

产业结构升级对居民消费水平的影响研究

尹小华

浙江财经大学数据科学学院, 浙江 杭州

收稿日期: 2024年6月28日; 录用日期: 2024年7月24日; 发布日期: 2024年8月22日

摘要

本文基于2002~2021年20年间中国六大城市群的城市面板数据, 借助系统GMM估计方法对产业结构升级如何影响城镇居民消费水平进行了深入的实证分析。分析结果表明随着产业结构的不断升级, 城镇居民的消费水平得到了有效的推动。在纳入的控制变量中, 研究发现对外开放水平对消费水平的影响则呈现出一定的抑制作用。进一步进行异质性分析发现, 成渝城市群的影响系数最大, 为0.3519。京津冀影响系数最小, 仅为0.0665。因此本文提出城市群发展需因地制宜, 抓住重心促进消费和强调供给侧改革, 推动产业结构升级的建议。

关键词

产业结构升级, 居民消费, 城市群, 系统GMM

Research on the Impact of Industrial Structure Upgrading on Residents' Consumption Level

Xiaohua Yin

School of Data Sciences, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou Zhejiang

Received: Jun. 28th, 2024; accepted: Jul. 24th, 2024; published: Aug. 22nd, 2024

Abstract

Based on the urban panel data of China's six major urban agglomerations from 2002 to 2021, this paper uses the system GMM estimation method to conduct an in-depth empirical analysis on how industrial structure upgrading affects the consumption level of urban residents. The analysis results show that with the continuous upgrading of the industrial structure, the consumption level of

urban residents has been effectively promoted. Among the control variables included, the study found that the impact of the level of opening up to the outside world on the consumption level showed a certain inhibitory effect. Further heterogeneity analysis found that the Chengdu-Chongqing urban agglomeration had the largest impact coefficient of 0.3519. The Beijing-Tianjin-Hebei region had the smallest impact coefficient, which was only 0.0665. Therefore, this paper proposes that the development of urban agglomerations should be adapted to local conditions, focus on promoting consumption and emphasizing supply-side reforms to promote the upgrading of industrial structure.

Keywords

Industrial Structure Upgrading, Residents' Consumption, Urban Agglomeration, System GMM

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

随着全球化的深入发展和科技的快速进步,产业结构升级已成为推动经济增长和社会发展的关键动力。在全球经济一体化的背景下,各国纷纷通过优化产业结构,发展高技术和服务业,以适应新的经济发展需求。产业结构的这一变革,不仅影响着国家的宏观经济走向,也深刻作用于居民的消费行为和消费模式。产业结构升级通常伴随着劳动力从传统产业向新兴产业的转移,以及产品和服务的创新。这一过程可以提高生产效率,增加国民收入,从而为居民提供了更多的消费选择和更高的消费能力。同时,新兴产业的发展往往带来新的消费趋势和需求,引导居民消费结构的优化和升级。然而,产业结构的调整和升级是一个复杂的过程,它可能对不同群体的居民产生不同的影响。例如,技术进步可能会增加对高技能劳动力的需求,提高这部分人群的收入水平,从而增加其消费能力。而低技能劳动力可能面临就业压力和收入下降的风险,这可能会限制其消费增长。此外,产业结构升级可能会改变商品和服务的相对价格,影响居民的消费选择。居民消费作为经济增长的重要驱动力,其变化趋势和结构调整对经济发展具有基础性的影响。消费需求的变化可以引导生产活动,促进产业升级和技术创新。同时,消费结构的优化也可以提高居民的生活质量,促进社会公平和可持续发展。因此,研究产业结构升级与居民消费之间的关系,对于制定消费政策、促进经济稳定增长具有重要的理论和实践意义。基于此,本文选择中国六大城市群作为研究对象,通过数理模型分析和实证分析,探究城市群各城市产业结构升级对城镇居民消费水平的影响,明确城市群在需求端对于经济增长的贡献,从而为实现激活国内消费市场潜力、实现经济国内国外双循环的战略目标提供参考。

2. 文献综述

一些学者的研究表明,产业结构的升级与居民消费之间存在正向的关联。孙爱军(2013) [1]利用 1996 至 2010 年间中国 30 个省份的省级面板数据,通过系统广义矩估计方法分析,得出产业转型和升级对于缩小城乡消费差距具有积极的推动作用。刘东皇和李自琼(2015) [2]使用 1998 至 2013 年的省级数据构建面板数据模型,发现农村居民消费结构的升级与产业结构之间存在互动效应,其中产业结构的升级对农村居民消费结构的影响更为显著。孙早和许薛璐(2018) [3]采用 2003 至 2016 年的省际面板数据构建计量模型,发现产业升级通过促进产业结构的高级化带动了消费结构的升级。王梦丹和付云鹏等(2018) [4]对

