

【农业经济】

人均收入增长对中国进口食品多样化的影响

——非位似偏好视角

孙林,叶李涛,胡菡月

(浙江工业大学 经济学院,浙江 杭州 310023)

摘 要:近年来,中国食品进口种类大幅增长,这是传统供给维度和贸易开放层面无法解释的新问题。本文从需求收入新角度,探究中国人均收入增长对中国食品进口种类影响的内在机制和影响程度。基于非位似偏好假设,从需求维度构建了人均收入影响进口种类多样化的分析框架,通过面板数据固定效应和系统 GMM 估计进行实证分析。研究发现,在控制供给因素和贸易开放程度前提下,中国人均收入增长(需求因素)显著提高了中国进口食品的多样化程度。同时,人均收入对中国进口食品多样化的影响受到距离(贸易成本)的牵制,但负向影响程度有限。这从需求维度对中国进口食品多样化给出了新的解释,对未来促进中国农产品品种供给契合消费者需求等方面都具有重要参考价值。

关键词:进口多样化;人均收入;非位似偏好;食品

中图分类号:F752.0 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2019)02-0142-13

一、引言

近年来,中国食品进口规模快速增长,从 1992 年的 25.8 亿美元快速增长到 2015 年的 884 亿美元,尤其在 2006—2013 年间,相比较于食品出口增长,食品进口增长更快。2015 年进口食品数据显示,全国有 84% 以上的家庭在过去一年中至少购买过一次进口食品。据凯度消费者数据显示,重点城市近 100% 家庭购买进口食品,年进口食品的购买频次达 15 次;县级城市约 80% 的家庭购买进口食品,购买频次为 6 次。

在食品进口量大幅增加的同时,进口食品种类也在快速增加^[1]。2015 年中国进口食品数据显示,食品整体品类增长中 41% 来自进口食品。根据作者测算,在 1992—2015 年间,中国每年进口的总种类数从 1992 年的 1081 种增长到 2015 年的 8904 种,翻了三番有余^①。根据新国际贸易理论,进口产品种类的增长可以提高消费者福利^[2-4]。可以判断,中国食品进口种类增长,不仅提升了消费者福利水平,也成为实现消费者食品消费结构升级的重要途径。

如何理解和解释中国进口食品种类的快速增长? 中国食品进口种类增长的主要驱动因素是什么? 这是摆在我们面前的现实问题。目前,相关的研究主要从供给层面展开,如从技术差异、贸易成本、比较优势等角度论证进口种类多样化^[5-8]。基于传统李嘉图模型的研究认为国家的科技水平越高,则该国越倾向于本地化生产,因而从国外市场进口的产品种类下降^[9]。但是,从传统的供给维度很难解释中国食品进口种类大幅增长现象,一方面根据李嘉图模型可以

收稿日期:2018-01-25

基金项目:国家自然科学基金项目“收入差距、非位似偏好与中国进口食品多样化”(71673251)

作者简介:孙林,男,浙江工业大学经济学院教授,博士生导师;叶李涛,男,浙江工业大学经济学院研究生;胡菡月,女,浙江工业大学经济学院研究生。

① 本文定义一种产品种类为从一个特定进口来源国进口的特定 HS 六分位编码的产品。

预测,中国近 30 年的快速经济增长必然带来农业生产率提升,引致潜在的进口替代,从而可以预期,在这种供给的逻辑框架下,中国食品进口种类不是上升而是应该下降。另一方面,中国实施的取消农业税(2006 年)、粮食价格支持政策、棉花和大豆的临时收储政策(2008 年、2011 年)和目标价格政策(2014 年)等一系列扶持农业的措施或激励政策,无不激励中国国内生产更多数量和种类的食品,也就意味着,中国食品进口种类应该是下降而不是上升的。但实际上,事实与此大相径庭。所以,按照供给维度的逻辑,无法解释中国 20 年来进口食品种类大幅增长的实际情况,现实新情况需要我们从新的视角对中国食品进口种类大幅增长的现象进行阐释。

这需要将研究的视角从供给维度转向需求维度,现有的研究对需求维度的影响因素关注度不足^[10]。这是因为,在传统的 CES 效用函数下,消费者消费种类的边际效用无穷大,在这种情况下,无论该产品的价格高低,消费者都会选择消费所有进口种类的产品,也就是说扩展边际 EM 等于 1,这样的位似偏好的假设很大程度上限制了对贸易产品种类变化的研究。实际上,需求对进口贸易影响的重要性正在凸显。近几年,开始不断有学者运用非位似偏好的概念,将其嵌入效用函数,从需求维度解释贸易模式变化^[11-12]。Makusen^[13]、Hepenstrick 和 Tarasov^[14]的研究已经开始关注需求、收入对国际贸易扩展边际的影响。30 多年来,中国消费者人均收入较快增长,在 1992—2015 年间,人均收入从 1992 年的 1856 美元增长到 2015 年的 13571 美元,增长了 6.3 倍,年均增长率达 8.6%,并且在中后期增速高于前期。人均收入增长是否促进了中国食品进口种类增长? 本文试图从需求维度分析人均收入增长对进口食品种类增长的影响机制和影响程度。

本文的创新在于:(1)在理论模型中,嵌入非位似偏好因素,使得研究进口多样化成为可能;(2)在 Hepenstrick 和 Tarasov^[14]数值模拟分析的基础上,结合中国实际贸易数据,实证分析了人均收入增长对中国进口食品种类变化的影响;(3)从需求维度这个新视角,重点关注了中国进口食品种类多样化问题的研究,目前国内一直未见类似研究。全文的安排如下:第一部分为引言,提出待研究的问题;第二部分使用扩展边际和直接计数法,呈现中国食品进口多样化的现状;第三部分,构建人均收入与进口种类关系的理论模型;第四部分,实证分析与讨论;最后一个部分为全文总结和相应的政策建议。

二、中国食品进口多样化测算及变化趋势

国际贸易中的产品多样化可以分为水平多样化和垂直多样化。其中,水平多样化主要指产品种类增加,垂直多样化指产品质量的提升。本文的进口食品多样化特指产品种类层面的水平多样化。目前,产品水平多样化的主要测算方法有直接计数法、Feenstra 指数和扩展边际指数。本文使用扩展边际指数^①和直接计数法测算中国进口食品多样化水平。

