

最低工资对农民工劳动供给存在空间溢出效应吗?

——基于空间面板Durbin模型的分析

韩笑¹, 张世伟²

(1. 吉林大学商学院, 长春 130012; 2. 吉林大学数量经济研究中心, 长春 130012)

摘要:通过空间面板杜宾模型分析最低工资对农民工劳动供给是否存在空间溢出效应。研究发现,最低工资对农民工劳动供给不存在空间溢出效应,主要表现为最低工资对农民工的就业不存在显著的空间溢出效应,对农民工工作时间存在显著消极的空间溢出效应。最低工资对女性农民工就业呈现出倒“U”型的影响,对男性农民工就业的影响不显著;最低工资对女性农民工和男性农民工工作时间呈现出倒“U”型的影响。

关键词:最低工资;就业;工作时间;劳动供给;空间溢出效应;空间杜宾模型

中图分类号:F064.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2020)1—0132—10

最低工资制度是政府管控劳动力市场的一项重要手段,有关最低工资标准提升对就业(劳动供给广度)和工作时间(劳动供给深度)的影响无论在理论分析层面还是经验研究层面上,均是当今劳动力市场政策中讨论得最生动的话题之一。然而,经济学界在最低工资制度是否能够有效改善处于收入分配低端劳动者经济状况这一问题中一直存在争议,这是由于提升最低工资提高了企业劳动力成本,可能会对低技能劳动力的就业产生消极影响,同时企业会通过延长低技能劳动力的工作时间抵消劳动成本上涨,进而对低技能劳动力的劳动供给产生消极影响。如果最低工资标准提升减少了低技能劳动力的就业,那么最低工资就不是帮助贫困和低收入家庭的“免费午餐”,而是对一些人的福利与其他人的成本进行权衡^[1]。因此,有关最低工资就业效应和工作时间效应的评估对于评价最低工资是否达到了政策目标十分重要。

提升最低工资带来的潜在好处来自于受影响的劳动力将会获得更高工资,这些工人中一部分来自于贫困或低收入家庭,因此将有助于减少家庭贫困^[2];潜在的不利影响是,更高的最低工资可能会阻碍企业雇佣低工资、低技能的劳动力^[3-4],而这部分失业的群体正是最低工资本应该帮助的人群所在。也有一些经验研究发现提升最低工资将增加就业^[5-6],或是对就业的影响非常微小甚至没有显著影响^[7]。

不同劳动力市场结构下,最低工资对就业的影响尚未得出一致性的结论,可能缘于现实经济中最低工资提升对就业的影响是非线性的。因此,有关最低工资对就业非线性影响的考察,可以解释以往关于最低工资就业效应的经验研究中回归结果的异质性^[8]。由于劳动力的就业与工作时间之间的关系是密不可分的,最低工资提升可能伴随着就业和工作时间同时下降^[9-10],抑或就业上升和工作时间下降^[11],抑或就业下降而工作时间上升^[12]。Strobl 和 Walsh^[13]认为最低工资提升将会增加还是减少劳动力的工作时间尚未有定论。这些关于最低工资工作时间效应研究结果的差异性意味着最低工资对工作时间也可能存在非线性的影响。

Kalenkoski 和 Lacombe^[14]认为,如果在研究中忽略最低工资的空间溢出效应,将可能低估最低工资对劳动力就业的影响程度,进而导致错误的推论。目前,在最低工资就业效应的分析中考察空间溢出的研究相对较少。Kalenkoski 和 Lacombe^[15]基于空间截面数据的分析发现,考虑空间相关,最低工资提升 10%,青年就业减少 3.2%。Dolton 等^[16]基于空间面板数据的研究结果认为,引入空间相关性之后,最低工资提升对就业没有明显的影响。杨翠迎和王国洪^[17]的研究中没有发现最低工资与就业之间的空间溢出效应。任玉霜等^[18]发现最低工资对就业存在负向的空间溢出效应。郑适等^[19]发现,最低工资与农民工的就业之间存在非线性的关系,其中,直接效应表现为倒“U”型特征,而间接效应的影响与之相反。目前,尚未有文献讨论最低工资工作时间效应的空间溢出。

收稿日期:2019—12—09

基金项目:国家社会科学基金青年基金“农民工过度劳动与劳动报酬规制研究”(15CJY022);上海市哲学社会科学规划课题“全面二孩政策背景下生育行为对城镇女性就业的影响机制研究”(2019EJL004)

作者简介:韩笑(1990—),女,辽宁营口人,吉林大学商学院博士研究生,研究方向:微观经济计量、劳动经济学;张世伟(1964—),男,吉林长春人,吉林大学数量经济研究中心教授,博士研究生导师,研究方向:微观经济计量、劳动经济学。

本文试图解答的问题包括:最低工资对农民工劳动供给的影响是非线性的吗?最低工资对农民工劳动供给的影响存在空间溢出效应吗?基于以上问题,本文以易受到最低工资标准调整影响的低学历农民工为研究对象,通过建立空间面板 Durbin 模型,从就业和工作时间两个侧面分析最低工资标准提升对农民工劳动供给的空间溢出效应。

一、理论分析和研究假设

(一)最低工资对农民工劳动供给存在非线性影响吗?

