引用格式:杨鑫,穆月英. 不同地区城镇居民收入对食品消费水足迹的影响——基于QUAIDS模型[J]. 资源科学, 2018, 40(5): 1026-1039. [Yang X, Mu Y Y. Impact of urban residential income on consumptive water footprints of food in different regions based on QUAIDS modeling[J]. *Resources Science*, 2018, 40(5): 1026-1039.] DOI :10.18402/resci.2018.05.15

不同地区城镇居民收入对食品消费水足迹的影响 ——基于QUAIDS模型

杨鑫, 穆月英

(中国农业大学经济管理学院, 北京 100083)

摘要:食品消费需求通过食品供给影响农业水资源消耗。本文首先构建了基于QUAIDS模型的居民收入影响人均食品水足迹的理论框架, 然后分析食品消费结构及其水足迹变化, 其次对食品水足迹收入弹性进行测算与地区比较, 最后模拟居民收入和食品价格对人均食品水足迹的影响。主要研究结论为: ①随着收入增加, 各类食品消费量不断增长, 而瓜果、乳品等高水足迹食品消费量增速较快, 二者使得2012年人均食品水足迹达到521.0m³, 其中东北和中部人均食品水足迹增长速度最快; ②西、中、东北和东部食品水足迹收入弹性分别为0.754、0.726、0.708和0.670, 其中粮食、肉类和瓜果水足迹价格弹性相对较大; ③居民收入和肉类等食品价格同时增加一定比例, 人均食品水足迹增长水平较低, 表明收入增长下部分食品的价格上涨有利于农业水资源可持续利用。此外, 2016年人均食品水足迹实际值和模拟值对比表明, 较大样本量下利用QUAIDS模型得到的模拟结果较准确。

关键词:城镇居民; 食品消费; 水足迹; QUAIDS模型

DOI :10.18402/resci.2018.05.15

1 引言

随着中国经济的全面发展, 居民生活水平不断提高。城镇居民人均可支配收入由1998年的5888.8元增长到2016年的3.4万元, 按可比价计算的年平均增长率为15.6%; 收入增长推动居民食品消费水平的不断提高, 2016年城镇居民人均食品消费支出与1998年相比实际增长了2.5倍。食品消费水平提高促使食品消费结构发生了改变。近年来城镇居民粮食人均消费量下降, 豆类、奶类和水产品人均消费量保持稳定, 畜禽肉类和油脂类人均消费量增加^[1]。也有分析指出, 城镇居民对高营养价值的需求使蔬菜、肉类等人均消费量仍有很大的增长空间^[2], 而且水产品 and 水果的人均消费量还在快速增长。总体上城镇居民食品结构由以植物性食

品为主的消费方式转向植物性和动物性食品并重的消费方式, 未来动物性食品比重会继续加大^[3]。

食品消费及其结构变化表现为食品需求的改变, 而食品需求会拉动农产品供给, 从而对水资源的可持续利用产生压力。一方面动物性食品生产的耗水量总体高于植物性食品, 使得未来食品生产的需水量增加; 另一方面, 当今全世界广泛存在用水压力突出、地下水位下降、水资源利用率低等问题, 尤其是农业水资源的不可持续利用受到各国高度关注。全国各地已不同程度地出现食品消费与水源的冲突问题: 吉林市城市居民人均食品水足迹随着收入的增加而升高^[4], 对水资源供应造成威胁; 北京居民食品消耗需要大量的土地面积和水资源来满足, 对区域环境造成很大破坏^[5]; 常州市全市

收稿日期: 2017-08-14, 修订日期: 2018-03-08

基金项目:国家重点研发计划项目(2016YFD0300210); 国家自然科学基金项目(71773121); 现代农业产业技术体系北京市果类蔬菜产业创新团队项目(BAIC01-2018)。

作者简介: 杨鑫, 男, 北京昌平人, 博士生, 主要从事农业理论与政策研究。E-mail: yangxin@cau.edu.cn

通讯作者: 穆月英, E-mail: yueyingmu@cau.edu.cn

2018年5月

居民食品消费的水生态占用量是全市年水资源总量的2.7倍^[6],不断增长的消费需求将会加大其水资源紧缺和水生态环境压力。因此,研究收入增长如何影响食品消费及其结构和人均食品水足迹,并探讨通过调控价格促进农业水资源可持续利用,对保障中国长期粮食安全具有重要的现实意义。

2 文献综述

在进行居民收入、食品消费结构与水资源利用之间的关系研究时,消耗水资源的测算是关键内容。传统测度方法一般基于实体水的直接测量,将水资源作为直接投入计算生产效率、进行局部管理等,且往往局限于生产领域范围。后来出现虚拟水概念,其核心是将某类产品生产中直接和间接消耗水量全部加总,但是无法区分用水类型。荷兰学者Hoekstra在2002年首次明确提出水足迹概念,指在一定的物质生活标准下,生产一定人群消费的产品和服务所需的水资源数量,表征维持人类产品和服务消费所需要的真实水资源数量^[7]。水足迹按其构成可分为蓝水、绿水和灰水:绿水指存在于土壤非饱和含水层中通过蒸散被植被所利用的土壤水,主要指降雨;蓝水指存在于江河、湖泊及含水层中的地表径流与地下水;灰水指能将污染物稀释到可以接受的最高浓度的水资源需求量^[8]。因此,水足迹不仅包括用水量,还明确了用水的地点、时间以及类型,从更宏观的视角定位产品供应链内间接的水资源消耗,还可以根据研究目标划定研究界限。

水足迹概念已运用于贸易、能源、食品、生态等多个领域,成为研究水资源可持续利用的重要概念和工具,具体到水资源可持续消费分析方面,主要从三个角度进行:第一,探究生活习惯、不同地域和环保意识等因素可持续性消费的影响^[9];第二,测算国际贸易下的虚拟水贸易,并讨论如何利用贸易减缓本国的水资源压力^[7,10];第三是利用“足迹家族”分析消费者,包括能源消费、食品消费等需求对于水资源的压力^[11,12]。此外,Hoekstra认为未来水足迹的创新研究将主要是在水资源管理中增添新的视角,包括在全球视角下理解水资源使用、污染和稀缺性的模式,开辟分析水资源消费驱动因素的路径,在水资源管理中引入包括不同利益主体的供应链思想等^[13]。

目前,在食品水足迹测算和影响因素方面开展了广泛研究。吴燕等计算了均衡因子和单位质量虚拟水含量等模型参数,测定出2006年北京市居民人均食品虚拟水为1023.1m³^[15];杨春等通过农产品消费的量化分析,发现城乡居民虚拟水消费量差距逐渐缩小,消费范围均趋于多样化^[14];田园宏等测算了1978—2010年稻谷、小麦、玉米、大豆和高粱的省际范围、国内生产、国际贸易以及国内消费水足迹值^[15,16]。在食品水足迹测算的基础上,还有研究对经济发展与食品水足迹之间的关系^[17,18]、“节水型”贸易结构优化^[19]等进行了分析,均提出应减少水足迹强度,以缓解食品消费增加对水资源的压力。

有学者进一步提出,调控食品消费结构是控制人均食品水足迹增速的重要手段^[20]。其中,居民收入和食品价格是影响食品消费量及结构的主要因素^[21,22]。在收入影响分析方面,大多探究收入增长及其影响因素与食品水足迹关系,主要结论为收入增长使食品消费水足迹明显提高,继而水资源压力增加。不过部分学者注意到地区间收入差异将产生不同影响:刘红梅等验证了中国农产品虚拟水消费东部大部分省份农产品虚拟水消费已经越过了“正N型”Kuznets曲线第二个拐点,即收入水平越高,农产品虚拟水消费量越高,而中西部大部分省份农产品虚拟水消费仍处于第一个拐点与第二个拐点之间,即收入水平越高反而降低农产品虚拟水消费量^[23];Konstantin等认为水足迹消耗在地区间分布不均,富裕国家人均消耗最大,并利用环境支出弹性证明家庭支出与国家环境影响之间存在显著的正向关系^[24]。

