

完全刑责年龄法律对未成年人犯罪行为的威慑作用研究

连玉君 李鑫 陈思恪^①

内容提要：中国面临的未成年犯罪低龄化趋势日益严峻。本文从理论和实证两个层面研究了中国完全刑责年龄法律的威慑效应。本文在传统的犯罪经济学模型中引入了“非理性特征”和“法律知晓程度”两个因素，以便更好地描述未成年人的犯罪行为。理论分析表明，完全刑责年龄法律虽然能提高未成年人参与犯罪的预期成本，但其影响取决于未成年人的知法程度。同时，未成年人的非理性特征会使其高估犯罪收益，可能导致在刑责年龄临界点（16周岁）右侧出现犯罪率“不降反升”的特殊现象。为此，本文采用“差分-断点回归”作为识别策略，利用“知法组”与“不知法组”之间未成年人具有相同的非理性特征和不同的法律知晓程度的特点，通过差分的方式消除非理性因素混淆影响，以便获得法律威慑的近似无偏估计值。基于来自某省少管所 616 份问卷数据的实证分析表明，借助普法宣传等教育手段，完全刑责年龄法律可将潜在犯罪数量降低约 30%~50%。本文构建的犯罪模型为分析未成年人犯罪行为提供了一个理论框架，亦可用于探讨各种政策组合的优劣。

关键词：完全刑责年龄；法律威慑力；断点回归

中图分类号：

文献标识码：A

Deterrence Effect of Age of Full Criminal Responsibility for Juveniles

Yujun Lian, Xin Li, Sole Chen

Abstract: The escalating trend of juvenile delinquency at a younger age presents a growing challenge in China. This paper explores the deterrent effect of China's "full criminal responsibility age law" from both theoretical and empirical perspectives. We introduce "irrational characteristics" and "legal awareness" into the traditional economic crime model to better describe the juvenile criminal behavior. It is shown that the impact of the "full criminal responsibility age law" on juvenile crime depends on their legal awareness, while their irrational characteristics may lead to an increase in crime rates to the right of the age threshold (16 years old). We thus utilize a difference-in-discontinuities regression as identification strategy to eliminate biases stemming from non-rational

^① 连玉君，中山大学岭南学院，副教授，博士生导师，经济学博士。研究方向：公司财务和金融计量。李鑫（通讯作者），云南民族大学经管学院、云南大学经济学院，教师，经济学博士。研究方向：犯罪经济学和环境经济学。邮箱：lixin_scholar@163.com。陈思恪，哥伦比亚大学数学学院，硕士研究生。研究方向：金融数学。

factors. Empirical analysis, based on survey data from 616 questionnaires collected from a provincial juvenile correctional institution, shows that through legal education and public awareness campaigns, the law can reduce potential crimes by approximately 30%-50%. The crime model developed in this paper not only provides a theoretical framework for analyzing juvenile delinquent behavior, but also explores the effectiveness of various policy combinations.

Keywords: Age of Full Criminal Responsibility; Deterrence Effect; RDD

一、引言

如何有效遏制未成年人的犯罪“低龄化”趋势，已成为一个全球性难题。在此背景下，修订“完全刑事责任年龄法律”（后文简称“刑责年龄法律”）已成为各国司法实践的一个重要议题。以美国为代表的一些国家提高了最低刑责年龄，以期降低累犯和惯犯比例；而中国、日本和丹麦等国家则普遍降低了最低刑责年龄，力图加强法律的威慑作用。遗憾的是，对于这些举措能否切实降低未成年人的犯罪率，学界并未形成一致看法。识别“刑责年龄法律”的威慑作用并非易事，需要合理控制混淆因素的影响。前期文献主要基于“反事实”框架，多以 Becker（1968）提出的犯罪经济模型为理论基础。该模型基于理性行为人假设，认为个体会在权衡犯罪的预期收益和预期成本后做出决策，以最大化其犯罪净收益。

然而，当研究对象是未成年人时，理性行为人假设可能不再适用。在多数发展中国家，由于教育资源有限，很多未成年人在尚未完成初中教育前就已离开了校园。经济和社会环境的急剧变化导致冲动型犯罪大幅增加。从犯罪经济学角度看，冲动等非理性因素的存在将使得未成年人高估犯罪收益，导致犯罪数量急剧增加，致使文献中广泛使用的 RDD 模型无法提供无偏估计。以 16 周岁刑责年龄为例，超过该年龄的未成年人可能因为过早融入社会而出现犯罪数量的急剧增加，使得犯罪数量和年龄之间不再呈连续函数关系，而这正是 RDD 模型的基本假设。换言之，在刑责年龄的临界点上，既存在由非理性因素引发的犯罪数量激增（向上跃升），又存在由刑责年龄法律引起的抑制作用（向下跳跃），若无法将二者分离开，就无法清晰识别刑责年龄法律的威慑作用。当前者的影响超过后者时，甚至可能得出“刑责年龄法律加剧了未成年犯罪行为”的荒谬结论。此外，过早地辍学也使得未成年人缺乏基本法律常识，例如，在本文的问卷调查中，有超过 20% 的未成年犯完全不知晓刑责年龄法律的规定。缺乏法律知识使他们严重低估犯罪成本，进而削弱了刑责年龄法律的威慑作用。

为此，本文将非理性因素和法律知晓程度引入传统犯罪经济模型，以便更好地刻画未成年人的犯罪行为。理论分析表明，当存在非理性因素时，虽然采用传统的 RDD 模型无法获得刑责年龄法律威慑作用的无偏估计，但可以借助未成年人的知法程度差异来识别政策效应。其核心思想是，分组执行 RDD 估计后，可以通过组间差分来去除非理性因素导致的偏差，进而更准确地估计政策效应。在实证层面，本文收集了来自中国某省少管所的 616 份问卷数据，并采用“差分 RDD”估计了我国刑责年龄法律的威慑效应。结果表明，在辅以普法宣传的情况下，刑责年龄法律具有显著的威慑作用，能将潜在犯罪数量降低约 30%~50%。

本文的贡献主要包括：其一，放松了 Becker（1968）模型中的理性人假设，将非理性因素和法律知晓程度引入模型，更适于解释未成年人的犯罪行为。这为设定实证模型和构建识

别策略提供了理论依据，也有助于解释目前文献中存在的一些重要争议。其二，通过问卷调查获取了第一手微观资料，并进行了相关实证分析，为基于宏观加总数据的相关研究提供了有益的补充。

后文结构安排如下：第二部分为文献综述；第三部分为理论分析；第四部分介绍实证模型设定和数据来源；第五部分呈现实证结果及讨论；最后总结全文。

二、文献综述

法律主要通过“威慑作用”和“失能作用”来遏制犯罪。Becker（1968）在理性行为人假设下对此进行了详细分析。他认为，当加大对犯罪行为的惩罚力度时，理性行为人参与犯罪活动的预期成本将上升，预期净收益将下降，犯罪数量相应减少。这一理论预期在针对成年人犯罪行为的经验研究中得到了广泛支持。

然而，对于未成年人，其犯罪行为与成年人有很大差异，会同时受到心智不成熟、同伴效应等因素影响。虽然监禁可以通过“失能作用”在一定程度上遏制未成年人犯罪，但也存在诸多负面影响，如犯罪技能的积累(Damm 和 Gorinas, 2020)、新犯罪网的构建(Stevenson, 2017)等。这意味着，过度关押未成年犯反而可能增加其累犯率，与改造未成年犯的初衷相悖。相比之下，刑责年龄法律等具有威慑作用的手段或许更贴合“教育、感化、挽救”的法律方针。这其中的关键在于最低刑责年龄的设定。纵观各国的司法实践，目前有两种截然不同的政策思路。一种是降低刑责年龄，例如日本和丹麦，其基本理念是通过加大刑罚力度来提高未成年人参与犯罪的预期成本，以达到降低犯罪率的目的(Oka, 2009; Damm 等, 2017)。另一种是提高刑责年龄，如美国，认为仅仅通过提高刑罚力度无法从根本上解决未成年人的心智不成熟问题，反而可能导致部分未成年人因过早被贴上标签而成为累犯或惯犯，致使其累犯率大幅增加(Loeffler 和 Chalfin, 2017; Loeffler 和 Braga, 2022)。

那么，刑责年龄法律能否对未成年人的犯罪行为产生足够威慑作用呢？在经验研究方面，该问题尚存争议，主要原因是现有研究未能有效控制混淆因素的影响。例如，Lee 和 McCrary（2017）研究发现佛罗里达州刑责年龄法律（18 周岁）使各类犯罪率降低了 2%。然而，18 周岁亦是该州的法定成人年龄，成年人获得的新增权利（如不受宵禁令限制、可以申领驾照等）也会对犯罪率产生影响，致使上述结果存在严重的高估问题(Arora, 2023)。与此同时，还存在一些导致刑责年龄法律威慑作用被低估的混淆因素。例如，在针对巴西的研究中，Castro 和 Tirso（2023）发现，巴西的高辍学率导致诸多 18 周岁以上的青年人开始自谋生路，生活压力 and 环境的剧烈变化导致犯罪率迅速上升，并在很大程度上抵消了 18 周岁刑责年龄的法律威慑作用。此时，传统 RDD 方法因无法剔除混淆因素的影响而存在偏误。