Burdett 和 Mortensen^[20]认为当最低工资低于竞争工资,就业依赖于劳动力的需求弹性和最低工资与均衡工资之差,当劳动力的工资低于生产率时,适度提升最低工资将提高就业,当最低工资大于均衡工资时,失业率上升,最低工资提升对就业具有负向影响。Manning^[21]认为如果劳动力市场存在摩擦就必须承认最低工资提升对就业的影响在理论上是非线性的。Brown 等^[22]的理论研究为考虑最低工资对就业的非线性影响的可能性提供了一个基准模型,这项研究表明,更高的最低工资降低了“工作提供率”,同时增加了“工作接受率”,因为工作的价值相对于失业的价值增加,总体的影响是模糊的。因此,他们认为,“在适度的最低工资水平下,后者的影响可能会主导前者”,表现为最低工资提升与就业间的非线性关系。因此,可以提出假设:

最低工资对农民工就业存在非线性影响,即最低工资标准提升通过增加工作回报来增加劳动力供给,但是通过增加企业面临的成本来抑制劳动力需求,对农民工就业的影响表现为倒“U”型的特征(H1)。

厂商可以按照自己的生产能力调整劳动力数量和工作时间,那么劳动力的工作时间调整途径是什么,是在原有工作岗位上向上调整工作时间,还是通过工作变动调整工作时间(工作时间替代就业)?较高的最低工资减少了那些本来在工资低于新最低工资的企业工作的工人流入较高工资企业的可能性,同时增加了在较高工资企业工作的工人流入低工资企业的可能性。因此提供高于最低工资的企业面临的劳动供给曲线会向内移动,并且工资越低移动的越多,从而曲线变的更有弹性^[23]。雇主偏好在决定劳动力工作时间内上起到重要影响。初始工资低于新最低工资标准的低工资劳动力相对于高工资劳动力的工作时间下降,即劳动力之间的替代效应导致低工资劳动力的工作时间下降。如果就业和工作时间可以完全替代,在执行月最低工资的我国,当最低工资标准提升后将会延长劳动力的工作时间^[24]。因此,可以提出假设:

最低工资对农民工工作时间存在非线性影响,即当最低工资标准提升时,为了抵消劳动力成本上升,企业可能通过延长农民工工作时间替代就业,同时也可能通过不同技能劳动力间的就业替代减少农民工工作时间,因此对农民工工作时间的的影响表现为倒“U”型的特征(H2)。

(二)最低工资对农民工劳动供给存在空间溢出效应吗?

最低工资就业效应的经验研究中常常面临的一个问题是,如何解释会影响就业的未观察到的变量,例如总体经济和劳动力市场状况存在差异。如果劳动力可以自由流动,本地最低工资的提高可能会导致相邻地区的劳动力跨地区流动寻找工作,提高最低工资的总体影响可以分解成对本地劳动力就业的直接影响,和对相邻地区劳动力就业的间接影响(空间溢出效应)。然而,大多数基于面板数据模型和案例分析的经验研究所包括的地区和年份固定效应^[25-26],不足以解释劳动力就业的空间相关性。

梁琦和王斯克^[27]认为最低工资的空间溢出效应来自于各地方政府争相调整最低工资标准的攀比效应和中心城市虹吸效应引起的劳动力流动的选择效应。郑适等^[19]认为,地缘关系和文化交流带来的区域集聚以及最低工资标准调整时参考周边地区经济社会状况这一现实特征。由于不同区域的自然资源禀赋、人力资本存量、经济发展水平存在明显差异,各地区最低工资调整的幅度和时间也不尽相同,这种非同步性和非对称性会将引起区域间最低工资就业效应和工作时间效应的差异。

劳动力流向劳动报酬高的地区,当本地最低工资标准提升,而周边地区最低工资未提升时,意味着本地拥有更高的工资水平,会吸引周边地区劳动力流入。劳动力流动伴随着知识和技术的流动,使得劳动力资源的配置趋于合理,促进了本地的经济发展,使得本地对劳动力的需求增加,创造了大量的就业岗位。由于劳动力流入可能会冲击本地劳动力市场,此时岗位空缺和失业同时存在。同时由于本地劳动力的集聚效应会辐射周边地方,相应的邻近地区由于劳动力流出导致劳动力供给减少,该地区的工资将会提升,因此本地最低工资的提升可能使得本地和相邻地区劳动力的工资同时上升。最低工资的空间溢出效应来自于农民工乡城流动带来区域间劳动力市场的紧密联系。当两个地区间经济发展状况的比较接近,将会存在一定的竞争性,如果本地的劳动供给增加,相邻地区缺乏劳动力,将可能导致相邻地区农民工工作时间的延长(抑或减

少)。因此,提出如下假设:

最低工资对农民工就业存在空间溢出效应(H3a);

最低工资对农民工工作时间存在空间溢出效应(H3b);

最低工资对农民工劳动供给存在空间溢出效应(H3c)。

二、数据说明与回归模型设定

(一)数据说明

本文使用的数据为 2010—2017 年全国流动人口动态监测数据,研究对象为初中及以下学历,年龄在 15~54 岁的女性农民工和年龄在 15~59 岁的男性农民工,并删除丧失劳动能力、退休、怀孕或哺乳样本,保留就业身份为雇员的样本。通过各省市人社部和国家统计局网站,搜集了 31 个省份最低工资数据及区域经济数据,通过统计分析合成 2010—2017 年省级面板数据^①。

(二)空间相关性检验

为了确定最低工资标准提升是否对农民工劳动供给具有空间溢出效应,本文基于 Moran's I 指数,对农民工就业和工作时间进行空间相关性检验。为了回归结果的稳健性,本文的空间权重选择地理邻接空间权重矩阵(W_1),如果省份 i 和省份 j 毗邻,则 $W_{ij} = 1$,反之 $W_{ij} = 0$,主对角线上元素为 0(同一省份的距离为 0);地理距离空间权重矩阵(W_2), $W_2 = 1/d_{ij}^2$,如果 $i \neq j$, d 表示省会之间的地理距离;经济距离空间权重矩阵(W_3), $W_3 = 1/|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|$,表示样本期间省份 i 和省份 j 实际人均 GDP 之差绝对值的倒数,用于度量地区经济发展状况。

表 1 给出了基于不同空间权重计算的农民工就业的 Moran's I 指数,用以检验地区间就业和工作时间是否存在空间自相关。大部分 Moran's I 指数的取值通过了显著性检验,农民工就业存在空间集聚现象。通过农民工的 Moran's I 指数取值的变动趋势可知,男性农民工就业的空间相关性较大,且波动明显,呈现波动上升,基于不同权重计算的 Moran's I 取值接近。农民工工作时间的集聚现象不如就业的集聚现象明显,多依赖于邻接空间权重。随着时间推移,女性农民工的工作时间 Moran's I 指数的波动较小,男性农民工的工作时间 Moran's I 指数的波动较大,二者均呈现出下降趋势,说明区域间农民工工作时间的空间相关性变弱。因此,由于农民工的就业和工作时间存在空间相关性,需要基于空间计量的分析方法研究最低工资对农民工就业和工作时间的影响。

