

新一线城市人均可支配收入的影响因素分析

贾 儒

上海对外经贸大学统计与信息学院，上海

收稿日期：2025年2月7日；录用日期：2025年2月27日；发布日期：2025年3月12日

摘 要

新一线城市在科技、文化、经济等多个领域展现出强大的竞争力和发展潜力。本研究旨在深入探讨新一线城市居民人均可支配收入的影响因素及其与收入水平的关系。以合肥、成都、重庆等14个新一线城市为研究对象，运用多元线性回归模型，借助SPSS软件进行数据分析。研究结果表明，教育水平、就业结构、产业发展和政策环境等因素对新一线城市人均可支配收入具有显著影响，其中就业结构和产业发展被视为关键影响因素。

关键词

新一线城市，人均可支配收入，多元线性回归

Analysis of Factors Affecting per Capita Disposable Income in New First-Tier Cities

Ru Jia

School of Statistics and Information, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai

Received: Feb. 7th, 2025; accepted: Feb. 27th, 2025; published: Mar. 12th, 2025

Abstract

New first-tier cities demonstrate strong competitiveness and development potential in multiple fields such as technology, culture, and economy. This study aims to conduct an in-depth exploration of the influencing factors of the per capita disposable income of residents in new first-tier cities and their relationship with income levels. Taking 14 new first-tier cities including Hefei, Chengdu, and Chongqing as the research objects, a multiple linear regression model is used, and data analysis is carried out with the help of SPSS software. The research results show that factors such as educational level, employment structure, industrial development, and policy environment have a significant

impact on the per capita disposable income of new first-tier cities, among which the employment structure and industrial development are regarded as the key influencing factors.

Keywords

New First-Tier Cities, Per Capita Disposable Income, Multiple Linear Regression Model

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

中国是当今世界上经济规模最大的发展中国家、全球人口第二大经济体，我国的都市经济发展一直以来就倍受海内外关注，特别是历史悠久的一线城市如北京、上海、广州和深圳等，在全球的经济版图上熠熠生辉。但是，近年来，新兴一线都市也开始崭露头角，逐渐呈现出特有的巨大吸引力和强大发展潜力。新一线都市的出现，不仅对中国的城市化进程和经济发展具有重要意义，也对全球城市格局产生了深远影响。随着我国民众生活品质的提升，人均可支配收入亦随之稳步增长。以合肥市为例，2021 年人均可支配收入已达到 46,009 元，相较于 2020 年同期呈现 10.5% 的增幅。

影响人均可支配收入的关联因素繁多，因此针对该议题的研究视角和研究方法也各异。如董一曼等(2017) [1] 基于计量经济学技术和面板数据集，对 1997 年至 2014 年全国三个地区的人均支出、家庭人均收入和人均二氧化碳排放量的因果关系进行了研究调查。滕秀花等(2020) [2] 融合灰色预测模型与 Markov 预测模型的长处，创新性地构建了灰色 Markov 预测模型，以此来预测安徽省城镇居民人均可支配收入。黄志煌(2020) [3] 借助 VAR 模型，对中国内地 1992 年至 2018 年的人均国内生产总值、常住人口城镇化率、政府财政支出和城镇居民人均可支配收入等时间序列变量进行了实证分析。吴旭(2021) [4] 选取我国 31 个省、自治区、直辖市的数据，通过建立计量模型，深入探讨了影响居民消费水平的关键因素。肖枝洪等(2021) [5] 针对 1999 年至 2018 年中国 31 个省级行政区的城镇居民人均可支配收入数据，提出了一种创新的函数型数据聚类方法。左思静和杨宜平(2021) [6] 采用分位数回归方法对重庆市 1995 年至 2018 年的城乡居民人均可支配收入与消费水平数据进行了深入研究。吕学静和杨雪(2022) [7] 通过理论分析和实证研究，对比了 11 种最低生活保障标准测算方法，并深入探讨了这些测算方法在 31 个省级区划城市的现实选择。代铁林和牟唯嫣(2022) [8] 基于多元线性回归模型对人均可支配收入进行预测分析。但是，目前还没有针对新一线城市人均可支配收入影响因素研究的文献[9]。

本文借助多元线性回归模型，对新一线城市的人均可支配收入进行了深入研究。我们基于《2022 城市商业魅力排行榜》中入选的 14 个新一线城市，选择了多个可能影响新一线城市人均可支配收入的自变量，如经济发展水平、产业结构、人口结构、教育水平等，探究新一线城市人均可支配收入的变化趋势和影响因素，分析人均可支配收入与教育支出、第二产业就业人员比重、第三产业就业人员比重以及基础设施建设投资等指标之间的关联。

