

就餐方式如何影响中国城镇常住居民的 膳食结构与需求弹性

乔聪聪 周莹 田旭

摘要：外出就餐已成为中国城镇常住居民的主要食物消费方式之一。然而，受数据限制，目前尚缺乏系统比较居民在家与外出就餐两种方式下食物消费结构及需求弹性差异的实证研究。本文基于9个省113个城市的调研数据，分析城镇常住居民在家和外出就餐食物消费结构的差异，并应用LES-QUAIDS两阶段需求模型，分别估计了在家与外出就餐时各类食物的需求弹性。研究发现：第一，居民外出就餐时更倾向于消费肉类、水果以及谷薯类，较少摄入奶类、蛋类和水产品。第二，外出就餐时各类食物均存在较高溢价，溢价幅度为2~13倍，其中蔬菜的外出就餐溢价幅度最高。第三，在家就餐时，肉类和水产品的收入弹性分别为0.19和0.21，其余食物的收入弹性均低于0.1；而外出就餐的收入弹性为0.05~0.52，显著高于在家就餐，其中，肉类和水产品的收入弹性较高。第四，外出就餐的自价格弹性普遍高于在家就餐，水产品尤为突出，但外出就餐时肉类的自价格弹性低于在家就餐。研究表明，收入增长对居民在家就餐时的食物消费量几乎没有影响，但对外出就餐尤其是对水产品 and 肉类的消费有显著的推动作用；食物价格上涨时，在家就餐需求受到的影响更大。食物需求预测结果显示，外出就餐消费占比将逐步提高，到2030年，谷薯类和蛋类消费量将进一步与《中国居民膳食指南（2022）》推荐量接近，蔬菜、水果、水产品以及奶类的消费量不足问题将有所缓解，但肉类摄入量偏高的趋势仍将延续。本文为理解不同就餐模式下的食物消费行为提供了新的实证证据；但考虑到数据覆盖范围和模型固有的局限性，研究结论仍需在更广泛的样本和动态视角下进一步验证。

关键词：城镇常住居民 在家就餐 外出就餐 收入弹性 价格弹性

中图分类号：F323.6; F724.6 **文献标识码：**A

一、引言

在经济快速发展与城镇化进程不断推进的背景下，中国居民的生活方式和消费习惯正在发生显著

[资助项目] 国家自然科学基金面上项目“营养目标下的食物供给与消费均衡研究”（编号：72361147521）。

[作者信息] 乔聪聪，中国农业大学经济管理学院；周莹，河南农业大学经济与管理学院；田旭（通讯作者），中国农业大学经济管理学院、中国农业大学全球食物经济与政策研究院，电子邮箱：tianxu@cau.edu.cn。

转变。外出就餐因其便捷性、多样性以及社交属性，正逐步成为城镇常住居民获取食物的重要方式之一。国际经验显示，外出就餐消费在居民食物消费中占比持续上升。在过去 30 余年，美国家庭外出就餐支出在食物总支出中的占比不断提高，尽管 2007—2009 年经济大衰退限制了家庭整体消费，但该比例仍保持增长趋势，2010 年首次超过在家就餐消费支出在食物总支出中的占比，由 1987 年的 44% 上升至 50.2% (Ellison et al., 2021)；英国、韩国等国也呈现类似的消费趋势 (Kim et al., 2014; Law et al., 2022)。

根据《中国统计年鉴》数据，中国城镇居民人均外出就餐支出从 1995 年的 161 元增加到 2022 年的 2236 元，占比由 9.1% 上升到 25%；而中国饭店协会的调查结果则显示，这一比例甚至超过 55%^①。《中国居民营养与健康状况监测报告（2015—2017 年）》表明，城镇居民在早餐、午餐和晚餐中选择外出就餐的比例分别达到 28.1%、41% 和 21.3% (赵丽云等, 2022)。就餐方式的多样化，不仅满足了现代都市居民对效率与社交的需求，也推动了食物消费结构的持续变化，居民对水果和肉类、水产品、蛋类等动物性食物的消费量显著增加 (Tian and Yu, 2015; 周莹等, 2022)。《中国统计年鉴》数据表明，2022 年中国居民人均肉类、水产品、奶类、蛋类和水果等主要农产品消费量分别达到 1990 年的 2.5~4.3 倍，凸显膳食结构持续改善与食物获取方式演进的协同发展。

外出就餐已成为城镇常住居民获取膳食的重要方式之一。外出就餐不仅能够满足城镇常住居民对膳食营养的需求，还能够提供社交与享乐等多重效用，因此，消费者外出就餐时对食物价格变化的反应与在家就餐时存在显著差异。如果忽略外出就餐的食物消费，对居民膳食营养的评估将存在严重偏差；同时，仅基于在家食物消费弹性对未来食物需求的预测也会存在严重不足。因此，本文基于研究团队一手调研数据，系统对比中国城镇常住居民在家与外出就餐的食物消费结构，并应用两阶段需求模型估计了在家与外出就餐两种方式下各类食物的需求弹性。

现有文献虽然对食物消费进行了大量研究，但大多聚焦于某一特定就餐方式，缺乏对不同就餐方式下食物消费结构与需求行为的系统性比较。大量文献探讨了家庭食物消费模式的演变以及膳食质量的变化情况。例如，Sheng et al. (2021) 发现，中国居民各类食物人均消费量整体呈上升趋势，但当前膳食结构与《中国居民膳食指南（2022）》（以下简称“膳食指南”）推荐标准仍存在显著偏离。具体表现为，肉类摄入普遍超标，而水果和乳制品等食物摄入明显不足，导致膳食中脂肪供能比普遍偏高，食用油与食盐摄入远超推荐标准，“隐性饥饿”问题依然严峻 (Huang et al., 2021)。部分研究还进一步分析了食物消费的群体差异，揭示了家庭食物消费模式的时空演变、当前结构与营养目标之间的偏离程度及其区域分布特征 (Fan et al., 1994, 1995; Zhou et al., 2020)。还有部分研究从需求角度出发，对在家就餐时不同食物的需求弹性进行了估计 (郑志浩等, 2016; Chen et al., 2016; Zheng et al., 2019; Zhou et al., 2020; Bouyssou et al., 2024)。

相较之下，针对外出就餐的研究也取得了一定进展，主要集中在外出就餐的支出结构及其对价格变化的反应。相关研究逐步构建了涵盖餐馆类型、消费时段、个体特征等因素在内的理论框架 (Jensen

^①资料来源：中国饭店协会，2023：《2023 中国餐饮业年度报告》，<https://www.chinahotel.org.cn/articles/12654>。

and Yen, 1996; Cornelsen et al., 2019; Law et al., 2022)。已有研究普遍发现,在家就餐与外出就餐的替代性较弱,不同类型餐馆的价格弹性也存在明显差异(Richards and Mancino, 2014):高端餐厅的消费更具价格弹性,而快餐类消费对价格变化不敏感(Law et al., 2022)。此外,收入、时间约束、人口结构、性别、婚姻状况、健康特征等社会经济变量均被证明对外出就餐行为具有显著影响(Ma et al., 2006; Kim et al., 2014; Richards and Mancino, 2014)。

总体而言,当前针对中国居民外出就餐这一日益普遍的饮食方式缺乏深入探讨。并且,已有涉及外出就餐的研究,多基于少数城市样本,关注点主要集中在消费结构或外出就餐支出的社会经济影响因素上,尚未形成对不同就餐方式下食物需求行为的系统性比较。例如,Liu et al. (2015)以六个城市为样本,采用 Box-Cox 双栏模型分析家庭构成、收入等因素对外出就餐支出的影响;Ma et al. (2006)则依托在四个城市开展调研的数据,运用 Tobit 模型探讨外出就餐的总支出及构成,评估其对国民经济的影响。尽管上述研究涉及外出就餐的支出决定机制,但未能深入区分不同就餐方式下的消费差异与价格响应机制,限制了对外出就餐行为整体影响的系统认知。

此外,在中国城市中,以年轻人为代表的新兴消费群体日益成为主力,食物消费特征也正从“生存型”向“享受型”转变。与此同时,数字化平台的快速发展加速了居民就餐方式的多元化与便捷化,外卖服务与线上点餐也成为居民获取食物的重要渠道(Tian et al., 2025)。例如,Wang et al. (2022)对新冠疫情期间中国城市线上外卖平台的研究表明,封锁政策虽在短期内抑制餐饮服务供给,但外卖平台的快速恢复与扩张显示出其在新型就餐方式中的重要作用,表明居民消费行为正朝着更加灵活、多样化、场景化的方向发展。

因此,有必要深入分析居民在家与外出就餐两种方式下食物需求结构与弹性的差异,以弥补当前文献的不足。为此,本文依托课题组在全国9个省份113个城市开展的居民膳食问卷调查数据,采用 LES-QUAIDS (Linear Expenditure System-Quadratic Almost Ideal Demand System)模型,系统分析城镇常住居民在家与外出就餐两种方式下的食物消费结构与需求弹性特征。具体而言,本文关注以下研究问题:在食物消费不断转型升级的背景下,居民在家与外出就餐的食物消费结构有何差异?在收入与价格变动时,居民在不同就餐方式下的消费响应是否存在显著差别?未来城镇常住居民食物需求如何变化?围绕这些问题,本文将食物细分为谷薯类、蔬菜、水果、肉类、水产品、蛋类和奶类七类,分别估计城镇常住居民在家与外出就餐的食物消费结构以及需求弹性。

