

最低工资与女性劳动市场表现

王艺茜

重庆大学公共管理学院, 重庆

收稿日期: 2023年9月8日; 录用日期: 2023年10月20日; 发布日期: 2023年10月31日

摘要

本文基于2002年与2013年中国家庭调查的微观数据以及中国2004~2018年31个省市的省际面板数据, 实证研究了最低工资的变化对城镇单位中女性劳动市场表现的影响。女性劳动市场表现用城镇女性劳动收入与城镇单位女性职工就业人数占比两个指标来衡量。研究表明: 在控制相应的变量后, 不管是东部还是西部, 最低工资的提升都会显著提高女性的劳动收入, 且这种影响会逐渐减小。在稳健性检验中, 本文另外建立了双重差分模型来减小内生性的影响。从女性就业方面来看, 不管是当期还是滞后期, 最低工资都会对城镇女性就业占比产生显著的消极影响。分地区来看, 最低工资水平上涨对我国城镇女性就业的影响有所不同。本文研究结果发现, 最低工资对西部地区女性就业的负向影响最小, 东部次之, 中部最大, 且在西部地区, 最低工资水平上涨对我国城镇女性就业的影响转为正向。

关键词

最低工资, 女性劳动市场表现, 劳动收入, 女性就业比例, 滞后影响

Minimum Wage and Female Labor Market Performance

Yixi Wang

School of Public Policy and Administration, Chongqing University, Chongqing

Received: Sep. 8th, 2023; accepted: Oct. 20th, 2023; published: Oct. 31st, 2023

Abstract

Based on the micro-data of the 2002 and 2013 Chinese household surveys and the inter-provincial panel data of 31 provinces and cities in China from 2004 to 2018, this paper empirically studies the impact of changes in the minimum wage on the performance of the female labor market in urban units. The performance of the female labor market is measured by two indicators: urban female labor income and the proportion of female employees in urban units. The research results show that

after controlling for the corresponding variables, whether it is in the east or the west, the increase in the minimum wage will significantly increase women's labor income, and this effect will gradually decrease. In the robustness test, a difference-in-differences model is established to reduce the effect of endogeneity. From the perspective of female employment, the minimum wage will have a significant negative impact on the proportion of female employment regardless of the current period or the lag period. In terms of different regions, the increase in the minimum wage level has different effects on the employment of urban women in my country. As a result, this study finds that the minimum wage has the least negative impact on female employment in the western region, followed by the eastern region and the central region. However, in the western region, the increase in the minimum wage level has a positive impact on the employment of urban women in my country.

Keywords

Minimum Wage, Female Labor Market Performance, Labor Income, Female Employment Proportion, Lag Effects

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

改革开放以来, 女性劳动者的权益保护问题逐渐成为社会和谐的重要议题之一, 尽管我国已出台多项提高女性劳动者权益的法律法规, 但不得不承认, 女性的劳动地位依然处于弱势。根据北京大学开展的一项调查显示, 中国成年女性劳动参与率比成年男性低出了 8.69%, 且女性劳动者的平均收入只占男性劳动者的 64% [1], 该比例远远低于发达国家, 表明我国的就业性别差异问题依然严重。

最低工资制度, 作为我国调节就业矛盾的基本社会保障制度之一, 从 1994 年实行到现在已经历了二十几年的实践。但从世界经验来看, 最低工资制度也并不是只存在积极作用。近年来, 我国各省市不断上调最低工资标准, 这一方面加大了劳动需求方的用工成本, 另一方面, 我国最低工资占平均工资的比例还是远远达不到国际上公认的标准区间之内[2], 于是我国劳动者的理想工资水平也仍未达到。

女性在劳动市场中通常处于弱势地位, 这常常是受到传统糟粕观念、女性身体素质、家庭地位等综合因素的影响, 而从最低工资这一视角来考察其对女性劳动市场表现的影响将会是一个非常创新的切入点, 本文将分两个部分来具体研究此影响的程度、方向以及即期与滞后期影响程度的不同, 从而得出相应结果, 针对研究结果, 本文将提出相应的政府建议。

