

最低工资、空间溢出与非农就业

——基于空间杜宾模型的分析*

郑 适 秦 明 樊林峰 王志刚

内容提要:围绕最低工资标准就业效应的争论从未停止,然而空间溢出效应并未得到应有重视。本文基于1996—2012年省级面板数据构建空间杜宾模型,以此考察最低工资标准就业效应的空间溢出影响,并探讨其作用的路径。实证结果显示,最低工资的就业效应呈现非线性变化特征,其中,直接效应对农民工就业的影响呈现倒“U”型特征,而间接效应的作用则恰好相反;区域间的空间溢出是影响最低工资标准就业效应的关键因素,并且在要素市场发育程度更高的地区更为显著。鉴于此,本文提出保护非农就业的工资性权益,制定差异化的最低工资标准以及促进区域要素市场协调发展的对策建议。

关键词:最低工资 非农就业 空间溢出 空间杜宾模型

作者简介:郑 适,中国人民大学农业与农村发展学院副院长、副教授,100872;

秦 明(通讯作者),中国人民大学农业与农村发展学院博士研究生,100872;

樊林峰,中国人民大学农业与农村发展学院硕士研究生,100872;

王志刚,中国人民大学农业与农村发展学院教授、博士生导师,100872。

中图分类号:F244 **文献标识码**A **文章编号:**1002-8102(2016)12-0133-11

一、引言

最低工资标准是维护劳动者基本就业权益的重要政策工具之一。早在1993年,我国政府就开始实施最低工资制度,并于2004年颁布并全面推行《最低工资规定》,以期加强对低收入劳动者基本工资性权益的保护(丁守海,2010)。截至2014年底,全国19个地区公布的最低工资标准平均涨幅14%,其中,上海以1820元的月最低工资标准领跑全国。由此可见,最低工资标准的作用得到了政府的认可和不断强化。但是,围绕最低工资标准是否会抑制就业的争论一直存在(Neumark和Wascher,2006)。既有学者发现,最低工资的就业弹性为正,能够保护低技能劳动者的就业权益(Card和Krueger,2000;Katz和Krueger,1992),也有学者提出,最低工资会损害就业,

* 基金项目:国家社科基金“完善我国工商资本投资现代农业发展的政策体系研究”(14BJY122);广东省自然科学基金“生产性创业与非生产性创业的微观配置机制和宏观绩效”(2014A030313456)。本文曾作为入选征文在北京农业经济学会2015学术年会上报告发表,得到评论专家尤婧副教授等的指导帮助,特此感谢。

不利于该群体参与劳动力市场(Currie 和 Fallick, 1996; Kim 和 Taylor, 1995; Neumark 和 Wascher, 2000)。除此之外,最低工资也被证实与就业之间不存在显著相关关系(Card, 1992; Card 和 Krueger, 2000)。目前,国内学者关于最低工资就业效应的研究尚未达成共识(叶林祥等, 2015)。这些迥异的研究结果很大程度上取决于对无法观测变量(如政策和就业环境等)处理方法的不同。值得注意的是,地区差异尚未得到应有的重视(刘林平等, 2011),而这与我国区域经济发展和城乡收入双重失衡的现实不符。

国外学者对最低工资标准就业效应的研究并没有完全忽视地区异质性。Neumark 和 Wascher(1992)率先利用面板数据控制时间和地区等无法观测变量的影响,实证分析了最低工资标准对青少年就业的抑制作用。与固定区域效应不同,Williams(1993)利用面板数据构造区域虚拟变量及其交互项来控制区域的影响,并验证了最低工资上升对青少年就业的抑制作用。Zavodny(2000)进一步利用个体和区域面板数据固定地区和时间效应,同样得出了最低工资标准对就业的负面影响。固定地区效应无法考察区域的外溢性,Keil, Robertson 和 Symons(2001)开始考虑空间依赖性在最低工资标准就业效应中的影响,并通过处理残差来减少估计偏误,实证分析指出,最低工资标准对青少年就业具有短期和长期抑制作用。与 Neumark 和 Wascher(1992)采用类似的面板回归模型,Addison, Blackburn 和 Cotti(2009)着重考虑了地理趋势(Geographic-Specific Trends)的影响,实证分析了最低工资标准对零售业劳动者就业的积极作用。国内学者的研究也考虑到了地区差异在最低工资标准就业效应中的影响(罗小兰, 2007; 李承政、邱俊杰, 2013),但没能做出进一步的分析。由此可见,地区差异得到了学者们的关注和认可,但尚未涉及空间溢出效应。

