

论著·临床研究 doi:10.3969/j.issn.1671-8348.2020.12.007

网络首发 [https://kns.cnki.net/KCMS/detail/50.1097.R.20200421.1404.006.html\(2020-04-21\)](https://kns.cnki.net/KCMS/detail/50.1097.R.20200421.1404.006.html(2020-04-21))

老年男性性供需失衡与高危性行为关系研究*

彭斌¹, 龚宇¹, 易红¹, 赵凤兰¹, 湛斌^{2△}, 肖贵元³, 贾瑜⁴, 周维康⁵, 雷山川⁶, 王莎莉⁷

(1. 重庆市老年病医院皮肤科 400053; 2. 重庆市老年病医院老年科 400053;

3. 重庆医科大学公共卫生与管理学院统计学教研室 400016; 4. 重庆市第四人民医院皮肤科 400014;

5. 重庆市人民医院皮肤科 400014; 6. 重庆医科大学附属永川医院皮肤科 402160;

7. 重庆医科大学基础医学院生理学教研室 400016)

[摘要] **目的** 探讨老年男性性供需失衡与高危性行为的关系。**方法** 以 1 433 例老年男性为研究对象, 检测其血清睾酮, 同时问卷调查其年龄、与固定性伴的年龄差距等 11 个社会性特征, 随访 2 年; 对最终完成随访的研究对象进行结构方程模型的分析。**结果** 完成问卷调查的研究对象 1 128 例, 血清睾酮值、与固定性伴的年龄差距对高危性交频次均产生直接效应, 其标准化效应系数分别为 0.735 和 -0.077; 年龄对高危性交频次产生直接效应, 其标准化效应系数为 -0.212, 年龄也可通过血清睾酮值和与固定性伴的年龄差距对高危性交频次产生间接效应, 其标准化效应系数为 0.245; 各标准化效应系数差异均有统计学意义 ($P < 0.05$)。**结论** 老年男性供需的失衡及增龄促进该失衡的加剧, 是老年男性发生高危性行为的两个重要环节。

[关键词] 老年男性; 性供需; 高危性行为**[中图分类号]** R183.9**[文献标识码]** A**[文章编号]** 1671-8348(2020)12-1923-07

Study on relation between sexual supply and demand imbalance and high-risk sexual behavior in elderly males*

PENG Bin¹, GONG Yu¹, YI Hong¹, ZHAO Fenglan¹, ZHAN Bin^{2△}, XIAO Guiyuan³,
JIA Yu⁴, ZHOU Weikang⁵, LEI Shanchuan⁶, WANG Shali⁷

(1. Department of Dermatology, Chongqing Municipal Geriatric Hospital, Chongqing 400053, China;

2. Department of Geriatrics, Chongqing Municipal Geriatric Hospital, Chongqing 400053, China;

3. Teaching and Researching Section of Statistics, College of Public Health and Management, Chongqing Medical University, Chongqing 400016, China; 4. Department of Dermatology, Chongqing Municipal

Fourth People's Hospital, Chongqing 400014, China; 5. Department of Dermatology, Chongqing Municipal People's Hospital, Chongqing 400014, China; 6. Department of Dermatology, Affiliated Yongchuan Hospital of Chongqing Medical University, Chongqing 402160, China; 7. Teaching and Researching

Section of Physiology, Basic Medical College, Chongqing Medical University, Chongqing 400016, China)

[Abstract] **Objective** To explore the relationship between the imbalance of sexual supply and demand with the high-risk sexual behavior in elderly males. **Methods** A total of 1 433 elderly males served as the study subjects, their serum testosterone levels were measured and their 11 social characteristics including the age and the age gap with their fixed sexual partners were investigated by questionnaires. All subjects were followed up for 2 years. The subjects finally completing the follow-up conducted the structured equation mode analysis. **Results** A total of 1 128 subjects completed the questionnaire survey, their serum testosterone level and age gap with fixed sexual partners all had direct effects on the high-risk sexual intercourse frequency, their standardized effect coefficients were 0.735 and -0.077 respectively. Age had a direct effect on the frequency of high-risk sexual intercourse, and its standardized effect coefficient was -0.212. Age could also had an indirect effect on high-risk sexual intercourse frequency through the serum testosterone level and the age gap with

* 基金项目: 重庆市卫生和计划生育委员会医学科重点科研项目(2015ZDXM025)。

作者简介: 彭斌(1971-), 副主任医师, 本科, 主要从事老年性传播疾病和老年性医学研究。

△ 通信作者, E-mail: 406302524@qq.com。

fixed sexual partners, and its standardized effect coefficient was 0.245. All the above standardized effect coefficients had statistically significant difference ($P < 0.05$). **Conclusion** The imbalance between the sexual supply and demand of elderly males and the age increase promotes the imbalance aggravation, which are the two important links for the occurrence of high-risk sexual behavior of elderly males.

