

中介效应机制分析的比较研究^{*}

——来自农民收入与健康的证据

李 会 (中国科学院地理科学与资源研究所 北京 100101)

王晓兵 (北京大学农学院中国农业政策研究中心 北京 100871)

任彦军 (德国基尔大学农业经济研究所 基尔 24118)

内容提要: 中介效应分析的发展使得现有研究不再只是局限于变量之间的相互影响而是转向讨论这种影响的内在机制。基于两种中介效应分析方法即系数差异法和系数乘法,本文系统地演绎了两种方法的分析步骤和内在差异,并讨论此两种方法在结论和应用上的一致性。此外,基于中国健康与营养调查(CHNS)数据,本文运用上述中介效应分析方法探讨农民个人收入与健康的因果关系,并基于人均农业税构建工具变量组解决个人收入在健康回归中的内生性问题。本文验证营养摄取和膳食偏好在农民个人收入与健康关系中的中介效应,借此详细阐述系数差异法与系数乘法在实证研究中的具体应用。结果显示,两种方法所得结论一致:农民个人收入与健康的关系中约有 12.02% 是通过个人收入影响营养摄取和膳食偏好进而影响农民健康,其中营养摄取的中介效应较大(解释率为 10.36%)。同时,个人收入可以独立的作用于健康,并可能通过其他不可观测的机制影响健康。

关键词: 中介效应; 系数差异法; 系数乘法

一、引言

在因果研究中,学者们主要探究自变量与因变量的关系,并基于此提出导向性建议。现实问题的复杂性使得多数情景下二者并非直接的因果关系,而是自变量通过影响一个或多个中间变量对因变量产生间接影响,该中间变量称为中介变量^{**},这一间接影响称为中介效应(温忠麟等,2004)。中介效应揭示了因果链中的内部机制(MacKinnon,2008),实证研究中识别现象间的作用过程,不但有助于厘清其中的复杂关系,而且有利于政策制定者根据中介效应的方向和强弱采取针对性政策(Fairchild等,2009)。

中介效应分析已被广泛应用于经济、管理、社会等多个领域(MacKinnon,2004; Fairchild等,2009)。相关假说可追溯到 20 世纪 80 年代的心理学研究。在心理学领域,“刺激—有机体—反应”模型占主导地位,中介效应分析可以研究外界刺激如何影响个人或群体的心理进而改变其行为(Rucker等,2011),如父母权威程度的异质性如何激发了子女叛逆心理进而诱发青少年的问题行为(Suldo

^{*} 项目来源:国家自然科学基金面上项目“区域间不同经营主体适度经营规模及其影响研究”(编号:71673008),国家自然科学基金政策研究重点项目“新时期中国农业与农村发展战略与政策研究”(编号:71742002)。任彦军为本文通讯作者

^{**} 在实证研究中,中介变量包括可观测到和不可观测到的;同时,自变量除了通过中介变量影响因变量外,本身还有可能对因变量有独立的影响

等 2007)。中介效应也逐渐应用到其他社科领域,并在各自领域内形成了丰富的理论和实证研究成果(杨春艳等 2017)。在经济学领域,中介效应分析凭借其包容性和分析问题的深入性,逐渐成为近年来实证研究的一个热点(见表 1)。

表 1 部分国内外中介效应文献

作者 (年份)	数据	因变量	自变量	中介变量	方法	主要结论
冯泰文 (2009)	来自中国制造业 1999—2006 年期间的 28 个不同子行业的面板数据	制造业效率	生产性服务业	交易成本和生产制造成本	系数乘法	生产性服务业可以通过改变交易成本来促进提升制造业的效率,但生产制造成本并没有通过中介效应的检验
孙永强等 (2011)	1978—2008 年中国 30 个省份的面板数据	城乡居民收入差距	金融发展	对外开放	系数差异法	对外开放的中介效应显著,且存在着较大的区域异质性,东中部地区为正,西部地区为负
陈东等 (2013)	1981—2010 年《中国农村统计年鉴》、1981—2007 年《中国统计年鉴》、2008—2010 年《中国经济信息网》	农村居民消费	农村信贷	农民纯收入	系数乘法	农民信贷对农村居民消费的影响主要依靠影响农民村收入的中介效应的大小来实现,且农村收入的中介效应解释率高达 90%
甄红线等 (2015)	CS - MAR 数据库 2006—2013 年数据,上海证券交易所、深圳证券交易所网站披露的上市公司信息	公司绩效	制度环境、终极控制权响	代理成本	系数乘法	制度环境终极控制权对公司绩效的影响关系中存在代理成本的中介效应
苏岚岚等 (2016)	2015 年陕西省农户调研	创业获得感	创业能力	创业绩效	系数乘法	创业能力对创业获得感的影响关系中存在创业绩效的中介效应,解释率约为 40.13%
林文声等 (2017)	中国健康与养老追踪调查 2011 年和 2013 年两轮全国调查数据	农地流转	农地确权	农业生产激励、交易费用与价格、农村要素市场联动	系数乘法	农业生产激励和交易费用在农地确权政策与农户农地转出间承担了中介变量的角色,农业生产激励中介效应为正,交易费用机制为负
Blanden 等 (2007)	英国 BCS/NCDS 英国儿童发育研究数据库	子女的收入	父母的收入	认知技能、非认知技能、教育程度和劳动力市场	系数乘法	在代际收入传递研究中,认知技能、非认知技能、教育程度和劳动力市场起中介作用,且解释率达 80%以上
Goode 等 (2014)	1991—2009 年 CHNS 中国健康与营养调查数据库	子女健康	家庭收入	健康意识、家庭卫生条件、营养摄取	系数差异法	家庭收入通过影响健康意识、家庭卫生条件以及营养摄取从而影响子女的健康状况
Qaim 等 (2017)	乌干达农户数据	家庭膳食营养	是否使用手机	家庭收入、性别平等程度	系数差异法	使用手机不仅能促进收入增长,同时也可以促进性别平等,进而提升家庭膳食营养水平