随着空间计量模型的发展,空间溢出效应得到了学者们越来越多的关注,忽略这个因素会导致模型估计偏误(Anselin 和 Bera, 1998)。在劳动力市场中,Buettner(1999)首次利用拉格朗日乘数检验验证了工资曲线中存在的空间依赖性,并利用空间滞后模型处理由于未考虑空间效应所带来的估计偏误。与 Buettner(1999)从区域层面解释空间效应不同,Aragon 等(2003)主要从家庭迁徙决策和参与劳动市场决策的角度理解失业率的空间差异,通过对最优空间模型的选择进行偏误修正。与此同时,Longhi, Nijkamp 和 Poot(2004)直接利用因变量的滞后项作为回归元来检验空间效应,利用两阶段最小二乘法的固定面板模型估计失业率的空间滞后效应。在 Longhi 等(2004)的基础上,Elhorst, Blien 和 Wolf(2007)使用空间一阶差分两阶段最小二乘估计的方法解决区域失业率的内生性问题。考虑到空间异质性,Deller(2011)使用地理加权回归估计随区域变化的参数,从而更加真实地刻画出不同区域的工资曲线。国内学者的相关研究也验证了工资、就业中存在空间溢出效应(张建红等, 2006; 范剑勇、张雁, 2009; 郑思齐、孙聪, 2011; 孙铁山等, 2014)。然而,现有分析关于最低工资就业效应空间溢出的研究少之又少,为数不多的文献考察了空间依赖性(Kalenkoski 和 Lacombe, 2013),但对空间溢出效应的理解比较粗略。

本文认为最低工资标准就业效应的空间溢出效应主要来自以下三个方面:(1)各地区联系紧密的劳动力市场,特别是大量农村劳动力转移就业使得各地区的就业市场彼此影响,同时,随着“用工荒”现象的加剧,各地区关于劳动力的争夺愈演愈烈;(2)最低工资标准的制定不仅内生于本地区的经济发展状况,还会受其他地区相关标准制定的影响,企业之间的攀比效应也加剧了这一现象;(3)不可观测变量之间的相互影响,诸如文化和地缘关系,使得各地区呈现区域集聚的特点。鉴于此,本文将在以下两个方面做出拓展:(1)在研究方法上,将空间计量引入最低工资就业效应的分析,通过构建空间计量模型,对该效应中可能存在的空间溢出性进行检验,并

分析该影响的直接和间接效应,从而加深对就业效应的理解;(2)在研究视角上,通过构建非农就业指标,着重分析最低工资对非农就业的影响,并基于异质性的要素市场,分析这种影响的空间差异。

二、模型

(一)空间杜宾模型

空间杜宾模型(Spatial Durbin model, SDM)是空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)和空间自回归模型(Spatial Autoregressive Model, SAR)的一般形式,提供了空间计量模型的一般分析框架(Anselin, 1988)。因此,本文从SDM出发,基于相关假设条件的检验,以求更好地刻画最低工资标准的就业效应。具体来说,SDM设定如下:

$$Y_i = \alpha_i \tau_N + \rho WY_i + X_i\beta + WX_i\theta + \epsilon \quad (1)$$

式(1)中, Y_i 为被解释变量, X_i 为解释变量, W 为空间权重矩阵, α_i 为常数项, ρ 、 β 、 θ 为待估参数, ϵ 为残差项。其中, $X_i\beta$ 表示区域解释变量对本地区被解释变量的影响, ρWY_i 表示空间滞后项,表示其他区域被解释变量对本地区被解释变量的空间溢出效应, $WX_i\theta$ 则表示其他区域解释变量对被解释变量的空间溢出效应。在模型估计过程中,为了确认模型的具体形式,需要采用Wald统计量对原假设 $H_0^1:\theta=0$ 和 $H_0^2:\theta+\rho\beta=0$ 分别进行检验。其中,前者检验了SDM是否可以简化为SAR,后者检验了SDM是否可以简化为SEM。如果原假设均被拒绝,则表明SDM更合适。除此之外,当Wald检验与(Robust)LM检验相悖时,采用SDM也更合理。^①

(二)固定效应和随机效应

空间面板模型中存在空间效应(Spatial-Specific Effects)和时间效应(Time-Specific Effects),根据处理这些非观测效应的方式不同,可以区分出固定效应模型和随机效应模型,其选择的依据为利用Hausman检验判断原假设 $H_0^3:h=0$ 成立与否。其中:

$$h = (\hat{\gamma}_{Fe} - \hat{\gamma}_{Re})' [var(\hat{\gamma}_{Fe} - \hat{\gamma}_{Re})]^{-1} (\hat{\gamma}_{Fe} - \hat{\gamma}_{Re}) \quad (2)$$

式(2)中, $\hat{\gamma}_{Fe}$ 和 $\hat{\gamma}_{Re}$ 分别表示空间固定效应模型和空间随机效应模型中的参数估计值,该统计量服从 χ^2 分布,自由度为未知参数的个数。当 H_0^3 被拒绝时,则应当采用固定效应模型,否则,应采用随机效应模型。需要注意的是,固定效应的处理是去均值过程(Demanding Procedure)(Baltagi, 2008),会导致模型参数估计偏误(Lee和Yu, 2010)。因此,需要对偏误进行修正。具体来说,当SDM同时包含空间固定效应和时间固定效应时,估计偏误纠正的形式为:

