

# 中国城乡居民食物消费趋同性研究\*

全世文<sup>1,2</sup> 张慧云<sup>2</sup>

**摘要:** 城乡融合，食物先行。本文测算并描绘了改革开放以来中国城乡居民食物消费量、食物消费结构、营养结构的趋同过程，然后采用收敛模型估算了3个指标的趋同稳态。结果显示，改革开放以来，中国城乡居民食物消费差距经历了先扩大、后缩小的过程，转折点发生在2000年前后。城乡居民食物消费的趋同程度存在显著的收敛性，预测3个指标的城乡趋同稳态将分别达到97.5%、91.0%和96.7%。居民收入水平和城镇化率对趋同稳态具有促进作用，但边际影响逐渐减弱。缩小城乡收入差距将成为未来城乡居民食物消费结构进一步趋同的主要驱动力。但是，受制于食物供应体系的差异，城乡居民食物消费结构的差距在未来较长一段时间内都难以完全消除。未来的政策方向应侧重于进一步缩小城乡收入差距和改善农村地区的食物供给体系，持续优化农村居民的食物获得条件。

**关键词:** 食物消费 消费结构 城乡融合 消费升级

**中图分类号:** F063.2; F328 **文献标识码:** A

## 一、引言

改革开放以来，随着中国经济社会的快速发展，居民收入水平不断提高，食物消费模式也相应地发生了显著变化。居民食物消费逐渐由“吃得饱”的数量目标向“吃得好、吃得健康”的质量目标进行转变。但是，在长期的不均衡发展战略下，中国城乡二元结构曾经持续固化，城乡居民人均可支配收入存在较大差距。与此同时，农村居民食物消费升级整体上滞后于城镇居民。在上述背景下，比较城乡居民的食物消费成为政策实践和学术研究都重点关注的话题。一方面，食物消费是基础性的福利指标，在农村居民收入水平长期低于城镇居民的现实条件下，使农村居民也可以消费相对充足和丰富的食物就成为国家保障农村居民生活福利的基本要求。另一方面，居民食物消费升级直接影响着粮食总需求和国家粮食安全战略；而城镇居民食物消费升级已经放缓，农村居民食物消费仍然具有升级空间，通过城乡比较来测算农村居民食物消费升级的潜力有助于把握未来粮食总需求的变化。

当前，中国已经进入全面建设社会主义现代化国家、向第二个百年奋斗目标进军的新征程。实现

\*本文是中国社会科学院数据库专项资助项目“中国居民食物消费与营养数据库”（项目号：2024SJK009）和中国社会科学院创新工程项目“中国居民食物消费质量评价研究”（项目号：2024NFSB08）的阶段性研究成果。

共同富裕是第二个百年奋斗目标的重要任务，要求国家进一步缩小城乡居民富裕程度的差距，实现城乡融合。党的十八大以来，中国城乡发展一体化全面加速，城乡关系进入了互补融合发展的新阶段（王大伟等，2021）。虽然城乡融合发展的重点任务并不在于食物消费，但是，由于食物消费在居民消费体系中处于基础性地位，所以，城乡居民率先实现食物消费的高度趋同是城乡融合发展的基础性表征。反过来讲，如果城乡居民食物消费存在较大差距，那么，其他产品的城乡消费融合以及其他产业的城乡融合发展都无从谈起。《中国统计年鉴 2022》数据显示，2021 年城镇居民人均可支配收入为 47412 元，比 2012 年增长 96.51%；农村居民人均可支配收入为 18931 元，比 2012 年增长 125.66%。2021 年城乡居民可支配收入比值缩小到 2.504，比 2012 年下降 0.372。同期，农村居民食物消费升级的速度也快于城镇居民，根据本文测算，从 2001 年到 2020 年城镇居民食物消费结构升级幅度为 4.82%，而农村升级幅度则达到了 10.82%。“十四五”期间，中国居民的膳食消费发生了明显变化，城乡居民的能量摄入差距进一步缩小，食物消费结构进一步趋同（中国农业科学院，2021）。

基于城乡居民食物消费已经步入趋同阶段的经验事实，当前中国城乡居民食物消费的趋同程度处于什么水平？未来城乡居民食物消费是否有可能实现完全等同？主要的驱动因素是什么？现有研究并没有直接回答上述问题。相关研究总体上可以归纳为两类。第一类研究直接比较城乡居民对各类食物的消费量、消费占比或消费支出的演变过程（李哲敏，2008；吕晓等，2017；余慧容和杜鹏飞，2022）。这类研究以城镇食物消费升级路径作为农村升级路径的参考，或以当前城镇的食物消费模式为目标分析农村食物消费升级的潜在空间。相比之下，更多研究采用了第二类范式，即以食物需求理论为基础，采用不同的需求系统模型估算各类食物需求和收入、价格等因素之间的关系（Zheng et al., 2019；尹业兴等，2020；Bairagi et al., 2020；肖雪和胡冰川，2022）。这类研究可以进一步通过模拟不同的收入增长条件或其他条件来预测居民未来的食物需求变化。以上两类研究都没有将城乡居民食物消费趋同或消费差距直接作为研究对象。虽然部分研究观察到了近年来中国城乡居民食物消费的差距正在逐渐缩小，但是，由于研究目标有所不同，现有文献既未能解释城乡居民食物消费趋同的理路，也未能在量化趋同程度的基础上分析趋同过程的具体形态及其驱动因素。

本文在借鉴区域间食物消费结构趋同研究的基础上，直接以城乡居民食物消费的趋同性作为研究对象。相比现有研究，本文在以下几个方面可能有创新之处：第一，阐述城乡居民食物消费趋同的理论依据、驱动因素和能够达到的趋同稳态的决定因素。第二，从消费量、消费结构和营养结构三个角度分别构造城乡居民食物消费趋同指标，从而对消费趋同开展量化分析。第三，提供一种采用收敛模型来测算城乡居民食物消费趋同稳态的技术路线，从而可以对趋同稳态的变化特征和驱动因素直接开展验证性分析。此外，本文在统一口径下整理了改革开放以来中国各省份城乡居民对各类食物的消费数据，在实现本文研究目标的同时也弥补了以往同类研究缺乏长期数据的缺陷。

## 二、理论与假说

### （一）城乡居民食物消费趋同的理论依据与特征

根据微观经济学理论，影响个体食物消费需求的主要因素包括收入水平、食物价格、替代品与互

补品价格、饮食偏好等，其中，收入水平发挥着关键的影响作用（Elsner and Hartmann, 1998；郑志浩等，2016）。恩格尔定律和班尼特定律描绘了居民食物消费模式随收入增长而发生变化的特征：前者指居民食物消费支出在总收入中的比重随着收入水平的提高而逐渐下降；后者指居民食物消费的多样性随着收入水平的提高而逐渐增加，其中，以粮食为代表的低价值食物的消费量下降，而以动物性产品为代表的高价值食物的消费量上升。从技术上讲，恩格尔定律可以被定义为：给定价格水平，食物需求收入弹性大于0且小于1。在此基础上，通过追加以下条件可以进一步定义班尼特定律：居民对高价值食物的需求收入弹性大于低价值食物的需求收入弹性。两个定律分别从消费量和消费结构的视角揭示了居民食物消费升级或转型的规律，并在大量经验研究中被广泛证实（Pinstrup-Andersen and Caicedo, 1978；Femenia, 2019）。经验研究进一步揭示了食物消费随收入增长而变化的非线性特征：各类食物的需求收入弹性和需求价格弹性均会随着收入水平的提高而逐渐减弱（Chen et al., 2016；Femenia, 2019）。这一规律与以下两个经验事实相吻合：第一，在食物消费转型升级的过程中，收入和价格因素对食物需求的解释力度逐渐下降，而消费者偏好的解释力度则逐渐加强（Herrmann and Röder, 1995；全世文和张慧云，2023）。第二，食物消费结构并不会持续保持快速升级，而是会逐渐放缓升级速度从而使结构趋于稳定，形成由特定饮食偏好所决定的区域性膳食模式。

那么，根据上述规律可以得到食物消费趋同的推论：给定相同的商品可获得条件和相同的饮食偏好，不同群体之间食物消费的差异会随着收入水平的提高而逐渐减小，食物消费量和消费结构最终都会趋于完全等同。这一推论有两重内涵：首先，虽然消费群体之间收入差距的逐渐消弭会促进食物消费趋同，但是，食物消费完全等同并不以群体之间绝对收入水平完全相等为必要条件。当需求收入弹性随着收入水平提升而下降到一个足够低的程度以后，收入水平的继续提升便不再会引起食物消费量的提高和消费结构的改变。此时，即使群体间的收入差距有所扩大，绝对收入水平的提高也仍然可以引起食物消费趋同程度的提高。其次，食物消费趋同最终达到稳态时的程度取决于稳态条件下消费群体之间食物可获得条件的差异和饮食偏好的差异，差异越大，趋同的稳态水平就越低。

以上推论同样适用于理解和判断中国城乡居民食物消费差异的变化规律，即随着收入水平的不断提高，城乡居民食物消费量和消费结构都将不断趋同。和群体之间食物消费趋同的一般规律相比，中国城乡居民之间的食物消费趋同存在三个方面的特征。

第一，城镇的经济和社会发展水平高于农村，食物供应体系也比农村更加完善，相应地，城镇居民食物消费升级先于农村发生。因此，中国城乡居民食物消费趋同的过程并不表现为双向互动的同步形态，而是表现为单向的“农村追赶城市”的形态。当城镇居民食物消费升级速度快于农村居民时，城乡居民食物消费的差距拉大；仅当城乡居民食物消费升级速度逆转为城镇慢于农村时，城乡居民食物消费才步入趋同阶段。

第二，从长期来看，城乡居民食物消费趋同的稳态水平更高，甚至接近于完全等同。首先，由于经济社会发展水平和自然地理环境有所不同，城镇和农村的食物供应体系存在差异，而且，经济社会发展无法完全消除上述差异。但是，即使在城乡食物供应体系大幅融合的情形下，供应体系差异也并不代表农村居民的食物可获取条件完全劣于城镇；相反，对于初级农产品，尤其是部分生鲜类食物，