关于收入对食品水足迹影响的研究成果已比较丰富,但以下几个问题尚待系统研究:

第一,大多文献关注食品水足迹测算,对不同地区居民收入对人均食品水足迹的影响研究较少;

第二,较少讨论收入对食品消费结构及其水足迹的影响,同时忽视食品价格发挥的调控作用;

第三,缺少连接食品消费与农业水资源利用的规范性经济学框架及模型。

本文通过应用QUAIDS(二次近乎完美需求系统)模型测算食品需求弹性,分析不同地区食品消费及其结构变化,并计算食品水足迹收入和价格弹

性,模拟收入增长和相关食品价格提高对不同地区城镇居民食品消费水足迹的影响趋势,最后对促进农业水资源可持续利用的相关调控政策制定进行讨论。可能的创新点为:基于QUAIDS模型测算食品水足迹收入和价格弹性,构建了食品消费视角的农业水资源分析框架,分析了收入对人均食品水足迹的影响,明确了调控食品价格降低人均食品水足迹增速的潜力。

3 理论框架与研究设计

在需求理论中,居民食品消费及其结构可用食品需求弹性进行描述。将食品需求弹性和水足迹概念结合,可以构建食品水足迹收入弹性和价格弹性。前者反映城镇居民人均可支配收入(以下简称“收入”)提高1%后,城镇居民食品消费人均水足迹(以下简称“人均食品水足迹”)的变化率;后者反映某类食品价格提高1%后,人均食品消费水足迹的变化率。借助两种弹性及相关公式,可模拟收入和食品价格分别或同时变动时人均食品水足迹的变化率。最终,可将本文研究框架路线整理为图1。

图1 研究框架

Figure 1 Research framework

借鉴营养需求弹性的间接法计算食品消费水足迹需求弹性,具体研究步骤为:

(1)利用QUAIDS模型估计不同地区不同食品的收入弹性和价格弹性;

(2)结合单位食品虚拟水含量,计算食品水足迹收入弹性和价格弹性;

(3)模拟收入增加下不同地区人均食品水足迹的变化率,包括人均食品绿水足迹、蓝水足迹和灰水足迹,并分析提高部分食品价格的调控作用。

3.1 QUAIDS模型基本形式与需求弹性计算

本文选择QUAIDS模型的依据为:第一,QUAIDS模型是AIDS模型的扩展形式^[25],允许支出比重与总支出之间是更符合现实规律的二次型非线性形式;第二,QUAIDS模型的需求支出弹性及其标准差估计结果表现较好^[26];第三,QUAIDS模型为

3秩需求系统,预测能力比2秩需求系统强。

假设消费者具有食品消费总支出 m ,消费选择集包括 k 种食品,QUAIDS模型来源于PIGLOG偏好需求体系的间接效用函数 V :

$$\ln V(\mathbf{p}, m) = \left[\left\{ \frac{\ln m - \ln a(\mathbf{p})}{b(\mathbf{p})} \right\}^{-1} + \lambda(\mathbf{p}) \right]^{-1} \quad (1)$$

式中 $\mathbf{p}$ 是食品价格向量; $\ln a(\mathbf{p})$ 是超越对数形式综合价格指数; $b(\mathbf{p})$ 是C-D型价格集合指数; $\lambda(\mathbf{p})$ 的形式是关于 $\mathbf{p}$ 的零阶齐次函数。 $\ln a(\mathbf{p})$ 、 $b(\mathbf{p})$ 、 $\lambda(\mathbf{p})$ 具体形式为:

$$\ln a(\mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \times \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_i \times \ln p_j \quad (2)$$

$$b(\mathbf{p}) = \prod_{i=1}^k p_i^{\beta_i} \quad (3)$$

$$\lambda(\mathbf{p}) = \sum_{i=1}^k \lambda_i \times \ln p_i \quad (4)$$

式中 p_i 和 p_j 分别为食品 i 和食品 j 的价格, $i, j=1, \dots, k$; $\alpha_i, \gamma_{ij}, \beta_i, \lambda_i$ 为待估参数,令 $\alpha_0 = 10$ 。利用罗伊恒等式处理公式(1),得到QUAIDS模型函数式:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{p})} \right] + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p})} \left[\ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{p})} \right] \right]^2 \quad (5)$$

式中 w_i 为食品 i 占总消费支出比重;当 $\lambda_i = 0$ 时,QUAIDS模型退化为AIDS模型^[27]。QUAIDS模型可加入人口或社会特征指标向量 $\mathbf{x}$,可运用以下支出函数进行嵌入^[28]:

$$e(\mathbf{p}, \mathbf{x}, u) = m_0(\mathbf{p}, \mathbf{x}, u) \times e^R(\mathbf{p}, u) \quad (6)$$

式中 u 为消费者效用水平; $e^R(\mathbf{p}, u)$ 为一个参照消费者的支出函数; $m_0(\mathbf{p}, \mathbf{x}, u)$ 测度了支出函数中特征变量的影响,该式进一步分解为:

$$m_0(\mathbf{p}, \mathbf{x}, u) = \overline{m}_0(\mathbf{x}) \times \varphi(\mathbf{p}, \mathbf{x}, u) \quad (7)$$

式中 $\overline{m}_0(\mathbf{x})$ 测量了 $\mathbf{x}$ 对消费支出的增加作用,形式为 $1 + \rho' \mathbf{x}$, ρ 是待估参数向量; $\varphi(\mathbf{p}, \mathbf{x}, u)$ 控制了相关食品价格和实际消费变化,学者Poi将其简化为^[29]:

$$\ln \varphi(\mathbf{p}, \mathbf{x}, u) = \frac{\prod_{j=1}^k p_j^{\beta_j} (\prod_{j=1}^k p_j^{\eta_j' \mathbf{x}} - 1)}{\frac{1}{u} \sum_{j=1}^k \lambda_j \times \ln p_j} \quad (8)$$

式中 η_j 代表 $s \times k$ 参数矩阵 $\boldsymbol{\eta}$ 的第 j 列; s 为特征指标个数。在此基础上,基于面板数据的嵌入特征指标

2018年5月

的QUAIDS模型形式为:

$$w_{i,zt} = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_{j,zt} + (\beta_i + \eta'_i x) \ln \left\{ \frac{m_{zt}}{m_0(x)a(p)} \right\} + \frac{\lambda_i}{b(p)c(p,x)} \left[\ln \left\{ \frac{m_{zt}}{m_0(x)a(p)} \right\} \right]^2 \quad (9)$$

式中 $c(p,x) = \prod_{j=1}^k p_{j,zt}^{\eta_{j,x}}$, z 为省份数, $z=1, \dots, 31$; t 为年份, $t=1999, \dots, 2012$ 。

根据QUAIDS模型的参数估计结果,可计算出食品支出弹性 $e_{i,f}$:

$$e_{i,f} = 1 + \frac{1}{w_i} \left[\beta_i + \eta'_i x + \frac{2\lambda_i}{b(p)c(p,x)} \ln \left\{ \frac{m}{m_0(x)a(p)} \right\} \right] \quad (10)$$

式中食品 i 对食品 j 的未补偿价格弹性 e_{ij} 为:

$$e_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{1}{w_i} \left[\gamma_{ij} - \left[\beta_i + \eta'_i x + \frac{2\lambda_i}{b(p)c(p,x)} \ln \left\{ \frac{m}{m_0(x)a(p)} \right\} \right] \times \left(\alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_j \right) - \frac{(\beta_j + \eta'_j x) \lambda_j}{b(p)c(p,x)} \left[\ln \left\{ \frac{m}{m_0(x)a(p)} \right\} \right]^2 \right] \quad (11)$$