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\theta} \\ \hat{\rho} \\ \hat{\sigma}^2 \end{bmatrix}_c = \begin{bmatrix} 1_K \\ 1_K \\ 1 \\ T \\ T-1 \end{bmatrix} \cdot \left[\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\theta} \\ \hat{\rho} \\ \hat{\sigma}^2 \end{bmatrix} - \frac{1}{N} [-\sum (\hat{\beta}, \hat{\theta}, \hat{\rho}, \hat{\sigma}^2)]^{-1} \begin{bmatrix} 0_K \\ 0_K \\ \frac{1}{1-\hat{\rho}} \\ \frac{1}{2\hat{\sigma}^2} \end{bmatrix} \right] \quad (3)$$

① 如果Wald检验和(Robust)LM检验均支持SAR(SEM),则应采用SAR(SEM),否则,SDM更合理。

(三)直接效应和间接效应

Lesage 和 Pace(2009)提出使用点估计检验空间溢出效应的方法会导致模型估计的偏误,采用偏微分的方法能够更好地处理这一问题,并提出在 SDM 中分解空间溢出效应。具体来说,将式(1)转换为:

$$Y_t = (I - \rho W)^{-1} \alpha_t \tau_N + (I - \rho W)^{-1} (X_t \beta + W X_t \theta) + (I - \rho W)^{-1} \epsilon \quad (4)$$

因此,被解释变量 Y 关于解释变量 X 的偏微分方程矩阵为:

$$\left[\frac{\partial Y}{\partial X_{1K}} \cdots \frac{\partial Y}{\partial X_{NK}} \right]_t = \begin{bmatrix} \frac{\partial Y_1}{\partial X_{1K}} & \cdots & \frac{\partial Y_1}{\partial X_{NK}} \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ \frac{\partial Y_N}{\partial X_{1K}} & \cdots & \frac{\partial Y_N}{\partial X_{NK}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_K & W_{12} \theta_K & \cdots & W_{1N} \theta_K \\ W_{21} \theta_K & \beta_K & \cdots & W_{2N} \theta_K \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ W_{N1} \theta_K & W_{N2} \theta_K & \cdots & \beta_K \end{bmatrix} \quad (5)$$

其中,式(5)最右端方程中对角线元素的平均值即为直接效应,表示区域解释变量对本地区被解释变量的影响,非对角线元素的平均值为间接效应,表示其他地区解释变量对本地区被解释变量的影响。

三、数 据

(一)数据来源

本文选取 1996—2012 年 30 个省、市、自治区的面板数据,所采用的数据主要来源于《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》,并经整理计算而得。^① 其中,最低工资的数据源自各地区人力资源保障网站上的相关数据。为了消除通货膨胀的影响,涉及价值形态的数据均通过相应指数平减后获得真实值(以 1996 年为基期)。同时,通过对数化处理来减少数据中存在的异方差。实证分析采用 MATLAB13.0 及相关软件包。^②

本文选择非农就业(LnEMPR)作为因变量主要是考虑到:我国是典型的城乡二元结构国家,随着工业化和城镇化的发展,大量农村劳动力涌入城市,由于缺乏足够的职业技能,相较于城市职工,他们往往处于弱势地位,更需要最低工资标准保障自身的就业权益,同时也是受该标准影响最大的群体。这一点也得到国内学者的认同(丁守海,2010;孙中伟、舒玢玢,2011)。现有统计资料无法直接反映该指标,本文参照刘志忠等(2007)以及赵德昭、许和连(2012)的做法,利用采掘、制造和建筑三个产业的职工人数总和减去相应的国有职工人数总和来表示农村非农就业量。在此基础上,利用非农就业量在上述三个产业职工人数总和中所占比重来衡量非农就业情况。

最低工资标准(LnMW):国外学者通常采用 Kaitz 指数的形式,通过覆盖率调整获得最低工资变量。我国实施的最低工资制度适用境内所有企业,而且得到良好遵守(叶林祥等,2015)。目前,我国大部分省份实行的最低工资为区间值,本文借鉴 Rama(2010)的方法通过时间加权获得本文的最低工资变量,并且利用消费价格指数对加权后的最低工资值进行平减获得其真实值,然后进