[Key words] elderly males; sexual supply and demand; high-risk sexual behavior

数年前国内研究即报道,随着中国人口老龄化的加速,性传播疾病(STD)正向老年人群蔓延,且以男性为主导,传播方式多以婚外性接触为主^[1-2]。老年 STD 的防治,更多的文献及报道强调的是各种治疗手段、对 STD 的宣教及女性性服务工作者的管控等,而较少关注决定老年男性 STD 背后的高危性行为的影响因素。本课题的先期研究发现,血清睾酮、年龄、固定性伴类型、老年男性与固定性伴的年龄差距、性交频率是老年男性高危性行为的影响因素,同时,老年男性的性需求可用血清睾酮值来反映,老年女性的性供给可用与其固定性伴的年龄差距来反映^[3];先期研究还发现,随着老年男性年龄的增长,其高危性行为的发生似乎也是增加的(有待后续证实)^[3];故本团队提出一个“性供需”假说,即老年男性的高危性行为是由老年男女性供需的失衡引起,年龄在该失衡中发挥着调节作用。

国外研究表明,血清睾酮的水平值与男性的性欲和性功能密切相关^[4-5]。另有国外研究显示,男性睾酮的峰值出现在 17 岁左右,以后处于持续下降阶段,直到老年^[6]。对应的国内研究也显示,老年男性的睾酮呈“走下坡”地平缓降低^[7]。另有研究显示,40~70 岁的中老年男性睾酮每年下降 1.6%^[8];即对老年男性来说,在排除外源性补充的情况下,其血清睾酮值连续数年一定程度上是稳定的,即提示可对老年男性血清睾酮值进行数年的前瞻性研究,以验证上述“性供需”假说,以利于更好地预防老年男性高危性行为。

1 资料与方法

1.1 预试验

鉴于目前国内关于老年男性发生高危性行为的血清睾酮的暴露参考值尚属空白,故本研究开始前先作预试验;即在重庆 4 家医院门诊进行健康体检的老年男性中,采用多中心简单随机抽样法收集性交频率为 1~6 次/月的健康老年男性 287 例,其中承认有高危性行为的 77 例(构成比为 26.83%),77 例老年男性的睾酮均值为 (12.95 ± 2.18) nmol/L,故设老年男性随访结局有或无高危性行为的睾酮分界值(即睾酮暴露参考值)为 13 nmol/L,即设血清睾酮大于或等于 13 nmol/L 的老年男性为暴露者,其前瞻性随访结局普遍有高危性行为,而血清睾酮小于 13 nmol/L 的老年男性为非暴露者,其前瞻性随访结局普遍无高危性

行为。

1.2 一般资料

2015 年 10 月 1 日至 2016 年 12 月 31 日在重庆市老年病医院、重庆市人民医院、重庆医科大学附属永川医院及重庆市第四人民医院的定期年度门诊体检的老年男性中,以符合纳入标准的老年男性为研究对象共 1 433 例(采用多中心简单随机抽样法收集),年龄 60~74 岁,平均 (64.43 ± 2.72) 岁。本研究经重庆市老年病医院伦理委员会批准(2015 年伦理审核第 [2-2] 号)。

纳入标准:(1)年龄大于或等于 60 岁;(2)愿意配合抽血检测血清睾酮水平,同时也愿意配合问卷调查;(3)具备基本的理解及语言表达能力;(4)2 年内未应用与本研究相关的性激素;(5)生活自理或轻度依赖^[9];(6)无老年慢性疾病,或者即使有,不经治疗或仅口服维持用药,均可控制症状且不影响日常生活;(7)拥有一定的性生活,即至少 1 次/月;(8)愿签署知情同意书。排除标准:(1)近期应用与本研究相关激素;(2)患有肝、肾、内分泌、血液系统疾病、恶性肿瘤及多器官功能衰竭;(3)有精神及心理障碍性疾病;(4)不能按要求进行或因其他因素不能继续该临床研究;(5)社会特征在前瞻性随访期间内有重大的变化者。

