[文章编号] 1003－4684(2025)05-0107-06

基于复合分位数回归的数字经济对城乡收入差距的影响研究

曾德龄，曾　莹

（湖北工业大学理学院，湖北 武汉 430068）

[摘　要] 基于 2013－2020 年全国 30 个省市(西藏除外)的省级数据面板，构建复合分位数面板数据估计模型，探索数字经济对我国城乡收入差距的影响机制。结果显示：数字经济发展能够显著缩小城乡收入差距，同时对城乡收入差距的影响呈现出区域差异，即东北地区呈现出增加，东部和中部地区呈现出缩减。数字经济对农村居民的增收效应优于城镇居民。因此，应优化中东部地区数字经济创新创业环境，加强西部和东北地区数字经济基础建设，推动数字经济深度融入生产生活。

[关键词] 复合分位数回归；数字经济；城乡收入差距

[中图分类号] F49；F124.7　　[文献标识码] A

我国城乡居民收入水平自改革开放以来不断提高，但城乡收入差距却逐步加大。近年来，我国城乡居民收入差距持续缩小，城乡居民人均可支配收入比也逐年下降。但相较于发达国家，我国城乡收入比仍处于相对偏高的水平。因此，加快缩小城乡居民收入差距成为实现现代化的关键所在。现如今，数字经济已成为继农业经济、工业经济之后的一种重要经济形态。它正不断地改变着农民生产生活方式，成为实现共同富裕的重要工具。但目前我国数字经济发展仍存在一些问题，限制了数字经济深入农村，难以发挥其强大潜力。

近年来，国内不少学者对此问题进行了研究。徐源等(2022)[1]认为数字经济可能会扩大城乡差距，但农村人力资本能减缓这一趋势。杨婧妍等(2023)[2]则着重考虑农村数字经济对于城乡收入差距的影响，发现部分农村地区城乡收入差距呈现出扩大的趋势。但部分学者得出与之相反的结论，如金殿臣等(2022)[3]利用面板门限模型研究了 2007－2017 年间数字经济与城乡收入差距之间的关系，发现城镇化会使数字经济与城乡差距呈现非线性关系。黄庆华等(2023)[4]通过面板数据模型研究得出数字经济可显著缩小中国城乡居民收入差距的结论。金恒新(2023)[5]采用空间杜宾模型研究发现数字经济总体上有助于缩小城乡收入差距，但不同省份之间存在空间相关性。还有部分学者认为两者之间呈现出非线性关系，王军等(2021)[6]对 2013－2019 年 30 个省份数据分析得出两者之间呈现出“U”型关系，而李晓钟等(2021)[7]研究发现数字经济对城乡居民收入之间的关系表现为“倒 U 型”，即先增大后减小。

在现有研究中，学者大多采用较为传统的面板数据模型，但这些模型不能全面地描述因变量与自变量之间的关联性。因此，本文构建了复合分位数估计面板模型，选用 2013 年－2020 年我国 30 个省市级(西藏除外)面板数据模型作为研究对象，探究我国数字经济影响城乡收入的内在机理。

1　模型与数据

1.1　变量选取与数据来源

1.1.1　被解释变量　城乡居民收入差距($\ln GAP_{it}$)

本文选取了更能反映高低收入群体差异的泰尔系数作为模型的被解释变量：

$$GAP_{ab}=\sum_{a=1}^{2}\left(\frac{Y_{ab}}{Y_b}\right)\times\ln\left(\frac{Y_{ab}}{Y_b}/\frac{X_{ab}}{X_b}\right) \tag{1}$$

其中：$a=1$ 代表城镇地区，$a=2$ 代表农村地区；X_{ab} 表示 b 地区 a 类人口数，X_b 表示 b 地区的总人口数，Y_{ab} 表示 b 地区 a 类的收入，Y_b 表示 b 地区的总收入。

1.1.2　核心解释变量　数字经济发展指数

[收稿日期] 2023－12－23

[基金项目] 湖北省教育厅项目(19ZD108)；湖北工业大学横向项目(2017124)

