

外商直接投资对中国城乡收入差距的影响研究

——基于空间杜宾模型的实证分析

戴枫,吕晓一

(南京审计大学经济学院,江苏南京211815)

摘要: 考虑到外商直接投资(FDI)对城乡收入差距的影响存在空间外溢效应,基于2004—2013年我国30个省(市)面板数据,首先通过莫兰指数验证各省(市)城乡收入差距存在显著的空间相关性,然后运用空间杜宾模型(SDM)分析外商直接投资对各省(市)城乡收入差距空间上的溢出效应。实证结果表明,从整体来看,外资进入对我国各省(市)的城乡收入差距都有显著负效应,这一效应不仅体现在会降低本省(市)的城乡收入差距,还体现在会降低周边地区的城乡收入差距;从东、中、西部3个地区来看,FDI对收入差距的影响又不尽相同:东部地区的外资会扩大本地区和周边地区的城乡收入差距,西部地区的外资则有利于本地区和周边地区城乡收入差距的缩小。从空间视角分析FDI对城乡收入差距的作用效果,不仅有助于更全面了解二者之间的关系,也有助于针对不同地区采取有差异的外资政策,更好发挥外资的收入分配作用,提高我国居民收入的整体福利水平。

关键词: FDI; 空间溢出; 城乡收入差距; 莫兰指数; 空间杜宾模型

中图分类号: F830.59 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2018)05-0021-09

一、引言与文献综述

收入差距问题一直是理论界关注的焦点问题之一。2002年以来,我国基尼系数始终处于国际公认贫富差距警戒线(0.4)以上;中国家庭金融调查(CHFS)报告显示,2015年中国城乡家庭平均收入比值为2.59。尽管二者的统计方法有所不同,但我国城乡收入差距较大已是不可忽视的问题。

影响城乡收入差距的原因是多种多样的,政府干预、产业发展、城镇化进程等都可能引起收入差距的变化。除此之外,20世纪80年代以来,我国吸引外商直接投资(FDI)的规模迅速增加,外资的大量引入与城乡收入差距的持续扩大使得外资对城乡收入差距的影响逐渐引起人们的重视。以跨国公司为主体的外资在影响国与国利益分配的同时,对国家内部的居民收入分配也会产生影响。

关于FDI与城乡收入差距的关系,学者们已经从许多角度进行了研究。Feenstra and Hanson^[1]通过建立引进FDI的中间品C-D生产函数来分析城乡收入差距变化,是较早研究FDI与收入差距的文献之一。他们发现,引进外资会使得全要素生产率值变大,相对实际报酬提高,城乡收入差距扩大,但是他们假定东道国不同地区的生产要素是均匀且同质的,忽略了地区之间的差异及相互影响的作用。之后有较多文献从理论和实证的角度证明了FDI会通过种种渠道作用于城乡收入差距。从理论角度来看,何枫和

收稿日期:2018-09-05;修回日期:2018-10-05

基金项目:国家社会科学基金项目(16BJL089);江苏省研究生科研与实践创新计划项目(KYCX17_1343);江苏高校优势学科建设工程项目

作者简介:戴枫(1979—),女,江苏淮安人,南京审计大学经济学院副教授,经济学博士,研究方向为国际贸易的劳动力市场效应、全球价值链;吕晓一(1994—),女,河南新乡人,南京审计大学经济学院硕士研究生,研究方向为全球价值链。

徐佳林^[2]认为,外资可以通过就业结构、区位选择、全要素生产率和贸易等机制影响城乡收入差距;刘渝琳等^[3]以 FDI 引起工业部门和农业部门增长不平衡为出发点构建模型,通过数理分析发现在收入与人力资本水平正相关的一般规律下,外资进入将会显著缩小城乡差距。从实证角度来看,魏浩和赵春明^[4]将外资对城乡收入差距的影响分为就业数量扩大效应和就业质量偏向效应,并通过数据回归说明数量扩大效应有利于缩小城乡收入差距;曾国彪和姜凌^[5]基于 CHNS 调查数据,研究表明贸易开放对劳动力要素流动较高的地区有较大的影响,具体表现为实行贸易开放将会缩小该地区的收入差距;戴枫等^[6]选取我国改革开放以来 20 余年的数据,从数理与计量两个角度分析外资与东道国收入差距之间的关系,结果表明外资进入将会导致我国收入差距的扩大;Wernerheim and Waples^[7]通过对加拿大服务业 FDI 的研究,发现该行业收入差距的变化情况并不符合 H-O 模型的预期;Roser and Cuaresma^[8]对 32 个发达国家近 40 年的面板数据进行研究,得出了发达国家在对发展中国家进行投资的过程中收入差距会逐步扩大。

