

数字经济发展对城乡消费差距的实证分析

张亲鹏

内蒙古师范大学经济管理学院, 内蒙古 呼和浩特

收稿日期: 2024年4月13日; 录用日期: 2024年6月21日; 发布日期: 2024年6月29日

摘要

近年来, 数字经济的崛起为中国经济发展注入了新动力, 城乡居民消费方式随之发生了重大变革, 这对城乡消费差距带来了一定的影响, 同时也深刻影响着共同富裕的进程。为分析数字经济对城乡消费差距的影响, 本文以2012~2022年中国31个省份(不含港澳台地区) 11年的面板数据为基础, 构建数字经济发展指数, 借泰尔指数表示城乡消费差距, 运用空间杜宾模型分析数字经济发展对城乡消费差距的影响。研究表明, 数字经济发展能够抑制城乡居民在本地和临近城市的消费差距, 空间溢出效应明显、间接效应大于直接效应, 同时电子商务的发展和受教育程度同样可以缩小城乡之间的消费差距, 这在经过滞后多期的稳健性检验后依然成立。因此政府可以通过加强数字经济的建设来达到缩小城乡消费差距的目的。

关键词

数字经济, 城乡消费差距, 空间杜宾模型

An Empirical Analysis of the Development of the Digital Economy on the Urban-Rural Consumption Gap

Qinpeng Zhang

College of Economics and Management, Inner Mongolia Normal University, Hohhot Inner Mongolia

Received: Apr. 13th, 2024; accepted: Jun. 21st, 2024; published: Jun. 29th, 2024

Abstract

In recent years, the rise of the digital economy has injected a new impetus to China's economic development, and urban and rural residents' consumption patterns have undergone significant

changes as a result, which has brought about a certain impact on the consumption gap between urban and rural residents, and also profoundly affected the process of commonwealth. In order to analyse the impact of digital economy on the consumption gap between urban and rural residents, this paper takes the 11-year panel data of 31 Chinese provinces (excluding Hong Kong, Macao and Taiwan regions) from 2012 to 2022 as the basis, constructs the index of digital economic development, borrows the Thiel index to represent the consumption gap between urban and rural residents, and makes pioneering use of the spatial Durbin model to analyse the impact of digital economic development on the consumption gap between urban and rural residents. The study shows that the development of digital economy can suppress the consumption gap between urban and rural residents in local and neighbouring cities, and the spatial spillover effect is obvious, and the indirect effect is larger than the direct effect; meanwhile, the development of e-commerce and the level of education can also narrow the consumption gap between urban and rural areas, which is still valid after the robustness test of lagging for many periods.

Keywords

Digital Economy, Urban-Rural Consumption Gap, Spatial Durbin Modelling

Copyright © 2024 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

数字技术的快速发展催生了数字经济的崛起，成为了一个备受瞩目的经济形态。近年来，数字技术的发展已经深入到人们生活的各个方面。在城市，数字技术的广泛应用使城市居民享受到更为便捷的生活方式，数字化业模式也为城市经济注入了新的活力。与此同时，数字经济也为农村地区带来了新的发展机遇。数字技术的应用使得农村地区的生产、流通、销售等方面得到了极大改善，农产品的销售渠道更加畅通，这为激发农村消费潜力提供了新的动力。

当前，城乡消费差距进一步扩大，这也一直是阻碍中国实现共同富裕的重要问题之一。尽管目前关于数字经济对城乡消费差距的具体影响还没有得出统一的结论，但研究这一问题对于了解今后中国城乡发展趋势、减弱城乡二元结构壁垒、促进共同富裕具有重要的现实意义。有望改善城乡差距，提高农村居民的生活水平，从而实现更加平衡和可持续的发展。

