

# 家庭因素与儿童青春发动时相关性的前瞻性队列研究

盛露露, 刘琴, 黄欣, 杨博, 李月月, 方波

重庆医科大学公共卫生与管理学院/医学与社会发展研究中心/健康领域社会风险预测治理协同创新中心, 重庆 400016

**【摘要】 目的** 探索不同家庭因素与儿童青春发动时相的关系, 为进一步开展儿童青春期发育研究提供参考。**方法** 采用目的性抽样方法, 对重庆市九龙坡区 1 237 名儿童进行为期 5 年的前瞻性队列随访, 采用 Cox 回归分析家庭因素与儿童青春发动时相的关系。**结果** 单因素分析结果显示, 基线年龄和体质质量指数 (BMI) 是男女童青春发动时相提前的影响因素 ( $P$  值均  $<0.01$ ); 顺产相较于剖宫产的女童更早观察到乳房发育 ( $HR=1.27, 95\%CI=1.04\sim1.54$ ); 自觉家庭经济条件好是女童月经初潮 ( $HR=0.81, 95\%CI=0.66\sim0.99$ )、阴毛发育 ( $HR=0.80, 95\%CI=0.65\sim0.97$ ) 和男童青春发动时相提前 (睾丸发育  $HR=0.69, 95\%CI=0.58\sim0.83$ ; 首次遗精  $HR=0.62, 95\%CI=0.49\sim0.78$ ; 外生殖器发育  $HR=0.70, 95\%CI=0.56\sim0.87$ ; 阴毛发育  $HR=0.66, 95\%CI=0.54\sim0.80$ ) 的保护因素; 留守男童更晚观察到睾丸发育 ( $HR=0.74, 95\%CI=0.57\sim0.96$ )、首次遗精 ( $HR=0.71, 95\%CI=0.50\sim0.99$ )、阴毛发育 ( $HR=0.68, 95\%CI=0.51\sim0.91$ ); 自觉父母关系好的男童更早观察到睾丸发育 ( $HR=1.26, 95\%CI=1.01\sim1.58$ ) ( $P$  值均  $<0.05$ )。多因素分析结果显示, 流动女童阴毛发育的时间更晚 ( $HR=0.79, 95\%CI=0.65\sim0.96$ ), 家庭因素与男童青春发动时相无关。**结论** 是否留守、自觉父母关系、自觉家庭经济条件是儿童青春发动时相的影响因素, 但在调整年龄和 BMI 等因素后, 这种联系主要体现在女童阴毛青春发育指标上, 对于家庭因素与其他青春发育事件的关系仍需要进一步随访调查加以证实。

**【关键词】** 家庭; 青春期; 队列研究; 回归分析; 儿童

**【中图分类号】** R 179 G 78 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1000-9817(2020)06-0811-05

**Prospective cohort study on the association between family factors and the puberty timing in children**/SHENG Lulu, LIU Qin, HUANG Xin, YANG Bo, LI Yueyue, FANG Bo. School of Public Health and Management, Chongqing Medical University, Research Center for Medicine and Social Development, Innovation Center for Social Risk Governance in Health, Chongqing (400016), China

**【Abstract】 Objective** To explore the association between different family factors and children's puberty timing, and to provide a reference for further research on puberty development of children. **Methods** A prospective cohort study was conducted on a total of 1 237 children in one district, Chongqing, using targeted sampling. Cox regression was used to analyze the association between family factors and the puberty timing of children. **Results** The results of univariate analysis showed that baseline age and BMI were risk factors of early puberty timing in boys and girls ( $P<0.01$ ). Breast development ( $HR=1.27, 95\%CI=1.04\sim1.54$ ) was observed earlier in vaginal delivery than in cesarean section. Self-conscious family economic condition is good is the protective factor for the early timing of girl's menstruation ( $HR=0.81, 95\%CI=0.66\sim0.99$ ), pubic hair development ( $HR=0.80, 95\%CI=0.65\sim0.97$ ) and the boy's puberty development (Testicular development  $HR=0.69, 95\%CI=0.58\sim0.83$ , first ejaculation  $HR=0.62, 95\%CI=0.49\sim0.78$ , external genitalia development  $HR=0.70, 95\%CI=0.56\sim0.87$ , pubic hair development  $HR=0.66, 95\%CI=0.54\sim0.80$ ). The left-behind boys later observed testicular development ( $HR=0.74, 95\%CI=0.57\sim0.96$ ), first ejaculation ( $HR=0.71, 95\%CI=0.50\sim0.99$ ) and pubic hair development ( $HR=0.68, 95\%CI=0.51\sim0.91$ ). Testicular development ( $HR=1.26, 95\%CI=1.01\sim1.58$ ) was observed earlier in boys who felt their parents were close ( $P<0.05$ ). The results of multivariate analysis showed that the timing of pubic hair development was later in floating girls ( $HR=0.79, 95\%CI=0.65\sim0.96$ ), and family factors had nothing to do with the puberty timing in boys. **Conclusion** In the study, left behind children, self-perceived of parents relationship and family economic conditions are the influencing factors of children's puberty timing. However, after adjusted for age and BMI, this association was mainly found in pubic hair of girls. The association between family factors and other pubertal development events still needs to be confirmed by further follow-up investigation.