式中 δ_{ij} 表示克罗内克系数, 当 $i=j$ 时, $\delta_{ij}=1$; 当 $i \neq j$ 时, $\delta_{ij}=0$ 。

嵌入人口统计指标的QUAIDS模型需满足加总性、同一性、对称性,以保证其良好的数学性质:

$$\sum_{i=1}^k \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^k \beta_i = 0, \sum_{i=1}^k \lambda_i = 0, \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} = 0, \sum_{\tau=1}^s \eta_{\tau j} = 0, \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (12)$$

为保证希克斯需求曲线向下倾斜,需求系统模型应满足负定性条件。QUAIDS模型属于区间凹性,即整体要基本符合负定性条件才能保证估计结果可信。考虑到预先施加负定性限制会影响QUAIDS模型灵活性,一般采取估计后检验,即由斯拉茨基方程得到补偿价格弹性 e_{ij}^c ,然后直接计算 $w_i e_{ij}^c$ 矩阵特征值,其中大多数为负说明模型满足区间凹性条件。

此外,很多学者提出AIDS模型以及相关扩展模型的内生性问题。参考LaFrance处理方法^[30],本

文在假设较宽松的固定效应面板模型中引入工具变量处理内生性问题:

$$\ln m_{zt} = f(\ln y, \ln p^r, h) = \varsigma_0 + \varsigma_1 \ln pGDP_{zt} + \varsigma_2 \ln \text{indexdinner}_{zt} + \varsigma_3 \text{year} + \kappa_z + \xi_{zt} \quad (13)$$

式中 $f(\ln y, \ln p^r, h)$ 为理论函数形式,其中 y 为大于 m 的消费支出, p^r 为与食品消费相关商品的价格向量, h 为相关非经济向量,本文分别用人均国内生产总值 $pGDP$ 、在外饮食价格指数 (indexdinner) 和时间趋势 (year) 表示; $\varsigma_0 - \varsigma_3$ 为待估参数; κ_z 为截距项; ξ_{zt} 为误差项。回归得到的拟合值代入公式(9)中,以处理内生性问题。

3.2 食品水足迹收入弹性和价格弹性的计算

为将支出弹性转化为收入弹性,需利用下式进行计算^[31]:

$$u_{i,I} = e_{i,f} \times u_{f,I} \quad (14)$$

式中 $u_{i,I}$ 为食品 i 收入弹性; $u_{f,I}$ 为食品支出收入弹性,计算方法参考Capps等人利用总支出与收入的线性辅助回归方式^[32]。由于食品支出收入弹性存在区域异质性,估计食品支出的收入弹性应允许各省份回归方程斜率不同。令 $u_{f,I} = \psi_z$, 将系数 $\psi_z = \psi + v_z$ 视为随机变量, ψ 为常数向量; v_z 为随机向量且与解释变量不相关。采用随机系数模型进行辅助回归得到食品支出收入弹性:

$$\ln m_{zt} = \psi \ln \text{income}_{zt} + (\ln \text{income}_{zt} v_z + \sigma_{zt}) \quad (15)$$

式中 income 表示城镇居民可支配收入; σ_{zt} 为误差项。

在食品价格弹性和收入弹性的基础上,计算食品水足迹价格和收入弹性的具体公式为:

$$\pi_{\omega j} = \sum_{i=1}^k e_{ij} \times n_{\omega i} \times q_i / \sum_{i=1}^k n_{\omega i} \times q_i \quad (16)$$

$$\theta_{\omega} = \sum_{i=1}^k \mu_{i,I} \times n_{\omega i} \times q_i / \sum_{i=1}^k n_{\omega i} \times q_i \quad (17)$$

式中 ω 类水足迹分别指总水足迹、绿水、蓝水和灰水; $\pi_{\omega j}$ 为食品水足迹价格弹性,表示 j 食品价格变动对消费 ω 类人均食品水足迹影响; θ_{ω} 为食品水足迹收入弹性,表示城镇居民可支配收入变动对消费 ω 类人均食品水足迹影响; $n_{\omega i}$ 为单位质量食品 i 的 ω 类水足迹含量; q_i 为食品 i 的人均消费量。因此,食品水足迹收入和价格弹性均是利用水足迹含量对各类食品弹性进行加权,相当于考虑了结构变化,例如肉类收入弹性下降,则肉类消费量占比降低,

食品水足迹收入弹性将下降。根据绿水、蓝水和灰水的定义,食品价格或收入每变动1%后,食品绿水需求弹性可反映农业降水用作自然植物蒸散需求的变化率,食品蓝水需求弹性可反映农业用水用作生活、工业和生态用水的变化率,食品灰水需求弹性可反映用作稀释农业水污染的水资源的变化率。

3.3 人均食品水足迹变化的模拟

在得到食品水足迹收入和价格弹性后,可考虑两者分别或同时变动下,不同地区人均食品水足迹的变化率。参考Pinstrup-Andersen, Huang等提出的方法估计食品水足迹变化率^[33,34],即食品水足迹消费变动可被表示为相关食品价格变化和收入变化,假设食品消费与其他生活消费弱可分离情景下¹⁾,可写成如下形式:

$$\% \Delta q_{\omega} = \theta_{\omega} \% \Delta income + \sum_{j=1}^k \pi_{\omega j} \% \Delta p_j \quad (18)$$

式中 $\% \Delta q_{\omega} = \Delta q_{\omega} \times 100\% / q_{\omega}$, 表示城镇居民人均食品年消费 ω 类水足迹变化百分比; $\% \Delta income = \Delta income \times 100\% / income$ 表示城镇居民人均年可支配收入变化百分比; $\% \Delta p_j = \Delta p_j \times 100\% / p_j$ 表示 j 种食品价格变化百分比。

4 数据描述

4.1 食品消费数据

由于2013年之后的《中国统计年鉴》缺少食品消费支出数据,本文选取1999—2012年31个省、市、自治区城镇居民9类食品的人均支出金额用于食品收入弹性和价格弹性的估计,其中9类食品为:粮食(粮食及其制品)、油脂类、肉类(肉禽及制品)、蛋类、水产品、蔬菜、酒类(酒和饮料)、瓜果(干鲜)和乳品(奶及奶制品)。此外,城镇居民平均每人全年食品消费支出、城市居民消费价格食品分类指数(以1999年为基期)、城镇居民人均可支配收入等数据均来自历年《中国统计年鉴》^[35]。为计算人均食品消费水足迹,需要得到1999—2012年城镇居民平均每人购买9类食品数量:利用2013年《中国统计年鉴》^[35]和各省、市、自治区统计年鉴(粮食、水产品 and 酒类)中城镇居民人均各类食品支出和食品消费量得到各类食品价格,然后通过食品分类价格指数折

算其他年份价格,用每年每类城镇人均食品消费支出除以对应价格得到1999—2012年9类食品的人均消费量。为验证QUAIDS模型对人均食品水足迹的预测准确性,需要计算2016年不同地区人均食品消费水足迹的实际值与模拟值进行对比,数据来源于2016年《中国统计年鉴》^[35]中分地区城镇居民主要食品消费量。

不同地区的饮食习惯、地理位置等会在一定程度上影响食品消费,因此需要进行分地区研究(依照国家统计局的划分标准分为东北部、东部、中部和西部地区)。由图2可知,1999—2012年东部人均可支配收入年度平均为1.6万元,而中、西、东北部刚超过1万元。由于存在收入差距,不同地区间食品消费结构差异明显,东部植物类食品支出比重较小,粮食支出比重为10.6%,处于全国最低水平,而肉类和水产品的支出比重分别为28.6%和15.3%,水产品支出比重处于全国最高水平;中部处于植物类和动物类消费并重阶段,粮食、肉类和蔬菜支出占比较高,分别为14.2%、28.7%和16.4%;西部表现为明显的畜牧食品消费主导模式,其中肉类和乳品支出比重分别为32.3%和7.2%,水产品占比仅为4.4%;东北部居民的粮食和肉类支出占比最高,瓜果消费支出也较高,达到14.2%。

