

# 中国3个地区体检人群代谢综合征发病风险及其危险因素分析

赵厚宇 杨俊 孙凤 杨兴华 杨智荣 王胜锋 詹思延

100191 北京大学公共卫生学院流行病与卫生统计学系(赵厚宇、杨俊、孙凤、王胜锋、詹思延); 100069 北京,首都医科大学公共卫生学院流行病与卫生统计学系(杨兴华); CB21 TN 剑桥大学初级医疗中心(杨智荣)

通信作者:詹思延, Email: siyan-zhan@bjmu.edu.cn

DOI: 10.3760/cma.j.issn.0254-6450.2017.12.001

**【摘要】 目的** 分析我国3个地区(北京、香港、台湾)体检人群MS发病风险及其危险因素。**方法** 选取台湾地区美兆体检数据库中2004—2010年首次体检,且与末次体检至少相差5年的 $\geq 18$ 岁非MS人群6 828人,构建体检队列,采用中国成人血脂异常防治指南制订联合委员会2007年标准(JCDCG-2007)诊断MS。利用Cox模型比较3个地区体检人群发生MS的风险并探索其发生MS的危险因素。**结果** 北京、香港、台湾3个地区体检人群MS标化发病密度分别为3.14/100人年、2.19/100人年、2.03/100人年,调整性别、年龄、膳食模式等混杂因素后,北京、香港体检人群发生MS的风险分别是台湾地区体检人群的1.60(95%CI: 1.34~1.91)倍和1.08(95%CI: 0.83~1.41)倍,男性、高龄、吸烟、肉类食物为主的膳食模式以及基线患MS组分异常等因素与体检人群MS发病风险有明显的正相关性(均 $P < 0.05$ )。**结论** 北京、香港、台湾地区体检人群发生MS的风险存在地区差异,男性、高龄、吸烟、肉类食物为主的膳食模式、基线患MS组分异常等因素是发生MS的危险因素。

**【关键词】** 代谢综合征; 危险因素; 地区差异

**基金项目:** 北京大学医学-信息科学联合研究种子基金(BMU20160581)

**Risk and related factors on metabolic syndrome among people who had received screening on physical check-up programs, in China** Zhao Houyu, Yang Jun, Sun Feng, Yang Xinghua, Yang Zhirong, Wang Shengfeng, Zhan Siyan

Department of Epidemiology and Biostatistics, School of Public Health, Peking University, Beijing 100191, China (Zhao HY, Yang J, Sun F, Wang SF, Zhan SY); Department of Epidemiology and Biostatistics, School of Public Health, Capital Medical University, Beijing 100069, China (Yang XH); Primary Care Center, University of Cambridge, Cambridge CB21 TN, UK (Yang ZR)

Corresponding author: Zhan Siyan, Email: siyan-zhan@bjmu.edu.cn

**【Abstract】 Objective** To explore the risk of developing metabolic syndrome (MS) by using the data from cohorts involving people having received screening programs for physical check-up, in three areas of China (Beijing, Hongkong and Taiwan). **Methods** A total number of 6 828 non-metabolic syndromic adults, who received physical examination for the first time and with records kept for longer than 5 years (between 2004 and 2010) at the MJ centers, were recruited. Criteria developed by the Joint Committee for Developing Chinese Guidelines on Prevention and Treatment of Dyslipidemia in Chinese Adults in 2007 (JCDCG-2007) was used for defining the metabolic syndrome. Cox proportional hazards regression model was used to examine the difference of the risk of developing MS among the three cohorts that received the health screening programs. **Results** The standardized incidence densities of MS were 3.14 per 100 person-years, 2.19 per 100 person-years and 2.03 per 100 person-years in the cohorts of Beijing, Hongkong and Taiwan, respectively. After adjusting for gender, age, cigarette smoking, dietary patterns at the baseline, the HRs for people in Beijing and Hongkong were 1.60 (95% CI: 1.34-1.91) and 1.08 (95% CI: 0.83-1.41) respectively, in developing MS, when compared with people from Taiwan. Factors as being male, elderly, cigarette smoking, meat/food intake dietary pattern and MS components at the baseline all showed significantly positive effects on the risk of developing MS. **Conclusions** There were significant differences

regarding the risk of developing MS among health screening people from the Beijing, Hongkong and Taiwan. Factors as being male, elderly, cigarette smoking, meat/food intake, dietary pattern and MS components at the baseline appear to be the risk factors for developing the MS.

