

Acemoglu D, De Feo G, De Luca G, et al. War, Socialism, and the Rise of Fascism: an Empirical Exploration[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2022, 137(2): 1233-1296.

《战争、社会主义与法西斯的崛起：一项来自意大利的实证研究》文献阅读笔记

一、研究动机

放眼全球，极端右翼思想抬头，世界各地频发政治运动甚至是暴乱，它们严重威胁着西方国家的民主制度、媒体安全以及国家治理能力。这些政治运动也给“后疫情”时代的经济与社会政策的制定和实施带来了新的挑战。一些学者认为，这些政治运动与法西斯主义密切相关，随着时间的推移，同样有可能变得更加暴力和反民主。在此背景之下，探索战争年代法西斯的崛起及其成因有助于我们理解今天的世界格局、政治秩序和国际关系，也为识别未来潜在的经济或政治风险提供新的视角。

出于上述研究动机，作者提出了他们关心的主要问题：第一次世界大战造成的动荡与意大利社会主义浪潮有何关系？意大利法西斯政权的崛起是否是一种对于社会主义“红色恐怖”的回应？如果前面两个问题得到验证，那么社会主义是通过什么样的内在机制与法西斯主义的崛起发生关联的？最后，以法西斯主义为代表的极端右翼思想和政权有何长期效应，即它们是否多年来都影响着意大利社会？

二、相关文献与边际贡献

与本文密切相关的主要有三个类别的文献。

（一）历史学家的争辩

第一个是历史学视角的，这也是持续时间最久、双方各执一词、争辩最多的一类学术讨论。德国历史学家 Ernst • Nolte（1965）以及一些马克思主义历史学家在 20 世纪 20 年代和 30 年代提出的理论认为，法西斯主义是对第一次世界大战后社会主义威胁的反应（Snowden,1972；Lyttelton,2003），他们将二战之交的社会主义称为欧洲的“政治创伤”。而完全不认同这种观点的历史学家们则指出，法西斯支持者的主力军是中产阶级和城市的富商，而他们大多数并未参与和经历过所谓的“红色恐怖”，不存在法西斯是为了应对社会主义威胁这一说。

（二）政治经济学视角

在计量方法引入到社会科学中之后，政治经济学家们开始尝试使用数据探索法西斯的历史根源。Elazar（2000），Elazar and Lewin（1999），Szymanski（1993）强调了红色恐慌假说，利用德意两国省级层面的数据验证了社会主义支持、法西斯暴力和法西斯接管之间的相关性。Brustein（1991）和 Wellhofer（2003）则对这种解释提出异议，认为这种关联性的内生自选择很严重，也就是说其实是部分心怀不满的社会主义选民转投法西斯党而引起的。近年来还有学者指出社会主义催生法西斯政权的内在机制可能是由于社会主义革命带来了经济危机和国家债务。

（三）媒体与传播学视角

经济学与其他学科的交叉研究兴起后，又有了许多传播学视角对法西斯崛起的分析。Satyanath 和 Voth（2017）证明了本地人协作的作用，Adena 等人（2015）和 Voigtl（2019）探讨了广播宣传和公开演讲对纳粹支持的影响。Koenig（2020）发现，退伍军人的言语煽动和关系网络是法西斯和纳粹党支持的一个重要来源。

（顺便提及，媒介作用是政治经济学研究领域现在很流行的话题，特别是在机器学习等技术被广泛应用之后，对报纸或新闻进行文本分析、在社交媒体上进行“准自然实验”是目前很新颖的研究方法和范式。）

（四）本文边际贡献

在这篇文章中，作者们通过提供**可感知的**社会主义的威胁对意大利法西斯主义的崛起至关重要的证据，为历史学的辩论做出了贡献。而比起政治经济学领域的实证研究，这篇文章使用的是更多更具体信息的城市层面数据，此外，还从新的角度阐释了社会主义与法西斯崛起之间关联的内在机制。

三、历史背景

（一）一战前后的意大利

第一次世界大战爆发最初，意大利与德国和奥匈帝国属于同盟国，当德、奥对英法两国宣战，意大利保持中立（客观原因是其军备资源和经济实力在欧洲处于落后水平，没有打仗的资本），同时，大多数的普通民众和国会议员也是反战的。协约国和同盟国实力相当，双方都希望争取更多盟友。1915 年 5 月英国秘

