

经济不确定性、收入差距与劳动力转移

马轶群 崔伦刚

内容提要 通过构建数理模型发现,经济不确定性在收入差距对劳动力转移作用机制中的影响不同,对我国1985—2016年多省省际数据进行的实证检验也支持了模型的发现,主要结论有:一是城乡收入差距对劳动力就地转移的影响为“U”型,区域收入差距引起中西部劳动力的异地转移,抑制了东部地区农村劳动力转移。人力资本对劳动力转移的作用非常显著,特别是在落后地区。外商直接投资在区域间对劳动力转移的作用不同。各地区的出口均会促进劳动力转移,且东部的出口也能吸引中西部的劳动力转移;二是经济不确定性不仅直接制约劳动力转移,而且间接作用在收入差距、外商直接投资和出口对劳动力转移的影响中。考虑城乡收入差距、经济不确定性对劳动力转移产生的逆向效应,加入区域收入差距后,不确定性会弱化区域收入差距对劳动力转移的影响,但强化了城乡收入差距对劳动力转移的作用。

关键词 经济不确定性 收入差距 劳动力转移

马轶群,山西财经大学经济学院副教授 030006

崔伦刚,江苏省审计科研所所长 210012

一、经济不确定性与劳动力转移

改革开放以来,大规模劳动力转移一直是我国经济发展不可或缺的动力。何建新(2013)认为,1991年我国农村劳动力转移规模接近9000万人,到2009年,劳动力转移人数已超过1.7亿,18年内劳动力转移人数净增8000万以上^[1]。作为全球最大的发展中国家,我国同时具有二元经济和大国经济特征,二元经济的显著特点是城乡发展不平衡,而大国经济的核心特征之一是区域发展不平衡,这意味着当前我国的农村劳动力转移主要有两种类型,一种为城乡发展不平衡下,由城乡收入差距引起的就地转移,即农村劳动力向当地城镇部门的转移;另外一种为区域发展不平衡下由区域收入差距引起

本文为教育部人文社会科学青年基金项目(18YJC790116)阶段性成果。

[1]何建新:《我国农村劳动力转移数量测算及未来趋势预测》,《新乡》《河南师范大学学报(自然科学版)》2013年第4期。

的异地转移,表现为落后地区农村劳动力向发达地区的转移。一直以来,学术界认为劳动力转移除受收入差距的影响外,也会受到教育等其它因素的影响(赵耀辉,1997;王志刚,2003)^{[1][2]}。而始于2005年东南沿海地区的“民工荒”让我们意识到,还有其它影响劳动力转移的因素。本文使用HP滤波处理后,得到近年中国劳动力转移波动的特征事实,见图1,劳动力转移波动明显受宏观经济产出波动的影响,反映为同周期波动,1990年经济触底,宏观经济的负向冲击开始蔓延,虽然之后经济得到快速恢复,但在劳动力转移的预期中,不确定的宏观经济走势仍占有重要位置,在1992年经济形势明朗之后,劳动力转移才开始缓慢上升,2003年再次触底,之前持续下降的经济趋势,让劳动力转移再次形成不确定性的预期,由于劳动力转移滞后,2005年左右出现“民工荒”,2008年金融危机爆发,使原本具有上升趋势的产出发生逆转,我国政府迅速进行应对,提出“4万亿”投资计划,在巨额

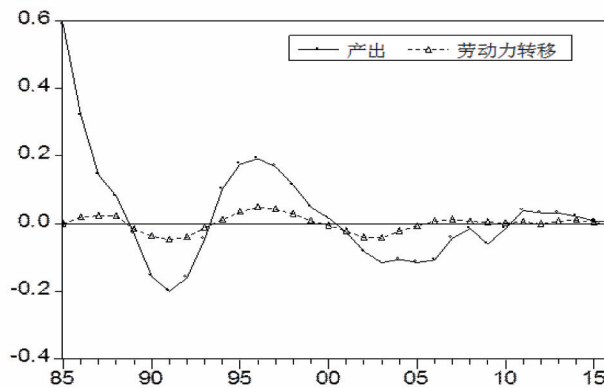


图1 中国劳动力转移的波动

投资刺激下,产出又回到原周期性的上升趋势,受宏观经济影响,劳动力转移此时也改变了原有的周期性变动,在短期内加速波动,频繁出现“农民工返乡”、“用工荒”和“劳工荒”等现象,这与我们观察到的事实较为吻合。由此,可以初步判断,我国不确定的宏观经济形势影响了劳动力转移。

通常而言,经济不确定性主要来自国际和国内两方面的因素,国际因素包括国际贸易环境、国际金融风险、世界政治局势等;国内因素有发展战略、经济政策、产业结构、市场波动等。此外,自然灾害、气候变化等重大突发事件也会引发担忧。以上因素对经济产生未预期的冲击,使得行为主体对经济未来发展状况无法充分准确地分析和预测。其实早在20世纪初,西方经济学者就开始强调经济不确定性对经济活动的影响,大规模劳动力转移一直以来都是我国非常重要的经济活动,但研究经济不确定性对我国劳动力转移影响的文献付诸阙如。

刘易斯理论认为发展中国家普遍存在二元结构,即低收入的农业部门和高收入的工业部门共存,而农业部门劳动力受高收入的驱动,往往会由农业部门向工业部门进行转移,持续转移的过程也是生产要素优化配置的过程,由此带动发展中国家经济增长,实现向一元化的转变。随着发展中国家经济的不断发展,这种转移演变为农村部门劳动力向城镇部门转移,同时由于城镇部门的工资刚性导致城镇部门出现失业。转移与失业并存的现象被哈里斯-托达罗(Harris and Todaro, 1970)^[3]观察到,为此,他提出一个期望收入的概念,认为城乡收入差距明显,农村部门劳动力为了谋求高收入向城镇部门转移时,除考虑城镇部门收入外,还要考虑到城镇部门的就业可能性,两者的乘积即为期望收入,与农村部门收入比较后决定是否转移。对失业的考虑,让哈里斯-托达罗模型更具适用性,而期望的引入又使该模型具有了较强的扩展性。与刘易斯理论相比,哈里斯-托达罗模型具有新古典经济学特征,认为农村不存在失业,即农村边际生产率大于零,虽然两者都是研究发展中国家的二元经济,但刘易斯

[1]赵耀辉:《中国农村劳动力流动及教育在其中的作用——以四川省为基础的研究》,〔北京〕《经济研究》1997年第2期。

[2]王志刚:《耕地、收入和教育对农村劳动力转移的影响》,〔北京〕《农业技术经济》2003年第5期。

[3]Harris J, M Todaro, "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis", *American Economic Review*, 1970, 60(1), pp.126-142.

