

# 数字经济对工业污染减排的影响机制研究

## ——以京津冀地区为例

李俊

贵州财经大学大数据应用与经济学院

DOI:10.12238/ej.v7i4.1489

**[摘要]** 本文使用2011–2019年京津冀13个地级市的面板数据,考察了数字经济对工业污染物排放的影响效应、以及产业结构升级在其间的中介机制。实证结果显示:(1)数字经济对工业污染具有倒U型影响,目前主要是促进工业污染的排放。(2)考虑中介变量产业转型升级以后,会使得拐点左移,使得数字经济抑制工业污染作用的提前到来。研究结果为京津冀地区数字经济发展,产业结构绿色转型与工业污染减排提供了理论支撑与政策建议。

**[关键词]** 数字经济; 京津冀地区; 工业污染减排

**中图分类号:** D912.29 **文献标识码:** A

### Research on the Impact Mechanism of Digital Economy on Industrial Pollution Reduction

——Taking the Beijing Tianjin Hebei region as an example

Jun Li

School of Big Data Applications and Economics, Guizhou University of Finance and Economics

**[Abstract]** This article uses panel data from 13 prefecture level cities in the Beijing Tianjin Hebei region from 2011 to 2019 to examine the impact of the digital economy on industrial pollutant emissions and the mediating mechanism of industrial structure upgrading. The empirical results show that: (1) The digital economy has an inverted U-shaped impact on industrial pollution, currently mainly promoting the emission of industrial pollution. (2) After considering the intermediary variable of industrial transformation and upgrading, it will cause the turning point to shift to the left, leading to the early arrival of the inhibitory effect of the digital economy on industrial pollution. The research results provide theoretical support and policy recommendations for the development of digital economy, green transformation of industrial structure, and reduction of industrial pollution in the Beijing Tianjin Hebei region.

**[Key words]** Digital economy; Beijing Tianjin Hebei region; Industrial pollution reduction and emission reduction

### 引言

数字经济具有工业污染减排效应。数字技术的渗透可以推动技术创新、进而推动产业结构优化升级,优化资源配置,最终促进了能源效率的提升和工业污染排放的降低<sup>[1]</sup>;另外,从能源节约视角看,数字经济打破了地区界限,突破了时间约束,加快了要素的流动和生产,节约了生产生活中因空间和时间因素产生的能源消耗,从而降低了能源损耗率,促进能源利用效率的提升,从而抑制工业污染排放。

然而,数字经济还存在一定的“绿色盲区”,对环境产生负外部性作用,导致工业污染排放量增加<sup>[2]</sup>。Li等(2021)进一步指出,数字经济带来的技术进步,会使企业在经济发展初期

重置生产设备,通过加大对资源的开采和能源的消耗而增加产量,从而促使工业污染排放量增加,当经济发展到更高水平时,企业产出稳定,数字化技术和规模降低了污染治理成本,从而减少二氧化碳的排放,体现出数字经济对工业污染排放的非线性影响<sup>[3]</sup>。

数字经济代表着技术革命,是技术创新的决定性因素<sup>[4]</sup>。数字经济打破了信息流动的壁垒,不仅能够让创新主体之间对知识的交换更加及时,优化研发团队管理效率,还能让创新主体充分捕捉市场对产品和服务的反馈,了解市场对新产品的研发需求,推动创新效率的提升,推动产业转型升级<sup>[5]</sup>。

数字经济是否对工业污染减排具有非线性效应,能否促进

产业转型升级,以及是否会通过产业转型升级进而影响工业污染减排,这些问题值得研究。

## 1 研究设计与指标

### 1.1 研究设计

静态面板模型。本文首先建立普通面板基准回归模型,对数字经济对工业污染的影响进行实证分析。考虑到不同量纲的数据波动较大,本文对部分变量取对数处理,以解决异方差导致的模型估计有偏问题,基准模型设置如下:

$$\text{poll}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{de}_{it} + \beta_2 \text{sde}_{it} + \beta_3 \text{lngdp}_{it} + \beta_4 \text{lnpeo}_{it} + \beta_5 \text{lnfdi}_{it} + \beta_6 \text{gov}_{it} + \beta_7 \text{tf}_{it} + \beta_8 \text{urb}_{it} + \beta_9 \text{open}_{it} + \sigma_i + \varepsilon_{it}$$

