

湖南省利用外商直接投资的就业效应研究

阳刘杨

西南大学经济管理学院, 重庆

收稿日期: 2025年6月12日; 录用日期: 2025年6月24日; 发布日期: 2025年7月29日

摘要

在国家政策对中西部地区实施重点支持的背景下, 湖南省凭借其中部地区的核心地位, 经济实现了快速崛起。与此同时, 外商直接投资(FDI)对湖南省就业市场的影响力亦愈发显著。本研究以国内外学者关于外商直接投资与就业关系的既有研究成果为基础, 明确外商直接投资对就业的影响具有多维度、多层次的复杂特征。结合湖南省外商直接投资与就业领域的具体现状, 本研究综合运用定性分析与定量分析、规范分析与实证分析相结合的方法, 选取2008~2019年湖南省外商直接投资总量、就业数量、就业结构及就业质量为研究对象, 基于时间序列数据从多个维度展开系统分析, 旨在全面探讨外商直接投资对湖南省就业的综合影响机制。最终, 本研究在理论分析与实证研究的基础上, 针对湖南省提出具有针对性的利用外商直接投资与优化外资引进的策略建议, 为提升湖南省整体就业水平提供科学依据。本研究中所使用的全部数据均来源于历年《湖南省统计年鉴》。

关键词

湖南, FDI, 就业效应, 就业结构, 就业质量

Research on the Employment Effect of Utilizing Foreign Direct Investment in Hunan Province

Liuyang Yang

College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing

Received: Jun. 12th, 2025; accepted: Jun. 24th, 2025; published: Jul. 29th, 2025

Abstract

In the context of the national policy framework that prioritizes support for the central and western regions of China, Hunan Province, as a pivotal economic entity within the central region, has

experienced rapid economic ascendance. Concurrently, the influence of Foreign Direct Investment (FDI) on the labor market in Hunan Province has become increasingly pronounced. This study is predicated on the extant research findings of domestic and international scholars regarding the nexus between FDI and employment. It ascertains that the impact of FDI on employment is characterized by multidimensionality and multilevel complexity. Integrating the specific realities of FDI and employment in Hunan Province, this study employs a comprehensive methodological approach that combines qualitative and quantitative analysis, as well as normative and empirical analysis. The research focuses on the period from 2008 to 2019, examining the total volume of FDI, employment quantity, employment structure, and employment quality in Hunan Province through the lens of time-series data. The objective is to systematically investigate the comprehensive impact mechanism of FDI on employment in Hunan Province from multiple dimensions. Ultimately, based on the integration of theoretical analysis and empirical research, this study proposes targeted strategies for leveraging FDI and optimizing foreign investment attraction in Hunan Province, with the aim of providing a scientific basis for enhancing the overall employment level in the province. All data utilized in this study are sourced from the annual editions of the *Hunan Provincial Statistical Yearbook*.

Keywords

Hunan Province, FDI, Employment Effect, Employment Structure, Employment Quality

Copyright © 2025 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

随着中国经济持续增长、中部崛起战略推进及全球经济一体化加剧,投资成为经济增长的关键动力,外商直接投资(FDI)的作用日益凸显。作为五大发展理念之一,“开放”战略促使中国开放水平不断提高。湖南凭借其区位优势吸引大量外资企业入驻,推动了区域经济增长。然而,就业市场面临多重压力:一方面高校毕业生数量逐年攀升,另一方面农业人口占比持续上升,且劳动力净流出加剧了本地就业矛盾。2020年湖南实际使用外资达210亿美元,增幅居全国前列,凸显其FDI吸引力。但就业总量压力与结构失衡并存,国有经济吸纳能力减弱背景下,FDI作为非国有经济的重要组成部分,其就业带动效应亟待深入挖掘。通过优化FDI产业结构、提升就业质量、强化技能培训等路径,可将外资企业转化为吸纳就业的关键力量,同时需平衡外资挤出效应与本土就业保障,探索FDI驱动区域就业可持续发展的创新模式,以实现经济增长与社会稳定协调共进。

从国外相关学者进行的研究来看,FDI促进了就业机会的增加。Fu Xiaolan 和 Balasubramanyam (2005) 基于 Smith-Mintie “盈余释放”模型对中国出口与就业增长进行分析。其实证检验结果表明,借助外商直接投资与技术转让企业,出口为剩余产能与劳动力提供了有效渠道,且此种出口增长为高失业率国家创造了大量就业岗位[1]。Mehra N (2013)采用多元回归分析研究印度外商直接投资(FDI)的就业与经济效应。结果显示 FDI 与国内生产总值(GDP)正相关,但与就业非必然正相关。印度经济由农业、工业、服务业构成,FDI 主要作用于服务和部分工业部门,推动经济增长并创造部分就业[2]。Jayaraman T K, Shin B (2007) 研究发现斐济外商直接投资(FDI)与就业存在单向长期因果关系,与国内生产总值(GDP)存在单向短期因果关系,FDI 对斐济经济活动影响显著[3]。Inekwe J N (2013)研究 1990~2009 年尼日利亚经济增长、就业与第二、三产业外商直接投资(FDI)的关系。结果表明,服务业 FDI 与经济增长正相关,而制造业 FDI 与

经济增长负相关[4]。

从国内的各项研究来看,外商直接投资对就业结构的影响。李蓉丽等(2020)通过对湖南省各产业的人数及各产业外商直接投资的现状进行实证分析,三种产业的外商直接投资分布主要集中在二次产业上,第一产业和第三产业的对外投资规模相对较小。其次,外商直接投资的引进促使第一产业劳动力转移,而第二、第三产业则刚好与第一产业相反,促进了本产业就业人数的增多,优化了湖南省的就业结构[5]。裴玲玲(2019)通过对河南省外商直接投资的就业效应进行研究,发现河南省外商直接投资与第二、第三产业就业有着长期的正向影响。在长期中,外商直接投资对第三产业吸纳就业能力与第二产业存在较大差距[6]。李莺莉等(2014)通过对中国省际面板数据进行研究,发现外商直接投资在中国就业结构方面带来的影响。外商直接投资着重于某一产业结构,展现出比较严重的失衡,呈现出“东、中、西”和“二、三、一”的分布格局,这与中国经济的发展有很大关系[7]。