综上所述,不同地区的食品消费支出和结构具

图2 1999—2012年不同地区城镇居民人均食品支出和可支配收入的对比

Figure 2 Regional comparison of food expenditure and disposable income per capita from 1999 to 2012

1) 弱可分性偏好指消费者对某物品内部物品的偏好排序(如肉类和蔬菜)不受其他物品类内部物品消费情况(如交通类的燃油费)的影响。

2018年5月

有显著差异,本文将东、中、西部三个地区虚拟变量 D_1, D_2, D_3 嵌入 QUAIDS 模型,东北部为对照地区。此外,1999—2012年间城镇居民的饮食习惯、食物获得性等也发生了变化,也对人均食品消费支出产生影响,考虑到加入世界贸易组织和2008年全球金融危机的影响较大,故在模型中嵌入时间虚拟变量 T_1 (2003—2009年)和 T_2 (2010—2012年),1999—2002年为参照时间段。

4.2 单位质量食品虚拟水数据

从省级层面出发,可将城镇人均食品水足迹定义为一个省内城镇居民人均消费食品中包含的食物生长和生产中的虚拟水量,细分为绿水量、蓝水量和灰水量。为增加研究的可行性,需假设各省份消费食品的单位质量虚拟水量相同¹⁾。主要单位质量植物食品和单位质量动物食品的单位质量虚拟水量来源于 Mekonnen 等有关中国 1996—2005 年的研究成果^[36,37],水产品单位质量虚拟水量来源于袁琪对中国 22 种主要养殖鱼类的水足迹测算^[38]。食品消费的全国平均单位质量虚拟水含量见表 1。

表 1 食品消费的全国平均单位质量虚拟水量

Table 1 Virtual water of food consumption per quality unit on national average (m³/100kg)

食品类型	食品单位虚拟水含量	绿水	蓝水	灰水
粮食	146.7	127.1	1.8	17.8
油脂	333.9	253.4	25.7	54.8
肉类	471.8	399.0	28.2	44.6
蛋类	309.4	221.1	21.7	66.6
水产品	311.0	193.0	74.0	44.0
蔬菜	36.6	21.8	0.5	14.3
酒类	34.7	23.4	0.4	10.9
瓜果	176.1	124.7	8.1	43.3
乳品	218.5	157.9	24.9	35.7

注:肉类单位虚拟水含量的计算基于 1999—2012 年消费结构进行加权,即以猪牛羊鸡肉消费量比 6:1:1:2 加权平均计算。

5 实证结果分析

5.1 食品消费结构及其水足迹变动

采用食品支出经过公式(13)调整的公式(9)形

式估计 QUAIDS 模型,结果显示大部分参数在 5% 水平上显著²⁾。为检验 QUAIDS 模型支出比重与总支出的非线性关系的前提假设,需要对每类食品占食品总支出的占比和食品总支出进行非参数估计。本文通过以 Epanechnikov 核函数的核密度回归方法(多项式级数为 1,带宽为 0.2)得到食品支出比重与食品总支出的恩格尔曲线。由图 3 可知,各类食品恩格尔曲线均有一定的二次项特征。从基本趋势看,当食品总支出增加时,粮食、油脂、蛋类、蔬菜、酒类支出比重递减,肉类、水产品、瓜果和乳品的支出比重递增。对地区虚拟变量 D 和时间虚拟变量 T 进行 Wald 检验,结果大部分在 1% 水平上显著且符号与预期一致,说明不同地区和时期会影响食品消费结构。 $w_i e_{ij}^e$ 矩阵的 9 个特征值中 8 个为负数,即模型符合区间凹性条件。上述检验结果证明非线性恩格尔曲线、地区及时间虚拟变量有效性和局部凹性假设均成立,表示不同地区食品消费结构会随收入增长发生不同变化,而且基于 QUAIDS 模型估计的需求弹性和食品水足迹需求弹性具有可靠性。

根据公式(10)、公式(11)、公式(14)、公式(15)得到四个地区各类食品的支出弹性和收入弹性(表 2)。具体来看,东北部和东部的饮食习惯相近,水产品、酒类、瓜果和乳品的支出弹性较大,粮食、油脂和蛋类的支出弹性最小,表示粮油蛋的消费比重为下降趋势;中部处于食品消费增长阶段,表现为除粮油蛋外的食品支出弹性均大于 1,尤其是水产品 and 乳品的支出比重增长最快。西部城镇居民食品消费的结构表现为肉类、水产品、蔬菜和乳品的支出比重持续扩大,粮食支出占比快速下降。根据公式(15),计算出东北、东、中和西部地区的食品支出收入弹性分别为 0.800、0.739、0.823 和 0.848,进而得到收入弹性。总体上收入弹性与支出弹性结果一致,粮、油、蛋的收入弹性相对较低,水产品 and 乳品具有一定奢侈品属性。分地区来看,随着收入增加,东北部、中部、西部对水产品 and 乳品的消费量增长较快,东部对瓜果和乳品的消费量增长较快。值

1) 农产品生产转变为食品消费要经过加工流通环节,且不同种类农产品的产业链不同。9 类食品单位质量水足迹测算有必要区分省份和产业链,但其存在计算的复杂性。因此,基于宏观层面分析食品消费对农业用水影响的研究,需要假设研究区域内食品单位质量虚拟水含量相同,以增加研究可行性。

2) 受到文章篇幅影响,无法将处理内生性的固定效应模型和 QUAIDS 模型参数估计结果展示,若需要可向作者索取。

图3 不同食品支出比重与总支出的恩格尔曲线

Figure 3 The Engel curve of proportion of different food expenditure and total expenditure

表2 不同地区食品支出弹性和收入弹性估计结果

Table 2 The estimation results of expenditure elasticity and income elasticity of food in different regions

	地区	粮食	油脂	肉类	蛋类	水产品	蔬菜	酒类	瓜果	乳品
支出弹性	东北部	0.547 (0.061)	0.523 (0.070)	0.961 (0.076)	0.401 (0.097)	1.532 (0.153)	0.929 (0.065)	1.174 (0.131)	1.220 (0.081)	1.857 (0.115)
	东部	0.522 (0.090)	0.485 (0.104)	0.865 (0.071)	0.128 (0.123)	1.293 (0.100)	0.795 (0.055)	1.327 (0.128)	1.516 (0.077)	1.643 (0.114)
	中部	0.492 (0.055)	0.551 (0.057)	1.016 (0.056)	0.503 (0.084)	1.637 (0.181)	1.024 (0.046)	1.029 (0.105)	1.186 (0.080)	1.810 (0.092)
	西部	0.411 (0.059)	0.479 (0.074)	1.073 (0.045)	0.518 (0.121)	1.766 (0.267)	1.148 (0.045)	0.870 (0.102)	0.981 (0.065)	1.840 (0.085)
	东北部	0.437 (0.085)	0.418 (0.087)	0.768 (0.136)	0.320 (0.093)	1.224 (0.229)	0.742 (0.128)	0.938 (0.182)	0.975 (0.167)	1.484 (0.252)
收入弹性	东部	0.386 (0.071)	0.359 (0.081)	0.640 (0.067)	0.095 (0.091)	0.956 (0.097)	0.588 (0.056)	0.981 (0.115)	1.121 (0.093)	1.215 (0.116)
	中部	0.405 (0.050)	0.454 (0.052)	0.836 (0.063)	0.414 (0.072)	1.348 (0.164)	0.843 (0.057)	0.847 (0.097)	0.976 (0.083)	1.490 (0.107)
	西部	0.349 (0.059)	0.406 (0.072)	0.910 (0.088)	0.439 (0.110)	1.498 (0.262)	0.974 (0.093)	0.738 (0.108)	0.832 (0.091)	1.561 (0.154)