农村居民的可获取条件甚至可能优于城镇。其次，群体性的饮食偏好差异主要表现在具有不同饮食习惯或饮食文化的地区之间，而不表现在相同地区的城乡居民之间。另外，由于劳动强度存在差异，城乡居民对食物能量的需求有所不同（Colen et al., 2018）。但是，随着农业生产活动中资本要素对劳动要素的替代，城乡居民劳动强度的差异快速下降。因此，当城乡居民食物消费步入持续趋同的阶段以后，在城乡融合发展的背景下，城乡居民食物消费最终会趋于高度等同。

第三，城乡居民食物消费趋同的过程还受到人口流动因素的影响。现有研究证实了城镇化会对居民食物消费产生显著影响。在转型社会中，劳动力从农村转移到城镇会通过多种途径改变其原有的食物消费模式：收入水平提高、生活方式（劳动强度）变化、食物多样性增加、饮食偏好改变，等等（Hovhannisyan and Devadoss, 2020）。其结果是，城镇化会使流入城镇人口的食物消费在短期内发生快速升级。但是，城镇化对城乡居民食物消费趋同的影响却并不直观。一方面，转移到城镇的劳动力首先是农村居民中人力资本较高、食物消费也较为丰富的群体，这一部分人口转移到城镇可能会造成短期内城乡居民食物消费差距的进一步扩大。另一方面，随着流动人口的收入向农村转移，以及饮食偏好向农村传递，从长期来看，城乡居民食物消费的差距会相应地减小。因此，城镇化对城乡居民食物消费趋同的影响有待论证。

## （二）城乡居民食物消费趋同稳态测算

不同地区居民食物消费模式虽然存在差异，但是，同一地区内城乡居民的食物消费会随着地区经济发展水平的提高而趋于高度等同。所以，地区间城乡居民食物消费趋同程度必然存在收敛特征，即区域间城乡居民食物消费趋同程度的差异会逐渐缩小。参考经济增长理论中的收敛模型（Durlauf et al., 2005）， $\sigma$  收敛表示城乡居民食物消费趋同程度的区域间变差随时间推移而不断下降， $\beta$  收敛表示城乡居民食物消费差距越大，则差距缩小的速度越快。本文借用 Barro and Xavier（1992）提出的  $\beta$  收敛模型来分析中国城乡居民食物消费的趋同性。和现有相关研究聚焦于验证经济指标是否存在收敛性的目标（Wan, 2002；孙群力等，2021）有所不同，本文重点关注收敛后的预期稳态，这一稳态可以用来反映城乡居民食物消费升级基本完成以后能够实现的趋同程度。

$$\frac{1}{T} \log \left( \frac{y_{i, t_0+T}}{y_{i, t_0}} \right) = \alpha + \frac{\exp(-\beta T) - 1}{T} \log(y_{i, t_0}) + \mu_{i, t_0, t_0+T} \quad (1)$$

$$y_{1, i, t} = \sum_k C_{i, k, t}^U / \sum_k C_{i, k, t}^R = \sum_j N_{i, j, t}^U / \sum_j N_{i, j, t}^R \quad (2)$$

$$y_{2, i, t} = 1 - \frac{1}{2} \left( \sum_k \left| C_{i, k, t}^U / \sum_k C_{i, k, t}^U - C_{i, k, t}^R / \sum_k C_{i, k, t}^R \right| \right) \quad (3)$$

$$y_{3, i, t} = 1 - \frac{1}{2} \left( \sum_j \left| N_{i, j, t}^U / \sum_j N_{i, j, t}^U - N_{i, j, t}^R / \sum_j N_{i, j, t}^R \right| \right) \quad (4)$$

（1）式定义了用来检验区域间城乡居民食物消费趋同程度是否存在  $\beta$  收敛的非线性最小二乘模型。其中，下标  $i$ 、 $t_0$  和  $t_0 + T$  分别表示地区、期初时间和期末时间， $T$  表示时段长度。 $y$  表示城乡

居民食物消费的趋同程度， $\mu$  表示误差项。 $\alpha$  和  $\beta$  是模型中的待估参数，参数  $\alpha$  反映了影响城乡居民食物消费趋同变化率的禀赋条件，参数  $\beta$  反映了城乡居民食物消费趋同程度收敛或发散的速度。两个参数均为固定参数，说明（1）式为无条件收敛模型，即不同地区城乡居民食物消费的趋同程度最终会无条件地收敛到一个相同的稳态水平。

本文从食物消费量、食物消费结构、营养素摄入结构（以下简称“营养结构”）3个维度反映食物消费。相应地，城乡居民食物消费的趋同程度由这3个指标进行定义。其中， $y_{1,i,t}$  定义了*i*地区*t*时间城乡居民食物消费量的比值，下标  $k=1,2,3,\dots,K$  表示食物类型，上标  $U$  和  $R$  分别表示城镇和农村， $C$  表示以热量单位计算的人均食物消费量。易知， $y_{1,i,t}$  的值域为  $[0,+\infty]$ ，取值越接近于1表示城乡居民食物消费量趋同程度越高<sup>①</sup>。 $y_{2,i,t}$  和  $y_{3,i,t}$  分别定义了*i*地区在*t*时间的城乡居民食物消费结构重合度和营养结构重合度（全世文和张慧云，2023），下标  $j=1,2,3$  分别表示碳水化合物、油脂、蛋白质三类宏量营养素， $N$  表示以热量单位计算的人均营养素供给量。易知， $y_{2,i,t}$  和  $y_{3,i,t}$  的值域均为  $[0,1]$ ，取值越大表示城乡居民食物消费结构、营养结构的趋同程度越高。那么，城乡居民食物消费完全等同意味着趋同程度的预期稳态（以下简称“趋同稳态”）为  $y^* \equiv \lim_{t \rightarrow \infty} y_{i,t} = 1, \forall i$ 。其中， $y_1^*=1$  表示食物消费量完全相等， $y_2^*=1$  和  $y_3^*=1$  分别表示食物消费结构、营养结构完全相同。若（1）式存在  $\beta$  收敛，则可以求得  $y^* = \exp[\alpha T / (1 - \exp(-\beta T))]$ 。据此，从城乡居民食物消费趋同的规律出发，本文提出假说 H1 和假说 H2。

H1:  $\beta > 0$ ，即城乡居民食物消费的趋同程度存在  $\beta$  收敛所揭示的“追赶效应”，期初的城乡差异越大，收敛速度就越快。

H2: 给定  $\beta > 0$ ，则  $y^*=1$ ，即城乡居民食物消费的趋同程度会无条件地收敛到完全等同。

若证实假说 2，则意味着城乡结构“变二元为一元”的融合发展将会使城乡居民食物消费的差异完全消除。反之，若证伪假说 2，则意味着  $y_1^* \neq 1$ 、 $y_2^* < 1$  或  $y_3^* < 1$ ，即城乡居民食物消费的差异并不会完全消除。若证伪假说 2 则可以做出以下两种不同判断。

第一，现阶段居民收入尚未达到足够高的水平，或城乡收入差距仍然较大，导致“农村追赶城镇”尚处在早期或中期，因此，观察期样本所呈现的经济发展阶段尚不足以形成城乡居民食物消费差距将会完全消除的预期。也就是说，“城乡居民食物消费趋于完全等同”的长期目标是给定的，而  $y^* \neq 1$  只是一种阶段性结果。根据这一判断，收入水平和城乡收入差距是影响现阶段测算食物消费趋同稳态水平的关键因素。随着时间推移，收入水平进一步提高，城乡差异进一步缩小乃至完全消除，稳态  $y^*$  将逐渐提高并最终趋近于 1。

<sup>①</sup>虽然  $y_{1,i,t}$  的理论值域为  $[0,+\infty]$ ，但是，由于城乡居民劳动强度的差异，多数情况下，城镇居民的人均热量摄入水平低于农村居民，因此，本文使用城镇与农村人均食物消费量的比值定义  $y_{1,i,t}$ ，而不是反过来，由此使  $y_{1,i,t}$  的主要取值集中在  $[0,1]$  之内，并且在时间趋势上具有一个与  $y_{2,i,t}$ 、 $y_{3,i,t}$  相似的“逐渐增长（收敛）到 1”的形式特征。下文将分别对各类食物及各类营养素的城乡消费趋同程度进行分析，就特定食物或营养素而言，城乡居民消费量比值可能大于 1，时间趋势也可能表现为“逐渐下降（收敛）到 1”的形态，这并不影响（1）式参数符号的收敛性含义。

第二, 现阶段城乡居民食物消费升级已经基本完成, 所以, 收入水平和城乡收入差距已经不再是制约城乡居民食物消费趋同稳态的主要因素。城乡融合发展并不意味着影响食物消费的所有因素都将在均衡状态下完全消除城乡差异, 而是会形成一种具有经济合理性的城乡差异。所以, 现阶段预测的  $y^*$  已经接近最终的趋同稳态。导致  $y^* \neq 1$  的原因在于城乡食物供应体系和城乡居民饮食偏好存在差异。如前文所述, 上述差异虽然有望减小, 但并不会完全消除。那么, 只要差异没有消除,  $y^* \neq 1$  就不是一种阶段性结果, 而是一种目标性结果。根据这一判断, 即使未来收入水平进一步提高、城乡收入差距进一步缩小,  $y^*$  也并不会持续趋近于 1, 而是会收敛到一个低于 1 的稳态水平。