[第一作者] 曾德龄(2000－)，男，湖北宜昌人，湖北工业大学硕士研究生，研究方向为应用统计。

[通信作者] 曾　莹(1980－)，女，湖北武汉人，湖北工业大学副教授，研究方向为数量经济学、分形几何与小波分析。

($\ln DIG_{it}$)。

目前尚无固定标准来衡量数字经济发展指数。《数字经济及其核心产业统计分类》将数字经济核心产业分为信息通信产业(包括计算机通信、云计算等新兴产业)和将数字技术应用于传统行业的产业数字化。数字经济的发展又依托于数字基础设施建设,后者亦是衡量其发展水平的一个重要指标。基于此,本文选取了四个维度,即数字基础、数字产业化、产业数字化以及数字金融,来构建数字经济发展指标体系。运用熵权-TOPSIS法计算出各省市数字经济发展水平指数,其具体指标选取标准如表1所示。

表1 数字经济发展水平指标体系

一级指标	二级指标	变量	单位	属性
数字经济发展指数	数字基础	宽带接入用户量	万个	正向
		光缆长度	公里	正向
		移动电话年末用户数	万户	正向
		移动电话基站数	万个	正向
	产业数字化	每百家企业拥有网站数	个	正向
		电子商务销售额	亿元	正向
		规模以上工业企业R&D人员折合全时当量	人年	正向
		规模以上工业企业R&D经费支出	万元	正向
	数字产业化	软件业务收入	万元	正向
		电信业务量	亿元	正向
		快递业务收入	万元	正向
	数字金融	覆盖广度	无	正向
		使用深度	无	正向
		数字化程度	无	正向

1.1.3 控制变量 具体包括以下指标:

对外开放程度($\ln open$):采用各地区货物进出口总额的汇率换算额与各地区GDP比的自然对数。

交通便捷程度($\ln tran$):以各省份公路里程与其面积比的对数反映交通便利程度。

农业机械化水平($\ln mac$):选取使用各省份农业机械总动力的自然对数值作为标准。

城镇化水平指数($\ln urb$):选取了该地区城镇居民人口比例的自然对数值来衡量。

本文采用我国30个省市自治区(西藏除外)2013—2020年间的面板数据,利用R软件进行实证研究。数据主要源于国家统计局官网、阿里研究院报告与北京大学数字普惠金融指标数据,以及中央财经大学发布的《中国人力资本报告》等。

1.2 模型设定

建立模型(2)来探讨数字经济与城乡居民收入两者之间的关系:

$$\ln GAP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln DIG_{it} + \beta_i X_{it} + u_{it} + \alpha_i \quad (2)$$

其中,t 代表年份;i 代表省、市、自治区;$\ln DIG_{it}$ 代表数字经济发展指数的自然对数;$\ln GAP_{it}$ 则为我国城乡居民收入差距的自然对数;α_i 为观测个体的个体变量;X_{it} 表示控制变量,包括对外开放程度($\ln open$)、交通便捷程度($\ln tran$)、农业机械化水平($\ln mac$)和城镇化水平($\ln urb$);u_{it} 为模型误差。

将上述模型简化为如下面板数据模型:

$$Y_{it} = x_{it}{}^{T}\beta + \alpha_i + u_{it},$$
$$i = 1,2,\cdots,n, t = 1,2,\cdots,T \quad (3)$$

其中:Y_{it} 为因变量,$x_{it} = (x_{it1}, x_{it2}, \cdots, x_{itp})^{T}$ 为 p 维自变量,α_i 为个体效应,u_{it} 为模型误差项。由于面板数据中观测的个体数较多,且估计参数 α_i 会随着观测个体的增加而增加,从而出现参数过多问题。为消除 α_i 对于回归系数的影响,引入幂等矩阵的方法,将模型(3)简化如下:

$$Y_i = x_i\beta + e_T\alpha_i + u_i, i = 1,2,\cdots,n \quad (4)$$

其中,$Y_i = (Y_{i1}, Y_{i2}, \cdots, Y_{iT})^{T}$,$x_i = (x_{i1}, x_{i2}, \cdots, x_{iT})^{T}$,$u_i = (u_{i1}, u_{i2}, \cdots, u_{iT})^{T}$,$\boldsymbol{e}_T$ 为所有元素均为1的 $T \times 1$ 向量。假设存在一个 $T \times T$ 的幂等矩阵 $\boldsymbol{Q}$ 满足条件 $Qe_T = 0$,则在式(4)两端乘以 $\boldsymbol{Q}$ 得:

$$\boldsymbol{Q}Y_i = \boldsymbol{Q}x_i\beta + \boldsymbol{Q}u_i \quad (5)$$

此时已经去除了模型中的个体效应。为简化后续计算,取 $\boldsymbol{Q} = I_T - \frac{1}{T}e_T e_T^{T}$,则模型(5)更新为:

$$Y_{it} - \bar{Y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)^{T}\beta + u_{it} - \bar{u}_i,$$
$$i = 1,2,\cdots,n, t = 1,2,\cdots,T \quad (6)$$