【Key words】 Metabolic Syndrome; Risk Factors; Regional Differences

**Fund program:** The Grant for Medicine and Information Sciences of Peking University (BMU20160581)

MS 是以糖代谢异常、血压偏高、血脂异常、中心性肥胖等多种代谢性疾病在个体内集结出现为临床特点的一组临床症候群<sup>[1]</sup>。MS 患者是心血管疾病和 2 型糖尿病的后备人群,其心血管病事件的发病率、患病率及死亡率明显高于非 MS 者,患有 MS 的非糖尿病者发生 2 型糖尿病的危险高于无 MS 的非糖尿病者<sup>[2]</sup>。因此,近年来对 MS 的研究越来越受到重视,相关研究逐年增多。但是,目前国内针对 MS 的流行病学研究多是流行现状的横断面研究,队列研究较少。本研究以体检人群为对象,对我国 3 个地区(北京、香港、台湾)人群 MS 发病风险及其危险因素进行分析。

## 资料与方法

1. 数据来源及研究对象:数据来自我国台湾地区美兆自动化健康体检机构。美兆体检机构对体检者采用会员制管理,每个体检会员在该机构体检数据中具有唯一的、匿名化的识别号,因此体检者定期或不定期的多次随访记录可以相互连接以建立特定的随访人群。其数据资料主要包括受检者自填健康问卷、体检与实验室检查以及一部分高危人群的随访资料等。本研究选取美兆体检数据库中 2004—2010 年间首次体检,且与末次体检至少相差 5 年的  $\geq 18$  岁的北京、香港和台湾地区体检人群为研究对象,构建随访队列。以研究对象首次体检日期为随访起点,随访终点为发生 MS、末次体检或 2010 年 12 月 31 日,当研究对象末次体检发生在 2010 年 12 月 31 日前且末次体检之前未发生 MS,则视为失访。队列构建流程见图 1。

### 2. 结局变量和协变量:

(1) 结局变量:本研究结局变量为 MS 发病状态,根据病史和以下体检及生化指标进行诊断:腰围(cm)、血压(mmHg, 1 mmHg=0.133 kPa)、TG(mg/dl)、HDL-C(mg/dl)以及 FPG(mg/dl)。

(2) 协变量:除主要关注的地区因素外,本研究还提取了研究对象基线时的以下协变量信息并进行控制:性别、年龄(分 4 组, 18~、36~、46~、 $\geq 56$  岁)、吸烟(从不吸、过去吸、现在吸)、饮酒(从不饮、过去饮、现在饮)、是否规律运动(每周多于 1 h)以及膳食

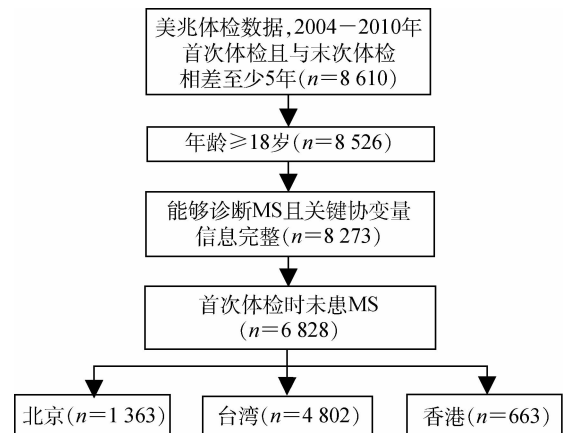


图 1 美兆体检队列构建流程

相关变量。膳食数据来自半定量的膳食频率问卷,询问体检者日常生活中每周摄入某种食物的频次和数量,其中包括淡色和深色蔬菜、水果、根茎类、牛奶、乳制品、面包、蛋类、肉类(主要指畜肉和禽肉)、水产品、动物内脏、豆类或豆制品、米饭等主食类。

3. MS 诊断:采用中国成人血脂异常防治指南制订联合委员会 2007 年标准(JCDCG-2007)<sup>[3]</sup>诊断 MS,即满足以下至少 3 项可诊断 MS:①腹型肥胖:腰围男性 $>90$  cm,女性 $>85$  cm;②血 TG $\geq 150$  mg/dl;③血 HDL-C $<40$  mg/dl;④SBP/DBP $\geq 130/85$  mmHg 和/或已确诊高血压;⑤FPG $\geq 110$  mg/dl 或餐后两小时血糖(2 h-PPG) $\geq 140$  mg/dl 和/或有糖尿病病史。

4. 统计学分析:首先根据体检者膳食数据,采用因子分析(主分量法)提取前 3 个因子,计算每个研究对象因子得分,并根据因子得分将研究对象膳食习惯划分为 3 种膳食模式,将膳食模式作为协变量纳入分析模型中进行调整。计数资料采用例数(百分比)的形式报告,无序分类变量组间比较使用 Pearson  $\chi^2$  检验,有序分类变量组间比较采用 Kruskal-Wallis 秩和检验。利用全部体检人群的年龄、性别构成对 3 个地区体检人群 MS 发病密度进行标化,采用 Cox 比例风险模型调整年龄、性别、膳食模式等协变量,计算组间 MS 发病的风险比(HR)及其 95%CI。假定因素间交互作用符合乘法模型,分析地区与年龄、性别以及年龄和性别之间的交互作用。所有分析均采用 SAS 9.4 软件完成。以  $P<0.05$  为差异有统计学意义。

## 结 果

1. 研究人群随访情况和基线特征:最终纳入6 828名研究对象,其中北京、台湾、香港地区分别有1 363、4 802和663人。研究人群共随访29 954人年,其中最短随访时间为8个月(在首次体检后8个月发生MS),最长随访时间6年,中位随访时间4.8年,随访期间共有666人出现MS,失访3 374人。

