

# 城乡居民消费结构转型升级:趋同特征与演化路径

唐升<sup>1</sup>,孙皓<sup>2</sup>

(1. 宁波大学 商学院,浙江 宁波 315000;2. 北京邮电大学 经济管理学院,北京 100876)

**摘要:**居民消费结构升级是消费需求持续扩大和经济高质量发展的重要驱动力。本文基于1981—2018年城乡居民8大类消费支出数据,构建与应用非线性MS(M)-AR(p)模型对城乡居民消费结构的非线性趋同演化特征与路径进行研究。研究结果表明,我国城乡居民总体消费结构和具体支出的趋同演化过程中包含3种非线性趋同演化路径,交通通信、医疗保健等高层次消费项目对城乡居民消费结构趋同的贡献逐渐强化,居民消费倾向、收入水平等因素对趋同性形成具有重要影响。需要通过提高缩小居民收入差距等途径促进城乡居民消费结构的升级与趋同,激发消费市场潜力,发挥消费对居民生活 and 经济增长质量提升的作用。

**关键词:**居民消费结构;转型升级;趋同特征;演化路径;MS(M)-AR(p)模型

**中图分类号:**F126.1      **文献标识码:**A      **文章编号:**1005-0566(2022)03-0141-13

## Transformation and Upgrading of Consumption Structure of Urban and Rural Residents: Convergence Characteristics and Evolution Path

TANG Sheng<sup>1</sup>, SUN Hao<sup>2</sup>

(1. Business School of Ningbo University, Ningbo 315000, China;

2. School of Economics and Management, Beijing University of Post and Telecommunication, Beijing 100876, China)

**Abstract:** The upgrading of residents' consumption structure is an important driving force for the continuous expansion of consumption demand and high-quality economic development. Based on the eight categories of consumption expenditure data of urban and rural residents from 1981 to 2018, this paper constructs and applies the nonlinear MS(m)-AR(p) model to study the nonlinear convergence evolution characteristics and path of consumption structure of urban and rural residents. The results show that the convergence evolution process of the overall consumption structure and specific expenditure of urban and rural residents includes three nonlinear convergence evolution paths. The contribution of high-level consumption projects such as transportation, communication and medical care to the convergence of consumption structure of urban and rural residents is gradually strengthened, and factors such as residents' consumption tendency and income level have an important impact on the formation of convergence. We need to promote the upgrading and convergence of the consumption structure of urban and rural residents by improving and narrowing the income gap, stimulate the potential of the consumption market, and give full play to the role of consumption in improving the quality of residents' life and economic growth.

**Key words:** residents' consumption structure; transformation and upgrading; convergence characteristics; evolution path; MS(m)-AR(p) model

收稿日期:2021-07-25      修回日期:2022-02-20

**基金项目:**北京市哲学社会科学规划项目“环境约束下北京市经济增长要素配置效率与优化方案研究”(16YJC056);浙江省自然科学基金项目“浙江民间金融安全与民营经济发展交叉冲击研究”(LY19G030010)。

**作者简介:**唐升(1985—),男,安徽芜湖人,宁波大学商学院讲师,博士,研究方向为数量经济与宏观政策调控。通信作者:孙皓。

深入实施扩大内需战略,增强消费对经济发展的基础性作用,是构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局的重要战略选择。<sup>①</sup>我国居民消费需求正在从数量主导向质量主导转变,并逐渐向精细化和高端化方向发展,居民消费结构逐渐转向医疗、保健、教育、体育、文化和环保等服务型的各种消费形式<sup>[1]</sup>。居民消费结构的深刻转型升级成为消费需求持续扩大和经济高质量发展的重要内在动力。特别是,在我国消费持续增长的过程中,农村消费市场潜力得到极大释放,农村消费规模不断扩大,各项消费支出增长迅速,城乡消费市场差距不断缩小。2021 年,农村居民人均消费支出和可支配收入分别增长 15.3% 和 9.7%,分别高于城镇居民 4.2 个百分点和 2.6 个百分点。<sup>②</sup>随着乡村振兴战略的实施,农村迎来新的发展机遇。城乡差距不断缩小、城乡一体化持续推进,将充分激发消费潜力<sup>[2]</sup>。在城乡一体化发展背景下,城乡居民消费升级的趋势性特征、形成机理、经济效应等问题也成为亟待探索的重要问题。

在经济一体化发展环境中,个体单位之间的资源流动与政策借鉴具有更强的可行性,经济趋同(convergence)也成为个恰当的经济问题分析视角<sup>[3]</sup>。经济趋同通常指相对贫困国家(或地区)比相对富裕国家(或地区)的发展速度更快,并且引致两者之间的差距减小,即趋同是不同国家(或地区)彼此相似的过程<sup>[4]</sup>。如欧盟一体化过程中,新成员国加入欧盟后,经济结构发生深刻变化,国内生产总值(GDP)、相对物价水平和家庭最终消费支出等均向原有欧盟国家趋同,并且经济趋同提升了新成员国的社会凝聚力和福祉等<sup>[5-7]</sup>。技术进步、贸易开放度、外商直接投资以及经济一体化政策等对国家间的经济趋同具有推动作用<sup>[8]</sup>。消费结构升级和生产结构优化是经济长期增长的驱动源泉,体现了一国经济发展的质量和潜力<sup>[9]</sup>。在经济趋同发展的过程中,国家(或

地区)间的居民消费支出结构的动态演化也可能具有趋同性<sup>[3]</sup>。从经济趋同的内涵出发,居民消费支出结构的趋同可以描述为,在消费总量增长的同时,不同国家(或地区)的居民消费支出结构(各种消费支出比重)趋于相似的过程。同时,这种趋同过程不仅是居民消费结构相似的过程,还是消费结构层次不断升级、消费模式可持续性不断提高的过程<sup>[4]</sup>。

在经济运行过程中,各种宏观经济变量相互之间可能存在着协同变化和非线性关联<sup>[10]</sup>。如果经济环境、经济体制等因素发生变化,经济增长、收入差距和人口结构等居民消费需求影响变量的作用机制与效果可能会出现结构性转变,对居民消费需求形成非线性冲击,表现为消费结构的非线性演化,国家(或地区)彼此间的居民消费结构趋同路径也可能具有非线性特征。目前,国内学者基于非线性视角对我国居民消费结构理论探讨与实证研究相对较少,对居民消费结构演化特征及政策含义的揭示还存在进一步丰富空间。因此,从非线性视角切入,对我国城乡居民消费结构的趋同演化特征与路径进行研究,不仅有助于丰富和深化中国特色消费理论,可以为后续相关理论和实证研究提供有益启发,而且可以为新发展阶段扩大消费需求的政策设计提供科学参考。

### 一、文献回顾

经济趋同可以从 $\beta$ 趋同和 $\sigma$ 趋同角度进行界定与度量。 $\beta$ 趋同可以描述为经济水平较低的地区比经济较发达地区具有更高的增长速度, $\sigma$ 趋同可以描述为不同地区之间收入或者消费的标准差随着时间推移会逐渐减少<sup>[11]</sup>。国外学者主要是从居民消费结构演化的 $\beta$ 趋同和 $\sigma$ 趋同的理论角度出发,构建各种经济模型或者统计指标进行实证研究,并且提供了相关经验证据。主要研究内容大致包括以下 3 个方面:一是居民消费支出结构趋同机制研究。如 Cahlik 等(2005)<sup>[12]</sup>根据后凯恩

<sup>①</sup> 《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》,十三届全国人大四次会议通过,2021 年 3 月 11 日。