其中,$\bar{x}_i = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} X_{it}$,$\bar{Y}_i = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} Y_{it}$,$\bar{u}_i = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} u_{it}$。

模型回归系数的计算采用了Zou和Yuan[10]提出的复合分位数的估计方法。对给定的自然数 K,令 $\tau_k = \frac{k}{K+1}(k = 1,2,\cdots,K)$,且 $0 < \tau_1 < \tau_2 < \cdots$

$<\tau_K<1$，则复合分位数回归系数 β 的估计 $\hat{\beta}^{CQR}$：

$$(\hat{\alpha}_1,\cdots\hat{\alpha}_K,\hat{\beta}^{CQR})=\underset{a1,a2,\cdots,ak,\beta}{\operatorname{argmin}}\sum_{k=1}^{K}\left\{\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}p_{\tau k}(\widetilde{Y}_{it}-\widetilde{x}_{it}{}^{T}\beta-\alpha_k)\right\} \quad (7)$$

其中，$\widetilde{Y}_{it}=Y_{it}-\overline{Y}_{it}$，$\widetilde{x}_{it}=x_{it}-\overline{x}_{it}$，$\widetilde{u}_{it}=u_{it}-\overline{u}_{it}$，且 α_k 满足 $p(\widetilde{u}_{it}\leqslant\alpha_k)=\tau_k$，即 α_k 是 $\widetilde{u}_{it}$ 的 τ_k 分位点，$\hat{\alpha}_k$ 和 $\hat{\beta}^{CQR}$ 分别是 α_k 和 β 的估计。

1.3　变量描述性统计

对被解释变量、解释变量以及控制变量进行描述性统计，分析各个变量在 2013－2020 年间的波动性，结果如表 2 所示。由表 2 可知，数字经济指数的平均值是－0.61，最大值是－0.014，最小值是－2.49，反映出各地数字经济水平存在明显的参差。此外，城乡居民收入差距的均值为－2.58，最大值为－1.67，最小值为－4，这表明了我国各省份中城乡收入也存在显著差异。此外，其余控制变量在各个省份均呈现较大差异。

表 2　各变量描述性统计分析

变量	样本量	最大值	最小值	均值	标准差
数字经济发展指数($\ln DIG_{it}$)	240	－0.014	－2.490	－0.616	0.359
城乡居民收入差距($\ln GAP_{it}$)	240	－1.676	－4.002	－2.581	0.509
对外开放程度($\ln open$)	240	0.229	－4.876	1.778	0.928
交通便捷程度($\ln tran$)	240	3.675	0.231	2.496	0.847
农业机械化水平($\ln mac$)	240	9.499	4.543	7.685	1.128
城镇化水平指数($\ln urb$)	240	－0.110	0.971	－0.523	0.184

2　实证分析

2.1　面板数据模型检验

为后续模型间的对比分析，本文选取了 2013 年至 2019 年的 30 个省份的数据作为模型的训练集，选取 2020 年的数据作为模型的测试集。由于本文选取的数据为短面板数据，暂不考虑数据出现伪回归的问题，因此本文不进行平稳性检验和协整检验。只需通过基于过度识别检验的 Wald 统计量、Hausman 检验以及 F 检验来确定面板模型的具体形式，检验结果如表 3 所示。由表 3 可知，在 5% 的显著性水平下三种检验均选择使用固定效应模型，因此本文选择使用固定效应模型进行分析。

表 3　面板模型检验

检验类型	统计量	P 值	模型选择
基于过度识别检验的 Wald 统计量	68.62	0	固定效应模型
豪斯曼检验	34.78	0	固定效应模型
似然比检验	187.41	0	固定效应模型