2. 相关研究文献评述

一是有关产业发展的影响。徐敏、姜勇[1]从产业结构升级的视角分析了城乡居民差距的成因。在早期(1993年~2002年)产业结构升级对城乡消费差距有扩大作用，而其在研究的后期(2002年~2012年)有着抑制城乡消费差距扩大的效果。产业结构升级对不同地区的影响也有所区别，在中国的东部有着正向的空间溢出效果；中部扩大了城乡消费差距；在西部缩小了城乡消费差距，存在着负向的空间溢出效应。二是中国的城镇化的影响。刘东皇、王志华[2]用中介效应模型说明了城镇化进程通过影响城乡居民收入间接影缩小了城乡消费差距。而王健[3]等学者则用空间计量模型研究了城镇化对城乡消费差距的影响，研究得出城镇化不利于缩小城乡居民消费差距。三是公共政策及服务的影响。王猛、李勇刚[4]等学者研究得出，中国的土地财政政策和房地产价格波动是中国城乡居民消费差距扩大的重要驱动因素。周广肃[5]等学者从农村社会保障层面证明了新型农村社会养老保险可以有效减小农村消费的不平等程度。四是

地区的开放程度。刘东[6]认为,对外贸易发达的城镇地区有着更加完善的基础设施假设和更加完善的居民保障体系,使其收入、消费等方面都高于农村地区,这促使了居民消费差距过大。五是资源禀赋的影响。何春丽等[7]学者研究发现,要素市场扭曲会导致城乡居民消费差距扩大,建议通过促进要素资源市场化、提高农村居民收入水平、完善农村社会保障体系等方式缩小城乡居民消费差距。六是人口结构对消费差距的影响。王笏旭[8]发现,人口老龄化会增加城乡人口的消费支出,而农村地区的消费支出水平高于城镇,进而对城乡消费差距产生了负向效应。

当前对数字经济和城乡居民消费差距的研究主要是从数字经济的不同表现形式展开的,包括数字普惠金融、电子商务、互联网等。张彤进、蔡宽宁[9]认为,提升居民支付的便捷性、扩大信贷规模降低预防性储蓄是数字金融缩小城乡消费差距的主要途径。吕雁琴[10]用静态面板数据和动态面板数据分别研究了数字普惠金融对城乡消费差距的影响,发现收入差距与消费差距呈现正相关关系,数字普惠金融在缩小城乡消费差距的过程中有着重要的推动作用。程名望[11]发现,互联网通过居民的不同消费类型多维度减小了城乡居民的消费差距,同时数字经济从消费的“起点”和消费的“终点”多路径促进了城乡居民消费。李连梦[12]研究发现,电子商务的普及并没有缩小城乡间的消费差距,电子商务通过影响居民对不同类别商品和服务的消费进而扩大了城乡消费差距。芦婧[13]对居民的消费支出进行了分类,借此进一步分析了数字经济对不同项目的消费差距的影响。司增焯[14]以产业结构升级、电子商务、城镇化为中介变量,对数字经济带来城乡消费差距的影响进行了链式中介效应检验,发现数字经济可以抑制消费差距的扩大,同时这种效果在中部地区最为明显。魏君英[15]构建理论模型验证了数字经济发展可以缩小城乡消费差距的命题,并通过了固定效应、系统 GMM 等多重检验。同时数字经济的影响存在区域异质性,东部地区优于中西部地区,而西部农村地区由于无法享受数字红利反而会被数字经济拉大消费差距。

基于以上,鲜有文章在空间的角度分析数字经济发展对城乡消费差距的影响,因此本文尝试性的运用空间模型来分析数字经济对城乡消费差距在空间上的作用效果。

3. 变量选取与理论分析

3.1. 被解释变量

被解释变量为城乡消费差距(Theil),本文参照王少平和欧阳志刚[16]的做法,用泰尔指数来表示各地区的城乡消费差距。泰尔指数(Theil index)是一种用来衡量不平等程度的统计指标。它通常用于衡量收入、财富、就业等方面的不平等程度。泰尔指数的取值范围在 0 到 1 之间,值越接近 1 表示不平等程度越高,值越接近 0 表示不平等程度越低。泰尔指数的计算方法涉及到对个体之间的差异进行加权平均,因此可以用来比较不同群体或不同时间点的的不平等情况。