① 考虑到数据的可获得性和连续性,本文并未考虑西藏。

② 程序包来源:<http://www.regroningen.nl/elhorst/software.shtml>。

行对数化处理。同时,鉴于已有相关研究指出,市场结构的差异会导致最低工资就业效应迥异(Stigler, 1946),而现实的就业市场往往处于不断调整的过程中。因此,本文加入最低工资处理后的平方项(LnMWS)来刻画这种影响。除此之外,为了控制其他因素的干扰,本文选取以下四个变量作为控制变量。(1)二、三产业增加值(LnSTIND):农村劳动力的非农务工主要流入到二、三产业,显然,这些产业的发展与其创造的就业机会正相关(罗小兰,2007)。配第一克拉克定理认为,随着经济社会的不断发展,劳动力将由第一产业向二、三产业转移。与此同时,产业结构升级会形成资本技术对劳动力的挤出效应(Kuijs,2006)。因此,本文对各地区二、三产业增加值缩减后进行加总获得相应的真实值。(2)文盲率(LnLITR):劳动力的受教育水平也是影响劳动力就业水平的重要因素,特别是考虑到我国农村劳动力受教育程度普遍偏低的事实。本文选择各地区每百人中中文盲和半文盲的人数作为依据。(3)城镇失业率(UEMP):城镇失业率是劳动力市场就业状况的重要指标,它是影响非农就业预期的重要因素,能够衡量转移就业的难度或风险成本(赵德昭,2014)。对于农民工而言,城镇失业率高企会造成其退出就业市场,也会影响非农就业农户的外出务工决策。因此,本文选取城镇登记失业率来进行衡量。(4)城乡收入差距(LnURG):城乡之间的收入差距是农村劳动力外出务工重要的推动力(Todaro,1969;蔡昉、都阳,2002)。本文参考已有学者的研究,利用城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入的比值来刻画城乡收入差距,该值越大表明城乡居民之间的收入差距越大。变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量描述性统计(N=510) 单位:亿元、%

变量名称	平均值	标准差	最小值	最大值
农民工就业	0.619	0.205	0.183	0.988
最低工资标准	5.890	0.435	5.002	6.874
最低工资标准平方项	34.880	5.127	25.016	47.248
二、三产业增加值	7.297	0.900	4.968	9.034
文盲率	2.173	0.639	0.378	3.776
城镇失业率	3.552	0.865	0.600	7.400
城乡收入差距	2.884	0.625	1.599	4.759

(二)空间权重矩阵

目前,学者已达成共识,空间权重的设定直接关系到模型的估计以及结果的可靠性。本文在总结已有学者研究的基础上,采用两种权重设定方法,尽量克服权重设定偏误带来的误差。一是地理权重,将其设定为: $\omega_{ij}^G = 1/d_{ij}^2$ 。其中, d_{ij} 表示各省份省会城市或直辖市经纬度的欧氏距离。二是经济地理权重,鉴于不同经济发展水平地区间相互影响的效果不尽相同,本文参考李婧等(2010)的方法,将经济地理加权矩阵设定如下: $W_2 = \omega_{ij}^G \text{diag}(\bar{Y}_1/\bar{Y}, \bar{Y}_2/\bar{Y}, \dots, \bar{Y}_n/\bar{Y})$ 。其中, ω_{ij}^G 为地理权重, $\bar{Y}_i = 1/(t_1 - t_0 + 1) \sum_{t=t_0}^{t_1} Y_{it}$ 为考察期内第i省人均GDP, $\bar{Y} = \frac{1}{n(t_1 - t_0 + 1)} \sum_{i=1}^n \sum_{t=t_0}^{t_1} Y_{it}$ 为考察期内人均GDP均值。

四、实证结果

本文首先构建最低工资标准就业效应的普通面板计量模型,模型中不含空间交互项,具体形式如下:

$$\text{LnEMPR}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{LnMW}_{it} + \beta_2 \text{LnMWS}_{it} + \beta_3 \text{LnX}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, LnEMPR_{it} 表示被解释变量,本文采用非农就业率表示, LnMW_{it} , LnMWS_{it} 表示最低工资及其平方项的核心解释变量, X_{it} 表示控制变量,主要包括二、三产业增加值,文盲率,城镇失业率和城乡收入差距。此外, μ_i 和 λ_t 分别表示空间固定效应和时间固定效应,利用空间或时间的虚拟变量来反映随空间或时间变化的结构调整(Baltagi 等, 2000)。

在对上述模型固定效应联合显著性进行似然比检验时,模型估计结果如表 2 所示,空间、时间固定效应联合不显著的原假设均在 1% 水平上被拒绝,亦即空间、时间固定效应应当被包含在模型中。与此同时,在对模型空间滞后与空间误差的 LM 检验中,混合估计、时间固定效应、空间固定效应以及时间空间固定效应模型中, SAR 和 SLM 两者其一或均通过了相关 LM 的显著性检验,表明应该进一步使用 SDM 对模型进行拓展。

表 2 农民工就业普通面板模型和相关检验

	混合估计	空间固定效应	时间固定效应	时间空间固定效应
LM spatial lag	15.551***	112.610***	18.407*	19.634***
LM spatial error	27.412***	91.604***	0.598	2.883***
Robust LM spatial lag	0.000	29.767***	21.106***	17.023***
Robust LM spatial error	11.861***	8.761***	3.296*	0.271
LR-test joint significance spatial fixed effects	666.282***			
LR-test joint significance time-periods fixed effects	243.038***			