2.2　复合分位数估计精度值确定

模型精度值 K 的选择多集中在 5 到 19 之间[11-15]，本文选择 K 值为 5、10、14、19、20，比较不同精度下估计的系数与统计量之间的差距，选择估计效果最佳的精度值。利用 R 软件求解，得到模型在不同精度值下的参数估计结果，结果如表 4 所示。从表 4 中得出当精度值 K 为 5 时，数字经济、交通便捷、农业机械、对外开放以及城镇化水平均通过了显著性检验，其中数字经济和城镇化水平通过了 1% 的显著性检验，且模型得出的系数估计绝对值以及 t 值绝对值相对较大，说明此时所选取的变量与因变量的关系最为显著。综上，本文选取精度值 $K=5$ 作为复合分位数估计的精度值。

表 4　复合分位数估计结果

精度值 K	数字经济	交通便捷	农业机械	对外开放	城镇化水平
5	－0.130 (－4.15) ***	－0.150 (－2.23) **	0.040 (2.1) **	－0.032 (－2.46) **	－0.890 (－11) ***
10	－0.122 (－3.91) ***	－0.162 (－2.43) **	0.039 (2.03) **	－0.032 (－2.5) **	－0.895 (－11.1) ***
14	－0.113 (－3.63) ***	－0.171 (－2.55) **	0.039 (2.04) **	－0.032 (－2.44) **	－0.911 (－11.3) ***
19	－0.118 (－3.77) ***	－0.160 (－2.39) **	0.038 (2) **	－0.031 (－2.37) **	－0.906 (－11.3) ***
20	－0.121 (－3.88) ***	0.161 (－2.4) **	0.038 (2) **	－0.032 (－2.49) **	－0.894 (－11.1) ***

$^{*}P<0.1$，$^{**}P<0.05$，$^{***}P<0.01$。下同。

2.3　回归结果分析

表 5 显示，在增加或不增加控制变量的情况下，数字经济都通过了 1% 的显著性检验，其系数为－0.499和－0.130。这表明发展区域数字经济有利于缩小城乡收入差异，同时还能带动农村地区的经济发展和农民增收。

其他控制变量，也呈现出了各不相同的影响：城镇化水平、交通便捷和对外开放三个变量均通过了 5% 的显著性检验，其中城镇化水平通过了 1% 的显

著性检验，三个变量的系数分别为－0.890、－0.150和－0.032，说明城镇化的进一步落实，地区交通设施的不断完善、对外开放政策的不断深化均有助于城乡收入差距的进一步缩小。而农业机械的系数为正，且通过5%的显著性检验，表明农机化程度的不断提高将使城乡居民收入差距略有扩大。

表5 复合分位数回归结果

	数字经济	交通便捷	农业机械	对外开放	城镇化水平
未控制变量	－0.499 (－23.8)***	—	—	—	—
控制变量	－0.130 (－4.15)***	－0.150 (－2.23)**	0.040 (2.1)**	－0.032 (－2.46)**	－0.890 (－11)***

2.4 地区差异性分析

我国各地区的数字经济发展水平不一，各地区数字经济对于城乡居民收入差距的影响也会有所差异。本文将30个省份以东部、中部、东北、西部进行划分，对数字经济与城乡居民收入差距的关系是否存在区域性进行分析和研究。分析结果见表6。

表6 地区差异分析结果

变量	东部	中部	东北	西部
数字经济	－0.331 (－4.87)***	－0.316 (－5.01)***	－0.050 (－0.18)**	0.011 (0.38)
是否控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	70	42	21	77
平均绝对误差	0.018	0.008	0.018	0.024

由表6可知，不同地区的回归结果存在显著差异。东部和中部地区的数字经济的系数均为负，分别为－0.331和－0.316，结果存在显著差异，且均通过了显著性为1%的显著性检验。但中部地区的平均相对误差和系数的 t 统计量更小，分别为0.008和－5.01，这说明在中部地区数字经济对于城乡收入差距的影响是更显著的。但对于东北地区和西部地区而言，显著性检验显示其数字经济对城乡收入差距的影响并不显著，这可能是因为东北地区和西部地区的数字基础设施相对较弱，导致该地区数字经济发展滞后。

2.5 数字经济影响城乡收入差距的机理研究

为探寻数字经济影响城乡居民收入差距的内部机理，本文进一步分析数字经济对城乡居民收入的具体影响。本文将更改被解释变量，分别以城镇可支配收入、农村可支配收入作为被解释变量，其余变量保持不变，具体结果如表7所示。从表7中可知，两个模型中数字经济的系数均为正，并都在1%的显著水平上通过了检验，说明数字经济对城乡居民有着明显的增收效应。具体来说，数字经济每提高1%，则可以分别带动城镇居民可支配收入和农村居民可支配收入提高0.193%和0.254%。其次从表中可以看出数字经济对农村居民的增收效应是大于城镇居民的。因此数字经济的快速发展能够给农村居民带来更多收入，从而能够缩小城乡收入差距，缓解收入两极分化的问题。

