

Please do not distribute without permission.

定量社会科学的因果推断

Causal Inference in Quantitative Social Sciences

江 艇

中国人民大学经济学院

Last updated: April 11, 2021

Lecture 4 线性回归更多专题

稳健标准误

- 大数定律：随机变量 x_i 满足 $\mathbb{E}(x_i) = \mu$, 考虑随机变量序列 $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots$, 则有

$$\bar{x}_n \rightarrow_p \mathbb{E}(\bar{x}_n) = \mu$$

- 中心极限定理：独立同分布的随机变量 x_i 满足 $\mathbb{E}(x_i) = \mu$, $\text{Var}(x_i) = \Sigma$, 则有

$$\sqrt{n} \left(\frac{\bar{x}_n - \mu}{\sqrt{\Sigma}} \right) \rightarrow_d N(0, 1)$$

或可记作

$$\bar{x}_n \rightarrow_d N(\mathbb{E}(\bar{x}_n), \text{Var}(\bar{x}_n)) = N\left(\mu, \frac{\Sigma}{n}\right)$$

独立同分布并不是中心极限定理成立所必需的假设, 只不过在 x_i 互相相关的情形中, $\text{Var}(\bar{x}_n)$ 将不但包含 x_i 的方差项, 还包含其协方差项。

- 考察线性回归（为论述的方便， y 和 x 均已作中心化处理）

$$y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$$

$$b = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2} = \beta + \frac{\frac{1}{n} \sum x_i \varepsilon_i}{\frac{1}{n} \sum x_i^2}$$

$$\frac{1}{n} \sum x_i^2 \rightarrow_p \mathbb{E} x_i^2$$

$$\frac{1}{n} \sum x_i \varepsilon_i \rightarrow_d N \left(0, \frac{1}{n^2} \text{Var} \left(\sum x_i \varepsilon_i \right) \right)$$

$$b \rightarrow_d N \left(0, \frac{1}{n^2} \frac{\text{Var} \left(\sum x_i \varepsilon_i \right)}{(\mathbb{E} x_i^2)^2} \right)$$

- 可以看出，系数估计标准误 $s.e.(b)$ 的正确形式取决于 $x_i \varepsilon_i$ 之间是否相关。

- 当假定 $\text{Var}(\varepsilon_i|x_i) = \sigma^2$ 为常数, 且 $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ 时, 相应的标准误称为同方差标准误。 **这个假设太强, 通常不采用。**

$$\frac{1}{n^2} \text{Var} \left(\sum x_i \varepsilon_i \right) = \frac{1}{n} \sigma^2 \mathbb{E} x_i^2$$

$$\text{Var}(b) = \frac{\sigma^2}{n \mathbb{E} x_i^2}, \quad \widehat{\text{Var}(b)} = \frac{s^2}{\sum x_i^2}$$

- 当假定 $\text{Var}(\varepsilon_i|x_i)$ 可以各不相同, 且 $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ 时, 相应的标准误称为**异方差稳健标准误**。

$$\frac{1}{n^2} \text{Var} \left(\sum x_i \varepsilon_i \right) = \frac{1}{n} \mathbb{E} (x_i^2 \varepsilon_i^2)$$

$$\text{Var}(b) = \frac{1}{n} \frac{\mathbb{E} (x_i^2 \varepsilon_i^2)}{(\mathbb{E} x_i^2)^2}, \quad \widehat{\text{Var}(b)} = \frac{\sum x_i^2 e_i^2}{(\sum x_i^2)^2}$$

- 当 $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) \neq 0$ 时, 需要进一步假定扰动项在同一类内可能相关, 但在不同类间不相关, 此时称之为**聚类稳健标准误**。

- 大样本理论在类的数目足够大时成立。
- 聚类稳健标准误通常比异方差稳健标准误更大，采用聚类稳健标准误之后，系数估计的统计显著性更难得到。
- 研究者实际无从知道观测个体在哪个层面上互相相关，将类定义得过小，类间不相关的条件不容易满足，相应的标准误估计将不是真实的标准误的一致估计；将类定义得过大，标准误估计的一致性虽然得以保证，但毕竟标准误的形式只有当类的数目足够大时才成立，基于此的标准误估计可能对系数估计量的有限样本标准误近似得很差(有限样本偏误大)。
- 异方差稳健标准误可以看作每个个体独自为一类的“聚类稳健标准误”。合适的聚类层级需要依研究情境和数据特征而异。一个经验法则是：当核心解释变量的数据层级高于被解释变量时，标准误应聚类到核心解释变量所在层级。

- 注意：不要混淆固定效应的类别划分和标准误的聚类层级，这是完全不同的两件事！
 - 固定效应的类别划分得越细致，结果越稳健。这个稳健性是针对因果识别而言，因为固定效应控制下的识别假设是，固定效应所定义的类别内部，核心解释变量和扰动项不相关，所以固定效应的类别划分得越细致，识别假设就越容易成立。
 - 相反，标准误的聚类层级越高，结果越稳健。这个稳健性是针对统计推断而言——稳健标准误是否可信，即其背后关于观测个体的相关性假设是否可信。

- 考虑 ε_{icp} , i 表示企业, c 表示城市, p 表示省份, 如果标准误聚类到城市层面, 所隐含的对扰动项方差协方差结构的假设是

$$\begin{pmatrix} & \varepsilon_{111} & \varepsilon_{211} & \varepsilon_{321} & \varepsilon_{421} & \varepsilon_{532} & \varepsilon_{632} & \varepsilon_{742} & \varepsilon_{842} \\ \varepsilon_{111} & \times & \times & & & & & & \\ \varepsilon_{211} & \times & \times & & & & & & \\ \varepsilon_{321} & & & \times & \times & & & & \\ \varepsilon_{421} & & & \times & \times & & & & \\ \varepsilon_{532} & & & & & \times & \times & & \\ \varepsilon_{632} & & & & & \times & \times & & \\ \varepsilon_{742} & & & & & & & \times & \times \\ \varepsilon_{842} & & & & & & & \times & \times \end{pmatrix}$$

- 如果标准误聚类到省份层面，所隐含的对扰动项方差协方差结构的假设是

$$\begin{pmatrix}
 & \varepsilon_{111} & \varepsilon_{211} & \varepsilon_{321} & \varepsilon_{421} & \varepsilon_{532} & \varepsilon_{632} & \varepsilon_{742} & \varepsilon_{842} \\
 \varepsilon_{111} & \times & \times & \times & \times & & & & \\
 \varepsilon_{211} & \times & \times & \times & \times & & & & \\
 \varepsilon_{321} & \times & \times & \times & \times & & & & \\
 \varepsilon_{421} & \times & \times & \times & \times & & & & \\
 \varepsilon_{532} & & & & & \times & \times & \times & \times \\
 \varepsilon_{632} & & & & & \times & \times & \times & \times \\
 \varepsilon_{742} & & & & & \times & \times & \times & \times \\
 \varepsilon_{842} & & & & & \times & \times & \times & \times
 \end{pmatrix}$$

可见，聚类层级越高，所隐含的假设越弱，标准误估计更稳健。

- 考虑数据 ε_{icd} , 其中 c 表示城市, d 表示行业, 此时同一城市内部不同个体的扰动项之间可能相关, 同一行业内部不同个体的扰动项之间也可能相关, 此时有必要使用**双向聚类 (two-way clustering)**稳健标准误, 其隐含的假设是

$$\begin{pmatrix} & \varepsilon_{111} & \varepsilon_{211} & \varepsilon_{312} & \varepsilon_{412} & \varepsilon_{521} & \varepsilon_{621} & \varepsilon_{722} & \varepsilon_{822} \\ \varepsilon_{111} & \times & \times & \times & \times & \times & \times & & \\ \varepsilon_{211} & \times & \times & \times & \times & \times & \times & & \\ \varepsilon_{312} & \times & \times & \times & \times & & & \times & \times \\ \varepsilon_{412} & \times & \times & \times & \times & & & \times & \times \\ \varepsilon_{521} & \times & \times & & & \times & \times & \times & \times \\ \varepsilon_{621} & \times & \times & & & \times & \times & \times & \times \\ \varepsilon_{722} & & & \times & \times & \times & \times & \times & \times \\ \varepsilon_{822} & & & \times & \times & \times & \times & \times & \times \end{pmatrix}$$

要注意其与“聚类到城市 \times 行业层面的稳健标准误”的区别。

- 聚类稳健标准误的构造思路是定义“类”，类内相关，类外不相关。另一种稳健标准误的构造思路是定义“距离”，两个观测单位的相关性随距离衰减。这方面最典型的例子是适用于时间序列数据的 Newey-West 标准误，假定两期之间的自相关性和间隔的期数负相关。
- Conley (1999, *JoE*) 类似地构造了反映横截面相关性 (cross-sectional dependence) 的稳健标准误。根据研究情境不同，两个横截面观测单位之间的相关性可能与地理距离有关，也可能与经济距离有关。

系数稳定性理论

- 选择性偏误（遗漏变量偏误）公式：

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D + \gamma q + \varepsilon$$

如果控制 q 不可行，则

$$\hat{\beta}_1^{OLS} = \frac{\widehat{\text{Cov}}(Y, D)}{\widehat{\text{Var}}(D)} \rightarrow_p \beta_1 + \gamma \frac{\text{Cov}(q, D)}{\text{Var}(D)}$$

- 遗漏变量并不总是坏事。
 - 若 $\hat{\beta}_1^{OLS}$ 与 $\gamma \frac{\text{Cov}(q, D)}{\text{Var}(D)}$ 同号，则 $|\hat{\beta}_1^{OLS}| > |\beta_1|$ ， $\hat{\beta}_1^{OLS}$ 高估了真实的因果效应；
 - 反之，若 $\hat{\beta}_1^{OLS}$ 与 $\gamma \frac{\text{Cov}(q, D)}{\text{Var}(D)}$ 异号，则 $|\hat{\beta}_1^{OLS}| < |\beta_1|$ ， $\hat{\beta}_1^{OLS}$ 低估了真实的因果效应。

示例 9. 税率对逃税的影响 (Fisman and Wei, 2004, *JPE*)

$$\ln(\text{export}) - \ln(\text{import}) = \beta_0 + \beta_1 \text{tax} + \varepsilon$$

On a related point, we observe that we have assumed that tax rates are exogenously set by the government. However, if the government tries to protect tax revenue by setting tax rates systematically in inverse proportion to importers' ability to evade them, then the estimated responsiveness of tax evasion to the tax rate reported here may underestimate the true degree of responsiveness.

- 如果控制关键控制变量以后，核心解释变量系数估计的绝对值**变小**，说明可能解决了重要的选择性偏误。反之，如果核心解释变量系数估计结果对于控制变量选择毫不敏感，可能是好事，也可能是坏事。
- 如果控制关键控制变量以后，核心解释变量的系数估计不再随着**更多控制变量的加入**而发生大幅变化，说明核心解释变量可能已经解决了大部分选择性偏误，由可观测变量造成的选择性偏误可能很小了。

- 正式地来看关键控制变量如何大幅消除可观测变量的选择性偏误。假定结构模型为

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D + \beta_2 X + \gamma W + \varepsilon$$

D 为核心解释变量, X 为关键控制变量, W 为其它可观测的选择性变量。该模型等价于

$$\tilde{Y} = \beta_1 \tilde{D} + \gamma \tilde{W} + \varepsilon$$

其中 \tilde{Y} 、 \tilde{D} 和 \tilde{W} 是 Y 、 D 和 W 分别对 X 回归得到的残差。

- 如果在已经控制 X 的前提下, 回归中忽略了 W , 则

$$\hat{\beta}_1^{OLS} \rightarrow_p \frac{\text{Cov}(\tilde{Y}, \tilde{D})}{\text{Var}(\tilde{D})} = \beta_1 + \gamma \cdot \frac{\text{Cov}(\tilde{D}, \tilde{W})}{\text{Var}(\tilde{D})}$$

如果 $\text{Cov}(\tilde{D}, \tilde{W}) / \text{Var}(\tilde{D})$ 比较小, 即使 γ 不为零, 选择性偏误也比较小。

- 和所有的间接检验一样，接下来是一大步逻辑跳跃：如果 W 是不可观测的选择性变量呢？大概选择性偏误也很小了吧！
- 考察系数稳定性的原理：控制了关键控制变量之后，新加入的控制变量与核心解释变量的相关性比较小，有理由相信，倘若存在遗漏的选择性变量，其与核心解释变量的相关性也比较小。
- 重新考察**示例 6** Dale and Krueger (2002)。

	No selection controls			Selection controls		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Private school	.212 (.060)	.152 (.057)	.139 (.043)	.034 (.062)	.031 (.062)	.037 (.039)
Own SAT score ÷ 100		.051 (.008)	.024 (.006)		.036 (.006)	.009 (.006)
Log parental income			.181 (.026)			.159 (.025)
Female			-.398 (.012)			-.396 (.014)
Black			-.003 (.031)			-.037 (.035)
Hispanic			.027 (.052)			.001 (.054)
Asian			.189 (.035)			.155 (.037)
Other/missing race			-.166 (.118)			-.189 (.117)
High school top 10%			.067 (.020)			.064 (.020)
High school rank missing			.003 (.025)			-.008 (.023)
Athlete			.107 (.027)			.092 (.024)
Average SAT score of schools applied to ÷ 100				.110 (.024)	.082 (.022)	.077 (.012)
Sent two applications				.071 (.013)	.062 (.011)	.058 (.010)
Sent three applications				.093 (.021)	.079 (.019)	.066 (.017)
Sent four or more applications				.139 (.024)	.127 (.023)	.098 (.020)

不控制能力显示变量,

$$\ln \text{wage} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{private} + \gamma \cdot \text{other controls} + \varepsilon$$

$$\hat{\beta}_1^{OLS} - \beta_1 \rightarrow_p \gamma \cdot \frac{\text{Cov}(\text{private}, \text{other controls})}{\text{Var}(\text{private})}$$

$$0.212 - 0.152 \approx 1.165 \times 0.051$$

控制能力显示变量,

$$\ln \text{wage} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{private} + \beta_2 \cdot \text{self-revelation} + \gamma \cdot \text{other controls} + \varepsilon$$

$$\widehat{\ln \text{wage}} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \widehat{\text{private}} + \gamma \cdot \widehat{\text{other controls}} + \varepsilon$$

$$\hat{\beta}_1^{OLS} - \beta_1 \rightarrow_p \gamma \cdot \frac{\text{Cov}(\widehat{\text{private}}, \widehat{\text{other controls}})}{\text{Var}(\widehat{\text{private}})}$$

$$0.034 - 0.031 \approx 0.066 \times 0.036$$

	Dependent variable					
	Own SAT score ÷ 100			Log parental income		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Private school	1.165 (.196)	1.130 (.188)	.066 (.112)	.128 (.035)	.138 (.037)	.028 (.037)
Female		-.367 (.076)			.016 (.013)	
Black		-1.947 (.079)			-.359 (.019)	
Hispanic		-1.185 (.168)			-.259 (.050)	
Asian		-.014 (.116)			-.060 (.031)	
Other/missing race		-.521 (.293)			-.082 (.061)	
High school top 10%		.948 (.107)			-.066 (.011)	
High school rank missing		.556 (.102)			-.030 (.023)	
Athlete		-.318 (.147)			.037 (.016)	
Average SAT score of schools applied to ÷ 100			.777 (.058)			.063 (.014)
Sent two applications			.252 (.077)			.020 (.010)
Sent three applications			.375 (.106)			.042 (.013)
Sent four or more applications			.330 (.093)			.079 (.014)

