

肥胖脆弱性：概念与测度*

全世文

摘要：本文将“脆弱性”的概念引入肥胖研究领域，提出了“肥胖脆弱性”的概念，解释了其内涵和测度原则，并重点介绍了肥胖脆弱性的测度方法及其注意事项。“期望肥胖概率”测度方法不依赖于福利函数形态的特点使其更适用于测算肥胖脆弱性，但是，贫困领域常用的“50%”脆弱线则并不适用于肥胖脆弱群体的识别。本文采用“中国健康与营养调查”数据测度了中国居民的肥胖脆弱性，说明了致胖风险的结构和不同类型肥胖脆弱群体的差异。中国居民体质指数的预测均值和预测方差存在“正U型”关系，个体异质性风险在致胖风险中占主导地位，也是肥胖脆弱性水平的关键影响因素，省域协同风险的占比较社区协同风险更高。协同风险占比存在下降趋势，而且北方地区协同风险的占比大幅高于南方地区。“暂时脆弱”群体和“持久脆弱”群体的脆弱原因存在差异，相应地，前者应以缓解随机风险为预防目标，后者则应以提高长期体质管控能力为预防目标。

关键词：肥胖 脆弱性 体质指数 风险

中图分类号：F063.2 C913.9 **文献标识码：**A

一、引言

当前，肥胖问题已经成为一个严重的世界性公共卫生问题。根据世界卫生组织统计，2016年全球成年人超重率和肥胖率分别为39%和13%，肥胖症人数达到1975年的三倍，肥胖引起的死亡人数已经超过营养不良引起的死亡人数^①。改革开放以来，随着收入水平的提高和生活方式的转变，中国的肥胖问题也日趋严重。2016年中国成年人超重率和肥胖率分别达到33.8%和6.2%，肥胖率相对于改革开放初期增加了11.4倍，同期增长速度在全球排名第8位，远超过所有发达国家的增长速度；当前，中国超重人数排名全球第一，而且中国的肥胖率表现出稳定且快速上升的趋势，近年来基本保持5%以上的年增长率，考虑到中国庞大的人口基数，中国肥胖人数也有望超过美国成为全球第一^②。

鉴于全球肥胖率的快速上升，医学、经济学、心理学等多个学科开展了大量深入的研究，探索肥

* 本文是国家社会科学基金青年项目“我国城乡居民的食品可持续消费行为研究”（项目号：18CJY014）及国家自然科学基金重点基金项目“食品安全消费者行为与风险交流策略研究”（项目号：71633005）的阶段性研究成果。

^① 资料来源于世界卫生组织网站，<https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/obesity-and-overweight>。

^② 相关数值根据跨国肥胖率数据（来源于世界卫生组织网站）和跨国人口数据（来源于世界银行网站）计算得到。

胖的健康损害，理解肥胖的成因，并制定肥胖的市场干预政策。从经济学角度看，公众健康兼有私人物品和公共物品的性质，肥胖率的提高会给个人和社会带来经济负担。肥胖带来的福利损失包括但不限于：致病和死亡风险上升、劳动生产率和收入下降、个人医疗支出和公共卫生支出上升、精神负担提高、幸福感下降（Hill et al., 2018）。从热量平衡来看，肥胖可以被理解为个体一定时间内摄入的热量超过了消耗的热量。Rosin（2008）将影响个体热量平衡的原因概括为三类：生物学原因（例如遗传因素）、个人行为原因（例如高热量食品消费量、睡眠是否规律）、社会经济环境原因（例如城镇化水平）。相应地，政府可以通过不同类型的干预措施改变市场环境、引导公众合理膳食和参与锻炼，从而阻止肥胖问题的持续恶化（Ananthapavan et al., 2014）。

与现有研究有所不同，本文从“脆弱性”这个新的视角来讨论肥胖问题。“脆弱性”（Vulnerability）一词早期主要被医学和生态学研究用来指代个体或系统抵御某种疾病、风险或灾害的能力。在《2000/2001年世界发展报告》中，脆弱性的概念被首次正式引入到社会科学领域，用来“测度（个体或系统）在面对福利下降冲击时的恢复能力”。随后，贫困研究广泛引入了脆弱性的概念，并根据不同的定义和理论假设开发了一系列用来测度和分解脆弱性的方法体系（例如 Chaudhuri, 2003; Ligon and Schechter, 2003; Naudé et al., 2009）。虽然关于脆弱性概念和内涵的理解尚存在分歧，但是，现有研究存在两个基本共识：一是当前的福利水平并不能反映未来的福利状况，脆弱性强调对未来福利水平的动态预测，而非对当前福利水平的静态分析，前者对应于事前的预防措施，后者对应于事后的治疗措施；二是风险在脆弱性的概念中处于核心地位，不同个体的风险态度不同，面临的风险类别不同，应对风险的能力也不同，因此，个体未来福利水平偏离当前福利水平的可能性也存在不同。

在肥胖研究中引入脆弱性的思想具有重要的理论价值和实践意义。首先，风险本身就是福利水平的一个组成部分。评价个体的健康福利不仅要考虑静态的健康状态，也要考虑动态的健康风险。脆弱性概念的引入有助于完善健康经济学的研究体系。肥胖研究不仅要分析“谁现在是肥胖的”，还要识别“谁将来有可能肥胖”。在生命周期中，个体的体质状况显然不是一成不变的。根据笔者对“中国健康与营养调查”（CHNS）数据的计算，在2009年、2011年和2015年三轮调查的成年人平衡面板数据中，24.0%的成年人经历过“超重”和“非超重”状态的转变，12.3%的成年人经历过“肥胖”与“非肥胖”状态的转变。其次，识别脆弱性群体有助于设计具有针对性的肥胖预防措施。鉴于中国当前肥胖率相对不高但增长速度过快的基本事实，为了避免重蹈发达国家“先肥胖，后治疗”的覆辙，预防性思想在公共健康政策的制定中具有格外重要的意义。《“健康中国2030”规划纲要》把“超重、肥胖人口增长速度明显放缓”作为重要的行动目标，并提出了“落实预防为主，推行健康生活方式，减少疾病发生”的行动原则。根据 Ananthapavan et al.（2014）对肥胖干预措施的总结，事前预防性措施比事后治疗性措施更加有效且节约成本。制定预防性措施的前提就是要富有前瞻性地识别出易胖人群，即“谁是肥胖脆弱的”。

从现有文献资料看，尚未见到肥胖领域的相关研究考察脆弱性问题。本文的研究目标有两个：第一，提出“肥胖脆弱性”的概念，并说明其内涵与测度方法。虽然其他领域研究围绕脆弱性形成的大量研究成果是理解和测度肥胖脆弱性的重要基础，但是，肥胖脆弱性的福利函数和测度过程都存在一

定特殊性，因此，不能将其他领域关于脆弱性的研究范式简单套用于肥胖脆弱性的分析。本文将在梳理脆弱性的概念、内涵和测度原则的基础上，提出适用于肥胖脆弱性的测度方法，并指出测度过程中需要注意的问题。第二，为肥胖脆弱性的测度和致胖风险的分解提供实证研究案例。本文将采用“中国健康与营养调查”（CHNS）数据对成年人的肥胖脆弱性进行测度，描绘肥胖与肥胖脆弱性之间的关系，说明肥胖脆弱性的主要风险来源，并分析“持久脆弱”和“暂时脆弱”两类群体的差异。

二、概念与模型

（一）肥胖脆弱性的概念、内涵与测度原则

理解肥胖脆弱性的内涵需要借鉴贫困领域对脆弱性概念的研究。参考《2000/2001 年世界发展报告》与相关研究（例如 Hoddinott and Quisumbing, 2010; Mahanta and Das, 2015），社会科学中的脆弱性可以被理解为“个体或系统在遭遇不利条件时无能力进行应对的状态”。脆弱性概念的两个核心构成是：导致不利条件出现的风险（或冲击）、个体或系统应对风险的能力。风险的不确定性意味着脆弱性是一个“预估值”，而不是一个“观测值”；风险导致的不利条件意味着脆弱性是针对福利水平不达标的“不利事件”的预估，而不是对福利水平超标的“有利事件”的预估。与此同时，应对能力反映了在不利条件下个体或系统是否以及在多大程度上可以维持福利水平，因此，脆弱性应该与应对能力成反比。

从风险来源看，凡在未来特定时点可能打破个体能量摄入平衡的不确定因素都构成了潜在的致胖风险。其中，微观层面的“异质性风险”包括：食物消费量的上升、个体饮食偏好的变化（例如增加高热量食物消费）、运动行为的变化（例如工作或通勤状态变化导致运动减少）、患特定疾病（例如高血压、糖尿病）等。这些风险都会导致个人肥胖脆弱性的上升。区域或宏观层面的“协同风险”包括：工业化的食品生产模式导致高热量食品的相对价格下降、城镇化水平提高引起高热量食品的可得性提高（例如“洋快餐”门店增加）、社会用餐模式的转变（例如外卖配送方式快速普及）等。这些风险会导致区域肥胖率的上升。面对以上风险，个体可以有意识地采取应对措施（例如培养健康饮食习惯、增加体育健身活动）对体质状态进行控制，政府也可以采取相应的公共健康政策。显然，不同个体的自我控制能力及其对公共健康政策的反馈都存在差异：控制能力越强，反馈越积极，致胖风险得到缓解的可能性就越高，也即个体的肥胖脆弱性就会越低。

参考 Gallardo (2018) 的研究并进行一般化处理，第 t 期预估的第 $t+1$ 期的肥胖脆弱性可以被定义为： $v_t = V(W(\tilde{y}), E_t(W(y_{t+1})))$ 。其中， y 表示福利指标，即体质指数（贫困领域的福利指标是消费）， W 表示福利指标对应的福利函数或效用函数，存在 $\partial W / \partial y < 0$ ^①， \tilde{y} 表示福利指标的“达标门槛”，

^① 在贫困领域，消费或收入的边际效用为正，即 $\partial W / \partial y > 0$ ；在肥胖领域，体质指数的福利函数应该表现为“倒 U 型”，即合理区间内的体质指数带来的福利水平最高。肥胖可以简单地定义为“体质指数超标”，所以，此处仅考虑“倒 U 型”的右半段，即体质指数上升导致福利水平下降的情形。