外商直接投资不仅对就业结构和数量产生影响,而且还影响着就业的质量。薛源(2019)通过对29省市的面板数据进行调查研究表明,外商直接投资的增加会对外商直接投资单位的就业人数起到一个促进的作用,长期会趋于一个稳定的趋势,但短期内还是会迅速升高,外商直接投资对就业人数始终处于正向的拉动作用[8]。郑月明和董登新(2008)基于省际面板数据对外商直接投资与就业量进行了动态模型分析,指出外商直接投资在就业上产生的创造效应与替代效应间存在着非常显著的区域差异。对于东部地区的替代效应最为显著,滞后2期的外商直接投资的增加1%,就业量将会减少0.003%。对于中西部地区替代效应对就业人数的影响并不显著[9]。裴玲玲(2019)通过对河南省外商直接投资的就业效应进行各项分析,外商直接投资与河南省的就业总量之间存在长期稳定的均衡关系,并且外商直接投资是增加省内就业的格兰杰原因。外商来河南省投资建厂,可以为本地的劳动力提高就业机会,减少失业率[6]。杨红妆(2015)通过对就业人数和外商直接投资进行了定量分析,结果表明外商直接投资对湖南就业具有正向作用,但影响还不够大。外企由于产业转移,把低技术高人工的劳动力密集型产业放在中国,提供了许多低技术含量的就业岗位,况且发展的中国需要从劳动密集型的进行过度,亦是外资最倾向的,高新技术产业较少[10]。余菊(2013)基于协整分析,对我国就业人数与外商投资的实证关系进行研究,就长期影响关系而言,外商直接投资与就业人数呈正向相关效应,但由于我国劳动力成本低,当前外商直接投资主要在一些劳动密集型产业。短期内外商直接投资对我国的就业具有微弱的挤出效应[11]。刘宏和李述晟(2013)基于VAR模型,采取1985~2015我国三次产业的就业总人数和外商直接投资总额进行分析,得出外商直接投资对我国总体上对我国就业有积极的推动作用,我们需要侧重选择产业关联效应明显的外商投资。从长远角度来看,外商直接投资产生的创造效应能带动我国就业人数增长,但短期内可能会存在一些结构性的问题,这也就对就业产生负面影响[12]。徐燕红(2013)通过实证分析,把外商直接投资对就业的影响划分为缓慢增长期、快速增长期、略有下降阶段、稳定阶段、略有上升阶段五个阶段。总得来说,外商直接投资对我国就业的总体方向是积极的正面的。外商直接投资的流入不仅以外资企业的身份直接吸引着大量的就业,通过关联其他产业,流动着的带动作用,使我国国民经济与国际贸易进行接轨,外商投资有着推波助澜的作用[13]。钟晓君、刘德学(2011)对广东省第三产业服务业外商直接投资对就业的长期影响与短期影响影响进行研究,得出外商直接投资对广东省服务业劳动力市场短期呈负相关而长期内是正相关[14]。马述忠,吕淼(2012)通过研究第一产业农业利用外商直接投资对我国农业的就业进行了探究,结果表明在农业上引进外商直接投资对我国农业就业带来了一定的挤出效应[15]。

外商投资对就业质量工资水平的影响。薛源(2019)通过对29省市的面板数据进行研究表明,运用脉冲函数进行分析,采用柯布道格拉斯函数,得出随着外商投资的逐步增加,同时不断地发展完善,就业人员的工资水平不断地攀升[8]。马心竹(2015)通过对辽宁省的时间序列数据进行实证分析,辽宁省外商直接投资与辽宁省在职员工的平均工资具有长期稳定的相关关系,对就业质量的创造效应大于挤出效应

[16]。李莺莉等(2014)基于中国省际面板数据的研究,发现外商直接投资的流入在一定程度上拉动了中国在职人员平均薪资的水平,但是劳动力分布的差异导致了地区之间外商直接投资带来的工资效应差距变大。外商直接投资能够明显提高就职人员工资,但对中西部地区存在很大的负面影响[7]。徐燕红(2013)通过实证分析,得出外商直接投资一方面对我国就业质量也起到了正面的示范作用,但另一方面一些劳动密集型的外商直接投资企业也存在着损害员工就业质量的行为:如强制员工加班、工资偏低、保险等福利待遇不落实的问题[13]。曲洋(2013)对东北三省的工资水平与外商直接投资之间的联系进行研究,结论表明外商直接投资促进了东北各省的就业形势,提高了东北地区的工资水平。而辽宁省由于其东部临海的地理优势,外商直接投资对其就业效应最为显著[17]。

通过比较国内外已有的相关学者的研究结果,可以发现学者们在外商直接投资与就业方面的研究,研究方法和数据也多种多样。薛源学者运用面板数据把柯布道格拉斯函数相结合来分析外商直接投资,看看其对中国工资水平和就业结构有哪些影响。裴玲玲运用高铁梅计量经济学的 E-G 两部分分析法[18],分析了外商直接投资对河南省的就业效应研究。这些分析方法非常值得去借鉴,用于本篇研究当中。关于就业,外商直接投资的影响是多样的,是影响有关就业的方方面面,不同地区之间由于产业结构和政策等不同,影响也不同。但是大都数的学者从国家整体的角度进行研究或者研究我国经济较为发达的东部沿海地区,对我国中西部地区的研究较少,并且大多数是基于就业数量的分析,对就业人数、就业结构、就业质量三者系统的分析较少,对于中西部地区的研究少之更少。

2. 外商直接投资对就业影响的理论分析

就业效应可以分为:就业创造效应、就业挤出效应以及就业替代效应。这些效应对就业、就业结构和就业质量产生影响,表明外商直接投资对就业的影响。其次,由于制度、经济环境存在着许多方面的不同,各种效应产生的强度也会不一样,来影响就业的整体效应。接下来讨论了这些效应如何影响就业数量,结构和质量。

