

京津冀城市群信用环境对经济增长的影响分析

田玉雪, 谢朝阳

北方工业大学, 北京
Email: 1015020830@qq.com

收稿日期: 2020年12月8日; 录用日期: 2021年1月7日; 发布日期: 2021年1月15日

摘要

城市信用环境与经济增长水平之间的影响关系,一直是学界关注的重点问题。本文研究的主要目的在于,探究京津冀城市群信用环境与经济增长影响关系,并就如何促进京津冀城市群经济快速稳定增长提出有效建议。依据现有研究,本文利用固定效应模型及LSDV估计方法进行实证分析,研究发现:城市信用环境能够通过消费、投资、政府购买及出口来间接影响城市群经济的增长;人均消费性支出、全社会固定资产投资、政府购买、净出口受城市信用环境的影响。

关键词

城市信用环境, 经济增长, 固定效应模型, LSDV估计法

Analysis on the Influence of Credit Environment on Economic Growth of Beijing-Tianjin-Hebei Urban Agglomeration

Yuxue Tian, Zhaoyang Xie

North China University of Technology, Beijing
Email: 1015020830@qq.com

Received: Dec. 8th, 2020; accepted: Jan. 7th, 2021; published: Jan. 15th, 2021

Abstract

The relationship between the urban credit environment and the level of economic growth has always been the focus of academic attention. The main purpose of this paper is to explore the rela-

relationship between the credit environment and economic growth of the Beijing-Tianjin-Hebei urban agglomeration, and to put forward effective suggestions on how to promote the rapid and stable economic growth of the Beijing-Tianjin-Hebei urban agglomeration. Based on existing studies, this paper conducts an empirical analysis by using fixed effect model and LSDV estimation method, and finds that urban credit environment can indirectly affect the economic growth of urban agglomeration through consumption, investment, government purchase and export. Per capita consumption expenditure, fixed asset investment, government purchase and net export are affected by urban credit environment.

Keywords

Urban Credit Environment, Economic Growth, Fixed Effect Model, LSDV Estimation

Copyright © 2021 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

我国改革开放四十多年来,京津冀城市群发展十分迅速,目前已成为我国第三大增长极。纵观历史,京津冀城市群发展确实成绩显著,但是和珠三角及长三角城市群相比,京津冀城市群的综合优势比较高,发展效果却远不如另外两个城市群。2015年4月30日,中央审议通过了《京津冀协同发展规划纲要》,京津冀协同发展问题上升为国家发展战略。此后,我国经济和社会发展变为“一核、双城、三轴、四区、多节点”的空间布局,并提出要在京津冀城市群交通一体化、生态环境保护、产业升级转移等重点领域率先取得突破。2019年7月16日在雄安新区召开了京津冀协同发展工作现场会议,会议中提出京津冀协同发展已经进入到滚石上山、爬坡过坎、攻坚克难的关键阶段时期,需要下大力气推进包括信用建设等各项工作。同时,在推动京津冀经济发展的同时找出城市信用环境与经济发展的关系及其影响原理,对于今后京津冀经济快速平稳发展具有十分重要的意义。

2. 文献综述

信用是指依附于人与人之间、单位与单位之间以及商品交换之间形成的一种相互信任的生产关系和社会关系。赵文燕等(2019) [1]认为信用既是一种资本同时又是一种生产要素,作为一种资本它本身具有价值,而且具有交换的功能;作为一种生产要素必然要参与市场分配。章政等(2019) [2]认为信用可以从经济学的角度定义为一种关于“借钱还钱”交易的特殊形式,是指以交易的一方承诺在未来的某一天履行以偿还义务为前提,而另一方为其提供资金、商品或某种服务的行为。