通过文献梳理发现,现有文献多是假定 FDI 作用于区域城乡收入差距的过程是一种地区静态效应,忽略了地区间的动态交互影响。而 FDI 不仅直接对本地区产生影响,还会通过其他区域的外溢对本地区产生间接的影响。近年来,随着空间经济学的兴起,一些学者从空间视角分析了外商进入对本地区和其他地区生产率、增长绩效、创新水平等的影响(Madariaga and Poncet^[9]、钟昌标^[10]、王欣^[11]);有的学者对城市化进程、人口老龄化的空间效应与城乡收入差距的关系进行了分析(王建康等^[12]、李长亮^[13]、文建东和谢聪^[14]);周超等^[15]通过空间滞后模型的构建,证明 FDI 与城乡收入差距具有显著的空间积聚特征,同时 FDI 对缩小城乡收入差距的效应显著。从空间角度将 FDI 与城乡收入差距联系起来的文献并不多见,且据各省(市)利用外资数量分析显示,我国外商投资分布具有明显的区位选择效应。2004—2013 年间,东部地区利用外资占外资总额比重均为 80% 以上,中西部地区利用外资总额不到 20%。各省(市)的城乡收入差距也有较大差别,通过泰尔指数的计算,东、中、西部三大地区的平均城乡收入差距呈现由东向西逐步递减的趋势。外资的空间分布与收入差距的空间差异是否有联系?某一省(市)的收入差距除了受到本地区引进外资的影响,是否还受到其他地区外资的影响?这种影响是否会因地区不同而不同?基于空间视角下城乡收入差距与外商投资的关系,通过文献梳理发现二者之间可能存在的理论机制,并选择合适的计量模型进行数据分析,对于全面理解引进外资的收入分配效应具有重要的理论与现实意义。

二、理论分析

外商直接投资会通过影响劳动力需求对投入地区的城乡收入差距产生影响,与此同时,还会通过一些渠道产生空间溢出效应。而这个空间溢出效应主要通过自发性外溢、地方政府行为、企业间竞争与模仿和劳动力转移这 4 个主要机制来发挥作用。本文针对这 4 个影响机制进行分析,并相应提出 4 个假说。

1. 自发性外溢。Krugman^[16]认为,溢出效应不仅只会停留在地理或行政边界的初始地域,也就是说,某一地区 FDI 对城乡收入差距的影响不仅体现在本地区,也体现在与本地区临近的其他地区。Kokko^[17]把 FDI 外溢效应归纳为模仿效应、竞争效应、劳动力流动效应以及直接帮助效应,认为直接外溢效应发生的同时,也会以非自愿和非自觉的方式进行扩散、传播和转移,进而对周边地区产生外部性。

假说 1: 如果外资对某一地区的城乡收入差距有扩大(缩小)的作用,在空间上的自发扩散会对周边地区带来相同的效应。

2. 地方政府行为。外资的引进可以大力促进本地区经济发展,因此引进外资是地方政府工作的重要内容之一。皮建才^[18]认为,地方政府热衷于招商引资的主要原因有两点:一是招商引资可以提升当地 GDP(符合政治晋升激励);二是招商引资可以为当地政府带来更多税收(符合财政激励)。唐睿和刘红芹^[19]认为,地方政府行为受所面对的激励结构、当地的社会经济条件、中央对地方的控制、中央与地方互动关系等因素的影响。不同区域之间的经济基础和经济结构差异较大,某一地区政府引进外资可能会使其临近地区政府出于竞争压力同样加大外资引进力度。因此,某一地区引进外资不仅会对本地区城乡收入差距带来影响,还可能会通过政府行为影响其周边地区的外资引进,进而对周边地区城乡收入差距产生影响。地方政府引进外资的行为改变了当地的资本结构,假设外资作用

于城市劳动力的程度大于作用于农村劳动力的程度,就会引起当地城乡收入差距扩大;地方政府之间的效仿行为也会使得周边地区加大外资引进力度,导致城乡收入差距扩大。

假说 2: 地方政府之间引进外资的行为会造成地区之间城乡收入差距的扩大。

3. 企业间竞争与模仿带来的技术进步效应。大量研究表明,东道国可以通过外商直接投资获得技术进步。Keller^[20]通过在贸易 R&D 溢出中获利的大小得出技术扩散和知识溢出具有空间局限性,即距离越近越容易获得技术溢出,反之相反。从新经济地理学的视角来看,尽管通信与交通的迅速发展加速了技术交流,而 FDI 产生的技术溢出成本仍会随着距离增大而增加。以我国为例,FDI 主要集中于东部地区,首先影响东部地区企业生产率,然后通过企业间的竞争与模仿学习效应不断向外扩散,影响周边地区企业的生产率。而企业是经济的微观主体,企业生产率的变化影响着地区生产率变化以及资源配置与就业结构,从而影响收入差距。外资带来的技术进步产生的空间外溢使得区域之间的技术水平整体提高且趋于一致,有助于整体层面收入差距趋于缩小。

假说 3: 外资引起不同地区的技术进步会带来地区之间城乡收入差距的缩小。

4. 劳动力转移。外商投资不仅会吸引本地区劳动力,还会吸引其他地区的劳动力。农村劳动力转移不仅仅是在封闭区域内的转移,很大程度上是在开放区域间的转移,这从我国农村劳动力经常到外省务工的事实中可得以佐证。劳动力的流动会改变地区劳动力结构,使得收入分配有所改变。赵德昭^[21]采用空间计量的方法对我国 FDI 聚集与农村剩余劳动力转移进行研究,发现 FDI 影响农村剩余劳动力转移,空间集聚过程中存在明显的“第三方效应”,即会引发不同地区的劳动力转移。万晓萌^[22]从农村劳动力转移的空间溢出视角,发现劳动力转移不仅能直接缩小城乡收入差距,还能通过空间溢出效应间接影响相邻地区的城乡收入差距。外资引起农村地区剩余劳动力的转移,改变了劳动力的空间分布,增加了农村剩余劳动力的就业机会,提高了农村地区劳动者的收入水平,整体上缩小了城乡收入差距。