值得注意的是, 以上两种判断并不必然表现为互斥关系。也就是说, 导致城乡居民食物消费趋同稳态未能达到完全等同的原因可能同时包括了阶段性因素和长期性因素的影响。将趋同稳态写为  $y^* = f(y_{i \in I, \leq t}) = g(x_{i \in I, \leq t}, z_i)$ , 其中,  $x$  表示以收入水平、城乡收入差距和城镇化率为代表的阶段性因素,  $z$  表示以城乡食物供应体系的结构差异、城乡居民饮食偏好差异为代表的长期因素。 $x$  和  $z$  对  $y^*$  的影响机制存在差异。随着时间推移,  $x$  对  $y^*$  的影响逐渐衰减到 0, 当  $x$  达到一定程度以后, 即使  $x$  继续发生变化也不会对  $y^*$  产生影响。而  $z$  并不随时间变化, 只要  $z$  不够低,  $y^*$  就不等于 1<sup>①</sup>。所以, 以上两种判断的焦点在于现阶段  $x$  是否已经达到了不再影响  $y^*$  的水平, 以及  $z$  的程度是否足以对  $y^*$  产生影响。从逻辑上讲, 趋同稳态的变化可能表现为以下形态: 在观察期以内, 因为  $x$  的驱动作用, 预测的  $y^*$  随时间的推移而逐渐提高但并未达到完全等同的水平; 在观察期以外的未来某个时间点以后,  $x$  不再发挥驱动作用, 但是, 因为  $z$  并不足够小, 所以  $y^*$  最终会达到一个小于 1 的稳态水平。据此, 本文提出假说 H3 和假说 H4。

H3: 城乡居民食物消费的趋同稳态随时间推移呈现上升趋势, 并逐渐达到最大值。

H4: 居民收入水平越高、城乡居民收入差距越小、城镇化率越高, 城乡居民食物消费的趋同稳态也越高。

### (三) 城乡居民食物消费趋同路径的区域间差异

城乡居民食物消费趋同程度的  $\beta$  收敛可以分解为纵向和横向两个方向。纵向收敛是指地区内城乡居民食物消费的趋同程度随时间推移而收敛, 不断趋近于高度等同; 横向收敛是指各地区之间城乡居民食物消费的趋同程度在给定时间范围内存在收敛性, 即城乡居民食物消费差距大的地区追赶差距小的地区。就本文而言, 纵向收敛是横向收敛的前提条件。如果相同地区城乡居民食物消费的差距不断扩大, 那么, 就不会发生差距大的地区追赶差距小的地区的收敛过程。

根据前文分析, 城乡居民食物消费并不同步升级, 早期城镇升级快而农村升级慢, 城乡居民食物消费差距会呈现扩大趋势, 只有当中后期城镇升级速度慢于农村时, 纵向收敛才会发生。因此, 上一节分析存在一个潜在的假设条件, 即各地区城乡居民食物消费已经整体步入持续趋同的阶段。而事实上, 不同地区发展并不同步, 城乡居民食物消费趋同的纵向收敛路径可能存在差异。也就是说, 虽然

<sup>①</sup>阶段性因素和长期性因素对收敛稳态影响机制的差异可以被理解为 Alexiadis (2012) 所区分的“过渡性条件收敛”和“永久性条件收敛”。

城乡居民食物消费的趋同程度最终会实现高度等同的目标，但是，不同地区收敛的起始点和速度会因为发展步伐不同而存在差异。参考并修正 Azzam (2021) 的模型设定，本文将收敛速度进一步写为  $\beta_{i,t} = f(\dot{x}_{i,t})$ 。其中， $\dot{x}$  表示阶段性因素的变化率，用来反映经济发展速度或城乡融合速度，包括收入增长率、城乡收入差距缩小速度、城镇化率提升速度。当城乡居民食物消费趋同步入收敛阶段以后，城乡融合速度越快，城乡居民食物消费的收敛速度也越快。据此，本文提出假说 H5 和假说 H6。

H5: 给定  $y^* = 1$ ，不同地区城乡居民食物消费趋同程度的收敛路径（包括起始时间、收敛速度）存在差异<sup>①</sup>。

H6: 收入增长率、城乡收入差距缩小速度、城镇化率提升速度越高，城乡居民食物消费趋同的收敛速度也越快。

### 三、数据与方法

#### （一）数据来源与介绍

本文分析所需的关键数据是全国各省份城乡居民对各类食物的人均消费量。食物消费量从统计口径上包括在家消费量和在外消费量两个部分，前者指居民在家消费的所有粮、油、菜、肉、蛋、奶、水产品等食物，后者指备餐地点不在家（包括餐馆、食堂等）的食物消费（含外卖）。首先，《中国统计年鉴》和各省份统计年鉴分别公布了全国及各省份城镇和农村居民在家食物消费量数据。但该数据存在如下问题：第一，各省份 2012 年及以前的食物消费量数据在统计口径、分类、标准上都不完全一致，城镇与农村食物消费的统计规则也不完全一致，而且，各省份的统计规则在不同历史时期还发生过调整；第二，2012 年国家统计局对城乡住户调查实施了一体化改革，城乡居民食物消费量指标从统计口径、分类和标准上都发生了调整，各省份、城乡的统计规则都调整为一致。因此，从时间趋势上看，城乡居民的在家食物消费量数据在 2012—2013 年存在一个由统计规则调整引起的结构断点<sup>②</sup>。

为了得到横向和纵向均可比的在家食物消费量数据，本文按照以下步骤对各省份统计年鉴提供的原始数据做出调整。第一，以 2013 年以后统计年鉴对食物的分类为基础，并结合 2012 年以前的数据可得性，将食物划分为 11 类：粮食、食用油、猪肉、牛羊肉、蔬菜、禽肉、蛋类、水产品、奶类、瓜果、食糖。第二，将全国及各省份 2012 年以前的食物消费量（近似）按照上述 11 个类别重新整理，其中存在的少量数据缺失依次使用插值法、假设城镇和农村增长率相同的估值法进行补齐，进而计算历年城乡居民对各类食物的消费量增长率。第三，以 2013 年以后统计食物的口径和标准为基础，结合

<sup>①</sup>严格意义上讲，收敛路径差异不仅包括收敛起始点和收敛速度差异，还包括收敛目标，即趋同稳态差异。因此，假说 H5 中的约束条件  $y^* = 1$  应该修正为  $y_i^* = g(z_i) < 1$ ，即趋同稳态最终仅取决于长期因素  $z$  的水平。但是， $z$  无法被观测。而一旦释放  $y^* = 1$  的约束，则因为不同时期子样本中识别的  $y^*$  仍然受到  $x$  的影响，就无法在可比口径下识别收敛起始点和收敛速度是否存在差异。

<sup>②</sup>各省份数据在不同历史时间点也存在类似的统计规则调整原因导致的结构断点，处理方法和下文处理 2012—2013 年结构断点的方法相似。

2012 年以前同类别或近似同类别的食物消费量增长率的历史数据进行倒推,从而将 2012 年以前的食物消费量调整为与 2013 年以后数据可比的口径。经过以上处理,本文整理得到全国及各省份 1980—2020 年(各省份起始年份并不严格统一)城镇和农村居民对 11 类食物的在家消费量数据。

其次,国家统计局并没有发布关于居民在外食物消费量的相关数据。但是,随着收入水平提高,城乡居民在外饮食规模不断扩大,已经逐渐成为日常食物消费的一个重要组成部分。相关研究多采用微观调查数据直接获取或在此基础上间接估算居民在外食物消费量。由于调查时间和调查样本的局限性,通过微观调查方法难以得到各省份长序列面板数据。结合现有公开数据资料的可获得性以及数据的相对有效性,本文选择在以下两套数据的基础上估算居民在外食物消费量。一是国家统计局发布的全国及各省份 1992—2012 年“城镇居民在外饮食支出占比”,二是《2021 中国与全球食物政策报告》附录中发布的“中国城乡居民各类食物在外消费比例”<sup>①</sup>。本文按照以下步骤估算在外消费量。第一,将“城镇居民在外饮食支出占比”指标分省份构建自回归模型,通过时间序列预测方法将数据年限扩展到 1981—2020 年;第二,将“中国城乡居民各类食物在外消费比例”指标的 13 类食物调整为 11 类,并采用插值法将中间缺失数据年份的数据补齐;第三,假设同省份临近年份在外饮食结构不变、城乡居民在外饮食结构相同,将各省份“城镇居民在外饮食支出占比”作为“城乡居民各类食物在外消费比例”的比例尺,估算各省份各类食物在外消费比例。据此,本文整理得到了全国及各省份 1981—2020 年(各省份起始年份并不严格统一)城镇和农村居民对 11 类食物的在外消费量比例数据<sup>②</sup>。

$$N_{i,j,k,t} = \frac{1000}{365} \cdot F_{i,k,t} \cdot (1 + out_{i,k,t}) \cdot edi_k \cdot a_j \cdot \frac{n_{j,k}}{100} \quad (5)$$

$$C_{i,k,t} = \sum_j N_{i,j,k,t} \quad (6)$$

$$N_{i,j,t} = \sum_k N_{i,j,k,t} \quad (7)$$

(5) 式中,下标  $i$ 、 $j$ 、 $k$ 、 $t$  的含义同 (1) 式,  $F$  和  $out$  分别表示通过前述步骤整理得到的居民在家食物消费量(千克)和在外消费量比例,  $edi$  表示可食部比例,  $n$  表示每 100 克食物中的营养素含量(克),  $a$  表示营养素的能量密度(千卡/克)<sup>③</sup>。于是,通过 (5) 式可以将食物消费量(千克)转换为营养要素的摄入量,并进而通过 (6) 式和 (7) 式可以计算得到居民对各类食物的人均消费量(千卡)和对每类宏量营养素的人均摄入量(千卡)。

此外,本文分析所需的其他数据包括:城镇和农村居民人均可支配收入、食物价格、城镇化率、居民劳动强度。其中,人均可支配收入、城镇化率来源于 2001—2021 年历年《中国统计年鉴》。由

<sup>①</sup>资料来源:《2021 中国与全球食物政策报告》正式发布(附全文),[http://agfep.cau.edu.cn/art/2021/4/30/art\\_39031\\_744872.html](http://agfep.cau.edu.cn/art/2021/4/30/art_39031_744872.html)。

<sup>②</sup>受新冠疫情影响,估算的 2020 年在外食物消费量比例根据当年餐饮业收入下滑程度有所调低。

<sup>③</sup>食物营养成分参照《中国食物成分表》(中国疾病预防控制中心营养与健康所编著,北京大学医学出版社 2018 版,第 25-125 页)整理得到。