有关信用环境的研究大多集中于“十六大”以后,学者们从不同的角度对于信用环境的定义与内涵做了相关研究。信用环境是指企业与企业之间、企业与个人之间以及个人与个人之间等群体之间的诚信关系所构成的一种诚信环境。张淳清(2008) [3]从影响信用环境的因素角度分析阐述了信用环境的概念,并认为信用环境是由个人、企业、政府及国外等多个部门在进行的以偿还为条件的一种特殊的价值运动。张维迎等(2002) [4]和刘凤委等(2009) [5]认为区域信用有广义和狭义之分,从狭义角度分析,信用环境是关于商业信用管理的制度环境;从广义角度分析,信用环境是影响信用环境因素并并列出来的经济环境、金融环境以及法律环境的各信用子环境的集合。姚小义等(2013) [6]认为信用环境是由若干个子系统构成的一个较为复杂的系统。池仁勇等(2019) [7]和赵雨晴等(2020) [8]认为信用环境是交易双方在进行交换活

动中, 所面临的影响交易活动的决策基础信用信息及其背景, 它主要用来衡量城市政务、商务、社会及司法信用建设情况。

Fukuyama (1995) [9]认为良好的信用环境对于经济的发展起到一定的促进作用。Fink 等(2006) [10]对美国、英国、法国、意大利、德国、日本和荷兰七个发达国家 1950~2001 年的数据进行研究, 除德国外, 其他六个国家的信贷增长、债券市场发展和股票市场发展都是 GDP 增长的原因。李卫(2007) [11]认为消费与投资受信用环境的影响, 信用环境降低会大大减弱人们的消费与投资, 进而降低经济的增长。高霞和王然(2007) [12]运用协整检验和误差纠正模型对中国信用规模与经济长期稳定关系进行了实证研究, 并发现 GDP 与信用总规模之间存在协整关系, 信用规模对经济增长的拉动作用明显。沈钦华等(2011) [13]通过构造 VAR 模型发现信用规模与经济增长之间存在长期均衡关系且为正相关关系。余泳泽等(2019) [14]认为信用环境通过影响金融效率及产业发展等方面间接影响经济的增长。

综上所述, 投资、出口、消费、政府购买及城市信用环境都会拉动国民经济增长, 而投资、净出口、消费是拉动国民经济增长的主要因素, 信用环境通过投资、净出口、消费间接影响国民经济增长。

3. 模型构建

基于以上研究, 为了研究城市信用环境对经济增长的影响, 本文依据数据的可获得性, 选用城市信用环境、城市信用环境得分与全社会固定资产投资、人均消费性支出、政府购买及净出口乘积作为解释变量, 人均消费性支出、全社会固定资产投资、政府购买以及净出口作为控制变量。

3.1. 面板模型与变量的设定

发展经济学认为, 一国的经济增长是指一个国家的产品和劳动数量的增加, 或按人口平均的实际产出的增加, 通常用 GDP 或人均 GDP 表示。随着我国经济的快速发展, 越来越多的学者将 GDP 作为衡量国民经济增长的重要指标。本文将 GDP 作为被解释变量, GDP 的变化主要反映了区域经济增长状况的变化, 依据利用层次分析法计算出的各城市信用环境得分与全社会固定资产投资、人均消费性支出、政府购买及净出口乘积作为解释变量。为了消除其他因素对实验结果的影响, 本文选用全社会固定资产投资、人均消费性支出、政府购买及净出口作为控制变量并进行实证分析。

为了研究城市信用环境对经济增长的影响, 具体设定模型为:

$$Y = \alpha + kX + \beta_1 X \times Z_1 + \beta_2 X \times Z_2 + \beta_3 X \times Z_3 + \beta_4 X \times Z_4 + \gamma Z_1 + \delta Z_2 + \lambda Z_3 + \theta Z_4$$

其中, Y 表示经济增长率, X 表示城市信用环境, 全社会固定资产投资、人均消费性支出、政府购买及出口总额分别用 Z_1 、 Z_2 、 Z_3 、 Z_4 表示, α 、 k 、 γ 、 δ 、 λ 、 θ 、 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 分别表示模型的常数项及变量 X 、 Z_1 、 Z_2 、 Z_3 、 Z_4 及交叉项 $X \times Z_1$ 、 $X \times Z_2$ 、 $X \times Z_3$ 、 $X \times Z_4$ 的系数项。