通过因子分析,将所有研究对象的膳食习惯划分为3种膳食模式,即以蔬菜、水果等食物为主的“蔬菜水果膳食模式”;以肉、蛋、动物内脏等食物为主的“肉类食物膳食模式”以及以奶制品和面包等食物为主的“奶制品膳食模式”,见表1。北京、香港、台湾3个地区体检人群各基线特征差异有统计学意义(均 $P < 0.05$ ),其中北京体检人群男性比例高于香港和台湾地区,而台湾地区体检人群年龄高于北京和香港。此外,3个地区体检人群的膳食模式、吸烟、饮酒、基线MS组分患病情况等特征的差异也有统计学意义,见表2。这些因素可能产生混杂作用,在后续的分析中对其进行控制。

2. 3个地区MS发病风险比较:北京、香港、台湾地区体检人群MS发病密度分别为3.49/100人年、2.21/100人年和1.89/100人年,标化发病密度分别为3.14/100人年、2.19/100人年、2.03/100人年。在不调整任何协变量的情况下,北京、香港体检人群发生MS的风险分别是台湾地区体检人群的1.94(95%CI: 1.63~2.30)倍和1.15(95%CI:0.89~1.49)倍,见表3。

调整队列人群性别、年龄、膳食模式等因素之后,北京、香港体检人群发生MS的风险分别是台湾地区体检人群的1.60(95%CI:1.34~1.91)倍和1.08(95%CI: 0.83~1.41)倍。除地区因素外,男性、高龄、吸烟、“肉类食物膳食模式”是MS发病的危险因素。在控制其他因素后,男性发生MS的风险是女性的3.71(95%CI: 3.02~4.56)倍,≥56、46~、36~岁人群发生MS的风险分别是18~35岁人群的3.55(95%CI: 2.77~4.56)倍、2.67(95%CI: 2.15~3.31)倍和1.48(95%CI: 1.21~1.82)倍。吸烟人群发生MS的风险是从不吸烟人群1.26(95%CI: 1.05~1.52)倍。相对

于以肉类为主的膳食模式,“蔬菜水果膳食模式”和“奶制品膳食模式”的人群MS发病风险更低。规律运动和饮酒对MS发病风险的影响差异均无统计学意义(均 $P > 0.05$ ),见图2。

3. MS各组分异常对MS发病风险的作用:在调整基线其他危险因素后,体检人群基线时各MS组分异常与MS发病风险呈正相关(均 $P < 0.000 1$ )。其中,基线单个MS组分异常的人群中,中心性肥胖者MS发病风险是无MS组分异常者的13.09(95%CI: 9.05~18.94)倍。TG偏高、HDL-C偏高、血压偏高和血糖异常均对体检人群发生MS具有超过5倍的风险作用,见图3。

4. 交互作用分析:在控制膳食模式、吸烟、饮酒等因素的基础上,分析地区与年龄、性别以及年龄与性别之间对体检人群MS发病风险的交互作用。地区与性别、年龄之间无交互作用,性别和年龄之间存在明显的交互作用,见表4。女性体检人群中,随着年龄增加,发生MS的风险快速增加,与18~35岁女性相比,36~、46~、≥56岁女性发生MS的风险分别是2.62、11.32、29.49倍。在男性人群中,46岁前,MS发病风险随年龄增加而增加,46岁以后,MS发病风险未呈现随年龄增加而增加的趋势;相对于18~35岁男性,36~、46~、≥56岁男性发生MS的风险分别是1.37、2.04、1.93倍。同时,随着人群年龄的增加,男性相对于女性发生MS的HR值逐渐减小,18~、36~、46~、≥56岁人群中,男性相对于女性发生MS的风险分别为12.21、6.77、2.74和0.81倍。见表5。

## 讨 论

目前国内针对MS患病危险因素的横断面研究较多,而MS发病危险因素的队列研究少见。本研究利用美兆体检数据构建体检随访队列,对北京、香港、台湾地区体检人群MS发病风险及其影响因素进行分析。在调整性别、年龄、膳食模式等混杂因素后,北京体检人群发生MS的风险高于台湾地区( $P < 0.05$ ),而香港与台湾地区体检人群MS发病风险差异无统计学意义( $P > 0.05$ )。“地区”是地理环

表1 我国3个地区体检人群膳食模式因子分析

因子	淡色蔬菜	深色蔬菜	水果	根茎类	牛奶	乳制品	面包	蛋类	肉类	水产品	内脏	豆类或豆制品	米饭等主食类
因子一	0.810	0.839	0.604	0.443	0.111	0.106	0.018	-0.043	-0.067	0.281	-0.013	0.308	0.133
因子二	0.127	0.104	-0.113	0.178	-0.131	0.105	0.194	0.545	0.733	0.501	0.558	0.464	0.441
因子三	-0.058	-0.038	0.216	0.210	0.709	0.714	0.491	0.271	0.099	0.079	-0.022	0.133	-0.081