<sup>②</sup> 数据来源于国家统计局网站。

斯主义消费理论构建消费结构趋同理论模型,并且进行仿真实验研究,认为趋同性是居民消费结构演进的重要特征,由社会和心理所决定的消费行为动机是解释趋同性的关键性要素,但是税收等政策调控可能影响趋同的速度;Lyons 等(2009)<sup>[13]</sup>利用基于 AIDS 模型的面板数据模型进行研究,发现爱尔兰在 1995—2003 年间从类似于葡萄牙或希腊的“低收入”模式转变为类似于加拿大的“高收入”模式,但是其消费结构升级存在滞后性。二是整体居民消费支出结构趋同性评价研究。如 Liobikiene 等(2012)<sup>[14]</sup>、Liobikiene 等(2013)<sup>[3]</sup>利用 X-convergence 指数、变异系数、消费弹性模型等方法进行研究,发现 1995—2007 年,捷克、爱沙尼亚、立陶宛和斯洛文尼亚居民消费结构向原有欧盟 15 国的趋同性相对较强,拉脱维亚和波兰的趋同性相对较弱,高层次支出(娱乐和文化、杂项商品和服务、教育)的趋同性相对更大;Inga 等(2014)<sup>[7]</sup>研究表明,2000—2007 年间,欧盟新成员国与原有国家的主要消费和生产指标正在趋同,大多数中欧和东欧国家的经济发展水平有所提升;Utzig(2017)<sup>[4]</sup>研究发现 2006—2015 年间波兰城乡居民消费结构具有趋同性,农村家庭对高层次消费支出(如餐饮酒店、休闲和文化等)增长快于城市家庭是趋同性出现的重要原因。三是单类别消费支出趋同性评价研究。如 Elsner 等(1998)<sup>[15]</sup>利用消费相似指数(Consumption Similarity Index)、面板数据模型等方法进行研究,发现中欧和东欧国家与欧盟 15 国食品消费水平和结构存在趋同性,物价和收入是食品消费趋同的主要决定因素;Holmes 等(2017)<sup>[16]</sup>构建了饮料消费强度指数(Beverage Consumption Intensity Index)、酒精消费组合相似性指数(Alcohol Consumption Mix Similarity Index)等统计指标并进行实证研究,发现 1961—2014 年,全球大多数国家酒精消费总量和每种饮料在总消费量中所占份额的变化系数大幅下降,北美和东欧的 3 个饮料消费量强度指数都趋于统一,而西欧与非洲、中东则有所不同。

相比居民消费支出结构,国内学者更加侧重于对居民消费水平趋同性的研究。如金晓彤等<sup>[17]</sup>

利用门限自回归模型等方法进行研究,认为我国农村居民人均消费具有东部与中部部分趋同以及东部与中部趋同的特征;金晓彤等<sup>[18]</sup>利用门限自回归模型等方法进行研究,认为我国城镇居民的收入差异会引起消费差异,并且两者在区域层面具有扩大趋势;魏晓敏等(2018)<sup>[19]</sup>利用 Dagum 基尼系数、空间计量模型等方法进行研究,发现我国东部地区网络消费存在  $\sigma$  趋同特征,中部和西部地区不具有  $\sigma$  趋同特征。

随着我国城乡一体化的持续推进,国内学者也从不同维度对我国城乡居民消费进行比较研究。有学者对城乡居民消费的变化趋势进行研究。如周建等(2009)<sup>[20]</sup>基于均值漂移的 Gibbs 抽样的结构转变诊断方法进行研究,认为我国城镇居民消费行为可以“示范性”影响农村居民消费行为,城乡居民消费具有联动机制;李国正等(2017)<sup>[21]</sup>利用泰尔指数等方法进行研究,表明城乡居民人均消费绝对差距逐年增大,相对差距虽逐年减少。还有学者对城乡居民消费差异的影响因素进行了研究。如韩立岩等(2012)<sup>[22]</sup>利用面板数据模型进行研究,认为我国居民收入差距与消费之间具有较为明显的负相关性并且存在城乡差异;李江一等(2016)<sup>[23]</sup>通过比较研究,认为我国城乡居民收入差距对居民消费结构升级的影响具有显著差异。

我国经济政策或经济形势改变会引起城乡居民消费需求变化的结构性转变,呈现非线性特征<sup>[24-25]</sup>。传统计量模型存在线性约束等方面的局限性,Hamilton(1989)<sup>[26]</sup>、Tiao 等(1994)<sup>[27]</sup>、Terasvirta(1999)<sup>[28]</sup>以及 Leamer 等(2003)<sup>[29]</sup>提出了各种非线性模型研究经济时间序列的非线性特征,并且在实践运用中取得了较好效果。Markov 区制转移模型是目前学术界广为认可、较为可靠的研究方法<sup>[30]</sup>。因此,在借鉴国内外学者研究成果的基础上,根据  $\sigma$  趋同的理论内涵,尝试构建非线性的 Markov 区制转移自回归模型,即 MS(M) - AR(p) 模型,识别与检验我国城乡居民消费支出结构的非线性趋同演化路径与特征,以期得到有价值的研究结论。本文第二部分构建城乡居民消费结构非线性趋同演化的 MS(M) - AR(p) 模型;

第三部分实证分析城乡居民消费结构的非线性演化过程;第四部分为研究结论与启示。

## 二、非线性 MS-AR 模型构建

城乡居民消费结构的  $\sigma$  趋同性主要表现为城乡居民整体消费结构及各项消费支出比重相似性的增强,可以利用 Bray-Curtis 指数对其进行度量与分析<sup>[4]</sup>。Bray-Curtis 指数的计算公式为:

$$BC_t = 1 - \frac{\sum_{n=1}^N |w_{n,t}^r - w_{n,t}^u|}{\sum_{n=1}^N |w_{n,t}^r + w_{n,t}^u|} \quad (1)$$

其中,  $w_{n,t}^r$  和  $w_{n,t}^u$  ( $n = 1, \dots, N$ ) 分别为农村和城镇居民消费结构的结构性因子,即各项消费支出比重。 $N$  为结构性因子数目,即消费支出项目数。 $BC_t$  为 Bray-Curtis 指数值,  $BC_t$  的取值范围在 0 和 1 之间。 $BC_t$  值越接近于 1, 表示城乡居民消费结构相似性越强;  $BC_t$  值越接近于 0, 表示城乡居民消费结构相似性越弱。进而,利用公式(2)可以度量城乡消费结构的  $\sigma$  趋同性:

$$\Delta BC_t = BC_t - BC_{t-1} \quad (2)$$

其中,  $\Delta BC_t$  衡量了城乡居民消费结构相似性的变化。如果  $\Delta BC_t > 0$ , 则城乡居民消费结构的相似性增强,即具有  $\sigma$  趋同性;如果  $\Delta BC_t < 0$ , 则城乡居民消费结构的相似性减弱,即具有  $\sigma$  趋异性。 $\Delta BC_t$  的数值大小衡量了  $\sigma$  趋同性或者趋异性的强弱。在具体分析时,用  $TBC_t$  表示城乡居民总体消费结构的  $\Delta BC_t$ , 用  $IBC_{n,t}$  表示具体消费支出的  $\Delta BC_t$ 。图 1 为城乡居民消费结构趋同或者趋异演化的逻辑图。

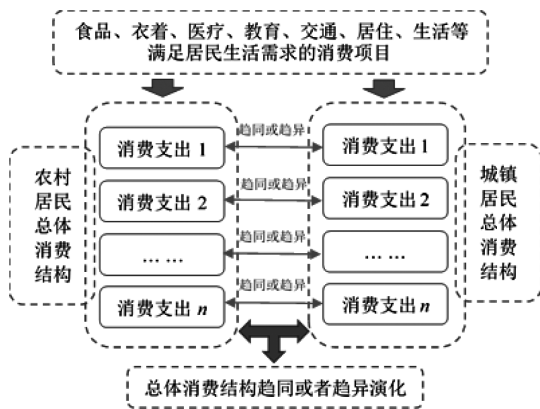


图 1 城乡居民消费结构的趋同或者趋异演化逻辑

进而,可以构建  $TBC_t$  和  $IBC_{n,t}$  的  $MS(M) - AR(p)$  模型刻画我国城乡居民消费结构  $\sigma$  趋同性的非线性变化过程。构建  $MS(M) - AR(p)$  模型的基础是具有截距项的线性  $p$  阶自回归 (AR) 模型,其基本形式为:

$$y_t = \nu + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (3)$$

其中,  $y_t$  为度量城乡居民消费结构相对变化变量的时间序列 ( $TBC_t$  和  $IBC_{n,t}$ ),  $t = 1, \dots, T$ ,  $\nu$  为截距项。在式(3)中,假设时间序列  $y_t$  具有平稳性特征,并且误差项  $u_t$  服从正态分布,即  $u_t \sim NID(0, \sigma^2)$ 。