密邀请意大利签署《伦敦密约》，承诺战胜后意大利会得到奥匈帝国和巴尔干的大片领土。在这个诱惑之下，意大利背叛盟友“倒戈”，总理在国王的支持下对奥匈帝国宣战了。一战中意大利动员了 500 万人，死伤 60 余万，欠下了 600 亿的外债，战后政治动荡、经济大衰退，军人和工人都强烈谴责此前自由党政府的错误决策。而一直持有反战立场的左派尤其是社会主义政党得到了极大的支持。1919（世界的转折点）巴黎和会《凡尔赛合约》的签订重构世界格局，共产国际成立，意大利的社会主义政党被寄予厚望。

（二）社会主义 VS. 法西斯主义

意大利社会主义党员主要来自于工会的工人，无产阶级是其中的中坚力量。苏联社会主义的胜利，使得部分党员要求在意大利也要出现“布尔什维克”式的革命。

不断发生的罢工、游行和起义使工厂和农场都停止工作，经济危机变得愈发严重。地主和资本家非常失望，中产阶级的生活变得很糟糕。社会主义缺乏钱财支援，“巧妇难为无米之炊”，久而久之军队和工人内部也出现了难以调和的矛盾。此时，擅长演说和写作的墨索里尼借助宣传和鼓动，拉拢了第一批支持者：城市中产和富裕的农场主、地主；而农村的无产阶级们则是被威胁和武力强迫，出于恐惧不得不支持法西斯。

四、实证分析

（一）数据来源和变量说明

样本观测值：意大利 64 个省的 5775 个城市；重要年份的选举数据（不同政党得票率）来自意大利国会档案，作者整理；对第一次世界大战期间士兵伤亡率的估计使用的是意大利军队的《荣誉榜》（*Roll of Honor*，意大利军方档案），它提供了在战争期间死亡的 529028 名武装部队成员的信息（姓名、出生和死亡日期、出生和死亡地点、所属团、部队、军衔）。这些数据已经由意大利历史和当代社会研究所（ISTORECO）进行了数字化和网络公开；其他重要的控制变量。地理变量（市镇对数面积、主要中心的海拔和最高海拔）、人口变量（总人口、六岁以下人口比例、劳工比例、佃农比例、精英（企业家和租户）比例）、“资产阶级”（定义为专业人员、白领和店主）比例和识字率来自意大利官方普查与工

业普查数据库（1911、1921、1931）；社会主义发起的罢工运动、法西斯的屠杀事件、法西斯党支部数量等来自于对当时各党派报纸的手工整理。

关键变量名称（其他后面讲到再说）	度量/代理方式
战争严重程度（IV）	步兵的伤亡人数/该市 6 岁以上男性人口
社会主义浪潮（核心解释变量）	社会主义政党的得票率（1919 年选举）
法西斯的势力（被解释变量）	1920-1922 年间法西斯发起暴力事件数量
	1921 统计到的法西斯党支部数量
	1921 选举法西斯的得票率
	1924 选举法西斯的得票率

（二）为什么需要找一个工具变量

1.若直接识别可能的问题

首先，对社会主义/法西斯主义政权的崛起均用选举得票率、相关的活动或事件的数量等作为代理变量，历史的记载或选票的统计本身会存在测量误差；第二，在相同或接续的历史阶段中，政权的更替是互相影响的，直接用简洁方程做回归，逆向因果问题非常严重；

2.选择步兵伤亡率作为 IV 的原因

工具变量的选取不是拍脑袋决定的，而是要在大量阅读相关文献并且在对背景知识十分熟悉之后才能确定。所以，作者往往在引言部分就会对工具变量选取的理由进行一番定性的描述，重点解释为什么文章中选取的工具变量对被解释变量没有直接的影响，其中会涉及许多历史背景知识，并辅以一些简单的数据说明。

对步兵伤亡的估计不包括志愿者和特殊突击部队的伤亡，具有比较好的随机性和外生性。据统计，步兵的伤亡占第一次世界大战所有伤亡人数的 70%以上，与专业或高度训练的精英战士的伤亡相比，他们与普通意大利人的战争经历有更直接的关系，而且不太可能受到“自选择”的影响（如果某些团的部队中有更高比例的士兵出于对战争和军方有更多的承诺和忠诚度，就会出现自选择偏误）。