2. 数据来源及预分析

2.1. 数据来源

本研究数据均来源于国家统计局以及《统计年鉴》，共计 14 个城市的各项数据，包括人均可支配收

入/元、教育支出/亿元、第二产业就业人员占就业人员比重、第三产业就业人员占就业人员比重、基础设施建设投资/万元，分别对应表 1 中的 Y 和 $X_1 - X_4$ 。得到数据如表 1 所示。

Table 1. Data of 14 new first-tier cities in 2021

表 1. 2021 年 14 个新一线城市数据

城市	Y	X_1	X_2	X_3	X_4
合肥	41619	1975427	32.60	57.20	2967805.19
成都	42075	3277272	28.00	58.00	9857289.00
重庆	30824	7549700	25.10	52.30	9735406.00
杭州	61879	4033432	34.10	61.80	8801126.87
西安	35783	2333672	23.45	61.50	8417442.75
苏州	62582	3850200	51.40	46.10	3094451.55
郑州	37275	2406821	28.32	61.79	4958199.00
南京	60606	3062800	41.04	61.20	5940046.47
天津	43854	4429100	30.44	61.52	4472897.00
长沙	51478	2310537	28.62	60.58	4016368.29
东莞	56533	2028916	62.57	36.67	1131445.98
宁波	59952	2695754	50.70	45.90	3229395.69
佛山	56245	1725200	49.59	46.59	1368575.89
青岛	47156	2885546	47.88	52.50	2805831.68

2.2. 描述性统计分析

2.2.1. 相关性分析

首先，我们对数据之间的相关性系数进行深入分析。通过计算各项数据之间的皮尔逊相关系数，见表 2。

Table 2. Pearson correlation coefficient between each data

表 2. 各项数据间的皮尔逊相关系数

	Y	X_1	X_2	X_3	X_4
Y	1	-0.310	0.716	-0.382	-0.443
X_1	-0.310	1	-0.341	0.102	0.580
X_2	0.716	-0.341	1	-0.847	-0.738
X_3	-0.382	0.102	-0.847	1	0.579
X_4	-0.443	0.580	-0.738	0.579	1

通过表 2 可知，所选变量间的相关性较强，除 X_2 (新一线城市第二产业就业人员占就业人员比重)与 Y (新一线城市人均可支配收入)呈正相关，其余因素均与 Y 呈负相关，即所选择的因素对新一线城市的可用人均收入有一定的影响。这也支持所建立的模型。

2.2.2. 正态性检验

然后对数据的分布进行了正态性检验。以标准正态分布的分位数作为垂直坐标，对数转后且标准化后的样本值作水平坐标制成散点图，称为 Q-Q 图。数据直方图和 Q-Q 图如图 1 和图 2 所示。

