

# 中国食物消费结构的收敛性研究\*

全世文<sup>1,2</sup> 张慧云<sup>2</sup>

**摘要：**本文在相似性度量方法的基础上定义了食物消费结构收敛性并提出了相应的检验方法。基于粮农组织的食物平衡表数据，本文分别计算了跨期和跨地区的食物消费结构相似性，进而检验了中国食物消费结构是否已经收敛到稳定状态。研究发现，中国食物消费总量虽然有追赶西方发达国家的趋势，但食物消费结构升级在2006年前后已经基本完成，此后进入了缓慢调整的阶段，且营养结构先于食物消费结构升级到稳定状态。当前，收入增长对中国食物消费结构调整的驱动作用已经非常微弱。谷物、肉类和果蔬类的供能结构变化在中国食物消费结构调整中发挥着关键作用。中国与典型国家的食物消费结构也早在2000年前后或更早就已经趋同到了稳定状态。中国三大营养要素的结构几乎完全趋同于日本和韩国，但食物消费结构与两国的趋同程度只达到且稳定在80%左右。对中国未来食物消费需求的预测要更加重视中国食物消费模式的特殊性。

**关键词：**食物消费结构 结构升级 结构相似性 收敛

**中图分类号：**F063.2; F014.5 **文献标识码：**A

## 一、引言

粮食安全在中国具有特殊的政治意义，是国家安全的重要基础，也是长期以来国家制定农业政策时首要的着眼点。市场经济体制下的粮食安全问题是消费本位的，是食物总需求（数量需求、结构需求、质量需求等）对食物供给能力（生产保障能力、进口保障能力、运输能力等）提出的要求。在供给能力相对稳定的条件下，食物总需求的增长速度越快，保障粮食安全面临的压力就越大。所以，国家在制定中长期粮食安全战略时，需要首先对食物总需求的变化做出预测。尤其是，中国当前正处在经济社会发展的转型阶段，收入提高和食物消费结构升级同时导致粮食总需求不断增长。对未来食物需求变化趋势、饱和状态或稳定状态的判断决定着中国粮食安全战略调整的步伐，也间接影响着农业转型的规划和总体国家安全战略的制定。

所有预测系统都可以被理解为在当期给定的信息集基础上对特定指标在预测期的变化做出推测或预估。食物需求预测系统中的关键信息可以被概括为三类：一是食物的历史消费量信息；二是人口和

---

\*感谢中国社会科学院农村发展研究所刘长全研究员在本文写作之初给予的支持和建议。

人口结构信息（包括年龄结构、性别结构、城乡结构等）；三是收入和价格信息。现有文献对中国食物需求的预测都是基于以上某一类信息展开。其中，根据食物历史消费量开展的预测通常采用比较分析方法，将中国食物消费的变化趋势和特定发达国家食物消费的历史过程进行比较，并借助发达国家食物消费结构变化的历史经验来预测中国食物需求（例如杨军等，2013；毛学峰等，2014；刘莉和赵一夫，2016；辛良杰，2018，2021）。从人口视角开展的食物需求预测通常采用标准人消费系数方法，假定标准人的消费结构不发生变化，这类研究的重点是对人口或人口结构进行预测（例如向晶和钟甫宁，2013；刘庆等，2018）。从新古典经济理论出发，更多研究选择了上述第三个视角，采用 AIDS 或其扩展模型估计收入、价格和各类食物需求（或食物支出）之间的复杂关系；当把这种关系的估计结果应用于需求预测时，这类研究通常假定居民的食物偏好稳定（例如黄季焜，1999；郑志浩等，2016；Zheng et al., 2019）。

对比以上三类研究可以发现，从人口视角对食物需求进行预测的文献并没有将分析的重点落脚在食物消费结构，而是直接假定消费结构不变；从收入、价格视角预测的消费结构变化则是在偏好不变条件下由收入、价格变化引起的结构变化（支出份额变化）。显然，中国食物消费结构并不是稳定不变的，而是伴随着食物可获得能力的提高不断发生着结构升级。而且，食物消费结构升级也不能完全归因于 Bennett 定律中的收入变化<sup>①</sup>，否则就意味着食物消费结构会无条件收敛，从而否定了异质性食物偏好或多元膳食结构存在的合理性。食物消费结构显然还会受到区域性饮食习惯的影响。即使食物消费结构升级到稳定状态，收入水平相当的不同国家也仍然会因偏好不同而导致食物消费结构存在差异。现有研究普遍认识到，发达国家食物需求的价格弹性和收入弹性都较低，食物需求主要受到偏好的影响，而非受到收入、价格的影响（Herrmann and Röder, 1995）。也就是说，Bennett 定律主要适用于理解发展中国家由收入增长引起的食物消费结构升级过程，而不适用于理解不同国家，尤其是发达经济体之间的食物消费结构差异。

显然，中国食物消费结构升级到稳定状态的过程同时受到了人口结构（主要是城乡结构）变化、收入变化和食物偏好变化的影响。建立在跨地区食物历史消费量基础上的比较分析虽未能模型化食物需求与各项影响因素之间的因果关系，但也回避了食物偏好不变的假设，据此预测的中国食物需求可以被视为各种因素共同发挥作用的结果。这类研究的局限性在于无法有效地说明比较对象的适用性，其对比较对象的选择几乎都建立在对地区间食物偏好相似性的经验判断之上；这类研究采用的手法也主要是描绘、观察和对比。考虑到相近的地理区位和文化背景，这类研究通常将日本、韩国等国家的经验作为中国食物消费结构升级的参考（例如杨军等，2013；辛良杰，2018）。上述研究隐含假定了地区间食物消费结构的高度趋同性，即中国与这些国家食物消费结构升级的稳态会因为居民拥有高度相似的食物偏好而具有一致性和可比性。

<sup>①</sup>Bennett 定律（又被译为“班尼特法则”）揭示了由收入变化带来的食物消费结构升级：人们对食物多样性具有根深蒂固的追求，伴随着收入水平的提高，人们对淀粉类食物代表的低价值食物的摄入比例会逐渐减少，而对动物蛋白代表的高价值食物的摄入比例会逐渐提高（Timmer, 2015）。

那么,中国食物消费结构是否已经或将要收敛到某种稳定状态?这种稳定状态与哪一种典型的食物消费模式更加趋同?对上述问题的回答直接影响着对中国未来食物饱和和需求的食物缺口的预测。本文将在测度食物消费结构相似性的基础上对上述问题进行分析。和现有研究相比,本文将在以下几个方面做出可能的贡献。第一,通过计算跨期的食物消费结构相似性,本文可以通过统计检验方法取代描述和观察方法来判断中国食物消费结构是否已经收敛到了稳态,从何时收敛到了稳态。第二,通过计算不同国家之间的食物消费结构相似度,本文可以量化分析中国食物消费结构在朝着哪一地区或哪一类型的食物消费模式收敛,而不必基于偏好相同的假设将某一国家作为预设的收敛目标或比较基准。第三,通过计算各类食物对结构相似性的贡献,本文可以识别出各类食物在消费结构收敛和消费结构趋同过程中的变化特征,从而有助于判断中国食物消费结构在收敛过程中呈现的与其他食物消费模式不同的特征。

## 二、研究方法

### (一) 食物消费结构相似性的测度方法

在统计学方法中,衡量样本之间的差异(或相似性)需要用到距离度量(或相似度量)方法。令向量  $C = (cal_1, cal_2, \dots, cal_l)$ , 表示某一国家人均食物消费结构向量,其中,  $I$  表示食物类别的全集,  $cal_i$  表示食物总消费中来自食物  $i$  ( $\forall i \in I$ ) 的份额。考虑到不同食物的能量密度存在差异,  $cal_i$  以热量作为单位,并令  $cal = \sum_i cal_i$ , 表示人均热量摄入总量。为了量化地比较不同地区的食物消费结构, Schmidhuber and Traill (2006) 在曼哈顿距离的基础上构造了“消费重合度指数”(consumption overlap index, COI)<sup>①</sup>, 并被后续研究广泛采用。COI 的定义见(1)式:

$$COI_{j,k} = 1 - \frac{1}{2} \left( \sum_i \left| \frac{cal_{j,i}}{cal_j} - \frac{cal_{k,i}}{cal_k} \right| \right) \quad (1)$$

(1) 式中,下标  $j$  和  $k$  表示任意两个国家,括号内可以理解为去量纲后的曼哈顿距离。因为  $cal = \sum_i cal_i$ , 所以  $COI_{j,k}$  的值域为  $[0, 1]$ 。  $COI_{j,k}$  度量了  $j$  地和  $k$  地食物消费结构中来自相同食物的占比,取值越高表示重合度越高。若食物消费结构完全相同,则  $COI_{j,k} = 1$ ; 若消费结构完全不同,则  $COI_{j,k} = 0$ 。消费重合度指数还可以写为:  $COI_{j,k} = \sum_i \min(cal_{j,i}/cal_j, cal_{k,i}/cal_k)$  (樊福卓, 2013)。通过计算  $COI_{j,k,i} = \min(cal_{j,i}/cal_j, cal_{k,i}/cal_k) / COI_{j,k}$ , 可以衡量食物  $i$  对食物消费重合度的贡献份额,易知:  $\sum_i COI_{j,k,i} = 1$ 。

由于  $COI_{j,k}$  是基于对标量信息的加和进行构建,而消费结构本质上是一个矢量,所以重合度指数无法反映消费结构在矢量方向上的相似性。在统计学方法中,比较消费结构在方向上的相似性更适合采用余弦相似度,详见(2)式:

<sup>①</sup>原文将该指数称为“消费相似度指数”(consumption similarity index),但是,如下文所述,从统计方法原理出发,该指数不宜被称为相似度指数,更宜被称为重合度指数。

$$\cos_{j,k} = \frac{C_j \cdot C_k}{\|C_j\| \cdot \|C_k\|} = \frac{\sum_i (cal_{j,i} \cdot cal_{k,i})}{\sqrt{\sum_i cal_{j,i}^2} \cdot \sqrt{\sum_i cal_{k,i}^2}} \quad (2)$$

(2) 式中的余弦相似度  $\cos_{j,k}$  度量了  $j$  地和  $k$  地在  $I$  维食物向量空间上的两个结构向量夹角的余弦值。因为  $cal_i \geq 0, \forall i \in I$ ，所以  $\cos_{j,k}$  的值域是  $[0, 1]$ 。显然， $\cos_{j,k}$  的取值越高表明两地区食物消费结构的相似性越强。但是，针对夹角的线性变化，余弦相似度的变化是非线性的，所以余弦相似度虽然可以用来比较不同组合食物消费结构相似性的序数关系，却不适合用来度量绝对意义上的相似度。根据余弦相似度进一步计算角相似度，如 (3) 式所示：

$$CSI_{j,k} = 1 - \frac{2 \cdot \cos^{-1}(\cos_{j,k})}{\pi} \quad (3)$$

(3) 式中角相似度  $CSI_{j,k}$  的统计学意义是“直角与向量夹角之差的弧度值”，本文将其称为“消费相似度指数” (consumption similarity index, CSI)。因为向量夹角是绝对意义上的角距离，所以角相似度可以用来表示绝对意义上消费结构的相似度。不难证明， $CSI_{j,k}$  的值域也是  $[0, 1]$ ，且取值越大表示两地区食物消费结构的相似性越强。