即肥胖的体质指数标准（贫困领域的门槛通常是贫困线）， E 表示期望算子。假设 y 在 $t+1$ 期存在 S 种可能的状态，其中，状态 s 发生的概率和对应的体质指数为 p^s 和 y_{t+1}^s 。根据对脆弱性内涵的理解，应该存在： $\partial V/\partial y_{t+1}^s > 0, \forall p^s > 0$ ，即任何一种状态下的体质指数上升都会提高预估的肥胖脆弱性。导致体质指数下降（福利水平上升）的原因既可能来自于风险的降低（危害程度降低或危害发生的概率降低），也可能来自于个体风险应对能力的提高。研究者的目标首先是定义具体的函数形式 $V(\cdot)$ ，使其满足脆弱性内涵的基本要求。为了进一步说明这种要求，本文将 Gallardo（2018）提出的分类标准进行拓展，并应用于肥胖脆弱性的分析，具体如表 1 所示。

表 1 四种不同类型的肥胖脆弱人群

类型	定义	是否肥胖脆弱
类型 1	$y_{t+1}^s > \tilde{y}, \forall s$	确定肥胖导致的脆弱型
类型 2	$E_t(y_{t+1}) > \tilde{y}, \exists y_{t+1}^s < \tilde{y}, p^s > 0$	预期肥胖导致的脆弱型
类型 3	$E_t(y_{t+1}) < \tilde{y}, \exists y_{t+1}^s > \tilde{y}, p^s > 0$	波动性导致的脆弱型
类型 4	$y_{t+1}^s < \tilde{y}, \forall s$	确定不肥胖导致的非脆弱型

表 1 根据 y_{t+1}^s 的分布特征定义了四种不同的肥胖脆弱型人群。其中，类型 4 意味着在所有的状态下，体质指数都低于肥胖标准，此类人群可以被称之为“确定不肥胖导致的非脆弱型”；反之，类型 1 意味着在所有的状态下，体质指数都高于肥胖标准，此类人群可以被称之为“确定肥胖导致的脆弱型”。定义脆弱性函数 $V(\cdot)$ 的关键在于识别类型 2 和类型 3。其中，类型 2 表示虽然存在体质指数低于肥胖标准的状态，但是人群预期的体质指数高于肥胖标准；类型 3 表示虽然存在体质指数高于肥胖标准的状态，但是人群预期的体质指数低于肥胖标准。类型 2 人群和类型 3 人群在多大程度上应该被判定为肥胖脆弱取决于两个因素。

第一个因素是个体对致胖风险的态度，即 $\partial^2 W/\partial y$ 的方向。首先，若个体是风险厌恶型，在 $E_t(y_{t+1}) < \tilde{y}$ 的条件下，存在 $E_t(W(y_{t+1})) < W(\tilde{y})$ 的可能性，因此，类型 3 人群有可能被识别为肥胖脆弱。反之，在 $E_t(y_{t+1}) > \tilde{y}$ 的条件下， $E_t(W(y_{t+1})) < W(\tilde{y})$ 必然成立，因此，类型 2 人群比类型 3 人群应该在更大程度上被识别为肥胖脆弱。其次，若个体是风险偏好型，在 $E_t(y_{t+1}) < \tilde{y}$ 的条件下， $E_t(W(y_{t+1})) < W(\tilde{y})$ 必然不成立，因此，类型 3 人群被识别为肥胖脆弱的概率大幅下降。反之，在 $E_t(y_{t+1}) > \tilde{y}$ 的条件下， $E_t(W(y_{t+1})) < W(\tilde{y})$ 并不必然成立，因此，类型 2 人群并不一定会被识别为肥胖脆弱。最后，若个体是风险中性的，那么，类型 2 等价于 $E_t(W(y_{t+1})) < W(\tilde{y})$ ，类型 3 等价于 $E_t(W(y_{t+1})) > W(\tilde{y})$ ，两类人群在多大程度上被判定为肥胖脆弱仅取决于下边第二个因素。在风险厌恶的假设下，Gallardo（2018）认为类型 2 人群应该被完全识别为肥胖脆弱群体，本文称之为“预期肥胖导致的脆弱型”；类型 3 人群仅存在一定的概率被识别为肥胖脆弱群体，本文将类型 3 中的脆弱群体称为“波动性导致的脆弱型”。

第二个因素是肥胖脆弱性的判断标准。由函数 $V(\cdot)$ 定义的脆弱性通常情况下是一个连续变量， v_t 的取值越大，个体肥胖脆弱的程度就越高。无论风险态度如何， $\partial V/\partial y_{t+1}^s > 0$ 导致必然存在 $E(v_t | \text{类型1}) > E(v_t | \text{类型2}) > E(v_t | \text{类型3}) > E(v_t | \text{类型4})$ 。但是，许多研究需要进一步得到一个

离散的脆弱性，即“是否脆弱”或者“高度脆弱，低度脆弱和不脆弱”。这就需要人为设定一个判断标准。如果标准过高，则被判定为脆弱的人群就会较少，反之，如果标准过低，则被判定为脆弱的人群就会较多。假设致胖风险的厌恶者较偏好者更多，那么，一个合理的判断标准应该满足：类型1人群确定脆弱，类型4人群确定非脆弱，类型2人群在较大程度上（或完全）被判定为脆弱，而类型3人群在相对较小的程度上（但不能完全没有）被判定为脆弱。值得注意的是，判断标准通常和脆弱性的测度方法直接相关，而测度方法又涉及到分布函数 $f(W(y_{t+1}))$ 的特征，其取决于 y_{t+1} 的分布和福利函数 $W(y_{t+1})$ 的形态。

根据形成脆弱性原因的差异，Chaudhuri (2003) 将脆弱群体分为“持久脆弱”（或“结构性脆弱”）群体和“暂时脆弱”群体，前者主要是由风险应对能力长期不足导致的脆弱，后者则是由临时性的高风险导致的脆弱。相应地，针对两种不同类型的肥胖脆弱群体就需要设计不同类型的预防策略。在不考虑风险态度的条件下，Günther and Harttgen (2009) 仅根据 $E_t(y_{t+1})$ 和 \tilde{y} 的关系来区分“持久脆弱”和“暂时脆弱”，也就是说，在被判定为脆弱的群体中，类型1和类型2属于“持久脆弱”，类型3则属于“暂时脆弱”。Foster (2009) 则建议根据个体连续几期的福利指标是否达标来做出判断。就本文而言，在被判断为肥胖脆弱的群体中，仅当观测期的 y_t 和预测的 $E_t(y_{t+1})$ 同时高于 \tilde{y} 时，个体才属于“持久脆弱”，其他情况属于“暂时脆弱”。

（二）肥胖脆弱性的测度方法

本文重点对比两种脆弱性测度方法在肥胖分析中的适用性^①。第一种方法是以 Chaudhuri (2003) 为代表的“根据期望贫困定义的脆弱性”（Vulnerability as Expected Poverty, VEP），在肥胖脆弱性测度中，本文将其称为“根据期望肥胖定义的脆弱性”（Vulnerability as Expected Obesity, VEO），即个体在未来特定时点体质指数达到（超过）肥胖标准的概率。第二种方法是以 Ligon and Schechter (2003) 为代表的“根据低值期望效用定义的脆弱性”（Vulnerability as Low Expected Utility, VEU），本文在肥胖脆弱性测度中仍沿用这一称谓，即个体对未来特定时点的体质效用期望值低于肥胖标准下确定性效用的程度。

根据 VEO 方法的定义，函数 $V(\cdot)$ 在 y_{t+1} 服从离散或连续分布时的形式可以写为：

$$v_t^{VEO} = \sum_s p^s, \forall s | y_{t+1}^s > \tilde{y} \quad \text{或者} \quad v_t^{VEO} = \int_{\tilde{y}}^{\infty} f(y_{t+1}) dy_{t+1} \quad (1)$$

根据 VEU 方法的定义，函数 $V(\cdot)$ 可以写为：

$$v_t^{VEU} = W(\tilde{y}) - E_t(W(y_{t+1})) \quad (2)$$

^① 除了这两种方法以外，贫困脆弱性还有另外两种典型的测度方法，分别是“根据不确定性风险暴露定义的脆弱性”和“根据平均风险定义的脆弱性”。Gallardo (2018) 对四种方法进行了简单的对比评述。本文不考虑后两种方法主要有以下考虑：第一，虽然在风险基础上构建的方法克服了 VEP 方法和 VEU 方法的一部分弊端，但是，这些方法不具有预估脆弱的前瞻性，需要借助辅助手段或辅助信息实现“预测”效果；第二，VEP 方法和 VEU 方法对脆弱性的定义更加直观，其应用研究的数量远多于后两种方法。

作为一个概率模型，VEO 定义的脆弱性并没有考虑福利函数 $W(y_{t+1})$ ，或者说，其隐含了风险中性假定，即 $W(y_{t+1})$ 为线性函数。根据 (1) 式，表 1 中的类型 4 存在 $v_t^{VEO} = 0$ ，类型 1 存在 $v_t^{VEO} = 1$ ，类型 2 和类型 3 则存在 $0 < v_t^{VEO} < 1$ ，类型 2 人群和类型 3 人群是否属于肥胖脆弱取决于分布函数 $f(y_{t+1})$ 和脆弱性的判断标准。例如，贫困研究通常采用 50% 作为脆弱线，假设 $f(y_{t+1})$ 为对称分布，那么，类型 2 人群属于脆弱且 $0.5 < v_t^{VEO} < 1$ ，类型 3 人群属于非脆弱且 $0 < v_t^{VEO} < 0.5$ 。相比之下，由 VEU 定义的脆弱性建立在经济学的期望效用理论基础之上。根据 (2) 式，表 1 中的类型 4 存在 $v_t^{VEU} < 0$ ，类型 1 存在 $v_t^{VEU} > 0$ ，因此，VEU 的脆弱标准即为零值，负值表示非脆弱，正值表示脆弱，取值越大，脆弱程度越高。显然，如果假设风险中性，则 VEU 就简单退化为了“预期肥胖的程度”，即肥胖标准与期望体质之差，那么，类型 2 人群属于脆弱，类型 3 人群属于非脆弱。如前文所述，仅当风险厌恶时，类型 3 才有可能被判断为脆弱。

在贫困领域，VEU 方法被认为克服了 VEP 方法的两个缺陷：一是分布函数 $f(y_{t+1})$ 需提前做出假设（非参数估计除外）；二是 VEP 对风险不够敏感（Ligon and Schechter, 2003; Gallardo, 2018）。但是，VEU 方法同样存在弊端，即需要提前对福利函数 $W(y_{t+1})$ 的形式做出假设。在贫困领域，收入或消费是最广泛的衡量福利的指标，其分布函数 $f(y_{t+1})$ 和效用函数 $W(y_{t+1})$ 的形态都有大量经验研究进行论证，通常认为 $f(y_{t+1})$ 为对数正态分布，在风险厌恶的假设下， $W(y_{t+1})$ 为凹函数。因此，VEU 的实质性优势仅在于引入了风险态度，而缺点在于尽管 $W(y_{t+1})$ 为凹函数，但具体的函数形态仍需进行人为假设。