表7 数字经济群体效应差异分析

变量	城镇居民可支配收入	农村居民可支配收入
数字经济	0.193(3.33)***	0.254(4.13)***
是否控制变量	控制	控制
样本量	210	210

2.6 模型对比分析

2.6.1 估计系数比较 为了比较复合分位数回归与传统面板模型的优劣，本文分别使用了最小二乘法估计、分位数回归估计来形成对比，探讨复合分位数估计作为一种新的估计方法，在系数估计上是否优于其他模型的估计。最小二乘估计的基本思想是将样本均值视为总体的逼近，从而构建残差平方和函数来对回归系数进行估计。而分位数回归则通过构造绝对偏差并对回归系数进行加权求和，不仅可以获得比较稳健的回归系数，还可以对响应变量的整体条件分布进行描述。最终计算得出的系数如表8和表9所示。

表8 未加入控制变量回归结果

变量	最小二乘估计	分位数回归	复合分位数回归
数字经济	－0.431 (－5.33)***	－0.506 (－24)***	－0.499 (－23.8)***

表8为三种模型在未加入控制变量时的回归结果，从表中可以看出，三个模型的估计系数均通过了显著性为1%的检验，且三者的值均为负数，说明两个变量呈现出负相关关系，即数字经济可以有效消减我国的城乡居民收入差距，但每种模型的回归系数各不相同，即数字经济每提升1个单位，城乡居民收入差距将分别减少0.431、0.506和0.499个单位。

表9则是加入控制变量之后的回归结果，从表中可以发现：

1)对于本文选取的数字经济这个核心解释变量，可以看到最小二乘估计模型、分位数回归和复合分位数回归得出的结果均通过了显著性为1%的检验，但分位数回归和复合分位数回归估计结果的 t 值绝对值更大，分别为－5.54和－4.15，说明分位数回归和复合分位数能够得到更加显著的回归系数。

2)对于其他控制变量而言，分位数回归模型中交通便捷和农业机械未通过显著性检验；最小二乘

估计模型中农业机械未通过显著性检验；而复合分位数回归结果中控制变量均通过了显著性为 5% 的检验，且交通便捷、农业机械和对外开放变量的 t 值绝对值远大于临界值和最小二乘估计的 t 值，分别为－2.23、2.1 和－2.46，说明了复合分位数回归模型的能力更加显著。

表 9　加入控制变量回归结果

模型	数字经济	交通便捷	农业机械	对外开放	城镇化水平
最小二乘估计	－0.095 (－2.85) ***	－0.097 (－1.99) *	0.038 1.92	－0.032 (－2.35) **	－0.965 (－11.15) ***
分位数回归估计	－0.176 (－5.54) ***	－0.086 (－1.26)	0.039 (1.94)	－0.033 (－2.56) **	－0.884 (－9.87) ***
复合分位数回归估计	－0.130 (－4.15) ***	－0.150 (－2.23) **	0.040 (2.1) **	－0.032 (－2.46) **	－0.890 (－11) ***

由于加入控制变量后最小二乘估计模型中存在未通过显著性的变量，因此对最小二乘估计模型进行进一步的残差分析，分析其系数估计不显著的原因，图 1 和图 2 为加入控制变量后最小二乘回归估计的残差分析，图 1 为残差－拟合值图，图 2 则为正态分布 Q-Q 图。