与重合度指标的加和算法有所不同，相似度指标的算法不便于直接衡量特定食物对整体结构相似度的贡献。本文采用如下思路：首先，在排除食物  $i$  的情况下根据保留食物类别  $-i$  计算结构相似度  $CSI_{j,k,-i}$ ；然后，通过比较  $CSI_{j,k,-i}$  与  $CSI_{j,k}$  的大小来判断食物  $i$  对结构相似度的贡献。显然，若  $CSI_{j,k,-i} < CSI_{j,k}$ ，说明食物  $i$  提高了整体的相似度，即两地区对食物  $i$  的消费具有更强的结构相似性；若  $CSI_{j,k,-i} > CSI_{j,k}$ ，说明食物  $i$  降低了整体的相似度，即两地区对食物  $i$  的消费具有更强的结构差异； $CSI_{j,k,-i}$  与  $CSI_{j,k}$  的差距越大，说明食物  $i$  对结构相似性的正向或负向贡献就越大。

## (二) 食物消费结构收敛性的定义与检验方法

参考 Durlauf et al. (2005) 和 Pesaran (2007) 对经济增长收敛性分析方法的总结，食物消费结构的收敛性依据研究对象的数据结构可以分为两类。一是在面板数据基础上，多个不同国家的食物消费结构随时间推移逐渐缩小差距，朝着某一种或某几种稳定的模式趋同；无条件收敛意味着食物消费结构越低级（即淀粉类食物的消费量占比越高），消费结构升级的速度就越快。部分研究根据这一思路分析了全球食物消费趋同的特征（例如 Baquedano, 2020; Azzam, 2021）。二是在时间序列数据基础上，两个国家之间食物消费结构的差异随时间推移而不断减小，收敛性意味着结构相似性会逐渐达到某种稳定的状态。

本文聚焦中国食物消费结构的收敛性问题，从数据结构上看更宜采用上述第二种技术路线。但是，本文对收敛性的分析方法与 Pesaran (2007) 总结的技术路线仍有差异。后者定义的收敛性建立在两个产出序列差值的基础上，其前提是任一地区在任一时间的经济产出可以通过一个标量进行反映。但是，食物消费结构  $C$  并非通过单一标量进行定义，所以结构差异无法通过加和计算进行反映。本文对食物消费结构收敛性的定义直接建立在结构相似性序列的基础上。为便于分析，令  $y_i$  表示由食物结构相似

性（即 *COI* 或 *CSI*）构成的时间序列，下标  $t$  ( $\forall t \in T$ ) 表示时间， $\bar{t}$  表示末期时间。

接下来，考虑某一地区自身食物消费结构的收敛性问题。令  $y_{j,t,\bar{t}} = f(C_{j,t}, C_{j,\bar{t}})$ ，表示  $j$  地区在任意时间  $t$  与末期时间  $\bar{t}$  的食物消费结构相似性，易知： $y_{j,t,\bar{t}} \leq 1, \forall t < \bar{t}$ ，且当  $t = \bar{t}$  时， $y_{j,t,\bar{t}} = 1$ 。

定义 A： $j$  地的食物消费结构从  $t_1$  期收敛到稳定状态  $(a, 1)$ ，如果存在正数  $a < 1$  和一个容忍概率  $p > 0$ ，满足  $prob\left(\sum_{s=0}^{s=w-1} \frac{y_{j,t+s,\bar{t}}}{w} > a\right) \geq p, \forall t_1 \leq t + s < \bar{t} - w, w \geq 1$ 。

定义 A 适用于根据已观测到的  $y_{j,t,\bar{t}}$  序列判断单一地区的食物消费结构是否已经，以及从何时收敛到稳定状态。因为  $y_{j,t,\bar{t}}$  反映了  $j$  地区自身跨期的食物消费结构相似性，所以如果序列收敛，理论上的极限就必然等于 1。但是，定义 A 并不要求序列  $y_{j,t,\bar{t}}$  是统计学意义上的收敛序列，而是将结构相似性从  $t_1$  期开始的滚动窗口均值连续达到一个接近于 1 的状态理解为食物消费结构已经在事实上收敛到了稳定状态。根据该定义， $a$  和  $p$  越接近于 1，滚动窗口的宽度  $w$  越窄，判断  $y_{j,t,\bar{t}}$  收敛到稳态的概率就越低或者达到稳态的起始期  $t_1$  就越晚。显然，当  $p = 1$  或  $w = 1$  时，定义 A 中的条件等同于  $y_{j,t,\bar{t}} > a, \forall t > t_1$ 。根据定义 A，给定  $a$ 、 $p$ 、 $w$ ，可以根据滚动窗口的均值检验结果采取一个向前搜索的方法来识别  $t_1$  期。值得注意的是， $t_1$  期是消费结构  $C_{j,t}$  收敛到稳态的起点，但并不是序列  $y_{j,t,\bar{t}}$  以某种稳定的数据生成机制开始收敛的起点。狭义地，可以将这种稳定的数据生成机制理解为序列  $y_{j,t,\bar{t}}$  从  $t_0$  时期开始构成了统计学意义上的收敛序列（即存在极限）， $t_0 < t_1$ 。那么，在整个样本期内，可以采用时间序列的断点检验方法来识别  $t_0$  期。将  $y_{j,t,\bar{t}}$  定义为包含自回归的线性动态过程：

$$y_{j,t,\bar{t}} = (x_{j,t} - x_{j,\bar{t}}) \beta_r + \sum_{m=1}^q \alpha_{m,r} y_{j,t-m,\bar{t}} + e_{j,t} \quad (4)$$

在 (4) 式中，下标  $r$  表示样本期被结构断点分割的不同时段， $x_{j,t}$  表示食物消费结构  $C_{j,t}$  的影响因素，主要包括收入和城镇化水平， $\beta_r$  和  $\alpha_{m,r}$  表示待估参数， $e_{j,t}$  表示随机误差。根据 Bai and Perron (1998) 开发的断点检验技术可以识别线性过程是否存在多个结构断点。若  $y_{j,t,\bar{t}}$  存在断点，本文将最后一个断点视为  $t_0$  期；若  $y_{j,t,\bar{t}}$  不存在断点，本文将样本起始期视为  $t_0$  期。即，从  $t_0$  期至  $\bar{t}$  期， $y_{j,t,\bar{t}}$  的线性动态过程保持稳定。定义 A 不要求  $y_{j,t,\bar{t}}$  在这一阶段为平稳过程，而是可以根据给定的  $a$ 、 $p$ 、 $w$  来判断  $y_{j,t,\bar{t}}$  是否在这一期间的某个时期  $t_1$  开始达到了稳态。虽然不要求平稳，但是，根据时间序列平稳性的条件易知， $y_{j,t,\bar{t}}$  从  $t_0$  期至  $\bar{t}$  期平稳的一个充分条件是  $\beta_r = 0$  且  $\sum_{m=1}^q |\alpha_{m,r}| < 1$ 。

进一步，考虑两地区食物消费结构的收敛性问题。令  $y_{j,k,t} = f(C_{j,t}, C_{k,t})$  表示  $j$  地和  $k$  地在时间  $t$  的食物消费结构相似性。

定义 B： $j$  地和  $k$  地的食物消费结构从  $t_1$  期收敛到稳定状态  $(b, \bar{y}_{j,k})$ ，如果  $\lim_{t \rightarrow \infty} y_{j,k,t} = \bar{y}_{j,k}$ ，且存在正数  $b$  和一个容忍概率  $p > 0$ ，满足  $prob\left(\sum_{s=0}^{s=w-1} \frac{y_{j,k,t+s}}{w} > b\right) \geq p, \forall t_1 \leq t + s < \bar{t} - w, w \geq 1$ 。

定义 B 适用于根据已观测到的  $y_{j,k,t}$  序列判断两地区的食物消费结构是否已经，以及从何时收敛到了相似性稳定的状态。与  $y_{j,t,\bar{t}}$  序列在末期必然等于 1 有所不同， $y_{j,k,t}$  序列的稳定状态因两地区食

物供给条件和居民食物偏好等因素存在差异而不等于 1。相应地，定义 B 要求序列  $y_{j,k,t}$  首先是统计学意义上的收敛序列，并且可以求得其极限为  $\bar{y}$ 。若  $y_{j,k,t}$  并非收敛序列，则两地区在样本期内的食物消费结构差距不断扩大或存在波动性；若序列收敛且  $\bar{y}_{j,k}=1$ ，则两地区食物消费结构完全趋同；若序列收敛且  $\bar{y}_{j,k}<1$ ，则两地区食物消费结构形成稳定的差异，即在一定程度上趋同。两地区食物消费结构趋同的程度反映了稳定状态下两地区食物供给条件和居民食物偏好相似的程度，据此，也可以用来说明两地区食物消费结构升级过程的可比性。给定序列收敛，定义 B 将两地区相似性指数从  $t_1$  期开始的滚动窗口均值连续达到一个接近于  $\bar{y}_{j,k}$  的状态理解为两地区的食物消费结构已经收敛到了稳定状态<sup>①</sup>。与上文相似，设  $y_{j,k,t}$  的动态过程如 (5) 式所示：

$$y_{j,k,t} = (x_{j,t} - x_{k,t})\beta_r + \sum_{m=1}^q \alpha_{m,r} y_{j,k,t-m} + e_{j,t} \quad (5)$$

(5) 式中，两地区食物消费结构相似性受到其收入水平差异和城镇化水平差异的影响。本文采取如下技术路线判断两地区食物消费结构是否收敛到稳定状态并识别  $t_1$  期。第一，对 (5) 式采用断点检验方法识别  $t_0$  期（若不存在断点，则令起始期为  $t_0$  期），从  $t_0$  期至  $\bar{t}$  期， $y_{j,k,t}$  的线性动态过程保持稳定。第二，检验  $y_{j,k,t}$  从  $t_0$  期至  $\bar{t}$  期的平稳性，若序列平稳，则基于自回归模型<sup>②</sup>采用差分方程的迭代算法求解  $\bar{y}_{j,k}$ ；若序列不平稳，则说明两地区食物消费结构尚未显现出收敛的特征。第三，给定  $b$ 、 $p$ 、 $w$ ，对序列  $y_{j,k,t}$  从  $t_0$  期至  $\bar{t}$  期进行滚动窗口均值检验，并通过向前搜索的方法来识别  $t_1$  期；若未能识别  $t_1$  期，则说明两地区食物消费结构尚未收敛到稳定状态。