理论更适用于二元经济的初始阶段,我国是否已处于刘易斯转折点仍有争议(孙自铎,2008)^[1],但随着我国经济的快速增长,转移与失业并存却是不争的事实,因此,哈里斯-托达罗模型应具有更强的适用性。焦克源等(2012)则借助我国劳动力市场的特殊现状,应用哈里斯-托达罗模型的理论研究了阻碍新生代农民工城乡迁移的成因^[2]。孙淑琴(2013)在哈里斯-托达罗二元经济框架中导入循环经济活动,利用一般均衡分析法,分析再生资源的贸易对劳动市场和国民福利的效应^[3]。

鉴于哈里斯-托达罗模型在我国的适用性和可扩展性,本文首先构建一个经济不确定性影响我国劳动力转移的内在逻辑框架,并以此扩展了哈里斯-托达罗理论模型,用以分析经济不确定性在不同收入差距对劳动力转移作用中的影响效应,最后使用我国1985年—2016年省际数据实证检验了以上分析结果,并得出相关结论。

二、模型框架、构建与分析

1. 模型框架

图2为了本文建模的逻辑框架,由于区域发展不平衡,有发达地区A和为落后地区B,且A地区为城乡二元结构,包括农村部门和城镇部门,农村部门收入普遍低于城镇部门,城镇部门工资刚性,存在失业,农村部门在较低生产率下不存在失业;而B地区较为落后,城镇与农村没有明显的区别,简化为单一部门,且不存在失业,以上假设是基于哈里斯-托达罗模型设定。为了考察经济不确定性

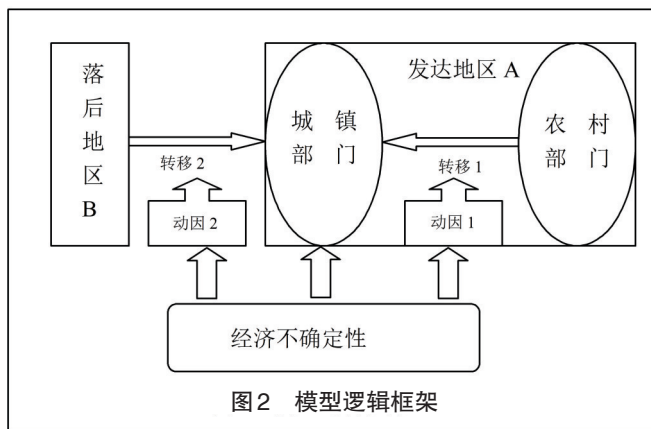


图2 模型逻辑框架

分别在城乡收入差距和区域收入差距引起劳动力转移中的作用,本文做出更为细致的假设:A地区农村部门劳动力受城乡收入差距的影响向当地城镇部门就地转移,即图2中的转移1,B地区因为经济欠发达,劳动力受区域收入差距影响向A地区转移,即转移2,这样的假设与我国二元结构下区域发展不平衡的事实较为相符。

在A地区内部,农村劳动力向城镇转移的动因1,是对城镇部门期望收入与农村部门收入的比较,期望收入大于农村部门收入则进行转移,直到相等为止,期望收入由城镇部门的就业概率和城镇部门收入的乘积得到,就业概率为城镇就业人数与城镇劳动力人数之比。由于区域发展不平衡,落后地区劳动力会向发达地区转移,转移时的动因仍考虑发达地区期望收入与落后地区收入的比较,即动因2。加入经济不确定性后,其从两个方面对劳动力转移产生影响:一是对转移动因的影响。通常而言,面对经济不确定性的上升,理性选择是对可能产生的损失进行规避,在劳动力转移中反映为希望进行转移的农村劳动力降低收入期望;二是对城镇部门生产的影响。有研究发现在我国,高宏观不确定性会弱化公司的投资(王中义和宋敏,2014)^[4],在技术等条件不变情况下,不确定性将导致产出下降,通

[1]孙自铎:《中国进入“刘易斯拐点”了吗?——兼论经济增长人口红利说》,〔成都〕《经济学家》2008年第1期。

[2]焦克源、张彦雄、张婷:《“趋利性”与新生代农村劳动力供给研究——基于哈里斯-托达罗模型的理论探析》,〔兰州〕《西北人口》2012年第1期。

[3]孙淑琴:《再生资源的贸易、失业及社会福利——基于二元经济模型的分析》,〔北京〕《经济科学》2013年第4期。

[4]王义中、宋敏:《经济不确定性、资金需求与公司投资》,〔北京〕《经济研究》2014年第2期。

过降低企业产出减少对劳动力的需求,进而影响劳动力转移。

2. 模型构建与分析

首先,考察经济不确定性在城乡收入差距引起劳动力就地转移的作用。设 A 地区两个部门的生产函数分别为:

$$Y_{am} = F_a^m(L_m, K_m)/\varphi \quad (1)$$

$$Y_{an} = F_a^n(L_n, K_n) \quad (2)$$

本文将经济不确定性 φ 设置为外生参数, $0 < \varphi < 1$, 方程(1)表明经济不确定性越强,城镇部门的产出越低。 L_m 为城镇部门就业人数, K_m 为城镇部门资本存量, L_n 为农村部门就业人数, K_n 为农村部门资本存量,两部门生产函数均为一阶齐次强准凹函数。劳动力市场均衡条件为:

$$P_1 f_l^m = \varphi \hat{w}_m \quad (3)$$

$$P_2 f_l^n = w_n \quad (4)$$

其中, $f_l^i = \partial F_i / \partial L_i$, ($i=m, n$), $\hat{w}_m$ 和 w_n 分别为城镇和农村部门的工资水平, P_1 和 P_2 是以 B 地区价格为基准的 A 地区城镇和农村部门的价格水平。A 地区城镇部门的劳动力总人数为 L_{am} , 包括城镇自有劳动力就业人口 L_{m1} , 城镇失业人口 L_u , 农村部门转移至城镇的就业人口 L_{m2} , 由此可知城镇就业数量 $L_m = L_{m1} + L_{m2}$, 那么, A 地区城镇和农村部门劳动力的供需均衡条件为:

$$L_{am} = L_{m1} + L_u \quad (5)$$

$$L_{an} = L_{m2} + L_n \quad (6)$$

A 地区农村劳动力向城镇转移主要是受城乡收入差距的影响, 因为城镇部门存在失业, 转移劳动力要考虑城乡收入差距和转移到城镇的就业期望, 这种期望不仅受就业的概率影响, 而且根据前文分析, 经济不确定性也会影响到就业期望, 欲进行转移的劳动力会比较农村部门收入和转移至城镇的期望收入, 如果期望收入高于农村部门收入, 则进行转移, 直到两者相当为止。由此, 可得如下城乡收入差距下劳动力转移均衡条件:

$$\frac{L_{m1} + L_{m2}}{\varphi (L_{m1} + L_{m2} + L_u)} \hat{w}_m = w_n \quad (7)$$