式中:  $\text{poll}_{it}$  代表第  $i$  个城市第  $t$  年的工业污染;  $\text{de}_{it}$  和  $\text{sde}_{it}$  分别是数字经济指数及其平方项;  $\text{lngdp}_{it}$  代表地区国内生产总值;  $\text{lnpeo}_{it}$  代表人口规模;  $\text{lnfdi}_{it}$  衡量外商直接投资;  $\text{gov}_{it}$  是当地政府支持情况;  $\text{tf}_{it}$  表示科技财政支出占一般财政支出的比重;  $\text{urb}_{it}$  代表城镇化率;  $\text{open}_{it}$  代表开放度;  $\sigma_i$ 、 $\varepsilon_{it}$  分别是时间效应以及随机干扰项。

中介模型。数字经济会通过影响产业转型升级进而影响工业污染排放,且数字经济对产业转型升级的影响具有非线性关系。为验证上述推论,本文采用中介模型进行验证,具体借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)做法,采用分步回归法。

首先,对数字经济对工业污染排放的影响进行回归估计:

$$\text{poll}_{it} = \pi_0 + \pi_1 \text{de}_{it} + \pi_2 \text{sde}_{it} + \gamma \text{control}_{it} + e1_{it}$$

其次,以产业转型升级为被解释变量,数字经济为核心解释变量进行回归估计:

$$\text{lntrans}_{it} = \theta_0 + \theta_1 \text{de}_{it} + \theta_2 \text{sde}_{it} + \gamma \text{control}_{it} + e2_{it}$$

最后,以工业污染作为被解释变量,数字经济为核心解释变量,产业转型升级为中介变量,放入同一模型进行回归估计:

$$\text{poll}_{it} = \pi_0 + \pi_1 \text{de}_{it} + \pi_2 \text{sde}_{it} + \rho \text{lntrans}_{it} + \gamma \text{control}_{it} + e3_{it}$$

式中字母所代表的变量含义与前文一致。

### 1.2 变量选取

被解释变量: 现有研究普遍采用工业废水排放量、工业二氧化硫排放量和工业固体废物排放量衡量一个地区的环境污染状况,但由于地级市层面的固体废物排放量数据缺失,考虑到数据的可获得性,因此选择各地市的工业废水排放量、工业二氧化硫排放量和工业烟(粉)尘排放量,利用熵值法,选择偏移量为,最终计算出工业污染指标  $\text{poll}$  [6-8]。由于上述三个指标均为负向指标,所以计算出的工业污染指标也为负向指标,数值越大代表污染越严重。

核心解释变量: 数字经济指数 ( $\text{de}$ )。近年来,随着数字经济的快速发展,通过选取相关指标量化数字经济的发展状况已成为普遍做法,但目前国际国内尚未形成统一的标准,国内测算指标也并不唯一。但目前学术研究中,通常采用的是赵涛等(2020)的做法计算数字经济指数,具体指标选取地级市互联网

宽带接入用户数、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重、电信业务总量、百人中移动电话用户数和数字普惠金融指数 [9,10],并用熵值法求得综合指数值。数值越大,代表数字经济发展水平越高。

控制变量: 考虑到影响工业污染排放的因素较多,本文借鉴已有研究成果,引入相关的控制变量,包括  $\text{GDP}$  发展水平 ( $\text{lngdp}$ )、人口规模 ( $\text{lnpeo}$ )、实际利用直接外商投资 ( $\text{lnfdi}$ )、政府支持 ( $\text{gov}$ )、科技财政支出占一般财政支出占比 ( $\text{tf}$ )、城镇化率 ( $\text{urb}$ )、开放度 ( $\text{open}$ )。鉴于数据的可获得性,其中人口规模用年末人口数目衡量;地方政府干预行为对我国经济发展、产业结构调整和技术创新水平会产生重要影响,政府行为在推进我国工业污染排放中发挥着不可忽视的作用,本文用一般公共预算支出占  $\text{GDP}$  比重衡量政府支持程度。