### 三、数据来源与描述

#### (一) 数据来源与介绍

本文使用的数据来自粮农组织 (FAO) 统计数据库中的食物平衡表数据。食物平衡表 (food balance sheets, FBS) 汇总统计了各国 21 种一级分类食物和 98 种二级分类食物历年的产量、进出口量和各种不同用途的消费量数据<sup>③</sup>。食物平衡表用来反映各国的食物供应格局和食物使用状况，其编制建立在对 400 余种食物的“供给使用账户”基础上<sup>④</sup>。食物供给使用的数据来源既包括各国官方和非官方的统计数据，也包括 FAO 通过估测、插补等一系列编制程序补充的数据。而且，FAO 还根据食物的营

<sup>①</sup>定义 B 假设两国食物消费结构的收敛过程是相似性从较低水平逐渐增长到一个较高水平的稳定状态的过程。这一假设隐含了两个国家在发展阶段上存在差距：给定食物消费结构升级进路符合 Bennett 定律描绘的一般特征，且食物消费结构升级速度逐渐放缓，则后发国家的食物消费结构会逐渐向先发国家靠拢。

<sup>②</sup>(5) 式中， $y_{j,k,t}$  序列的收敛性不仅依赖于自回归系数，也依赖于收入水平和城镇化水平序列的收敛性，求解稳定状态需要首先对收入水平和城镇化水平做出预测。简单起见，本文仅根据  $y_{j,k,t}$  序列的自回归模型来求解稳态。

<sup>③</sup>值得注意的是，FBS 对食物需求的统计口径同时包括了饮食、工业加工、种子、存储和损耗等，因此，FBS 的“食物消费量”是一个全口径的统计，大于仅考虑直接饮食需求的“食物摄入量”。

<sup>④</sup>FBS 编制方法和数据来源可以参考《Food Balance Sheets: A Handbook》，<https://www.fao.org/3/x9892e/X9892E00.htm>。

养结构汇总统计了各种食物的热量供应数据。尽管 FBS 数据在反映个体食物消费和营养摄入上存在缺陷 (Micha et al., 2018), 但是, FBS 数据仍被广泛用于分析食物消费结构变化、比较国际间膳食模式、评估和制定粮食和营养政策, 等等 (例如 Baquedano, 2020; Bell et al., 2021)。

定义食物消费结构需要首先对食物做出分类。不同国家生产、消费的食物细类并不一致, 分类过细会导致食物异质性被放大从而低估消费结构相似性; 反之, 分类过粗又会导致食物同质性被放大从而高估消费结构相似性。表 1 展示了 FAO 和 Azzam (2021) 对 98 种食物的分类。在后续分析中, 本文使用表 1 一级分类中的 12 类食物计算消费结构相似性<sup>①</sup>, 并根据碳水化合物、脂肪和蛋白质三种营养素的热量数据计算营养结构相似性。本文将样本期设定为 1961—2018 年。除中国<sup>②</sup>以外, 本文还选择了 6 个国家用来开展比较分析, 分别是代表西方膳食模式的美国和德国, 代表地中海膳食模式的意大利和希腊, 代表东亚膳食模式的日本和韩国。此外, 本文还将使用各国的人均 GDP 和城镇化水平两个指标, 数据来自世界银行统计数据库<sup>③</sup>; 其中, 人均 GDP 采用 2005 年不变美元价数据。

表 1 FAO 食物平衡表中的食物分类

一级分类	二级分类 (FAO 一级分类)	三级分类 (FAO 二级分类)
谷物	谷物 (不含啤酒)	小麦及其制品、稻谷及其制品、大麦及其制品、玉米及其制品、黑麦及其制品、燕麦、小米及其制品、高粱及其制品、其他谷物
薯类	淀粉类根茎植物	土豆及其制品、木薯及其制品、红薯、山药、其他根茎类淀粉植物
糖类	糖料作物、糖和甜味剂	甘蔗、甜菜、非离心糖、原当量糖、蜂蜜、其他甜味剂
豆类	豆类、坚果类、油料作物	菜豆、豌豆、大豆、其他豆类、坚果及其制品、花生、葵花籽、油菜籽、棉籽、芝麻籽、椰子、棕榈仁、橄榄、其他油料作物
植物油	植物油	大豆油、花生油、葵花籽油、菜籽油、棉籽油、棕榈仁油、棕榈油、椰子油、芝麻籽油、橄榄油、蓖麻籽油、玉米籽油、其他油料作物油
果蔬类	蔬菜、水果 (不含葡萄酒)	西红柿及其制品、洋葱、其他蔬菜、橘子和柑橘、柠檬和酸橙及其制品、葡萄柚及其制品、其他柑橘类、香蕉、大蕉、苹果及其制品、菠萝及其制品、海枣、葡萄及其制品 (不含葡萄酒)、其他水果
肉类	肉类、动物内脏	牛肉、羊肉、猪肉、禽肉、其他肉类、食用动物内脏
动物油脂	动物油脂	动物脂肪、黄油和酥油、奶油、鱼油、鱼肝油
蛋类	蛋类	蛋类
水产品类	鱼类和海产品、其他水产品	淡水鱼、底栖鱼类、远洋鱼类、其他海鱼、甲壳动物、头足类、软体动物、淡水生哺乳动物肉类、其他淡水生动物、水生植物
乳制品	牛奶 (不含黄油)	牛奶 (不含黄油)
其他	兴奋食物、香料、酒精类、混杂食物	咖啡及其制品、可可豆及其制品、茶、胡椒、胡椒粉、丁香、其他香料、葡萄酒、啤酒、发酵饮料、酒精饮料、非食用酒精、婴儿食品、混杂食品

注: 第二、三列分类根据 FBS 的数据结构制作, 第一列分类参考 Azzam (2021) 的研究。

<sup>①</sup>本文同时也尝试根据二级分类的 21 种食物计算消费结构相似性, 所得结果与一级分类的结果高度一致。

<sup>②</sup>本文研究中, 中国食物消费数据不包括港澳台地区的数据。

<sup>③</sup>世界银行统计数据库: <https://data.worldbank.org.cn/indicator>。

## （二）中国食物消费结构的升级过程

图 1 和图 2 分别描绘了中国人均热量消费水平和食物消费结构。两图描绘的变化趋势揭示了中国食物消费结构的升级过程。中国人均热量消费水平从 1961 年的 1415 千卡/日连续增长到了 2018 年的 3206 千卡/日，增长速度超过大多数国家同期的增长速度；热量消费水平从 1995 年起（2691 千卡/日）超过了世界平均水平（2664 千卡/日）。

从营养构成来看，碳水化合物一直是中国居民最主要的供能来源，脂肪从 1964 年起超过蛋白质成为第二大供能来源。脂肪和蛋白质消费量的增长速度大幅高于碳水化合物，三者的年均增长率分别为 3.50%、1.72% 和 0.96%。碳水化合物的供能比例保持下降，从 1961 年的 79.67% 下降到 2018 年的 59.34%，同期脂肪供能比例则从 9.31% 上升到了 27.97%，蛋白质供能比例从 11.02% 上升到了 12.68%。中国 2018 年的碳水化合物和蛋白质的供能比例都低于世界平均水平，脂肪供能比例则高于世界平均水平。

从图 2 的人均食物消费结构来看，谷物是中国居民最主要的供能食物，谷物供能量从 1961 年的 800 千卡/日（56.53%）增长到 1984 年的峰值 1678 千卡/日（68.97%），此后保持下降趋势，至 2018 年下降到 1470 千卡/日（45.85%）。薯类曾是中国居民排名第二的供能食物，供能量在 20 世纪 70 年代以前长期保持在 300 千卡/日左右（15% 以上），此后呈下降趋势，至 2018 年下降到 143 千卡/日（4.46%）。肉类消费量保持稳定的上升趋势，1986 年超过薯类成为中国第二大供能食物，2018 年人均肉类供能量达到 498 千卡/日（15.54%）。果蔬类食物消费量也保持快速增长，2000 年超过薯类成为中国第三大供能食物，2018 年人均果蔬供能量达到 361 千卡/日（11.26%）。此外，植物油消费量也保持稳健增长，2018 年人均植物油供能量达到 197 千卡/日（6.14%），是中国第四大供能食物。

图 1 和图 2 描绘的信息显示，中国现阶段人均热量消费水平仍然保持增长趋势，并没有明显的迹象显示食物消费总量已经趋于饱和<sup>①</sup>。从国际比较来看，虽然中国人均热量消费水平与美国相比尚存在一定差距，但是，与欧洲发达国家和韩国的差距都已低于 10%，并且，中国人均热量消费水平已经超过了日本的消费水平。也就是说，仅从热量消费水平来看，中国似有偏离东亚膳食模式而趋近西方膳食模式的倾向。但是，中国居民的食物消费结构仍然与西方发达国家存在大幅差异，而且，中国粮食保障能力也不足以支撑居民形成完全西方化的食物消费结构。通过图 2 无法直接判断中国居民现阶段的食物消费结构处于稳定状态还是仍处于升级阶段。从营养结构或食物消费结构来看，也不易直观地发现中国的食物消费结构与哪一国家的膳食模式更加相似。