注:括号内为变量的 t 值;***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。下同。

具体来说,本文将包含固定时间和空间的最低工资就业效应 SDM 实证模型拓展为:

$$\begin{aligned} \text{LnEMPR}_{it} = & \alpha + \delta \sum_{j=1}^{31} \omega_{ij} \times \text{LnEMPR}_{it} + \beta_1 \text{LnMW}_{it} + \beta_2 \text{LnMWS}_{it} + \beta_3 \text{LnSTIND}_{it} \\ & + \beta_4 \text{LnLITR}_{it} + \beta_5 \text{UEMP}_{it} + \beta_6 \text{LnURG}_{it} + \theta_1 \sum_{j=1}^{31} \omega_{ij} \times \text{LnMW}_{it} \\ & + \theta_2 \sum_{j=1}^{31} \omega_{ij} \times \text{Ln}^2 \text{MW}_{it} + \theta_3 \sum_{j=1}^{31} \omega_{ij} \times \text{LnSTIND}_{it} + \theta_4 \sum_{j=1}^{31} \omega_{ij} \times \text{LnLITR}_{it} \\ & + \theta_5 \sum_{j=1}^{31} \omega_{ij} \times \text{UEMP}_{it} + \theta_6 \sum_{j=1}^{31} \omega_{ij} \times \text{LnURG}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7) \end{aligned}$$

其中, ω_{ij} 为空间权重,本文主要运用地理权重(W1)和地理经济权重(W2)两种类型的权重。固定时间和空间的 SDM 估计结果及检验如表 3 所示。地理权重和经济权重的估计结果相近,从而证实本文研究结论具有一定代表性。空间滞后和空间误差的 Wald 统计量均通过 1% 水平的显著性检验,即拒绝 H_0^1 和 H_0^2 的原假设,再次证明 SDM 更合理。Hausman 检验均在 1% 水平上显著,即随机效应模型被拒绝,应当采用固定效应模型。

表 3 农民工就业的 SDM 模型估计结果

变量名称	W1		W2	
	时间空间固定效应(修正)	时间空间随机效应	时间空间固定效应(修正)	时间空间随机效应
最低工资标准	0.545** (2.142)	0.680*** (2.703)	0.542** (2.123)	0.679*** (2.686)
最低工资标准平方项	-0.044** (-2.005)	-0.055** (-2.518)	-0.044** (-1.981)	-0.055** (-2.497)
二、三产业增加值	0.327*** (7.000)	0.110*** (5.409)	0.326*** (6.964)	0.109*** (5.355)
文盲率	0.009 (0.464)	0.011 (0.644)	0.009 (0.464)	0.011 (0.658)
城镇失业率	0.010** (2.400)	0.007* (1.710)	0.010** (2.384)	0.007* (1.697)
城乡收入差距	-0.052*** (-3.575)	-0.049*** (-3.511)	-0.052*** (-3.572)	-0.049*** (-3.493)
W_最低工资标准	-2.653*** (-3.423)	-1.885*** (-2.628)	-2.566*** (-3.341)	-1.817*** (-2.556)
W_最低工资标准平方项	0.207*** (3.191)	0.142** (2.375)	0.199*** (3.104)	0.136** (2.299)
W_二、三产业增加值	0.155 (1.174)	0.117** (2.012)	0.152 (1.165)	0.116** (1.983)
W_文盲率	0.079 (1.385)	0.072 (1.419)	0.071 (1.255)	0.065 (1.289)
W_城镇失业率	0.006 (0.504)	0.017* (1.600)	0.006 (0.526)	0.018* (1.629)
W_城乡收入差距	0.018 (0.317)	0.011 (0.216)	0.015 (0.265)	0.008 (0.166)
W_dep	-0.489*** (-4.926)	-0.564*** (-5.690)	-0.477*** (-4.841)	-0.547*** (-5.562)
σ^2	0.002	0.002	0.002	0.002
R^2	0.951	0.864	0.951	0.863
Corr ²	0.153	0.353	0.152	0.353
log-likelihood	849.161	-5469.432	848.429	-5057.063
Wald test spatial lag	15.413**	15.005**	14.957**	14.720**
LR test spatial lag	17.173***	-10090	16.688**	-9436.3
Wald test spatial error	16.648***	14.357**	16.055**	13.920**
LR test spatial error	18.142***	-12447	17.536***	-11622
Hausman test	31.416***		31.439***	

直接效应、间接效应的估计结果如表 4 所示。对农民工的就业率而言，会同时受到本地区 and 临近地区最低工资标准的影响。首先，最低工资对就业的直接影响呈倒 U 型特征，即随着最低工资的上涨，农民工就业呈现先上升后下降的特点，并通过 5% 显著性水平的检验，其中，转折点为 529.9 元，2010 年大部分地区的真实最低工资高于上述标准。换言之，2010 年前后，最低工资对就业的影响产生实质性的变化，可能的解释有二：一是受 2008 年金融危机的影响，大部分企业受到

