
劳动力市场扭曲是促进还是抑制了 FDI 的流入

冼国明 徐清*

内容提要 本文利用 2004 ~ 2009 年中国地级城市面板数据,测算各城市劳动力市场扭曲的程度,验证中国城市普遍存在工资低于劳动力边际产出的事实,并构建了劳动力市场扭曲影响 FDI 的计量模型。本文结论显示:(1)中国城市劳动力市场扭曲通过降低工资水平促进了 FDI 的流入,但劳动力市场扭曲也意味着投资风险的提升、劳动力就业意愿以及资本边际产出的降低,从而抑制了 FDI 的流入。因此,通过干预劳动力市场来压低工资,从而吸引更多 FDI 的做法并不一定有效。(2)经济发展水平高的城市,劳动力市场扭曲对 FDI 的抑制性强,说明经济发展水平高的城市,更需要优越的制度来消除劳动力市场扭曲对经济发展的负面影响;地理位置处于劣势的城市,劳动力市场扭曲对 FDI 的抑制性强,说明经济发展“先天不足”的城市,更需要优越的制度来减少劳动力市场扭曲对经济发展的负面影响。

关键词 劳动力市场扭曲 外商直接投资 城乡劳动力转移

一 引言

改革开放后,外商直接投资(FDI)的大规模进入,在很大程度上是着眼于中国低廉的劳动力成本。中国劳动力成本低下不仅是劳动力市场供大于求的结果,而且也是劳动力市场扭曲的结果。首先,中国是典型的城乡二元经济结构国家,2010 年城市化

* 冼国明:南开大学跨国公司研究中心 电子信箱:gmxian@nankai.edu.cn;徐清:南开大学国际经济研究所天津市卫津路 94 号 300071 电子信箱:samxqxq@163.com。

作者感谢两位匿名审稿人的宝贵意见和建议,当然文责自负。

水平达到了 50%,^①这同发达国家普遍 80% 以上的城市化水平还有很大的差距。中国仍然有大量的农村剩余劳动力要向城市转移,这使得城市劳动力供给相对过剩,劳动者在“工资谈判”中处于劣势。其次,在就业市场上,劳动力尤其是农民工的权益未能得到有效保护,劳动力市场受到种种不当的干预,从而进一步强化了劳动者在“工资谈判”中的劣势地位。林毅夫(2004)、张杰等(2011)指出,中国地方政府对要素市场的干预与控制,人为地压低了要素价格。这些干预主要体现在户籍制度、地方保护主义、地方政府的 GDP 政绩评价体系所引起的就业歧视、劳动力流动限制、城乡资本与劳动力资源的错配等方面,从而导致劳动力等要素市场的扭曲。劳动力市场扭曲意味着投资风险的提升、劳动力就业意愿以及资本边际产出的降低,这些因素都可能会抑制 FDI 的流入。^② 因此,通过干预劳动力市场来压低工资,从而吸引更多 FDI 的做法并不一定有效,有可能带来更多的负面效果。

二 文献综述

在国内资本形成无法满足经济发展的需求时,FDI 能够弥补发展中国家资本形成的缺口(Chenery 和 Strout,1966),这是发展中国家吸引 FDI 的主要动因之一。一般而言,低廉的劳动力有利于发展中国家承接发达国家劳动力密集型产业转移出来的 FDI(Kojima,1978)。20 世纪 70 年代以来,中国以及亚洲一些发展中国家正是通过承接日本、韩国等国家转移的劳动力密集型产业而获得了大量的 FDI。从企业的角度来看,企业对外进行投资还是贸易,取决于其对外投资与贸易的成本比较(Melitz,2003)。贸易成本主要是运输成本与关税,投资成本主要是在东道国生产的成本。对劳动力密集型产业来说,工资水平是构成企业在东道国的主要生产成本。

发展中国家之间对 FDI 的吸引存在着竞争关系,为了获得更多的 FDI,发展中国家总是有意愿强化自身在劳动力禀赋上的比较优势来增强对 FDI 的吸引力。这就造成发展中国家普遍存在劳动力市场扭曲。Chacholiades(1978)指出要素市场扭曲的原因主要有两种,一种是由于市场不完全产生的内生性扭曲,另一种是由于经济政策等市场外在因素造成的外生性扭曲。Hsieh 和 Klenow(2009)指出发展中国家如印度、中国的要素市场存在着较为严重的扭曲。这种扭曲虽然在一定程度上促进了 FDI 的流入,但它

① 本文所指的城市为地级以上城市。

② 对这些因素的具体分析在后文展开。

是否会带来其他负面影响,从而抑制 FDI 的增长?这是本文尝试研究的主要问题。

本文的贡献主要体现在:(1)已有的经验研究主要基于企业层面的微观数据以及省级或国家级的宏观数据,而缺少城市层面数据的研究。实际上,利用城市数据来研究劳动力市场扭曲更能反映城乡间的市场分割、劳动力转移等因素同劳动力市场扭曲之间的关系,更有利于反映劳动力市场发展与 FDI 之间的关系。(2)已有研究在使用生产函数来估算劳动力的边际产出以及工资扭曲程度时,没有控制人力资本、产业结构等因素的影响。本文将城市人力资本与产业结构变量纳入生产函数,以减少生产函数形式误设所引起的估算误差,提升了本文对劳动力市场扭曲测算结果的准确性。(3)已有研究主要验证了劳动力成本优势对 FDI 流入的积极作用,并未考虑这种优势在很大程度上是由劳动力市场扭曲造成的。因此,本文将劳动力市场扭曲纳入分析,在验证劳动力市场扭曲通过降低工资来吸引 FDI 的同时,也尝试验证劳动力市场扭曲对 FDI 的抑制作用。

三 问题的提出与待检假设

(一)问题的提出:中国劳动力市场扭曲的阶段特征与 FDI

FDI 的流入同中国劳动力市场的发展是紧密联系的,而中国劳动力市场的发展又是同中国城乡二元经济结构紧密联系的。与中国城乡二元经济结构的发展相对应,中国劳动力市场发展与 FDI 流入大致经过了三个阶段。

1. 城乡户籍制度、劳动力流动障碍与 FDI 的缓慢发展。1982 年以前,中国劳动力市场扭曲的主要特征是严格的城乡户籍制度。在户籍制度的管制下,农村劳动力是禁止进城工作的。在这种情况下,城市的劳动力供给只能靠拥有城市户口的劳动人口来维持。1980 年中国拥有城市户口的居民只占全国人口的 13.9%,因此,中国城市劳动力资源的禀赋优势并不明显,不足以吸引 FDI 的大量流入。世界银行按人均国民收入进行了划分,1980 年低收入国家的人均国民收入为 392 美元,中等收入国家为 1180 美元,高收入国家为 9170 美元,而当时中国的人均国民收入只有 250 美元,明显属于低收入国家。可见中国当时的劳动力成本优势是十分明显的,但低劳动力成本并没有带来 FDI 的大量流入,相反,1982 年以前中国吸引的 FDI 十分有限,说明工资低下并不必然引起 FDI 的流入,还必须有足够的劳动力供给来支持。从一定程度上看,这也是中国劳动力市场扭曲对 FDI 流入的抑制作用。

2. 劳动力“无限供给”阶段与 FDI 的迅猛发展。1982 年国务院明确提出“允许农

民进城”^①，户籍制度对城乡劳动力流动的限制得以解除，中国劳动力市场扭曲在一定程度上获得了纠正。上世纪 90 年代中后期，中国农民工进城形成规模化，1994 年中国城市的外来民工增加到 6000 万，此后流动农民工的数量每年以 800 ~ 1000 万的速度增加，2005 年在城市的农民工总数达到 1.2 亿，农民外出打工形成的潮流人们称之为“民工潮”。^② 而该阶段中国城市劳动力市场的主要特征是工资“黏性”，即工资尤其是农民工的工资增长十分缓慢。这一阶段的工资“黏性”并不能归因于劳动力市场的扭曲，相反，这正是劳动力市场的市场力量作用。根据 Lewis(1954)的二元经济理论，中国农村部门存在着大量的剩余劳动力，户籍制度放开后，城市相对于农村的高工资吸引了大量的农民进城，而在农村剩余劳动力没有完全转移时，城市部门相当于在给定的价格下获得了无限供给的劳动力。