如果式(3)满足平稳性条件,将其两端取数学期望可以将  $y_t$  的均值表示为:

$$\hat{\sigma} = \nu / (1 - A_1 - A_2 - \dots - A_p) \quad (4)$$

在式(4)中,  $\hat{\sigma}$  衡量了  $y_t$  (度量城乡居民消费结构相对变化变量的时间序列  $TBC_t$  和  $IBC_{n,t}$ ) 的平均水平。结合  $TBC_t$  和  $IBC_{n,t}$  的定义,如果  $\hat{\sigma}$  为正值则城乡居民消费结构的整体变化具有趋同性,并且其绝对值越大趋同性越强;反之,如果  $\hat{\sigma}$  为负值,则城乡居民消费结构的整体变化不具有趋同性。本文将  $\hat{\sigma}$  描述为城乡居民消费结构趋同的趋同系数。

为了更加准确捕捉时间序列中存在的非线性特征,以式(3)为基础,可以进一步构建  $MS(M) - AR(p)$  模型<sup>[31]</sup>。 $MS(M) - AR(p)$  模型的参数依赖于区制状态为  $M$  的不可观测离散变量  $s_t$ , 其转移概率矩阵形式为:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \dots & p_{MM} \end{bmatrix} \quad (5)$$

其中,  $p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i)$ ,  $\sum_{j=1}^M p_{ij} = 1$ ,  $\dots, i, j \in \{1, \dots, M\}$ 。

以式(3)的线性  $AR(p)$  模型为基础,可以构建具有 4 种具有截距项的  $MS(M) - AR(p)$  模型。如果设定式(3)的截距项  $\nu$  具有区制转移性质,则可以构建  $MSI(M) - AR(p)$  模型:

$$y_t = \nu(s_t) + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (6)$$

其中,  $u_t \sim NID(0, \varepsilon^2)$ 。如果设定(3)式的截距项  $\nu$ 、自回归系数  $A_1, \dots, A_p$  具有区制转移性质, 则可以构建 MSIA(M) - AR(p) 模型:

$$y_t = \nu(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (7)$$

其中,  $u_t \sim NID(0, \varepsilon^2)$ 。如果设定式(3)的截距项  $\nu$ 、自回归系数  $A_1(s_t), \dots, A_p(s_t)$ 、误差项方差具有区制转移性质, 则可以构建 MSIAH(M) - AR(p) 模型:

$$y_t = \nu(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (8)$$

其中,  $u_t \sim NID(0, \varepsilon(s_t)^2)$ 。如果设定式(3)的截距项  $\nu$ 、误差项方差具有区制转移性质, 则可以构建 MSIH(M) - AR(p) 模型:

$$y_t = \nu(s_t) + A_1y_{t-1} + \dots + A_py_{t-p} + u_t \quad (9)$$

其中,  $u_t \sim NID(0, \varepsilon(s_t)^2)$ 。

当非线性 MS(M) - AR(p) 模型中  $M$  取值为 1 (即仅设定模型存在一种区制) 时, 模型转化为式(3)所表示的线性 AR(p) 模型。MS(M) - AR(p) 模型中的  $M$  不同取值可以从不同层面刻画城乡居民消费结构的演化路径。当  $M$  取值为 1 时(线性模型), 根据式(4), 利用模型计算得到的趋同系数  $\hat{\sigma}$  刻画了城乡居民消费结构在考察时期的平均趋同性特征。当取值为 2 时(双区制 MS - AR 模型), 利用模型计算得到两种区制下的趋同系数  $\hat{\sigma}(1)$  和  $\hat{\sigma}(2)$ , 则从进一步深入的非线性动态层面刻画了城乡居民消费结构平均趋同性特征的内在形成基础。因此, 可以通过将  $M$  取值为 1 和 2, 描述城乡居民消费结构演化的 4 种路径。

路径 1:  $M$  取值为 1 且  $\hat{\sigma}$  为正值,  $M$  取值为 2 且  $\hat{\sigma}(1)$  和  $\hat{\sigma}(2)$  值为一正一负, 即城乡居民消费结构具有单一区制层面的平均趋同性, 并且在双区制层面趋同动态路径可以划分为“趋同”和“趋异”两种区制。

路径 2:  $M$  取值为 1 且  $\hat{\sigma}$  为正值,  $M$  取值为 2 且  $\hat{\sigma}(1)$  和  $\hat{\sigma}(2)$  均为正值, 即城乡居民消费结构具有单一区制层面的平均趋同性, 并且在双区制层面趋同动态路径可以划分为两种“趋同”区制, 简化描述为“弱趋同”和“强趋同”区制。

路径 3:  $M$  取值为 1 且  $\hat{\sigma}$  为负值,  $M$  取值为 2 且  $\hat{\sigma}(1)$  和  $\hat{\sigma}(2)$  值为一正一负, 即城乡居民消费结构具有单一区制层面的平均趋异性, 并且在双区制层面趋异动态路径可以划分为“趋同”和“趋异”两种区制。

路径 4:  $M$  取值为 1 且  $\hat{\sigma}$  为负值,  $M$  取值为 2 且  $\hat{\sigma}(1)$  和  $\hat{\sigma}(2)$  均为负值, 即城乡居民消费结构具有单一区制层面的平均趋异性, 并且在双区制层面趋同动态路径可以划分为两种“趋异”区制, 简化描述为“弱趋异”和“强趋异”区制。

随着  $M$  取值的增大, MS(M) - AR(p) 模型对城乡居民消费结构演化路径的刻画情形将更加丰富。由于上述  $M$  取值为 1 和 2 时的 4 种路径情形可以识别城乡居民消费结构“非线性趋同”的主要特征, 因此主要以此作为实证研究的基础。

采用 Hamilton(1989)<sup>[26]</sup> 的期望最大化(EM)算法, 通过 OX 软件的 MSVAR 优化包实现对所构建不同形式 MS(M) - AR(p) 模型的估计。同一区制的持续期  $D(s_i)$  可以根据式(10)计算。

$$D(s_i) = \frac{1}{1 - p_{ii}} \quad (10)$$

### 三、实证研究

#### (一) 数据描述与模型估计

居民消费结构具有不同角度和标准下的内涵界定<sup>[32]</sup>。在进行实证研究时, 根据《中国统计年鉴》, 将城乡居民消费支出划分为 8 类, 即交通通信支出、生活用品及服务支出、居住支出、食品支出、医疗保健支出、衣着支出、教育娱乐文化支出和其他支出, 样本数据区间为 1981—2018 年。图 2 和图 3 分别为城乡居民消费结构(各项消费支出比重)的变化过程。

从图 2 和图 3 可以看出, 城乡居民消费结构随时间推移发生明显变化。城镇居民的食品、衣着和生活用品及服务支出的初始比重相对较高但下降相对较快, 交通通讯、居住和医疗保健支出呈相反方向变化, 比重增加较快。农村居民食品和衣着支出的初始比重相对较高但下降相对较快, 交通通讯、教育文化娱乐和医疗保健支出呈相反方向变化, 比重增加较快。恩格尔系数可以通过食品支出占总体消费支出的比重衡量, 是反映居民