- Bellows and Miguel (2008, *JPubE*) 构造了**不可观测变量的选择性偏误强度的测量指标**。基本思想如下：

- 包含部分控制变量 (X_1) 的回归中，核心解释变量的系数估计为 $\hat{\beta}^R$ (R for Restricted)。
- 包含全部控制变量 (X_1 和 X_2) 的回归中，核心解释变量的系数估计为 $\hat{\beta}^F$ (F for Full)。
- 讨论 $\hat{\beta}^R > \hat{\beta}^F > 0$ 的情形（小于零的情形类似），表明 X_2 的加入剔除了一部分可观测变量的选择性偏误 (selection bias due to observables, SBO)：

$$SBO = \hat{\beta}^R - \hat{\beta}^F$$

- 包含全部控制变量的估计结果仍然有可能受到不可观测变量的选择性偏误 (selection bias due to unobservables) 影响：

$$\hat{\beta}^F \rightarrow_p \beta + SBU$$

其中 β 表示真实的因果效应。

- 如果要推翻整个故事，把核心解释变量的效应全部归因于不可观测变量的选择性偏误，即 $\beta = 0$ ，则 SBU 相对于 SBO 必须达到多大？

$$\text{Selection ratio} = \frac{\hat{\beta}^F}{\hat{\beta}^R - \hat{\beta}^F}$$

- 分母越小，说明估计值受可观测变量的选择性影响越小，则不可观测变量（相对于可观测变量）的选择性必须更大才能完全解释整个效应；分子越大，说明需要解释的效应越大。
- Selection ratio 越大，表示要推翻整个故事所需要的 SBU 越大，反过来说，越有可能存在非零的因果效应 ($\beta \neq 0$)。尽管没有明确的临界值，但一般认为 Selection ratio 至少不能小于 1。

示例 10. 奴隶贸易与人际信任 (Nunn and Wantchekon, 2011, AER)

- 非洲历史上的奴隶贸易造成人际间的不信任并延续至今。使用 2005 非洲民意调查 (Afrobarometer survey) 数据进行检验。
- 非洲奴隶贸易的历史背景：邻居、朋友甚至亲属之间的绑架、诱骗和贩卖，以及作为当权者刑罚和营利的手段。
- 不信任的延续性从何而来？
 - ▷ 多重均衡与均衡迁移：越不信任，不信任的回报越高，导致更不信任，陷入不信任的陷阱。
 - ▷ 文化与制度的互补与自我实施：不信任的一代选择弱制度，导致后代的更不信任。
 - ▷ 奴隶贸易影响确实仍在持续：文化的演变是缓慢的。
 - ▷ 易信任人群（作为奴隶）离开了非洲。
- 被解释变量：非洲民意调查中受访者报告的各种信任指标 (亲属、邻居、当地政府、族群内、族群间)，离散变量按连续变量处理。
- 核心解释变量：受访者所在种族 (ethnicity) 历史上奴隶出口数量。

– 基准回归

$$\text{trust}_{i,e,d,c} = \alpha_c + \beta \text{slave export}_e + \mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_{i,e,d,c}$$

其中 i 表示个体, e 表示种族, d 表示地区, c 表示国家; \mathbf{X} 中包括一系列个体、种族、区域的基本特征。

- ▷ 个体特征 ($\mathbf{X}_{i,e,d,c}$): 年龄及其平方、性别、是否城市、生活条件 (5 个固定效应)、受教育水平 (10 个固定效应)、宗教 (18 个固定效应)、职业 (25 个固定效应)。控制的主要目的是作为收入的代理变量 (而收入与信任相关)。
 - ▷ 种族-区域特征 ($\mathbf{X}_{e,d,c}$): 区域内同种族人口, 多数族裔和少数族裔的信任水平不同。
 - ▷ 区域特征 ($\mathbf{X}_{d,c}$): 种族分化程度, 与收入相关。
- 使用了聚类到种族的聚类稳健标准误、聚类到种族和区域的双向聚类稳健标准误以及 Conley 标准误, 对于后者, 作者假定两个个体的地理距离如果在经度 5 度和纬度 5 度 (1 纬度约合 111 公里) 之内则相关, 超过这个距离则不相关。

– 核心解释变量的不同构造方式

TABLE 1—OLS ESTIMATES OF THE DETERMINANTS OF TRUST IN NEIGHBORS

Dependent variable: Trust of neighbors	Slave exports (thousands) (1)	Exports/ area (2)	Exports/ historical pop (3)	ln (1 + exports) (4)	ln (1 + exports/ area) (5)	ln (1 + exports/ historical pop) (6)
Estimated coefficient	−0.00068 [0.00014] (0.00015) {0.00013}	−0.019 [0.005] (0.005) {0.005}	−0.531 [0.147] (0.147) {0.165}	−0.037 [0.014] (0.014) {0.015}	−0.159 [0.034] (0.034) {0.034}	−0.743 [0.187] (0.187) {0.212}
Individual controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
District controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	20,027	20,027	17,644	20,027	20,027	17,644
Number of ethnicities	185	185	157	185	185	157
Number of districts	1,257	1,257	1,214	1,257	1,257	1,214
R^2	0.16	0.16	0.15	0.15	0.16	0.15

– 被解释变量的不同指标

TABLE 2—OLS ESTIMATES OF THE DETERMINANTS OF THE TRUST OF OTHERS

	Trust of relatives (1)	Trust of neighbors (2)	Trust of local council (3)	Intra- group trust (4)	Inter- group trust (5)
$\ln (1 + \text{exports/area})$	−0.133*** (0.037)	−0.159*** (0.034)	−0.111*** (0.021)	−0.144*** (0.032)	−0.097*** (0.028)
Individual controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
District controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	20,062	20,027	19,733	19,952	19,765
Number of ethnicity clusters	185	185	185	185	185
Number of district clusters	1,257	1,257	1,283	1,257	1,255
R^2	0.13	0.16	0.20	0.14	0.11

– 识别策略：关键控制变量

- ▷ 最重要的遗漏变量可能是殖民统治，因此需要控制种族层面的殖民统治的影响。两个思路：什么影响了殖民统治？殖民统治影响了什么？以此来作为殖民统治的代理变量。
- ▷ 控制决定殖民统治变动性的变量：初始疾病环境、前殖民时期的发展水平（人口密度、是否有城市、聚落形态、司法层级）。
- ▷ 控制反映殖民统治影响的变量：是否有铁路、是否有欧洲探险家经过、欧洲传教士数量。

TABLE 3—OLS ESTIMATES OF THE DETERMINANTS OF THE TRUST OF OTHERS,
WITH ADDITIONAL CONTROLS

	Trust of relatives (1)	Trust of neighbors (2)	Trust of local council (3)	Intragroup trust (4)	Intergroup trust (5)
$\ln(1 + \text{exports/area})$	−0.178*** (0.032)	−0.202*** (0.031)	−0.129*** (0.022)	−0.188*** (0.033)	−0.115*** (0.030)
Colonial population density	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ethnicity-level colonial controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Individual controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
District controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	16,709	16,679	15,905	16,636	16,473
Number of ethnicity clusters	147	147	146	147	147
Number of district clusters	1,187	1,187	1,194	1,186	1,184
R^2	0.13	0.16	0.21	0.16	0.12

– 用可观测变量的选择性评估不可观测变量的选择性。

TABLE 4—USING SELECTION ON OBSERVABLES TO ASSESS THE BIAS FROM UNOBSERVABLES

		Trust of relatives	Trust of neighbors	Trust of local council	Intragroup trust	Intergroup trust
Controls in the restricted set	Controls in the full set	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
None	Full set of controls from equation (1)	4.31	4.23	3.03	4.13	3.32
None	Full set of controls from equation (1), ethnicity-level colonial controls, and colonial population density	11.54	6.98	2.65	9.22	3.80
Age, age squared, gender	Full set of controls from equation (1)	4.17	3.99	2.89	3.91	3.12
Age, age squared, gender	Full set of controls from equation (1), ethnicity-level colonial controls, and colonial population density	10.93	6.52	2.57	8.44	3.59

Of the 20 ratios reported in Table 4, none is less than one. The ratios range from 3.0 to 11.5, with a median ratio of 4.1. Therefore, to attribute the entire OLS estimate to selection effects, selection on unobservables would have to be at least three times greater than selection on observables and, on average, over four times greater. In our view, these results make it less likely that the estimated effect of the slave trade is fully driven by unobservables. In the following section, we examine this issue further by undertaking an alternative strategy.

- 系数稳定性理论的原始文献是 Altonji et al (2005, *JPE*), 下面讨论该文是如何构造 selection ratio 指标的。

$$\begin{aligned} Y &= \beta D + \mathbf{W}'\mathbf{\Gamma} \\ &= \beta D + \mathbf{X}'\mathbf{\Gamma}_\mathbf{X} + \xi \\ &= \beta D + \mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma} + \varepsilon \end{aligned}$$

\mathbf{X} 为可观测的选择性变量； ξ 为不可观测的选择性变量； $\boldsymbol{\gamma}$ 同时捕捉了 \mathbf{X} 对 Y 的直接效应 $\mathbf{\Gamma}_\mathbf{X}$ 以及 \mathbf{X} 和 ξ 的相关性，因此 $\text{Cov}(\mathbf{X}, \varepsilon) = 0$ 。

– 定义（标准化后的）基于不可观测变量的选择性：

$$SU \equiv \frac{\mathbb{E}(\varepsilon|D=1) - \mathbb{E}(\varepsilon|D=0)}{\text{Var}(\varepsilon)}$$

（标准化后的）基于可观测变量的选择性：

$$SO \equiv \frac{\mathbb{E}(\mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma}|D=1) - \mathbb{E}(\mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma}|D=0)}{\text{Var}(\mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma})}$$

- 假设**LS.2**相当于 $SU = 0$ ；如果 \mathbf{X} 是从影响 Y 的全部变量集合 \mathbf{W} 中随机选取，则 $SU = SO$ 。
- 我们可以计算在 $SU = SO$ 假设下的偏误；等价地，也可以计算**要想使得 D 对 Y 的效应 β 完全消失 SU 至少是 SO 的多少倍。**
- 先用 D 对 \mathbf{X} 回归：

$$D = \mathbf{X}'\Pi + \tilde{D}$$

$$Y = \beta\tilde{D} + \mathbf{X}'(\gamma + \beta\Pi) + \varepsilon$$

因为 \tilde{D} 与 \mathbf{X} 不相关，省略 \mathbf{X} 不影响 \tilde{D} 系数的 OLS 估计。

$$\begin{aligned}\hat{\beta}^{OLS} &\rightarrow_p \beta + \frac{\text{Cov}(\tilde{D}, \varepsilon)}{\text{Var}(\tilde{D})} \\ &= \beta + \frac{\text{Cov}(D, \varepsilon)}{\text{Var}(\tilde{D})} \\ &= \beta + \frac{\text{Var}(D)}{\text{Var}(\tilde{D})} \cdot \frac{\text{Cov}(D, \varepsilon)}{\text{Var}(D)} \\ &= \beta + \frac{\text{Var}(D)}{\text{Var}(\tilde{D})} [\mathbb{E}(\varepsilon|D=1) - \mathbb{E}(\varepsilon|D=0)]\end{aligned}$$

– 若要 $\beta = 0$, 则

$$\hat{\beta}^{OLS} = \frac{\text{Var}(D)}{\text{Var}(\tilde{D})} [\mathbb{E}(\varepsilon|D = 1) - \mathbb{E}(\varepsilon|D = 0)]$$

用 $\delta = \frac{SU}{SO}$ 表示 selection ratio, 则

$$\delta = \frac{\mathbb{E}(\varepsilon|D = 1) - \mathbb{E}(\varepsilon|D = 0)}{\text{Var}(\varepsilon)} \cdot \frac{\text{Var}(\mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma})}{\mathbb{E}(\mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma}|D = 1) - \mathbb{E}(\mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma}|D = 0)}$$

$$\begin{aligned}\hat{\beta}^{OLS} &= \frac{\text{Var}(D)}{\text{Var}(\tilde{D})} \frac{\text{Var}(\varepsilon)}{\text{Var}(\mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma})} [\mathbb{E}(\mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma}|D = 1) - \mathbb{E}(\mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma}|D = 0)] \cdot \delta \\ &= \frac{\text{Var}(D)}{\text{Var}(\tilde{D})} \frac{\text{Var}(\varepsilon)}{\text{Var}(\mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma})} \frac{\text{Cov}(\mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma}, D)}{\text{Var}(D)} \cdot \delta \\ &= \frac{\text{Var}(\varepsilon)}{\text{Var}(\tilde{D})} \left(\frac{\text{Cov}(\mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma}, D)}{\text{Var}(\mathbf{X}'\boldsymbol{\gamma})} \right) \cdot \delta\end{aligned}$$

注意, 这个结果自动适用于 D 为连续变量的情形。

- 在原假说 $\beta = 0$ 下，我们可以一致地估计 γ 。
- 计算步骤：
 1. Y 对 D 和 \mathbf{X} 回归，得到 $\hat{\beta}^{OLS}$ ；
 2. Y 对 \mathbf{X} 回归，得到拟合值 $\mathbf{X}'\gamma$ ，以及残差的方差 $\text{Var}(\varepsilon)$ ；
 3. D 对 $\mathbf{X}'\gamma$ 回归，得到系数估计 $\frac{\text{Cov}(\mathbf{X}'\gamma, D)}{\text{Var}(\mathbf{X}'\gamma)}$ ；
 4. D 对 \mathbf{X} 回归，得到残差的方差 $\text{Var}(\tilde{D})$ ；
 5. 因此

$$\delta = \frac{\hat{\beta}^{OLS}}{\frac{\text{Var}(\varepsilon)}{\text{Var}(\tilde{D})} \left(\frac{\text{Cov}(\mathbf{X}'\gamma, D)}{\text{Var}(\mathbf{X}'\gamma)} \right)}$$