假说 4: 劳动力的区域间转移会带来地区之间城乡收入差距的缩小。

由以上分析可见,外商直接投资会在多种渠道下以空间溢出的形式作用于城乡收入差距,但不同的作用机制引发的结果可能不尽相同;且由于不同地区在经济水平、劳动力结构、企业技术水平等方面存在差异,外资的空间溢出效应也不尽相同。因此,各种机制作用下 FDI 对城乡收入差距的正负效应孰轻孰重尚待检验。

三、变量选取、模型设定与数据来源

(一) 变量选取

1. 被解释变量。现有文献中,衡量城乡收入差距的指标主要有泰尔指数和城乡居民收入比。王少平和欧阳志刚^[23]对这两种方法做了比较,他们认为中国是一个农业大国,城乡经济呈现出明显的二元结构,农村人口早期占有绝对大的比重并发生显著变化,使用城乡居民收入比来度量城乡收入差距不能反映城乡人口所占比重的变化。泰尔指数不仅反映城乡居民的收入比,而且还揭示了城乡人口的变化,相对更适合用来度量中国城乡收入差距。因此,本文采用泰尔指数来反映地区城乡收入差距,并计算城市人均家庭年收入和农村人均家庭年收入的比值用于稳健性检验。泰尔指数计算公式如下:

$$T_{i,t} = \sum_j^2 \left(\frac{s_{ij,t}}{s_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{s_{ij,t}}{s_{i,t}} / \frac{r_{ij,t}}{r_{i,t}} \right) \quad (1)$$

其中 $j = 1, 2$ 分别表示城镇和农村地区; $s_{i,t}$ 和 $r_{i,t}$ 分别表示 t 时期 i 省(市)的总收入和总人口; $s_{ij,t}$ 和 $r_{ij,t}$ 分别表示 t 时期 i 省(市)城镇和农村地区的收入和人口。

2. 解释变量。作为资本投入,FDI 与其他资本一样,前期残值也会对当期乃至未来各期产生影响。我国目前的统计数据并未对实际利用外商直接投资存量进行核算,本文采用《中国统计年鉴》公布的年度 FDI 数据,利用永续盘存法计算 2004—2013 年间我国各省(市)的 FDI 存量。

$$FDI_{i,t} = (1 - \delta) FDI_{i,t-1} + fdi_{i,t}/p_{i,t} \quad (2)$$

$$FDI_{i,0} = fdi_{i,0}/(\delta + g) \quad (3)$$

其中, FDI 表示实际利用外商直接投资存量; fdi 为实际利用外商直接投资金额, 即实际利用外商直接投资流量; δ 为 FDI 存量的经济折旧率; g 为地区 i 在选择研究期间 FDI 的年均增长率; p 为外商直接投资价格指数, 下标 i 和 t 分别表示地区和时间。在进行折算时最为关键的是外商直接投资价格指数 p 的设定。本文选用以 1978 年为基期的 GDP 平减指数对外商直接投资进行平减, 从而得到各个地区各年的 FDI 实际值。同时借鉴李健等^[24] 的做法, 将 FDI 存量的经济折旧率 δ 取 9.6%。根据上式求得各省(市)年度 FDI 存量, 并将存量取自然对数作为核心解释变量。

3. 控制变量。(1) 经济发展水平: 经济发展程度会对地区城乡收入差距造成影响, 基于此, 本文选取 2003 年不变价格的各省(市)人均 GDP 的自然对数($GDPPC$)作为经济发展水平的衡量指标。(2) 城镇化率: 陆铭和陈钊^[25]、曹裕等^[26]都认为城市化进程对缩小城乡收入差距具有显著作用, 且城市化是收入差距的格兰杰原因。陈斌开和林毅夫^[27]、丁志国等^[28]认为, 城市化水平可能会通过劳动力素质、生产力效率等来间接影响城乡收入差距。本文采用城镇人口占总人口的比重($urban$)来反映城镇化进程。(3) 产业结构: 随着经济发展, 第二产业和第三产业所占比重越来越大。一方面, 二三产业的发展会吸收更多农村剩余劳动力, 使城乡收入差距缩小; 另一方面, 第一产业比重的逐年下降可能会使整体上的城乡收入差距扩大。本文采用第二产业和第三产业增加值占地区生产总值比重($industry$)来反映产业结构的变化。(4) 地方政府行为: 欧阳志刚^[29]认为, 地方政府会通过投资、财政支出偏向城镇地区的方式获得较高的经济增长速度, 因此在地方政府以经济增长为首要目标的实践中, 地方财政支出和投资将导致城乡收入差距扩大。本文选用固定资产投资完成额(fi)和财政支农支出($trans$)来衡量政府行为, 前者用农户固定资产投资完成额占当年全省固定投资完成额的比重表示; 后者主要包括支援农村生产和农业综合开发支出、农林水利气象等部门事业费支出、支援不发达地区支出等。由于 2006 年之后国家调整了财政支出分类标准, 为保证统计指标口径的一致性, 本文借鉴钱忠好和牟燕^[30]的做法, 即 2003—2006 年包括农业支出、林业支出、农林水利气象等部门事业费和支援不发达地区支出, 2006 年之后包括农林水事务支出(主要指标的描述性统计如表 1 所示)。