为了避免在 18 周岁刑责年龄处可能存在的混淆因素对估计结果的影响，Hansen 和 Waddell（2014）等转而以其他刑责年龄（如俄勒冈州的刑责年龄为 15 周岁）为研究对象。然而，此时未成年人心智不成熟引致的非理性特征又成为新的混淆因素(Loeffler 和 Chalfin, 2017)。具体而言，青少年进入青春期后，与奖励相关的大脑区域会变得异常活跃，使其渴望得到外部的认可，且这种需求远甚于儿童和成年人(Cauffman, 2000)。显然，同龄人的

认可是他们获得反馈的主要来源。这意味着“同伴效应”在青少年群体中尤为明显，使他们更容易误入歧途，也更倾向于参与团伙犯罪（Felson 和 Vanhee, 2023）。与此同时，受限于认知能力，未成年人往往更为短视，表现为注重即时回报而非长期回报（O'Brien 等, 2011）。这会导致他们高估犯罪收益，低估犯罪风险和成本，从而更容易参与犯罪活动。

上述研究主要采用刑罚力度在特定年龄点的差异来识别威慑作用，部分学者则试图利用刑责年龄的变化（如提高刑责年龄或降低刑责年龄）来识别威慑作用。例如，Oka（2009）利用双重差分法部分消除非理性因素后发现，日本政府将刑责年龄由 16 岁降至 14 周岁后，未成年人的犯罪率降低了约 5~15 个百分点。作者认为，广泛的普法宣传和教育发挥了重要作用。在其研究时段内（1999~2002 年），日本的高中入学率高达 97%，多数 14~16 岁的青少年都在校园中接受教育。虽然小学生和初中生未必了解刑责年龄法律的细节，但由于日本民众的受教育程度普遍较高，刑责年龄法律的影响可以通过家长向子女“传递”，从而间接发挥了威慑作用。相比之下，丹麦政府虽然通过媒体向公众传达了有关刑责年龄法律变更的信息（将刑责年龄从 15 周岁下调至 14 周岁），但由于法律宣传缺乏持久性，非但未能产生预期的威慑作用，反而使该年龄段未成年人的累犯概率上升了约 4 个百分点（Damm 等，2017）。这些研究结果表明，刑责年龄法律发挥威慑作用的前提是未成年人对该法律有足够的认知，否则便会严重低估犯罪成本，致使法律的威慑作用大打折扣。

国内学者主要从法理角度探讨了调整刑责年龄的重要性和合理性，鲜有采用数理模型的理论分析和基于微观数据的经验分析。中国青少年研究中心和中国预防青少年犯罪研究会的大型问卷调查表明，中国未成年人的犯罪年龄集中在 15~16 岁，且平均犯罪年龄呈下降趋势（路琦等，2014；路琦等，2018）^①。这也引发了“是否需要降低刑责年龄”的讨论。多数学者持谨慎态度（刘宪权和石雄，2021；吴鹏飞和汪梦茹，2021），认为个别极端犯罪案例不应成为降低刑责年龄的依据，应该综合考虑未成年人群体的整体特征。相关文献的主要观点为：其一，根据罪行原则，只有当行为人同时具备认知能力和控制能力，能够独立承担刑事责任时，才应定罪担责（刘赫，2020）；其二，降低刑责年龄可能会剥夺部分未成年人接受基础教育的机会，反而会提高他们成年后参与犯罪活动的可能性。当然，也有部分学者认为应该降低刑责年龄。例如，王恩海（2020）认为，降低刑责年龄既是对当前未成年人犯罪低龄化和暴力化的积极回应，也有助于发挥刑法对被害人及其亲属的安抚作用。

总体而言，现有文献认为刑责年龄法律具有威慑作用，但在运用微观数据估计其政策效应时，往往难以排除混淆因素。国内学者虽然从法理层面进行了诸多探讨，但尚缺乏从经济学角度的理论和经验分析。因此，有必要建立一个能反映未成年行为特征的犯罪经济模型，进而推演出能有效排除混淆因素干扰的识别策略。

三、理论分析

由前文可知，在未成年人的犯罪决策中，“非理性因素”和“法律知晓程度”会影响其从

^① 以首次犯罪年龄为例，2017 年犯故意杀人罪、抢劫罪和强奸罪的平均年龄分别为 14.1 岁、14.3 岁和 14.5 岁（路琦等，2018）。此外，针对四川省的问卷调查结果表明，过去 20 年间，未成年犯的平均年龄已经从 17 岁降至 13.9 岁（四川省监狱管理局课题组，2023）。

事犯罪活动的预期收益和预期成本。因此，本文将这两个因素纳入 Becker (1968) 的模型中，以捕捉未成年人群体的行为特征。

为便于表述，后文将初犯年龄已满 14 周岁但未满 16 周岁的未成年人定义为“控制组”，将初犯年龄已满 16 周岁但未满 18 周岁的未成年人定义为“处理组”，分别使用下标 0 和 1 予以区分。二者从事犯罪活动的预期收益分别表示为 R_0 和 R_1 ，对应的预期成本分别为 C_0 和 C_1 ^①。同时，为了统一表述二者的预期收益和成本函数，本文引入示性函数 $J(\bullet)$ 以便于后续求解和分析：

$$J(\text{age} \geq 16) = \begin{cases} 0, & \text{age} \in [14, 16) \\ 1, & \text{age} \in [16, 18) \end{cases} \quad (1)$$

(一) 预期收益函数

参照 Becker (1968) 的模型设定，未成年人参与犯罪活动的预期收益^②是其犯罪数量 (Q) 的增函数，即：

$$R = R(Q) \quad R' > 0 \quad (2)$$

选择最简单的线性函数形式，可将控制组与处理组的预期收益函数设定如下：

$$R_0 = r_0 Q \quad \Delta R = \theta Q \quad R_1 = r_1 Q \quad (3)$$

其中， r_0 是控制组的边际预期收益，假设其为常数。 ΔR 为“超额预期收益”。 $r_1 = r_0 + \theta$ 为处理组的边际预期收益，而 $\theta = r_1 - r_0$ 表示两组之间边际预期收益之差，主要源于社会因素和生理因素两方面^③。其一，社会因素。本文的问卷调查结果表明，已满 16 周岁的未成年犯仅比未满 16 周岁的未成年犯多接受了约 2 个月的教育（详见表 5）。这意味着前者初中毕业后很少继续学业，而是辍学在家或直接就业。这使他们更可能被贴上“越轨者”的标签，形成消极的自我身份认知，更倾向与“同类”结伴行事，参与犯罪的可能性也随之增加 (Castro 和 Tirso, 2023)。同时，脱离学校教育环境的约束后，未成年人行事更容易情绪化，增加了冲动犯罪的可能性 (Lochner 和 Moretti, 2004; 四川省监狱管理局课题组, 2023)。其二，生理因素。未成年人进入青春期中段后 (15~17 周岁)，荷尔蒙分泌加速，行事风格更为叛逆和冲动。然而，在此阶段，其认知能力的发展严重滞后于生理发育，二者发展的异步性导

^① 除非特别说明，后文提及的“预期收益/成本”均指“未成年人参与犯罪活动的预期收益/成本”。

^② 从事犯罪活动的预期收益主要包括货币收益（如抢劫、偷盗等）和精神收益（如霸凌、性侵等）两部分。本文沿用 Becker (1968) 的做法，并未对二者进行区分。当然，即使假设二者的边际预期收益和成本存在差异，也不会对本文的结论产生实质性影响。

^③ 路琦等 (2018) 于 2017 年针对全国 10 省的问卷调查结果显示，未成年人的犯罪主要动机是：冲动 (40.4%)、哥们义气 (24.7%)、好奇 (14.9%)、他人教唆 (12.5%)。相比之下，出于经济动机的犯罪数量占比则较低，主要包括：追求享乐 (18.3%)、为钱所迫 (10.5%) 和网瘾 (6.9%)。

致他们倾向于高估计犯罪活动带来的收益,对参与犯罪活动表现出较高的接受度(Piquero, 2016)。基于上述分析,本文假设 θ 的取值满足 $\theta \in [0, +\infty)$ 。

为便于求解,本文对式(3)中的 R_0 与 R_1 进行整合,将预期收益函数设定为:

$$R = r_0Q + J(\text{age} \geq 16)\theta Q \quad (4)$$

(二) 预期成本函数

未成年人参与犯罪活动也需承担相应的成本,如罚款、监禁等。参照 Becker (1968) 的模型设定形式,本文假设预期成本函数是犯罪数量 Q 的凹函数:

$$C = C(Q) \quad C' > 0 \quad C'' < 0 \quad (5)$$

根据我国《刑法》的相关规定,不同年龄段的未成年人参与犯罪活动将承担不同的刑事责任(参见表 1)。最典型的特征是:16 周岁以下的未成年人犯罪时只承担部分刑事责任,而 16 周岁以上的未成年人则需要承担完全刑事责任^①。因此,本文设控制组和处理组的预期成本函数分别为 C_0 和 C_1 :

$$C_1 = C_0 + \eta \Delta C \quad (6)$$

其中, ΔC 表示在完全知晓刑法对刑责年龄相关规定的情况下,处理组与控制组个体的预期成本增量。考虑到未成年人的法律意识普遍较为淡薄,倾向于低估犯罪成本,本文引入了反映法律知晓程度(法律意识)的参数 η ,并假设其取值范围为 $\eta \in (0,1)$ 。由此,可以将 $\eta \Delta C$ 解释为“有效预期刑责成本”,它同时决定于刑罚力度和个体的法律知晓程度。