于城镇居民劳动强度难以直接测度，本文假设城镇居民劳动强度不变，并采用农业机械化水平来反映农村居民劳动强度，数据来源于《中国统计年鉴》（历年）。城乡食物价格指数来源于《中国价格统计年鉴》（历年），本文参照 Brandt and Holz（2006）提供的方法将城镇和农村食物价格指数调整为以 1990 年河南省农村居民食物篮子的价格为基准的定基价格指数，从而保证价格指数在城乡之间、省域之间、不同年份之间都具有可比性。

表 1 概括了本文分析所用指标的含义并汇报了各项指标的描述性统计结果。需要说明的是，由比值定义的城乡差距（包括收入差距和价格差距）理论上存在两个方向：城镇低于农村、城镇高于农村，这会导致进一步据此计算的城乡差距变化率（包括收入差距变化率和价格差距变化率）存在多种方向变化的可能性，因而难以直观解释其含义。但是，在 2001—2020 年的样本期以内，各省份城乡居民可支配收入的比值均大于 1，城乡食物价格指数比值小于 1 的观测值仅有 11 个且最小值为 0.93。因此，表 1 中计算的收入差距变化率和食物价格差距变化率可以基本锁定为“城镇高于农村”的差距的变化率：变化率大于 0 表示城乡差距进一步扩大，变化率小于 0 表示城乡差距有所缓解。

表 1 变量定义及其描述性统计

变量	含义	统计指标或计算方法	平均值	标准差
$y_1$	城乡居民食物消费量趋同程度	参见 (2) 式	0.866	0.181
$y_2$	城乡居民食物消费结构趋同程度	参见 (3) 式	0.838	0.075
$y_3$	城乡居民营养结构趋同程度	参见 (4) 式	0.905	0.059
$inc$	居民收入水平	居民人均可支配收入（万元）	1.577	1.185
$incr$	城乡居民收入差距	城乡居民人均可支配收入比值	2.790	0.514
$cpir$	城乡食物价格差距	城乡食物价格指数比值	1.208	0.092
$urban$	城镇化率	城镇常住人口占比	0.514	0.159
$mac$	农业机械化水平	机械总动力（千瓦）/农作物播种面积（亩）	0.405	0.235
$ginc$	居民可支配收入增长率	$\ln(inc_{i, t_0+T} / inc_{i, t_0}) / T$	0.118	0.023
$gincr$	城乡居民收入差距变化率	$\ln(incr_{i, t_0+T} / incr_{i, t_0}) / T$	-0.010	0.015
$gcpir$	城乡食物价格差距变化率	$\ln(cpir_{i, t_0+T} / cpir_{i, t_0}) / T$	0.000	0.006
$gurban$	城镇化率提升速度	$(urban_{i, t_0+T} - urban_{i, t_0}) / T$	0.015	0.011
$gmac$	农业机械化水平增长率	$\ln(mac_{i, t_0+T} / mac_{i, t_0}) / T$	0.034	0.049

注：表中汇报平均值和标准差的样本由 31 个省份 2001—2020 年定义的平衡面板数据组成，观测值为 620 个；其中，变化率、提升速度和增长率为 5 年内平均值（ $T=5$ ），观测值为 465 个。

## （二）模型设定与估计策略

本节介绍检验前文所提假说的模型设定和估计策略。在由  $i$  和  $t_0$  两个维度定义的面板数据基础上，可以采用非线性最小二乘法对 (1) 式进行估计，得到估计量  $\hat{\alpha}$  和  $\hat{\beta}$ ，从而直接对假说 H1 进行验证，并可以进一步计算得到估计量  $\hat{y}^*$ ，从而对假说 H2 进行验证。需要注意的是，在 (1) 式中需要谨慎地考虑对控制变量和固定效应的引入。引入控制变量意味着“条件收敛”，而非“无条件收敛”（Durlauf et al., 2005）。首先，同类研究聚焦于  $\beta$  系数，也就是对经济指标的收敛性进行验证，但经济指标最

终收敛达到的稳态并不明确，而且，经济指标本身的值域也不需要加以限制。因此，在模型中引入控制变量并不影响验证收敛性的技术目标。但是，在本文中，城乡居民食物消费趋同的收敛目标是给定的（等于或接近于1），而且，测度消费结构的 $y_2$ 和 $y_3$ 的值域均为 $[0, 1]$ 。

其次，收敛模型中的地区固定效应通常用于反映经济指标增长路径中存在的无法观测且不能忽略的初始条件，如资源禀赋、经济制度等因素（Durlauf et al., 2005）。当模型中引入固定效应且收敛速度为固定参数时，不同地区的收敛目标就必然存在差异。根据前文分析，从长期来看，城乡居民食物消费趋于高度等同意味着地区差异较小，而且仅取决于长期因素 $z$ ，而在观察期以内预测收敛目标的地区差异则可以被阶段性因素 $x$ 所解释。也就是说，城乡居民食物消费趋同的区域异质性并不主要表现为收敛目标差异，而是表现为收敛起始点和收敛速度差异。所以，在（1）式中引入地区固定效应不仅会导致测算趋同稳态的地区差异难以被解释，而且也无法识别出收敛起始点和收敛速度的差异。

据此，本文将 $\alpha = \left\{ \left[ 1 - \exp(-\beta T) \right] / T \right\} \cdot \log(y^*)$ 代入（1）式，得到如下公式：

$$\frac{1}{T} \log \left( \frac{y_{i, t_0+T}}{y_{i, t_0}} \right) = \frac{1 - \exp(-\beta T)}{T} \log(y^*) + \frac{\exp(-\beta T) - 1}{T} \log(y_{i, t_0}) + \mu_{i, t_0, t_0+T} \quad (8)$$

通过（8）式可以实现对收敛速度 $\beta$ 和趋同稳态 $y^*$ 的直接估计，从而便于对 $y^*$ 的变化规律开展分析。考虑到趋同稳态值域，在估计（8）式时，可以令 $y_1^* = \exp(\theta_1)$ ， $y_2^* = \exp(\theta_2) / [\exp(\theta_2) + 1]$ ，从而在估计参数 $\theta$ 的基础上进一步计算得到 $\hat{y}^*$ <sup>①</sup>。

根据（8）式进一步对假说H3进行检验的传统策略是对总样本进行分段估计（Regmi et al., 2008），通过观察 $\hat{y}^*$ 在不同时间段子样本中的变化趋势来检验假说H3。这种策略的劣势是不便于在子样本之间开展 $\hat{y}^*$ 是否存在差异的统计检验，而且，无法预测未来期的 $y^*$ 。本文采用如下两种策略检验假说H3：第一，将城乡居民食物消费趋同的稳态写为时间固定效应的形式，并代入（8）式进行估计，从而可以在同一模型中对不同时间段的 $\hat{y}^*$ 进行观察和检验；第二，将趋同稳态写为非线性时间趋势的形式，即 $y^* = b_0 + b_1 \cdot t + b_2 \cdot t^2$ ，并代入（8）式进行估计。后者的优势是可以识别出 $y^*$ 在未来某个时点才达到极值的情形。同理，为了检验假说H4，令 $y^* = xb$ ，并代入（8）式进行估计。

为了检验假说H5，本文在约束 $y^* = 1$ 的条件下对每个地区的子样本分别估计（8）式来分析收敛起始点和收敛速度的区域间差异。识别收敛起始点的策略如下：依次将1980—2010年历年作为各个地区的起始时间构建子样本（末期均为2020年）分别估计（8）式。那么，收敛起始点应该满足如下特征：该时间点作为起始时间的子样本可以证实 $\beta > 0$ ，且该时间点之后的各个不同时间作为起始时间的子样本也可以广泛地证实 $\beta > 0$ 。满足以上特征的最早时间点即为城乡居民食物消费趋同步入收敛路径的起始点， $\beta$ 表示相应的收敛速度。此外，为了对假说H6进行检验，令 $\beta = \dot{x}b$ ，并将其代

<sup>①</sup>当然，（8）式可以估计 $y^*$ 的前提是 $\beta > 0$ ； $y_3^*$ 的形式与 $y_2^*$ 相同，下文不再赘述。当下文将趋同稳态进一步写为函数式进行估计时，通过函数形式变换来限制稳态值域的方法可能会遭遇无法拟合的情形。那么，将不再进行函数形式变换，由此可能导致趋同稳态估计值超出理论值域。

入(8)式进行估计。

### (三) 城乡居民食物消费趋同的典型事实

改革开放以来,中国城镇和农村居民食物消费量、食物消费结构和营养结构都发生了一定程度的调整或变化<sup>①</sup>。从变化历程来看,城乡居民热量摄入水平都经历过快速下降的阶段。由于下降阶段不同,城乡居民热量摄入水平的差距经历了先上升而后下降的过程。城乡居民食物消费结构和营养结构的升级过程都呈现为非线性增长形态。城乡居民食物消费结构和营养结构升级的起点近似一致,改革开放以来结构升级的总幅度也基本相同。但是,城乡居民食物消费结构升级路径的非线性形态却存在明显差异。总体上看,城镇居民食物消费结构和营养结构升级的历程表现为“先快后慢”,转折点发生在2002年前后。相反,农村居民食物消费结构和营养结构升级的历程则表现为“先慢后快”,转折点发生在2004年前后。综上可知,中国城乡居民食物消费升级过程的共同特征表现为:人均热量摄入水平都经历过一次显著的下降过程,食物消费结构和营养结构与末期结构的重合度不断提高。城乡居民食物消费升级过程的差异在于:无论是消费量还是消费结构,城镇升级都早于农村发生,升级速度由早期的城镇快于农村转变为后期的农村快于城镇,两个速度发生逆转的时间为2000年前后。相应地,城镇居民食物消费先于农村居民达到相对稳定的形态。

计算结果显示,城乡居民食物消费量、食物消费结构、营养结构趋同程度均值最低的年份依次为2000年(69.6%)、2004年(78.0%)和2004年(85.9%),此后,城乡居民食物消费趋同程度开始持续上升。2020年,31个省份城乡居民食物消费量、食物消费结构和营养结构趋同程度的均值依次达到92.9%、90.4%和95.6%。本文进一步测算并分析了城乡居民食物消费趋同程度之间的横向和纵向 $\beta$ 收敛。结果发现,无论是省域之间,还是年份之间,城乡居民食物消费量、消费结构的趋同程度都存在以下特征:收敛速度与初始趋同程度之间存在显著的负相关关系。也就是说,城乡居民食物消费趋同在两个维度上同时存在 $\beta$ 收敛特征:某个省份的趋同程度越低,该省份的收敛速度就越快;某个年份的趋同程度越低,该年份的收敛速度也越快。