以上方程(3)~(7)共同构成了基于哈里斯-托达罗模型的扩展理论模型, 用以分析在城乡收入差距影响劳动力转移过程中经济不确定性的作用, 该理论模型有 L_{m1} 、 L_{m2} 、 L_n 、 L_u 和 w_n 共 5 个内生变量, 对 5 个方程全微分后可建立下式:

$$\begin{bmatrix} p_1 f_{ll}^m & p_1 f_{ln}^m & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & p_2 f_{ln}^n & 0 & -1 \\ 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ \hat{w}_m - \varphi w_n & \hat{w}_m - \varphi w_n & 0 & -\varphi w_n & -\varphi(L_m + L_u) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dL_{m1} \\ dL_{m2} \\ dL_n \\ dL_u \\ dw_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{w}_m \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ w_n(L_m + L_u) \end{bmatrix} d\varphi + \begin{bmatrix} \varphi d\hat{w}_m \\ 0 \\ dL_{am} \\ dL_{an} \\ -L_m d\hat{w}_m \end{bmatrix}$$

求解可得:

$$\Delta = p_1 f_{ll}^m \varphi \{w_n - p_2 f_{ln}^n (L_m + L_u)\} < 0$$

$$dL_{m1}/d\varphi = -\hat{w}_m (\hat{w}_m - \varphi w_n) - \hat{w}_m (L_m + L_u) [\varphi p_2 f_{ln}^n - p_1 f_{ll}^m w_n] / \Delta,$$

$$dL_{m2}/d\varphi = [\hat{w}_m^2 - w_n (L_m + L_u) p_1 f_{ll}^m] / \Delta < 0$$

$$dw_n/d\varphi = [w_n (L_m + L_u) p_1 f_{ll}^m - \hat{w}_m^2] p_2 f_{ln}^n / \Delta < 0$$

其中, $f_{ll}^i = \partial^2 F_i / \partial L_i^2 = \partial f_l^i / \partial L_i$, ($i=m, n$), Δ 为系数行列式的值, 以上结果说明虽然经济不确定性对城镇部门自身劳动力就业的影响不确定, 但是会降低劳动力转移规模, 并减少农村部门收入, 由于 L_{am}

和 L_{m1} 为外生变量, 可得 $dL_n/d\varphi = -dL_{m1}/d\varphi$, $dL_n/d\varphi = -dL_{m2}/d\varphi > 0$, 意味着经济不确定性对城镇部门的失业影响也不确定, 但是会增加农村部门的就业。对城镇自身劳动力就业影响不确定的解释为: 一方面, 经济不确定性抑制了城镇部门产出, 降低了对劳动力的整体吸收能力; 另一方面, 也降低了劳动力转移的期望, 减少了农村劳动力转移人数。反之, 劳动力转移带来更多城镇失业本身就是哈里斯-托达罗理论的重要政策含义。从新古典经济学的思路来看, 充分就业是经济趋势, 那么, 减少农村部门转移劳动力与增加农村部门就业是同等含义, 供给增加自然会降低农村部门收入, 但这进一步拉大城乡收入差距, 这与前文的分析是一致的, 即经济不确定性能够在收入差距作用劳动力转移的机制中发挥作用。基于以上分析, 可得:

命题一: 在城乡收入差距引起的劳动力转移中, 经济不确定性的提高会减少农村部门向城镇部门劳动力转移的, 在城乡收入差距对劳动力转移影响中产生逆向效应。

其次, 在扩展理论模型中加入区域发展不平衡, 考察经济不确定性在区域收入差距引起劳动力异地转移中的作用。设 B 地区的生产函数为: $Y_b = F_b(L_b, K_b)$, 函数性质与 A 地区一致, 为一阶齐次强准凹函数, B 地区劳动力市场均衡条件为:

$$f_l^b = w_b \quad (8)$$

其中, $f_l^b = \partial F_b / \partial L_b$, B 地区劳动力总数为 L_b , 跨区域转移劳动力人数为 L_{m3} , 假设全部进入 A 地区城镇部门, 未转移就业人数为 L_b , 加入跨区域流动后 A 地区城镇就业数量变为: $L_m = L_{m1} + L_{m2} + L_{m3}$ 。B 地区劳动力的供需均衡条件为:

$$L_{m3} = L_{m3} + L_b \quad (9)$$

在区域收入差距下, B 地区劳动力向 A 地区转移, 与方程 (7) 不同, 该类型转移受区域收入差距影响, 为了表征 A 地区的总体收入, 需要对 A 地区城乡收入进行加权, 可得加权收入 $\frac{L_m \hat{w}_m + L_n w_n}{L_m + L_n}$ 。另外, 考虑到当东南沿海频繁出现“用工荒”、“民工荒”等现象时, 可以认为: 劳动力转移至发达地区就可以找到工作, 但仍出现大量企业难以招到工人的困境, 说明在劳动力异地转移时, 以就业人数与劳动力总人数比值表示就业概率的解释力已弱化, 本文为了突出区域转移中经济不确定性的作用, 由经济不确定性表示就业概率, 宏观经济形势越不明确, 就业概率越低, 这也较符合图 1 的解释, 那么, 区域间劳动力转移的期望收入由发达地区总体收入和经济不确定性共同构成, 由此可得区域收入差距下劳动力转移均衡条件:

$$\frac{L_{m1} \hat{w}_m + L_n w_n}{(L_{m1} + L_n) \varphi} = w_b \quad (10)$$

同时, 将方程 (7) 调整为: $\frac{L_{m1} + L_{m2}}{L_{m1} + L_{m2} + L_u} \hat{w}_m = w_n$ 。至此, 本文在扩展理论模型中引入了区域收入差距, 用于反映经济不确定性在区域收入差距影响劳动力转移中的作用。新的模型包含方程 (3)~(10) 共 8 个方程, 8 个内生变量分别为 L_{m1} 、 L_{m2} 、 L_{m3} 、 L_n 、 L_b 、 L_u 、 w_n 和 w_b , 同样进行全微分后可得下式:

$$\begin{bmatrix} p_1 f_{ll}^m & p_1 f_{ll}^m & p_1 f_{ll}^m & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & p_2 f_{ll}^n & 0 & 0 & -1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \hat{w}_m - w_n & \hat{w}_m - w_n & 0 & 0 & 0 & -w_n & -(L_{m1} + L_{m2} + L_u) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & f_{ll}^b & 0 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \hat{w}_m - \varphi w_b & 0 & 0 & w_m - \varphi w_b & 0 & 0 & L_n & -\varphi(L_{m1} + L_n) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dL_{m1} \\ dL_{m2} \\ dL_{m3} \\ dL_n \\ dL_b \\ dL_u \\ dw_n \\ dw_b \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{w}_m \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ w_b(L_{m1} + L_n) \end{bmatrix} d\varphi + \begin{bmatrix} \varphi d\hat{w}_m \\ 0 \\ dL_{am} \\ dL_{an} \\ -L_m d\hat{w}_m \\ 0 \\ dL_{bz} \\ L_{m1} d\hat{w}_m \end{bmatrix}$$

