

收入增长对城镇居民食物消费模式的影响

郑志浩 高颖 赵殷钰*

摘要 本研究利用2000—2010年全国31省城镇住户调查汇总数据,采用两阶段QUAIDS-QUAIDS模型,估计了城镇居民食物消费模式与收入的关系,预测了收入增长对城镇居民食物消费模式演变前景的影响。结果表明,随着人均收入的持续增长,城镇居民食物支出水平将会继续提高,食物支出占居民支出的比重将会继续下降,在外食物支出占食物总支出的比重将会进一步上升,动物性食物支出占食物总支出的比重将会进一步提高,水产品支出增长速度将会快于其他食物。

关键词 城镇居民,食物消费,收入增长

DOI 10.13821/j.cnki.ceq.2015.04.12

一、引言

经过30年的高速增长,我国城镇居民人均收入水平有了极大提高,食物消费模式发生了显著变化。¹按1990年不变价格计算,城镇居民年人均实际可支配收入从1990年的1510元增加到2010年的7361元,年均增长率达到7.8%;同期,年人均实际食物消费支出由694元上升至1374元,年均增长率为3.7%。城镇居民在家消费的粮食减少,动物性食物增加。1990—2010年,人均在家粮食(贸易粮)消费量由131千克减少到82千克,下降了37%;人均在家动物性食物(猪牛羊肉、禽肉、水产品、蛋类、奶类)消费量由45千克增加到76千克,上升了69%。与此同时,城镇居民的食物消费方式也发生了明显变化,人均在外食物消费支出占食物消费总支出的比重上升。按1990年不变价格计算,城镇居民年人均实际在外食物消费支出从1992年的60元增加到2010年的291元,年人均在外食物消费支出占食物消费总支出的比重由1992年的7.9%上升至2010年的21.2%。²

* 中国农业大学经济管理学院。通信作者及地址:郑志浩,北京市海淀区清华东路17号中国农业大学经济管理学院,100083;E-mail:zhihao.zheng@cau.edu.cn。本研究得到中央高校基本科研业务费专项资金(2012QT026)的资助。感谢美国SAS研究所孙传忠博士在模型程序上的帮助,感谢匿名审稿人的有益建议。当然,文责自负。

¹ 本研究食物消费模式(food consumption pattern)包括三个方面的内容:食物支出及其占居民支出比重、在外食物支出及其占食物总支出比重(消费方式)以及食物消费结构。

² 文中涉及的统计数字均来自国家统计局《中国统计年鉴》(1991—2011年,历年),见表1至表3。

居民收入、食物价格以及其他非经济因素(如饮食偏好、社会发展等)均影响居民的食物消费模式,其中,居民收入是影响居民食物消费模式变化的关键变量(Timmer *et al.*, 1983; 黄季焜, 1999; Abler, 2010)。³ 恩格尔定律表明,随着居民收入水平的提高,居民食物消费支出占消费总支出(或收入)的比重趋于下降; Bennett 定律指出,伴随居民收入水平的上升,居民饮食趋向多样化,粮食等低价值食物消费量趋于减少,畜禽产品、乳制品、水果等高价值食物消费量则趋于增加(Timmer *et al.*, 1983)。恩格尔定律和 Bennett 定律揭示了食物消费模式与居民收入的关系。基于这两条定律可以预见,随着我国经济的持续增长,城镇居民收入水平和食物消费支出水平将会进一步提高,食物消费支出占消费总支出的比重将会继续下降,在外食物消费支出占全部食物消费支出比重将会进一步上升;同时,从食物消费结构看,粮食消费量趋于减少,肉类、乳制品、水产品等高价值食物消费量则趋于增多。

改革开放以来特别是进入 21 世纪以来,我国居民收入水平迅速提高,预计今后还将继续保持增长态势。本研究关注的问题是,我国城镇居民食物消费模式未来会发生怎样的变化。更具体地说,收入水平如何影响城镇居民食物消费模式的变动?随着城镇居民收入水平的提高,未来人均食物消费支出、食物支出占消费总支出的比重以及食物消费方式会继续延续过去 20 年的变化路线吗?另外,城镇居民未来食物消费结构是趋同以畜禽产品为主的西方型膳食结构还是接近动植物食物比例较为协调的日本型饮食结构?为了回答上述问题,本研究基于国家统计局 2000—2010 年全国 31 省城镇住户调查汇总数据,利用两阶段 QUAIDS-QUAIDS 模型⁴,首先估计在外食物收入弹性和在家消费的各类食物收入弹性,确定城镇居民食物消费模式与收入的相关关系;然后采用估计的两阶段 QUAIDS-QUAIDS 模型,预测收入增长对 2020 年、2030 年城镇居民食物消费支出水平、食物消费支出占消费总支出的比重、在外食物消费支出占食物消费支出的比重、食物支出构成等产生的影响。

了解城镇居民食物消费模式的演变历程及其前景有重要的现实意义。我国是世界第一人口大国,2010 年我国人口占世界人口总量的 19%。虽然我国政府于 20 世纪 70 年代末开始实施的人口计划生育政策极大地降低了人口出生率,但由于庞大的人口基数和人口增长惯性,2030 年我国人口总量预计达到 14.06 亿。更为重要的是,进入 21 世纪以来,我国城镇化进程加快,城镇化率由 2000 年的 40% 提高到 2010 年的 50%,2030 年预计达到 69%。⁵ 收入

³ 黄季焜,“社会发展、城市化和食物消费”,《中国社会科学》,1999 年第 4 期,第 102—116 页。

⁴ QUAIDS 模型指 Banks *et al.* (1997) 提出的二次近乎完美需求系统(quadratic almost ideal demand system)。

⁵ 我国人口增长率和城镇化率皆来自国家统计局人口与就业司。

增长、人口增加以及城镇化进程加快将继续推动我国城乡居民食物消费模式的变化。我国是一个发展中国家,长期存在显著的城乡差别,城镇居民的收入水平和食物消费支出水平一直明显高于农村居民,城镇居民主导着城乡居民食物消费模式的变化方向。因此,城镇居民食物消费模式的演变轨迹将会是未来农村居民食物消费模式转型的方向和路径。开展收入增长对城镇居民食物消费模式的影响研究,揭示我国食物消费模式变化和食物需求增长前景,有助于决策者制定正确的粮食安全保障政策和农业及其相关产业(如农产品加工业及餐饮业)的发展战略。另外,饮食结构的变化直接关系居民的营养健康,本研究结果有助于决策者有针对性地制定相关的营养健康政策。

自20世纪80年代末以来,国内外学者对我国城乡居民食物消费问题进行了较为全面、系统的研究,其中代表性文献包括 Lewis and Andrews (1989)、Wang and Chern (1992)、Fan *et al.* (1995)、Huang and Rozelle (1998)、黄季焜(1999)、Guo *et al.* (2000)、Min *et al.* (2004)、Gould and Villarreal (2006)、Gale and Huang (2007)、Zheng and Hennberry (2010)、郑志浩和赵殷钰(2012)等。⁶ 这些研究或者采用 Deaton and Muellbauer (1980a) 创建的近乎完美需求系统(almost ideal demand system, AIDS),或者运用 Banks *et al.* (1997) 提出的二次近乎完美需求系统(QUAIDS),或者使用 Stone (1954) 的线性支出系统(linear expenditure system, LES),或者采用 Michael and Becker (1973) 的家庭生产模型(household production model),利用国家统计局汇总资料或者城乡住户微观数据或者中国健康与营养调查(China Health and Nutrition Survey)数据,实证分析经济因素和非经济因素对我国城乡居民在家食物消费或者在外食物消费的影响。然而,这些研究文献或者因采用20世纪的数据而缺乏时效性,不能准确地反映21世纪以来我国经济快速增长对城镇居民食物消费模式的影响(Abler, 2010);或者只关注个别省份城镇居民的在家食物消费问题或在外食物消费问题而缺乏全面性,无法完整地勾勒出我国城镇居民的食物消费模式特征及其发展趋势。

本研究与过去研究的不同之处主要体现在三个方面。第一,将在家与在外食物消费纳入同一个研究体系内。过去通常将在家食物消费与在外食物消费分开研究,并且基于在家食物消费数据进行预测或者模拟研究,忽略了城镇居民在外食物消费比重逐渐上升的现实,降低了预测结果的适用性和可靠性。本研究将在家与在外食物消费同时纳入研究内容,反映出了我国城镇居民食物消费模式变化的现实和趋势,弥补了已有研究的局限性。第二,采用近10年全国31省的省级面板数据开展研究工作。一般来说,采用时间序列

⁶ 郑志浩、赵殷钰,“收入分布变化对中国城镇居民家庭在外食物消费的影响”,《中国农村经济》,2012年第7期,第40—50页。

数据易取得绝对值偏小的食物收入弹性,而利用截面数据则易得到绝对值偏大的收入弹性(Alderman, 1986; Zhang *et al.*, 2001)。因此,基于省级面板数据开展城镇居民食物需求研究,可以克服单纯时间序列数据或者截面数据的不足,取得的模型参数估计值和收入弹性估计值更加精确。第三,采用了更为严谨的研究方法。本研究运用两阶段预算框架,连接了居民消费支出与在家消费的各类食物支出之间的关系,取得了各类食物的无条件支出弹性(即收入弹性)估计值;利用 AIDS 模型和 2000—2010 年全国省级面板数据,验证了两阶段预算框架近似存在的假定;采用了 3 秩非线性 QUAIDS 模型,反映出了被研究物品随着收入水平的上升其恩格尔曲线非线性变动的特点;建立了双向固定效应模型函数式,控制了城镇居民食物消费偏好的区域间差异和时间差异;纠正了模型中出现的序列自相关和异方差问题,取得了参数的一致估计量;开展了模型稳健性检验,证实了采用 QUAIDS 模型的恰当性。过去的研究不同程度的涉及了上述方法内容,但鲜有研究涵盖上述方法的全部内容。