3.2. 核心解释变量

解释变量为数字经济发展水平(dig)。随着数字经济的发展普及,农村居民也可以通过电商平台方便地购买到城市中的商品,而且由于物流网络的覆盖,商品可以更快捷地送达农村地区。通过电商平台,农产品可以更便捷地销售到城市,而且产地直供模式也使得农产品的中间环节减少,农民可以获得更多的销售收入。数字经济的发展不仅为城市居民带来了更多便利,也为农村居民提供了更多机会,促进了城乡消费水平的趋同化。

为此,本文参照赵涛的研究方法[17],从信息层面切入,选取每百人互联网宽带普及率、信息服务人员从业比重、人均电信业务总量、每百人移动电话用户数、数字普惠金融指数五项指标综合考虑,利用熵值法对我国各省市数字化指数进行测度并用以反映数字经济水平。

3.3. 控制变量

参考徐敏、何春丽[1] [7]、于井远等[18]、程名望等[11]的研究,将城镇化水平(urb)、产业结构升级指数(ind)、电子商务(eco)、受教育水平(edu)、人均可支配收入(inco)、政府财政支出(gov)、交通设施发展水平(tra)设为控制变量。

4. 模型构建与实证分析

4.1. 数字经济与城乡消费差距的空间分析

随着数字经济的发展,交通网络更加完善,居民的消费也不再局限在本地区,也同样受到周边地区的影响,因此城乡消费差距在空间上可能存在着关联。为了检验数字经济和城乡消费差距在空间上是否存在关联,在模型设计前应当先进行空间相关性分析。

4.1.1. 城乡消费差距指数构建

本文借鉴徐敏[1]的研究模型,用泰尔指数来表示城乡消费差距:

$$theil_t = \sum_{i=1}^2 \left(\frac{q_{it}}{q_t} \right) \ln \left(\frac{q_{it}}{q_t} / \frac{z_{it}}{z_t} \right) \quad (1)$$

其中, $theil_t$ 表示第 t 年的城乡消费差距, i 的取值为 1 或 2, 分别代表城市和农村, q_{it} 表示第 t 年城镇或农村的消费量, q_t 表示第 t 年城市和农村的总消费量。 z_{it} 表示第 t 年城镇或农村的人口数量, z_t 表示第 t 年农村和城镇的总人口量。 $theil$ 越小则说明当地的消费差距越小, $theil$ 越大则说明当地的城乡消费差距越大。

4.1.2. 空间权重矩阵构建

为了更加体现数字经济的空间作用效果,本文参照龚维进[19]学者的方法,在空间分析中选用反距离平方矩阵:

$$W_{ij} = \frac{1}{(\text{dis}_i - \text{dis}_j)^2} \quad (2)$$

其中 dis_i , dis_j 分别表示 i , j 分别表示不同省份之间的地理距离。

4.1.3. Moran's I 指数计算

全局莫兰指数(Global Moran's I)是一种用来衡量空间自相关性的统计指标,它可以帮助我们了解地理空间上的特征值是否呈现出聚集或者分散的趋势。其计算公式为:

$$\text{Moran's I} = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_i \sum_j w_{ij}} \quad (3)$$

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_i (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (4)$$

$$\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_i Y_i \quad (5)$$

其中 Y_i , Y_j 表示 i , j 省份的经济总量, w_{ij} 为空间权重矩阵 W (i , j) 的元素。全局莫兰指数数值范围在-1 到 1 之间,当指数接近 1 时,表明数据具有正向的空间自相关性;当指数接近-1 时,表明数据具有负向的空间自相关性;当莫兰指数接近 0 时,表明数据呈现随机分布,不存在空间自相关性。经检验,莫兰