2.1. 外商直接投资对就业数量影响的机理

外商直接投资对投资国家或地区就业的影响,在于就业创造效应、就业挤出效应、就业的替代效应共同作用影响的结果。首先,对于就业创造效应,它通过资本供给的增加、先进的技术、管理水平实现东道国企业的扩大化再生产,从而达到就业的规模的扩大。而外商直接投资不仅会增加各产业的资本供给以外,而且还会培训、管理、技术、外溢等多种方式提高了企业的生产率或增加企业内其他生产要素的供给。在有些情况下,出现了生产规模效应导致技术、机器代替了部分劳动力的情况,这就是就业替代效应。除了上述两种就业效应以外,外商直接投资会对通过就业挤出效应影响着东道国内的企业就业,随着外资不断引入,可能会导致东道国部分企业由于竞争力不足,无法与外资抗衡,出现企业破产或者被兼并,从而使公司裁员劳动者失业。这主要取决于外商直接投资所投向的产业布局与东道国国内产业之间的相关性,同时又要注意观察国内企业能否吸收外商直接投资的“外溢效应”,能否在竞争中提高自身企业的科技创新力与企业的活力、竞争力。最后,外商直接投资对东道国的影响还会受到外商直接投资进入的形式、时间、地域、投资来源国等其他因素的影响。

2.2. 外商直接投资对就业结构影响的机理

外商直接投资在就业结构上产生的影响,是通过动态配置劳动力在不同产业间的分布实现的。外商直接投资与劳动力之间更多表现为二者的要素比例,在一定的条件下,增加一定量的资本就需要增加一定量的劳动投入。另外由于外商直接投资在各产业之间分布不均的现状,就业创造效应、就业挤出效应

以及就业替代效应将会在各个产业中产生作用，加大产业之间的差距，使得生产要素在产业之间的流动加剧，随之而来的就是劳动力资源在各个产业之间进行重新配置，劳动力素质得到提升，产业结构大大优化。外商直接投资使得第二、三产业的就业人数增加，但与此同时，由于促进农村剩余劳动力向非农产业进行就业转移，第一产业的就业人数将随之减少。总体看来，外商直接投资对东道国的产业结构升级与优化起到了促进作用。外商直接投资在空间产业结构上的就业影响则是因为外商直接投资偏向于投资市场、劳动力与资金充足的地方，因此对区域差异就业带来了直接影响；与此同时，由于外商直接投资进一步扩大了区域经济发展差距，进而引发非农劳动力的转移，因此，外商直接投资也将对区域差异就业产生间接影响。

2.3. 外商直接投资对就业质量影响的机理

外商直接投资对就业质量最直接、最明显的影响是就业人员工资水平的变化。另外就是人力资本水平、劳动力素质等因素的发展。拥有先进技术、管理经验与雄厚的外商直接投资的引进增加了熟练劳动力的工资水平，提高东道国的技术水平和技术工人队伍，提高企业竞争力，加快企业社会对职工的培训。劳动力素质的不断提高促进了劳动力工资水平的不断提高，由于外商资本的流入使得社会劳动力整体工资提高，二者相互作用。但是，随着从劳动密集产业向技术资本集约型产业的 FDI 的开发和转移，FDI 对东道国劳动力工资水平的影响正在不断减弱。

3. 湖南省外商直接投资对就业影响的计量模设定

3.1. 湖南省利用外商直接投资的就业总量实证分析

1. 模型构建、变量选取、数据来源

本模型所运用的各项数据都是来自于历年《湖南省统计年鉴》中，本模型中所选取的数据是 2008~2019 年湖南省实际利用外商直接投资的总量和湖南省年末就业总人数。为了使数据更加的平稳，避免出现模型的多重共线性和异方差性。在不改变数据的性质与相关的关系的条件下，将变量进行了取对数。本模型中，就业量和实际利用外商直接投资采取自然对数，分别使用 $\ln(\text{Emp})_{(i)}$ 、 $\ln(\text{FDI})_{(i)}$ 代表取自然对数的就业人数与实际利用外商直接投资的金额。其中， $\ln(\text{Emp})_{(i)}$ 是被解释变量， $\ln(\text{FDI})_{(i)}$ 是解释变量， (i) 代表年份。

2. 湖南省利用外商直接投资的就业数量实证分析

(1) 平稳性检验

协整检验只有在同阶平稳性变量才能进行，在此模型中将采取单位根检验(ADF)方法来获取变量的单阶整数。通过 Eviews 软件进行单位根的检测得出相关数据，表明原序列变量和一阶差分变量 $\ln(\text{Emp})_{(i)}$ 、 $\ln(\text{FDI})_{(i)}$ 的 ADF 检验的 P 值均高于 5% 阈值，显然是不平稳的。但它们的二阶差分的 ADF 检验的 P 值均小于 5% 的阈值，平稳性比较好。从中可以得出，它们两个变量是同阶的二阶单整变量的结论，符合协整检验的条件。对两个变量的检验结果如表 1 所示。

由表 1 可以知道湖南省年末就业总人数 $\ln(\text{Emp})_{(i)}$ 与实际利用外商投资金额 $\ln(\text{FDI})_{(i)}$ 的二阶差分序列在 5% 的显著水平下都是平稳性比较好的，所以这两个变量是属于二阶单整变量，可以进行下一步的协整检验。

(2) 协整检验

协整检验的意义是检验 $\ln(\text{Emp})_{(i)}$ 与 $\ln(\text{FDI})_{(i)}$ 伪回归问题。由上表 ADF 检验结果可知 $\ln(\text{Emp})_{(i)}$ 与 $\ln(\text{FDI})_{(i)}$ 是二阶单整变量，完全可以进行协整检验，避免出现伪回归的现象。本文参考高铁梅《计量分析方法与建模》，运用 E-G 两步法对其变量进行协整检验。首先对变量 $\ln(\text{Emp})_{(i)}$ 与 $\ln(\text{FDI})_{(i)}$ 进行最小平方回归，建立了如下计量回归方程：

Table 1. Results of the stationarity test for $\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$ and $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$

表 1. $\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$ 与 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 的平稳性检验结果

变量	ADF 值	1%阈值	5%阈值	10%阈值	p 值	检验结果
$\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$	-1.18	-4.30	-3.21	-2.75	0.64	不平稳
一阶 $\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$	-0.34	-2.82	-1.98	-1.60	0.54	不平稳
二阶 $\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$	-3.26	-2.85	-1.99	-1.60	0.005	平稳
$\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$	0.52	-2.82	-1.98	-1.60	0.81	不平稳
一阶 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$	-1.19	-4.30	-3.21	-2.75	0.63	不平稳
二阶 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$	-3.02	-2.85	-1.99	-1.60	0.007	平稳

$$\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)} = \alpha + \beta \text{Ln}(\text{FDI})_{(i)} + e_{(i)} \tag{1.1}$$