表 1 主要指标的描述性统计

变量名称	符号	样本数	均值	标准差	最大值	最小值
经济水平	$GDPPC$	300	9.876	0.649	11.359	8.271
城镇化率	$urban$	300	0.502	0.144	0.896	0.268
产业结构	$industry$	300	0.880	0.061	0.994	0.631
固定资产投资	fi	300	0.037	0.020	0.113	0.000
财政支农支出	$trans$	300	0.096	0.031	0.171	0.021

(二) 模型设定

1. 空间权重矩阵。空间权重矩阵表示空间单元之间的相互依赖与关联程度, 选择合理的空间权重矩阵对空间计量分析十分重要。参照 Elhorst^[31]的做法, 采用目前空间计量中应用较为广泛的地理距离矩阵(W_1)与经济距离矩阵(W_2)。前者度量了区域之间空间上的临近性, 以空间直线距离为元素进行构建; 后者度量了地区之间经济上的临近性, 经济发展水平接近的区域可能有相似的生产模式和发展战略, 以所选时段内地区的平均人均 GDP 为元素进行构建。

2. 空间计量模型。选用合适的空间模型是准确分析问题的关键之一。借鉴 Elhorst^[31]的检验思路, 采用“具体到一般”和“一般到具体”相结合的方法, 选择合适的空间计量模型。首先, 进行拉格朗日乘数(LM)检验, 观察是否可以选空间滞后(SAR)或空间误差模型(SEM), 这一选择通过 LM 与 R-LM 两组结果的对比实现; 其次, 空间杜宾模型(SDM)是二者的一般形式, 若 LM 检验通过了 SAR 模型或 SEM 模型, 则可选用 SDM 模型; 最后, 分别进行 LR 检验(选择空间(时间)固定或双重固定效应)、Hausman 检验(选择固定效应或随机效应)以及 Wald 检验(验证 SDM 是否会退化为 SAR 或 SEM), 具体检验结果如表 2 所示。

由表 2 可知, 空间杜宾模型能较好地反映数据, 且不会退化为空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM), 空间固定效应模型优于空间随机效应模型。时空双重固定效应又优于单独的时间(空间)固定效应。因此, 本文采用双重固定的空间杜宾模型并设定如下:

$$Incomegap_{it} = \rho W Incomegap_{it} + \beta lnfdi_{it} + \theta W lnfdi_{it} + \gamma X_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中 i, t 分别表示地区和年份;被解释变量 $Incomegap$ 表示地区城乡收入差距; W 为空间权重矩阵; $Incomegap$ 表示被解释变量的空间滞后项; ρ 为空间自相关回归系数 度量邻近地区城乡收入差距对本地区城乡收入差距的影响; fdi 表示该地区外商直接投资存量; $Wfdi$ 表示其空间滞后项 即其他地区 FDI 存量对本地区城乡收入差距的影响; X 表示控制变量集; v_i 与 v_t 分别表示空间固定效应与时间固定效应; ε 表示随机扰动项。

表 2 两种空间权重矩阵下空间计量模型的选择检验

检验内容	检验方法	W_1		W_2	
		t 统计值	P 值	t 统计值	P 值
SAR 与 SEM 检验	LM-lag	23.843 0	0.000 0	7.173 3	0.007 0
	R-LM-lag	5.408 4	0.020 0	20.956 2	0.000 0
	LM-err	70.060 1	0.000 0	23.811 5	0.000 0
	R-LM-err	51.625 5	0.000 0	37.594 4	0.000 0
SDM 的固定效应检验	SFE-LR	515.065 8	0.000 0	484.991 2	0.000 0
	TFE-LR	167.766 4	0.000 0	121.649 5	0.000 0
	STFE-LR	549.882 9	0.000 0	505.205 7	0.000 0
SDM 的 Hausman 检验	Hausman	162.245 3	0.000 0	30.242 8	0.011 1
SDM 的简化检验	LR-lag	92.348 9	0.000 0	64.969 1	0.000 0
	LR-err	92.286 9	0.000 0	70.184 5	0.000 0

(三) 数据来源

本文被解释变量和解释变量的指标计算数据主要来源于 2003—2014 年的《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国金融年鉴》等;构造空间权重矩阵的数据则来源于国家地理信息系统网站提供的电子地图。

表 3 2004—2013 年中国各省份城乡收入差距 MI 检验结果

年份	MI	Z 值	P 值	年份	MI	Z 值	P 值
2004	0.183	6.281	0.000	2009	0.194	6.493	0.000
2005	0.182	6.202	0.000	2010	0.199	6.640	0.000
2006	0.198	6.629	0.000	2011	0.190	6.370	0.000
2007	0.202	6.751	0.000	2012	0.188	6.330	0.000
2008	0.198	6.610	0.000	2013	0.192	6.433	0.000

四、实证检验

(一) 基准回归

估计空间计量模型之前需要对地区城乡收入差距的空间自相关性进行检验,目前该检验最广泛的方法是 Moran's Index (莫兰指数,MI)。MI 介于 -1 和 1 之间,MI=0 表示不存在空间相关性;MI>0 表示正相关;MI<0 表示负相关,其绝对值越大表示空间相关性越强。