指数都为正值，且绝大多数通过 5% 的显著性检验，这表明数字经济发展和城市居民消费普遍存在着较高程度的空间相关性。

4.1.4. 局部空间性分析

下面通过绘制 2012 年和 2022 年的局部莫兰散点图来考察城乡消费差距和数字经济发展水平在空间上的相关程度。其中数字表示我国 31 个省级区域。从图 1 可以看出，数字散点大多分布在第一、三象限，这反映出城乡消费差距及数字经济发展水平在局部地区有较强的相关性。

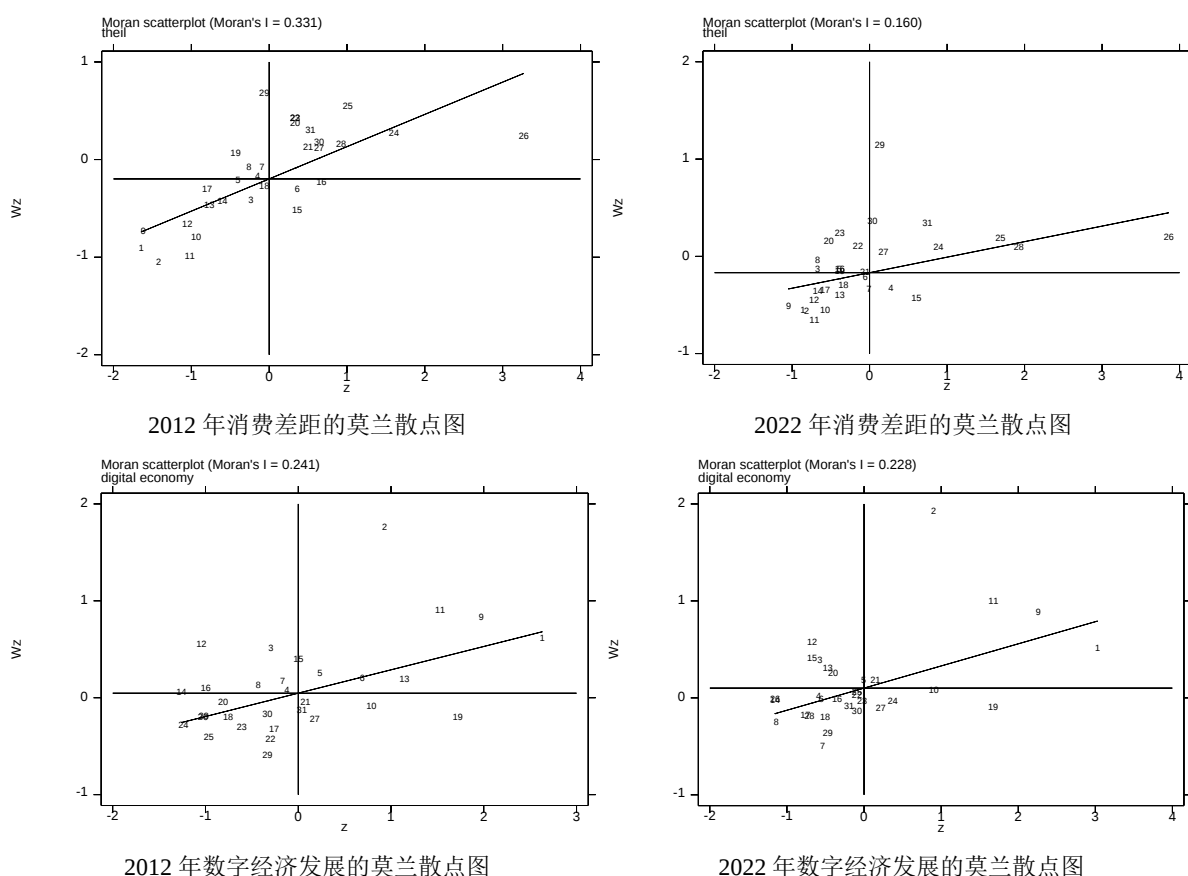


Figure 1. Moran scatter plot

图 1. 莫兰散点图

4.2. 空间计量模型构建

空间计量模型的构建如下：

$$\text{theil} = \rho W_{ij} Y + X \beta + \theta W_{ij} X + \mu \quad (6)$$

$$\text{theil} = \lambda W_{ij} \mu + \varepsilon, \varepsilon \sim N[0, \sigma^2 I] \quad (7)$$