示例 11. 革命的威胁与民主化 (Aidt and Franck, 2015, *ECMA*)

- 被解释变量：1831 年英国下议会选举中 244 个选区支持改革的辉格党席次。
- 核心解释变量：1830-1831 年各选区附近斯温暴动数量。

LOCAL SWING RIOTS AND THE OUTCOME OF THE 1831 ELECTION. BASELINE RESULTS^a

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Panel A</i>						
	<i>Whig Share 1831 (%)</i>					
	Least Squares					
Riots within 10 km	0.57 (0.32)* [0.25]**	0.37 (0.22)* [0.19]*	0.44 (0.18)** [0.18]**	0.47 (0.18)** [0.18]**	0.47 (0.18)** [0.19]**	0.44 (0.18)** [0.18]**
Whig share 1826		0.87 (0.19)***	0.32 (0.19)	0.35 (0.20)*	0.38 (0.20)*	0.38 (0.071)***
(Whig share 1826) ²		-0.0045 (0.0019)**	0.00055 (0.0020)	0.00035 (0.0020)	-6.8e-06 (0.0020)	
Reform support 1830		12.0 (5.60)**	12.1 (4.97)**	11.2 (5.09)**	12.1 (5.14)**	12.6 (4.77)**
County constituency			33.0 (5.14)***	37.2 (6.50)***	35.2 (7.04)***	31.6 (4.68)***
University constituency			-60.8 (9.39)***	-58.1 (10.7)***	-58.1 (8.60)***	-61.8 (10.50)***
Narrow franchise			-3.35 (5.62)	-2.85 (5.39)	-3.62 (5.26)	
Patronage index			-17.0 (3.42)***	-13.5 (3.94)***	-12.2 (3.86)***	-15.3 (3.52)***
Emp. fract. index				7.52 (30.9)	7.83 (29.49)	
Agriculture (emp. share)				-28.4 (27.5)	-27.2 (27.0)	
Trade (emp. share)				11.4 (30.9)	14.0 (31.1)	
Professionals (emp. share)				-143 (120)	-119 (120)	
Population					0.00028 (0.009)	
Population density					0.15 (2.68)	
Thriving economy					-10.1 (5.91)*	
Declining economy					-10.6 (5.86)*	-10.3 (5.72)*
Selection ratio	N.A.	0.67	2.26	2.54	2.56	2.59
Adjusted R ²	0.021	0.27	0.44	0.44	0.45	0.45
Obs. (constituencies)	244	244	244	244	244	244

At the bottom of panel A, we report estimates of the selection bias obtained with the estimation strategy developed by [Altonji, Taber, and Elder \(2005\)](#). We find that the selection ratio, which is defined as the ratio of standardized selection on unobservables to observables under the assumption that the Swing riots did not influence the outcome of the 1831 election, varies between 0.67 in the specification in column (2) that only conditions on past Whig and reform support to 2.56 in our preferred specification in column (5). This means that the normalized shift in the distribution of the unobservable factors would have to be about two and half times as large as the shift in the observable factors to fully explain the effect of the Swing riots that is reported in Table [II](#) as a manifestation of selection bias.

- Oster (2017, *JBES*) 对系数稳定性理论的完善。
 - 直接观察核心解释变量的系数估计稳定性是不够的, 因为即使可观测变量完全不能反映关于不可观测变量的信息, 但是由于可观测变量对 Y 的解释力比较弱, 在加入可观测变量前后, 也能观察到核心解释变量的系数估计很稳定。
 - 因此还需要观察可观测变量的加入对模型拟合程度的影响。Oster 证明, 在一定的限制性假设下, 核心解释变量系数的一致估计量表达式为

$$\beta = \hat{\beta}^F - \delta \left(\hat{\beta}^R - \hat{\beta}^F \right) \frac{R_{max}^2 - R_F^2}{R_F^2 - R_R^2}$$

其中 R_F^2 为包含全部控制变量回归的拟合优度, R_R^2 为包含部分控制变量回归的拟合优度, R_{max}^2 为包含全部控制变量及遗漏变量回归的拟合优度, δ 为 (相对于可观测变量而言) 不可观测变量的选择性。

- Altonji et al (2005) 相当于假定 $R_{max}^2 = 1$, 然后计算当 $\beta = 0$ 时的 δ .
- Bellows and Miguel (2008) 相当于假定 $R_{max}^2 - R_F^2 = R_F^2 - R_R^2$, 然后计算当 $\beta = 0$ 时的 δ .
- Oster 认为, 更合理的假设是 $\delta = 1$ (即可观测变量至少和不可观测变量同等重要), 再根据 R_{max}^2 判断 β 的大小。Oster 建议 $R_{max}^2 = 1.3R_F^2$. 因此, 我们可以计算当 $\delta = 1, R_{max}^2 = 1.3R_F^2$ 时的 β , 也可以计算当 $\beta = 0, R_{max}^2 = 1.3R_F^2$ 时的 δ .
- 可以通过 STATA 包 `psacalc` 实现 (仅限于少数几个估计命令), 但手动更方便。

Restricted	none	none	age+gender	age+gender	none	none	none	none
Full	+baseline	++colonial	+baseline	++colonial	+reform	++base	++demographic	++structure
b_F	-0.133	-0.178	-0.133	-0.178	0.374	0.439	0.468	0.467
b_R	-0.164	-0.194	-0.165	-0.195	0.569	0.569	0.569	0.569
R2_F	0.133	0.130	0.133	0.130	0.284	0.461	0.471	0.483
R2_R	0.115	0.106	0.117	0.108	0.025	0.025	0.025	0.025
R2_max = 2*R2_F-R2_R	-0.102	-0.163	-0.101	-0.162	0.179	0.310	0.367	0.366
R2_max = 1	1.358	0.368	1.625	0.457	-0.165	0.279	0.348	0.353
max{R2_max} (b = 0)	0.210	0.414	0.199	0.375	0.780	1.000	1.000	1.000
max{R2_max} / R2_F	1.581	3.178	1.493	2.873	2.749	2.171	2.124	2.072
b (delta = 1)	-0.064	-0.154	-0.052	-0.15	0.31	0.398	0.436	0.435
delta (b = 0)	1.938	7.26	1.644	6.245	5.829	10.692	14.615	14.567

示例 12. 移民的政治经济后果 (Tabellini, 2019, *RES*)

$$Y_{cst} = u_c + \eta_{st} + \beta \cdot \text{移民人口占比}_{cst} + \varepsilon_{cst}$$

其中 c 为城市, s 为州。

$$IV_{cst} = \frac{\sum_j \text{期初城市移民结构}_{jc} \times \text{来自 } j \text{ 国的总移民人口}_{jt}}{\text{城市人口}_{cst}}$$

TABLE 3
The political effects of immigration

Dependent variable	(1) Public spending per capita	(2) Property tax rate	(3) Democrats' vote share	(4) DW nominate score
Panel A: OLS				
Fr. immigrants	−5.958* (3.589)	−28.49*** (9.754)	−0.528*** (0.106)	0.745 (0.468)
Panel B: 2SLS				
Fr. immigrants	−8.699* (4.453)	−29.44* (16.95)	−0.404*** (0.141)	1.658** (0.808)
F-stat	288.3	292.7	83.14	23.11
Mean of dep var.	12.16	19.75	0.490	0.165
Observations	540	539	378	460

TABLE 5
The economic effects of immigration

Dependent variable:	Natives' outcomes		Economic activity	
	(1) Employment to population ratio	(2) Log occupational scores	(3) Log value added per establishment	(4) Log establishment size
Panel A: OLS				
Fr. Immigrants	0.287*** (0.040)	0.000 (0.049)	2.057*** (0.647)	2.195*** (0.565)
Panel B: 2SLS				
Fr. Immigrants	0.299*** (0.064)	0.097*** (0.036)	2.889*** (0.954)	2.532*** (0.815)
F-stat	251.3	251.3	270.5	270.5
Mean of dep var.	0.911	3.245	3.820	3.539
Observations	538	538	525	525

Table D15. Selection on Observables and Unobservables: Oster (2017)

Specification:	Baseline (1)	Controlled (2)	Bias Adjusted Coefficient (3)
Public Spending per Capita	-8.688** (4.333) [0.007]	-11.05** (4.553) [0.120]	-11.87
Property Tax Rate	-29.42* (16.09) [0.012]	-21.71 (19.12) [0.027]	-17.55
Democrats Vote Share	-0.383** (0.147) [0.018]	-0.083 (0.171) [0.179]	0.017
DW Nominate Score	1.669** (0.773) [0.019]	1.124 (0.930) [0.061]	0.892
Employment to Population	0.296*** (0.054) [0.057]	0.234*** (0.052) [0.166]	0.206
Log Occupational Scores	0.096*** (0.034) [0.014]	0.092** (0.038) [0.028]	0.090
Log Value Added per Establ.	2.859*** (0.861) [0.046]	2.353*** (0.891) [0.094]	2.056
Log Establ. Size	2.505*** (0.737) [0.044]	1.996** (0.845) [0.083]	1.671

Note: column 1 reports the reduced form relationship between each of the 8 outcomes in Tables 3 and 5 and the baseline version of the instrument; it also partials out city and state by year fixed effects. Column 2 augments the baseline (reduced form) specification by including all interactions considered in Tables D2 and D3. Column 3 reports the adjustment strategy proposed by Oster (2017): I impose the most conservative estimate for R_{max} , equal to 1.3 times the R-squared of the “full controls” model, and assume a value of δ equal to 1. In columns 1-2, standard errors are reported in parentheses, and the R-squared in square brackets. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

交互项模型

- 先讨论一种少见情形，构成交互的两个解释变量都是核心解释变量。

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 (D_1 \times D_2) + \varepsilon$$

$$\frac{\partial \mathbb{E}(Y|D_1, D_2)}{\partial D_1} = \beta_1 + \beta_3 D_2$$

$$\frac{\partial \mathbb{E}(Y|D_1, D_2)}{\partial D_2} = \beta_2 + \beta_3 D_1$$

此时该模型适用于考察两者对被解释变量作用的互补性 ($\beta_3 > 0$) 或替代性 ($\beta_3 < 0$)。

- 不必因为一次项系数不显著而恐慌，要根据其在交互项模型中的特定含义具体情况具体分析。

示例 13. 官员能力和关系对晋升的影响 (Jia *et al*, 2015, *JEEA*)

TABLE 2. Complementarity between connections and growth.

(Dependent variable: Promoted)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Connection	0.049** (0.023)		0.048** (0.023)	0.032 (0.023)	0.011 (0.024)	0.029 (0.024)	0.043 (0.027)
Growth		0.702 (0.465)	0.690 (0.447)	0.356 (0.427)	3.730 (5.865)	0.210 (0.471)	0.317 (0.430)
Connection * Growth				2.195** (0.889) [0.056]*	2.025*** (0.733) [0.038]**	1.983** (0.769) [0.058]*	2.222** (1.004) [0.098]*
Age					−0.009*** (0.003)		
Age * Growth					−0.061 (0.106)		
Served in center						0.026 (0.025)	
Served in center * Growth						0.607 (0.670)	
PSC work province							−0.039 (0.034)
PSC work province * Growth							−0.400 (1.237)
Fixed Effects	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
No. of provinces	31	31	31	31	31	31	31
No. of observations	966	966	966	966	966	966	966

- 大多时候, 其中只有一个核心解释变量 (仍记作 D),

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D + \beta_2 X + \beta_3 (D \times X) + \varepsilon$$

$$\frac{\partial \mathbb{E}(Y|D, X)}{\partial D} = \beta_1 + \beta_3 X$$

- 此时 D 对 Y 的因果效应随着 X 而变化, 故有时称 X 是调节因果效应的因素 (moderating factor), 或调节变量 (moderator)。
- 但我们通常会报告因果效应的一个或几个估计值, 比如

$$\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 \bar{X}$$

$$\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 X_{max}$$

$$\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 X_{min}$$

- 也可以等价地进行如下回归,

$$Y = \delta_0 + \delta_1 D + \delta_2 X + \delta_3 (D \times (X - \bar{X})) + \varepsilon$$

$$\frac{\partial \mathbb{E}(Y|D, \bar{X})}{\partial D} = \delta_1$$

- 如第一讲所述, 当 D 为 0-1 变量时, 可以把交互项模型方便地理解为对处理组和控制组 Y 关于 X 的条件期望的建模。

$$\mathbb{E}(Y|D = 1, X) = \alpha_1 + \gamma_1 X$$

$$\mathbb{E}(Y|D = 0, X) = \alpha_0 + \gamma_0 X$$

$$\mathbb{E}(Y|D, X) = \alpha_0 + (\alpha_1 - \alpha_0)D + \gamma_0 X + (\gamma_1 - \gamma_0)D \cdot X$$

$$\begin{aligned} \tau(X) &= \mathbb{E}(Y|D = 1, X) - \mathbb{E}(Y|D = 0, X) \\ &= \underbrace{(\alpha_1 - \alpha_0)}_{\beta_1} + \underbrace{(\gamma_1 - \gamma_0)}_{\beta_3} X \end{aligned}$$

平均处理效应

$$\hat{\tau} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 \bar{X}$$

处理组的平均处理效应

$$\hat{\tau}_1 = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 \bar{X}_{D=1}$$

控制组的平均处理效应

$$\hat{\tau}_0 = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 \bar{X}_{D=0}$$

- 当 X 为 0-1 变量时，还可以把交互项模型等价地理解为分组回归

$$Y = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 D + \varepsilon & \text{if } X = 0 \\ (\beta_0 + \beta_2) + (\beta_1 + \beta_3)D + \varepsilon & \text{if } X = 1 \end{cases}$$

换言之，分组回归下因果效应的组间异质性可以通过交互项模型来研究，即表现为交互项 $D \times X$ 的系数。这是有必要的，因为组间异质性通常不能诉诸于肉眼判断。