**【Key words】** Family; Puberty; Cohort studies; Regression analysis; Child

**【基金项目】** 国家自然科学基金青年科学基金项目 (81502825); 2018 年留创计划创新类项目 (cx2018105); 重庆市科学技术委员会基础与前沿研究计划项目资助 (cstc2013jcyjA10001)。

**【作者简介】** 盛露露 (1996—), 女, 河南省人, 在读硕士, 主要研究方向为公共卫生。

**【通讯作者】** 刘琴, E-mail: liuqin81622@163.com。

DOI: 10.16835/j.cnki.1000-9817.2020.06.004

青春发动时相 (puberty timing) 指青春发动期各种生理变化事件初现的时间, 包括体格生长突增、性腺和生殖器发育以及出现第二性征等, 青春发动时相提前指由于个体差异, 与某一参考人群进行比较时, 各生理变化事件初现时间提前, 一般以事件初现时间的前 1/4 数 ( $P_{25}$ ) 为提前的划界值<sup>[1]</sup>。世界各国包括中国的儿童青春发动时相均存在长期提前趋势<sup>[2-3]</sup>。青

春发动时相提前不仅可能引起儿童的生理发育异常,导致其身材矮小,增加成年期患病风险<sup>[4-5]</sup>,还会造成儿童社会适应能力和情感障碍,引发不良行为<sup>[6-7]</sup>。

课题组前期系统评价结果显示,引起青春发动时相提前的因素主要包括家庭、社会和自然环境等多方面的影响<sup>[8]</sup>,具体表现为遗传和基因多态性、环境内分泌干扰物、母亲孕期情况、出生情况、家庭因素及喂养方式、饮食及生活方式等,其中家庭因素作为主要因素之一,正受到研究者越来越多的关注。国内外研究多关注性早熟女童,多以月经初潮年龄等生殖系统成熟作为观察指标<sup>[9]</sup>。本研究旨在通过对儿童开展前瞻性队列研究,探讨青春早期家庭因素,包括父母离异、流动儿童、留守儿童、父母关系、家庭经济条件与儿童青春发动时相的关系。

## 1 对象与方法

**1.1 对象** 本研究数据是基于一项正在进行的青春发育队列<sup>[10]</sup>,该队列于 2014 年 4 月开展基线调查,采用目的性抽样方法,综合考虑各校教学质量和地理位置的差异,在重庆市九龙坡区选取 4 所小学一至四年级男女生作为研究对象,本研究经过重庆医科大学伦理委员会批准,由家长和儿童签署知情同意后,确定 1 237 人纳入队列随访,每 0.5 年随访 1 次,本次采用截至第 10 次随访(5 年)的队列数据。

基线调查共纳入 1 237 名儿童,其中男童 695 名,女童 542 名,年龄 5.81~12.20 岁,平均年龄(8.58±1.19)岁,平均体质指数(BMI)为(16.51±2.57) kg/m<sup>2</sup>。队列基线纳入 695 名男童,5~11 岁各年龄组人数分别为 2,53,205,169,160,102,4 名;542 名女童,6~12 岁各年龄组人数分别为 53,143,134,130,71,9,2 名。其中 BMI、是否为流动儿童、儿童自觉父母关系、自觉家庭经济条件在男女童间差异有统计学意义( $\chi^2/Z$  值分别为 4.73,11.34,4.57,6.29, $P$  值均<0.05)。