其中 theil 代表城乡消费差距； X 代表所有的解释变量； W_{ij} 为反距离平方权重矩阵； β 代表 X 的相关系数； ρ 和 θ 代表空间相关系数； λ 代表空间误差系数； μ 和 ε 代表随机误差，且 ε 遵循正态分布。

4.3. 数据来源与说明

本文研究范围包括中国 31 个省、市、自治区，不包括香港、澳门和台湾。本文研究的数据来源于《中

国统计年鉴》、各地方省级统计年鉴与公报、北京大学数字金融研究中心、《中国地区金融运行报告》，其中有少数数据缺失，本文以线性插值法来填补。数据质量较高，计算值可靠。其中部分变量数据通过基础数据简单运算得到。为消除量纲对研究的影响，本文对较大数值取 $\ln$ 处理。表 1 为主要数据变量的统计性描述结果。

Table 1. Statistical description of variables
表 1. 变量的统计性描述

变量名	符号	平均值	标准差	最小值	最大值
消费差距	theil	0.611	0.0326	0.014	0.203
数字经济	dig	0.510	0.211	0.069	0.989
城镇化水平	urb	0.586	0.131	0.227	0.896
产业结构水平	ind	2.395	0.1223	2.132	2.834
电子商务	eco	22.481	40.848	0.43	348.34
受教育水平	edu	11.707	7.043	0.46	30.59
人均可支配收入	lninc	9.998	0.432	8.92	11.26
政府财政支出	lngov	8.369	0.620	6.56	9.81
交通设施发展水平	lntra	11.898	1.023	7.577	13.731

4.4. 实证分析

4.4.1. 空间计量模型的选择

首先进行 LM 检验。据表 2 可知(下面结果均在表 2 中)，3 种检验拒绝了原假设，结果表明应选择空间杜宾模型(SDM)。第二步 LR 检验，LR 检验值在 1%的显著性水平上拒绝了原假设。说明 SDM 模型不会退化为空间自回归模型(SAR)或空间误差模型(SEM)模型。第三步对空间杜宾模型进行 wald 检验，来进一步比较 SAR 模型、SEM 模型、SDM 模型中哪个更合适。wald 检验的两个结果为 17.39 和 18.56，均在 5%的水平上显著拒绝原假设。进一步确定了选择 SDM 模型是合理的。第四步用 Hausman 检验来确定 SDM 模型应选择固定效应模型还是随机效应模型，如表 2 所示，统计值为 67.41 在 1%的水平上强烈拒绝原假设，应选择固定效应的 SDM 模型来分析。

Table 2. Types of tests and results
表 2. 检验类型及结果

检验名称	检验类型	统计值	P
LM 检验	LM-Lag 检验	10.541	0.001
	稳健的 LM-Lag 检验	37.920	0.000
	LM-Error 检验	1.533	0.216
	稳健的 LM-Error 检验	28.912	0.000
LR 检验	原假设：SDM 模型可退化为 SAR 模型	57.58	0.000
	原假设：SDM 模型可退化为 SEM 模型	57.43	0.000
Wald 检验	Wald-SDM/SEM	17.39	0.0263
	Wald-SDM/SAR	18.56	0.0174
Hausman 检验	SDM-FE/SDM-RE	67.41	0.0000
	LR-TIME/BOTH	546.23	0.0000
LR 检验：个体时空 - 时间固定效应模型	LR-IND/BOTH	43.36	0.0006

最后一步 LR 检验：个体时空-时间固定效应模型检验，在确定模型类型后，还要确定使用个体固定、时空固定还是时空双固定，由表 2 可知，统计值为 546.23 和 43.36，结果均在 1%的水平上拒绝了原假设，说明应当固定时间、空间效应。因此，选择时间、空间双固定的 SDM 模型研究更合适。