本文的学术贡献包括以下三个方面:其一,突破传统单一维度的研究范式,构建“结构—价格”双视角分析框架,建立包含不同消费方式的消费者效用函数,并以此分析消费者在家与外出就餐方式下最优食物消费行为,拓展消费者行为分析框架;其二,通过分场景实证研究,精准测度不同就餐方式下食物消费结构的差异,有助于准确衡量居民膳食营养状况,并为营养学和消费经济学的交叉研究提供更细致的数据和实证支撑,打破既有政策研究缺乏微观场景分析的局限;其三,依托对在家与外出就餐弹性估计结果,本文能够弥补现有文献对不同就餐方式下食物需求弹性研究的不足,为构建更加精准的预测模型提供数据基础。该模型能够更有效地预测城镇常住居民食物需求结构的演变趋势,为建立更加完善的食物需求动态监测体系提供基础支撑。

二、概念界定和理论分析

（一）概念界定

1.城镇居民。本文所定义的“城镇居民”，是以调研平台IP地址定位识别的城镇常住居民，并非依据户籍制度所界定的城镇户籍人口。中华人民共和国成立初期，为优先发展重工业，需控制城市人口规模、避免资源挤兑，户籍制度有效限制了农村人口向城市迁移，保障了工业积累所需的低价农产品供应和城市就业稳定。这种城乡二元的户籍制度在维持社会稳定、保障资源定向分配方面发挥了巨大作用。但随着经济发展和城乡关系的转变，传统户籍制度造成的城乡二元结构固化和人口流动与时代脱节的问题日益凸显，与以“人的城镇化”为核心的新型城镇化战略相悖。

因此，近年来中央及各地均推行了户籍制度改革，部分地方已经建立城乡统一的户口登记制度，逐步消除城乡二元身份壁垒。在此背景下，城市常住人口更能代表城镇居民样本。这一界定更契合当前人口流动与城市化进程中居民实际居住状态的特征，也满足了基于常住人口口径对城镇常住居民消费行为的研究需要。

2.在家就餐与外出就餐。消费空间的公私划分是饮食研究的基础范式，本文参考国家统计局在外饮食的定义“非家庭自制餐食”，依据食物的进餐地点进行界定。在问卷设计时，将就餐地点划分为8个选项，分别为在家、单位、饭馆、亲戚朋友家、学校（含幼儿园）、摊点、商店和其他。其中，在家就餐特指在家中进行的消费；外出就餐则涵盖除在家之外其他7种就餐地点的食物消费，因此，本文界定的外出就餐是广义的，包括所有非在家的食物消费。

3.需求弹性。需求弹性衡量需求量对价格和收入（或支出）变化的敏感程度，具体包括收入（支出）弹性、自价格弹性和交叉价格弹性；进一步地，需求可以分为马歇尔需求和希克斯（补偿）需求，前者包含收入效应，后者剔除了收入效应，因此，价格弹性包括马歇尔和希克斯价格弹性。在两阶段需求模型中，弹性又可区分为条件弹性（仅考虑第二阶段需求模型）和无条件弹性（结合两阶段结果计算）。为避免混淆，本文统一使用收入弹性、条件弹性和无条件弹性这三个概念进行分析。

（二）理论分析

就餐方式通过影响食物的相对价格结构和边际效用，进而影响消费者的食物偏好与需求弹性。在消费者均衡理论框架下，个体在预算约束下根据价格与偏好来选择最优消费组合以实现效用最大化。一方面，就餐方式通过价格机制影响均衡消费量和食物需求弹性。在家就餐主要面对食材的零售价格，而外出就餐还包含额外的服务与环境成本，如人工、租金、水电、品牌与便利性溢价等，因此价格普遍更高，且不同食物的溢价幅度因制作难度和社交属性而存在显著差异。另一方面，就餐方式通过效用机制产生影响：在家就餐时，食物消费主要提供营养健康效用；外出就餐时，食物还附加社交与享乐效用，不同食物能够提供的营养健康效用和社交与享乐效用也存在较大差异。由此推断，当收入提高时，居民更倾向于增加外出就餐以获取额外效用，特别偏好边际社交与享乐效用更高的肉类和水产品，而对谷薯类等基础食物需求相对减少；在家就餐时对谷薯类和蔬菜等必需品的价格不敏感（缺乏

弹性)，而对肉类等非必需品较为敏感；外出就餐则体现出对高社交与享乐效用食物价格的较低敏感性，呈现出一定的需求刚性。

为探讨不同就餐方式对食物消费结构及需求弹性的影响，本文构建了一个包含两类食物（ A 和 B ）和两种消费方式下（在家与外出就餐）的理论模型。

核心假设如下：首先，在家就餐主要提供营养健康效用，而外出就餐在此基础上还提供社交与享乐效用（Becker, 1965）。其中， A 类食物具有更高的质量溢价，体现为消费者赋予其更高的有效效用权重（质量调整系数 $s_A > s_B$ ）。

其次，外出就餐的收入弹性高于在家就餐（ $\eta_o > \eta_h$ ），且均处于 $0 \sim 1$ 范围内，符合恩格尔定律。最后，由于不同食物在外出就餐过程中所涉及的加工、服务等附加成本不一， A 、 B 类食物在外出就餐中的溢价比例存在差异， A 类食物溢价相对较低，其溢价比例满足 $\delta_A < \delta_B$ 。在家就餐时， A 和 B 类食物的价格分别为 P_A 和 P_B ，外出就餐价格为 P_{A_o} 和 P_{B_o} ，其价格关系如下：

$$P_{A_o} = (1 + \delta_A)P_A \quad P_{B_o} = (1 + \delta_B)P_B \quad (\delta_A < \delta_B) \quad (1)$$

本文借鉴经典 CES 效用函数（Arrow et al., 1961）和嵌套模型（Dixit and Stiglitz, 1977），以刻画消费者在两类消费方式之间的替代关系。其中，整体效用包括在家就餐和外出就餐的效用，其函数形式为：

$$U = [\alpha C_h^\rho + (1 - \alpha)C_o^\rho]^{\frac{1}{\rho}} \quad \sigma = \frac{1}{1 - \rho} \quad (\sigma > 1) \quad (2)$$

（2）式中：参数 $\alpha \in (0, 1)$ ，表示在家就餐的效用权重； ρ 表示在家就餐和外出就餐的替代参数，决定不同消费方式的替代弹性 σ ， $\sigma > 1$ 表示两种消费方式具有较强的替代性，即当一种商品的消费价格上升时，消费者更容易转向另一种消费。

在家就餐时食物 A 和 B 的消费量为 A_h 和 B_h ，外出就餐时为 A_o 和 B_o ，则在家就餐与外出就餐的效用和价格指数表达式分别为：

$$\begin{cases} C_h = [A_h^\gamma + B_h^\gamma]^{\frac{1}{\gamma}} \\ P_h = [P_A^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + P_B^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}]^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \end{cases} \quad (3)$$

$$\begin{cases} C_o = [(s_A A_o)^\theta + (s_B B_o)^\theta]^{\frac{1}{\theta}} \\ P_o = [(P_{A_o}/s_A)^{\frac{\theta}{\theta-1}} + (P_{B_o}/s_B)^{\frac{\theta}{\theta-1}}]^{\frac{\theta-1}{\theta}} \end{cases} \quad (4)$$

在家就餐和外出就餐时两种食物（ A 和 B ）的替代参数分别由 γ 和 θ 表示，决定两种食物的替代

弹性。外出就餐时， s_A 与 s_B 放大了食物的 A 和 B 的有效消费量，而在价格指数中，权重又反向调整价格，表明消费者愿意为高权重的商品支付更高价格。

根据自价格弹性的定义，可以推导在家就餐和外出就餐消费时 A 类食物的自价格弹性分别为：

$$\varepsilon_{A_h} = -\frac{\gamma}{\gamma-1} \frac{P_A^{\gamma/\gamma-1}}{P_h^{\gamma/\gamma-1}} + (\sigma-1) \frac{\alpha^\sigma P_h^{1-\sigma}}{\alpha^\sigma P_h^{1-\sigma} + (1-\alpha)^\sigma P_o^{1-\sigma}} \quad (5)$$

$$\varepsilon_{A_o} = -\frac{\theta}{\theta-1} \frac{(P_{A_o}/s_A)^{\theta/\theta-1}}{P_o^{\theta/\theta-1}} + (\sigma-1) \frac{(1-\alpha)^\sigma P_o^{1-\sigma}}{\alpha^\sigma P_h^{1-\sigma} + (1-\alpha)^\sigma P_o^{1-\sigma}} \quad (6)$$