首先求解系数行列式 Δ , 经计算 $\Delta = A - B + C$, 其中,

$$A = p_1 f_{ll}^m f_{ll}^b \varphi(L_{m1} + L_n)[-w_n + (L_{m1} + L_{m2} + L_u)p_2 f_{ll}^n]$$

$$B = p_1 f_{ll}^m p_2 f_{ll}^n [(L_{m1} + L_{m2} + L_u)(\hat{w}_m - \varphi w_b) + L_n \hat{w}_m]$$

$$C = p_1 f_{ll}^m [(\hat{w}_m - w_n)(\hat{w}_m - \varphi w_b) + \hat{w}_m(w_m - \varphi w_b)]$$

通过判断 A、B 和 C 的值可得知 Δ 的大小, 比较发达地区城镇部门、农村部门和落后地区工资收入的大小是关键, 由于我国劳动力跨区域流动基本表现为中西部农村劳动力向东部的转移, 我国东部城镇部门收入、东部农村部门收入、中西部农村部门收入可以代表三者进行比较, 通常而言, 东部城镇收入高于农村收入, 中西部农村收入要低于东部农村收入, 即 $w_m > w_n > w_b$, 可以判定 $A < 0, B > 0, C < 0$, 于是 $\Delta < 0$ 。

继续求解可得:

$$dL_{m1}/d\varphi = -p_1 f_{ll}^m (w_m - \varphi w_b)[(w_m - w_n) + \varphi p_2 f_{ll}^n (L_{m1} + L_n)]/\Delta$$

$$dL_{m2}/d\varphi = \hat{w}_m p_1 (f_{ll}^m f_{ll}^b - f_{ll}^b f_{ll}^m)(L_{m1} + L_n)/\Delta$$

$$dL_{m3}/d\varphi = w_b (L_{m1} + L_n) p_1 f_{ll}^m [(w_m - 2w_n) + p_2 f_{ll}^n (L_{m1} + L_{m2} + L_u)] - \hat{w}_m w_n [p_2 f_{ll}^n L_n - (w_n - \varphi w_b)]/\Delta < 0$$

$$dw_n/d\varphi = p_1 p_2 f_{ll}^n [(\hat{w}_m - 2w_n)(L_{m1} + L_n)[f_{ll}^m f_{ll}^b - f_{ll}^b f_{ll}^m]/\Delta$$

$$dw_b/d\varphi = f_{ll}^b (\kappa_1 + \kappa_2 + \kappa_3)/\Delta$$

$$\kappa_1 = -\varphi (L_{m1} + L_n) p_1 f_{ll}^m [w_n - p_2 f_{ll}^n (L_{m1} + L_{m2} + L_u)] > 0$$

$$\kappa_2 = w_n p_2 f_{ll}^n [(L_{m1} + L_{m2} + L_u)(\hat{w}_m - \varphi w_b) + \hat{w}_m L_n] < 0$$

$$\kappa_3 = w_n^2 (w_n - \varphi w_b) + w_n (\hat{w}_m - w_n)(\hat{w}_m + w_n - 2\varphi w_b) > 0$$

以上部分等式在加入一定的条件后才可以判断大小, 如果发达地区城镇部门工资率的变化率低于落后地区, 即 $f_{ll}^m < f_{ll}^b$, 那么, 可以判断出 $dL_{m2}/d\varphi > 0$ 和 $dw_n/d\varphi > 0$, 由于发达地区城镇部门具有工资刚性, 最低工资水平往往由政府控制, 导致发达地区城镇部门工资率的变化缺乏弹性, $f_{ll}^m < f_{ll}^b$ 的条件是成立的。在劳动力保有量不变的假设下, 可以得到: $dL_n/d\varphi = -dL_{m2}/d\varphi < 0$ 和 $dL_u/d\varphi = -dL_{m3}/d\varphi > 0$ 。在模型中剔除掉无法判断出大小的等式后, 可以得到:

命题二: 在考虑区域收入差距时, 经济不确定性的提高会减少劳动力跨区域的异地转移, 增加当地农村部门劳动力向城镇部门的就地转移, 在区域收入差距对劳动力异地转移影响中产生逆向效应, 但促进了城乡收入差距对劳动力就地转移的影响。

三、数据说明与变量测度

本文使用的省际面板数据来自《中国统计年鉴》、《新中国六十年统计资料汇编》和各地地方统计年鉴以及《中经网中国地区经济发展报告》, 根据研究需要, 样本期为 1985 年—2016 年, 并利用各年消费价格指数将相关变量换算为 1985 年的不变价。

(1) 经济不确定性的度量。借鉴王义中和宋敏(2014)^[1]的做法, 运用广义自回归条件方差模型 GARCH(1, 1) 计算出经济不确定性的代理变量(Uncerta)。标准的 GARCH(1, 1) 模型为:

$$y_i = x_i \delta + \mu_i$$

$$\sigma_i^2 = \alpha + \beta \mu_{i-1}^2 + \gamma \sigma_{i-1}^2$$

其中, y_i 为宏观经济变量的对数值, x_i 为外生变量, μ_i 为误差项, σ_i^2 为误差项 μ_i 的条件方差, 即为经济不确定性的代理变量。因为 GARCH(1, 1) 模型需要平稳变量, 拟使用国内生产总值的一阶差分获

[1] 王义中、宋敏:《经济不确定性、资金需求与公司投资》, [北京]《经济研究》2014 年第 2 期。

得年度条件方差,时间跨度为1985年—2016年,计算结果见图3。经济不确定性数据处于0与1之间,对比发现,经济不确定性在1990年左右变动较大,此时也是我国产出缺口最大时期。1997年宏观经济软着陆之后,产出波动幅度下降,不确定性相对较为平稳,并处于一个较低水平,直到2008年国际金融危机爆发,受国际环境影响及“4万亿”投资计划刺激,经济不确定性又开始有较大幅度的变化。