(一) 扩展边际指数

双边层面的进口扩展边际为:

$$EM_{nc} = \frac{\sum_{i \in I_{nc}} v_{nri}}{\sum_{i \in I_{nr}} v_{nri}} \tag{1}$$

其中, I_{nc} 是进口国 c 从 n 国进口的贸易额为正的产品集, I_{nr} 是 n 国出口至世界其余国家 r 的贸易额为正的产品集, v_{nri} 为 n 国出口至世界其余国家 r 的产品 i 的贸易额。

因为计算结果中包含了在 1992—2015 年中国与 89 个进口食品来源国双边进口食品扩展

① Melitz^[15]把一国贸易增长分解为扩展边际和集约边际。从产品层面来看,贸易增长包括贸易产品在种类维度上的扩张(扩展边际)和已有贸易产品在数量维度上的增长(集约边际)。扩展边际强调新产品对进口的贡献,并且克服了 Feenstra 指数法的缺点,是 Feenstra 指数的继承与发展。当前,扩展边际是国际贸易研究中衡量多样化的主流方法。

边际的数据,无法同时在一张图里呈现,故而仅选择三个发达国家(美国、日本和澳大利亚)和三个发展中国家(印尼、马来西亚和泰国)作为代表国汇报结果(图 1)。在 1992—2015 年间,中国与上述国家的进口食品多样化水平都有了明显的提升。中国与美国的进口食品扩展边际从 1992 年的 0.59 上升到 2015 年的 0.88,与日本的进口食品扩展边际从 1992 年的 0.81 上升到 2015 年的 0.93,与澳大利亚的进口食品扩展边际从 1992 年的 0.54 增长到 2015 年的 0.89。实际上,中国从发展中国家进口的多样化,也经历了同样的变化。

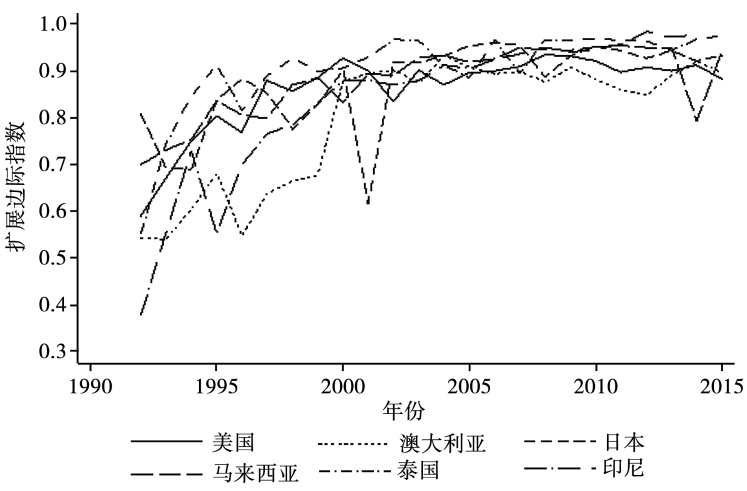


图 1 中国进口食品种类(扩展边际法)

(二)直接计数法

双边层面的进口扩展边际为:

$$count_{nc} = \sum_{i \in I_{nc}} m_{nci}, m_{nci} = \begin{cases} 1 & v_{nci} > 0 \\ 0 & v_{nci} = 0 \end{cases} \tag{2}$$

其中, v_{nci} 为国家 c 从国家 n 进口的贸易额。

在 1992—2015 年间,中国与上述国家的进口食品种类也有显著的增长(图 2)。中国与美国的进口食品种类从 1992 年的 108 种上升到 2015 年的 391 种,与日本的进口食品种类从 1992 年的 126 种上升到 2015 年的 200 种,与澳大利亚的进口食品种类从 1992 年的 95 种增长到 2015 年的 247 种。中国与印尼的进口食品种类从 1992 年的 25 种增长到 2014 年的 206 种,与马来西亚的进口食品种类从 1992 年的 41 种上升到 2015 年的 204 种,与泰国的进口食品种类从 1992 年的 61 种上升到 2015 年的 292 种。可以发现,除了从美国进口的食品种类遥遥领先以外,其余国家进口的食品种类数相近。

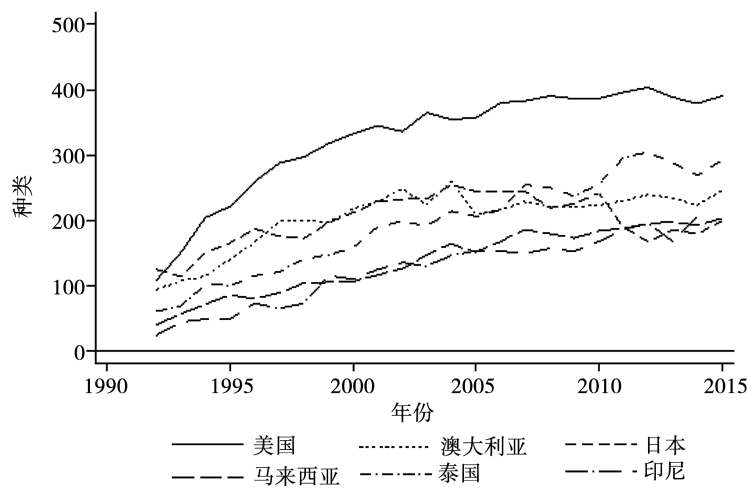


图 2 中国进口食品种类数(直接计数法)

三、理论模型及研究假说

(一) 需求

参考 Hopenstrick、Tarasov^[14] 和 Simonovska^[16] 的做法,将效用函数的形式设定为^①:

$$u(x(j)) = \int_0^1 \log[x(j) + \bar{\gamma}] dj \tag{3}$$

预算约束:

$$\int_0^1 p(j)x(j) dj \leqslant I \tag{4}$$

其中, $x(j)$ 代表消费产品 j 的数量, $p(j)$ 为产品 j 的价格。 $u(\cdot)$ 代表消费者的效用函数, $\bar{\gamma}$ 为偏好参数, $\bar{\gamma}>0$,可以用来衡量非位似偏好的程度^②。当 $\bar{\gamma}$ 越接近0,非位似偏好程度越低。