## 四、分析结果与讨论

### (一) 城乡居民食物消费趋同稳态的估算结果

本节根据表1计算3个食物消费趋同程度指标,并在省域面板数据的基础上采用非线性最小二乘法对(8)式进行估计。年度食物消费存在一定波动性,所以,本文参照同类研究的做法,在(8)式中令 $T=5$ ,即取5年期的平均速度作为因变量开展估计(Regmi et al., 2008; Azzam, 2021)。表2汇报了参数 $\beta$ 和 $y^*$ 的估计结果。为检验假说H2,表2进一步汇报了采用Delta法对 $y^*-1=0$ 进行检验的结果。考虑到在外食物消费数据为估算数据,为避免分析结果可能存在敏感性,表2同时汇报了仅采用在家食物消费数据计算的趋同程度的估计结果。此外,中国城乡居民食物消费从2000年前后

<sup>①</sup>篇幅原因,本节略去了关于城乡居民食物消费升级过程和趋同程度收敛特征的描述性内容,感兴趣者可在《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)查阅本文附录。

才整体步入持续趋同阶段,这说明采用全样本期的面板数据对(8)式进行估计可能会误判城乡居民食物消费的趋同性。为验证这一判断,本文采用两个时间段的样本分别估计模型,并对结果进行比较:一是1980—2020年的全样本,二是2001—2020年进入趋同阶段的子样本。

表2 城乡居民食物消费趋同稳态的估计结果及其检验

参数	在家食物消费			食物消费(含在外消费)		
	$y_1$	$y_2$	$y_3$	$y_1$	$y_2$	$y_3$
样本区间: 1980—2020年(全样本期)						
$\beta$	0.062*** (6.31)	0.063*** (3.04)	0.058*** (3.39)	0.060*** (6.21)	0.062*** (3.04)	0.057*** (3.33)
$y^*$	0.773*** (16.36)	0.833*** (40.91)	0.904*** (58.50)	0.825*** (16.48)	0.841*** (41.10)	0.909*** (56.78)
$y^*-1$	-0.227*** (-4.81)	-0.167*** (-8.20)	-0.096*** (-6.20)	-0.175*** (-3.50)	-0.159*** (-7.75)	-0.091*** (-5.65)
观测值	1104	1104	1104	1104	1104	1104
调整R <sup>2</sup>	0.181	0.147	0.128	0.170	0.140	0.121
样本区间: 2001—2020年(进入趋同阶段的子样本期)						
$\beta$	0.116*** (4.99)	0.104*** (3.06)	0.091*** (3.17)	0.115*** (4.97)	0.102*** (3.04)	0.089*** (3.10)
$y^*$	0.920*** (28.84)	0.899*** (80.42)	0.957*** (143.21)	0.975*** (29.10)	0.910*** (73.08)	0.967*** (135.90)
$y^*-1$	-0.080** (-2.50)	-0.101*** (-9.07)	-0.043*** (-6.37)	-0.025 (-0.74)	-0.090*** (-7.21)	-0.033*** (-4.60)
观测值	465	465	465	465	465	465
调整R <sup>2</sup>	0.359	0.280	0.249	0.359	0.270	0.235

注:①因少量省份缺失早期数据,所以,1980—2020年样本为非平衡面板,而2001—2020年样本为31个省份15个观测周期的平衡面板;②括号内为根据聚类稳健标准误(聚类变量为省份和起始年份)计算的 $t$ 值;③\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平。

对比表2中的估计结果可知,两个样本期数据都可以证实三个趋同指标的 $\beta$ 系数在1%的水平上统计显著且为正向,所以,假说H1可以得到证实,城乡居民食物消费趋同存在显著的 $\beta$ 收敛。但是, $\beta$ 收敛模型对趋同阶段子样本期数据的拟合效果明显优于对全样本期数据的拟合效果:前者的调整R<sup>2</sup>比后者整体上高出了一倍左右。而且,全样本期 $\beta$ 系数的估计量整体上比趋同阶段子样本期的 $\beta$ 系数估计量低40%左右。另外,基于全样本期数据预测的趋同稳态 $y^*$ 水平更低,不仅低于趋同阶段子样本得到的稳态水平,甚至还低于2011年之后31个省份城乡居民食物消费趋同程度的历年均值,这一结果显然并不合理。据此,可以认为,采用全样本期数据拟合的 $\beta$ 收敛模型会因为涵盖了早期城乡差距扩大阶段的样本而低估城乡居民食物消费的趋同稳态和收敛速度。采用全样本期的数据虽然也可以证实城乡居民食物消费趋同的收敛性,但这一结果在很大程度上是因为全样本中包含了后半段城乡

趋同阶段的子样本<sup>①</sup>。据此，下文以 2001—2020 年<sup>②</sup>子样本期的估计结果为基础开展分析和讨论。

对比两种食物口径下的模型估计结果可知，基于在家食物消费和食物总消费计算的城乡居民食物消费趋同程度指标都可以良好地拟合收敛模型，而且估计系数并没有明显差异。总体上看，基于食物总消费数据的估计结果相较于在家食物消费数据存在以下特征：模型参数的统计显著性整体略有下降、收敛速度略有下降、预测的趋同稳态有所上升。以上变化说明，引入在外食物消费从数量和结构上都提高了城乡居民食物消费的趋同程度，据此也预测了更高的趋同稳态水平。由于本文使用的在外食物消费数据为估算数据，所以，城乡居民在外食物消费的差距是否确实低于在家食物消费的差距仍然有待更多的调查资料予以证实。但是，总体上看，使用两种食物口径得到的估计结果差异非常微小，所以，下文仅使用食物总消费口径下的数据开展分析。

根据食物总消费口径下的估计结果，在进入趋同阶段以后，城乡居民食物消费量、食物消费结构和营养结构趋同程度的平均收敛速度依次为每年 11.5%、10.2%和 8.9%，收敛达到稳态时的城乡趋同水平分别为 97.5%、91.0%和 96.7%。首先，以上趋同水平大幅高于当前以及在未来较长时期内采用相关指标（收入水平、产业结构、公共服务水平等）测度的中国城乡融合水平；其次，以上趋同水平也明显高于国家或区域之间食物消费结构的重合度（Baquedano, 2020; 全世文和张慧云, 2023）。据此，可以认为以上稳态是一个较高的趋同水平，即城乡居民食物消费最终会趋于高度等同。从计算结果来看，当前中国城乡居民食物消费的趋同程度已经比较接近预测的趋同稳态水平。但是，检验结果显示，可以在 1% 的统计水平上拒绝  $y_2^* - 1 = 0$  和  $y_3^* - 1 = 0$  的原假设，无法拒绝  $y_1^* - 1 = 0$  的原假设。据此，假说 H2 部分得以证实。仅城乡居民食物消费量最终会趋于完全等同，而城乡居民食物消费结构和营养结构虽然趋于高度等同，但并不会达到完全等同。也就是说，在当前预测的趋同稳态下，城乡居民食物消费结构和营养结构仍将保持 9.0% 和 3.3% 的显著差异。

为进一步把握趋同稳态下城乡居民食物消费结构差异的具体形态，本文将  $y_1$  指标替换为每一类食物或营养素的城乡居民消费量比值，然后代入（8）式进行回归，表 3 汇报了 11 类食物和 3 类营养素的估计结果。除水产品以外，所有模型都可以证实城乡居民食物消费量比值存在显著的  $\beta$  收敛。但是，不同食物收敛到的稳态水平却存在明显差异。检验结果显示，食用油、猪肉、蛋类、禽类和食糖 5 类食物的城乡趋同稳态无法拒绝  $y^* - 1 = 0$  的原假设。也就是说，城乡居民对这 5 类食物的消费量将会收敛到完全等同。相比之下，蔬菜、瓜果、奶类和牛羊肉 4 类食物的趋同稳态水平显著地大于 1，估计结果显示，城镇居民对这 4 类食物的稳态消费量比农村居民分别高出 33.6%、55.1%、98.6% 和 106.5%。只有粮食的趋同稳态水平显著小于 1，城镇居民对粮食的稳态消费量比农村居民低 24.1%。由此可见，城乡居民食物消费结构的稳态差异主要表现为城镇居民对牛羊肉、奶类、蔬菜、瓜果 4 类高价值食物

<sup>①</sup>如果仅选择 1980—2000 年城乡差距扩大阶段的子样本进行估计，则  $\beta$  收敛无法得到证实。

<sup>②</sup>本文将 2001 年作为起始期有以下两个原因：一是根据描述性分析的结果可以大致判断出，城乡居民食物消费整体上进入趋同阶段的转折点位于 2000 年左右；二是后文识别出大多数省份城乡居民食物消费趋同的收敛起始点也位于 2000 年左右。本文也尝试将起始点调整为 1998 年、1999 年、2000 年或 2002 年，所得估计结果仅有细微差异。