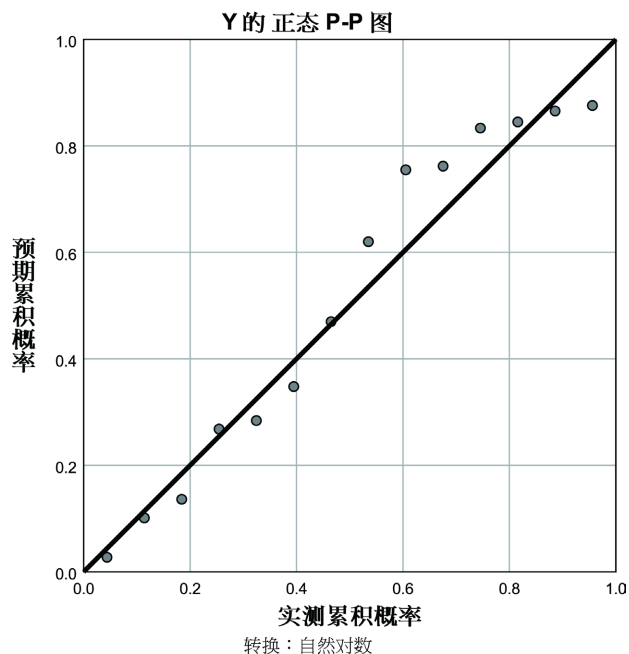


Figure 1. Normal Q-Q plot of per capita disposable income data

图 1. 人均可支配收入数据的正态 Q-Q 图

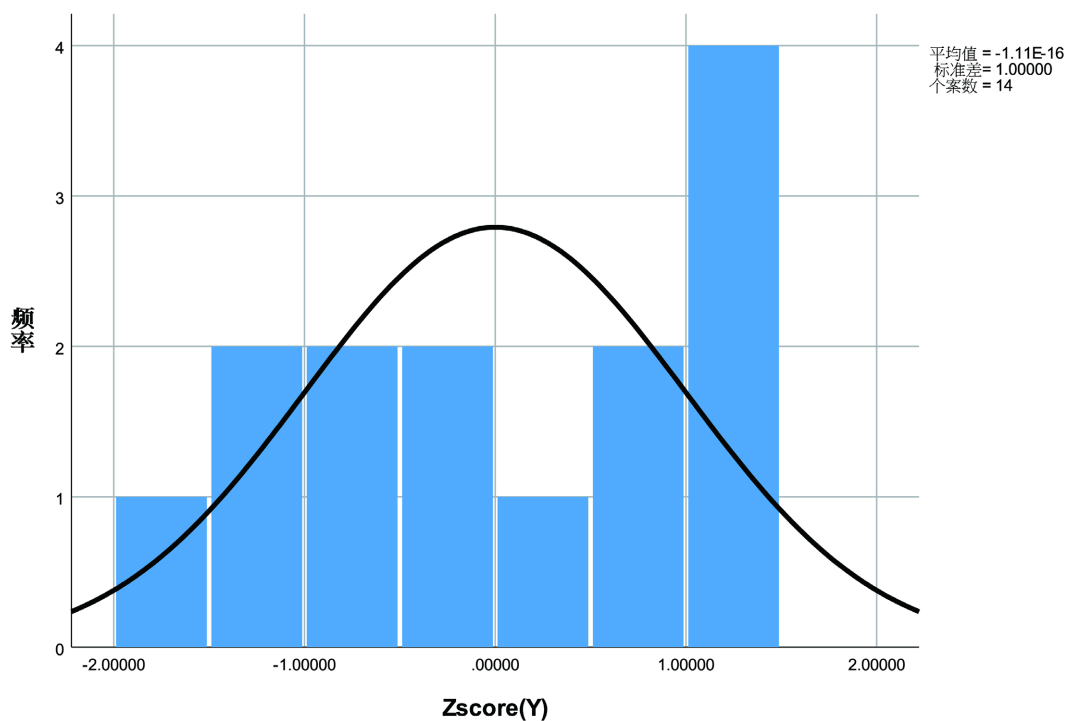


Figure 2. Histogram of per capita disposable income data

图 2. 人均可支配收入的数据直方图

根据图 1 与图 2 的分析，可见转换后的数据呈现正态分布特征，仅存在一个离群点，其余数据趋于符合标准正态分布。

在对数据来源及特性进行初步评估之后，现将各影响因素进行详细的描述性统计分析。

3. 基于多元线性回归模型的新一线城市人均可支配收入的影响因素分析

3.1. 共线性诊断

借助 SPSS 软件，由表 3 和表 4 可知，新一线城市人均可支配收入各影响因素即各个自变量间共线性较弱，且方差膨胀因子均小于 10 且接近 5，容忍度基本都大于 0.2，故可以用最小二乘法估计作多元线性回归。

Table 3. Collinearity statistics

表 3. 共线性统计

模型	容差	
	容差	VIF
X_1	0.562	1.781
X_2	0.184	5.429
X_3	0.241	4.144
X_4	0.331	3.019

Table 4. Collinearity diagnosis

表 4. 共线性诊断

模型	特征值	条件指标	方差比例				
			(常量)	X_1	X_2	X_3	X_4
1	4.564	1.000	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.314	3.815	0.00	0.03	0.02	0.00	0.11
3	0.093	7.011	0.00	0.69	0.00	0.01	0.10
4	0.029	12.638	0.00	0.15	0.17	0.06	0.77
5	0.001	57.790	1.00	0.13	0.81	0.93	0.01

3.2. 多元线性回归模型

假设人均可支配收入(已标准化) Y 与 $X_1 - X_4$ 之间服从多元线性回归模型，即 Y 与 $X_1 - X_4$ 之间满足下式：

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \varepsilon,$$

使用最小二乘估计进行多元线性回归。结果显示在表 5 中。

由表 5 中各变量对应系数，可以得到人均可支配收入的多元线性回归方程为：

$$Y = 1.603 \times 10^{-9} x_1 + 0.133 x_2 + 0.105 x_3 + 8.978 \times 10^{-8} x_4 - 11.25.$$