注:①括号内为标准误;②在假设估计参数独立下,支出弹性标准误由delta法得到;③如果多个随机变量相互独立,则 $VAR(xy)=E^2(x)VAR(y)+E^2(y)VAR(x)+VAR(x)VAR(y)$,基于支出弹性和食品支出收入弹性的标准误可得到食品收入弹性标准误;④所有弹性估计值至少在5%水平上显著。

2018年5月

得强调的是,不同地区的食品支出弹性和收入弹性是食品获得性、消费习惯、经济发展情况等因素的综合表现。例如,东北部和东部地区的水产品支出弹性和收入弹性要小于中西部,属于东北部和东部地区水产品可获得性和平均发展水平较高共同的结果。

随着食品消费量和结构变化,1999—2012年全国人均食品水足迹从392.4m³增长到521.0m³。如表3所示,收入增长使得各地区人均食品消费水足迹都在快速增加,虽然每类食品水足迹量均呈现增加趋势,但不同食品的收入弹性不同,形成食品水足迹结构变化趋势为:水产品、瓜果、乳品的人均水足迹占比增加明显,粮食、肉类、蛋类的人均水足迹占比逐步下降,其他食品人均水足迹占比相对稳定。该结果表明收入增长使人均食品消费量不断增加,其中瓜果、乳制品等高水足迹食品的消费量增速最快,共同促进高耗水型食品消费结构的形成。因此,城镇居民消费结构从植物型为主转变为动物型为主、低营养型转变为高营养型的过程中,伴随着低人均食品水足迹到高人均水足迹的变化。

1999—2012年人均食品水足迹累计增长率从高到低为中部、东北部、东部和西部,分别为39.2%、37.1%、28.3%和27.6%,四个地区的年增长率都在2002年、2007年和2012年达到相对高点(图4)。从1999—2012年食品水足迹供给角度看,全国耕地复

种指数增加了约18.6%^[39],表现为绿水的增加;主要农业水资源污染物增长较快(化肥使用量为10%、农药使用量为5%和农膜使用量为31.9%),表现为灰水增加;在国际贸易方面,主要农产品虚拟水进口量增长率超过160%^[40],是推动人均食品水足迹增长的主要力量。综合城镇人口增长了62.8%,最终使得14年间人均食品水足迹增加了32.8%,结果与已有研究比较吻合^[41]。从1999—2012年水足迹需求角度看,人均食品水足迹提高是收入增长的结果,年增长率的波动主要受到价格影响,表现为个别年份可能出现负增长,例如在2004年东部、东北部和西部地区的人均食品水足迹年增长率分别为-2.4%、-1.9%和-0.9%。因此,收入增长导致城镇食品消费量及其结构不断变化,从而使其水足迹增加并始终保持一定增长速度,不过其影响会部分被食品价格的上涨抵消,意味着调控食品价格是控制人均食品水足迹的重要政策手段之一。

5.2 食品水足迹收入弹性和价格弹性的计算

由公式(16)、公式(17)得到食品水足迹(绿水、蓝水和灰水)的收入弹性和价格弹性(表4)。食品水足迹收入弹性越大,表示收入增加1%后,形成的消费结构使人均食品水足迹增大;若食品水足迹价格弹性为负值,表示价格提高1%后,形成的消费结构使人均食品水足迹降低,若食品水足迹价格弹性为正值则效果相反。

表3 1999—2012年不同地区人均食品水足迹及其结构变化

Table 3 Regional food water footprint per capita and its structure change from 1999 to 2012

地区	年份	全年人均食品水足迹/m ³	各类食品人均水足迹占比/%								
			粮食	油脂	肉类	蛋类	水产品	蔬菜	酒类	瓜果	乳品
东北部	1999	374.1	31.0	6.9	23.0	9.8	2.9	10.1	0.7	13.4	2.2
	2006	448.3	26.4	7.0	21.1	8.6	3.7	9.1	0.9	18.1	5.1
	2012	513.1	26.0	7.1	19.0	7.3	4.3	8.5	1.1	21.2	5.6
东部	1999	440.6	27.9	4.7	23.9	7.3	11.5	8.0	1.0	12.9	2.8
	2006	478.0	23.5	5.1	22.4	6.2	11.6	7.7	1.5	16.1	3.7
	2012	565.4	24.5	4.7	21.0	6.2	11.3	6.9	1.9	17.6	7.6
中部	1999	363.4	29.3	5.7	29.9	6.5	3.0	8.5	0.3	13.2	3.5
	2006	430.8	25.7	6.0	28.7	5.1	3.2	8.7	0.4	16.2	6.1
	2012	505.7	24.5	6.6	26.7	4.9	3.2	8.7	0.5	18.2	6.8
西部	1999	391.6	29.1	6.9	24.6	9.0	4.0	9.7	0.7	14.3	1.5
	2006	434.6	26.1	6.8	22.9	6.9	4.6	9.3	0.6	18.4	4.5
	2012	499.8	27.5	6.5	22.1	6.6	4.6	8.2	0.5	19.6	4.5

图4 2000—2012年不同地区人均食品水足迹的累积增长率
Figure 4 The regional cumulative growth rate of food water footprints per capita from 2000 to 2012

四个地区食品水足迹收入弹性从大到小为西、中、东北部和东部,分别为0.754、0.726、0.708和0.670,表示城镇居民收入增加相同比例时,中部和西部的人均食品水足迹增长最多,而东部的人均食品水足迹增长最少。各类型水足迹收入弹性与食品水足迹收入弹性大小顺序相同,西部地区食品绿水、蓝水和灰水的收入弹性最大,即收入增加1%时,绿水、蓝水和灰水需求量增长0.733%、0.973%和0.786%,可见西部地区食品消费结构变化对水资源

部门间转移和水资源生态环境产生的影响更大。

食品水足迹价格弹性的差异与食品消费结构的变化非常密切。从食品种类看,油脂、蔬菜和酒类水足迹价格弹性相对小,粮食、肉类和瓜果水足迹价格弹性相对较大,其中东部地区肉类和瓜果的水足迹价格弹性相对较大,其他地区粮食和肉类的水足迹价格弹性较大。从水足迹类型看,粮食、瓜果和肉类的绿水价格弹性相对较大,肉类、水产品和乳品的蓝水价格弹性相对较大,粮食、蔬菜和瓜果的灰水价格弹性相对较大,其中中部地区粮食的绿水价格弹性(-0.298)、粮食的灰水价格弹性(-0.227)以及西部地区肉类的蓝水价格弹性(-0.564)分别是各类型水足迹价格弹性中的最大值。值得注意的是,水产品水足迹价格弹性为正值,主要因为水产品替代食品较多,价格上升会使其他食品消费增加,反而使人均食品水足迹增加,部分食品蓝水价格弹性为正的原因与之相似。

5.3 收入及食品价格对不同地区人均食品水足迹影响的模拟分析

利用式(18)可模拟不同地区城镇居民人均可支配收入增长对人均食品水足迹影响,并分析调控

表4 不同地区食品水足迹的价格弹性和收入弹性
Table 4 Price elasticity and income elasticity of food water footprints in different regions