表 1 农民工就业和工作时间的 Moran's I 指数

年份	就业						工作时间					
	邻接空间权重		地理距离权重		经济距离权重		邻接空间权重		地理距离权重		经济距离权重	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性
2010	0.2870***	0.2210**	0.1030	0.0930	0.0770	-0.0590	0.1630*	0.4370***	0.0610	0.1760**	-0.2280	-0.1830
2011	0.2200**	0.2390**	0.1100*	0.1470**	0.2340**	0.2190**	0.2940***	0.4510**	0.1140*	0.1810**	-0.1620	-0.1770
2012	0.2470**	0.3920***	0.1560**	0.1630**	0.1980*	0.1160	0.1160	0.2750***	0.0110	0.1270*	-0.1570	-0.1300
2013	0.1720*	0.2820***	0.0900	0.1460**	0.2150**	0.1280	0.1970**	0.3480***	0.0100	0.1870***	-0.2150	-0.1640
2014	0.1860*	0.3560***	0.0980	0.1940***	0.2120**	0.1750*						
2015	0.3490***	0.3600***	0.1880***	0.1720***	0.1950*	0.0960	0.2020**	0.3270***	0.1310**	0.1210*	0.0650	-0.0440
2016	0.4410***	0.4220***	0.1940***	0.1910***	0.1110	0.0750	0.0170	0.0710	0.0190	0.0320	-0.0780	-0.0220
2017	0.5350***	0.5400***	0.2620***	0.2580***	0.1860**	0.1800**	0.0600	0.2760***	0.0330	0.1450***	0.0500	0.0730

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

(三)回归模型设定

Elhorst^[28]指出空间计量模型中包含三种不同的交互作用,分别为被解释变量之间存在的内生交互效应、解释变量之间的外生交互效应和误差项之间的交互效应。包含内生交互效应的模型,即空间滞后模型,又称空间自回归模型(SAR);包含误差项之间的交互效应的模型,即空间误差模型(SEM);包含内生交互效应和外生交互效应的模型,即空间杜宾模型(SDM),其中空间杜宾模型是更为一般的形式,空间自回归模型和空

① 对于微观数据,变量的内生问题要小很多,最低工资随时间、随地区的变化差异相对于微观数据该差异可以视为外生的^[4]。因此,通过微观数据进行合成省级面板数据,将使得内生性问题的解决更合理。

间误差模型是空间杜宾模型的特例。

本文借鉴郑适等^[19]的研究思路,通过空间 Durbin(杜宾)模型,构建农民工的就业方程和工作时间方程,具体的设定如下:

$$Y_{i,t} = \alpha l_n + \rho WY_{i,t} + X_{i,t}\beta + WX_{i,t}\theta + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: i 表示省份; t 表示年份; $Y_{i,t}$ 是各省份农民工的就业率和工作时间的对数; l_n 代表一个与常数项参数 α 有关的 $n \times 1$ 阶向量; W 为 $n \times n$ 维的空间权重矩阵; $X_{i,t}$ 为区域经济控制变量,表示随时间变化的经济条件且不受最低工资政策变动影响的因素,扰动项 $\varepsilon_{i,t}$ 的分布为 $\varepsilon_{i,t} \sim (0, \sigma^2 I_n)$ 。方程(1) $\rho WY_{i,t}$ 表示内生的交互效应,度量空间滞后对被解释变量的影响。 $WX_{i,t}\theta$ 表示外生的交互效应,代表其他地区的解释变量的影响,即空间溢出效应。

数据的生成过程如式(2)所示:

$$Y_{i,t} = (I_n - \rho W)^{-1}(\alpha l_n + X_{i,t}\beta + WX_{i,t}\theta + \varepsilon_{i,t}) \quad (2)$$

LeSage 和 Pace^[29]建议可以通过估计方程(1)的参数所获得的结果检验原假设 $H_0: \theta = 0$ 和 $H_1: \theta + \rho\beta = 0$ 。第一个原假设用来检验空间杜宾模型是否能够简化称为空间滞后模型,第二个原假设用来检验空间杜宾模型对否能够简化为空间误差模型,两种检验均服从自由度为 K 的卡方分布。如果检验结果拒绝了上述两种假设,意味着使用空间杜宾模型可以很好的拟合数据。

考虑到最低工资和农民工劳动供给之间可能存在非线性的关系,本文基于空间面板杜宾模型将表示省份相对最低工资的解释变量 $MW_{i,t}$ 及其平方项加入方程(1)中。

农民工劳动供给方程可以表示为

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \rho \sum_{j=1}^n \omega_{i,j} \times Y_{i,t} + \beta_1 MW_{i,t} + \beta_2 MW_{i,t}^2 + X_{i,t}\beta + \theta_1 \sum_{j=1}^n \omega_{i,j} \times MW_{i,t} + \theta_2 \sum_{j=1}^n \omega_{i,j} \times MW_{i,t}^2 + \sum_{j=1}^n \omega_{i,j} \times X_{i,t}\delta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

方程(3)中考虑省份固定效应和年份效应。为了理清最低工资标准提升对农民工劳动供给的影响,可以将主要的回归结果进行分解。LeSage 和 Pace^[29]认为偏微分可以解释为模型设定中变量变化的影响,可以作为检验是否存在空间溢出效应的基础。如果一个地区中某一个解释变量的变化不仅会改变这个地区自身的被解释变量,而且会改变其他地区的被解释变量,就可以将总效应分解成直接效应和间接(溢出)效应。可以将方程(2)改写为

$$Y_{i,t} = (I_n - \rho W)^{-1}\alpha l_n + (I_n - \rho W)^{-1}(X_{i,t}\beta + WX_{i,t}\theta) + (I_n - \rho W)^{-1}\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