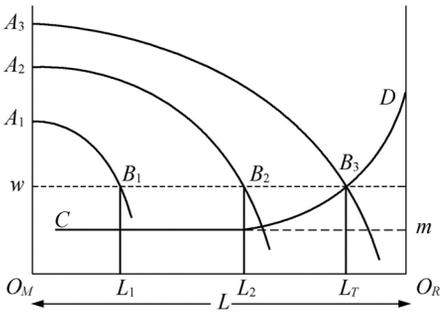


图 1 城乡劳动力转移

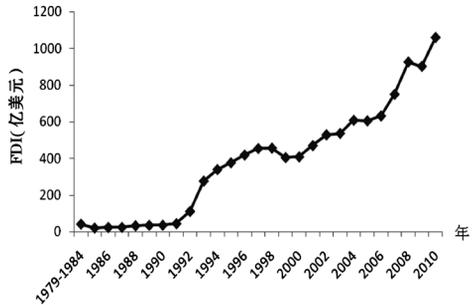


图 2 中国 FDI 的增长

如图 1, A_1B_1 为城市部门原始的劳动力需求曲线(或者劳动力的边际产出曲线), 城市部门的工资 w , 高于农村的收入水平 m , CD 为城市部门的劳动力供给曲线, L 为农村劳动力总量, L_1 、 L_2 为农村剩余劳动力数量。纵轴为工资水平, 横轴为劳动力数量。城市部门的需求曲线由 A_1B_1 扩张到 A_2B_2 阶段, 农村剩余劳动力数量足以供给城市的需求, 因此城市部门能够以等于甚至低于 w 的工资获得近似无限的劳动力供给。城市部门的需求曲线由 A_2B_2 扩张到 A_3B_3 阶段, 城市部门开始有工资上涨的压力, 而这一压力在过了 A_3B_3 需求规模后, 会快速递增。90 年代初至 21 世纪初期, 正是中国城市劳动力“无限”供给的阶段, 也是流入中国 FDI 快速增长的时期(如图 2), 其原因就在于城乡劳动力流动限制解除后, 中国城市获得了价格低廉且“无限”供给的劳动力。

① <http://www.china.com.cn/chinese/zhanti/mingong/350582/.htm>.

② 数据来源于《浙江日报》2005 年 7 月 21 日, <http://news.sohu.com/20050721/>。

在这个阶段,劳动力市场主要表现为市场扭曲的纠正对 FDI 的积极作用。

3. 工资扭曲阶段与 FDI 吸引力的维持。与民工潮相反的是,从 2003 年起民工短缺现象开始出现,这种现象最早出现在南方一些主要城市,媒体称之为“民工荒”或者“用工荒”。2004 年,“民工荒”进一步蔓延,福建、广东、浙江等东南沿海经济发达地区的企业同时出现了工人短缺。2009 年中国的珠三角、长三角等地“民工荒”再次出现,企业空有大堆的订单却找不到足够的工人进行生产。“民工荒”现象是劳动力“无限”供给结束的一个表现(对应图 1 中城市部门的需求曲线由 A_2B_2 扩张到 A_3B_3 的阶段以及 A_3B_3 之后的阶段)。在这个阶段,中国劳动力市场的主要矛盾是,一方面工人尤其是农民工对工资上涨的要求日益强烈;而另一方面中国许多企业却无法承受工资上涨的压力。中国许多企业是依赖劳动力成本优势发展起来的,这些企业以劳动密集型为主,对劳动力成本的变动十分敏感。这些企业大部分是出口企业,为了抵消劳动力成本的上升,它们必须提升出口价格,但这一点并不容易实现。首先,中国企业的出口竞争力主要来自于相对较低的价格,价格提升就意味着国际市场份额的损失,这是出口企业难以接受的。其次,人民币兑美元汇率不断上升,即使产品以人民币计量的出口价格不变,出口的实际价格也在上升。因此,中国出口企业要保持竞争力就要降低而非提升价格。最后,亚洲、非洲和拉丁美洲等地区一些国家的兴起也对中国出口企业造成了一定的冲击。而在工人尤其是农民工要求工资上涨与企业抑制工资上涨的矛盾中,工人处于明显的劣势地位。

第一,农民工和城市工人的平均工资存在明显差距,这个差距的较大部分归因于歧视性因素(谢嗣胜和姚先国,2006);第二,地方政府政绩评价体系对 GDP 的追逐以及地方保护主义对本地企业的保护,使得政府对企业侵占农民工和普通打工者权益的现象表现得十分漠然,甚至默许企业利用自身在劳动力市场的强势地位支付给工人低于市场水平的工资(张杰等,2011);第三,中国工会的力量薄弱,工人利益遇到侵害时难以获得工会的支持,工人在劳资纠纷中普遍处于弱势。因此,中国城市的工资水平往往低于市场化应有的水平。这个阶段工资扭曲是中国劳动力市场的重要特征。流入中国的 FDI 依旧保持着稳定的增长(如图 2),中国对 FDI 的吸引力并没有显著的变化,但这个阶段劳动力成本优势在一定程度上是劳动力市场扭曲造成的。根据以上分析,我们提出以下待检假设:

假设 1 中国城市劳动力市场普遍存在工资扭曲的情形,各城市的工资水平普遍低于市场化条件下的边际产出水平。

(二)理论与核心待检假设:劳动力市场扭曲对 FDI 的抑制

现阶段中国劳动力市场扭曲的主要表现是工资扭曲,仅从工资对 FDI 的作用来看,工资扭曲降低工资,促进了 FDI 的流入。但劳动力市场扭曲也意味着投资风险的提升、工人就业意愿以及资本边际产出的降低,这对 FDI 的流入有抑制作用。

1. 劳动力市场扭曲程度越高的地区,投资风险也越高。劳动力市场扭曲程度越高,地方政府干预劳动力市场交易的意愿也越强烈,地方政府对相关法律法规的执行力度较弱。这对 FDI 来说,意味着地方政策的不稳定性程度较高,市场面临的不确定性较大。而政策与市场不确定性越大,意味着 FDI 的投资风险越大,这显然不利于 FDI 的流入。Thomas 和 Grosse (2001)、Pan (2003) 分别针对墨西哥和中国的研究表明,FDI 的进入意愿同东道国的政治风险、市场不确定性负相关。

2. 劳动力市场扭曲程度越高的地区,劳动力的就业意愿也越低。劳动力市场工资扭曲的程度越高,劳动产出同报酬之间的偏离也越大,这必然打击劳动者的积极性。其结果是地区内的劳动力供给被压制,容易出现人为的“民工荒”现象。对劳动力寻求型 FDI 来说,工资低下是其选择流入的条件之一,但不是唯一条件。工资低下还要保证有充足且愿意在该工资下就业的劳动力与之匹配,才能对 FDI 产生吸引力。劳动力市场扭曲降低劳动力的就业意愿,抑制了 FDI 的流入。同时,国家内部地区之间对劳动力的竞争也会降低劳动力市场扭曲程度较高地区对 FDI 的吸引力。

假设某地区有两个城市,城市 U 与城市 R,生产投入的要素只有资本与劳动,且规模报酬不变,它们的生产函数分别为:

$$Y_U = A_U K_U^\alpha L_U^{1-\alpha} \quad (1a)$$

$$Y_R = A_R K_R^\beta L_R^{1-\beta} \quad (1b)$$

其中 Y_U 、 Y_R 、 A_U 、 A_R 、 K_U 、 K_R 、 L_U 、 L_R 分别为城市 U 与城市 R 的产出水平、技术水平、资本投入以及劳动投入。假设该地区要素市场的初始状态是完全市场化的,根据资源最优化的配置原则,该地区两个城市间劳动力的边际产出相等,两个城市的劳动力工资也相等,并等于城市的边际产出。

$$MPL_U = MPL_R = w_U = w_R \quad (2)$$

(2)式中, MPL_U 、 MPL_R 以及 w_U 、 w_R 分别为城市 U 与城市 R 的劳动力边际产出与工资,假设 R 城市由于实行外在的干预,人为地压低了 R 城市的工资,使得城市 R 的工资下降为 w_{R1} ,这时 $w_U > w_{R1}$ 。由于城市 U 的工资高于城市 R 的工资,城市 R 的劳动力流向城市 U,这时城市 U 可以有两种选择,一是根据扩大的劳动力规模相应的增加投资(或者吸引更多的 FDI)来增加对劳动力的需求,从而保持劳动力市场供需平衡;

二是不追加投资,也不引入新的外资,这时城市 U 的劳动力市场将出现供大于求的情况,劳动力不断流入促使城市 U 的工资下降,直到城市 U 的工资再次与 R 城市相同 $w_{U1} = w_{R1}$,最终城市 U 的劳动力规模扩大而城市 R 的劳动力规模缩小。城市 R 为了降低工资,流失了一部分劳动力,城市 U 获得了更低的工资,同时也扩大了劳动力规模。当然,如果两个城市同时实行外力干预压低工资,那么两个城市之间不会发生劳动力流动,但两个城市劳动力的就业意愿将同时降低,这时两个城市对 FDI 的吸引力同时下降。