采用 OLS 方法对上述进行估计结果如下：

$$\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)} = 8.43 - 0.04 \text{Ln}(\text{FDI})_{(i)} + e_{(i)} \tag{1.2}$$

$$\begin{matrix} t & (118.39) & (-2.28) \\ R^2 = 0.34 & \text{Adjusted } R^2 = 0.28 & D-W = 0.29 \end{matrix}$$

其中，括号内数字为 t 统计量的值， $e_{(i)}$ 为残差。

如果 $e_{(i)}$ 具有平稳性，则说明 $\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$ 与 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 具有协整关系。所以根据 AIC 与 SC 最小原则确定残差滞后阶，对残差序列 $e_{(i)}$ 进行 ADF 单位根检验。根据下图的计量结果，得出表 2 可以看出：

Table 2. The stationarity test of the regression residuals $e_{(i)}$

表 2. 回归残差 $e_{(i)}$ 的平稳性检验

残差 $e_{(i)}$	ADF 值	1%阈值	5%阈值	10%阈值	p 值	检验结果
	-2.93	-2.84	-1.99	-1.60	0.0085	平稳

对残差进行 ADF 单位根检验结果表明，在 ADF 检验统计量小于 5%显著水平下的阈值，得出残差 $e_{(i)}$ 具有平稳性。从而可以得出 $\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$ 与 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 之间存在长期的均衡关系，也就是湖南省外商直接投资与就业量存在协整关系。由上式可以看出，外商直接投资与湖南省就业人数存在负相关关系，外商直接投资每增长 1%，就业人数就会相应地减少 0.04%。

(3) 格兰杰因果检验

由上文的协整检验得出， $\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$ 与 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 二者之间存在协整关系，因此对其进行了 Granger Causality Tests 因果关系检验分析 $\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$ 与 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 之间的关系，这里我们对 2、3 阶之间的关系进行了进一步格兰杰因果检验分析，得到了以下结果：

Table 3. Granger causality test

表 3. 格兰杰因果检验

Granger Causality Tests	滞后的阶数	F 值	P 值	结果
$\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$ does not Ganger Cause $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$	2	0.27	0.78	不拒绝
$\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ does not Ganger Cause $\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$	2	6.08	0.05	拒绝
$\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$ does not Ganger Cause $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$	3	15.75	0.06	不拒绝
$\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ does not Ganger Cause $\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$	3	2.31	0.32	不拒绝

从表 3 的格兰杰因果检验中可以得出, 在 5% 的显著水平下进行滞后 2 阶, 湖南省的外商直接投资与就业人数二者具有单向的格兰杰因果关系: 虽然外商直接投资是就业人数的格兰杰原因, 但是就业人数不是外商直接投资的格兰杰原因。换句话说, 外商直接投资是湖南省就业人数的原因, 反之结论则不成立。

(4) 误差修正模型

由协整检验可知, 长期内湖南省外商直接投资与就业量之间存在均衡稳定的关系。但由于协整回归我们可以知道外商直接投资与就业量协整回归的 D-W 值偏小, 存在自相关。为了更细致地说明外商直接投资与就业量之间的关系并了解短期影响状况, 我们建立了误差修正模型, 对变量进行差分分析即 $\Delta \text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$ 与 $\Delta \text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$, 将差分变量及滞后期与 $e_{(i)}$ 的滞后一期加入模型进行重新回归, 进而消除自相关, 提高 D-W 的值, 探讨湖南省外商直接投资与就业的短期关系得出分布滞后模型结果如下:

$$\Delta \text{Ln}(\text{Emp})_{(i)} = 1.01\Delta \text{Ln}(\text{Emp})_{(i-1)} + 0.14\Delta \text{Ln}(\text{FDI})_{(i)} - 0.16\Delta \text{Ln}(\text{FDI})_{(i-1)} - 0.04e_{(i-1)} \quad (1.3)$$

t	(282.13)	(1.65)	(-1.98)	(-0.45)
R ² = 0.98	Adjusted R ² = 0.97	D-W = 2.61		

从误差修正模型我们可以得出, 湖南省外商直接投资对湖南省就业人数短期影响为负, 长期影响结果为正。在短期内, 外商直接投资每增加 1%, 则就业人数减少 0.16%。在长期中, 外商直接投资每增加 1%, 则就业人数增加 0.14%。这是由于短期内湖南省的外商直接投资的挤出效应大于创造效应所造成的。

3.2. 湖南省利用外商直接投资的就业结构实证分析

1. 模型构建、变量选取、数据来源

本模型所运用实证检验的各项数据都来自于历年《湖南省统计年鉴》, 本模型中所选取的数据是 2008~2019 年湖南省实际利用外商直接投资的总量和湖南省年第一、第二、第三产业就业人数。为了使数据更加的平稳, 避免出现模型的多重共线性和异方差性。在不改变数据的性质与相关的关系的条件下, 将变量进行了取对数。本模型中, 就业结构和实际利用外商直接投资采取自然对数, 分别使用 $\text{Ln}(\text{Emp1})_{(i)}$ 、 $\text{Ln}(\text{Emp2})_{(i)}$ 、 $\text{Ln}(\text{Emp3})_{(i)}$ 、 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 代表取自自然对数的第一、第二、第三产业就业人数与实际利用外商直接投资。其中, $\text{Ln}(\text{Emp1})_{(i)}$ 、 $\text{Ln}(\text{Emp2})_{(i)}$ 、 $\text{Ln}(\text{Emp3})_{(i)}$ 是被解释变量, $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 是解释变量, (i) 代表年份。

2. 湖南省利用外商直接投资的就业结构实证分析

(1) 平稳性检验

协整检验只有在同阶平稳性变量才能进行, 在此模型中将采取单位根检验(ADF)方法来获取变量的单阶整数。 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 的 ADF 值参考表 4。由表 4 可知, $\text{Ln}(\text{Emp1})_{(i)}$ 、 $\text{Ln}(\text{Emp2})_{(i)}$ 、 $\text{Ln}(\text{Emp3})_{(i)}$ 在 10% 的显著性水平下, 变量的二阶差分序列是非常平稳的, 可以用 Eviews 软件进行协整检验操作。