传统形式的效用函数形式是基于位似偏好的假设, $\bar{\gamma}=0,u'(0)\rightarrow\infty$,导致不论价格如何高昂,消费者都会购买所有种类的产品。此时,收入变化,即需求对贸易扩展边际没有影响,扩展边际总是等于1。这与实际情况不相符。实际上,中国并没有进口所有种类的食品,相反,中国进口食品种类一直在增加。在本文设定的基于非位似偏好假设的效用函数形式下, $u'(0)=1/\bar{\gamma}$ 为特定的数值,并非无穷大。也就是说,当 $x(j)\rightarrow 0$ 时, $u'(0)\rightarrow\infty$ 不再满足,消费者只会购买部分种类的商品。当 $\bar{\gamma}$ 越接近0,非位似偏好程度越低,消费新产品的边际效用越大,人均收入增长变化对贸易扩展边际的影响越弱。此时,对产品种类 j ,可得一阶条件:

$$u'(x(j)) = 1/[x(j) + \bar{\gamma}] = \lambda p(j) \tag{5}$$

其中, λ 为拉格朗日乘子。在 $x(j)\rightarrow 0$ 的临界状态下,消费者愿意付出的保留价格为 $u'(0)/\lambda$,此时对应的最后一个种类产品 j 。当一个国家的收入水平提高时, λ 变小,在其他条件不变的情况下,该国消费者消费的边际成本 $\lambda p(j)$ 下降,消费者的最优选择是消费种类的产品范围增加。假定产品价格随着标记 j 增加,则 M 满足:

$$p(M) = u'(0)/\lambda = 1/(\lambda \bar{\gamma}) \tag{6}$$

那么, M 代表消费的种类数,即消费的扩展边际。若假定价格分布的累计密度函数CDF为 $G[\cdot]$,则消费种类的比重,也就是消费的扩展边际为:

$$M = G[u'(0)/\lambda] \tag{7}$$

(二) 供给

与 Eaton and Kortum 的 EK 模型^[7]的分析框架一致,本文基本假设:(1)规模报酬递增;(2)只有一种要素投入——劳动;(3)劳动力在国内自由流动,无跨国流动;(4)完全竞争市场;(5)冰山成本 $d_{cn}>1$ 。

定义国家 n 在国家 c 提供产品 j 的到岸价格为 $p_{cn}(j)$, w_n 为国家 n 的劳动工资水平。

$$p_{cn}(j) = \frac{w_n}{z_n(j)} * d_{cn} \tag{8}$$

国家 n 的生产率 $Z_n(j)$ 服从 Frechet 分布:

$$F_n(z) = \Pr[Z_n(j) \leqslant z] = \exp(-T_n * z^{-\theta}) \tag{9}$$

两个重要的参数:(1) T_n ,为 n 国的平均技术水平;(2) θ ,为技术的变化幅度, θ 越大,生产率

① 更为复杂的效用函数设定形式,可以参考 Bekkers et al^[17] 的做法,但这类效用函数都统称为 stone-geary 效用函数。不同的效用函数形式,不会改变本文的理论框架和结果。为了简化,本文选择了更为简单的效用函数的设定形式。

② 在非位似偏好的假设下,对不同商品而言,需求增加的比例与收入增加的比例不一致,消费者优先选择更多需求收入弹性高的商品。而在位似偏好下,对不同商品需求增加的比例与收入增加的比例相同。

变化幅度越小。

(三) 均衡

所有国家 n 都可以是产品种类 j 的提供国,但是 c 国只会选择从最低价提供国进口。假设国家 c 从国家 n 以低于 p 的价格进口 j 类产品的概率为 $G_{cn}(p)$, 则:

$$G_{cn}(p) = \Pr(p_{cn} \leq p) = \Pr\left(\frac{w_n}{z_n(j)} * d_{cn} \leq p\right) = 1 - \exp[-T_n * (w_n d_{cn})^{-\theta} p^\theta] \quad (10)$$

同样,若假设在国家 c 的市场里,价格低于 p 的概率为 $G_c(p)$, 则:

$$G_c(p) = \Pr(p_c(j) \leq p) = \Pr(\min\{p_{c1}(j), p_{c2}(j), \dots, p_{cN}(j)\} \leq p) = 1 - \exp(-\Phi_c p^\theta) \quad (11)$$

其中: $\Phi_c = \sum_{n=1}^N [T_n * (w_n d_{cn})^{-\theta}]$ 。此时,国家 c 的消费扩展边际为:

$$M_c = 1 - \exp[-\Phi_c * (u'(0)/\lambda_n)^\theta] \quad (12)$$

对于种类 j , 国家 n 为在国家 c 市场中最低价提供国的概率为 π_{cn} :

$$\pi_{cn} = \Pr[p_{cn}(j) \leq \min\{p_{cs}(j); s \neq n\}] = \frac{T_n * (w_n d_{cn})^{-\theta}}{\Phi_c} \quad (13)$$

借鉴 Hopenstick 和 Tarasov^[14] 的证明结论, $M_{cn} = \pi_{cn} * M_c$, 将公式(12)、(13)代入可得:

$$M_{cn} = \frac{T_n * (w_n d_{cn})^{-\theta}}{\Phi_c} * \{1 - \exp[-\Phi_c * (u'(0)/\lambda_c)^\theta]\} \quad (14)$$

(四) 边际效应与研究假说

进口国人均收入与双边进口扩展边际。将均衡的 M_{cn} 对 λ_c 求偏导:

$$\frac{\partial M_{cn}}{\partial \lambda_c} = \frac{T_n * (w_n d_{cn})^{-\theta}}{\Phi_c} \exp\left[-\Phi_c * \left(\frac{1}{\gamma \lambda_c}\right)^\theta\right] * [\Phi_c * -\theta(\lambda_c)^{-\theta-1} * (\bar{\gamma})^{-\theta}] \quad (15)$$

显然:

$$\frac{\partial M_{cn}}{\partial \lambda_c} < 0 \quad (16)$$

基于理论推导,提出本文的第一个研究假说。

研究假说 1: 进口国人均收入水平增加(或 λ_c 下降), 国家 c 从 n 国进口的产品种类(扩展边际)将增加。

进口国人均收入、贸易成本与双边进口扩展边际。基于 $\frac{\partial M_{cn}}{\partial \lambda_c}$ 的结果, 再对贸易成本 d_{cn} 求偏导, 可得:

$$\frac{\partial^2 M_{cn}}{\partial \lambda_c \partial d_{cn}} = -\theta * (w_n d_{cn})^{-\theta-1} * w_n * \frac{T_n}{\Phi_c} * \exp\left[-\Phi_c * \left(\frac{1}{\gamma \lambda_c}\right)^\theta\right] * [\Phi_c * -\theta(\lambda_c)^{-\theta-1} * (\bar{\gamma})^{-\theta}] \quad (17)$$