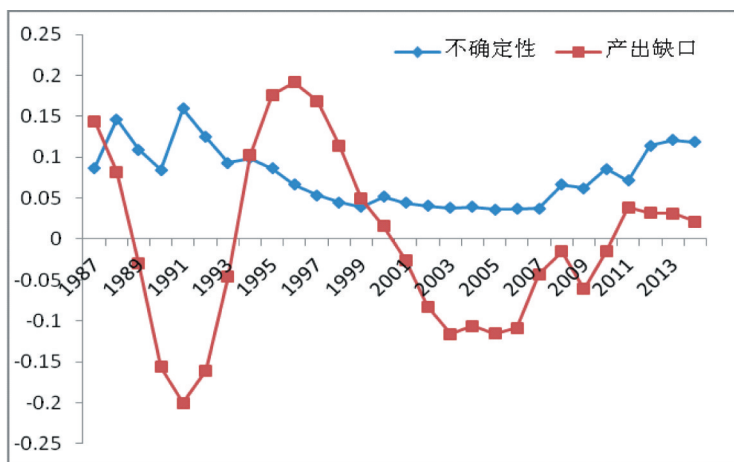


图3 经济不确定性趋势

(2)收入差距的度量。根据研究需要,参考谢里等(2012)^[1]提出的加权变异系数作为衡量我国区域收入差距的指标(C_{region}),具体计算公式为:

$$C_{region} = \frac{1}{agdp} \sqrt{\sum_{i=1}^n (rgdp_i - agdp)^2 \omega_i}$$

其中, $rgdp_i$ 表示地区*i*的人均国内生产总值; $agdp$ 表示全国人均国内生产总值; n 为地区个数; ω_i 为地区*i*人口占全国人口的比重。然后根据各地人均国内生产总值的比较,选取每个年度最大值与本省人均国内生产总值的比值,乘以总体区域收入差距后,可得各省面临的区域收入差距,这样可以准确地反映个体差异。城乡收入差距($Urban$)的度量使用城镇居民人均可支配收入和农村人均纯收入的比值表示。

(3)对于劳动力转移的度量,参考马轶群和李晓春(2011)^[2]的做法,使用非农产业就业人数的变化反映我国劳动力转移的变化($Labort$),非农产业从业人员在全社会就业结构中的比重越大,说明农业劳动力的转出数量越多。

(4)考虑到我国正处于工业化发展中期的重要阶段,而工业化水平的提高会扩大城镇部门就业需求。因此,本文将工业化程度、人力资本、外商直接投资和出口作为控制变量引入。工业化($Indust$)使用第二产业增加值占产出增加值的比重反映,人力资本($Human$)使用各省中等学校在校人数代替,外商直接投资(Fdi)使用实际利用外商投资总额表示,出口($Export$)用出口总额表示,外商直接投资和出口是以美元计算,本文按当年汇率的年平均价换算为人民币,并使用消费价格指数进行处理。经济不确定性不仅直接对劳动力转移产生影响,而且通过改变收入差距中的期望收入、影响外商直接投资和出口等变量间接作用于劳动力转移,本文拟在实证中加入相关变量的交互项分析该问题。

四、计量结果及解释

1. 基本结果分析

本部分内容实证分析了收入差距等解释变量、控制变量及与经济不确定性交互项对劳动力转移

[1]谢里、谌莹、邝湘敏:《产业集聚拉大了地区收入差距吗?——来自中国制造业的经验证据》,[长沙]《经济地理》2012年第2期。

[2]马轶群、李晓春:《中国劳动力转移的波动性研究——基于RBC模型的实证检验》,[北京]《中国人口科学》2011年第5期。

的影响,为了消除异方差问题,所有数据采用对数形式,为了捕捉各省份之间的异质性,采用变截距模型。使用似然比检验和豪斯曼检验,发现固定效应模型优于混合效应模型和随机效应模型,这意味着截距项与解释变量之间存在着相关性。因此,使用变截距固定效应模型进行实证检验。本文首先检验了农村劳动力转移受收入差距、不确定性、工业化水平、人力资本、外商直接投资和出口等变量的影响,并以全国、东部、中部和西部为对象进行结果报告,分析结果见表1;其次,考虑到劳动力异地转移主要为中西部农村劳动力向东部的转移,该类型转移除受区域收入差距及经济不确定性的影响外,东部的工业化水平、外商直接投资、出口等变量也可能起重要作用,将中西部地区劳动力转移作为被解释变量,东部地区的工业化水平、外商直接投资和出口等作为解释变量进行回归,因为东部地区包括11个省市,依据各省市的地区生产总值占东部总体生产总值的比重,加权计算出东部总体工业化、外商直接投资、出口等数值,然后进行回归,见表2。同时,经济不确定性不仅直接影响劳动力转移,还会对劳动力转移存在复杂的传导机制,在表1和表2中均加入经济不确定性与相关变量的交互项进行考察。考虑到收入差距对劳动力转移的影响也可能为非线性,本文进行了对比分析,发现加入城乡收入差距二次项后,模型的拟合度和显著性均大幅提高,而加入区域收入差距的二次项并没有显著改善模型质量,因此,对城乡收入差距进行非线性回归,对区域收入差距进行线性回归。

模型1为没有加入交互项的基准模型。除西部未通过检验外,全国、东部和中部城乡收入差距对劳动力转移的影响均为“U”型,为先降后升的过程,可能的原因是,由于诸多制度性障碍的存在,如教育、医疗、社保等,在城乡收入差距较小时,农村劳动力没有改变现状的动力,制约了劳动力转移,李友根和蒋晓川(2006)曾将此解释为长期以来的城乡二元分割使得农村居民远离现代文明,保持低水平的相对“幸福”的观念^[1]。但是当收入差距超过临界值时,农村劳动力生活压力大增,生存