这是直觉上的解释，后文将有更细致的讨论和检验。

（三）第一阶段回归

这篇文章有一个和大多数实证文章不太一样的地方，也是其亮点之一（也是 Acemoglu 常见操作了）：我们看到的多数文章会把 IV 作为解决内生性的一个方法，诚如其名，工具真的只是工具，会在稳健性检验中的某一节进行讨论，在行文的安排上先说基准回归如何，再来对比 OLS 简约式和 2SLS 估计的不同。而这篇文章首先就把对 IV 的使用以及第一阶段回归单列成章，这并不是“舍本逐末”，作者给出了理由——一战对国家和人民的重创（characterized by 士兵的伤亡率）与当时社会主义登上历史舞台本就是一个有趣的、值得关心的问题，所以第一阶段回归不只是为识别后续的第二阶段主回归做铺垫，它本身揭示的东西也恰恰是本文很想探索的（war and socialism）。

如下 Table1，第六列是将各种控制变量与固定效应“应加尽加”了，结果显示步兵伤亡率与 1919 年社会主义党得票率之间的回归系数为 0.1（标准误为 0.01）。各控制变量都比较常规没有太多需要强调的。有一个是很有意思可以重点看看的，那就是退伍军人的比例。作者根据出生队列划分退伍军人（青年组与中年组），我们可以看到退伍军人的系数是显著的，但符号相反：中年组的系数是正的，而来自年轻一辈的退伍军人的比例与社会主义得票率之间的关系是负的。作者将此解释为，年长的退伍军人及其家庭在战争中遭受了更多的痛苦，并可能从社会主义早期复员运动中受益，因此更有可能投票给社会主义。相比之下，年轻退伍军人没有从早期社会主义活动中受益，并且他们中的一部分比较年轻还不被允许投票。【但是这里我有一个疑问，如果诚如作者所言，那么应该观察不到年轻的退伍军人和社会主义支持之间的正相关，可是反而负相关是为何呢？这一点还值得商榷。】

TABLE I
THE IMPACT OF FOOT SOLDIER CASUALTIES IN WORLD WAR I ON THE SOCIALIST VOTE
SHARE IN 1919

Dep. variable: Socialist vote share in 1919	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Share of foot soldier casualties	0.12 (0.02)	0.11 (0.02)	0.10 (0.01)	0.10 (0.01)	0.10 (0.01)	0.10 (0.01)
Veterans (classes 1874–95)				0.18 (0.07)	0.17 (0.07)	0.17 (0.07)
Veterans (classes 1896–1900)				– 0.13 (0.05)	– 0.12 (0.05)	– 0.12 (0.05)
Assault tr. + volunt. casualties				0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
Regiment/province FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Demographic controls	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Geographic controls		✓	✓	✓	✓	✓
Socialist share in 1913			✓	✓	✓	✓
Military controls				✓	✓	✓
Agriculture controls					✓	✓
Urban controls						✓
Observations	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775
<i>R</i> -squared	0.60	0.62	0.69	0.69	0.69	0.70
Number of clusters	181	181	181	181	181	181
<i>F</i> -stat.	41.68	42.29	56.39	55.24	51.69	50.59

（四）第二阶段回归

在表二和表三的所有列中，我们看到 1919 年的社会主义得票率对后来的法西斯分子的暴力行为有相当大的影响。作者选取的结果变量有 1920 至 1922 年法西斯党支部的数量、1921 和 1924 的法西斯党选举得票率。加入各种控制变量和固定效应后，核心系数社会党在 1919 年的激增可能是法西斯暴力总体增长的主要原因。

TABLE II
2SLS AND OLS ESTIMATES OF THE EFFECTS OF SOCIALIST VOTE SHARE IN 1919 ON
FASCIST VIOLENCE IN 1920–22 AND FASCIST PARTY LOCAL BRANCHES IN 1921

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Dep. variable: Fascist violence in 1920–22 (episodes per 1,000 inhabitants)						
Panel A: 2SLS						
Socialist vote share in 1919	0.38 (0.19)	0.39 (0.19)	0.42 (0.21)	0.53 (0.21)	0.50 (0.21)	0.50 (0.20)
Panel B: OLS						
Socialist vote share in 1919	0.11 (0.02)	0.10 (0.02)	0.08 (0.03)	0.08 (0.02)	0.07 (0.02)	0.07 (0.02)
Dep. variable: Presence of local branches of the Fascist Party in fall 1921						
Panel C: 2SLS						
Socialist vote share in 1919	0.39 (0.17)	0.41 (0.18)	0.44 (0.20)	0.50 (0.21)	0.50 (0.21)	0.50 (0.20)
Panel D: OLS						
Socialist vote share in 1919	0.06 (0.02)	0.06 (0.02)	0.06 (0.02)	0.06 (0.02)	0.06 (0.02)	0.06 (0.02)
Regiment/province FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Demographic controls	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Geographic controls		✓	✓	✓	✓	✓
Socialist share in 1913			✓	✓	✓	✓
Military controls				✓	✓	✓
Agriculture controls					✓	✓
Urban controls						✓
Observations	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775
Number of clusters	181	181	181	181	181	181