河北省的实证研究发现,产业结构的升级显著提升了城镇居民的消费支出。董佳(2020) [5]使用 2015 至 2019 年的省域数据,发现产业结构的升级有助于推动城乡居民消费的升级,但对农村居民消费升级的促进作用存在一定限制。肖必燕(2020) [6]利用 2001 至 2018 年的省际面板数据,发现产业结构的变迁通过新需求效应和收入效应对居民消费升级产生了影响,并且这种影响在不同区域间存在异质性。Wang 和 Huang (2021) [7]使用 117 个城市的数据,通过 OLS 和分位数回归方法,发现产业转型升级对居民消费结构升级的促进作用随着收入水平的增加而增强。谢汝宗、杨明婉、白福臣(2022) [8]采用广东省 21 个地级市的数据构建 PVAR 模型,发现产业结构升级在长期内对居民消费有正向促进作用。崔寅(2024) [9]使用 1993 至 2021 年的数据构建 VAR 模型,发现提高产业结构的合理化水平可以促进居民消费的升级。

然而,也有研究提出了不同的观点。林勇和杨刚强(2019) [10]产业结构的升级对城镇居民消费结构的升级有促进作用,但可能抑制农村居民消费结构的升级。丁忠民和姜上湖(2016) [11]以重庆市产业结构与城镇居民消费结构为研究对象,构建 VAR 模型,实证研究发现产业结构对城镇居民消费结构的影响不明显。刘艺容(2008) [12]使用我国 1978 至 2005 年的数据发现,产业结构水平的提升在不同阶段对居民消费率的增长具有不同的影响。

3. 产业结构升级对城镇居民消费水平的影响研究

3.1. 变量选择

(1) 被解释变量:城镇居民消费水平:本文参照易行健等(2020) [13]的做法,采用城镇居民消费总额除以常住人口以衡量城镇居民消费水平。

(2) 解释变量:产业结构升级:本文衡量产业结构升级的指标是使用该地区第三产业增加值与第二产业增加值的比重。

(3) 控制变量:地区发展水平:秦佳平(2015) [14]认为,地区生产水平较高可以有效带动居民消费,本文选取地区生产总值与地区常住人口的比值作为地区生产水平的衡量值。人力资本:人力资本规模扩大和人力资本质量提升对居民消费具有明显的冲击效应(陆惠君 2021) [15],本文选取地区就业人数衡量地区人力资本。对外开放程度:本文选取对外开放程度的指标是当年实际使用外资金额与地区生产总值的比值。公共服务水平:公共服务水平用地方政府一般公共预算财政支出与地区生产总值的比值表示。金融发展水平:地区金融机构贷款余额与地区金融机构贷款余额比值表示。医疗发展水平:用地区医院床位数来表示。教育水平:本文选取普通高等教育专任教师数衡量地区教育发展水平。变量选择详见表 1。

3.2. 数据来源与描述

本文选取的六个城市群分别是长三角城市群,珠三角城市群,京津冀城市群,成渝城市群,长江中游城市群,中原城市群,关于数据来源,主要是各城市的统计年鉴,历年的《中国城市统计年鉴》、部分数据来源于 CSMAR 数据库、中经网数据库,CCER 数据库和 CRNDS 数据库。在数据整理过程中,少部分缺失数据采用插值法补齐。同时为了避免由于各个指标计量单位不同导致的变量之间存在异方差性,将数据进行取对数处理,处理后结果如表 1。

3.3. 面板数据平稳性检验

如果面板数据中的变量是非平稳的,尤其是当它们具有相同的单位根时,它们之间可能会表现出虚假的长期关系,即“伪回归”问题,这会导致错误的统计推断。因此,为了提高模型的估计效率,保持变量的平稳性,避免出现伪回归现象,有必要对数据进行单位根检验。本文主要采用两种检验方法,分别是 ADF 和 LLC 检验,具体的检验结果如表 2 所示。