1.3 研究方法

研究对象均于上午 8:00~9:00 取肘静脉血 5 mL,放置冰箱(不超过 1 周),由重庆市金域医学检验所有限公司定期统一检测血清睾酮值。血清睾酮检测用化学发光分析法,仪器型号为美国贝克曼 DXI800,试剂为美国贝克曼库尔特公司产品。所有检测标本由同一台仪器、同一批专业人员负责检测。问卷调查表(包含性生活的调查)和居民个人健康调查表由重庆市卫生健康委员会统一制作。由 4 个医院各抽 4~7 人组成联合小组,成员包括皮肤科、男性科、老年科、检验科、社区科、医教科等医务工作者。成员经统一培训,对研究对象的年龄、教育程度、经济收入、居住地域、婚姻状况、婚姻次数、固定性伴类别、与固定性伴的年龄差距、是否合并老年基础性疾病、是否接受 STD 宣教及老年人生活自理能力等 11 个社会性特征进行问卷调查,并在每个社会性特征中按其程度不同分为低、中和高 3 组(划分标准由该课题

团体依据实际情况而定)。

所有研究对象不作任何与性有关的暗示,避免外源性睾酮的补充,每 6 个月电话或现场回访 1 次,均随访 2 年。随访采用填写问卷调查表的形式,询问研究对象从先期抽血到目前回访为止的这一段时期内有无高危性行为及高危性交频次,同时询问研究对象的 11 个社会性特征在 2 年的随访期间内有无重大的变化。

1.4 统计学处理

采用 SAS9.2 和 AMOS7.0 软件包。在 12 个变量中,先用单因素方差分析对最终随访结果进行描述,再用多元 logistic 回归和多重线性回归筛选出老年男性高危性行为的影响变量,在筛选出的影响变量

中用 AMOS7.0 软件进行老年男性高危性行为影响因素的结构方程模型分析。检验水准: $\alpha=0.05$,以 $P<0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结 果

2.1 随访情况

愿意配合抽血查睾酮和接受问卷调查的研究对象有 1 433 例,随访 2 年后,最终完成问卷调查的研究对象有 1 128 例,累计失访对象有 305 例(包括 8 例研究对象的社会性特征在随访期内有重大变化的)累计失访率为 21.28%(305/1 433)。1 128 例研究对象按有无高危性行为分为两组,即有高危性行为组 265 例、无高危性行为组 863 例,血清睾酮和 11 个社会性特征在两组中的分布特征见表 1。

表 1 1 128 例研究对象的血清睾酮和 11 个社会性特征的分布特征[n(%)]

变量	有高危性行为组(n=265)	无高危性行为组(n=863)	χ^2	P
睾酮(nmol/L)			534.346	<0.01
<13	37(3.28)	759(67.29)		
≥ 13	228(20.21)	104(9.22)		
年龄			9.874 3	0.007
60~<65 岁	160(14.18)	532(47.16)		
65~<70 岁	57(5.05)	233(20.75)		
≥ 70 岁	48(4.26)	97(8.60)		
教育程度			7.021 0	0.029
小学及初中	107(9.49)	276(24.47)		
高中技校及中专	125(11.08)	447(39.63)		
大学	33(2.92)	140(12.41)		
经济收入(元/月)			1.981 9	0.371
<2 000	42(3.72)	122(10.82)		
2 000~4 000	133(11.79)	408(36.17)		
>4 000	90(7.98)	333(29.52)		
居住地域			0.840 4	0.656
农村	44(3.90)	126(11.17)		
城乡结合	57(5.05)	179(15.87)		
城市	164(14.54)	558(49.47)		
婚姻			—	0.001
已婚	192(17.02)	711(63.03)		
离异或丧偶	72(6.38)	151(13.39)		
分居	1(0.09)	1(0.09)		
婚姻次数(次)			22.848 3	<0.01
0~1	258(22.87)	752(66.67)		
2	7(0.62)	100(8.87)		
3	0	11(0.97)		
固定性伴类别			3.971 7	0.046
配偶	190(16.84)	697(61.79)		

续表 1 1 128 例研究对象的血清睾酮和 11 个社会性特征的分布特征[n(%)]

变量	有高危性行为组(n=265)	无高危性行为组(n=863)	χ^2	P
非配偶	63(5.59)	166(14.72)		
无固定性伴*	12(1.06)	0		
与固定性伴的年龄差距(岁)			30.836 7	<0.01
<5	121(10.73)	276(24.47)		
5~10	106(9.40)	384(34.04)		
>10	26(2.30)	203(18.00)		
无固定性伴*	12(1.06)	0		
合并老年基础性疾病			28.656 8	<0.01
无基础性疾病组	50(4.43)	73(6.47)		
合并 1~2 种基础性疾病	166(14.72)	668(59.22)		
合并大于或等于 3 种基础性疾病	49(4.34)	122(10.82)		
是否接受 STD 宣教			11.585 1	0.003
从未	5(0.44)	18(1.60)		
1~2 次	86(7.62)	380(33.69)		
≥3 次	174(15.43)	465(41.22)		
老年人生活自理能力			53.445 6	<0.01
可自理	149(13.21)	272(24.11)		
轻中度依赖	96(8.51)	469(41.58)		
不能自理	20(1.77)	122(10.82)		