给定式(5)的假设条件,可以将 C_0 、 C_1 和 ΔC 设定为 Q 的二次函数:

$$C_0 = \frac{1}{2}\varphi_0Q^2 \quad \Delta C = \frac{1}{2}\alpha\eta Q^2 \quad C_1 = \frac{1}{2}\varphi_1Q^2 \quad (7)$$

其中, φ_0 与 φ_1 分别表示控制组和处理组个体预期成本的增速,且 $\varphi_1 = \varphi_0 + \alpha\eta$ 。相应地,二者的预期边际成本分别为 $MC_0 = \varphi_0Q$ 和 $MC_1 = \varphi_1Q$ 。

若进一步定义 $\Delta MC = MC_1 - MC_0 = \alpha\eta Q$,则可以看出,刑责年龄法律加大了对处理组未成年人参与犯罪活动的刑罚力度,并由参数 α 和 η 共同决定。具体而言,如果处理组个体的法律意识淡薄,甚至完全不知晓刑责年龄法律的新增条款,即 $\eta \rightarrow 0$,则 $\Delta MC \rightarrow 0$,

^① 《中华人民共和国刑法》第十七条规定,未满 12 周岁的未成年人不管实施何种危害社会的行为,都不负刑事责任;12 周岁至 14 周岁的未成年人犯故意杀人、故意伤害罪,致人死亡或者以特别残忍手段致人重伤造成严重残疾,情节恶劣,经最高人民检察院核准追诉的,应当负刑事责任;14 周岁至 16 周岁的未成年人在此基础之上增加了强奸、抢劫、贩卖毒品、放火、爆炸和投放危险物质等罪行的刑事处罚;16 周岁以上的未成年人则需要对全部刑事犯罪事项承担刑事责任。

此时处理组个体会严重低估刑责年龄法律的新增成本。反之，若处理组个体完全知晓刑责年龄法律的相关规定（ $\eta \rightarrow 1$ ）， $\Delta MC \rightarrow \alpha Q$ ，意味着他们会把所有新增的刑责成本纳入犯罪决策。因此，可以把 α 称为“潜在威慑”参数，而 $\alpha\eta$ 则可以称为“有效威慑”参数。

最终，可将未成年犯罪的预期成本函数统一表示为：

$$C = C_0 + J(\text{age} \geq 16)\eta\Delta C = \frac{1}{2}\varphi_0 Q^2 + \frac{1}{2}J(\text{age} \geq 16)\alpha\eta Q^2 \quad (8)$$

表 1 完全刑责年龄法律相关规定

年龄	7~11	12	13	14	15	16	17	18
是否规定刑责年龄	否	是						
是否承担刑事责任	否	最高检核准重罪	部分刑责			全部刑责		
教育阶段	小学		初中			高中及以上（非义务教育）		

数据来源：经由《中华人民共和国刑法》第十七条和《刑法修正案（十一）》整理而得。

（三）犯罪决策

未成年人参与犯罪活动的目标是最大化预期净收益，即：

$$\Omega(Q) = \max_Q \{p(R - C) + (1 - P)R\} \quad (9)$$

其中， P 表示参与犯罪活动被抓获的概率，假设为常数。 R 和 C 的设定参见式（4）和式（8）。通过求解一阶最优条件： $\frac{\partial \Omega}{\partial Q} = 0$ ，可得未成年人参与犯罪活动的最优数量为：

$$Q^* = \frac{r_0 + J(\text{age} \geq 16)\theta}{p[\varphi_0 + J(\text{age} \geq 16)\alpha\eta]} \quad (10)$$

在 $J(\text{age} \geq 16) = 0$ 和 $J(\text{age} \geq 16) = 1$ 两种取值下，控制组和处理组的最优犯罪数量分别为：

$$Q_0^* = Q^* |_{J=0} = \frac{r_0}{p\varphi_0} \quad (11a)$$

$$Q_1^* = Q^* |_{J=1} = \frac{r_1}{p\varphi_1} \quad (11b)$$

为了便于理解 Q_1^* 的含义，可以将式（11b）重新表述为：

$$Q_1^* = \frac{r_1}{p\varphi_1} = \frac{\varphi_0}{\varphi_1} \left(\frac{r_0}{p\varphi_0} + \frac{\theta}{p\varphi_0} \right) = \tau(Q_0^* + \Delta Q_{10}^*) \quad (11c)$$

其中, $\tau = \frac{\varphi_0}{\varphi_1} = \frac{\varphi_0}{\varphi_0 + \alpha\eta}$, $\Delta Q_{10}^* = \frac{\theta}{p\varphi_0}$ 。此处, ΔQ_{10}^* 表示处理组中由非理性因素导致的潜在犯罪数量的增加。换言之, 若不存在刑责年龄法律的约束 ($\alpha = 0$, $\tau = 1$), 则处理组的犯罪数量必然多于控制组, 即 $Q_1^* \geq Q_0^*$ 。反之, 只要刑责年龄法律约束存在 ($\alpha \geq 0$), 且多数未成年人都有一定的法律意识 ($\eta \geq 0$), 就可以推知 $\tau \leq 1$ 。这意味着刑责年龄法律有助于抑制未成年人的犯罪行为, 其作用效果取决于控制组和处理组的相对预期成本 (τ)。给定 φ_0 , τ 的大小取决于刑责年龄法律的有效威慑力度 $\alpha\eta$ 。

多数前期文献采用了式 (11b) 和式 (11a) 的差值来衡量刑责年龄法律的威慑作用:

$$\Delta Q^* = Q_1^* - Q_0^* = \underbrace{-(1-\tau)Q_0^*}_{TE} + \underbrace{\tau\Delta Q_{10}^*}_{Bias} \quad (12)$$

其中, $TE = -(1-\tau)Q_0^*$ 表示不存在非理性因素时, 刑责年龄法律对未成年人犯罪的威慑作用, 其大小主要取决于有效威慑参数 $\alpha\eta$ 。而衡量偏差 $Bias = \tau\Delta Q_{10}^*$ 的大小则由有效威慑参数 $\alpha\eta$ 和非理性因素 θ 共同决定。当司法部门在短期内对刑责年龄法律的调整存在“僵性” (参数 α 保持不变) 时, 参数 $\alpha\eta$ 的大小主要取决于普法程度 η 。显然, 只要 $Bias \neq 0$, ΔQ^* 就无法作为政策效应 TE 的无偏估计。

(四) 讨论

下面分四种情形讨论式 (12) 的含义, 以便阐明不同模型设定可能导致的估计偏误。为了便于说明和引用, 将四种情形下得到的 ΔQ^* 分别记为 ΔQ_1^* , ΔQ_2^* , ΔQ_3^* 和 ΔQ_4^* 。

情形 1: $\theta = 0$ 且 $\eta \rightarrow 0$ 。由式 (11c) 可知, 此时 $Q_1^* \rightarrow Q_0^*$, 即 $\Delta Q_1^* \rightarrow 0$, 表明刑责年龄法律对未成年人的犯罪行为几乎没有威慑作用。原因在于, $\theta = 0$ 意味着相对于控制组, 处理组的预期收益并未发生明显的向上“跳跃”; 而 $\eta \rightarrow 0$ 则表示处理组对刑责年龄法律完全不知情, 致使其预期成本与控制组相近。简言之, 此种情形下, 两组的预期成本和预期收益函数基本相同。

情形 2: $\theta = 0$ 且 $0 < \eta < 1$ 。相比于情形 1, 此时假设处理组对刑责年龄法律有一定的认知。因此, 其参与犯罪的预期成本将有所上升: 由 φ_0 增加为 $\varphi_0 + \alpha\eta$ 。该情形与 Becker (1968) 模型中的理性行为人假设基本一致。此时, 刑责年龄法律对未成年人威慑作用的净效应全部由 TE 构成: $\Delta Q_2^* = TE = -(1-\tau)Q_0^* < 0$, 表明刑责年龄法律有助于抑制未成年人的犯罪行为。在该情形下, 使用传统的 RDD 方法即可得到 TE 的无偏估计。

情形 3: $\theta > 0$ 且 $\eta \rightarrow 0$ 。此时, 假设处理组由于非理性因素 ($\theta > 0$) 而倾向于高估犯罪收益; 但同时也会因为法律意识淡薄 ($\eta \rightarrow 0$) 而严重低估犯罪成本, 使得 $\tau \rightarrow 1$ 。此时刑责年龄法律的威慑作用完全失效, ΔQ^* 完全由 $Bias$ 构成: $\Delta Q_3^* = Bias = \Delta Q_{10}^* > 0$ 。这会产生一个看似荒谬的结果: 实施刑责年龄法律后, 处理组 (16 岁以上未成年人) 的犯罪数

量不降反升。事实上，这种状况很容易发生。例如，若大量未成年人在初中阶段或初中毕业后就进入社会，而法律约束和普法教育又相对薄弱，便会导致该群体的犯罪率大幅上升。

情形 4: $\theta > 0$ 且 $0 < \eta < 1$ 。这是最一般的情形。此时，式 (10) 的分子和分母都不是年龄的连续函数。处理组一方面倾向于高估犯罪收益 ($\theta > 0$)，另一方面也会将刑责年龄法律的新增成本纳入成本函数 ($0 < \eta < 1$)。处理组和控制组的犯罪数量差异 ΔQ_4^* 由 TE 和 $Bias$ 共同构成。由于 $TE < 0$ 而 $Bias > 0$ ， ΔQ_4^* 的取值符号难以判断，取决于 TE 和 $Bias$ 的相对大小。然而，即使发现 $\Delta Q_4^* > 0$ 也并不意味着刑责年龄法律没有威慑作用。因为由式 (11c) 可知，只要 $\tau < 1$ ，就意味着刑责年龄法律能产生威慑作用。 $\Delta Q_4^* > 0$ 的一种可能的解释是：如果没有刑责年龄法律的威慑，处理组的犯罪率可能更高。