Table 1. Descriptive statistics of variables**表 1.** 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
lncon	2280	9.516	0.577	8.077	10.845
industrial	2280	0.862	0.446	0.088	5.297
urban	2280	0.510	0.180	0.095	1.000
lnEco	2280	10.357	0.863	7.973	12.201
lnpers	2280	6.120	0.626	4.253	8.136
open	2280	0.388	0.382	0.002	3.739
public	2280	0.068	0.077	0.002	1.202
lndoc	2280	9.686	0.750	7.684	12.090
lnedu	2280	7.966	1.216	4.466	11.2343

Table 2. Variable stability test**表 2.** 变量平稳性检验

变量	ADF	LLC	PP
lncon	1.8200 (0.0340)	-14.3276 (<0.0001)	260.8990 (0.0790)
industrial	-0.5570 (0.7112)	12.9864 (1.0000)	44.9702 (1.0000)
diff_industrial	23.5185 (<0.0001)	-20.8677 (<0.0001)	969.4338 (<0.0001)
urban	21.4511 (<0.0001)	-8.5128 (<0.0001)	284.0052 (0.0088)
lnEco	5.4437 (<0.0001)	26.5280 (<0.0001)	678.2207 (<0.0001)
lnpers	-0.9842 (<0.3875)	-1.2923 (0.0981)	314.2790 (0.0002)
diff_lnpers	14.8769 (<0.0001)	-34.2743 (<0.0001)	298.465 (0.0021)
open	14.9438 (<0.0001)	-10.7259 (<0.0001)	506.0584 (<0.0001)
public	-0.6749 (<0.7501)	-6.3718 (<0.0001)	246.9962 (0.2105)
diff_public	21.9083 (<0.0001)	-33.7822 (<0.0001)	2125.9541 (<0.0001)
fd	8.5355 (<0.0001)	-5.9088 (<0.0001)	615.9653 (<0.0001)
lndoc	1.7109 (0.0436)	-3.8009 (0.0001)	808.3723 (<0.0001)

注：括号内为 p 值。

从表 2 可以看出，产业结构升级、人力资本没有通过显著性检验，其余变量均在 5% 的条件下显著。在分别对产业结构升级、人力资本进行一阶差分处理后序列通过显著性检验，表明一阶差分后的序列为

平稳序列。

3.4. 产业结构升级对城镇居民消费水平影响的实证分析

3.4.1. 动态面板数据模型

本文所选取变量的数据来源于国家统计局以及各个地方统计年鉴公布的年度数据。面板数据模型主要分为静态面板和动态面板，静态面板模型的组内估计量(FE)无论什么时候都是一致的，而当期的被解释变量会受到过去的被解释变量的影响，可以在模型中加入 y 的滞后项控制相关影响，但是这样会带来内生性问题，当面板数据的线性模型中包含因变量的滞后项时，这类模型叫做动态面板。因此本文综合考虑以上因素，得到最终的 GMM 估计方法。

$$\ln con_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln con_{it-1} + \beta_2 \ln industrial_{it} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln X_{it} + u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， con_{it} 代表城镇居民消费水平， con_{it-1} 代表滞后一期的城镇居民消费水平， $industrial_{it}$ 代表产业结构升级水平， X_{it} 代表控制变量， u_{it} 代表个体特征变量， ε_{it} 代表随机干扰项， β_0 为截距项， β_1 、 β_2 、 α_i 均为系数。

3.4.2. 实证结果分析

在本研究中，我们采用了引入工具变量的系统广义矩估计方法来处理动态面板数据的估计问题。选择系统 GMM 方法的依据在于其能够有效地处理动态面板模型中固有的内生性问题。为了确保该方法的适用性，我们必须首先验证模型中扰动项的自相关性以及工具变量的过度识别问题。为此，本研究依次进行了序列相关性(AR)检验和 Sargan 检验，以确保所采用模型的合理性和有效性。在进行回归分析时，本文采取了逐步引入控制变量的策略，这不仅有助于我们检验模型结果的稳健性，也使得我们能够细致观察每个控制变量对核心估计结果的潜在影响。本文利用 stata16.0 对模型进行面板回归，回归结果如表 3 所示，表中第(1)~(8)列为逐步加入控制变量的回归结果。