表1 回归的基本结果

变量	模型1				模型2		
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部
$\ln Urban$	-0.6514* (-1.96)	-0.6776** (-2.67)	-1.7082** (-2.39)	0.3711 (0.86)	-0.8124*** (-3.26)	-0.7210*** (-3.60)	-1.0373* (-1.91)
$\ln Urban \times \ln Urban$	0.2218*** (3.57)	0.3398** (2.72)	0.6491** (2.25)	-0.2496 (-0.67)	0.2019* (1.91)	0.5081* (1.91)	0.8320* (1.96)
$\ln Cregion$	-0.2470** (-2.82)	-0.1747*** (-3.19)	-0.0862 (-0.60)	-0.0978 (-1.48)	-0.1845*** (-5.81)	-0.2004*** (-5.34)	-0.0991 (-1.72)
$\ln Uncerta$	-0.0074** (-2.80)	-0.0083** (-2.25)	0.0001 (0.01)	-0.0188** (-2.99)	0.0302 (1.69)	0.0089 (1.10)	-0.0099 (-1.45)
$\ln Indust$	0.6628 (0.82)	0.1819*** (3.78)	0.1283* (1.81)	-0.1991 (-0.94)	0.1257 (1.35)	0.1938** (2.54)	0.1825 (0.71)
$\ln Human$	0.2187*** (4.51)	0.2001** (2.62)	0.2994*** (3.40)	0.2765*** (5.54)	0.3002** (2.49)	0.1711*** (2.87)	0.3097*** (3.59)
$\ln Fdi$	0.0631*** (3.50)	-0.0028 (-0.19)	0.0379*** (3.60)	0.0501*** (2.94)	0.0343*** (4.10)	-0.0014 (-0.34)	0.0673*** (3.89)
$\ln Export$	0.0801*** (2.98)	0.0643*** (3.43)	0.0330 (0.71)	0.0479 (1.54)	0.0599*** (3.47)	0.0666*** (5.97)	0.0409 (0.80)
$\ln Urban \times \ln Uncerta$	—	—	—	—	-0.0428** (-2.45)	-0.0227 (-0.72)	0.0246 (0.81)
$\ln Cregion \times \ln Uncerta$	—	—	—	—	—	—	—
$\ln Fdi \times \ln Uncerta$	—	—	—	—	—	—	—
$\ln Export \times \ln Uncerta$	—	—	—	—	—	—	—
F检验p值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
观测值	817	304	269	244	817	304	269
R ²	0.7721	0.8913	0.7652	0.7555	0.7627	0.8934	0.7792

[1]李友根、蒋晓川:《影响西部农村劳动力转移因素的实证分析》,《广州》《南方经济》2006年第4期。

变量	模型3		模型4			模型5	
	全国	东部	全国	中部	西部	全国	东部
$\ln Urban$	-0.4348** (-2.22)	-0.4343 (-1.30)	-0.5656** (-2.28)	-1.6710** (-2.67)	0.4287 (0.67)	-0.6007** (-2.73)	-0.6431*** (-3.93)
$\ln Urban \times \ln Urban$	0.1599 (1.49)	0.4425** (2.67)	0.2188* (1.91)	0.1419 (1.37)	-0.1988 (-0.77)	0.2254* (1.96)	0.5121*** (4.51)
$\ln Cregion$	-0.4011*** (-3.19)	-0.3612*** (-5.87)	-0.1645*** (-3.59)	-0.0956 (-0.93)	-0.2109* (-1.75)	-0.1612*** (-3.44)	-0.1866*** (-5.54)
$\ln Uncerta$	0.1718 (0.82)	-0.0072 (-1.74)	-0.0189*** (-5.54)	-0.0045 (-1.27)	-0.0195** (-2.87)	-0.0356*** (-3.85)	-0.0431*** (-3.89)
$\ln Indust$	0.1192 (1.42)	0.1903** (2.72)	0.1345 (1.42)	0.0074 (1.25)	-0.2118 (-1.49)	0.1308 (1.45)	0.1977** (2.28)
$\ln Human$	0.1836*** (6.11)	0.1688*** (3.11)	0.2401*** (6.07)	0.3312*** (3.29)	0.2521*** (5.76)	0.2371*** (5.96)	0.1621** (3.35)
$\ln Fdi$	0.0299*** (3.70)	-0.0069 (-0.98)	0.0607*** (5.71)	0.0814** (2.45)	0.0411 (1.70)	0.0296*** (3.29)	-0.0058 (-0.72)
$\ln Export$	0.0523*** (2.78)	0.0655*** (3.16)	0.0567*** (3.50)	0.0319 (0.58)	0.0556 (0.71)	0.0983*** (4.89)	0.1121*** (5.14)
$\ln Urban \times \ln Uncerta$	—	—	—	—	—	—	—
$\ln Cregion \times \ln Uncerta$	-0.0196*** (-2.93)	-0.0283** (-2.68)	—	—	—	—	—
$\ln Fdi \times \ln Uncerta$	—	—	0.0047*** (2.98)	0.0031 (0.91)	-0.0011 (-0.31)	—	—
$\ln Export \times \ln Uncerta$	—	—	—	—	—	0.0087*** (3.35)	0.0072** (2.95)
F 检验 p 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
观测值	817	304	817	269	244	817	304
R ²	0.7634	0.8920	0.7577	0.7619	0.7556	0.7689	0.8945

注: *表示显著性水平为10%, **表示显著性水平为5%, ***表示显著性水平为1%, 括号内为t值。

的需要将会突破制度障碍。进一步发现,全国的拐点为4.3424,2000年以前,全国仅西部2个省份超过拐点,但目前,大部分西部省份和少数东中部省份已超过拐点,城乡收入差距在面上有蔓延趋势,从检验结果也可看出,尽管西部地区未通过显著性检验,但为正值,对劳动力转移是正向促进作用。全国区域收入差距对劳动力转移的影响为负向显著,分地区检验中,仅东部地区通过检验,且回归值为负,对此的理解

表2 异地转移的进一步检验

变量	模型6		模型7	
	中部	西部	中部	西部
$\ln EIndust$	0.0936 (1.56)	0.2294 (0.91)	0.1322 (1.54)	0.0588 (0.51)
$\ln EFdi$	0.0067 (1.71)	-0.0118 (-1.23)	0.0019 (0.18)	-0.0351** (-2.87)
$\ln EExport$	0.0991*** (3.59)	0.2719*** (6.05)	0.1953*** (5.76)	0.2499*** (6.69)
$\ln Uncerta$	0.0001 (0.02)	-0.0039 (-0.65)	-0.0902*** (-7.32)	-0.1023** (-2.56)
$\ln EExport \times \ln Uncerta$	—	—	0.0126*** (5.97)	0.0164** (2.38)
F 检验 p 值	0.0022	0.0005	0.0000	0.0003
观测值	261	258	261	258
R ²	0.5651	0.7129	0.5739	0.7283

注: **表示显著性水平为5%, ***表示显著性水平为1%, 括号内为t值。

是,区域收入差距促使中西部劳动力向东部转移,却挤出了东部自身农村劳动力的就地转移。本文将经济不确定性作为解释变量旨在判断不确定性是否会影响劳动力转移,除中部外检验结果均为负向显著,这与本文的理论分析较为一致,说明不确定的宏观经济抑制劳动力转移,且对西部的抑制作用要明显大于东部。图4提供了劳动力转移波动的区域比较,三大区域劳动力转移趋势总体一致,最为平滑的为东部地区,而西部波动最大,这是因为东部以就地转移为主,中西部兼有就地转移和异地转移,异地转移更易受经济不确定性影响。工业化水平仅东部通过了显著性正检验,这可能与东部地区的工业化路径有关,以江苏为例,江苏工业化走的是一条“工业为主+集体经济”为代