3. 劳动力市场扭曲会降低资本的边际产出。资本的本质是逐利性的,FDI 必然更倾向于流入资本收益较高的国家。同时,在一个国家内部,FDI 也更倾向于流向资本收益更高的地区。该部分的论述依旧使用前文关于城市 U 与城市 R 的假设框架。在完全市场化的情况下,城市间资本的边际产出应该相等。因为资本的边际产出与企业的利润正相关,城市边际产出如果出现差异必然会造成资本从边际产出低的城市流向边际产出高的城市。

由(1a)、(1b)式可知,两个城市资本的边际产出分别为:

$MPK_U = A_U \alpha K_U^{\alpha-1} L_U^{1-\alpha} = \alpha Y_U / K_U$; $MPK_R = A_R \beta K_R^{\beta-1} L_R^{1-\beta} = \beta Y_R / K_R$ 。其中 MPK_U 、 MPK_R 分别为城市 U 与城市 R 的资本边际产出,当城市 R 发生工资扭曲时,R 城市的劳动力规模 L_R 将下降,这必然引起 R 城市的产出 Y_R 下降,在其他条件不发生变化的情况下,R 城市的边际产出 MPK_R 也会下降, $MPK_R < MPK_U$ 。这时 R 城市的资本将有向 U 城市流动的趋势,其对 FDI 的吸引力也将下降,FDI 将更多流向 U 城市。类似的,如果两个城市都发生了劳动力市场扭曲,二者对 FDI 的吸引力将同时下降。根据以上分析我们提出本文的核心待检假设:

假设 2 劳动力低成本优势是发展中国家吸引 FDI 的一个主要条件。中国的经济发展处于发展中国家水平,与发达国家相比,中国的工资依旧较低。不仅如此,中国劳动力市场扭曲使得原本就低下的工资变得更低,从这个角度看,中国劳动力市场扭曲通过强化劳动力成本优势促进了 FDI 的流入。

假设 3 劳动力市场扭曲提升地区投资风险、降低了工人的就业意愿与资本的边际产出,从这些方面看,劳动力市场扭曲抑制了 FDI 的流入。

(三) 扩展研究与待检假设

中国东部地区在地理上具有邻近海外市场的“先天”优势,东部地区的经济发展

水平要明显高于中、西部地区,中、西部地区尤其是西部地区的大部分城市距离港口较远,在地理位置上具有“先天”不足的特征,这两个地区不具备东部地区经济发展的政策优势,经济发展水平也较为落后。因此,有必要分地区来研究劳动力市场扭曲对 FDI 的作用。根据以上分析,我们提出以下待检假设:

假设 4 经济发展与制度变迁是相互促进的,经济发展水平越高,对制度安排的要求也越高。东部地区经济发展水平较高,因此,东部地区劳动力市场扭曲对 FDI 的抑制作用较大。

假设 5 经济发展的“先天”条件越是不利,越需要优越的制度安排来弥补。中、西部尤其是西部地区地理位置相对处于劣势,因此,中、西部地区尤其是西部地区劳动力市场扭曲对 FDI 的抑制作用也较大。

四 劳动力市场扭曲测度

(一)测度方法与数据

本文选择生产函数估计方法来测算中国城市的劳动力市场扭曲,与已有研究不同,本文将城市人力资本存量以及城市产业结构变量纳入生产要素函数,^①以此来减少函数误设的估计误差。令:

$$Y = A(HC, MS, t) \times F(K, L) \quad (3)$$

(3)式中 Y 表示城市的产出水平, HC 表示人力资本存量, t 表示年份, K 表示资本存量, L 表示劳动投入量。其中技术函数 $A(\cdot)$ 由人力资本存量 HC (Romer, 1990) 以及城市的产业结构 MS (Au 和 Henderson, 2006) 决定,要素投入函数 $F(\cdot)$ 由投入的资本 K 和劳动 L 决定。将(3)式表示为 C-D 生产函数形式:

$$Y_{it} = A_{i0} e^{\lambda_i t} HC_{it}^{\gamma_1} MS_{it}^{\gamma_2} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (4)$$

其中, i 表示城市, t 表示年份, A_{i0} 表示初始的生产技术, λ_i 表示外生的生产技术变迁,对(4)式取对数线性化,并将外生技术进步 λ_i 和初始生产效率 A_{i0} 归于随机误差项 ε_{it} 与常数项 c ,得到计量模型如下:

$$\ln Y_{it} = c + \gamma_1 \ln HC_{it} + \gamma_2 \ln MS_{it} + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

^① 邵敏和包群(2012)、施炳展和冼国明(2012)、朱喜等(2011)的研究所设置的生产函数并没有包含能够控制技术进步的变量,而只将资本与劳动投入纳入函数,并假设规模报酬不变。

要估算各个城市的劳动力市场扭曲程度,第一步要估算出各个城市劳动力的边际产出。通过(5)式估计出各城市资本与劳动对城市产出的贡献参数 α 与 β 。然后根据公式 $MPL_{it} = \beta Y_{it}/L_{it}$, $MPK_{it} = \alpha Y_{it}/K_{it}$ 就能够算出各个城市资本与劳动力的边际产出。第二步是根据计算所得的劳动力边际产出,选择适当的指标来估算各城市劳动力市场的扭曲程度。中国城市劳动力市场普遍存在以工资扭曲为代表的市场扭曲,因此本文也选择工资扭曲指标来衡量各个城市的劳动力市场扭曲程度。借鉴 Hsieh 和 Klenow (2009)、施炳展和洗国明(2012)的方法,令:

$$WDist_{it} = MPL_{it}/w_{it} \quad (6a)$$

(6a)式中 $WDist$ 为工资扭曲指标, MPL_{it} 为边际产出, w_{it} 为工资。当劳动力市场不存在扭曲时,工资与边际产出相等, $WDist$ 等于 1; 当 $WDist$ 大于 1 时,劳动力市场存在工资向下的扭曲; 当 $WDist$ 小于 1 时,劳动力市场存在工资向上的扭曲。对(6a)式中的 $WDist$ 指标稍做修改,令:

$$WDist1_{it} = |MPL_{it}/w_{it} - 1| \quad (6b)$$

与 $WDist$ 指标相比, $WDist1$ 更直接反映各城市劳动力市场同市场化最优状态的偏离情况, 本文将两种指标都计算出来, 但是本文经验研究部分只使用 $WDist1$ 指标。

本文使用 2004 ~ 2009 年全国 286 个地级城市的面板数据, 由于数据的少量缺失, 该数据为非平衡面板数据。式(5)中被解释变量($\ln Y$)使用各城市生产总值的对数表示, 并按各省居民消费价格指数调整为 2004 年的水平; $\ln K$ 使用各城市资本存量的对数表示。资本存量的计算公式为: $K_t = I_t/p_t + (1 - \delta) K_{t-1}$, 其中 I_t 为当期投资, 使用当期的固定资产投资总额表示, p_t 为固定资产投资价格指数, 使用各省固定资产投资价格指数表示,^① K_{t-1} 为上一期的资本存量, δ 为资本折旧率, 借鉴张军等(2004)的研究, 统一折旧率为 9.6%。^② $\ln L$ 使用各城市从业人数的对数表示。 $\ln HC$ 使用各城市的人力资本存量表示, 计算公式为: $HC = (0.5 \times \text{普通大学人数} + 0.3 \times \text{中学在学人数} + 0.2 \times \text{小学在学人数}) / \text{城市从业人数}$ 。 $\ln MS$ 为城市的产业结构类型, 计算公式为: $MS = \text{第三产业总产值} / \text{第二产业总产值}$ 。该比值越大, 说明城市为工业提供的服务(包括技术服务)越充分, 城市的技术水平也越高。以上城市数据来源于 1985 ~ 2010 年《中国城市统计年鉴》, 各省的居民消费价格指数与固定资产投资价格指数来源于 CCER 数据库。

① 各省固定资产投资价格指数存在缺失的年份, 使用张军等(2004)估算的价格指数补充。

② 中国《中国城市统计年鉴》所公布的数据起始年为 1984 年, 因此本文资本存量的估算也从 1984 年开始。1984 年距离本文数据选取的年份已有 20 多年, 1984 年前的固定资产投资经过 20 多年的折旧, 对当期的影响可忽略不计, 所以本文对各城市的资本存量估算基本可靠。

(二) 测度结果

我们使用 2004 ~ 2009 年全部城市样本数据对(5)式进行 OLS 估计,结果如下:

$$\ln Y = 3.614 + 0.082 \ln HC + 0.036 \ln MS + 0.667 \ln K + 0.366 \ln L \quad (7)$$