值得注意的是，在肥胖脆弱性的测度中，VEU 方法的优势转变为了劣势。一个关键的问题在于肥胖福利函数的凹性及具体形态并不像收入或消费的效用函数一样具有广泛的共识。第一，肥胖对个体福利的影响存在多种机制，如健康风险上升、劳动生产率下降、精神负担加重等。显然，在不同的影响机制下，肥胖的福利函数的非线性特征很有可能是不一致的。而且，健康问题同时兼有私人物品和公共物品的属性，导致肥胖的福利函数还会涉及非市场价值的评估问题。第二，肥胖对个体福利的影响机制存在多个中间环节。例如，肥胖首先影响特定疾病的发病率，发病率上升引起医疗支出上升，支出上升进而导致个体福利下降。这一传导链条涉及三个函数关系，除了单调性假设以外，很难直观上就福利函数的凹性提出令人信服的假设。而且，不同影响机制下的中间环节也存在差异，这进一步增加了肥胖福利函数的不确定性。第三，个体关于肥胖问题的风险态度具有异质性。大量的经济学和心理学研究都支持低收入群体对财富的风险厌恶态度，但是，鲜有研究揭示超重和肥胖群体对体质指数的风险态度。由于个体身体素质存在差异，对肥胖的主观认知也不尽一致，所以，不能排除个体体质指数的主观福利函数为凸函数的可能性。

西方医学研究尝试采用自述式量表（例如 SF-12）来测度个人的健康得分或健康效用，在此基础上，Kortt and Clarke (2005) 通过调查数据拟合了体质指数和健康效用之间的函数关系，发现随着体质指数的增高，健康效用拟合值的方差会显著增加，而且，健康效用均值甚至呈现出了小幅的波动。Baker et al. (2010) 构建的数学模型则显示，在体质指数超过肥胖标准的阶段，健康效用表现为凸函数。

鉴于此，VEU 方法对福利函数形式的统一设定在肥胖脆弱性测度中是一个很强的假设条件，在函

数形式不明确的情况下，不宜采用 VEO 方法测度肥胖脆弱性。相比之下，VEO 方法不依赖于福利函数的特点使其更适用于肥胖脆弱性的测度。但是，采用 VEO 方法仍需要两个前提设定。第一，设定体质指数的分布函数 $f(y_{t+1})$ 。大量统计结果显示，国民体质指数近似呈现正态分布或正偏态分布，而且，随着经济发展带来超重率和肥胖率的提高，其正偏态的程度会逐渐上升。因此，根据体质指数的经验分布状态可以预设 $f(y_{t+1})$ 服从正态分布或对数正态分布。

第二，设定脆弱标准。期望肥胖概率是 $f(y_{t+1})$ 在区间 $[\tilde{y}, \infty)$ 上的定积分，期望肥胖概率低于 50% 意味着 $E(\text{median}(y_{t+1})) < \tilde{y}$ 必然成立，那么，无论 $f(y_{t+1})$ 服从对称分布还是正偏态分布，以 50% 作为单期脆弱线都意味着表 1 中的类型 3 人群不可能被识别为肥胖脆弱，这就违背了前文介绍的合理的脆弱标准应该满足的条件，类型 3 人群中的脆弱群体是“暂时脆弱”类型群体的典型构成部分。也就是说，贫困领域中常用的 50% 单期脆弱线并不适用于判断人群是否具有肥胖脆弱性；要保证类型 3 人群中有一部分群体被识别为脆弱，单期脆弱线必须低于 50%，体质指数分布的正偏态性越强，肥胖脆弱线就应该越低。考虑到期望肥胖概率是一个连续变量，而模型设定和估计方法的差异都会导致测算的脆弱性出现差异，因此，脆弱性测度值的相对意义强于绝对意义。肥胖脆弱群体的判断更宜根据样本脆弱性的相对排序，而非一个特定的门槛值。本文建议将预测期的“肥胖率”作为脆弱性发生率，据此判断每个样本是否肥胖脆弱。

（三）肥胖脆弱性的估计模型

根据 VEO 方法的定义，测度肥胖脆弱性的关键是估计体质指数的分布函数 $f(y_{t+1})$ ，基于正态分布的假设，即为估计 y_{t+1} 的均值和方差。作为一个事前的预测，个体 i 在 $t+1$ 期体质指数的分布 $f(y_{i,t+1})$ 需要通过所有观察期的信息 $\mathbf{I}_{i,\leq t}$ 进行估计。由于长期追踪数据的缺失，Chaudhuri (2003) 提出了在截面数据或短期面板数据基础上采用三步骤可行广义最小二乘 (FGLS) 方法估计 y_{t+1} 均值和方差的技术路线，并被后续研究广泛采用。Günther and Harttgen (2009) 在截面数据基础上进一步将均值估计式扩展为双层模型，从而可以将总方差（总风险）分解为社区层面的协同性风险和个体层面的异质性风险。本文拟同时采用两种技术路线对肥胖脆弱性进行测算，首先考虑在短面板数据中采用 FGLS 方法。

$$y_{i,t} = I_{i,t}\beta + e_{i,t} \quad (3)$$

$$e_{i,t}^2 = I_{i,t}\theta + \eta_{i,t} \quad (4)$$

(3) 式和 (4) 式分别定义了体质指数 $y_{i,t}$ 的均值模型和方差模型^①。根据脆弱性的定义，向量 $I_{i,t}$ 包括的信息从性质上可以分为两类：一类变量用来反映个体遭遇的致胖风险，另一类变量用来反映个体应对致胖风险的能力或者自我管控体质的能力。从实际操作来看，这些信息包括了时变因素（年龄、收入水平、受教育水平、热量摄入量、城镇化水平等）和非时变因素（性别、民族等）。假设样本在 $t+1$

^① 为了得到正向的估测方差，(4) 式通常会将对因变量取对数进行估计。

期面临的致胖风险并不会发生系统性变化，即体质指数的预测系统总体上是一个平稳过程，则 $E(y_{i,t+1} | I_{i,t}) = \hat{y}_{i,t} = I_{i,t} \hat{\beta}$ ，且 $Var(y_{i,t+1} | I_{i,t}) = \hat{\sigma}_{e_i}^2 = I_{i,t} \hat{\theta}$ 。于是，脆弱性可以估算为： $\hat{v}_i^{VEO} = \Phi\left(\frac{E(y_{i,t+1} | I_{i,t}) - \tilde{y}}{\sqrt{Var(y_{i,t+1} | I_{i,t})}}\right)$ 。采用面板数据估算脆弱性的优势在于，可以通过控制个体效应从而将异质性风险分解为个体特定的异质性风险和随机风险，并且可以避免因遗漏个体效应而高估预测方差，即（3）式中的误差项应该写为： $e_{i,t} = \mu_i + \varepsilon_{i,t}$ ，其中， $\varepsilon_{i,t}$ 表示观测值层面的随机误差， μ_i 表示个体效应。Chaudhuri（2003）将 μ_i 定义为固定效应参数，于是，（3）式定义了一个标准的面板固定效应模型。

笔者将上述模型扩展为基于面板数据的多层模型。数据的分层结构为 $(i, t) \in i \in j \in m$ ，即观测样本 (i, t) 属于省份 m 社区 j 的个体 i 。定义信息向量 $I_{i,t} = (X_{i,t}, Z_{j,t}, R_{m,t})$ ，其中， X 、 Z 和 R 分别表示个体、社区和省份层面的观测变量，则均值估计式可以写为：

$$y_{i \in j \in m, t} = \gamma_{000} + \gamma_{001} R_{m,t} + \gamma_{01} Z_{j,t} + (\gamma_{100} + \mu_{10m} + \mu_{1j}) X_{i,t} + \gamma_{101} R_{m,t} X_{i,t} + \gamma_{11} Z_{j,t} X_{i,t} + \mu_{00m} + \mu_{0j} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

（5）式定义了一个四层模型^①，其中，社区和省份观测变量 Z 和 R 分别通过直接效应 γ_{01} 、 γ_{001} 和间接效应 γ_{11} 、 γ_{101} 对体质指数产生影响。个体观测变量对体质指数的直接影响在社区和省域层面存在异质性，两者分别通过参数 μ_{1j} 、 μ_{10m} 反映。将 μ_i 定义为随机效应参数，则根据（5）式，模型中的致胖风险可以分解为，

$$Var(e_{i,t}) = Var(\mu_{00m}) + Var(\mu_{0j}) + Var(\mu_i) + Var(\varepsilon_{i,t}) \quad (6)$$

（6）式右侧的风险依次表示省域协同风险、社区协同风险、个体异质性风险和随机异质性风险。对（5）式进行估计可以计算出预测体质指数均值 $E(y_{i,t+1} | I_{i,t}) = \hat{y}_{i,t}$ ，进而可以参照（4）式对方差进行估计并计算出预测方差 $Var(y_{i,t+1} | I_{i,t}) = \hat{\sigma}_{e_i}^2$ 。需要说明的是，分层模型的运算时间是随机参数数量的指数函数，所以，为了尽量提高运算效率，需要首先对（5）式的分层级数进行检验，并对设定进行精简优化。

三、数据及变量说明

本文采用的面板数据来自“中国健康与营养调查”（CHNS）。该调查由北卡罗来纳大学人口中心和中国疾病预防控制中心国家营养与食品安全研究所合作开展，聚焦于中国国民体质、健康、营养和社会经济状况。CHNS 的调查样本覆盖山东、广西、江苏、河南、湖北、湖南、贵州、辽宁、重庆、

^① 篇幅原因，不再提供（5）式多层模型的演绎过程，如有需要可以与作者联系。

黑龙江、北京、上海 12 个省（市、区）。目前，该调查从 1989 年到 2015 年一共开展了 10 轮，每轮调查访问 180 个到 300 个城乡社区 3000 户到 6000 户居民^①。和目前国内其他公开调查数据库相比，CHNS 数据更适用于测度肥胖脆弱性，其核心优势在于两点：第一，CHNS 关于营养和健康的调查数据更为丰富，例如，通过详尽的食物消费数据可以构建信度更高的热量摄入指标；第二，CHNS 追踪样本的比例相对更高，超过半数的个体至少可以追踪连续的两期数据，超过 1000 个个体甚至可以追踪 10 轮调查的平衡面板数据。