注:因子分析采用主分量法,并进行方差最大旋转



表 2 我国 3 个地区体检人群基线特征

项 目	北京(n=1 363)	香港(n=663)	台湾(n=4 802)	$\chi^2$ 值	P值
性别				12.306	0.002 1
男	709(52.0)	290(43.7)	2 350(48.9)		
女	654(48.0)	373(56.3)	2 452(51.1)		
年龄组(岁)				254.759	<0.000 1
18 ~	82(6.0)	60(9.1)	391(8.2)		
36 ~	413(30.3)	154(23.2)	644(13.4)		
46 ~	459(33.7)	271(40.9)	1 293(26.9)		
≥56	409(30.0)	178(26.8)	2 474(51.5)		
膳食模式 <sup>a</sup>				74.777	<0.000 1
A	401(29.4)	194(29.3)	1 386(28.9)		
B	583(42.8)	227(34.2)	1 531(31.9)		
C	379(27.8)	242(36.5)	1 885(39.2)		
吸烟				79.150	<0.000 1
从不吸	941(69.0)	565(85.2)	3 553(74.0)		
过去吸	66(4.9)	38(5.7)	225(4.7)		
现在吸	356(26.1)	60(9.1)	1 024(21.3)		
饮酒				147.923	<0.000 1
从不饮	969(71.1)	542(81.7)	4 060(84.5)		
过去饮	24(1.8)	9(1.4)	100(2.1)		
现在饮	370(27.1)	112(16.9)	642(13.4)		
规律运动(h/周)				50.280	<0.000 1
0 或 <1	569(41.7)	294(44.3)	2 491(51.9)		
≥1	794(58.3)	369(55.7)	2 311(48.1)		
基线 MS 组分个数 <sup>b</sup>				22.135	<0.000 1
0	774(56.8)	437(65.9)	2 908(60.5)		
1	346(25.4)	156(23.5)	1 281(26.7)		
2	243(17.8)	70(10.6)	613(12.8)		
中心性肥胖				92.278 0	<0.000 1
否	1 150(84.4)	598(90.2)	4 458(92.8)		
是	213(15.6)	65(9.8)	344(7.2)		
TG 偏高				29.441 1	<0.000 1
否	1 121(82.2)	588(88.7)	4 209(87.7)		
是	242(17.8)	75(11.3)	593(12.3)		
HDL-C 偏低				11.691 6	0.002 9
否	1 279(93.8)	640(96.5)	4 470(93.1)		
是	84(6.2)	23(3.5)	332(6.9)		
血压升高				29.657 1	<0.000 1
否	1 176(86.3)	547(82.5)	3 834(79.8)		
是	187(13.7)	116(17.5)	968(20.2)		
血糖异常				22.872 5	<0.000 1
否	1 257(92.2)	646(97.4)	4 532(94.4)		
是	106(7.8)	17(2.6)	270(5.6)		

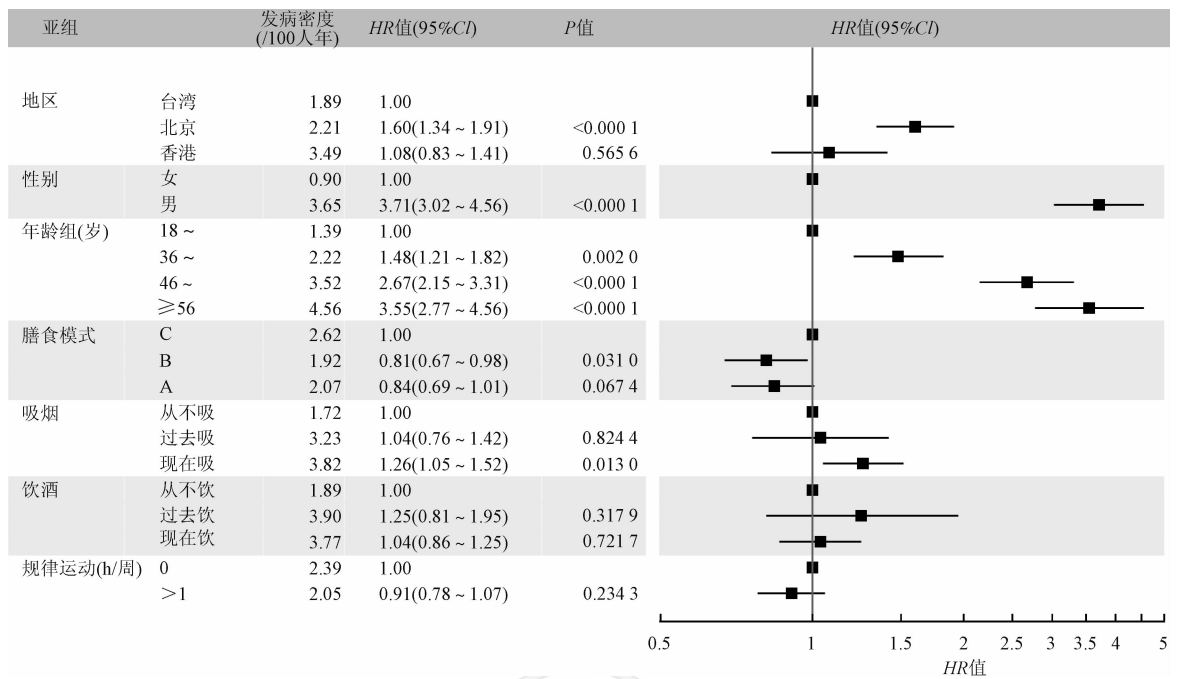
注:括号外数据为人数,括号内数据为构成比(%);<sup>a</sup>膳食模式 A:“蔬菜水果膳食模式”;膳食模式 B:“奶制品膳食模式”;膳食模式 C:“肉类食物膳食模式”;<sup>b</sup>按 JCDG—2007 标准诊断