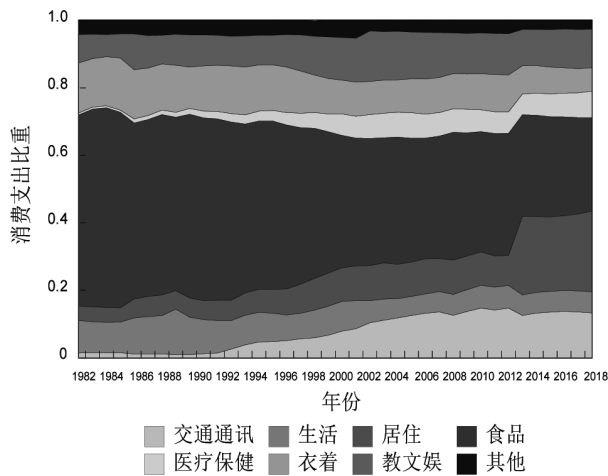


图2 城镇居民消费结构变化过程

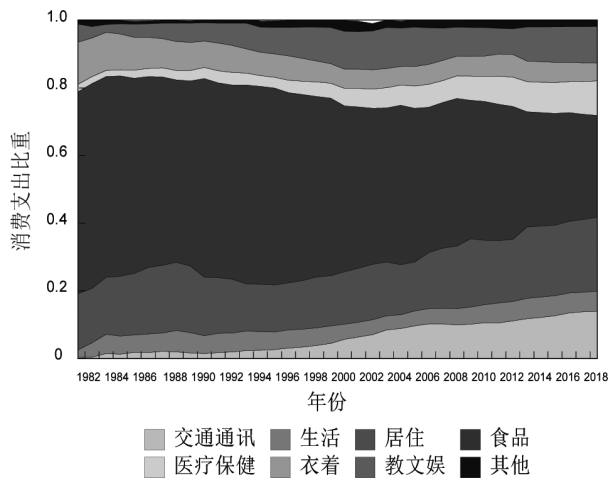


图3 农村居民消费结构变化过程

生活质量的重要指标之一。恩格尔系数越低,意味着居民生活质量相对更高。<sup>①</sup> 根据恩格尔系数所反映的居民生活质量标准,我国城乡居民恩格尔系数基本上呈现下降趋势,居民生活质量显著提升,经历了由贫困阶段向富裕阶段的转变,共同进入富裕阶段。在此过程中,随着收入水平增加,我国城乡居民消费水平不断提高,消费需求从对“量”的需求转向为对“质”的需求,发展型、享受型消费支出比重逐步增大,消费结构持续转型升级。城乡居民消费层次由食品、衣着支出等为代表的“温饱”消费方式向交通通讯、医疗保健等支出为代表的“富裕”消费方式逐渐转变。消费结构升级成为引领消费需求扩大和消费持续增长内在动力。

根据式(1)可以计算城乡居民总体消费结构和各项消费支出的  $BC_t$  指数。计算总体居民消费结构  $BC_t$  指数时,式(1)中的  $N$  取值为 8,  $w_{n,t}^r$  和  $w_{n,t}^u$  分别用农村和城镇居民 8 类消费支出比重度量;计算某一项消费支出的  $BC_t$  指数时,式(1)中的  $N$  取值为 1,  $w_{n,t}^r$  和  $w_{n,t}^u$  分别用农村和城镇居民该项消费支出比重度量。图 4 为城乡居民总体消费结构和各项消费支出的  $BC_t$  指数的计算结果。

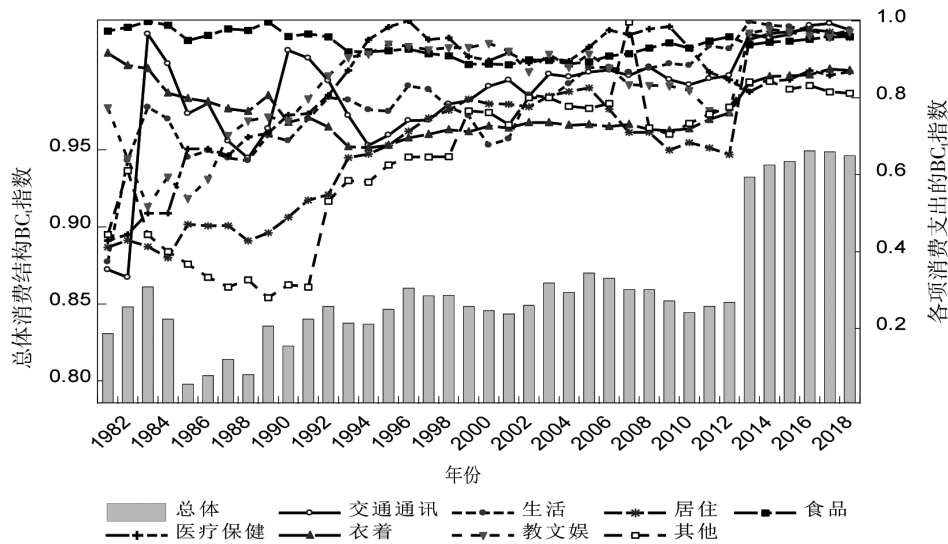


图4 城乡居民总体消费结构和各项消费支出的  $BC_t$  指数变化过程

① 根据联合国粮农组织提出的标准,恩格尔系数低于 30% 即为非常富裕,30% ~ 40% 即为富裕,40% ~ 50% 即为小康,50% ~ 59% 即为温饱,59% 以上即为绝对贫困。

从图4可以看出,城乡居民总体消费结构和各项消费支出  $BC_t$  指数随时间推移发生明显变化,基本上呈现升趋势,表明城乡居民消费结构的整体相似性和各项消费支出的相似性均逐渐增强。 $BC_t$  指数平均值较高的前3项消费支出依次为食品、教育文化娱乐和医疗保健支出,平均值分别为0.939、0.834和0.823。 $BC_t$  指数波动性较强的前3项消费支出依次为其他支出、医疗保健和居住, $BC_t$  指数标准差分别为0.196、0.183和0.156。各种消费支出相似性提升,推动了整体居民消费结构相似性提升。

基于  $BC_t$  指数,根据式(2)可以计算得到  $TBC_t$  和  $IBC_{n,t}$  序列,进而通过估计  $TBC_t$  和  $IBC_{n,t}$  序列的  $MS(M) - AR(p)$  模型识别与检验城乡居民消费结构的趋同演化路径。根据上文分析,估计  $MS(M) - AR(p)$  模型时, $M$  取制设定为1和2。为了更精确刻画消费结构的动态特征,估计模型时利用三次样条插值法将年度数据转换为季度数据。 $TBC_t$  和  $IBC_{n,t}$  的PP和ADF检验结果说明相关序列均为5%的显著性水平下的平稳序列。估计线

性  $AR(p)$  模型和双区制  $MS(2) - AR(p)$  模型时,对滞后阶数  $p$  为1至8的模型分别进行估计,并且根据AIC准则、对数似然值和参数显著性等选择模型的具体设定形式。表1为  $AR(p)$  模型和  $MS(2) - AR(p)$  模型的参数估计结果。

从表1可以看出,线性  $AR$  模型和双区制  $MS - AR$  模型的大部分参数估计结果显著,模型的总体效果较好,能够刻画城乡居民消费结构的趋同演化过程。如果经济时间序列具有结构性转变(如由于经济政策或者体制改变等原因引致)特征,那么线性  $AR(p)$  模型可能难以精确捕捉其中的非线性信息,模型的估计误差可能会增大、对数似然值可能会减小,非线性双区制  $MS - AR$  模型的效果相对更好。非线性双区制  $MS - AR$  模型的估计结果表明城乡居民消费结构的趋同性变化具有非线性特征,趋同性的存在与否、强度变化等特征指标随着时间推移呈现不同阶段性状态。结合线性  $AR$  模型和非线性双区制  $MS - AR$  模型的估计结果,可以对城乡居民消费结构趋同演化的动态特征与路径进行单一区制层面和双区制层面的深入展现。

表1 城乡居民消费结构的AR模型和双区制MS-AR模型参数估计结果

| 消费支出        | $v(1)$      | $v(2)$     | $A_1(1)$   | $A_2(1)$    | $A_1(2)$   | $A_2(2)$    |
|-------------|-------------|------------|------------|-------------|------------|-------------|
| 总体          | 0.0005 *    | ——         | 1.7523 *** | -0.9129 *** | ——         | ——          |
| $TBC_t$     | -0.0003 *** | 0.0018 *** | 1.6179 *** | -0.8097 *** | 1.7944 *** | -0.9558 **  |
| 食品          | -0.0001     | ——         | 1.7403 *** | -0.9291 *** | ——         | ——          |
| $IBC_{1,t}$ | -0.0033 *** | 0.0012 *** | 1.7395 *** | -1.0100 *** | 1.7617 *** | -1.0015 *** |
| 衣着          | -0.0002     | ——         | 1.7336 *** | -0.8799 *** | ——         | ——          |
| $IBC_{2,t}$ | -0.0073 *** | 0.0008 **  | 1.5857 *** | -0.8990 *** | 1.7862 *** | -0.8980 *** |
| 居住          | 0.0025 ***  | ——         | 1.7487 *** | -0.9152 *** | ——         | ——          |
| $IBC_{3,t}$ | 0.0005      | 0.0150 *** | 1.7368 *** | -0.8946 *** | ——         | ——          |
| 生活          | 0.0013 **   | ——         | 1.7418 *** | -0.8525 *** | ——         | ——          |
| $IBC_{4,t}$ | 0.0007 ***  | 0.0016 **  | 1.7309 *** | -0.8469 *** | ——         | ——          |
| 交通通讯        | 0.0015 *    | ——         | 1.7040 *** | -0.8670 *** | ——         | ——          |
| $IBC_{5,t}$ | 0.0011 **   | 0.0030     | 1.6669 *** | -0.8397 *** | ——         | ——          |
| 教文娱         | 0.0014 **   | ——         | 1.7411 *** | -0.8908 *** | ——         | ——          |
| $IBC_{6,t}$ | -0.0001     | 0.0034 **  | 1.7690 *** | -0.8337 *** | 1.6770 *** | -0.8847 *** |
| 医疗保健        | 0.0015 **   | ——         | 1.7504 *** | -0.8839 *** | ——         | ——          |
| $IBC_{7,t}$ | -0.0005     | 0.0147 *** | 1.7609 *** | -0.9106 *** | 1.7187 *** | -0.9941 *** |
| 其他          | 0.0020 *    | ——         | 1.6920 *** | -0.8928 *** | ——         | ——          |
| $IBC_{8,t}$ | -0.0059 *** | 0.0098 *** | 1.6590 *** | -0.9009 *** | ——         | ——          |