2. 文献综述

在最低工资制度对就业的影响方面, 已有大量文献在宏观与微观层面对其进行了阐述。在宏观层面, 目前还是以最低工资水平对就业会产生负面影响的观点占主导。比如 Alison [3]在其文章中提到了最低工资水平每上升十个百分点, 青少年的就业机会就减少一个百分点。国内张世伟与贾鹏[2]指出, 在最低工资水平上涨超过三十个百分点后, 虽然增加了低技能人群的收入, 但是对就业产生了负面影响。孙楚仁等[4]则发现, 最低工资上涨对出口型企业的就业人员影响会大于其它类型企业。在微观层面, 研究结果颇为争锋相对。比如曾经学术界就有一次针对美国快餐业内最低工资对就业影响的激烈争论, Katz 等[5]、Card 等[6]、Wascher 等[7]、Teulings [8]的文章受到了学界内极大的关注, 并且他们的研究结果都被证明是稳健的。

在最低工资水平对收入的影响方面,国内外文献的研究结论都有较大分歧。如 George 认为,最低工资的提高虽然会提高劳动者的名义工资,但工作时长延长后,会降低劳动者的实际工资。但也有 Katzkowicz 等[9]发现,最低工资对劳动结果有显著影响,近 20%的女性提高工资以达到最低工资标准。在国内,马双等[10]在其研究中发现,最低工资水平每上升 10%,制造业企业人员的平均工资将上涨约 0.4%。相反也有持不同意见的文献,如张世伟与贾鹏[2]认为,最低工资增长对工资增长的溢出效果与相对工资区间的提高呈负相关。叶林祥等[11]发现,最低工资水平上涨对工人薪酬增加的效果不显著。

在最低工资对就业性别差异的研究方面,不管是国内外,主流观点都较为一致,即最低工资水平的提升会造成对女性就业的负面影响。但是在此领域的研究文献较少,国外的早期文献居多,如 Mincer [12]通过研究美国特定年龄段的工作人群,发现女性就业比男性就业受到的负面影响更大;Brown 等[13]认为,最低工资制度的制定对就业群体整体会产生不利影响,但是女性受到的负面影响会更大。国内关于这方面的文献相比国外更为少见,目前国内最具有代表性的是刘玉成等[14]的研究最低工资对城镇女性就业挤出的文章,他提出不管是在当期还是滞后期,最低工资水平的上涨都会显著挤出女性就业人员的人数,且东西部有显著差别。

综上所述,目前学界内关于最低工资水平对女性劳动市场表现影响的文献较少,且研究存在以下不足之处:1) 以往研究的被解释变量多为女性就业的绝对量,这样无法直接观测出女性就业量的相对变化。2) 以往研究多只考虑了最低工资的当期影响,这一方法忽略了最低工资水平上涨的作用其实是惯性的。3) 以往研究没有综合分析女性市场劳动表现,将职业收入与就业比例变化分开研究,这不利于全面理解最低工资水平对女性劳动市场表现的影响。

3. 实证分析

3.1. 数据来源

城镇居民的收入数据来源于中国社科院的微观调查数据,本文所采取的是数据库中 2002 年、2007 年、2008 年与 2013 年的数据。该部分的基准回归采用的是 2002 年与 2013 年的微观数据,这是由于 2004 年后我国的最低工资制度才大范围实行,且 2002 年与 2013 年数据中所包含的抽样地区基本重合,选用这两年的数据进行截面分析更加具有对照参考意义。另外,在双重差分模型中,本文选用的是 2007 年与 2008 年两年连续数据,这是由于我国自 2004 年之后,要求各省市的最低工资标准至少要每两年调整一次,有的省市甚至每年都要调整,这就使两年间的数据有了可对比性。

本文在最低工资对女性就业影响的实证研究中所运用的变量均来自于《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》及各地方的统计年鉴。

3.2. 数据处理

本文数据处理的一大难点在于对各年份各省月最低工资标准的计算,由于各省份发布最低工作标准的时间不同,档次也不同,这就要求本文对最低工资数据进行统一的处理。本文采取了刘玉成等(2012) [14]的加权平均处理方法,将各年份最低工资的执行时间作为权数,对最低工资最高档与最低档的中间值进行加权平均。具体的算式为:

$$AMW_{it} = \left[\frac{\max MW_{i(t-1)} + \min MW_{i(t-1)}}{2} \times m + \frac{\max MW_{it} + \min MW_{it}}{2} \times (12 - m) \right] \times \frac{1}{12} \quad (1)$$