地区	水足迹类型	食品水足迹价格弹性									食品水足迹收入弹性
		粮食	油脂	肉类	蛋类	水产品	蔬菜	酒类	瓜果	乳品	
东北部	总水足迹	-0.234	-0.053	-0.186	-0.089	0.024	-0.098	-0.029	-0.134	-0.089	0.708
	绿水	-0.262	-0.048	-0.193	-0.087	0.043	-0.083	-0.032	-0.130	-0.070	0.688
	蓝水	0.041	-0.114	-0.394	-0.037	-0.441	-0.011	0.090	-0.033	-0.219	0.894
	灰水	-0.196	-0.055	-0.092	-0.111	0.090	-0.188	-0.055	-0.185	-0.129	0.737
东部	总水足迹	-0.172	-0.038	-0.236	-0.084	0.004	-0.110	-0.036	-0.120	-0.114	0.670
	绿水	-0.192	-0.034	-0.253	-0.085	0.033	-0.103	-0.033	-0.114	-0.097	0.649
	蓝水	0.035	-0.079	-0.343	-0.027	-0.521	-0.011	0.068	-0.026	-0.192	0.810
	灰水	-0.161	-0.046	-0.128	-0.108	0.075	-0.185	-0.057	-0.173	-0.168	0.703
中部	总水足迹	-0.267	-0.063	-0.208	-0.076	0.036	-0.070	-0.047	-0.107	-0.080	0.726
	绿水	-0.298	-0.057	-0.207	-0.074	0.054	-0.053	-0.052	-0.109	-0.057	0.703
	蓝水	0.060	-0.128	-0.525	-0.002	-0.451	-0.002	0.087	0.050	-0.238	0.945
	灰水	-0.227	-0.068	-0.114	-0.104	0.104	-0.170	-0.067	-0.146	-0.136	0.763
西部	总水足迹	-0.258	-0.067	-0.218	-0.060	0.022	-0.047	-0.048	-0.148	-0.065	0.754
	绿水	-0.287	-0.062	-0.220	-0.059	0.032	-0.025	-0.054	-0.150	-0.039	0.733
	蓝水	0.064	-0.129	-0.564	-0.001	-0.368	-0.021	0.109	0.019	-0.255	0.973
	灰水	-0.225	-0.073	-0.105	-0.084	0.095	-0.157	-0.065	-0.186	-0.125	0.786

注:食品水足迹价格弹性和收入弹性是基于1999—2012年地区数据均值进行的计算。

2018年5月

食品价格的效果。在高水足迹食品中,肉类和瓜果的食品水足迹价格弹性比较大,对居民基本消费的影响相对较小,故将肉类和瓜果做为水足迹关键调控食品。以下进行4种模拟。

模拟1,在收入提高10%、所有食品价格保持不变时,分析收入与人均食品水足迹的关系。

模拟2,水足迹关键食品价格提高10%、收入不变时,分析食品价格与人均食品水足迹的关系。

模拟3,水足迹关键食品价格和人均可支配收入提高10%时,分析食品价格和收入同时变化与人均食品水足迹的关系。

模拟4,假设食品需求弹性以及单位食品水足迹含量保持不变,计算2016年各地区收入和各食品价格指数相比面板数据均值的变化百分比,乘以1999—2012年各地区人均食品水足迹平均值,得到2016年人均食品水足迹的模拟值;将其与2016年人均食品水足迹实际值对比,以检验QUAIDS模型样本外预测效果。

表5中,模拟1结果表明收入提高10%,全国城镇居民人均食品水足迹平均增加7.2%,其中东部的变化量和变化率最小。模拟2表明水足迹关键食品

价格提高10%后,关键食品价格提高对东北部和东部的影响效果最显著,全国人均食品水足迹平均下降了2.3%。模拟3表示关键食品价格和收入同时增加10%后,东、中、西和东北部城镇人均食品水足迹增加4.4%、5.4%、5.4%和4.9%,说明食品价格提高抵消了部分城镇居民收入的效果,使得人均食品水足迹保持相对低速增长,从而促进农业水资源可持续利用。在上述模拟中,人均食品蓝水足迹变量百分比最大,表示肉类和瓜果价格提高后,减少的农业用水向居民、工业和生态用水的转移过程将更明显。

模拟4得到2016年人均食品水足迹为592.3m³,与实际值592.5m³十分接近,其中东北、东、中和西部地区人均食品水足迹的模拟值分别为590.2m³、605.9m³、587.5m³和585.5m³。通过与2016年各地区人均食品水足迹的实际值比较,东部和西部地区的模拟结果接近,中部有一定差别,东北部有较大差别。由于总体样本包含省份最多,东部和西部地区包含省份较多,中部和东北部地区包含省份较少,说明利用QUAIDS模型得到准确的人均食品水足迹预测值需要较大的样本量。

表5 收入及食品价格对城镇人均食品水足迹影响的模拟结果

Table 5 Simulation results of impacts of urban residential income and food price on food water footprints per capita

地区	水足迹类型	模拟1		模拟2		模拟3		模拟4	
		变化量/m ³	变化比/%	变化量/m ³	变化比/%	变化量/m ³	变化比/%	模拟值/m ³	实际值/m ³
东北部	总水足迹	34.7	7.1	-10.9	-2.2	23.8	4.9	590.2	628.0
	绿水	25.9	6.9	-7.5	-2.0	18.4	4.9	451.1	485.7
	蓝水	2.4	9.0	-0.7	-2.5	1.7	6.5	31.7	35.2
	灰水	6.4	7.4	-2.7	-3.1	3.7	4.3	107.4	107.1
东部	总水足迹	31.8	6.7	-11.1	-2.3	20.7	4.4	605.9	605.6
	绿水	24.2	6.5	-7.8	-2.1	16.4	4.4	461.5	464.7
	蓝水	2.0	8.1	-0.8	-2.2	1.2	5.9	40.9	40.1
	灰水	5.6	7.0	-2.5	-3.4	3.1	3.6	103.5	100.8
中部	总水足迹	34.4	7.3	-8.8	-1.9	25.6	5.4	587.5	553.9
	绿水	25.8	7.0	-6.0	-1.7	19.8	5.3	453.2	429.2
	蓝水	2.4	9.5	-0.5	-1.9	1.9	7.6	31.3	31.7
	灰水	6.2	7.6	-2.3	-2.8	3.9	4.8	103.0	92.9
西部	总水足迹	35.7	7.5	-9.8	-2.1	25.9	5.4	585.5	582.3
	绿水	26.3	7.3	-6.8	-1.9	19.5	5.4	453.1	456.7
	蓝水	2.2	9.7	-0.6	-2.4	1.6	7.3	31.7	30.1
	灰水	7.2	7.9	-2.4	-3.1	4.8	4.8	100.7	95.5

注:由于《中国统计年鉴(2017)》缺少酒类消费量(水足迹消费占比在1%以下),2016年的模拟值和实际值中均不包括酒类。

6 结论与讨论

6.1 结论

本文利用1999—2012年31个省(市、自治区)面板数据,运用QUAIDS模型分析收入增长下食品消费结构及其水足迹变动,模拟了收入和水足迹关键食品价格对不同地区人均食品水足迹的影响。主要研究结论如下:

(1)随着城镇居民收入增加,各类食品消费量不断增长,其中瓜果、乳品等高水足迹食品增速相对较快,表现为人均食品消费的水足迹持续提高。1999—2012年间人均食品水足迹增长了32.8%,2012年为521.0m³,2016年进一步增长到592.5 m³,其中东北和中部人均食品水足迹增长速度较快。

(2)西部、中部、东北部和东部食品水足迹收入弹性分别为0.754、0.726、0.708和0.670,表示城镇居民收入增加相同比例时,中部和西部人均食品水足迹增长最多。由于水产品替代食品较多,使其水足迹价格弹性为正值,即价格上升会使其他食品消费增加,油脂类、蔬菜和酒类水足迹价格弹性相对小,粮食、肉类和瓜果水足迹价格弹性相对较大。

(3)当收入以及瓜果、肉类价格同时增加10%后,东部、中部、西部和东北部人均食品水足迹增加4.4%、5.4%、5.4%和4.9%,属于相对较低的增长速度,说明合理利用价格调控政策可促进农业水资源可持续利用。通过2016年东北、东、中和西部人均食品水足迹的模拟值与实际值的对比发现,利用QUAIDS模型得到的食品水足迹需求弹性,在较大样本量下可得到较为准确的人均食品水足迹模拟结果。