总结。上述讨论结果可概括如下：(1) 非理性因素的存在会导致混淆效应。在情形 1 和情形 2 中， $\theta = 0$ 意味着不存在非理性因素的影响，此时处理组的犯罪数量不存在向上“跳跃”问题。例如，针对日本研究 (Oka, 2009) 的数据结构就与该情形很相似。而在情形 3 和情形 4 中， $\theta > 0$ 意味着存在非理性因素的影响，此时刑责年龄两侧的犯罪数量差异不仅源于刑责年龄法律的威慑作用，还包含了处理组中未成年人的非理性行为导致的犯罪跳跃，增加了估计和识别的难度。例如，针对巴西 (Castro 和 Cesar, 2023) 研究的数据结构就近似满足这类情形。(2) 知法程度会影响刑责年龄法律的威慑效果。在情形 1 和情形 3 中， $\eta \rightarrow 0$ ，表示处理组个体对刑责年龄法律完全不知情，也就无法将其纳入犯罪的预期成本中。此时， $\tau \rightarrow 1$ ，意味着刑责年龄法律无法产生任何威慑作用。例如，针对丹麦 (Damm, 2017) 研究的数据结构就与该情形很相似。相比之下，在情形 2 和情形 4 中， $0 < \eta < 1$ ，表示处理组对刑责年龄法律有一定的了解。此时， $\tau < 1$ ，意味着刑责年龄法律能够发挥威慑作用，其力度大小取决于刑责年龄法律的有效威慑力度 $\alpha\eta$ 。例如，针对日本研究 (Oka, 2009) 以及本文研究的数据结构就与该情形很相似。

四、实证模型设定与数据构建

(一) 实证模型设定和估计方法

为估计刑责年龄法律的威慑作用，本文设定了如下清晰断点回归模型：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + rf(\tilde{X}_i) + \varepsilon_i \quad (13)$$

其中， Y_i 是结果变量，定义为第 i 个时间窗口内未成年犯的数量。借鉴 Carpenter 和 Dobkin (2009)、Hansen 和 Waddell (2014) 的做法，本文选取“14 天”为时间窗口，通过加总该窗口内的未成年犯的人数得到 Y_i 。 $\tilde{X}_i = X_i - c$ 是驱动变量，为每个未成年犯的初次犯案时间距离其 16 周岁生日的天数，若某未成年犯初次犯案时已满 16 周岁，则 X_i 大于等于 0，反之小于 0。 T_i 为 0/1 变量，与式 (1) 中 $J(\bullet)$ 的定义相同，即当 $\tilde{X}_i > 0$ 时，

将其归入处理组, $T_i = 1$; 否则, 将其归入控制组, $T_i = 0$ 。 ε_i 是随机误差项。考虑到 \tilde{X}_i 与 Y_i 之间的可能存在非线性关系, 本文设定了多种 $f(\tilde{X}_i)$ 的函数形式, 包括线性模型、线性交互模型、二项式模型、二项式交互模型:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + r_1 \tilde{X}_i + \varepsilon_i \quad (14a)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + r_1 \tilde{X}_i + r_2 \tilde{X}_i T_i + \varepsilon_i \quad (14b)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + r_1 \tilde{X}_i + r_3 \tilde{X}_i^2 + \varepsilon_i \quad (14c)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + r_1 \tilde{X}_i + r_2 \tilde{X}_i T_i + r_3 \tilde{X}_i^2 + r_4 \tilde{X}_i^2 T_i + \varepsilon_i \quad (14d)$$

基于上述设定, 式 (14) 中系数 β_1 的估计值对应于式 (12) 中的 ΔQ^* , 即处理组和控制组的犯罪数量之差。根据 Lee 和 Lemieux (2010) 的建议, 估计方法为全局加权最小二乘法, 权重函数为三角核函数。

(二) 数据构建

本文数据来源于 2020 年 11 月对某省未成年犯管教所部分在押人员进行的问卷调查。该所是省内唯一一所未成年犯管教所, 关押了来自各个地级市的约 700 名犯人^①。为保证量表的科学性, 问卷设计主要以 Levitt 和 Lochner (2001) 归纳的未成年人犯罪诱因为基础, 包括生理、社会、司法和经济四个方面^②, 涵盖了调查对象的出生日期、初次犯案日期、成长环境、学校教育、法律认知程度等变量。为了避免受访者出于叛逆、厌烦等原因而故意错填、漏填, 本文还设置了一些交叉验证问题, 用以排除无效问卷。为了缓解由处理组 (16~18 周岁) 与控制组 (14~16 周岁) 中刑事犯罪数量不均等导致的估计偏差, 本文以控制组中未成年人所承担的八项重罪为基础, 排除了处理组中不符合要求的个体。最终, 得到有效问卷 616 份, 回收率超过 90%。

表 2 中 A 栏和 B 栏呈现了未成年犯的个人特征、教育背景和成长环境等方面的信息。可以看出, 未成年犯以男性为主, 占比为 93%; 初次犯案的平均年龄不足 16 周岁, 年龄最小者仅 13 周岁^③。在教育背景方面, 样本中的平均受教育年限约为 7.33 年 (初中二年级水平), 表明大多数调查对象未能完成九年义务教育。同时, 有接近两成的个体表示曾遭受校园暴力。此外, 78% 的调查对象表示了解刑责年龄法律的相关规定, 但接受过普法教育的仅占 35%。在成长环境方面, 有家暴和留守经历的比例分别为 14.8% 和 19.4%; 有 80% 的服刑人员来自

^① 本文数据尚处于保密状态, 故隐去了具体信息。

^② 因篇幅所限, 原始问卷参见附录 2, 详见《统计研究》网站所列附件。其中, 核心变量的描述性统计量呈现于表 2。

^③ 根据《中华人民共和国预防未成年人犯罪法》第四章第 38 条和 43 条规定, 未成年人因不满刑责年龄不予刑事处罚的, 责令其父母或者其他监护人严加管教; 特殊情况下亦可由政府依法收容教养。我们对样本中 8 名未满 14 周岁的个体 (初次犯案的平均年龄为 13 周岁零 7 个月) 进行了后期查访, 了解到其属于监护人监管能力有限, 未成年犯管教所对其收容教养。即使从样本中删除这 8 个观察值, 本文的结果依旧是稳健的。因篇幅所限, 上述结果以附表 2 展示。

农村或乡镇地区，非独生子女占比为 85%；父母的文化程度主要集中于初中及以下；父亲以从事农林牧渔业或进城务工为主；有接近 11%（58%）的受访者表示其父亲（朋友）曾有被捕经历。总体而言，样本中未成年人的经济和社会背景都处于弱势地位。表 2 中 C 栏对未成年犯的初犯案件类型进行了分类统计：财产类犯罪占比最高（66%），暴力犯罪和性犯罪分别为 24%和 21%^①，表明未成年人的犯罪动机主要归因为经济条件不佳。

表 2 变量与刑事案件描述性统计

A. 变量描述性统计					
变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
初犯年龄	616	15.723	0.890	13.444	17.986
是否为男性	616	0.925	0.263	0	1
受教育年限	616	7.334	1.824	0	12
是否了解刑责年龄	612	0.776	0.417	0	1
学校是否开展普法教育	613	0.347	0.477	0	1
是否有校园暴力经历	615	0.177	0.382	0	1
是否有家暴经历	615	0.148	0.355	0	1
是否为低保户	603	0.148	0.355	0	1
是否为留守儿童	612	0.194	0.396	0	1
是否来自农村地区	616	0.799	0.401	0	1
是否为独生子女	613	0.150	0.357	0	1
父亲是否曾被捕	614	0.109	0.312	0	1
朋友是否曾被捕	614	0.580	0.494	0	1
B. 多元变量描述性统计					
变量名称	观测值	占比 (%)	累计占比 (%)		
是否具有稳定零花钱					
没有零花钱	82	13.509			13.509
有但不固定	384	62.262			75.771
有且固定	141	23.229			100.00
父亲文化程度					
小学（及以下）	281	45.990			45.990
初中	266	43.535			89.525
高中或中专	57	9.329			98.854
本科或大专（及以上）	7	1.146			100.00
母亲文化程度					
小学（及以下）	302	49.589			49.589
初中	244	40.066			89.655
高中或中专	52	8.539			98.248
本科或大专（及以上）	11	1.806			100.00
父亲工作类型					
党政企工作人员	9	1.480			1.480
专业科研人员	3	0.493			1.973
商业、服务业人员	137	22.533			24.506
农林牧副渔生产人员	168	27.632			52.138
务工人员	233	38.322			90.460
失业	58	9.539			100.00
C. 各类刑事案件描述性统计					
初犯类型	数量	占总案件比重 (%)			
财产犯罪	404	65.584			

^① 财产犯罪是指与财产获益相关的犯罪行为，如抢劫、贩毒等。暴力犯罪是指与侵犯他人生命安全相关的犯罪行为，例如故意杀人、放火等。性犯罪是指侵犯他人的性权利，或严重性淫乱而妨害社会秩序，破坏人际关系的犯罪活动，如强奸、暴力强迫卖淫等。需要说明的是，由于部分罪犯同时涉及两类以上罪行，本文样本中三类案件的总和大于样本总数。具体而言，样本中同时涉及财产犯罪和性犯罪的为 31 人；同时涉及财产犯罪和暴力犯罪的为 18 人；同时涉及暴力犯罪与性犯罪的为 3 人。