Table 4. The results of the stationarity test for $\text{Ln}(\text{Emp1})_{(i)}$, $\text{Ln}(\text{Emp2})_{(i)}$, $\text{Ln}(\text{Emp3})_{(i)}$

表 4. $\text{Ln}(\text{Emp1})_{(i)}$ 、 $\text{Ln}(\text{Emp2})_{(i)}$ 、 $\text{Ln}(\text{Emp3})_{(i)}$ 的平稳性检验结果

变量	ADF 值	1% 阈值	5% 阈值	10% 阈值	p 值	检验结果
二阶 $\text{Ln}(\text{Emp1})_{(i)}$	-4.44	-2.84	-1.99	-1.60	0.0006	平稳
二阶 $\text{Ln}(\text{Emp2})_{(i)}$	-1.93	-2.85	-1.99	-1.60	0.06	平稳
二阶 $\text{Ln}(\text{Emp3})_{(i)}$	-3.60	-2.89	-2.00	-1.60	0.003	平稳

(2) 协整检验

协整检验的意义是检验 $\text{Ln}(\text{Emp1})_{(i)}$ 、 $\text{Ln}(\text{Emp2})_{(i)}$ 、 $\text{Ln}(\text{Emp3})_{(i)}$ 与 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 伪回归问题。由上表可知 $\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$ 与 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 都属于二阶单整变量, 可以进行协整检验的操作。本文根据高铁梅《计量分析方法

与建模》，采用 E-G 两步法对变量运行协整检验。首先，对 $\text{Ln}(\text{Emp1})_{(i)}$ 、 $\text{Ln}(\text{Emp2})_{(i)}$ 、 $\text{Ln}(\text{Emp3})_{(i)}$ 与 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 这些变量分别进行最小平方方法回归，建立了如下计量回归方程：

$$\text{Ln}[\text{Emp}(n)]_{(i)} = \alpha + \beta \text{Ln}(\text{FDI})_{(i)} + e_{(i)} \quad (1.4)$$

(其中 n 表示第一、第二、第三产业)。

采用 OLS 方法对上述进行估计结果如下：

第一产业：

$$\text{Ln}(\text{Emp1})_{(i)} = 8.90 - 0.11\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)} + e_{(i)} \quad (1.5)$$

$$t \quad (35.70) \quad (-6.09)$$

$$R^2 = 0.79 \quad \text{Adjusted } R^2 = 0.77 \quad \text{D-W} = 0.34$$

其中，括号里的数字为各解释变量 t 统计量的值， $e_{(i)}$ 为残差。

然后对残差序列 $e_{(i)}$ 运用 Eviews 软件进行 ADF 单位根检验，并根据 AIC 与 SC 最小原则确定各变量的滞后期。假设 $e_{(i)}$ 具有平稳性，则可以证明 $\text{Ln}(\text{Emp1})_{(i)}$ 与 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 之间具有协整关系。

Table 5. The stationarity test of the regression residuals $e_{(i)}$

表 5. 回归残差 $e_{(i)}$ 的平稳性检验

$e_{(i)}$	ADF 值	1% 阈值	5% 阈值	10% 阈值	p 值	检验结果
	-3.02	-2.85	-1.99	-1.60	0.0073	平稳

根据表 5 对残差进行 ADF 单位根检验结果中可以得出，ADF 检验统计量小于 5% 显著水平下的阈值，得出残差 $e_{(i)}$ 具有平稳性。从而可以得出， $\text{Ln}(\text{Emp1})_{(i)}$ 与 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 具有长期均衡关系，即湖南省外商直接投资与第一产业的就业量存在协整关系。由上式可以看出，外商直接投资与湖南省第一产业就业人数存在负相关关系，外商直接投资每增长 1%，第一产业就业人数就会相应地减少 0.11%。

第二产业：

$$\text{Ln}(\text{Emp2})_{(i)} = 7.38 - 0.04\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)} + e_{(i)} \quad (1.6)$$

$$t \quad (17.32) \quad (-1.35)$$

$$R^2 = 0.15 \quad \text{Adjusted } R^2 = 0.07 \quad \text{D-W} = 0.28$$

其中，括号内数字为 t 统计量的值， $e_{(i)}$ 为残差。

同样对其残差进行平稳性检验，如表 6 所示：

Table 6. The stationarity test of the regression residuals $e_{(i)}$

表 6. 回归残差 $e_{(i)}$ 的平稳性检验

$e_{(i)}$	ADF 值	1% 阈值	5% 阈值	10% 阈值	p 值	检验结果
	-3.02	-2.85	-1.99	-1.60	0.0073	平稳

表 6 对残差进行 ADF 单位根检验结果显示，ADF 检验统计量小于 5% 显著水平下的阈值，得出残差 $e_{(i)}$ 具有平稳性。由此可以得出外商直接投资与第二产业的就业人数呈负相关，外商直接投资每增加 1%，第二产业的就业人数就减少 0.04%。

第三产业：

$$\ln(\text{Emp3})_{(i)} = 6.52 + 0.05\ln(\text{FDI})_{(i)} + e_{(i)} \quad (1.7)$$

$$t \quad (67.38) \quad (7.51)$$

$$R^2 = 0.84 \quad \text{Adjusted } R^2 = 0.83 \quad \text{D-W} = 0.58$$

其中，括号内数字为 t 统计量的值， $e_{(i)}$ 为残差。

同样对残差进行平稳性检验：

Table 7. The stationarity test of the regression residuals $e_{(i)}$

表 7. 回归残差 $e_{(i)}$ 的平稳性检验

$e_{(i)}$	ADF 值	1%阈值	5%阈值	10%阈值	p 值	检验结果
	-3.02	-2.85	-1.99	-1.60	0.0073	平稳

表 7 可以得出残差在 5% 的显著性水平下，具有稳定性。由此可以得出外商直接投资与湖南省第三产业的就业人数呈正相关。外商直接投资每增加 1%，第三产业的就业人数就会增加 0.05%。