注:“\*\*\*”、“\*\*”和“\*”分别表示参数估计值在1%、5%和10%显著性水平下显著。下同。

(二)趋同性分区制度量

根据式(4)计算基于线性  $AR$  模型和非线性双区制  $MS - AR$  模型的趋同系数,识别城乡居民消费结构的不同类型趋同路径。表2为趋同系数计算结果与趋同路径识别结果。

从表2可以看出,城乡居民总体消费结构和不同消费支出的趋同系数和趋同路径呈现出明显的

趋同系数和趋同路径呈现出明显的差异性,既体现出城乡居民消费结构转型升级过程存在趋同性的基本特征,同时也体现出这种趋同是一个非线性的复杂动态过程。我国城乡居民总体消费结构和不同消费支出的趋同演化过程涵盖了上述4种趋同路径中的3种情形。

表 2 城乡居民消费结构的趋同系数与趋同路径

| 消费支出 | $\hat{\sigma}(1)$ | $\hat{\sigma}(2)$ | 路径 | 消费支出 | $\hat{\sigma}(1)$ | $\hat{\sigma}(2)$ | 路径 | 消费支出 | $\hat{\sigma}(1)$ | $\hat{\sigma}(2)$ | 路径 |
|------|-------------------|-------------------|----|------|-------------------|-------------------|----|------|-------------------|-------------------|----|
| 总体   | 0.0031            | ——                | 1  | 教文娱  | 0.0094            | ——                | 1  | 医疗保健 | 0.0112            | ——                | 1  |
|      | -0.0016           | 0.0112            |    |      | -0.0015           | 0.0156            |    |      | -0.0034           | 0.0534            |    |
| 其他   | 0.0100            | ——                | 1  | 交通通讯 | 0.0092            | ——                | 2  | 居住   | 0.0150            | ——                | 2  |
|      | -0.0244           | 0.0405            |    |      | 0.0064            | 0.0174            |    |      | 0.0032            | 0.0951            |    |
| 生活   | 0.0117            | ——                | 2  | 食品   | -0.0005           | ——                | 3  | 衣着   | -0.0012           | ——                | 3  |
|      | 0.0060            | 0.0138            |    |      | -0.0122           | 0.0050            |    |      | -0.0233           | 0.0072            |    |

注:表格中背景颜色由浅至深分别表示相应消费支出归属于路径 1、路径 2 和路径 3 情形,下同。

路径 1 情形包括总体消费结构、教育文化娱乐支出、医疗保健支出和其他支出。总体消费结构和各项具体消费支出的单一区制趋同系数均为正值,具有平均趋同性。各项具体消费支出的单一区制趋同系数均大于总体消费结构,平均趋同性强度相对更强,这些消费支出是城乡居民总体消费结构趋同的重要驱动原因。医疗保健支出的单一区制趋同系数最大,为 0.0112;教育文化娱乐支出的单一区制趋同系数最小,为 0.0094。两种区制下的趋同系数均为一正一负,可以将总体消费结构和各项消费支出趋同演化过程的两种区制描述为整体平均趋同下的“趋同区制”和“趋异区制”。医疗保健支出“趋同区制”中的趋同系数值最大,为 0.0534;其他支出“趋异区制”中的趋同系数绝对值最大,为 -0.0244。总体消费结构和各项具体消费支出在“趋同区制”中的趋同系数值均大于“趋异区制”中趋同系数绝对值,表明总体消费结构和这些消费支出处于趋同状态的变化强度更大,具有更强的趋同“倾向”,促使整体的平均趋同特征显现。

路径 2 情形包括交通通讯支出、居住支出和生活支出。这些消费支出的单一区制趋同系数均为正值,具有平均趋同性。居住支出的单区制趋同系数最大,为 0.0150,平均趋同性相对最强;交通通讯支出的单一区制趋同系数最小,为 0.0092,平均趋同性相对最弱。两种区制下的趋同系数均为正值,可以将各项消费支出趋同演化过程的两种区制描述为“弱趋同区制”和“强趋同区制”。居住支出具有最大“强趋同区制”趋同系数和最小的“弱趋同区制”趋同系数,分别为 0.0951 和 0.0032;交通通讯支出则相反,“强趋同区制”和“弱趋同区制”趋同系数分别为 0.0174 和 0.0064。双区制趋同的特

点说明这些消费支出的趋同速度可以划分为不同阶段和状态,并且与属于第 1 种路径情形中的消费支出相比,趋同“倾向”更强,对城乡居民总体消费结构的趋同具有关键性作用。

路径 3 情形,包括食品支出和衣着支出。这两项支出的单一区制趋同系数均为负值,分别为 -0.0005 和 -0.0012,表明两者具有平均趋异性,并且衣着支出的平均趋异性相对更强。两种区制下的趋同系数均为为一正一负,可以将这项支出趋同演化过程的两种区制描述为整体趋异下的“趋同区制”和“趋异区制”。衣着支出在“趋同区制”和“趋异区制”中趋同系数的绝对值均大于食品支出。这两项消费支出在“趋异区制”中趋同系数的绝对值均值均大于“趋同区制”中的趋同系数值,表明两者处于趋异状态的变化强度更大,并且具有更强的趋异“倾向”,促使整体的平均趋异特征显现。

### (三) 区制转移过程分析

根据双区制 MS-AR 模型估计结果可以得到 3 种路径情形中的双区制平滑概率。图 5 为城乡居民总体消费结构和各项消费支出处于区制 2(对应路径 1 的“趋同区制”,路径 2 的“强趋同区制”,路径 3 的“趋同区制”)的平滑概率。

两种区制的平滑概率刻画了两种区制状态在不同时间点出现的可能性信号。平滑概率的计算结果表明,两种区制状态在不同时间点具有明显的特征表现,能够反映城乡居民总体消费结构和各项消费支出趋同演化路径的双区制层面时间性节点。双区制中某一区制所涵盖的时间点越多,意味着该区制出现的时间越长,伴随着时间推移而发生作用的“时间维度”因素的作用可能越大。