由(5)式和(6)式，同理可得 B 类食物的自价格弹性。(5)式和(6)式中：加号前的部分表示子效用层内食物 A 与 B 的替代效应，即在该就餐场景内(在家或外出)当某一类食物的价格上升时对其他食物的替代效应，由参数 γ (在家)或 θ (外出)决定。当 γ 或 θ 趋近于0时，食物消费呈完全互补关系，子效用层替代效应趋近于0；而当 γ 或 θ 趋近于1时，食物消费则表现为完全替代关系，子效用层替代效应趋近于 $-\infty$ 。加号后的部分表示总效用层中在家与外出就餐消费的替代效应，即当某一类食物价格上升时消费者是否会转向另一种消费方式。其水平由 σ 决定，当 $\sigma > 1$ 时，总效用层替代效应为正，会放大估计的价格弹性绝对值；而当 σ 越趋近于1时，总效用层的替代效应越小，在家消费与外出消费之间的关系趋向于完全互补。 γ 决定在家消费两类食物的替代弹性， θ 决定外出消费时两类食物的替代弹性。 γ 与 θ 越小，子效用层弹性越小； σ 决定总替代弹性， σ 越大，总效用层替代效应越强。质量调整系数 s_A 通过降低有效价格(P_{A_o}/s_A)显著弱化价格敏感性，使得外出就餐时 A 类食物弹性绝对值减小，这解释高 s_A 食物何以维持低溢价而保持需求刚性。

根据模型推导，外出就餐中 B 类食物的自价格弹性绝对值高于 A 类食物。其原因包括：其一，溢价差异。 $\delta_A < \delta_B$ 导致 B 类食物价格的涨幅更大，消费者对 B 类食物价格更敏感；其二，质量调整系数差异。 $s_A > s_B$ 降低 A 类食物的有效价格感知，抑制其价格弹性，同时，外出就餐预算约束线的斜率(由 P_{B_o}/P_{A_o} 决定)因 $\delta_A < \delta_B$ 而更陡峭，进一步限制了对 B 类食物的消费(见图1)。而在家就餐时， $|\varepsilon_{B_h}| > |\varepsilon_{A_h}|$ ，因为 γ 相同，价格差异主导其弹性。由于外出就餐时的溢价比例差异，预算约束线 γ_o (外出就餐)比 γ_h (在家就餐)更陡峭。在社交与享乐效用的影响下，外出就餐时 A 和 B 之间的替代性较低，而在家就餐时替代性较强，即在家就餐更容易调整不同类型食物的消费比例。

图1呈现了不同就餐方式下消费者均衡结果，可以看出，外出就餐时，消费者会消费更多能够提供社交与享乐效用的 A 类食物。其政策意义为：降低外出就餐的溢价可以显著提升消费量，尤其是 δ_B 较高的 B 类食物。此外，提高社交与享乐效用(如优化餐厅的社交场景)可以降低 A 类食物的价格弹性(Allcott et al., 2019)，从而影响消费选择。

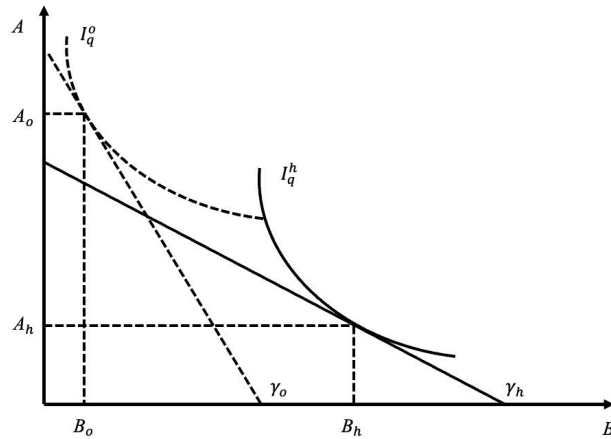


图1 消费者在家与外出就餐两种方式下均衡分析

三、实证研究设计与数据

(一) 变量的选取及理论依据

1. 食物消费量。本文参考膳食指南与柳叶刀膳食分类标准，并结合调研数据实际情况，将居民消费的食物划分为七类：谷薯类、蔬菜、水果、肉类、水产品、蛋类和奶类^①。该分类方法以营养功能为基础，体现了平衡膳食模型中“多样性”“结构合理性”的核心原则，具有明确的营养科学依据。此外，该分类体系被广泛用于国家层面的营养监测、政策制定和食物结构评估，具有权威性与规范性。采用此分类，不仅有助于系统刻画居民膳食结构，而且便于与膳食指南中的推荐摄入量对照，从而评估食物消费量是否满足营养健康目标。

2. 食物价格。本文将食物价格划分为“在家就餐食物价格”和“外出就餐食物价格”两类，是结构性解释变量，用以反映不同消费场景下的价格构成差异。前者主要指零售市场中的食材价格，反映的是商品本身的市场交换价值；后者指消费者外出就餐时在餐馆实际支付的食物价格，在交换价值基础上还包含了烹饪、用餐环境、家务替代及社交等附加服务成本。

3. 收入。传统经济学通常以个人可支配收入作为核心变量，本文的研究主体是个人食物消费，故而采用受访者个人年收入衡量收入变量。但实际上，个人收入未必能完全反映实际消费能力，家庭经济学理论指出，家庭成员之间存在内部再分配，部分成员付出更多的时间工作赚钱，部分成员付出更多的时间经营家庭，如家庭主妇。在样本中，部分受访者为学生或家庭主妇，存在收入为零的情况，为避免样本损失导致的模型低估教育阶段或性别角色的经济影响，本文用受访者家庭人均年收入替代个人收入，以保证数据的完整性与代表性。

4. 控制变量。根据消费者均衡理论，最优的消费量不仅取决于预算约束和价格，还受消费者偏好的影响。为了控制不同消费者对各类食物偏好的差异，参考已有文献的做法，在食物需求模型中增加以下社会人口学变量作为消费者偏好的代理变量。第一，采用家庭常住人口数量衡量家庭人口规模。

^①食物结构和价格分类清单可在《中国农村经济》网站或中国知网查看本文附录中的附表A1~A4。

人口规模是影响家庭食物消费总量和结构的重要因素。一方面，人口多的家庭可能在购置食物上具有一定的规模经济，从而影响单位价格敏感性；另一方面，人口数量变化也会改变家庭食物多样化程度与消费偏好（Powell et al., 2012）。第二，采用受访者受教育年限衡量教育水平。教育水平通常与个体的健康意识、营养知识获取能力及饮食行为密切相关。较高的受教育水平有助于消费者更理性地做出食物选择，从而更偏好营养价值高、结构合理、能量适中的饮食（Miura et al., 2009）。第三，年龄对食物偏好与消费结构具有重要影响。不同年龄阶段个体的营养需求、健康关注点及消费习惯各异，老年群体可能更注重清淡、营养，而青年群体更倾向于便捷与口味（Jensen and Yen, 1996）。第四，采用虚拟变量衡量性别（男性=1，女性=0）。性别差异显著影响个体食物选择及家庭食物消费决策。不同收入群体的女性和男性在饮食上的关注点不同，女性相比男性在饮食上更注重健康与多样化。有研究表明，男性更偏好外出就餐，而高收入群体的男性会更注重餐饮搭配从而控制能量摄入（Powell et al., 2012）。第五，本文依据《中国人口普查年鉴》的年龄分组标准，将0~14岁家庭成员归为“儿童”，采用儿童成员数量占家庭常住人口的比例衡量儿童人口占比。儿童人口占比影响着家庭在营养结构、品类选择上的偏好，有儿童的家庭往往更注重饮食健康和口感接受度，对乳品、水果等营养类食物的消费更高（Jensen and Yen, 1996）。

（二）实证模型

关于食物消费方面的最早研究方法包括 Stone（1954）提出的线性支出系统 LES 和 Theil（1965）的 Rotterdam 模型。随后，Christensen et al.（1975）提出了超越对数需求模型，Deaton and Muellbauer（1980）在此基础上发展出了几乎理想的需求系统 AIDS（Almost Ideal Demand System）。Banks et al.（1997）进一步将 AIDS 模型拓展为二次几乎理想的需求系统 QUAIDS。AIDS 模型以其一阶逼近任何需求系统的能力、强大的经济解释力和灵活的弹性估计而闻名，完全符合选择公理，允许将个体消费者需求加总为与典型消费者行为一致的市场需求，且不施加加总偏好，适用于微观调查数据和汇总数据。QUAIDS 模型则引入奢侈品和必需品的区分，根据收入水平调整商品属性，自二十世纪八九十年代以来已成为食物消费研究的主流方法。

本文不仅估计经济变量的影响力，还着重预测未来食物需求趋势，因此选择具有更强解释力和预测力的三秩需求系统 QUAIDS。QUAIDS 模型能够捕捉食物边际支出份额随收入水平提高而发生的非线性变化。基于直接效用函数在广泛商品组上的弱可分性理论，本文采用经典的 LES-QUAIDS 两阶段需求模型估计食物需求弹性。