暴力犯罪	132	21.429
性犯罪	127	20.617

注：在 A 栏包含关键词“是否……”的变量中，“是”取值为 1，“否”取值为 0；B 栏是多元变量的描述性统计结果；C 栏为案件分类统计结果，其中，财产犯罪主要包括抢劫、贩毒等案件，暴力犯罪主要包括故意杀人、放火等案件，性犯罪主要包括强奸、强迫卖淫等案件。

五、实证结果与讨论

（一）估计结果

1. 非理性因素的诊断。

在正式估计刑责年龄法律的政策效应之前，本文首先呈现了在 16 周岁附近未成年人犯罪数量的变化，以便初步确定本文的数据结构符合哪种情形。图 1 呈现了犯罪人数与年龄的多项式平滑拟合曲线。其中，横坐标表示初犯年龄距离 16 周岁生日的天数，0 点（临界值）表示 16 周岁生日当天，纵轴为每个时间窗口内的未成年犯的人数。相比于控制组（临界值左侧），处理组（临界值右侧）的犯罪人数呈现出明显的向上“跳跃”现象^①。这与理论分析部分的情形 3 和情形 4 的预期结果相吻合。同时，由表 2 可知，未成年犯对刑责年龄法律及相关法律尚有一些认知，因而本文进一步确认数据结构符合前文情形 4。

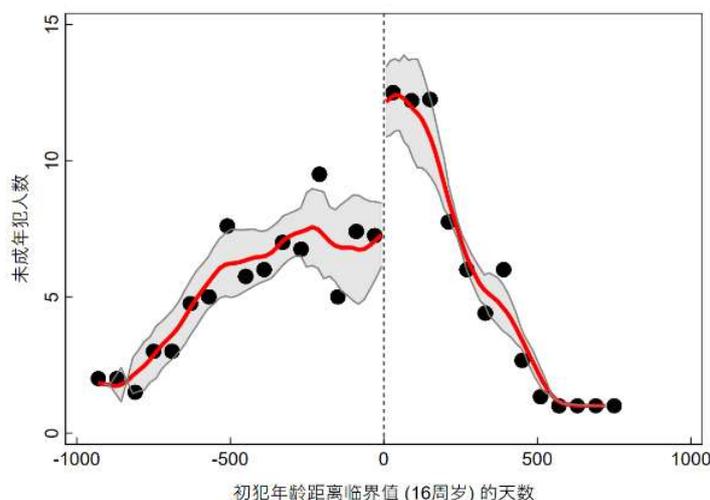


图 1 初犯年龄与犯罪人数的多项式拟合曲线

注：横坐标表示初犯年龄距离 16 周岁生日的天数，0 点（临界值）表示 16 周岁生日当天，纵轴为每个时间窗口内的未成年犯的人数。红色实线是结果变量的局部多项式平滑拟合曲线。灰色阴影区域表示 95% 的置信区间。

^① 表 5 中处理组与控制组协变量平衡性假设检验排除了图 1 结果源于个体特征、学校教育、成长环境等因素。此外，图 1 结果亦可能源于未成年人身体素质的变化和人口结构差异。（1）未成年人身体素质的变化。虽然 14~17 岁是未成年人身体发育最快的时段，但从生理学角度来看，身体素质与年龄之间的关系应为连续函数，在某一年龄时点发生跳跃性变化的可能性很小。（2）人口结构差异。如果处理组中人口数量远高于控制组，那么在保持犯罪率不变的条件下，也有可能观察到图 1 结果。然而，人口抽样调查数据比对的结果排除了这种可能性。因篇幅所限，上述检验结果置于附表 1 中。

2. 非理性因素作用效果的分解。

本部分进一步对图 1 中的“跳跃”部分进行分解，以便明确其主要由哪一类犯罪所致。表 3 的结果呈现了全样本以及子样本（表 2 中 C 栏）的估计结果。A 栏呈现了在四种模型设定下针对全样本的 ΔQ^* 估计结果，均在 1% 水平上显著为正，与图 1 中得到的结果一致。B 栏~D 栏中进一步呈现了区分犯罪类型后的回归结果：财产犯罪、暴力犯罪和性犯罪三个子样本中估计出的 ΔQ^* 的政策效果均值分别为 5.95 人、5.37 人和 6.92 人^①，占对应子样本的比例分别为 1.47% (5.95/404)，4.07% (5.37/132) 和 5.45% (6.92/127)。上述结果表明，非理性因素对未成年人犯罪行为的影响主要集中于性犯罪，其次为财产犯罪和暴力犯罪。这一结果也与未成年人的现实状况相吻合。因为处于性生理发育期的未成年人对性行为有强烈的好奇和欲望（何贵初，2002），当其需求无法通过正常途径得到满足时，便有可能诱发性犯罪行为。

模型设定	(1) 线性	(2) 线性交互	(3) 二项式	(4) 二项式交互
Part A: 全样本				
ΔQ^*	4.383*** (1.613)	5.647*** (1.323)	5.951*** (1.341)	7.400*** (2.044)
样本数	338 278	338 278	338 278	338 278
Part B: 财产犯罪				
ΔQ^*	4.392*** (1.586)	5.939*** (1.408)	6.334*** (1.421)	7.140*** (2.124)
样本数	227 177	227 177	227 177	227 177
Part C: 暴力犯罪				
ΔQ^*	4.518*** (1.724)	5.199*** (1.500)	5.555*** (1.530)	6.221*** (2.160)
样本数	62 70	62 70	62 70	62 70
Part D: 性犯罪				
ΔQ^*	5.245*** (1.754)	6.882*** (1.217)	7.020*** (1.301)	8.539*** (1.569)
样本数	64 63	64 63	64 63	64 63

注：括号中为标准误，*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

3. 威慑作用的估计。

鉴于非理性因素 $\theta > 0$ 的存在使得式 (14) 的估计结果存在低估问题。本文尝试借鉴双重差分的思路来识别和估计刑责年龄法律的威慑作用。具体过程为：(1) 根据变量“是否了解刑责年龄法律”将样本区分为“知法组”和“不知法组”，分别标记为“ $\eta \rightarrow 1$ ”和“ $\eta \rightarrow 0$ ”；(2) 采用式 (14) 分别估计出 $\Delta Q_{\eta \rightarrow 1}^*$ 和 $\Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$ ；(3) 通过对 $\Delta Q_{\eta \rightarrow 1}^*$ 和 $\Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$ 进行差分，即可得到 TE 的估计值： $\widehat{TE} = \Delta Q_{\eta \rightarrow 1}^* - \Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$ ，即刑责年龄法律的威慑作用^②。表 4 中呈现了对应的估计结果。考虑到样本量相对较小，且第 (2) ~ (4) 列的模型设定中均包含了交互项和高阶项，本文采用 Roodman 等 (2019) 介绍的 Wild Bootstrap 方法执行组间系

^① 以表 3 中 B 栏为例， ΔQ^* 的均值为 5.95 人，等于 B 栏第 (1) ~ (4) 列中 ΔQ^* 的均值。

^② 由前文针对情形 3 的分析可知， $\Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^* = Bias$ ，它是冲动型犯罪数量的无偏估计。

数差异检验，通过 1000 次自抽样获得“经验 p 值”^①。

对比表 4 第 1 行和第 2 行的结果可知，虽然“知法组”也会表现出源于非理性行为的犯罪跳跃，但其净效应远低于“不知法组”。以第（1）列为例， \widehat{TE} 的估计值为 -4.97 ，表明在控制其他因素的情况下，刑责年龄法律使犯罪数量相对减少了约 5 人。第（2）~（4）列采用了更灵活的模型设定，得到的 \widehat{TE} 估计值介于 -4.40 到 -6.30 之间，且均显著为负。这表明，从模型设定角度来看，本文的估计结果具有稳健性。

上述结果的经济含义可以从两个角度进行分析。其一，“反事实”比较。由于“不知法组”对刑责年龄法律知之甚少，本文可以将 $\Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$ 视为基准结果，用于衡量了不存在刑责年龄法律干预下的“反事实”结果。由此，便可用 $TE_{Ratio} = \widehat{TE} / \Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$ 来评估刑责年龄法律对犯罪活动的抑制程度。以表 4 第（1）列为例，可得 $TE_{Ratio} = -4.97 / 8.46 \approx -58.75\%$ ，意味着若未成年人知晓在刑责年龄法律，则潜在犯罪数量会降低约 60%。第（2）~（4）列中的 TE_{Ratio} 值分别为 -47.64% 、 -51.32% 和 -49.28% ，虽然略低于第（1）列中的估计值，但整体上都接近 50%。其二，局部效应。虽然本文采用了全局加权最小二乘估计，但得到的 RDD 估计结果（ $\Delta Q_{\eta \rightarrow 1}^*$ 、 $\Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$ 以及 \widehat{TE} ）仍然是局部处理效应。为此，政策效果的评价需要在断点附近的一个小窗口内进行。本文的结果变量 Y_i 是以“14 天”为时间窗口加总而得的，在此窗口内约有 16 个观察值。仍以表 4 第（1）列为例，可以推知刑责年龄法律的抑制效果约为 $TE_{Ratio} = -4.97 / 16 \approx -31.06\%$ 。同理，其余各列对应的估计结果分别为 -27.62% 、 -32.83% 、 -39.44% 。当然，这些估算结果仅适用于年龄在 16 周岁附近的未成年人。