TABLE III
2SLS AND OLS ESTIMATES OF THE EFFECTS OF SOCIALIST VOTE SHARE IN 1919 ON
FASCIST VOTE SHARE IN 1921 AND 1924

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Dep. variable: Fascist vote share in 1921						
Panel A: 2SLS						
Socialist vote share in 1919	0.30 (0.17)	0.33 (0.16)	0.37 (0.18)	0.36 (0.19)	0.36 (0.20)	0.34 (0.18)
Panel B: OLS						
Socialist vote share in 1919	0.01 (0.03)	0.01 (0.03)	0.01 (0.03)	0.01 (0.03)	0.00 (0.03)	0.01 (0.03)
Observations	5,358	5,358	5,358	5,358	5,358	5,358
Number of clusters	175	175	175	175	175	175
Dep. variable: Fascist vote share in 1924						
Panel C: 2SLS						
Socialist vote share in 1919	0.40 (0.17)	0.45 (0.16)	0.50 (0.17)	0.54 (0.17)	0.53 (0.17)	0.51 (0.17)
Panel D: OLS						
Socialist vote share in 1919	−0.02 (0.05)	0.01 (0.04)	0.02 (0.04)	0.02 (0.03)	0.02 (0.03)	0.02 (0.03)
Observations	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775
Number of clusters	181	181	181	181	181	181
Regiment/province FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Demographic controls	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Geographic controls		✓	✓	✓	✓	✓
Socialist share in 1913			✓	✓	✓	✓
Military controls				✓	✓	✓
Agriculture controls					✓	✓
Urban controls						✓

（五）对工具变量有效性的详细说明

从模型角度上看，工具变量法需要满足四大检验，分别是：内生性检验（检验核心变量与残差之间是否相关，模型是否存在内生性）；不识别检验（检验这

是不是一个真的“好”工具变量，其他竞争性 IV 会不会更好)；弱工具变量检验（检验工具变量的强相关性）；过度识别检验/证伪检验（检验工具变量是否“恰到好处”的有用）。

1.外生性检验（前定变量平衡性检验）

具有不同历史特征的城市军队可能将士兵派往不同的战区，或者可能由于士兵的基本条件或参军动机的变化而有着不同的死亡率。因此使用一系列的前定变量（Pre-determined variables，先于当前周期之前已经确定好的变量，意味着和当期误差无关）来检验士兵选派的随机性。类似于 PSM 或者 DID 里的 Balance Test，需要验证的是 IV 和这些前定变量不存在显著的相关性，用以说明不会有一些来自于城市历史或士兵个体的变量对死亡率造成非随机性的影响。

如下图，其中第一行（黑色）是最简明的回归形式，第二行（蓝色）包括所有的控制变量但不包括城市固定效应，最后一行（绿色）是最苛刻的形式，加上所有控制变量与固定效应。我们可以看到，步兵伤亡率与前定变量之间的回归系数基本上在 0 左右徘徊，可以说它们在统计意义上没有明显的相关性。



2.排他性检验

前面的检验即使证明了步兵的伤亡率与各种前定变量和个体特征正交，IV也可能是通过其他渠道发挥作用，也就是说外生性得到满足，排他性不满足。

可能的混杂因素太多了无法一一穷尽来验证排除，作者们就通过参考这方面已有的实证研究，选择了过去学者们探索出来的最值得关心的混杂变量：一战时的步兵伤亡率可能与退伍军人的直接右翼支持或民族主义情绪相关联。复习一下前面的 Table1 就可以缓解上述担忧了。下右表的 4、5、6 三列，第一阶段回归中，不论是否加入选民中退伍军人比率这一变量，关键系数没有明显变化。