(6.091) (4.171) (28.054) (63.485) (26.348)

$$R^2 = 0.938 \quad F = 6077.884$$

上式括号中的数字为 t 检验统计量。

由回归结果(7)式可知,城市的人力资本存量、产业结构等变量对城市的产出都具有显著的正向作用,符合预期。而资本与劳动的系数之和为 1.033,说明中国城市整体上接近规模报酬不变状态。^① 由于各个年份、各个地区城市资本与劳动的贡献系数可能并不一致,本文分年份、分地区对(5)式进行重新估计。

表 1 资本与劳动的贡献系数

年份	全国			东部地区			中部地区			西部地区		
	资本贡献	劳动贡献	总贡献									
2004	0.682	0.311	0.993	0.822	0.171	0.993	0.620	0.340	0.960	0.366	0.564	0.930
2005	0.705	0.301	1.006	0.853	0.175	1.028	0.639	0.320	0.959	0.468	0.475	0.943
2006	0.743	0.281	1.024	0.862	0.166	1.028	0.683	0.285	0.968	0.429	0.556	0.985
2007	0.748	0.296	1.044	0.797	0.255	1.052	0.691	0.292	0.983	0.464	0.532	0.996
2008	0.733	0.324	1.057	0.769	0.278	1.047	0.678	0.327	1.005	0.493	0.520	1.013
2009	0.774	0.317	1.091	0.724	0.324	1.048	0.743	0.290	1.033	0.576	0.483	1.059
均值	0.731	0.305	1.036	0.805	0.228	1.033	0.676	0.309	0.985	0.466	0.522	0.988

说明:其中东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括:广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

由表 1 可知,^②无论是全国整体还是分年份、分地区来看,中国城市都接近规模报酬不变的状态,其中东部地区的规模报酬水平略高于中部和西部地区。东部地区资本贡献率最大,均值为 0.805,劳动贡献率最小,均值为 0.228;西部地区资本贡献率最小,均值为 0.466,劳动贡献率最大,均值为 0.522;中部地区则介于二者之间。这说明东部地区产业相对偏向资本密集型,西部地区产业偏向劳动密集型。

① 已有文献通常包含规模报酬不变的假设,如施炳展和冼国明(2012)、邵敏和包群(2012)的研究,本文的估计并没有包含这样的假设,但得到了相同的结果,说明本文的估计结果是可信的。

② 由于篇幅限制,这里不再报告人力资本与产业结构变量的估计系数,如有需要可向作者索要。

表2 报告了根据表1 结果计算得到的资本与劳动的边际产出,表3 报告了根据表2 计算得到的劳动力扭曲程度。表3 显示,无论是全国整体还是分年份、分地区来看,中国城市劳动力市场都存在着扭曲。从指标 $WDist$ 来看,中国城市的边际产出平均是工资的3.321 倍,验证了前文的待检假设1。

表2 资本与劳动力边际产出统计

年份	全国		东部地区		中部地区		西部地区	
	MPK	MPL	MPK	MPL	MPK	MPL	MPK	MPL
2004	5080	45 541	5620	33 989	4960	41 365	2730	63 331
2005	4690	49 872	5250	37 483	4500	44 978	3170	64 652
2006	4500	52 386	5030	39 874	4370	45 689	2520	84 688
2007	4180	61 955	4390	68 334	4030	53 291	2490	90 233
2008	3810	76 439	4010	82 348	3680	69 296	2390	98 769
2009	3540	81 715	3450	103 431	3480	68 148	2410	100 674
均值	4300	61 318	4625	60 909.8	4170	53 795	2618.3	83 725

表3 劳动力市场扭曲统计

年份	全国		东部地区		中部地区		西部地区	
	$WDist$	$WDist1$	$WDist$	$WDist1$	$WDist$	$WDist1$	$WDist$	$WDist1$
2004	3.363	2.375	2.178	1.194	3.583	2.590	4.869	3.884
2005	3.296	2.301	2.145	1.157	3.429	2.436	4.518	3.518
2006	3.08	2.099	2.058	1.08	3.083	2.097	5.135	4.159
2007	3.197	2.201	3.148	2.149	3.054	2.065	4.903	3.903
2008	3.596	2.596	3.468	2.47	3.623	2.623	4.821	3.821
2009	3.392	2.393	3.794	2.794	3.155	2.157	4.388	3.388
均值	3.321	2.328	2.799	1.807	3.321	2.328	4.772	3.779

从指标 $WDist1$ 看,中国劳动力市场扭曲的状况并没有随着经济的发展而得到改善,2004 年中国劳动力市场 $WDist1$ 指标为2.375,这一数字在2009 年达到了2.393。分地区来看,中国东部地区劳动力市场扭曲程度最低, $WDist1$ 指标均值为1.807,西部地区劳动力市场扭曲程度最高, $WDist1$ 指标均值为3.779,中部地区介于二者之间。其中,东部地区劳动力市场扭曲有加剧趋势,2004 年东部地区 $WDist1$ 指标均值为1.194,而2009 年这一指标上升到了2.794,中、西部地区劳动力市场扭曲略有改善,中、西部地区 $WDist1$ 指标均值分别由2004 年的2.590 与3.884,降低到了2009 年的

2.157 与 3.388。其可能的原因在于东部地区经济发展较快,其面临工资上涨的压力最大,为了维持劳动力成本优势,东部地区对劳动力市场的干预程度也越来越大。而中、西部地区多年来作为东部地区的劳动力供给腹地,劳动力人口流失较大,因此对劳动力市场的干预略有减少。总体来看,东部地区劳动力市场扭曲程度依旧最低。

五 模型、变量与数据

(一) 计量模型设定与变量说明

为了检验劳动力市场扭曲和 FDI 流入之间的关系,我们构建一个基于地级城市层面的计量模型。模型设置如下:

$$\ln FDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln WDist1_{it} + \sum_{i=1}^n \vartheta_i X_{it} + \eta_i + \mu_{it} \quad (8)$$

式(8)中下标 i 表示城市, t 表示年份, X_{it} 为相应的控制变量, η 为城市个体效应,以控制不随时间变化且无法观测因素的影响, μ 为随机误差项。被解释变量 ($\ln FDI$) 为外商直接投资的对数值,使用城市实际利用外资的对数值表示,其数值经过生产者价格指数以及兑美元的汇率调整,基期为 2004 年。核心解释变量为衡量劳动力市场扭曲程度的工资扭曲指标的对数值 ($\ln WDist1$)。根据前文分析,劳动力市场扭曲程度越高的地区,投资风险越高、工人就业意愿以及资本边际产出越低,这抑制了 FDI 的流入,预期其系数符号为负。

核心控制变量:城市平均工资的对数值 ($\ln Wage$),使用城市在岗职工平均工资对数值表示,其数值经过消费者价格指数调整以及兑美元的汇率调整,以 2004 年为基期。进行汇率调整的原因在于劳动力成本优势是相对国外投资者而言,将城市工资经过汇率调整为美元更能反映国内外的工资差异。中国劳动力市场扭曲通过降低城市工资,促进了 FDI 的流入,因此只有控制了工资因素才能真实体现劳动力市场扭曲对 FDI 的抑制作用。预期其系数符号为负。

其他控制变量:(1)城市的市场需求潜力对数值 ($\ln MarkP$),借鉴 Harris (1954)、冼国明和文东伟(2006)的计算方法,令 $MarkP_i = \sum_{i \neq j} (GDP_j / D_{ij}) + GDP_i / D_{ii}$,其中 GDP_j 为城市 j 的国内生产总值, GDP_i 为城市 i 的国内生产总值, D_{ij} 为城市 i 和城市 j 之间的距离(本文使用各城市间的公路距离来衡量), D_{ii} 为城市 i 的内部距离,其计算公式为 $D_{ii} = (2/3) \sqrt{area_i / \pi}$ (其中 $area_i$ 为城市的行政区域土地面积)。其中各城市的国内生产总值经过消费者价格指数调整,以 2004 年为基期。FDI 的生产并不只是为

了出口,东道国是最为临近的市场,销售成本较低。研究显示,FDI 都偏向于流向市场潜力大的地区(Shatz 和 Venables,2000;Cheng 和 Kwan,2000;Fung 等,2005)。预期其系数符号为正。

(2)城市的金融发展水平对数值($\ln Fina$),其计算公式为:(年末金融机构各项贷款余额+年末金融机构各项存款余额)/地区生产总值。金融发展滞后使得中国企业尤其是非国有企业面临严重融资约束,为满足融资需求,企业有寻求 FDI 的动机(朱彤等,2010)。因此,金融发展水平越高的城市对 FDI 的需求越低,预期其系数符号为负。