中介变量: 产业转型升级 ( $\text{lntrans}$ )。由于产业升级意味着整体产业的变迁与效率的提高,为了更全面地反映本文主旨与产业结构升级的内涵。为此,采用产业结构层次指数(第一产业占总产值比重 $\times 1$ +第二产业占总产值比重 $\times 2$ +第三产业占总产值比重 $\times 3$ )来表征产业转型升级 [11,12]。

### 1.3 数据来源

本文选取京津冀13个地级市作为研究对象,时间跨度为2011年至2019年,文中所选指标数据除个别指标如数字普惠金融指数外,其余数据主要来源于2012-2020《中国城市统计年鉴》、各地级市《统计年鉴》等,部分缺失值采用线性插补法。

## 2 实证结果分析

### 2.1 基准回归

本文通过豪斯曼检验,得到卡方值为151.27,在1%的水平下显著,说明应该建立固定效应模型。如表1所示,在个体、时点、双固定效应中,数字经济对工业污染的非线性关系均在1%的水平下显著。为了说明U型关系是否真的存在,参照Lind and Mehlum(2010)的做法,进行U型检验 [13]。检验结果如表1最后两列所示,个体固定效应未通过U型检验。在时点和双固定效应模型中,数字经济与工业污染呈现稳定的倒U型关系。

在时点与双固定效应模型中,作为对比,将数字经济一次项纳入回归模型,回归结果如表1第(5)(6)列所示。在时点固定效应中,数字经济对工业污染排放的回归系数为正的0.4361,且通过1%的显著性水平检验,但与加入二项的非线性模型相比,线性模型绝大部分变量的t值都要低于非线性模型,非线性模型更稳健。在非线性模型中,回归结果如表1第(3)列所示,数字经济一次项系数为正,二次项系数为负,且都通过1%的显著性水平检验,说明数字经济与工业污染存在倒U型关系;在双固定效应模型中,发现数字经济对工业污染排放的回归系数为正的0.3589,但未通过显著性检验,说明数字经济对工业污染排放影响的线性关系不显著。在加入了二次项以后,考察数字经济是否以非线性的关系影响工业污染排放,回归结果如表1第(4)列所示,数字经济一次项系数为正,数字经济二次项系数为负,均通过1%的显著性

表 1 基准回归结果

|                     | (1)                    | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   | (6)                   |
|---------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                     | POLS                   | FE_ind                | FE_time               | FE_both               | FE_time               | FE_both               |
| de                  | 3.0148***<br>(5.09)    | 3.1705***<br>(6.69)   | 1.6499***<br>(3.14)   | 2.5455***<br>(4.79)   | 0.4361***<br>(2.98)   | 0.3589<br>(1.15)      |
| sde                 | -2.1738***<br>(-3.62)  | -1.8721***<br>(-5.23) | -1.2379**<br>(-2.40)  | -1.7087***<br>(-4.83) |                       |                       |
| lngdp               | -0.0693<br>(-1.17)     | -0.0415<br>(-1.00)    | -0.0680<br>(-1.38)    | -0.0237<br>(-0.58)    | -0.0595<br>(-1.18)    | -0.0473<br>(-1.04)    |
| lnpeo               | -0.2303***<br>(-5.28)  | -0.5511*<br>(-1.85)   | -0.2037***<br>(-5.67) | -0.7905**<br>(-2.42)  | -0.1521***<br>(-5.16) | -0.7237*<br>(-1.98)   |
| lnfdi               | 0.0013<br>(0.07)       | -0.0073<br>(-0.57)    | 0.0170<br>(1.07)      | 0.0078<br>(0.59)      | 0.0100<br>(0.63)      | 0.0074<br>(0.50)      |
| gov                 | 0.7697**<br>(2.42)     | -0.9483***<br>(-3.43) | 0.5928**<br>(2.22)    | -0.8409***<br>(-3.06) | 0.6390**<br>(2.35)    | -0.7040**<br>(-2.30)  |
| tf                  | -10.6973***<br>(-3.20) | -8.2475***<br>(-3.76) | -1.5490<br>(-0.50)    | -9.1734***<br>(-4.34) | -2.6335<br>(-0.83)    | -9.9385***<br>(-4.21) |
| urb                 | -0.0011<br>(-0.27)     | 0.0211***<br>(6.79)   | -0.0119***<br>(-3.17) | 0.0030<br>(0.47)      | -0.0093**<br>(-2.54)  | 0.0019<br>(0.26)      |
| open                | -0.0904<br>(-0.73)     | 0.1739<br>(1.55)      | 0.2170**<br>(1.99)    | 0.2683**<br>(2.38)    | 0.3559***<br>(3.75)   | 0.2826**<br>(2.24)    |
| _cons               | 2.8963***<br>(3.94)    | 4.1957**<br>(2.03)    | 2.9395***<br>(4.85)   | 6.3022***<br>(2.65)   | 2.6353***<br>(4.43)   | 6.0054**<br>(2.38)    |
| ind                 | No                     | Yes                   | No                    | Yes                   | No                    | Yes                   |
| time                | No                     | No                    | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| N                   | 117                    | 117                   | 117                   | 117                   | 117                   | 117                   |
| adj. R <sup>2</sup> | 0.619                  | 0.905                 | 0.753                 | 0.918                 | 0.7408                | 0.8972                |
| r <sup>2</sup>      | 0.6482                 | 0.9220                | 0.7888                | 0.9385                | 0.7765                | 0.9220                |
| upoint              | 0.6934                 | 0.8468                | 0.6664                | 0.7449                |                       |                       |
| utest               | Pass                   | NotPass               | Pass                  | Pass                  |                       |                       |