4.4.2. 基准回归分析

表 3 为 SDM 模型的估计结果，其中 Log-L 数值较大，说明模型拟合效果较好。空间自相关回归系数在 1%的水平下显著为正，说明城乡消费差在空间上有集聚效应。数字经济发展的系数为-0.0640581，且在 1%的水平下显著，说明数字经济发展水平每提高 1 个单位，本省城乡消费差距会缩小 0.0640153%。空间滞后系数在 1%的显著性水平下显著，为-0.2823047，表明数字经济发展会抑制邻近省份的城乡消费差距。城镇化水平、受教育水平、人均可支配收入系数为负，说明其可以减少城乡消费差距。交通水平系数为正，即交通水平的发展扩大了当地城乡消费差距。城镇化水平、产业结构水平和人均可支配收入空间滞后系数为负，说明其对相邻省份城乡消费差距产生正向影响。受教育水平的空间滞后系数为负，说明教育水平的提升抑制了临近省份的城乡消费差距。

Table 3. Spatial Durbin model regression results
表 3. 空间杜宾模型回归结果

变量	Main	Wx
dig	-0.0640581*** (0.0148311)	-0.2823047*** (0.0486902)
urb	-0.0759078* (0.0368438)	0.2052399** (0.0961257)
ind	-0.0038652 (0.016859)	0.1924541*** (0.0502336)
eco	-0.0000252 (0.0000211)	-0.0000303 (0.0000473)
lnedu	-0.0007228** (0.0003271)	-0.045097*** (0.0012243)
lninc	-0.0539162*** (0.0182023)	0.199466*** (0.0566035)
lngov	0.0062078 (0.0057247)	-0.0005174 (0.0156514)
lntra	0.0119844*** (0.0030349)	-0.024437 (0.0092224)
Log-L		1284.8836
rho		0.4127359***
R ²		0.4113

4.4.3. 空间溢出效应分解

如表 4 所示，数字经济发展水平直接效应系数在 1%的水平上显著为负，说明数字经济的发展对本省城乡消费差距具有抑制作用，数字经济发展水平每提高一个单位，本省份城乡消费差距降低 0.0895378%。间接效应中数字经济发展系数在 1%的水平下显著为正，表明一省数字经济发展水平每提高一个单位，相邻省份的城乡消费差距将会缩小 0.5142138%。

产业结构水平的间接效应和总效应对城乡消费差距产生了正向影响，产生的原因可能是：产业结构升级通常会带来新的经济增长点，促进大城市经济的发展。更多的优势使得周边城市的资源向大城市集

中，这可能导致大城市居民的收入增长速度快于临近省份城市居民，进而加大周边城乡居民收入差距。教育水平的直接效应、间接效应系数均在 1%水平下显著为负，说明高水平的教育在缩小城乡消费差距问题上有着积极作用。个人可支配收入的直接效应为负，个人可支配收入的增加减小了本地区的城乡消费差距。在间接效应中人均可支配收入显著为正，且远大于直接效应，可能是因为大城市对周边的城市具有“虹吸效应”，周边资源都向大城市靠拢，而与其邻近的小城市被争夺了更多的人力资源与物质资料，导致两地区之间的消费差距较大。交通设施发展水平的只有直接效应显著为正，可能是因为交通带来的便捷性对城镇居民的出行有更好的促进效果，于是产生更多的消费支出，而由于乡村经济落后于城镇，以及乡村居民更加保守节俭的生活方式，让他们选择更少的出行以减少开销，最后交通设施发展对城乡居民的消费差距产生扩大效果。