显然:

$$\frac{\partial^2 M_{cn}}{\partial \lambda_c \partial d_{cn}} > 0 \quad (18)$$

研究假说 2: 进口国人均收入对进口扩展边际的正向作用受贸易成本的牵制。随着国家 c 和国家 n 之间的贸易成本上升, 人均收入对进口扩展边际的正向边际影响力会随之下降。

四、模型、数据及变量

本文从双边层面设定研究方案, 对研究假说进行检验。因此, 实证模型因变量为中国与进

口来源国双边进口食品扩展边际,解释变量为人均收入及人均收入与距离的交互项,同时加入供给维度和贸易开放度的控制变量。此外,还将进口食品分为生鲜类与非生鲜类,对不同类型的食品进行实证检验。最后将使用直接计数法得到的多样化指标代替扩展边际,进行稳健性检验。

(一) 模型设定

由公式(14)可知,双边进口扩展边际除了与进口国人均收入有关,还与贸易成本、进口来源国的科技水平(productivity)和工资(wage)有关。分别从贸易双方的距离(dist)、是否相邻(border)和是否有共同语言(coml)衡量贸易成本。在面板数据固定效应模型中,不随时间变化的变量 $coml_{nc}$ 和 $border_{nc}$ 被自动删除。故而在实证分析结果中,并未包含这两个变量。根据公式(14)的理论模型,设置实证模型如下:

$$EM_{nc,t} = \alpha + \beta_1 \ln income_{c,t} + \beta_2 \ln income_{c,t} * \ln dist_{nc} + \beta_3 \ln productivity_{n,t} + \beta_4 \ln wage_{n,t} + \beta_5 fta_{nc,t} + \beta_6 wto_{nc,t} + \varepsilon_{nc,t} \quad (19)$$

实际上,中国进口食品种类的增加还有可能受中国和进口来源国市场开放程度的影响,这是因为,中国从另一个国家进口食品种类的多少,取决于贸易双方的食品行业贸易开放程度,如果双方食品因为关税、非关税壁垒等因素开放程度低,中国从这个国家进口食品的种类也不可能增加。为了控制贸易开放程度对中国进口食品种类的影响,加入控制贸易开放的两个变量,即中国和进口来源国是否同时为 WTO 成员国和是否签订自由贸易协定(fta)。

公式(19)中, $\ln income_{c,t}$ 为中国人均收入的对数,在实证中,除了用人均 GDP 来衡量人均收入外,考虑到中国进口食品种类可能更多由城市居民购买,所以本研究还使用中国城镇居民可支配收入来衡量中国收入需求的代理变量。实证模型中, $\ln income_{c,t}^1$ 为人均 GDP 的对数, $\ln income_{c,t}^2$ 为城镇居民可支配收入的对数,预期符号为正(研究假说 1)。 $\ln income_{c,t} * \ln dist_{nc}$ 为中国人均收入的对数与中国和各国之间距离的交互项。随着贸易成本的增加,中国人均收入增长对进口食品种类增加将有反向影响,故而预期符号为负(研究假说 2)。 $\ln productivity_{n,t}$ 代表进口来源国生产率水平的对数,由单位劳动产出计算得出,预期符号为负。 $\ln wage_{n,t}$ 代表进口来源国工资水平的对数。为了衡量贸易双方贸易开放度对进口种类的可能影响,选取 $fta_{nc,t}$ 和 $wto_{nc,t}$ 两个变量作为贸易开放度的代理变量。 $fta_{nc,t}$ 代表贸易双方是否有签订自由贸易协定并实施的虚拟变量, $wto_{nc,t}$ 为中国和进口来源国是否同时为 WTO 成员国的虚拟变量。这两个变量的预期符号都为正。

(二) 内生性问题处理

一般来说,内生性问题有几个来源:(1)遗漏变量问题。在本文的实证中,本文首先采用 Baier 和 Bergstrand^[18]的实证策略,使用时间和国家的固定效应模型进行分析,解决可能存在的遗漏变量导致的内生性问题;(2)互为因果的内生性问题。因为本文研究主题的优势,人均收入会影响食品进口多样化,但反过来,中国食品进口多样化却很难成为影响中国人均收入水平的主要因素。也就是说,这两者之间不存在明显的互为因果关系。尽管如此,考虑到扩展边际可能通过贸易模式间接影响人均收入,本文还是在实证的第二部分使用动态面板系统 GMM 估计。Arellano and Bond^[19]提出了用一阶差分 GMM 估计动态面板数据,但是存在一定的局限性,容易受到弱工具变量的影响而导致偏误。为了寻求更佳的工具变量,Arellano and Bover^[20]和 Blundell and Bond^[21]提出了系统 GMM 估计法,进一步采用差分变量的滞后项作为水平值的工具变量,且估计过程中同时使用水平方程和差分方程,因此具有更好的有限样本性质。本文采用系统 GMM 来估计动态面板数据,设定人均收入为内生变量。模型设定为:

$$EM_{nc,t} = \alpha + \beta_0 EM_{nc,t-1} + \beta_1 \ln income_{c,t} + \beta_2 \ln income_{c,t} * \ln dist_{nc} + \beta_3 \ln productivity_{n,t} + \beta_4 \ln wage_{n,t} + \beta_5 fta_{nc,t} + \beta_6 wto_{nc,t} + \varepsilon_{nc,t} \quad (20)$$

(3) 指标测量误差导致的内生性。第一,考虑到本文因变量食品进口拓展边际可能存在衡量进口种类多样化高估的问题^[22],故而,在实证中使用直接计数法作为中国食品进口种类多样化的代理因变量指标,这部分的结果放在稳健性检验部分。第二,考虑到中国对进口食品的消费主要来自城镇消费者,参考 Simonovska^[16]的做法^①,使用中国城镇居民人均可支配收入作为人均收入的代理变量。