境、社会文化、民族族群等多种因素的混合代理,不同地区人群 MS 发病风险的差异可能与地理环境和社会文化等因素的差异有关。例如, Lopez-Pascual 等<sup>[4]</sup>进行的一项队列研究表明,生活在高海拔地区的人群发生 MS 的风险明显低于低海拔地区。Ngo 等<sup>[5]</sup>的队列研究提示,地区教育水平的差异与 MS 发病风险有关,拥有大学学历的居民比例高的地区 MS

发病风险更低。香港和台湾地区在地理位置、海陆环境、社会文化等方面较为接近,但两地与北京在这些特征上的差异较大,这些因素可能对 3 个地区居民 MS 发病风险产生了不同的影响。

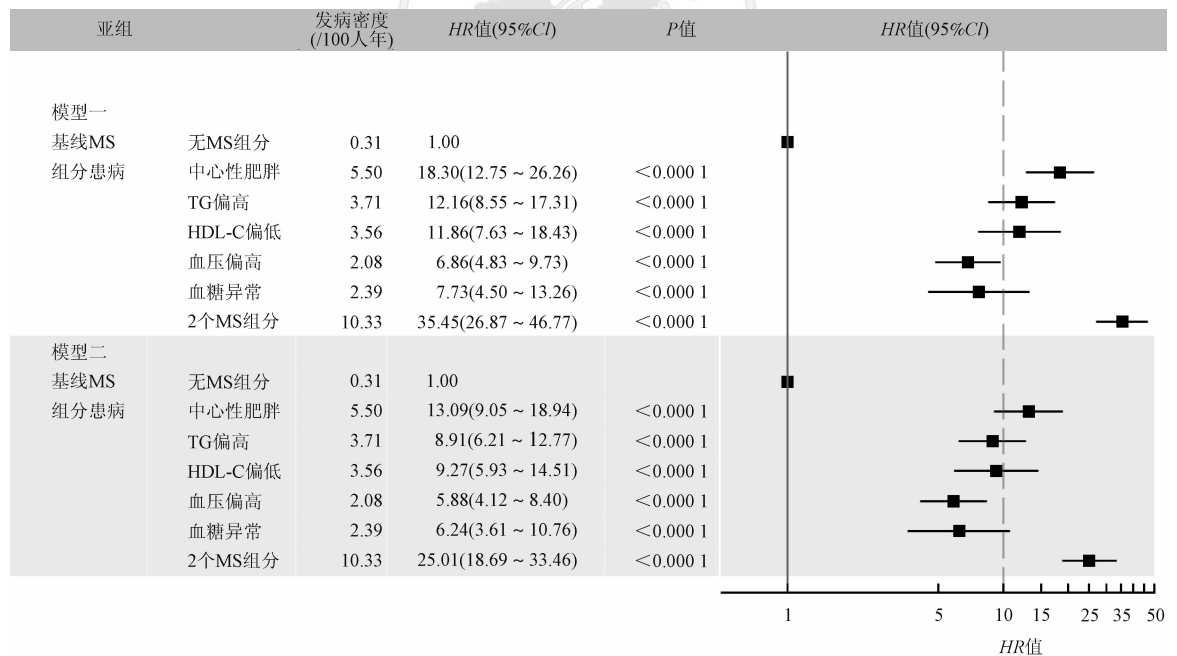
吸烟和饮酒与多种疾病有关,本研究中吸烟者发生 MS 的风险是非吸烟者的 1.26 倍,但饮酒对发生 MS 的风险作用不明显。Slagter 等<sup>[6]</sup>的队列研究中,吸烟增加任何亚组人群(饮酒、BMI)MS 的发病风险,而少量饮酒可能降低 MS 的发病风险,但饮酒过量却增加 MS 的发病风险。本研究由于吸烟、饮酒的剂量和年限相关数据不够完备而无法进行更细致的分析。此外,现有研究表明生活方式,例如饮食、运动等,与 MS 及其组分异常有关。例如, Shang 等<sup>[7]</sup>的队列研究中,植物性蛋白的摄入降低 MS 发病风险,而动物性食物摄入与 MS 发病呈正相关。Kim 和 Kim<sup>[8]</sup>的队列研究结果则提示奶制品的摄入明显降低 MS 及其组分异常的发病风险。本研究中,与“肉类食物膳食模式”的体检人群相比,“蔬菜水果膳食模式”和“奶制品膳食模式”人群 MS 发病风险更低,与既往研究结果一致。此外,运动干预或闲暇体力活动能够明显降低 MS 发病风险<sup>[9]</sup>,而长时间静坐会增加 MS 患病风险<sup>[10]</sup>。本研究中,可能由于对运动的测量不够精细,未发现运动与 MS 发病风险之间存在明显的相关关系( $P>0.05$ )。