将方程(4)进一步扩展为

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{nk}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(y_n)}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial E(y_n)}{\partial x_{nk}} \end{bmatrix} = (I_n - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & \omega_{12}\theta_k & \cdots & \omega_{1n}\theta_k \\ \omega_{21}\theta_k & \beta_k & \cdots & \omega_{2n}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_{n1}\theta_k & \omega_{n2}\theta_k & \cdots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (5)$$

矩阵 $(I_n - \rho W)^{-1}(\beta_k + W\theta_k)$ 的主对角线元素代表直接效应,而非主对角线元素对应的交叉导数代表间接效应。

(四)变量说明

(1)被解释变量:就业率和工作时间对数。本文基于流动人口数据中各省份比较容易受到最低工资提升影响的初中及以下学历农民工,计算其平均就业率和工作时间对数作为被解释变量。

(2)解释变量:相对最低工资和相对最低工资平方项。相对最低工资选取为各省名义最低工资占城镇在岗职工月平均工资的比重。农民工的劳动供给受到区域经济环境的影响,在区域经济因素中相对最低工资反映各地区控制区域价格的基础上最低工资的相对水平。由于我国最低工资没有统一指标,各个地区调整最低工资标准是非同步性的,通常设置具有梯度的最低工资标准,本文选取各地区最低工资的最高值进行计算。使用相对最低工资在区域间充分可比,一定程度上控制了忽略宏观经济或描述其他影响因素随着时间变化的所产生的潜在偏差。

(3)区域经济控制变量,主要包括 15~64 岁劳动年龄人口占总人口的比重、城镇登记失业率、市场化水平、城镇居民人均消费支出、人均固定资产投资、进出口总额^①。

变量的统计性描述见表 2,本文按照性别分类,统计了女性农民工和男性农民工的就业率及工作时间。由于 2014 年流动人口动态监测数据缺失工作时间变量,因此相比于就业变量,样本量缺少一年数据。

表 2 变量的统计性描述

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
女性就业率	248	0.65	0.20	0.20	0.98
男性就业率	248	0.91	0.08	0.41	0.99
女性工作时间/小时	217	55.79	4.24	42.39	66.05
男性工作时间/小时	217	57.11	4.16	36.42	66.16
相对最低工资	248	0.31	0.05	0.16	0.42
劳动年龄人口占比	248	0.74	0.03	0.67	0.84
城镇登记失业率	248	0.03	0.66	0.01	0.04
市场化	248	6.04	2.07	-0.23	10.00
人均消费支出/元	248	16850.94	5632.78	8786.50	39856.76
人均固定资产投资/亿元	248	30286.94	14155.46	5795.39	81666.84
进出口总额/亿元	248	7482.29	13874.63	19.74	80583.11

三、回归结果

(一)基于空间面板数据的农民工就业方程的回归结果

基于双向固定效应的空间杜宾模型,采用 Wald 检验考察空间杜宾模型中各个解释变量的影响,判断原假设是否成立,检验建模的合理性。结果显示,女性农民工就业方程的空间滞后的检验值为 27.76,空间误差的检验值为 27.83,均通过了 1% 的显著性检验。男性农民工就业方程的空间滞后的检验值为 16.54,空间误差的检验值为 19.68,均通过了 5% 的显著性检验。农民工的就业方程的检验结果意味着可以拒绝原假设,空间杜宾模型的选择是合理的。由于相比于男性农民工,女性农民工的人力资本水平较低,其就业将更容易受到最低工资标准提升的影响,回归方程选择固定效应还是随机效应,以女性农民工的就业方程的检验结果为例,Hausman 检验的 $P=30.58$,通过了 1% 的显著性检验,表明应该选择固定效应,而非随机效应^②。表 3 给出了基于面板空间杜宾模型计算的农民工就业方程的回归结果。

表 3 农民工就业方程的空间计量回归结果

解释变量	女性			男性		
	邻接空间权重	地理距离权重	经济地理权重	邻接空间权重	地理距离权重	经济地理权重
相对最低工资	3.5456**	3.6196**	3.1186*	0.7178	0.4009	-0.1259
相对最低工资平方	-4.5086*	-4.7141**	-3.9745*	-1.2822	-0.7288	0.0980
劳动年龄人口占比	0.9637	1.1555	0.8933	0.2214	0.3564	0.5625
城镇登记失业率	-0.0429	-0.0415	-0.0197	0.0205	0.0212	0.0367**
市场化	-0.0161	-0.0080	0.0003	-0.0006	0.0102	0.0114
人均消费支出对数	0.0508	-0.1026	-0.1720	-0.1314	-0.1399	-0.1625
人均固定资产投资对数	-0.0057	0.0131	-0.0307	-0.0109	-0.0156	-0.0110
进出口总额对数	0.0442**	0.0535**	0.0304	0.0203	0.0255	0.0309
W_相对最低工资	-5.9204	-6.7231	-1.6065	0.4686	0.4942	0.9258
W_相对最低工资平方	9.2522	9.3389	4.5937	-1.0638	-1.3164	-1.0644
W_劳动年龄人口占比	1.0776	-1.8133	0.7523	-1.1133	-0.5516	0.5499
W_城镇登记失业率	-0.1105	-0.1646*	0.0118	-0.0287	-0.0154	0.1064**
W_市场化	0.0546	0.0833*	0.0766*	0.0687	0.0451*	0.0065
W_人均消费支出对数	-0.5295***	-0.5362	0.7470***	-0.1505**	-0.3100	0.1007
W_人均固定资产投资对数	-0.2611***	-0.1840*	0.0359	-0.0521	-0.0597	0.0147
W_进出口总额对数	0.0471	-0.0648	0.0088	-0.0146	-0.0275	0.0043
ρ	0.0732	0.1836	0.0937	-0.0079	0.0781	-0.0620
σ^2	0.0034***	0.0037	0.0036***	0.0012***	0.0013***	0.0013***
Within- R^2	0.5196	0.4530	0.4539	0.3612	0.3425	0.3053
Between- R^2	0.3524	0.2646	0.3074	0.5277	0.5060	0.5387
Overall- R^2	0.0010	0.0204	0.3406	0.4409	0.3794	0.4069
Log-pseudolikelihood	351.1828	341.2606	344.0253	482.6634	473.1787	474.7355
样本量	248	248	248	248	248	248