本研究其余部分的构架如下:第二部分描述和分析我国城镇居民食物消费模式的特征与发展趋势;第三部分构建两阶段 QUAIDS-QUAIDS 模型;第四部分介绍数据来源和相关数据指标;第五部分介绍模型的估计步骤和结果;第六部分预测城镇居民食物消费模式的演变前景;第七部分给出研究结论。

二、城镇居民食物消费模式的特征与发展趋势

21 世纪第一个十年(2001—2010)是我国改革开放以来国民经济增长速度最快的时期,也是城镇居民生活水平改善最显著的时期。城镇居民实际人均可支配收入年均增长率由 1990—2000 年的 6.3% 上升到 2001—2010 年的 9.3%(见表 1)。然而,伴随城镇居民人均收入水平的大幅度提高,城镇居民的食物消费模式却呈现出相对缓慢变化的态势。

城镇居民的食物支出占消费总支出的比重(即恩格尔系数)下降趋缓。2000 年以来,城镇居民人均可支配收入和人均食物消费支出均呈现出加速增长的态势。表 1 显示,1990—2000 年,城镇居民人均实际可支配收入和人均实际食物消费支出年均增长率分别为 6.3% 和 2.8%,2001—2010 年则分别达到 9.3% 和 3.9%。随着城镇居民人均收入水平的持续快速上升,城镇居民恩格尔系数连续下降,由 1990 年的 54.3% 下降到 2010 年的 35.7%。然而,城镇居民恩格尔系数呈现出缓慢下降的趋势。1990—2000 年,城镇居民恩格尔系数平均每年下降 3.0%,2001—2010 年则每年走低 0.5%。

表 1 1990—2010 年城镇居民人均收入、食物支出及其支出构成

年份	人均可支配 收入(元) ^a	恩格尔系数 (%)	人均食物支出 (元)	食物消费支出	
				在家消费(%)	在外消费(%)
1990	1 510	54.3	694	n a	n a
1995	2 213	50.1	805	90.9	9.1
2000	2 925	39.4	923	85.3	14.7
2001	3 173	37.9	949	84.4	15.6
2002	3 599	37.7	1 068	81.7	18.3
2003	3 923	37.1	1 099	81.9	18.1
2004	4 224	37.7	1 133	80.3	19.7
2005	4 630	36.7	1 182	79.2	20.8
2006	5 113	35.8	1 231	77.8	22.2
2007	5 735	36.3	1 285	79.0	21.0
2008	6 217	37.9	1 317	79.4	20.6
2009	6 828	36.5	1 371	78.2	21.8
2010	7 361	35.7	1 374	78.8	21.2
1990—2000 ^c	6.32*	-2.97*	2.75*	-0.95 ^b	7.90
2001—2010 ^c	9.32*	-0.52*	3.88*	-0.69*	2.96*

注：^a 人均收入采用 1990 年为基期的城镇居民消费价格指数平减；人均食物消费支出采用 1990 年为基期的城镇居民食品价格指数平减。^b 在家和在外食物消费比重 1992—2000 年均增长率采用复利公式计算。其他项目 1990—2000 年和 2001—2010 年年均增长率采用回归方法取得。* 表示 10%水平上显著。n a. 表示未取得的数据。

资料来源：国家统计局：《中国统计年鉴》（1991—2011 年，历年），中国统计出版社。

城镇居民在外食物消费支出比重增长放慢。20 世纪 90 年代以来，随着生活水平特别是食物消费支出水平的提高，城镇居民的食物消费方式发生了显著变化，人均在外食物消费支出占食物消费总支出的比重上升。表 1 显示，城镇居民年人均在外食物消费支出占食物消费总支出的比重由 1995 年的 9.1% 上升到 2010 年的 21.2%，在外食物消费支出已经成为城镇居民食物消费支出的重要组成部分。但是，近 10 年来，城镇居民人均在外食物消费支出占食物消费总支出的比重增长放慢。1992—2000 年，人均在外食物消费支出占食物消费总支出的比重平均每年提高 7.9%，2001—2010 年则每年提高 3.0%。

城镇居民人均在家食物消费水平和结构相对稳定。表 2 显示，城镇居民在家食物消费水平和结构变动可大致分为两个阶段：第一阶段(1990—2001)，年人均粮食和蔬菜消费量锐减，分别从 1990 年的 130.7 千克和 138.7 千克，减少到 2001 年的 76.7 千克和 115.9 千克，年均下降率分别为 4.7% 和 1.6%；相反，除畜肉(猪牛羊肉)微量下降外，其他主要食物消费量增长显著，其中奶及奶制品人均消费量年均增长率最高，达到 9.2%，禽肉次之，为 4.1%，水果、鲜蛋、水产品以及食用油增长率分别为 2.9%、3.3%、2.7% 和 2.2%

(见表 3)。第二阶段(2002—2010)⁷，食物消费水平和结构相对稳定。这一阶段年人均粮食消费量保持在 80 千克左右，蔬菜、食用油、猪肉、鲜蛋及水果消费量也基本稳定，水产品、禽肉及牛羊肉消费量增长明显，年均增长率分别为 3%、3%和 1.9%，奶及奶制品人均消费量呈现先升后降趋势，年均下降率为 2.6%。需要指出的是，2002—2010 年，食用油、畜禽肉、鲜蛋、水产品、鲜奶以及水果的人均消费量普遍高于 1990—2001 年的水平，表明在粮食和蔬菜消费水平稳定的情况下，消费结构向动物性食物和水果类侧重的趋势。

表 2 1990—2010 年城镇居民年人均在家食物消费量(千克/人)

年份	粮食	蔬菜	食用油	猪肉	牛羊肉	禽肉	鲜蛋	水产品	奶及奶制品	水果	豆类 ^a
1990	130.7	138.7	6.4	18.5	3.3	3.4	7.3	7.7	n a .	41.1	n a
1995	97.0	116.5	7.1	17.2	2.4	4.0	9.7	9.2	5.2	45.0	6.74
2000	82.3	114.7	8.2	16.7	3.3	5.4	11.2	11.7	11.6	57.5	10.7
2001	76.7	115.9	8.1	16.0	3.2	5.3	10.4	10.3	13.8	56.5	11.4
2002	78.5	116.5	8.5	20.3	3.0	9.2	10.6	13.2	18.1	56.6	10.5
2003	79.5	118.3	9.2	20.4	3.3	9.2	11.2	13.4	21.7	57.8	10.8
2004	78.2	122.3	9.3	19.2	3.7	6.4	10.4	12.5	22.2	56.5	10.2
2005	77.0	118.6	9.3	20.2	3.7	9.0	10.4	13.0	22.2	60.2	10.7
2006	75.9	117.6	9.4	20.0	3.8	8.3	10.4	13.0	22.5	60.2	10.6
2007	77.6	117.8	9.6	18.2	3.9	9.7	10.3	14.2	22.2	59.5	10.9
2008	80.8	123.2	10.3	19.3	3.4	10.1	10.7	14.8	19.3	54.5	10.2
2009	81.4	120.5	9.7	20.5	3.7	10.5	10.6	15.4	19.3	56.6	11.1
2010	81.5	116.1	8.8	20.7	3.8	10.2	10.0	16.8	18.1	54.2	11.5
1990— 2001 ^b	-4.70	-1.61	2.20	-1.31	-0.30	4.10	3.31	2.71	9.24	2.94	4.93
2002— 2010 ^c	0.41	0.08	0.89	-0.00	1.95*	2.99	-0.58	3.01*	-2.61*	-0.53	1.01

注：^a 豆类指干豆和豆制品，是利用消费支出和价格导出来的。^b 1990—2001 年年均增长率采用复利公式计算。^c 2002—2010 年增长率采用回归方法取得的，* 表示 10% 水平上显著。n a. 表示未取得的数据。

资料来源：国家统计局：《中国统计年鉴》(1991—2011 年，历年)，中国统计出版社。

2002 年以来，城镇居民人均食物消费模式呈现出的相对缓慢变化态势是否表明我国城镇居民食物消费进入了饱和状态？表 3 展示了不同时期不同收入组城镇居民的食物消费轮廓。截面数据显示，截面收入水平与城镇居民食物消费模式变化具有明显的正相关关系。具体说，低收入阶层居民的食物消费模式明显不同于中高收入阶层，特别是占样本户 40% 的低收入组居民的恩

⁷ 自 2002 年，国家统计局城镇样本住户定义和范围有新变化。城镇住户新定义为城镇居住半年以上的住户，因此样本住户既包括城镇的非农业户口人口，也包括城镇的农业户口人口。与此同时，整体样本规模也有所扩大。表 2 显示，全国城镇居民人均食物消费量在 2002 年前后出现了跳跃且不连贯。因此，本研究分为 2002—2010 年和 1990—2001 年两个时间段来比较并阐述我国城镇居民消费模式的变化特点。

格尔系数、在外食物支出比重、在家食物消费水平和结构等，都明显不同于占样本户 60% 的中高收入组群体。不同收入层次的城镇居民食物消费模式呈现出如下特点：第一，随着收入层次的上升，恩格尔系数呈现出明显的下降趋势。2002 年，占样本 10% 的最低收入组的恩格尔系数是 47.2，而占样本 10% 的最高收入组则为 31.5；2010 年，最低收入组的恩格尔系数为 46.2，而最高收入组则是 26.9。第二，随着收入层次的上升，在外食物消费支出占食物消费总支出比重呈现出明显的增长态势。2002 年，10% 的最低收入组在外食物消费支出占食物消费支出的比重为 8.8%，而 10% 最高收入组则是 28.1%。2010 年，最低收入组在外食物消费支出占食物消费支出的比重为 11.4%，而最高收入组则达到 32.4%。第三，除了粮食(米面)消费量在两个年度的变化方向不一致外，畜禽肉、水产品、蛋类、奶类等动物性来源食物和植物油、蔬菜、水果等食物，随着收入层次的上升，均表现出明显增长的趋势。