的消费量更高，对粮食类低价值食物的消费量更低。相应地，城乡居民营养结构的稳态差异主要表现为城镇居民对碳水化合物的摄入量更低。

表3 城乡居民对11类食物和3类营养素消费量趋同稳态的估计结果及其检验

参数	粮食	食用油	猪肉	蔬菜	瓜果	蛋类	禽类
$\beta$	0.116*** (3.92)	0.096*** (4.07)	0.054** (2.49)	0.068*** (3.72)	0.072*** (3.74)	0.064*** (4.96)	0.051** (2.44)
$y^*$	0.759*** (31.02)	0.987*** (12.51)	1.009*** (10.89)	1.336*** (13.29)	1.551*** (9.76)	0.998*** (14.63)	0.825*** (3.74)
$y^* - 1$	-0.241*** (-9.87)	-0.013 (-0.17)	0.009 (0.09)	0.336*** (3.35)	0.551*** (3.47)	-0.002 (-0.03)	-0.175 (-0.79)
观测值	465	465	465	465	465	465	465
调整 R <sup>2</sup>	0.325	0.344	0.182	0.311	0.270	0.393	0.176
参数	奶类	水产品	牛羊肉	食糖	碳水	蛋白质	油脂
$\beta$	0.127*** (12.00)	0.023 (1.60)	0.072*** (4.58)	0.089*** (3.48)	0.109*** (4.39)	0.118*** (4.68)	0.101*** (4.34)
$y^*$	1.986*** (10.95)	0.826 (1.51)	2.065*** (6.44)	0.926*** (13.27)	0.845*** (29.26)	0.995*** (28.53)	1.033*** (27.20)
$y^* - 1$	0.986*** (5.44)	-0.174 (-0.32)	1.065*** (3.32)	-0.074 (-1.06)	-0.155*** (-5.37)	-0.005 (-0.14)	0.033 (0.87)
观测值	465	465	465	465	465	465	465
调整 R <sup>2</sup>	0.661	0.130	0.280	0.233	0.326	0.335	0.344

注：①括号内为根据聚类稳健标准误（聚类变量为省份和起始年份）计算的  $t$  值；②\*\*\*和\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平。

以上分析结果表明，稳态下城乡居民食物消费结构的差异在食物类型的维度并不是随机的，而是呈现出和食物价值相关的规律性。也就是说，虽然表 3 中估算的趋同稳态已经比当前观察到的城乡消费量趋同程度有明显提高，但是，城乡居民食物消费结构差异达到稳态的过程仍然符合班尼特定律描绘的消费结构升级规律，因此，不能将稳态下的结构差异完全归因于城乡饮食偏好差异和食物供应体系差异这类长期性因素，而是至少可以在一定程度上归因于收入水平和城乡收入水平差异这类阶段性因素。下文将进一步对该问题进行论证。

## （二）趋同稳态的时变特征与影响因素分析

根据前文介绍的估计策略，将城乡居民食物消费趋同稳态分别写为时间固定效应和非线性时间趋势两种函数形式，并代入（8）式进行估计，表 4 汇报了两种模型设定下的估计结果。为减少估计参数，在不影响变化规律的情况下，本文按照每三年时间段来定义时间固定效应。表 4 中各个模型估计结果仍然可以证实城乡居民食物消费趋同存在显著的  $\beta$  收敛。对比表 4 和表 2 结果可知，考虑趋同稳态的时变特征以后，各模型对应的收敛速度并没有发生明显变化，但是，调整 R<sup>2</sup> 都得到了大幅提升。模型解释力的改善说明城乡居民食物消费的趋同目标并非稳定不变，而是随着发展阶段的推进而变化。

根据固定效应模型的估计结果,在进入趋同阶段以后,城乡居民食物消费量、消费结构和营养结构的趋同稳态并没有随着时间推移而逐渐上升,而是都呈现出“先上升后下降”的规律。趋同稳态  $y_2^*$  与  $y_3^*$  的峰值出现在 2007—2009 年,也就是说,基于 2007—2009 年经济发展背景预测的食物消费结构、营养结构趋同稳态水平最高。从 2013—2015 年预测的稳态水平来看,城乡居民食物消费结构和营养结构的趋同稳态分别为 0.933 和 0.987,仍然高于 2020 年观测到的城乡趋同程度,且高于表 2 的估计结果;但是,城乡居民食物消费量的趋同稳态 (0.895) 则下降到了 2020 年观测水平之下。非线性时间趋势模型的估计结果揭示了相似的变化规律。和固定效应模型相比,非线性时间趋势模型的调整  $R^2$  仅有微弱下降,说明二次型函数形式可以较好地拟合趋同稳态的时变规律。所有模型都证实了趋同稳态存在倒 U 形的时变特征。趋同稳态的峰值依次出现在 2008 年、2012 年和 2011 年;而且,只有食物消费结构趋同稳态的峰值仍然显著地低于 1。

表 4 城乡居民食物消费趋同稳态时变特征模型的估计结果

参数	$y_1$		$y_2$		$y_3$	
	系数	$t$ 值	系数	$t$ 值	系数	$t$ 值
形式一: 时间固定效应模型						
$\beta$	0.115***	4.86	0.133***	3.49	0.111***	3.71
$y^*$ [2001—2003]	0.889***	15.46	0.787***	50.22	0.866***	63.25
$y^*$ [2004—2006]	0.931***	13.88	0.854***	37.56	0.928***	43.28
$y^*$ [2007—2009]	1.148***	15.45	0.955***	22.73	1.017***	28.11
$y^*$ [2010—2012]	1.035***	22.35	0.944***	32.17	0.982***	46.31
$y^*$ [2013—2015]	0.895***	22.54	0.933***	55.13	0.987***	72.31
观测值	465		465		465	
调整 $R^2$	0.513		0.621		0.595	
形式二: 非线性时间趋势模型						
$\beta$	0.120***	4.89	0.138***	3.44	0.117***	3.64
$b_0$	0.757***	7.063	0.714***	15.87	0.805***	21.39
$b_1$	0.070**	2.85	0.041***	3.20	0.035***	3.14
$b_2$	-0.004**	-2.96	-0.002*	-2.74	-0.002**	-2.74
$y^*$ 达到峰值的年份	2008		2012		2011	
$y^*$ 峰值	1.051***	22.48	0.947***	41.44	0.997***	47.06
$y^*$ 峰值-1	0.051	1.12	-0.054**	-2.34	-0.003	-0.13
观测值	465		465		465	
调整 $R^2$	0.496		0.616		0.584	

注: ①中括号内的年份区间表示根据  $t_0$  时间段定义的固定效应; ②表中  $t$  值根据聚类稳健标准误 (聚类变量为省份和起始年份) 计算得到; ③\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

城乡居民食物消费趋同稳态的非线性时变特征意味着假说 H3 并没有完全得到证实。综合以上估计结果可以做出以下判断。第一,不同发展阶段的趋同程度和预测的趋同稳态之间并不是简单的正相

关关系, 预测趋同稳态达到峰值的时间并不同于观测趋同程度达到峰值的时间。第二, 进入趋同阶段后, 趋同稳态并不会持续提高, 达到峰值以后仍然可能有所波动甚至下降, 但波动幅度相对有限。第三, 中国城乡居民食物消费趋同稳态的峰值出现在 2008—2012 年, 很可能是因为这一阶段城乡居民食物消费趋同的增长速度较快; 同时, 这也意味着随着收敛速度放缓, 未来趋同稳态进一步提升的空间有限。第四, 城乡趋同稳态在观察期以内发生的规律性变化来自经济发展阶段性因素的影响。但是, 即使在峰值状态下, 城乡居民食物消费结构的趋同稳态也仍然没有达到完全等同的水平, 这就意味着城乡趋同程度必然同时受到了长期性因素的影响。长期性因素对城乡居民食物消费趋同稳态的影响并不体现在食物消费量或营养结构, 而是体现在分类相对更细的食物消费结构。

进一步将城乡居民食物消费的趋同稳态写为经济发展阶段性因素  $x$  的函数, 并代入 (8) 式进行估计, 表 5 汇报了估计结果。

表 5 城乡居民食物消费趋同稳态影响因素的估计结果

参数或变量	$y_1$		$y_2$		$y_3$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\beta$	0.114*** (8.45)		0.176*** (6.26)		0.156*** (6.54)	
$inc$	0.067 (1.12)	0.135*** (3.71)	0.116*** (6.28)	0.135*** (8.62)	0.092*** (6.04)	0.109*** (8.16)
$inc^2$	-0.021** (-2.52)	-0.029*** (-4.53)	-0.014*** (-4.63)	-0.019*** (-6.66)	-0.012*** (-4.77)	-0.016*** (-6.34)
$incr$	0.043 (0.96)	-0.020 (-0.61)	0.006 (0.53)	-0.067*** (-6.35)	0.004 (0.41)	-0.051*** (-5.30)
$urban$	0.838 (1.07)	1.100** (2.08)	0.569*** (3.48)	0.895*** (6.31)	0.375*** (2.65)	0.660*** (5.30)
$urban^2$	-0.490 (-0.82)	-0.922** (-2.08)	-0.517*** (-4.12)	-0.558*** (-4.78)	-0.310*** (-2.78)	-0.395*** (-3.86)
$cpir$	0.010 (0.06)	0.097 (0.56)	-0.148*** (-2.75)	0.030 (0.35)	-0.145*** (-3.45)	-0.036 (-0.53)
$mac$	0.109 (1.12)	0.085 (0.90)	0.024 (1.28)	0.100*** (2.80)	0.013 (0.84)	0.058** (2.23)
常数项	0.480 (1.41)		0.757*** (9.69)		0.897*** (14.40)	
观测值	465		465		465	
调整 $R^2$	0.478		0.605		0.573	

注: ①各影响因素取值为  $t_0 \sim t_0 + 5$  期以内的平均值; ②(2)列、(4)列、(6)列的系数估计值是逐一引入各个影响因素时的估计结果; ③括号内为根据聚类稳健标准误(聚类变量为省份和起始年份)计算的  $t$  值; ④\*\*\*和\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平。

本文逐一检测了各个因素对趋同稳态的非线性影响效果，并在表 5 的汇报中保留了得以证实的非线性效果。引入影响因素后，各模型都可以再次证实城乡居民食物消费趋同存在显著的  $\beta$  收敛，并且，和表 2 相比，影响因素的引入大幅提高了收敛模型的拟合效果，说明所选择的影响因素对趋同稳态的变化具有良好的解释力。经过估算，表 5 所列的影响因素按照对趋同稳态解释力的强弱排序依次为：居民收入水平、城镇化率、城乡收入差距、农业机械化水平、城乡食物价格差距。而且，这些因素对消费结构趋同稳态的解释力度比对消费量趋同稳态的解释力度更强。

