用。输入国相对劳动力数量的系数为-0.058,且通过1%水平显著检验,说明输入国劳动力供给越多,对输入国劳动力具有替代作用,使得劳动力跨国流动减少,流动成本的估计系数为-0.109,并通过显著性检验,说明随着两国间距离的增加,劳动力跨国流动成本增加,对劳动力跨国流动产生不利影响。国际贸易系数为0.161,但没有通过显著性检验。模型(2)在模型(1)的基础上加入了对外直接投资因素,输入国相对劳动力数量收入差距、流动成本的弹性系数依然显著,并且正负符号没有发生改变。对外直接投资对劳动力跨国流动的弹性系数为0.215,并通过显著性检验,意味着对外直接投资具有显著影响。模型(3)考虑了外来直接投资因素,其他因素的显著性没有发生变化,但是外来直接投资的估计系数没有通过显著性水平检验。在模型(1)-(3)检验结果中,国际贸易对劳动力跨国流动的作用一直不显著,这可能是由于模型中存在内生性问题,下面检验内生性是否存在,如果存在则采用工具变量的两阶段最小二乘法解决。

有效的工具变量需要具备两个条件,一是工具变量和内生解释变量相关;二是工具变量不能和随机扰动项相关,下面根据hausman内生性检验和sargan过度识别检验对所选的工具变量进行检验。经过多次筛选发现,各国贸易总关税、各国实际有效汇率和其他解释变量滞后一期是国际贸易的有效工具变量,hausman内生性检验值为21.45,在1%显著水平下拒绝外生假设,说明国际贸易与劳动力跨国流动确实存在内生性;sargan过度识别检验结果1.05,伴随概率为0.3127,说明所选工具变量是独立于两阶段最小二乘的残差项的外生变量,所以认为所选的工具变量是有效的。

为了克服内生性的影响,采用工具变量的两阶段最小二乘法进行估计,估计结果如表1(4)-(6)所示。与OLS结果相比可以发现,在控制变量的内生性后,模型(4)回归结果的估计系数明显提高,输入国相对经济增长的估计系数变为0.162,且显著性水平为5%,输入国相对劳动力数量、收入差距、流动成本的估计系数同样有明显的上升,且仍然显著。国际贸易对劳动力跨国流

动的估计系数为 0.152,通过 1% 水平显著性检验,说明通过发展国际贸易,能够使得劳动力跨国流动数量上升,所以模型的内生性问题使得最小二乘估计产生向下的偏差,国际贸易确实是劳动力跨国流动的重要影响因素。模型(5)在消除内生性问题后,加入对外直接投资因素,其他解释变量的估计系数仍然保持模型(2)的显著水平,对外直接投资对劳动力跨国流动的影响依然显著。模型(6)将外来直接投资纳入模型中,外来直接投资对劳动力跨国流动的弹性系数为 -0.012,没有通过

显著性检验,说明外来直接投资的作用并不明显。

2. 中国各地区样本估计结果

由于中国各地区经济发展水平存在较大差别,而且劳动力分布、收入水平以及人力资本水平存在明显的地区差异,这些都对劳动力跨国流动存在影响,下面选择中国各地区 GDP 增量 Δgdp 、劳动力数量 ls 、人均收入水平 sr 、人力资本水平 rh 、国际贸易额 tra 、对外投资额 fdi^{out} 、实际利用外资额 $Lnfdi^{in}$ 指标^①将中国各地区样本按照东部和中西部划分分别进行检验^②检验结果如表 2 所示。