表的“苏南模式”,扎根于农村的乡镇企业,对当地农村劳动力转移有较好的吸收作用。人力资本在各地区均通过显著性正检验,说明提高教育水平对劳动力转移有较大促进作用,对中西部作用强于东部,这与赵耀辉(1997)^[1]的研究结论一致。外商直接投资对劳动力转移的影响在全国通过了正向检

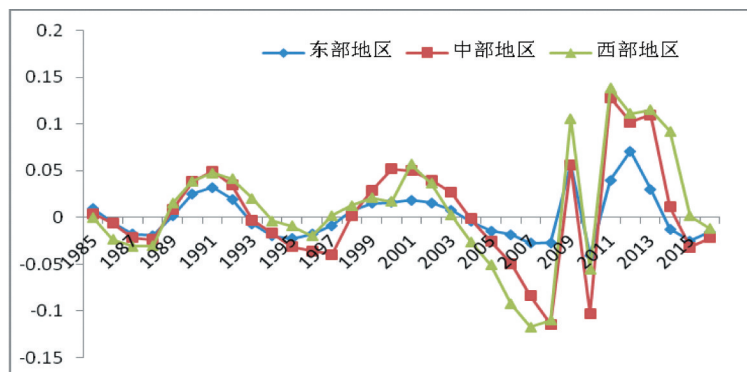


图4 东中西部劳动力转移波动比较

验,中西部也为正向显著,但东部未通过,这意味着外商直接投资在中西部以劳动密集型产业为主,对低端劳动力有较强的吸收能力,而东部则以资本和技术密集型为主,对农村劳动力的吸收有限。也可能存在另外一种解释,即东部地区的外商直接投资吸引中西部农村劳动力大量进入,进而压缩了东部自身农村劳动力转移的空间,对此本文将进一步检验。出口对劳动力转移的影响均为正向,但是中西部未通过检

验,由于东部地区出口比重显著高于中西部,在考察期,东部地区出口比重始终在80%以上,并有上升趋势(见图5)。因此,总体上出口的增加有利于农村劳动力的转移,但更深层次地说

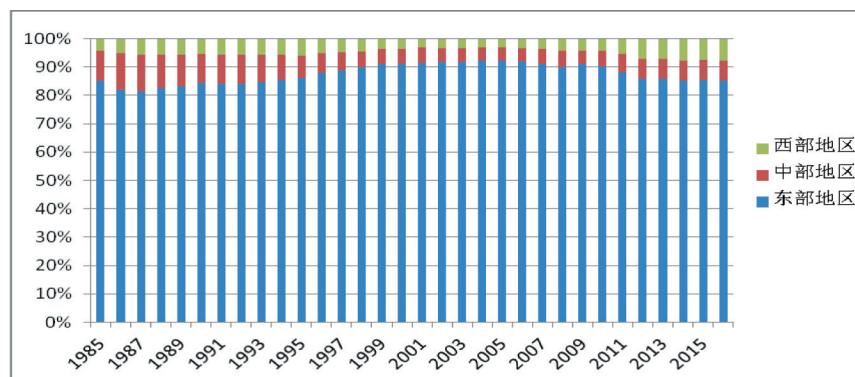


图5 东中西部出口比重

明我国的出口仍是以低附加值的劳动密集型产品为主。

从全国看,交互项通过了负向检验,城乡收入差距此时仍然显著,说明经济不确定性在城乡收入差距对劳动力转移的影响机制中有逆向调节作用,这与本文的命题一较为一致。不确定性不再显著,则说明城乡收入差距在不确定性对劳动力转移的影响中作用不明确。在分地区检验中,东部和中部交互项未通过检验,说明从地区看,经济不确定性在城乡收入差距对劳动力转移的影响中作用不明显。模型3在基准模型中加入了区域收入差距与经济不确定性的交互项,因为中西部区域收入差距不显著,模型3不再体现。全国和东部交互项均通过了负向的显著性检验,且区域收入差距继续显著,表明经济不确定性逆向调节区域收入差距对劳动力转移的负向影响,这是因为经济不确定性抑制了中西部劳动力向东部的异地转移,产生逆向调节作用,这与命题二一致。命题二本身暗含一个值得关注的问题——挤出效应,而模型1和模型3的实证结果也说明挤出效应的存在。事实上,劳动力转移不仅对就业有挤出效应,对城镇的公共服务存在挤出效应,程名望等(2012)基于上海市农民工调查样本,应用描述性统计分析方法发现,大量涌入城市的农民工确实占用了部分

[1]赵耀辉:《中国农村劳动力流动及教育在其中的作用——以四川省为基础的研究》,〔北京〕《经济研究》1997年第2期。

城市公共资源或公共服务^[1]。与模型2一样,不确定性不再显著,区域收入差距在不确定性对劳动力转移的影响机制中作用不明确。相同的结论是因为收入差距的改变并不能显著影响不确定性作用劳动力转移的两条路径。

因为经济不确定性可能通过外商直接投资和出口影响劳动力转移,在面对不确定的宏观经济形势时,我国市场产生较大萎缩风险,市场规模一旦下降,外资收益也将下降,为了应对不确定性,外商变得更为谨慎,减少资本和技术的投入,增加对廉价劳动力的雇佣,进而促进劳动力转移。同样的逻辑,出口企业为了降低成本,应对不确定的经济环境,也会增加了对廉价农村劳动力的雇佣。为了验证上文的分析,在模型1基础上加入了外商直接投资和出口两个控制变量与经济不确定性的交互项,得到模型4和模型5,但在模型4中剔除东部地区,在模型5中剔除中西部地区。从模型4结果看,全国数据通过显著性为正的检验,中西部未通过经验,说明在全国层面不确定性能增强外商直接投资对劳动力转移的促进作用。从模型5结果看,经济不确定性在出口对劳动力转移的影响机制中具有正向促进作用。