第一阶段，将食物消费支出分解为在家就餐消费支出与外出就餐消费支出，并与服装、交通、教育医疗、住房等其他商品支出分离，采用线性支出系统 LES 估算在家与外出就餐消费支出各自的弹性，如（7）式所示：

$$P_I Q_I = P_I R_I + B_I \left(E - \sum_j P_j R_j \right) \quad (7)$$

（7）式中： I 包含 H 和 O ， H 表示在家就餐食物消费、 O 表示外出就餐食物消费， P_I 、 Q_I 、

R_I 分别为在家与外出就餐消费的第 I 种商品平均价格、消费总量以及满足基本生存需求所需消费量； E 为家庭总支出； B_j 为待估参数（第 I 类商品的边际预算份额）。根据（7）式中的估计结果，计算在家与外出就餐两种方式下食物消费各自的弹性。

第二阶段，通过二次型几乎理想需求分析系统（QUAIDS）分别估计各类食物在家就餐消费与外出就餐消费的条件弹性。需求方程如下：

$$w_{ii} = \alpha_{ii} + j\gamma_{ij} \ln P_{jI} + \beta_{ii} \ln \frac{X_I}{a(p)} + \frac{\lambda_{ii}}{b(p)} \left[\ln \frac{X_I}{a(p)} \right]^2 + \delta Z + \varepsilon_{ii} \quad (8)$$

（8）式中： w_{ii} 为在家就餐消费（外出就餐消费）的第 i 种食物占在家就餐消费（外出就餐消费）食物总支出的比重， P_{jI} 为第 j 种食物在家就餐消费（外出就餐消费）的价格， X_I 为食物消费总支出， Z 为其他影响食物消费的变量如家庭人口规模、受访人性别和年龄、受教育年限、儿童人口占比， $a(p)$ 与 $b(p)$ 为非线性综合食物价格指数。根据需求理论，模型需满足加总性、零阶齐次性、对称性以及非负性四个约束，其中，前三个约束可以在模型估计时通过添加约束条件直接实现，而非负性则需要通过检验估计出来的希克斯自价格弹性是否为负来判定。

QUAIDS 模型通常采用非线性似无相关联立方程回归来估计回归系数，并在四个约束下计算需求弹性^①。其中，马歇尔价格弹性（未补偿弹性）是指在收入和其他商品价格保持不变时，某一商品价格变动对其需求量的影响，它同时反映了替代效应和收入效应。支出弹性反映居民食物消费支出变动 1% 所引起的各类食物支出变化的幅度。交叉价格弹性刻画了不同食物之间的替代或互补关系：若为正，表示替代关系；若为负，则表示互补关系。

为了进一步计算各类食物的无条件弹性，还需要结合根据第一阶段 LES 模型估计出来的在家就餐消费和外出就餐两种方式下食物价格弹性与支出弹性进行调整。具体如（9）～（11）式所示：

$$\varepsilon_i = \varepsilon_{i,I} \varepsilon_I \quad (9)$$

$$\varepsilon_{ii} = \eta_{ii} - \varepsilon_i w_{ii} (1 + \eta_{ii}) \quad (10)$$

$$\varepsilon_{ij} = \eta_{ij} - \varepsilon_i w_{jI} (1 + \eta_{ii}) \quad (11)$$

（9）式表示总支出弹性，即收入弹性，其中， ε_I 是 LES 模型估计的在家与外出就餐时的食物收入弹性， $\varepsilon_{i,I}$ 是用 QUAIDS 模型估计的条件支出弹性；（10）式表示自价格弹性，其中， η_{ii} 是用 QUAIDS 模型估计的条件自价格弹性， η_{ii} 是用 LES 模型估计的在家与外出就餐时的食物自价格弹性；（11）式则表示交叉价格弹性，其中， w_{jI} 是食物 j 的支出份额， η_{ij} 是 QUAIDS 模型估计的交叉价格弹性。

希克斯弹性（补偿弹性）可以通过斯拉茨基方程进行等价转换得到，其表达式为：

^① 第一阶段弹性、非线性综合食物价格指数的二阶泰勒展开式、加总性、零阶齐次性、对称性三个约束条件以及支出弹性、自价格弹性与交叉价格弹性的计算公式可在《中国农村经济》网站或中国知网查看本文附录中公式 A1～A11。

$$\varepsilon_{ij} = \varepsilon_{ij}^h - \varepsilon_i w_{jl} \quad (12)$$

（三）数据来源与样本特征

本文的食物消费数据采用多阶段等比例分层随机抽样方法收集，首先从中国不同地理区域抽取了北京、河北、山东、湖北、黑龙江、四川、陕西、河南、江苏 9 个省份，这些省份在经济、文化、饮食习惯等方面具有代表性，且涵盖了东北、华北、华中、华东、西南、西北 6 个地区，可代表除华南地区外中国所有的地理区划，能够较好地反映全国范围内的食物消费状况与饮食文化差异。随后在每个省份根据各个城镇的人口比例随机抽取 30~100 个潜在样本发放调查邀请，根据样本回复时间以及问卷质量，在每个城镇选择 10~30 个最终样本，每个城镇的样本规模取决于该城镇常住人口规模，最终在每个省份抽取约 200 个城镇成年居民作为调查对象，以确保样本的代表性和可靠性。

本文通过问卷星线上平台随机发放问卷收集数据，调研时间为 2022 年 11 月至 2023 年 6 月（其中春节期间暂停发放问卷）。在数据收集过程中，根据逻辑判断实时对收集到的数据进行质量监控，以确保样本的有效性和可靠性。最终，共收集样本 1906 个，剔除部分食物消费量及收入支出异常的样本之后，得到有效样本 1833 个，样本有效率为 96.10%。

为缓解线上平台用户群体代表性有偏的问题，在调研设计过程中要求线上平台覆盖不同地区、年龄、性别和收入的群体，并将受调查样本的特征与国家统计局公布的全国城镇居民基本统计特征进行对比，以验证样本的代表性，同时明确样本的局限性。表 1 总结了受访者的基本人口统计特征。样本年龄低于全国人口平均年龄（38.80 岁）；样本性别中女性占比低于全国女性人口占比（48.76%）；样本人均年收入高于全国城镇居民人均可支配收入（5.18 万元）；样本家庭人口规模高于全国平均家庭人口数（2.80 人）；样本儿童人口占比略高于全国城镇儿童人口占比（16.90%）。总体来看，本文的样本在部分指标上与全国数据存在一定差异，这可能是因为线上调查样本主要为收入和受教育水平较高的年轻群体，这是线上调查的局限性之一。尽管如此，本文样本依然能够反映相当一部分城市居民尤其是年轻群体的特征。

表 1 调查样本的人口与社会经济特征及描述性统计

变量名称	变量定义或赋值	均值	方差	最小值	最大值
年龄	年龄（岁）	31.88	7.88	18.00	65.00
性别	男性=1，女性=0	0.45	0.50	0.00	1.00
受教育年限	受教育的年份（年）	14.72	1.27	0.00	17.00
职业	1~19 表示 19 种不同的职业	4.76	3.99	1.00	19.00
人均年收入	人均年收入（万元）	12.50	12.59	0.78	186.00
家庭人口规模	家庭常住人口数（人）	3.56	1.08	1.00	10.00
儿童人口占比	家庭儿童人口占比（%）	0.18	0.17	0.00	0.67

本文的食物价格数据主要包括在家就餐和外出就餐两部分。其中，在家就餐对应的零售价格数据主要来源于中国价格信息网、大润发、永辉超市等；外出就餐价格数据来源于微信小程序各城市海底捞菜品价格。中国价格信息网每月 5 日、15 日、25 日公布各类食物的价格信息，但是，水果方面仅

有 5 种最便宜的水果价格数据、奶类方面仅有 2 种最便宜的牛奶价格。考虑到这与居民消费情况不符，本文通过网络爬虫的方法，于次年同期多次抓取大润发、永辉超市微信小程序的水果和奶类价格日数据作为补充。为保证研究的科学性，还要考虑水果、奶类的地域性分布，最终选出各城市供应广泛的 14 种水果、14 种奶类价格用于弹性估计。中式菜肴多以复合搭配为主（如“西红柿炒鸡蛋”难以分别归类为蔬菜或蛋类），不利于精确计算各类食物的溢价比例。相较之下，火锅店菜品以未经深加工的原材料为主，更适合用于食物原材料溢价估算。海底捞火锅的菜品价格是每种食物单份生重，按份计价，且每种食物有固定的份量表，例如娃娃菜 16 元/份。由于海底捞并不提供数据服务，本文同样采取网络爬虫的方法获取菜品价格。在数据处理方面，首先通过对价格数据从城市维度进行月度平均化处理（例如，南京有 17 家海底捞，获取这 17 家滑牛肉的价格并计算均值，作为南京滑牛肉的价格），然后根据月份与消费数据进行匹配。大润发、永辉超市和海底捞火锅在中国大部分城市的门店数量众多，但毕竟不是 100%覆盖，针对个别没有与居民消费样本匹配上的缺失价格的城市，参照百度地图最邻近城市的价格进行匹配。使用横截面数据来进行价格弹性研究存在一定的限制，故而本文选用具有空间差异的价格以及相对较大的样本来缓解这一限制。