<sup>①</sup>2020 年暴发的新冠疫情对食物消费总量和结构都产生了一定程度的冲击，具体影响效果尚有待验证。



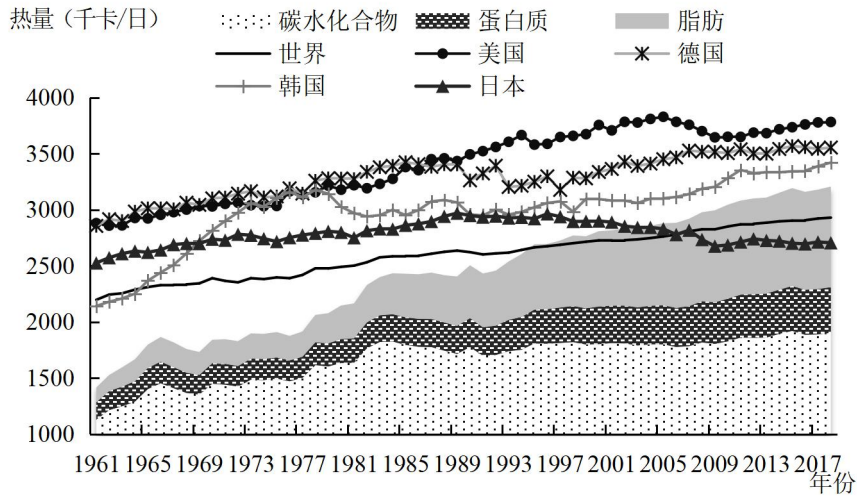


图1 中国与主要国家人均热量消费水平的变化趋势

注：图中碳水化合物、蛋白质、脂肪三者的堆积面积表示中国人均热量消费水平。

资料来源：FAO 食物平衡表数据。

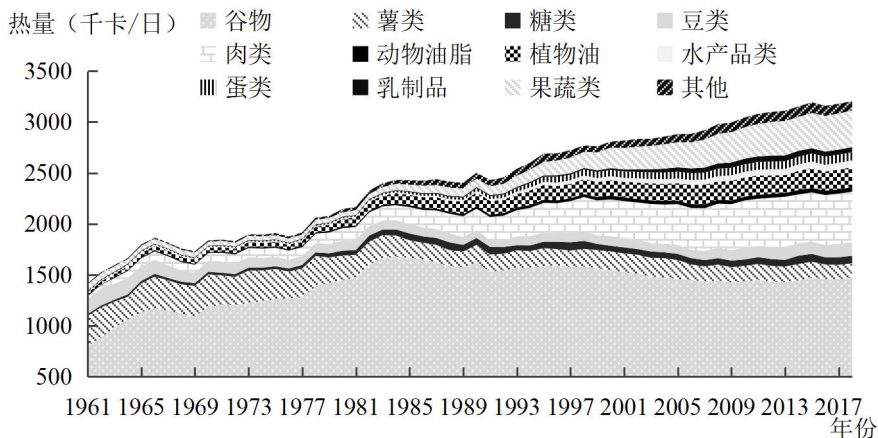


图2 中国人均食物消费结构的变化趋势

资料来源：FAO 食物平衡表数据。

#### 四、食物消费结构的收敛性与国际比较

##### （一）计算跨期食物消费结构相似性

根据前文定义的消费重合度指数  $COI$  和消费相似度指数  $CSI$ ，以各国 2017 年、2018 年两年食物平均消费量作为末期消费量，分别计算各年度食物消费结构与末期食物消费结构的重合度和相似度。表 2 汇报了跨期营养结构和食物消费结构相似性的统计结果。

和西方发达国家相比，东亚各国在 1961—2018 年都经历了快速的营养结构升级。德国和美国 20 世纪 60 年代的营养结构与现阶段的相似度就分别达到了 98% 和 93%，此后一直保持在高位水平。而

东亚地区在 20 世纪 60 年代的营养结构与现阶段的相似度仅为 80%左右；此后，东亚地区经历了快速的营养结构升级。相比之下，日本营养结构升级的过程更加持久，在 20 世纪 60 年代的升级速度较快，此后的升级速度在不同年代没有表现出大幅差异。中国和韩国的营养结构升级也起步于 20 世纪 80 年代初，但升级速度比日本更慢；直至 2010 年以后，相似度指数才逐渐提高到 98%以上。意大利和希腊的营养结构升级速度介于美国、德国和东亚地区之间，并且在 20 世纪 80 年代之后意大利的营养结构升级速度相对快于希腊。

由于食物分类比营养分类更细，所以，各国食物消费结构与现阶段的相似度基本上都低于同期营养结构与现阶段的相似度。但是，食物消费结构相似度的变化趋势揭示了与营养结构相似度变化相一致的规律。德国和美国 20 世纪 60 年代的食物消费结构与现阶段的相似度就已经分别达到了 83%和 86%，东亚地区除日本达到 81%以外，中国、韩国的食物消费结构与现阶段的相似度分别为 76%和 71%。从食物消费结构升级的过程来看，起点较高的日本升级过程相对平稳，日本食物消费结构升级最快的时期发生在 20 世纪 60 年代初到 70 年代中期；中国与韩国的食物消费结构升级进程比较接近，迟于日本等国家，并且，进入 21 世纪以后，中国和韩国仍然保持相对较快的升级速度。

表 2 各国跨期营养结构和食物消费结构相似性统计

	时期	中国	日本	韩国	美国	德国	意大利	希腊
营养 结构 重合度 (COI)	1961—1970 年	0.812	0.838	0.767	0.948	0.981	0.865	0.886
	1971—1980 年	0.818	0.897	0.789	0.954	0.987	0.907	0.923
	1981—1990 年	0.848	0.941	0.836	0.968	0.994	0.960	0.944
	1991—2000 年	0.909	0.968	0.896	0.959	0.988	0.990	0.965
	2001—2010 年	0.963	0.989	0.951	0.978	0.995	0.996	0.974
	2011—2017 年	0.993	0.996	0.988	0.994	0.996	0.995	0.996
营养 结构 相似度 (CSI)	1961—1970 年	0.810	0.823	0.767	0.934	0.978	0.829	0.849
	1971—1980 年	0.819	0.880	0.784	0.941	0.985	0.879	0.895
	1981—1990 年	0.848	0.927	0.824	0.959	0.992	0.945	0.923
	1991—2000 年	0.905	0.961	0.884	0.945	0.984	0.987	0.952
	2001—2010 年	0.960	0.987	0.942	0.970	0.994	0.995	0.965
	2011—2017 年	0.993	0.995	0.986	0.992	0.995	0.994	0.994
食物 消费 结构 重合度 (COI)	1961—1970 年	0.673	0.788	0.567	0.897	0.903	0.856	0.821
	1971—1980 年	0.681	0.871	0.639	0.922	0.882	0.911	0.900
	1981—1990 年	0.740	0.922	0.760	0.953	0.888	0.947	0.930
	1991—2000 年	0.835	0.955	0.879	0.956	0.924	0.957	0.953
	2001—2010 年	0.930	0.973	0.944	0.980	0.962	0.960	0.944
	2011—2017 年	0.987	0.991	0.979	0.992	0.978	0.981	0.974

表2 (续)

食物 消费 结构 相似度 ( <i>CSI</i> )	1961—1970年	0.756	0.808	0.712	0.832	0.861	0.838	0.789
	1971—1980年	0.772	0.872	0.736	0.888	0.853	0.894	0.882
	1981—1990年	0.806	0.915	0.795	0.932	0.860	0.939	0.918
	1991—2000年	0.862	0.948	0.879	0.930	0.902	0.957	0.939
	2001—2010年	0.938	0.973	0.945	0.971	0.953	0.959	0.934
	2011—2017年	0.988	0.992	0.982	0.990	0.972	0.978	0.972

## (二) 识别食物消费结构收敛的稳态与起点

为判断各国食物消费结构是否已经升级到了某种稳态,根据定义 A 对各国跨期食物消费结构相似性序列进行滚动窗口的单尾均值检验,并采用向前搜索方法识别进入稳态的起点  $t_1$ 。检验过程令滚动窗口的宽度  $w=5$ ,容忍概率  $p=0.95$ ,参考发达国家食物消费结构的升级过程,令  $a$  分别取值 0.95 和 0.90 表示稳态的两个衡量标准。表 3 分别汇报了基于 *COI* 和 *CSI* 序列识别的各国食物消费结构升级到稳态的时间点。两序列的识别结果具有较强的一致性,后文分析以 *CSI* 序列的结果为基础展开,并将 *COI* 的序列的结果作为参考。

表 3 中,识别的年份可以被理解为在给定的稳态标准下,以现阶段消费结构为基准,各国食物消费结构升级基本完成的时间点。中国从 1994 年起,营养结构与现阶段的相似度就达到了 90%;从 2001 年起,食物消费结构与现阶段的相似度也达到了 90%,2006 年相似度进一步提高到了 95%。而中国人均热量消费达到 2018 年水平 90%和 95%的年份分别是 2006 年和 2010 年。也就是说,食物消费结构收敛到稳态的时间早于食物消费总量收敛到稳态的时间。从完成营养结构升级的时间来看,美国和德国最早,其次是意大利和希腊;在东亚地区,日本最早,其后依次是中国和韩国。从完成食物消费结构升级的时间来看,德国比意大利更晚,中国比韩国更晚。韩国和中国食物消费结构升级到稳态的时间比较接近,两国各自的相似度分别在 2004 年和 2006 年才相继达到现阶段的 95%,比日本慢了至少 10 年。

表 3 各国家营养结构和食物消费结构升级到稳态的时间点  $t_1$ 

国家	营养结构				食物消费结构			
	<i>COI</i>		<i>CSI</i>		<i>COI</i>		<i>CSI</i>	
	$a=0.90$	$a=0.95$	$a=0.90$	$a=0.95$	$a=0.90$	$a=0.95$	$a=0.90$	$a=0.95$
中国	1994年	2001年	1994年	2002年	2002年	2007年	2001年	2006年
日本	1976年	1985年	1979年	1989年	1980年	1990年	1981年	1994年
韩国	1996年	2003年	1998年	2005年	1999年	2004年	1999年	2004年
美国	1961年	1961年	1961年	1976年	1967年	1981年	1977年	2000年
德国	1961年	1961年	1961年	1961年	1991年	2000年	1994年	2002年
意大利	1974年	1982年	1980年	1985年	1972年	1982年	1978年	1986年
希腊	1970年	1984年	1977年	1992年	1975年	2003年	1979年	2001年

对比可知,大多数国家营养结构升级到稳态的时间都早于食物消费结构升级到稳态的时间,说明食物消费结构变化不仅由营养结构变化所驱动,也由同种营养要素内部的食物结构变化所驱动。例如,在中国碳水化合物的供能结构中,糖类比重逐渐提高而薯类比重逐渐下降;在蛋白质的供能结构中,植物蛋白比重逐渐降低而动物蛋白比重逐渐提高。营养结构和食物消费结构升级到稳态的时间差越大,说明营养要素内部的食物结构变化过程就越重要。这种结构变化既有可能表现为持续性的结构升级,也有可能表现为由食物价格或食物偏好变化带来的结构波动。观察可知,在 $\alpha=0.95$ 时,德国的时间差最大,达到41年,说明德国食物消费结构升级主要表现为营养要素内部的食物结构升级。意大利的时间差则非常微小,其食物消费结构升级与营养结构升级保持同步,虽然营养结构升级到稳态的时间比德国晚24年,但食物消费结构升级到稳态的时间却比德国早16年。中国营养结构升级到稳态的时间比食物消费结构早4年,这一时间差和日本接近,高于韩国。

进而本文在(4)式<sup>①</sup>的基础上通过断点检验方法识别中国跨期食物消费结构相似性序列收敛的起始期 $t_0$ 。表4对COI和CSI序列进行未知时点的内生断点检验,而且,为便于判断序列的平稳性,表4同时汇报了基于一阶自回归模型的检验结果。在8组检验中,有4组检验识别出了单一结构断点,且断点都出现在1994年或1995年;有2组检验识别出了两个结构断点,且第二个断点为1994年或1995年。食物消费结构相似度序列在一阶自回归模型中未被识别出显著的断点,在(4)式模型中被识别出两个断点,且第二个断点为2002年。