3.2. 数据来源及处理

面板数据基于 2003-2017 年京津冀 13 个地级市城市的数据。数据均来源于各城市统计年鉴、政府工作报告、检察院工作报告以及工商局、公安局、教育局、环保局等工作报告等。

为了消除数量级与指标单位的不统一问题, 对所有的数据进行了标准化处理, 以实现数据的无量纲化, 其变化方法为经过 Z-score 标准化变换如公式(3-1):

$$Z = (X_{ij} - \bar{X}_j) / S_j \quad (3-1)$$

其中, $X_j = \sum_{i=1}^{j=b} X_{ij} / k$, $S_j = \sum_{i=1}^{j=b} (X_{ij} - \bar{X}_j)^2 / (b-1)$, 得标准化矩阵 Z 。

本文所利用的京津冀城市群信用环境的评分结果, 参照田玉雪和谢朝阳(2020) [15]评价结果。

4. 实证分析

4.1. 面板单位根检验

在进行面板数据回归之前需要通过单位根检验来验证数据的平稳性, 以防止出现伪回归的现象。

运用 Eviews10.0 软件, 对京津冀 13 个地级市城市的国民生产总值 Y 、城市信用环境 X 、全社会固定资产投资 Z_1 、人均消费性支出 Z_2 、政府支出 Z_3 、净出口 Z_4 、交叉项 $X \times Z_1$ 、 $X \times Z_2$ 、 $X \times Z_3$ 、 $X \times Z_4$ 进行单位根检验, 其检验结果见表 1:

Table 1. Unit root test of panel data

表 1. 面板数据单位根检验

变量	包含趋势项	LLC 检验	ADF-F 检验
Y	是	(-5.9041, 0)	(91.3100, 0.0289)
X	是	(-4.5818, 0)	(45.9888, 0.0091)
Z_1	是	(-5.7478, 0)	(84.5170, 0)
Z_2	是	(-2.6279, 0.0043)	(35.8366, 0.0947)
ΔZ_2	否	(-4.0922, 0)	(46.5361, 0)
Z_3	是	(-3.2073, 0.0073)	(39.6356, 0.0813)
ΔZ_3	否	(-6.9127, 0)	(73.3917, 0.0300)
Z_4	是	(-5.2176, 0.0035)	(53.8366, 0.0537)
ΔZ_4	否	(-7.0232, 0)	(81.3517, 0)
$X \times Z_1$	是	(-4.5818, 0)	(45.9888, 0.0091)
$X \times Z_2$	是	(-5.9127, 0.0315)	(57.0031, 0.0166)
$X \times Z_3$	是	(-2.1364, 0.0317)	(28.0783, 0.1714)
$\Delta X \times Z_3$	否	(-4.1778, 0.0039)	(48.1090, 0.0297)
$X \times Z_4$	是	(-5.0836, 0.0091)	(51.3679, 0.0516)
$\Delta X \times Z_4$	否	(-7.8513, 0)	(95.0917, 0.0138)

注: 数据水平值检验形式为包含趋势项与截距项, 数据差分检验形式为只包截距项; Δ 表示为一阶差分; 括号左侧为 T 统计量, 右侧为相伴概率。

由表 1 我们可以看出, 在水平值水平上进行检验时 Y 、 X 、 Z_1 以及 $X \times Z_1$ 、 $X \times Z_2$ 通过了 3% 水平的 LLC 检验和 ADF 检验, 而 Z_2 、 Z_3 、 Z_4 以及 $X \times Z_3$ 、 $X \times Z_4$ 只是通过了 3% 水平的 LLC 检验, 经过一阶差分后才同时通过 3% 水平的 LLC 检验和 ADF 检验。这说明 Y 与 X 、 Z_1 、 $X \times Z_1$ 、 $X \times Z_2$ 都是平稳的, 而 Z_2 、 Z_3 、 Z_4 、 $X \times Z_3$ 、 $X \times Z_4$ 是非平稳的。所有的变量经过一阶差分检验后, 都实现了平稳, 其相伴概率低于 3%, 即所有变量实现了同阶单整, 通过了面板数据的单位根检验。