3.3. 多元线性回归模型检验

3.3.1. 回归方程的显著性检验

根据 IBM SPSS Statistics 线性回归结果如表 6 和表 7 所示：

Table 5. Least squares estimation results
表 5. 最小二乘估计结果

模型	未标准化系数		标准化系数 Beta	t	显著性	共线性统计	
	B	标准错误				容差	VIF
(常量)	-11.250	3.714		-3.030	0.014		
X ₁	1.603E-09	0.000	0.002	0.010	0.992	0.562	1.781
X ₂	0.133	0.033	1.630	4.003	0.003	0.184	5.429
X ₃	0.105	0.044	0.842	2.367	0.042	0.241	4.144
X ₄	8.978E-08	0.000	0.271	0.891	0.396	0.331	3.019

Table 6. Analysis of variance results
表 6. 方差分析结果

模型	平方和	自由度	均方	F	显著性
回归	9.428	4	2.357	5.940	0.013
残差	3.572	9	0.397		
总计	13.000	13			

Table 7. Model summary
表 7. 模型摘要

R	R 方	调整后 R 方	标准估算的错 误	更改统计					德宾 - 沃森
				R 方变化量	F 变化量	自由度 1	自由度 2	显著性 F 变化量	
0.852	0.725	0.603	0.62995203	0.725	5.940	4	9	0.013	2.514

在显著性水平设为 0.05 的前提下，F 统计量值为 5.940，所对应的 p 值为 0.013，明显低于 0.05，因此该方程显著性检验通过，表现出明显的统计显著性。另一方面，通过表 7 的结果可以观察到，其标准残差为 0.629。其拟合程度的 R^2 值为 0.725，调整后的 R^2 为 0.603。即，此线性回归与模型的拟合程度较好。

3.3.2. 系数的显著性检验

根据表 5 的数据分析，部分解释变量未能通过显著性检验，尤其是解释变量 X_1 ，这一现象值得关注，该变量的 p 值是明显高于其它几个解释变量的，也就意味着，自变量对被解释变量人均可支配收入的影响并不显著，所以接下来会通过逐步回归分析来对解释变量进行选择，来进一步优化多元回归模型。

3.3.3. 方差齐性检验

通过表 8、图 3、图 4 可知，残差近似满足方差齐性。

Table 8. Residual statistics
表 8. 残差统计

	最小值	最大值	平均值	标准偏差	个案数
预测值	-1.5434867	1.1636437	0.0000000	0.85162487	14
残差	-1.06602418	0.94797540	0.00000000	0.52415177	14
标准预测值	-1.812	1.366	0.000	1.000	14
标准残差	-1.692	1.505	0.000	0.832	14