## 1.2 方法

**1.2.1 一般情况及家庭因素调查** 采用自行设计的学生问卷和家长问卷对目标儿童的一般情况及家庭因素进行调查,包括儿童年龄、性别、出生体重、分娩方式、父母文化程度、父母是否离异、父母死亡状况、自觉父母关系(好、不好)、自觉家庭经济条件(好、不好)、儿童留守(父母一方或双方外出打工时间超过 6 个月)和流动情况(由外地迁居而来,在现居地居住时间大于 3 个月)等。

**1.2.2 体格检查及评价方法** 基线调查时对男女童身高、体重进行测量,并检查青春期发育情况,之后每 0.5 年随访 1 次体格检查。青春期发育情况采用 Tanner 分期法<sup>[11-12]</sup>评价女童的乳房和阴毛发育水平及男童的外生殖器和阴毛发育水平,采用睾丸体积测

量计测量男童睾丸体积,并记录男女童首次遗精或月经初潮时间。各青春发育事件 Tanner II 期及以上或睾丸体积≥4 mL 或发生月经初潮、首次遗精事件分别作为各青春发育事件的启动;采用身高体重测量值计算 BMI<sup>[13]</sup>, $BMI = \text{体重(kg)} / [\text{身高(m)}]^2$ 。

**1.2.3 质量控制** 所有调查员均通过严格统一培训,学生问卷由调查员指导学生根据实际情况自行填写,填写完成后由调查员逐一核查,发现漏填或逻辑错误后当场返回本人确认;家长问卷由学生带回家请家长填写,收回至班主任处,由调查员逐一检查,发现漏填或逻辑错误后向家长打电话确认;体格检查开始前充分校准体检工具,由调查员严格按照 Tanner 分期方法进行评价。

为保证追踪随访的质量,课题组每次均避免在对象儿童学习时间开展调查,调查员在调查过程中态度亲和并与儿童建立良好关系;在调查结束后及时将体检结果核查无误后反馈给儿童及家长;通过小学了解儿童升至中学情况,拟出未追踪到的儿童名单,电话联系家长询问儿童升学情况,最终确定 8 所中学为本研究协作中学,进一步追踪随访。

**1.3 统计学处理** 调查数据经 EpiData 3.1 双录入核查并进行逻辑检错,采用 SPSS 21.0 进行数据分析。采用  $t$  检验和  $\chi^2$  检验比较男女童人口学特征差异,Cox 回归模型分析家庭因素对青春发动时相的影响。Cox 回归分析中,以基线调查时间作为青春发育启动的观察起点,随访时期内以事件结局时间为观察终点,未启动发育者或失访者以最后一次随访时间为观察终点,事件结局为女童乳房发育、阴毛发育达 Tanner II 期、发生月经初潮;男童外生殖器发育、阴毛发育达 Tanner II 期、睾丸体积达 4 mL、发生首次遗精。家庭因素包括父母是否离异、是否为流动儿童、是否为留守儿童、自觉父母关系、自觉家庭经济条件等。检验水准  $\alpha = 0.05$ 。

## 2 结果

**2.1 青春发育启动情况** 在观察时间内,女童乳房发育 407(97.6%)名,月经初潮 405(75.8%)名,阴毛发育 443(85.0%)名;男童睾丸发育 462(71.3%)名,首次遗精 294(42.7%)名,外生殖器发育 343(65.7%)名,阴毛发育 406(58.8%)名。见表 1。

## 2.2 家庭因素与女童青春发动时相的关系

**2.2.1 单因素分析** 基线年龄和 BMI 是影响女童青春发动时相提前的危险因素;顺产相较于剖宫产的女童更早观察到乳房发育;自觉家庭经济条件好相较于不好的女童更晚观察到月经初潮和阴毛发育( $P$  值均<0.05)。见表 2。

表 1 男女童青春发育启动情况

| 性别 | 观察指标   | 基线  |           | 队列  |           |
|----|--------|-----|-----------|-----|-----------|
|    |        | 人数  | 已发育人数     | 人数  | 发生结局事件人数  |
| 女童 | 乳房发育   | 542 | 125(23.1) | 417 | 407(97.6) |
|    | 月经初潮   | 542 | 8(1.5)    | 534 | 405(75.8) |
|    | 阴毛发育   | 542 | 21(3.9)   | 521 | 443(85.0) |
| 男童 | 睾丸发育   | 695 | 47(6.8)   | 648 | 462(71.3) |
|    | 首次遗精   | 695 | 7(1.0)    | 688 | 294(42.7) |
|    | 外生殖器发育 | 695 | 173(24.9) | 522 | 343(65.7) |
|    | 阴毛发育   | 695 | 4(0.6)    | 691 | 406(58.8) |