4.2. 面板协整检验

由于所有变量都是一阶单整的, 因此可以在此基础上进行协整检验, 以判断京津冀 13 个地级市城市的 GDP、城市信用环境、人均消费性支出、全社会固定资产投资、政府购买以及净出口及交叉项信用环境与人均消费性支出的乘积、信用环境与全社会固定资产投资的乘积、信用环境与政府购买的乘积、信用环境与净出口的乘积之间是否存在长期的均衡关系。根据协整理论, 如果变量之间存在协整关系说明变量间存在长期稳定的均衡关系, 被解释变量中不能被解释变量所解释的部分形成一个残差序列, 残差序列应该是平稳的。如果残差序列不平稳, 说明变量之间不存在协整关系。因而通过检验

残差序列的平稳性可以判断协整关系是否存在。利用 Pedroni、Kao 检验方法判断其均衡关系, 得出检验结果见表 2:

Table 2. Kao test and Pedroni test
表 2. Kao 检验和 Pedroni 检验

检验	Kao 检验		Pedroni 检验			组内检验		组间检验	
	ADF 检验	ADF 检验	rho 检验	PP 检验	V 检验	ADF 检验	rho 检验	PP 检验	
T 统计量	-4.067	1.501	1.926	-10.106	5.373	-3.739	5.813	-1.453	
相伴概率 P	0	0.029	0.007	0.030	0.028	0.010	0.017	0.004	

由表 2 结果可以看出, Kao 检验结果与 Pedroni 检验结果都很理想。所有检验结果都能拒绝原假设, 因此, 认为协整关系是存在的。综合考量以上检验结果, 笔者认为 Y 与 X 、 Z 及交叉项 $X \times Z_1$ 、 $X \times Z_2$ 、 $X \times Z_3$ 、 $X \times Z_4$ 之间存在协整关系。

4.3. 面板模型的选择与回归

第一步先利用 F 检验方法来判断选择变截距模型还是变系数模型, 第二步再利用 Husman 检验来判断选择随机效应模型还是固定效应模型。

其检验结果如表 3:

Table 3. Panel model type discrimination
表 3. 面板模型类型判别

检验方法	原假设	统计量	相伴概率 P	结果
F 检验	真实模型为变截距模型	91.035	0.571	接受
Hausman 检验	真实模型为混合模型	137.519	0	拒绝
	真实模型为随机回归模型	783.136	0	拒绝

根据表 3 中的结果我们可以得出此模型为变截距固定效应模型, 此结果与本文选定特定的京津冀 13 个地级市城市的样本相符合。

利用 LSDV 的方法对面板数据模型进行回归, 模型参数估计如表 4:

Table 4. Panel model parameter estimation
表 4. 面板模型参数估计

变量	系数	T 统计量	相伴概率 P
C	-0.4396	-1.0796	0.0017
X	0.4438	0.4165	0
Z_1	0.7194	12.9426	0.0027
Z_2	0.7300	15.8603	0

Continued

Z_3	0.3132	5.1763	0.0263
Z_4	0.5919	3.9738	0
$X \times Z_1$	0.2771	3.1826	0
$X \times Z_2$	0.2057	3.6219	0
$X \times Z_3$	0.1669	2.1793	0.0097
$X \times Z_4$	0.1703	2.2638	0.0169
$R^2 = 0.9380, P = 0, F = 2101.6710$			