综上所述，在配合普法宣传的情况下，刑责年龄法律具有显著的威慑作用，能够将潜在犯罪数量降低约 30%~50%。

模型设定	(1) 线性	(2) 线性交互	(3) 二项式	(4) 二项式交互
不知法组: $\Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$	8.460*** (2.968)	9.271*** (1.468)	10.236*** (1.355)	12.807*** (1.907)
知法组: $\Delta Q_{\eta \rightarrow 1}^*$	3.490** (1.729)	4.854*** (1.518)	4.983*** (1.488)	6.496*** (2.456)
\widehat{TE}	-4.970** [p=0.040]	-4.417** [p=0.050]	-5.253* [p=0.070]	-6.311* [p=0.090]
样本数	338 278	338 278	338 278	338 278

注：圆括号中为标准误，方括号中为经由 1000 次 Wild Bootstrap 抽样得到的经验 p 值。*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

4. 小结和进一步分析。

上文结果表明，未成年人的非理性特征在其犯罪行为决策中发挥着重要作用，表现为 16 岁临界点右侧存在明显的犯罪数量跃升（而不是下降）。正如本文理论分析部分所强调的，未成年人的冲动和盲从特征会导致他们严重高估犯罪收益。对于初中辍学率高、缺乏父母关爱和管教的欠发达地区的未成年人而言，这种冲动犯罪现象更为普遍。然而，这并不意味着刑责年龄法律不具有威慑作用，因为从表 4 的结果来看，在未成年人知晓刑责年龄法律细节

^① 该方法的优点是不必预先假设模型的设定形式，也不要求两组的干扰项满足同方差假设，而是通过多次自抽样获得待检验统计量（本文中为 \widehat{TE} ）的经验分布，进而获得经验 p 值。

的情况下，其从事犯罪行为的预期成本会增加，表现为其犯罪数量相对下降了。如果他们能同时考虑到短期成本（被罚款或监禁）和长期成本（丧失求学机会、求职受阻、择偶受限等），则预期犯罪成本会进一步提高，犯罪数量会有更大的降幅。也就是说，刑责年龄法律的威慑效应难以仅仅通过“立法”（如降低刑责年龄、提高刑罚力度）一蹴而就，还需要配合长期而广泛的“普法”宣传，让未成年人对犯罪成本有充分的认知。

（二）有效性检验

上述估计结果的有效性依赖于“随机性假设”和“平衡性假设”。前者要求驱动变量服从随机分布，不受人为操纵。否则，随机试验成立的前提假设将不复存在；后者要求除了刑责年龄法律和非理性因素外，其他影响结果变量的协变量在断点处不存在明显跳跃（控制组和处理组的协变量不存在显著差别）。否则，表 4 中的估计结果便不能解释为刑责年龄法律的因果效应，而可能源于遗漏变量导致的混淆效应。

1. 驱动变量的随机性检验。

本文采用 McCrary (2008) 提出的密度函数法来检验驱动变量在断点处是否满足随机性假设。其核心思想是，如果驱动变量的密度函数在临界值处是连续函数，则意味着不存在人为操控^①。从图 2 可以看出，驱动变量的密度函数并未在临界值处发生明显跳跃，表明本文所构建的随机试验是成立的。

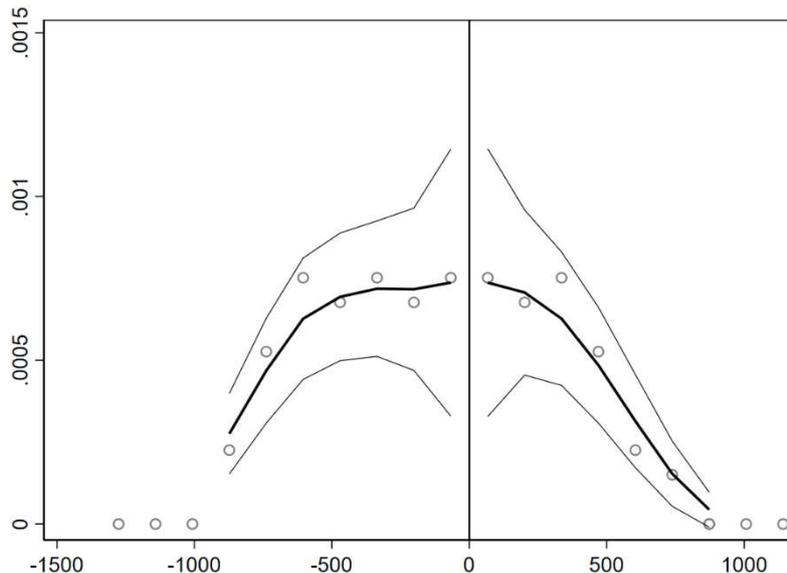


图 2 有效性检验 I：驱动变量密度函数的连续性检验

注：横坐标表示初犯年龄距离 16 周岁生日的天数，0 点（临界值）表示 16 周岁生日当天，纵轴为核密度值。黑色实线是结果变量的核密度函数曲线。灰色实线所包围的区域表示 95% 置信区间。

2. 协变量平衡性检验。

^① 实现人为操控的一种途径是司法合谋。例如，已满 16 周岁的未成年人触犯刑法，其家人可能通过“司法合谋”的方式将其登记年龄篡改至 16 周岁以下以使当事人逃避部分刑事责任。然而，在中国当前的司法制度下，这种司法合谋行为很难发生。

表 5 呈现了处理组和控制组在个体特征方面的均值差异。可以看出，多数协变量均不存在显著的组间差异，基本满足协变量平衡性假设。例外之处在于，处理组中父母的教育水平相对较低。例如，处理组中父亲文化程度为小学及以下的占 52.20%，而在控制组中则为 40.20%；父亲文化程度为初中的在两组中的占比分别为 38.80%和 46.70%。母亲教育水平的组间差异也表现出相似的特征。为确认上述差异是否会对本文结论产生实质性影响，本文采用 Baskaran 和 Hessami（2018）文中的方法予以检验。第一步，从诸多影响未成年犯罪的因素中分离父母教育背景的影响：用式（14）中的 Y_i 做被解释变量，将其与衡量父母文化程度的四个变量进行 OLS 回归^①，得到拟合值 \hat{Y}_i 。第二步，用 \hat{Y}_i 替代式（14）中的 Y_i ，重新估计表 4。相应的结果呈现于表 6，可以看出，无论采用何种模型设定，均未发现统计上显著的估计结果，表明“父母文化程度”的差异不会对表 4 中的结果产生实质性影响。整体而言，本文的分析过程满足协变量平衡性假设。

表 5 有效性检验 II：协变量平衡性检验

变量名称	控制组	处理组	均值差异	标准误	P 值
是否为男性	0.935	0.914	0.021	0.021	0.319
受教育年限	7.260	7.422	-0.162	0.147	0.272
学校是否开展普法教育	0.359	0.333	0.026	0.039	0.507
是否有校园暴力经历	0.184	0.169	0.015	0.031	0.631
是否有家暴经历	0.148	0.147	0.000	0.029	0.976
是否为留守儿童	0.196	0.192	0.004	0.322	0.891
是否来自农村地区	0.781	0.820	-0.039	0.032	0.229
是否为独生子女	0.134	0.170	-0.036	0.029	0.218
父亲是否曾被捕	0.121	0.094	0.027	0.025	0.285
朋友是否曾被捕	0.593	0.563	0.030	0.040	0.400
是否来自低保户	0.160	0.132	0.028	0.029	0.340
是否具有稳定零花钱					
没有零花钱	0.878	0.929	-0.051	0.063	0.422
有但不固定	0.973	0.982	-0.009	0.015	0.534
有且固定	0.877	0.929	-0.051	0.063	0.422
父亲文化程度					
小学（及以下）	0.402	0.522	-0.119	0.040	0.003***
初中	0.467	0.388	0.079	0.040	0.049**
高中（及以上）	0.121	0.083	0.039	0.025	0.119
母亲文化程度					
小学（及以下）	0.438	0.554	-0.116	0.040	0.004***
初中	0.426	0.359	0.066	0.040	0.094*
高中（及以上）	0.121	0.083	0.039	0.025	0.119
父亲工作类型					
党政企、科研、服务业	0.249	0.234	0.015	0.035	0.672
农林牧副渔	0.290	0.252	0.038	0.036	0.291
务工人员	0.358	0.403	0.045	0.039	0.254
失业	0.092	0.097	-0.005	0.024	0.820

注：最后一列的“p 值”是针对控制组和处理组组间均值差异执行 t 检验得到的。*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1%水平上显著。

^① 这四个变量均为虚拟变量，包括：父亲小学及以下（ x_1 ）、父亲初中（ x_2 ）、母亲小学及以下（ x_3 ）、母亲初中（ x_4 ）。这里以 x_4 为例说明它们的定义方法：若母亲的文化程度为初中，则 $x_4 = 1$ ，否则 $x_4 = 0$ 。

表 6 有效性检验 II：协变量经济显著性分析 (人)

模型设定	(1)	(2)	(3)	(4)
	线性	线性交互	二项式	二项式交互
不知法组: $\Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$	-0.305 (0.385)	-0.311 (0.392)	-0.307 (0.407)	-0.513 (0.514)
知法组: $\Delta Q_{\eta \rightarrow 1}^*$	-0.193 (0.217)	-0.163 (0.218)	-0.164 (0.211)	-0.294 (0.323)
\widehat{TE}	0.112 [p = 0.410]	0.148 [p = 0.240]	0.143 [p = 0.630]	0.219 [p = 0.680]
样本数	338 278	338 278	338 278	338 278