示例 14. 官员更替与企业慈善捐赠（戴亦一等，2014，经济研究）

	假设 1(总样本)		假设 2(分组样本)			
	Lndonate (1)	Donatedum (2)	国有企业 Lndonate(3)	民营企业 Lndonate(4)	国有企业 Donatedum(5)	民营企业 Donatedum(6)
Gt	0.4796 *** (3.31)	0.0899 *** (2.85)	0.3010 (1.58)	0.6076 *** (2.97)	0.0445 (0.94)	0.1340 *** (2.58)
Lnasset _{t-1}	1.2946 *** (7.32)	0.2087 *** (5.01)	0.4244 * (1.77)	2.7254 *** (11.89)	0.0035 (0.07)	0.5520 *** (9.03)
Lncash _{t-1}	0.3100 ** (2.41)	0.0582 ** (2.32)	0.6206 *** (3.46)	-0.1755 (-0.78)	0.1219 *** (2.98)	-0.0411 (-0.76)
ROA _{t-1}	0.0622 *** (5.27)	0.0057 ** (2.29)	0.1016 *** (5.01)	0.0672 *** (4.81)	0.0148 *** (2.97)	0.0097 *** (2.87)
Lev _{t-1}	0.0278 *** (5.66)	0.0060 *** (4.17)	0.0353 *** (3.85)	0.0170 ** (2.21)	0.0075 *** (3.56)	0.0041 ** (2.04)
Big	-0.0309 *** (-5.54)	-0.0065 *** (-4.01)	-0.0398 *** (-3.98)	-0.0032 (-0.36)	-0.0086 *** (-3.47)	-0.0009 (-0.38)
Herfindal	1.1661 (0.63)	0.4962 (1.02)	2.9676 (1.14)	0.1438 (0.05)	0.9791 (1.39)	0.3651 (0.59)
Consumer	0.3436 (1.33)	0.0798 (1.34)	0.6694 ** (2.01)	-0.5596 (-1.55)	0.1701 ** (2.08)	-0.1318 * (-1.67)
Year&Provin Dummy	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ² /Pseudo R ²	0.1127	0.0552	0.0795	0.1887	0.0340	0.1139
N	7517	7517	3975	3542	3975	3542

示例 15. 民营资本的宗族烙印（潘越等，2019，经济研究）

综上，宗族文化聚合的宗族关系网络是开展经济活动的组织基础，而宗族文化丰富的内涵则可以促成族内成员以及族间成员之间的相互信任，促进市场中的信息交互，并形成对企业家的道德约束和道德激励，最终帮助企业克服融资难题。并且，在宗族文化越为浓厚的地区，个体间的信任度更高，信息交流更多，道德约束和道德激励的作用更加明显，从而能够更好地帮助缓解企业面临的融资约束。据此，本文提出以下假设：

假设：宗族文化有助于缓解企业融资约束，即地区内宗族文化越浓厚，企业的融资约束越小。

（三）企业家在本地与异地经营的差异

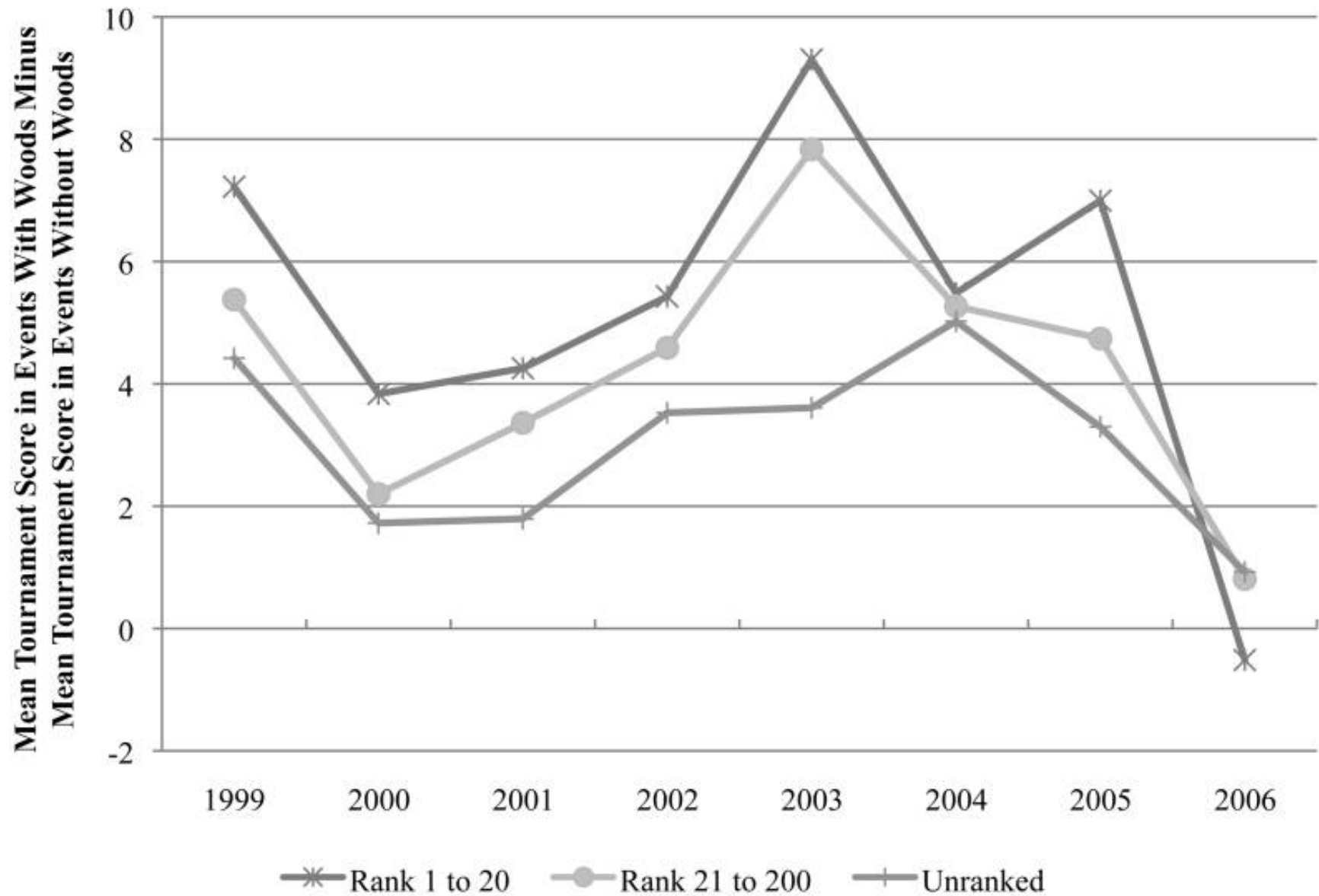
中国人历来擅长于构建关系，尤其是在宗族文化的影响下，同姓个体间很容易超越血缘关系，通过难以考证的共同祖先（认本家）、结拜兄弟等方式虚构亲缘关系，将没有直接血缘联系的个体纳入宗族网络。然而，和出生并成长在当地的个体相比，外来的同姓个体虽然可以凭借对于宗族文化的认同融入当地的宗族网络，但由于缺乏可以考证的血缘关系，本地个体对其形成的情感认同会相对较弱，对他的信任程度也更低；与此同时，来自异地的个体也更少受到当地宗族文化的道德约束，这些都将影响其获取市场资源。为此，本文通过公开数据库和网络渠道，搜集整理了企业实际控制人的籍贯地信息，^②设置 *Local* 变量，如果企业的实际控制人是本地人，则 *Local* 设为 1，否则为 0；同时引入 *Clan* 与 *Local* 的交乘项 $Clan \times Local$ 。表 6 列(2)的结果显示，交乘项显著为负，说明相比来自异地的企业家，土生土长的企业家更容易从宗族文化中受益。

- 有时为了方便地展示结果，会对交互项模型进行改造，

$$Y = \delta_0 + \delta_1 X + \delta_2 (D \times X) + \delta_3 (D \times (1 - X)) + \varepsilon$$

$$Y = \begin{cases} \delta_0 + \delta_3 D + \varepsilon & \text{if } X = 0 \\ (\delta_0 + \delta_1) + \delta_2 D + \varepsilon & \text{if } X = 1 \end{cases}$$

- 再看**示例 4** Brown (2011)。



- 可以采用如下的模型来实现,

$$\text{strokes}_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{star}_j + \alpha_2 \text{HRanked}_i + \alpha_3 \text{LRanked}_i \\ + \alpha_4 \text{star}_j \times \text{HRanked}_i + \alpha_5 \text{star}_j \times \text{LRanked}_i + \varepsilon_{ij}$$

$$\mathbb{E}(\text{strokes}|\cdot) = \begin{cases} \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_4 & \text{HRanked w/ star} \\ \alpha_0 + \alpha_2 & \text{HRanked w/o star} \\ \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_3 + \alpha_5 & \text{LRanked w/ star} \\ \alpha_0 + \alpha_3 & \text{LRanked w/o star} \\ \alpha_0 + \alpha_1 & \text{URanked w/ star} \\ \alpha_0 & \text{URanked w/o star} \end{cases}$$

α_1 反映了 URanked 选手的超级明星效应；

α_4 反映了超级明星效应在 HRanked 和 URanked 选手之间的差异；

α_5 反映了超级明星效应在 LRanked 和 URanked 选手之间的差异。

- 但作者实际使用的模型是下面这种,

$$\text{strokes}_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \text{HRanked}_i + \beta_2 \text{LRanked}_i + \beta_3 \text{star}_j \times \text{HRanked}_i \\ + \beta_4 \text{star}_j \times \text{LRanked}_i + \beta_5 \text{star}_j \times \text{URanked}_i + \varepsilon_{ij}$$

$$\mathbb{E}(\text{strokes}|\cdot) = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 + \beta_3 & \text{HRanked w/ star} \\ \beta_0 + \beta_1 & \text{HRanked w/o star} \\ \beta_0 + \beta_2 + \beta_4 & \text{LRanked w/ star} \\ \beta_0 + \beta_2 & \text{LRanked w/o star} \\ \beta_0 + \beta_5 & \text{URanked w/ star} \\ \beta_0 & \text{URanked w/o star} \end{cases}$$

β_3 反映了 HRanked 选手的超级明星效应；

β_4 反映了 LRanked 选手的超级明星效应；

β_5 反映了 URanked 选手的超级明星效应。

	TOURNAMENT TYPES			
	First Round Regulars and Majors (1)	First Round Regulars (2)	Tournament Regulars and Majors (3)	Tournament Regulars (4)
Superstar effect for players:				
Ranked 1–20	.596** (.281)	.535* (.302)	1.358** (.726)	.996 (.786)
Ranked 21–200	.161 (.113)	.141 (.117)	.804*** (.318)	.672** (.328)
Unranked	.202 (.126)	.212 (.131)	.596 (.396)	.311 (.400)
Observations	34,986	29,167	18,805	15,651
Adjusted R^2	.29	.21	.48	.38

- 当 D 和 X 均为 0-1 变量时，交互项系数有一种方便的理解：组间均值差异之差异 (difference in differences)。

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D + \beta_2 X + \beta_3 (D \times X) + \varepsilon$$

例如： Y 表示工资， D 表示是否上过大学， X 表示是否男性，

$$\mathbb{E}(Y|D, X) = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 & \text{if } D = 1 \text{ \& } X = 1 \\ \beta_0 + \beta_2 & \text{if } D = 0 \text{ \& } X = 1 \\ \beta_0 + \beta_1 & \text{if } D = 1 \text{ \& } X = 0 \\ \beta_0 & \text{if } D = 0 \text{ \& } X = 0 \end{cases}$$

$$\begin{aligned} \beta_3 &= \underbrace{[\mathbb{E}(Y|D = 1, X = 1) - \mathbb{E}(Y|D = 0, X = 1)]}_{\text{男性的上大学回报}} \\ &\quad - \underbrace{[\mathbb{E}(Y|D = 1, X = 0) - \mathbb{E}(Y|D = 0, X = 0)]}_{\text{女性的上大学回报}} \\ &= \text{上大学回报的性别差异} \end{aligned}$$

- 当 D 为政策实施前后虚拟变量， X 为处理状态虚拟变量，这种特殊的交互项模型就是双重差分模型。
- 无论 D 和 X 是离散变量还是连续变量，无论它们的变动性是截面维度还是时间维度，交互项系数都应该在双重差分的意义下理解。

示例 16. 金融发展与经济增长 (Rajan and Zingales, 1998, *AER*)

$$\text{Growth}_{jk} = \beta \text{ExtDep}_j \times \text{FinaDev}_k + \gamma \text{FracManu}_{jk} + \text{Industry}_j + \text{Country}_k + \varepsilon_{jk}$$

Growth_{jk}	1980-1990 年 k 国 j 行业增加值年均实际增长率
FracManu_{jk}	1980 年 j 行业增加值在 k 国制造业总增加值占比
ExtDep_j	j 行业外部融资依存度（资本性支出中外部融资占比）
FinaDev_k	k 国金融发展水平（1990 年各国会计标准）

	Countries below the median in accounting standards	Countries above the median in accounting standards
Least financially dependent industries		
Tobacco	0.53	−0.60
Pottery	0.25	−0.30
Leather	0.77	−0.77
Most financially dependent industries		
Drug	−1.11	1.30
Plastics	−0.21	0.21
Computers	−2.00	1.80

TABLE 4—INDUSTRY GROWTH AND VARIOUS MEASURES OF DEVELOPMENT

Variable	Financial development measured as					
	Total capitalization	Bank debt	Accounting standards	Accounting standards in 1983	Accounting standards and capitalization	Instrumental variables
Industry's share of total value added in manufacturing in 1980	-0.912 (0.246)	-0.899 (0.245)	-0.643 (0.204)	-0.587 (0.223)	-0.443 (0.135)	-0.648 (0.203)
Interaction (external dependence \times total capitalization)	0.069 (0.023)	—	—	—	0.012 (0.014)	—
Interaction (external dependence \times domestic credit to private sector)	—	0.118 (0.037)	—	—	—	—
Interaction (external dependence \times accounting standards)	—	—	0.155 (0.034)	—	0.133 (0.034)	0.165 (0.044)
Interaction (external dependence \times accounting standards 1983)	—	—	—	0.099 (0.036)	—	—
R^2	0.290	0.290	0.346	0.239	0.419	0.346
Number of observations	1217	1217	1067	855	1042	1067
Differential in real growth rate	1.3	1.1	0.9	0.4	1.3	1.0

The interaction term is akin to a second derivative. One way to get a sense of its magnitude is as follows. The industry at the 75th percentile of dependence (high dependence) is Machinery. The industry at the 25th percentile (low dependence) is Beverages. The country at the 75th percentile of development as measured by capitalization is Italy, while the country at the 25th percentile is the Philippines. We set the industry's initial share of manufacturing at its overall mean. The coefficient estimate then predicts that Machinery should grow 1.3 percent faster than Beverages annually, and in real terms, in Italy as compared to the Philippines. For comparison, the real annual growth rate is, on average, 3.4 percent per year. So a differential of 1.3 percent is a large number.