根据表 4 模型拟合的结果发现, 拟合优度为 0.9380 系数上来看, X 、 Z_1 、 Z_2 、 Z_3 、 Z_4 、 $X \times Z_1$ 、 $X \times Z_2$ 、 $X \times Z_3$ 、 $X \times Z_4$ 的相伴概率 P 都小于 0.03 说明 X 、 Z_1 、 Z_2 、 Z_3 、 Z_4 、 $X \times Z_1$ 、 $X \times Z_2$ 、 $X \times Z_3$ 、 $X \times Z_4$ 与经济增长的关系显著, 并且是正相关关系。其中, 城市信用环境对经济增长的影响关系较为显著, 其影响系数为 0.4438, 城市信用环境影响人均消费性支出对经济增长的影响且关系较为显著, 其影响系数为 0.2771; 城市信用环境影响全社会固定资产投资对经济增长的影响且关系较为显著, 其影响系数为 0.2057; 城市信用环境影响政府购买对经济增长的影响且关系较为显著, 其影响系数为 0.1669; 城市信用环境影响净出口对经济增长的影响且关系较为显著, 其影响系数为 0.1703。

5. 模型稳健性分析

为了检验本文的实证结果的可行性与稳健性, 本文采用逐步增加各个控制变量, 分别估计城市信用环境对经济增长的影响极其显著性。即构建模型 $Y_{1t} = \alpha + kX + \beta_1 X \times Z_1 + \beta_2 X \times Z_2 + \beta_3 X \times Z_3 + \beta_4 X \times Z_4$, $Y_{2t} = \alpha + kX + \beta_1 X \times Z_1 + \beta_2 X \times Z_2 + \beta_3 X \times Z_3 + \beta_4 X \times Z_4 + \gamma Z_1$, $Y_{3t} = \alpha + kX + \beta_1 X \times Z_1 + \beta_2 X \times Z_2 + \beta_3 X \times Z_3 + \beta_4 X \times Z_4 + \gamma Z_1 + \delta Z_2$, $Y_{4t} = \alpha + kX + \beta_1 X \times Z_1 + \beta_2 X \times Z_2 + \beta_3 X \times Z_3 + \beta_4 X \times Z_4 + \gamma Z_1 + \delta Z_2 + \lambda Z_3$; 其结果如表 5~8 所示:

Table 5. $Y_{1t} = \alpha + kX + \beta_1 X \times Z_1 + \beta_2 X \times Z_2 + \beta_3 X \times Z_3 + \beta_4 X \times Z_4$ model parameter estimation results

表 5. $Y_{1t} = \alpha + kX + \beta_1 X \times Z_1 + \beta_2 X \times Z_2 + \beta_3 X \times Z_3 + \beta_4 X \times Z_4$ 模型参数估计结果

变量	系数	T 统计量	相伴概率 P
Ct	0.1578	0.5212	0.3810
X	0.3047	3.2742	0.0103
$X \times Z_{1t}$	0.2169	3.1097	0.0110
$X \times Z_{2t}$	0.1837	2.3737	0.0127
$X \times Z_{3t}$	0.1346	1.6638	0.0306
$X \times Z_{4t}$	0.1561	1.9770	0.0267
$R^2 = 0.7153, P = 0, F = 835.480$			

Table 6. $Y_{1t} = \alpha + kX + \beta_1 X \times Z_1 + \beta_2 X \times Z_2 + \beta_3 X \times Z_3 + \beta_4 X \times Z_4 + \gamma Z_1$ model parameter estimation results

表 6. $Y_{1t} = \alpha + kX + \beta_1 X \times Z_1 + \beta_2 X \times Z_2 + \beta_3 X \times Z_3 + \beta_4 X \times Z_4 + \gamma Z_1$ 模型参数估计结果

变量	系数	T 统计量	相伴概率 P
Ct	0.2383	0.6728	0.3017
X	0.3192	3.1738	0.0023

Continued

Z_{1t}	0.7163	2.5763	0.0026
$X \times Z_{1t}$	0.2018	3.1661	0.0170
$X \times Z_{2t}$	0.1387	1.1773	0.0164
$X \times Z_{3t}$	0.1268	1.0635	0.0317
$X \times Z_{4t}$	0.1346	1.1095	0.0208
$R^2 = 0.8715, P = 0, F = 927.4380$			