表 3 按收入等级分城镇居民恩格尔系数、在外食物支出比重及年人均主要食物消费量

年份	指标	平均	最低收入户 (10%)	低收入户 (10%)	中等偏下户 (20%)	中等收入户 (20%)	中等偏上户 (20%)	高收入户 (10%)	最高收入户 (10%)
2002	恩格尔系数	37.7	47.2	44.7	42.2	39.3	37.4	35.6	31.5
	在外消费比重	18.3	8.8	10.5	13.2	15.6	18.2	21.6	28.1
	粮食(米面)	55.8	64.5	61.4	57.4	55.0	53.5	51.9	47.7
	食用植物油	8.5	8.2	8.8	8.8	8.7	8.5	8.5	7.8
	畜禽肉	32.5	22.7	27.7	30.9	33.4	35.5	38.2	39.1
	鲜蛋	10.6	8.4	9.8	10.5	10.7	11.1	11.6	11.1
	鱼虾	10.9	6.1	7.7	9.0	10.7	12.4	14.8	17.2
	鲜菜	116.5	102.7	109.1	112.7	116.1	122.0	127.2	126.6
	水果	56.5	31.7	44.5	51.0	57.9	64.2	70.7	74.7
	奶及奶制品	18.1	5.7	9.8	13.7	18.1	22.9	27.1	30.4
2010	恩格尔系数	35.7	46.2	44.1	40.9	37.9	35.4	32.2	26.9
	在外消费比重	21.2	11.4	13.7	16.4	19.2	21.9	26.2	32.4
	粮食(米面)	51.5	49.7	49.6	52.4	53.1	52.4	50.9	49.4
	食用植物油	8.8	7.8	8.4	9.0	9.1	9.2	9.1	8.7
	畜禽肉	33.9	22.4	27.8	30.9	32.1	35.5	37.0	38.7
	鲜蛋	10.0	7.6	8.7	9.6	10.6	11.2	11.2	11.1
	鱼虾	11.7	7.0	8.9	10.6	11.8	13.6	15.1	17.2
	鲜菜	116.1	93.7	106.2	113.2	121.9	125.3	126.0	125.4
	水果	54.2	34.2	42.4	49.2	57.6	63.5	67.0	70.9
	奶及奶制品	18.1	9.5	12.7	15.5	19.3	22.1	24.7	26.4

注：恩格尔系数和在外消费比重单位为百分比，其他指标(即各类食物)指用千克表示的人均消费量。畜禽肉包括猪牛羊禽肉。奶及奶制品包括鲜乳品、酸奶及奶粉。

资料来源：国家统计局(编)：《中国城市(镇)生活与价格年鉴》(2003 年、2012 年)，中国统计出版社。

不同于截面数据,表 3 时间序列数据显示,时间序列收入水平与城镇居民食物消费模式变化呈现出较弱的正相关关系。2002—2010 年,各收入阶层年度间食物消费模式变化趋势与全国平均数(见表 1 和表 2)类似,恩格尔系数和在外食物支出比重小幅度变动,在家消费的各类食物量变化较小。这种矛盾现象的产生有居民消费偏好变动缓慢的因素,但更多地是由城镇居民收入分配不均衡和 2004 年以来的食物价格上涨导致的。自 20 世纪 90 年代中期以来,随着国有企业改制和经济社会转型,我国城镇居民收入差距拉大,收入分配格局也随之发生变化。马草原等(2010)利用其调整的国家统计局城镇住户调查数据⁸,测算了 1978—2008 年我国城镇居民收入分配基尼系数,其中,1995 年、2005 年和 2008 年的基尼系数分别为 0.29、0.40 及 0.38。收入分配不均衡导致收入增长更多地受益于高收入阶层,延缓了中低收入阶层,特别是低收入阶层改善其生活水平的时间表。由于高收入居民的食物收入弹性低于低收入群体,所以城镇居民收入分配不均衡减弱了食物消费方式和结构转型升级的速度(Zheng and Henneberry, 2010; 郑志浩和赵殷钰, 2012)。实际上,表 3 从一个侧面证明了收入增长是城镇居民食物消费模式变化的重要推力。

2004 年以来持续走高的食物价格是抑制城镇居民食物消费模式快速转型升级的另外一个因素。国家统计局资料显示,城镇居民消费价格指数在 1995—2003 年间上升了 11.6 个百分点,2003—2010 年间则上升了 20.2 个百分点;城镇居民食物消费价格指数在 1995—2003 年间下降了约 0.2 个百分点,而在 2003—2010 年间则上升了 60.5 个百分点。因此,进入 21 世纪以来,城镇居民收入分配不均衡和食物消费价格上涨,导致了城镇居民人均食物消费支出增长迅速,恩格尔系数下降趋缓,在外食物消费支出比重增长放慢,在家食物消费水平与结构相对稳定。基于日本以及其他发达国家和地区的发展经验,随着城镇居民人均收入水平的进一步提高,特别是中低收入阶层居民人均收入水平的提高,我国城镇居民食物消费水平和结构将会发生变化,城镇居民食物消费模式和食物需求总量将有大的变化空间。

三、两阶段 QUAIDS-QUAIDS 模型

(一) 两阶段预算框架

通常估计一个完整需求系统遇到的难题是,相对于数据观察值数目来说,需求系统包含的物品数量太多。本研究的城镇居民消费支出由 8 个项目构成,

⁸ 马草原、李运达、宋树仁,“城镇居民收入差距变动轨迹的总体特征及分解分析:1988—2008”,《经济与管理研究》,2010 年第 9 期,第 10—18 页。

在家消费的食物则由10类食物组成。如果将这8个项目和10类食物放入一个完整需求系统进行估计,将导致自由度减低,运算困难。解决此难题的方法之一就是两阶段预算方法,即消费者在两个阶段配置支出。第一阶段或高级阶段,消费者将其总支出在物品类之间进行配置,如8大类支出项目;第二阶段或低级阶段,消费者将配置到某物品类的支出再在该物品类内部物品间进行分配,如将在家消费的食物支出再分配到具体的10类食物支出项目内。

按照 Gorman 理论(Deaton and Muellbauer, 1980b),同时定义和估计两个阶段需求函数取决于具体的前提条件。第一种情况:如果总效用函数(direct utility)是弱分离性的⁹,子效用函数(subutility)必须是位似函数。这种情况下的第一阶段函数式选择不受约束,但第二阶段的需求函数是从位似效用函数推导出来的,具有一些不符合消费者偏好的特征。¹⁰第二种情况:如果总效用函数是强分离性的,则间接子效用函数采用戈耳曼广义极形式(Generalized Gorman Polar Form)。这种情况下的第二阶段函数式可以采用类似于 AIDS 模型等灵活函数式,但第一阶段需求模型来自加总性质的效用函数,具有由位似函数导出的需求函数式的缺陷。

鉴于 Gorman 条件过于苛刻,许多学者提出了其他解决方法,其中,Deaton and Muellbauer(1980b)提出了通过局部近似第一阶段物品类数量和价格指数以实现两阶段预算框架近似存在的解决方案。具体地说,如果总效用函数是弱分离性的,同时每个物品类的真实生活成本指数(true cost-of-living index)不随着子效用大小的变化而发生剧烈变动,那么两阶段预算框架则近似存在。上述假定意味着,如果物品类的真实生活成本指数不随着子效用大小的变化而发生剧烈变动,那么该物品类真实生活成本指数则可以由拉氏(Laspeyres)和帕氏(Paasche)价格指数近似替代。这样,第一阶段每个物品类数量和价格指数与第二阶段的子效用函数式就没有关联,子效用函数的选择不再受约束,从而确保了两个阶段均可采用灵活的函数式(Edgerton, 1997; Carpentier and Guyomard, 2001)。理论和现实情况均表明,一个物品类内部的物品价格之间存在高度共线性,拉氏和帕氏价格指数可以比较准确地近似真实生活成本指数(Deaton and Muellbauer, 1980b)。本研究基于2000—2010年全国省级面板数据和 AIDS 模型证明,在家消费食物的真实生活成本指数

⁹ 弱可分性(weakly separable)偏好指消费者对某物品类内部物品的偏好排序(如食物类的肉类与蔬菜)不受其他物品类内部物品(如居住类的煤气)消费状况的影响,而强分离性(strongly separable)偏好指消费者消费某物品类(如食物)的效用不会受其他物品类(如衣着)消费状况的影响(Deaton and Muellbauer, 1980b; Seale and Regmi, 2006)。

¹⁰ 位似效用函数指随着物品消费数量的增加而成比例增加的效用函数,这样的偏好称为位似偏好(homothetic preference)。从位似效用函数导出的需求函数存在明显的缺陷,一是恩格尔曲线通过坐标原点,二是在任何支出水平下,所有物品的收入弹性等于1,三是估计出来的物品支出构成独立于消费支出水平。基于 Cobb-Douglas 函数推导出来的需求函数,就具备以上特征。

随着子效用大小变化而仅发生了轻微变动并且可以被拉氏价格指数近似替代。¹¹ 考虑到第一阶段物品类由食物、衣着、居住等居民消费支出项目构成, 这些物品类之间存在弱可分性应该是合理的假定, 因此, Deaton and Muellbauer 的两阶段预算框架局部近似存在假定是成立的。

(二) QUAIDS 模型

许多研究选择 AIDS 模型作为两阶段或多阶段预算框架模型(如 Edgerton, 1997; Carpentier and Guyomard, 2001)。AIDS 模型具有多方面的优点, 如完全符合选择公理、允许单个消费者需求加总为与典型消费者行为一致的市场需求以及没有施加加总偏好, 因此其既适用于微观住户数据, 也可用于汇总数据。然而, 本研究选择的模型除了用于估计经济变量的影响力外, 主要目的在于预测未来食物需求的发展趋势, 因此选择的模型既要解释力强也要预测力强。由于 AIDS 模型属于 2 秩模型¹², 不能反映出被研究物品随着收入水平的上升其恩格尔曲线非线性变动的特点。由 Banks *et al.* (1997) 建立的 QUAIDS 模型既具备 AIDS 模型的所有优点, 又属于 3 秩需求系统, 能够反映出被研究物品边际支出份额随着收入水平的提高而发生非线性变化的属性。如, QUAIDS 模型能反映出被研究物品随着收入水平的上升由初始奢侈品转变为必需品的可能性(Cranfield *et al.*, 2002, 2003; Yu *et al.*, 2004; Seale and Regmi, 2006)。