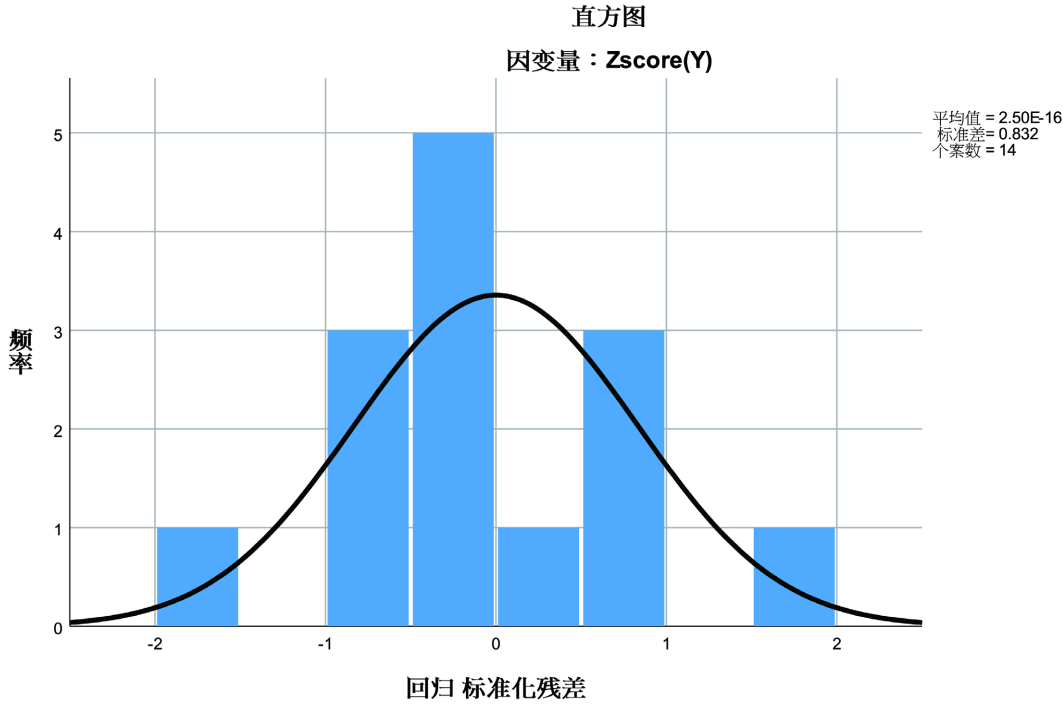


Figure 3. Histogram
图 3. 直方图

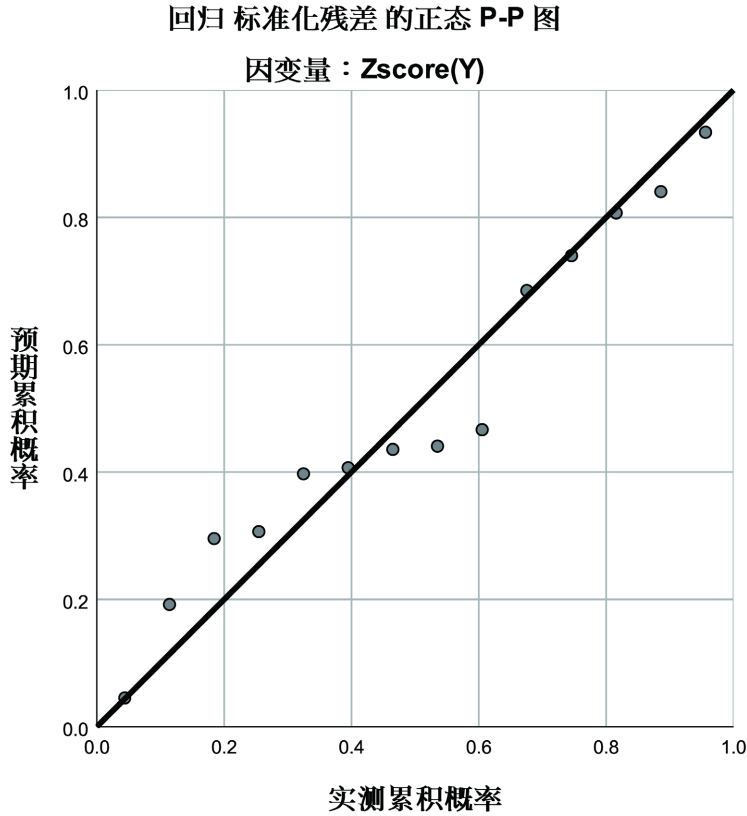


Figure 4. Normal P-P plot of standardized residuals of regression
图 4. 回归标准化残差的正态 P-P 图

3.4. 多元线性回归模型优化

进一步通过逐步回归修正模型，得到结果如表 9~11 以及图 5 和 6 所示：

Table 9. Summary of the model after stepwise regression

表 9. 逐步回归后的模型摘要

模型	R	R 方	调整后 R 方	标准估算的 错误	更改统计					德宾 - 沃森
					R 方变化量	F 变化量	自由度 1	自由度 2	显著性 F 变化量	
1	0.716	0.513	0.472	0.72642223	0.513	12.636	1	12	0.004	
2	0.832	0.692	0.636	0.60328501	0.179	6.399	1	11	0.028	2.487

Table 10. Results of least squares regression after stepwise regression

表 10. 逐步回归后的最小二乘回归结果

模型		未标准化系数		标准化系数 Beta	t	显著性	共线性统计	
		B	标准错误				容差	VIF
1	(常量)	-2.231	0.657		-3.396	0.005		
	X ₂	0.059	0.016	0.716	3.555	0.004	1.000	1.000
	(常量)	-9.738	3.017		-3.227	0.008		
2	X ₂	0.114	0.026	1.391	4.417	0.001	0.282	3.541
	X ₃	0.099	0.039	0.796	2.530	0.028	0.282	3.541

Table 11. Results of the analysis of variance after stepwise regression

表 11. 逐步回归后的方差分析结果

模型		平方和	自由度	均方	F	显著性
1	回归	6.668	1	6.668	12.636	0.004 ^b
	残差	6.332	12	0.528		
	总计	13.000	13			
2	回归	8.997	2	4.498	12.359	0.002 ^c
	残差	4.003	11	0.364		
	总计	13.000	13			

由表 9 和表 10 可知，进行逐步回归后， R^2 值为 0.692，说明回归方程的拟合程度较好；由表 10 可知，筛选的 X_2 和 X_3 变量进行回归后，VIF 值均小于 5，说明自变量间共线性较低，所有系数的 p 值均小于 0.05，这满足了回归系数的显著性要求。观察表 11，F 统计量的值为 12.359，其对应的 p 值显著地低于 0.05，这进一步确认了在 0.05 的显著性水平下，回归方程通过了显著性检验；通过图 5 和图 6 可知，残差近似满足方差齐性。