Table 7. $Y_{1t} = \alpha + kX + \beta_1 X \times Z_1 + \beta_2 X \times Z_2 + \beta_3 X \times Z_3 + \beta_4 X \times Z_4 + \gamma Z_1 + \delta Z_2$ model parameter estimation results

表 7. $Y_{1t} = \alpha + kX + \beta_1 X \times Z_1 + \beta_2 X \times Z_2 + \beta_3 X \times Z_3 + \beta_4 X \times Z_4 + \gamma Z_1 + \delta Z_2$ 模型参数估计结果

变量	系数	T 统计量	相伴概率 P
Ct	0.2961	0.7673	0.2309
X	0.3425	3.1064	0.0038
Z_{1t}	0.7231	2.5867	0.0127
Z_{2t}	0.6760	3.0601	0.0062
$X \times Z_{1t}$	0.2361	3.7619	0.0039
$X \times Z_{2t}$	0.1936	3.0104	0.0184
$X \times Z_{3t}$	0.1121	1.0731	0.0296
$X \times Z_{4t}$	0.1527	1.8029	0.0192
$R^2 = 0.9517, P = 0, F = 981.2127$			

Table 8. $Y_{1t} = \alpha + kX + \beta_1 X \times Z_1 + \beta_2 X \times Z_2 + \beta_3 X \times Z_3 + \beta_4 X \times Z_4 + \gamma Z_1 + \delta Z_2 + \lambda Z_3$ model parameter estimation results

表 8. $Y_{1t} = \alpha + kX + \beta_1 X \times Z_1 + \beta_2 X \times Z_2 + \beta_3 X \times Z_3 + \beta_4 X \times Z_4 + \gamma Z_1 + \delta Z_2 + \lambda Z_3$ 模型参数估计结果

变量	系数	T 统计量	相伴概率 P
Ct	0.3106	0.8132	0.1728
X	0.3517	3.1374	0.0016
Z_{1t}	0.7219	2.6701	0.0014
Z_{2t}	0.6801	5.0319	0.0037
Z_{3t}	0.5907	5.3607	0.0291
$X \times Z_{1t}$	0.2216	3.3784	0.0096
$X \times Z_{2t}$	0.1652	2.0169	0.0096
$X \times Z_{3t}$	0.0971	0.9835	0.0296
$X \times Z_{4t}$	0.1337	1.6910	0.0128
$R^2 = 0.9107, P = 0, F = 992.3612$			

根据稳健性分析结果来看, 三个模型的系数分为: 0.3047、0.2169、0.1837、0.1546、0.1361, 0.3192、0.2018、0.1387、0.1268、0.1346, 0.3425、0.2361、0.1936、0.1521、0.1127, 0.3517、0.2216、0.1652、0.1371、0.0937, 全部都是正数; 并且每个模型都通过了 3% 的显著性检验, 说明本文的面板模型结果是稳健的。

在研究京津冀 13 个地级市城市的层面上, 人均消费性支出、全社会固定资产投资、政府购买、净出口以及城市信用环境均对经济增长有一定的影响作用, 并且, 城市信用环境是通过作用人均消费性支出、全社会固定资产投资、政府购买及净出口来间接影响城市群经济增长的。结合我国城市信用环境的大环境来看, 城市信用环境指数越高越能够聚集更多的人力资本, 优化生态环境, 增加固定资产投资, 以推动国民经济的可持续性发展, 进而促进国民经济的增长。