假定“偏好是弱分离性且物品类真实生活成本指数随着子效用大小的变化而轻微变动”, 本研究采用两阶段 QUAIDS-QUAIDS 模型。QUAIDS 模型一般函数式如下:

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln(p_{jt}) + \beta_i \ln\left[\frac{x_t}{a(p_t)}\right] + \frac{\lambda_i}{b(p_t)} \left\{ \ln\left[\frac{x_t}{a(p_t)}\right] \right\}^2 + u_{it}. \quad (1)$$

其中, i, j 表示具体的物品而 n 则表示需求系统内的物品数量; w_{it} 指 t 年第 i 种物品支出占消费总支出的比例; p_{jt} 表示 t 年物品 j 的价格; x_t 表示 t 年用于 n 个物品的总支出; $\alpha_i, \gamma_{ij}, \beta_i$ 及 λ_i 表示待估参数; u_{it} 表示误差项; $a(p_t)$ 和 $b(p_t)$ 表示价格指数, 分别定义为:

$$\ln a(p_t) = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \ln(p_{jt}) + 0.5 \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_{it}) \ln(p_{jt}). \quad (2)$$

¹¹ QUAIDS 模型是由间接效用函数推导出来的, 无法导出相应的真实生活成本指数。而 AIDS 模型源于 PIGLOG 特征的成本函数, 利用此成本函数可以导出真实生活成本指数。因此, 本研究采用了 AIDS 模型来验证 Deaton and Muellbauer 假定。

¹² 需求系统的秩(rank)是指需求系统的恩格尔曲线所跨越函数空间的最大维数(Lewbel, 1991)。根据此定义, 1 秩需求系统中的恩格尔曲线与收入无关, 2 秩需求系统中恩格尔曲线是广义线性的, 3 秩需求系统中的恩格尔曲线是非线性的(Abler, 2010)。

$$b(p_t) = \prod_{i=1}^n p_{it}^{\beta_i}. \quad (3)$$

QUAIDS 模型需要满足三个条件，即加总性（即消费束的支出价值量之和必须等于总支出）：

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0, \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i = 0. \quad (4a)$$

齐次性（即所有价格和支出成比例的变化对需求没有影响）：

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0. \quad (4b)$$

对称性（即希克斯需求函数的交叉价格导数相等）：

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \quad i \neq j. \quad (4c)$$

基于 Banks *et al.* (1997)，物品的非补偿交叉价格弹性公式如下：

$$e_{ij} = w_i^{-1} \left\{ \gamma_{ij} - \left(\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \right) \left[\ln \left(\frac{x}{a(p)} \right) \right] (\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln(p_k)) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(p)} \left[\ln \left(\frac{x}{a(p)} \right) \right]^2 \right\} - \delta_{ij}. \quad (5)$$

这里，如果 $i=j$ ，那么 $\delta_{ij}=1$ ；如果 $i \neq j$ ，那么 $\delta_{ij}=0$ 。

物品的支出弹性公式为：

$$e_i = 1 + w_i^{-1} \left[\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \ln \left(\frac{x}{a(p)} \right) \right]. \quad (6)$$

根据 Edgerton(1997)，第二阶段具体食物的需求收入弹性（或无条件支出弹性）公式如下：

$$\eta_i = e_{(r)i} \times e_{(r)}. \quad (7)$$

式中， η_i 表示食物 i 的收入弹性， $e_{(r)i}$ 表示食物 i 的食物支出弹性， $e_{(r)}$ 表示在家食消费物的收入弹性。

四、数据来源与说明

本研究采用 2000—2010 年全国 31 省的省级面板数据。第一阶段的居民生活消费支出由 8 类项目构成，包括在家消费的食物、在外消费的食物、衣着、家庭设备用品及服务、交通通信、文教娱乐用品及服务、医疗保健以及居住。在外消费的食物、衣着、家庭设备用品及服务、交通通信、文教娱乐用品及服务、医疗保健以及居住等项目的消费支出数据和价格指数数据均来

自国家统计局《中国统计年鉴》(2001—2011);在家食物消费支出等于第二阶段的城镇居民主要食物消费支出之和,在家消费食物价格指数是在第二阶段食物价格的斯通价格指数(Stone's price index)基础上折算的拉氏指数¹³。

第二阶段的城镇居民消费的主要食物由 10 个品种组成,包括粮食、干豆类及豆制品(大豆、杂豆及豆腐)、油脂类(植物油和动物油)、畜肉(猪牛羊肉)、禽肉、蛋类、水产品类、蔬菜类、干鲜瓜果类、奶及奶制品(鲜乳品、奶粉及酸奶)。这 10 类食物的支出数据来自国家统计局出版的《中国城市(镇)生活与价格年鉴》(2001—2011)。食物消费量和价格数据来自多个渠道。除黑龙江、安徽、河北外,其他 28 个省份 2000—2009 年食物消费量数据来自各省统计局出版的统计年鉴,相应地,该 28 个省份 2000—2009 年各类食物价格则是其食物支出与消费量的商(即单位值)¹⁴。黑龙江、安徽、河北的 2000—2009 年各类食物价格数据来自国家统计局《中国农产品价格调查年鉴》(2004—2010 年),相应的消费量则取自食物支出与价格的商。2010 年全国 31 省的粮食、畜肉、水产品类、蔬菜以及奶类价格数据来源于国家统计局《中国农产品价格调查年鉴》(2011 年),其他食物价格是基于 2009 年各类食物价格和相应的城镇居民消费价格指数外推出来的,相应地,全国 31 省各类食物消费量数据取自于食物支出与价格的商。¹⁵

五、模型估计与结果

(一) 模型估计

由于使用了省级面板数据,两个阶段的 QUAIDS 模型都采用了双向(区域和时间)固定效应模型函数式。具体说,首先利用聚类分析方法将 31 个省划分为偏好相似的 5 个组,然后建立相应的 5 个虚拟变量。同样,按照时间顺序,将 2000—2010 年划分为 5 个时间段,并建立相应的时间虚拟变量。采

¹³ 斯通价格指数等于 $\ln P = \sum w_i \ln p_i$, 这里 w_i 表示第 i 种物品支出占总支出的比例, p_i 指第 i 种物品价格。因此,本研究基于 10 类在家消费的食物支出和价格数据计算出在家消费的食物价格,然后再转换成相应的拉氏价格指数。另外,由于 10 类食物价值量总和低于在家食物消费总支出,本研究的城镇居民总支出要低于实际支出水平,由此导出来的收入弹性值也相应地大于以人均收入或者人均总支出为因变量计算出来的弹性值。

¹⁴ 考虑到食物质量差异和测量误差,采用单位值作为食物价格可能导致偏差(Deaton, 1988)。本研究数据反映了省级人均平均值,基于全省人均食物支出和消费量取得的单位值非常接近于市场价格,因此由单位值导致的偏差会很小。

¹⁵ 从消费者行为的微观经济学过渡到市场需求的分析就是所说的“加总问题”(aggregation problem)(Deaton and Muellbauer, 1980b)。消费理论植根于单个家庭,因此采用汇总的省级人均消费数据开展需求分析会产生“加总偏差”(如需求规律不成立)。然而,我国区域间居民食物消费偏好的差异要大于同一区域内不同家庭的食物消费偏好,因此“加总偏差”可以忽略不计。另外,本研究主要关注收入变量对食物消费方式的影响,除收入与价格变量外,两个阶段的 QUAIDS 模型均没有施加其他非经济变量,实际上 QUAIDS 模型中常数项包含非经济变量对消费需求的影响(Ray, 1983; Fan et al., 1995)。

用线性嵌入方式将上述虚拟变量直接嵌入函数式(1)常数项内。这样做的好处是既反映了区域间城镇居民消费偏好的差异以及时间上消费偏好的变化,可以取得参数的一致估计量,同时也确保了模型运行的自由度。

统计检验发现,第一阶段 QUAIDS 模型存在序列自相关和异方差问题,而第二阶段 QUAIDS 模型仅存在序列自相关问题。本研究采用了向量自回归方法对两个阶段的序列自相关问题进行了纠正(详情见 Zhang *et al.*, 2001)。为了消除异方差导致的参数估计量标准误存在的偏差问题,第一阶段 QUAIDS 模型的估计采用了 White 的异方差稳健标准误法。第二阶段 QUAIDS 模型则采用迭代似不相关回归法(iterative seemingly unrelated regression)进行了估计。另外,两个阶段 QUAIDS 模型都是在满足了加总性、齐次性以及对称性约束条件下进行估计的。由于因变量是预算比重,误差协方差矩阵是奇异的,系统估计必须随机去掉一个方程。第一阶段 QUAIDS 系统中的居住项目和第二阶段 QUAIDS 系统中的豆类被去掉,其价格和收入(支出)弹性是通过下列关系式推导出来的(Yen *et al.*, 2002),即:

$$\sum_{i=1}^n w_i e_i = 1, \quad \sum_{i=1}^n w_i e_{ij} = -w_j, \quad \text{and} \quad \sum_{j=1}^n e_{ij} + e_i = 0 \quad (8)$$

AIDS 模型内嵌于 QUAIDS 模型,当 $\lambda_i = 0$ 时,QUAIDS 模型则变为 AIDS 模型。本研究对联合假设 $\lambda_i = 0 \forall i$ 进行了统计检验,Wald 统计检验值 5%水平上分别否决了两个阶段 AIDS 模型与 QUAIDS 模型相同的假设。另外,基于 Kastens and Brester (1996) 方法,本研究还进行了模型稳健性检验,样本外预测结果的均方根误差(root mean squared error, RMSE)统计检验值表明,第一阶段 QUAIDS 模型与 AIDS 模型的预测效果相似,而第二阶段 QUAIDS 模型预测效果优于 AIDS 模型。¹⁶ 总体上看,QUAIDS 模型优于 AIDS 模型。