表 2 中国各地区样本的 2SLS 检验结果

	东部地区			中西部地区		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
c	-1.58 (-2.87***)	-1.62 (-2.90***)	-0.84 (-3.54***)	-1.35 (-3.71***)	-1.51 (-3.84***)	-0.97 (-5.27***)
$Ln\Delta gdp_{it}$	-0.044 (1.31)	-0.041 (1.29)	-0.042 (1.45)	-0.084 (0.66)	-0.087 (0.61)	-0.079 (1.05)
$Lnls_{it}$	0.128 (5.94***)	0.166 (6.21***)	0.142 (5.17***)	0.074 (3.27***)	0.077 (3.38***)	0.065 (3.01***)
$Lnsr_{it}$	-0.015 (3.18***)	-0.015 (3.56***)	-0.016 (3.64***)	-0.051 (2.99***)	-0.047 (2.76***)	-0.037 (2.51***)
$Lnrh_{it-1}$	0.182 (4.15***)	0.183 (4.14***)	0.164 (3.58***)	0.112 (0.77)	0.120 (0.78)	0.107 (0.95)
$Lntra_{it-2}$		0.107 (1.85*)	0.094 (2.91***)		0.083 (1.58)	0.81 (1.42)
$Lnfdi_{it}^{out}$			0.078 (4.64***)			0.004 (1.09)
$Lnfdi_{it}^{in}$			-0.158 (-1.16)			-0.214 (-0.65)
R^2	0.9102	0.9117	0.9203	0.9086	0.9156	0.9177
$Hausman$	48.21***	48.88***	48.57***	23.62***	23.56***	23.58***
$sargan$	0.63	0.67	0.66	1.33	1.35	1.32

注:()内为 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上变量显著。

对比中国各地区样本模型(1)和(4)的检验结果显示,东部地区劳动力数量的估计系数明显高于中西部地区,东部和中西部地区劳动力供给系数分别为 0.128、0.074,说明在增加同等数量劳动力的情况下,东部地区劳动力跨国流动数量增加幅度要大于中西部地区,所以东部地区劳动

力更适合跨国流动。东部地区收入水平的系数小于中西部地区,由于中西部地区收入水平低于东部,中西部地区收入增长对劳动力跨国流动的影响大于东部。东部地区劳动力人力资本水平对劳动力跨国流动的系数为 0.182,且通过 1% 水平显著性检验。而中西部地区人力资本水平对劳动力

①人力资本水平采用劳动力文化水平衡量,即劳动力平均受教育年限,仿照陈钊(2004)计算人均受教育年限的方法,平均受教育年限是通过各层次教育加权平均后构成的指标,教育层次根据中国统计年鉴分为文盲、小学、初中、高中、中专、大专及以上,权重采用各层次教育的年数分别为 0、6、9、12、12、15.5,具体计算公式为: $\gamma h_{it} = \sum_{j=1}^6 S_{ijt} * Y_j$,其中 j 从 1 到 6 代表 6 个教育层次, Y_j 表示不同教育层次受教育的年数, S_{ijt} 表示不同教育层次的劳动力人数所占比重,数据来源于 2001~2011 年《中国劳动统计年鉴》。

②按照中国各省市的社会经济发展和所处地理区位,将中国大陆 31 个省市自治区划分为东中西三个地区:东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、山东、江苏、浙江、福建、广东和海南 11 个省市;中部包括黑龙江、吉林、山西、河南、湖北、江西、安徽和湖南 8 个省份;西部包括陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、四川、重庆、云南、贵州、广西、内蒙古和西藏 12 个省份。

跨国流动的影响并不显著,可能是因为中西部劳动力人力资本水平较低,对劳动力跨国流动的促进作用并不明显。东部和中西部地区 GDP 增量的弹性系数都不显著,意味着经济增长对劳动力的需求并没有减弱劳动力跨国流动,主要是因为中国劳动力供给长期大于需求,每年新增就业小于劳动人口增长,使得劳动力失业或隐性失业。通过模型(2)和(5)的检验结果比较分析可知,东部地区国际贸易的系数为 0.107,在 10% 水平通过显著性检验,而中西部地区国际贸易的估计系数并不显著。这说明由于中国国际贸易主要集中在东部经济发达地区,中西部地区国际贸易水平较低,东部地区国际贸易发展有利于劳动力跨国流动,而中西部地区国际贸易对劳动力跨国流动作用不显著。模型(3)和(6)的检验结果表明,东部地区对外直接投资的弹性系数为 0.078,并在 1% 水平通过 t 检验,意味着对外直接投资有利于劳动力跨国流动,但中西部地区对外直接投资的作用并不明显,而且外来直接投资对劳动力跨国流动的替代作用并不显著。