基线患 MS 组分异常明显增加体检人群 MS 发病风险,且患 MS 组分个数越多,风险成倍增加。基线患不同 MS 组分对 MS 发病风险作用不同,在调整性别、年龄等混杂因素后,任意两个 MS 组分异常使体检人群 MS 发病风险增加 24 倍。而在基线时患单个 MS 组分的人群中,中心性肥胖对 MS 的发病风险作用最大,使得 MS 发病风险增加约 12 倍。此外,各 MS 组分异常对 MS 发病的风险作用强弱顺序依次是低 HDL-C、高 TG、血糖异常和血压升高。佛明翰心脏研究发现,MS(ATP III 标准)组分异常中,



注:膳食模式 A:“蔬菜水果膳食模式”;膳食模式 B:“肉类食物膳食模式”;膳食模式 C:“奶制品膳食模式”

图2 我国3个地区体检人群控制基线特征后MS发病风险



注:模型一:除基线MS组分外,不调整其他因素;模型二:调整地区、性别、年龄等混杂因素

图3 MS组分异常对MS发病风险的作用

表3 我国3个地区体检人群MS发病风险

地区	总人数	发病人数	观察人年	发病密度(/100人年)	标化发病密度(/100人年)	粗HR值(95%CI)	P值
北京	1 363	196	5 614.6	3.49	3.14	1.94(1.63 ~ 2.30)	<0.000 1
香港	663	67	3 034.5	2.21	2.19	1.15(0.89 ~ 1.49)	0.297 5
台湾	4 802	403	21 304.9	1.89	2.03	1.00	-

中心性肥胖是MS发病的最重要的风险因子,其次是低HDL-C、高TG、血压升高和血糖异常<sup>[11]</sup>,与本

研究的MS组分异常的风险作用强弱顺序基本一致。MS及其组分异常均是冠心病的危险因素,且组

**表 4** 地区与性别、年龄,性别与年龄之间的交互作用检验

项 目	HR 比值(95%CI)	P 值
地区×性别交互作用		
北京×男性	0.77(0.51 ~ 1.18)	0.237 2
香港×男性	0.99(0.53 ~ 1.82)	0.969 1
地区×年龄(岁)交互作用		
北京×36 ~	0.74(0.46 ~ 1.20)	0.223 1
北京×46 ~	1.06(0.66 ~ 1.71)	0.804 0
北京×56 ~	0.69(0.38 ~ 1.28)	0.245 0
香港×36 ~	0.81(0.38 ~ 1.73)	0.579 4
香港×46 ~	1.09(0.50 ~ 2.36)	0.834 4
香港×56 ~	1.07(0.45 ~ 2.55)	0.880 0
性别×年龄(岁)交互作用		
男×36 ~	0.58(0.29 ~ 1.18)	0.134 2
男×46 ~	0.21(0.12 ~ 0.40)	<0.000 1
男×56 ~	0.08(0.04 ~ 0.16)	<0.000 1

注:地区以我国台湾为参照,性别以女性为参照,年龄以 18 ~ 35 岁为参照;假定变量间满足可乘的交互作用;模型中考察交互作用的同时调整了吸烟、饮酒、膳食模式、运动等协变量,非交互作用因子参数估计和统计检验结果未在表中列出;此处的交互作用实际刻画了风险比之比(Ratio of HRs, HR 比值),例如表中交互项“北京×男性”所对应的“HR 比值”为北京地区男性相对于女性发生 MS 的 HR 值与台湾地区男性相对于女性发生 MS 的 HR 值的比值

分个数越多,冠心病患病风险越大<sup>[12]</sup>。特定成分组合的 MS 对冠心病和死亡风险的作用也不同,中心性肥胖、高血压、血脂异常 3 项同时具备的 MS 者发生冠心病的风险会增加 2.36 倍,而死亡风险增加 3 倍<sup>[11]</sup>。因此,对患有 1 ~ 2 个 MS 组分异常的高危人群进行提前干预可以有效预防和控制 MS 的发生。循证证据表明,开展以增加运动和调节饮食为内容的生活方式干预可以有效管理和控制肥胖<sup>[13]</sup>,从而有利于预防肥胖引起的 MS 发生,降低冠心病和死亡的发生风险。