在论证中介效应分析方法的内在差异和具体应用前,研究者首先需明晰其研究步骤。Baron 等

(1986)最早提出中介效应,基本步骤如下:(1)研究自变量与因变量的关系;(2)识别中介变量与自变量是否存在统计学上显著的关系;(3)在因变量和自变量的基准模型中,逐步引入中介变量,并进一步检验是否存在中介效应。目前常用来检验中介效应的方法有两种:一是系数乘法,即检验经过中介变量路径上的回归系数的乘积是否显著(Sobel,1982),也就是检验自变量和中介变量间的系数乘基准模型中引入中介变量后其估计系数,该乘积是否显著;二是系数差异法,即检验在基准模型中引入中介变量前后,自变量系数的差异是否具有统计学的意义(Freedman等,1992)。在实证中,系数乘法虽不如系数差异法直观,但却具有更高的检验功效(MacKinnon等,2002)。这两种方法各有所长,对分析自变量和因变量间的作用机理大有裨益,被广泛用来研究工农业与服务生产、收入等问题的内部机制。如陈东等(2013)利用系数乘法分析农民纯收入在农村信贷和消费作用过程中的中介效应;Goode等(2014)利用系数差异法研究健康意识、卫生条件和营养摄取在家庭收入对儿童健康影响过程中的中介作用等。

综上所述,系数差异法和系数乘法已经广泛应用于经济学分析中,检验程序的稳健性也不断被突破^①,但却鲜有学者从基本原理上讨论两种方法间的数理推导和证明,限制了方法间的相互验证,降低了横向比较的科学性。具体来说有以下三点不足:一是中介效应分析在实证应用中多为检验是否存在中介效应,缺少对其解释率的量化分解分析;二是学者在研究变量间的深层因果关系时,由于缺乏方法之间数量关系的相互验证,往往无法兼顾统计错误及检验功效(陈东等,2013);三是部分研究由于对中介效应分析原理的理解偏颇,在实证中可能会因为回归样本偏差等产生谬误,损失了研究结果的稳健性。因此,本文从基本统计原理着手,深入剖析中介效应分析方法,为该领域的实证研究提供参照。

二、中介效应分析方法对比

(一) 中介效应分析方法推导与证明

为了梳理中介效应分析的一般思路,厘清自变量与因变量的因果链关系,本文首先给定基准模型如下:

$$Y_i = \alpha_0 + \beta X_i + \varepsilon_i \tag{1}$$

假设误差项中所有不可观测因素都与自变量不相关($E(\varepsilon_i | X_i) = 0$),则无偏估计的 β 表示了 X_i 对 Y_i 的影响。

在中介效应分析的研究中,通常首先根据经济学原理提出一系列中介变量 Z_i ,再对其作用机理进行验证。本文基于Baron等(1986)的分析范式,假设 X_i 对 Y_i 存在统计学上作用,即回归系数 β 统计显著,在此前提下进一步探讨中介效应的相关问题^{*}。当中介变量 Z_i 同 X_i 具有一定经济学意义上的关联时,即:

$$Z_i = \alpha_1 + \lambda X_i + \varepsilon_{1i} \tag{2}$$

其中,中介变量 Z_i 取决于 X_i 以及其他不可观测因素(ε_{1i}), λ 表示其他因素不变时 X_i 对中介变量 Z_i 的影响。一般情况下当 X_i 显著影响 Z_i ,即 λ 统计显著时,该中介变量 Z_i 具有中介效应。此时 X_i 对 Y_i 的影响部分或者全部来自 Z_i 对 Y_i 的影响。为了进一步说明这种关系,本文给定 Z_i 对 Y_i 的作用方程如下:

$$Y_i = \alpha_2 + \rho Z_i + \mu_{1i} \tag{3}$$

^① 中介效应的检验程序主要是针对系数乘积法的检验,具体包括Sobel法、乘积分布法、Bootstrap法和马尔科夫链蒙特卡罗(MCMC)法(MacKinnon等,2002;2004;2008;方杰等,2012;温忠麟等,2014),但阐述中介效应的检验程序并非本文重点

* 当 β 不显著时也完全可能存在中介效应(Preacher等,2008;MacKinnon等,2009;Rucker等,2011),例如直接效应和中介效应符号相反,相互抵消导致 β 不显著,但此类情景并非本文讨论重点

其中 ρ 表示其他因素不变时中介变量 Z_i 对因变量 Y_i 的影响。

1. 系数差异法。系数差异法在 (1) 式的基础上引入假设的中介变量 Z_i , 得到如下模型:

$$Y_i = \alpha' + \beta' X_i + \rho' Z_i + \mu_i \quad (4)$$

对比 (1) 式和 (4) 式, 可见 (4) 式中的中介变量 Z_i 是包含在 (1) 式的 ε_i 中的, 即 $\varepsilon_i = \rho' Z_i + \mu_i$ 。根据 (2) 式可知, 当中介变量 Z_i 与自变量 X_i 高度相关 (λ 显著不为 0) 时, 如果存在遗漏变量的问题, 则 (1) 式的估计是有偏的。因此对于 (1) 式, 采用最小二乘估计可得:

$$\tilde{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) Y_i}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (5)$$

对于 (5) 式求解, 首先考虑分子部分, 将 (4) 式代入到 (5) 式的分子部分 (不考虑常数项 α'), 可得:

$$\begin{aligned} \beta &= \frac{1}{\text{var}(X_i)} \left[\beta' X_i \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) + \rho' Z_i \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) + \mu_i \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \right] \\ &= \beta' \frac{\text{var}(X_i)}{\text{var}(X_i)} + \rho' \frac{\text{cov}(X_i, Z_i)}{\text{var}(X_i)} + \frac{\text{cov}(X_i, \mu_i)}{\text{var}(X_i)} \end{aligned} \quad (6)$$

由 (2) 式可知 $\frac{\text{cov}(X_i, Z_i)}{\text{var}(X_i)} = \lambda$, 代入 (6) 式, 可得:

$$\beta = \beta' + \rho' \lambda + \frac{\text{cov}(X_i, \mu_i)}{\text{var}(X_i)} \quad (7)$$

最终可得:

$$\beta - \beta' = \rho' \lambda + \frac{\text{cov}(X_i, \mu_i)}{\text{var}(X_i)} \quad (8)$$

其中 (8) 式的含义为: 当残差 μ_i 与 X_i 不相关, 即 $\frac{\text{cov}(X_i, \mu_i)}{\text{var}(X_i)} = 0$, X_i 通过中介变量 Z_i 对 Y_i 的影响为 $\beta - \beta'$;