(3)城市企业的盈利水平对数值($\ln CPro$),计算公式为:规模以上工业企业利润总额/规模以上工业企业生产总值。城市平均利润水平越高,FDI 预期能获得的利润也越高,这对 FDI 的流入有积极的作用。但是盈利水平高也代表市场竞争激烈,提高了后进企业的准入条件,这对 FDI 又有抑制作用,因此,预期其系数符号不确定。

(4)城市产业结构对数值($\ln MS$),根据 Kojima(1978)的产业转移理论,中国劳动力禀赋的比较优势吸引了大量的 FDI,这些 FDI 主要集中于劳动密集型产业。城市服务业比例高,虽然有利于技术进步,但并不利于吸引外资,预期其系数符号为负。

(5)距离港口城市的最短距离对数值($\ln coast$),计算公式为: $coast_i = \min D_{ij} + D_{ii}$ (黄玖立与李坤望,2006;Ge,2003)。其中 $\min D_{ij}$ 为各城市与距离最近港口城市的公路距离, D_{ii} 涵义和计算公式与上文相同。地理位置直接影响企业出口的运输成本,距离港口越远,运输成本越大,越不利于吸收出口导向型 FDI。预期其系数符号为负。

(6)金融危机的虚拟变量($Feri$),2008 年的金融危机对世界出口、投资都有相当大的影响,因此,设定 2008 年为虚拟变量以控制金融危机的影响,将 2008 年设为 1,其他年份设置为 0。预期其系数符号为负。为控制可能出现的异方差情形,各变量除虚拟变量外都使用对数值表示。

(7)城市经济发展水平与劳动力市场扭曲的交互项($\ln GDP \times \ln WDist1$),使用城市的国内生产总值(GDP)表示城市的经济发展水平(经过价格指数调整),用劳动力市场扭曲程度($WDist1$)表示制度安排,引入二者的对数值乘积来验证是否经济发展水平越高的城市,劳动力市场扭曲对 FDI 的抑制性越强。

(8)城市地理位置与劳动力市场扭曲的交互项($\ln coast \times \ln WDist1$),使用劳动力市场扭曲程度($WDist1$)表示制度劣势,用距离港口城市的最短距离($coast$)表示地理位置劣势,引入二者的对数值乘积来验证是否地理位置越处于劣势的城市,越需要优越的制度安排来吸引 FDI。

(二) 数据说明与变量统计描述

以上城市数据来源于 2005 ~ 2010 年《中国城市统计年鉴》, 各省的居民消费价格指数与固定资产投资价格指数来源于 CCER 数据库, 各城市间的公路距离来源于中国机动车网站。^① 主要变量的统计描述如表 4。

表 4 主要变量统计描述 1

	样本数	均值	方差	最小值	最大值
$\ln FDI$	1640	23.580	2.650	12.080	28.950
$\ln WDist1$	1704	0.687	0.637	-3.87	2.589
$\ln Wage$	1707	7.745	0.380	6.620	9.724
$\ln MarkP$	1716	15.028	0.481	13.483	16.520
$\ln MS$	1713	-0.293	0.453	-2.361	2.602
$\ln Fina$	1714	-0.285	0.514	-2.435	1.549
$\ln CPro$	1642	-2.784	0.806	-8.014	-0.304
$\ln HC$	1647	9.411	1.374	1.287	12.960
$Fcri$	1716	0.167	0.373	0.000	1.000
$\ln GDP \times \ln WDist1$	1704	10.750	9.968	-55.355	44.771
$\ln coast \times \ln WDist1$	1704	3.500	3.589	-26.492	13.800

表 5 主要变量统计描述 2

	$\ln WDist1$	$\ln Wage$	$\ln MarkP$	$\ln MS$	$\ln Fina$	$\ln CPro$	$Fcri$	$\ln GDP \times \ln WDist1$	$\ln coast \times \ln WDist1$
$\ln WDist1$	1								
$\ln Wage$	-0.104	1							
$\ln MarkP$	0.289	0.536	1						
$\ln MS$	-0.270	-0.080	-0.141	1					
$\ln Fina$	-0.369	0.437	0.206	0.322	1				
$\ln CPro$	0.276	0.205	0.296	-0.352	-0.176	1			
$Fcri$	0.076	0.284	0.184	-0.068	-0.127	0.077	1		
$\ln GDP \times \ln WDist1$	0.996	-0.077	0.315	-0.279	-0.356	0.284	0.081	1	
$\ln coast \times \ln WDist1$	0.935	-0.152	0.203	-0.273	-0.366	0.276	0.080	0.921	1
VIF1	198.400	2.370	1.970	1.360	1.910	1.290	1.230	169.430	8.920
VIF2	1.440	2.290	1.910	1.330	1.870	1.280	1.220	-	-

① <http://www.jdcsww.com/tools/other/selmile.asp>.

表5报告了各控制变量之间的相关系数以及方差膨胀因子,以检验各控制变量间是否存在多重共线性问题。表5的结果显示,交互项与各控制变量的 Pearson 相关系数较高,存在较为严重的共线性问题,而其他控制变量的 Pearson 相关系数都小于 0.55。方差膨胀因子的计算结果显示,当加入交互项时,交互项与核心解释变量 $\ln WDist1$ 的 VIF 值都过大,进一步证明了交互项与其他控制变量间的共线性问题。剔除交互项后,各控制变量的 VIF 值在 1.22 ~ 2.29 之间,说明剔除交互项后,各控制变量间不存在严重的多重共线性问题。^①

六 估计结果与分析

(一) 整体样本的估计结果与分析

本文数据类型为面板数据。Hausman 检验结果均在至少 10% 的水平上拒绝了原假设,因此使用固定效应模型更为合适。表6报告了全国城市样本固定效应的回归结果,其中模型(1)是在不加入其他控制变量的情况下,仅考虑劳动力市场扭曲与 FDI 之间关系的回归结果,结果显示,劳动力市场扭曲对 FDI 的影响为负,并在 1% 水平上显著,因此,本文的待检假设 3 得到了验证。模型(2)~(4)逐步加入其他控制变量,从中可以看出,劳动力市场扭曲对 FDI 的估计系数大小和显著性水平没有发生很大的变化,说明前者对 FDI 的负向作用是稳健的。由于 $WDist1$ 指标包含了工资 ($Wage$) 的信息, $\ln WDist1$ 变量和 $\ln Wage$ 变量之间可能存在较强的相关性。虽然相关系数与方差膨胀因子的检验显示二者并不存在严重共线性,但为了保证劳动力市场扭曲对 FDI 估计结果的稳健性,模型(5)、(6)将劳动力市场扭曲 ($\ln WDist1$) 与工资 ($\ln Wage$) 进行了分离回归,结果显示,劳动力市场扭曲对 FDI 的负向影响依旧显著。模型(7)加入交互项 ($\ln GDP \times \ln WDist1$),该指标包含了劳动力市场扭曲 $WDist1$ 的信息, $\ln WDist1$ 变量和 $\ln GDP \times \ln WDist1$ 变量之间可能存在较强的相关性,前文的相关系数与方差膨胀因子也证实了这点,因此将二者分离回归。结果显示交互项 $\ln GDP \times \ln WDist1$ 对城市 FDI 的影响为负,并在 1% 水平上显著,说明经济发展水平越高的城市,劳动力市场扭曲对 FDI 的负向影响也越大。前文待检假设 4 得到验证。模型(8)加入了交互项 $\ln coast \times \ln WDist1$,同样将二者分离回归,结果显示,交互项 $\ln coast \times \ln WDist1$ 对 FDI 的影响为负,并在 1% 水平上显著,说明地理位置越是劣势的城市,劳动力市场扭曲对 FDI