注:()内数字为百分率/%。

表 2 家庭因素与女童青春发动时相的单因素 Cox 回归分析[HR 值(HR 值 95%CI),n=542]

| 因素          | 乳房发育               | 月经初潮               | 阴毛发育               |
|-------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 年龄          | 1.71(1.55~1.88) ** | 2.45(2.24~2.69) ** | 2.12(1.95~2.30) ** |
| BMI         | 1.09(1.04~1.13) ** | 1.17(1.13~1.21) ** | 1.14(1.09~1.18) ** |
| 父亲初中及以下文化程度 | 0.98(0.81~1.19)    | 1.05(0.86~1.27)    | 1.01(0.83~1.21)    |
| 母亲初中及以下文化程度 | 0.97(0.80~1.18)    | 1.13(0.93~1.37)    | 0.94(0.78~1.13)    |
| 分娩方式为顺产     | 1.27(1.04~1.54) *  | 1.00(0.82~1.21)    | 1.04(0.86~1.25)    |
| 父母离异        | 1.39(0.99~1.97)    | 1.13(0.82~1.55)    | 1.24(0.91~1.69)    |
| 流动儿童        | 0.92(0.75~1.12)    | 1.00(0.82~1.23)    | 0.84(0.70~1.03)    |
| 留守儿童        | 0.87(0.68~1.13)    | 0.97(0.74~1.26)    | 0.86(0.67~1.12)    |
| 自觉父母关系好     | 0.88(0.69~1.13)    | 1.09(0.85~1.40)    | 0.98(0.77~1.24)    |
| 自觉家庭经济条件好   | 0.87(0.70~1.07)    | 0.81(0.66~0.99) *  | 0.80(0.65~0.97) *  |

注: \* P<0.05, \*\* P<0.01。

表 4 家庭因素与男童青春发动时相的单因素 Cox 回归分析[HR 值(HR 值 95%CI),n=695]

| 因素          | 睾丸发育               | 首次遗精               | 外生殖器发育             | 阴毛发育               |
|-------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 年龄          | 2.48(2.26~2.73) ** | 2.71(2.43~3.03) ** | 2.33(2.08~2.61) ** | 2.50(2.28~2.74) ** |
| BMI         | 1.13(1.10~1.17) ** | 1.12(1.08~1.16) ** | 1.13(1.00~1.17) ** | 1.14(1.10~1.18) ** |
| 父亲初中及以下文化程度 | 1.02(0.85~1.23)    | 1.03(0.82~1.30)    | 1.06(0.85~1.31)    | 1.02(0.84~1.24)    |
| 母亲初中及以下文化程度 | 0.92(0.77~1.11)    | 1.10(0.87~1.38)    | 1.00(0.80~1.24)    | 0.94(0.77~1.14)    |
| 分娩方式为顺产     | 1.02(0.85~1.23)    | 1.07(0.85~1.35)    | 1.06(0.86~1.32)    | 0.94(0.78~1.15)    |
| 父母离异        | 0.99(0.72~1.36)    | 0.90(0.60~1.35)    | 0.86(0.59~1.26)    | 1.15(0.83~1.58)    |
| 流动儿童        | 0.92(0.77~1.11)    | 1.02(0.81~1.28)    | 0.83(0.67~1.03)    | 0.95(0.78~1.16)    |
| 留守儿童        | 0.74(0.57~0.96) *  | 0.71(0.50~0.99) *  | 0.83(0.62~1.10)    | 0.68(0.51~0.91) ** |
| 自觉父母关系好     | 1.26(1.01~1.58) *  | 1.18(0.89~1.56)    | 1.13(0.88~1.46)    | 1.18(0.93~1.50)    |
| 自觉家庭经济条件好   | 0.69(0.58~0.83) ** | 0.62(0.49~0.78) ** | 0.70(0.56~0.87) ** | 0.66(0.54~0.80) ** |