经济学解释为, X_i 对 Y_i 的影响中有 $(\frac{\beta - \beta'}{\beta})$ 的比例是通过中介变量 Z_i 来间接影响的。

系数差异法中, 本文在基准模型 (1) 式中引入中介变量 Z_i , 观察引入后的回归系数 β' 和基准模型中系数 β 之间的差异, 即 $\beta - \beta'$, 并进一步分析中介效应解释率。而下文系数乘积法将从间接分解的角度来解析中介效应。

2. 系数乘积法。系数乘积法在上文 (1) 式、(2) 式、(3) 式的基础上, 首先确定自变量 X_i 与中介变量 Z_i 之间的关系, 如 (2) 式, 然后将 (2) 式代入中介变量 Z_i 与因变量 Y_i 的关系 (3) 式中, 可得:

$$Y_i = \alpha_2 + \rho(\alpha_1 + \lambda X_i + \varepsilon_{li}) + \mu_{li} = \alpha_2 + \rho \alpha_1 + \rho \lambda X_i + \rho \varepsilon_{li} + \mu_{li} \quad (9)$$

将 (9) 式与 (1) 式 $Y_i = \alpha_0 + \beta X_i + \varepsilon_i$ 对比, 可得:

$$\beta = \rho \lambda + \frac{\text{cov}(\mu_{li}, X_i)}{\text{var}(X_i)} \quad (10)$$

同时 $\alpha_0 = \alpha_2 + \rho \alpha_1$, $\varepsilon_i = \rho \varepsilon_{li} + \mu_{li}$ 。

对比 (10) 式和 (7) 式, 由于 Z_i 的内生性问题 (此时自变量 X_i 被包含在了 μ_{li} 中), 可知 (3) 式对中介

变量 Z_i 的系数估计是有偏的,即 $\rho \neq \rho'$ 。因此,中介变量 Z_i 的影响效应为 $\rho\lambda$ 的结果也是有偏的^①。因此,本文需要借由系数差异法对系数 ρ 进行分解,可得:

$$\rho = \rho' + \beta' \frac{1}{\lambda} + \frac{cov(Z_i, \mu_i)}{var(Z_i)} \quad (11)$$

将(11)式代入(10)式中,同时有 $\frac{cov(X_i, Z_i)}{var(X_i)} = \lambda$,可得:

$$\begin{aligned} \beta &= \rho\lambda + \frac{cov(\mu_{1i}, X_i)}{var(X_i)} = \left(\rho' + \beta' \frac{1}{\lambda} + \frac{cov(Z_i, \mu_i)}{var(Z_i)} \right) \lambda + \frac{cov(\mu_{1i}, X_i)}{var(X_i)} \\ &= \rho'\lambda + \beta' + \frac{cov(Z_i, \mu_i)}{var(Z_i)} \frac{cov(X_i, Z_i)}{var(X_i)} + \frac{cov(\mu_{1i}, X_i)}{var(X_i)} \end{aligned} \quad (12)$$

(12)式表明当残差 μ_{1i} 和 μ_i 均与 X_i 不相关,即 $\frac{cov(X_i, \mu_{1i})}{var(X_i)} = 0$ 和 $\frac{cov(X_i, \mu_i)}{var(X_i)} = 0$, X_i 通过中介变量 Z_i 对 Y_i 的影响可以表示为 X_i 对中介变量 Z_i 的影响(ρ')乘中介变量 Z_i 对因变量 Y_i 的影响(λ),即 $\rho'\lambda$,该中介变量的解释率为 $\left(\frac{\rho'\lambda}{\beta}\right)\%$,也就是 X_i 对 Y_i 的影响中有 $\left(\frac{\rho'\lambda}{\beta}\right)\%$ 是通过影响中介变量 Z_i 来间接影响。此时,系数 β 分解的剩余部分 β' 表示, X_i 既有可能通过其它中介变量影响 Y_i ,也可能直接影响 Y_i ,具体情景需做进一步分析讨论。

与此同时,对比(12)式和(8)式,当变量不存在内生性问题,即 X_i 与残差不相关时,系数差异法和系数乘法对基准模型中自变量系数 β 的分解结果具有一致性的结论,即系数差异法中的 $\beta - \beta'$ 等于系数乘法中的 $\rho'\lambda$ 。

(二) 分解方法的讨论

尽管从模型来看结论是一致的,但在实证研究中仍存在多种情景。例如前文提及的,中介变量包括可观测到的和不可观测到的;与自变量无显著关系的变量是否存在中介效应;自变量是否独立作用于因变量等。下文就不同情景下,中介效应是否为完全独立效应及对应解释率进行讨论和比较(见表2)。

表2 中介效应的类别和解释率

情景	λ	序号	类别	β 与 β'	是否存在中介效应	通过中介变量 Z_i 的解释率		是否为完全中介效应	所有中介变量的总解释率	
						系数差异法	系数乘法		系数差异法	系数乘法
一	$\lambda \neq 0$	(1)	$\beta' = 0$	$\beta = \sum_{i=1}^n \rho_i \lambda_i$	是	$\left(\frac{\beta - \beta_i}{\beta}\right)\%$	$\left(\frac{\rho_i \lambda_i}{\beta}\right)\%$	是	100%	
		(2)	$\beta' \neq 0$	$\beta = \beta' + \rho'\lambda$	是	$\left(\frac{\beta - \beta_i}{\beta}\right)\%$	$\left(\frac{\rho_i \lambda_i}{\beta}\right)\%$	否	$\left(\frac{\beta - \beta'}{\beta}\right)\%$	$\left(\frac{\rho'\lambda}{\beta}\right)\%$
二	$\lambda = 0$	(3)	$\rho'\lambda = 0$	$\beta = \beta'$	否	0	—	—	—	

^① 部分文献在利用系数乘法分析时,直接以 $\rho\lambda$ 作为中介效应的测度是有偏的。在实证中只有假设 Y_i 对 Z_i 的残差项与 X_i 无关,才可认为 $\rho\lambda$ 的测度是有效且无偏的。如Blanden(2007)研究代际收入传递效应时,前提假设是父母的收入与子女收入无关,此时研究认知技能、非认知技能、教育程度和劳动力市场的中介效应时,可以认为 $\rho\lambda$ 的结果是无偏的

情景一: λ 显著不为 0, 即中介变量 Z_i 与自变量 X_i 显著相关*。当在 (1) 式中引入中介变量 Z_i 后, 自变量的估计系数 β' 将区别于基准模型中的系数 β , 此时系数 β 可以分解为 β' 和 $\rho'\lambda$ 两部分(残差与 X_i 不相关) 在系数差异法和系数乘积法下中介效应的总解释率分别为 $\left(\frac{\beta-\beta'}{\beta}\right)\%$ 和 $\left(\frac{\rho'\lambda}{\beta}\right)\%$ 。