注:***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

① 市场化数据来自王小鲁等^[30]编制的《中国分省份市场化指数报告(2018)》。进出口总额为按照境内目的地、货源地分类的数据,用当年美元汇率换算成人民币。

② 本文也应用了面板固定效应方法分析了最低工资对农民工就业和工作时间影响,限于篇幅在正文中不列示回归结果。面板数据的固定效应的结果表明最低工资对女性农民工就业存在非线性影响,对男性农民工就业的影响不显著;对女性农民工和男性农民工的工作时间均存在非线性影响。感兴趣的读者可以向作者索取。

由表3可知,控制了区域经济变量的影响,最低工资提升对女性农民工就业具有非线性的影响,对男性农民工的就业影响并不显著。主要缘于较低的人力资本水平,使得相对于男性农民工工资较低,对最低工资标准的调整更为敏感的女性农民工,面临更大的失业风险和替代风险^①。当最低工资较低时,适度提升最低工资有助于女性农民工就业的增加。当企业面临越大的成本压力时,最低工资提升倒逼企业进行创新并调整生产决策,以期获取更高的利润抵消最低工资标准提升带来的劳动力成本,从而不会对农民工的就业产生消极影响,甚至会促进农民工就业。基于三种不同的空间权重得出的回归结果没有太大差异,说明本文的研究结果是稳健的。表3的结果验证了研究假设H1,该假设成立。

表4列出了最低工资对农民工就业的直接效应和间接效应。基于邻接空间权重和地理距离权重的结果较为稳健,最低工资对农民工就业的直接效应依然呈现出非线性特征。然而,最低工资的间接效应的回归系数并不显著,说明虽然存在农民工就业集聚的现象,但是没有发现最低工资存在空间溢出的证据。最低工资对农民工就业的影响主要来源于本省份最低工资的调整,而非其他地区的溢出影响。表4的结果未能支持研究假设H3a,该假设不成立。

表4 农民工就业方程的直接效应和间接效应的回归结果

解释变量		女性			男性		
		邻接空间权重	地理距离权重	经济地理权重	邻接空间权重	地理距离权重	经济地理权重
直接效应	相对最低工资	3.4327**	3.4362**	3.0210*	0.6947	0.3820	-0.1685
	相对最低工资平方	-4.3261*	-4.4600*	-3.7649	-1.2437	-0.7064	0.1558
	劳动年龄人口占比	1.0087*	1.1242	0.9337	0.2396	0.3584	0.5590
	城镇登记失业率	-0.0450	-0.0473	-0.0196	0.0205	0.0206	0.0345**
	市场化	-0.0148	-0.0053	0.0026	-0.0008	0.0109	0.0118
	人均消费支出对数	0.0434	-0.1162	-0.1506	-0.1289	-0.1417	-0.1625
	人均固定资产投资对数	-0.0073	0.0104	-0.0287	-0.0098	-0.0155	-0.0110
	进出口总额对数	0.0450**	0.0513**	0.0310	0.0203	0.0251*	0.0308**
间接效应	相对最低工资	-6.0206	-7.3001	-1.5405	0.4675	0.5587	0.9242
	相对最低工资平方	9.5180	10.1445	4.8111	-1.0416	-1.4722	-1.0622
	劳动年龄人口占比	1.2652	-1.9828	0.9507	-1.1055	-0.5790	0.4832
	城镇登记失业率	-0.1188	-0.2129**	0.0157	-0.0254	-0.0139	0.1010**
	市场化	0.0562	0.0988*	0.0831*	0.0674***	0.0490*	0.0050
	人均消费支出对数	-0.5729***	-0.6859	0.7789**	-0.1533	-0.3540	0.0917
	人均固定资产投资对数	-0.2831***	-0.2257**	0.0338	-0.0487	-0.0652	0.0151
	进出口总额对数	0.0495	-0.0729	0.0116	-0.0178	-0.0306	0.0009

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。

虽然最低工资对农民工就业不存在空间溢出效应,但可以发现城镇登记失业率、市场化、人均消费支出和人均固定资产投资存在空间溢出效应。这缘于当失业率升高时,女性农民工并没有竞争优势,虽然失业和空缺岗位同时存在,但是男性农民工会更快的找到工作,而女性农民工的就业将会变得更加困难。市场化的空间溢出表现为对就业的促进作用,原因在于周边市场化程度越高的地区对劳动力需求增加,创造了大量的就业岗位,同时由于劳动力市场资源配置效率进一步提高,降低了劳动力的流动成本,优化了农民工在地区间和企业间的自由流动,搜寻成本的降低提高了农民工就业再配置的效率,使得农民工获得更多的就业机会,为提高农民工就业创造了有利环境。人均消费支出和人均固定资产投资对农民工就业的溢出效应为抑制作用,由于消费支出占农民工生活支出的比例较高,在相同的工资水平下,消费支出越高的地区对劳动力就业选择的拉力越小,将不利于农民工就业;当固定资产投资增长时,企业调整生产要素的组合,将会使用资本替代劳动,而技能水平较低的女性农民工极易受到替代,因此对其就业产生了消极影响。

(二)基于空间面板数据的农民工工作时间方程的回归结果

由于2014年的流动人口数据中缺失农民工工作时间的信息,分析时从2014年开始,后一年的数据替代上一年的数据。表5表明最低工资对农民工工作时间呈现出倒“U”型的影响,这可能缘于工资水平较低时,

① 意味着可能存在性别歧视,通过各种途径让全社会认识到对女性存在的性别偏见及其对女性人才成长的危害,根除性别歧视的现象,需加大对女性就业权益的保护力度^[31]。