*:仅单独列出来说明特殊情况,并不进入 3 个分组;—:无数据。

有高危性行为组中的有固定性伴的构成比为 95.47%(253/265,以配偶为主),无高危性行为组中的有固定性伴的构成比为 100.00%(863/863,以配偶为主);同时有高危性行为组内的老年男女年龄差大于 10 岁者占 3 个年龄差者(大于 5 岁者、5~10 岁者、>10 岁者)的构成比仅为 10.28%,而无高危性行为组内的老年男女年龄差大于 10 岁者占 3 个年龄差者(<5 岁者、5~10 岁者、>10 岁者)的构成比也仅为 23.52%。

2.2 老年男性高危性行为的影响因素

在最终完成随访的 1 128 例研究对象中,首先,以是否发生高危性行为为因变量,将血清睾酮和 11 个社会性特征作为自变量,进行多元 logistic 回归分析,按照入选标准 = 0.05、排除标准 = 0.05,结果显示血清睾酮值、年龄、婚姻次数、与固定性伴的年龄差距这 4 个变量进入多元 logistic 回归模型(表 2);随后,以高危性交频次(高危性交次数/2 年内)作为因变量,将上述 12 个特征作为自变量,进行多元线性回归分析,入选标准和排除标准同上,结果显示血清睾酮值、年龄、与固定性伴年龄差、居住地域、是否合并老年疾病这 5 个变量进入多重线性回归分析模型(表 3);最终,血清睾酮值、年龄、与固定性伴年龄差、婚姻次数、居住地域、是否合并老年疾病是老年男性高危性行为的 6 个

影响变量。

表 2 多元 logistic 回归分析

变量名	优势比	χ^2	P
血清睾酮值	3.707(3.029~4.537)	161.635 7	<0.01
年龄(岁)			
60~<65			
65~<70 [#]	3.067(1.548~0.075)	10.319 4	0.0013
≥70 [#]	7.780(3.707~16.328)	29.425 5	<0.01
婚姻次数	0.055(0.013~0.226)	16.140 8	<0.01
与固定性伴的年龄差距			
<5 岁			
≥5 岁*	0.317(0.176~0.571)	14.654 8	0.0001

[#]:与 60~<65 岁比较;*:与 <5 岁比较。

表 3 多重线性回归分析

变量名	偏回归系数(b)	t	P
血清睾酮值	0.315 67	33.77	<0.01
年龄	0.478 65	10.22	<0.01
与固定性伴的年龄差距	-0.223 02	-5.17	<0.01
居住地域(农村 vs. 城市)	-0.253 58	-2.92	0.003 6
是否合并老年基础性疾病 (无基础性疾病 vs. 合并≥3 种基础性疾病)	0.264 35	2.56	0.010 7

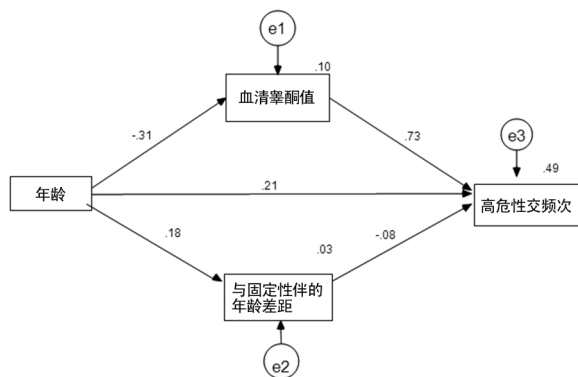
2.3 结构方程模型分析

在上述 6 个影响变量中,以高危性交频次为结局变量,以血清睾酮值、年龄、与固定性伴年龄差为老年男性高危性行为的影响因素来构建一个原始的结构方程模型;在此基础上,将其他 3 个影响变量(婚姻次数、居住地域、是否合并老年疾病)按照可能出现的所有组合模式添加进入原始的结构方程模型中,又可获得额外 8 种不同的结构方程模型,将这 9 种不同模型的效果进行比较,最终发现仅原始的结构方程模型效果最好,而其他 8 种模型中的众多路径均为无效路径,同时其模拟效果也不理想。

通过上述模型的设定、识别与删除无效路径后,对模型多次修正,采用极大似然法进行模型拟合,直到模型较好地拟合数据,最终得到一个最佳模型(见图 1),该最佳模型的路径系数见表 4,其各变量的标准化效应见表 5,而修正后的该最佳模型拟合指标符合相应的标准(表 6)。