在此情况下 根据中介效应是否独立, 又可分为以下两类: 一是完全中介效应。如表 2 所示 情景一中的第 (1) 种情况, 说明自变量 X_i 100% 是通过中介变量 Z_i 对因变量 Y_i 产生影响; 二是部分中介效应。如表 2 所示 情景一中的第 (2) 种情况, 即自变量 X_i 仅有一部分影响是通过中介变量 Z_i 来实现的。下文据此展开讨论:

完全中介效应(β' 显著为零), 如表 2 所示, 第 (1) 行, 即自变量 X_i 本身对因变量 Y_i 无直接影响。此时, 当引入 X_i 与 Y_i 作用过程中全部的中介变量后, 最终系数 β' 将变为零。在这种极端情况下, 采用系数差异法, 可得 $\beta = \sum_{i=1}^n \beta_i$, 采用系数乘积法, 可得 $\beta = \sum_{i=1}^n \rho_i \lambda_i$ 。在完全中介效应的情景下, $\beta = \sum_{i=1}^n \beta_i = \sum_{i=1}^n \rho_i \lambda_i$, 通过系数乘积法和系数差异法, 得到的第 i 个中介变量 Z_i 的解释率分别为 $\left(\frac{\beta-\beta_i'}{\beta}\right)\%$ 和 $\left(\frac{\rho_i \lambda_i}{\beta}\right)\%$, 所有中介变量 Z_i 的总的解释率为 100%。完全中介效应的情况理论上存在, 但在实证研究中却并不多见(Baron 等, 1986)。在实证研究中, 通常当总效应小或样本少时, 实证结果比较趋近于完全中介效应(Hayes 等, 2013)。

部分中介效应(β' 显著不为零), 如表 2 所示第 (2) 行, 即除了通过 Z_i 的中介效应外, 自变量 X_i 本身对因变量 Y_i 有直接影响。此时, 在残差 μ_i 与 X_i 不相关的前提下, 当引入有效的中介变量 Z_i (即 λ 显著不为 0) 时, 基准模型 (1) 式中影响系数 β 可以被分解为两部分, 如 (13) 式, 一部分是自变量 X_i 对因变量 Y_i 的直接影响, 另一部分是自变量 X_i 通过中介变量 Z_i 的间接影响。

$$\beta = \beta' + \rho'\lambda \quad (13)$$

其中, β' 显著不为零。 $\rho_i \lambda_i$ 表示第 i 个中介变量 Z_i 占估计系数 β 的份额。通过系数乘积法和系数差异法, 得到的第 i 个中介变量 Z_i 的解释率分别为 $\left(\frac{\beta-\beta_i'}{\beta}\right)\%$ 和 $\left(\frac{\rho_i \lambda_i}{\beta}\right)\%$, 所有中介变量 Z_i 的解释率总和为 $\left(\frac{\beta-\beta'}{\beta}\right)\%$ 和 $\left(\frac{\rho'\lambda}{\beta}\right)\%$ 。

情景二: λ 为零, 此时中介变量 Z_i 与自变量 X_i 间无显著相关关系。 $\rho'\lambda$ 显著为零(见表 2 第 (3) 行), 即变量 Z_i 不存在中介效应, 此时自变量的估计系数 β' 应当与基准模型中的影响系数 β 一致。

上述讨论和分析表明 相较于系数乘积法, 系数差异法在中介变量的解释率测度上具有以下优点: 首先, 在基准模型中不断引入中介变量 Z_i 时, 应用系数差异法可以更加直观地观测系数 β 的变化趋势; 其次, 通过观察系数 β 的变化, 研究者可以直接判断中介效应解释率大小, 即 $\left(\frac{\beta-\beta_i'}{\beta}\right)\%$; 最后, 也是最重要的一点, 与系数乘积法中回归系数间数量关系的对比, 即判断总体中介效应解释率 $\left(\frac{\beta-\beta'}{\beta}\right)\%$ 与 $\left(\frac{\rho'\lambda}{\beta}\right)\%$ 是否相等, 以及单个中介变量解释率 $\left(\frac{\beta-\beta_i'}{\beta}\right)\%$ 和 $\left(\frac{\rho_i \lambda_i}{\beta}\right)\%$ 是否相等**, 可验证实

* 在实证研究中, 当 λ 估计结果不显著时, 此时应当进一步考察 $\rho'\lambda$ 乘积的显著性(Mackinnon, 2002)。 $\rho'\lambda$ 统计显著性实际上是效果量和样本量共同作用的结果(方杰等, 2012)。如果此时 $\rho'\lambda$ 显著不为零, 此时 $\beta = \beta' + \rho'\lambda$ 的关系依然成立, 也就是对应的中介变量依然有效。后文将在案例中具体说明此情景

** 系数乘积法和系数分解法的相互验证主要应用于截面数据, 面板数据中不适用

证结果的科学性和可靠性。因而在经济学的实证研究中,系数差异法和系数乘法相互验证是比较稳健的研究路径,后文中将通过实证案例进一步阐释。

三、系数差异法和系数乘法在个人收入和健康实证研究中的应用

上文推导并证明了系数差异法和系数乘法结论的一致性,尤其是二者中介效应解释率量化的内在关系。下文将基于CHNS数据,经验性检验个人收入对农民健康的影响和内在机制(营养摄取和膳食偏好),同时阐释这两种方法在实证研究中的具体应用。

随着收入的增加,超重问题严重威胁到个人及公共健康,成为发达国家和发展中国家的共同面临的难题(Zhou等,2017)。长期以来,学界对收入与超重的关系研究虽多有涉及(Aitsi-selmi等,2013),但大多将视角锁定在城市居民。本文将研究对象界定为农村人口^①,侧重厘清农村居民收入增加与体重攀升之间的内部机理,具有重要的现实和政策意义。