从表 3 中第 1 列可以看出，在不加入控制变量的情况下，产业结构升级对城镇居民消费水平的面板回归结果。从回归结果可以看出：产业结构升级能够对城镇居民消费水平产生推动作用，并且效果显著。在陆续加入控制变量后，回归结果如 2-8 列所示：1) 产业结构升级对城镇居民消费水平的影响系数均为正，并且均在 1% 的条件下显著。说明产业结构升级能在一定程度上促进城镇居民消费水平的提升。2) 随着引入控制变量的数目增加，产业结构升级的显著性并未发生改变，仅仅只有影响系数的下降，但是下降程度有限。更加佐证了产业结构升级能够促进城镇居民消费水平。3) 从模型的结果还可以发现，对外开放水平对城镇居民消费的影响表现的并不显著。一般认为，对外开放水平一方面能够促进技术进步而促进居民消费，另一方面能够增大使得劳动需求弹性和收入差距增大而负向影响城镇居民消费。但是本文实证结果发现，对外开放水平对于城镇居民消费水平的影响并不显著，造成这样的原因可能是本文选取的样本为六大城市群，其对外开放程度相对于其他城市本身就较高，并且本文研究的是城镇居民消费水平，相对于全体平均居民消费水平，城镇居民因为其消费水平本身较高，因此受对外开放水平的影响较小。4) 从列 8 的结果来看，产业结构升级指标每提升一个百分点，会促进城镇居民消费水平提升 0.083 个百分点。对于其他控制变量来说，除去对外开放水平表现出非显著性外，其他 6 个控制变量对城镇居民消费均表现出不同程度的正向促进作用，且效果显著。

3.4.3. 稳健性检验

(1) 改变模型设定

考虑到模型中产业结构升级与城镇居民消费可能存在双向因果关系，因此本文将产业结构升级指标

Table 3. Regression results of system GMM estimation method
表 3. 系统 GMM 估计方法回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
l.Incon _{it}	0.971*** (1705.873)	0.647*** (100.767)	0.664*** (97.834)	0.642*** (74.011)	0.653*** (83.062)	0.584*** (76.514)	0.589*** (75.332)	0.596*** (76.537)
Industrial	1.498*** (7.57)	0.146*** (4.72)	0.112*** (4.14)	0.111*** (4.18)	0.106*** (4.07)	0.105*** (4.01)	0.076*** (2.99)	0.083*** (3.15)
lnEco		0.747*** (65.60)	0.709*** (67.03)	0.709*** (67.28)	0.701*** (62.53)	0.700*** (61.10)	0.555*** (32.88)	0.529*** (24.98)
lnpers			0.394*** (8.23)	0.396*** (8.38)	0.361*** (7.35)	0.359*** (7.35)	0.238*** (5.25)	0.228*** (4.89)
open				0.012 (0.38)	-0.038 (-1.25)	-0.035 (-1.15)	-0.176 (-0.67)	-0.010 (-0.38)
public					0.530*** (3.01)	0.519*** (2.93)	0.396*** (2.66)	0.362** (2.50)
fd						0.063** (1.55)	0.051 (1.47)	0.06* (1.69)
Indoc							0.323*** (9.37)	0.300*** (8.75)
lnedu								0.079*** (3.20)
常数项	9.529*** (2101.47)	1.772*** (14.92)	-0.052 (-0.19)	-0.24 (-8.19)	0.1972 (0.71)	0.177 (0.62)	-0.752** (-2.47)	-0.853*** (-2.65)
Sargan	0.253	0.264	0.235	0.231	0.241	0.213	0.197	0.226
AR(1)	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
AR(2)	0.127	0.253	0.210	0.380	0.166	0.379	0.377	0.358
N	2166	2166	2166	2166	2166	2166	2166	2166

注：*、**以及***分别表示在 10%、5%以及 1%的显著水平，括号内为 t 值。

的滞后一期作为工具变量纳入模型 4.4 中重新进行回归。滞后一期的产业结构升级水平不受当期冲击的影响，与误差项无关，因此能够在一定程度上缓解由于产业结构升级与城镇居民消费水平的双向因果关系而导致的内生性问题。

将上述考虑因素均纳入模型，根据本文的基准面板回归方程的形式，得到了最终的二阶段最小二乘模型：

$$industrial_{it} = \beta_0 + \beta_1 industrial_{it-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{it} + u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 使用 bootstrap 重抽样

通过 bootstrap 从原始样本中有放回的抽取大量自助样本，捕捉样本的复杂性，估计模型的可靠性。结果如表 4 第 2 列所示。

从表 4 的第 1 列可以看出，用产业结构升级的滞后一期作为工具变量进行回归，所得结果依然显著，并且 Wald F 检验统计量为 365.94，排除了工具变量若识别问题，并保持着正向的作用关系。核心解释变量这一系数虽在数值上略有变动，但这种细微的变化并不影响我们对结果稳健性的判断。进一步地，从表 4 的第 2 列可以看出，采用了自助法(bootstrap)重抽样技术后，产业结构升级对城镇居民消费水平的正