冲击,减少了用工计划,加剧了最低工资的挤出效应;二是劳动力市场结构正在发生深刻变化,由买方垄断的劳动力市场向竞争型市场逐步过渡,用工荒问题日渐严峻即为佐证。其次,最低工资就业效应同时也受相邻地区最低工资标准的影响,具体来说,随着相邻地区最低工资标准的上升,本地农民工就业先下降后上升,转折点为616元,并通过了1%显著性水平的检验。这表明,临近地区最低工资对本地农民工就业开始变为竞争效应,相互之间争夺劳动力资源,随着最低工资水平的上升,区域之间集聚的正外部性开始显现。最后,在直接效应和间接效应双重效果的作用下,最低工资就业的总效应也呈现先下降后上升的特点,并在1%显著性水平上通过了检验。

上述结论表明:第一,在不考虑空间溢出效应时,与传统竞争型劳动市场假设不同,我国的劳动力市场还处于买方垄断的市场结构中,随着最低工资标准的提高,就业会随之先上升后下降(李承政、邱俊杰,2013);第二,空间溢出效应是影响最低工资标准就业效应的关键因素,近地缘和经济发展水平的地区之间劳动力市场彼此深刻影响。

在其他条件保持不变的情况下,首先,本地区二、三产业的增长对当地农村劳动力非农工具有推动作用,并在1%的水平上显著。从系数上来看,二、三产业增加值每增长1%,农民工的就业率就增加0.3%。二、三产业的快速发展成为劳动力转移的蓄水池,容纳了大量农村外出劳动力的就业。其次,本地区城镇登记失业率并没能改变农村劳动力外出务工的预期。从实证结果来看,城镇登记失业率增长1%,当地农村劳动力非农务工的就业率就增加0.01%,这种影响十分微弱,而且从总效应来看,影响并不显著。最后,城乡收入差距的扩大会抑制当地农村劳动力转移就业,与预期相悖。通常认为,城乡收入差距的扩大正向激励农村劳动力的非农就业。矛盾的结果可能与当前我国大量劳动力跨区域迁徙有关,其他地区城乡收入差距的激励作用可能更为显著。

表4 农民工就业的直接效应和间接效应估计结果

变量名称	时间空间固定效应(修正)			时间空间随机效应		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
最低工资标准	0.690** (2.424)	-2.094*** (-3.488)	-1.404*** (-3.057)	0.806*** (2.895)	-1.541*** (-2.689)	-0.735* (-1.801)
最低工资标准平方项	-0.055** (-2.244)	0.163*** (3.108)	0.108*** (2.840)	-0.064** (-2.659)	0.117** (2.429)	0.054 (1.583)
二、三产业增加值	0.324*** (6.737)	-0.002 (-0.009)	0.326*** (3.479)	0.107*** (4.981)	0.040 (0.950)	0.147*** (3.999)
文盲率	0.006 (0.286)	0.050 (1.166)	0.056 (1.351)	0.008 (0.450)	0.042 (1.137)	0.050 (1.562)
城镇失业率	0.010** (2.194)	0.001 (0.059)	0.011 (1.430)	0.007 (1.440)	0.009 (1.105)	0.016** (2.261)
城乡收入差距	-0.052*** (-3.271)	0.028 (0.658)	-0.025 (-0.672)	-0.050*** (-3.346)	0.024 (0.633)	-0.026 (-0.826)

为了验证上文所得有关结论,本文根据《中国市场化指数》中关于各地区要素市场发育指数的数据进行加权平均,将样本平均分为高级地区、中级地区和初级地区,^①以便更好地剖析在不同的

① 根据要素市场发育指数加权平均,从高到低依次为:高级地区包括北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和重庆10个省(市);中级地区包括河北、安徽、江西、河南、湖北、湖南、四川、云南、陕西、海南10个省(区);低级地区包括内蒙古、吉林、黑龙江、广西、山西、贵州、甘肃、青海、宁夏、新疆10个省(区)。

要素市场发育程度的市场中最低工资就业效应的作用路径,具体结果如表5所示。要素市场发育程度更高的地区最低工资就业效应主要受相邻地区最低工资的影响,并且在5%水平上统计显著,而且随着临近地区最低工资的上涨,本地就业呈现下降趋势。这也再次说明,空间溢出效应是影响最低工资就业的关键因素。

表5 分要素市场发育程度直接效应和间接效应估计结果

变量名称	高级		中级		初级	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
最低工资标准	0.176 (0.719)	-2.076** (-2.317)	0.216 (0.475)	1.361 (1.752)	-0.118 (-0.262)	-0.988 (-1.388)
最低工资标准平方项	-0.021 (-0.635)	0.271** (2.462)	-0.027 (-0.436)	-0.198* (-1.883)	0.034 (0.564)	0.087 (0.908)
二、三产业增加值	0.407*** (5.279)	0.305** (2.327)	0.137*** (3.502)	0.133 (1.512)	0.301*** (4.151)	0.121 (1.352)
文盲率	0.005 (0.188)	-0.079 (-1.546)	0.076** (3.319)	0.002 (0.033)	-0.034 (-0.899)	0.091* (1.766)
城镇失业率	0.008 (0.932)	0.006 (0.390)	0.023 (1.383)	0.062** (2.393)	0.012 (1.441)	-0.007 (-0.716)
城乡收入差距	-0.043 (-1.477)	-0.060 (-0.959)	-0.060 (-1.547)	-0.127* (-1.839)	-0.015 (-0.509)	-0.075 (-1.246)