注: \* P<0.05, \*\* P<0.01。

表 5 家庭因素与男童青春发动时相的多因素 Cox 回归分析[HR 值(HR 值 95%CI),n=695]

| 因素        | 睾丸发育 <sup>1</sup> | 首次遗精 <sup>2</sup> | 外生殖器发育 <sup>3</sup> | 阴毛发育 <sup>2</sup> |
|-----------|-------------------|-------------------|---------------------|-------------------|
| 父母离异      | 1.29(0.92~1.79)   | 0.96(0.63~1.46)   | 0.91(0.63~1.33)     | 1.22(0.88~1.68)   |
| 流动儿童      | 0.89(0.74~1.07)   | 1.00(0.79~1.26)   | 0.84(0.68~1.05)     | 0.87(0.71~1.06)   |
| 留守儿童      | 1.05(0.81~1.36)   | 1.08(0.77~1.53)   | 1.01(0.76~1.35)     | 1.08(0.81~1.45)   |
| 自觉父母关系好   | 1.09(0.87~1.38)   | 1.04(0.78~1.39)   | 1.06(0.82~1.37)     | 1.10(0.86~1.41)   |
| 自觉家庭经济条件好 | 0.93(0.76~1.13)   | 0.85(0.67~1.08)   | 0.84(0.67~1.06)     | 0.89(0.72~1.09)   |

注:1 控制基线年龄、BMI、留守儿童、自觉父母关系、自觉家庭经济条件等变量;2 控制基线年龄、BMI、留守儿童、自觉家庭经济条件等变量;3 控制基线年龄、BMI、自觉家庭经济条件等变量。

3 讨论

本研究队列中流动儿童占比较大,与我国流动儿童现状相似。近几十年来,随着我国城镇化进程的不断加快,流动儿童数量不断增加。第六次人口普查数据显示,全国流动儿童已超过 3 500 万,较 2005 年增加 41.4%;重庆流动儿童高达 57 万,占城镇儿童的 19.2%<sup>[14]</sup>。

2.2.2 多因素分析 控制单因素分析中有意义的变量后,流动女童相较于非流动女童更晚观察到阴毛发育(HR=0.79,95%CI=0.65~0.96)。见表 3。

表 3 家庭因素与女童青春发动时相的多因素 Cox 回归分析[HR 值(HR 值 95%CI),n=542]

| 因素        | 乳房发育 <sup>1</sup> | 月经初潮 <sup>2</sup> | 阴毛发育 <sup>2</sup> |
|-----------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 父母离异      | 1.31(0.92~1.87)   | 0.87(0.63~1.20)   | 1.19(0.87~1.63)   |
| 流动儿童      | 0.94(0.77~1.15)   | 1.08(0.88~1.33)   | 0.79(0.65~0.96) * |
| 留守儿童      | 0.81(0.62~1.05)   | 1.14(0.86~1.49)   | 0.97(0.74~1.26)   |
| 自觉父母关系好   | 0.84(0.65~1.09)   | 1.15(0.89~1.50)   | 1.14(0.89~1.46)   |
| 自觉家庭经济条件好 | 0.86(0.69~1.06)   | 1.00(0.81~1.24)   | 0.86(0.71~1.05)   |

注: \* P<0.05。1 将基线年龄、BMI、分娩方式作为控制变量;2 将基线年龄、BMI、自觉家庭经济条件作为控制变量。

2.3 家庭因素与男童青春发动时相的关系

2.3.1 单因素分析 基线年龄和 BMI 是影响男童青春发动时相提前的危险因素;自觉家庭经济条件好是男童青春发动时相提前的保护因素;留守男童更晚观察到睾丸发育、首次遗精、阴毛发育;自觉父母关系好的男童更早观察到睾丸发育(P 值均<0.05)。见表 4。

2.3.2 多因素分析 控制单因素分析中有意义的变量后,发现所有家庭因素变量与男童青春发动时相相关均无统计学意义(P 值均>0.05)。见表 5。

对于女童的青春发育,单因素分析结果与现有研究均发现<sup>[15-16]</sup>,家庭经济条件较差的女童,更易发生青春发动时相提前。然而,在调整了女童基线年龄、BMI 和社会经济协变量后,结果显示月经初潮和阴毛发育与家庭经济条件无关联,而流动女童阴毛发育时间更晚。国内外也有研究报道,家庭经济条件在青春发动时相提前组与非提前组间差异无统计学意

义<sup>[17-19]</sup>。针对本研究的发现,分析可能的原因有:(1) Tanner 分期中,乳房发育的判断依靠乳房硬结的出现和乳房的增大。然而,高 BMI 和胸部脂肪堆积的女童可能被误判为有乳房发育,且年龄较大的女童发生结局事件的概率较大。年龄和 BMI 对女童发育影响较大,因此在调整了基线年龄和 BMI 后,自觉家庭经济条件对女童青春发育影响无统计学意义。(2)女童青春期的发育受性腺激素和肾上腺激素的双重调节,前者导致女童乳房发育和月经初潮的发生,后者则影响女童的阴毛和腋毛发育<sup>[20]</sup>。而性腺和肾上腺对环境因素的敏感性有所差别,本研究提示,与乳房发育和月经初潮相比,女童阴毛的发育可能更易受环境因素的影响,符合欧美国家近几十年来月经初潮平均年龄趋于稳定的长期趋势<sup>[21-23]</sup>。