面影响依旧得到了显著的统计支持。即便系数的幅度虽有所调整，但这种变化仅是量上的微调，并未改变其正向影响的本质。这再一次印证了我们回归结果的稳健性。通过这两种不同的稳健性检验实验结果均显示出一致性。

Table 4. Robustness test
表 4. 稳健性检验

	稳健性检验 1	稳健性检验 2
L.Incon		0.914*** (76.57)
industrial	3.725*** (3.54)	0.046*** (5.06)
控制变量	控制	控制
常数项	3.886*** (7.95)	0.420*** (10.15)
N	2166	2166
R ²	0.840	
Wald F	364.94	
Sargan		$\chi^2=3.72$ P=0.881
AR(1)		Z=-8.08 P<0.001
AR(2)		Z=-1.62 P=0.112

注：*、**以及***分别表示在 10%、5%以及 1%的显著水平，括号内为 t 值。

3.4.4. 异质性分析

通过面板回归模型，得到关于各解释变量对于被解释变量的影响。其中，重点关注的是产业结构对消费水平的影响，同时还有作为虚拟变量的城市群因素在此模型下对于城镇居民消费水平的作用。本文在前文已对各变量的平稳性进行检验，故不再赘述，接下来对模型进行选择。

Table 5. Model selection results
表 5. 模型选择结果

F 检验	LM 检验	hausman 检验	模型选择
38.97 (<0.0001)	27,625.59 (<0.0001)	4.02 (0.453)	随机效应

从表 5 中可以看出，模型选择为随机效应模型。基于此结果，设定如下模型：

$$\ln con_{it} = \beta_0 + \beta_1 industrial_{it} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} x_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中： i 和 t 分布代表城市和时间， $\ln con$ 为城镇居民消费水平(取对数)， $industrial$ 代表产业结构， x_i 代表控制变量，包括 CC1、CC2、CC3、CC4、CC5、CC6 这六个虚拟变量， v_i 代表随机变量数值， ε_{it} 代表随机误差数值， β_0 是常数项， β_1 和 β_{2i} 为回归系数。

本文利用 stata16.0 所得到的模型结果如表 6 所示。

Table 6. Empirical results of heterogeneity
表 6. 异质性实证结果

变量名称	
industrial	0.132*** (4.76)
city_cluster1	0.225*** (3.72)
city_cluster2	0.120*** (2.32)
city_cluster3	0.067*** (1.81)
city_cluster4	0.262*** (5.11)
city_cluster5	0.352*** (6.57)
city_cluster6	0.186*** (3.62)
lnEco	0.604*** (58.67)
lnpers	-0.070*** (-2.84)
open	-0.022* (-1.87)
public	-0.043 (-0.39)
fd	0.042*** (2.7)
lndoc	0.260*** (12.76)
lnedu	0.074*** (6.67)
_cons	0.939*** (8.35)
N	2166
R ²	0.681

注：*、**以及***分别表示在 10%、5%以及 1%的显著水平，括号内为 t 值。

从上表的结果可以看出：(1) 模型估计得出产业结构高级化对城镇居民消费水平的影响系数为 0.1318，说明产业结构升级能够促进城镇居民消费水平的提升。除了说明核心解释变量的影响外，值得注意的是公共服务支出，对外开放程度以及城市就业人口数均对城镇居民消费产生负向影响。(2) 虚拟变量的估计系数可以反映各城市群在模型中对于城镇居民消费水平所产生的影响。面板回归方程的估计结果表明，对于城镇居民消费水平而言，六个城市群对于消费水平的影响均为正向影响且显著。其中，成渝城市群的影响系数最大，为 0.3519。京津冀影响系数最小，仅为 0.0665。造成这种差异的原因可能是由于京津冀城市群产业结构已经成熟，因此依靠产业结构升级促进居民消费来到拐点。而成渝城市群产业结构日趋完善，产业发展迅速不断促进城镇居民消费。

4. 结论与政策建议

4.1. 结论

本文研究得出的主要结论如下：

首先，采用加入工具变量的系统 GMM 估计方法，证实了产业结构升级对城镇居民消费水平具有显著的正向影响。在控制变量中，对外开放水平对城镇居民消费水平的影响不显著。