从表 4 和表 5 可以看出,血清睾酮值与高危性交频次呈正相关,它对高危性交频次产生直接效应,大小为 0.735;与固定性伴的年龄差距和高危性交频率

呈负相关,它对高危性交频率产生直接效应,大小为 -0.077;年龄与高危性交频率呈负相关,它对高危性交频次产生直接效应,大小为 0.212;同时,年龄(通过血清睾酮值和与固定性伴的年龄差距)对高危性交频次产生间接效应,大小为 -0.245;直接效应和间接效应相抵消,故年龄对高危性交频次的总效应为 -0.032。各变量的标准化效应差异均有统计学意义($P < 0.05$)。



长方形:显变量;圆形:残差(e);路径上的数字为标准化路径系数;显变量右上角数字为 R^2 , $R^2 = 0.493$ 。

图 1 路径分析图

表 4 最佳模型的 5 个路径系数

路径	标准化路径系数	标准差	t	P
年龄→血清睾酮	-0.314	0.145	-11.092	<0.01
年龄→与固定性伴的年龄差距	0.184	0.030	6.281	<0.01
血清睾酮→高危性交频次	0.735	0.011	32.899	<0.01
与固定性伴年龄差→高危性交频次	-0.077	0.053	-3.586	<0.01
年龄→高危性交频次	-0.212	0.057	-9.369	<0.01

表 5 最佳模型的 3 个变量的标准化效应

标准化效应的不同类型	年龄	与固定性伴的年龄差距	血清睾酮
3 个变量的标准化总效应			
与固定性伴的年龄差距	0.184	0.000	0.000
血清睾酮	-0.314	0.000	0.000
高危性交频次	-0.032	-0.077	0.735
3 个变量的标准化直接效应			
与固定性伴的年龄差距	0.184	0.000	0.000
血清睾酮	-0.314	0.000	0.000
高危性交频次	-0.212	-0.077	0.735
3 个变量的标准化间接效应			
与固定性伴的年龄差距	0.000	0.000	0.000
血清睾酮	0.000	0.000	0.000
高危性交频次	0.245	0.000	0.000

表 6 修正后的最佳模型整体拟合指标

指标	残差均方根	拟合优度指数	调整拟合优度指数	赋范拟合指数	增值拟合指数	非范拟合指数	比较拟合指数	近似误差均方根
模型	0.067	0.997	0.969	0.993	0.994	0.962	0.994	0.073
参考标准	<0.05	>0.90	>0.90	>0.90	>0.90	>0.90	>0.90	<0.08

3 讨论

针对 STD,目前的防治措施仍是各种治疗相结合

的手段,对 STD 的宣教(切断传播途径)及女性性服务工作者的管控及干预(控制传染源)等^[10-11]。危险

的性行为可使 STD 的发生概率增加^[12],男性在老年 STD 发生上占据主导地位^[13];故预测和干预老年男性的高危性行为才是从源头上预防老年 STD 的关键,而构建出老年男性高危性行为的预测模型,则是上述预测和干预行为的有效措施。构建预测模型,需探究出老年男性高危性行为发生的影响因素和内部原因,更需总结归纳出其相应的理论学说,而理论学说的好坏直接影响着预测模型的优劣。

本课题的早期研究发现,血清睾酮、年龄、固定性伴类型、与固定伴侣的年龄差距、性交频率是老年男性高危性行为的 5 个影响因素^[3]。本研究却发现,血清睾酮值、年龄、与固定性伴的年龄差距、婚姻次数、居住地域、是否合并老年疾病是老年男性高危性行为的 6 个影响因素。将上述两种研究结果进行比较分析发现,血清睾酮值、年龄、与固定性伴的年龄差距是能重复出现于上述两种研究结果中的差异有统计学意义($P < 0.05$)的 3 个变量,另外本课题的其他研究也发现上述 3 个变量能重复出现在 2 个或多个不同统计学分析的差异有统计学意义($P < 0.05$)的结局变量中,提示这 3 个变量在影响老年男性的高危性行为中起着某种特殊的作用,故提出“必要变量”假说(也是“性供需”假说的补充),即上述 3 个变量是影响老年男性高危性行为的必要变量,其余为干扰变量。