此外,在本研究中,性别和年龄对 MS 发病风险存在交互作用,在控制其他因素后,低龄体检人群中男性发生 MS 的风险明显高于女性,而高龄人群中

则相反;女性人群 MS 发病风险随年龄增加而快速增加,而男性人群 MS 发病风险却在 46 岁后趋于平稳。何宇纳等<sup>[14]</sup>利用我国 31 省 10 万人群的大样本数据分析表明,我国成年人 MS 患病率随年龄增加呈递增趋势,50 岁以前,男性 MS 患病率高于女性,50 岁后,女性 MS 患病率高于男性。同时,男性 MS 患病率在 50 岁以后处于平稳状态,而女性 MS 患病率随年龄增加持续增加直至 70 岁左右。该研究结果与本研究中年龄与性别交互作用的结果一致。在一些队列研究中<sup>[11,15]</sup>,男性与女性 MS 发病风险随年龄变化的趋势也不一致,结果与本研究类似。女性人群 MS 发病风险随年龄增加而明显增加可能与其性激素代谢水平有关。研究表明,绝经能增加女性 MS 及其组分异常的患病风险,例如, Kim 等<sup>[16]</sup>和 Eshtiaghi 等<sup>[17]</sup>的研究中,绝经后女性患 MS(ATP III) 的风险分别是非绝经女性的 1.60 倍和 2.85 倍,同时绝经女性腰围、SBP、TC、LDL-C、TG 等都明显高于非绝经女性<sup>[16]</sup>。因此,高龄女性由于性激素水平的降低或发生绝经而使 MS 发病风险明显增加。

本研究在美兆体检数据库的基础上构建体检队列,在研究设计上保证了因果时序的合理性,因此,与现状研究和病例对照研究相比,在 MS 与其危险因素的分析中具有更强的论证力。同时,本研究对我国北京、台湾、香港地区人群 MS 发病风险的比较分析在国内外均很少见。本研究表明人群中 MS 发病风险具有地区差异,这对未来多中心、大样本的一般人群 MS 发病风险研究控制地区效应具有一定的参考意义。本研究存在局限性,所分析的体检人群通常不是一般人群的代表性样本,在性别、年龄、社会经济地位等特征构成上可能与一般人群存在较大差异,研究结果还有待我国一般人群的大型队列研究加以证实和补充。

**表 5** 性别与年龄间对 MS 发病风险的交互作用

项 目	女性			男性			层内合并 HR 值(95%CI) (男性比女性)	P 值
	发病密度 <sup>a</sup>	HR 值(95%CI)	P 值	发病密度 <sup>a</sup>	HR 值(95%CI)	P 值		
18 ~ 岁	0.21	1.00		2.67	11.92(7.00 ~ 20.29)	<0.000 1 <sup>b</sup>	12.21(7.10 ~ 21.01)	<0.000 1
36 ~ 岁	0.48	2.34(1.20 ~ 4.58)	0.012 9 <sup>b</sup>	3.81	16.33(9.56 ~ 27.90)	<0.000 1 <sup>b</sup>	6.77(4.14 ~ 11.06)	<0.000 1
46 ~ 岁	1.90	9.57(5.39 ~ 16.98)	<0.000 1 <sup>b</sup>	5.85	24.37(14.09 ~ 42.14)	<0.000 1 <sup>b</sup>	2.74(1.87 ~ 4.02)	<0.000 1
56 ~ 岁	4.21	23.58(13.16 ~ 42.27)	<0.000 1 <sup>b</sup>	4.93	23.40(13.07 ~ 41.91)	<0.000 1 <sup>b</sup>	0.81(0.50 ~ 1.33)	0.411 9
层内合并 HR 值(95%CI)								
36 ~ 岁 vs. 18 ~ 35 岁		2.62(1.33 ~ 5.19)	0.005 5		1.37(1.10 ~ 1.70)	0.004 4		
46 ~ 岁 vs. 18 ~ 35 岁		11.32(6.22 ~ 20.61)	<0.000 1		2.04(1.60 ~ 2.60)	<0.000 1		
56 ~ 岁 vs. 18 ~ 35 岁		29.49(15.99 ~ 54.38)	<0.000 1		1.93(1.41 ~ 2.65)	<0.000 1		