目前国内外有关男童家庭因素与青春发动时关系的研究较少,有限的横断面研究提示家庭因素与男童青春发动时相可能具有相关性,如 Semiz 等<sup>[18]</sup>研究表明,父母离异与男童青春发动时相延迟相关,系统评价结果也提示,家庭经济状况的好坏有可能是青春发动时相提前的危险因素<sup>[8]</sup>;但也有横断面研究并没有发现父母外出打工等因素对男童青春发动时相提前有影响<sup>[24-25]</sup>。本研究单因素分析发现,自觉家庭经济条件好是男童青春发动时相提前的保护因素,留守状况和自觉父母关系均可能是影响男童青春发育启动的因素,但在调整基线年龄、BMI 和社会经济变量后,以上家庭因素与男童首次遗精和睾丸、外生殖器、阴毛发育均无关。因此可认为 BMI 是男童青春发育的重要影响因素,肥胖和性腺轴具有不可分割的联系<sup>[26]</sup>,且肥胖导致的体脂堆积可干扰对男童性征的正确判断,故在调整基线年龄和 BMI 后,家庭因素分析结果无统计学意义。同时,在本研究 5 年的观察期内,57.3%的男童未观察到首次遗精,较多男童尚未启动外生殖器和阴毛发育,可能导致 Cox 回归模型的预测效力有限,因此本研究的结果尚不能反映家庭经济、留守和流动状况、父母关系等家庭因素与男童青春发动时相的真实关系,尚有待进一步随访研究予以证实。

本研究通过前瞻性队列随访探讨青春早期不同家庭因素对儿童青春发动时相的影响,丰富了国内有关青春发动时相影响因素的研究。本研究队列与现有研究<sup>[27-28]</sup>均 0.5 年随访 1 次,不但可以较为准确把握儿童青春早期乳房、阴毛、睾丸、外生殖器发育情况;同时更准确地反映儿童身高、体重的变化情况;也可以控制儿童在月经初潮、首次遗精时间上的回忆偏倚。但是本研究同时也存在一定的局限性。首先,本研究中男童发生结局事件比例与女童相比较低,许多男童尚未观察到结局事件,尤其是男童首次遗精人数未超过 50%。鉴于发育过程的长期性及男女童发育

启动时间的差异性,仍需对研究对象开展进一步跟踪随访,尤其是对男童的随访时间需要延长,直至绝大部分男童出现首次遗精。其次,本研究中判断儿童青春发育是否启动可能存在误差,在体格检查过程中,具有较高脂肪的女童可能被误判为乳房发育;由于阴囊皮肤可能在天气过冷或本人情绪激动时出现收紧的现象,导致睾丸体积和外生殖器发育水平的测量结果可能不够准确。在类似的研究中,应注意确保体格检查环境温度适宜,调查员态度亲和,使男童在体检时尽量放松以提高检查的准确性。