Table 4. Decomposition of spatial Durbin model effects
表 4. 空间杜宾模型效应分解

变量	LR_Direct	LR_Indirect	LR_Total
dig	-0.0895378*** (0.0170728)	-0.5142138*** (0.1132023)	-0.6037516*** (0.1225916)
urb	-0.0617458 (0.0376565)	0.2891867 (0.1714815)	0.2274409 (0.1821281)
ind	0.0116397 (0.0173667)	0.319363*** (0.099479)	0.3310028*** (0.1086288)
eco	-0.0000268 (0.000022)	-0.0000733 (0.0000882)	-0.0001002 (0.0001005)
lnedu	-0.0011431*** (0.0003501)	-0.0081442*** (0.002473)	-0.0092872*** (0.0026188)
lninc	-0.039002** (0.0178409)	0.2958689*** (0.0986108)	0.2568669** (0.1017406)
lngov	0.0063059 (0.0058917)	0.0037056 (0.026925)	0.0100115 (0.0299305)
lntra	0.0125066*** (0.003284)	0.0056823 (0.0162506)	0.0181889 (0.0177293)
Log-L		1284.8836	
rho		0.4127359***	
R ²		0.4113	

4.5. 稳健性检验

为了进一步验证模型的平稳性，对空间杜宾模型采用滞后多期回归处理；多期滞后的稳健性检验能够更准确地捕捉时间序列数据中的滞后效应，从而更全面地分析变量之间的关系。同时，滞后多期的稳健性检验可以有效地减少误差项的自相关，提高了模型的稳健性和准确性。结合表 5 可知，滞后一期的城乡消费差距系数在 1%水平下显著为正，且滞后三期依然保持在 1%显著性水平下系数显著为正，说明城乡消费差距的前一期对后一期具有显著的促进作用；在滞后的一期到三期的回归结果中，数字经济发展水平回归系数在滞后一期 10%显著性水平下显著，滞后二期三期的数字经济在 10%的水平下不显著，而未滞后的数字经济发展水平回归系数在 1%的显著性水平下显著，一定程度上说明模型具有良好的平稳性；结合表 5 可知，滞后的 1~3 期的空间自相关系数 rho 都在 1%的水平下显著，说明本地区城乡消费差距水平对其他地区的城乡消费差距水平有显著的空间效应，同时结合在滞后一期和二期的条件下，空间

自相关系数 rho 是显著为正的，未滞后的模型空间自相关系数 rho 也是显著为正的，一定程度上说明，本地区的城乡消费差距水平对其他地区的城乡消费差距水平的空间溢出效应在时间上是连续的。综上可知，本文的研究设计采用的模型具有较好的稳健性。

Table 5. Spatial lag processing
表 5. 空间滞后处理

变量	滞后一期	滞后二期	滞后三期
ltheil_1	0.6424874*** (0.0268025)	0.7387743*** (0.0693071)	0.7061938*** (0.0530569)
ltheil_2		-0.1261102* (0.0680989)	0.063459 (0.0719813)
ltheil_3			-0.1830956** (0.0731123)
dig	-0.0301952* (0.0171438)	_0.0237912 (0.0171472)	0.0204368 (0.0166292)
W*dig	0.0112402 (0.0157656)	0.0044487 (0.0158825)	0.0012715 (0.0159971)
rho	0.1956939***	0.2075003***	0.2396611***
时间	yes	yes	yes
省份	yes	yes	yes
R 的平方	0.938	0.9391	0.9415
N	341	341	341

5. 结论与启示

研究结果表明数字经济的发展对本省及临近的省份的城乡消费差距都有着抑制作用，间接效应大于直接效应，说明数字经济在对本省的城乡消费差距影响较小，而对临近省份的城乡消费差距较大。总的来说，数字经济发展能够抑制本省及周围临近城市的城乡消费差距。

基于本文对数字经济的结论分析，提出以下建议：

第一，制定数字经济发展战略，确定数字经济的发展方向和重点领域。制定相应的政策和措施，包括财政支持、税收优惠、市场准入、知识产权保护等，以激励企业和机构参与数字经济发展。促进不同产业间的协同发展。第二，促进数字技术研发和创新，增加对数字技术研发的资金投入，支持高水平科研机构和企业进行前沿技术研究，提高数字技术的创新能力。鼓励企业与高校、科研院所等进行产学研合作，共同开展数字技术研发和创新项目，加强技术转移和技术应用。第三，加强网络基础设施建设，政府可以加大对网络基础设施建设的投资，包括光纤网络、5G 网络等，提高网络的带宽和覆盖范围，为数字经济的发展提供更好的网络基础。