(3) 格兰杰因果检验

由上面对第一产业、第二产业、第三产业的就业人数与外商直接投资分别进行协整分析，可以得出湖南省就业结构与外商直接投资之间存在稳定的均衡关系，但它们之间是否具有因果关系还要进一步进行格兰杰因果检验。我们对其变量滞后数 2、3 阶进行格兰杰检验，结果如下：

Table 8. Granger causality test

表 8. 格兰杰因果检验

格兰杰因果检验	滞后阶数	F 值	P 值	结果
$\ln(\text{Emp1})_{(i)}$ does not Ganger Cause $\ln(\text{FDI})_{(i)}$	3	0.55	0.60	不拒绝
$\ln(\text{FDI})_{(i)}$ does not Ganger Cause $\ln(\text{Emp1})_{(i)}$	3	3.63	0.10	拒绝
$\ln(\text{Emp2})_{(i)}$ does not Ganger Cause $\ln(\text{FDI})_{(i)}$	3	0.90	0.56	不拒绝
$\ln(\text{FDI})_{(i)}$ does not Ganger Cause $\ln(\text{Emp2})_{(i)}$	3	17.05	0.06	拒绝
$\ln(\text{FDI})_{(i)}$ does not Ganger Cause $\ln(\text{Emp3})_{(i)}$	3	3.65	0.22	不拒绝
$\ln(\text{Emp3})_{(i)}$ does not Ganger Cause $\ln(\text{FDI})_{(i)}$	3	7.84	0.10	拒绝

通过格兰杰因果检验，表 8 可以看出，就业结构与外商直接投资之间两者具有单向的因果关系。在 10% 的显著性水平下，滞后数是三阶的情况下外商直接投资增加是第一产业、第二产业就业人数减少的原因；在滞后数都是三阶的情况下，第三产业就业人数的增加是外商直接投资增加的原因。

(4) 误差修正模型

由协整检验可知，长期内湖南省外商直接投资与就业结构之间存在均衡稳定的关系。但由于协整回归我们可以知道外商直接投资与就业结构协整回归的 D-W 值偏小，存在自相关。为了更细致地说明外商直接投资与就业结构之间的关系，并了解短期影响状况，我们建立了误差修正模型，对变量进行差分分析即 $\Delta\ln(\text{Emp1})_{(i)}$ 、 $\Delta\ln(\text{Emp2})_{(i)}$ 、 $\Delta\ln(\text{Emp3})_{(i)}$ 与 $\Delta\ln(\text{FDI})_{(i)}$ ，将差分变量及滞后期与 $e_{(i)}$ 的滞后一期加入模型进行重新回归，进而消除自相关，提高 D-W 的值，探讨湖南省外商直接投资与就业结构的短期关系得出分布滞后模型结果如下：

第一产业：

$$\Delta \text{Ln}(\text{Emp1})_{(i)} = 0.63\Delta \text{Ln}(\text{Emp1})_{(i-1)} - 0.018\Delta \text{Ln}(\text{FDI})_{(i)} + 0.28\Delta \text{Ln}(\text{FDI})_{(i-1)} - 0.29e_{(i-1)} \quad (1.8)$$

t (1.56) (-0.09) (-1.50) (-1.52)

R² = 0.74 Adjusted R² = 0.53 D-W = 2.93

第二产业:

$$\Delta \text{Ln}(\text{Emp2})_{(i)} = 0.64\Delta \text{Ln}(\text{Emp2})_{(i-1)} - 0.06\Delta \text{Ln}(\text{FDI})_{(i)} + 0.18\Delta \text{Ln}(\text{FDI})_{(i-1)} + 0.81e_{(i-1)} \quad (1.9)$$

t (1.21) (-1.97) (0.88) (7.25)

R² = 0.99 Adjusted R² = 0.97 D-W = 2.56

第三产业:

$$\Delta \text{Ln}(\text{Emp3})_{(i)} = 0.19\Delta \text{Ln}(\text{Emp3})_{(i-1)} + 0.04\Delta \text{Ln}(\text{FDI})_{(i)} + 0.13\Delta \text{Ln}(\text{FDI})_{(i-1)} + 0.07e_{(i-1)} \quad (1.10)$$

t (0.89) (8.26) (0.88) (0.28)

R² = 0.96 Adjusted R² = 0.93 D-W = 2.67

由修正模型我们可以看出外商直接投资对湖南省就业结构的影响。第一产业中，外商直接投资对第一产业就业人数短期影响为正，长期影响为负。在短期内，外商直接投资每增加 1%，则就业人数增加 0.28%。在长期中，外商直接投资每增加 1%，则就业人数减少 0.018%。第二产业中，外商直接投资对第二产业就业人数短期影响为正，长期影响为负。在短期内，外商直接投资每增加 1%，则就业人数增加 0.18%。在长期中，外商直接投资每增加 1%，则就业人数增加 0.06%。第三产业中，外商直接投资对第三产业就业人数短期影响为正，长期影响为正。在短期内，外商直接投资每增加 1%，则就业人数增加 0.13%。在长期中，外商直接投资每增加 1%，则就业人数增加 0.04%。外商直接投资对第一、第二产业、第三产业的就业人数在短期呈正效应。但在长期中，对第一、第二产业的就业人数有转移作用，对第三产业的就业人数有促进作用。

3.3. 湖南省利用外商直接投资的就业质量实证分析

1. 模型构建、变量选取、数据来源

对于湖南省来说，选取职工工资作为就业质量的参考指标，来分析外商直接投资对湖南省职工平均薪资的影响。本模型所选取的数据均来自历年《湖南省统计年鉴》，本模型中所选取的数据是 2008~2019 年湖南省实际利用外商直接投资的总量和湖南省就业人员的年平均薪资。为了使数据更加的平稳，避免出现模型的多重共线性和异方差性。在不改变数据的性质与相关的关系的条件下，将变量进行了取对数。本模型中，就业量和实际利用外商直接投资采取自然对数，分别使用 Ln(Wage)_(i)、Ln(FDI)_(i)代表取自然对数的年平均薪资与实际利用外商直接额投资。其中，Ln(Wage)_(i)是被解释变量，Ln(FDI)_(i)是解释变量，(i)代表年份。