（一）样本框与被解释变量

分析首先需要筛选合适的样本。第一，儿童和青少年体质发育尚未成熟，肥胖的评价标准在不同成长期并不统一，而且，不同年龄段面临的致胖风险可能存在结构性差异，导致其数据结构的稳定性较弱。因此，本文仅以成年人（年龄大于等于 18 岁）作为研究对象测度肥胖脆弱性。第二，前文（3）式、（4）式和（5）式都潜在假设待估参数不随时间发生变化，较长期的追踪数据可能违背这一假设。然而，采用追踪数据估算脆弱性比截面数据更具优势。作为一个权衡，本文采用 2000 年到 2011 年五轮调查数据测算脆弱性。2015 年调查食物消费（热量摄入）数据尚未发布，因此，该年度数据仅用于比较 2011 年样本测算的肥胖脆弱性和观测的肥胖^②。

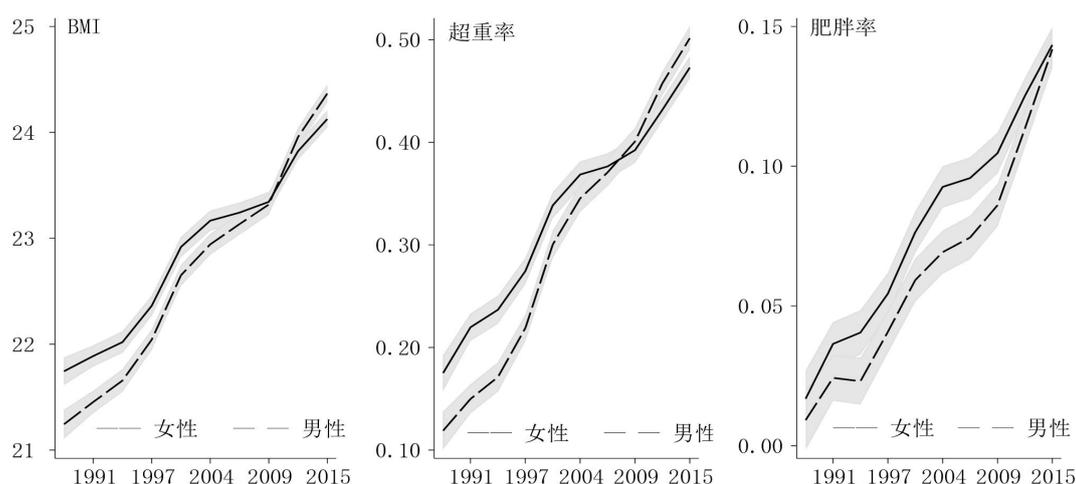


图1 中国成年人历年体质指数、超重率和肥胖率统计

注：①阴影部分表示 95%置信区间；②数据来源于 CHNS 数据库。

^① 关于 CHNS 抽样方法与调查内容的说明可以登录数据库网站 (<https://www.cpc.unc.edu/projects/china>) 进行查询，或参考 Zhang et al. (2014)。

^② 在测度单期贫困脆弱性的研究中，预测期通常被定义为 1 年或 2 年。本文根据 2000 年到 2011 年样本预估的第 $t+1$ 期肥胖概率并不特指具体的预测期，但是，用作比较分析时，这里的“ t ”表示调查轮次，而非年份。这一方面是因为数据受限（CHNS 每轮调查间隔 2 年到 4 年），没有更临近年份的调查数据用来对比。另一方面，适当延长肥胖脆弱性的预测期具有相对合理性，这是因为和致贫风险存在大量“短期”风险有所差异，致胖风险主要表现为“慢性”风险。

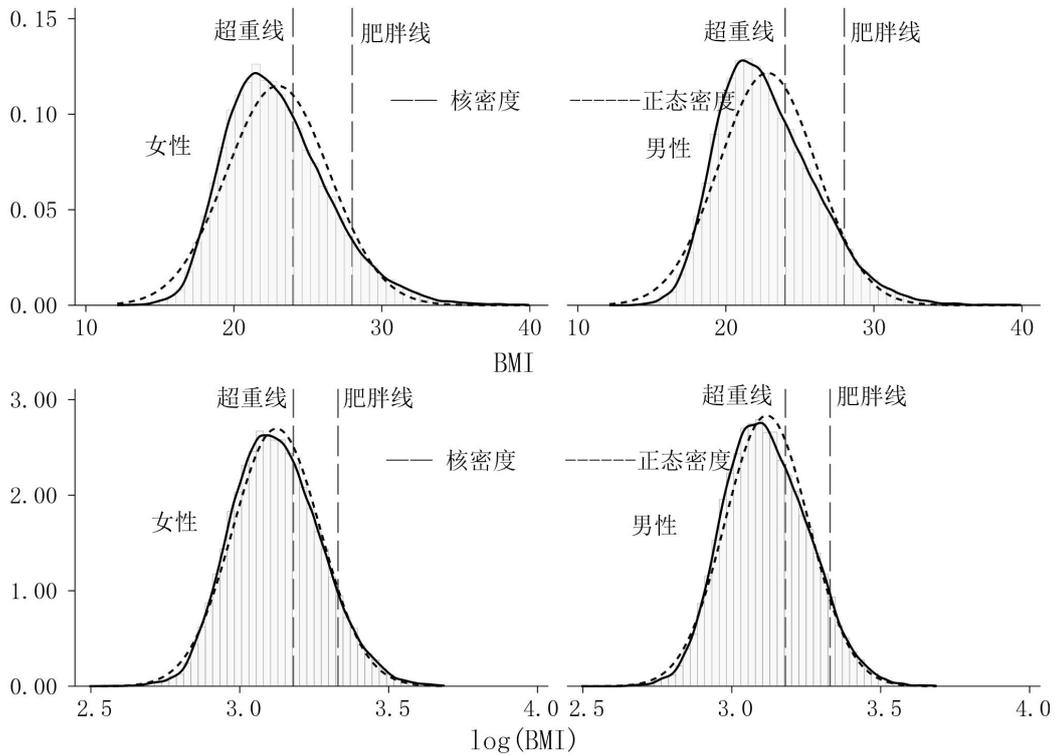


图2 中国成年人体质指数的分布

注：①为了减少拖尾，绘图删去了 BMI>40 的样本；②数据来源于 CHNS 数据库。

测度肥胖脆弱性还需要确定肥胖的测度指标。医学研究评价肥胖的测量指标包括体质指数(BMI)、标准体重、体脂率、腰围、腰臀比、腰围身高比等，本文选择在成年人肥胖评价中应用最为广泛的 BMI 指标。根据中国卫生部疾病控制司的建议，中国成年人超重和肥胖的标准分别为 BMI 达到 24.0 和 28.0。图 1 是根据 CHNS 各轮调查数据描绘的中国成年人体质指数的变化趋势，男性 BMI 和女性 BMI 都表现出稳定上升的趋势，2015 年男性和女性样本的 BMI 均值分别为 24.37 和 24.13，都达到了超重标准，男性和女性超重率分别达到 50.15%和 47.29%，肥胖率分别达到 14.19%和 14.34%。

图 2 描绘了中国成年人体质指数的分布图。从核密度和正态密度的对比可以判断，男性样本和女性样本的 BMI 都表现为正偏态分布，计算结果显示，其偏态系数分别为 0.65 和 0.68。考虑到 BMI 分布的偏态系数并不足够大，因此，采用 VEO 方法测算肥胖脆弱性可以直接假设 BMI 服从正态分布。但是，正态分布假设会小幅弱化右侧拖尾部分的概率，导致严重肥胖者的脆弱性被低估。相比之下，取对数后的 BMI 分布与正态分布更加接近，男性样本和女性样本的偏态系数分别为 0.24 和 0.22，因此，假设 BMI 服从对数正态分布与经验数据的特征更加吻合。

(二) 协变量的选择与描述

结合肥胖领域的相关研究，引起肥胖的主要原因（包括致胖风险）可以归纳为以下几类：遗传因素、病理因素、个人热量摄入和消耗因素、个人统计特征因素和宏观环境因素。本文参考这些致胖原因，并根据调查指标的可得性选择协变量，具体如表 2 所示。其中，遗传因素选择了双亲 BMI，由于

同时匹配到父母亲样本的比例很低，因此，该指标定义为“父亲和母亲中较高的 BMI 值”；病理因素选择了高血压和糖尿病；热量摄入因素选用 CHNS 根据营养调查数据构建的热量摄入变量；热量消耗因素选用体力劳动强度指标；个人和家庭统计特征主要选择了性别、年龄、教育、抽烟、饮酒、居住地以及家庭人口结构变量等，这些特征同时兼有致胖风险和风险应对能力的性质。

宏观环境因素包括社区和省域两个层次的因素。从致胖原因来看，宏观环境因素主要是城镇化水平，城镇化对肥胖率的促进作用在很多跨国比较或跨区域比较的文献中都得到证实（例如 Pirgon and Aslan, 2015; Ogden et al., 2018），其作用机制是改变了人们的膳食模式、膳食结构、运动方式和医疗卫生条件。可以选择的变量包括：食物消费环境、食物价格、农贸市场或超市的建设条件、交通运输条件、体育设施建设条件、人口密度等。CHNS 关于这些指标的调查集中在社区层次，Jones-Smith and Popkin（2010）根据社区和个人层次的调查数据，并结合官方数据构建了一个系统性的社区城镇化水平指数，该指数包括经济活动、传统市场、现代市场、物流设施等 12 个维度。考虑到总指数和每个维度的指数都存在高度相关性，简单起见，本文仅选择城镇化水平的总指数进行分析。此外，从省域层面看，也可以选择相似的宏观环境指标，但受限于数据可得性以及和社区城镇化水平的高度相关性，本文不再引入省域层面的控制变量。

表 2 变量定义、赋值及其描述性统计

变量	变量说明与赋值	均值	中位数	标准差
被解释变量				
BMI	体质指数=体重/身高 ² （单位：kg/m ² ）	23.290	22.924	3.592
超重	BMI≥24=1, BMI<24=0	0.382	0.000	0.486
肥胖	BMI≥28=1, BMI<28=0	0.092	0.000	0.289
协变量				
年龄	调查时年龄（单位：岁）	48.508	48.000	15.495
性别	男性=1, 女性=0	0.476	0.000	0.499
婚姻	在婚=1, 其他=0	0.828	1.000	0.378
少数民族	少数民族=1, 汉族=0	0.118	0.000	0.323
教育	受教育年限（单位：年）	7.734	9.000	4.559
工作	在职=1, 非在职=0	0.606	1.000	0.489
在孕	在孕期或哺乳期=1, 其他=0	0.005	0.000	0.074
抽烟	抽烟=1, 未抽烟=0	0.280	0.000	0.449
饮酒	饮酒=1, 未饮酒=0	0.333	0.000	0.471
居住地	家庭居住地在城镇=1, 家庭居住地在乡村=0	0.340	0.000	0.474
家庭规模	家庭常住人口规模（单位：人）	3.267	3.000	1.438
儿童占比	家庭 12 岁以下儿童占比（单位：%）	0.097	0.000	0.150
老人占比	家庭 60 岁以上老人占比（单位：%）	0.226	0.000	0.342
房产	家庭拥有房产=1, 家庭未拥有房产=0	0.923	1.000	0.267
小汽车	家庭拥有小汽车=1, 家庭未拥有小汽车=0	0.071	0.000	0.257