检验,说明数字经济与工业污染排放水平存在显著的倒U型关系。不论是时点固定效应还是双固定效应模型,均表明在数字经济发展初期,由于数字经济发展较为不成熟,在数字产业化和产业数字化的过程中,数字经济引致的高投入、高成本提升了生产生活中工业污染排放水平,而且在倒逼企业进行绿色技术研发的同时,也进一步形成能耗投入的叠加影响,导致前期工业污染排放水平只升不降。当数字经济发展不断成熟,前期资本、人力、技术投入逐渐产生正向净效应,能源利用效率得到提高,产业结构得到优化升级,企业生产成本降低且技术研发效率提升,从而显著降低工业污染排放水平。

在控制变量方面,经济发展水平(*lngdp*)符号为正,未能通过显著性检验,可能的原因是:地区经济发展水平越高,对污染治理力度更大以及产业结构升级产生了更少的工业污染;人口密度对工业污染产生了显著的抑制作用,这与梁伟等(2017)的研究结论一致,人口密度的增加会产生集聚正外部性,带来劳动力池、知识溢出等集聚经济效益,促进基础设施服务的共享,有助于改善工业污染;外商直接投资(*lnfdi*)未通过显著性检验;政府支持回归系数为负,且在1%水平下显著,说明政府支持能有效抑制工业污染排放量,原因是在绿色发展的背景下,政府支持表现出明显的工业污染减排倾向,抑制了工业污染。城镇化率未通过显著性检验;开

放度 (*open*) 系数为正, 且通过5%的显著性检验, 表明在样本时间内, 京津冀特别是河北可能作为外国的产业承接地, 带来了污染。

2. 2中介机制结果分析

参照Hayes, A. F. (2010)和缪陆军等(2021)的做法[14, 15], 对产业转型升级是否在数字经济和工业污染排放之间存在中介效应进行检验, 检验结果如表2所示。模型(1)结果显示在没有产业转型升级情况下, 数字经济对工业污染排放的影响作用, 该结果已在前文基准回归部分进行了阐述。模型(2)是考察数字经济对产业转型升级的影响作用, 可以看出, 在对时间效应进行固定后, 数字经济对产业转型升级的影响在1%显著性水平下显著, 其中数字经济一次项系数显著为负、二次项系数显著为正, 说明数字经济对产业转型升级具有先抑制后促进的U型关系。数字经济在发展前期需要大量的资源来进行信息化基础设施的建设和数字化人才的培养, 大量的创新投入导致与创新产出结构的失衡, 从而不利于产业转型升级的提升, 而当数字经济发展到一定程度后, 数字技术应用领域不断成熟, 数字经济带来的规模效应、网络效应显著提升, 加快了创新投入向创新产出转变的步伐, 而在新型数字技术的加持下, 使得付出的创新成本能被其产生的收益冲销, 从而有力促进创新效率的提高。将产业转型升级与数字经济统一纳入模型中考察对工业污染排放的影响, 回归结果如模型(4)所示, 数字经济对工业污染排放的影响依然为显著的倒U型关系, 产业转型升级对工业污染排放影响的回归系数在5%的显著性水平下显著为正, 且在加入中介变量产业转型升级后, 数字经济对工业污染排放的回归系数不管是一次项还是二次项均有所下降, 说明产业转型升级发挥了部分中介作用, 即数字经济会通过影响产业转型升级而间接对工业污染排放产生抑制作用。另外, 产业转型升级回归系数在5%的水平下显著为正, 说明产业转型升级对工业污染排放具有明显的抑制作用, 随着产业转型升级的提高, 工业污染排放水平会逐渐降低。