^① 根据经验法则,如果最大的方差膨胀因子 $VIF \leq 10$,则表明不存在多重共线性问题。

的负向影响越大。前文待检假设 5 得到验证。

表 6 整体样本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI
lnWDist1	-0.662*** (-2.635)	-1.643*** (-9.867)	-1.379*** (-8.142)	-0.925*** (-5.455)	-0.728*** (-4.406)			
lnWage		-3.478*** (-8.356)	-3.090*** (-7.304)	-1.943*** (-4.585)		-1.364*** (-3.298)	-1.910*** (-4.525)	-1.792*** (-4.257)
lnGDP× lnWDist1							-0.059*** (-5.480)	
lncoast× lnWDist1								-0.139*** (-4.767)
lnMarkP		11.051*** (21.491)	10.524*** (20.402)	10.375*** (20.865)	8.306*** (39.486)	9.814*** (19.997)	10.375*** (20.871)	10.236*** (20.646)
lnFina			-2.086*** (-15.284)	-2.880*** (-18.718)	-3.071*** (-20.574)	-3.002*** (-19.509)	-2.882*** (-18.742)	-2.907*** (-18.879)
lnCPro			0.233*** (3.301)	0.148** (2.167)	0.122* (1.779)	0.152** (2.200)	0.149** (2.176)	0.147** (2.145)
lnMS				-1.441*** (-5.490)	-1.629*** (-6.234)	-1.638*** (-6.235)	-1.434*** (-5.459)	-1.472*** (-5.595)
Feri				-1.186*** (-9.941)	-1.335*** (-11.539)	-1.362*** (-11.723)	-1.187*** (-9.959)	-1.222*** (-10.279)
常数项	24.044*** (129.495)	-115.233*** (-24.091)	-109.468*** (-22.491)	-116.747*** (-24.596)	-100.806*** (-30.947)	-113.362*** (-23.863)	-116.994*** (-24.620)	-115.970*** (-24.413)
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	1628	1628	1555	1555	1555	1556	1555	1555
调整后的 R ²	0.203	0.494	0.497	0.533	0.525	0.522	0.533	0.530
F	6.943	468.333	303.148	293.989	334.209	331.017	294.092	291.414
Hausman				658.110***	3433.980***	290.990***	672.630***	482.520***

说明：*、**、***，分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著，括号中的数值是 t 统计值。下表同。

从其他控制变量来看。工资 lnWage 对 FDI 的影响在各模型中都为负，并在 1% 水平上显著，前文待检假设 2 得到验证。这说明劳动力市场扭曲通过降低工资促进了 FDI 流入。市场需求潜力 lnMarkP 对 FDI 的影响系数在各模型中都显著为正，结论符合预期，说明除了寻求廉价的劳动力资源外，市场寻求也是 FDI 进入中国市场的动机

之一,中国日益扩大的市场需求潜力为 FDI 产品的销售提供了最为临近的市场;各模型中,金融发展水平 $\ln Fina$ 对 FDI 的影响都显著为负,反向证明了金融抑制是中国城市寻求国外融资的内部动因,也证明了金融发展能够降低城市经济发展的对外依存度,结论符合预期;各模型中,城市企业的盈利水平 $\ln CPro$ 对 FDI 的影响都显著为正,体现了国际资本的逐利性本质,结论符合预期;各模型中,城市产业结构 $\ln MS$ 对 FDI 的影响显著为负,说明城市第二产业的比例越低,FDI 进入的意愿也就越低,原因在于进入中国 FDI 的动机主要还以劳动力寻求为主,中国城市的第二产业大多为劳动密集型产业,这是 FDI 首选的产业,其比例降低不利于 FDI 的流入,结论符合预期。各模型中,金融危机虚拟变量 $Fcri$ 对 FDI 的影响显著为负,结论符合预期。

(二)分样本的估计结果与分析

为了进一步验证劳动力市场扭曲同 FDI 之间的关系,本文分地区进行了分样本估计。根据 Hausman 检验结果,分样本估计依旧使用固定效应模型。表 7a、b 为分样本估计的结果,其中模型(1)~(5)、(6)~(10)、(11~15)分别为东、中、西部地区回归结果。表 7a、b 显示,分样本模型中劳动力市场扭曲对 FDI 的影响与整体样本模型一致,都显著为负,再次验证了劳动力市场扭曲对 FDI 的负向影响是稳健的。从各地区城市劳动力市场扭曲对 FDI 的系数大小看,经济发展水平最高的东部地区,劳动力市场扭曲对 FDI 的抑制作用最大,再次验证了前文待检假设 4。西部地区的地理位置最为劣势,劳动力市场扭曲对 FDI 的抑制作用也较大,其系数大于中部地区,再次验证了前文待检假设 5(东部地区的经济发展水平高,地理位置优越,西部地区经济发展水平低,地理位置也最为劣势,所以东、西部地区劳动力市场扭曲的系数大小对比并无多大意义)。此外,各控制变量的估计系数符号和显著性水平与整体样本估计结果较为类似,其经济学含义不再赘述。

(三)内生性与稳健性

面板数据的固定效应估计方法虽然能在一定程度上缓解遗漏解释变量的内生性问题,但无法处理解释变量和因变量之间因逆向因果关系而产生的联立内生性问题。严重的内生性会使估计结果出现较大的偏差,进而影响回归结果的稳健性。Rosoff (2004)指出,中国低廉的劳动力成本吸引了外商的直接投资,但也侵害了工人的权益,造成劳动力市场的扭曲。Slaughter(2001)认为外资进入会加剧产品市场的竞争,降低国内企业的利润,促进国内企业进一步的压低工资。可见,低工资会促进 FDI 的流入,同时这种通过“优惠”政策而流入的 FDI 也会抑制工资的上涨,进一步扭曲东道国的劳动力市场。因此,本文的核心解释变量劳动力市场扭曲同 FDI 之间存在反向的

表 7a 分样本回归结果 (东部和中部地区)

	东部地区				中部地区			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI
lnWDist1	-1.931*** (-5.785)		-2.070*** (-6.256)			-0.333* (-1.692)		-0.516** (-2.535)
lnWage		-2.819*** (-3.116)	-3.408*** (-3.894)	-3.327*** (-3.789)	-3.353*** (-3.831)		-1.856*** (-2.613)	-2.361*** (-3.183)
lnGDP× lnWDist1				-0.116*** (-5.894)				
lncoast× lnWDist1					-0.468*** (-6.188)			
lnMarkP	7.212*** (21.395)	10.243*** (10.712)	10.557*** (11.462)	10.575*** (11.427)	10.532*** (11.427)	8.865*** (29.746)	10.986*** (12.813)	11.532*** (12.980)
lnFina	-2.824*** (-11.036)	-2.555*** (-8.668)	-2.293*** (-8.004)	-2.309*** (-8.023)	-2.312*** (-8.072)	-3.044*** (-14.174)	-2.974*** (-13.732)	-2.868*** (-13.045)
lnCPro	0.305** (2.220)	0.368*** (2.609)	0.328** (2.422)	0.335** (2.463)	0.322** (2.370)	0.123 (1.269)	0.168* (1.727)	0.161* (1.664)
lnMS	-0.510 (-0.918)	-1.110** (-2.001)	-0.167 (-0.300)	-0.209 (-0.374)	-0.129 (-0.232)	-3.948*** (-9.409)	-3.868*** (-9.228)	-3.790*** (-9.046)
Feri	-0.914*** (-5.093)	-0.943*** (-4.938)	-0.650*** (-3.430)	-0.677*** (-3.567)	-0.665*** (-3.519)	-1.451*** (-8.500)	-1.418*** (-8.352)	-1.285*** (-7.255)
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-83.492*** (-15.615)	-108.991*** (-12.854)	-107.745*** (-13.207)	-108.809*** (-13.284)	-107.920*** (-13.219)	-109.008*** (-23.589)	-126.810*** (-15.714)	-130.843*** (-15.861)
样本量	578	578	578	578	578	631	632	631
调整后的 R ²	0.499	0.475	0.514	0.510	0.513	0.627	0.630	0.634
F	113.573	104.527	102.441	100.974	102.156	195.754	198.369	172.211
Hausman	184.980***	109.240***	192.160***	193.590***	185.090***	676.590***	424.160***	405.880***

因果关系内生性问题。为了降低内生性问题带来的估计偏误,工具变量估计方法是较为有效的方法。合格的工具变量需要满足两个条件,其一是工具变量本身是外生的,其二是其与内生变量之间具有相关性。本文选择构建地方政府的干预程度指标作为第一个工具变量,使用城市财政支出与财政收入之和占城市国内生产总值的比例表示政府的干预程度。从外生性看,FDI 并不能影响政府的财政计划,因此是可行的。从工具变量与内生变量的相关性看,政府干预越多,劳动力市场扭曲的程度也越大,因此

表 7b 分样本回归结果 (中部和西部地区)