肥胖脆弱性：概念与测度

收入	家庭人均收入对数	8.697	8.896	1.510
高血压	个体患高血压=1, 个体未患高血压=0	0.179	0.000	0.383
糖尿病	个体患糖尿病=1, 个体未患糖尿病=0	0.024	0.000	0.154
热量摄入	三日平均摄入热量对数	7.606	7.629	0.331
劳动强度	无劳动能力=0, 非常轻微=1, 轻=2, 适中=3, 比较强=4, 非常强=5	2.523	2.000	1.257
双亲 BMI	父亲、母亲中较高一方的 BMI	24.449	24.330	3.720
城镇化	社区城镇化指数	65.660	65.985	20.030

注：①表中汇报的样本不含 2015 年调查数据，各变量的观测值均为 51688，其中，双亲（仅指生物学父亲和母亲）数据在匹配中存在大量缺失，所以，双亲 BMI 变量的观测值仅为 8332，后续计量模型中不再引入双亲 BMI 变量；②协变量原数据存在少量缺失值，故依次采用插值法和临近年份调查数据补齐；③原数据库中已构建的教育变量存在大量缺失值，表中汇报的受教育年限根据数据库中的“受教育阶段”进行折算；④高血压变量数据是测量数据而非自我报告数据，高血压定义为收缩压高于 140mmHg 或舒张压高于 90mmHg，糖尿病变量数据是自我报告数据；⑤收入变量根据历年 CPI 调整为 2015 年可比收入。

值得注意的是，在以上协变量中，致胖的病理因素、收入因素、热量摄入与消耗因素都可能存在由反向因果导致的内生性问题。例如，高血糖伴随胰岛素抵抗使葡萄糖转化为脂肪酸并以脂肪形式存储，从而导致肥胖，而肥胖也可以通过多种机制导致糖尿病发病率提高；收入水平通过食物消费影响个人的体质状况，而体质状况则会通过人力资本影响劳动生产率；热量摄入与消耗显然会直接影响体质状况，而体质状况同时也会通过食欲和运动习惯反作用于热量摄入和消耗。本文在正文中不再强调上述内生性问题，原因如下：脆弱性测度的核心在于获得效度更高的预测均值和预测方差，而非识别特定协变量与因变量之间的因果关系。尽管内生性的存在会导致特定协变量的估计系数有偏，但是，从预测目标出发，估计系数有偏并不影响模型的预测效果。本文尝试将内生变量的滞后期作为工具变量或直接作为前定变量引入模型（均会导致样本量下降），虽然模型的拟合效果均有所下降，但所得的拟合值与忽略内生性问题时得到的拟合值高度一致。

根据笔者的计算，几乎所有的协变量与 BMI 之间都存在显著的相关关系，而且，相关系数的方向与经验预期相吻合。此外，根据线性模型中方差膨胀因子的计算结果，协变量的主效应之间不存在严重的共线性问题。

四、结果与讨论

（一）模型估计结果与致胖风险分解

根据前文设定的三步骤固定效应 FGLS 模型和分层模型，以对数 BMI 为因变量估计均值模型，以均值模型预测误差平方项的对数值为因变量估计方差模型。表 3 汇报了两组共四个模型的估计结果。在方差模型中，个体效应以固定效应的方式被引入模型，所以非时变特征变量被自动删去。为了在预测肥胖概率时考虑趋势因素，模型没有引入时间固定效应，而是引入了确定性的时间趋势项。参照 Günther and Harttgen（2009）的方法，跨层变量之间交互项的选择标准是：一是交互项系数需统计显

著，二是交互项的引入有助于明显提高模型的 R^2 。此外，在分层模型中，逐个试算个体特征变量在社区和省域层面的随机斜率，并通过其参数显著性判断是否引入随机斜率。

在表 3 中，四个模型的整体拟合效果都较好。为了说明估计模型的适用性，在三个固定效应模型中，本文对“所有固定效应参数同时等于零”的原假设进行 F 检验，结果显示，在 1% 的统计水平上拒绝原假设。在分层模型的均值模型中，本文对“低层次模型嵌套于高层次模型”的原假设逐个进行似然比检验，结果证实四层模型相对于每一种三层模型都显著更优，三层模型相对于每一种两层模型也都显著更优，这一结论通过三个高度显著的随机截距亦可以得到佐证。表 3 中大多数协变量的系数估计结果符合经验预期，而且和相关系数的方向相一致；少数变量因为共线性问题，其估计系数的方向和相关系数不一致。和其他聚焦于脆弱性的研究相一致，本文主要关切的不是协变量的影响效果，因此，下文不再讨论协变量的估计系数，而是把重点放在肥胖脆弱性的测算和分析上。通过 FGLS 模型和分层模型预测的体质指数均值和方差具有高度一致性。计算结果显示，两个模型预测均值的相关系数为 0.996，预测方差的相关系数为 0.944。考虑到分层模型有助于方差分解，下文根据分层模型的估算结果测度肥胖脆弱性并开展后续分析。

表 3 体质指数均值模型和方差模型的估计结果

变量	FGLS 模型		分层模型	
	均值模型	方差模型	均值模型	方差模型
年龄	0.446*** (9.04)	2.228 (1.19)	1.035*** (39.10)	4.117** (2.18)
年龄平方项	-0.008*** (-28.65)	-0.021** (-2.24)	-0.010*** (-36.63)	-0.011 (-1.12)
性别			0.795*** (3.92)	
婚姻	0.450*** (3.22)	-6.535 (-1.33)	0.868*** (5.28)	1.230 (0.25)
少数民族			-0.083 (-0.19)	
教育	0.271*** (6.38)	0.746 (0.48)	0.359*** (6.99)	1.164 (0.75)
工作	-0.385*** (-5.49)	-3.600 (-1.31)	-0.247** (-2.41)	-1.599 (-0.58)
在孕	4.226*** (9.50)	-14.926 (-1.01)	4.954*** (9.16)	-0.112 (-0.01)
抽烟	-0.156 (-1.62)	-5.246 (-1.37)	-1.017*** (-7.43)	-0.882 (-0.23)
饮酒	-0.052 (-0.66)	-5.198* (-1.77)	0.093 (0.85)	1.386 (0.47)

肥胖脆弱性：概念与测度

居住地			1.706***	
			(4.36)	
家庭规模	-0.119***	0.688	-0.022	0.395
	(-4.12)	(0.63)	(-0.57)	(0.36)
儿童占比	0.450**	9.099	0.458	-1.204
	(1.96)	(1.01)	(1.38)	(-0.13)
老人占比	-0.705***	10.633*	0.101	7.030
	(-4.37)	(1.91)	(0.50)	(1.25)
房产	0.244*	-3.012	-0.055	-3.355
	(1.76)	(-0.65)	(-0.33)	(-0.73)
小汽车	-0.148	4.222	0.111	7.321
	(-1.33)	(0.85)	(0.62)	(1.46)
收入	0.068***	0.323	0.097***	-0.068
	(3.53)	(0.43)	(3.40)	(-0.09)
高血压	1.325***	16.494*	0.886**	23.146**
	(4.71)	(1.66)	(2.34)	(2.32)
糖尿病	2.577**	-27.778	-1.264	-30.831
	(2.37)	(-0.84)	(-1.02)	(-0.93)
热量摄入	-1.878***	-12.570	-1.092**	-15.618
	(-7.08)	(-1.10)	(-2.51)	(-1.36)
劳动强度	-0.366***	-4.726	-0.421***	-1.338
	(-3.58)	(-1.24)	(-2.93)	(-0.35)
城镇化	-0.253***	-0.819	-0.179***	-1.342
	(-8.76)	(-0.63)	(-3.68)	(-1.02)
教育×城镇化	-0.004***	-0.017	-0.006***	-0.025
	(-7.40)	(-0.78)	(-8.69)	(-1.14)
高血压×城镇化	-0.005	-0.183	0.012***	-0.388***
	(-1.15)	(-1.26)	(3.62)	(-2.65)
糖尿病×城镇化	-0.049***	0.483	0.022	0.280
	(-3.15)	(1.12)	(1.41)	(0.64)
热量摄入×城镇化	0.034***	0.118	0.029***	0.194
	(9.31)	(0.69)	(4.54)	(1.14)
劳动强度×城镇化	0.006***	0.031	0.004**	0.039
	(4.28)	(0.53)	(2.00)	(0.66)
时间趋势	1.706***	1.743	0.595***	-5.496
	(14.39)	(0.39)	(17.78)	(-1.22)
常数项	3.219***	-4.648***	2.919***	-5.628***
	(112.11)	(-4.12)	(83.23)	(-4.97)
$\ln(sd(\mu_{00m}))$			-3.464***	

$\ln(sd(\mu_{0j}))$			(-16.39)	
			-3.747***	
$\ln(sd(\mu_i))$			(-58.50)	
			-2.131***	
$\ln(sd(\varepsilon_{i,t}))$			(-356.92)	
			-2.712***	
			(-680.27)	
观测值	51688	51688	51688	51688
R^2	0.878	0.658	0.872	0.657
P 值	0.000	0.000	0.000	0.007

注：①FGLS 均值模型为第三步加权回归模型的估计结果；②分层模型中引入了年龄、性别、教育、热量摄入在社区层的随机斜率，因篇幅原因，表中未作汇报；③为易于显示，除常数项和随机参数项以外，表中所有协变量的系数估计值都乘以 100 进行汇报；④括号内数值为 t 值；⑤***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

图 3 描绘了预测均值和预测标准差之间的关系。体质指数的预测标准差和预测均值存在一个典型的“正 U 型”关系，最低点的体质指数约为 3.15，接近于超重标准 ($\log(24)=3.18$)。也就是说，当体质指数达到超重标准以后，体质指数与其波动性为正相关关系。那么，根据肥胖脆弱性的测度方法可以判断，体质指数较高的群体由于波动性较大，其测度的脆弱性不会广泛地收敛于 1。这意味着，在脆弱群体中，应该仅有少量样本属于类型 1 “确定肥胖导致的脆弱型”，更多的样本应该属于类型 2 “预期肥胖导致的脆弱型”或类型 3 “波动性导致的脆弱型”。从政策意义出发，体质指数越高对应的波动性越强，这一结论恰恰意味着控制体质指数的政策努力或干预策略具有较大的潜在价值。

