

附 录

完全刑事责任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

附录 1：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

附录 2：补充结果

附录 2 由 9 部分构成，呈现正文中相关检验结果。具体内容如下：附表 1 呈现了描述性统计结果；附表 2 呈现了基准结果稳健性检验；附表 3 呈现了人口因素检验；附表 4 呈现了非理性因素分解结果；附表 5 与附表 6 呈现了协变量平衡性检验结果；附表 7 呈现了结果变量不同设定下的稳健性检验；附图 1 呈现了非理性因素诊断结果；附图 2 呈现了驱动变量密度函数连续性检验结果；附图 3 呈现了安慰剂检验结果。

附表 1：描述性统计结果。

参照 Levitt 和 Lochner（2001）所归纳的未成年人犯罪诱因，本文分别从生理、社会、司法和经济 4 各方面设计了问卷调查，于 2020 年 11 月对某省未成年犯管教所在押人员进行问卷调查。共收回约 700 份问卷，在剔除无效问卷与 8 项重罪以外的其他犯罪后，得到有效问卷 616 份，有效率超过了 90%。根据所得问卷，附表 1 中的 Part A 与 Part B 对所列变量进行了描述性统计分析，用于正文第五部分稳健性检验分析。此外，Part C 进一步呈现了财产类犯罪、暴力犯罪与性犯罪的统计结果，用于正文表 2 结果分析。

附表 1

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
是否了解刑事责任年龄	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
是否来自单亲家庭	595	0.244	0.430	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		100.000	
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		100.000	
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		100.000	
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		100.000	
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		
暴力犯罪	132		21.429		
性犯罪	127		20.617		

注：在 Part A 包含关键词“是否……”的变量中，“是”取值为 1，“否”取值为 0；Part B 是多元变量的描述性统计结果；Part C 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。

附表 2：基准结果稳健性检验。

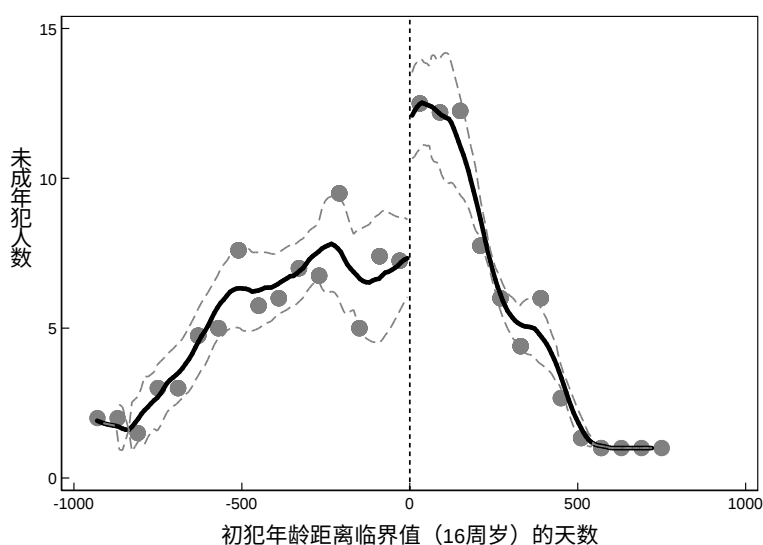
由附表 1 描述性统计分析可知，在正文表 1 中，控制组中包含了 8 名未满 14 周岁的未成年犯，他们的平均年龄为 13 周岁零 7 个月，所犯案件类型主要为抢劫、贩毒和强奸。根据《中华人民共和国预防未成年人犯罪法》第四章 43 条规定，对有严重不良行为的未成年人，未成年人的父母或者其他监护人、所在学校无力管教或者管教无效，可以向教育行政部门提出申请，经专门教育指导委员会评估同意后，由教育行政部门决定送入专门学校接受专门教育。对样本中 8 名未满 14 周岁的个体进行后期查访，了解到其属于监护人监管能力有限，未成年犯管教所对其收容教养。附表 2 中呈现了删除这 8 个观察值后的结果，与正文表 1 中的结果并无实质性差异。