(三) 数据来源、说明及处理

本文采用的食品定义为 WTO 对食品的定义,将 SITC 第 0 类(食品及活动物)、第 1 类(饮料及香烟)、第 4 类(动、植物油、脂及蜡)和第 2 类第 22 章(油籽及含油果实)中的商品列入食品范围。通过使用联合国数据库中的 SITC3 与 HS92 对照表,得到食品范畴的 HS92 的 6 分位编码。与贸易有关的原始数据来自 UN COMTRADE 数据库,其中样本期为 1992—2015 年,进口来源国为所有国家。距离数据来自 CEPII 数据库。中国城镇居民人均可支配收入的数据来自国家统计局《中华人民共和国国民经济和社会发展统计公报》。人均 GDP (PPP, constant 2011 international \$) 和进口来源国的工资数据来自世界银行数据库,进口来源国的科技水平由进口来源国的单位劳动产出代表,数据来自 ILO 国际劳工组织数据库。

本文对数据进行如下处理:(1) 本文对解释变量及控制变量缺失的数据进行了剔除;(2) 对人均 GDP、距离、劳动产出和工资等数据进行对数化处理;(3) 在对进口食品进行分类的处理时,将 HS92 码前八章归类为生鲜食品,其余归类为非生鲜食品。

(四) 变量说明及描述性统计

变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

| 变量名 | 观察数目 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------------------------------------|-------|-------|------|-------|--------|
| EM_{nc} | 1,342 | 0.42 | 0.31 | 0 | 0.98 |
| $\ln income^1_{c,t}$ | 1,342 | 8.64 | 0.57 | 7.53 | 9.52 |
| $\ln income^2_{c,t}$ | 1,342 | 9.25 | 0.71 | 7.61 | 10.35 |
| $\ln income^1_{c,t} * \ln dist_{nc}$ | 1,342 | 77.57 | 6.58 | 57.57 | 93.79 |
| $\ln income^2_{c,t} * \ln dist_{nc}$ | 1,342 | 83.73 | 8.09 | 52.25 | 101.99 |
| $\ln productivity_{n,t}$ | 1,342 | 10.57 | 0.83 | 7.33 | 12.33 |
| $\ln wage_{n,t}$ | 1,342 | 4.21 | 0.39 | 1.08 | 4.60 |
| $\hat{\alpha}_{nc,t}$ | 1,342 | 0.07 | 0.26 | 0 | 1 |
| $wto_{nc,t}$ | 1,342 | 0.65 | 0.48 | 0 | 1 |

注: $\ln income^1_{c,t}$ 为人均 GDP 的对数, $\ln income^2_{c,t}$ 为城镇居民可支配收入的对数。

五、结果及讨论

(一) 中国人均收入增长与中国进口食品多样化的相关性

图 3 给出了人均收入和中国与部分国家的进口食品多样化之间的关系。其中,人均收入分别用人均 GDP 和城镇居民可支配收入代表,中国的进口食品多样化分别通过扩展边际和直接计数法来测算。可以直观地发现,中国人均收入和进口食品多样化之间,表现出大致相同的变化趋势,这表明两者存在一定的正相关关系。

① Simonovska 使用了人均国民收入 GNI 和人均居民消费两个指标,考虑到人均国民收入 GNI 和人均 GDP 其实本身没有多大差别,人均居民消费并不一定能代表收入水平,所以基于本文研究对象的考虑,本文认为选择城镇居民可支配收入更适合。