表 4 FDI 存量对地区城乡收入差距空间效应的检验结果

变量	泰尔指数		收入比值	
	W_1	W_2	W_1	W_2
fdi	-0.009*** (-3.11)	-0.011*** (-3.11)	-0.145*** (-5.56)	-0.168*** (-6.06)
	-0.065*** (-4.67)	-0.045*** (-3.32)	0.167 (1.48)	0.032 (0.30)
$GDPPC$	0.014 (0.20)	-0.131* (-1.82)	1.313** (2.20)	1.060* (1.94)
	-0.066** (-2.42)	-0.021 (-0.72)	-0.733*** (-3.31)	-0.530** (-2.38)
$urban$	0.250** (2.26)	-0.107 (-0.90)	1.130 (1.26)	-0.316 (-0.34)
	0.179** (2.43)	0.127 (1.56)	1.094* (1.80)	0.801 (1.29)

根据表 3 莫兰指数均显著为正,表明我国各地区之间的城乡收入差距存在着显著且稳定的正向空间相关性,进而说明可以采用空间计量模型对各省(市)的城乡收入差距进行分析。采用前面(4)式的双重固定空间杜宾模型进行检验,结果如表 4 所示。

注:括号内为 t 检验值;*,**,*** 分别表示在 10%,5%,1% 水平上显著。

表 4 显示了分别以泰尔指数和城乡收入比值为被解释变量、以地理距离矩阵和经济距离矩阵为空间矩阵建立的 FDI 与城乡收入差距的空间杜宾面板模型的估计结果。然而,根据 Lesage and Pace^[32]的相关研究,空间计量模型中不能直接根据回归系数进行解释,而应该将其进一步分解为直接效应和间接效应。直接效应表示本地区 FDI 对本地区城乡收入差距产生的直接影响;间接效应表示本地区 FDI 产生的空间溢出效应,即本地区 FDI 对其他地区收入差距的影响。因此在表 4 的基础上,效应分解如表 5 所示。

从效应分解来看(表 5),地理距离矩阵和经济距离矩阵设定下得到 FDI 对收入差距的直接效应和间接效应均显著为负,且在变换指标测度方法和空间权重矩阵的情况下其计量结果仍是稳健的。

在以泰尔指数为被解释变量、以地理距离矩阵和经济距离矩阵为空间权重矩阵的情况下,外商投资每增加一单位,会引起本地区与周边地区的泰尔指数分别下降 0.009%、0.087%、0.011% 和 0.018%;在以城乡收入差距比值为被解释变量,以地理距离矩阵和经济距离矩阵为空间权重矩阵的情况下,外商投资每增加一单位,会引起本地区与周边地区的城乡收入差距比值分别下降 0.156%、0.413%、1.103% 和 0.118%。综合 4 组数据发现,除最后一种情况,其余外商直接投资的间接效应均大于直接效应,说明其空间溢出效应明显,忽略这一效应将会带来估计结果的不准确性。

表 5 FDI 存量对地区城乡收入差距空间效应的分解

变量	泰尔指数				收入比值			
	W ₁		W ₂		W ₁		W ₂	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
<i>f_{di}</i>	-0.009*** (-2.78)	-0.087*** (-2.88)	-0.011*** (-3.12)	-0.018** (-2.39)	-0.156*** (-5.54)	-0.413** (-2.17)	-1.013*** (-3.07)	-0.118* (-2.03)
<i>GDPPC</i>	-0.367*** (-4.79)	0.067*** (3.67)	-0.045*** (-3.26)	0.025 (0.82)	0.188 (1.62)	-1.004* (-1.74)	0.034 (0.34)	-0.385* (-1.70)
<i>urban</i>	0.408*** (5.99)	-0.253** (-2.51)	0.127* (1.76)	-0.358** (-2.72)	0.871 (1.44)	1.662 (0.59)	1.017* (1.89)	0.173 (0.17)
<i>industry</i>	-0.033 (-1.09)	-0.075 (1.38)	-0.021 (-0.69)	-0.064 (-1.23)	-0.665*** (-3.13)	-3.412** (-2.12)	-0.536** (-2.52)	-0.312 (-0.75)
<i>f_t</i>	0.193*** (3.23)	-0.247 (-0.27)	-0.112 (-0.91)	0.025*** (2.91)	2.387** (2.68)	-3.246 (1.30)	-0.394 (-0.41)	-0.597** (2.04)
<i>trans</i>	0.184** (2.45)	-0.465 (-0.83)	0.127 (1.58)	-0.079 (-0.45)	1.271** (2.11)	-4.505 (-1.16)	0.759 (1.23)	-1.342 (-1.04)

注:括号内为 *t* 检验值;*,**,*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

各省(市) FDI 存量的提高不仅有助于降低本地区城乡收入差距,它还存在明显的空间溢出效应。FDI 流入之所以能够缓和城乡收入差距扩大的趋势,其原因可能在于:(1) 从自发性外溢来看,某一地区 FDI 对收入差距产生的影响不会仅仅停留在本地区,还会非自觉地向周边地区扩散,产生更广泛的影响,同理某一地区的负效应在空间上的扩散会带来更大范围的负效应。(2) 从地方政府行为来看,尽管空间面板模型的回归中没有直接反映地方政府引进外资之间的相互影响,但根据各省(市)外商投资数据,临近地区有更为接近的外资存量,这在一定程度上说明临近地区之间引进外资的相互影响更大。(3) 从技术进步视角来看,技术的扩散效应带动了地区生产率的共同提高,企业对熟练劳动力的需求扩大,部分农村非熟练劳动力可能会因此提高自身水平,使得城乡收入差距有所减缓。(4) 从劳动力转移的视角来看,FDI 的流入为农村剩余劳动力提供了更好的就业机会,减轻了这部分人口对农村贫困的压力;从城市方面来看,由于城市劳动力的报酬一般高于农村劳动力,FDI 的流入带来城市劳动力报酬提升幅度小于农村劳动力,使得城乡收入差距有所减缓。此外,随着交通通讯的发展,技术传播更为方便,劳动力的流动范围进一步扩大,这也为外资抑制城乡差距的扩大提供了更为有利的条件。