从数字经济对工业污染排放产生抑制作用的拐点来看, 在未加入产业转型升级之前拐点为0.6664, 即当数字经济水平大于0.6664时, 便对工业污染排放产生抑制作用, 当前数字经济平均水平为0.097, 远小于拐点值0.6664, 且在总体样本117中仅有3个样本越过拐点发挥数字经济的工业污染减排效应, 说明目前我国数字经济主要分布在倒U型的左侧, 对工业污染排放主要表现为促增作用。进一步, 在加入产业转型升级之后拐点值变为0.6592, 前者小于后者, 且越过拐点的样本仍为3个, 原因在于, 本文的样本数太少, 大于拐点的数目太少。说明在产业转型升级提升的作用下, 会使得倒U型的拐点左移, 数字经济会提前发挥对工业污染排放的抑制作用。另外, 数字经济对产业转型升级的拐点为0.658, 远低于平均水平5.456, 且越过拐点对产业转型升级产生促进作用的样本为117个, 进行U检验, 发现检验不通过, 说明数字经济对产业转移升级没有倒U型关系。进一步建立线性模型, 回归结果如模型(3)所示, 说明目前京津冀数字经济产生的技术溢出效应对产业转型升级有积极影响, 会促进产业转型升级。

表2 中介模型回归结果

|              | (1)                     | (2)                     | (3)                     | (4)                     |
|--------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| VARIABLES    | poll                    | lntrans                 | lntrans                 | poll                    |
|              |                         |                         |                         |                         |
| de           | 1.650***<br>(0.526)     | 0.487***<br>(0.119)     | 0.124***<br>(0.0338)    | 1.226**<br>(0.561)      |
| sde          | -1.238**<br>(0.516)     | -0.370***<br>(0.117)    |                         | -0.916*<br>(0.534)      |
| lntrans      |                         |                         |                         | 0.870**<br>(0.438)      |
| lngdp        | -0.0680<br>(0.0493)     | 0.00662<br>(0.0111)     | 0.00917<br>(0.0116)     | -0.0738<br>(0.0486)     |
| lnpeo        | -0.204***<br>(0.0360)   | -0.0238***<br>(0.00812) | -0.00839<br>(0.00679)   | -0.183***<br>(0.0369)   |
| lnfdi        | 0.0170<br>(0.0159)      | 0.0119***<br>(0.00359)  | 0.00980***<br>(0.00368) | 0.00667<br>(0.0165)     |
| gov          | 0.593**<br>(0.267)      | 0.0149<br>(0.0602)      | 0.0287<br>(0.0627)      | 0.580**<br>(0.263)      |
| tf           | -1.549<br>(3.119)       | -0.787<br>(0.705)       | -1.111<br>(0.728)       | -0.864<br>(3.093)       |
| urb          | -0.0119***<br>(0.00376) | 0.000643<br>(0.000849)  | 0.00141*<br>(0.000850)  | -0.0125***<br>(0.00371) |
| open         | 0.217**<br>(0.109)      | 0.0540**<br>(0.0247)    | 0.0955***<br>(0.0219)   | 0.170<br>(0.110)        |
| Constant     | 3.080***<br>(0.610)     | 5.332***<br>(0.138)     | 5.200***<br>(0.137)     | -1.560<br>(2.414)       |
|              |                         |                         |                         |                         |
| Observations | 117                     | 117                     | 117                     | 117                     |
| R-squared    | 0.789                   | 0.928                   | 0.921                   | 0.797                   |