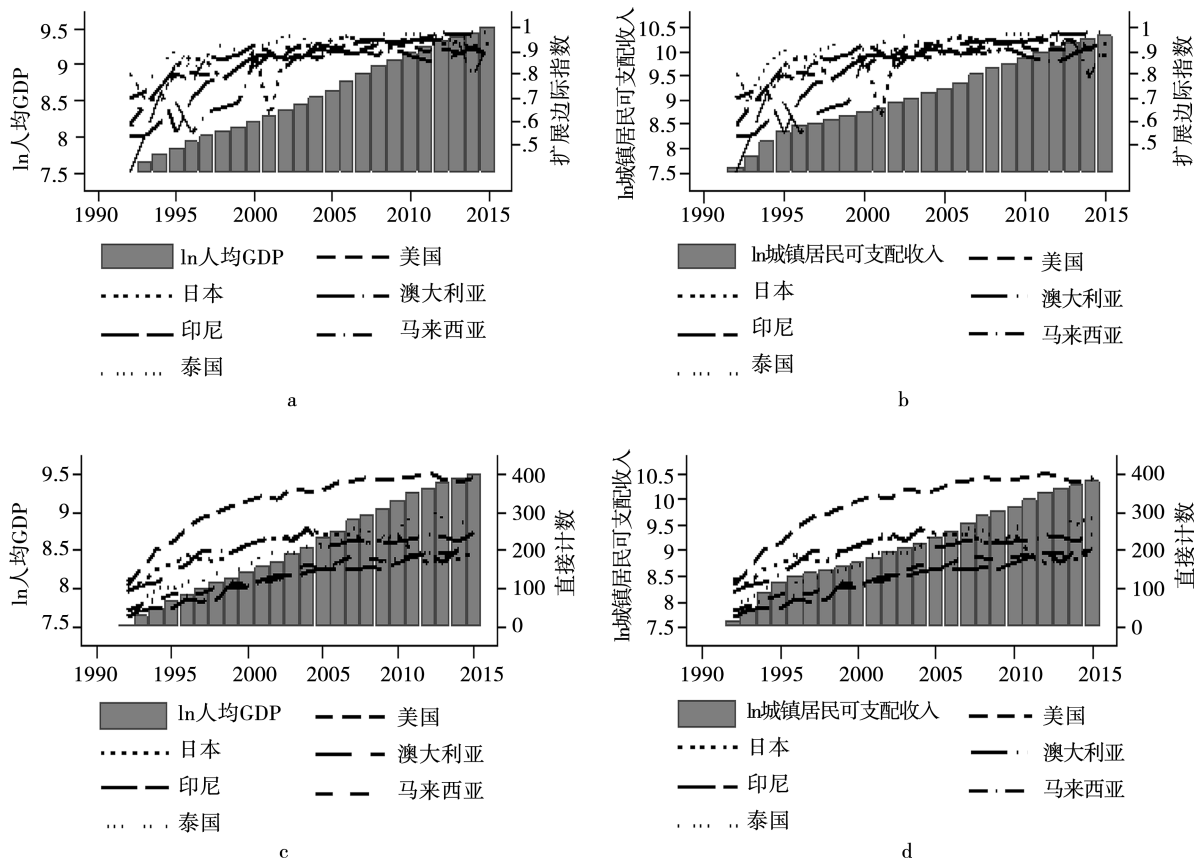


图 3 中国人均收入与双边进口食品多样化

(二) 面板固定效应模型和系统 GMM 估计结果

本文首先使用面板数据固定效应模型进行估计。方案(1)和方案(2)提供了分别控制时间固定效应和进口来源国固定效应后的回归结果。方案(1)的结果显示,人均 GDP 对进口食品扩展边际的影响在 1% 的显著性水平上显著,人均 GDP 每增长 1%,进口扩展边际增长 0.22 单位,人均 GDP 与距离的交互项的影响系数仅为-0.01,这说明,而贸易双方国家之间距离每增长 1%,人均 GDP 对进口扩展边际的影响下降 0.01 单位。进口来源国的技术水平、工资对中国进口食品扩展边际的影响为正,但不显著。若中国与进口来源国同属于 WTO 成员国,则比从非 WTO 成员国进口食品扩展边际显著增加。方案(2)的研究结果表明,城镇居民可支配收入对进口食品扩展边际的影响系数显著为正,城镇居民可支配收入与距离的交互项的影响系数显著为负,中国人均 GDP 每增长 1%,进口扩展边际增长 0.19 单位,而贸易成本每增长 1%,人均 GDP 对进口扩展边际的影响下降 0.01 单位。虽然以贸易双方国家距离为代表的贸易成本对中国进口食品多样化的影响是显著的,但是影响程度比较有限。在其他变量上与方案(1)有类似的结果,不做赘述。

GMM 是当前估计动态面板数据的主流方法,方案(3)、(4)给出了 GMM 估计的动态面板回归结果。Sargan test 汇报了过度识别检验的结果,即使用工具变量的有效性,p 值非常接近 1,这说明不能拒绝工具变量有效的原假设,故而工具变量合适。AR(1)和 AR(2)为利用 Arellano-Bond 统计检验的一阶和二阶的干扰项序列相关情况。由于差分后的干扰项必然存在一阶序列相关,因此,需要检验差分方程的残差是否存在二阶或更高阶的序列相关情况。观察 AR(2)——二阶自相关的程度,在 5% 的显著性水平下,估计结果没有明显的二阶自相关。

从表 2 方案(3)GMM 估计结果可以发现,人均 GDP 的影响系数显著为正,人均 GDP 每增加 1%,中国食品进口扩展边际增长 0.10 单位,人均 GDP 与距离的交互项的影响系数显著为

负,从而 $\frac{\partial EM}{\partial \ln income^1_{c,t}}=0.0996-0.0086\ln dist$,这说明人均 GDP 的变化对于中国进口食品多样化(拓展边际)的影响受贸易成本(距离)的限制,中国与其他国家之间距离每增长 1%,人均 GDP 对中国进口扩展边际的影响下降 0.01 单位。观察方案(4)可以发现,城镇居民可支配收入对中国进口食品扩展边际影响显著为正,影响程度为 0.09,城镇居民可支配收入与距离的交互项的影响系数为-0.01。无论使用固定效应模型还是动态面板系统 GMM 估计,得出的结论都与假说 1 和假说 2 一致,即人均收入对双边进口食品多样化的影响为正,而贸易两国成本的增加会削减人均收入对双边进口食品多样化的正影响,但影响程度非常有限。此外,进口来源国的生产率对中国进口食品多样化有显著正向影响。在考虑了内生性问题之后,中国和食品进口来源国之间的贸易开放度对中国进口食品多样化的影响显著为正。这说明中国近年来实施的贸易开放政策,对中国进口食品多样化起到了积极的促进作用。

表 2 双边层面进口食品扩展边际的回归结果

| 变量 | 固定效应模型(N=1891) | | 动态面板系统 GMM 估计(N=1634) | |
|---------------------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | 人均 GDP | 城镇居民可支配收入 | 人均 GDP | 城镇居民可支配收入 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 被解释变量的滞后项 | | | 0.5725*** (237.0913) | 0.5673*** (107.9689) |
| $\ln income^1_{c,t}$ | 0.2171*** (6.2942) | | 0.0996*** (7.4232) | |
| $\ln income^2_{c,t}$ | | 0.1894*** (6.0551) | | 0.0854*** (12.1236) |
| $\ln income^1_{c,t} * \ln dist_{n,c}$ | -0.0111*** (-3.0045) | | -0.0086*** (-5.4951) | |
| $\ln income^2_{c,t} * \ln dist_{n,c}$ | | -0.0102*** (-3.0247) | | -0.0073*** (-9.6960) |
| $\ln productivity_{n,t}$ | 0.0039 (0.2169) | 0.0007 (0.0370) | 0.0577*** (7.2876) | 0.0502*** (7.9640) |
| $\ln wage_{n,t}$ | 0.0321 (1.4814) | 0.0335 (1.5528) | -0.0052 (-1.4770) | -0.0087*** (-2.8616) |
| $\ln fa_{nc,t}$ | 0.0200 (1.0974) | 0.0195 (1.0756) | 0.0416*** (7.0377) | 0.0547*** (6.4303) |
| $wto_{nc,t}$ | 0.0679*** (5.8557) | 0.0669*** (5.9155) | 0.0220*** (27.4246) | 0.0214*** (23.4692) |
| _cons | -0.9230*** (-6.0186) | -0.7823*** (-5.1811) | -0.6133*** (-7.6892) | -0.5086*** (-7.9716) |
| Sargan test | | | 99.4873 [1.0000] | 101.2979 [1.0000] |
| AR(1) | | | -4.1724 [0.0000] | -4.1691 [0.0000] |
| AR(2) | | | 1.6415 [0.1007] | 1.6425 [0.1005] |

注:()内数值为 t 统计值; [] 内为统计量对应的概率值; *、* *、* * * 分别为 10%、5%、1%显著性水平。

(三) 分类双边进口食品扩展边际回归结果

为了观测中国居民收入水平变化对不同种类进口食品多样化的影响,将食品分为生鲜类食品与非生鲜类食品。由于生鲜食品有保存期的限制,所以居民收入增长之后对中国进口种类增

长的影响很可能表现出差异。动态面板系统 GMM 估计印证了这个结果(表 3)。首先,无论是生鲜类还是非生鲜类食品,中国人均收入水平(人均 GDP 和城镇居民可支配收入)对中国双边进口食品的扩展边际影响显著为正,而中国人均收入水平与距离的交互项的系数在 1% 的显著性水平下显著为负,与研究假说 1 和研究假设 2 一致。其次,中国收入增长对非生鲜食品进口种类增长影响程度更大。这主要是因为跟非生鲜食品相比,生鲜食品更难以保存,运输中可能因为时间延误而导致食物变质等,中国居民对此类产品的需求很可能受到限制。