式中, $\max MW_{i(t-1)}$ 与 $\min MW_{i(t-1)}$ 分别表示的是前一年的最高档与最低档的最低工资标准, $\max MW_{it}$ 与 $\min MW_{it}$ 分别表示的是当年的最高档与最低档的最低工资标准。 m 表示上一个最低工资标准终止执行的月份, $(12 - m)$ 相应的就是当下最新标准执行的月份,最后整体除以 12 计算出加权平均后的月最低工资标准。

在进行最低工资对城镇女性收入影响的实证部分，本文选用了CHIP 2002与CHIP 2013调查省份中重合省份的数据，同时按照16岁~59岁的年龄标准对数据进行了进一步筛选。在进行最低工资对城镇女性就业影响的实证部分，AMW与人均GDP都以2004年为基期，用CPI指数对数据进行了平减。

3.3. 模型提出

3.3.1. 最低工资制度对城镇女性劳动收入影响的模型

该部分变量说明如下表1所示。

Table 1. Description of variables in the empirical part of the impact of the minimum wage system on the income of urban women's labor

表 1. 最低工资制度对城镇女性劳动收入影响实证部分的变量描述

变量类别	变量名	变量定义
因变量	lny	个体小时收入的对数
观察变量	lnAMW	加权最低工资标准的对数
控制变量	age	16~59岁年龄阶段群体
	marriage	婚姻状况
	edu	受教育状况
	workperiod	工作经验：用个体参加工作的时间来表示
	dwxz time treated inter	单位性质： 实验前-0，实验后-1 对照组-0，实验组-1 Time与treated交互项

在该部分中，被解释变量运用是个体小时收入。对于控制变量，婚姻[15]、受教育程度[16]、工作经验[17]、工作单位性质[18]等因素都被学界证明是对个体收入有影响的，因此需要对这些变量进行控制。

其截面分析模型为：

$$\ln y_i = \alpha + \beta_1 \ln AMW + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

模型中，被解释变量lny是个体小时收入的对数，lnAMW是所在省市加权平均后的月最低工资标准的对数， X_i 是表示包括年龄、婚姻状态、受教育状况等控制变量在内的个体的特征， ε_i 为随机扰动项。

下列为本部分提出的双重差分模型：

$$\ln y_i = \alpha + \beta_1 time + \beta_2 treated + \beta_3 inter + \beta_4 X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

式中，time为时间虚拟变量，time=0表示2007年，time=1表示2008年，treated=0为对照组，treated=1为实验组，inter为time与treated的交互项。其他变量含义均与式(2)相同。另外需要说明的是，本文将2008年调整过最低工资的省份设为实验组，包括广东、上海、重庆、安徽，将没有调整过的省份设为对照组，包括河南、浙江、江苏、四川、湖北。

3.3.2. 最低工资制度对城镇女性就业比例影响的模型

在当前研究领域内，极少有学者提出引入最低工资的滞后变量来解释女性就业的变化，国外的Neumark等[19]提出，若忽略最低工资的滞后值，将会使实证结果出现向上偏斜的情况。因此，本文引入了最低工资滞后一期的变量lnAMW(-1)作为重要的观察变量。为了阐明加入最低工资滞后变量的必要性，本文设计了三个回归方程，其中，方程(4)为主要模型，方程(5)与方程(6)则为参照模型，方程具体形式如下：

$$ratio_{i,t} = \alpha + \beta LnAMW_{i,t} + \gamma LnAMW_{i,t-1} + \eta x_{i,t} + \lambda y_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$ratio_{i,t} = \alpha + \beta LnAMW_{i,t-1} + \eta x_{i,t} + \lambda y_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$ratio_{i,t} = \alpha + \beta LnAMW_{i,t} + \eta x_{i,t} + \lambda y_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