(二) 估计结果

表 4 报告了第一阶段居民支出项目的非补偿价格弹性和收入弹性估计值,表 5 报告了第二阶段各类食物的条件非补偿价格弹性、食物支出弹性和收入弹性估计值。第一阶段的价格与收入弹性值和第二阶段的价格与食物支出弹性值是基于公式(5)、公式(6)和公式(8)计算出来的,需求弹性值的标准误差是基于 delta 公式估计出来的。第二阶段的食物需求收入弹性估计值是根据公

¹⁶ 基于 Kastens and Brester (1996),本研究选择 2000 年、2005 年和 2010 年为目标样本外数据,通过剔除目标年度数据,利用余下的样本数据回归模型取得参数值,再采用 RMSE 统计值来比较预测值与真值的差异,差异越小表示模型越优。如,用 2001—2010 年样本数据回归取得 AIDS 和 QUAIDS 模型参数值来预测 2000 年相关指标。对于第一阶段的在家食物的预测结果,AIDS 模型总体优于 QUAIDS 模型,而对于在外食物的预测结果,QUAIDS 模型则好于 AIDS 模型。对于第二阶段的所有食物预测结果,QUAIDS 模型总体优于 AIDS 模型。综合考虑,本研究认为 QUAIDS 模型稍优于 AIDS 模型。

式(7)估算的，其弹性估计值的标准误差则是根据 Bohrnstedt and Goldberger (1969) 估计的¹⁷。第一阶段 8 个支出项目的自非补偿价格弹性和收入弹性都在 5%水平上显著；除豆类自非补偿价格弹性值 5%水平上不显著外，第二阶段的其他食物的自非补偿价格弹性、包括豆类在内的所有食物的支出弹性和收入弹性皆在 5%水平上显著。另外，第一阶段近 40%的交叉弹性、第二阶段的 50%以上的交叉弹性均在 5%水平上显著，表明两个阶段的 QUAIDS 模型的拟合较好。

表 4 城镇居民各类支出项目的非补偿价格弹性、收入弹性、支出份额和边际支出份额

指标	在家 消费	在外 消费	衣着	家庭 设备	医疗 保健	交通 通讯	教育 文化	居住
非补偿价格弹性								
在家消费	-0.535* (0.065)	-0.032 (0.041)	-0.013 (0.032)	0.575* (0.050)	-0.098* (0.040)	-0.449* (0.056)	-0.062 (0.045)	0.129 (0.089)
在外消费	-0.177 (0.193)	-1.028* (0.211)	0.230 (0.181)	-0.294 (0.372)	0.222 (0.262)	-0.536 (0.321)	0.188 (0.189)	0.322 (0.245)
衣着	-0.397* (0.165)	0.164 (0.126)	-1.366* (0.189)	0.547* (0.266)	-0.472* (0.194)	0.587* (0.225)	-0.113 (0.179)	-0.058 (0.305)
家庭设备	2.456* (0.450)	-0.300 (0.322)	0.646 (0.350)	-2.708* (0.803)	1.046* (0.453)	-2.325* (0.443)	0.221 (0.492)	-0.095 (0.943)
医疗保健	-1.091* (0.358)	0.261 (0.271)	-0.707* (0.298)	1.304* (0.535)	-2.201* (0.525)	1.411* (0.447)	0.053 (0.382)	-0.143 (0.677)
交通通信	-0.908* (0.299)	-0.422 (0.228)	0.602* (0.241)	-1.911* (0.375)	0.952* (0.315)	-1.25* (0.578)	1.123* (0.321)	0.693 (0.596)
教育文化	-0.628* (0.182)	0.114 (0.123)	-0.190 (0.152)	0.386 (0.317)	-0.135 (0.210)	0.953* (0.261)	-1.383* (0.263)	-0.526 (0.324)
居住	-0.075 (0.292)	0.204 (0.159)	-0.065 (0.245)	-0.043 (0.616)	-0.114 (0.358)	0.622 (0.487)	-0.566* (0.260)	-1.231* (0.514)
收入弹性								
	0.486* (0.034)	1.073* (0.083)	1.107* (0.048)	1.060* (0.100)	1.113* (0.087)	1.126* (0.106)	1.409* (0.056)	1.265* (0.159)
支出份额(%)	26.80	7.80	12.00	8.80	7.60	10.30	14.80	12.00
边际支出份额(%)	13.02	8.37	13.28	9.33	8.46	11.60	20.85	15.18

注：括弧内数字是标准误差，*表示 5%水平上显著。

本研究的目标在于确定收入增长与食物消费模式变化的相关关系，估计结果的解读主要聚焦于食物的收入弹性估计值和边际支出份额估计值。表 4 显示，由 10 种食物构成的在家消费食物的自价格弹性值为 -0.535，收入弹性值为 0.486；在外消费食物的自价格弹性值为 -1.028，收入弹性值为

¹⁷ 根据 Bohrnstedt and Goldberger(1969),如果随机变量 x 和 y 的期望值和方差相互独立,则 $\text{Var}(xy) = E^2(x)\text{Var}(y) + E^2(y)\text{Var}(x) + \text{Var}(x)\text{Var}(y)$ 。

表 5 城镇居民各类食物的非补偿价格弹性、支出及收入弹性、支出份额和边际支出份额

指标	粮食	豆类	油脂	畜肉	禽肉	蛋类	水产品	蔬菜	水果	奶类
条件非补偿价格弹性										
粮食	-0.739* (0.091)	-0.102* (0.021)	0.061 (0.032)	-0.058 (0.046)	-0.153* (0.047)	-0.083* (0.026)	0.104 (0.062)	0.054 (0.043)	0.088* (0.045)	0.166* (0.054)
豆类	-0.707* (0.143)	-0.156 (0.113)	-0.151* (0.073)	0.049 (0.089)	-0.144 (0.089)	0.087 (0.092)	-0.068 (0.107)	0.183* (0.076)	0.238* (0.084)	0.030 (0.101)
油脂	0.168 (0.090)	-0.060* (0.029)	-0.338* (0.064)	0.239* (0.074)	0.155* (0.070)	-0.038 (0.035)	-0.188* (0.083)	-0.154* (0.062)	-0.097 (0.064)	-0.256* (0.075)
畜肉	-0.073* (0.028)	-0.001 (0.008)	0.037 (0.016)	-0.827* (0.036)	0.080* (0.025)	0.024* (0.010)	0.053 (0.029)	-0.026 (0.022)	-0.070* (0.022)	-0.118* (0.026)
禽肉	-0.281* (0.085)	-0.038 (0.022)	0.090* (0.044)	0.214* (0.075)	-0.794* (0.097)	-0.060* (0.029)	-0.424* (0.082)	0.027 (0.061)	0.139* (0.062)	0.110 (0.076)
蛋类	-0.346* (0.098)	0.041 (0.050)	-0.069 (0.047)	0.132* (0.064)	-0.129* (0.062)	-1.018* (0.078)	0.045 (0.075)	0.088* (0.051)	-0.148* (0.059)	0.400* (0.067)
水产品	0.012 (0.102)	-0.038 (0.025)	-0.177* (0.049)	-0.030 (0.079)	-0.397* (0.075)	0.001 (0.033)	-0.806* (0.125)	-0.099 (0.073)	-0.229* (0.065)	0.151 (0.092)
蔬菜	0.004 (0.040)	0.017 (0.010)	-0.071* (0.020)	-0.026 (0.032)	0.020 (0.030)	0.026* (0.013)	0.040 (0.038)	-0.896* (0.039)	0.149* (0.029)	-0.103* (0.036)
水果	0.065 (0.055)	0.035* (0.015)	-0.062* (0.028)	-0.148* (0.044)	0.099* (0.043)	-0.047* (0.019)	-0.122* (0.049)	0.183* (0.040)	-0.974* (0.052)	-0.005 (0.047)
奶类	0.158 (0.099)	-0.014 (0.027)	-0.239* (0.050)	-0.557* (0.079)	0.097 (0.078)	0.172* (0.033)	0.100 (0.100)	-0.416* (0.072)	-0.103 (0.070)	-1.064* (0.124)
食物支出弹性	0.662* (0.059)	0.645* (0.097)	0.569* (0.096)	0.922* (0.047)	1.017* (0.107)	1.003* (0.068)	1.613* (0.109)	0.839* (0.049)	0.976* (0.065)	1.867* (0.118)
收入弹性	0.322* (0.037)	0.313* (0.052)	0.277* (0.051)	0.448* (0.039)	0.494* (0.063)	0.487* (0.048)	0.784* (0.076)	0.408* (0.037)	0.474* (0.046)	0.908* (0.086)
支出份额(%)	14.10	2.00	5.10	22.80	8.10	3.80	9.00	15.70	11.70	7.70
边际支出份额(%)	9.34	1.29	2.90	21.02	8.24	3.81	14.52	13.16	11.42	14.38

注：括号内数字是标准误差，*表示 5%水平上显著。

1.073。因此,在家消费的食物整体上对价格较缺乏弹性,而在外消费的食物对价格反应较敏感;在家消费的食物整体上属于必需品,而在外消费的食物整体上则属于奢侈品。因此,随着城镇居民收入水平的进一步提高,在外食物消费支出增长率将会明显快于在家食物消费支出增长率。

蛋类、水果及奶类的自价格弹性绝对值接近 1,粮食、畜肉、禽肉、水产品以及蔬菜的自价格弹性绝对值介于 0.74—0.90,油脂的自价格弹性绝对值为 0.34(见表 5)。因此,城镇居民对大部分种类的食物价格比对食物总体价格水平更为敏感,食物价格波动对在家消费的食物消费量有显著影响。所有食物的收入弹性绝对值均显著小于 1,表明城镇居民在家消费的食物都属于必需品。¹⁸相对来说,水产品 and 奶类收入弹性值明显高于其他食物弹性值。因此,在价格恒定的前提下,随着我国城镇居民人均支出水平的上升,人均在家消费的各类食物消费量将会缓慢增加,其中人均奶类和水产品消费量的增长将会快于其他食物需求量的增长。