通过对已有文献的梳理,在健康问题的根源研究上,公共卫生学 and 经济学等领域的相关成果(王引等,2009;Abdulai,2010;储雪玲等,2010;王怀明等,2011;卢海阳等,2018;赵连阁等,2018)为我们识别潜在的中介变量提供了有益的思路。基于食物消费的视角,本文凝炼了以下原因:(1)营养摄取。收入提高促使营养摄取增加,从而提高了人群中的超重比例(刘华等,2013);(2)膳食偏好。消费理论论断,消费者偏好不是一成不变的,尤其可能随收入的提高而变化,进而导致食物需求曲线的移动(Gorman,1967)。一般认为随着收入的增加,食物消费需求的支出弹性会逐渐变小,某些奢侈品会变成必需品,甚至可能变成劣等品。中介效应分析的前提是变量间存在理论上或事实上的因果关系(MacKinnon等,2002),国内外的大量研究也表明营养摄取、膳食偏好的变化与收入增长均存有显著的关系(黄季焜,1999;李哲敏,2008;Shimokawa,2013;吕新业等,2017)。综上所述,本文从食物消费的角度提出了个人收入与健康影响过程中的两类中介变量——营养摄取和膳食偏好。

(一) 数据样本及变量说明

本文使用的数据来自2004—2011年CHNS数据^②,该数据较为全面的调查了中国大陆不同区域、不同收入群体的营养、健康、食物消费以及家庭和社区层面的情况。根据本文研究需要,个人的营养摄取数据主要基于CHNS的食物消费数据,并参考中国食物成分表中的食物营养成分信息计算可得;膳食偏好数据则根据被调查者回答膳食问题的偏好加权构建个人综合得分*。

本文重点关注个人收入与健康的关系,衡量健康使用的是身体质量指数(Body Mass Index, BMI),BMI是目前国际上常用来衡量人体胖瘦程度以及是否健康的连续型变量,根据2013年中国卫生行业标准,中国成年人的BMI在18.5~23.9之间为正常水平。自变量是个人收入**(以2011年为基年,取对数形式)。同时,本文参照相关文献(Goode等,2014;Tafreschi,2015),控制了个人、家庭和社区层面的其他相关变量。本文的分析样本为18~65岁的农村居民***,如表3所示描述性统计结果。

① 本文选用调查时在农村居住的样本作为研究对象

② 自2004年以来,CHNS开始关注12岁以上被调查者的膳食偏好,本文使用2004年及以后的数据

* 根据受访者的膳食偏好问题答案,对于每一个问题偏好健康得1分,偏好不健康得-1分,“未知”得0分,综合个人五项问题加总得分

** 个人收入是由个人商业、农业、渔业、园艺、牲畜、非退休工资、退休/收入七部分数据加总得出。如果个人收入缺失,则样本剔除;如果个人收入为零,则用极小值0.001替代

*** 本文研究成年人(18~65)个人收入与BMI的关系,怀孕女性的体重属于异常值,同时怀孕女性和慢性疾病的人群由于接受医嘱和对自身健康的关注,营养摄取也属于异常值;在本研究的原始样本中,怀孕女性样本为255个,慢性疾病样本为525个,剔除后最终回归样本为16720个

表 3 主要变量的描述性统计

变量	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
BMI	身体质量指数(kg/m ²)	23.24	3.29	16	35.63
自变量					
个人收入	个人收入(元,以 2011 年为基年)的自然对数形式	8.86	1.79	-2.30	13.39
营养摄取					
碳水化合物	三日平均摄取量(g)的自然对数	5.69	0.35	4.33	6.44
脂肪	三日平均摄取量(g)的自然对数	4.13	0.54	2.22	5.76
蛋白质	三日平均摄取量(g)的自然对数	4.14	0.33	2.91	4.92
膳食偏好					
膳食偏好	膳食偏好综合得分(-5~5)	0.15	0.99	-5	5
性别	1=男; 0=女	0.49	0.49	0	1
年龄	年	45.68	11.21	18.1	65
工作状态	1=有; 0=无	0.83	0.37	0	1
教育程度	4=大学(或大专); 3=中职或高中; 2=初中; 1=小学; 0=无	1.56	1.06	0	4
婚姻状况	1=已婚; 0=未婚或独居	0.91	0.29	0	1
家庭规模 ^a	家庭人口结构	2.71	0.84	1	8.1
猪肉	社区猪肉价格(元/斤 ^b)	24.39	6.56	11.49	40.20
蔬菜	社区蔬菜价格(元/斤 ^b)	2.67	0.96	1.05	8.62
样本量		16720			

注: (1) 家庭户主的权重为 1,其余 14 岁以上的成年人权重为 0.5,14 以下的儿童权重为 0.3^{*}; (2) 1 斤=0.5 公斤

来源: CHNS 数据(2004—2011)

(二) 基于系数差异法和系数乘积法之模型界定

本文研究农民的个人收入与健康问题,结合(1)式,因变量 Y_i 表示BMI_i,代表个体的身体质量指数, X_i 表示个人收入,其他控制变量如表3所示。此外,年份和省份的虚拟变量用来控制年份和省的固定效应。因此, β 表示在其他条件不变的情况下,个人收入变动1%对BMI的影响。中介变量 Z_i 包括营养摄取 NI_i (Nutritional Intake)和膳食偏好 DP_i (Dietary Preference)。为了探究是否存在中介效应及其解释率问题,本文按照(4)式将营养摄取和膳食偏好逐步引入,观测个人收入的系数变化情况。相应的自变量回归系数 β_i' 和 β_i'' 分别表示其他变量保持不变,当控制了单一或者全部中介变量 Z_i (即 NI_i 或 DP_i)时,个人收入变动1%对BMI的影响。

(三) 实证结果及分析

1. 个人收入与BMI的关系。在探究个人收入与BMI的关系时,个人收入存在潜在的内生性问题。具体来说,一方面,个人收入会影响BMI,同时BMI也会通过影响工资进而影响个人收入(Cawley, 2004);另一方面,某些遗漏变量同时与个人收入和BMI相关。潜在的内生性问题会导致自变量系数的估计有偏。工具变量法被广泛用于解决内生性问题(Davidso 等 2006; Woodridge 2010; Greene 2012)其

* OECD 标准的家庭规模,多用于食物消费类文献(Jing 等 2016),变量定义详见: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/statistics_explained/index.php/Glossary:Equivalised_disposable_income

有效性需要满足以下要求,首先,工具变量应该与个人收入高度相关,不存在弱工具变量问题;其次,工具变量应是完全外生于因变量。是否存在弱工具变量问题可以通过一阶段 F 统计值来进行检验:当 F 值大于 10 则证明回归不存在弱工具变量问题,即工具变量是有效的(陈强,2015)。