中介效应

- **什么是中介效应 (mediation) ?** D 可能直接影响 Y , 也可能影响 X 继而通过 X 影响 Y , 这时称 X 是 D 影响 Y 的中介变量 (mediator)。如果 D 对 Y 没有直接影响, 称为完全中介, 如果 D 对 Y 有直接影响, 称为不完全中介。

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 D + \varepsilon_{Y_1}$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D + \beta_2 X + \varepsilon_{Y_2}$$

$$X = \gamma_0 + \gamma_1 D + \varepsilon_X$$

因此

$$\alpha_1 = \beta_1 + \beta_2 \cdot \gamma_1$$

- 中介效应分析在心理学、流行病学、政治学、社会学、组织行为学等领域应用非常广泛。尤其对社会心理学研究而言几乎是必不可少的操作。但**主要应用于随机实验研究**。
- 中介效应检验： D 对 Y 的总体效应 α_1 ，和 D 对 Y 的直接效应 β_1 ，它们的统计显著性可以方便地得到。但中介效应分析的重点是间接效应 $\beta_2 \cdot \gamma_1$ ，或等价地， $\alpha_1 - \beta_1$ ，它的统计显著性不能只看单个系数 β_2 或 γ_1 的统计显著性，或肉眼比较 α_1 和 β_1 的相对大小，但有一些正式的检验手段，比如 Sobel 检验、自助法置信区间等。
- 为了和调节效应区别，此处把 X 称作 D 影响 Y 的渠道 (channel)。

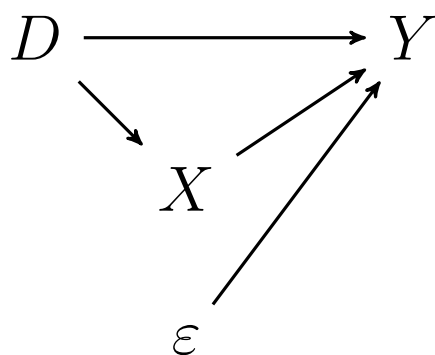
• 中介效应检验和因果推断的关系？

- 中介效应检验在中文经济学界中大有攻城略地之势，这得益于我们的队伍中出现的一些“食不精、脍不细”的技术至上主义的作者和审稿人，以及这些“劣币”对“良币”的绑架。
- 他们没有看到，与此同时，国际学术界却正在对不严谨的中介效应分析的泛滥进行反思 (Bullock et al, 2010, *Journal of Personality and Social Psychology*)。 [1]
- 假定 D 是一种随机干预，

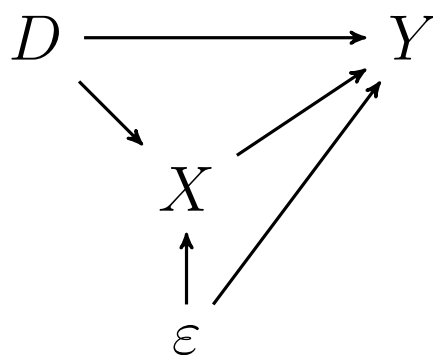
$$\hat{\beta}_2^{OLS} \rightarrow_p \beta_2 + \frac{\text{Cov}(\varepsilon_{Y_2}, \varepsilon_X)}{\text{Var}(\varepsilon_X)}$$
$$\hat{\beta}_1^{OLS} \rightarrow_p \beta_1 - \gamma_1 \frac{\text{Cov}(\varepsilon_{Y_2}, \varepsilon_X)}{\text{Var}(\varepsilon_X)}$$

[1] Barron and Kenny (1986) 关于中介效应分析的经典文献正是发表在这一杂志。

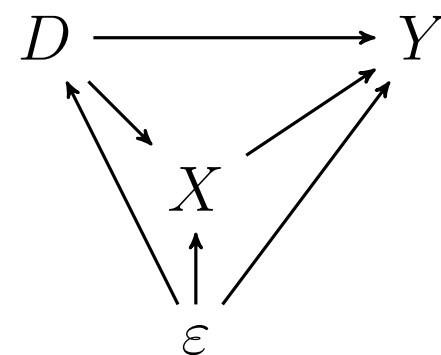
- 换言之，如果 $\text{Cov}(\varepsilon_{Y_2}, \varepsilon_X) \neq 0$ ，则 β_1 和 β_2 都无法通过 OLS 得到一致估计。但在实际研究中，这是很经常发生的情形——只要存在同时影响 Y 和 X 的不可观测因素。即使在随机实验中，研究者往往只能对 D 进行随机干预，却无法对 X 进行随机干预。更遑论观测性研究。



随机实验 I



随机实验 II



观测性研究 III

- 我们先用一个简单的数据模拟实验来展示在“随机实验 II”中，无法得到直接效应和间接效应的一致估计。这其实是所谓“坏控制”的典型例子：当 D 是随机干预的，不加任何控制原本可以得到 D 对 Y 的因果效应，控制 X 则适得其反，无法一致估计因果效应。

```

. program define mediation, rclass
1.      tempvar y x d e
2.      set obs 100
3.      gen `e'=rnormal()
4.      gen `d'=rnormal()
5.      gen `x'=`d'+`e'+rnormal()
6.      gen `y'=`d'+`x'+`e'+rnormal()
7.      reg `y' `d'
8.      return scalar b_d_wox=_b[`d']
9.      reg `y' `d' `x'
10.     return scalar b_d_wx=_b[`d']
11.     scalar b_x_wx=_b[`x']
12.     return scalar b_x_wx=b_x_wx
13.     reg `y' `d' `e'
14.     return scalar b_d_we=_b[`d']
15.     return scalar b_e_we=_b[`e']
16.     reg `x' `d'
17.     scalar bx_d=_b[`d']
18.     return scalar bx_d=bx_d
19.     return scalar indeff=b_x_wx*bx_d
20. end

.

. set seed 20210412

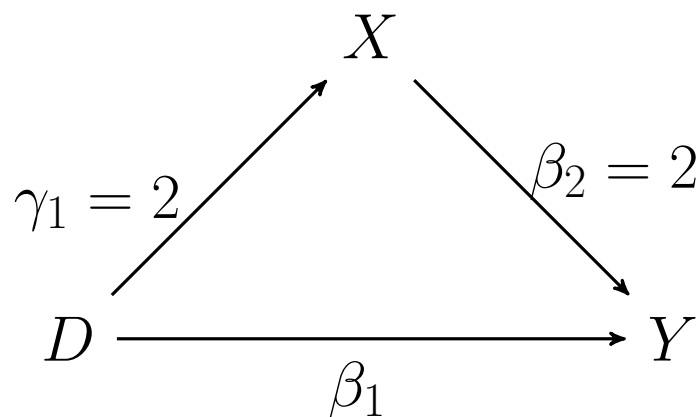
. simulate b_d_wox=r(b_d_wox) b_d_wx=r(b_d_wx) b_x_wx=r(b_x_wx) ///
> b_d_we=r(b_d_we) b_e_we=r(b_e_we) bx_d=r(bx_d) indeff=r(indeff), ///
> reps(3000): mediation

```

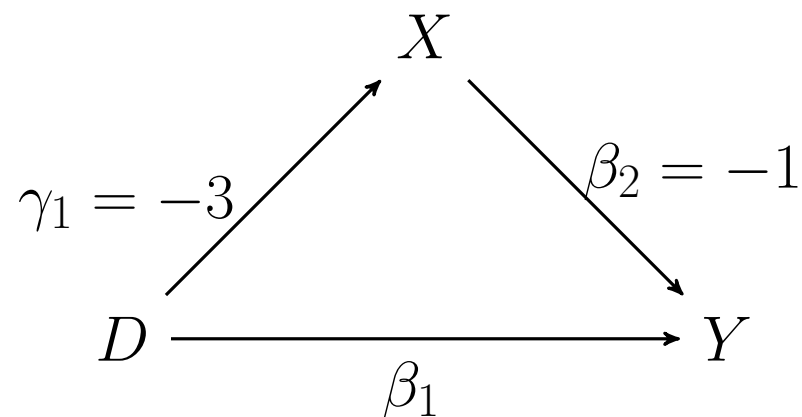

. sum

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
b_d_wox	3,000	1.994065	.2488169	1.147357	3.092957
b_d_wx	3,000	.4964493	.151326	.009455	1.009165
b_x_wx	3,000	1.502602	.0877553	1.208962	1.865795
b_d_we	3,000	2.000468	.1472458	1.464647	2.451737
b_e_we	3,000	2.001582	.1432845	1.494112	2.525404
bx_d	3,000	.9964566	.144248	.5127423	1.598879
indeff	3,000	1.497616	.2362316	.6637501	2.521957

- 即使在“随机实验 I”中（中介变量 X 也是随机干预的），如果存在因果效应的异质性，也很难估计间接效应。



subgroup A



subgroup B

组 A 和组 B 的间接效应均为 4。若两组规模相当，则 $\hat{\gamma}_1 = -.5$, $\hat{\beta}_2 = .5$ ，间接效应的 OLS 估计为 $\hat{\beta}_2 \cdot \hat{\gamma}_1 = -.25$ 。

– 一些中介效应研究举例

- ▷ Newheiser and Barreto (2014): Concealing a stigmatized identity (D) \rightarrow perceived self-disclosure (X) \rightarrow evaluation of the interaction (Y)
- ▷ Dubois-Comtois *et al* (2013): maternal psychosocial distress (D) \rightarrow quality of mother-child interactions (X) \rightarrow child-reported behavior problems (Y)
- ▷ An *et al* (2016): natural elements exposure (D) \rightarrow depressed mood (X) \rightarrow job satisfaction (Y)
- ▷ de Moor (2015): politicians' perceived willingness and ability to act (D) \rightarrow perceived effectiveness of political participation (X) \rightarrow political participation (Y)
- ▷ Goodboy *et al* (2016): school bus driver bullying (D) \rightarrow job stress (X) \rightarrow anxious driving (Y)

- 由此可见，中介效应研究，确实存在着我称之为“**普遍的掩耳盗铃**”的症状！请注意，我不是说不应该研究中介效应，而是说中介效应很难研究。但目前这种粗糙的研究手段竟然在自诩为因果识别最考究的中文经济学界流行，不得不说是十足吊诡和令人遗憾的事情。但更恐怖的是，错误地进行中介效应分析还不是中文经济学界所实际出现的症状的全部。

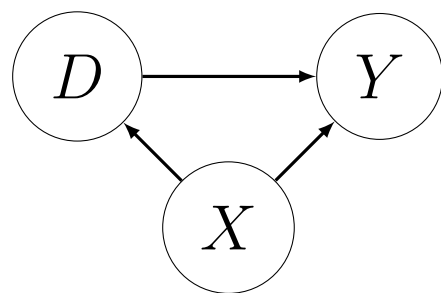
- 中介效应检验的目的是考察 D 对 Y 的因果关系是否通过 X 这个渠道发生作用，这是对 D 对 Y 的因果关系研究的一个扩展，但它**不能用来论证 D 对 Y 的因果关系**！换句话说，在 Y 对 D 的回归中加入了中介变量 X ，不论是否发现 D 的系数发生了变化，这个结果本身都无法使得 D 对 Y 的因果关系变得更加可信。所以，中介效应检验（如果做对了的话）有它独立存在的价值，但**认为中介效应检验是因果关系的一种稳健性检验，这是错上加错**！

- **什么时候应该做中介效应检验？如何做？**

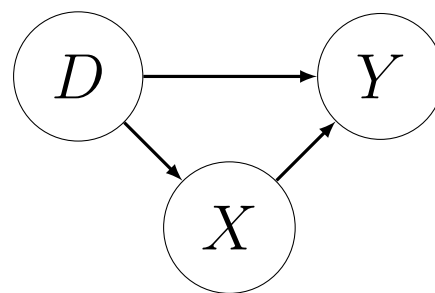
- 中介效应检验的适用性前提是，识别 D 对 X 和 Y 的因果关系比较容易，以及， X 对 Y 的因果关系在理论上比较直观（逻辑上和时空关系上都比较接近）且识别比较容易。而基于第三方数据的观测性研究，真实的数据生成过程纷繁复杂，找到合适的研究情境研究 D 对 Y 的因果关系已属不易，研究中介效应更是困难，这就是为什么中介效应检验历来在经济学文献中很少见到的原因。

- 试想，一项严肃的中介效应研究，除了要正式探讨 D 对 Y 的因果关系之外，还要正式探讨 D 对 X 的因果关系，以及 X 对 Y 的因果关系，这不是一篇文章的工作量，而是三篇文章的工作量！而且，即使 X 成了一个合格的中介变量，如果发现 D 对 Y 的影响除了通过 X 发生的间接影响之外，还存在直接影响，即 X 是不完全中介，这是好事么？不是好事！因为这暴露出你对 D 如何影响 Y 有相当一部分是无知的。

- 从技术上说，研究中介效应就是在回归中加入 X ，但在观测性研究中，加入 X 的目的主要是为了解决 D 的选择性， X 被称作控制变量。一会儿把控制 X 当作一种因果效应的识别策略，一会儿又把它当作因果效应的作用渠道，这只能反映出研究者逻辑的混乱。相反，在随机实验研究中，不需要额外控制 X 来帮助识别，所以讨论中介效应成为可能，但如前所述，即使如此，讨论也很困难。



作为控制变量的 X



作为中介变量的 X

示例 17. “项目治国”与“突击花钱” (汪德华、李琼, 2018, 《经济学(季刊)》)

第 17 卷第 4 期

2018 年 7 月

经 济 学 (季 刊)

China Economic Quarterly

Vol. 17, No. 4

July, 2018

“项目治国”与“突击花钱”

汪德华 李 琼*

摘 要 “项目治国”是指大量财政支出采取项目支出的形式。项目支出易出现实际进度滞后于预算安排,随着项目支出比重增加,财政支出预算执行进度易出现“前低后高”从而产生“突击花钱”现象。基于省级面板数据的计量分析发现:项目支出比重越高,第 1 季度、上半年预算执行进度越慢,第 4 季度和 12 月份支出比重越高,验证了理论预测。人民代表大会开会时间、预算编制质量、转移支付依赖度以及舆论关注所产生的压力,对于“突击花钱”现象也有一定影响。