边际支出份额指价格恒定情况下,人均消费支出每增加 1 单位对某一类消费品支出的增加额,反映了增加的支出将用于各类消费品的比例,其估计值等于支出弹性与支出份额的乘积。因此,边际支出份额可用来测度价格不变情况下,人均支出的微小变动如何影响食物支出份额。表 4 显示,尽管在家食物支出比重(26.8%)是在外食物支出比重(7.8%)的 3 倍多,但后者的边际支出份额(8.4%)达到前者(13%)的 50%以上,可以预见的是,随着城镇居民收入水平的上升,在家食物消费支出比重将会进一步下降,而在家食物支出比重将会进一步上升。对于在家消费的食物来说,随着未来人均在家食物支出的上升,城镇居民会将更多的支出增加额用于消费畜肉、水产品、奶类、蔬菜和水果(见表 5)。虽然粮食支出比重(14.1%)仅次于畜肉(22.8%)和蔬菜(15.7%),但其边际支出份额(9.3%)低于大部分食物的边际份额,意味着在家直接消费的粮食支出比重将会进一步下降。上述结果与收入弹性值结果是相吻合的。由于粮食的收入弹性显著低于动物性食物、蔬菜及水果,粮食在城镇居民饮食结构中的地位将会进一步下降。然而,随着城镇居民会更多地购买高质量稻米和精加工的面食,人均粮食消费支出水平有可能会继续上升。

表 6 报告了基于样本平均价格拟合的 2000—2010 年收入弹性和食物支出弹性值。2000—2010 年,由 10 种食物构成的在家消费食物收入弹性与在外消

¹⁸ 本研究与 Min *et al.* (2004)、Gould and Villarreal (2006)、Zheng and Henneberry (2010)以及郑志浩和赵殷钰(2012)类似,均以城镇居民为研究对象,都采用了国家统计局数据,有一定的可比性。本研究取得的在外消费食物收入弹性值稍小于 Min *et al.* (2004)和郑志浩和赵殷钰(2012)的估计结果,但仍然属于奢侈品。与 Gould and Villarreal (2006)和 Zheng and Henneberry (2010)估计的在家食物支出弹性值相比,本研究估计的粮食、油脂、蔬菜和水果弹性值介于两者结果之间,蛋类、水产品 and 奶类弹性值大于两者结果,而畜肉和禽肉弹性值则皆小于两者结果。

费食物收入弹性均呈明显的下降态势，符合食物支出占消费总支出的比重随着收入水平提高而下降的恩格尔定律。2000—2010 年，在家消费的 10 类食物中，粮食、禽肉及水果支出弹性值呈明显的下降趋势，水产品与蔬菜支出弹性值则明显上升，奶类支出弹性值自 2002 年后呈上升趋势，油脂支出弹性值波动较大，但近三年呈下降趋势，豆类、畜肉和蛋类支出弹性值微小下降后呈平稳态势。上述结果表明，随着收入水平的提高，城镇居民食物消费模式会发生变化，而基于 3 秩需求系统的 QUAIDS 模型取得的估计结果能够反映出收入增长对食物消费模式变化的影响。因此，表 6 结果佐证了选择 QUAIDS 模型的恰当性。

表 6 2000—2010 年城镇居民的收入和食物支出弹性

年份	收入弹性		食物支出弹性									
	在家消费	在外消费	粮食	豆类	油脂	畜肉	禽肉	蛋类	水产品	蔬菜	水果	奶类
2000	0.562	1.213	0.784	0.701	0.566	0.954	1.169	1.034	1.236	0.670	1.073	2.230
2001	0.537	1.197	0.775	0.708	0.509	0.952	1.163	1.034	1.233	0.674	1.070	2.078
2002	0.516	1.162	0.732	0.636	0.487	0.954	1.258	1.031	1.301	0.693	1.046	1.672
2003	0.474	1.153	0.722	0.651	0.558	0.953	1.240	1.029	1.326	0.722	1.040	1.828
2004	0.504	1.125	0.732	0.654	0.568	0.947	1.212	1.023	1.403	0.742	1.026	1.842
2005	0.497	1.188	0.717	0.660	0.534	0.944	1.176	1.021	1.429	0.755	1.019	1.852
2006	0.450	1.094	0.708	0.645	0.519	0.941	1.185	1.021	1.435	0.773	1.014	1.825
2007	0.471	1.081	0.663	0.612	0.589	0.933	1.077	1.010	1.557	0.810	0.993	1.895
2008	0.499	1.065	0.626	0.620	0.659	0.928	0.993	0.999	1.695	0.851	0.967	1.915
2009	0.465	1.053	0.625	0.639	0.559	0.922	0.982	0.998	1.671	0.866	0.968	1.898
2010	0.452	1.044	0.630	0.654	0.516	0.915	0.941	0.992	1.729	0.888	0.960	1.935

注：表中所有弹性均在 5%水平上显著。

六、预测结果

本研究的目标之一是基于估计的两阶段 QUAIDS-QUAIDS 模型，预测收入增长对城镇居民食物消费模式演变前景的影响。借鉴 Cranfield *et al.* (1998) 的研究框架，本部分研究旨在了解城镇居民 2020 年和 2030 年人均食物消费支出水平、食物消费支出占居民消费总支出比重、食物消费方式以及食物消费支出结构如何随着收入增长而变化。此预测的前提一是假定城镇居民的食物消费偏好保持不变，二是假定各类食物相对价格水平保持在 2010 年的水平上，三是假定城镇居民的收入分布格局不变。根据 2000—2010 年人均 GDP 增长率与城镇居民人均消费支出增长率的线性关系，本研究设定了预测

用 2010—2020 年和 2020—2030 年的人均支出增长率。¹⁹

（一）城镇居民食物消费方式的演变前景

表 7 报告了城镇居民食物消费支出比重、人均支出水平以及年均增长率的 2010 年拟合值以及 2020 年和 2030 年的预测值。表 7 显示，随着居民收入水平的上升，城镇居民人均食物支出占消费总支出的比重下降，人均在家食物支出占食物总支出比重下降，在外食物支出占食物总支出比重上升。2010—2030 年，随着人均收入水平的提高，城镇居民人均食物消费支出占人均消费总支出比重由 33.3% 下降到 20.7%，在家食物消费支出占食物总支出的比重由 77% 下降到 63%，同时，在外食物消费支出占食物总支出比重则由 23% 上升到 37%。由于在家食物消费支出比重显著大于在外食物消费支出比重，并且在家食物消费支出比重的下降幅度大于在外食物消费支出比重的上升幅度，因此，城镇居民人均食物消费支出占消费总支出比重的下降主要由在家食物消费支出比重下降拉动。

表 7 拟合与预测的城镇居民在家与在外食物支出比重、支出水平以及年均增长率

指标	支出比重			人均支出水平(元)		
	2010 年 拟合值	2020 年 预测值	2030 年 预测值	2010 年 拟合值	2020 年 预测值	2030 年 预测值
消费支出中：						
食物	0.333	0.265 (-2.27)	0.207 (-2.43)	3833	4964 (2.62)	5744 (1.47)
食物支出中：						
在家消费	0.767	0.705 (-0.84)	0.630 (-1.13)	2940	3501 (1.76)	3616 (0.32)
在外消费	0.233	0.295 (2.38)	0.370 (2.31)	955	1463 (5.06)	2127 (3.81)
在家食物消费支出中：						
粮食	0.140	0.130 (-0.74)	0.128 (-0.13)	401	444 (1.25)	463 (0.19)
豆类	0.024	0.023 (-0.46)	0.023 (-0.09)	70	81 (1.54)	83 (0.22)
油脂	0.042	0.039 (-0.81)	0.038 (-0.13)	121	136 (1.18)	139 (0.20)
畜肉	0.232	0.229 (-0.14)	0.228 (-0.03)	665	800 (1.87)	824 (0.29)

¹⁹ 2000—2010 年，我国年均实际人均 GDP 增长率为 9.7%，城镇居民 8 类支出项目年均实际人均支出增长率为 7.2%。假定此线性关系保持不变，2010—2020 年，假定年均实际人均 GDP 增长率为 7%，年均支出增长率则外推为 5%；2020—2030 年，假定我国年均实际人均 GDP 增长率为 6%，年均支出增长率则外推为 4%。

(续表)

指标	支出比重			人均支出水平(元)		
	2010 年 拟合值	2020 年 预测值	2030 年 预测值	2010 年 拟合值	2020 年 预测值	2030 年 预测值
禽肉	0.089	0.088 (-0.12)	0.088 (-0.03)	255	307 (1.88)	317 (0.29)
蛋类	0.037	0.037 (0.05)	0.037 (0.03)	106	130 (2.08)	135 (0.34)
水产品	0.074	0.087 (1.56)	0.089 (0.24)	213	303 (3.59)	320 (0.57)
蔬菜	0.157	0.151 (-0.35)	0.150 (-0.05)	449	529 (1.87)	544 (0.27)
水果	0.128	0.126 (-0.14)	0.126 (-0.02)	367	442 (1.87)	455 (0.30)
奶类	0.077	0.091 (1.61)	0.093 (0.24)	222	318 (3.65)	366 (0.56)

注：括号内的数字表示十年间的年均增长率。

不同于食物消费支出比重变化的态势，人均在家和在外食物消费支出均呈现上升趋势。表 7 显示，2010—2020 年，城镇居民人均在家食物消费支出年均增长率为 1.8%，2020—2030 年，年均增长率则为 0.3%；城镇居民在外食物消费支出增长较为瞩目，2010—2020 年，人均在外食物消费支出年均增长率为 5.1%，2020—2030 年，年均增长率则为 3.8%。人均在家和在外食物消费支出增长带动了食物总支出的增长，人均食物消费总支出年均增长率由 2010—2020 年的 2.6% 变为 2020—2030 年的 1.5%，相应地，人均食物消费总支出由 2010 年的 3833 元上升到 2030 年的 5744 元，增长了近 50%。与表 1 比较可以看出，城镇居民的未來食物消费方式基本延续了过去 20 年的变化路线。