3 研究结论与政策建议

基于上文分析, 得出以下结论: 第一, 数字经济与工业污染排放水平存在显著的倒U型关系, 即数字经济在发展初期会使工业污染排放量增加, 在发展的成熟期便会产生抑制工业污染排放的作用。第二, 数字经济会促进产业转型升级。数字技术发展不断成熟会加速创新投入向创新产出转化, 进而表现出对产业转型升级的促进作用。第三, 数字经济对工业污染排放的影响机制存在直接和间接两种方式, 一方面数字经济通过数字要素性质和数字技术对工业污染排放水平产生直接影响; 另一方面, 数字经济能够通过影响产业转型升级对工业污染排放量产生间接作用, 且在产业转型升级的作用下, 数字经济会提前发挥对工业污染排放的抑制作用。第四, 空间杜宾模型的回归结果显示, 在加入空间因素后数字经济对工业污染排放产生倒U型的非线性影响依然成立, 且相对于数字经济产生的溢出效应, 数字经济对本地工业污染排放的直接效应更加明显。

基于上文分析以及我国的发展实际情况提出以下对策:

第一,提高数字经济发展速度和质量。首先要加快数字经济发展速度,数字经济是以数字平台为基础而产生广泛的规模效应和范围经济,要加大承载数字技术和平台的新型基础设施建设力度,如5G网络基站、大数据中心、区块链服务、人工智能等,全面推动经济数字化转型。

第二,加强京津冀地区产业结构优化升级。一是加大数字经济对传统产业转型升级的力度,使传统产业通过技术进步实现效率的提升。二是从发展数字经济、推动产业结构优化升级、控制工业污染排放等维度出发,科学地辨识优化京津冀地区产业调整的重点领域。

### [参考文献]

[1]苏科,周超.人力资本、科技创新与绿色全要素生产率——基于长江经济带城市数据分析[J].经济问题,2021,(05):71-9.

[2]蒋金荷.可持续数字时代:数字经济与绿色经济高质量融合发展[J].企业经济,2021,40(07):23-30+161.

[3]LI X, LIU J, NI P. The Impact of the Digital Economy on CO2 Emissions:A Theoretical and Empirical Analysis[J].Sustainability,2021,13(13).

[4]MILLER P. Digital Futures : An Agenda for a Sustainable Digital Economy[J].Corporate Environmental Strategy,2001,8(3): 275-80.

[5]安孟,张诚.数字经济发展能否提升中国区域创新效率[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2021,42(12):99-108.

[6]贺俊,刘亮亮,张玉娟.税收竞争、收入分权与中国环境污染[J].中国人口·资源与环境,2016,26(04):1-7.

[7]许钊,高煜,霍治方.数字金融的污染减排效应[J].财经科学,2021,(04):28-39.

[8]张林,姚进才,王钦,等.发展物流产业助推区域经济增长的协同凝聚研究——基于国家物流枢纽城市面板数据[J].城市发展研究,2021,28(05):1-6.

[9]郭峰,熊云军.中国数字普惠金融的测度及其影响研究:一个文献综述[J].金融评论,2021,13(06):12-23+117-8.

[10]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.

[11]陈淑云,曾龙.地方政府土地出让行为对产业结构升级影响分析——基于中国281个地级及以上城市的空间计量分析[J].产业经济研究,2017,(06):89-102.

[12]郑万腾,赵红岩,赵梦婵.数字金融发展有利于环境污染治理吗?——兼议地方资源竞争的调节作用[J].产业经济研究,2022,(01):1-13.

[13]LIND J T, MEHLUM H. With or Without U? The Appropriate Test for a U-Shaped Relationship\*[J].Oxford Bulletin of Economics and Statistics,2010,72(1).

[14]HAYES A F, PREACHER K J. Taylor & Francis Online:Quantifying and Testing Indirect Effects in Simple Mediation Models When the Constituent Paths Are Nonlinear[J].Multivariate Behavioral Research,45(4).

[15]缪陆军,陈静,范天正,等.数字经济发展对碳排放的影响——基于278个地级市的面板数据分析[J].南方金融,2022,(02): 45-57.

### 作者简介:

李俊(1995—),男,汉族,四川泸州人,贵州财经大学数量经济学硕士研究生。