关键词 项目治国, 突击花钱, 预算执行进度

DOI: 10. 13821/j. cnki. ceq. 2018. 03. 07

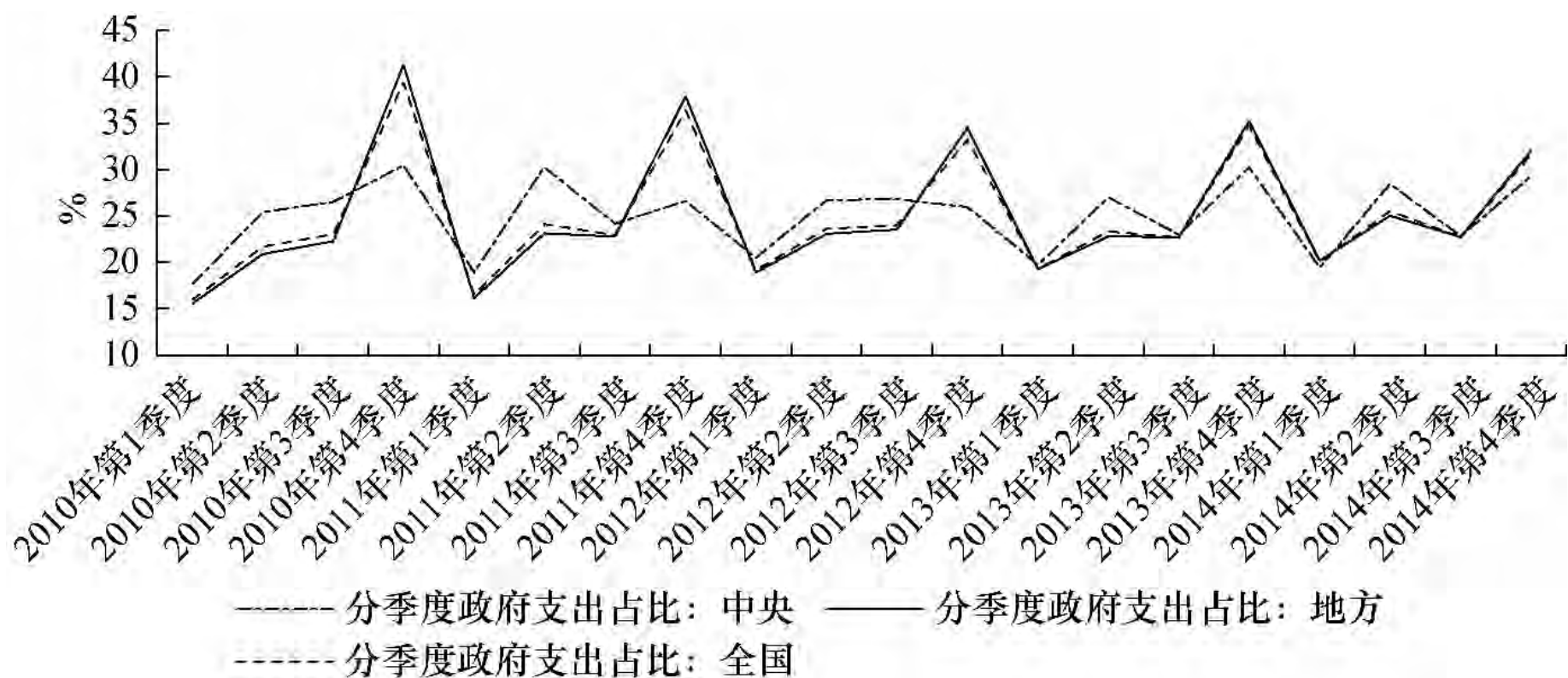


图 1 中国 2010—2014 年一般预算支出

资料来源：CEIC 数据库。CEIC 数据库提供的相关数据，收集于各年《中国统计年鉴》《中国财政年鉴》等。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{prospen}_{it} + \beta_2 \text{transfer}_{it} + \beta_3 \text{npctime}_{it} + \beta_4 X_{it} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

其中， y_{it} 为被解释变量，包括 1 月份支出占比、第 1 季度支出占比、上半年支出占比、第 4 季度支出占比、12 月份支出占比和本年结余占比 6 个变量。如前文所述，“突击花钱”现象是指年末财政支出比重高。在计量分析中，第 4 季度支出占比、12 月份支出占比两个被解释变量，即用于衡量各地区“突击花钱”现象的严重程度。同时，由于“突击花钱”现象的实质是预算执行进度“前低后高”，本文还将衡量预算执行进度“前低”的三个指标，1 月份支出占比、第 1 季度支出占比、上半年支出占比，作为被解释变量。如果计量模型不仅能解释年末的“突击花钱”现象，即预算执行进度的“后高”，还能逻辑一致地解释“前低”现象，则表明计量结果相对稳健。本年结余占比衡量财政存量资金的累积程度，也作为计量分析的对象之一。

除主要解释变量外，式(5)中还增加了若干可能影响地区预算执行进度的控制变量，以减少遗漏偏误。综合国内实务部门的讨论，导致预算执行进度“前低后高”，出现年末“突击花钱”现象的因素还有如下三方面。一是受人大开会时间与财政年度开始时间（每年的1月1日）不一致的影响。两者的不一致导致预算批复时间晚于预算执行开始的时间，进而影响预算执行进度。¹³二是地方政府对转移支付依赖程度较高，但中央的转移支付资金一般下达较晚，很多是在下半年下达，自然影响预算执行进度。三是预算编制质量较差，导致预算执行不顺利。¹⁴为此，模型中分别控制了各地区省人大开会结束时间，即预算批复开始生效的时间， $npctime_{it}$ ；各地区中央转移支付依赖度， $transfer_{it}$ 。由于缺乏能直接衡量各地区预算编制质量的变量，本文选取了体现地区经济发展水平的人均GDP对数值、城镇化水平作为代理变量。¹⁵其背后的假设是：地区经济发展水平越高，则其预算编制质量越高。¹⁶当然，人均GDP以及城镇化水平自身也可能影响预算执行进度。

表 2 被解释变量为上半年支出进度指标的回归结果

被解释变量	1 月份支出占比		第 1 季度支出占比		上半年支出占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
项目支出占比	-0.050*	-0.033	-0.081***	-0.077**	-0.143***	-0.088*
	(-2.00)	(-1.33)	(-3.08)	(-2.63)	(-3.87)	(-1.87)
人大开会时间	-0.016*	0.001	-0.033***	-0.009	-0.043***	-0.013
	(-1.84)	(0.15)	(-2.91)	(-0.90)	(-4.52)	(-1.19)
转移支付依赖度	0.007	0.071**	-0.041	0.067	-0.040	0.061
	(0.29)	(2.37)	(-0.87)	(1.38)	(-0.54)	(0.76)
人均 GDP 对数值	2.691*	3.379*	6.136***	3.424*	11.281***	6.803***
	(2.04)	(1.85)	(5.33)	(1.73)	(6.61)	(2.91)
城镇化水平	-0.011	-0.062	-0.017	-0.057*	-0.006	-0.070
	(-0.20)	(-0.91)	(-0.34)	(-1.72)	(-0.07)	(-1.34)
人口密度	-0.000	0.001	-0.001	-0.001	0.003	0.002
	(-0.42)	(0.48)	(-0.54)	(-0.51)	(0.98)	(0.41)
上年结余占比	0.667	2.709	3.537	1.172	-8.445	-6.608
	(0.19)	(0.83)	(0.62)	(0.20)	(-1.13)	(-0.80)
1 月收入占比	0.230**	0.189*				
	(2.53)	(1.92)				
第 1 季度收入占比			0.142	0.119		
			(1.02)	(1.05)		
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
常数项	-21.867*	-29.086*	-42.900***	-18.211	-68.273***	-26.461
	(-2.03)	(-1.81)	(-4.63)	(-0.96)	(-4.45)	(-1.17)
观察值	300	300	300	300	300	300
R ²	0.215	0.550	0.480	0.687	0.597	0.737

注：(1) 括号内的数值为用稳健性标准误计算的 t 统计值。(2) ***、**、* 分别表示回归系数在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下，通过了显著性检验。

表 3 被解释变量为下半年支出进度指标及年终结余比重的回归结果

被解释变量	第 4 季度支出占比		12 月份支出占比		本年结余占全年支出比重	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
项目支出占比	0.183*** (4.77)	0.089* (1.88)	0.144*** (3.95)	0.059* (1.81)	-0.000 (-0.86)	-0.001 (-1.41)
人大开会时间	0.039*** (3.39)	0.020* (1.79)	-0.007 (-0.36)	0.004 (0.25)	-0.001** (-2.29)	-0.000 (-0.75)
转移支付依赖度	0.102 (1.25)	0.002 (0.02)	0.118 (1.37)	0.097 (1.03)	0.000 (0.96)	0.002** (2.68)
人均 GDP 对数值	-14.269*** (-7.35)	-10.830*** (-3.52)	-13.698*** (-7.86)	-6.929** (-2.14)	0.015 (0.81)	0.045* (1.82)
城镇化水平	-0.007 (-0.06)	0.088* (1.70)	0.071 (0.81)	0.112** (2.06)	-0.001** (-2.16)	-0.002*** (-4.05)
人口密度	-0.001 (-0.44)	-0.000 (-0.03)	-0.005 (-1.53)	-0.000 (-0.10)	-0.000*** (-2.98)	-0.000 (-1.63)
上年结余占比	11.036 (1.37)	6.358 (0.76)	11.826 (1.43)	5.435 (0.67)	0.864*** (11.63)	0.808*** (10.18)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
常数项	172.109*** (10.10)	138.637*** (4.48)	149.518*** (9.66)	81.435** (2.56)	-0.058 (-0.31)	-0.365 (-1.54)
观察值	300	300	300	300	300	300
R ²	0.664	0.772	0.631	0.746	0.414	0.641

注：(1) 括号内的数值为用稳健性标准误计算的 t 统计值。(2) ***、**、* 分别表示回归系数在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下，通过了显著性检验。

转移支付依赖度变量的处理还需特别讨论。在实践中，转移支付依赖度被认为是影响预算执行进度、“突击花钱”现象的最重要因素。如前文理论分析部分所指出的，社会学界对“项目治国”的关注，主要是指来自中央的转移支付资金，特别是专项转移支付资金和项目。但本文认为，地方政府的“项目治国”财政支出，不仅仅来自中央转移支付，本地各级财政也大量安排项目支出。也就是说，中央转移支付依赖度与项目支出占比两者之间并非一回事，但两者之间应有较强的正相关或者说因果关系，后文的数据分析证实了这一点。由此带来一个问题，中央转移支付对预算执行进度、“突击花钱”现象的影响，有多大程度上是通过项目支出发生间接影响的？这在统计学中被称为中介效应。本文采用中介效应分析的逐步回归法，来考察这种中介效应是否存在。¹⁷ 第一步是将转移支付比重对项目支出占比按式(6)回归，如显著则继续；第二步是转移支付比重对因变量按式(7)回归，如显著则继续；第三步是将转移支付比重和项目支出比重均放入模型中，按式(8)回归分析。如此时 c_1 系数较 c 变小，则表明存在中介效应；如 c_1 依然显著，则表明是部分中介效应，即中央转移支付对“突击花钱”现象的影响，部分是通过项目支出体现，其值等于 $c - c_1 = a \times b$ 。

$$\text{prospen}_{it} = \beta_0 + a \times \text{transfer}_{it} + \beta_1 X_{it} + \delta_i + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

$$y_{it} = \beta_0 + c \times \text{transfer}_{it} + \beta_3 X_{it} + \delta_i + \epsilon_{it}, \quad (7)$$

$$y_{it} = \beta_0 + b \times \text{prospen}_{it} + c_1 \times \text{transfer}_{it} + \beta_3 X_{it} + \delta_i + \epsilon_{it}. \quad (8)$$

表 4 转移支付依赖度的中介效应分析

被解释变量	项目支出占比	第 1 季度支出占比		第 4 季度支出占比		12 月份支出占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
项目支出占比	—		−0.081 ^{***} (−3.08)		0.183 ^{***} (4.77)		0.144 ^{***} (3.95)
人大开会时间	−0.025 (−0.63)	−0.031 ^{**} (−2.55)	−0.033 ^{***} (−2.91)	0.034 ^{***} (2.88)	0.039 ^{***} (3.39)	−0.011 (−0.60)	−0.007 (−0.36)
转移支付依赖度	0.753 ^{***} (5.36)	−0.101 ^{**} (−2.18)	−0.041 (−0.87)	0.239 ^{***} (2.97)	0.102 (1.25)	0.225 ^{**} (2.63)	0.118 (1.37)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观察值	300	300	300	300	300	300	300
R^2	0.893	0.454	0.480	0.631	0.664	0.612	0.631

注：(1)括号内的数值为用稳健性标准误计算的 t 统计值。(2)^{***}、^{**}、^{*} 分别表示回归系数在 1%、5%和 10%的显著性水平下，通过了显著性检验。

度、12 月份支出占比越高，“突击花钱”现象越严重。表 4 的第(3)列、第(5)列、第(7)列，即是按式(8)进行的回归分析结果，显示转移支付依赖度回归系数“ c_1 ”绝对值大幅下降且不再显著，而项目支出占比的回归系数“ b ”均在 1%水平上显著。按照中介作用分析方法，这表明转移支付依赖度对“突击花钱”现象的影响，主要通过项目支出占比变量产生间接的中介效应。这与我们的理论分析是一致的。

- **不做中介效应检验，不是说不研究中介效应。** 经济学研究中讨论影响渠道时，一种常见的做法是找一个或一些 X ，这些 X 和 Y 的关系不言自明，以至于不必采用正式的因果推断方法来研究两者之间的关系，然后只看 D 对 X 的影响（即把 X 回归在 D 上），仅此而已，而避免去正式区分在间接效应之外是否还有无法解释的直接效应。这样的例子比比皆是，比如 Dell (2010, *ECMA*) 发现 16-19 世纪秘鲁的 mita 徭役制度 (D) 导致当代居民家庭消费降低以及儿童发育迟缓 (Y)。紧随其后的文章第 4 节“持续影响的作用渠道 (Channels of Persistence)”，将被解释变量依次替换为土地所有权 (land tenure)、教育和道路等公共品供给、劳动供给和市场参与等消费的直接决定因素 (X)，即视为达到了检验渠道的目的，至于这些 X 如何影响 Y 以及 D 是否还会在除了 X 之外直接影响 Y 就不再着墨了。

4. CHANNELS OF PERSISTENCE

This section uses data from the Spanish Empire and Peruvian Republic to test channels of persistence. There exist many potential channels, but to provide a picture that is both parsimonious and informative, I focus on three that the historical literature and fieldwork suggest are important: land tenure, public goods, and market participation. The results document that the *mita* limited the establishment of large landowners inside the *mita* catchment and, combined with historical evidence, suggest that land tenure has in turn affected public goods provision and smallholder participation in agricultural markets.