本文利用省级人均农业税^①作为个人收入的工具变量(Chen 等,2017),以期解决农民个人收入在健康回归中的内生性问题。农业税作为一项国家政策,会直接影响到个人收入,同时外生于个体的 BMI。农民当期生产决策和个人收入水平很大程度上会受到前一期国家政策的调控,如农业税。根据 2005 年 12 月 29 日关于废止《农业税条例》的决定,农业税于 2006 年 1 月正式废止,由此 2009 年和 2011 年的农业税为 0。因此,本文分别用 2002 和 2004 年的省级人均农业税水平作为调查期 2004 年和 2006 年个人收入的工具变量^②,并依此来构建工具变量组,具体包括样本是否为 2004 和 2006 年度样本,并分别构建样本是否来自 2004 年或 2006 年度与人均农业税的交叉项,以及是否为农村户籍* 人口与人均农业税的交叉项这 5 个工具变量(Chen 等,2017)。本文采用两阶段最小二乘法(2SLS)回归;为了探析男女样本的异质性,本文依据基准模型(1)式对全样本、男性和女性样本分别进行回归,如表 4 所示。

表 4 个人收入与 BMI 的关系

因变量	BMI		
	全样本	男性	女性
个人收入 ^a	1.921 ^{**} (0.85)	0.967 (0.97)	3.176 ^{***} (1.13)
其他控制变量	Y	Y	Y
年份虚拟变量	Y	Y	Y
省份虚拟变量	Y	Y	Y
Endogeneity test P-value	0.000	0.000	0.000
F-Statistic	46.829	20.714	107.782
R ²	0.118	0.130	0.141
N	16720	8226	8494

注:表格里为 OLS 回归系数,括号里为标准误。表格里个人收入系数为使用工具变量估计后的系数。下同。
*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平
来源:CHNS 数据(2004—2011)

内生性检验结果为 P=0.000,表明个人收入在 BMI 回归中的确存在内生性问题,这与 Chen 等(2017)的研究结果一致。F 统计值均大于 10,说明工具变量不存在弱工具变量问题,因此,两阶段最小二乘法的回归系数是无偏的。从全样本的回归结果来看,个人收入对 BMI 的回归系数为 1.921,并在统计学上显著,表明在其他条件不变的情况下,个人收入每翻一倍,BMI 值将增加 1.921。同时,个人收入对 BMI 的影响在不同的性别间存在异质性,对农村女性样本 BMI 的影响更大,在 1% 的显著性水平下,个人收入每翻一倍,BMI 将增加 3.716,在男性样本中关系不显著。

① 农业税数据来自《中国农业年鉴》

② CHNS 关于收入的数据是调查期上一年的收入水平即滞后一期,如 2004 年收入的调研数据是 2003 年的收入,以此类推;农民当期生产决策和收入水平很大程度上会受到前一期国家政策的影响,因此在工具变量的使用上,2002 和 2004 年的省级人均农业税水平分别对应 CHNS 调查期 2004 年和 2006 年的个人收入

* 本文的研究样本是调查时在农村居住的群体,并非农村户籍人口,因此构建该变量与本文回归样本并不矛盾

2. 中介变量与个人收入的关系。在判断了个人收入与 BMI 之间的显著关系后, 本文将进一步分析营养摄取和膳食偏好的中介效应。根据(2)式分析个人收入与中介变量之间的关系, 回归结果如表 5 所示。

表 5 中介变量与个人收入的关系

因变量	营养摄取			膳食偏好
	碳水化合物	脂肪	蛋白质	膳食偏好
个人收入	-0.0668** (0.30)	0.850*** (0.36)	-0.356 (0.29)	-0.396 (0.52)
其他控制变量	Y	Y	Y	Y
年份虚拟变量	Y	Y	Y	Y
省份虚拟变量	Y	Y	Y	Y
Endogeneity test P-value	0.043	0.001	0.000	0.182
F-Statistic	46.829	46.829	46.829	46.829
R ²	0.221	0.127	0.142	0.016
N	16720	16720	16720	16720

表 5 中, 内生性检验结果表明个人收入在中介变量的回归中存在内生性问题。除了对膳食偏好的回归, F 统计值均大于 10, 说明本文所选工具变量不存在弱工具变量问题。对农村的全样本进行估计, 中介变量与个人收入之间的关系解释如下: 在其他变量不变的情况下, 个人收入增长, 碳水化合物的摄取降低, 脂肪的摄取增加, 这与 Huang 等(2009)的研究结果类似; 同时个人收入增长, 膳食偏好得分略微降低, 饮食偏好更不健康, 这可能与农民膳食知识不足有关, 当个人收入提高后, 反而更加偏好肉食性食物和不健康食品(李哲敏, 2008), 但这一结果并不显著。由此, 可以推断, 营养摄取是有效的中介变量, 但是膳食偏好的中介效应是否显著, 本文需做进一步的讨论。

3. 中介效应的解释和对比。

(1) 系数差异法。系数差异法通过在(1)式中逐步引入中介变量营养摄取、膳食偏好, 观察个人收入在 BMI 模型中的系数变化。内生性检验结果为 $p=0.000$, 表明个人收入存在内生性问题, 同时 F 统计值均大于 10, 说明回归不存在弱工具变量问题。结果如表 6 所示, 第(1)列为基准模型(1)式的回归结果; 第(2)~(4)列为逐步引入两个中介变量的结果, 总体来说个人收入系数 β' 相较于及模型(1)式发生了显著变化。以营养摄取为例, 将碳水化合物、脂肪和蛋白质引入基准模型中, 相较于基准模型中个人收入的系数为 1.921, 此时系数下降为 1.702(表 6 第(2)列)。

中介效应解释率计算结果见表 7 第(1)~(3)列。由本文第二部分原理篇分析可得, 营养摄取的中介效应解释率为 10.36%(见表 7 第(1)列), 膳食偏好的解释率为 0.68% [见表 7 第(2)列]。当引入所有中介变量后, 个人收入的系数 β' 与基准模型(1)式中系数 β 的差异 [见表 6 第(4)列] 表明中介效应总解释率为 $\left(\frac{\beta-\beta'}{\beta}\right)\%$, 即为 12.02% [见表 7 第(3)列]。