3.5. 结论

根据方差分析的结果分析，部分解释变量的 t 值很小，未能通过显著性检验，这说明自变量对被解释变量人均可支配收入的影响并不显著，需要通过逐步回归分析来对解释变量进行选择，来进一步优化多元回归模型。

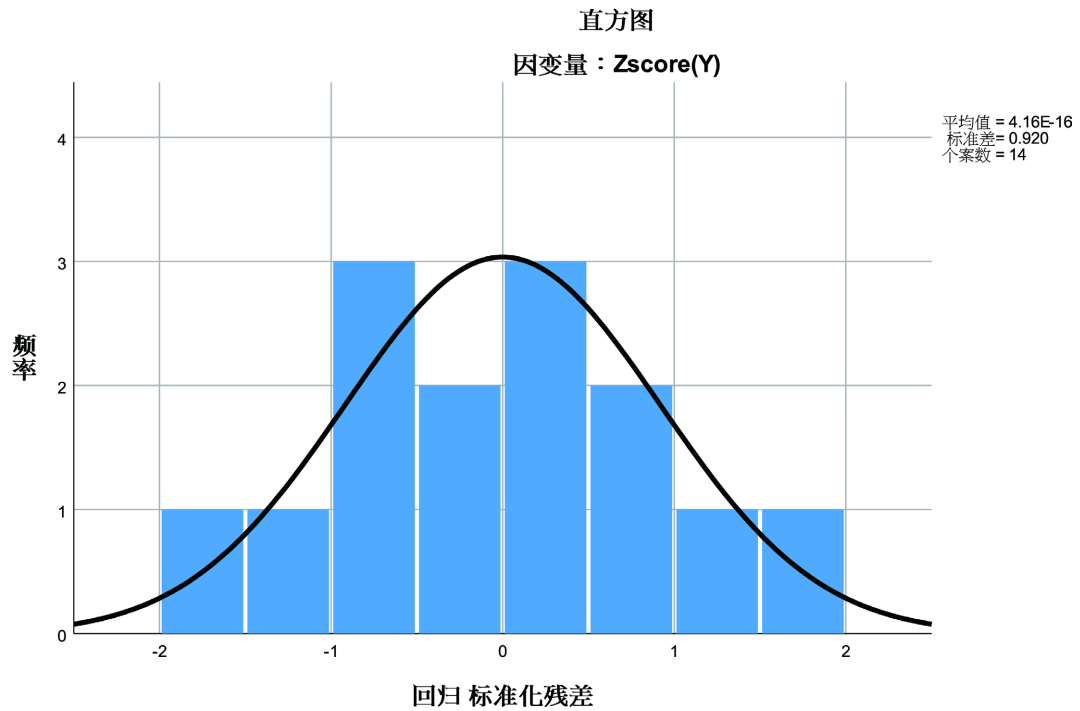


Figure 5. Histogram after stepwise regression

图 5. 逐步回归后的直方图

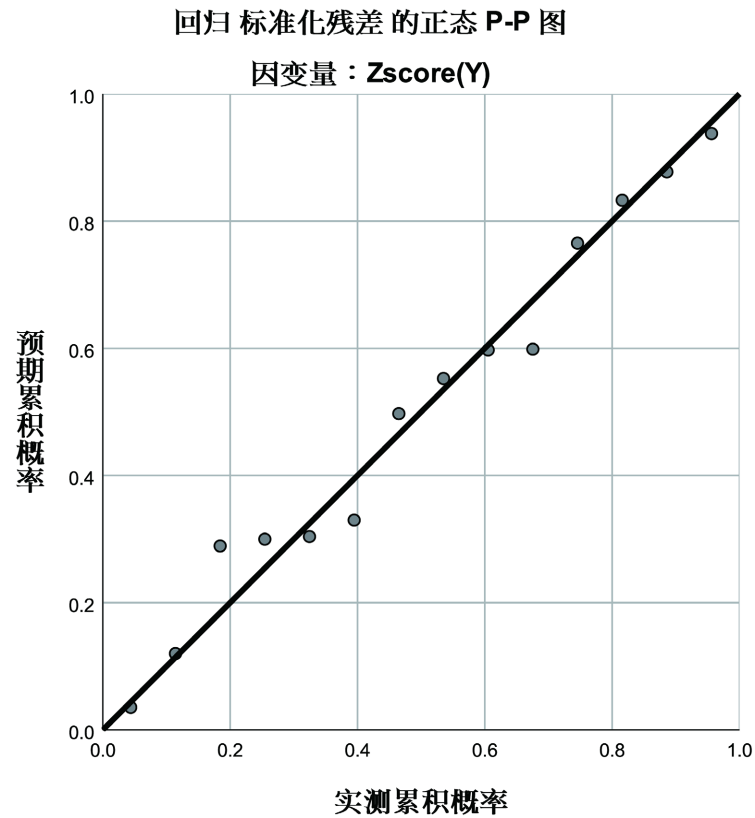


Figure 6. Normal P-P plot of standardized residuals after stepwise regression

图 6. 逐步回归后回归标准化残差的正态 P-P 图

通过逐步回归的结果,我们经过深入分析发现,筛选的 X_2 和 X_3 变量进行回归后, R^2 值为 0.692,所有系数的 p 值均小于 0.05,即第二产业就业人员占比和第三产业就业人员占比与新一线城市人均可支配收入之间存在显著的线性关系,此时模型的显著性较高,这说明就业结构和产业发展对新一线城市人均可支配收入的影响较为关键[10]。就业结构与经济和产业结构密切相关[11],并从根本上受其影响[12]。另一方面,它与社会结构联系在一起,深刻影响着资源配置和消费过程中形成的社会地位结构[13]。就业结构在经济社会结构中占有非常特殊的地位,只有不断调整优化城市的就业结构,尤其是提高第二产业就业比重,新一线城市人均可支配收入才能不断提高[14]。同时,努力在传统产业的优化升级和新兴产业的培育发展上下功夫才是推动制造业向数字化、网络化、智能化转变,提高产业链和供应链稳定性和现代化水平的必由之路[15]。

3.6. 对比研究