控制变量中经济发展程度有显著正向影响,说明经济发展有利于减缓城乡收入差距。具体从泰尔指数来看,东部地区内部城乡收入差距平均值小于中西部地区的城乡收入差距;城镇化率整体影响为正,这与曹裕等^[26]的研究结果相一致,即城镇化将会带来城乡收入差距的扩大;产业结构的升级与支农支出的增加有利于城乡收入差距的减小,前者表明农村是产业结构升级的受益者,后者表明政府转移支付比重的增加有助于农村居民收入的提高;固定资产投资完成比重增加同样有助于城乡收入差距的缩小,说明长期以来城市偏向的固定资产投资政策将会扩大城乡收入差距,而农村地区的固定资产(农田水利设施、农村住房、农用设备等)投资有助于城乡收入差距的减小。

(二) 分区域回归

考虑到我国显著的区域特征,本文将全国 30 个省(市)按照地理位置划分为东中西部三大区域,回归结果如表 6 所示。

表6 FDI对地区城乡收入差距的分区域空间效应

变量	东部地区				中部地区				西部地区			
	W ₁		W ₂		W ₁		W ₂		W ₁		W ₂	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
<i>fdi</i>	0.020 (1.76)	0.012 (0.45)	0.011** (2.85)	-0.036** (-2.78)	0.024*** (4.04)	-0.168*** (-4.58)	-0.007 (-0.69)	-0.046** (-2.31)	-0.006 (-0.86)	-0.064** (-3.02)	-0.001 (-0.59)	-0.02*** (-3.23)
<i>GDPPC</i>	-0.052 (-1.74)	0.117** (2.22)	-0.027 (-1.11)	0.010 (0.21)	0.026 (1.09)	0.061 (0.73)	0.07** (3.04)	0.171* (2.00)	0.0146 (-0.38)	-0.113* (-2.02)	-0.34*** (-12.12)	-0.336*** (-4.34)
<i>urban</i>	-0.012 (-0.10)	-1.341*** (-5.26)	-0.094 (-1.33)	0.270 (1.39)	-0.016 (-0.16)	-0.272 (-1.06)	0.02 (0.15)	0.074 (0.21)	-0.298* (-1.83)	-0.447 (-1.15)	-0.422*** (-3.96)	-0.035 (-0.14)
<i>industry</i>	0.236 (1.43)	0.414 (1.49)	0.064 (1.03)	0.108 (0.97)	-0.002 (-0.02)	0.06 (0.22)	-0.304** (-2.28)	-1.442*** (-4.04)	0.057 (-1.12)	0.252 (-1.64)	-0.138*** (-3.17)	-0.284** (-2.65)
<i>fi</i>	-0.294 (-1.15)	-1.371** (-2.23)	0.604* (1.97)	-0.997** (-2.56)	0.163 (0.77)	-0.095 (-0.13)	-0.334** (-2.38)	0.242 (0.82)	-0.269 (-1.06)	-0.118 (-0.170)	-0.851*** (-3.59)	-1.073** (-2.44)
<i>trans</i>	-0.076 (-0.69)	-0.097 (-0.40)	0.050 (0.44)	-0.047 (-0.22)	0.172 (0.61)	-0.291 (-0.89)	0.141 (1.23)	-0.160 (-0.49)	0.217 (-1.14)	-0.339 (-1.51)	-0.253 (-1.43)	-0.278 (-0.85)

注: 括号内为 *t* 检验值; *, **, *** 分别表示在 10%, 5%, 1% 水平上显著。

通过地区之间的对比可以发现,对于东部地区而言,无论在哪种空间权重矩阵下其外商直接投资均会扩大本地区的城乡收入差距。地理距离矩阵下东部地区的外资不仅会扩大本地区收入差距,还会造成周边地区收入差距的扩大;经济距离矩阵下外资进入会扩大本地区的城乡收入差距,减缓周边地区的城乡收入差距。可能原因在于东部地区经济发展迅速,外资对高水平劳动力的需求较大并给付较高的报酬,而农村劳动力无法达到这一要求,使得当地城乡收入差距扩大;而外资又可能通过政府行为、技术溢出等机制产生空间溢出效应,使得周边地区在经济发展、产业结构、技术水平等方面与本地区更为相近,因而其城乡收入差距同样会扩大。