三、结论与启示

(一) 研究结论

1. 国际贸易发展促进中国劳动力跨国流动

本文利用扩展的劳动力跨国流动动态模型,采用 2SLS 工具变量法,在解决了国际贸易在劳动力跨国流动内生性问题的基础上,选取 2001 ~ 2010 年 30 个主要输入国数据进行实证检验,得出国际贸易发展对中国劳动力跨国流动的替代作用小于互补作用,国际贸易增长对中国劳动力跨国具有促进作用的结论。

2. 国际贸易与劳动力跨国流动存在一致性

中国国际贸易发展地区性差异明显,论文进一步通过中国省级面板数据检验,得出东部地区国际贸易的估计系数为 0.107,在 10% 水平通过显著性检验,而中西部地区国际贸易的估计系数并不显著,这说明东部地区国际贸易对劳动力跨国流动的促进作用更为显著,但中西部国际贸易发展落后,进出口贸易额比重不足 10%,没有形成有效促进作用。

3. OFDI 成为中国劳动力跨国流动重要推手

在国际直接投资中,中国对外非金融类直接投资有助于促进中国劳动力跨国流动,而中国外来直接投资对中国劳动力跨国流动的替代作用并

不显著,主要是由于中国劳动力供给长期大于劳动力需求,大量劳动力处于隐性失业状态。但中国对外直接投资集中于东部地区,中西部地区对外直接投资仅占 31%,不足以带动劳动力跨国流动。

(二) 研究启示

劳动力跨国流动是中国经济社会持续稳定发展的必然结果。尽管该现象主要是生产要素市场配置的客观反映,但国际贸易、对外非金融类直接投资则是更为直接因素。因此,中国劳动力跨国流动除应遵循劳动力国际市场交易规则外,我们还应该做好以下工作。其一,切实加速中西部国际贸易发展。一方面要在中西部经济发展方式中推进外向型发展战略;另一方面要通过劳动力跨国培训服务提高其国际劳务市场适应性。其二,积极扶持企业对外直接投资。在对企业对外直接投资进行合理评估基础上,通过税收减免、项目推介以及政策引导等多种方式,扶持有市场潜力的中国企业以并购、合资以及独资等多种方式“走出去”,并在企业 OFDI 考核中设置以带动中国劳动力跨国流动作为重要指标之一。

[参 考 文 献]

- [1] 商务部. 入世 11 年中国进出口年均增长 20.2% [EB/OL]. (2013-04-08) [2015-09-02]. <http://finance.sina.com.cn/china/hgjj/20130408/194415077856.shtml>.
- [2] Maurice Schiff. Trade, Migration and Welfare: The Impact of Social Capital [R]. World Bank - Development Research Group (DECRG); Institute for the Study of Labor (IZA) 1999, (12).
- [3] Alexander Hijzen, Peter Wright. Employment, Job Turnover and the Trade in Producer Services: Firm-Level Evidence [J]. University of Nottingham Research Paper, 2011, 44(3).
- [4] Teitelbaum, Michael S. Advocacy, Ambivalence, Ambiguity: Immigration Policies and Prospects in the United States [J]. Proceedings of the American Philosophical Society, 1992, 136(2).
- [5] Diebold William, Lucy Edwards. Nine Investments abroad and their impact at home [J]. Foreign Affairs, 1976, 55(1).
- [6] Giovanni Russo. Filling vacancies: an empirical analysis of the cost and benefit of search in the labour market [J]. Applied Economics, 2005, 37(14).
- [7] Robert Alexander, Mundell. International trade and factor mobility [J]. American Economic Association, 1957, 36(9).
- [8] Krugman. Growing World Trade: Causes and Consequences [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1995, 1995(1).
- [9] 李平, 许家云. 国际智力回流的技术扩散效应研究——基于中国地区差异及门槛回归的实证分析 [J]. 经济学, 2011, 10(3).

(责任编辑 杨 爽)