2. 湖南省利用外商直接投资的就业质量实证分析

(1) 平稳性检验

协整检验只有在同阶平稳性变量才能进行，在此模型中将采取单位根检验(ADF)方法来获取变量的单阶整数。通过实证研究得出，原序列表变量 Ln(wage)_(i)、Ln(FDI)_(i)的 ADF 值均高于 5%阈值，显然是不平稳的。它们的一阶差分的 ADF 值 Ln(wage)_(i)的阈值小于 5%，是平稳的，但 Ln(FDI)_(i)还是不够平稳，直到 Ln(FDI)_(i)、Ln(wage)_(i)的二阶差分的 ADF 值均小于 5%的阈值，平稳性比较好。由此可以得出，它们两个变二阶单整变量，满足协整检验的条件。对两个变量的运行结果如表 9 所示：

Table 9. The stationarity test results for $\text{Ln}(\text{Wage})_{(i)}$ and $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$.**表 9.** $\text{Ln}(\text{Wage})_{(i)}$ 、 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 平稳性检验结果

变量	ADF 值	1%阈值	5%阈值	10%阈值	p 值	检验结果
$\text{Ln}(\text{Wage})_{(i)}$	10.22	-2.79	-1.98	-1.60	1.00	不平稳
二阶 $\text{Ln}(\text{Wage})_{(i)}$	-3.81	-2.85	-1.99	-1.60	0.002	平稳
$\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$	0.52	-2.82	-1.98	-1.60	0.81	不平稳
二阶 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$	-3.02	-2.85	-1.99	-1.60	0.007	平稳

(2) 协整检验

协整检验的意义是检验 $\text{Ln}(\text{Wage})_{(i)}$ 与 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 伪回归问题。由上表可知 $\text{Ln}(\text{Wage})_{(i)}$ 与 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 属于二阶单整变量，可以进行协整检验。本文根据高铁梅《计量分析方法与建模》采用 E-G 两步法对变量进行协整检验。首先对变量 $\text{Ln}(\text{Emp})_{(i)}$ 与 $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ 进行最小平方方法回归，建立了如下计量方程：

$$\text{Ln}(\text{Wage})_{(i)} = \alpha + \beta \text{Ln}(\text{FDI})_{(i)} + e_{(i)} \quad (1.11)$$

采用 OLS 方法对上述进行估计结果如下：

$$\text{Ln}(\text{Wage})_{(i)} = -0.13 + 0.79 \text{Ln}(\text{FDI})_{(i)} + e_{(i)} \quad (1.12)$$

$$t \quad \quad \quad (-0.53) \quad \quad \quad (43.79)$$

$$R^2 = 0.99 \quad \text{Adjusted } R^2 = 0.99 \quad \text{D-W} = 1.03$$

其中，括号内数字为 t 统计量的值， $e_{(i)}$ 为残差。

同样对残差进行平稳性检验：

Table 10. The stationarity test of the regression residuals $e_{(i)}$ **表 10.** 回归残差 $e_{(i)}$ 的平稳性检验

$e_{(i)}$	ADF 值	1%阈值	5%阈值	10%阈值	p 值	检验结果
	-3.83	-2.85	-1.99	-1.60	0.0017	平稳

对残差进行 ADF 单位根检验结果表 10 所示，ADF 检验统计量小于 5% 显著水平下的阈值，得出残差 $e_{(i)}$ 具有平稳性。由此可以得出外商直接投资与湖南省就业的年平均薪资呈正相关，外商直接投资每增加 1%，就业的年平均薪资就增加 0.79%。

(3) 格兰杰因果检验

由上面对就业的年平均薪资与外商直接投资分别进行协整分析，可以得出湖南省就业质量与外商直接投资二者之间存在稳定的长期均衡关系，但这两个变量之间是否具有因果关系还要进一步进行格兰杰因果检验。我们对其滞后数 2、3 阶进行格兰杰检验，结果如表 11：

Table 11. Granger causality test**表 11.** 格兰杰因果检验

Granger Causality Tests	滞后阶数	F 值	P 值	结果
$\text{Ln}(\text{Wage})_{(i)}$ does not Ganger Cause $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$	2	4.92	0.06	拒绝
$\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ does not Ganger Cause $\text{Ln}(\text{Wage})_{(i)}$	2	0.65	0.56	不拒绝
$\text{Ln}(\text{Wage})_{(i)}$ does not Ganger Cause $\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$	3	7.92	0.10	拒绝
$\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$ does not Ganger Cause $\text{Ln}(\text{Wage})_{(i)}$	3	8.38	0.10	拒绝

通过格兰杰因果检验,表 11 可以看出,年平均薪资与外商直接投资之间两者之间互为因果关系。在 10%的显著性水平下,滞后数都是三阶情况下,外商直接投资是年平均薪资增加的原因,年平均薪资的增加是外商直接投资增加的原因。

(4) 误差修正模型

由协整检验可知,长期内湖南省外商直接投资与就业质量之间存在均衡稳定的关系。但由于协整回归我们可以知道湖南省外商直接投资与就业质量协整回归的 D-W 值偏小,存在自相关现象。为了更深入细致地说明外商直接投资与就业结构之间的关系,并了解短期影响状况,我们建立了误差修正模型,对变量进行差分分析即 $\Delta\text{Ln}(\text{Wage})_{(i)}$ 、与 $\Delta\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)}$,将差分变量及滞后期与 $e_{(i)}$ 的滞后一期加入模型进行重新回归,进而消除自相关,提高 D-W 的值,探讨湖南省外商直接投资与就业质量的短期关系得出分布滞后模型结果如下:

$$\Delta\text{Ln}(\text{Wage})_{(i)} = 0.42\Delta\text{Ln}(\text{Wage})_{(i-1)} + 0.75\Delta\text{Ln}(\text{FDI})_{(i)} - 0.65\Delta\text{Ln}(\text{FDI})_{(i-1)} + 0.21e_{(i-1)} \quad (1.13)$$

t	(1.02)	(31.32)	(-2.30)	(0.59)
$R^2 = 1.00$	$\text{Adjusted } R^2 = 1.00$		$D-W = 2.69$	

由修正模型我们可以看出外商直接投资对湖南省就业质量即工资短期影响为负,长期影响为正。在短期内,外商直接投资每增加 1%,则年平均薪资减少 0.65%。在长期中,外商直接投资每增加 1%,则年平均薪资增加 0.75%。