对于中西部地区而言,中部地区的外商投资对本地区和周边地区的城乡收入差距作用在不同空间权重矩阵下有所不同,从地理权重矩阵角度来看其直接效应为正,间接效应为负,且间接效应绝对值大于直接效应;从经济权重矩阵角度来看其直接效应与间接效应均为负,说明本地区和周边地区城乡收入差距均会缩小。西部地区的外商直接投资在两种空间权重矩阵设定下均会缩小本地区和周边地区的城乡收入差距,说明与东西部地区相比,西部地区的外资仍处于引进不足状态。除直接引进外资以外,西部地区承接了部分中东部地区外资的业务转移,这部分转移投资有相对较低的技术要求,因此会吸引大量农村剩余劳动力,且被吸引的农村剩余劳动力收入增加幅度高于城镇地区劳动力收入增加幅度,使得西部地区的城乡收入差距有所下降。对比东中西部3个地区,尽管西部地区吸引外资数量最少,但从社会福利的再分配来看却有更优化的效果。

对比东中西部地区的外资空间溢出效应,同等单位的外商投资对中西部地区的影响整体上大于对东部地区的影响。如在地理权重矩阵下,一单位外资进入带来的中西部空间溢出效应分别为泰尔指数下降-0.168%和-0.064%,而东部地区带来的空间溢出效应为城乡收入差距0.012%的上升;在经济权重矩阵下,一单位外资进入带来的中西部空间溢出效应分别为泰尔指数下降-0.046%和-0.02%,同等外资在东部地区的空间溢出则为泰尔指数扩大0.024%。说明外资在中西部地区不仅会产生使得城乡收入差距缩小的空间溢出效应,且该效应整体上大于在东部地区产生的扩大城乡收入差距的空间溢出效应,这也是从全国样本来看FDI与收入差距呈现出整体负相关的原因。

五、结论与政策建议

本文基于我国2004—2013年省际空间面板数据,采用空间杜宾模型(SDM)对FDI与城乡收入差距之间的关系进行了实证分析。结论显示:

(1) 从全国范围来看,外商直接投资不仅能通过非自觉扩散效应、企业间学习与竞争效应、劳动力转移等途径缩小本地区城乡收入差距,还能通过其空间溢出效应降低周边地区的城乡收入差距,这一结论在选用不同的空间权重矩阵与更换收入差距的衡量指标之后仍然显著,具有较强的稳健性。

以往研究往往忽视了空间溢出效应,低估了外资在收入分配中起到的积极作用。

(2) 从区域视角来看,除西部地区在直接效应和间接效应上都体现为负相关以外,东中部地区外资进入对城乡收入差距的直接效应与间接效应不尽相同。单独考虑不同地区时,各地区的区域差异更好地体现了出来,即相对于东部和中部地区,西部地区引进外资对收入差距的降低具有更好的作用。

基于以上实证分析,我们得出以下政策建议:

(1) 加强中西部地区的外资吸引力与引进力度。尽管我国中西部地区吸引外资数量有所增加,但外商投资仍主要集中于东部。外来资本不仅能够促进经济增长,还能改善我国社会收入的分配状态。因此在引进外资时不仅要考虑数量,也要考虑引进外资的质量与区位因素,根据其区域选择效应,将外商直接投资适当引向西部地区,使得外商直接投资的溢出效应能够在西部地区发挥更大的作用,以减轻二元经济体制对中国经济增长造成的影响。也可进一步完善中西部地区的基础设施、开放程度等“第三方效应”,加强中西部地区的外资吸引力,因为中西部地区的外资引进对于本地区 and 全国地区的收入再分配都有很好的改善作用。

(2) 进一步促进我国各地区之间的合作。在居民收入差距问题的分析与政策制定过程中,应该考虑不同区域之间存在的空间相互作用,加强各地区之间的合作。要结合中国的实际情况和经济理论切实分析收入差距的内在成因和发展趋势。

(3) 适当调整财政支出结构与流向。由于非农产业是政府官员考核指标的增长源泉,所以地方政府长期采取了城市倾向政策,使得财政支出在两种经济体制中不均衡流动,造成城乡收入差距的扩大。可考虑调整财政支出结构和流向,使得再次分配得以完善,最终提高整个社会的福利水平。

参考文献:

- [1] FEENSTRA R C, HANSON G H. Foreign investment, outsourcing and relative wages [R]. NBER working paper, 1995.
- [2] 何枫,徐桂林. FDI 与我国城乡居民收入差距之间是否存在倒 U 形关系 [J]. 国际贸易问题, 2009(11): 89-96.
- [3] 刘渝琳,滕洋洋,李后建. FDI 的流入必然会扩大城乡收入差距吗? [J]. 世界经济研究, 2010(8): 63-68+89.
- [4] 魏浩,赵春明. 对外贸易对我国城乡收入差距影响的实证分析 [J]. 财贸经济, 2012(1): 78-86.
- [5] 曾国彪,姜凌. 贸易开放、地区收入差距与贫困: 基于 CHNS 数据的经验研究 [J]. 国际贸易问题, 2014(3): 72-85.
- [6] 戴枫,王艳丽,姜秀兰. 外资对东道国收入分配的影响: 基于中国的实证分析 [J]. 国际贸易问题, 2007(9): 87-92.
- [7] WERNERHEIM C M, WAPLES M J. Demand patterns and Canada's trade in services [J]. International economics and economic policy, 2013, 10(2): 159-181.
- [8] ROSER M, CUARESMA J. Why is income inequality increasing in the developed world? [J]. Review of income and wealth, 2016, 62(1): 1-27.
- [9] MADARIAGA N, PONCET S. FDI in Chinese cities: spillovers and impact on growth [J]. The world economy, 2007, 30(5): 837-862.
- [10] 钟昌标. 外商直接投资地区间溢出效应研究 [J]. 经济研究, 2010(1): 80-89.
- [11] 王欣. FDI、知识溢出与生产率增长——基于 DEA 方法和状态空间模型的经验研究 [J]. 世界经济研究, 2010(7): 62-68+89.
- [12] 王建康,谷国锋,姚丽. 城市化进程、空间溢出效应与城乡收入差距——基于 2002—2012 年省级面板数据 [J]. 财经研究, 2015, 41(5): 55-66.
- [13] 李长亮. 城镇化、空间溢出与城乡收入差距——基于全国和省域面板数据的空间计量分析 [J]. 经济问题, 2016(6): 121-125.
- [14] 文建东,谢聪. 人口老龄化对收入不平等的影响——基于省域数据的空间计量模型分析 [J]. 南京审计大学学报, 2017(4): 12-23.
- [15] 周超,刘夏,黄显敏. 外商直接投资对城乡收入差距的影响研究——空间溢出及门槛特征 [J]. 工业技术经济, 2017