TABLE I
THE IMPACT OF FOOT SOLDIER CASUALTIES IN WORLD WAR I ON THE SOCIALIST VOTE
SHARE IN 1919

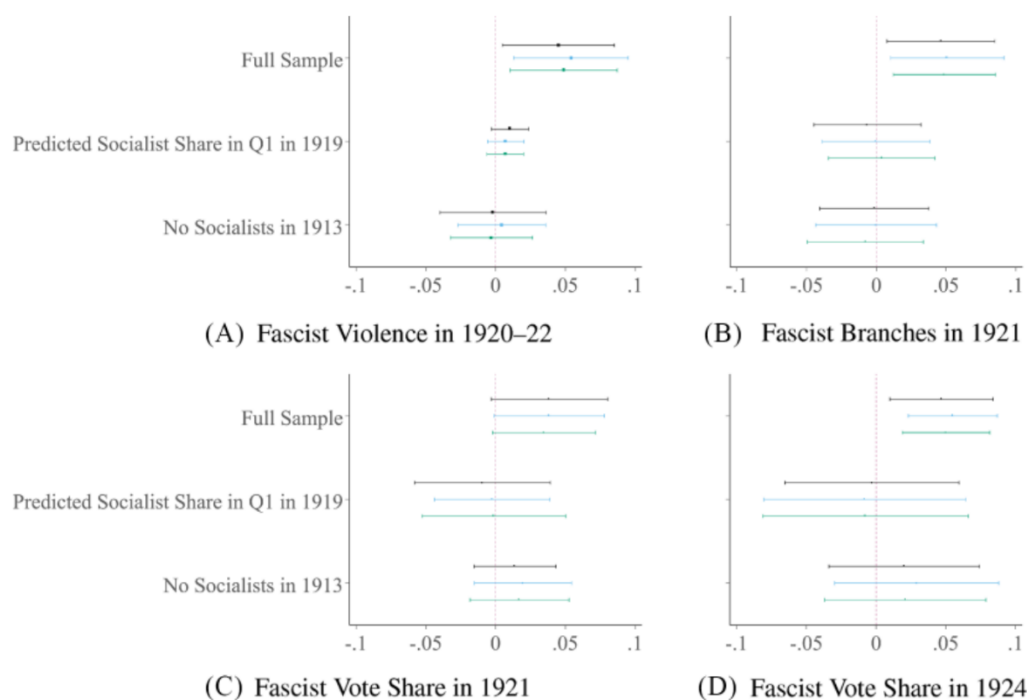
Dep. variable: Socialist vote share in 1919	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Share of foot soldier casualties	0.12 (0.02)	0.11 (0.02)	0.10 (0.01)	0.10 (0.01)	0.10 (0.01)	0.10 (0.01)
Veterans (classes 1874–95)				0.18 (0.07)	0.17 (0.07)	0.17 (0.07)
Veterans (classes 1896–1900)				–0.13 (0.05)	–0.12 (0.05)	–0.12 (0.05)
Assault tr. + volunt. casualties				0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
Regiment/province FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Demographic controls	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Geographic controls		✓	✓	✓	✓	✓
Socialist share in 1913			✓	✓	✓	✓
Military controls				✓	✓	✓
Agriculture controls					✓	✓
Urban controls						✓
Observations	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775
R-squared	0.60	0.62	0.69	0.69	0.69	0.70
Number of clusters	181	181	181	181	181	181
F-stat.	41.68	42.29	56.39	55.24	51.69	50.59

这里如何理解呢？假若工具变量真的通过这些其他渠道对被解释变量产生了影响，那么我们预期回归系数会发生较大改变；反之，则说明原先基础回归中的结果是稳健的。退一步说，哪怕真的存在工具变量不满足排他性的情况，只要这种疑似的问题不够大，我们仍然可以使用此工具变量。

3.安慰剂证伪检验

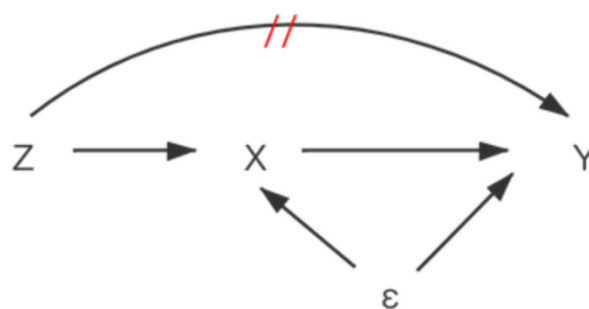
如果步兵伤亡率作为工具变量是通过可感知的社会主义威胁起作用的，那么在这种可感知的“红色恐怖”较弱的城市，理应不会观察到有更多的法西斯崛起，否则本文的 IV 回归设计就不是逻辑自洽的。这借鉴的是准实验中利用 “non-treated”组做安慰剂检验（证伪）的思路，检验的是 IV 恰好识别，没有过度拟合。选择社会主义政党从未接管的城市的子样本，在这些对照组中，步兵伤亡率对法