各影响因素中，居民收入水平对城乡居民食物消费趋同稳态的影响效果最为稳健，而且表现出显著的非线性效果。根据表 5（2）列、（4）列、（6）列估计结果计算可知，居民收入水平对三个趋同稳态的边际影响效果由正向变为负向的转折点依次为 2.318 万元、3.609 万元和 3.460 万元。以上转折点虽然都处于居民收入水平的有效值域以内，但在 465 个观测值中，收入水平超过以上三个转折点的观测值分别只有 73 个、19 个和 22 个；且统计数据显示，2020 年全国居民人均收入水平为 3.22 万元。相似地，城镇化率也被证实对趋同稳态存在显著的非线性影响。城镇化率的边际影响效果由正向转变为负向的转折点依次为 59.69%、80.24%和 83.55%。在 465 个观测值中，城镇化率超过这三个转折点的观测值分别有 102 个、38 个和 31 个；且统计数据显示，2020 年全国常住人口城镇化率为 63.89%。

据此可知，在有效值域内，居民收入水平和城镇化率对城乡居民食物消费趋同稳态（尤其是食物消费结构和营养结构的趋同稳态）主要发挥正向影响作用，但是，随着居民收入水平和城镇化率的提高，两者的边际影响效果都会逐渐减弱。所以，假说 H3 得到证实。而且，上述结果与现有研究发现收入和城镇化率对食物需求的影响逐渐减弱的经验事实高度吻合。相比之下，收入和城镇化率对城乡居民食物消费量趋同稳态的边际影响效果的衰减速度更快，且转折点也更早到达。这与居民食物消费首先实现“吃得饱”的数量目标，而后实现“吃得好”的结构目标的经验顺序相互一致。

由于共线性原因，城乡收入差距仅在单因素模型中被证实对城乡居民食物消费趋同稳态存在显著的负向影响，但非线性影响效果未被证实。所以，假说 H3 得到证实。这一结果意味着收入差距对城乡居民食物消费趋同稳态的负向影响并不会随着差距的缩小而减弱。相比之下，城乡食物价格差距虽然也被证实存在负向影响，但在单因素模型中未被证实，其影响效果并不稳健。而且，从实际意义来看，因为城乡食物价格差距相对有限，2020 年 31 个省份的平均值为 1.204，所以，食物价格差距缩小对促进未来城乡居民食物消费结构进一步趋同的作用相对有限。但是，2020 年 31 个省份的城乡收入差距均值仍然高达 2.431，最小值也达到了 1.855。所以，城乡收入差距仍然有较大的收窄空间，缩小城乡收入差距有望成为未来城乡居民食物消费结构进一步趋同的主要贡献因素<sup>①</sup>。

### （三）识别趋同路径的省域间差异

在约束  $y^* = 1$  的条件下，依次将 1980—2010 年的历年作为起始期构建各省份时间序列的子样本（末期均为 2020 年）估计（8）式，并根据前文介绍的策略识别各省份城乡居民食物消费趋同的收敛起始

<sup>①</sup>根据表 5 中（4）列-0.067 的系数估计值计算可知，如果城乡收入差距能够从 2.431 缩小到 1.500，城乡居民食物消费结构的趋同稳态就可以提高 0.062，从而使趋同稳态从 0.910 提高到 0.972。

点和收敛速度，图 1 描绘了识别结果。在 31 个省份中，仅有上海市、云南省、四川省、贵州省、黑龙江省 5 个省份未被证实城乡居民食物消费量趋同程度存在显著的纵向  $\beta$  收敛；江西省、湖南省 2 个省份未被证实城乡居民食物消费结构趋同程度存在显著的纵向  $\beta$  收敛。

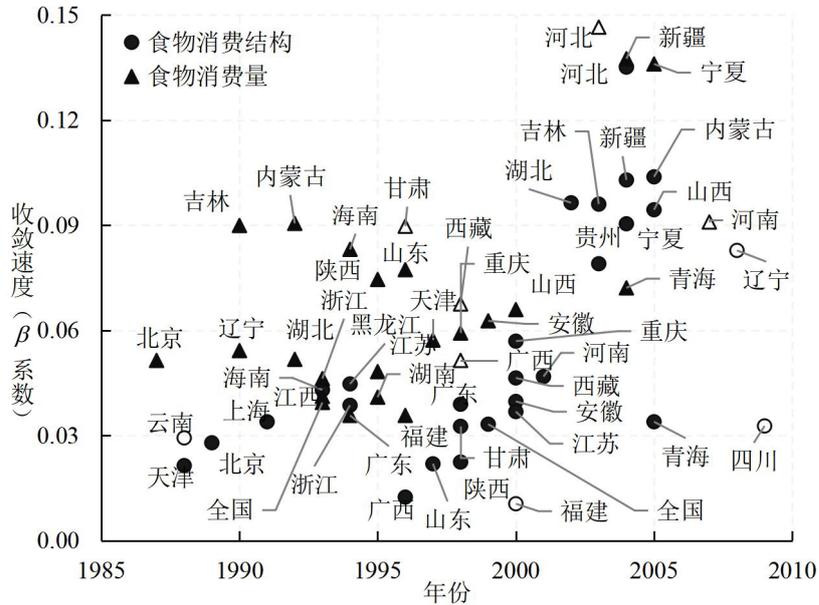


图 1 各省份城乡居民食物消费趋同的收敛起始点与收敛速度

注：①缺失省份未被证实存在显著的  $\beta$  收敛；②图标为空心点表示  $\beta$  系数在 5% 或 10% 的统计水平上显著，图标为实心的点表示  $\beta$  系数在 1% 的统计水平上显著；③评估结果显示，城乡居民营养结构趋同程度和食物消费结构趋同程度的收敛路径高度近似，图中未再汇报前者。

图 1 说明城乡居民食物消费趋同路径存在明显的省域间差异，假说 H5 得到证实。总体上看，各省份收敛的起始时间并不集中，而是分散在 1987—2009 年。统计结果显示，各省份城乡居民食物消费量、食物消费结构和营养结构趋同的平均收敛起始点依次是 1997 年、1999 年和 1998 年。经济发展水平越高的省份城乡居民食物消费趋同的收敛起始点倾向于越早。计算可知，各省份城乡居民食物消费量、食物消费结构和营养结构趋同的收敛起始点与其 2020 年居民人均收入水平的相关系数依次是 -0.512、-0.501 和 -0.313。各省份的收敛速度也存在明显差异。各省份三个趋同指标的平均纵向收敛速度依次是 0.071、0.054 和 0.067。以上速度明显低于表 2 估计的收敛速度，说明由省域间城乡居民食物消费趋同水平差异所决定的横向收敛速度对总收敛速度的贡献更大。图 1 进一步揭示了收敛起始点和收敛速度之间存在非常显著的正相关关系。在相同的收敛目标约束下，收敛起始点和收敛速度之间的正相关性符合理论预期，即城乡居民食物消费步入趋同阶段的时间越晚，收敛速度就越快。

为了验证城乡融合速度对城乡居民食物消费趋同收敛速度的影响，在约束  $y^*=1$  的条件下将收敛速度写为阶段性因素变化率的函数，并代入 (8) 式进行估计，表 6 汇报了估计结果。和表 2 相比，表 6 中三个模型的拟合效果得到大幅提升；而且，城乡居民食物消费量趋同和营养结构趋同的模型拟合效果甚至还高于表 4 和表 5 中的模型拟合效果。因此，引入城乡融合速度因素对收敛模型解释力的

提升并不弱于引入经济发展因素带来的提升效果。根据(8)式易知,给定完全等同的趋同目标,收敛速度越快则城乡居民食物消费趋同的速度越快;给定收敛速度,趋同稳态的水平越高则城乡居民食物消费趋同的速度也越快。然而,对比表6和表5的估计结果可知,特定影响因素的水平指标对趋同稳态的影响方向和其对应的增长率指标对收敛速度的影响方向并不一定一致。而且,经过估算,增长率因素对收敛速度解释力的排序与水平因素对趋同稳态解释力的排序存在系统性差异。

表6 城乡居民食物消费趋同收敛速度影响因素的估计结果

变量	$y_1$		$y_2$		$y_3$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ginc</i>	-1.606** (-2.74)	-1.405** (-2.84)	-0.110 (-0.32)	-0.331 (-0.76)	-0.166 (-0.46)	-0.302 (-0.52)
<i>gincr</i>	-1.258** (-2.28)	-1.536** (-2.66)	-2.036*** (-5.37)	-2.285*** (-4.68)	-2.317*** (-5.21)	-2.733*** (-4.46)
<i>gurban</i>	0.394 (0.46)	-1.319** (-2.23)	-0.436 (-1.14)	-1.189** (-2.35)	-0.627 (-1.74)	-1.346** (-2.15)
<i>gcpir</i>	-2.352 (-1.13)	0.344 (0.13)	0.705 (0.80)	2.742** (2.60)	0.579 (0.62)	3.735*** (3.03)
<i>gmac</i>	-1.003* (-2.07)	-0.822** (-2.40)	-0.322** (-2.92)	-0.450** (-2.45)	-0.631*** (-4.28)	-0.814** (-2.95)
常数项	0.355*** (4.80)		0.078* (1.90)		0.114** (2.41)	
观测值	465		465		465	
调整 R <sup>2</sup>	0.521		0.594		0.629	

注:①(2)列、(4)列、(6)列的系数估计值是逐一引入各个影响因素时的估计结果;②括号内为根据聚类稳健标准误(聚类变量为省份和起始年份)计算的 $t$ 值;③\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

首先,根据估算,城乡收入差距变化率成为对收敛速度解释力最强的因素,其估计系数为负且高度稳健。与此同时,城乡食物价格差距变化率对城乡居民食物消费结构和营养结构收敛速度的正向影响统计显著。上述结果与理论预期相吻合,说明城乡居民对食物实际购买力的差距缩小得越快,城乡居民食物消费趋同的收敛速度也相应地越快。据此,假说H6部分得以证实。其次,表6证实了居民收入增长率、城镇化速度和农业机械化水平增长率对城乡居民食物消费趋同的收敛速度具有负向影响。根据估算,收入增长率对城乡居民食物消费结构和营养结构趋同收敛速度的解释力在所有影响因素中最弱。以上结果与表5中证实三个水平因素对趋同稳态的影响方向完全相反。上述差异很可能是因为居民收入水平、城镇化率和农业机械化水平在省域之间也存在收敛特征,即增长率与观测水平之间存在负相关性;或者说,三个因素的增长过程也存在“边际效应递减”的特征。从发展历程来看,居民收入水平的快速提高并不意味着城乡收入差距同步地快速缩小。因此,只有当经济社会发展达到一定水平、增长速度逐渐放缓以后,城乡居民食物消费才会步入加速趋同的阶段。