(二) 城镇居民食物消费结构的演变前景

随着人均收入水平的上升，城镇居民人均食物支出水平不断提高，城镇居民的食物消费会呈现多样性，一些过去付不起的食物成了餐桌日常消费品，而一些过去经常食用的食物则从餐桌上减少甚至消失了。表 7 展示了未来在家消费的食物支出构成和人均消费支出的变化情况。随着食物支出水平的上升，在家消费的水产品与奶类支出比重呈显著上升趋势，分别由 2010 年的 7.4% 和 7.7% 上升到 2030 年的 8.9% 和 9.3%；蛋类支出比重基本稳定；其他食物支出比重均呈现下降态势，其中，粮食支出比重下降较为显著，由 2010 年的 14% 下降至 2030 年的 12.8%。如同人均食物消费支出水平整体发展趋势，人均在家消费的各类食物支出水平同样呈现明显的上升趋势。整体上看，随着人均在家食物支出水平的提高，在家消费的动物性食物(畜肉、禽

肉、蛋类、水产品 and 奶类)支出比重上升, 由 2010 年的 47. 4% 上升至 2030 年的 53. 5%。

城镇居民未来食物消费结构是趋同以畜禽产品为主的西方型膳食结构还是接近动植物食物比例较为协调的日本型饮食结构? 科学回答上述问题, 有助于明晰收入增长引致的食物消费模式变化对我国和全球粮食安全的影响。²⁰ 为了回答上述问题, 必须明确城镇居民全年的各类食物支出额。为了利用在家与在外食物支出构成近似的推测出全年各类食物支出构成, 需要将在家与在外食物消费支出构成结合在一起, 并将在外食物消费支出折算成与在家食物消费支出等同的各类食物支出之和。假定在外食物消费支出的 50% 为服务费 (Subramanian and Deaton, 1996), 将 2010 年在外食物消费支出拟合值以及 2020 年和 2030 年的预测值折合成等同于在家食物消费支出的食物消费支出。根据 Bai *et al.* (2012) 2010 年城镇居民在外消费的各类食物支出比重的调查结果²¹, 计算出在外消费的各类食物支出额。最后, 将折算出来的在外消费的各类食物支出与在家消费的各类食物支出合计在一起, 估计出了城镇居民全部的各类食物消费支出构成和相应的各类食物人均支出水平 (见表 8)。因此, 这样折算出来的食物支出构成的历年变化情况可以近似食物消费结构的演变状况。

表 8 拟合和预测的城镇居民食物支出比重、支出水平以及年均增长率

指标	支出比重			人均支出(元)		
	2010 年 拟合值	2020 年 预测值	2030 年 预测值	2010 年 拟合值	2020 年 预测值	2030 年 预测值
粮食	0. 142	0. 133 (-0. 59)	0. 133 (-0. 02)	467	552 (1. 69)	605 (0. 92)
豆类	0. 025	0. 025 (-0. 30)	0. 025 (0. 10)	84	102 (1. 99)	113 (1. 04)
油脂 ^a	0. 037	0. 033 (-1. 09)	0. 031 (-0. 73)	121	136 (1. 18)	139 (0. 20)
畜禽肉	0. 336	0. 335 (-0. 03)	0. 340 (0. 15)	1 106	1 384 (2. 27)	1 543 (1. 09)
蛋类	0. 038	0. 038 (0. 08)	0. 038 (0. 07)	124	157 (2. 38)	173 (1. 00)

²⁰ 1995 年, 莱斯特·布朗在其影响巨大的《谁来养活中国》一书中指出, 中国经济的快速发展及其引致的畜禽产品消费量的迅速增长将直接影响中国和全球粮食安全。布朗论点的逻辑前提是, 随着收入水平的上升, 中国居民饮食结构将趋同于以畜禽产品为主的西方型膳食结构。判定中国居民未来食物消费结构是趋同于以畜禽产品为主的西方性型膳食结构还是接近动植物食物比例较为协调的日本型饮食结构, 对于预测中国未来肉类需求和饲料粮需求有重要意义 (Shono *et al.*, 2000)。

²¹ 根据 Bai *et al.* (2012), 2010 年, 我国城市居民在外食物支出构成如下: 粮食 13. 3%, 豆类 2. 8%, 畜禽肉 37. 8%, 蛋类 3. 6%, 水产品 11. 5%, 蔬菜 13. 1%, 水果 3. 2%, 奶类 1. 6%, 饮料 13. 1%。

(续表)

指标	支出比重			人均支出(元)		
	2010 年 拟合值	2020 年 预测值	2030 年 预测值	2010 年 拟合值	2020 年 预测值	2030 年 预测值
水产品	0.082	0.094 (1.36)	0.098 (0.42)	269	387 (3.69)	443 (1.36)
蔬菜	0.156	0.151 (-0.31)	0.151 (-0.04)	514	625 (1.98)	683 (0.89)
水果	0.116	0.112 (-0.32)	0.108 (-0.42)	383	465 (1.97)	489 (0.51)
奶类	0.070	0.080 (1.34)	0.078 (-0.24)	230	329 (3.67)	353 (0.70)

注：括号内的数字表示十年间的年均增长率。^a 油脂仅包括在家消费支出。

表 8 显示的各类食物支出变化趋势与表 7 类似，但前者呈现的全部食物支出构成变动趋势与后者表现的在家食物支出构成变化趋势稍有不同。表 8 显示，随着食物支出水平的上升，畜禽肉、蛋类、水产品和奶类支出比重均呈现上升趋势，而粮食、豆类、油脂、蔬菜和水果支出比重均呈现下降态势。2010—2030 年，动物性食物支出比重将由 52.6% 上升至 55.4%，提高了近 3 个百分点，其中，水产品支出比重将提高 1.6 个百分点；而其他食物支出比重则由 47.4% 下降至 44.6%，其中，粮食支出比重将下降近 1 个百分点。因此，动物性食物消费需求的快速增长将是未来城镇居民食物消费结构变化的主旋律。

根据 2002 年全国营养和健康调查结果，在各类食物中，城镇居民油脂和畜禽肉的摄入量均超过了日本的摄入水平，粮食、蔬菜和蛋类接近日本水平，而豆类、水果、水产品和奶类大大低于日本水平(范志红，2010)。²² 如果仅根据表 8 呈现的水产品支出比重上升的结果看，我国城镇居民食物消费结构似乎趋同于日本模式，这是因为日本居民摄入来自水产品的动物性蛋白质明显多于欧美国家居民(Shono *et al.*，2000)。然而，由于目前城镇居民水产品的消费基数远低于畜禽肉的消费量，即便水产品的支出增长率快于畜禽肉支出增长率，短期内也不会撼动畜禽肉在城镇居民饮食结构中的地位。因此，未来 20 年间，我国城镇居民饮食结构将会介于西方型膳食结构和日本型饮食结构之间，人均畜禽肉消费量将会继续高于日本水平而低于欧美国家水平，水产品消费量则会继续低于日本水平但会高于欧美国家水平。

上述结论表明，城镇居民饮食结构的演变前景既遵循了 Bennett 定律，也反映了我国居民饮食偏好和地区文化习俗对食物消费行为的影响。我国居民

²² 范志红：《食物营养与配餐》。北京：中国农业大学出版社，2012 年。

饮食偏好存在明显的区域性差异,总体上说,东南沿海地区居民的水产品消费量明显大于内陆地区,而内陆地区特别是西北省份的畜禽产品消费量显著大于水产品消费量。经济社会发展会缩小这种差异,但这种差异短时间内不会消失。

七、基本结论

本研究利用 2000—2010 年 31 省城镇住户汇总数据,采用两阶段 QUAIDS-QUAIDS 模型,估计了城镇居民食物消费模式与收入的关系,预测了收入增长对城镇居民食物消费模式演变前景的影响。研究表明,我国城镇居民食物消费模式的演变轨迹基本符合恩格尔定律和 Bennett 定律。伴随人均收入的持续增长,城镇居民人均食物消费支出水平将会继续上升,食物消费支出比重将会继续下降,在外食物消费支出占食物总支出的比例将会进一步提高,动物性食物支出占食物总支出的比重将会继续上升,其中,水产品支出增长速度将会快于其他食物。我国城镇居民未来食物消费结构将会介于以畜禽产品为主的西方型膳食结构和动植物食物比例较为协调的日本型饮食结构之间。²³

上述研究结论具有重要的现实意义和政策意义。第一,21 世纪以来,我国城镇化进入快车道,预计 2030 年我国城镇化率将达到 69% 以上。目前,我国仍然存在巨大城乡差别,农村居民食物消费水平、结构和方式与城镇居民有显著的差异。如果说 2010 年农村居民实际人均纯收入相当于 1998 年城镇居民实际人均可支配收入的话,那么 2010 年农村居民的食物消费水平与结构仅相当于 1990 年城镇居民的消费水平和结构。随着我国城镇化的快速推进,大量低消费水平的农村居民将加入城镇消费者行列。因此,收入增长和快速城镇化将显著提高我国食物需求水平并推动食物结构升级。此前景对于我国粮食安全保障、农业生产结构变化以及农业发展将产生深远影响(黄宗智和彭玉生,2007)。²⁴

第二,根据国家统计局人口与就业司预测数据,2010—2030 年,我国城镇人口由 66 978 万人增长至 97 490 万人。根据本研究结果,按 2010 年价格计算,城镇居民食物消费支出总额将由 2010 年的 25 672 亿元上升到 2030 年的

²³ 本预测研究应被视为收入增长对城镇居民食物消费模式演变前景影响的敏感性分析,预测结果仅表明我国城镇居民未来食物消费模式变化的可能前景和方向。如果城镇居民收入分配格局发生大的变化,或者食物相对价格发生改变,或者城镇居民食物消费偏好发生重大变化,那么我国城镇居民食物消费模式演变前景可能会偏离本预测结果。