（四）外出就餐与在家就餐消费食物结构与价格差异

表 2 汇报了各类食物外出就餐与在家就餐时消费的结构差异，并在最后一列汇报了国家统计局 2022 年人均各类食物的日消费量。国家统计局仅记录家庭在家就餐的食物消费数据，并以家庭常住人口计算人均日消费量。若居民的外出就餐频率较高，且其食物消费结构与在家就餐存在明显差异，那么国家统计局的统计方式可能会导致统计结果低估居民外出就餐中消费较多的食物数量，同时高估主要在家食用的食物数量。除蔬菜与水产品外，对其他食物的消费量均高于国家统计局公布的数据。其中，奶类和肉类消费量被严重低估，谷薯类消费量也低估了 20%以上，水果、蛋类的消费量与官方数据非常接近。调研数据显示，人均每日食物消费总重量为 1303.17 克，比国家统计局公布的 1041.37 克高 25.14%；外出就餐的平均年消费支出估计为 15918 元，在家就餐的这一支出为 4639 元，两种就餐方式下食物消费的平均年消费支出总和远高于国家统计局公布的 2022 年城镇居民人均食品烟酒支出（9495 元）。此外，从食物消费结构角度观察，居民外出就餐时倾向于消费更多的肉类、水果以及谷薯类，而奶类、蛋类、水产品的消费则更依赖在家就餐。

表 2 消费量（日均）和支出份额的描述性统计

食物类别	在家就餐消费（均值和标准差）				外出就餐消费（均值和标准差）				在家和外出 国家统计局	
	消费量 (克/日)	消费量 占比(%)	食物支出 (元)	支出份额 (%)	消费量 (克/日)	消费量 占比(%)	食物支出 (元)	支出份额 (%)	消费量 (克/日)	城镇居民人 均日消费量
谷薯类	225.30 (243.00)	31.58 (23.22)	1.34 (1.44)	16.93 (20.43)	167.79 (224.95)	33.47 (26.26)	9.06 (12.45)	26.16 (25.62)	393.09	318.36
蔬菜	143.15 (210.07)	16.85 (17.38)	0.97 (1.44)	8.88 (12.65)	87.38 (148.74)	16.59 (19.15)	7.59 (13.10)	17.00 (19.51)	230.53	303.84
水果	95.93 (158.61)	12.01 (17.65)	1.66 (2.75)	13.59 (19.86)	72.14 (135.85)	13.79 (21.84)	4.96 (9.36)	12.84 (21.62)	168.07	165.75

表2 (续)

肉类	132.02 (203.80)	15.77 (17.86)	5.95 (9.34)	35.09 (29.73)	109.04 (163.29)	19.69 (20.42)	16.52 (24.85)	30.85 (26.69)	241.06	129.04
水产品	21.42 (83.00)	2.17 (6.90)	0.68 (2.60)	3.69 (10.94)	8.89 (54.18)	1.17 (5.26)	1.74 (10.56)	2.07 (8.59)	30.31	44.38
蛋类	27.60 (46.99)	4.37 (9.20)	0.32 (0.55)	4.13 (9.76)	11.44 (29.33)	2.26 (6.96)	0.36 (0.94)	1.20 (5.53)	39.04	37.81
奶类	127.33 (156.31)	17.25 (20.79)	1.79 (2.20)	17.70 (22.65)	73.74 (126.94)	13.03 (21.27)	3.38 (5.81)	9.88 (18.53)	201.07	42.19

注：括号内是标准差。

各类食物外出就餐支出比例高的主要原因可能有两点：第一，国家统计局主要记录在家就餐食物消费量，外出就餐数量是根据家庭自费外出就餐食物支出折算，未统计他人请客或者公费就餐的支出，因此可能会低估外出就餐的支出；第二，本文的调查样本来源于线上调研，通常更容易吸引年轻人、互联网用户和中高收入人群，而这些群体的消费能力往往高于全国平均水平，因此可能导致高估收入和消费支出数据。

表3汇报了两种就餐方式下的价格差异。整体来看，餐饮渠道的食物价格普遍高于零售渠道，溢价幅度为2~13倍。蔬菜和谷薯类等零售价格较低的食物，溢价幅度最高，分别为12.74倍和8.92倍；而牛羊肉溢价幅度最低，仅2.48倍，猪肉、蛋类、奶类、水果的溢价幅度也较低，为2.5~4倍；禽肉和水产品的溢价幅度则超过5倍。外出就餐时，消费者不仅支付食物本身的成本，还包括烹饪、用餐环境、家务替代及社交等附加服务成本，这些因素共同构成餐饮溢价的重要来源。不同食物溢价幅度的显著差异，是造成外出就餐与在家就餐两种方式下食物消费结构差异的重要原因之一。例如，蔬菜溢价最高而牛羊肉溢价最低，消费者在外出就餐时更倾向于减少蔬菜摄入、增加牛羊肉消费。

表3 各类食物市场零售价格和餐厅价格的描述性统计

食物类别	农贸市场和超市平均零售价（元/公斤）			餐馆价格（海底捞火锅菜品价格）（元/公斤）			溢价幅度 （倍）
	均值	标准差	食物种类	均值	标准差	食物种类	
谷薯类	6.02	0.47	8	53.72	6.98	5	8.92
蔬菜	6.76	1.29	15	86.13	6.90	13	12.74
水果	17.42	1.91	14	68.16	6.48	3	3.91
肉类	44.93	5.57	9	151.07	6.75	17	3.36
禽肉	25.22	6.37	1	131.47	10.19	6	5.21
牛羊肉	88.85	7.41	4	220.67	6.52	8	2.48
猪肉	41.19	8.61	4	159.05	7.27	3	3.86
水产品	32.00	3.20	8	196.76	16.72	3	6.15
蛋类	11.79	1.48	1	31.29	5.41	2	2.65
奶类	14.07	0.98	14	46.00	3.81	2	3.27

注：溢价幅度=外出就餐食物价格/在家就餐食物价格。

在后文采用 QUAIDS 模型估计食物需求弹性时,如果食物种类太多,待估参数矩阵过大将会损失较多的自由度,影响估计的有效性。为了缓解此缺陷,在数据处理阶段,本文首先将肉类细分为禽肉、牛羊肉、猪肉,而后根据以上三个品类的支出份额计算肉类的加权价格,再将三个细分品类的肉产品归至肉类进行弹性估计,这样既保证了禽肉、牛羊肉和猪肉消费和价格数据的精准度,增加了弹性估计结果的可靠性,也降低了待估参数的数量。

四、实证结果分析

(一) 第一阶段 LES 估计结果

本文采用 LES 线性支出系统来估计第一阶段食物需求模型,结果如表 4 所示。其中,食物价格是根据城市层面各类食物支出份额计算的加权平均价格。相较于在家就餐,外出就餐对食物价格的敏感性较低,两者的自价格弹性分别为-0.339 和-0.258,即食物价格上涨对在家就餐食物需求的影响大于外出就餐。此外,在家和外出就餐消费的食物需求支出弹性都小于 1;外出就餐食物的收入弹性较高,即收入增长对外出就餐支出的促进作用大于在家就餐。外出就餐方式下较低的自价格弹性和较高的收入弹性可能原因:消费行为不仅限于获取食物的基本生存需求层次,也涵盖了享受餐馆烹饪服务、提升用餐体验、减少家务负担(如洗碗洗菜)以及促进社会交往等更高层次的需求,因此,消费者对食物价格的变化相对不太敏感,收入提高后也更愿意增加外出就餐的需求(Law et al., 2022)。

本文估计的城镇常住居民的在家与外出就餐食物支出的收入弹性分别为 0.11 和 0.17,低于郑志浩等(2016)在其研究中针对 2000 年~2010 年所估计的 0.49 和 1.07。这一差异可能源于样本时点的不同。根据恩格尔定理,随着居民收入水平提高,食物支出的收入弹性呈下降趋势,因此本文使用近期的数据所测算出的弹性值更低是合理的。此外,中国各省份在经济发展水平和食物消费习惯等方面存在显著差异,因此抽样偏误难以避免。本文的部分调查样本集中在经济相对发达地区(调查地区不含西藏、新疆等西部省份),这些地区家庭收入水平较高,居民食物消费行为可能与欠发达地区存在一定差异。因此,本文估计的食物支出弹性可能存在向下偏误,即低估了中低收入群体的食物收入弹性。

表 4 在家和外出就餐方式下食物消费的系数与弹性

方式	回归参数		弹性	
	B_I	R_I	价格弹性	收入弹性
在家就餐	0.005***	1.458***	-0.339	0.109
外出就餐	0.025***	1.193***	-0.258	0.174