最低工资提升使得员工更加努力工作,此时收入效应大于替代效应,同时企业延长员工的工作时间抵消劳动力成本的上涨,导致农民工工作时间上升。但是工资水平较高时,最低工资提升并不会进一步激发员工的工作热情,由于低收入农民工的收入受益于较高的最低工资水平,此时农民工更倾向于闲暇,即替代效应大于收入效应,导致工作时间下降。由于就业和工作时间之间存在替代,最低工资提升后企业短期内没有调整生产计划,如果存在解雇成本,企业可能会延长劳动力的工作时间。如果企业可以调整生产计划,由于劳动力成本的上涨,企业可能会选择减少在岗农民工的工作时间,因此最低工资对农民工工作时间的影响可能呈现倒“U”型特征,研究假设 H2 成立。

表 5 农民工工作时间方程的空间计量回归结果

解释变量	女性			男性		
	邻接空间权重	地理距离权重	经济地理权重	邻接空间权重	地理距离权重	经济地理权重
相对最低工资	3.5823**	3.3847**	2.9671*	4.4433**	3.9697**	3.5686**
相对最低工资平方	-5.4563**	-5.1189**	-4.6092**	-6.6624**	-5.9556**	-5.4667**
劳动年龄人口占比	0.3060	0.4241*	0.4253	0.1167	0.3146	0.1719
城镇登记失业率	0.0182**	0.0188*	0.0205	0.0157*	0.0160*	0.0177
市场化	-0.0019	0.0001	0.0054	-0.0075	-0.0037	0.0010
人均消费支出对数	-0.0027	-0.0234	-0.0885	-0.0010	0.0040	-0.0183
人均固定资产投资对数	0.0090	0.0121	0.0165	0.0182	0.0181	0.0241
进出口总额对数	-0.0049	-0.0023	0.0119	-0.0006	0.0048	0.0175
W_相对最低工资	-3.5651***	-3.0637	-0.3275	-4.9753***	-4.0236	-1.8289
W_相对最低工资平方	4.4748**	3.6618	0.4855	6.3211**	5.1687	2.6392
W_劳动年龄人口占比	-0.9197*	-1.251**	1.2549**	-0.9351*	-1.4335**	1.0530
W_城镇登记失业率	-0.0495*	-0.0531	0.0665***	-0.0805**	-0.0699	0.0383*
W_市场化	0.0055	0.0198	-0.0066	0.0087	0.0158	-0.0054
W_人均消费支出对数	-0.2300	-0.2230**	0.0093	-0.1584*	-0.1823*	-0.0198
W_人均固定资产投资对数	-0.0140**	-0.0308	0.0048	-0.0620	-0.0509	-0.0188
W_进出口总额对数	0.0319	0.0430	-0.1038***	0.0532**	0.0451*	-0.0797**
ρ	0.4158	0.5194***	0.3341***	0.4668***	0.6161***	0.4221***
σ^2	0.0009	0.0009***	0.0010***	0.0011***	0.0010***	0.0012***
Within- R^2	0.7310	0.7254	0.7209	0.6383	0.6225	0.5902
Between- R^2	0.0099	0.0077	0.0311	0.0092	0.0051	0.0046
Overall- R^2	0.3266	0.3007	0.1338	0.0593	0.1776	0.0905
Log-pseudolikelihood	449.8950	452.3425	443.6919	429.4207	430.3874	415.3504
样本量	217	217	217	217	217	217

注:***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

表 6 表明最低工资对农民工工作时间的直接效应是非线性的,基于邻接空间权重的回归结果显示,最低工资对农民工工作时间的间接效应是线性的,存在最低工资的空间溢出效应。其他地区最低工资提升将会降低本地的农民工的工作时间,这可能缘于一种潜在的近似补偿的机制,如果本地最低工资与其他地区的最低工资之间距离拉大,则企业将会减少本地农民工的工作时间,有助于缓解农民工群体的过度劳动。表 6 的结果验证了研究假设 H3b,该假设成立。

从表 6 中依然可以发现劳动年龄人口占比和人均消费支出对农民工工作时间存在空间溢出效应。基于邻接空间权重和地理距离权重估计的劳动年龄人口占比对农民工工作时间的影响和基于经济地理权重估计的结果正好相反,这可能是缘于区位间越近的地区劳动力市场之间的联系越紧密,劳动年龄人口占比上升造成了劳动供给的上升,使得工资下降,劳动力的价格下降,企业可能会雇佣更多的劳动力,完成额定的生产,进而使得农民工工作时间减少;而经济地理权重越小意味着两个地区间经济发展状况的差距较大,若经济地理权重越大意味着两个地区间经济发展状况的比较接近,存在一定的竞争性,如果其他地区的劳动年龄人口上升,本地缺乏劳动力,将会导致本地农民工工作时间的延长。人均消费支出对农民工工作时间的溢出效应表现为消极影响,缘于消费支出越高的地区对产品的需求上升,通过规模效应将会拉动就业的上升,如果产出不变,那么单位所需的工作时间将下降。

表 6 农民工工作时间方程的直接效应和间接效应的回归结果

解释变量		女性			男性		
		邻接空间权重	地理距离权重	经济地理权重	邻接空间权重	地理距离权重	经济地理权重
直接效应	相对最低工资	3.2802*	3.2083*	3.0023*	3.9868**	3.7118*	3.4821*
	相对最低工资平方	-5.1083**	-4.9487*	-4.6723**	-6.1335**	-5.6828**	-5.3614**
	劳动年龄人口占比	0.2218	0.3283	0.5555**	0.0048	0.1600	0.3180
	城镇登记失业率	0.0130	0.0142	0.0268*	0.0057	0.0079	0.0231
	市场化	-0.0013	0.0022	0.0049	-0.0066	-0.0018	0.0004
	人均消费支出对数	-0.0302	-0.0471	-0.0907	-0.0246	-0.0209	-0.0219
	人均固定资产投资对数	0.0091	0.0105	0.0179	0.0118	0.0136	0.0232
	进出口总额对数	-0.0021	0.0012	0.0020	0.0055	0.0100	0.0080
间接效应	相对最低工资	-3.4403*	-2.5762	-1.0220	-5.0862*	-3.9028	-0.5156
	相对最低工资平方	3.7298	1.9806	1.6186	5.6724	3.7354	0.5243
	劳动年龄人口占比	-1.2511*	-2.0499**	1.9348***	-1.4998	-3.0241**	1.7964**
	城镇登记失业率	-0.0659	-0.0859	0.1020***	-0.1246*	-0.1462	0.0730
	市场化	0.0055	0.0383	-0.0084	0.0081	0.0324	-0.0087
	人均消费支出对数	-0.3723***	-0.4726**	-0.0297	-0.2789***	-0.4535***	-0.0448
	人均固定资产投资对数	-0.0112	-0.0441	0.0160	-0.0886	-0.0906	-0.0136
	进出口总额对数	0.0444	0.0815	-0.1417***	0.0892*	0.1164	-0.1154**