表 3 分类双边层面进口食品扩展边际的动态面板系统 GMM 回归结果(N=1634)

| 变量 | 非生鲜食品 | | 生鲜食品 | |
|-----------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|
| | 人均 GDP | 城镇居民可支配收入 | 人均 GDP | 城镇居民可支配收入 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 被解释变量的滞后项 | 0.5178 *** (90.5783) | 0.5162 *** (94.4209) | 0.4671 *** (227.9251) | 0.4705 *** (165.3458) |
| $lnincome^1_{c,t}$ | 0.1482 *** (8.4923) | | 0.0950 *** (6.1989) | |
| $lnincome^2_{c,t}$ | | 0.0957 *** (6.5147) | | 0.0659 *** (4.7504) |
| $lnincome^1_{c,t} * lndist_{n,c}$ | -0.0123 *** (-6.1673) | | -0.0086 *** (-5.1199) | |
| $lnincome^2_{c,t} * lndist_{n,c}$ | | -0.0071 *** (-4.4594) | | -0.0060 *** (-3.9300) |
| $lnproductivity_{n,t}$ | 0.0648 *** (6.8666) | 0.0670 *** (8.5117) | 0.0689 *** (14.1656) | 0.0630 *** (8.3502) |
| $lnwage_{n,t}$ | 0.0123 (1.4369) | 0.0222 (1.3509) | -0.0660 *** (-12.9867) | -0.0457 *** (-2.8442) |
| $fta_{nc,t}$ | 0.0239 *** (7.0505) | 0.0177 * (1.9327) | 0.0583 *** (8.3318) | 0.0702 *** (14.1652) |
| $wto_{nc,t}$ | 0.0321 *** (25.2477) | 0.0345 *** (73.3297) | 0.0257 *** (31.3436) | 0.0266 *** (28.5265) |
| _cons | -0.8684 *** (-16.2333) | -0.9086 *** (-11.5704) | -0.4391 *** (-10.9672) | -0.4304 *** (-7.7798) |
| Sargan test | 99.6675 [1.0000] | 104.7738 [1.0000] | 104.1462 [1.0000] | 100.1672 [1.0000] |
| AR(1) | -4.4658 [0.0000] | -4.4529 [0.0000] | -4.4912 [0.0000] | -4.5115 [0.0000] |
| AR(2) | 2.0319 [0.0422] | 2.0224 [0.0431] | 1.0189 [0.3083] | 1.0133 [0.3109] |

注:()内数值为 t 统计值; [] 内为统计量对应的概率值;*、* *、* * * 分别为 10%、5%、1% 显著性水平。

六、稳健性检验

为了避免进口多样化测算方法对本研究结果的干扰,本文使用直接计数法计算得到的多样化指标来替代扩展边际,进行稳健性检验。表 4 汇报了使用直接计数法的回归结果。需要提出的是,直接计数法得到的模型因变量是进口食品的种类数量。

从表 4 可以发现,不管采用哪种实证策略,中国人均收入对进口多样化的影响都显著为正,这表明随着中国人均收入的增加,中国从各国进口的食品种类在增加。这与研究假说 1 和使用扩展边际作为多样化衡量指标的研究结果一致。而中国人均收入与距离的交互项的系数为负,这也同样说明人均收入对中国进口食品多样化的影响会受到距离的牵制,距离越远,人均收入对进口食品多样化的影响效果将随之变小。这与研究假说 2 和使用扩展边际作为多样化衡量指标的结果也一致。

表 4 人均收入增长与中国进口食品多样化回归结果(直接计数法测算的因变量)

| 变量 | 面板数据固定效应模型(N=1891) | | 动态模型系统 GMM 估计(N=1634) | |
|-----------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | 人均 GDP | 城镇居民可支配收入 | 人均 GDP | 城镇居民可支配收入 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 被解释变量的滞后项 | | | 0.9138*** (182.8358) | 0.9115*** (211.0773) |
| $lnincome^1_{c,t}$ | 57.9391*** (7.3526) | | 5.9135*** (6.8098) | |
| $lnincome^2_{c,t}$ | | 50.8277*** (7.1443) | | 5.4520*** (8.9609) |
| $lnincome^1_{c,t} * lndist_{n,c}$ | -3.0123*** (-3.5409) | | -0.5378*** (-6.9147) | |
| $lnincome^2_{c,t} * lndist_{n,c}$ | | -2.8035*** (-3.6205) | | -0.4925*** (-8.4939) |
| $lnproductivity_{n,t}$ | -11.8972*** (-3.1306) | -13.2388*** (-3.5035) | 6.1776*** (20.6958) | 6.4434*** (31.3411) |
| $lnwage_{n,t}$ | 20.7720*** (4.8790) | 21.1050*** (4.9983) | -1.5559*** (-4.4486) | -2.5515*** (-4.2460) |
| $fta_{nc,t}$ | 14.8618*** (4.2417) | 14.7859*** (4.2607) | 4.0464*** (11.4466) | 3.0940*** (7.3477) |
| $wto_{nc,t}$ | 11.4886*** (5.1524) | 11.2802*** (5.2130) | -0.0246 (-0.8367) | -0.0665 (-1.2999) |
| _cons | -201.2227*** (-6.1167) | -159.3646*** (-4.8793) | -60.3136*** (-17.8184) | -58.8637*** (-18.6911) |
| Sargan test | | | 102.1817 [1.0000] | 100.8219 [1.0000] |
| AR(1) | | | -5.2164 [0.0000] | -5.2018 [0.0000] |
| AR(2) | | | 0.7698 [0.2412] | 0.7547 [0.4504] |

注:()内数值为 t 统计值;[]内为统计量对应的概率值;*、**、*** 分别为 10%、5%、1%显著性水平。

七、结论及政策含义

本文从需求维度,基于非位似偏好假设,构建了收入增长与食品进口扩展边际关系的理论模型。然后,分别使用固定效应面板模型和动态面板模型系统 GMM 估计实证分析了中国人均收入增长对进口食品多样化的影响,得到如下结论:(1)人均收入对双边进口食品的多样化有