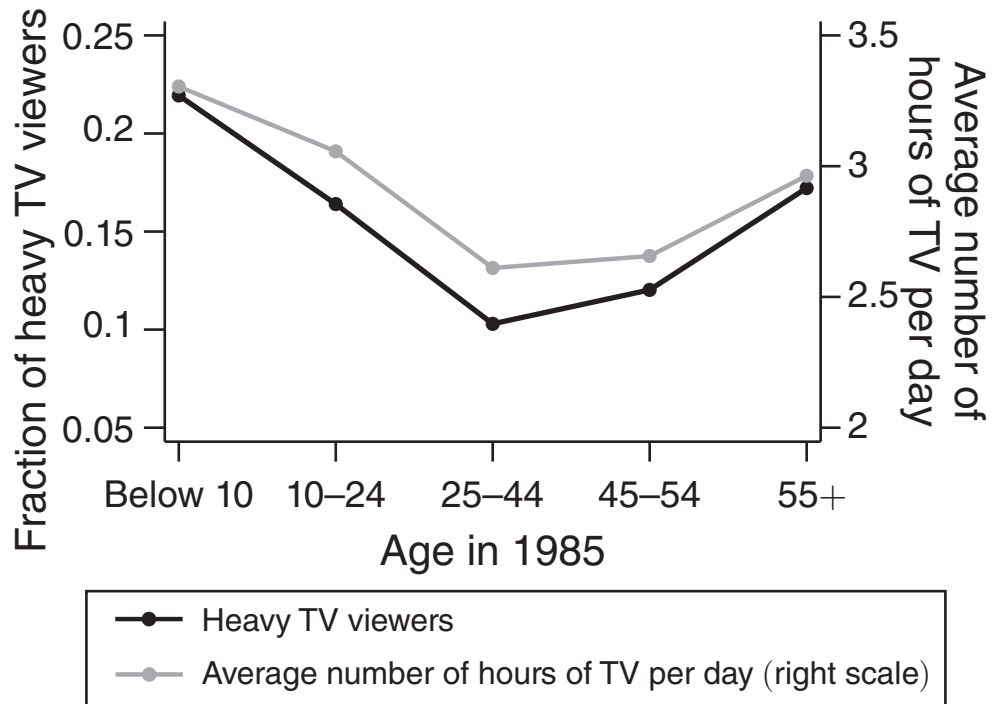
示例 18. 娱乐电视与投票行为 (Durante *et al*, 2019, *AER*)

- ▷ 1985 年能够收看贝鲁斯科尼的商业电视频道（主要播放娱乐节目）的地区，在 1994 年以后的选举中更支持贝鲁斯科尼领导的意大利力量党。
- ▷ 效应主要来自于电视的主要受众：年轻人和老年人。对年轻人的影响渠道是降低认知能力和减少公民参与（意大利力量党是民粹主义政党）；对老年人的影响渠道是更多地收看该电视频道的新闻节目。
- ▷ 认知能力和公民参与如何影响投票行为？在回归中同时控制受教育水平和公民组织参与度，看此二者对政治支持率的效应是否与收看电视对政治支持率的效应负相关。

TABLE 3—EXPOSURE TO MEDIASET AND VOTING FOR *FORZA ITALIA* IN 1994

	Baseline regression					No weights	Winsor.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Signal</i>	2.853 (0.860)	3.215 (0.705)	3.666 (0.759)	0.901 (0.232)	0.851 (0.234)	0.976 (0.193)	0.729 (0.218)
<i>SignalFree</i>		−0.289 (0.719)	0.014 (0.473)	−0.668 (0.260)	−0.642 (0.254)	−0.396 (0.202)	−0.433 (0.234)
Area (100s km ²)			−0.966 (0.695)	0.854 (0.380)	0.875 (0.404)	0.540 (0.335)	0.780 (0.408)
Area ²			0.030 (0.054)	−0.079 (0.093)	−0.069 (0.093)	−0.033 (0.084)	−0.043 (0.095)
Altitude (thousands meters)			−6.244 (4.483)	−12.716 (1.578)	−10.963 (1.625)	−9.675 (1.373)	−9.771 (1.619)
Altitude ²			−0.092 (3.953)	7.125 (1.269)	6.367 (1.290)	5.259 (1.218)	5.239 (1.256)
Ruggedness			0.007 (0.004)	−0.002 (0.001)	−0.002 (0.001)	−0.002 (0.001)	−0.003 (0.001)
Electorate (thousands)					−0.004 (0.004)	0.003 (0.005)	−0.005 (0.004)
log income per capita (thousands euros)					5.109 (0.763)	4.760 (0.614)	5.017 (0.743)
Education (% high-school + college)					−0.089 (0.030)	−0.108 (0.032)	−0.093 (0.029)
Observations	7,600	7,600	7,590	7,590	7,519	7,519	7,898
Electoral district fixed effects	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Local labor market fixed effects	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.051	0.051	0.109	0.919	0.921	0.765	0.920

Panel A. TV consumption, by age



Panel B. Effect of Mediaset on voting, by age

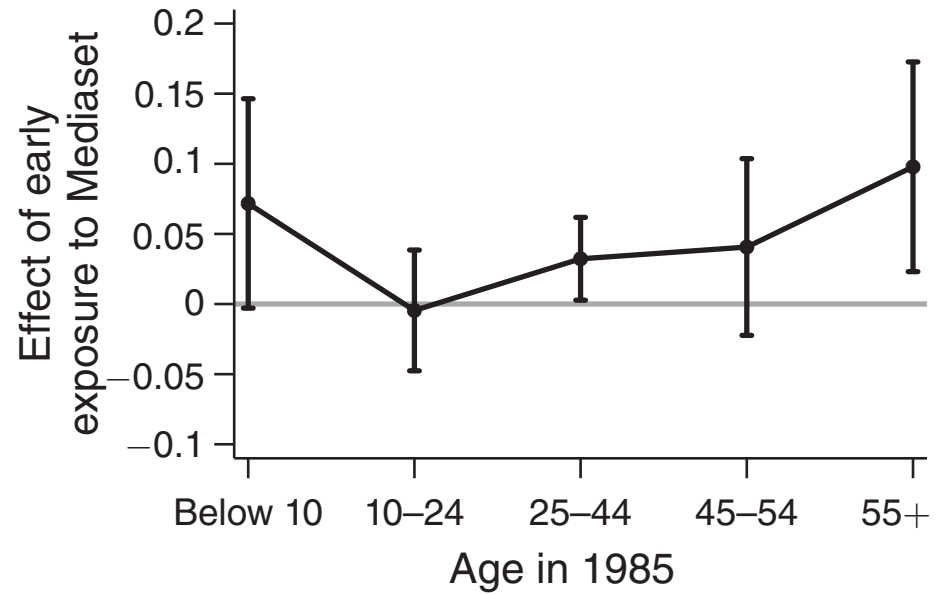


TABLE 7—EXPOSURE TO MEDIASET AS A CHILD AND ADULT COGNITIVE SKILLS

	General intelligence score		Exempted (score = 1 or 2)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Signal</i>	−0.023 (0.012)	−0.045 (0.018)	0.002 (0.001)	0.006 (0.002)
Sample average	[5.09]	[5.09]	[0.024]	[0.024]
Province fixed effects	Yes	No	Yes	No
Local labor market fixed effects	No	Yes	No	Yes
Observations	1,360,036	1,360,023	1,360,036	1,360,023
R^2	0.052	0.059	0.034	0.041

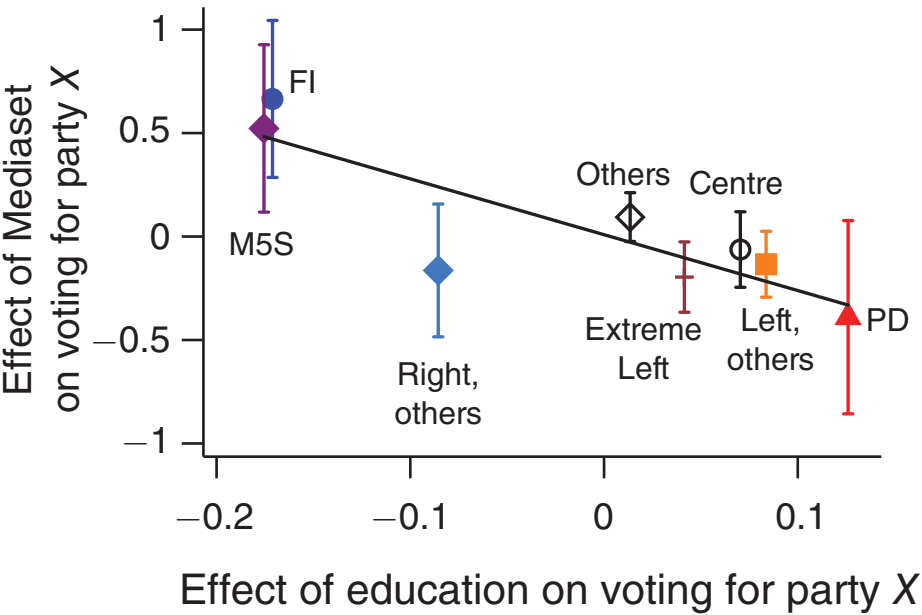
TABLE 8—EXPOSURE TO MEDIASET AT DIFFERENT AGES AND ADULT COGNITIVE SKILLS, CIVIC ENGAGEMENT, AND TV NEWS CONSUMPTION

	PIAAC		ITANES		
	Numeracy score (1)	Literacy score (2)	Interest in politics (3)	Membership of associations (4)	News on Mediaset (5)
Below 10	−16.820 (7.570)	−12.560 (7.390)	−0.147 (0.048)	−0.105 (0.049)	0.038 (0.064)
Age 10–24	−2.390 (5.570)	−0.790 (5.160)	0.008 (0.029)	0.013 (0.031)	0.032 (0.030)
Age 25–44	−2.170 (6.060)	−1.920 (5.300)	0.020 (0.018)	−0.038 (0.021)	0.006 (0.024)
Age 45–54			0.010 (0.049)	0.024 (0.050)	−0.007
55 or more			−0.033 (0.051)	−0.065 (0.070)	0.170
Sample average	[252.9]	[256.4]	[0.355]	[0.355]	[0.389]

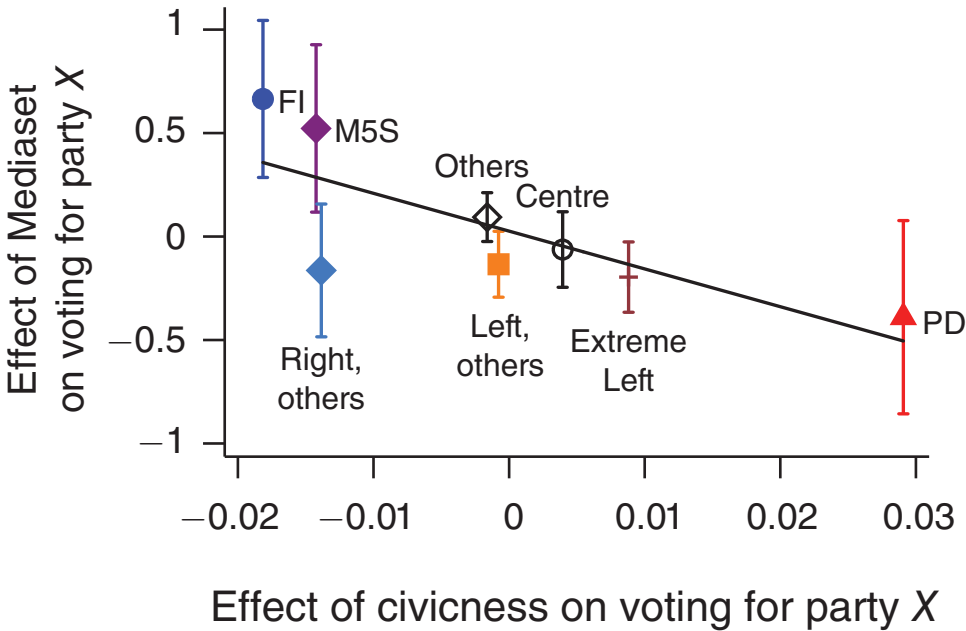
D. The Effect of Cognitive Skills and Civic Engagement on Voting

We next examine the implications of a decline in cognitive abilities and civic engagement, potentially favored by exposure to entertainment TV, particularly at a young age, for voting behavior across parties. Intuitively, parties that cater to less educated and less civic-minded voters should benefit from the introduction of Mediaset. Therefore, the effect of entertainment TV on voting for a given party should be inversely related to the effects of cognitive skills and civic engagement on voting for the same party. To test this implication, we re-estimate our baseline equation (1) separately for each party, including both the share of population with higher education (an imperfect proxy for cognitive skills) and the number of voluntary associations per capita on the right-hand side of the equation. Both variables are measured in 1981 (i.e., prior to the expansion of Mediaset). The equation is estimated pooling together all elections and including year fixed effects.

Panel A. Party-specific effects of Mediaset and education



Panel B. Party-specific effects of Mediaset and civicness



- **有些看起来像中介效应检验的做法其实在做什么？**

- 有些文献会先做 Y 对 D 的回归，然后做 Y 对 D 和 X 的回归，然后发现 D 依然显著（用中介效应检验的术语，意味着 D 对 Y 有直接影响），以此来论证 D 对 Y 的因果关系，这应该如何理解？
- 这种做法尽管跟中介效应检验很类似，但研究设计的出发点是截然不同的。再看 **Nunn and Wantchekon (2011)**。

V. Testing for Channels of Causality: Effects of the Slave Trade on Internal Norms versus External Factors

Up to this point, we have asked whether the slave trade caused the descendants of those exposed to it to become less trusting. The evidence we presented is consistent with our hypothesis that the evolution of behavioral norms was influenced during the 400-year period of the slave trade. Those exposed to the trade became less trusting, and their descendants remain less trusting today. However, a second explanation is also possible. The slave trade may be correlated with lower trust today because it resulted in a deterioration of preexisting states, institutions, and legal structures. If these institutional effects persist, then people today may have lower levels of trust because poor institutions permit poor behavior, which engenders mistrust.