## 五、结论与启示

城乡居民食物消费趋同是城乡融合发展的基础性表征。本文整理了改革开放以来中国 31 个省份城乡居民对各类食物的消费数据，在此基础上分别测算了城乡居民食物消费量、食物消费结构和营养结构的趋同程度。然后，本文采用收敛模型估算了城乡居民食物消费的趋同稳态，分析了趋同稳态的时变特征和影响因素，并进一步识别了各省份城乡趋同路径的差异。本文分析得到以下主要结论。

第一，改革开放以来，中国城乡居民食物消费量、食物消费结构和营养结构的差距都经历了先扩大而后缩小的过程，2000 年前后，城乡居民食物消费整体上步入了持续趋同的阶段。2020 年，三个指标的城乡趋同程度分别达到 92.9%、90.4%和 95.6%。城乡居民的食物消费趋同程度存在显著的  $\beta$  收敛，即期初的城乡差异越大，收敛速度就越快。估算结果显示，三个指标的城乡趋同稳态将分别达到 97.5%、91.0%和 96.7%。据此，城乡居民食物消费将会实现高度趋同，但结构性差距并不会完全消除。稳态下的差距表现为城镇居民的粮食消费量更低，而牛羊肉、奶类、蔬菜、瓜果消费量更高。

第二，城乡居民食物消费自从进入趋同阶段以来，趋同稳态并非一直保持稳定，而是呈现先上升而后小幅下降的时变特征。当前的趋同程度更高并不意味着预测的趋同稳态也必然更高。决定城乡居民食物消费趋同稳态的关键因素是居民收入水平、城镇化率和城乡居民收入差距。其中，居民收入水平和城镇化率对趋同稳态具有促进作用，但两者的边际促进效果正在逐渐减弱。城乡居民收入差距对趋同稳态具有抑制作用，缩小城乡居民收入差距也将成为未来城乡居民食物消费结构趋同稳态进一步提升的主要驱动因素。在城乡居民食物消费实现高度趋同的目标下，各省份的城乡趋同路径却存在显著差异。经济发达省份城乡居民食物消费趋同开始收敛的时间相对更早，而收敛开始的时间越早，收敛速度就越慢。决定城乡居民食物消费趋同收敛速度的关键因素是城乡收入差距的变化率。城乡居民食物购买力差异缩小得越快，收敛速度就越快。

以上研究结论对于理解城乡居民食物消费趋同和把握未来食物需求变化具有重要的启示意义。首先，当前城乡居民的食物消费已经达到了较高的趋同水平。从食物消费量和营养结构来看，农村居民已经得到了和城镇居民几乎无差异的福利保障。现存的差距主要表现为农村居民的食物消费结构和城镇居民相比仍然落后 10%左右。剩余的这部分差距由经济社会发展的阶段性因素和食物供给体系的长期性因素共同决定。在经济增长速度放缓的背景下，未来消除这部分差距将会更加困难，也将会消耗更多的政策成本。政策制定的方向应该是进一步缩小城乡收入差距并努力完善农村的食物供给体系，加强对农村地区的基础设施建设和公共服务供给水平，从而持续优化农村居民的食物获得条件。其次，农村居民的食物消费确实有更大的升级空间。但是，将城镇的食物消费模式作为规范性目标来预测农村食物消费缺口的做法却需要谨慎地予以考虑。一方面，经过长达 20 余年的追赶，当前农村和城镇居民在食物消费上的差距已经非常有限，两者趋同的速度已经放缓。通过城乡比较来预测农村食物需求的窗口期已经过去。另一方面，虽然未来城乡居民食物消费结构仍有进一步趋同的理论空间，但是，实践中这一空间完全被填补的可能性非常微小。在当前的发展背景下，城乡居民食物消费结构的这部分剩余差距将会存在较长一段时间，以城镇为参考目标将会高估农村居民食物需求的增长空间。

参考文献

- 1.李哲敏, 2008: 《中国城乡居民食物消费与营养发展的趋势预测分析》, 《农业技术经济》第6期, 第57-62页。
- 2.吕晓、李丽、刘梦丽、魏淑文、王思明、范德强, 2017: 《1984—2014年中国城乡居民食物消费转型特征比较分析》, 《山东农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第52-58页。
- 3.全世文、张慧云, 2023: 《中国食物消费结构的收敛性研究》, 《中国农村经济》第7期, 第57-80页。
- 4.孙群力、周鏖、余丹, 2021: 《城乡融合发展水平的地区差异和收敛性研究》, 《经济问题探索》第5期, 第26-36页。
- 5.王大伟、孔翠芳、徐勤贤, 2021: 《中国百年城乡关系: 从农村包围城市到城乡融合发展——正确处理城乡关系是中国共产党的重要制胜法宝》, 《区域经济评论》第3期, 第5-12页。
- 6.肖雪、胡冰川, 2022: 《中国城乡居民食品消费分析——基于QUAIDS模型和EASI模型》, 《世界农业》第7期, 第67-81页。
- 7.尹业兴、贾晋、申云, 2020: 《中国城乡居民食物消费变迁及趋势分析》, 《世界农业》第9期, 第38-46页。
- 8.余慧容、杜鹏飞, 2022: 《城乡居民膳食结构变迁对耕地资源的影响——基于1981—2019年中国城乡居民食物消费数据》, 《中国土地科学》第8期, 第98-108页。
- 9.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。
- 10.中国农业科学院, 2021: 《中国农业产业发展报告2021》, 北京: 中国农业科学技术出版社, 第3页。
- 11.Alexiadis, S., 2012, *Convergence Clubs and Spatial Externalities*, New York: Springer, 67-68.
- 12.Azzam, A., 2021, "Is the World Converging to a 'Western Diet'?", *Public Health Nutrition*, 24(2): 309-317.
- 13.Bairagi, S., S. Mohanty, S. Baruah, and H. T. Thi, 2020, "Changing Food Consumption Patterns in Rural and Urban Vietnam: Implications for a Future Food Supply System", *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 64(3): 750-775.
- 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.Barro, R. J., and S. Xavier, 1992, "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100(2): 223-251.
- 16.Brandt, L., and C. A. Holz, 2006, "Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications", *Economic Development and Cultural Change*, 55 (1): 43-86.
- 17.Chen, D., D. Abler, D. Zhou, X. Yu, and W. Thompson, 2016, "A Meta-Analysis of Food Demand Elasticities for China", *Applied Economic Perspectives and Policy*, 38(1): 50-72.
- 18.Colen, L., P. C. Melo, Y. Abdul-Salam, D. Roberts, S. Mary, and S. G. Y. Paloma, 2018, "Income Elasticities for Food, Calories and Nutrients Across Africa: A Meta-Analysis", *Food Policy*, Vol. 77: 116-132.
- 19.Durlauf, S. N., P. A. Johnson, and J. Temple, 2005, "Growth Econometrics". in P. Aghion and S. N. Durlauf (eds.) *Handbook of Economic Growth*, Amsterdam: North-Holland Publishing Company, pp.555-677.
- 20.Elsner, K., and M. Hartmann, 1998, "Convergence of Food Consumption Patterns Between Eastern and Western Europe", Institute of Agricultural Development in Central and Eastern Europe Discussion Paper No. 13, <http://hdl.handle.net/10419/28587>.

- 21.Femenia, F., 2019, "A Meta-Analysis of the Price and Income Elasticities of Food Demand", *German Journal of Agricultural Economics*, 68(2): 77-98.
- 22.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.
- 23.Hovhannisyan, V., and S. Devadoss, 2020, "Effects of Urbanization on Food Demand in China", *Empirical Economics*, 58(2): 699-721.
- 24.Pinstrup-Andersen, P., and E. Caicedo, 1978, "The Potential Impact of Changes in Income Distribution on Food Demand and Human Nutrition", *American Journal of Agricultural Economics*, 60(3): 402-415.
- 25.Regmi, A., H. Takeshima, and L. J. Unnevehr, 2008, "Convergence in Global Food Demand and Delivery", [https://www.ers.usda.gov/webdocs/publications/45964/12254\\_err56\\_1\\_.pdf?v=0](https://www.ers.usda.gov/webdocs/publications/45964/12254_err56_1_.pdf?v=0).
- 26.Wan, G. H., 2005, "Convergence in Food Consumption in Rural China: Evidence from Household Survey Data", *China Economic Review*, 16(1): 90-102.
- 27.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: 小林)

## Convergence in Food Consumption between Urban and Rural Residents in China

QUAN Shiwen ZHANG Huiyun

**Abstract:** High similarity in food consumption is the basic feature of integrated urban-rural development. We respectively measure and illustrate the convergence process of food consumption amount, food consumption structure, and nutrition structure between urban and rural residents in China since the reform and opening-up policy. We further adopt the convergence model to estimate the steady states of the three convergence indicators. The results show that the gap in food consumption between urban and rural residents in China has experienced a process of first expanding and then narrowing, and the turning point occurred around 2000. There is significant convergence in the degree of convergence of food consumption between urban and rural residents, and it is predicted that in the steady state the three indicators will reach 97.5%, 91.0%, and 96.7%, respectively. Residents' income level and urbanization rate have a promoting effect on the steady state, but their marginal effects are gradually weakening. Narrowing the urban-rural income gap will become the main contributing factor, in the future, for further convergence in food consumption structure. However, due to the difference in food supply system, the gap between urban and rural food consumption structure will hardly be eliminated for a long period. Future policy directions should focus on further narrowing the urban-rural income gap and improving the food supply system in rural areas, and continuously optimizing the food availability conditions of rural residents.

**Keywords:** Food Consumption; Consumption Structure; Urban-Rural Integration; Consumption Upgrade