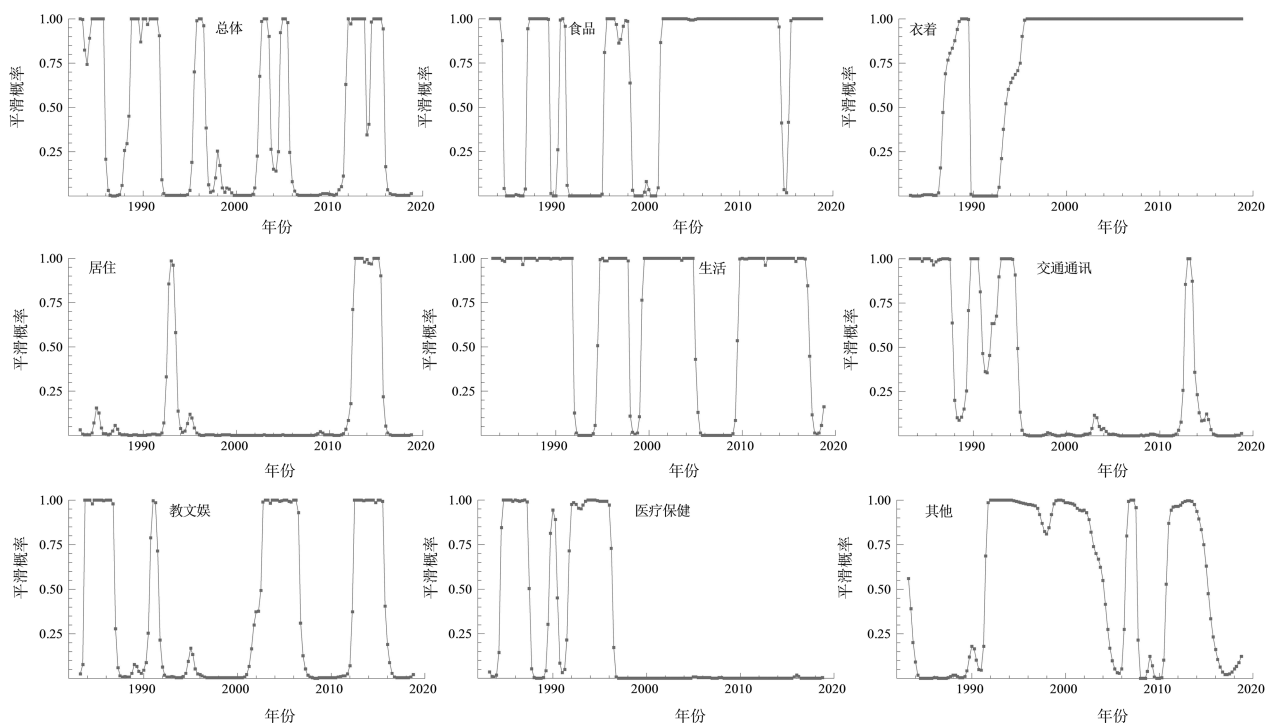


图5 双区制 MS-AR 模型的区制 2 平滑概率

属于路径1的总体消费结构、教育文化娱乐支出、医疗保健支出和其他支出,处于“趋异区制”的时间长于处于“趋同区制”的时间。如总体消费结构大体在1986—1988年、1992—1994年、1997—2001年、2004年、2006—2011年、2016—2018年处于“趋异区制”,累计21年时间;在1983—1985年、1989—1991年、1995—1996年、2002—2003年、2005年、2012—2013年和2014—2015年处于“趋同区制”,累计15年时间。总体消费结构和各项具体消费支出虽然处于“趋同区制”的时间相对较短,但是仍然具有整体的平均趋同性,表明与“时间维度”因素相比,“趋同区制”中趋同系数所体现“强度维度”因素对总体消费结构和各项具体消费支出趋同的影响相对更大。

属于路径2的各项消费支出,居住和交通通讯支出处于“弱趋同区制”的时间长于处于“强趋同区制”的时间,生活支出则相反,处于“强趋同区制”的时间相对较长。如交通通讯支出大体在1988年、1991年、1995—2012年和2014—2018年处于“弱趋同区制”,累计25年时间;大体在1983—1987年、1989—1990年、1992—1994年和2013年处于“强趋同区制”,累计11年时间。这些消费支出整体平均趋同性特征的形成受到“时间

维度”和“强度维度”因素的共同作用。

属于路径3的食品和衣着支出处于“趋同区制”区制的时间长于处于“趋异区制”的时间。如食品支出大体在1985—1986年、1990年、1991—1994年、1998—2000年和2014年处于“趋异区制”,累计11年时间;在1983—1984年、1987—1989年、1995—1997年、2001—2013年和2015—2018年处于“趋同区制”,累计25年时间。与路径1情形相反,这些消费支出虽然处于“趋异区制”的时间相对较短,但是仍然具有整体的平均趋异性,“强度维度”因素对各项体消费支出趋异的影响相对更大。

表3为双区制 MS-AR 模型的转移概率矩阵计算结果。从表3可以看出,城乡居民总体消费结构和各项消费支出在3种路径情形中的两种区制的自身转移概率均较高,达到0.88以上,高于区制间的转移概率。转移概率矩阵表明,3种路径情形中的两种区制划分具有均具有比较强的稳定性,城乡居民总体消费结构和各项消费支出的趋同演化路径具有明显的阶段性特征。总体消费结构和各项消费支出的自身转移概率越高,则其演化路径的阶段性约束则相对更强,不同阶段中的路径状态及形成基础差异也更加明显。

表 3 双区制 MS-AR 模型的转移概率矩阵

| 消费支出 | 转移概率矩阵                                                             | 消费支出 | 转移概率矩阵                                                             | 消费支出 | 转移概率矩阵                                                             |
|------|--------------------------------------------------------------------|------|--------------------------------------------------------------------|------|--------------------------------------------------------------------|
| 总体   | $\begin{bmatrix} 0.9212 & 0.0788 \\ 0.1333 & 0.8667 \end{bmatrix}$ | 教文娱  | $\begin{bmatrix} 0.9499 & 0.0501 \\ 0.0919 & 0.9081 \end{bmatrix}$ | 医疗保健 | $\begin{bmatrix} 0.9712 & 0.0288 \\ 0.0920 & 0.9080 \end{bmatrix}$ |
| 其他   | $\begin{bmatrix} 0.9363 & 0.0637 \\ 0.0640 & 0.9360 \end{bmatrix}$ | 交通通讯 | $\begin{bmatrix} 0.9681 & 0.0319 \\ 0.0936 & 0.9064 \end{bmatrix}$ | 居住   | $\begin{bmatrix} 0.9790 & 0.0210 \\ 0.1498 & 0.8502 \end{bmatrix}$ |
| 生活   | $\begin{bmatrix} 0.9117 & 0.0883 \\ 0.0401 & 0.9599 \end{bmatrix}$ | 食品   | $\begin{bmatrix} 0.8829 & 0.1171 \\ 0.0542 & 0.9458 \end{bmatrix}$ | 衣着   | $\begin{bmatrix} 0.9380 & 0.0620 \\ 0.0098 & 0.9902 \end{bmatrix}$ |

属于路径 1 的总体消费结构、教育文化娱乐支出、医疗保健支出和其他支出的“趋异区制”自身转移概率高于“趋同区制”，“趋异区制”向“趋同区制”的转移概率低于两区制间的反向转移概率。医疗保健支出“趋异区制”的自身转移概率最高，为 0.9712；其他支出“趋同区制”的自身转移概率最高，为 0.9360。总体消费结构由“趋异区制”向“趋同区制”的转移概率和两区制间的反向转移概率均最高，分别为 0.0788 和 0.1333。

属于路径 2 的各项消费支出，居住和交通通讯支出的“弱趋同区制”自身转移概率高于“强趋同区制”，生活支出则是“强趋同区制”的自身转移概率相对较高。居住和交通通讯支出“弱趋同区制”向“强趋同区制”的转移概率低于两区制间的反向转移概率，生活支出则情况相反。居住支出“弱趋同区制”的自身转移概率最高，为 0.9790；生活支出“强趋同区制”的自身转移概率最高，为 0.9599。生活支出“弱趋同区制”向“强趋同区制”的转移概率最高，为 0.0883；居住支出的反向转移概率最高，为 0.1498。

属于路径 3 的食品和衣着支出的“趋同区制”自身转移概率高于“趋异区制”，“趋同区制”向“趋异区制”的转移概率低于两区制间的反向转移

概率。衣着支出两种区制的自身转移概率高于食品支出，食品支出两种区制间的转移概率高于衣着支出。

表 4 为根据式(10)计算的双区制 MS-AR 模型区制持续期。两种区制的持续期是对区制平均持续性的量化度量，呈现了城乡居民消费结构和各项消费支出在 3 中路径下两种区制持续性和稳定性，区制持续期越长表明趋同路径处于该区制的“惯性”越强，能够引致路径转换的经济冲击强度也相对更大。从表 4 可以看出，城乡居民总体消费结构和各项消费支出在两种区制下的具体区制持续期同样具有明显差异。属于路径 1 的总体消费结构、教育文化娱乐支出、医疗保健支出和其他支出的“趋异区制”持续期均长于“趋同区制”。医疗保健支出“趋异区制”的持续期最长，其他消费支出则最短；其他支出“趋同区制”的持续期最长，总体消费结构则最短。属于路径 2 的各项消费支出，居住和交通通讯支出“弱趋同区制”的持续期均长于“强趋同区制”，生活支出则相反。居住支出“弱趋同区制”的持续期最长，生活支出则最短。生活支出“强趋同区制”的持续期最长，居住支出则最短。属于路径 3 的食品和衣着支出的“趋异区制”持续期均短于“趋同区制”。