表4 中国营养结构和食物消费结构相似性的断点检验与估计结果

	营养结构				食物消费结构			
	结构重合度 COI							
$t_0$	1994年 <sup>a</sup>		1994年		1995年 <sup>a</sup>		1995年	
$subW\tau$	30.291***		13.203***		33.89***		9.876***	
	$<t_0$	$\geq t_0$	$<t_0$	$\geq t_0$	$<t_0$	$\geq t_0$	$<t_0$	$\geq t_0$
L.COI	1.086*** (70.69)	0.950*** (132.59)	0.755*** (14.25)	0.780*** (7.78)	1.084*** (71.70)	0.961*** (107.15)	0.603*** (5.97)	0.793*** (7.21)
人均GDP			0.026 (0.57)	-0.032** (-2.39)			0.278** (2.70)	-0.058** (-2.75)
城镇化率			0.185*** (6.84)	0.149* (2.06)			0.301*** (3.55)	0.271** (2.13)
常数项	-0.068*** (-5.35)	0.052*** (7.65)	0.167*** (4.10)	0.163** (2.32)	-0.055*** (-5.11)	0.044*** (5.25)	0.209*** (3.67)	0.105* (1.88)
观测值	32	25	32	25	33	24	33	24
R <sup>2</sup>	0.994	0.999	0.998	0.999	0.994	0.998	0.997	0.999

<sup>①</sup>因为(4)式中的 $x_{j,t}$ 为常量,所以对 $x_{j,t}$ 直接进行回归并不影响系数的估计值。

表 4 (续)

$t_0$	结构相似度 $CSI$							
	1994 年		1994 年		1995 年 <sup>b</sup>		2002 年 <sup>a</sup>	
$subW\tau$	5.319**		8.308***		3.00*		6.60***	
	$< t_0$	$\geq t_0$	$< t_0$	$\geq t_0$	$< t_0$	$\geq t_0$	$< t_0$	$\geq t_0$
L.CSI	1.075*** (79.02)	0.958*** (122.49)	0.824*** (15.64)	0.790*** (7.28)	1.010*** (41.58)	0.969*** (85.20)	0.735*** (17.31)	0.881*** (6.57)
人均 GDP			0.027 (0.51)	-0.033** (-2.50)			0.011 (0.29)	-0.042 (-1.17)
城镇化率			0.134*** (5.78)	0.155* (2.02)			0.198*** (5.38)	0.169 (0.95)
常数项	-0.059*** (-5.27)	0.045*** (6.02)	0.120*** (2.87)	0.151* (1.99)	-0.004 (-0.19)	0.035*** (4.15)	0.170*** (5.71)	0.061 (0.86)
观测值	32	25	32	25	33	24	40	17
R <sup>2</sup>	0.995	0.998	0.998	0.999	0.982	0.998	0.997	0.996

注：①括号内表示根据稳健标准误计算的 t 值；②\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③前缀 L 表示滞后算子。a 该检验中识别出两个断点，汇报年份为第二个断点，第一个断点为 1978 年或 1981 年；b 该检验未识别出显著的断点，此处将 1995 年作为外生断点进行检验，汇报的统计量为 Andrews (1993) 给出的  $F\tau$  统计量。

综合以上检验结果，可以认为中国食物消费结构的收敛过程起步于 20 世纪 90 年代中期到 21 世纪初，从图形的形态上看（见图 3），这一断点大概位于食物消费结构重合度增长曲线的拐点，即从这一时点开始，食物消费结构升级的速度开始逐渐放缓。

表 4 同时汇报了对断点前后子样本分别进行估计的结果。在一阶自回归模型中对自回归系数进行检验，结果显示：在断点前的子样本中，无法拒绝自回归系数  $\alpha > 1$  的原假设，而在断点后的子样本中，可以拒绝  $\alpha > 1$  的原假设，说明断点后的食物消费结构相似性为收敛序列。ADF 检验亦可证实  $COI$  和  $CSI$  在断点后的子样本中为平稳序列。上述结果印证了断点以后食物消费结构升级速度趋缓，逐渐开始收敛到稳定状态的结论。在基于 (4) 式的回归模型中，通过检验可知，人均 GDP 和城镇化率的估计系数在断点前的子样本中的联合显著性均高于在断点后的子样本中的联合显著性，说明收入和城镇化因素对食物消费结构升级的解释力度随着升级趋缓而有所减弱。其中，收入对食物消费结构升级的影响在断点以后甚至表现为负向作用，而城镇化率对食物消费结构升级的影响在断点前后的变化相对较小。为了佐证上述结论，本文以 10 年为窗口宽度执行食物消费结构重合度分别对人均 GDP 和城镇化率的单因素滚动窗口回归，图 3 记录了估计系数的变化趋势。

从图 3 来看，在 20 世纪 80 年代以前的计划经济体制下，中国食物消费结构基本保持不变，人均 GDP、城镇化率与食物消费结构之间并未被证实存在显著关联。改革开放以后，食物消费结构开始升级，与此同时，人均 GDP 和城镇化率对结构升级发挥了显著的促进作用。随着拐点到来 ( $t_0 = 1995$ )，食物消费结构升级的速度开始减缓，人均 GDP 和城镇化率对食物消费结构升级的影响也逐渐减弱，

而且，人均 GDP 边际影响效果的下降速度比城镇化率更快。随着食物消费结构升级逐渐达到稳态 ( $t_1=2007$ )，人均 GDP 对食物消费结构升级的边际影响效果已经趋近于零值。上述规律与表 4 结论一致，证实了 Herrmann and Röder (1995) 总结的观点：在食物消费结构升级的过程中，收入的影响不断趋弱，而食物偏好发挥的影响则越来越重要。

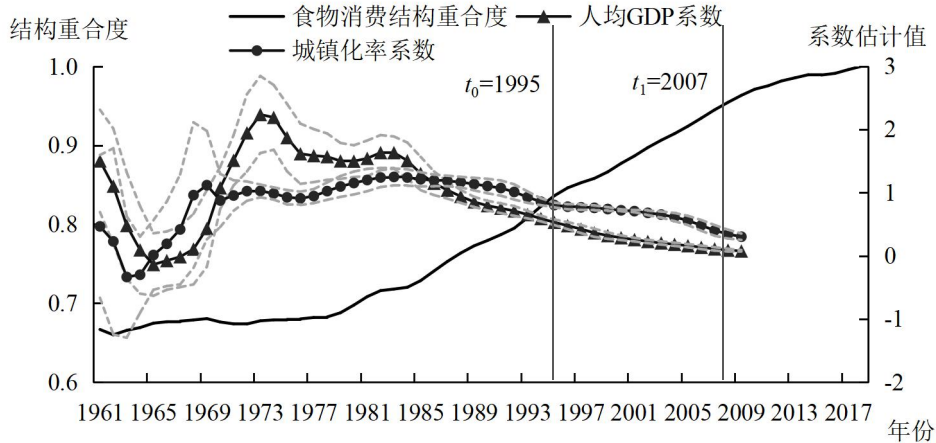


图3 中国食物消费结构重合度对人均 GDP 和城镇化率的滚动窗口回归结果

注：各年对应的窗口期是当年及此后 9 年（共 10 年）；虚线表示 95%置信区间。

### （三）比较各类食物在消费结构收敛过程中的特征

本文分别计算 12 类食物在消费结构收敛过程中对结构重合度的贡献  $COI_{j,k,i}$ ，图 4 描绘了谷物、薯类、肉类、豆类、植物油和果蔬类食物贡献份额的变化趋势。与图 2 相比，图 4 可以更加直观且量化地反映不同食物在消费结构升级过程中发挥的作用。

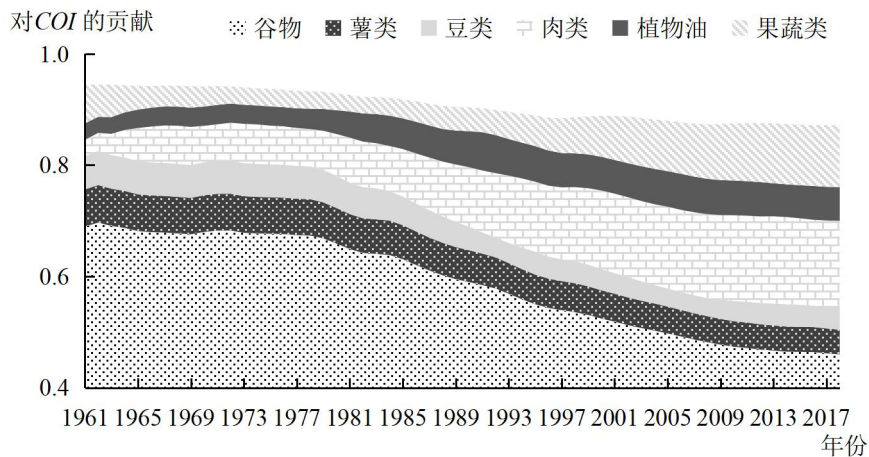


图4 中国食物消费结构升级中各类食物对结构重合度的贡献

注：其他六类食物的贡献较小，其贡献份额之和的走势如图中白色面积所示。

六类食物对结构重合度的贡献之和达到了 90%左右，在食物消费结构升级中发挥着决定性作用。其中，谷物、薯类和豆类的贡献呈持续下降的趋势。在改革开放以前，也即食物消费结构重合度最低

的阶段，谷物对重合度的贡献达到了将近 70%，超过谷物对热量消费总量的贡献（见图 2）；此后，随着食物消费结构升级，谷物对重合度的贡献逐渐下降，谷物贡献份额下降最快的阶段也正是跨期重合度上升最快的阶段，谷物的贡献到 2018 年已经降至 45.85%。薯类和豆类贡献份额下降的情形与谷物基本一致。在六类食物中，肉类、植物油的贡献呈上升趋势，果蔬类的贡献则先下降后上升。肉类和植物油的贡献分别从 1961 年的 2.86% 和 2.97% 上升到 2018 年的 15.53% 和 6.14%。果蔬类的贡献从 1970 年的最低点 2.01% 持续上升到 2018 年的 11.26%。综合来看，食物消费结构升级过程同时也是食物消费从结构集中逐渐转变为结构分散的过程，即食物多样化程度不断上升的过程。