注：圆括号中为标准误，方括号中为经由 1000 次 Wild Bootstrap 抽样得到的经验 p 值。

(三) 稳健性检验

本文使用两种方法检验结果的稳健性：一是时间安慰剂检验；二是改变结果变量的定义方式。

1. 安慰剂检验。

本文在 16 周岁前后 1 年内随机选取了四个不同的年龄节点作为“伪”临界值点（15 周岁零 4 个月、15 周岁零 8 个月、16 周岁零 4 个月、16 周岁零 8 个月），用于检验刑责年龄法律与非理性因素对未成年人犯罪数量的影响是否存在预期效应或滞后效应。如果刑责年龄法律和非理性因素对远离刑责年龄（16 周岁）的未成年人的犯罪数量存在显著影响，那么基于式（14）得到的基准结果将存在偏误。由图 3 可以看出，在这些“伪”年龄节点上并未发现明显的“跳跃”。

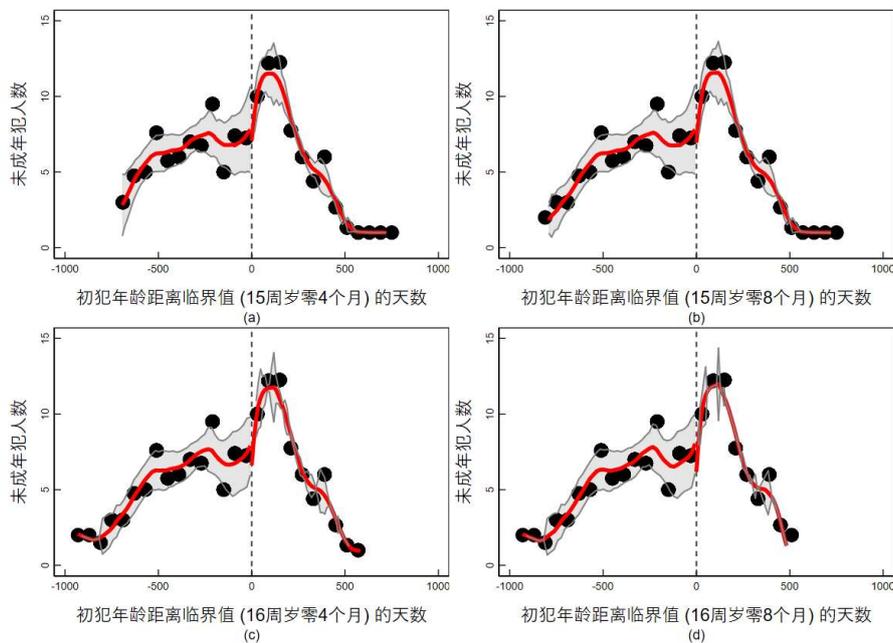


图 3 稳健性检验 I：安慰剂检验

注：图（a）~（d）对应的“伪”完全刑责年龄分别为：15 周岁零 4 个月、15 周岁零 8 个月、16 周岁零 4 个月和 16 周岁零 8 个月。横坐标表示初犯年龄距离“伪刑责年龄”的天数，纵轴为每个时间窗口内的未成年犯的人数。红色实线是结果变量的局部多项式平滑拟合曲线。灰色阴影区域表示 95% 的置信区间。

2. 改变结果变量的定义方式。

在基准结果中，本文以 14 天作为时间窗口来定义结果变量，此处分别使用 10 天和 20 天作为时间窗口进行稳健性检验，结果呈现于表 7。相比于基准结果，选择窄窗口（10 天）有助于将样本观察值划分为更多的窗口区间，从而增加结果变量涵盖的样本数，但这会降低不同窗口之间结果变量的变异程度。如果本文的模型设定是合理的，则在窄窗口设定下得到的 ΔQ^* 和 \widehat{TE} 估计值应该小于表 4 中报告的结果。同理，选择宽窗口（20 天）产生的效果恰恰相反。表 7 中的结果与上述预期一致。更为重要的是，不论选择窄窗口还是宽窗口，得到的 \widehat{TE} 估计值都显著为负，表明本文的基准结果具有稳健性。

模型设定	(1)	(2)	(3)	(4)
	线性	线性交互	二项式	二项式交互
Part A: 时间窗口为 10 天				
不知法组: $\Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$	5.991** (2.793)	7.178*** (2.551)	7.102*** (2.639)	9.122*** (3.296)
知法组: $\Delta Q_{\eta \rightarrow 1}^*$	2.993*** (1.065)	3.711** (1.743)	3.644** (1.831)	4.242*** (1.038)
\widehat{TE}	-2.998** [p=0.040]	-3.467* [p=0.070]	-3.458* [p=0.060]	-4.880 [p=0.120]
样本数	338 278	338 278	338 278	338 278
Part B: 时间窗口为 20 天				
不知法组: $\Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$	8.079*** (3.039)	11.995*** (2.852)	14.579*** (2.670)	16.111*** (4.202)
知法组: $\Delta Q_{\eta \rightarrow 1}^*$	5.022** (2.186)	6.931*** (2.147)	6.903*** (2.210)	8.869*** (3.335)
\widehat{TE}	-3.057** [p=0.030]	-5.064** [p=0.030]	-7.676** [p=0.040]	-7.242* [p=0.060]
样本数	338 278	338 278	338 278	338 278

注：圆括号中为标准误，方括号中为经由 1000 次 Wild Bootstrap 抽样得到的经验 p 值。*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

六、研究结论与政策建议

本文在传统“犯罪经济学”模型中加入了非理性因素和知法程度两个变量，放松了理性行为人假设，使之更适于分析未成年人的犯罪行为。未成年人的非理性特征会导致他们高估犯罪收益，法律意识淡薄则使其倾向于低估犯罪成本，这些特征导致传统 RDD 模型无法识别完全刑责年龄法律在临界年龄处的威慑作用。为此，本文借助未成年人知法程度的差别，采用差分 RDD 来识别政策效果，以控制混淆因素的影响。基于某省少管所问卷数据的实证分析表明，在配合普法宣传的情况下，刑责年龄法律能将潜在的犯罪数量降低约 30% 至 50%。

上述研究结果为应对我国未成年人的犯罪问题提供了一些具有可操作性的政策启示：降低未成年人犯罪率的最优政策组合是“降低 θ ，提高 η ”，即降低非理性因素对未成年人的影响，同时加强普法宣传。从长期来看，教育是实现上述目标的重要手段：教育既能提高知法程度（提高 η ），也有助于提高未成年人的理性决策能力（降低 θ ）。这意味着，严格

执行义务教育、提升职业教育质量，并逐步将义务教育扩展至高中阶段，都是有效的方法。这些政策能有效提高我国的人力资本水平，却无需增加（甚至会减少）司法投入。从短期来看，尽管刑责年龄法律的调整缺乏弹性（ α 基本不变），但可以通过加强执法和普法宣传（提高 η ）来增强刑责年龄法律的有效威慑力（提高 $\alpha\eta$ ）。这需要多种渠道并举，例如在中小学中开展各类普法教育，通过课堂讲授、案例分享、短视频、参访少管所等方式提高宣传的广度和深度。

本文的研究还存在一些局限，值得在后续研究中拓展。其一，数据的代表性方面，尽管本研究收集的数据来源某省未成年人管教所，涵盖了其下辖的几十个地级市的 600 多名未成年犯，但由于样本仅限于一个省，可能无法全面反映全国范围内未成年人犯罪的整体情况。后续研究可以考虑在更多省份甚至全国范围内进行数据收集，以提高数据的代表性和外部有效性。其二，数据收集方法方面，本研究使用的是横截面数据，难以捕捉未成年犯行为和背景的时间变化。后续研究可以考虑采用追踪数据，以便考察刑责法律的长期影响。