表 4 双区制 MS-AR 模型的区制持续期

| 消费支出 | D(1)  | D(2)  | 消费支出 | D(1)  | D(2)  | 消费支出 | D(1)  | D(2)   |
|------|-------|-------|------|-------|-------|------|-------|--------|
| 总体   | 12.68 | 7.50  | 教文娱  | 19.97 | 10.88 | 医疗保健 | 34.75 | 10.86  |
| 其他   | 15.70 | 15.63 | 交通通讯 | 31.31 | 10.68 | 居住   | 47.63 | 6.67   |
| 生活   | 11.32 | 24.93 | 食品   | 8.54  | 18.44 | 衣着   | 16.13 | 102.26 |

(四) 区制转移影响因素分析

居民消费倾向、收入水平、经济政策和产业结构等是引起我国居民消费变化的重要因素，是我国居民消费的动态趋势与结构特征具有显著影响<sup>[33-36]</sup>。在现有研究的基础上，我们进一步对城

乡居民消费结构非线性趋同路径的成因进行检验与分析。基于城乡居民消费结构趋同性的区制划分结果，借鉴 Kauppi 等(2008)<sup>[37]</sup>的思路，本文构建动态 Probit 模型检验城乡居民消费结构趋同性变化的影响因素。模型的基本形式为：

$$\Pr(CR_t = 1) = \Phi(\pi_t) \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \pi_t = & \alpha + \sum_{l=0}^L \varphi_{l+1} CR_{t-l-1} + \sum_{g_1=0}^{G_1} \gamma_{g_1}^P ACP_{t-g_1} + \\ & \sum_{g_2=0}^{G_2} \gamma_{g_2}^C GPC_{t-g_2} + \sum_{g_3=0}^{G_3} \gamma_{g_3}^I TI_{t-g_3} + \sum_{g_4=0}^{G_4} \gamma_{g_4}^M MP_{t-g_4} + \\ & \sum_{g_5=0}^{G_5} \gamma_{g_5}^F FP_{t-g_5} \end{aligned} \quad (12)$$

其中,  $\Phi(\cdot)$  为标准正态分布的累计分布函数;  $CR_t$  为取值为 0 或 1 二值变量, 当城乡居民消费结构或单类别消费支出处于路径 1 的“趋同区制”、路径 2 的“强趋同区制”和路径 3 的“趋同区制”时, 设定  $CR_t$  为取值为 1;  $ACP_t$  为城乡居民消费倾向差异变量, 用城乡居民总体消费支出和各项消费支出占收入比重之差衡量;  $GPC_t$  为人均收入变量, 用人均 GDP 增长率衡量;  $MP_t$  为货币政策变量, 用 M0 增长率衡量;  $FP_t$  为财政政策变量, 用财政支出增长率衡量;  $TI_t$  为产业结构变量, 用第三产业增加值比重变化量衡量。 $\alpha$ 、 $\varphi_l$ 、 $\gamma_{g_1}^P$ 、 $\gamma_{g_2}^C$ 、 $\gamma_{g_3}^I$ 、 $\gamma_{g_4}^M$  和  $\gamma_{g_5}^F$  为参数。利用极大似然方法估计模型, 并且根据对数似然值、参数显著性等确定模型的具体形式。表 5 为模型的估计结果。

从表 5 可以看出, 不同模型的总体效果较好, 说明城乡居民消费结构趋同性的区制转移过程体现了各影响因素及效应的阶段性变化。除了居住支出模型外,  $ACP_t$  的系数均显著, 说明城乡居民消费倾向差距变化是消费结构趋同性变化的重要影响因素。消费倾向变化能够体现出居民由社会环境和心理偏好所决定的消费行为动机转变<sup>[11]</sup>。城

乡居民对于高层次消费品的消费倾向逐步增强, 居民消费需求趋于多样化和高端化, 推动了消费结构持续转型升级。自 2012 年以来, 我国农村居民平均消费倾向持续高于城镇居民, 体现了农村居民消费潜力具有更强的提高空间, 城乡居民消费结构趋同具有持续的动力源泉。提高并正确引导城乡居民特别是农村居民的消费倾向, 不仅是缩小城乡居民消费差距的重要途径, 而且对于加快消费结构升级、扩大消费需求具有积极的推动作用。

多数模型中的  $GPC_t$  变量系数显著, 表明居民收入水平同样是影响城乡居民消费结构趋同演化的重要因素。居民消费结构将随着居民水平提高逐步实现基本消费项目的支出比重降低而高层次消费项目的支出比重提升的转型升级<sup>[38]</sup>。从国际经验来看, 波兰等国家加入欧盟之后, 虽然农村居民在基本生活需求方面的消费支出(例如食品和非酒精饮料等)所占比重相对较高, 但是由于农村其农村地区居民收入增长更快, 形成了相对更强的消费倾向和消费能力, 农村居民消费模式明显向更具可持续性的城市居民消费模式变化<sup>[4]</sup>。从我国发展实践来看, 以工补农、以城促乡等新农村建设政策促进了农村经济的发展和农民收入水平提升, 为农村居民消费能力增强奠定了基础。因此, 提高城乡居民收入水平、缩小收入差距, 是促进消费结构趋同和生活水平趋同的必要基础。

表 5 动态 Probit 模型的参数估计结果

| 变量      | 总体                    | 教文娱                    | 医疗保健                  | 其他                   | 交通通讯                   | 居住                     | 生活                    | 食品                     | 衣着                  |
|---------|-----------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|---------------------|
| 常数项     | 21.5781 *             | —                      | —                     | -3.2691 **           | —                      | —                      | —                     | -28.6232 *             | —                   |
| $CR_t$  | 1.2408 **<br>$l=0$    | 1.6206 ***<br>$l=0$    | —                     | 2.5968 ***<br>$l=0$  | -0.133580<br>$l=0$     | 1.7856 ***<br>$l=0$    | 2.1244 **<br>$l=0$    | -0.3793 *<br>$l=0$     | 2.4510 ***<br>$l=0$ |
| $ACP_t$ | -0.0655 *<br>$g_1=1$  | -0.5199 **<br>$g_1=1$  | 3.6608 *<br>$g_1=1$   | -0.6557 *<br>$g_1=1$ | 0.5148 **<br>$g_1=0$   | —                      | -0.5755 **<br>$g_1=0$ | 0.3793 *<br>$g_1=0$    | 1.3540 *<br>$g_1=0$ |
| $GPC_t$ | -0.2025 *<br>$g_2=0$  | -0.0172 ***<br>$g_2=0$ | -0.1043 **<br>$g_2=0$ | —                    | -0.0220 ***<br>$g_2=1$ | -0.0142 ***<br>$g_2=1$ | -0.0450 **<br>$g_2=1$ | 0.3098 **<br>$g_2=1$   | —                   |
| $TI_t$  | -0.4918 **<br>$g_3=1$ | 0.6038 *<br>$g_3=0$    | 0.7359 *<br>$g_3=2$   | —                    | —                      | —                      | 0.9821 *<br>$g_3=2$   | -0.7564 **<br>$g_3=1$  | —                   |
| $MP_t$  | —                     | —                      | 0.1781 **<br>$g_4=0$  | —                    | 0.1446 **<br>$g_4=1$   | —                      | —                     | -0.1207 ***<br>$g_4=1$ | —                   |
| $FP_t$  | —                     | —                      | 0.3570 **<br>$g_5=1$  | —                    | —                      | —                      | 0.1666 **<br>$g_5=1$  | —                      | —                   |