五、结论及建议

最低工资标准对就业市场的冲击不仅仅来源于本地区,临近地区劳动者就业的外部性也是重要的影响因素,这一点并没有得到学者们的足够关注。本文基于省级面板数据构造时间空间固定的SDM模型对最低工资就业效应中存在的空间溢出效应进行了分析。实证结果表明:(1)最低工资就业效应呈现非线性变化的特征,其中,直接效应随着最低工资水平的上升,农民工的就业率先上升后下降,而空间溢出的影响则恰好相反;(2)空间溢出是影响最低工资标准就业效应的关键因素,劳动力的跨区域流动加强了各地区就业市场的相互影响,与此同时,要素市场发育程度更高的地区空间溢出效应的作用更显著。

结合上述结论,本文提出在实施最低工资标准过程中需要注意以下三点:(1)充分发挥最低工资标准的保障作用。最低工资就业效应非线性变化表明,随着最低工资标准的提高,对于低技能群体具有挤出效应,这就要求相关职能部门在加强监督的同时,切实保障农民工群体的权益。(2)因地制宜设定最低工资标准。最低工资标准的制定是保障低收入群体的重要政策工具之一,各地区在制定相关标准时应当充分考虑自身实际与区域差异,从整体利益出发,兼顾不同地区的区域差异,有序推进农村劳动力转移就业。(3)加强区域之间的协同发展。各地区就业市场呈现跨区域的相互影响,这就要求在实施最低工资等保障制度的过程中,应当从区域整体利益出发,充分考虑区域间的协同效应,避免出现个别地区制度缺陷所导致的短板效应。

参考文献:

1. 蔡昉、都阳:《迁移的双重动因及其政策含义——检验相对贫困假说》,《中国人口科学》2002年第4期。

2. 丁守海:《最低工资管制的就业效应分析——兼论〈劳动合同法〉的交互影响》,《中国社会科学》2010年第1期。
3. 范剑勇、张雁:《经济地理与地区间工资差异》,《经济研究》2009年第8期。
4. 李承政、邱俊杰:《二元经济下最低工资的就业效应:理论和证据》,《经济体制改革》2013年第4期。
5. 李婧、谭清美、白俊红:《中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究》,《管理世界》2010年第7期。
6. 刘林平、雍昕、舒玢玢:《劳动权益的地区差异——基于对珠三角和长三角地区外来工的问卷调查》,《中国社会科学》2011年第2期。
7. 刘志忠、贺彩银、王耀中:《基于拉尼斯—费模型的民营部门出口贸易对农业剩余劳动力转移影响的实证分析》,《中国农村经济》2007年第10期。
8. 罗小兰:《我国最低工资标准农民工就业效应分析——对全国、地区及行业的实证研究》,《财经研究》2007年第11期。
9. 孙铁山、齐云蕾、刘霄泉:《北京都市区就业结构升级与空间格局演化》,《经济地理》2014年第4期。
10. 孙中伟、舒玢玢:《最低工资标准与农民工工资——基于珠三角的实证研究》,《管理世界》2011年第8期。
11. 叶林祥、T. H. Gindling、李实、熊亮:《中国企业对最低工资政策的遵守——基于中国六省市企业与员工匹配数据的经验研究》,《经济研究》2015年第6期。
12. 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》,《南开经济研究》2014年第6期。
13. 赵德昭、许和连:《FDI、农业技术进步与农村剩余劳动力转移——基于“合力模型”的理论与实证研究》,《科学学研究》2012年第9期。
14. 张建红、Elhorst, J. P. & Witteloostuijn, A. V.:《中国地区工资水平差异的影响因素分析》,《经济研究》2006年第10期。
15. 郑思齐、孙聪:《城市经济的空间结构:居住、就业及衍生问题》,《南方经济》2011年第8期。
16. Addison, J. T., Blackburn, M. K. L., & Cotti, C. D., Do Minimum Wages Raise Employment? Evidence from the U. S. Retail-Trade Sector. *Labour Economics*, Vol. 16, No. 4, 2009, pp. 397—408.
17. Anselin, L., *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Netherlands: Kluwer Academic Publishers, 1988.
18. Anselin, L., & Bera, A. K., Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics. *Handbook of Applied Economic Statistics*, Basel Switzerland: Marcel Dekker, 1998, pp. 237—290.
19. Aragon, Y., Houghton, D., Houghton, J., et al., Explaining the Pattern of Regional Unemployment: The Case of the Midi-Pyrénées Region. *Papers in Regional Science*, Vol. 82, No. 2, 2003, pp. 155—174.
20. Baltagi, B., *Econometric Analysis of Panel Data*. New York: John Wiley & Sons, 2008.
21. Baltagi, B. H., Griffin, J. M., & Xiong, W., To Pool or not to Pool: Homogeneous Versus Heterogeneous Estimators Applied to Cigarette Demand. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 82, No. 1, 2000, pp. 117—126.
22. Buettner, T., The Effect of Unemployment, Aggregate Wages, and Spatial Contiguity on Local Wages: An Investigation with German District Level Data. *Papers in Regional Science*, Vol. 78, No. 1, 1999, pp. 47—67.
23. Card, D., Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987—1989. *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 1, 1992, pp. 38—54.
24. Card, D., & Krueger, A. B. Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply. *American Economic Review*, 2000, pp. 1397—1420.
25. Currie, J., & Fallick, B. C., The Minimum Wage and the Employment of Youth: Evidence from the NLSY. *Journal of Human Resources*, Vol. 31, No. 2, 1996, pp. 404—428.
26. Deller, S., Spatial Heterogeneity in the Wage Curve. *Economics Letters*, Vol. 113, No. 3, 2011, pp. 231—233.
27. Elhorst, J. P., Blien, U., & Wolf, K., New Evidence on the Wage Curve: A Spatial Panel Approach. *International Regional Science Review*, Vol. 30, No. 2, 2007, pp. 173—191.
28. Kalenkoski, C. M., & Lacombe, D. J., Minimum Wages and Teen Employment: A Spatial Panel Approach. *Papers in Regional Science*, Vol. 92, No. 2, 2013, pp. 407—417.
29. Katz, L. F., & Krueger, A. B., The Effect of the Minimum Wage on the Fast-food Industry. *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 1, 1992, pp. 6—21.
30. Keil, M., Robertson, D., & Symons, J., Minimum Wage and Employment. Centre for Economic Performance