进而，逐个排除 12 类食物中的每一类并计算剩余 11 类食物的跨期结构相似度。本文通过结构相似度的变化率来衡量被排除的食物对相似度的贡献。图 5 描绘了六类食物贡献份额的变化趋势。在图 5 中，仅谷物的贡献历年都为正值，而且，其绝对值比其他几类食物高了一个数量级。也就是说，排除谷物将大幅降低食物消费结构相似度，而排除其他任意一类食物都会在一定程度上提高结构相似度，说明谷物作为供能比最高的食物，在相似度的计算中同样发挥着最重要的作用。但是，谷物在维持结构相似度上发挥的作用在改革开放后的 20 年内急剧减弱。在其他五类食物中，豆类对结构相似度的贡献最小；薯类和植物油在 20 世纪 80 年代以前的食物消费结构中都会拉低其与当前食物消费结构的相似度，但两者的贡献从 20 世纪 80 年代以后逐渐趋于稳定，此后几乎不再影响结构相似度。相比之下，肉类和果蔬类对结构相似度的抑制作用最大，两者的抑制作用从 20 世纪 80 年代中期和 90 年代初期相继开始减弱，但减弱的速度比谷物更慢，直到 2007 年和 2013 年以后才相继趋近于零。综合来看，食物消费结构升级的过程可以被理解为维持结构稳定和破坏结构稳定的力量双向减弱的过程。在这个过程中，肉类和果蔬类的结构性增长表现出比谷物的结构性下降更强的持续性。

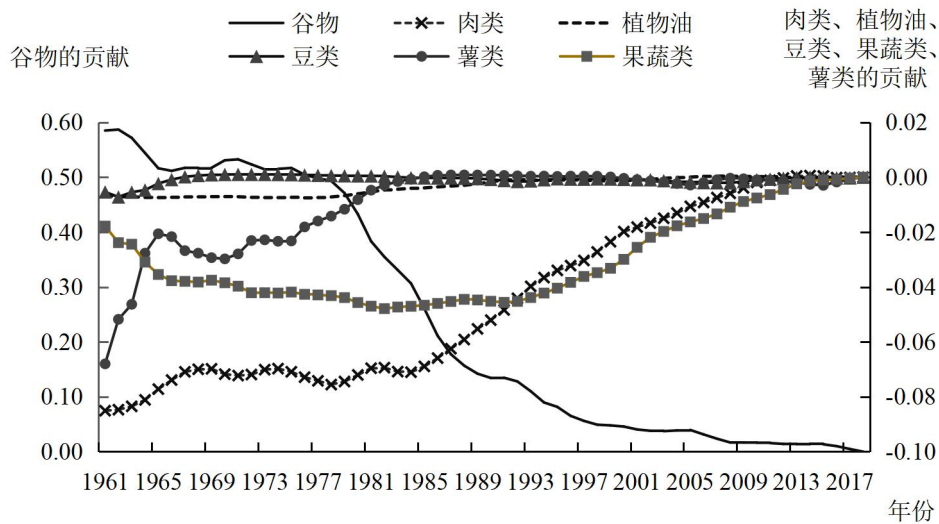


图 5 中国食物消费结构升级中各类食物对结构相似度的贡献

注：纵轴衡量各类食物贡献的指标是  $(CSI_{j,t,T} - CSI_{j,t,t}) / CSI_{j,t,T}$ ；其他六类食物的贡献较小，不再汇报。

## 五、中国与不同国家的食物消费结构趋同

### （一）计算跨地区食物消费结构相似性

本文分别计算中国与其他国家之间的食物消费结构重合度和相似度，表 5 汇报了计算结果。与上文一致，本节讨论基于 CSI 展开，并将 COI 结果作为稳健性参考。中国与其他国家（除韩国以外）的营养结构相似度和食物消费结构相似度在 1961—2018 年都经历了先下降后上升的过程；下降过程集中发生在 20 世纪 80 年代中期以前，此后逐渐呈现上升趋势。结合前文对中国食物消费结构升级过程的分析可知，形成这种变化趋势的主要原因在于改革开放以前中国食物消费结构几乎没有变化，而同期其他多数国家都发生了一定程度的食物消费结构升级。改革开放以后，中国食物消费结构开始升级，中国与其他国家食物消费结构相似度也随之增强。但是，由于其他国家食物消费结构升级的起点不同，步伐也不完全一致，所以，中国与不同国家食物消费结构相似度的变化趋势也存在差异。

因为美国和德国的营养结构在 20 世纪 60 年代就已经基本稳定，所以，中国和美国、德国的营养结构相似度的变化趋势几乎完全取决于中国营养结构升级的特征：改革开放以前基本保持稳定，改革开放以后开始逐渐提高。中国与意大利、希腊和日本等国家的营养结构相似度在改革开放以前都呈现下降趋势。因为食物消费结构升级可以分解为营养结构升级和营养要素内部的食物结构升级，即食物消费结构变化幅度通常比营养结构变化幅度更大，所以中国与其他国家的食物消费结构相似度也普遍低于同期的营养结构相似度。而且，由于营养要素内部食物结构升级的存在，中国与美国、德国的食物消费结构相似度还经历了改革开放以前的下降过程。从近十年来的结构相似度看，中国与韩国、日本的结构相似度最强，营养结构相似度超过了 98%，食物消费结构相似度也达到了 80% 左右。与中国食物消费结构相似度最低的国家为美国。该结果可以从量化的角度说明，为什么现在的比较研究通常将日本、韩国等国家的经验作为中国食物消费结构升级的参考（杨军等，2013；辛良杰，2018）。

表 5 中国与其他国家的营养结构和食物消费结构相似性统计

	时期	日本	韩国	美国	德国	意大利	希腊
营养结构 重合度 (COI)	1961—1970 年	0.952	0.950	0.736	0.747	0.843	0.805
	1971—1980 年	0.890	0.967	0.736	0.742	0.799	0.766
	1981—1990 年	0.888	0.979	0.763	0.776	0.781	0.788
	1991—2000 年	0.926	0.984	0.844	0.820	0.822	0.830
	2001—2010 年	0.959	0.986	0.870	0.885	0.869	0.874
	2011—2018 年	0.982	0.990	0.878	0.908	0.888	0.877
营养结构 相似度 (CSI)	1961—1970 年	0.961	0.959	0.713	0.713	0.838	0.799
	1971—1980 年	0.904	0.971	0.714	0.711	0.789	0.753
	1981—1990 年	0.895	0.980	0.731	0.742	0.754	0.765
	1991—2000 年	0.925	0.984	0.814	0.774	0.783	0.796
	2001—2010 年	0.956	0.986	0.829	0.853	0.830	0.840
	2011—2018 年	0.980	0.988	0.839	0.882	0.852	0.835



表 5 (续)

食物消费 结构重合度 ( <i>COI</i> )	1961—1970 年	0.768	0.784	0.402	0.468	0.603	0.635
	1971—1980 年	0.666	0.821	0.396	0.434	0.559	0.568
	1981—1990 年	0.660	0.840	0.469	0.491	0.579	0.585
	1991—2000 年	0.695	0.811	0.586	0.578	0.662	0.635
	2001—2010 年	0.723	0.806	0.607	0.619	0.714	0.668
	2011—2018 年	0.758	0.802	0.617	0.631	0.721	0.680
食物消费 结构相似度 ( <i>CSI</i> )	1961—1970 年	0.831	0.856	0.439	0.550	0.719	0.719
	1971—1980 年	0.782	0.868	0.418	0.501	0.686	0.653
	1981—1990 年	0.776	0.896	0.460	0.518	0.667	0.625
	1991—2000 年	0.779	0.868	0.532	0.545	0.683	0.629
	2001—2010 年	0.780	0.831	0.538	0.613	0.714	0.647
	2011—2018 年	0.787	0.814	0.554	0.632	0.723	0.653

### (二) 识别地区间食物消费结构趋同的稳态与收敛起点

为判断中国与其他国家的食物消费结构相似度是否已经趋同到某种稳态,根据定义 B 并参考上文介绍的技术路线,首先对结构相似性序列进行断点检验,表 6 汇报了检验结果。多数检验识别出的断点集中在改革开放以后的 10 年以内,说明中国与不同国家食物消费结构相似度进入收敛阶段的起始时间正是中国食物消费结构开始升级的时间。这在一定程度上说明,中国与这些膳食典型国家之间的食物消费结构收敛过程由中国自身的食物消费结构升级过程驱动。

从  $t_0$  期至 2018 年,中国与 6 个国家的食物消费结构相似度都表现为收敛序列,可以在 1% 的统计水平上拒绝自回归系数  $\alpha > 1$  的原假设,ADF 检验也可以证实序列的平稳性。进而,本文在一阶自回归模型的基础上预测各序列收敛的稳态,表 6 汇报了预测结果。与表 5 显示的规律基本一致,在稳定状态下,中国和东亚地区的营养结构相似度明显高于中国和西方国家的相似度;尤其是,中国与日本、韩国的营养结构几乎完全趋同,而与西方国家的营养结构相似度普遍不超过 90%。从食物消费结构来看,中国与不同膳食模式的趋同程度同样存在明显差异,表现为中国和东亚地区食物消费结构相似度明显高于中国和西方国家的这一相似度。但是,即使是与中国营养结构高度趋同的韩国和日本,中国与其食物消费结构的相似度也只能达到 80% 左右,说明中国的食物消费结构仍然存在一些不同于韩国和日本的特征。此外,中国与美国、德国的食物消费趋同程度最弱,在稳定状态下,结构相似度都不超过 65%。

表 6 中国与其他国家营养结构和食物消费结构趋同的断点检验与稳态测算

	国家	结构重合度 ( <i>COI</i> )			结构相似度 ( <i>CSI</i> )		
		$t_0$	自相关系数	$\bar{y}_{j,k}$	$t_0$	自相关系数	$\bar{y}_{j,k}$
营养结构	日本	1978 年	0.932* (32.25)	0.991	1978 年	0.925* (27.36)	0.986
	韩国	1974 年	0.744* (4.78)	0.988	1974 年	0.640* (3.58)	0.987
	美国	1985 年	0.945* (15.22)	0.879	1985 年	0.934* (10.30)	0.837

表 6 (续)

营养结构	德国	1978 年	0.808* (42.28)	0.909	1985 年	0.802* (40.38)	0.883
	意大利	1988 年	0.898* (20.96)	0.901	1988 年	0.914* (16.84)	0.872
	希腊	1978 年	0.531* (6.08)	0.877	1986 年	0.551* (3.97)	0.839
食物消费结构	日本	1979 年	0.954* (36.20)	0.774	1979 <sup>a</sup> 年	0.914* (11.74)	0.789
	韩国	1988 年	0.700* (4.31)	0.801	1987 年	0.803* (15.49)	0.812
	美国	1979 年	0.933* (10.20)	0.619	1985 年	0.942* (10.97)	0.557
	德国	1979 年	0.820* (12.73)	0.630	1993 年	0.759* (16.29)	0.631
	意大利	1985 年	0.776* (13.36)	0.724	1987 年	0.822* (11.86)	0.728
	希腊	1979 年	0.787* (12.63)	0.678	1987 年	0.620* (5.51)	0.652