4. 结论与相关政策建议

4.1. 结论

通过上述的研究分析可以得出,外商直接投资对湖南省长期就业起到了促进作用,优化了产业结构与就业结构,同时也提高了就业人员的薪资水平。但还存在一些不足:首先,外商直接投资在湖南省的区域和产业上分布不平衡。在进行区域的投资中,主要投资在长株潭城市群及环长株潭城市群,大湘西地区和洞庭湖生态经济区投资比重比较少,主要是由于这部分地区经济基础设施落后,交通还不够发达,以第一产业的农、牧、渔为主,再加上丘林地帯不利于机械化的发展。在投资的产业结构中,以第二、第三产业为主,第一产业比重较少。其次,上述的实证研究也表明,外商直接投资的投入,使得第一产业劳动力发生转移,促进了第三产业的就业,优化了就业结构。最后,外商直接投资对于薪资福利水平这一块还不够完善。因此,针对上述现象提出了相关的政策建议。

4.2. 相关政策建议

1. 优化湖南省外商投资规模与结构

第一,要完善投资环境。研究结果表明,外商直接投资对湖南省产业结构和就业结构的优化具有积极作用。为进一步提升外资对湖南省经济发展的贡献,应持续优化投资环境。政府需加大对公共基础设施建设的投入,特别是针对大湘西地区等经济基础设施相对薄弱的区域,改善交通等基础条件,以增强这些地区的投资吸引力。同时,完善市场运行政策与法规,强化知识产权保护,保障外资企业与本土企业的合法权益,促进公平竞争。第二,提升本土企业竞争力。在吸引外资的同时,应加强对本土企业的指导与支持。通过技术外溢等效应,帮助本土企业提升自身创新能力与市场活力,降低外商直接投资可能带来的冲击。第三,创新招商引资方式。利用大数据和互联网平台,通过多种渠道发布招商信息,实现高效化招商引资。结合湖南省轨道交通、工程机械等优势产业,开展特色招商活动,吸引外资流入。同时,借助博鳌论坛、世博会等国际性活动平台,提升湖南省的国际知名度,吸引全球投资。第四,制定

优惠政策。出台针对性的招商引资优惠政策，如研发补助、投资补贴、税收减免等，降低外资企业投资成本。在土地供应方面，可采用长期租赁、先租后让等灵活方式，降低外资企业用地成本。

2. 引导外商直接投资的产业与区域方向

优化产业结构投资。尽管外商直接投资对湖南省第一产业就业转移具有积极作用，但湖南省作为农业大省，第一产业劳动力数量庞大。因此，应鼓励外资加大对第一产业的投资，提升该产业的科技水平，改善就业质量。同时，加强劳动力素质培训，促进劳动力向第二、第三产业合理转移。在引资政策上，应兼顾劳动力密集型和技术密集型产业，通过劳动力密集型产业吸纳就业人口，通过技术密集型产业优化就业与产业结构。促进区域投资平衡。鉴于大湘西地区和洞庭湖生态经济区外商直接投资比重较低的现状，当地政府应结合当地资源与产业优势，制定针对性的外资引进政策，积极吸引外资。同时，进一步完善当地的基础设施与交通网络，提升区域投资吸引力，促进区域经济协调发展。

参考文献

- [1] Fu, X. and Balasubramanyam, V.N. (2005) Exports, Foreign Direct Investment and Employment: The Case of China. *The World Economy*, **28**, 607-625. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2005.00694.x>
- [2] Mehra, N. (2013) Impact of Foreign Direct Investment on Employment and Gross Domestic Product in India. *International Journal of Economics & Research*, **4**, 29-38.
- [3] Jayaraman, T.K. and Singh, B. (2007) Foreign Direct Investment and Employment Creation in Pacific Island Countries: An Empirical Study of Fiji. ARTNeT Working Paper Series, No. 35.
- [4] Inekwe, J.N. (2013) FDI, Employment and Economic Growth in Nigeria. *African Development Review*, **25**, 421-433. <https://doi.org/10.1111/1467-8268.12039>
- [5] 李蓉丽, 袁岳朔, 伍青云. 湖南省 FDI 对就业结构的影响研究[J]. 湖南科技学院学报, 2020, 41(4): 69-72.
- [6] 裴玲玲. 外商直接投资对河南省就业的影响及对策分析[D]: [硕士学位论文]. 延吉: 延边大学, 2019.
- [7] 李莺莉, 王开玉, 孙一平. 东道国视角下的 FDI 就业效应研究——基于中国省际面板数据的实证分析[J]. 宏观经济研究, 2014(12): 94-103.
- [8] 薛源. FDI 对我国就业人数和工资水平的影响——基于 29 省市面板数据的研究[D]: [硕士学位论文]. 济南: 山东大学, 2019.
- [9] 郑月明, 董登新. 外商直接投资对我国就业的区域差异与动态效应——基于动态面板数据模型的分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(5): 104-113.
- [10] 杨红妆. FDI 对湖南省就业影响研究[J]. 中国商论, 2015(14): 107-108.
- [11] 余菊. 基于协整分析的外商直接投资就业效应[J]. 重庆理工大学学报(社会科学版), 2013, 27(11): 38-44.
- [12] 刘宏, 李述晟. FDI 对我国经济增长、就业影响研究——基于 VAR 模型[J]. 国际贸易问题, 2013(4): 105-114.
- [13] 徐燕红. 外商在华直接投资的就业效应研究[D]: [硕士学位论文]. 上海: 上海社会科学院, 2013.
- [14] 钟晓君, 刘德学. 广东服务业外商投资的就业效应研究[J]. 国际经贸探索, 2011, 27(12): 48-54.
- [15] 马述忠, 吕淼. 外商直接投资与农业产业安全——基于国内投资与就业挤出效应视角的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2012(4): 125-136.
- [16] 马心竹. 外商直接投资对就业的影响分析——以辽宁为例[D]: [硕士学位论文]. 北京: 首都经济贸易大学, 2015.
- [17] 曲洋. 东北地区外商直接投资的就业效应研究[J]. 经济纵横, 2013(12): 76-79.
- [18] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京: 北京大学出版社, 2006.