	中部地区				西部地区		
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	<i>lnFDI</i>						
<i>lnWDist1</i>			-1.001 ** (-2.067)		-1.563 *** (-2.928)		
<i>lnWage</i>	-2.380 *** (-3.215)	-2.380 *** (-3.209)		-0.810 (-1.241)	-1.725 ** (-2.410)	-1.690 ** (-2.379)	-1.234 * (-1.828)
<i>lnGDP</i> × <i>ln WDist1</i>	-0.036 *** (-2.682)					-0.104 *** (-2.933)	
<i>lncoast</i> × <i>ln WDist1</i>		-0.086 *** (-2.619)					-0.191 ** (-2.253)
<i>lnMarkP</i>	11.579 *** (13.023)	11.552 *** (13.006)	9.017 *** (17.081)	9.749 *** (11.142)	10.939 *** (11.468)	10.938 *** (11.472)	10.360 *** (11.387)
<i>lnFina</i>	-2.864 *** (-13.043)	-2.865 *** (-13.035)	-3.216 *** (-9.585)	-3.162 *** (-9.289)	-3.091 *** (-9.182)	-3.085 *** (-9.160)	-3.142 *** (-9.296)
<i>lnCPro</i>	0.161 * (1.662)	0.160 * (1.655)	0.015 (0.109)	0.021 (0.152)	0.025 (0.187)	0.027 (0.206)	0.023 (0.173)
<i>lnMS</i>	-3.789 *** (-9.054)	-3.778 *** (-9.015)	-0.653 (-1.404)	-0.535 (-1.132)	-0.492 (-1.054)	-0.465 (-0.997)	-0.493 (-1.051)
<i>Fcri</i>	-1.277 *** (-7.211)	-1.284 *** (-7.269)	-1.488 *** (-5.398)	-1.569 *** (-5.751)	-1.331 *** (-4.738)	-1.330 *** (-4.732)	-1.413 *** (-5.054)
常数项	-131.379 *** (-15.894)	-131.009 *** (-15.884)	-110.246 *** (-14.031)	-115.236 *** (-12.209)	-124.872 *** (-12.646)	-125.124 *** (-12.638)	-120.409 *** (-12.483)
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	631	631	346	346	346	346	346
调整后的 R ²	0.634	0.634	0.459	0.454	0.469	0.469	0.462
F	172.572	172.415	61.133	60.077	54.159	54.168	52.994
Hausman	440.490 ***	408.480 ***	224.060 ***	180.510 ***	84.120 ***	82.890 ***	35.490 ***

该指标与劳动力市场扭曲具有较强的相关性。本文将构建城市社会保障服务意识指标作为第二个工具变量,使用城市居民服务、卫生、社会保障、社会福利业从业人数占城市从业总数的比例来衡量城市社会保障服务意识。从外生性看,FDI 主要投资在第二产业,并不影响城市社会保障服务行业的就业,因此是可行的。从工具变量与内生

变量的相关性看,城市社会保障服务意识越强,对农民工的歧视就越弱,政府的市场化意识也越强,因此该指标与劳动力市场扭曲具有较强的相关性。选择以上两个指标作为工具变量进行工具变量两阶段最小二乘法(2SLS)估计。同时,为了检验工具变量的有效性,本文采用了如下统计检验:首先,Anderson canon. corr. LM 检验在 1% 水平上拒绝“工具变量识别不足”,说明选取的工具变量是可识别的;Cragg-Donald Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值,因此拒绝工具变量弱识别的假定。其次,Anderson-Rubin Wald 统计量在 1% 水平上拒绝内生回归系数之和等于零的原假设,说明工具变量与内生变量之间具有较强的相关性。因此,本文选取的工具变量是合理的。

表 8 报告了工具变量方法的估计结果。与前文类似,为了避免劳动力市场扭曲($\ln WDist1$)与工资变量($\ln Wage$)之间的共线性问题,模型(1)、(3)、(5)、(7)剔除了工资变量($\ln Wage$)。表 8 的回归结果显示,各模型中变量的符号与显著性变化不大,但是核心解释变量($\ln WDist1$)对 FDI 的系数变大,使用面板工具变量模型的估计系数是使用固定效应模型估计系数的 2~3 倍,说明固定效应模型因内生性问题严重低估了劳动力市场扭曲对 FDI 的抑制作用。此外,各控制变量的估计系数符号和显著性水平与面板固定效应的估计结果相近,证明本文的估计结果是稳健的。

从其他控制变量与因变量之间的反向因果关系来看,工资($\ln Wage$)、市场潜力($\ln MarkP$)、金融发展($\ln Fina$)、产业结构($\ln MS$)与因变量(FDI)之间都可能存在一定的内生性问题,因此本文继续采用动态面板 GMM 的方法进行稳健性估计。相对于差分 GMM 方法,Arellano 和 Bover(1995)、Blundell 和 Bond(1998)在差分 GMM 的基础上提出的系统 GMM 方法不仅可以提高估计效率,而且也可以估计不随时间变化的变量。本文选择系统 GMM 方法,将以上变量设置为内生变量,并将它们的二阶滞后项作为差分方程的工具变量,将它们一阶差分的滞后项作为水平方程的工具变量。表 9 模型(2)、(4)、(6)、(8)增加了距离港口城市的最短距离($\ln coast$)控制变量。各模型过度识别 sargan 检验的伴随概率都至少在 10% 的水平接受了工具变量有效的假设,同时各模型扰动项的差分项自相关检验显著拒绝了二阶自相关,说明扰动项不存在自相关,模型符合系统 GMM 的使用条件。表 9 的估计结果显示,新增控制变量($\ln coast$)的回归系数显著为负,说明距离港口城市越远,FDI 进入的意愿越低。各控制变量的估计系数符号和显著性水平与面板固定效应的估计结果类似,再次证明了本文估计结果是稳健的。

表 8 稳健性回归(工具变量方法)

	全国		东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI
lnWDist1	-2.282 *** (-3.325)	-2.049 *** (-3.022)	-5.657 *** (-4.759)	-6.317 *** (-5.257)	-1.506 * (-1.938)	-1.483 * (-1.745)	1.148 (0.701)	-5.278 (-1.289)
lnWage		-2.661 *** (-4.450)		-5.347 *** (-4.266)		-3.356 *** (-2.952)		-3.901 (-1.561)
lnMarkP	8.211 *** (37.014)	11.079 *** (17.109)	6.271 *** (11.392)	11.704 *** (8.333)	9.239 *** (24.494)	12.612 *** (9.760)	9.050 *** (13.689)	13.767 *** (4.229)
lnFina	-2.955 *** (-18.209)	-2.731 *** (-15.271)	-2.541 *** (-6.365)	-1.771 *** (-4.036)	-2.962 *** (-10.372)	-2.666 *** (-9.414)	-3.602 *** (-8.123)	-2.922 *** (-7.134)
lnCPro	0.102 (1.428)	0.145 ** (2.072)	0.010 (0.049)	-0.037 (-0.176)	-0.008 (-0.066)	0.151 (1.523)	-0.076 (-0.405)	0.035 (0.242)
lnMS	-1.371 *** (-4.701)	-1.198 *** (-3.970)	1.762 * (1.756)	2.437 ** (2.390)	-4.089 *** (-8.087)	-3.634 *** (-8.106)	-0.067 (-0.127)	-0.389 (-0.749)
Fcri	-1.100 *** (-7.040)	-0.972 *** (-5.594)	-0.506 * (-1.722)	-0.081 (-0.261)	-1.313 *** (-5.018)	-1.034 *** (-3.690)	-2.073 *** (-4.735)	-0.767 (-1.116)
常数项	-98.403 *** (-27.863)	-121.056 *** (-22.337)	-67.656 *** (-7.572)	-108.403 *** (-8.120)	-114.198 *** (-19.186)	-138.858 *** (-12.802)	-112.629 *** (-11.534)	-147.780 *** (-5.432)
样本量	1553	1553	418	418	516	631	266	346
Centered R ²	0.585	0.603	0.428	0.438	0.703	0.713	0.562	0.563
Wald	491852	370139	128708	126096	187931	193639	54722	55126
Anderson canon. corr. LM 检验	42.770 (0.000)	82.430 (0.000)	49.970 (0.000)	49.980 (0.000)	47.799 (0.000)	54.930 (0.000)	32.698 (0.000)	24.460 (0.000)
Cragg- Donald Wald F 检验	41.910 (9.080)	43.790 (9.080)	13.910 (9.080)	19.100 (9.080)	17.674 (9.080)	20.670 (9.080)	12.443 (9.080)	8.920 (9.080)
Anderson- Rubin Wald 检验	22.960 (0.000)	26.560 (0.000)	37.770 (0.000)	48.580 (0.000)	6.630 (0.084)	8.600 (0.035)	9.210 (0.027)	9.010 (0.029)

说明: Anderson canon. corr. LM 检验与 Anderson-RubinWald 检验括号内数值为对应的接受原假设的概率值, Cragg-DonaldWald F 检验括号内数值为 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值。Anderson canon. corr. LM 检验原假设为“工具变量识别不足”, 若拒绝原假设则说明工具变量是合理的; Cragg-Donald Wald F 检验的原假设是“工具变量为弱识别”, 若拒绝原假设则说明工具变量是合理的; Anderson-RubinWald 检验的原假设是“工具变量与内生变量弱相关, 为弱工具变量”, 若拒绝原假设则说明工具变量是合理的。