方程中, $i=1,2,\dots,31$, 表示我国 31 个省市, $t=2004,2005,\dots,2018$, 表示年份。 $ratio_{i,t}$ 表示 i 省份 t 年城镇中女性就业人数占总就业人数的比例, $LnAMW_{i,t}$ 与 $LnAMW_{i,t-1}$ 则为观察变量。 x 与 y 分别表示实际控制变量与虚拟控制变量, 具体表现形式为: $x = (dedu, labor, dlngdp, lnld, ur, lncost)T$, $y = (west, middle, east)T$ 。 $\varepsilon_{i,t}$ 则为随机误差项。另外, 为了随后回归结果的准确性, 本文对各个变量进行了单位根检验, 结果发现, $lnAMW$ 、 $lngdp$ 、 edu 三个变量不是平稳变量, 对三个变量进行一阶差分后, 结果呈现平稳。

3.4. 回归结果分析

3.4.1. 最低工资制度对城镇女性劳动收入影响的回归结果

如表 2 所示, 在 2002 年与 2013 年, 不管是对男性还是女性, 最低工资都会显著提高劳动收入。在 2002 年, 月加权平均最低工资每上升十个百分点, 全体居民的劳动收入就会增加近十二个百分点, 男性

Table 2. Cross-sectional data regression of the effect of minimum wage on the income of urban residents in China

表 2. 最低工资对我国城镇居民收入影响的截面数据回归

变量	全体	2002 年 男性	女性	全体	2013 年 男性	女性
lnAMW	1.178*** (0.0517)	1.090*** (0.0740)	1.253*** (0.0715)	0.282*** (0.0810)	0.185*** (0.109)	0.394*** (0.118)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-7.109*** (0.301)	-5.653*** (0.434)	-8.161*** (0.414)	-2.327*** (0.571)	-1.483* (0.767)	-2.896*** (0.836)
观测值	12623	6,154	6,469	9325	5,121	4,204
R ²	0.818	0.813	0.824	0.876	0.896	0.836

注: 括号内为标准差, *, **, *** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 下同。

Table 3. Impact of the minimum wage level on the income of urban residents in eastern and western regions in 2002

表 3. 2002 年分东、西部地区最低工资水平对城镇居民收入的影响

变量	东部地区			中西部地区		
	全体	男性	女性	全体	男性	女性
lnAMW	1.221*** (0.0735)	1.035*** (0.009)	1.320*** (0.0890)	0.543*** (0.212)	0.282*** (0.150)	0.724* (0.125)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-7.731*** (0.394)	-5.853*** (0.612)	-9.333*** (0.547)	-3.474*** (0.735)	-3.242*** (0.824)	-2.503*** (0.843)
观测值	3,756	1,835	1,843	8867	4,188	4,679
R ²	0.840	0.834	0.846	0.808	0.808	0.815

Table 4. Impact of the minimum wage level on the income of urban residents in eastern and western regions in 2013
表 4. 2013 年分东、西部地区最低工资水平对城镇居民收入的影响

	东部地区			中西部地区		
	全体	男性	女性	全体	男性	女性
lnAMW	0.690***	0.685	0.730***	0.196*	0.374	0.438***
	(0.157)	(0.244)	(0.197)	(0.107)	(0.163)	(0.157)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-5.423***	-5.809***	-4.901***	1.095	2.626**	2.735***
	(1.103)	(1.720)	(1377)	(0.755)	(1.157)	(1.115)
观测值	4,210	1,988	2,222	5115	2,498	2,617
R ²	0.899	0.859	0.918	0.865	0.824	0.882

与女性的劳动收入分别上升 10.9%与 12.5%。2013 年,月加权平均最低工资每上升百分之十,全体居民的劳动收入增加了 2.82%,男性与女性的劳动收入分别上升 1.85%与 3.94%。因此从整体上来看,最低工资对我国包含女性在内的城镇居民收入正向影响显著,且对女性的影响大于男性。

接下来就地区而言,本文将 2002 年与 2013 年数据库中重合的省份做了东部与中西部地区的划分。如表 3、表 4 所示,在 2002 年,所有地区的最低工资都能对我国城镇居民收入产生显著影响,且对女性劳动者的影响系数要大于男性;在 2013 年,最低工资对所有地区的全体城镇居民劳动收入仍都有显著影响,对男性收入的影响系数仍为正向,但是影响已不明显,而此时最低工资对女性的收入的影响仍然显著,且最低工资对东部地区城镇女性收入的影响要大于中西部地区。