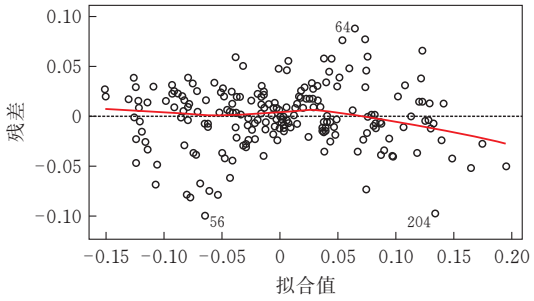

图 1　最小二乘估计残差－拟合值

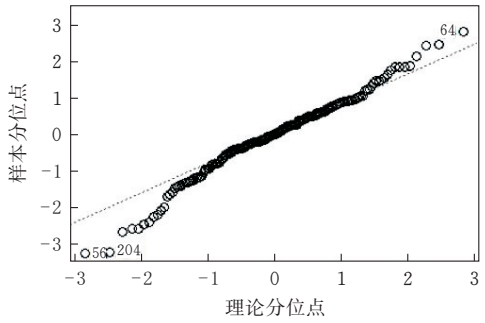

图 2　最小二乘估计正态 Q-Q

由图 1 可以看出模型的方差并不相等，且残差波动较大，说明拟合效果并不是很好。虽然残差中间部分呈现出正态分布，但可见图像两端出现明显的偏离，说明最小二乘估计模型对数字经济较高或较低地区并没有完全考虑到，且诊断发现模型中出现部分异常点，会对最小二乘的估计值造成一定的影响，因此需考虑对异常值不敏感且能够考虑到两端数据的分位数回归估计。

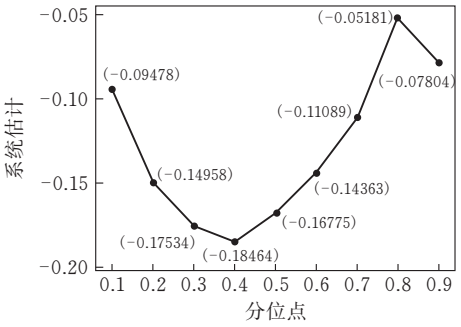

图 3　分位数回归估计数字经济系数随分位点变化函数

图 3 给出了加入控制变量后数字经济系数随分位点 τ 变化的函数图，可以看出系数随分位点的变化呈现出较大波动。数字经济影响城乡收入差距最大的是在 0.4 分位点的地区，即中等数字经济水平地区；最低的是 0.8 以上的地区，即数字经济水平较高地区，说明当数字经济达到一定程度时，其对于城乡居民收入差距的作用会逐渐减弱。对于0.3分位点以下的地区，虽然其影响程度较低，但当数字经济增加时，其对城乡收入差距影响却是逐渐增加的。

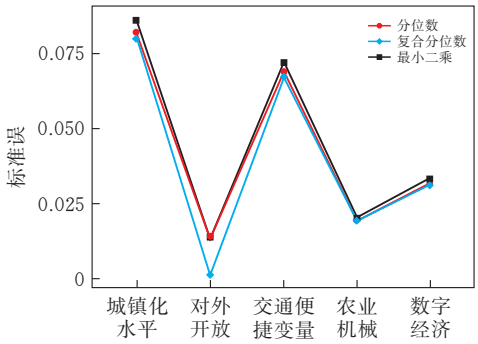

图 4　模型回归系数标准误

图 4 为最小二乘估计、分位数回归和复合分位数回归系数的标准误，作为衡量回归系数标准差的标准误，其值越小则表明模型系数的估计量越稳定。从图中可以发现复合分位数回归估计系数的标准误均比最小二乘估计、分位数回归估计系数的低，标准误相差最大为 0.02，说明复合分位数回归估计能够提高回归系数的估计精度，即复合分位数回归估计出的系数是更加有效、更加稳健的。

综上所述，复合分位数面板数据估计模型和分位数面板数据估计模型在系数估计上能够得到比最小二乘面板数据估计模型更加显著的系数。而复合分位数回归估计模型是在分位数回归的基础上对多个分位数回归进行加总得到的损失函数最小的模型，其考虑到了不同分位点的变化，因此复合分位数回归估计方法能够有效提升模型的估计精度，使得估计系数更加稳定，拥有更强的稳健性。

2.6.2 模型预测效果比较 为进一步比较上述估计方法的好坏，本文利用上文建立的面板数据估计模型来对 2020 年 30 个省市的城乡收入差距进行预测，并与 2020 年真实的城乡收入差距进行比较，计算出各个模型预测的均方误差 MSE、均方根误差 RMSE 和平均绝对误差 MAE，当 MSE、RMSE、MAE 的值越小，说明模型预测效果越优秀，反之预测误差越大，该值越大，由此来作为判断各个估计模型的预测效果的依据，探讨分析复合分位数估计模型是否拥有更好的预测效果，计算结果见表 10。