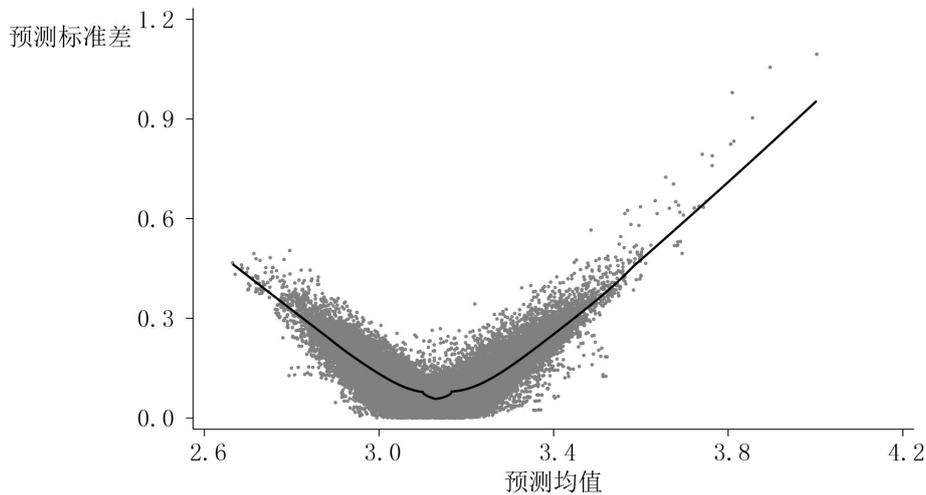


图 3 体质指数预测均值和预测方差的关系

注：①拟合线表示局部加权平滑线；②数据来源于表 3 分层模型的预测结果。

表 4 汇报了不同样本体质指数的预测均值和致胖风险构成。除少数子样本以外，预测期的 BMI 较当期的观测 BMI 均有所上升，这一结果与 BMI 的上升趋势相吻合，同时也说明这种上升趋势具有

普遍性。在引起体质指数波动的风险构成中，省域协同风险、社区协同风险、个体异质性风险和随机异质性风险分别占比 6.3%、2.1%、74.0%和 17.6%；协同风险占异质性风险的 9.2%。这说明，致胖风险的主要来源是不随时间变化的个体异质性风险（例如遗传因素、饮食和运动习惯），其次是随机异质性风险（随时间变化且不可观测的风险），而协同风险贡献并不大。在两类协同风险中，省域协同风险的贡献比社区协同风险的贡献更大。上述结论意味着，从体质管控的目标来讲，具有个体针对性的预防策略比区域普适性的预防策略更为有效；而在区域预防策略中，省域层面的预防比社区层面的预防更为有效。但这一结论并不意味着区域预防策略的政策潜力更低，相反，这一结论恰恰强调了“政策落地”的重要性，即区域性的预防策略要在个体层面得到反馈才有助于产生实际效果。

表 4 体质指数的预测均值和致胖风险构成

样本		BMI 均值	预测 BMI 均值	省域协同风险	社区协同风险	个体异质性风险	随机异质性风险	协同/异质性(%)
总样本		23.29	23.38	0.105	0.035	1.239	0.295	9.2
年份	2000 年	22.79	22.92	0.110	0.035	1.256	0.237	9.7
	2004 年	23.06	23.16	0.108	0.035	1.250	0.248	9.6
	2006 年	23.19	23.35	0.104	0.037	1.179	0.305	9.5
	2009 年	23.33	23.51	0.108	0.034	1.268	0.254	9.4
	2011 年	23.88	23.83	0.099	0.034	1.241	0.397	8.1
省份	上海	24.20	24.24	0.020	0.019	1.186	0.116	3.0
	北京	24.92	25.01	0.181	0.042	1.258	0.123	16.2
	山东	25.12	24.96	0.181	0.034	1.123	0.293	15.2
	广西	22.30	22.30	0.039	0.043	1.468	0.331	4.5
	江苏	23.71	23.71	0.000	0.035	1.321	0.256	2.2
	河南	24.19	24.26	0.046	0.044	1.279	0.270	5.8
	湖北	23.55	23.48	0.039	0.026	1.264	0.294	4.2
	湖南	23.45	23.18	0.071	0.020	1.076	0.375	6.3
	贵州	22.68	22.67	0.015	0.028	1.263	0.455	2.5
	辽宁	24.75	24.54	0.174	0.048	1.278	0.249	14.5
	重庆	23.68	23.73	0.002	0.048	1.108	0.108	4.1
黑龙江	24.33	24.16	0.368	0.038	1.134	0.259	29.1	
肥胖	非肥胖	22.56	22.81	0.103	0.035	0.908	0.240	12.0
	肥胖	30.48	29.05	0.080	0.031	0.629	0.535	9.6
居住地	乡村	23.07	23.18	0.104	0.035	1.234	0.291	9.1
	城镇	23.72	23.78	0.100	0.035	1.248	0.302	8.7
性别	女性	23.33	23.42	0.102	0.035	1.311	0.303	8.5
	男性	23.24	23.34	0.104	0.035	1.158	0.286	9.6
双亲肥胖	非肥胖	22.14	22.49	0.114	0.033	1.086	0.285	10.7
	肥胖	24.30	24.41	0.085	0.032	1.566	0.279	6.4

注：①预测 BMI 均值表示当期对下一期的预测值，通过表 3 中分层模型均值模型预测的体质指数对数计算得到；②为易于显示，四类风险的汇报值都乘以了 100；③由于 CHNS 每轮调查覆盖的省份不完全一致，为了使数据具有可比性，不同省份汇报的 BMI 和预测 BMI 均值仅包括 2011 年样本；④双亲肥胖指（生物学）父亲或者母亲肥胖；⑤四舍五入原因，表中部分计算结果不能自洽。

不同子样本致胖风险的结构与总样本具有相似性，总体上看，异质性风险的贡献远大于协同风险。从时间维度看，协同风险和异质性风险的相对比例存在明显的下降趋势，在 2000 年为 9.7%，到 2011 年则下降到了 8.1%，随着发展水平的不断提高，异质性风险对肥胖的贡献不断加深，而协同风险对肥胖的贡献不断趋弱。从地区差异看，北京、山东、辽宁和黑龙江的协同风险占比明显高于其他省份，而且其协同风险主要来源于省域而非社区，一个可能的原因是南北方饮食习惯存在差异，北方饮食习惯的致胖风险更大。此外，从其他分类看，非肥胖群体的协同风险比肥胖群体的协同风险更高，农村居民的协同风险占比略高于城镇居民，男性的协同风险占比较女性更高，父母非肥胖的群体比父母肥胖的群体协同风险的占比更高。一个可能的规律表现为：在任意分类中，体质指数相对较高的子样本组面临的协同风险相对更低，异质性风险相对更高。但是，地区和性别分类的结果不适用此规律。

（二）肥胖脆弱性的测算与分类

根据对数体质指数的预测均值和预测方差，通过（1）式可以在第 t 期测算出个体在第 $t+1$ 期体质指数达到肥胖标准的概率，即 VEO 方法定义的肥胖脆弱性。图 4 是根据脆弱性的计算结果描绘的在不同脆弱标准下的肥胖脆弱性发生率（超过脆弱标准的样本比例），作为比较，图 4 同时描绘了超重脆弱性的发生率。由于肥胖样本的占比（9.20%）相对较小，所以，总样本肥胖脆弱性发生率更贴近非肥胖群体的发生率；而超重样本的占比（38.24%）相对更高，所以，总样本超重脆弱性发生率处于超重群体和非超重群体的中间位置。观察可知，类型 1“确定肥胖导致的脆弱型”（脆弱性水平=1）和类型 4“确定非肥胖导致的非脆弱型”（脆弱性水平=0）的样本并不多。统计结果显示，类型 1 仅有 2 例，类型 4 仅有 345 例，绝大多数的样本属于类型 2 和类型 3。

给定任何一个脆弱标准，肥胖群体的肥胖脆弱性发生率都大幅高于非肥胖群体，或者说，肥胖脆弱群体中来自观测肥胖群体的数量都高于来自观测非肥胖群体的数量。这一结论和经验预期相吻合，说明观测的肥胖在很大程度上也会表现为较高的肥胖脆弱性。统计结果显示，观测肥胖群体被同时预测为肥胖的概率达到 79.20%，而观测非肥胖群体被预测为肥胖的概率仅为 1.80%；观测超重群体被同时预测为超重的概率达到 89.78%，而观测非超重群体被预测为超重的概率仅为 8.06%。与此同时，预测较高的肥胖脆弱性水平也会在较大程度上转变为预测期的肥胖。统计结果显示，预测肥胖群体在下一期真实肥胖的概率为 79.04%，预测非肥胖群体在下一期真实肥胖的概率仅为 3.84%。预测超重群体在下一期真实超重的概率为 88.01%，预测非超重群体在下一期真实超重的概率则为 11.25%。

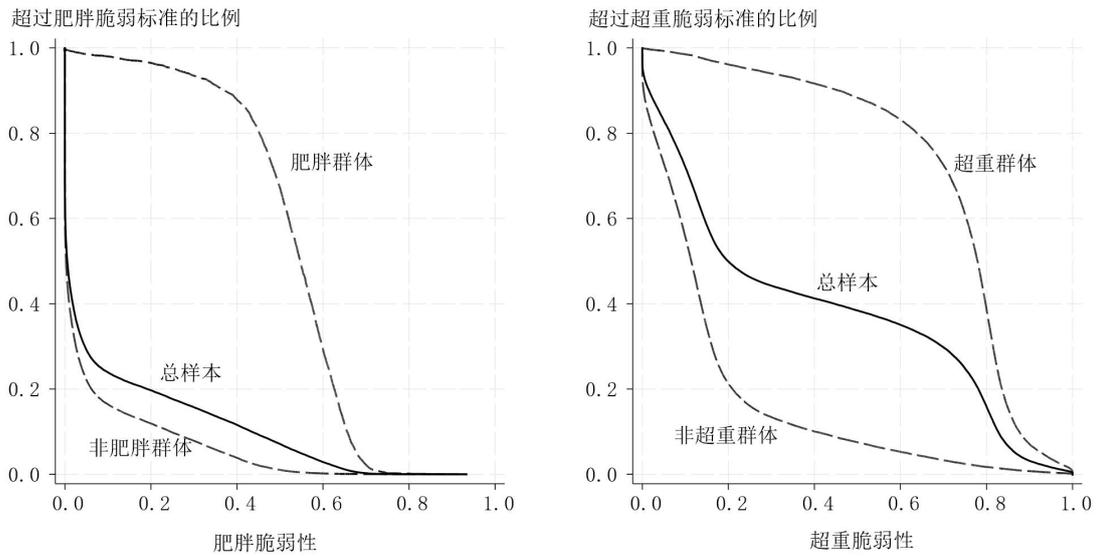


图4 肥胖脆弱性和超重脆弱性的发生率

观察图4可知，仅当肥胖脆弱线低于0.5时，才会有一定数量的非肥胖群体（其中，97.46%属于预期非肥胖，即表1中的类型3人群）被判断为肥胖脆弱。这一结果印证了前文关于“单期肥胖脆弱线不宜采用50%标准”的观点。一个简单的例证是，如果以50%为标准，则总样本的肥胖脆弱性发生率仅为8.92%，不仅低于预测期的肥胖率（10.83%），甚至也低于观测的肥胖率（9.20%）。因此，本文以预测期（历年）的肥胖率作为固定的肥胖脆弱性发生率，结合脆弱性测算结果的排序来判断“脆弱群体”和“非脆弱群体”^①，进而根据前文介绍的方法将“脆弱群体”进一步划分为“持久脆弱”和“暂时脆弱”两类。表5对脆弱性发生率和分类进行了统计。