在新一线城市的发展进程中,就业结构与产业发展的优化升级对居民人均可支配收入的提升起到了显著的作用[16]。这些城市通常拥有较高的经济水平、完善的产业链和丰富的就业机会[17],因此,就业结构与产业发展的匹配程度成为了影响居民收入的关键因素[18]。新一线城市通过吸引高素质人才,形成了以高新技术产业和现代服务业为主导的就业格局,这不仅提高了劳动生产率,也为劳动者提供了更多高薪岗位,从而带动了人均可支配收入的增长[19]。同时,这些城市积极发展战略性新兴产业,推动传统产业的转型升级,产业结构的优化使得产业链不断向高端延伸,进一步提高了居民的收入水平。这种就业结构与产业发展的相互促进,形成了一个良性循环,使得新一线城市的居民收入水平得以持续提升。

与此相对,非新一线城市,如安徽省的各市,其人均可支配收入的影响因素则有所不同。在这些城市中,地区生产总值 GDP、就业人数、社会消费品零售总额和全社会用电总量与人均可支配收入之间呈现出显著的线性回归关系[9]。GDP 的增长直接反映了地区经济实力的增强,而经济实力的提升往往伴随着居民收入水平的提高。就业人数的增加为更多居民提供了收入来源,而社会消费品零售总额的增长则表明了居民消费能力的提升,这两者共同推动了居民收入的增长[20]。此外,全社会用电总量的增加可以作为经济发展活力的一个指标,它与居民收入水平的提升密切相关。因此,非新一线城市在追求居民收入增长的过程中,需要关注这些关键因素,通过促进经济增长、增加就业、扩大消费和提升能源使用效率等多方面的努力,来实现居民收入的持续提高。各地政府应根据自身的实际情况,制定相应的政策,以促进居民收入水平的全面提升。

4. 政策建议

4.1. 调整优化就业结构

调整优化就业结构对于新一线城市人均可支配收入的提升具有直接而深远的影响。在新一线城市,通过精心规划和政策引导,不断优化就业结构,可以有效地促进劳动力从传统制造业向更加现代化的服务业、高技术产业转移。这种转移不仅提高了劳动力的利用效率,而且由于新兴产业和服务业往往提供更高的薪酬水平,直接带动了居民收入的增长。因此,新一线城市在优化就业结构的过程中,不仅创造了更多的高薪岗位,也为居民提供了更多的职业发展机会,这些因素共同作用,显著提升了人均可支配收入。可以说,就业结构的优化与新一线城市居民收入的增加之间存在着紧密的关联,是推动新一线城市居民生活水平不断提高的关键所在。