显著正向影响。中国进口食品种类增长的一个重要驱动力就是中国人均收入增长,中国这20多年来人均收入的增长显著促进了食品进口种类的增长,这为解释食品进口种类增长提供了新视角;(2)人均收入对进口食品多样化的影响同时受到贸易成本的牵制,这种影响虽然显著,但影响程度不大。中国消费者在收入增长之后对进口食品种类多样化的需求并没有因为进口来源国距离远等因素而下降太多,这再次说明中国消费者对进口食品的旺盛需求;(3)中国人均收入增长对食品进口多样化的显著影响并不会因为种类多样化测算方法的不同而发生变化。

基于研究结果,从政策角度来说,作者认为:第一,正视中国消费者收入增长之后需求的变化趋势和特点,重视进口食品种类提高对提升中国居民福利水平的积极作用。正如习近平总书记在《之江新语》^[23]中对进口重要作用精辟阐述,“进口对增加要素供给、推动技术改善人民生活具有不可替代的作用……要充分发挥进口在补充资源供给不足、推动技术进步和产业升级等方面的作用……有关部门要加强对重点商品进口的组织协调,探索联合采购等方法,降低进口成本”。中国政府应该继续为进口食品种类多样化增长的趋势提供一个积极和便利的外部环境。第二,随着中国居民收入的增长,居民对食品多样化需求的大幅增加这是必然趋势,今后很长一段时间都会存在中国消费者对来自国外的进口食品情有独钟的局面。2015年中央农村工作会议强调要“促进农产品品种和质量契合消费者需要”,这虽然是从供给角度对国内农产品生产提出的具体要求,但在食品进口总量和种类两方面都快速增长且已成为中国国内食品供给重要方式的背景下^[24],本研究结果为确立未来中国食品供给侧改革的方向和目标奠定了理论基础。在这种情况下,中国应改变过去单纯保护大类农业的思路,尽快解决“高产量、高库存”和农产品价格整体维持在较高水平,以及农产品增产与大幅进口共存的尴尬局面^[25],积极调整农业生产结构,丰富中国国内食品的多种类供给,以满足国内居民收入增长背景下日益增长的食品多样化需求。第三,贸易成本对收入增长的食品进口多样化效应有牵制作用,所以未来政府需要考虑在进一步推进自由贸易区战略和一带一路倡议中,持续深入贸易体制改革,甚至可以在国家自由港战略的国家顶层制度和战略设计中,降低食品进口的贸易成本,特别是提升食品贸易在检验检疫等方面的便利化水平,这可以提升需求因素对中国消费者多样化的引导作用,也可以进一步提高消费者的福利水平。

致谢:本研究成果曾在2017年中国农林经济管理学术年会(南京)和2017年中国国外农业经济研究会学术研讨会(广州)的小组学术交流中宣讲。感谢对外经济贸易大学杨军教授、中国社会科学院胡冰川副研究员、贵州大学朱满德教授和南京农业大学王学君副教授的建设性意见,感谢浙江工业大学王健博士、唐锋博士和余妙志副教授在学术报告会中的点评,当然文责自负。

参考文献:

- [1] 张玉娥,朱晶. 基于三元差额视角的中国农产品贸易逆差结构[J]. 财经科学, 2015(10): 74-81.
- [2] Krugman P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade[J]. American Economic Review, 1980, 70(5): 950-959.
- [3] Broda C, Weinstein D E. Globalization and the Gains from Variety[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2006, 121(2): 541-585.
- [4] 陈勇兵,李伟,钱学锋. 中国进口种类增长的福利效应估算[J]. 世界经济, 2011(12): 76-95.
- [5] Feenstra R C. New Product Varieties and the Measurement of International Prices[J]. American Economic Review, 1994, 84(1): 157-177.
- [6] Chaney T. Distorted Gravity: the Intensive and Extensive Margins of International Trade[J]. American Economic Review, 2008, 98(4): 1707-1721.
- [7] Eaton B, Kortum S. Technology, Geography, and Trade[J]. Econometrica, 2002, 70(5): 1741-1779.

- [8] 钱学锋,熊平. 中国出口增长的二元边际及其因素决定[J]. 经济研究, 2010(1): 65-79.
- [9] Fieler A C. Nonhomotheticity and Bilateral Trade: Evidence and a Quantitative Explanation[J]. *Econometrica*, 2011, 79(4): 1069-1101.
- [10] Matsuyama K. A Ricardian Model with A Continuum of Goods under Nonhomothetic Preferences: Demand Complementarities, Income Distribution, and North-South Trade[J]. *Journal of Political Economy*, 2000, 108(6): 1093-1120.
- [11] Dalgin M, Trindade V, Mitra D. Inequality, Nonhomothetic Preferences, and Trade: A Gravity Approach[J]. *Southern Economic Journal*, 2008, 74(3): 747-774.
- [12] Markusen J R. Putting Per-capita Income Back into Trade Theory[J]. *Journal of International Economics*, 2013, 90(2): 255-265.
- [13] 文洋,张振华. 收入分配差距对我国进口贸易的影响[J]. 国际贸易问题, 2011(11): 43-52.
- [14] Hepenstrick C, Tarasov A. Per Capita Income and the Extensive Margin of Bilateral Trade[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2015, 48(4): 1561-1599.
- [15] Melitz M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [16] Simonovska I. Income Differences and Prices of Tradables: Insights from an Online Retailer[J]. *Review of Economic Studies*, 2015, 82(2): 1621-1656.
- [17] Bekkers E, Francois J, Manchin M. Import Prices, Income, and Inequality[J]. *European Economic Review*, 2012, 56(4): 848-869.
- [18] Baier S L, Bergstrand J H. Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade? [J]. *Journal of International Economics*, 2007, 71(1): 72-95.
- [19] Arellano M, Bond S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations[J]. *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2): 277-297.
- [20] Arellano M, Bover O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models[J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1): 29-51.
- [21] Blundell R, Bond S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. *Economics Papers*, 1998, 87(1): 115-143.
- [22] 余妙志. 贸易成本对我国出口多样化影响研究[D]. 杭州: 浙江工业大学, 2016: 126.
- [23] 习近平. 之江新语[M]. 杭州: 浙江省人民出版社, 2013.
- [24] Gale F, Hansen J, Jewison M. China's Growing Demand for Agricultural Imports[R]. *Economic Information Bulletin* 2015, No.136.
- [25] 胡冰川. 中国农产品市场分析与政策评价[J]. 中国农村经济, 2015(4): 4-13.

(责任编辑: 宋雪飞)