注:***表示 1% 的显著性水平。

(二) 第二阶段条件弹性

表 5 报告了基于 QUAIDS 模型估计的在家与外出就餐时食物的需求条件弹性^①。在家就餐时,各

^①在家与外出就餐交叉价格弹性的条件弹性估计结果及分布可在《中国农村经济》网站或中国知网查看本文附录中的附表 A5 和附表 A6、附图 A2 和附图 A3。

类食物的自价格弹性均为负，符合需求法则的理论预期；同时，未补偿自价格弹性的绝对值高于补偿自价格弹性，这与各类食物均呈正的支出弹性相一致（Bouyssou et al., 2024）。除肉类和水产品外，其他食物的未补偿自价格弹性绝对值均小于 1，表明肉类和水产品消费富有价格弹性，而其他食物需求较缺乏价格弹性。这一发现与食物消费对价格波动普遍不敏感的现实相符。

此外，研究表明，谷薯类、蔬菜、水果、蛋类和奶类等条件支出弹性均小于 1，而肉类和水产品条件支出弹性大于 1，与 Bouyssou et al. (2024) 所指出的“动物性食品通常具有更大的支出弹性”部分一致，但不同类别的动物性食物在支出弹性上存在差异。根据本内特定理（Bennett's Law），随着收入增长，城镇居民在家就餐食物消费中谷薯类、蔬菜等植物性食物的供能比将趋于下降，而支出弹性较高的肉类和水产品等动物性食物的供能比可能增加。条件支出弹性结果表明，外出就餐时，肉类和水产品的支出弹性最高，与在家就餐方式下的趋势一致（Sheng and Song, 2019）。然而，与在家就餐相比，外出就餐时水果、肉类和奶类的支出弹性较低，而其他食物的支出弹性则显著增加，反映了外出就餐与在家就餐在食物消费模式上的差异。自价格弹性结果也呈现类似趋势，除肉类外，外出就餐时各类食物对价格的敏感程度均高于在家就餐。

表 5 在家与外出就餐方式下食物的条件价格弹性和支出弹性

弹性	方式	谷薯类	蔬菜	水果	肉类	水产品	蛋类	奶类
条件支出弹性	在家就餐	0.425	0.698	0.798	1.706	1.884	0.085	0.486
	外出就餐	0.667	0.980	0.770	1.481	3.017	0.830	0.309
未补偿自价格弹性	在家就餐	-0.608	-0.076	-0.608	-1.074	-2.551	-0.169	-0.158
	外出就餐	-0.751	-0.327	-0.812	-0.749	-2.915	-1.116	-0.387
补偿自价格弹性	在家就餐	-0.536	-0.014	-0.500	-0.476	-2.482	-0.166	-0.072
	外出就餐	-0.577	-0.160	-0.713	-0.292	-2.853	-1.106	-0.357

（三）无条件弹性

表 6 结合第一阶段 LES 模型和第二阶段 QUAIDS 模型的估计结果，计算了在家就餐与外出就餐方式下各类食物的无条件需求弹性^①。

在家就餐时，水产品自价格弹性绝对值超过 2，而其他食物均小于 1，且蔬菜、蛋类和奶类的自价格弹性最低，为-0.10 左右，谷薯类、水果和肉类为-0.50 左右。此外，约一半食物的交叉价格弹性为正，表明食物之间存在替代关系，例如肉类和水产品的替代性较强；另一半为负，表明食物之间存在互补关系，如谷薯类和蔬菜的互补性较强。收入弹性结果显示，在家就餐时的所有食物均为必需品，收入弹性均小于 0.21，其中谷薯类和蛋类最低，蔬菜、水果和奶类介于 0.05~0.09，水产品 and 肉类分别为 0.21 和 0.19。这一结果低于郑志浩等（2016）对 2000—2010 年中国城镇居民食物收入弹性的估计，可能的原因是食物需求的收入弹性随收入增长而普遍下降（Chen et al., 2016），且郑志浩等（2016）未区分在家就餐与外出就餐。

^①含交叉价格弹性的无条件弹性估计结果及分布可在《中国农村经济》网站或中国知网查看本文附录中的附表 A7 和附表 A8。

表 6 在家与外出就餐方式下食物的无条件价格弹性和支出弹性

弹性	方式	谷薯类	蔬菜	水果	肉类	水产品	蛋类	奶类
收入弹性	在家就餐	0.047	0.076	0.087	0.187	0.206	0.009	0.053
	外出就餐	0.116	0.170	0.134	0.257	0.524	0.144	0.054
无条件未补偿自价格弹性	在家就餐	-0.560	-0.035	-0.536	-0.678	-2.505	-0.167	-0.101
	外出就餐	-0.621	-0.203	-0.739	-0.410	-2.869	-0.531	-1.093
无条件补偿自价格弹性	在家就餐	-0.553	-0.028	-0.524	-0.613	-2.497	-0.166	-0.092
	外出就餐	-0.591	-0.174	-0.721	-0.331	-2.858	-0.529	-1.088

外出就餐时，所有食物的收入弹性均高于在家就餐，表明收入增长推动了外出就餐需求的上升。进一步比较两种就餐方式下的收入弹性差值（外出就餐减去在家就餐）可以发现，水产品和蛋类的差值最大，分别为 0.318 和 0.135，明显高于其他食物类别（差值均未超过 0.1），说明外出就餐相较于在家就餐，对这两类动物性食品的需求提升最为显著。这一结果与 Sheng and Song（2019）的预测相契合。该研究基于情景分析认为，预计到 2050 年，中国食物总需求将增长 33%，并呈现由基本温饱型向高质量、多样化食品消费转变的趋势。外出就餐时大多数食物的无条件补偿自价格弹性绝对值高于在家就餐，仅肉类例外，可能的原因是外出就餐时肉类的溢价比例相对较低（Law et al., 2022），价格敏感性下降。Bai et al.（2010）也发现，城镇居民外出就餐时，肉类的支出占比远高于在家消费。交叉价格弹性结果表明，约一半的食物存在替代关系，另一半存在互补关系。

本文估计的收入弹性小于 Zheng et al.（2019）的估计值和 Zhou et al.（2020）的预测值^①，但与 Bouyssou et al.（2024）呈现的结果比较接近。这种差异可能有三个原因：第一，Zheng et al.（2019）估计的是 2000—2012 年的食物弹性，Zhou et al.（2020）和 Bouyssou et al.（2024）的荟萃分析也是基于早期的研究结果，而本文的估计是基于 2022—2023 年最新的城镇常住居民膳食调查，随着收入的提高，各类食物的收入弹性都会随之下降。第二，前人的研究没有区分在家与外出就餐，Zheng et al.（2019）虽然在第一阶段区分了在家与外出就餐食物支出，但在第二阶段仅采用国家统计局公布的城镇居民在家就餐食物消费数据。Zhou et al.（2020）和 Bouyssou et al.（2024）的荟萃分析也均为在家就餐食物消费弹性，然而居民在家与外出就餐食物需求弹性存在较大差异，忽略此差异将造成估计的偏差。这进一步说明区分在家与外出就餐食物消费的必要性。第三，本文的调查样本相对集中在中国较发达的地区，这些地区家庭的食物需求弹性可能较低，相对于低收入地区的家庭更有可能消费包括肉类在内的动物性食物（Zhou et al., 2020）。因此，中西部地区的食物需求弹性可能高于本文的估计值。

（四）稳健性检验

为了检验需求弹性估计结果的稳健性^②，本文从四个方面展开讨论。

^①前人研究弹性的结果汇总表格可在《中国农村经济》网站或中国知网查看本文附录中的附表 A9。

^②稳健性检验结果及含交叉价格弹性的无条件补偿弹性结果可在《中国农村经济》网站或中国知网查看本文附录中的附表 A10~A15。

第一，采用 AIDS 模型重新估计在家与外出就餐的需求弹性。结果与 QUAIDS 模型的估计结果在整体趋势上高度一致。各类食物的需求弹性方向保持一致，且大多数弹性系数的显著性水平未发生显著变化，表明弹性估计结果不受模型设定的影响。

第二，海底捞主要面向中高收入群体，其菜品可能存在较高的溢价，进而可能对需求弹性的估计结果造成干扰。为此，本文将海底捞菜品价格下调 20%，并重新估计两阶段需求模型。结果显示，收入弹性略有下降，多数食物的自价格弹性的绝对值也有所降低，但整体弹性的估计结果与基准模型保持一致。

第三，本文样本的年人均收入为 12 万元，略高于 2022 年国家统计局公布的高收入组人均可支配收入均值（11 万元），这可能使弹性估计产生系统性偏差。为控制该潜在影响，剔除了年收入超过 40 万元的样本，使剩余样本的收入均值更接近统计数据，并重新估计需求弹性。结果表明，多数食物类别的需求弹性绝对值略有上升，这说明较高收入水平可能在一定程度上高估价格弹性，但整体估计趋势仍与基准结果一致，验证了弹性估计在样本结构变动下的稳健性。