²⁴ 黄宗智、彭玉生,“三大历史性变迁的交汇与我国小规模农业的前景”,《中国社会科学》,2007 年第 4 期,第 74—88 页。

55 998 亿元，增长了近 1.2 倍。同期，在外食物消费支出总额将由 6 396 亿元增加到 20 736 亿元，增长了 2.2 倍多。结合本研究关于食物消费模式变化的判断，农产品加工行业和餐饮业发展空间巨大。

第三，长期看，随着经济发展水平的提高，各国食物消费水平和结构将呈现相似的变化趋势，即作为口粮的粮食消费量下降，动物性食物和其他高价值食物消费量上升。此现象称为“食物消费模式的趋同性”（Hayes, 1999）。我国城镇居民乃至全体国民人均动物性食物消费量上升将是不可逆转的趋势。然而，随着动物性食物和油脂消费量过多，消费者营养摄入量过剩问题日益凸显。据中国居民营养与健康状况调查，2002 年中国成年人超重率与肥胖率分别为 22.8% 和 7.1%，估计人数分别达到 2 亿人和 6 000 万人（杨晓光等，2010）。²⁵ 故此，在食物消费水平和结构变化的关键时期，提倡健康的饮食方式和文化，将有助于全体国民的身体健康，也有助于我国的粮食安全保障。

参 考 文 献

- [1] Abler, D., “Demand Growth in Developing Countries”, OECD Food, Agricultural and Fisheries Working Paper No. 29, 2010.
- [2] Alderman, H., “The Effect of Food price and Income Changes on the Acquisition of Food by Low-income Households”, Washington D. C. : International Food Policy Research Institute, 1986.
- [3] Bai, J., T. Wahl, J. Seale Jr., and B. Lohmar, “Meat Demand Analysis in Urban China: To Include or Not to Include Meat Away from Home?”, Paper presented at IATRC Conference, San Diego, CA, December 10—12, 2012.
- [4] Banks, J., R. Blundell, and A. Lewbel, “Quadratic Engel Curves and Consumer Demand”, *The Review of Economics and Statistics*, 1997, 79(4), 527—539.
- [5] Bohrnstedt, G., and A. Goldberger, “On the Exact Covariance of Products of Random Variables”, *Journal of the American Statistical Association*, 1969, 64(328), 1439—1442.
- [6] Carpentier, A., and H. Guyomard, “Unconditional Elasticities in Two-stage Demand Systems: An Approximate Solution”, *American journal of Agricultural Economics*, 2001, 83(1), 222—229.
- [7] Cranfield, J., T. Hertel, J. Eales, and P. Preckel, “Changes in the Structure of Global Food Demand”, *American journal of Agricultural Economics*, 1998, 80(5), 1042—1050.
- [8] Cranfield, J. A. L., P. V. Preckel, J. S. Eales, and T. W. Hertel, “Estimating Consumer Demands across the Development Spectrum: Maximum Likelihood Estimates of an Implicit Direct Additivity Model”, *Journal of Development Economics*, 2002, 68(2), 289—307.
- [9] Cranfield, J. A. L., J. S. Eales, T. W. Hertel, and P. V. Preckel, “Model Selection When Estimating and Predicting Consumer Demands using International, Cross Section Data”, *Empirical Economics*, 2003, 28(2), 353—364.

²⁵ 杨晓光、翟凤英、朴建华、赵文华、何宇纳、张坚，“中国居民营养状况调查”，《中国预防医学杂志》，2010 年第 1 期，第 5—7 页。

- [10] Deaton, A., "Quality, Quantity, and Spatial Variation of Price", *American Economic Review*, 1988, 78(3), 418—430.
- [11] Deaton, A., and J. Muellbauer, "An Almost Ideal Demand System", *American Economic Review*, 1980a, 70(3), 312—326.
- [12] Deaton, A., and J. Muellbauer, *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press, Cambridge, 1980b.
- [13] Edgerton, D., "Weak Separability and the Estimation of Elasticities in Multistage Demand Systems", *American Journal of Agricultural Economics*, 1997, 79(1), 62—79.
- [14] Fan, S., E. Wailes, and G. Cramer, "Household Demand in Rural China: A Two-stage LES-AIDS Model", *American Journal of Agricultural Economics*, 1995, 77(2), 54—62.
- [15] Fan, Z., *Food Nutrition and Diets*. China Agricultural University Press, 2012. (in Chinese).
- [16] Gale, F., and K. Huang, "Demand for Food Quantity and Quality in China. Washington, DC: U. S. Department of Agriculture", *Economic Research Report*, No. 32, January, 2007.
- [17] Gould, W., and H. Villarreal, "An Assessment of the Current Structure of Food Demand in Urban China", *Agricultural Economics*, 2006, 34(1), 1—16.
- [18] Guo, X., T. A. Mroz, B. M. Popkin, and F. Zhai, "Structural Change in the Impact of Income on Food Consumption in China, 1989—1993", *Economic Development and Cultural Change*, 2000, 48(4), 737—760.
- [19] Hayes, D., "China's Role in World Livestock and Feed Grain Markets", *Choices*, 1999, 1(First Quarter), 25—28.
- [20] Huang, J., and S. Rozelle, "Market Development and Food Demand in Rural China", *China Economic Review*, 1998, 9(1), 25—45.
- [21] Huang, J., "Social Development, Urbanization, and Food Consumption", *Social Sciences in China*, 1999, 4, 102—116. (in Chinese)
- [22] Huang, Z., and Y. Peng, "The Intersection of Three Historical Changes and Prospect of Small-scale Agriculture", *Social Sciences in China*, 2007, 4, 74—88. (in Chinese).
- [23] Kastens, T. L., and G. W. Brester, "Model Selection and Forecasting Ability of Theory-Constrained Food Demand Systems", *American Journal of Agricultural Economics*, 1996, 78(2), 301—312.
- [24] Lewbel, A., "The Rank of Demand Systems: Theory and Nonparametric Estimation", *Econometrica*, 1991, 59(3), 711—730.
- [25] Lewis, N., and N. Andrews, "Household Demand in China", *Applied Economics*, 1989, 21(6), 793—807.
- [26] Ma, C., Y. Li, and S. Song, "Characteristics of Changes in Income Gap among Urban Residents and Decomposition Analysis: 1988—2008", *Economic and Management Research*, 2010, 9, 10—18. (in Chinese).
- [27] Michael, R. T., and G. S. Becker, "On the New Theory of Consumer Behavior", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 75 (December), 1973, 378—396.
- [28] Min, L., C. Fang, and Q. Li, "Investigation of Patterns in Food-Away-From-Home Expenditure for China", *China Economic Review*, 2004, 15(4), 457—476.
- [29] National Bureau of Statistics of China (NBSC), *China Statistical Yearbooks*. China Statistical Press, 1991—2011. (in Chinese)
- [30] Ray, R., "The Testing and Estimation of Complete Demand Systems on Household Budget Surveys: An Application of AIDS", *European Economic Review*, 1982, 17(3), 349—369.

- [31] Seale, J. , and A. Regmi, “Modeling International Consumption Patterns”, *Review of Income and Wealth*, 2006, 52(4), 603—624.
- [32] Stone, R. , “Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand”, *Economic Journal*, 1954, 64(255):511—527.
- [33] Subramanian, S. , and A. Deaton, “The Demand for Food and Calories”, *Journal of Political Economy*, 1996, 104(1), 133—162.
- [34] Shono, C. , N. Suzuki, and H. M. Kaiser, “Will China’s Diet Follow Western Diets?”, *Agribusiness*, 2000, 16(3), 271—279.
- [35] Timmer, P. , W. Falcon, and S. Pearson, *Food Policy Analysis*. The Johns Hopkins University Press, 1983.
- [36] Wang, Z. , and W. Chern, “Effects of Rationing on the Consumption Behavior of Chinese Urban Households during 1981—1987”, *Journal of Comparative Economics*, 1992, 16(1), 1—26.
- [37] Yang, X. , F. Zhai, J. Piao, W. Zhao, Y. He, and J. Zhang, “Nutritional Status of Chinese Population”, *Chinese Journal of Preventive Medicine*, 2010, 1, 5—7. (in Chinese).
- [38] Yen, S. T. , K. Kan, and S. Su, “Household Demand for Fats and Oils: Two-step Estimation of a Censored Demand System”, *Applied Economics*, 2002, 34(14), 1799—1806.
- [39] Yu, W. S. , T. W. Hertel, P. V. Preckel, and J. S. Eales, “Projecting World Food Demand using Alternative Demand Systems”, *Economic Modeling*, 2004, 21(1), 99—129.
- [40] Zhang, X. B. , T. D. Mount, and R. N. Boisvert, “The Demand for Food Grain in China: New Insights into a Controversy”, *Agricultural and Resource Economics Review*, 2001, 30(1), 1—9.
- [41] Zheng, Z. , and S. R. Henneberry, “The Impact of Changes in Income Distribution on Current and Future Food Demand in Urban China”, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2010, 35(1), 51—71.
- [42] Zheng, Z. , and Y. Zhao, “The Impact of Changes in Income Distribution on the Consumption of Food Away From Home in Urban China”, *China Rural Economy*, 2012, 7, 40—50. (in Chinese).

Impact of Income Growth on Food Consumption Patterns in Urban China

ZHIHAO ZHENG* YING GAO YINYU ZHAO

(China Agricultural University)

Abstract A complete demand system of Chinese urban residents is estimated using a two-stage QUAIDS-QUAIDS model and pooled provincial and time-series data from 2000 to 2010. The estimated models are then used to project the structure of food demand patterns in 2030. Results suggest that food expenditure will increase by 2030 but food’s share in total

* Corresponding Author; Zhihao Zheng, College of Economics and Management, China Agricultural University, 17 Qinghuadonglu, Haidian, Beijing, 10083, China; E-mail: zhihao.zheng@cau.edu.cn

expenditure will decline. Moreover, the budget shares of foods away from home and of foods with animal origin within food expenditures are expected to grow as per capita income rises. Finally, the expenditures on aquatic products are expected to grow faster than the other foods consumed.

Key Words Food Consumption, Income Growth, Urban Residents

JEL Classification D12, Q18, Q13