注:<sup>a</sup>单位为“/100 人年”;<sup>b</sup>所有比较均以“18 ~ 35 岁女性”为参照

利益冲突 无

## 参 考 文 献

- [1] Reaven GM. The metabolic syndrome: is this diagnosis necessary? [J]. *Am J Clin Nutr*, 2006, 83(6): 1237-1247.
- [2] 中华医学会糖尿病学分会代谢综合征研究协作组. 中华医学会糖尿病学分会关于代谢综合征的建议[J]. *中华糖尿病杂志*, 2004, 12(3): 156-161. DOI: 10.3321/j.issn:1006-6187.2004.03.002.  
Metabolic Syndrome Research Collaboration Group of Chinese Diabetes Society [J]. Suggestion on metabolic syndrome of Chinese Diabetes Society. *Chin J Diabetes*, 2004, 12(3): 156-161. DOI: 10.3321/j.issn:1006-6187.2004.03.002.
- [3] 中国成人血脂异常防治指南制订联合委员会. 中国成人血脂异常防治指南[J]. *中华心血管病杂志*, 2007, 19(5): 390-419. DOI: 10.3969/j.issn.1672-7185.2012.16.002.  
Joint Committee for Developing Chinese Guidelines on Prevention and Treatment of Dyslipidemia in Adults. Chinese guidelines on prevention and treatment of dyslipidemia in adults [J]. *Chin J Cardiol*, 2007, 19(5): 390-419. DOI: 10.3969/j.issn.1672-7185.2012.16.002.
- [4] Lopez-Pascual A, Bes-Rastrollo M, Sayón-Orea C, et al. Living at a geographically higher elevation is associated with lower risk of metabolic syndrome: Prospective Analysis of the SUN Cohort [J]. *Front Physiol*, 2017, 7:658. DOI: 10.3389/fphys.2016.00658.
- [5] Ngo AD, Paquet C, Howard NJ, et al. Area-level socioeconomic characteristics and incidence of metabolic syndrome: a prospective cohort study [J]. *BMC Public Health*, 2013, 13: 681. DOI: 10.1186/1471-2458-13-681.
- [6] Slagter SN, Van Vliet-Ostapchouk JVV, Vonk JM, et al. Combined effects of smoking and alcohol on metabolic syndrome: The Life Lines Cohort Study [J]. *PLoS One*, 2014, 9(4): e96406. DOI: 10.1371/journal.pone.0096406.
- [7] Shang XW, Scott D, Hodge A, et al. Dietary protein from different food sources, incident metabolic syndrome and changes in its components: An 11-year longitudinal study in healthy community-dwelling adults [J]. *Clin Nutr*, 2016. DOI: 10.1016/j.clnu.2016.09.024.
- [8] Kim D, Kim J. Dairy consumption is associated with a lower incidence of the metabolic syndrome in middle-aged and older Korean adults: the Korean Genome and Epidemiology Study (KoGES) [J]. *British Journal of Nutrition*, 2017, 117(1): 148-160. DOI: 10.1017/S000711451600444X.
- [9] He D, Xi B, Xue J, et al. Association between leisure time physical activity and metabolic syndrome: a Meta-analysis of prospective cohort studies [J]. *Endocrine*, 2014, 46(2): 231-240. DOI: 10.1007/s12020-013-0110-0.
- [10] 叶莺, 钟文玲, 林修全, 等. 静态生活方式与代谢综合征及2型糖尿病患病的相关性研究 [J]. *中华流行病学杂志*, 2014, 35(11): 1235-1240. DOI: 10.3760/cma.j.issn.0254-6450.2014.11.013.  
Ye Y, Zhong WL, Lin XQ, et al. Association between sedentary life style and risks of metabolic syndrome and diabetes mellitus type 2 [J]. *Chin J Epidemiol*, 2014, 35(11): 1235-1240. DOI: 10.3760/cma.j.issn.0254-6450.2014.11.013.
- [11] Franco OH, Massaro JM, Civil J, et al. Trajectories of entering the metabolic syndrome: The Framingham Heart Study [J]. *Circulation*, 2009, 120(20): 1943-1950. DOI: 10.1161/CIRCULATIONAHA.109.855817.
- [12] 郭靖文, 周涛, 陶丽新, 等. 代谢综合征组分及不同组合与冠心病相关性 [J]. *中国公共卫生*, 2016, 32(5): 632-636. DOI: 10.11847/zgggws2016-32-05-18.  
Guo JW, Zhou T, Tao LX, et al. Associations of metabolic syndrome components and their different combinations with coronary heart disease [J]. *Chin J Public Health*, 2016, 32(5): 632-636. DOI: 10.11847/zgggws2016-32-05-18.
- [13] Gortmaker SL, Swinburn BA, Levy D, et al. Changing the future of obesity: science, policy, and action [J]. *Lancet*, 2011, 378(9793): 838-847. DOI: 10.1016/S0140-6736(11)60815-5.
- [14] 何宇纳, 赵文华, 赵丽云, 等. 中国2010—2012年成年人代谢综合征流行特征 [J]. *中华流行病学杂志*, 2017, 38(2): 212-215. DOI: 10.3760/cma.j.issn.0254-6450.2017.02.015.  
He YN, Zhao WH, Zhao LY, et al. Prevalence of metabolic syndrome in Chinese adults in 2010-2012 [J]. *Chin J Epidemiol*, 2017, 38(2): 212-215. DOI: 10.3760/cma.j.issn.0254-6450.2017.02.015.
- [15] Vishram JK, Borglykke A, Andreassen AH, et al. Impact of age and gender on the prevalence and prognostic importance of the metabolic syndrome and its components in Europeans. The MORGAM prospective cohort project [J]. *PLoS One*, 2014, 9(9): e107294. DOI: 10.1371/journal.pone.0107294.
- [16] Kim HM, Park J, Ryu SY, et al. The effect of menopause on the metabolic syndrome among Korean women: the Korean national health and nutrition examination survey, 2001 [J]. *Diabetes Care*, 2007, 30(3): 701-706. DOI: 10.2337/dc06-1400.
- [17] Eshtiaghi R, Esteghamati A, Nakhjavani M. Menopause is an independent predictor of metabolic syndrome in Iranian women [J]. *Maturitas*, 2010, 65(3): 262-266. DOI: 10.1016/j.maturitas.2009.11.004.

(收稿日期: 2017-06-02)

(本文编辑: 万玉立)