本结构方程模型分析显示,在影响老年男性高危性行为的 6 个变量中,仅血清睾酮值、年龄、与固定性伴的年龄差距能最终进入最佳结构方程模型中,余变量则被排除在外,提示上述 3 个变量是影响老年男性高危性行为的必要变量,即初步证实“必要变量”假说。本结构方程模型分析还显示,血清睾酮值与高危性交频次呈正相关,它对高危性交频率产生直接效应,其标准化效应系数为 0.735($P < 0.05$);与固定性伴的年龄差距和高危性交频次呈负相关,它对高危性交频次产生直接效应,其标准化效应系数为 -0.077($P < 0.05$)。鉴于老年男性的性需求可用血清睾酮值来反映,老年女性的性供给可用(老年男性)与其固定性伴的年龄差距来反映^[3],故老年男性的高危性行为确由老年男女的性供需失衡而引起。本结构方程模型分析结果显示,年龄与血清睾酮值呈负相关,其标准化效应系数为 -0.314($P < 0.05$),老年男性年龄与与固定性伴的年龄差距呈正相关,其标准化效应系数为 0.184($P < 0.05$),鉴于老年男女性交时间可用其中的男女增龄来反映,故提示年龄介入了老年男女的性失衡。将上述 3 个发现联系起来,即可基本证实“性供需”假说。

本研究还发现,血清睾酮值、年龄、与固定性伴的年龄差距对高危性交频次的解释度 $R^2 = 0.493$,说明

最佳结构方程模型的构建是理想的,可用下面的实例来进行验证。本课题的一个子研究发现,血清睾酮水平随着老年男性的增龄呈规律性下降^[14],提示老年男性的增龄可降低其性需求,理论上也应降低其高危性行为的发生,但实际情况却是在有高危性行为的老年男性中,年龄却与高危性行为的危险度呈正相关关系^[3],结合本研究的多元 Logistic 回归分析结果显示的 65~<70 岁者、≥70 岁者分别相较 60~<65 岁者的优势比为 3.067 和 7.780(即 65~<70 岁者的高危性行为危险度是 60~<65 岁的 3.067 倍,≥70 岁者的高危性行为危险度是 60~<65 岁的 7.780 倍),以及多重线性回归分析结果显示的年龄与高危性交频次的偏回归系数为 0.478 65(即年龄与高危性交次数呈正线性相关关系),提示高龄老年男性发生高危性行为。本研究的随访结果显示,有高危性行为组中的有固定性伴的构成比为 95.47%(以配偶为主),无高危性行为组中的有固定性伴的构成比为 100.00%(以配偶为主),同时有高危性行为组内的老年男女年龄差大于 10 岁者占 3 个年龄差者的构成比仅为 10.28%,但无高危性行为组内的老年男女年龄差大于 10 岁者占 3 个年龄差者的构成比反而高达 23.52%,说明老年男性普遍均有固定性伴,且其固定性伴的性供给普遍不足。另有研究显示,男性生殖系统老化时,性激素分泌下降虽然持续但却缓慢,而女性生殖系统老化时,性激素分泌下降非常迅速,表现为绝经及一系列的更年期症状^[15]。鉴于上述情况,故提出一个“高龄出轨”假说,即在现实的老年男女性交中(老年男性普遍有固定性伴,且老年男女年龄差距不大),老年女性一开始即处于性供给的弱势地位,随着老年男女的同步增龄,老年男性的性需求下降平缓或不明显,而老年女性的性供给下降则剧增,即老年男女的性供需失衡(即缺口)越发增加,其结果是(较之低龄)高龄老年男性发生高危性行为的危险度或/和高危性交频次却是增加的。本结构方程模型显示,年龄对高危性交频次产生直接效应,效应大小为 -0.212($P < 0.05$),即年龄与高危性交频次呈负相关;本结构方程模型还显示,年龄通过血清睾酮值和与固定性伴的年龄差距对高危性交频次产生间接效应,效应大小为 0.245($P < 0.05$),最终对高危性交频次的总效应大小为 0.032($P < 0.05$),即年龄与高危性交频次呈正相关,说明该结构方程模型不仅初步证实上述“高龄出轨”假说,也再次证实早期的“性供需”假说中关于年龄的调节(即增龄促进了性供需失衡的加剧)作用,而“高龄出轨”假说对“性供需”假说的成立更是起着支撑的作用。

“高龄出轨”和“性供需”假说的证实还带来一个

意外的发现:即在有高危性行为倾向的老年男性中,正是年龄与高危性行为的危险度和高危性交频次的正相关(外在表现为高龄老年男性与女性性服务工作者的主动多次危险性交),才是导致高龄老年男性易染上 STD 的主要原因。这一发现澄清了长期的认识误区,即在高龄引起老年男性细胞及体液免疫功能下降的前提下,高龄老年男性与女性性服务工作者 1~2 次高危性交即染上 STD,或高龄老年男性的非性接触传播而染上 STD;故在有合理性需求的老年男性中,高龄老年男性更应成为 STD 防治和性人文关怀的重点,而现实也不乏高龄老年男性在婚外性行为中突发猝死的媒体报道。