参考文献

- [1] 何贵初. 青少年暴力犯罪的心理学思考 [J]. 学术论坛, 2002, (5): 131-133.
- [2] 路琦, 董泽史, 姚东, 胡发清. 2013 年我国未成年犯抽样调查分析报告(上) [J]. 青少年犯罪问题, 2014, (3): 29-42.
- [3] 路琦, 郭开元, 张萌, 张晓冰, 胡发清, 杨江澜. 2017 年我国未成年人犯罪研究报告——基于未成年犯与其他群体的比较研究 [J]. 青少年犯罪问题, 2018, (06): 29-43.
- [4] 刘赫. 刑事责任年龄的争议、设定与反思——以德国法为路径的展开 [J]. 北大法律评论, 2020, 21 (2): 188-213.
- [5] 刘宪权, 石雄. 对刑法修正案调整最低刑事责任年龄的商榷 [J]. 青少年犯罪问题, 2021, (1): 12-19.
- [6] 吴鹏飞, 汪梦茹. 论降低刑事责任年龄对预防未成年人犯罪的影响 [J]. 犯罪研究, 2021, 249 (6): 84-92.
- [7] 王恩海. 应毫不犹豫降低刑事责任年龄 [J]. 青少年犯罪问题, 2020, (2): 64-71.
- [8] 四川省监狱管理局课题组. 四川省未成年人犯罪现状分析及预防路径 [J]. 犯罪与改造研究, 2023(3): 22-29.
- [9] Arora A. Juvenile Crime and Anticipated Punishment [J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2023, 15 (4): 522-50.
- [10] Becker G S. Crime and Punishment: An Economic Approach [J]. Journal of Political Economy, 1968, 76 (2): 169-217.
- [11] Baskaran T, Hessami Z. Does the Election of a Female Leader Clear the Way for More Women in Politics? American Economic Journal: Economic Policy, 2018, 10 (3): 95-121.
- [12] Cauffman E, Steinberg, L. (Im)maturity of Judgment in Adolescence: Why Adolescents May be Less Culpable than Adults [J]. Behavioral Sciences & the Law, 2000, 18 (6): 741-760.
- [13] Carpenter C, Dobkin C. The Effect of Alcohol Consumption on Mortality: Regression Discontinuity Evidence from the Minimum Drinking Age [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2009, 1(1): 164-182.
- [14] Castro M, Tirso C. The Impacts of the Age of Majority on the Exposure to Violent Crimes [J]. Empirical Economics, 2023, 64(2): 983-1023.
- [15] Damm A P, Larsen B Ø, Nielsen H S, et al. Lowering the Minimum Age of Criminal Responsibility: Consequences for Juvenile Crime and Education [R]. Working Paper, 2017.
- [16] Damm A P, Gorinas C. Prison as a Criminal School: Peer Effects and Criminal Learning behind Bars [J]. The Journal of Law and Economics, 2020, 63(1): 149-180.
- [17] Felson R. B, Vanhee A. J. Situational Peer Effects on Delinquency [J]. Justice Quarterly, 2023, 40 (3): 427-449.
- [18] Hansen B, Waddell G. Walk Like A Man: Do Juvenile Offenders Respond to Being Tried as Adults? [R]. Working Paper, 2014.
- [19] Lee D S, Lemieux T. Regression Discontinuity Designs in Economics [J]. Journal of Economic Literature, 2010, 48(2): 281-355.
- [20] Lee D S, McCrary J. The Deterrence Effect of Prison: Dynamic Theory and Evidence [M]. Regression Discontinuity Designs (Advances in Econometrics), Emerald Publishing Limited, Bingley, 2017: 73-146.
- [21] Levitt S D, Lochner L. The Determinants of Juvenile Crime [M]. Risky Behavior among Youths: An Economic Analysis, University

- of Chicago Press, 2001: 327-374.
- [22] Lochner L, Moretti E. The Effect of Education on Crime: Evidence from Prison Inmates, Arrests, and Self-Reports [J]. *American Economic Review*, 2004, 94(1): 155-189.
- [23] Loeffler C E, Chalfin A. Estimating the Crime Effects of Raising the Age of Majority [J]. *Criminology & Public Policy*, 2017, 16(1): 45-71.
- [24] Loeffler C E, Braga A A. Estimating the Effects of Shrinking the Criminal Justice System on Criminal Recidivism [J]. *Criminology & Public Policy*, 2022, 21 (3): 595-617.
- [25] McCrary J. Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test [J]. *Journal of Econometrics*, 2008, 142(2): 698-714.
- [26] Oka T. Juvenile Crime and Punishment: Evidence from Japan [J]. *Applied Economics*, 2009, 41(24): 3103-3115.
- [27] O'Brien L, Albert D, Chein J, et al. Adolescents Prefer More Immediate Rewards When in the Presence of their Peers [J]. *Journal of Research on Adolescence*, 2011, 21 (4): 747-753.
- [28] Piquero A R. *The Handbook of Criminological Theory* [M]. John Wiley & Sons, 2016.
- [29] Roodman D, MacKinnon J G, Nielsen M O, et al. Fast and Wild: Bootstrap Inference in Stata Using Boottest [J]. *Stata Journal*, 2019, 19 (1): 4-60.
- [30] Stevenson, Megan. Breaking Bad: Mechanisms of Social Influence and the Path to Criminality in Juvenile Jails [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2017, 99(5): 824-838.

附录

附录 1：补充结果

附录 1 由两部分构成：Part I 检验了人口数量差异的混杂影响。Part II 用于验证正文表 4 中的政策效果是否由年龄低于 14 周岁的个体所致。

Part I 人口数量因素检验。

在图 1 中，临界年龄右侧表现出犯罪数量向上“跳跃”的特征，一个替代性解释是处理组和控制组在人口数量结构上的差异^①。而未成年人人口数量的差异可能源于计划生育政策导致的父辈人口数量的差异。如果计划生育政策导致该省 [16, 18) 年龄组的父辈人口数量远高于 [14, 16) 年龄组的父辈人口数量，那么在自然生育率基本保持不变的前提下，子代人口结构中 [16, 18) 年龄组的人数将远远高于 [14, 16) 年龄组的人数。

表 A1 使用 2010 年人口抽样调查数据和 2015 年全国 1%人口抽样调查数据，呈现了该省人口数量结构的变动情况。按照时间推算，2020 年的 [14, 16) 与 [16, 18) 年龄组分别对应于 2010 年的 [4, 6) 与 [6, 8) 年龄组，以及 2015 年的 [9, 11) 与 [11, 13) 年龄组。从静态角度看，2010 年的 [4, 6) 与 [6, 8) 年龄组的人口数量之比为 1.05:1，而 2015 年这一比值为 1.11:1，即 [14, 16) 年龄组的人口数量仅略高于 [16, 18) 年龄组的人口数量。从动态角度看，人口数量结构基本维持稳定。因此，不同年龄组人口数量的差异对图 1 结果的影响很小。

年龄组	2010 年人口抽样调查数据			2015 年全国 1%人口抽样调查数据		
	[2, 4)	[4, 6)	[6, 8)	[7, 9)	[9, 11)	[11, 13)
人口数量	6116	5471	5203	2640	2286	2053

注：表 A1 比较了子代各年龄组的数量差异。2020 年 [12, 14)、[14, 16)、[16, 18) 年龄组分别对应于 2010 年 [2, 4)、[4, 6)、[6, 8) 年龄组和 2015 年 [7, 9)、[9, 11)、[11, 13) 年龄组。

^① 多谢审稿人提出这一问题。

Part II 基准结果稳健性检验。

正文表 4 中, 控制组中包含了 8 名未满 14 周岁的未成年犯, 他们的平均年龄为 13 周岁零 7 个月, 所犯案件类型主要为抢劫、贩毒和强奸。表 A2 中呈现了删除这 8 个观察值后的结果, 与正文表 4 中的结果并无实质性差异。

模型设定	(1) 线性	(2) 线性交互	(3) 二项式	(4) 二项式交互
不知法组: $\Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$	10.305*** (2.461)	10.136*** (1.451)	10.660*** (1.345)	12.835*** (1.899)
知法组: $\Delta Q_{\eta \rightarrow 1}^*$	4.367** (1.755)	5.428*** (1.670)	5.485*** (1.605)	6.117** (2.629)
\widehat{TE}	-5.938** [p=0.040]	-4.708* [p=0.060]	-5.175* [p=0.060]	-6.718* [p=0.080]
样本数	330 278	330 278	330 278	330 278

注: 圆括号中为标准误, 方括号中为经由 1000 次 Wild Bootstrap 抽样得到的经验 p 值。*, ** 和 *** 分别表示在 10%, 5% 和 1% 水平上显著。

附录 2：调查问卷

1. 您的性别： [单选题]*
男 女
2. 犯案前是否了解我国 14 周岁与 16 周岁两个入刑年龄的法律规定 [单选题]*
此题较重要，请如实填写，谢谢
是 否
3. 您的出生日期： [填空题]*
精确到 xxxx 年 xx 月 xx 日。此题较重要，请如实填写，谢谢

4. 初次犯案日期 [填空题]*
如果是累犯，请填写初次犯案的日期。精确到 xxxx 年 xx 月 xx 日；
若不清楚具体日期，则精确到 xxxx 年 xx 月。
此题较重要，请如实填写，谢谢

5. 初次犯案类型 [填空题]*
如抢劫、盗窃、故意伤害等

6. 您的受教育程度 [单选题]*
小学（及以下） 初中
高中或中专 本科或大专（及以上）
7. 判决的刑期长度 [单选题]*
1 年（及以下） 1~2 年 2~5 年
5~10 年 10 年以上
8. 成长地 [单选题]*
农村或乡镇 城市
9. 是否为独生子女 [单选题]*
是（请跳至第 11 题） 否（请跳至第 10 题）
10. 兄弟姐妹是否有因违法犯罪被拘捕的情况 [单选题]*
是 否
11. 是否来自单亲家庭 [单选题]*
是 否
12. 是否属于留守儿童 [单选题]*
是 否
13. 在家是否多次遭受责骂，甚至家暴 [单选题]*
是 否

14. 是否来自低保家庭 [单选题] *
是 否
15. 未成年时期有无零花钱 [单选题] *
无 有, 但时间不固定 有, 且时间固定
16. 父亲文化程度 [单选题] *
小学 (及以下) 初中
高中或中专 本科或大专 (及以上)
17. 父亲从事的工作 [单选题] *
党政企工作人员 专业科研人员 商业、服务业人员
农、林、牧、渔、水利业生产人员 务工人员 军人
失业
18. 父亲是否曾因违法犯罪被拘捕 [单选题] *
是 否
19. 母亲文化程度 [单选题] *
小学 (及以下) 初中
高中或中专 本科或大专 (及以上)
20. 朋友是否有因违法犯罪而被捕的情况 [单选题] *
是 否
21. 您一共在学校接受过几年教育? [填空题] *
不包括幼儿园、学前班

22. 在学校是否遭受过校园暴力 [单选题] *
是 否
23. 以前就读过的学校是否有开展普法宣传教育 [单选题] *
是 否