注:***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

(三)基于空间面板数据的农民工劳动供给方程的回归结果

由于就业率和工作时间的乘积为劳动供给,在表 4 和表 6 基础上,给出表 7 用以分析最低工资提升对农民工劳动供给的影响。由通过表 7 可以发现,最低工资提升对农民工劳动供给没有发生影响,这可能主要缘于自人力资源和社会保障部自 2015 年发布的《关于做好最低工资标准调整工作的通知》以来,各地区应充分考虑当地经济形势发展和企业实际情况,统筹兼顾企业承受能力和保障劳动者最低劳动报酬权益,适度放缓最低工资调整频率,将最低工资由每两年至少调整一次改为每两年至三年至少调整一次。至今,多省市已逾两年方才调整最低工资,最低工资已进入调整放缓期,因此最低工资的作用效果减弱,对农民工劳动供给未发生影响。表 7 的结果未能支持研究假设 H3c,假设不成立,最低工资对农民工劳动供给不存在空间溢出效应。

表 7 农民工劳动供给方程的直接效应和间接效应的回归结果

解释变量		女 性			男 性		
		邻接空间权重	地理距离权重	经济地理权重	邻接空间权重	地理距离权重	经济地理权重
直接效应	相对最低工资	8.5619	5.8033	5.0408	4.3776	3.5690	2.4361
	相对最低工资平方	-12.1738	-7.5589	-6.4327	-6.9168	-5.5995	-4.0068
间接效应	相对最低工资	-14.7738	-41.9721	-15.9754	-3.4442	-3.4966	-0.0457
	相对最低工资平方	18.5199	57.3995	29.6370	2.6833	1.7526	-0.5402

四、结论与政策建议

本文基于 2010—2017 年流动人口动态监测数据合成的省级面板数据构建了空间杜宾模型用以分析最低工资对农民工劳动就业和工作时间的影响,并进一步分解成直接影响和间接影响(空间溢出),进而探索最低工资对农民工劳动供给是否存在空间溢出效应。基于三种不同的空间权重矩阵,本文的分析得到以下结论。首先,农民工的就业和工作时间均存在空间相关,表现为劳动供给的空间集聚特征。其次,本文发现最低工资对农民工就业和工作时间呈现出非线性的影响。最后,最低工资就业效应与劳动供给效应间并未发现空间溢出效应,最低工资对农民工的工作时间的影响存在空间溢出效应。

最低工资提升对女性农民工就业具有非线性的影响,呈现出倒“U”型特征,对男性农民工的就业影响并不显著,适度提升最低工资有助于女性农民工就业的增加。基于三种不同的空间权重得出的回归结果没有太大差异,说明本文的研究结果是稳健的。然而,间接效应的回归系数并不显著,说明虽然存在农民工就业集聚的现象,但是没有发现最低工资对农民工就业存在空间溢出。最低工资对农民工就业的影响主要来源于本省份最低工资的调整,而非其他地区最低工资调整的空间溢出效应。

最低工资提升对农民工工作时间呈现出倒“U”型的影响。进一步的分析发现,最低工资工作时间效应的直接效应呈现出倒“U”型的非线性影响;基于邻接空间权重的回归结果显示,最低工资工作时间的间接效

应是负向的,意味着其他地区最低工资提升将会降低本地的农民工的工作时间,如果本地最低工资与其他地区的最低工资之间的梯度拉大,为了减少劳动力流向相邻地区,则企业将会减少本地农民工的工作时间,将会缓解农民工群体的过度劳动。

最低工资对农民工就业和工作时间的非线性影响说明,提升最低工资并一定会损害就业或导致农民过度劳动,延长农民工的工作时间,最低工资提升对农民工劳动供给的影响虽然不显著,但存在一定的非线性影响。目前我国最低工资水平一直低位运行,且调整频率放缓,最低工资水平和调整频率均仍有较大的提升空间,适度上调最低工资不仅有助于农民工获得高工资,而且不会对其劳动供给产生较大的消极影响。最低工资对农民工的工作时间具有消极的空间溢出效应,说明合理利用最低工资的溢出效应,在一定的梯度空间范围内,最低工资将降低区域劳动力市场的农民工工作时间。因此,政府在制定和调整最低工资标准时不能简单地只考虑本地的经济发展情况,应当着眼于区域劳动力市场,参考毗邻地区的最低工资标准的调整情况,与周边地区的最低工资标准调整的步调保持协调,将省份之间的最低工资标准的差距控制在合理的范围之内。同时要加强区域间的经济交流合作,应考虑区域经济的协调发展,利用就业的集聚特征创造出更多的就业岗位。在提升最低工资的同时,政府部门应大力开发适合于低技能女性农民工就业的工作岗位,多增加就业门槛相对较低的服务型工作岗位,避免最低工资在促进农民工工资增长的同时,对女性农民工就业产生受到较大的消极影响。