#### 4 参考文献

- [1] 陶芳标. 青春发动时相提前与青少年卫生系列述评(1): 早期生长模式与青春发动时相提前[J]. 中国学校卫生, 2008, 29(3): 193-195, 199.
- [2] JANSEN E C, HERRÁN O F, VILLAMOR E. Trends and correlates of age at menarche in Colombia: results from a nationally representative survey[J]. *Econ Hum Biol*, 2015, 19(19): 138-144.
- [3] JONES L L, GRIFFITHS P L, NORRIS S A, et al. Age at menarche and the evidence for a positive secular trend in urban South Africa[J]. *Am J Hum Biol*, 2009, 21(1): 130-132.
- [4] LIMONY Y, KOZIE S, FRIGER M. Age of onset of a normally timed pubertal growth spurt affects the final height of children[J]. *Pediatr Res*, 2015, 78(3): 351-355.
- [5] GOLUB M S, COLLMAN G W, FOSTER P M. Public health implications of altered pubertal timing[J]. *Pediatrics*, 2008, 121(Suppl 3): 218-230.
- [6] RUDOLPH K D, TROOP-GORDON W, LAMBERT S F, et al. Long-term consequences of pubertal timing for youth depression: Identifying personal and contextual pathways of risk[J]. *Dev Psychopathol*, 2014, 26(2): 1423-1444.
- [7] MRUG S, ELLIOTT M N, DAVIES S, et al. Early puberty, negative peer influence, and problem behaviors in adolescent girls[J]. *Pediatrics*, 2014, 133(1): 7-14.
- [8] 杨博, 刘琴, 刘舒丹, 等. 青春发动时相提前影响因素的系统评价[J]. 中国循证医学杂志, 2018, 18(12): 77-91.
- [9] 罗燕. 儿童青春早期家庭结构不良与青春发动时相提前关系研究[D]. 重庆: 重庆医科大学, 2016.
- [10] LIU S, LIU Q, OSTBYE T, et al. Levels and risk factors for urinary metabolites of polycyclic aromatic hydrocarbons in children living in Chongqing, China[J]. *Sci Total Environ*, 2017, 15(598): 553-561.
- [11] MARSHALL W A, TANNER J M. Variations in pattern of pubertal changes in girls[J]. *Archdis childhood*, 1969, 44(235): 291.
- [12] MARSHALL W A, TANNER J M. Variations in the pattern of pubertal changes in boys[J]. *Archdis childhood*, 1970, 45(239): 13-23.
- [13] ZHOU B F. Predictive values of body mass index and waist circumference for risk factors of certain related diseases in Chinese adults—study on optimal cut-off points of body mass index and waist circumference in Chinese adults[J]. *Biom Environ Sci*, 2020, 15(1): 83-95.
- [14] 新公民计划. 中国流动儿童数据报告—2014[EB/OL]. [2020-03-03]. <http://blog.xingongmin.org.cn/programs/research/>, 2016-01-15.

childhood. I: exploring the “headwaters” of early life morbidities[J]. J Am Acad Child Adolesc Psychiatry, 2002,41(5):580-587.

[24] 段晓楠. 青春期 HPA 轴皮质醇昼夜节律发育轨迹及性别差异[D]. 合肥:安徽医科大学, 2019.

[25] 张丹丹, 严双琴, 汪素美, 等. 父母温暖抚育对持续欺凌受害经历儿童内化症状的缓冲效应[J]. 中国学校卫生, 2019, 40(5):654-657.

[26] ZHANG L, FANG J, WAN Y, et al. The patterns of adverse childhood experiences among Chinese children: four-year longitudinal associations with psychopathological symptoms [J]. J Psychiatr Res, 2020,122:1-8.DOI:10.1016/j.jpsychires.2019.12.009.

[27] 付继玲, 万宇辉, 孙莹, 等. 中学生视屏时间, 心理亚健康与自伤行为[J]. 中国心理卫生杂志, 2013, 27(6):468-472.

[28] 高荣, 陶芳标, 胡传来, 等. 中国八城市大中学生自杀未遂心理社会因素研究[J]. 中华流行病学杂志, 2010, 31(1):9-13.

[29] 路桃影, 李艳, 夏萍, 等. 匹兹堡睡眠质量指数的信度及效度分析[J]. 重庆医学, 2014, 43(3):260-263.

[30] 曹枫林, 苏林雁, 程培霞. 情绪问卷中文版用于中学生的信度和效度研究[J]. 中国临床心理学杂志, 2009, 17(4):440-442.

[31] 王君, 张洪波, 胡海利, 等. 儿童抑郁量表信度和效度评价[J]. 现代预防医学, 2010, 37(9):1642-1645.

[32] FELITTI V J, ANDA R F, NORDENBERG D, et al. Relationship of childhood abuse and household dysfunction to many of the leading causes of death in adults; the Adverse Childhood Experiences (ACE) Study[J]. Am J Prev Med, 2019, 56(6):774-786.

[33] RAUDINO A, WOODWARD L J, FERGUSON D M, et al. Childhood conduct problems are associated with increased partnership and parenting difficulties in adulthood[J]. J Abn Child Psychol, 2012, 40(2):251-263.

[34] GRIMM K J, RAM N. Nonlinear growth models in M plus and SAS [J]. Struct Equat Model, 2009, 16(4):676-701.

[35] MENDLE J, BELTZ A M, CARTER R, et al. Understanding puberty and its measurement: ideas for research in a new generation [J]. J Res Adolesc, 2019, 29(1):82-95.