6.2 讨论

农业水资源短缺和人均食品水足迹增长之间的矛盾将威胁到长期粮食安全。基于上述研究结果可能对政府利用价格调控促进农业水资源可持续利用提供帮助,具体有三点讨论:

(1)从需求角度出发,需要从食品水足迹消费视角对农业生产进行调整。水足迹较高的动物性食品和瓜果消费量快速增加推动饲用粮食和瓜果价格提高,农户趋于扩大其种植面积或者多投入水资源以提高单产,使得农业水资源不可持续利用。虽然节水灌溉技术推广、种植结构调整结构和扩大食品进口可缓解该问题,但是对高水足迹食品进行

需求管理以调控农业生产,才是促进农业水资源可持续利用的根本手段之一。

(2)以往研究都强调政府在农业水资源可持续利用中的重要性,但始终没有提出调控的反馈指标。根据本文研究结果,不同地区瓜果和肉类的居民消费价格指数和可支配收入间的增速比例可作为农业水资源可持续利用预警指标,政府可依据其变化通过税收、行政等手段适度提高瓜果和肉类价格,以维持人均食品水足迹的低水平增长。不过,提高高水足迹食品价格时,贫困群体的最低生活保障标准需要平衡增长^[42],以保证其基本的食品消费量。

(3)模拟结果中人均灰水足迹变化最小,但控制食品生产过程中的水污染具有提高环境和国民健康水平的正外部性。此外,农业生产过程减少灰水足迹的成本较低,下降速率也相对较快。因此,对于水生态环境脆弱、经济相对落后的地区,若食品价格调控幅度有限,可配合食品生产水污染的控制政策以增加社会净福利。

考虑到本文受数据和方法所限,今后的研究拟在三个方面有所突破:

(1)获得各类食品消费的单位质量虚拟水含量的准确数据,主要是基于不同国家和不同地区食品生产的虚拟水量数据,并结合食品进口数据和食品流通数据进行计算。

(2)将测算出更加准确的不同地区不同食品水足迹需求弹性,例如针对北京市蔬菜消费,基于蔬菜消费数据和考虑来源地、流通模式等的蔬菜单位水足迹含量得到北京蔬菜水足迹需求弹性。

(3)食品水足迹需求弹性计算类似于求解营养弹性的间接法框架,该框架求出的水足迹弹性没有考虑食物质量的替换,即随着城镇居民收入的进一步提高,高质量食品消费必然代替低质量食品消费。宏观数据由众多家庭数据构成,食品调整方向的多元化可以消除一部分食物品种间替换问题,但可能依然存在结果被高估的问题。未来研究计划采用直接法和微观数据以得到更准确的水足迹需求弹性值。

参考文献(References):

- [1] 赵丽云,房玥晖,何宇纳,等.1992—2012年中国城乡居民食物消

2018年5月

- 费变化趋势[J].卫生研究, 2016, 45(4): 522-526.[Zhao L Y, Fang Y H, He Y N, et al. Trends of food consumption among Chinese population in 1992-2012[J]. *Journal of Hygiene Research*, 2016, 45(4): 522-526.]
- [2] 梁凡, 陆迁, 同海梅, 等. 中国城镇居民食品消费结构变化的动态分析[J]. 消费经济, 2013, (3): 22-26. [Liang F, Lu Q, Tong H M, et al. Dynamic analysis of food consumption structure changes of urban residents in China[J]. *Consumer Economic*, 2013, (3): 22-26.]
- [3] 沈辰, 穆月英. 中国城镇居民食品消费研究-基于 AIDS 模型[J]. 经济问题, 2015, (9): 81-85. [Shen C, Mu Y Y. Research of urban households' food consumption: based on AIDS model[J]. *On Economic Problems*, 2015, (9): 81-85.]
- [4] 秦丽杰, 梅婷. 吉林市不同收入水平的城市居民膳食水足迹研究[J]. 东北师大学报(自然科学版), 2013, 45(4): 135-140. [Qin L J, Mei T. Dietary water footprint of urban residents in different income levels in Jilin city[J]. *Journal of Northeast Normal University (Natural Science Edition)*, 2013, 45(4): 135-140.]
- [5] 吴燕, 王效科, 逯非. 北京市居民食物消耗生态足迹和水足迹[J]. 资源科学, 2011, 33(6): 1145-1152. [Wu Y, Wang X K, Lu F. Ecological footprint and water footprint of food consumption in Beijing[J]. *Resources Science*, 2011, 33(6): 1145-1152.]
- [6] 袁正, 闵庆文, 焦雯珺, 等. 城乡居民食物消费的水生态占用分析-以太湖流域上游常州市为例[J]. 资源科学, 2012, 34(1): 98-104. [Yuan Z, Min Q W, Jiao W J, et al. Water footprints of urban and rural residents' food consumption: a case study of Changzhou city in the Taihu Lake Basin[J]. *Resources Science*, 2012, 34(1): 98-104.]
- [7] Hoekstra A Y. Virtual Water Trade: Proceedings of the International Expert Meeting on Virtual Water Trade, Value of Water Research Report Series No.12[R]. Delft: UNESCO-IHE, 2003.
- [8] 黄晶, 王学春, 陈阜. 水足迹研究进展及其对农业水资源利用的启示[J]. 水资源保护, 2016, 32(1): 135-141. [Huang J, Wang X C, Chen F. Research progress of water footprint and its implication for utilization of agricultural water[J]. *Water Resources Protection*, 2016, 32(1): 135-141.]
- [9] Baiocchi G, Minx J, Hubacek K. The impact of social factors and consumer behavior on carbon dioxide emissions in the United Kingdom[J]. *Journal of Industrial Ecology*, 2010, 14(1): 50-72.
- [10] Wiedmann T O, Schandl H, Lenzen M, et al. The material footprint of nations[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2015, 112(20): 6271-6276.
- [11] Fischer-Kowalski M, Krausmann F, Pallua I. A socio metabolic reading of the anthropocene: modes of subsistence, population size and human impact on Earth[J]. *The Anthropocene Review*, 2014, 1(1): 8-33.
- [12] Knoblauch D, Galli A, Wiedmann T, et al. Integrating ecological, carbon and water footprint into a "Footprint Family" of indicators: Definition and role in tracking human pressure on the planet[J]. *Ecological Indicators*, 2012, 16(16): 100-112.
- [13] Hoekstra A Y. Water footprint assessment: Evolvement of a new research field [J]. *Water Resources Management*, 2017, 31(14): 1-21.
- [14] 杨春, 韩正清. 农产品虚拟水实证研究-基于中国 30 个省市自治区主要农作物生产、消费、贸易数据[J]. 重庆工商大学学报(社会科学版), 2016, 33(3): 25-31. [Yang C, Han Z Q. An empirical study on virtual water for agricultural products-production, consumption and trading data based on main crops of 30 provinces, cities and districts in China[J]. *Journal of Chongqing Technology and Business University (Social Sciences Edition)*, 2016, 33(3): 25-31.]
- [15] 田园宏, 诸大建, 王欢明, 等. 中国主要粮食作物的水足迹值: 1978-2010[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(6): 122-128. [Tian Y H, Zhu D J, Wang H M, et al. Water footprint calculation of China's main food crops: 1978-2010[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2013, 23(6): 122-128.]
- [16] Steenolsen K, Weinzettel J, Cranston G, et al. Carbon, land, and water footprint accounts for the European Union: consumption, production, and displacements through international trade[J]. *Environmental Science & Technology*, 2012, 46(20): 10883-10891.
- [17] 潘安娥, 陈丽. 湖北省水资源利用与经济协调发展脱钩分析-基于水足迹视角[J]. 资源科学, 2014, 36(2): 328-333. [Pan A E, Chen L. Decoupling and water footprint analysis of the coordinated development between water utilization and the economy in Hubei [J]. *Resources Science*, 2014, 36(2): 328-333.]
- [18] 吴兆丹, 王张琪, Upmanu L. 生产视角下的中国水足迹空间差异研究-基于经济区域分析层次[J]. 资源科学, 2015, 37(10): 2039-2050. [Wu Z D, Wang Z Q, Upmanu L. Spatial difference of water footprint in China in the production perspective based on the analytical hierarchy of economic regions[J]. *Resources Science*, 2015, 37(10): 2039-2050.]
- [19] 朱启荣, 杨琳, 刘璇. 中国出口贸易的水足迹与贸易结构优化研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2016, (12): 42-60. [Zhu Q R, Yang L, Liu X. Water footprint of Chinese exports and optimization of the exports composition[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2016, (12): 42-60.]
- [20] 诸大建, 田园宏. 虚拟水与水足迹对比研究[J]. 同济大学学报(社会科学版), 2012, 23(4): 43-49. [Zhu D J, Tian Y H. Comparative research of virtual water and water footprint[J]. *Tongji University Journal (Social Science Section)*, 2012, 23(4): 43-49.]
- [21] 尚海洋, 徐中民, 王思远. 不同消费模式下虚拟水消费比较[J]. 中国人口·资源与环境, 2009, 19(4): 50-54. [Shang H Y, Xu Z M, Wang S Y. The comparison of virtual water consumption among various consumption patterns[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2009, 19(4): 50-54.]
- [22] 郑志浩, 高颖, 赵殷钰. 收入增长对城镇居民食物消费模式的影响[J]. 经济学(季刊), 2016, (1): 263-288. [Zheng Z H, Gao Y,