- ▷ 奴隶贸易影响的可能是人们的内心行为规范：不愿意信任他人（不信任成为最优的经验决策法则）。
- ▷ 但也有可能是外部环境——国家、制度和法律结构的衰败：他人不值得信任。
- ▷ 检验方法：将竞争性解释在回归中控制起来，比较控制前后的系数变化，看核心解释变量的效果是否完全被竞争性解释所吸收。
- ▷ 检验 1：控制政府质量（此时用对当地政府的信任作为被解释变量）
 - 主观感受：称职、腐败、倾听。
 - 客观指标：是否提供各类公共服务。
- ▷ 检验 2：控制所在地其他种族历史上受奴隶贸易的影响，从而间接控制周围他人的可信任程度（此时用族群间信任作为被解释变量）。
- ▷ 检验 3：控制所在地历史上所居种族受奴隶贸易的影响，从而间接控制所在地外部环境的可信任程度。

TABLE 9—IDENTIFYING CHANNELS OF CAUSALITY

	Trust of local council		Intergroup trust		
	(1)	(2)	Within town (3)	Within district (4)	Within province (5)
Ethnicity-based slave export measure (baseline measure)	−0.072*** (0.019)	−0.070*** (0.019)	−0.102*** (0.028)	−0.120*** (0.027)	−0.098*** (0.029)
Average slave export measure among other ethnicities in the same location			−0.037 (0.029)	−0.063** (0.030)	−0.091*** (0.035)
Council trustworthiness fixed effects	Yes	Yes	No	No	No
Five public goods fixed effects	No	Yes	No	No	No
Colonial population density	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ethnicity-level colonial controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Baseline controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	12,827	12,203	9,673	12,513	15,999
Number of clusters	146/1,172	145/1,130	147/725	147/737	147/1,127
R^2	0.37	0.37	0.12	0.12	0.12

Therefore, controlling for the quality of the local council decreases the magnitude of the estimated coefficient by just under 50 percent. This result suggests that over half of the estimated relationship between slave exports and trust cannot be explained by a deterioration in the trustworthiness of the local council.

respectively), we find that the point estimates are barely affected by the inclusion of the control. These findings suggest that essentially all of the estimated effect of the slave trade on intergroup trust is not explained by the effect of the slave trade on the trustworthiness of others.³²

TABLE 10—IDENTIFYING CHANNELS OF CAUSALITY

	Trust of relatives (1)	Trust of neighbors (2)	Trust of local council (3)	Intragroup trust (4)	Intergroup trust (5)
Ethnicity-based slave export measure (baseline measure)	−0.155*** (0.029)	−0.182*** (0.029)	−0.100*** (0.023)	−0.169*** (0.033)	−0.090*** (0.030)
Location-based slave export measure	−0.045*** (0.014)	−0.045*** (0.016)	−0.045** (0.018)	−0.043** (0.018)	−0.047** (0.020)
Colonial population density	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ethnicity-level colonial controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Baseline controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	15,999	15,972	15,221	15,931	15,773
Number of clusters	146/269	146/269	145/272	146/269	146/269
R^2	0.13	0.16	0.20	0.16	0.12

If an individual currently lives where his ancestors lived, then the two slave export measures will be the same.³⁴ When we include both variables in the estimating equation, the “movers” in the sample (i.e., those living in a location different from their ancestors) are the source of identification. Therefore, the estimates are an average effect among the movers only, and they may not apply to the population more generally. Because movers constitute 45 percent of the population, knowing the average effect among this group is still informative.³⁵

robust to the inclusion of the location-based slave-export variable. The coefficients remain negative and highly significant, and their magnitudes decrease by only about 10–15 percent when the location-based slave-exports variable is included. (The esti-

graphically fixed factors, like domestic institutions. Comparing the magnitudes of the coefficients for the two variables, we find that the ethnicity-based slave export coefficient is always at least twice the magnitude of the location-based slave export coefficient. This suggests that, although the slave trade adversely affected trust through factors both internal and external to the individual, the internal channel was more important.

– 再看**示例 16** Rajan and Zingales (1998)。

Do external dependence or financial development proxy for something else? In principle, there is a long list of sources of comparative advantage that may dictate the presence, absence, or growth of industries in a country. Our results, though, cannot be explained unless the dependence of industries on this source of comparative advantage is strongly correlated with their dependence on external funding *and* financial development is a good proxy for the source of comparative advantage. We rule out two such possibilities below.

如果交互项反映的是别的因素，那么只有当该因素与外部融资依存度的相关性很强，同时与金融发展的相关性也很强时，才会对研究设计造成威胁。

- ▷ 外部融资依存度高的行业可能人力资本需求也高，而人力资本发展水平有可能跟金融发展水平相关。交互项效应反映的可能是对人力资本需求越高的行业在人力资本发展水平越高的国家增长越快。

做法：在回归中控制平均受教育年限与外部融资依存度的交互项。

- ▷ 外部融资依存度低的行业可能是成熟行业，金融发展水平低的国家可能是发展中国家，交互项效应反映的可能是越成熟的行业在发展中国家增长越快（技术转移越充分）。

做法：在回归中控制人均收入水平与外部融资依存度的交互项。

Variable	Human capital	Economic development
Industry's share of total value added in manufacturing in 1980	−0.386 (0.137)	−0.422 (0.134)
Interaction (external dependence × accounting standards)	0.191 (0.072)	0.149 (0.055)
Interaction 2 (external dependence × average years of schooling)	−0.002 (0.003)	—
Interaction 3 (external dependence × log of per capita income in 1980)	—	0.000 (0.005)
R^2	0.413	0.418
Number of observations	1006	1042
Differential in real growth rate	1.0	0.9

- 总结一下，这类做法首先对 D 如何影响 Y 有一个基准理论，然后再有一个竞争性理论，然后构造控制变量 X 放入主回归，发现竞争性理论不能完全解释 D 和 Y 的相关性（存在“直接影响”），由此说明基准理论很可能是对的。在这里 D 会影响 X 么？不会！关于 D 的故事和关于 X 的故事是两个互相竞争的故事。这时， Y 同时对 D 和 X 的回归被形象地称作 “horse race”。这种“看起来像中介效应检验的做法”，实际上是用来强化因果关系论证。

调节效应

- 什么是调节效应 (moderation) ?

- D 对 Y 的边际影响随 X 的变化而变化, 称 X 为 D 影响 Y 的调节变量。调节效应模型就是交互项模型: 将 Y 回归在 D 、 X 和 $D \cdot X$ 上, 看交互项系数的显著性。
- 为了和中介效应区别, 此处把 X 称作 D 影响 Y 的机制 (mechanism)。

- **调节效应检验和异质性分析、因果推断的关系？**

- 调节效应就是异质性分析。最简单的理解，当调节变量 X 是 0-1 变量时，相当于把全样本分为 $X = 0$ 和 $X = 1$ 两个组，交互项 $D \cdot X$ 的系数就是分组进行的 Y 对 D 的回归中 D 的系数的差异。当 X 是连续变量时，这种理解的本质并没有变化。
- 大家很习惯做异质性分析，但很少问为什么要做异质性分析。也许异质性本身是重要的，比如我想研究教育回报率，除了得到一个全样本的点估计之外，还想看女性的教育回报率是不是显著高于或者低于男性，由此得出政策含义。

- 将异质性作为主要卖点的文章通常具有一个特点，全样本的显著性只在一个子样本中存在，在另一个子样本中不存在，这样的结论才好卖。比如有人研究小额信贷 (D) 对家庭财务状况 (Y) 的影响，发现总体上两者呈现出反直觉的负相关——借了钱更容易陷入窘境。但对家庭按理财素养 (X) 进行分组以后发现，这个负面效应只在理财素养低的家庭中存在，在理财素养高的家庭中不存在，这样极端的结果往往才有意思。

- 但在中文世界里，大家往往只是为了凑够版面，在主回归之外出于某种八股本能，按地区、按规模、按所有制做一些异质性分析，反正这样的分析很安全，有没有异质性都有话可说，却忘了文章的重点是因果识别，文章的每一字每一句都应该为这个大目标服务。而异质性分析更重要的作用正是**通过分析因果关系的作用机制从而强化因果关系论证**！

- **如何通过异质性分析（交互项模型、调节效应检验）论证因果关系？**
仍然用**示例 16** Rajan and Zingales (1998) 加以说明。

One way to make progress on causality is to focus on the details of theoretical mechanisms through which financial development affects economic growth, and document their working. Our paper is an attempt to do this.

causality. There are two virtues to this simple test. First, it looks for evidence of a specific mechanism by which finance affects growth, thus providing a stronger test of causality. Second, it can correct for fixed country (and industry) effects. Though its contribution depends on how reasonable our microeconomic assumptions are, it is less dependent on a specific macroeconomic model of growth.

- 我们发现了 D 与 Y 的相关性，并且想要主张 D 是 Y 的原因，可以通过检验 D 影响 Y 的某个具体机制来对从 D 到 Y 的因果关系进行论证，论证的逻辑如下：
 1. 提出一个 D 影响 Y 的理论 T 。根据这个理论， D 通过某个机制 M 影响 Y ，并且可以识别出 M 在某些子总体 (subpopulation) 中存在，在另一些子总体中不存在，令 $X = 1$ 表示存在 M ， $X = 0$ 表示不存在 M 。
 2. 在 $X = 1$ 组， D 与 Y 的相关性继续存在，而在 $X = 0$ 组， D 与 Y 的相关性不复存在。
 3. 可能导致 D 与 Y 相关的竞争性解释包括 Y 影响 D 的反向因果理论 R ，或者有混淆因素同时影响 D 和 Y 的遗漏变量理论 C 。**如果无法想象理论 R 或理论 C 发挥作用的机制在 $X = 1$ 和 $X = 0$ 组存在显著差异**，则很可能理论 R 或理论 C 不成立。否则，我们应该在 $X = 0$ 组也观察到 D 与 Y 的相关性。

4. 有时候，两个组中 D 与 Y 的相关性都存在，但在 $X = 1$ 组这种相关性更强，表现在对 Y 的回归中， D 的系数估计在 $X = 1$ 组更大，且组间差异在统计上显著。这时我们至少可以说， D 与 Y 的相关性不全是理论 R 或理论 C 所带来的，否则这种相关性应该在 $X = 1$ 和 $X = 0$ 组无差异。
- 在 Rajan and Zingales (1998) 中，金融发展水平 (D) 与经济增长 (Y) 强相关，文章想说金融发展是经济增长的原因，并检验了金融发展通过缓解企业的外部融资约束 (M) 从而促进了企业成长这一理论 (T)。文章将行业分成两组，一组是外部融资依存度 (X) 较高的行业 (存在 M)，另一组是外部融资依存度较低的行业 (不存在 M)，发现在对行业增长的回归中，金融发展水平与外部融资依存度的交互项显著，表明金融发展水平与行业增长之间的相关性在外部融资依存度不同的组间存在显著差异。

- 金融与增长之间的相关性可能是因为增长影响金融，高增长引发了融资需求从而导致金融市场发展（理论 R），也可能是因为某个混淆因素（例如节俭传统）同时影响金融发展和经济增长（理论 C），那么**除非理论 R 和理论 C 在外部融资依存度不同的组间发挥作用的程度不同**，否则就证明了理论 T。
- 好的 X 本身应该比较稳定，或者其变动是外生的，尤其是 X 不受 D 或 Y 影响。^[2]

[2] 坏的 X 相当于在双重差分研究中，处理组和控制组的构成一直在变化 (compositional change)，并且导致这种变化的因素和 Y 相关（隐藏在扰动项之中），那么处理组和控制组的平行趋势假定就不再成立。

- 此前我们处理内生性/选择性的思路一直聚焦在寻找合适的 conditioning variables 和 conditioning strategy，即找到导致内生性/选择性的原因，然后正式地刻画它、测量它、控制它。异质性分析则提供了另一种处理内生性/选择性的思路，即尝试挖掘**因果模型的可验证含义**——被解释变量和核心解释变量之间更丰富的相关性，如果这种相关性是其它因果故事所不能解释的，那么即使此时内生性/选择性或许仍然存在，但至少证明我们所感兴趣的因果关系是存在的，否则这种更丰富的相关性不会出现。

- 在超级明星效应的例子中，无法完全控制“赛事难度”这一导致核心解释变量“伍兹是否参赛”存在内生性/选择性的因素（尽管已经最大限度地控制了赛事级别、场地质量、奖金总额等），作者转而去挖掘更丰富的相关性：伍兹是否参赛导致的比赛杆数差异对于高水平选手而言是否更大？这个事实可以被超级明星效应所解释，但不能被伍兹参加的都是高难度赛事所解释，因果论证的目的就达到了。
- 同样地，在金融促进增长的例子中，无法完全控制反向因果或第三方混淆因素（尽管已经控制了不变的行业特征和国家特征，但仍然可能存在同时随行业和国家而变的选择性变量），作者转而去挖掘更丰富的相关性：金融和增长的正相关性在外部融资依存度更高的行业是否更强？这个事实可以被金融通过缓解企业外部融资约束从而促进增长的故事所解释，但不能被其它故事合理解释，因果论证的目的就达到了。

- 这两个例子启发我们，异质性分析是一种很重要的因果论证手段，但在使用这种手段之前，首先要发展出一个说得通的理论：如果超级明星效应这个故事成立，那么就应该看到不同人的效应大小不同（因为激励强度不同）；如果金融促进增长这个故事成立，那么就应该看到不同行业的效应大小不同（因为对金融的需求不同），如此之类。然后再构建相应的交互项模型去验证这个理论。这就是**因果推断理论先行 (theory driven)**的含义。

示例 19. 商业帝国主义 (Berger *et al*, 2013, *AER*)

- ▷ 被解释变量：1947-1989 冷战时期一国从美国的进口贸易额
- ▷ 核心解释变量：美国中情局秘密扶持别国当权者
- ▷ 竞争性解释：政治干预提高了贸易开放度

TABLE 1— THE EFFECTS OF US INTERVENTIONS ON TRADE WITH THE US AND THE REST OF THE WORLD

	ln normalized imports from the US			ln normalized imports from the world	ln normalized exports to the US	ln normalized exports to the world
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>US influence</i>	0.283** (0.110)	0.776*** (0.143)	0.293*** (0.109)	−0.009 (0.045)	0.058 (0.122)	0.000 (0.052)
<i>Control variables</i>						
ln per capita income	0.352** (0.148)	0.327*** (0.068)	0.296** (0.148)	0.129 (0.111)	1.234*** (0.239)	0.647*** (0.134)
Soviet intervention control	−1.129** (0.456)	−1.434*** (0.307)	−1.067** (0.430)	−0.080 (0.102)	−0.682** (0.307)	−0.082 (0.100)
Leader turnover indicator	0.008 (0.037)	−0.089* (0.051)	0.001 (0.037)	0.026 (0.018)	0.028 (0.039)	0.037* (0.022)
Leader tenure	0.003 (0.008)	−0.013 (0.009)	0.003 (0.008)	0.005** (0.003)	0.013** (0.007)	0.006* (0.004)
Democracy indicator	0.112 (0.075)	0.159 (0.142)	0.121* (0.073)	0.069 (0.053)	0.065 (0.094)	0.082 (0.058)

TABLE 3—TESTING THE TRADE COSTS EXPLANATION USING REVEALED COMPARATIVE ADVANTAGE

In normalized imports from the US						
	World market RCA			Developing country market RCA		
	2-digit industries	3-digit industries	4-digit industries	2-digit industries	3-digit industries	4-digit industries
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>US influence</i>	0.524*** (0.107)	0.447*** (0.093)	0.391*** (0.088)	0.532*** (0.107)	0.465*** (0.091)	0.390*** (0.085)
<i>US influence</i> × <i>US RCA</i>	−1.202** (0.490)	−1.496** (0.632)	−1.511** (0.590)	−1.601** (0.622)	−1.426*** (0.520)	−1.290*** (0.438)
<i>US RCA</i>	2.279*** (0.259)	4.808*** (0.213)	4.103*** (0.182)	3.004*** (0.313)	3.494*** (0.263)	2.383*** (0.321)
<i>R</i> ²	0.668	0.644	0.638	0.668	0.628	0.637
Observations	131,895	330,358	553,842	131,895	330,358	553,842