表 10 模型预测效果

	均方误差	均方根误差	平均绝对误差
最小二乘估计	0.099	0.315	0.233
分位数回归估计	0.115	0.339	0.246
复合分位数估计	0.094	0.306	0.228

从表 10 中可以看出分位数回归估计是三种估计中预测误差最大的，MSE、RMSE 和 MAE 都是最大的，分别为 0.115、0.339 和 0.246，说明分位数回归估计得出的模型预测误差较大，预测效果不佳。而复合分位数回归估计模型则是三个模型中预测误差最小的，MSE、RMSE 和 MAE 分别为 0.094、0.306和 0.228，可以得出复合分位数回归预测效果是要明显优于分位数模型和最小二乘模型。说明在预测短面板数据的预测中，复合分位数回归估计模型有效地提高了模型未来数据的预测效果，具有较强的实际意义。

3 结论及建议

本文在研究相关文献的基础上，采用 2013—2020 年我国 30 个省市数据建立复合分位数估计模型，对我国数字经济与城乡收入差距之间的关系进行分析探究，得到如下结论：

1)总体来看，数字经济对城乡收入差距有缩小作用，但不同地区的数字经济对城乡收入差距的影响存在差异。数字经济在东部和中部地区与城乡居民收入差距的系数均为负，说明中东部地区数字经济能够起到缩小效应；而东北地区和西部地区数字经济估计系数未通过显著性检验。因此，针对不同的区域，应该采取差别化的数字经济发展策略，进一步加强中东部地区数字经济创新创业环境，构建数字经济产业体系，深化西部和东北地区数字经济基础建设，抓好薄弱地区数字基础设施修复和善后工作，培养一批新型数字化公司，加快数字经济融入生产生活实践。

2)数字经济有助于提高我国城乡居民收入，其中农村居民的增收效果显著优于城镇居民。数字经济与农村居民可支配收入和城镇居民可支配收入的系数均为正，其中农村居民的估计系数和 t 值较城镇居民的更大。应加快农村新型基础设施建设，加大投资力度，充分发挥数字经济的增收效应，助力数字农村的快速发展。

3)在固定效应模型的参数估计方面，复合分位数面板数据估计模型在对回归系数进行精度估计和预测问题上，能够得到更加显著和更加稳健的估计系数，且预测效果更加准确，误差更小。

[参 考 文 献]

[1] 徐源，陈永红.数字经济对城乡收入差距的影响研究[J].生产力研究，2022(11)：26-32.
[2] 杨婧妍，李昱嵩.数字经济对城乡收入差距的影响及其空间溢出效应[J].经济与管理，2023，37(05)：9-15.
[3] 金殿臣，邓国琴.数字经济与共同富裕：基于城乡收入差距的视角[J].贵州社会科学，2022(09)：121-128.
[4] 黄庆华，潘婷，时培豪.数字经济对城乡居民收入差距的影响及其作用机制[J].改革，2023(04)：53-69.
[5] 金恒新.数字经济发展对城乡收入差距的影响[D].沈阳：辽宁大学，2023.
[6] 王军，肖华堂.数字经济发展缩小了城乡居民收入差距吗？[J].经济体制改革，2021(06)：56-61.
[7] 李晓钟，李俊雨.数字经济发展对城乡收入差距的影响研究[J].农业技术经济，2022(02)：77-93.
[8] 王军，朱杰，罗茜.中国数字经济发展水平及演变测度[J].数量经济技术经济研究，2021，38(07)：26-42.
[9] 刘军，杨渊鋆，章三峰.中国数字经济测度与驱动因素研究[J].上海经济研究，2020(06)：81-96.
[10] ZOU H，YUAN M.Composite quantile regression and the oracle model selection theory[J].The Annalsof Statistics，2008，36(03)：22-34.
[11] 王江荣，马萍，王玥.基于遗传算法的复合分位数回归在沉降数据处理中的应用[J].工业安全与环保，2017，43(03)：52-55.
[12] 史建波.复合分位数回归及其在时间序列上的应用[D].烟台：鲁东大学，2015.
[13] 王琪锋.复合分位数回归在线性时间序列下的应用[D].大连：大连理工大学，2015.
[14] 徐洁.面板数据复合分位数回归模型的估计及应用[D].重庆：重庆工商大学，2017.
[15] 陆海洋.复合分位数回归方法在国债风险时序模型中的应用[D].北京：首都经济贸易大学，2019.

(下转第 120 页)