- Zhao Y Y. Impact of income growth on food consumption patterns in urban China[J]. *China Economic Quarterly*, 2016, (1): 263–288.]
- [23] 刘红梅, 邓光耀, 王克强. 中国农产品虚拟水消费的影响因素分析—基于省级数据的动态空间面板STIRPAT模型[J]. *中国农村经济*, 2013, (8): 15–28. [Liu H M, Deng G Y, Wang K Q. An analysis of the determinants to virtual water consumption of agricultural products in China—based on dynamic spatial panel data STIRPAT model with province-level data[J]. *Chinese Rural Economy*, 2013, (8): 15–28.]
- [24] Knoblauch D, Galli A, Wiedmann T, *et al.* Environmental impact assessment of household consumption[J]. *Journal of Industrial Ecology*, 2016, 20(3): 526–536.
- [25] Banks J, Blundell R, Lewbel A. Quadratic Engel curves and consumer demand[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1997, 79 (4): 527–539.
- [26] 范金, 王亮, 坂本博. 几种中国农村居民食品消费需求模型的比较研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2011, (5): 64–77. [Fan J, Wang L, Sak A H. A comparative study of several demand systems on food consumption of the rural residents in China[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2011, (5): 64–77.]
- [27] Deaton A, Muellbauer J. An almost ideal demand system[J]. *American Economic Review*, 1980, 70(3): 312–326.
- [28] Ray R. Measuring the costs of children: an alternative approach[J]. *Journal of Public Economics*, 1983, 22(1): 89–102.
- [29] Poi B P. Dairy Policy and Consumer Welfare in Three Essays in Applied Econometrics[D]. Ann Arbor: University of Michigan, 2002.
- [30] Lafrance J T. When is expenditure ‘exogenous’ in separable demand models[J]. *Western Journal of Agricultural Economics*, 1991, 16(1): 49–62.
- [31] Park J L, Holcomb R B, Raper K C, *et al.* A demand systems analysis of food commodities by U.S. households segmented by income [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1996, 78(2): 290–300.
- [32] Jr O C, Jr J H. National and regional household demand for meat, poultry and seafood: a complete systems approach[J]. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 1984, 32(1): 93–108.
- [33] Pinstrup-Andersen P. The potential impact of changes in income distribution on food demand and human nutrition[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1978, 61(2): 402–415.
- [34] Huang K S. Nutrient elasticities in a complete food demand system [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1996, 78(1): 21–29.
- [35] 中华人民共和国国家统计局. 中国统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2000–2017. [National Bureau of Statistics of China. *China Statistical Yearbook* [M]. Beijing: China Statistics Press, 2000–2017.]
- [36] Mekonnen M M, Hoekstra A Y. The Green, Blue and Grey Water Footprint of Crops and Derived Crop Products [R]. Delft: Value of Water Research Report Series No.47, 2010.
- [37] Mekonnen M M, Hoekstra A Y. The Green, Blue and Grey Water Footprint of Farm Animals and Animal Products [R]. Delft: Value of Water Research Report Series No.48, 2010.
- [38] 袁琪. 中国养殖鱼类水足迹估算及可持续养殖政策优化[D]. 大连: 大连理工大学, 2016. [Yuan Q. Study on Estimation of Water Footprint of Farmed Fish and Optimization of Sustainable Aquaculture Policy in China[D]. Dalian: Dalian University of Technology, 2016.]
- [39] 丁明军, 陈倩, 辛良杰, 等. 1999–2013年中国耕地复种指数的时空演变格局[J]. *地理学报*, 2015, 70(7): 1080–1090. [Ding M J, Chen Q, Xin L J, *et al.* Spatial and temporal variations of multiple cropping index in China based on SPOT-NDVI during 1999–2013 [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2015, 70(7): 1080–1090.]
- [40] 朱启荣, 孙雪洁, 杨媛媛. 虚拟水视角下中国农产品进出口贸易节水问题研究[J]. *世界经济研究*, 2016, (1): 87–98. [Zhu Q R, Sun X J, Yang Y Y. Saving water from China’s agricultural imports and exports based on virtual water[J]. *World Economy Studies*, 2016, (1): 87–98.]
- [41] 孙才志, 刘淑彬. 中国膳食水足迹区域差异及驱动因素分析[J]. *人民黄河*, 2017, 39(9): 39–45. [Sun C Z, Liu S B. Impacts of driving factors and the regional difference of dietary water footprint in China[J]. *Yellow River*, 2017, 39(9): 39–45.]
- [42] 李琦, 曹艳春. 我国城镇居民最低生活保障制度降贫效果实证分析[J]. *大连理工大学学报(社会科学版)*, 2017, 38(4): 108–115. [Li Q, Cao Y C. An analysis of the poverty-reduction effect of the urban minimum living security system[J]. *Journal of Dalian University of Technology(Social Sciences)*, 2017, 38(4): 108–115.]

Impact of urban residential income on consumptive water footprints of food in different regions based on QUAIDS modeling

YANG Xin, MU Yueying

(College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract: Food consumption demand affects agricultural water consumption through food supply. This paper constructed a theoretical framework for income impacting on food water footprints per capita based on QUAIDS modeling. The aim was to analyze changes in food consumption structure and water footprints. The income elasticity of food water footprints was measured and compared among different regions. Last, the effect of income and food prices on food water footprints per capita were simulated. We found that with an increase in disposable income, the consumption of various foods increased; while the consumption of food with high water footprints such as fruit and dairy products grew rapidly. The combination of the two causes made food water footprints per capita reach 521.0 m³ in 2012. Food water footprints per capita in northeastern and central China grew the fastest. The income elasticity of food water footprints in western, central, northeastern and eastern China was 0.754, 0.726, 0.708 and 0.670, respectively. The price elasticity of grain, meat and fruit water footprints were relatively higher. With certain increases in household income and meat prices simultaneously, the growth rate of food water footprints per capita was at a lower level, indicating that rising prices of partial food products was conducive to the sustainable use of agricultural water resources. The comparison between the actual value and the simulated value of food water footprint per capita in 2016 revealed that simulation results from QUAIDS was more accurate in a large sample size.

Key words: urban residents; food consumption; water footprint; QUAIDS model