第四，海底捞为中高端品牌，溢价比例高于快餐或中低端餐厅，为进一步增强弹性估计的代表性与广泛适用性，引入中低端火锅品牌呷哺呷哺与老乡鸡的菜品价格，其溢价幅度介于 1.66~7.2。一方面，呷哺呷哺门店分布不及海底捞广泛，为实现与样本城市的更好匹配，需要引入更多品牌价格数据；另一方面，老乡鸡主打健康饮食，烹饪方式较为简单，其中包含大量单品菜（如农家蒸蛋、葱油鸡、剁椒鱼头等），有助于提高溢价估算的可比性与准确性，因此本文将老乡鸡纳入研究范围。基于呷哺呷哺和老乡鸡价格进行的弹性估计结果显示，肉类与水产品的收入弹性仍然较高，水果、肉类和水产品的自价格弹性亦保持较高水平，这进一步验证了基准估计结果的稳健性。

综上所述，本文在模型设定、价格设定、样本结构及价格来源四个维度所做的稳健性检验均表明，主要弹性估计结果具有良好的稳健性。

五、未来食物需求预测

精准估计食物需求弹性对准确预测未来食物需求变化至关重要。为了进一步预测未来食物需求变化，本文设立高、中、低三种收入增长情景。国家统计局发布的《国民经济和社会发展统计公报》数据显示，2021—2023 年国民总收入同比增长率依次为 7.9%、2.8%和 5.6%。“十四五”前三年年均增长率为 5.4%。因此，本文假设人均可支配收入年均增长 4%、5%和 6%的情况分别属于低、中和高三种情景。本文结合估计出的在家与外出就餐时各类食物的收入弹性，预测收入变化所带来的食物需求量变化。根据连续复利公式计算得到 2030 年人均每日各类食物需求量。

表 7 汇报了三种增长情景下的预测结果。研究发现，收入增长会促进各类食物消费量的增长，且外出就餐的增长幅度更大，预计到 2030 年，肉类消费量将远超膳食指南推荐量，过量消费问题仍将延续；而蔬菜、水果、水产品以及奶类的消费不足问题得到改善；谷薯类和蛋类消费量则更接近膳食指南推荐量。

总体而言,预计到2030年,中国城镇常住居民膳食消费量与膳食指南推荐的健康膳食摄入仍有一定的结构差异,且部分食物偏离程度会进一步扩大。从食物来源看,各类食物来自外出就餐消费的占比逐步提高,其中肉类外出就餐的消费占比将接近50%,而水产品、蛋类和奶类等依然主要依赖在家就餐^①。动物性食物消费需求的快速增长,尤其是外出就餐需求的增加,会使膳食能量摄入量进一步提高,食物中脂肪供能比进一步提高,这会造成更为严重的营养过剩问题。因此,亟须针对动物性食物消费超量的问题展开政策干预,延缓肉类消费快速增长的趋势。

表7 2030年人均食物需求预测

		谷薯类	蔬菜	水果	肉类	水产品	蛋类	奶类
在家就餐收入弹性		0.047	0.076	0.087	0.187	0.206	0.009	0.053
外出就餐收入弹性		0.116	0.17	0.134	0.257	0.524	0.144	0.054
2030年在家就餐 人均消费量 (克/日)	低	239.65	158.12	107.40	165.77	27.47	27.95	136.60
	中	240.79	159.31	108.31	168.45	27.95	27.98	137.34
	高	242.01	160.59	109.29	171.32	28.46	28.01	138.13
2030年外出就餐 人均消费量 (克/日)	低	194.37	107.72	85.33	147.39	15.26	13.70	79.15
	中	196.48	109.34	86.38	150.45	15.77	13.87	79.58
	高	198.75	111.07	87.50	153.71	16.31	14.07	80.04
2030年人均总消 费量(克/日)	低	434.02	265.84	192.73	313.16	42.73	41.65	215.75
	中	437.27	268.65	194.70	318.90	43.71	41.85	216.92
	高	440.76	271.65	196.79	325.03	44.77	42.08	218.17

需要说明的是,本文假定在家就餐与外出就餐时食物的收入弹性保持不变,在此基础上进行食物需求预测。采用固定弹性假定的原因在于:第一,当前中国城镇居民在食物上的支出与可支配收入的比值已较低,恩格尔系数已经进入相对稳定的区间,食物消费的收入弹性在现阶段本身已较低,很多食物的收入弹性接近于0,可以预期未来食物需求弹性将会稳定在一个较低的水平,因此其进一步下降的概率和幅度都较小。恩格尔定律也表明,当收入增长到一定阶段后,食物需求的收入弹性将趋于稳定。第二,本文的预测期仅至2030年,属于中短期预测,收入水平和消费结构在此期间的变化相对可控。所以,在一定时间范围内,基于当前估计的收入弹性进行外推预测,仍可提供有价值的趋势判断和政策参考。当然,这种外推预测未能捕捉收入变化对消费行为动态调整的可能性,存在一定的局限性。

六、结论与政策意义

城镇化的快速发展给居民带来更多样化的就餐方式选择,其中,外出就餐逐渐成为城镇常住居民重要就餐方式。然而,现有研究对不同就餐方式下的食物需求结构及弹性关注不足,难以准确反映实

^①食物总消费量膳食偏离程度和各类食物在家与外出就餐消费量占比可在《中国农村经济》网站或中国知网查看本文附录中的附图A4和附图A5。

际食物消费特征。为弥补这一不足，本文基于全国 9 省 1833 个城镇家庭的线上调查数据，结合网络爬虫获取的价格信息，构建两阶段 LES-QUAIDS 需求模型，系统估计了居民在家与外出就餐两种方式下的食物需求弹性，并结合收入增长趋势对未来食物需求进行了预测。

研究表明：第一，外出就餐时，城镇常住居民在肉类、水果和谷薯类上的消费比例明显高于在家就餐，而其他类别食物的占比则相对较低。第二，外出就餐时各类食物的溢价为 2~13 倍，其中，蔬菜、谷薯类和水产品的溢价较高，而肉类、奶类和蛋类则较低。第三，外出就餐时各类食物的收入弹性均高于在家就餐，其中，肉类和水产品的弹性最高，表明未来收入水平提高将推动城镇常住居民增加外出就餐，尤其是对肉类和水产品需求的增长将更为显著。第四，在家就餐时，肉类和水产品的价格弹性较高，其他食物的价格弹性较低。不同的是，在外出就餐时，对大多数食物价格更敏感，但肉类的自价格弹性较低。第五，在家就餐时，食物整体需求缺乏价格弹性，水产品价格弹性最高，蔬菜、蛋类和奶类最低；食物之间既存在替代关系（如肉类与水产品），也存在互补关系（如谷薯类与蔬菜）。第六，预计到 2030 年，谷薯类和蛋类消费量将进一步与膳食指南推荐量接近，蔬菜、水果、水产品以及奶类的消费量不足问题将有所好转，肉类摄入量偏高的趋势仍将延续。此外，未来外出就餐消费的食物占比将逐步提高，其中，肉类外出就餐的消费占比将接近 50%，而水产品、蛋类和奶类等的消费依然主要依赖在家就餐消费。

本文揭示了在家与外出就餐消费的食物需求差异，忽略这一差异可能降低食物需求预测的精准度。收入对居民在家就餐的影响趋弱，但对外出就餐选择仍具有作用，表明中国城镇常住居民的营养转型已进入新阶段。到 2030 年，外出就餐消费在食物消费中的比重将进一步上升。食物消费渠道的变化可能影响居民膳食质量，过量摄入肉类等问题或将加剧，而蔬菜、水果、水产品 and 奶类消费不足情况将有所改善，但整体膳食质量提升有限。需要指出的是，本文样本主要来自经济较发达地区，可能低估了全国特别是低收入群体对基础性食物的真实需求弹性。此外，由于未考虑到城镇居民的流动状况及饮食习惯变化，亦可能影响弹性估计。鉴于回忆偏差和报告误差在食物消费研究中普遍存在，未来研究将结合更具代表性的数据与多元方法进行验证，以提升结果的稳健性。

本文的研究结论具有以下政策启示意义。

第一，推动餐饮行业高质量发展。通过识别不同就餐方式下的食物消费结构与偏好差异，有助于餐饮企业更精准地把握市场需求，优化菜品结构与服务供给，提升资源配置效率与服务质量，推动餐饮行业由数量扩张向结构优化转型。

第二，提供居民营养改善与健康膳食引导服务。本文研究揭示了不同就餐方式下的营养摄入特征，可为居民自我评估膳食结构、形成科学饮食习惯提供一定参考。政府亦可据此在营养导向型价格政策方面展开探索，如适度补贴优质水产品、乳品等营养食物，或对高热量、低营养食品实施差异化的税收政策，以引导居民优化膳食结构，推动“健康中国”战略目标的实现。

第三，提升食品安全调控的科学性与前瞻性。食物需求弹性和未来需求预测结果可为建立动态监测机制、完善需求响应与风险预警系统提供数据基础。鉴于此，相关部门可更有针对性地制定食物储备计划，调节进口节奏，优化农业生产结构，从而提高政策制定的及时性与有效性。