为了检验上述截面回归结果的稳健性,减少变量之间的内生性问题,本文将采用双重差分模型(DID)对 2007 年与 2008 年的数据进行重新回归。表 5 显示,inter 交互项的系数在各个群体层面上都是正向的,且对全体与女性群体收入的影响系数都是显著的,可见本模型的回归结果一定程度上验证了截面数据结果的稳健性。

Table 5. Results of a difference-in-differences model of the effect of the minimum wage on the income of urban residents
表 5. 最低工资对城镇居民收入影响的双重差分模型结果

变量	全体	男性	女性
inter	0.0160**	0.0451	0.0558**
	(0.0300)	(0.0388)	(0.0457)
控制变量	是	是	是
常数项	6.047***	6.072***	5.546***
	(0.0639)	(0.0738)	(0.0845)
观测值	21318	11609	9709
R	0.232	0.243	0.230

3.4.2. 最低工资制度对城镇女性就业比例影响的回归结果

为了估计所用模型的最佳效应模式,本文先对模型进行 F 检验,检验结果显示 $F(30, 394) = 28.67$ ($p =$

0.000), 拒绝原假设, 即模型不适用于混合回归模型。进一步对模型进行霍斯曼检验, 霍斯曼检验值为 4.259 ($p = 0.833$), 接受原假设, 即模型的最佳估计形式是随机效应模型。下表 6 所示为三个模型的随机效应回归结果。

Table 6. Random effects regression results for the three models

表 6. 三个模型的随机效应回归结果

变量	ratio		
	(1)	(2)	(3)
C	1.406*** (0.198)	1.368*** (0.198)	1.298*** (0.2)
dlnAMW	-0.014** (0.006)		-0.001 (0.005)
lnAMW(-1)	-0.025*** (0.006)	-0.019*** (0.005)	
控制变量	是	是	是
观察值	433	433	433
R ²	0.364	0.362	0.362
F 值	15.669	16.564	14.727
P 值	0.000	0.000	0.000

从回归结果(1)来看, 不管是当期还是滞后一期, 最低工资的不断上涨确实会对城镇女性的就业产生显著的负向影响, 最低工资滞后一期变量对女性就业比例的影响更大, 也更显著。当省略 lnAMW(-1)变量时, 见回归结果(3), 将会使 lnAMW 的系数不显著。从实际意义上出发, 这说明最低工资的上涨对女性就业占比的影响往往存在滞后效应, 且影响作用要大于即期。

不同地区之间的影响程度也有不同。由于篇幅原因, 本文不再展示分地区的具体回归结果。结果显示, 东、中、西部地区最低工作的即期影响分别为-0.021、-0.054、-0.007, 滞后一期影响分别为-0.034、-0.109、0.004。总的来说, 最低工资对西部地区女性就业的负向影响最小, 东部次之, 中部最大。对于该结果, 本文认为东部地区作为我国的发达地区, 且受思想观念等因素的影响, 最低工资自然对该地区女性就业占比负面影响偏低。对于西部地区来说, 其负面影响最小的原因可部分归结于自 2000 年以来国家对西部大开放的逐渐重视, 女性的就业比例也相应地发生改变。然而对于中部地区来说, 女性就业所受到的负面影响最大, 其更深层的原因则需后续的进一步研究。

4. 结论

本文利用 CHIP 微观数据及 2004~2018 年的省际面板数据, 实证研究了最低工资上涨对城镇单位女性劳动市场表现的影响, 即对其收入与就业的影响。实证结论如下: 1) 最低工资水平上涨对我国城镇女性的收入有积极影响, 且影响程度要大于男性群体, 但这种影响是逐渐减少的。2) 最低工资水平上涨对我国城镇女性劳动者的就业占比有显著的负向影响, 会使城镇单位中女性的就业比例降低。3) 分地区来看, 最低工资对西部地区女性就业的负向影响最小, 东部次之, 中部最大, 且在西部地区, 最低工资水平上涨对我国城镇女性就业的影响转为正向。