表5 肥胖脆弱性发生率和脆弱性分类 单位：%

样本	观测肥胖率	脆弱性发生率	脆弱性水平	暂时脆弱	持久脆弱	暂时/持久	
总样本	9.20	10.75	58.02	3.46	7.28	47.54	
年份	2000年	6.82	8.14	57.51	2.89	5.25	55.12
	2004年	8.14	8.57	57.88	2.39	6.18	38.76
	2006年	8.56	9.58	58.51	2.73	6.85	39.91
	2009年	9.58	11.97	57.38	4.43	7.54	58.77
	2011年	11.97	14.27	58.47	4.50	9.78	45.98
省份	上海	12.19	16.60	57.91	4.49	12.11	37.09

^① 据此方法得到历年的脆弱线处于0.44到0.48之间。此外，将预测期的肥胖率作为分位点识别的“脆弱群体”可以被称为“高脆弱群体”，为了进行更细致的区分，可以考虑将超重率也作为一个分位点，从而将排序处在肥胖率和超重率之间的群体定义为“低脆弱群体”，将低于超重率的群体定义为“非脆弱群体”。简单起见，本文不再考虑这种三分类的做法。

肥胖脆弱性：概念与测度

	北京	17.16	22.32	59.85	5.17	17.16	30.11
	山东	21.03	22.94	58.70	7.93	15.01	52.87
	广西	5.47	5.63	56.76	1.65	3.98	41.49
	江苏	10.48	13.55	56.81	5.06	8.49	59.57
	河南	13.87	16.71	58.16	5.08	11.64	43.64
	湖北	9.04	10.89	58.47	3.91	6.99	55.88
	湖南	7.28	8.01	58.34	3.09	4.91	62.96
	贵州	7.43	7.33	57.58	2.11	5.22	40.38
	辽宁	16.74	19.11	59.86	5.99	13.13	45.60
	重庆	11.37	15.13	57.69	4.76	10.37	45.88
	黑龙江	12.98	14.23	59.77	4.88	9.35	52.22
肥胖	非肥胖	0.00	3.21	52.11	3.21	0.00	
	肥胖	100.00	85.15	60.22	5.95	79.20	7.52
居住地	乡村	8.36	9.62	58.01	3.17	6.45	49.23
	城镇	10.83	12.94	58.04	4.03	8.91	45.18
性别	女性	10.07	11.46	58.37	3.40	8.06	42.17
	男性	8.24	9.96	57.58	3.53	6.43	54.97
双亲肥胖	非肥胖	4.90	6.21	57.84	2.34	3.87	60.58
	肥胖	18.13	22.28	59.56	6.07	16.21	37.44

注：①汇报的脆弱性水平仅指对应样本中的脆弱群体的占比；②由于 CHNS 每轮调查覆盖的省份不完全一致，为了使数据具有可比性，不同省份汇报的所有指标都仅包括 2011 年样本；③双亲肥胖指（生物学）父亲或者母亲肥胖；④四舍五入原因，表中部分计算结果不能自洽。

在表 4 中，总样本的观测肥胖率为 9.20%，是 2000 年、2004 年、2006 年、2009 年和 2011 年五轮调查总样本的肥胖率，脆弱性发生率为 10.75%，是 2004 年、2006 年、2009 年、2011 年和 2015 年五轮调查总样本的肥胖率。总样本被判断为“肥胖脆弱群体”的平均脆弱性水平为 0.58，在肥胖脆弱群体中，32.22%属于“暂时脆弱”，67.78%属于“持久脆弱”，两者的比值为 47.54%，也就是说，持久脆弱的样本量大约是暂时脆弱样本量的两倍。分年度来看，虽然脆弱性发生率、暂时脆弱率和持久脆弱率都呈现明显上升的趋势，但是，脆弱群体的脆弱性水平并未呈现出相应的趋势性，暂时脆弱群体和持久脆弱群体的相对比例也没有表现出趋势性。

肥胖脆弱性的地区差异存在以下规律。第一，各省的脆弱性发生率（或肥胖率）和脆弱群体的脆弱性水平之间不存在明显的关联，较高的脆弱性发生率可能对应于相对较低的脆弱性水平，反之，较低的脆弱性发生率也可能对应于较高的脆弱性水平。这说明“是否肥胖脆弱”和“肥胖脆弱程度”在区域层面上具有不同的生成机制。第二，辽宁、黑龙江、北京和山东四省的脆弱性水平最高，这一结论与表 4 中协同风险占比的区域差异相似，说明北方居民肥胖脆弱的程度比南方居民相对更深。第三，各省的脆弱性发生率、脆弱性水平和脆弱性分类之间不存在明显的关联，相比之下，北京、上海、贵州、广西四省中暂时脆弱群体的比例明显更低。一个可能的逻辑是，暂时脆弱群体的占比与经济发展

水平之间呈现非线性关系，在经济发展水平较低和较高的地区，肥胖都容易表现出更强的持续性。

（三）肥胖脆弱性的影响因素

本部分进一步讨论肥胖脆弱性水平的影响因素。基于不同的样本，笔者将肥胖脆弱性水平对协变量和致胖风险进行 OLS 回归，表 6 汇报了 5 个样本的估计结果。从拟合效果来看，五个样本的整体拟合效果良好，但是，不同样本的 R^2 存在明显差异。从方程 1、方程 2 和方程 3 的比较来看，协变量和致胖风险对脆弱群体脆弱性的解释力度大幅高于非脆弱群体，且总样本的 R^2 处于两个子样本的 R^2 之间，这说明非脆弱群体和脆弱群体脆弱性水平的数据生成机制在方向上存在比较强的一致性。但是，非脆弱群体的脆弱性水平显然具有更高的随机性。而从方程 3、方程 4 和方程 5 的比较来看，三个模型对脆弱性水平的解释力度高度近似，但是，方程 3 的 R^2 低于两个子样本的 R^2 ，这说明暂时脆弱群体和持久脆弱群体脆弱性水平的数据生成机制在方向上存在一定的差异。

表 6 肥胖脆弱性水平的影响因素与致胖风险贡献

变量	方程 1 总样本	方程 2 非脆弱群体	方程 3 脆弱群体	方程 4 暂时脆弱群体	方程 5 持久脆弱群体
年龄	0.539*** (22.37)	0.286*** (15.44)	0.921*** (33.74)	1.103*** (28.24)	0.776*** (28.05)
年龄平方项	-0.005*** (-19.95)	-0.002*** (-12.47)	-0.010*** (-35.48)	-0.011*** (-28.75)	-0.009*** (-30.30)
性别	0.576*** (3.83)	0.559*** (4.77)	0.413*** (2.92)	1.161*** (6.56)	0.306** (2.18)
少数民族	0.457*** (2.62)	0.292** (2.17)	0.013 (0.07)	0.053 (0.21)	-0.119 (-0.66)
教育	-0.090*** (-5.54)	-0.038*** (-2.94)	-0.081*** (-5.65)	-0.059*** (-3.24)	-0.070*** (-4.97)
抽烟	-0.569*** (-3.76)	-0.547*** (-4.62)	-0.548*** (-3.97)	-0.822*** (-4.62)	-0.481*** (-3.56)
居住地	1.745*** (10.96)	0.911*** (7.26)	2.219*** (16.28)	2.648*** (14.53)	1.767*** (13.33)
收入	0.084** (2.12)	0.099*** (3.21)	0.114*** (3.13)	0.182*** (3.87)	0.080** (2.26)
高血压	3.487*** (23.00)	1.655*** (13.38)	2.140*** (19.86)	2.044*** (13.29)	1.976*** (19.08)
糖尿病	2.755*** (7.67)	2.795*** (9.15)	-0.378* (-1.75)	-0.118 (-0.41)	-0.488** (-2.34)
热量摄入	-0.080 (-0.44)	0.001 (0.01)	1.010*** (6.29)	0.553*** (2.74)	0.729*** (4.58)
劳动强度	-0.209*** (-3.36)	-0.153*** (-3.15)	-0.152*** (-2.76)	-0.165** (-2.32)	-0.057 (-1.07)

肥胖脆弱性：概念与测度

城镇化	0.000 (0.09)	0.003 (0.76)	0.015*** (3.79)	0.016*** (3.02)	0.013*** (3.45)
省域协同风险	1.056*** (58.90)	0.613*** (43.78)	0.995*** (51.51)	1.382*** (39.61)	0.789*** (41.46)
社区协同风险	1.157*** (37.69)	0.644*** (26.83)	0.963*** (32.52)	1.341*** (29.53)	0.793*** (27.44)
个体异质性风险	1.237*** (242.24)	0.658*** (138.39)	1.022*** (128.53)	1.496*** (53.30)	0.803*** (106.05)
随机异质性风险	0.048*** (4.62)	0.014* (1.68)	0.040*** (5.46)	-0.130*** (-10.31)	0.086*** (11.07)
观测值	51688	46133	5555	1790	3765
R^2	0.603	0.347	0.770	0.796	0.780
省域协同风险 R^2 占比	5.94%	7.64%	6.40%	5.08%	6.07%
社区协同风险 R^2 占比	3.64%	3.83%	2.46%	2.35%	1.95%
个体异质性风险 R^2 占比	84.29%	80.19%	68.68%	29.97%	63.63%
随机异质性风险 R^2 占比	2.77%	1.72%	1.27%	38.86%	1.88%

注：①因篇幅原因，表中未汇报部分变量（包括工作、在孕、饮酒、儿童占比、老人占比、房产、小汽车、年份虚拟变量组和常数项）的估计结果；②为易于显示，因变量“肥胖脆弱性”的单位调整为“%”；③括号内数值为t值；④***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；⑤四类风险的 R^2 占比采用夏普利值分解方法得到。