参考文献

- 1.赵丽云、丁钢强、赵文华、于冬梅、张坚、杨丽琛、黄建, 2022: 《2015—2017年中国居民营养与健康状况监测报告》, 北京: 人民卫生出版社, 第225-240页。
- 2.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15期, 第263-288页。
- 3.周莹、谢清心、张林秀、田旭, 2022: 《新冠肺炎疫情对农村居民食物消费的影响——基于江苏省调查数据的实证分析》, 《农业技术经济》第7期, 第34-47页。
- 4.Allcott, H., B. B. Lockwood, and D. Taubinsky, 2019, "Regressive Sin Taxes, with an Application to the Optimal Soda Tax", *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3): 1557-1626.
- 5.Bai, J., T. I. Wahl, B. T. Lohmar, and J. Huang, 2010, "Food Away from Home in Beijing: Effects of Wealth, Time and 'Free' Meals", *China Economic Review*, 21(3): 432-441.
- 6.Banks, J., R. Blundell, and A. Lewbel, 1997, "Quadratic Engel Curves and Consumer Demand", *The Review of Economics and Statistics*, 79(4): 527-539.
- 7.Becker, G. S., 1965, "A Theory of the Allocation of Time", *The Economic Journal*, 75(299): 493-517.
- 8.Bouyssou, C. G., J. D. Jensen, and W. Yu, 2024, "Food for Thought: A Meta-analysis of Animal Food Demand Elasticities across World Regions", *Food Policy*, Vol.122, 102581.
- 9.Chen, D., D. Abler, D. Zhou, X. Yu, and Thompson W., 2016, "A Meta-analysis of Food Demand Elasticities for China", *Applied Economic Perspectives and Policy*, 38(1): 50-72.
- 10.Christensen, L. R., D. W. Jorgenson, and L. J. Lau, 1975, "Transcendental Logarithmic Utility Functions", *American Economic Review*, 65(3): 367-383.
- 11.Cornelsen, L., N. Berger, S. Cummins, and R. D. Smith, 2019, "Socio-economic Patterning of Expenditures on 'Out-of-home' Food and Non-alcoholic Beverages by Product and Place of Purchase in Britain", *Social Science & Medicine*, Vol.235, 112361.
- 12.Deaton, A., and J. Muellbauer, 1980, "An Almost Ideal Demand System", *American Economic Review*, 70(3): 312-326.
- 13.Ellison, B., B. McFadden, B. J. Rickard, and N. L. Wilson, 2021, "Examining Food Purchase Behavior and Food Values during the COVID-19 Pandemic", *Applied Economic Perspectives and Policy*, 43(1): 58-72.
- 14.Fan, S., G. Cramer, and E. Wailes, 1994, "Food Demand in Rural China: Evidence from Rural Household Survey", *Agricultural Economics*, 11(1): 61-69.
- 15.Fan, S., E. J. Wailes, and G. L. Cramer, 1995, "Household Demand in Rural China: A Two-Stage LES-AIDS Model", *American Journal of Agricultural Economics*, 77(1): 54-62.
- 16.Huang, L., Z. Wang, H. Wang, L. Zhao, H. Jiang, B. Zhang, and G. Ding, 2021, "Nutrition Transition and Related Health Challenges over Decades in China", *European Journal of Clinical Nutrition*, 75(2): 247-252.
- 17.Jensen, H. H., and S. T. Yen, 1996, "Food Expenditures Away from Home by Type of Meal", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 44(1): 67-80.

18. Kim, T. H., E. K. Lee, and E. Han, 2014, "Food Away from Home and Body Mass Outcomes: Taking Heterogeneity into Account Enhances Quality of Results", *Nutrition*, 30(9): 1015-1021.
19. Law, C., R. Smith, and L. Cornelsen, 2022, "Place Matters: Out-of-home Demand for Food and Beverages in Great Britain", *Food Policy*, Vol.107, 102215.
20. Liu H., T. I. Wahl, J. L. Seale Jr, and J. Bai, 2015, "Household Composition, Income, and Food-away-from-home Expenditure in Urban China", *Food Policy*, Vol.51, 97-103.
21. Ma, H., J. Huang, F. Fuller, and S. Rozelle, 2006, "Getting Rich and Eating Out: Consumption of Food Away from Home in Urban China", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 54(1): 101-119.
22. Miura, K., K. Giskes, and G. Turrell, 2009, "Socioeconomic Differences in Takeaway Food Consumption and Their Contribution to Inequalities in Dietary Intakes", *Journal of Epidemiology and Community Health*, 63(10): 820-826.
23. Powell, L. M., B. T. Nguyen, and E. Han, 2012, "Energy Intake from Restaurants: Demographics and Socioeconomics, 2003–2008", *American Journal of Preventive Medicine*, 43(5):498-504.
24. Richards, T. J., and L. Mancino, 2014, "Demand for Food-Away-from-Home: A Multiple-Discrete–Continuous Extreme Value Model", *European Review of Agricultural Economics*, 41(1): 111-133.
25. Sheng, F., J. Wang, K. Z. Chen, S. Fan, and H. Gao, 2021, "Changing Chinese Diets to Achieve a Win-win Solution for Health and the Environment", *China & World Economy*, 29(6): 34-52.
26. Sheng, Y., and L. Song, 2019, "Agricultural Production and Food Consumption in China: A Long-term Projection", *China Economic Review*, Vol.53, 15-29.
27. Stone, R., 1954, "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: an Application to the Pattern of British Demand", *The Economic Journal*, 64(255): 511-527.
28. Theil, H., 1965, "The Information Approach to Demand Analysis", *Econometrica*, 33(1): 67-87.
29. Tian, X., and X. Yu, 2015, "Using Semiparametric Models to Study Nutrition Improvement and Dietary Change with Different Indices: The Case of China", *Food Policy*, Vol.53, 67-81.
30. Tian, X., S. Min, J. Shen, Q. Hong, D. Headey, F. Zhao, and X. Wang, 2025, "Air Pollutions Affect Restaurant and Foodservice Industry in China", *PNAS Nexus*, 4(5): pgaf124.
31. Wang, X., F. Zhao, X. Tian, S. Min, S. von Cramon-Taubadel, J. Huang, and S. Fan, 2022, "How Online Food Delivery Platforms Contributed to the Resilience of the Urban Food System in China during the COVID-19 Pandemic", *Global Food Security*, Vol.35, 100658.
32. 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.
33. Zhou, D., X. Yu, D. Abler, and D. Chen, 2020, "Projecting Meat and Cereals Demand for China Based on A Meta-analysis of Income Elasticities", *China Economic Review*, Vol.59, 101135.

How Do Eating Patterns Affect the Dietary Composition and Demand Elasticity of Urban Residents in China?

QIAO Congcong¹ ZHOU Ying² TIAN Xu^{1,3}

(1. College of Economics and Management, China Agricultural University;

2. College of Economics and Management, Henan Agricultural University

3. Academy of Global Food Economics and Policy, China Agricultural University;)

Summary: Food away from home (FAFH) has become one of the main sources of food consumption for urban residents in developing countries. However, due to data limitations, empirical research systematically comparing dietary structures and demand elasticities between food at home (FAH) and FAFH remains scarce. Drawing on data from 113 cities in 9 Chinese provinces collected through an independent survey, this paper examines differences in food consumption structures among urban residents in China across different dining settings (FAFH or FAH). This paper applies a two-stage linear expenditure system-quadratic almost ideal demand system (LES-QUAIDS) demand model to estimate income and price elasticities of various food categories for both dining contexts.

This paper yields four key findings. First, residents tend to consume more meat, fruits, and grains when choosing FAFH, while the intake of dairy, eggs, and aquatic products is relatively lower. Second, there are significant price premiums for foods consumed away from home, ranging from 2 to 13 times those of FAH consumption, with vegetables having the highest price premium for FAFH. Third, the income elasticity for FAH is generally low (0.19 for meat and 0.21 for aquatic products, with others below 0.1), whereas that for FAFH varies more widely (from 0.05 to 0.52), with relatively high values for certain animal-based food such as aquatic products and meat. Fourth, own-price elasticities for FAFH are higher, especially for aquatic products. However, for meat, the own-price elasticity is lower when consumed away from home. These findings suggest that income growth has little impact on the quantity of food consumed at home but significantly influences food consumption away from home, particularly for meat and aquatic products. When food prices rise, the demand for food at home is more affected. The price elasticity analysis reveals heterogeneous consumer responses across food types and dining settings. The projected results of future food demand indicate that the share of FAFH will gradually increase. By 2030, the consumption of cereals, tubers, and eggs will move closer to the recommended levels outlined in the Dietary Guidelines for Chinese Residents (2022). The problem of insufficient consumption of vegetables, fruits, aquatic products, and dairy is expected to improve to some extent. However, the problem of excessive meat consumption will further deteriorate.

This paper provides new empirical evidence for understanding food consumption behavior under different eating patterns. Nonetheless, considering the limited geographic coverage and inherent constraints of the model, further validation using broader and dynamic datasets is warranted.

Keywords: Urban Residents; Food at Home (FAH); Food away from Home (FAFH); Income Elasticity; Price Elasticity

JEL Classification: D12; Q11; R22

(责任编辑: 小林)