6. 结论

综上所述, 本研究得出以下结论: 通过协整检验及稳健性分析发现, 面板模型是稳定的, 城市信用环境与人均消费水平、全社会固定资产投资、净出口、政府购买的乘积以及人均消费水平、全社会固定资产投资、净出口、政府购买与经济增长都存在长期稳定的均衡关系; 人均消费性支出、全社会固定资产投资、政府购买及净出口是影响城市群经济增长的主要原因; 城市信用环境可以通过人均消费性支出、全社会固定资产投资、净出口、政府购买在间接影响京津冀城市群经济的增长速度, 换言之, 城市信用环境对经济增长起到了一定程度的影响作用; 人均消费性支出、全社会固定资产投资、政府购买、净出口受城市信用环境的影响, 城市信用环境水平降低, 对于消费者而言, 市场上出现的假冒伪劣产品, 导致消费者不愿意或者不敢消费, 对于投资者而言, 股市等投资市场出现的信仰缺失, 会抑制投资者投资, 同样, 政府购买及出口都会受到城市信用环境的影响; 综合以上研究结果可以判定, 城市信用环境能够在一定程度上影响经济的增长。

为了促进我国经济平稳、健康、快速有序的发展, 本文提出以下建议: 合理的建设好信用环境对经济增长由正向的促进作用。首先, 提高政府财政能力及地方法治化水平的建设力度, 防止市场上出现假冒伪劣商品, 从而防止市场上出现“劣币驱逐良币”现象的发生, 间接刺激消费者消费总额, 维持良好的市场秩序, 为投资者形成一道保护屏障, 激励投资者投资, 刺激出口; 其次, 提升生态文明度和公共服务水平, 能够推动生态环境良好建设, 吸引更多的人才等各种资源; 最后, 通过加大对全社会的科技投资, 能够提高产品的数量与质量, 并在科技领域进一步优化资源配置, 提高资源配置效率, 以此来推动经济发展水平。

参考文献

- [1] 赵文燕, 袁磊, 罗璠. 城乡规划行业信用评级模型探究[J]. 征信, 2019(8): 48-52.
- [2] 章政, 张丽丽. 论从狭义信用向广义信用的制度变迁——信用、信用经济和信用制度的内涵问题辨析[J]. 征信, 2019, 37(12): 1-8.
- [3] 张淳清, 曹加. 信用环境的影响因素分析[J]. 绿色经济, 2008(11): 61-63.
- [4] 张维迎, 柯荣住. 信任及其解释: 来自中国的跨省调查分析[J]. 经济研究, 2002(10): 59-68.
- [5] 刘凤委, 李琳, 薛云奎. 信任、交易成本与商业信用模式[J]. 经济研究, 2009, 44(8): 60-72.
- [6] 姚小义, 钟心岑, 杨凯. 中国信用环境评价——基于 2006-2010 年的省际数据[J]. 财经理论与实践, 2013(3): 12-18.
- [7] 赵雨晴, 李津津, 茅筱远. 信用环境、评级调整与信用利差[J]. 上海金融, 2020, 5(5): 44-52.
- [8] 池仁勇, 於琨, 阮鸿鹏. 企业规模、研发投入对创新绩效的影响研究——基于信用环境与知识存量视角[J]. 华东经济管理, 2020(5): 43-54.
- [9] Fukuyama, F. (1995) Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity. The Free Press, New York.
- [10] Fink, G., Haiss, P. and Hristoforova, S. (2006) Credit, Bond, Stocks and Growth in Seven Large Economies. EI Working Paper No. 70, Employment Insurance.
- [11] 李卫. 重建信用环境, 促进经济增长[J]. 改革, 2000(3): 42-44.
- [12] 高霞, 王然. 中国信用规模与经济增长关系的实证研究——基于 1986-2004 年的协整分析[J]. 问题探讨, 2007(4):

46-48.

- [13] 沈钦华, 谈儒勇, 金晨珂. 信用与经济增长关系实证研究——基于多层次视角的 VAR 分析[J]. 财经研究, 2011, 37(12): 50-60.
- [14] 余泳泽, 郭梦华, 郭欣. 社会信用的经济效应研究回顾与展望[J]. 宏观质量研究, 2019(4): 80-95.
- [15] 田玉雪, 谢朝阳. 信基于层次分析法的京津冀城市群信用环境评价[J]. 金融, 2020, 10(6): 507-514.
<https://doi.org/10.12677/FIN.2020.106052>