通过协变量的系数估计结果可以评价每个因素对肥胖脆弱性的边际影响效果，本文不再详细展开这一讨论。有两点值得注意，一是某个因素对体质指数的影响效果和对肥胖脆弱性的影响效果可能会不一致，教育变量就是一个代表，对比表3和表6可知，教育变量对体质指数存在显著正向影响，但是对肥胖脆弱性水平却存在显著负向影响。

二是同一因素对不同子样本脆弱性水平的影响效果可能存在很大差异，例如，热量摄入仅对肥胖脆弱群体的脆弱性水平存在显著促进作用，而对非脆弱群体则没有显著影响；劳动强度仅对非脆弱群体和暂时脆弱群体的脆弱性水平存在抑制效果，而对持久脆弱群体则没有显著影响。这一结论意味着，针对不同群体的肥胖预防策略应该指向不同的引导方向，低脆弱群体和暂时脆弱群体应该以加强体育锻炼为导向，而高脆弱群体和持久脆弱群体则应该以加强饮食管理为导向。

根据表6，四种致胖风险对方程 R^2 的贡献合计都达到了70%以上，说明致胖风险是肥胖脆弱程度的关键决定因素。相比之下，致胖风险对非脆弱群体脆弱性水平的解释比例（93.4%）高于对脆弱群体脆弱性水平的解释比例（78.8%），因而，非脆弱群体的肥胖脆弱性水平相对更多地来源于体质指数的波动，而脆弱群体的肥胖脆弱性水平相对更多地来源于较高的体质指数。

从结构差异来看，总样本中个体异质性风险对肥胖脆弱性水平的贡献最大，省域协同风险的贡献大于社区协同风险，这与表4中的致胖风险结构相一致。但是，表6中随机异质性风险对肥胖脆弱性水平的贡献最小，远低于表4中其在致胖风险中的占比。非脆弱群体、脆弱群体和持久脆弱群体三个子样本中的风险占比与总样本相似，但是，在暂时脆弱群体中，随机异质性风险的贡献超过了个体异

质性风险。这一结论再次说明暂时脆弱群体和持久脆弱群体的脆弱原因存在差异，因此，暂时脆弱群体预防肥胖应该以规避随机风险为目标，而持久脆弱群体预防肥胖应该以提高个体长期的体质管控能力为目标。

五、结论与启示

肥胖问题是当今国际社会共同面临的一个严重的公共卫生问题。肥胖和体质波动都会影响个体的健康福利，本文首次尝试将“脆弱性”的概念引入肥胖研究领域，提出了“肥胖脆弱性”的概念，用来反映个体对致胖风险应对能力不足的状态。本文首先从脆弱性的一般概念出发，说明了肥胖脆弱性的内涵和测度原则，并重点介绍了肥胖脆弱性的测度方法及其注意事项。然后，本文采用“中国健康与营养调查”数据，测度了中国居民的肥胖脆弱性，并重点说明了致胖风险的结构和不同类型肥胖脆弱群体的差异。

由于肥胖福利函数的一般形态尚未达成共识，因此，建立在风险厌恶假设之上的“低值期望效用”（VEU）方法并不适用于测算肥胖脆弱性，而“期望肥胖概率”（VEO）方法不依赖于福利函数形态的特点使其更适用于测算肥胖脆弱性。采用 VEO 方法测算肥胖脆弱性时，体质指数的分布形态易于确定，肥胖标准也具有广泛共识，但是，贫困领域常用的“50%”脆弱线并不适用于肥胖脆弱群体的识别。考虑到总体肥胖率具有相对稳定的增长趋势，本文建议将预测期的肥胖率作为当期的脆弱性发生率，通过测算脆弱性的排序来识别脆弱群体，而非通过一个给定的脆弱线来识别脆弱群体。传统的三步骤可行广义最小二乘方法以及在此基础上改进的分层模型都可用于测算肥胖脆弱性，本文发现，这两种方法测算的肥胖脆弱性具有高度一致性，而分层模型的优势在于可以直接对致胖风险进行分解。

中国居民体质指数的预测均值和预测方差存在“正 U 型”关系，最低点出现在超重线附近，即超重群体的预测体质指数与其波动性正相关。在致胖风险的构成中，个体异质性风险的占比最高，达到 74.0%；省域协同风险的占比较社区协同风险更高。协同风险的占比存在下降趋势，而且，北方地区协同风险的占比大幅高于南方地区。自身或父母不肥胖的群体面临的协同风险也大幅高于自身或父母肥胖的群体。男性面临的协同风险高于女性。测算结果显示，肥胖群体整体上具有更高水平的肥胖脆弱性，而且，肥胖脆弱程度更高的群体也更有可能在预测期真正肥胖。与此同时，也存在一定数量的样本并不肥胖但肥胖脆弱，或肥胖但并不肥胖脆弱。

将预测期肥胖率作为脆弱性发生率识别出的肥胖脆弱群体的平均脆弱性水平为 0.58，其中，持久脆弱群体的规模大约是暂时脆弱群体的两倍。不同省份的肥胖率、肥胖脆弱程度和脆弱结构不存在明显的关系。在 10 个样本省份中，辽宁、黑龙江、北京和山东四个北方省份肥胖脆弱群体的脆弱程度更深；而北京、上海、贵州和广西四个经济发展程度最高或最低的省份持久脆弱群体的占比更高。此外，女性持久脆弱的概率高于男性，父母肥胖的群体持久脆弱的概率高于父母不肥胖的群体。

体质指数和肥胖脆弱性的影响机制存在差异，肥胖脆弱性水平的影响机制在不同群体中也存在差异。热量摄入仅对肥胖脆弱群体的脆弱程度存在促进作用，而劳动强度仅对非脆弱群体和暂时脆弱群体的脆弱程度存在抑制作用。整体上看，个体异质性风险是脆弱程度的主要决定因素，但是，在暂时

脆弱群体中，随机异质性风险对脆弱程度的贡献更大。以上结论意味着，肥胖预防措施应该区别于肥胖治疗措施，而且，肥胖预防措施也需要“因人而异”。低脆弱群体和暂时脆弱群体应该以缓解随机风险为预防目标，更重视加强体能锻炼，而高脆弱群体和持久脆弱群体则应该以提高个人长期的体质管控能力为预防目标，更重视控制热量摄入。

参考文献

1. Ananthapavan, J., S. Gary, M. Marj and C. Rob, 2014, “Economics of Obesity: Learning from the Past to Contribute to a Better Future”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 11(4): 4007-25.
2. Baker, R., 2010, “The Problem of Obesity: Can Mathematics Help?” *Mathematics Today*, 46: 140-142.
3. Chaudhuri, S., 2003, “Assessing Vulnerability to Poverty: Concepts, Empirical Methods and Illustrative Examples”, Department of Economics, Columbia University.
4. Foster, J., 2009, “A Class of Chronic Poverty Measures” in T. Addison, D. Hulme and R. Kanbur (eds.) *Poverty Dynamics: Interdisciplinary Perspectives*, New York: Oxford University Press.
5. Gallardo, M., 2018, “Identifying Vulnerability To Poverty: A Critical Survey”, *Journal of Economic Surveys*, 32(4): 1074-1105.
6. Günther, I. and H. Kenneth, 2009, “Estimating Households Vulnerability to Idiosyncratic and Covariate Shocks: A Novel Method Applied in Madagascar”, *World Development*, 37(7): 1222-1234.
7. Hill, S., O. Yemi, and B. Frauke, 2018, “Health Economics of Obesity” in J. U. Weaver (eds.) *Practical Guide to Obesity Medicine*, Elsevier: 9-15.
8. Hodinott, J., and Q. Agnes, 2010, “Methods for Microeconomic Risk and Vulnerability Assessment”, *Palgrave Macmillan*, 62-100.
9. Jones-Smith, J. C., and M. P. Barry, 2010, “Understanding Community Context and Adult Health Changes in China: Development of an Urbanicity Scale”, *Social Science & Medicine*, 71(8): 1436-1446.
10. Kortt, M. A., and M. C. Philip, 2005, “Estimating Utility Values for Health States of Overweight and Obese Individuals Using the SF-36”, *Quality of Life Research*, 14(10): 2177-2185.
11. Ligon, E., and S. Laura, 2003, “Measuring Vulnerability”, *The Economic Journal*, 113(486): C95-C102.
12. Mahanta, R., and D. Daisy, 2015, “Vulnerability to Poverty: A Survey”, *Journal of Business Strategies*, 32(2): 1-24.
13. Naudé, W., U. S. Amelia, and M. Mark, 2009, “Measuring Vulnerability: An Overview and Introduction”, *Oxford Development Studies*, 37(3): 183-191.
14. Ogden, C. L., D. F. Cheryl, M. H. Hales, D. C. Margaret, A. Yutaka and S. F. David, 2018, “Differences in Obesity Prevalence by Demographics and Urbanization in US Children and Adolescents: 2013-2016”, *JAMA*, 319(23): 2410-2418.
15. Pirgon, Ö., and A. Nagehan, 2015, “The Role of Urbanization in Childhood Obesity”, *Journal of Clinical Research in Pediatric Endocrinology*, 7(3): 163-167.
16. Rosin, O., 2008, “The Economic Causes of Obesity: A Survey”, *Journal of Economic Surveys*, 22(4): 617-647.

17.Zhang, B., F. Y. Zhai, S. F. Du and B. M. Popkin, 2014, "The China Health and Nutrition Survey, 1989–2011", *Obesity Reviews*, 15(S1): 2-7.

(作者单位：中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑：光明)

Vulnerability to Obesity: Concepts and Measurements

QUAN Shiwen

Abstract: This article offers an introduction and explanation on the concept of "vulnerability to obesity", and particular attention is paid to the measurement procedure of vulnerability. The "expected obesity" approach does not depend on welfare function, which makes it more suitable for measuring obesity vulnerability. However, the "50%" vulnerability line commonly used in other fields is not suitable for identifying obesity vulnerable groups. Using the data from China Nutrition and Health Survey, the study measures the obesity vulnerability of Chinese residents. There is a positive U-shaped relationship between the predicted mean and the predicted variance of BMI. Individual specific idiosyncratic shock is dominant in the risk of obesity, and it is also a key influencing factor of vulnerability. The proportion of provincial covariate shocks is higher than that of community covariate shocks. The proportion of covariate shocks has a downward trend, and the proportion in the north is significantly higher than that in the south. There are differences in mechanisms between transitory obesity and structural obesity. The former should aim at alleviating random shock, while the latter should aim at improving the long-term ability of physical control.

Keywords: Obesity; Vulnerability; BMI; Risk