通过以上的实证结论, 本文发现, 最低工资制度对女性劳动市场表现的影响难以直接总结为正向或是负向, 最低工资制度在一定程度上加剧了女性就业歧视, 即消极的就业效应, 但同时也带来了积极的

收入效应。本文就最低工资制度颁布的意义与目的来说,依然对该制度予以肯定态度,但是该制度的实施需要后续政策的保障。针对本文研究结果所发现的实际问题,本文提出以下政策建议:1)需加强对各省市最低工资标准制定的监管,各级政府职责配置要具备动态性与灵活性来满足各省市就业的多元化需求。2)需制定反对就业性别歧视的相关法律法规,完善工会制度。3)促进各地区劳动市场的供需平衡与就业结构协调。

参考文献

- [1] 张川川,王靖雯.性别角色与女性劳动力市场表现[J].*经济学(季刊)*,2020,19(3):977-994.
- [2] 张世伟,贾朋.最低工资标准调整的收入分配效应[J].*数量经济技术经济研究*,2014,31(3):3-19.
- [3] Alison, J.W. (1991) Effects of the Minimum Wage on the Employment Status of Youths: An Update. *The Journal of Human Resources*, **26**, 27-46. <https://doi.org/10.2307/145715>
- [4] 孙楚仁,田国强,章韬.最低工资标准与中国企业的出口行为[J].*经济研究*,2013,48(2):42-54.
- [5] Katz, L.F. and Krueger, A.B. (1992) The Effect of the Minimum Wage on the Fast-Food Industry. *Industrial and Labor Relations Review*, **46**, 6-21. <https://doi.org/10.1177/001979399204600102>
- [6] Card, D. and Krueger, A.B. (1994) Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *The American Economic Review*, **84**, 772-793. <https://doi.org/10.3386/w4509>
- [7] Wascher, W. and Neumark, D. (2000) Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment. *The American Economic Review*, **90**, 1362-1396. <https://doi.org/10.1257/aer.90.5.1362>
- [8] Teulings, C.N. (2000) Aggregation Bias in Elasticities of Substitution and the Minimum Wage Paradox. *International Economic Review*, **41**, 359-398. <https://doi.org/10.1111/1468-2354.00067>
- [9] Katzkowicz, S., et al. (2021) Low-Skilled Workers and the Effects of Minimum Wage in a Developing Country: Evidence Based on a Density-Discontinuity Approach. *World Development*, **139**, Article ID: 105279. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.105279>
- [10] 马双,张劫,朱喜.最低工资对中国就业和工资水平的影响[J].*经济研究*,2012,47(5):132-146.
- [11] 叶林祥,李实,罗楚亮.行业垄断、所有制与企业工资收入差距——基于第一次全国经济普查企业数据的实证研究[J].*管理世界*,2011(4):26-36+187.
- [12] Mincer, J. (1976) Unemployment Effects of Minimum Wages. *Journal of Political Economy*, **84**, S87-S104. <https://doi.org/10.1086/260534>
- [13] Bromn, C., Gilroy, C. and Kohen, A. (1982) The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment. *Journal of Economic Literature*, **20**, 487-528. <https://doi.org/10.3386/w0846>
- [14] 刘玉成,童光荣.最低工资标准上涨与城镇正规部门女性就业挤出——基于中国城镇单位省际面板数据的实证研究[J].*经济与管理研究*,2012(12):66-76.
- [15] 张芬,何伟.家庭因素对性别工资差异的影响——基于CFPS数据的实证分析[J].*人口与经济*,2021(2):84-102.
- [16] 杨铭,王任远.受教育程度与农民工性别收入差异——基于动态博弈模型和流动人口监测数据的研究[J].*经济问题*,2019(9):62-72.
- [17] 王诗婷.居民收入的影响因素研究——基于2015年CGSS调查数据的分析[J].*新经济*,2020(7):76-80.
- [18] 高天一.最低工资标准提高对我国城镇居民就业和收入的影响[D]:[硕士学位论文].湘潭:湘潭大学,2018.
- [19] Neumark, D. and Wascher, W. (1994) Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Reply to Card, Katz and Krueger. *Industrial and Labor Relations Review*, **47**, 497-512. <https://doi.org/10.1177/001979399404700309>