4.2. 推进产业升级,加快新兴产业发展

在新经济时代的浪潮中,新一线城市正通过一系列战略举措推进产业结构的优化升级和新兴产业的

快速发展。这不仅包括加大科技创新投入、优化营商环境、吸引高端人才，还包括促进产业融合，打破传统产业界限，形成跨界合作的新模式。这种跨界合作不仅创造了新的就业岗位，提高了岗位薪资水平，而且显著提升了城市品牌形象，增强了对外部投资和人才的吸引力。同时，新兴产业的蓬勃发展提高了资源配置效率，使得资源更加高效地流向高附加值领域，直接带动了企业和员工收入水平的提升。此外，加强国际合作与交流，引进先进技术和管理经验，为本地企业打开了更广阔的市场，增加了出口，进一步提高了居民的可支配收入。在此过程中，新一线城市还着力培育企业家精神和创新能力，激发社会创造力，推动经济持续增长。更重要的是，这些措施的实施还关注了社会公平与包容性增长，确保经济增长的红利能够惠及更广泛的群体，特别是弱势群体，从而缩小收入差距，实现人均可支配收入的全面提升，为城市的可持续发展奠定了坚实基础。

参考文献

- [1] Dong, Y. and Zhao, T. (2017) Difference Analysis of the Relationship between Household per Capita Income, per Capita Expenditure and per Capita CO₂ Emissions in China: 1997-2014. *Atmospheric Pollution Research*, **8**, 310-319. <https://doi.org/10.1016/j.apr.2016.09.006>
- [2] 滕秀花, 戴林送. 应用灰色 Markov 模型预测安徽省城镇居民人均可支配收入[J]. 安庆师范大学学报(自然科学版), 2020, 26(4): 24-26.
- [3] 黄志煌. 城镇化对城镇居民人均可支配收入的影响——基于 VAR 模型分析[J]. 广西质量监督导报, 2020(7): 48-51.
- [4] 吴旭. 我国居民消费水平的影响因素和现状分析[J]. 统计与管理, 2021, 36(10): 4-10.
- [5] 肖枝洪, 马泽巍, 曾伟. 基于函数型数据的城镇居民人均可支配收入聚类分析[J]. 重庆三峡学院学报, 2021, 37(2): 44-56.
- [6] 左思静, 杨宜平. 重庆市城乡居民人均可支配收入和消费的分位数回归估计[J]. 重庆工商大学学报(自然科学版), 2021, 38(1): 120-128.
- [7] 吕学静, 杨雪. 城市最低生活保障标准动态调整机制研究——基于消费视角的省级面板数据[J]. 人口与发展, 2022, 28(2): 104-112, 47.
- [8] 代铁林, 牟唯嫣. 基于多元回归模型的人均可支配收入预测分析[J]. 应用数学进展, 2022, 11(10): 7185-7192.
- [9] Ruan, F. and Yan, L. (2022) Interactions among Electricity Consumption, Disposable Income, Wastewater Discharge, and Economic Growth: Evidence from Megacities in China from 1995 to 2018. *Energy*, **260**, Article ID: 124910. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2022.124910>
- [10] 李青桐. 重庆合川电子商务影响因素分析[N]. 山西科技报, 2024-08-05(A07).
- [11] 张瑛, 胡颖睿. 中国半滑舌鳎价格波动及其影响因素研究[J]. 中国海洋大学学报(社会科学版), 2024(3): 52-62.
- [12] 凌兰兰. 基于半参数广义可加模型的社会消费品零售总额影响因素研究[J]. 科技和产业, 2023, 23(16): 240-244.
- [13] 郑麒麟. 我国商品房价格影响因素研究[D]: [硕士学位论文]. 上海: 上海财经大学, 2023.
- [14] 陶奕竹. 数字普惠金融对我国居民人均可支配收入的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 沈阳: 辽宁大学, 2023.
- [15] 王慧. 中国居民消费水平的影响因素实证分析[J]. 中国商论, 2023(5): 1-4.
- [16] 韩东林, 宣文娟. “双循环”下我国数字文化消费及其影响因素研究[J]. 重庆工商大学学报(社会科学版), 2024, 41(3): 31-42.
- [17] 李逸波, 毕文彬, 肖阔, 等. 我国牛肉价格波动特征及其影响因素研究[J]. 价格理论与实践, 2022(3): 81-84.
- [18] 杨磊. 河北省农村居民消费水平影响因素分析[J]. 内蒙古统计, 2021(6): 4-7.
- [19] 韩会宾, 蓝海燕. 基于灰色关联度的商品房价格影响因素分析——以锦州市为例[J]. 辽宁工业大学学报(社会科学版), 2020, 22(6): 20-23.
- [20] 赵庆华, 王帆. 喀什市城镇居民人均可支配收入的影响因素分析[J]. 商业经济, 2020(10): 29-31.