参考文献

[1] 徐敏, 姜勇. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(3): 3-21.
<https://doi.org/10.13653/j.cnki.jqte.2015.03.001>

[2] 刘东皇, 王志华, 刘宁. 城镇化对城乡消费差距的影响研究——基于收入差距中介效应的视角[J]. 技术经济与管理研究, 2020(3): 124-128.

[3] 王健, 赵凯. 城市化和老龄化对城乡居民消费差距影响研究——理论模型与实证分析[J]. 云南财经大学学报,

- 2020(8): 38-54.
- [4] 王猛, 李勇刚, 王有鑫. 土地财政、房价波动与城乡消费差距——基于面板数据联立方程的研究[J]. 产业经济研究, 2013(5): 84-92. <https://doi.org/10.13269/j.cnki.ier.2013.05.007>
 - [5] 周广肃, 张玄逸, 贾琬, 等. 新型农村社会养老保险对消费不平等的影响[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1467-1490. <https://doi.org/10.13821/j.cnki.ceq.2020.03.15>
 - [6] 刘东. 对外贸易对城乡居民消费差距的影响——基于省级面板数据的实证检验[J]. 投资研究, 2018(12): 145-154.
 - [7] 何春丽, 曾令秋. 要素市场扭曲对我国缩小城乡居民消费差距的影响[J]. 改革, 2019(7): 150-159.
 - [8] 王筋旭. 人口老龄化对我国城乡居民消费差距的影响研究——基于省际动态面板数据的实证分析[J]. 当代经济科学, 2015, 37(5): 109-115+128.
 - [9] 张彤进, 蔡宽宁. 数字普惠金融缩小城乡居民消费差距了吗? ——基于中国省级面板数据的经验检验[J]. 经济问题, 2022(9): 31-39. <https://doi.org/10.16011/j.cnki.jjw.2022.09.004>
 - [10] 吕雁琴, 赵斌. 数字普惠金融与城乡居民消费差距[J]. 金融与经济, 2019(12): 76-81. <https://doi.org/10.19622/j.cnki.cn36-1005/f.2019.12.010>
 - [11] 程名望, 张家平. 新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(7): 22-41. <https://doi.org/10.13653/j.cnki.jqte.2019.07.002>
 - [12] 李连梦, 吴青, 聂秀华. 电子商务能缩小城乡居民消费差距吗? [J]. 技术经济, 2020, 39(2): 125-133.
 - [13] 芦婧. 数字经济发展对城乡居民消费差距的异质性影响研究[J]. 商业经济研究, 2023(6): 39-42.
 - [14] 司增绰, 李燕. 数字经济带来的城乡居民消费差距缩小效应[J]. 中国流通经济, 2022, 36(10): 69-79. <https://doi.org/10.14089/j.cnki.cn11-3664/f.2022.10.007>
 - [15] 魏君英, 胡润哲, 陈银娥. 数字经济发展如何影响城乡消费差距: 扩大或缩小? [J]. 消费经济, 2022, 38(3): 40-51.
 - [16] 王少平, 欧阳志刚. 中国城乡收入差距对实际经济增长的阈值效应[J]. 中国社会科学, 2008(2): 54-66+205.
 - [17] 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(10): 65-76.
 - [18] 于井远, 王金秀. 基础公共服务支出对城乡消费差距的影响研究[J]. 统计与决策, 2020(11): 114-118.
 - [19] 龚维进, 倪鹏飞, 徐海东. 经济竞争力影响因素的空间外溢效应及其溢出带宽——基于中国 285 个城市的空间计量分析[J]. 南京社会科学, 2019(9): 23-30+38. <https://doi.org/10.15937/j.cnki.issn1001-8263.2019.09.004>