考虑到东部地区工业化、外商直接投资和出口可能对中西部农村劳动力跨区域转移产生影响,使用模型6和模型7对该问题进行分析,被解释变量为中西部的劳动力转移,解释变量为东部地区的工业化、经济不确定性、外商直接投资和出口以及与不确定性的交互项,模型6未加入交互项,实证结果发现东部地区仅有出口显著拉动中西部劳动力转移,工业化与外商直接投资均未通过检验,这样的结论再次印证了模型1的分析,特别是外商直接投资并没有让中西部农村劳动力挤占东部农村劳动力在城镇的就业空间。加入经济不确定性的交互项后得到模型7,发现中西部的检验结果是较为一致的,但中部受东部变量的影响要弱于西部,反映了西部劳动力转移更易受东部影响。在模型7中,东部出口与不确定性交互项通过正向检验,出口继续显著,说明经济不确定性越强,越能刺激东部出口对中西部劳动力转移的吸收。

2. 内生性检验

从本文理论分析得出的两个命题以及模型1的实证检验结果看,劳动力转移也可能是收入差距变化的原因,因此需要对内生性进行检验,本文将收入差距滞后一期值进行回归(不考虑交互项),见表3,可以发现使用滞后一期进行替代后,收入差距检验结果与表1在正负方向与显著性上高度一致,基本可以认为本文的实证结果不存在内生性,这就意味着劳动力转移对城乡收入差距的影响有限,对此,蔡昉(2005)^[2]也曾指出,产生缩小地区差距效果的迁移,必须满足若干基本条件,而户籍制度的继续存在使得这些条件不能被满足,以至迁移不能发挥其缩小地区差距的作用。

五、结 论

本文在哈里斯-托达罗模型基础上进行了扩展,研究经济不确定性对劳动力转移的影响,首先分析了不确定性收入差距作用于劳动力转移的影响机理,然后使用我国的经验数据检验了扩展模型的结论。主要研究结论如下:一是城乡收入差距对劳动力就地转移的影响为“U”型,由于城乡收入差距的不断增加,目前,西部大部分地区已超过拐点,城乡收入差距促进了西部劳动力就地转移;区域收入差距引起中西部劳动力的异地转移,在东部就业容量有限的情况下,反而抑制了东部地区

[1]程名望、史清华、张帅:《农民工大量占用城市公共资源了吗——基于上海市1446个调查样本的实证分析》,〔北京〕《经济理论与经济研究》2012年第8期。

[2]蔡昉:《农村剩余劳动力流动的制度化障碍分析》,〔北京〕《经济学动态》2005年1期。

表3 内生性检验的结果

变量	模型8(城乡收入差距滞后一期)				模型9(区域收入差距滞后一期)			
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
$\ln Urban$	-0.5492** (-2.63)	0.0531 (1.08)	-0.0624 (-0.91)	0.0081 (0.39)	-0.4592** (-2.36)	-0.4732** (-2.78)	-1.4381** (-2.73)	0.0993 (0.52)
$\ln Urban \times \ln Urban$	0.3001*** (2.87)	0.0443 (1.11)	0.0370 (0.47)	-0.0473 (-1.38)	0.1174** (2.77)	0.2978** (2.84)	0.7711* (2.05)	-0.1027 (-0.89)
$\ln Cregion$	-0.1833*** (-3.69)	-0.0945*** (-5.48)	-0.2119** (-2.63)	-0.1782** (-2.86)	-0.1002** (-2.86)	-0.1065*** (-3.47)	-0.0074 (-1.63)	-0.0989* (-2.03)
$\ln Uncerta$	-0.0088** (-2.55)	-0.0087* (-2.02)	0.0010 (0.12)	-0.0099** (-2.27)	-0.0020 (-0.91)	-0.0032 (-1.09)	0.0011 (0.25)	-0.0076 (-1.71)
$\ln Indust$	0.1113 (0.91)	0.2319** (2.37)	0.1219 (0.63)	-0.2011 (-1.21)	0.0981 (1.65)	0.2000** (2.81)	0.2010 (1.00)	-0.1003 (-0.59)
$\ln Human$	0.2407*** (4.87)	0.3650*** (3.42)	0.5427*** (4.82)	0.3208*** (5.09)	0.1919*** (5.36)	0.1590** (2.63)	0.2998*** (3.57)	0.2267*** (5.22)
$\ln Fdi$	0.0312*** (3.51)	-0.0067 (-0.54)	0.0089** (2.34)	0.0527*** (3.85)	0.0079*** (3.48)	-0.0042 (-0.97)	0.0115*** (3.62)	0.0099*** (3.34)
$\ln Export$	0.1142** (2.27)	0.0620*** (3.43)	0.0076 (0.65)	0.0086 (1.57)	0.0552*** (3.80)	0.0897*** (3.52)	0.0201 (0.58)	0.0616 (1.70)
F 检验 p 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
观测值	816	303	269	244	817	304	269	244
R ²	0.7762	0.8709	0.7216	0.7555	0.7821	0.8877	0.7607	0.7475

注: *为10%的显著性水平, **为5%的显著性水平, ***为1%的显著性水平, 括号内为t值。

农村劳动力转移;依据当地所采取的工业化路径的差异,工业化对劳动力转移的作用有所不同;人力资本对劳动力转移的作用非常显著,特别是在落后地区;外商直接投资在区域间对劳动力转移的作用有所不同,在中西部以投资劳动密集型产业为主,在东部以资本技术密集型为主。各地区的出口均会促进劳动力转移,东部的出口也能吸引中西部的劳动力转移,这反映了我国的出口是以劳动密集型产品为主;二是经济不确定性是我国劳动力转移的重要影响因素,并在收入差距等因素作用于劳动力转移的机制中产生影响,不确定性不仅直接制约劳动力转移,而且在城乡收入差距下,弱化城乡收入差距对劳动力转移的影响,但在考虑区域收入差距后,其作用发生逆转,会弱化区域收入差距对劳动力转移的影响,但强化了城乡收入差距对劳动力转移的影响,且因区域差异,在实证结果上有所不同,这反映了我国经济发展的区域不平衡性。不确定性能进一步增强外商直接投资和出口对劳动力转移的影响。

一直以来,合理有序的劳动力转移是我国追求的目标,但受多种因素的影响,劳动力转移波动不断。研究发现经济不确定性对劳动力转移具有负面影响,随着我国对外开放程度越来越高,受国际环境的影响,经济不确定性将成为我国经济活动的重要影响因素,而化解不确定性对劳动力转移的负面影响,至少需要从两个方面做起:一是减少政府对市场的管制,真正做到市场在资源配置中的决定性作用,形成市场主导的经济可持续增长;二是优化产业结构,改变粗放型经济增长方式,提升企业生产的技术含量。此外,中西部农村劳动力体量庞大,为了避免转移的挤出效应,应积极发展当地农村经济,就地吸收农村劳动力。鉴于人力资本对劳动力转移的显著作用,需要继续加大对人力资本的投入,特别注重增加职业技能培训,增强转移劳动力的抗风险能力。

[责任编辑:如 新]