注：①断点检验采用 Andrews (1993) 的外生断点检验方法，基于 (5) 式将 1970—2000 年依次作为预知单一断点逐一进行检验，表中汇报的  $t_0$  为  $F\tau$  统计量最大值对应的年份，除上标 a 的年份以外，其他汇报年份对应的检验均在 1% 的统计水平上显著；②表中汇报的自相关系数是  $t_0$  到 2018 年一阶自回归模型中的自相关系数，\*表示 1% 的显著性水平；③括号内表示自相关系数对应的 t 值；④稳态值  $\bar{y}_{j,k}$  是采用迭代方法向后预测 5~10 年的均值。

跨地区营养结构相似度和食物消费结构相似度的差异可以用来反映地区间相同营养要素内的食物结构差异。根据表 6 汇报的结果，在稳定状态下，这一差异最小的国家是意大利，而差异最大的国家是美国和德国。也就是说：中国与美国、德国在营养结构和营养要素内的食物结构上都存在较大差异；中国与意大利在营养要素内的食物结构上存在的差异较小；而中国和韩国、日本的营养结构虽然高度趋同，但在营养要素内的食物结构上仍存在一定差异。

对比可知，表 5 中 2011—2018 年结构相似度的统计均值和表 6 中计算的  $\bar{y}_{j,k}$  高度接近，说明中国与其他国家的食物消费结构应该已经在某一时点达到了稳态。根据定义 B，本文对跨地区食物消费结构相似性序列从  $t_0$  期开始进行滚动窗口的均值检验，并采用向前搜索的方法识别进入稳态的时期  $t_1$ 。令滚动窗口的宽度  $w=5$ ，容忍概率  $p=0.95$ ， $b$  根据  $\bar{y}_{j,k}$  的取值下降 5% 或 10% 得到。根据搜索结果，表 7 汇报了中国与其他国家食物消费结构收敛到稳态的时间。

表 7 中国与其他国家食物消费结构收敛到稳态的时间点  $t_1$

国家	营养结构			
	COI		CSI	
	$b=0.90 \bar{y}$	$b=0.95 \bar{y}$	$b=0.90 \bar{y}$	$b=0.95 \bar{y}$
日本	1987 年	2000 年	1978 年	2000 年
韩国	1974 年	1974 年	1974 年	1974 年
美国	1989 年	1994 年	1989 年	1993 年
德国	1994 年	2002 年	2000 年	2003 年
意大利	1993 年	2002 年	1995 年	2004 年
希腊	1987 年	1998 年	1986 年	1998 年

表 7 (续)

国家	食物消费结构			
	COI		CSI	
	$b=0.90 \bar{y}$	$b=0.95 \bar{y}$	$b=0.90 \bar{y}$	$b=0.95 \bar{y}$
日本	1995 年	2003 年	1979 年	1999 年
韩国	1988 年	1988 年	1987 年	1987 年
美国	1992 年	1995 年	1990 年	1998 年
德国	1994 年	1999 年	2000 年	2002 年
意大利	1994 年	2001 年	1977 年	2000 年
希腊	1989 年	1999 年	1987 年	1999 年

表 7 识别的年份可以被理解为在测算稳态水平和给定稳态标准下中国与其他国家食物消费结构收敛到稳定状态而不再进一步趋同的起始时间。观察可知, 在  $b=0.90 \bar{y}$  的条件下, 其他国家识别出的  $t_1$  期与表 6 中的  $t_0$  期比较接近甚至相同, 说明中国与其他国家食物消费结构开始收敛的起点与形成稳态的终点相比, 差异并不足够大。也就是说, 地区间食物消费结构趋同的过程并不像中国食物消费结构升级的过程一样表现出较大幅度的变化, 即地区间的食物消费结构虽然会发生一定程度的趋同, 但是, 由食物偏好差异决定的膳食模式差异具有较强的稳定性。

直观上看, 中国与日本、美国、德国、意大利、希腊的食物消费结构收敛到稳态 95% 程度的时间发生在 2000 年前后, 对比表 3 中  $a=0.95$  条件下的年份可知, 这一时间基本上都不早于或接近于各国自身食物消费结构升级到稳态的时间, 而中国食物消费结构升级到稳态则发生在 2006 年。也就是说, 中国与上述国家之间食物消费结构趋同到稳态的时间早于中国自身食物消费结构升级到稳态的时间。这在一定程度上反映, 中国 2000 年以后的食物消费结构升级过程似乎并未朝着不同国家所趋同的方向发展。

中国与韩国食物消费结构趋同到稳态的时间存在特殊性。其中, 韩国的特殊性表现在, 其与中国的食物消费结构始终都保持较高的相似度 (见表 5), 从表 6 识别出的  $t_0$  期开始, 两国食物消费结构相似度并没有表现为上升趋势, 而是表现为小幅下降趋势, 所以, 对韩国而言,  $t_0=t_1$ 。这在一定程度上可以反映, 与同属于东亚膳食模式典型代表的日本相比, 由于经济发展程度等原因, 中国与韩国食物消费结构升级过程的同步性更强。

### (三) 各类食物在消费结构趋同中的贡献

进一步, 按照前文提出的技术路线, 逐个排除 12 类食物中的每一类并计算剩余 11 类食物在地区间的结构相似度。本文通过结构相似度的变化率衡量被排除的食物对结构相似度的贡献。表 8 汇报了各类食物对 2018 年结构相似度的贡献份额。

表 8 各类食物对中国与其他国家 2018 年食物消费结构相似度的贡献 单位: %

食物类别	日本	韩国	美国	德国	意大利	希腊
谷物	33.04	28.61	11.41	22.82	25.92	25.26
乳制品	-0.48	0.01	-3.83	-5.49	-1.82	-6.39

表 8 (续)

蛋类	0.02	-0.02	0.09	0.05	-0.01	-0.01
肉类	-1.84	-0.85	4.40	2.32	0.93	0.92
动物油脂	0.01	-0.08	-0.06	-2.82	-0.42	0.02
植物油	-4.06	-3.78	-10.63	-3.49	-13.02	-13.50
豆类	0.00	0.07	0.30	0.18	0.12	0.03
薯类	-0.12	-0.52	0.21	0.24	-0.10	0.15
水产品类	-0.41	-0.27	0.03	0.02	0.03	0.01
糖类	-3.14	-4.95	-11.37	-7.80	-2.78	-2.11
果蔬类	-1.60	-0.38	0.92	0.65	0.33	0.93
其他	-0.55	-0.10	-0.06	-1.50	0.03	-0.06
<i>CSI</i>	78.77	81.07	55.46	63.12	72.93	65.48

注：各类食物的贡献= $100 \times (CSI_{j,k,-i} - CSI_{j,k}) / CSI_{j,k}$ 。

与图 5 相似，表 8 中谷物供能量对食物消费结构相似度的贡献具有绝对优势，删除谷物会导致中国与其他国家的结构相似度都出现较大幅度的下降。对比来看，谷物对中国和日本、韩国食物消费结构相似度的贡献最大，对中国和美国食物消费结构相似度的影响最小。这一结果说明，谷物在东亚膳食模式中呈现更强的结构相似性。FBS 数据显示，中国 2018 年人均谷物供能量为 1470 千卡/日，高于韩国 1384 千卡/日和日本 1059 千卡/日，大幅高于美国的 823 千卡/日和德国的 890 千卡/日。

对中国与不同国家食物消费结构相似度负向贡献最大的食物依次是植物油和糖类。也就是说，中国对植物油和糖类的消费水平与其他国家存在较大幅度的结构差异，删除两者会使中国与其他国家的结构相似度都出现一定幅度的上升。和中国植物油消费结构差异最大的国家依次是希腊、意大利和美国；和德国的差异相对较小，这是因为德国消费了更高数量的动物油。FBS 数据显示，2018 年美国植物油的供能比达到 19.02%，而中国则仅有 6.15%。尽管中国和日本、韩国的植物油消费差异相对较小，但从绝对量上来看，中国人均植物油供能量（197 千卡/日）也远低于日本（365 千卡/日）和韩国（461 千卡/日）。相比之下，和中国糖类消费结构差异最大的国家依次是美国、德国和韩国；2018 年三国糖类的供能比依次达到 15.58%、12.07% 和 10.73%，而中国则仅有 2.31%。同样地，从绝对量来看，中国人均糖类供能量（74 千卡/日）不仅低于以上三个国家，而且也大幅低于日本（245 千卡/日）和希腊（285 千卡/日）。

除谷物、植物油和糖类以外，中国对其他食物的消费没有表现出与其他国家存在较大的结构差异。肉类对中国与西方国家等国家食物消费结构相似度发挥正向贡献，而对中国与日本、韩国的食物消费结构相似度发挥负向贡献。FBS 数据显示，2018 年中国人均肉类供能量为 498 千卡/日，供能比为 15.54%，两者均超过其他国家。其中：美国肉类供能量为 456 千卡/日，供能比为 12.60%；日本和韩国肉类供能量则分别为 207 千卡/日和 328 千卡/日。值得注意的是，尽管肉类主要发挥了正向贡献，但是中国与不同国家的肉类消费结构仍存在很大差异。在 2018 年中国肉类供能食物中，猪肉（不含内脏）占比达到 74.50%，与德国（61.16%）差异相对较小，与美国（27.19%）存在大幅差异。此外，

中国与其他国家在蛋类、豆类、薯类和水产品上并没有表现出足以影响整体食物消费结构相似度的差异。中国在乳制品消费上与西方国家存在较大差异（低于西方国家），在果蔬的消费上与日本存在较大差异（大幅高于日本）。

## 六、结论与启示

本文首先在相似性度量方法的基础上提出了食物消费结构收敛性的分析方法，然后采用粮农组织提供的食物平衡表数据，计算了中国、日本、韩国、美国、德国、意大利和希腊等国家的跨期食物消费结构相似度，以及中国与其他6个代表世界主要膳食模式的典型国家之间的食物消费结构相似度，进而分析了中国食物消费结构的收敛过程以及中国与其他国家食物消费结构的趋同过程。本文分析得到了以下主要结论。

第一，中国食物消费结构升级历程表现为：改革开放以前结构基本稳定，从20世纪80年代初开始加速升级，至1995年前后结构升级步入减速阶段并开始进入结构收敛过程，2006年前后的食物消费结构与2018年食物消费结构的相似度达到95%，自此中国食物消费结构升级基本完成，进入了缓慢调整的阶段。从国际比较来看，不同国家食物消费结构升级的阶段存在差异，以美国、德国为代表的西方发达国家率先完成结构升级，在东亚地区，日本先于韩国和中国完成食物消费结构升级。中国食物消费结构升级历程与韩国更加接近。