附表 2	基准结果稳健性检验			
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)
$\hat{\Sigma} = \Delta Q_{\eta \rightarrow 1}^* - \Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$	-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：样本数分别呈现了控制组与处理组的人数；方括号中为经由 1000 次 Wild Bootstrap 抽样得到的经验 p 值；圆括号中为标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。下同。

附图 1：非理性因素来源诊断。

在正式估计刑责年龄法律威慑效应之前，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。附图 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。结果发现，相较于控制组（临界值左侧）而言，处理组（临界值右侧）的犯罪人数呈现出显著的向上跳跃现象。这与正文理论分析部分的情形 3 和情形 4 的预期结果相吻合。同时，由附表 1 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正文情形 4。



附图 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。黑色实线是结果变量的局部多项式平滑拟合曲线。灰色虚线所围成的区域表示 95% 的置信区间。下同。

附表 3：人口数量因素检验。

在附图 1 中，临界年龄（16 周岁）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。

附表 3 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并非导致附图 1 结果的潜在因素。

附表 3		人口数量结构差异				(人)
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：附表 3 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。

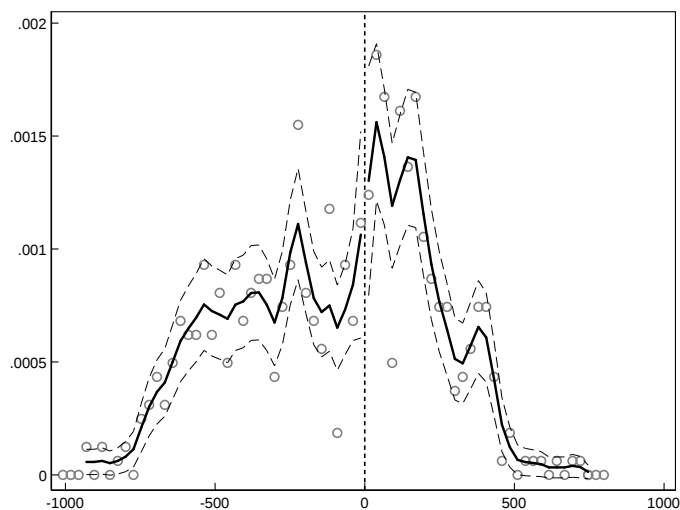
附表 4：非理性因素分解。

本部分进一步对附图 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。附表 4 的结果呈现了全样本以及子样本的估计结果。A 栏呈现了在 4 种模型设定下针对全样本的估计结果，均在 1%水平上显著为正，与附图 1 中得到的结果一致。B~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政策效果均值分别为 5.95 人、5.37 人和 6.92 人，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源于性犯罪，其次为财产犯罪和暴力犯罪。

附表 4		未成年犯的非理性因素检验			
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	

附图 2：驱动变量密度函数连续性检验。

断点回归设计成立的前提条件是未成年犯是否随机分配到处理组与控制组中，意味着正文表 1 结果不存在任何人为操纵的因素。附图 2 通过对驱动变量密度函数进行连续性检验，以验证未成年犯在处理组与控制组的分配不存在人为干预现象。结果验证了上述假设，表明正文表 1 结果是有效的。



附图 2 未成年犯分配随机性检验

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。灰色虚线所包围的区域表示 95% 置信区间。

附表 5 与附表 6：协变量平衡检验。

如果附表 1 中影响未成年人犯罪的相关变量在处理组与控制组之间不满足平衡性要求，那么正文表 1 结果仍然可能存在估计偏误。对此，附表 5 检验了各协变量在处理组与控制组之间的均值差异。结果发现，除了父母文化程度呈现显著差异外，绝大部分协变量的组间均值之差并不显著，意味着这些变量满足协变量均衡性要求。因此，为了进一步检验附表 5 中父母文化程度差异是否对正文表 1 结果产生显著影响，本文采用如下两步法进行验证：第一步，将反映父母文化程度的 4 个变量对未成年人犯罪进行回归，取拟合值，以便提取父母文化程度对未成年人犯罪的贡献；第二步，将该拟合值替代正文式（8）中的被解释变量进行差分-断点回归估计，结果呈现于附表 6 中。在不同的模型设定下， $\hat{\gamma}$ 均不显著，说明父母文化程度的差异并不会对正文表 1 结果产生显著影响。