(2) 系数乘法。在中介效应的解释率上, 系数乘法需以 $\rho_i \hat{\lambda}_i$ 显著为前提, 如果 $\rho_i \hat{\lambda}_i$ 显著, 那么该中介变量有效, 其解释率为 $\left(\frac{\rho_i \hat{\lambda}_i}{\beta}\right)\%$; 如果所有的中介变量的总效应显著, 那么总的解释率为 $\left(\frac{\rho \hat{\lambda}}{\beta}\right)\%$ 。表 7 第(4)、(5)列根据系数乘法计算出了单个中介变量解释率, 第(6)列汇报了全部中

介变量的总解释率 $\left(\frac{\rho'\lambda}{\beta}\right)\%$ 。从结果看,膳食摄取和膳食偏好的解释率分别为 10.36%和 0.68%;二者总解释率为 12.02%。

表 6 系数差异法和系数乘法回归结果系数对比

因变量: BMI	系数差异法				系数乘法			
	基准模型中 自变量的 系数	引入中介变量后自变量的系数			个人收入 对中介变 量的影响 (I)	中介变量对 BMI 的影响(II)		
	β	β_i'	β'	λ	ρ_i'	ρ'		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
个人收入	1.921** (0.85)	1.702** (0.80)	1.908** (0.85)	1.690** (0.81)				
营养摄取:								
碳水化合物		-0.519*** (0.13)		-0.519*** (0.13)	-0.668** (0.30)	-0.519*** (0.13)		-0.519*** (0.13)
脂肪		0.167*** (0.06)		0.167*** (0.06)	0.850** (0.36)	0.167*** (0.06)		0.167*** (0.06)
蛋白质		0.739*** (0.16)		0.738*** (0.16)	-0.365 (0.29)	0.739*** (0.16)		0.738*** (0.16)
膳食偏好:								
膳食偏好			-0.031 (0.02)	-0.029 (0.03)	-0.396 (0.52)		-0.031 (0.02)	-0.029 (0.03)
Endogeneity Test	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000
F-Statistic	46.829	27.128	46.802		27.135	27.128	46.802	27.135
R ²	0.118	0.123	0.118		0.123	0.123	0.118	0.123
N	16720	16720	16720	16720	16720	16720	16720	16720

注: 表格为 OLS 回归系数, 括号里为标准误, 回归中均控制了其他控制变量以及年份和省份虚拟变量

在实证研究中, 通过对比两种方法计算的中介效应解释率, 检验回归结果是否稳健无偏。由表 7 可得, 无论系数差异法还是系数乘法, 结论都是一致的(即膳食摄取和膳食偏好的解释率分别为 10.36% 和 0.68%; 中介变量的总解释率为 12.02%)。值得关注的是膳食偏好, 尽管从表 5 的回归结果来看, 膳食偏好与个人收入之间的关系不显著, 但是从系数差异法的角度说明了 $\beta-\beta_2'$ 显著, 也就是系数乘法中的 $\rho_2'\lambda_2$ 乘积显著, 因此, 膳食偏好的中介效应仍旧是有效的。

本文仍有以下几点需要讨论和解释: 一是中介变量的中介效应有时并非完全独立。在本例中, 营养摄取的中介效应并非完全独立, 它对 BMI 的作用受到了膳食偏好的影响。如表 7 单独将营养摄取引入基准模型中时, 其解释率为 10.36%(表 7 第(4)列), 但由于个人膳食偏好也会影响其营养摄取, 由第(6)列回归结果可以发现, 营养摄取的解释率变为 11.42%; 二是在基准模型中引入中介变量时的顺序问题。在本例中, 膳食偏好会影响个人的营养摄取, 因此在回归中, 首先, 本文单独引入被影响的营养摄取变量, 观察其解释率; 其次, 将两个中介变量全部引入, 可观测到膳食偏好对营养摄取解释率的影响, 使实证结论更加丰富完善。

- ics 2010 42 (2) : 157~169
2. Aitsi-selmi et al. Childhood Socioeconomic Position ,Adult Socioeconomic Position and Social Mobility in Relation to Markers of Adiposity in Early Adulthood: Evidence of Differential Effects by Gender in the 1978 /79 Ribeirao Preto Cohort Study. *International Journal Obesity* 2013 37(3) : 439~447
 3. Baron R. M. and D. A. Kenny. *The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual , Strategic , and Statistical Sconsideration.* Chapman and Hall ,1986
 4. Blanden et al. Accounting for Intergenerational Income Persistence: Noncognitive Skills ,Ability and Education. *The Economic Journal* , 2007: 117
 5. Cawley J. The Impact of Obesity on Wages. *Journal of Human Resources* 2004 39 (2) : 451~474
 6. Chen Y. et al. Does Raising Family Income Cause Better Child Health? Evidence from China. *Economic Development and Cultural Change* 2017 65(3)
 7. Davidson R. and J. G. Mackinnon. *Econometric theory and method.* Shanghai University of Finance and Economics Press 2006
 8. Fairchild A. J. and D. P. Mackinnon. A General Model for Testing Mediation and Moderation Effects. *Prevention Science* ,2009 ,10: 87~99
 9. Freedman L. S. and A. Schatzkin. Sample Size for Studying Intermediate Endpoints within Intervention Trials or Observational Studies. *American Journal of Epidemiology* ,1992 ,136: 1148~1159
 10. Fritz M. S. and D. P. Mackinnon. Required Sample Size to Detect the Mediated Effect. *Psychological Science* 2007 ,18: 233~239
 11. Gorman W. M. Tastes ,Habits and Choices. *International Economic Review* ,1967 8(2) : 218~222
 12. Goode et al. Family Income and Child Health in China. *China Economic Review* 2014 29: 152~165
 13. Greene W. H. *Econometric Analysis.* Boston ,London 2012
 14. Hayes A. F. and M. Scharkow. The Relative Trustworthiness of Inferential Tests of the Indirect Effect in Statistical Mediation Analysis: Does Method Really Matter?. *Psychological Science* 2013 24: 1918~1927
 15. Huang K. S. and F. Gale. Food Demand in China: Income ,Quality and Nutrient Effects. *China Agricultural Economic Review* 2010 ,1 (4) : 395~409
 16. Jing Y. et al. Declining Nutrient Intake in a Growing China: Does Household Heterogeneity Matter? *World Development* ,2016 ,77: 171~191
 17. Mackinnon D. P. et al. A Comparison of Methods to Test Mediation and Other Intervening Variable Effects. *Psychological Methods* , 2002 7: 83
 18. Mackinnon D. P. et al. Confidence Limits for the Indirect Effect: Distribution of the Product and Resampling Methods. *Multivariate Behavioral Research* 2004 39: 99~128
 19. Mackinnon D. P. *Introduction to Statistical Mediation Analysis* ,Mahwah ,NJ: Earlbaum 2008
 20. Preacher K. J. and K. Kelley. Effect Size Measures for Mediation Models: Quantitative Strategies for Communicating Indirect Effects. *Psychological Methods* 2011 ,16: 93~115
 21. Sekabira H. and M. Qaim. Can Mobile Phones Improve Gender Equality and Nutrition? Panel Data Evidence from Farm Households in Uganda. *Food Policy* 2017 73: 95~103
 22. Shimokawa S. When Does Dietary Knowledge Matter to Obesity and Overweight Prevention? *Food Policy* 2013 38 (2) : 35~46
 23. Sobel M. E. Asymptotic Confidence Intervals for Indirect Effects in Structural Equation Models. *Sociological Methodology* ,1982 ,13: 290~312
 24. Suldo S. M. and E. S. Huebner. The Role of Life Satisfaction in the Relationship between Authoritative Parenting Dimensions and Adolescent Problem Behavior. *Social Indicators Research* 2004 66: 165~195
 25. Woodridge J. M. *Introduction to Econometrics.* Beijing ,China Renmin University Press 2010
 26. Zhou et al. “The Impact of Changes in Dietary Knowledge on Adult Overweight and Obesity in China. *Plos One* ,2017 ,12 (6) : e0179551
 27. 陈 东 ,刘金东.农村信贷对农村居民消费的影响——基于状态空间模型和中介效应检验的长期动态分析. *金融研究* 2013(6) : 160~172
 28. 陈 强. *计量经济学及 Stata 应用.*高等教育出版社 2015 年版
 29. 储雪玲 ,卫龙宝.农村居民健康的影响因素研究——基于中国健康与营养调查数据的动态分析. *农业技术经济* ,2010(5) :