第二，中国食物消费结构升级呈现几个典型特征。一是食物消费结构先于食物消费总量收敛到稳定状态，中国人均食物消费量从2010年起才达到2018年水平的95%，近年来已经相继超过日本等国家且仍在保持增长。二是营养结构先于食物消费结构收敛到稳定状态，2001年前后营养结构就达到了与2018年营养结构95%的相似度水平。三是食物消费结构升级进入到收敛阶段以后，收入增长对结构升级的驱动作用越来越弱。四是在中国食物消费结构升级过程中发挥主要影响作用的食物主要是谷物、肉类和果蔬类，谷物始终发挥着维持结构稳定的作用，肉类和果蔬类则发挥着破坏结构稳定的作用。其中，肉类和果蔬类的结构性增长比谷物的结构性下降表现出更强的持续性。

第三，中国与典型国家的食物消费结构相似度在1961—2018年期间都经历了先下降后上升的过程，转折期集中发生在改革开放后的十年以内，此后，食物消费结构相继步入了结构趋同的收敛过程。中国和典型国家食物消费结构趋同到稳态的时间均早于中国自身食物消费结构升级到稳态的时间；除韩国等国家以外，食物消费结构收敛到稳态95%程度的时间集中发生在2000年前后。从稳态水平来看，中国与日本和韩国的营养结构近乎完全趋同，与西方国家的营养结构会趋同到90%左右的相似度。但是，从食物消费结构来看，中国与日本和韩国只会趋同到80%左右的相似度，与美国和德国则只会趋同到60%左右的相似度。

第四，在中国与典型国家食物消费结构的趋同稳态中，谷物对结构相似度发挥关键的促进作用，植物油和糖类则发挥主要的抑制作用。谷物在中国与日本、韩国的趋同稳态中发挥的贡献大幅高于谷物在中国与美国和德国的趋同稳态中发挥的贡献。中国居民对植物油和糖类的消费与其他国家存在较大幅度的结构差异，表现在中国植物油和糖类的供能比大幅低于典型国家。而中国居民对肉类消费比

例不仅高于日本和韩国，还超过了美国和德国；但是，因为差距不够大，所以，肉类并没有成为抑制中国与典型国家结构相似度的主要因素。

以上分析结论对于开展中国食物需求预测具有重要的启示。

首先，因为中国食物消费结构已经基本升级到了稳定状态但食物消费总量仍在保持增长，所以，对未来中国食物需求的预测应该更加重视从供能角度对食物需求总量开展系统性预测，而非针对特定食物的需求或食物消费结构的变化开展预测。郑志浩等（2016）的研究同样发现，预测期人均食物支出水平会发生显著增长，而各类食物的支出份额却并未发生明显的结构性变化。据此来看，在对食物需求总量开展预测时，“以现状为基准的食物消费结构不变”并不是一个不可接受的强假设条件。但同时也应该注意到谷物、肉类和果蔬类在中国食物消费结构升级中发挥的关键作用，这三类食物的供能未来仍可能发生一定幅度的结构性变化。进入 21 世纪以来，中国食物消费结构升级到稳定状态的阶段恰恰是中国经济保持持续高速增长阶段，收入增长对结构升级的解释力度在现阶段已经非常微弱，城镇化水平提高对食物消费结构升级的贡献也正在快速减弱。相应地，对未来中国食物需求的预测应该更加侧重于那些引起食物需求总量发生变化的因素，或探索可能导致食物偏好发生变化的因素，其中的一个重点是人口总量和人口年龄结构的变化。

其次，因为具有中国特色的食物消费结构已经形成且保持相对稳定，所以，发达国家食物消费结构升级的历史经验对中国当前的借鉴意义已经比较微弱。从稳态来看，韩国、日本的营养结构升级和食物消费结构升级对中国具有相对更高的参考价值。但是，即便可比性最强，日本、韩国和中国的食物消费结构仍然存在非常明显的差异，集中体现在中国的谷物、肉类和果蔬类的供能比更高，而植物油和糖类的供能比更低。值得注意的是，随着中国和韩国的食物消费结构在 20 世纪 80 年代末趋同到稳态、中国和日本在 20 世纪末 21 世纪初趋同到稳态，上述结构差异就已经形成且基本稳定，中国食物消费结构中异于日本和韩国的特征并没有随着时间的推移而进一步减弱。从这个意义上讲，进入 21 世纪以后，日本和韩国经验对中国的参考价值主要体现在营养结构升级，而非食物消费结构升级。中国在实现营养结构逐渐完全趋同于日本和韩国的过程中，食物消费结构的升级过程则表现出了稳定的独特性。所以，采用国际比较分析方法预测中国食物需求的窗口期已经过去。后续研究对中国食物需求开展预测时应该更加重视中国食物消费结构的特殊性。

最后，中国特色食物消费结构的形成很明显地受到了中国食物政策的影响。从国际比较来看，中国特色食物消费结构的典型特征是：谷物、肉类和果蔬类的供能比更高，而植物油和糖类的供能比更低。从保障粮食安全和民生福祉的目标出发，中国食物政策长期以来的重点就是保障粮食（谷物）、猪肉和蔬菜的供应。根据当前的政策要求，粮食安全是“省长责任制、党政同责”，生猪稳产保供是“属地责任、省负总责”，“菜篮子”是“市长负责制”。国家通过食物政策对食物供给结构进行干预，从而直接影响居民的食物消费结构，也逐渐影响居民的饮食偏好，后者反过来又进一步促进并强化了食物消费结构稳态的形成。因此，可以预期，只要中国保障食物供应的重点目标不发生调整，未来食物消费结构发生大幅变化的可能性很小。反过来讲，在当前食物消费结构已经基本稳定的情况下，对中国未来食物需求的预测还需要考虑国家食物政策在中长期可能发生的调整。

参考文献

- 1.樊福卓, 2013: 《一种改进的产业结构相似度测度方法》, 《数量经济技术经济研究》第7期, 第98-115页。
- 2.黄季焜, 1999: 《社会发展、城市化和食物消费》, 《中国社会科学》第4期, 第102-116页、第206-207页。
- 3.刘莉、赵一夫, 2016: 《大陆和台湾地区居民食物消费变迁的比较分析》, 《世界农业》第4期, 第155-162页。
- 4.刘庆、刘秀丽、汪寿阳, 2018: 《基于合理膳食结构的2020—2050年我国食物用粮需求测算》, 《系统工程理论与实践》第3期, 第615-622页。
- 5.毛学峰、刘靖、朱信凯, 2014: 《国际食物消费启示与中国食物缺口分析: 基于历史数据》, 《经济理论与经济管理》第8期, 第103-112页。
- 6.向晶、钟甫宁, 2013: 《人口结构变动对未来粮食需求的影响: 2010—2050》, 《中国人口·资源与环境》第6期, 第117-121页。
- 7.辛良杰, 2018: 《中国大陆可能的膳食消费水平与粮食需求量——基于中国台湾的历程判断》, 《中国工程科学》第5期, 第135-141页。
- 8.辛良杰, 2021: 《中国居民膳食结构升级、国际贸易与粮食安全》, 《自然资源学报》第6期, 第1469-1480页。
- 9.杨军、程申、杨博琼、王晓兵, 2013: 《日韩粮食消费结构变化特征及对我国未来农产品需求的启示》, 《中国软科学》第1期, 第24-31页。
- 10.郑志浩、高颖、赵殷钰, 2016: 《收入增长对城镇居民食物消费模式的影响》, 《经济学(季刊)》第1期, 第263-288页。
- 11.Andrews, D. W. K., 1993, "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica*, 61(4): 821-856.
- 12.Azzam, A., 2021, "Is the World Converging to a 'Western Diet'?", *Public Health Nutrition*, 24(2): 309-317.
- 13.Bai, J., and P. Perron, 1998, "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66(1): 47-78.
- 14.Baquedano, F., 2020, "The Convergence of Food Diets: Characterizing Consumption Patterns, Food Diversity, and the Relationship to Trade", *Background Paper for The State of Agricultural Commodity Markets 2020*, <https://www.fao.org/3/cb0775en/CB0775EN.pdf>.
- 15.Bell, W., K. Lividini, and W. A. Masters, 2021, "Global Dietary Convergence from 1970 to 2010 Altered Inequality in Agriculture, Nutrition, and Health", *Nature Food*, 2(3): 156-165.
- 16.Durlauf, S. N., P. A. Johnson, and J. R.W. Templeet, 2005, "Growth Econometrics", in P. Aghion and S. N. Durlauf (eds.) *Handbook of Economic Growth, Volume 1A*, Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 555-677.
- 17.Herrmann, R., and C. Röder, 1995, "Does Food Consumption Converge Internationally? Measurement, Empirical Tests, and Determinants", *European Review of Agricultural Economics*, 22(3): 400-414.
- 18.Micha, R., J. Coates, C. Leclercq, U. R. Charrondiere, and D. Mozaffarian, 2018, "Global Dietary Surveillance: Data Gaps and Challenges", *Food and Nutrition Bulletin*, 39(2): 175-205.
- 19.Pesaran, M. H., 2007, "A Pair-Wise Approach to Testing for Output and Growth Convergence", *Journal of Econometrics*, 138(1): 312-355.

20.Schmidhuber, J., and W. B. Traill, 2006, “The Changing Structure of Diets in the European Union in Relation to Healthy Eating Guidelines”, *Public Health Nutrition*, 9(5): 584-595.

21.Timmer, C. P., 2015, *Food Security and Scarcity: Why Ending Hunger is so Hard*, Philadelphia: University of Pennsylvania Press, 96-105.

22.Zheng, Z., S. R. Henneberry, Y. Zhao, and Y. Gao, 2019, “Predicting the Changes in the Structure of Food Demand in China”, *Agribusiness*, 35(3): 301-328.

(作者单位: <sup>1</sup> 中国社会科学院农村发展研究所;

<sup>2</sup> 中国社会科学院大学应用经济学院)

(责任编辑: 黄 易)

## The Convergence of Food Consumption Structure in China

QUAN Shiwen ZHANG Huiyun

**Abstract:** Based on similarity measures, this paper defines the convergence of food consumption structure (FCS) and proposes a corresponding test approach. Using food balance data provided by FAO, we calculate the cross-period and cross-region similarity of FCS respectively, through which whether the convergence of FCS in China has reached a steady state is tested. The study reveals that although the total food consumption in China is catching up with that of western developed countries, the upgrading of the FCS was already completed around 2007, which later entered the stage of slow adjustment, and the upgrading of the nutrition structure was completed even earlier. Currently, income growth has little impact on updating the food consumption structure. The change in energy supply structure of cereals, meat, fruit, and vegetables plays a key role in upgrading the FCS in China. The FCS in China and other countries and regions also converged to a stable state as early as around 2000 or even earlier. The three major nutrients' structure in China is almost completely converging to that in Korea and Japan, but the convergence degree of FCS only reaches approximately 80% and keeps stable. More attention should be paid to the specificity of China's own food consumption patterns when predicting China's future food demand.

**Keywords:** Food Consumption Structure; Structure Upgrading; Structure Similarity; Convergence