本研究最后发现,理想结构方程模型中的血清睾酮值和与固定性伴的年龄差(2 个变量)之间是无法建立起联系的,但在现实中,上述 2 个变量分别代表的老年男性性需求与老年女性性供给是能够相互影响的,而本模型并不能构建起这 2 个变量的联系,原因是如果添加此联系,则整个模型的自由度为-1,为过饱和模型,在运算中是不能给出有效估计的解^[16];说明仅以上述两个单一变量来分别代表性需求与性供给是不客观(即为“性供需”假说的不足)。在现实的老年男女性交中,影响老年男女的性供需因素除睾酮和老年男女年龄差之外,还有心理因素、文化背景、性观念等,同时老年女性的年龄也可代表时间;故在老年男女性交中,数个变量(包括睾酮)组成的变量群才客观代表老年男性的性需求,另外数个变量(包括老年男女年龄差距)组成的变量群才客观代表老年女性的性供给,同时老年男女年龄(2 个变量)组成的变量群才客观代表时间;若以前 2 个变量群来分别代替本模型中的 2 个变量,则本模型中的性需求和性供给之间是极可能建立起联系的。

总之,在影响老年男性高危性行为的 6 个变量中,血清睾酮值、年龄、与固定性伴的年龄差距是影响老年男性高危性行为的 3 个必要变量;血清睾酮值、与固定性伴的年龄差距的矛盾(即性供需的失衡)产生了老年男性的高危性行为,而增龄又通过对这 2 个变量的直接作用而促进了该矛盾的激化(即性供需失衡的加剧),从而增加了老年男性的高危性行为危险度和高危性交频次,即老年男女性供需的失衡及增龄促进该失衡的加剧,是老年男性发生高危性行为的 2 个重要环节,而这 2 个重要环节其实即为 3 个变量相互作用的 2 个动态演变过程。

在“性供需”假说得到初步证实的前提下,升级版的“性供需”假说(仍需后续证实)应是:在老年男女性交中,数个变量组成的性需求变量群、数个变量组成

的性供给变量群、老年男女年龄组成的时间变量群是老年男性发生高危性行为的必要变量群;这 3 个变量群及其 2 个演变过程(类似上述 2 个重要环节)才是老年男性发生高危性行为的主要内因(基因决定的多性伴遗传特征可能是次要内因)。一旦证实了这个升级版的“性供需”假说,理论上可构建一个老年男性高危性交频次的理想预测模型,该模型可依托国家大数据而实用于老年男性高危性行为的预防。

本研究的不足之处有 2 个,一是在可能影响老年男性高危性行为的变量中,本课题团队未考虑心理因素,原因有以下 3 个:(1)缺乏配套的理想问卷调查表;(2)缺乏足量且专业的心理学成员;(3)缺乏足够的资金和时间。二是在可能影响老年男性高危性行为的变量中,本课题团队也未考虑到遗传性特征(与基因相关),主要有以下 2 个原因:(1)暂未收集到伴有高危性性行为或多性伴的遗传谱系的足量样本;(2)缺乏相应基因检测的实验室设施及其专业人员。故在后续的研究,均应注意改进和完善。

参考文献

- [1] 彭斌,雷山川,龚宇. 重庆铁路辖区内 48 例老年男性性传播疾病混合感染临床分析[J]. 检验医学与临床,2013,10(15):1950-1952.
- [2] 运玲,张志坤,王福才,等. 2012—2015 年唐山市老年性传播疾病流行病学分析[J]. 职业与健康,2017,33(8):1097-1101.
- [3] XIAO G Y, PENG B, HU Y, et al. Characteristics influencing high-risk sexual behaviours in elderly men[J]. Int J STD AIDS, 2019, 30(4): 353-361.
- [4] TRAVISON T G, MORLEY J E, ARAUJO A B, et al. The relationship between libido and testosterone levels in aging men[J]. J Clin Endocrinol Metab, 2006, 91(7): 2509-2513.
- [5] ARAUJO A B, WITTERT G A. Endocrinology of the aging male[J]. Best Pract Res Clin Endocrinol Metab, 2011, 25(2): 303-319.
- [6] ELMLINGER M W, KÜHNEL W, WORMSTALL H, et al. Reference intervals for testosterone, androstenedione and SHBG levels in healthy females and males from birth until old age[J]. Clin Lab, 2005, 51(11/12): 625-632.
- [7] 郭应禄,李宏军. 男性更年期综合征[M]. 北京:中国医药科技出版社,2005:58. (下转第 1933 页)