37~46

30. 方 杰,张敏强.中介效应的点估计和区间估计: 乘积分布法、非参数 Bootstrap 和 MCMC 法.2012,《心理学报》,2012(10) : 1408~1420
31. 方 颖,赵 扬.寻找制度的工具变量: 估计产权保护对中国经济增长的贡献.《经济研究》,2011(5) : 138~145
32. 冯泰文.生产性服务业的发展对制造业效率的影响——以交易成本和制造成本为中介变量.《数量经济技术经济研究》,2009(3) : 56~65
33. 黄季焜.社会发展、城市化和食物消费.《中国社会科学》,1999(7) : 102~116,206~207
34. 李哲敏.中国城乡居民食物消费与营养发展的趋势预测分析.《农业技术经济》,2008(6) : 57~62
35. 林文声,秦 明,苏毅清,王志刚.新一轮农地确权何以影响农地流转? ——来自中国健康与养老追踪调查的证据.《中国农村经济》,2017(7) : 29~43
36. 刘 华,胡雪枝.中国城镇居民收入增长对营养需求的影响研究.《农业技术经济》,2013(2) : 95~103
37. 卢海阳,邱航帆,杨 龙,钱文荣.农民工健康研究: 述评与分析框架.《农业经济问题》,2018(1) : 110~120
38. 栾 斌,杨 俊.农村居民收入、健康支付结构与农村健康人力资本——中国省份面板数据的证据.《农业技术经济》,2015(2) : 78~84
39. 吕新业,胡向东.农业补贴、非农就业与粮食生产——基于黑龙江、吉林、河南和山东四省的调研数据.《农业经济问题》,2017(9) : 85~91
40. 苏岚岚,彭艳玲,孔 荣.农民创业能力对创业获得感的影响研究——基于创业绩效中介效应与创业动机调节效应的分析.《农业技术经济》,2016(12) : 63~75
41. 仇焕广,陈晓光,吕新业.农业经济研究的前沿问题与方法探讨.《农业技术经济》,2018(1) : 17~23
42. 孙永强,万玉琳.金融发展、对外开放与城乡居民收入差距——基于1978—2008年省际面板数据的实证分析.《金融研究》,2011(1) : 28~39
43. 王怀明,尼楚君,王翌秋.农村居民收入和收入差距对健康的影响分析——基于医疗服务配置与利用视角.《农业技术经济》,2011(6) : 120~128
44. 王 引,尹志超.健康人力资本积累与农民收入增长.《中国农村经济》,2009(12) : 24~31,66
45. 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析: 方法和模型发展.《心理科学进展》,2014(5) : 731~745
46. 温忠麟,张 雷,侯杰泰,刘红云.中介效应检验程序及其应用.《心理学报》,2004(5) : 614~620
47. 杨春艳,侯 艳,李 康.中介分析方法及其在医学研究中的应用.《中国卫生统计》,2017(1) : 159~162
48. 赵连阁,邓新杰,王学渊.社会经济地位、环境卫生设施与农村居民健康.《农业经济问题》,2018(7) : 96~107
49. 甄红线,张先治,迟国泰.制度环境、终极控制权对公司绩效的影响——基于代理成本的中介效应检验.《金融研究》,2015(12) : 162~177

Comparative analysis of the Mechanism of Mediation Effects

——Evidence from Farmers' Income and Health

LI Hui ,WANG Xiaobing ,REN Yanjun

Abstract: Under the framework of the mediating effect analysis , the existing literature goes beyond analyzing the mutual influence of variables but the internal mechanisms of these effects. Two kinds of mediation effects analysis methods including coefficient difference and coefficient product methods are documented. This paper systematically introduces the procedures and differences of the two methods , and tends to prove the consistency of them. Using the China Health and Nutrition Survey (CHNS) data , this study analyzes the relationship between farmers' income and health , as well as its mediation effects by using the two methods mentioned above. To address the endogeneity problem of income in the estimations , this study rests on the instrument variables

(IV) to validate the mediation effects of nutritional intake and dietary preference on the relationship between farmers' income and health. The results show that the two decomposition methods draw the same conclusions as follows: first, approximately 12.02% of farmers' income effect on health is through the influences of nutrient intake and dietary preference, and nutritional intakes take the largest mediating effect (10.36%); secondly, individual income could affect health independently, and this effect might be through other unobservable mechanisms.

Keywords: Mediation effect; Coefficient difference method; Coefficient multiplication method

责任编辑:吕新业