附表 5		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
是否来自单亲家庭	0.248	0.239	0.009	0.035	0.806
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。

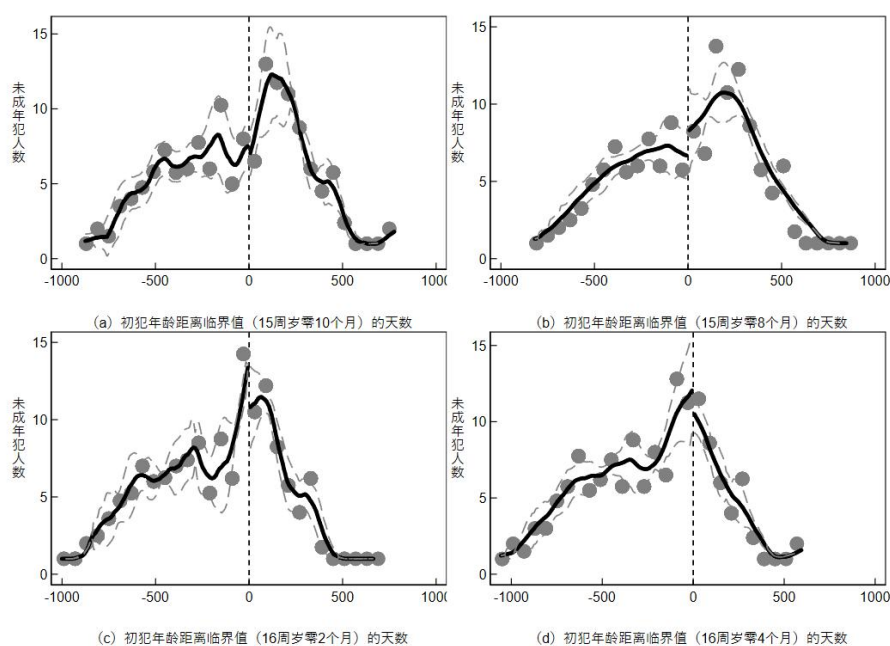
附表 6

“父母文化程度”差异对政策效果显著性影响分析

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： $\Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$	-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)
$\hat{\Sigma} = \Delta Q_{\eta \rightarrow 1}^* - \Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$	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

附图 3：安慰剂检验。

为了进一步验证正文表 1 结果是否存在预期效应或者滞后效应，本部分在 16 周岁刑事责任年龄两侧分别选取了 4 个不同的伪临界值点：15 周岁零 8 个月、15 周岁零 10 个月、16 周岁零 2 个月、16 周岁零 4 个月，采用与正文图 1 相同的模型设定进行估计。相关结果呈现于附图 3 中，结果显示，在这些伪临界值点处均未发现显著的跳跃现象，表明正文表 1 结果不存在预期效应与滞后效应。



附图 3 安慰剂检验

注：横坐标表示初犯年龄距伪刑事责任年龄的天数；纵轴为每个时间窗口内的未成年犯的人数；黑色实线是结果变量的局部多项式平滑拟合曲线；灰色虚线所围成的区域表示 95% 的置信区间。

附表 7：改变结果变量定义形式。

正文表 1 采用 14 天作为加总窗口。为了进一步检验该结果是否是特定窗口大小下的偶发结果，本部分分别采用 10 天与 20 天作为加总窗口予以检验。相关结果呈现于附表 7，结果发现，尽管不同加总窗口下 $\hat{\Sigma}$ 估计值存在些许差异，但是显著性水平以及系数方向并未发生变化，说明正文表 1 结果是稳健的。

附表 7 采用不同时间窗口界定下的结果变量				
模型设定	(1) 线性	(2) 线性交互	(3) 二项式	(4) 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)
$\hat{\Sigma} = \Delta Q_{\eta \rightarrow 1}^* - \Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$	-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)
$\hat{\Sigma} = \Delta Q_{\eta \rightarrow 1}^* - \Delta Q_{\eta \rightarrow 0}^*$	-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