模型中其他变量的参数估计结果也表明经济政策、产业结构因素也从不同角度对城乡居民消费结构的趋同产生影响。流通基础设施建设、消费政策和收入分配政策等方面对农村地区支持力度的加大,也促进了农民购买能力和消费意愿的增强。特别是,互联网信息技术的快速发展,有力推动了我国以电子商务为代表的互联网经济的快速发展和产业结构的优化升级,居民消费的选择更具多元化、消费理念和消费模式发生显著变化,也为居民消费结构升级与趋同提供了新动力。同时,城镇化持续推进、非农产业反哺农业、财政政策有效实施等也将为城乡居民收入差距不断缩小提供保障,促进城乡居民消费结构在升级与趋同。

#### 四、结论与启示

本文构建非线性  $MS(M) - AR(p)$  模型对我国城乡居民消费结构非线性趋同演化过程进行研究。研究表明,城乡居民的恩格尔系数基本上呈现下降趋势,居民生活质量显著提升,共同进入富裕阶段,居民消费结构持续转型升级;城乡居民总体消费结构和各项消费支出的相似性逐渐增强,但是变化过程存在差异;城乡居民消费结构的趋同演化是一个复杂性的有非线性动态过程,包含了 3 中具有双区制的趋同路径;交通通信、医疗保健等高层次消费项目对城乡居民消费结构趋同的贡献逐渐强化,食品、衣着等基本消费项目的贡献逐渐弱化;居民消费倾向和收入水平是城乡居民消费结构趋同的重要影响因素,经济政策和产业结构等因素在不同角度具有影响。

城乡居民消费结构趋同是伴随居民收入水平提升,以新兴的、高层次消费需求出现和扩大为特征的动态过程。这种趋同是以城乡居民收入差距缩小为基础的趋同,是伴随居民消费结构转型升级和生活质量提升的趋同,是能够促进总体消费需求扩大和经济持续增长的趋同。我国需要加快构建以消费特别是绿色消费为主导引领的经济增长方式,通过促进城乡居民消费结构的转型升级和趋同,形成以城乡收入差距缩小为基础,以扩大居民消费需求为导向,以实现经济增长和经济结

构优化为最终目的持续循环动力机制。通过调整收入分配格局、完善收入分配机制等途径提高城乡居民收入水平、缩小收入差距,不断增强居民消费能力,释放消费市场潜力。同时,强化正确消费文化的宣传和教育,合理调整居民消费预期和倾向,为居民消费行为的有效引导创造良好环境。从而更好把握城乡居民消费结构转型升级与趋同的新机遇,为经济增长注入新动能,充分发挥消费对经济增长质量提升的促进作用。

#### 参考文献:

- [1] 胡鞍钢. 2030 中国迈向共同富裕[M]. 北京:中国人民大学出版社,2011.
- [2] 郑新立. 释放城乡一体化发展新动能[EB/OL].
- [3] LIODIKIENE G, MANDRAVICKAITE J. Convergence of new members of the EU: changes in household consumption expenditure structure regarding environmental impact during the prosperous period [J]. *Environment, development and sustainability*, 2013, 15(2): 407-427.
- [4] UTZIG M. Urban and rural consumption pattern-convergence or divergence? deliberations against sustainable development [J]. *Ekonomia i Środowisko*, 2017, 4(63): 218-227.
- [5] WELSCH H, BONN U. Economic convergence and life satisfaction in the European Union [J]. *The journal of socioeconomics*, 2008, 37(3): 1153-1167.
- [6] LANZIERI G. Is there a fertility convergence across the member states of the European Union? [C]// Joint Eurostat-UNECE Work session on demographic projections. 28-30, 2010, 1-15.
- [7] INGA U, RENATA D. Convergence of the main sustainable consumption and production indicators in New EU Member States 2000 - 2010 [J]. *Region formation & development studies*, 2014, 3(11): 225-235.
- [8] HUME M. Compassion without action: examining the young consumers consumption and attitude to sustainable consumption [J]. *Journal of world business*, 2010, 45(4): 385-394.
- [9] FOELLM R. Consumption structure and macroeconomics: structural change and the relationship between inequality and growth [J]. *Lecture notes in economics & mathematical systems*, 2005, 554(7): 4266-4282.
- [10] 刘金全, 范剑青. 中国经济周期的非对称性和相关性研究[J]. *经济研究*, 2001(5): 28-37, 94.
- [11] BARRO R J, SALA-I-MARTIN X. Convergence [J].

- Journal of political economy, 1992, 100(2): 223-251.
- [12] CAHLIK T, HONZAK T, JANA H. Convergence of consumption structure [R]. Working papers IES, 2005.
- [13] LYONS S, MAYOR K, TOL R S J. Convergence of consumption patterns during macroeconomic transition: a model of demand in Ireland and the OECD [J]. Economic modelling, 2009, 26(3): 702-714.
- [14] LIOSIKIENE G, JUKNYS R. The convergence of household consumption expenditure structure: implications on environmental impact in Lithuania [J]. Environmental research engineering & management, 2012, 60(2): 48-57.
- [15] ELSNER K, HARTMANN M. Convergence of food consumption patterns between Eastern and Western Europe [R]. IAMO discussion papers, 1998.
- [16] HOLMES A J, ANDERSON K. Convergence in national alcohol consumption patterns: new global indicators [J]. Journal of wine economics, 2017, 12(2): 1-32.
- [17] 金晓彤, 闫超. 我国不同区域农村居民消费: 收敛还是发散? [J]. 管理世界, 2010(3): 83-90.
- [18] 金晓彤, 闫超. 我国不同区域城镇居民消费与收入收敛性的实证研究[J]. 经济科学, 2011(2): 7-20.
- [19] 魏晓敏, 王林杉. 中国居民网络消费的区域差异测度及收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(7): 131-146.
- [20] 周建, 杨秀祯. 我国农村消费行为变迁及城乡联动机制研究[J]. 经济研究, 2009(1): 84-96, 106.
- [21] 李国正, 艾小青. “共享”视角下城乡收入与消费的差距度量、演化趋势与影响因素[J]. 中国软科学, 2017(11): 178-188.
- [22] 韩立岩, 杜春越. 收入差距、借贷水平与居民消费的地区及城乡差异[J]. 经济研究, 2012(S1): 15-27.
- [23] 李江一, 李涵. 城乡收入差距与居民消费结构: 基于相对收入理论的视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2016, 33(8): 98-113.
- [24] 金晓彤, 闫超. 我国消费需求增速动态过程的区制状态划分与转移分析[J]. 中国工业经济, 2010(7): 36-44.
- [25] 王小华, 温涛. 城乡居民消费行为及结构演化的差异研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2015(10): 90-107.
- [26] HAMILTON J D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle [J]. Econometrica, 1989, 57(2): 357-384.
- [27] TIAO G C, TSAY R S. Some advances in non-linear and adaptive modelling in Time-series [J]. Journal of forecasting, 1994, 13(2): 109-131.
- [28] TERASVIRTA S T. Another look at swedish business cycles, 1861-1988 [J]. Journal of applied econometrics, 1999, 14(4): 359-378.
- [29] LEAMER E, POTTER S. A nonlinear model of the business cycle [R]. Manuscript, federal reserve bank of New York, 2003.
- [30] 隋建利, 张亿萍. 中国区域旅游经济周期的动态路径演化识别[J]. 旅游学刊, 2020, 35(1): 63-77.
- [31] KROLZIG H M. Markov-switching vector autoregressions [M]. Berlin: Springer, 1997: 137-142.
- [32] 尹世杰. 中国消费结构研究[M]. 上海: 上海人民出版社, 1988.
- [33] 陈钰芬. 我国居民收入、人口、教育、财政政策和货币政策与居民消费模型的实证分析[J]. 数理统计与管理, 2004(2): 10-14.
- [34] 赵昕东, 陈冬明. 我国财政货币政策对区域消费的影响研究[J]. 宏观经济研究, 2011(4): 32-37.
- [35] 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(3): 3-21.
- [36] 陈宗胜, 吴志强. 我国城乡平均消费倾向与消费差别变动趋势——基于城乡平均消费倾向差异视角的研究[J]. 经济学动态, 2017(8): 18-30.
- [37] KAUPPI H, SAIKKONEN P. Predicting U. S. recession with dynamic binary response models [J], Review of economics and statistics, 2008, 90(4): 777-791.
- [38] FENG Z H, ZOU L L, WEI Y M. The impact of household consumption on energy use and CO<sub>2</sub> emissions in China[J], Energy, 2011, 36(1): 656-670.

(本文责编: 海洋)