Discussion Paper, 2001.

31. Kim, T., & Taylor, L. J., The Employment Effect in Retail Trade of California's 1988 Minimum Wage Increase. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 13, No. 2, 1995, pp. 175—182.

32. Kuijs, L. China's Pattern of Growth: Moving to Sustainability and Reducing Inequality. *China & World Economy*, Vol. 14, No. 1, 2006, pp. 1—14.

33. Lee, L., & Yu, J., Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects. *Journal of Econometrics*, Vol. 154, No. 2, 2010, pp. 165—185.

34. Lesage, J., & Pace, R. K., *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton, Florida; Chapman & Hall/CRC, 2009.

35. Longhi, S., Nijkamp, P., & Poot, J., Spatial Heterogeneity and the Wage Curve Revisited. *Journal of Regional Science*, Vol. 46, No. 4, 2004, pp. 707—731.

36. Neumark, D., & Wascher, W., Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws. *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 1, 1992, pp. 55—81.

37. Neumark, D., & Wascher, W., Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-food Industry in New Jersey and Pennsylvania; Comment. *American Economic Review*, Vol. 90, No. 5, 2000, pp. 1362—1396.

38. Neumark, D., Wascher, W., Minimum Wages and Employment: A Review of Evidence from the New Minimum Wage Research. NBER Working paper, No. 12663, 2006.

39. Rama, M. The Consequences of doubling the minimum wage: The case of Indonesia. *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 54, No. 4, 2010, pp. 864—881.

40. Stigler, G. J., The Economics of Minimum Wage Legislation. *American Economic Review*, Vol. 36, No. 3, 1946, pp. 358—365.

41. Todaro, M. P., A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries. *American Economic Review*, Vol. 59, No. 1, 1969, pp. 138—148.

42. Williams, N., Regional Effects of the Minimum Wage on Teenage Employment. *Applied Economics*, Vol. 25, No. 12, 1993, pp. 1517—1528.

43. Zavodny, M., The Effect of the Minimum Wage on Employment and Hours. *Labour Economics*, Vol. 7, No. 6, 2000, pp. 729—750.

Minimum Wage, Spatial Spillover and Employment: An Analysis of Spatial Durbin Model Based on Provincial Panel Data

ZHENG Shi, QIN Ming, FAN Linfeng, WANG Zhigang

(Renmin University of China, 100872)

Abstract: The minimum wage-employment debate is far away into a consistent view, especially most of researches failing to account for spatial spillover effects. Based on panel data from 30 provinces for the years 1996—2012, this paper erects a Spatial Durbin Mode to examine spatial spillovers among the employment effects of minimum wages. The results show that there is a directly inverted-U-shaped relationship between minimum wages and rural migration employment, while the impact of indirectly effects opposite. What's more, the significate evidences provide strong support that spatial spillover is the key factor affecting minimum wage-employment, especially in factor market area more mature. Therefore, this paper put forward the suggestion that to protect the salary right of non-agricultural employment, set differentiate minimum wage standard and promote the coordinated development among regional area.

Keywords: Minimum Wages, Employment, Spatial Spillover, Spatial Durbin Model

JEL: No. J23, J38