其次，在对产业结构升级对城镇居民消费水平影响的区域异质性分析中将各个城市群作为虚拟变量纳入回归模型中，从城市群虚拟变量的估计系数可以看出对于城镇居民消费水平而言，京津冀城市群对于城镇居民消费水平的影响较弱，而成渝城市群京津冀城市群对于城镇居民消费水平的影响较强。也就是说，成渝城市群对于产业结构升级提升居民消费水平更为明显。

通过这些发现，本研究为理解城镇化进程中产业结构升级与城镇居民消费之间的复杂关系提供了新的视角，并为制定促进消费和产业升级的政策提供了实证依据。

4.2. 对策建议

根据上述结论，本文提出如下建议：

(1) 城市群因地制宜，抓住重心促进消费。

在城市群发展过程中，促进产业繁荣需采取多维度策略。首要任务是深刻理解各地资源的独特性和竞争优势，依此培育具有地域特色的产业，规避同质化竞争的陷阱。对于珠三角、长三角和中原等城市群，尽管其产业结构升级对居民消费水平的直接影响尚不显著，但已有研究表明，产业结构升级显著优化了居民消费结构。基于此，这些城市群应加速产业现代化，担当科技创新的先锋。相较之下，京津冀和成渝城市群的产业结构升级直接推动了消费水平的提升。因此，这两个城市群应专注于产业结构的升级，特别是第三产业和新兴产业的发展，以此作为提升城镇居民消费水平的新引擎。

(2) 强调供给侧改革，推动产业结构升级。

通过精减无效供给、培育新兴产业，改革致力于降低企业成本、提升产能利用率、优化供求结构。在重工业等关键领域推动产业转型升级、促进就业和消费需求显得尤为迫切。现代科技的应用将为传统工业注入新活力，推动其向现代化转型。

参考文献

- [1] 孙爱军. 中国城乡居民消费差距的现状及其影响因素分析——基于 1996-2009 年省际面板数据的实证研究[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2013, 28(2): 103-111.
- [2] 刘东皇, 李自琼. 我国农村消费结构与产业结构互动效应的区域测算[J]. 统计与决策, 2015(24): 62-65.
- [3] 孙早, 许薛璐. 产业创新与消费升级: 基于供给侧结构性改革视角的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018(7): 98-116.
- [4] 王梦丹, 付云鹏, 刘俏含. 河北省城镇化、产业结构对城镇居民消费支出的影响[J]. 河北科技师范学院学报, 2018, 32(1): 76-80.
- [5] 董佳. 产业结构变化对城乡服务消费发展的影响[J]. 商业经济研究, 2020(23): 178-181.
- [6] 肖必燕. 产业结构变迁影响居民消费升级的省际面板数据检验[J]. 商业经济研究, 2020(8): 62-65.
- [7] Wang, L. and Huang, L. (2021) Effect of Chinese Industrial Structure Upgrading on Household Consumption Structure: Evidence from CHIP Data. *Journal of Physics: Conference Series*, **1941**, Article 012015. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/1941/1/012015>
- [8] 谢汝宗, 杨明婉, 白福臣. 数字普惠金融、居民消费与产业结构升级——基于广东省地级面板数据的 PVAR 动态分析[J]. 调研世界, 2022(2): 59-70.

-
- [9] 崔寅. 我国产业结构优化与居民消费升级的关系探究[J]. 商业经济研究, 2024(5): 171-175.
- [10] 林勇, 杨刚强. 城乡居民消费结构升级与城镇化、产业结构升级关联研究[J]. 经济研究参考, 2019(11): 59-67, 92.
- [11] 丁忠民, 姜上湖. 重庆市产业结构、城镇化对城镇居民消费结构的影响——基于 VAR 模型的实证分析[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2016, 42(5): 54-60, 190.
- [12] 刘艺容. 中国城市化水平与消费增长的实证分析[J]. 湖南社会科学, 2008(2): 99-103.
- [13] 易行健, 周利, 张浩. 城镇化为何没有推动居民消费倾向的提升?——基于半城镇化率视角的解释[J]. 经济学动态, 2020(8): 119-130.
- [14] 秦佳平. 城市化与城镇居民人均可支配收入关系的实证分析——以呼和浩特市为例[J]. 内蒙古科技与经济, 2015(13): 50, 52.
- [15] 陆惠君. 人口老龄化与人力资本提升对居民消费升级的对冲效应[J]. 商业经济研究, 2021(21): 44-48.