劳动力市场扭曲是促进还是抑制了 FDI 的流入

表 9 稳健性回归(动态面板系统 GMM 方法)

	全国		东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI	lnFDI
lnWDist1	-0.216 *** (-3.229)	-0.452 *** (-5.785)	-0.155 *** (-3.644)	-0.238 *** (-5.097)	-0.159 *** (-6.254)	-0.256 *** (-10.633)	-0.132 (-0.904)	-0.262 * (-1.764)
lnWage	-0.361 *** (-3.105)	-0.597 *** (-4.585)	-0.128 (-1.314)	-0.076 (-0.764)	-0.239 ** (-2.306)	-0.732 *** (-5.858)	-0.199 (-0.573)	-0.335 (-1.018)
lnMarkP	0.729 *** (6.204)	0.815 *** (4.956)	0.559 *** (7.154)	0.531 *** (5.354)	0.554 *** (6.243)	0.334 *** (2.794)	0.869 *** (2.923)	1.033 *** (3.331)
lnFina	-0.252 *** (-5.371)	-0.188 *** (-3.913)	-0.265 *** (-8.524)	-0.250 *** (-8.028)	-0.132 *** (-4.126)	0.118 *** (2.876)	-0.500 *** (-7.009)	-0.469 *** (-6.552)
lnCPro	0.024 * (1.892)	0.024 * (1.894)	0.302 *** (4.709)	-0.039 *** (-7.524)	0.043 *** (3.726)	0.038 *** (2.884)	0.305 *** (7.039)	0.280 *** (5.949)
lnMS	-0.180 * (-1.655)	0.123 (0.955)	0.018 *** (3.281)	-0.092 (-1.342)	0.076 (1.029)	0.045 (0.673)	-0.940 *** (-8.049)	-0.918 *** (-8.358)
Feri	-0.187 *** (-6.654)	-0.114 *** (-3.922)	-0.167 *** (-10.022)	-0.155 *** (-9.763)	-0.170 *** (-9.581)	-0.049 ** (-2.268)	-0.142 *** (-2.714)	-0.109 ** (-2.279)
lncoast		-0.382 *** (-5.829)		-0.155 *** (-5.487)		-0.541 *** (-4.322)		-0.130 *** (-5.140)
L. lnFDI	0.820 *** (26.882)	0.623 *** (15.603)	0.812 *** (58.158)	0.792 *** (43.824)	0.483 *** (22.788)	0.508 *** (21.288)	0.363 *** (7.861)	0.383 *** (7.731)
L2. lnFDI	-0.006 (-0.919)	0.009 (1.328)	-0.004 (-1.007)	-0.001 (-0.312)	-0.001 (-0.148)	0.031 *** (5.354)	-0.005 (-0.501)	-0.003 (-0.273)
常数项	-3.339 *** (-2.655)	3.753 ** (2.185)	-6.724 ** (-2.264)	-1.456 * (-1.913)	6.335 *** (6.827)	15.552 *** (7.963)	4.585 (1.487)	3.542 (0.983)
样本量	1016	1016	381	381	419	419	216	216
Wald	1906	1183	777	11424	1060	796	1608	1516
AR(1)	0.000	0.000	0.049	0.088	0.033	0.038	0.019	0.022
AR(2)	0.422	0.243	0.896	0.535	0.562	0.592	0.140	0.142
Sargan 检验	0.134	0.662	0.151	0.439	0.076	0.172	0.357	0.308

七 结论

本文利用 2004 ~ 2009 年中国地级城市面板数据,使用生产函数方法估算了中国各城市劳动力市场的边际产出,验证了中国城市普遍存在工资低于劳动力边际产出的事实,并以此为基础构建劳动力市场扭曲指标,建立了劳动力市场扭曲影响 FDI 的计量模型。本文结果显示,中国城市劳动力市场扭曲通过降低工资促进了 FDI 的流入,但劳动力市场扭曲也意味着外商直接投资风险的提高、劳动力就业意愿以及资本边际产出的降低,从而抑制了 FDI 的流入。此外,东、西部地区劳动力市场扭曲对 FDI 的抑制作用都较强,但引起这种结果的原因并不同。东部地区劳动力市场扭曲对 FDI 抑制性强的原因在于经济发展对制度安排的要求高;而西部地区在于地理位置“先天不足”,需要优越制度来降低劳动力市场扭曲对经济发展的负面影响。

参考文献:

- 黄玖立、李坤望(2006):《出口开放、地区市场规模和经济增长》,《经济研究》第 6 期。
- 林毅夫(2004):《自生能力、经济发展与转型》,北京,北京大学出版社。
- 施炳展、洗国明(2012):《要素价格扭曲与中国工业企业出口行为》,《中国工业经济》第 1 期。
- 邵敏、包群(2012):《外资进入是否加剧中国国内工资扭曲:以国有工业企业为例》,《世界经济》第 10 期。
- 洗国明、文东伟(2006):《FDI、地区专业化与产业集聚》,《管理世界》第 12 期。
- 谢嗣胜、姚先国(2006):《农民工工资歧视的计量分析》,《中国农村经济》第 4 期。
- 张军、吴桂英、张吉鹏(2004):《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第 10 期。
- 朱彤、漆鑫、张亮(2010):《金融扭曲导致 FDI 大量流入我国吗?——来自我国省级面板数据的证据》,《南开经济研究》第 4 期。
- 张杰、周晓艳、郑文平、芦哲(2011):《要素市场扭曲是否激发了中国企业出口》,《世界经济》第 8 期。
- 朱喜、史清华、盖庆恩(2011):《要素配置扭曲与农业全要素生产率》,《经济研究》第 5 期。
- Arellano, M. and Bover, O. “Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error - Components Model.” *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1), pp. 29-51.
- Au, C. C. and Henderson, J. V. “Are Chinese Cities too Small?” *The Review of Economic Studies*, 2006, 73(3), pp. 549-576.
- Blundell, R. and Bond, S. “Initial Condition and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models.” *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1), pp. 111-143.
- Chacholiades, M. *International Trade Theory and Policy*. New York; McGraw-Hill, 1978.
- Chenery, H. B. and Strout, A. M. “Foreign Assistance and Economic Development.” *American Economic Review*. 1966, 56(4), pp. 679-733.

- Cheng L. K. and Kwan, Y. K. "What Are the Determinants of the Location of Foreign Direct Investment? The Chinese Experience." *Journal of International Economics*, 2000, 51(2), pp. 379-400.
- Fung, K. C. "Hard or Soft? Institutional Reforms and Infrastructure Spending as Determinants of Foreign Direct Investment in China." *Japanese Economic Review*, 2005, 56(4), pp. 408-416.
- Ge, Y. "Regional Inequality, Industry Agglomeration and Foreign Trade, the Case of China." Working papers, University of International Business and Economics, China, 2003.
- Harris, C. D. "The Market as A Factor in the Localization of Industry in the United States." *Annals of the Association of American Geographer*, 1954, 44(4), pp. 315-348.
- Hsieh, C. T. and Klenow, P. "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India." *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4), pp. 1403-1448.
- Kojima, K. *Japanese Direct Foreign Investment; A Japanese Model of Multinational Business Operations*. Charles E. Tuttle Company, 1978.
- Lewis, W. A. "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor." *The Manchester School*, 1954, 22(2), pp. 139-191
- Melitz, M. "The Impact of Trade on Intra--Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica*, 2003, 71(6), pp. 1695-1725.
- Pan, Y. "The Inflow of Foreign Direct Investment to China: The Impact of Country-specific Factors." *Journal of Business Research*, 2003, 56, pp. 829-833.
- Romer, P. M. "Endogenous Technological Technological Change." *Journal of Political Economy*, 1990, 98, pp. 71-102.
- Rosoff, R. S. "Beyond Codes of Conduct--addressing Labor Rights Problems in China." *The China Business Review*, 2004, 31(2), pp. 44-47.
- Shatz, H. and Venables, A. "The Geography of International Investment." World Bank Policy Research Bank working paper, No. 2328, 2000.
- Slaughter, M. J. "International Trade and Labor-demand Elasticity." *Journal of International Economics*, 2001, 54(1), pp. 27-56.
- Thomas, D. E. and Grosse, R. "Country-of-origin Determinants of Foreign Direct Investment in an Emerging Market: The Case of Mexico." *Journal of International Management*, 2001, 7(1), pp. 59-79.
- Yeaple, S. "The Complex Integration Strategies of Multinationals and Cross Country Dependencies in the Structure of Foreign Direct Investment." *Journal of International Economics*, 2003, 60(2), pp. 293-314.

(截稿:2013年7月 责任编辑:李元玉)