(4) : 131 - 138.

- [16] KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography [J]. Journal of political economy , 1991 99(3) : 483 - 499.
- [17] KOKKO A. Technology , market characteristics , and spillover [J]. Journal of development economics , 1994(43) : 279 - 293.
- [18] 皮建才. 市场制度环境、地方政府行为与外资进入模式 [J]. 经济学家 2009(10) : 35 - 45.
- [19] 唐睿, 刘红芹. 从 GDP 锦标赛到二元竞争: 中国地方政府行为变迁的逻辑——基于 1998—2006 年中国省级面板数据的实证研究 [J]. 公共管理学报 2012(1) : 9 - 16 + 121 - 122.
- [20] KELLER W. Do trade patterns and technology flows affect productivity growth? [J]. World bank economic review , 2000 , 14(1) : 17 - 47.
- [21] 赵德昭. FDI、第三方效应与农村剩余劳动力转移的空间集聚——基于中国省际面板数据的空间计量检验 [J]. 南开经济研究 2014(6) : 105 - 124.
- [22] 万晓萌. 农村劳动力转移对城乡收入差距影响的空间计量研究 [J]. 山西财经大学学报 2016(3) : 22 - 31.
- [23] 王少平, 欧阳志刚. 我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应 [J]. 经济研究 2007(10) : 44 - 55.
- [24] 李健, 卫平, 张玲玉. 外商直接投资规模、进入速度与区域创新能力——基于中国省际动态面板模型的实证分析 [J]. 经济问题探索 2017(2) : 53 - 61.
- [25] 陆铭, 陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距 [J]. 经济研究 2004(6) : 50 - 58.
- [26] 曹裕, 陈晓红, 马跃如. 城市化、城乡收入差距与经济增长——基于我国省级面板数据的实证研究 [J]. 统计研究 , 2010(3) : 29 - 36.
- [27] 陈斌开, 林毅夫. 重工业优先发展战略、城市化和城乡工资差距 [J]. 南开经济研究 2010(1) : 3 - 18.
- [28] 丁志国, 赵宣凯, 赵晶. 直接影响与空间溢出效应: 我国城市化进程对城乡收入差距的影响路径识别 [J]. 数量经济技术经济研究 2011(9) : 118 - 130.
- [29] 欧阳志刚. 中国城乡经济一体化的推进是否阻滞了城乡收入差距的扩大 [J]. 世界经济 2014(2) : 116 - 135.
- [30] 钱忠好, 牟燕. 土地市场化是否必然导致城乡居民收入差距扩大——基于中国 23 个省(自治区、直辖市) 面板数据的检验 [J]. 管理世界 2013(2) : 78 - 89 + 187 - 188.
- [31] ELHORST J P. Matlab software for spatial panels [J]. International regional science review , 2014 , 37(3) : 389 - 405.
- [32] LESAGE P , PACE R. Introduction to spatial econometrics [M]. Florida: CRC Press , Taylor and Francis Group 2009.
- (责任编辑: 康兰媛; 英文校对: 葛秋颖)

Impact of FDI on Income Gap between Urban and Rural Areas: Empirical Analysis Based on Spatial Dubin Model

DAI Feng , LV Xiaoyi

(School of Economics , Nanjing Audit University , Nanjing 211815 , China)

Abstract: Based on the panel data of 30 provinces (cities) in China during 2004 - 2013 , this paper firstly verifies the spatial correlation between urban-rural income gaps in each province (city) through the Moran's Index , and then uses the spatial Dubin model (SDM) to examine the spatial spillover effect caused by foreign direct investment of urban-rural income gap across provinces (cities) . The empirical results show that , as a whole , foreign investment has a significant negative effect on the urban-rural income gap in China. This effect reflects the reduction of the urban-rural income gap not only in the province (city) , but also in the surrounding areas. From the perspective of the three regions , the East , the Central and the West , the impact of FDI on the income gap is different. Foreign investment in the eastern region will increase the urban-rural income gap between the region and the surrounding regions , and foreign investment in the western region will alleviate the urban-rural income gap. To understand the effect of FDI on the urban-rural income gap through spatial perspective not only helps to understand the relationship between the two in a comprehensive manner , but also helps to adopt differentiated foreign capital policies in different regions to better play the role of income distribution and the overall welfare level of China residents' income.

Key words: FDI; spatial spillover; urban-rural income gap; Moran's Index; Spatial Dubin Model