参考文献

- [1] NEUMARK D. The econometrics and economics of the employment effects of minimum wages: Getting from known unknowns to known knowns[J]. *German Economic Review*, 2019, 20(3): 293-329.
- [2] 段志民, 郝枫. 最低工资政策的城镇家庭收入分配效应研究[J]. *统计研究*, 2019, 36(7): 65-76.
- [3] CLEMENS J, WITHER M. The minimum wage and the great recession: Evidence of effects on the employment and income trajectories of low-skilled workers[J]. *Journal of Public Economics*, 2019(170): 53-67.
- [4] 马双, 张劼, 朱喜. 最低工资对中国就业和工资水平的影响[J]. *经济研究*, 2012(5): 133-147.
- [5] CARD D. Do minimum wages reduce employment? A case study of California, 1987—1989[J]. *Industrial and Labor Relations Review*, 1992, 46(1): 38-54.
- [6] GIULIANO L. Minimum wage effects on employment, substitution, and the teenage labor supply: Evidence from personnel data[J]. *Journal of Labor Economics*, 2013, 31(1): 155-194.
- [7] BELMAN D, WOLFSON P. What does the minimum wage do?[M]. Kalamazoo: Upjohn Press, 2014.
- [8] CHRISTL M, KÖPPL-TURYNA M, KUCSERA D. Revisiting the employment effects of minimum wages in Europe[J]. *German Economic Review*, 2017, 19(4): 426-465.
- [9] COUCH K A, WITTENBURG D C. The response of hours of work to increase in the minimum wage[J]. *Southern Economic Journal*, 2001, 68(1): 171-177.
- [10] BORRAZ F, NICOLÁS GONZÁLEZ-PAMPILLÓN. Assessing the distributive effects of minimum wage[J]. *Review of Development Economics*, 2017, 21(3): 1081-1112.
- [11] MICHL T. Can rescheduling explain the Jersey minimum wage studies?[J]. *Eastern Economic Journal*, 2000, 26(3): 265-276.
- [12] 张世伟, 韩笑. 最低工资标准提升对农民工劳动供给的影响[J]. *人口学刊*, 2019, 41(3): 90-98.
- [13] STROBL E, WALSH F. The ambiguous effect of minimum wages on hours[J]. *Labor Economics*, 2011, 18(2): 218-228.
- [14] KALENKOSKI C M, LACOMBE D J. Minimum wages and teen employment: A spatial panel approach papers in regional science[J]. 2013, 92(2): 407-417.
- [15] KALENKOSKI C M, LACOMBE D J. Effects of minimum wages on youth employment: The importance of accounting for spatial correlation[J]. *Journal of Labor Research*, 2008, 29(4): 303-317.
- [16] DOLTON P, BONDIBENE C R, STOPS M. Identifying the employment effect of invoking and changing the minimum wage: A spatial analysis of the UK[J]. *Labor Economics*, 2015, 37: 54-76.
- [17] 杨翠迎, 王国洪. 最低工资标准对就业: 是促进, 还是抑制? ——基于中国省级面板数据的空间计量研究[J]. *经济管理*, 2015(3): 23-33.
- [18] 任玉霜, 曲秉春, 李盛基. 最低工资制度会引起失业吗? ——基于空间面板 Durbin 模型估计结果[J]. *管理世界*, 2016(12): 172-173.
- [19] 郑适, 秦明, 樊林峰, 等. 最低工资, 空间溢出与非农就业——基于空间杜宾模型的分析[J]. *财贸经济*, 2016, 37(12): 133-143.
- [20] BURDETT K, MORTENSEN D T. Wage differentials, employer size, and unemployment[J]. *International Economic Review*, 1998, 39(2): 257-273.
- [21] MANNING A. The elusive employment effect of the minimum wage[R]. London: the London School Of Economics, 2016:

- No. 1428.
- [22] BROWN A J G, MERKL C, SNOWER D J. The Minimum wage from a two-sided perspective[J]. *Economics Letters*, 2014, 124(3): 389-391.
 - [23] MANNING A. *Monopsony in motion: Imperfect competition in labor markets*[M]. New Jersey: Princeton University Press, 2003.
 - [24] 杨娟, 李实. 最低工资提高会增加农民工收入吗?[J]. *经济学: 季刊*, 2016, 15(4): 1563-1580.
 - [25] NEUMARK D, WASCHER W. Employment effects of minimum and subminimum wages: Panel data on state minimum wage laws[J]. *Industrial and Labor Relations Review*, 1992, 46(1): 55-81.
 - [26] CARD D, KRUEGER A. Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania[J]. *American Economic Review*, 1994, 84(4): 772-793.
 - [27] 梁琦, 王斯克. 最低工资标准、空间溢出与劳动力错配[J]. *湖南师范大学社会科学学报*, 2019(4): 83-91.
 - [28] ELHORST J P. *Spatial econometrics: From cross-section to spatial panels*[M]. Heidelberg: Springer, 2014.
 - [29] LESAGE J P, PACE R K. *Introduction to spatial econometrics*[M]. Boca Raton: CRC Press Taylor & Francis Group, 2008.
 - [30] 王小鲁, 樊纲, 胡里鹏. *中国分省份市场化指数报告(2018)*[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
 - [31] 罗青兰. *女性高层次人才职业成功影响因素研究*[M]. 北京: 人民出版社, 2018.

Does the Minimum Wage Have a Spatial Spillover Effect on Labor Supply of Rural Migrant Workers? An Analysis of Spatial Durbin Model Based on Provincial Panel Data

Han Xiao¹, Zhang Shiwei²

(1. Business School, Jilin University, Changchun 130012, China;

2. Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: This paper analyzes whether the minimum wage has spatial spillover effect on labor supply of rural migrant workers by using the spatial panel Doberman mode. It is found that the minimum wage has no spatial spillover effect on the labor supply of rural migrant workers, which mainly shows that the minimum wage has no significant spatial spillover effect on the employment of rural migrant workers, and the minimum wage has a significant negative spatial spillover effect on the working hours of rural migrant workers. The minimum wage has an inverted-U-shaped effect on the employment of female rural migrant workers, while the minimum wage has no significant effect on the employment of male rural migrant workers; the minimum wage has an inverted-U-shaped effect on the working hours of female rural migrant workers and male rural migrant workers.

Keywords: minimum wage; employment; working hours; labor supply; space spillover effect; spatial Durbin model