- and TNF α antagonists; Comment on the article Acquired hemophilia possibly induced by etanercept in a patient with rheumatoid arthritis[J]. *Joint Bone Spine*, 2015, 82(5):384-385.
- [8] OLDENBURG J, ZEITLER H, PAVLOVA A. Genetic markers in acquired haemophilia [J]. *Haemophilia*, 2010, 16(3):41-45.
- [9] IVOE. Acquired haemophilia syndrome; pathophysiology and therapy[J]. *Srp Arh Celok Lek*, 2010, 138(1):64-68.
- [10] FRANCHINI M, LIPPI G. Acquired factor VIII inhibitors[J]. *Blood*, 2008, 112(2):250-255.
- [11] SHETTY S, BHAVE M, GHOSH K. Acquired hemophilia a; diagnosis, aetiology, clinical spectrum and treatment options [J]. *Autoimmun Rev*, 2011, 10(6):311-316.
- [12] KNOEBL P, MARCO P, BAUDO F, et al. Demographic and clinical data in acquired hemophilia A: results from the European Acquired Haemophilia Registry (EACH2) [J]. *Thromb Haemost*, 2012, 10(4):622-631.
- [13] KESSLER C M, KNÖBL P. Acquired haemophilia: an overview for clinical practice[J]. *Eur J Haematol*, 2015, 95(81):36-44.
- [14] 中华医学会血液学分会血栓与止血学组, 中国血友病协作组. 获得性血友病 A 诊断与治疗中国专家共识[J]. *中华血液学杂志*, 2014, 35(6):575-576.
- [15] 中华医学会血液学分会血栓与止血学组, 中国血友病协作组. 凝血因子 VIII/IX 抑制物诊断与治疗中国指南(2018 年版)[J]. *中华血液学杂志*, 2018, 39(10):793-799.
- [16] 杨帆, 周云杉, 贾园. 系统性红斑狼疮合并获得性血友病 A 1 例[J]. *北京大学学报(医学版)*, 2018, 50(6):1108-1111.
- [17] 郑雪娜, 李红. 类风湿关节炎合并获得性凝血功能障碍一例并文献分析[J/CD]. *中华临床医师杂志(电子版)*, 2013, 7(15):284-285.
- [18] 中华医学会血液学分会血栓与止血学组, 中国血友病协作组. 血友病诊断与治疗中国专家共识(2017 年版)[J]. *中华血液学杂志*, 2017, 38(5):364-370.

(收稿日期:2019-12-26 修回日期:2020-02-08)

(上接第 1929 页)

- [8] FELDMAN H A, LONGCOPE C, DERBY C A, et al. Age trends in the level of serum testosterone and other hormones in middle-aged men; longitudinal results from the massachusetts male aging study [J]. *J Clin Endocrinol Metabol*, 2002, 87(2):589-598.
- [9] 姚文山. 国家基本公共卫生服务规范[M]. 3 版. 北京:中国原子能出版社, 2017:55.
- [10] LIU J, CALZAVARA L, MENDELSON J B, et al. Impact evaluation of a community-based intervention to reduce risky sexual behaviour among female sex workers in Shanghai, China [J]. *BMC Public Health*, 2015, 15(14):147.
- [11] WANG B, WANG Q Q, YIN Y P, et al. The effect of a structural intervention for syphilis control among 3 597 female sex workers: a demonstration study in South China [J]. *J Infect Dis*, 2012, 206(6):907-914.
- [12] GOESLING B, COLMAN S, TRENHOLM C, et al. Programs to reduce teen pregnancy, sexually transmitted infections, and associated sexual risk behaviors; a systematic review [J]. *J Adolesc Health*, 2014, 54(5):499-507.
- [13] 彭斌, 许建平, 龚宇, 等. 老年性传播疾病发病趋势及临床特征分析[J]. *西部医学*, 2012, 24(8):1593-1595.
- [14] 赵凤兰, 龚宇, 易红, 等. 重庆地区有性生活老年男性的血清睾酮水平与年龄, 疾病和性交频率关系的研究[J]. *重庆医学*, 2019, 4(48):660-664.
- [15] MORLEY J E, KAISER F E, SIH R, et al. Testosterone and frailty [J]. *Clin Geriatr Med*, 1997, 13(4):685-695.
- [16] 刘军, 富萍萍. 结构方程模型应用陷阱分析[J]. *数理统计与管理*, 2007, 26(2):268-272.

(收稿日期:2019-12-06 修回日期:2020-02-16)