[36] MCKINNON B, GARIÉPY G, SENTENAC M, et al. Adolescent suicidal behaviours in 32 low-and middle-income countries [J]. Bull World Health Organ, 2016, 94(5):340-350.

[37] UDDIN R, BURTON N W, MAPLE M, et al. Suicidal ideation, suicide planning, and suicide attempts among adolescents in 59 low-income and middle-income countries: a population-based study [J]. Lanc Child Adolesc Health, 2019, 3(4):223-233.

[38] MATHIAS C W, CHARLES N E, LIANG Y, et al. Pubertal maturation compression and behavioral impulsivity among boys at increased risk for substance use[J]. Addict Dis Treat, 2016, 15(2):61-73.

[39] MARCEAU K, RAM N, HOUTS R M, et al. Individual differences in boys’ and girls’ timing and tempo of puberty: modeling development with nonlinear growth models[J]. Dev Psychol, 2011, 47(5):1389-1409.

[40] STEINBERG L. A social neuroscience perspective on adolescent risk-taking[J]. Dev Rev, 2008, 28(1):78-106.

[41] SOMERVILLE L H, JONES R M, CASEY B. A time of change: behavioral and neural correlates of adolescent sensitivity to appetitive and aversive environmental cues[J]. Brain Cognit, 2010, 72(1):124-133.

[42] KEENAN K, CULBER K M, GRIMM K J, et al. Timing and tempo: exploring the complex association between pubertal development and depression in African American and European American girls[J]. J Abn Psychol, 2014, 123(4):725-736.

收稿日期:2020-03-15;修回日期:2020-04-10

+++++

(上接第 814 页)

[14] 郭友宁, 吴敏伦, 沈水仙. 上海市 5 岁内女童乳房早发育患病率及影响因素的分析[J]. 实用儿科临床杂志, 2002(1):49-52.

[15] ARIM R G, SHAPKA J D, DAHINTEN V S, et al. Patterns and correlates of pubertal development in Canadian youth: effects of family context[J]. Canadian J Public Health/Revue Canadienne de Sante e Publique, 2007, 98(2):91-96.

[16] 张敏婕, 朱丁, 徐勇, 等. 女生月经初潮早发与负性生活事件的关系[J]. 中国学校卫生, 2011, 32(9):1027-1028.

[17] SEMIZ S, KURT F, KURT D T, et al. Factors affecting onset of puberty in Denizli province in Turkey [J]. Turk J Pediatr, 2009, 51(1):49-55.

[18] 翁雨晴, 陈榕, 刘洁, 等. 初二女生家庭关系与初潮较早的关联[J]. 中国学校卫生, 2013, 34(10):1210-1213.

[19] VAN DENBERG S M, SETIAWAN A, BARTELS M, et al. Individual differences in puberty onset in girls: bayesian estimation of heritabilities and genetic correlations[J]. Behav Genet, 2006, 36(2):261-270.

[20] WOHLFAHRT-VEJE C, MOURITSEN A K, HAGEN C P, et al. Pubertal onset in boys and girls is influenced by pubertal timing of both parents[J]. J Clin Endocrinol Metab, 2016, 101(7):2667-2674.

[21] MAISONET M, CHRISTENSEN K Y, RUBIN C, et al. Role of prenatal characteristics and early growth on pubertal attainment of British girls[J]. Pediatrics, 2010, 126(3):e591-600.

[22] AKSGLAEDE L, OLSEN L W, SØRENSEN T I, et al. Forty years trends in timing of pubertal growth spurt in 157,000 danish school children[J]. PLoS One, 2008, 3(7):e2728.

[23] 杨娅娟. 安徽省农村儿童青春发动事件的现状及青春发动时相提前儿童的心理健康[D]. 合肥:安徽医科大学, 2010.

[24] 梁健平. 广州市儿童青春发动时相及发动提前影响因素研究[D]. 广州:广东药学院, 2011.

[25] 杜敏敏. 肥胖与性发育[J]. 中国实用儿科杂志, 2004(3):139-140.

[26] MATHIAS C W, CHARLES N E, LIANG Y, et al. Pubertal maturation compression and behavioral impulsivity among boys at increased risk for substance use[J]. Addict Disord Their Treat, 2016, 15(2):61-73.

[27] NG-KNIGHT T, SHELTON K H, RIGLIN L, et al. A longitudinal study of self-control at the transition to secondary school: considering the role of pubertal status and parenting[J]. J Adolesc, 2016, 50(50):44-55.

收稿日期:2020-03-23;修回日期:2020-04-15