西斯活动的影响很小且不显著，边际作用近似于 0。



4.这确实是 IV 而不是被遗漏的 X

工具变量可能同时产生了对社会主义者和法西斯主义者的更大支持，也就是说 IV 不是通过内生解释变量产生作用的，而是 IV 本就和被解释变量相关，是 IV 直接影响了 y 。



作者们研究了两个主要的亲战政党，法西斯主义者和民族主义者在 1919 年选举中的得票率，以及 1919 年至 1921 年期间建造的法西斯纪念碑的两项措施，以这些变量衡量极右势力。与最上面一行显示的 IV 对 1919 年社会主义得票率的影响相比，IV 与 y 的直接相关性实在是微不足道的，大多数系数仍然是近似于 0，也就是说尚没有证据表明一战步兵伤亡率会直接促成极右翼的政权崛起。

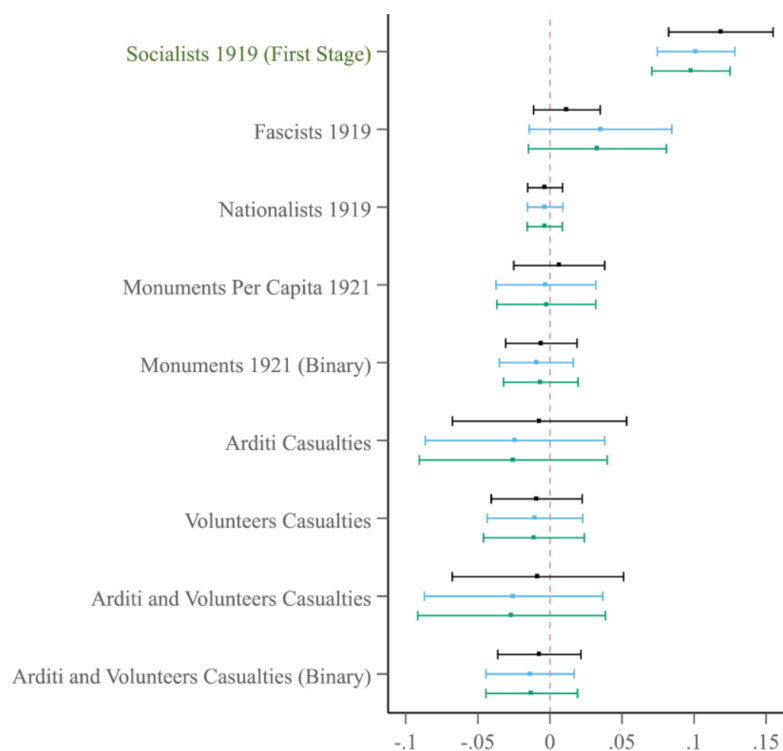


FIGURE VI
Correlation between Foot Soldier Casualties and Support for Fascism and Nationalism

(六) 2SLS 与 OLS 对比

1. 关键系数的膨胀

如下表，在加入所有控制变量和固定效应之后，社会主义支持和法西斯活动之间的 OLS 回归结果是非常小的（几乎可以认为等于 0），2SLS 的回归结果系数膨胀了 7 倍。为什么会出现这样的差异呢？即便社会主义催生了法西斯（本文想验证的假设之一），1919 年社会主义得票率和第二阶段方程中的误差项之间存在一个负相关的抵消作用（且强度很大），当我们关注社会主义得票率的整个变化来源时，一些城市的选民更加右倾（法西斯的特征），投票给社会主义者的人数更少，因此随后支持法西斯主义的可能性更大，也就是说 y 内生于这样的因素。

TABLE II
2SLS AND OLS ESTIMATES OF THE EFFECTS OF SOCIALIST VOTE SHARE IN 1919 ON
FASCIST VIOLENCE IN 1920–22 AND FASCIST PARTY LOCAL BRANCHES IN 1921

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Dep. variable: Fascist violence in 1920–22 (episodes per 1,000 inhabitants)						
Panel A: 2SLS						
Socialist vote share in 1919	0.38 (0.19)	0.39 (0.19)	0.42 (0.21)	0.53 (0.21)	0.50 (0.21)	0.50 (0.20)
Panel B: OLS						
Socialist vote share in 1919	0.11 (0.02)	0.10 (0.02)	0.08 (0.03)	0.08 (0.02)	0.07 (0.02)	0.07 (0.02)
Dep. variable: Presence of local branches of the Fascist Party in fall 1921						
Panel C: 2SLS						
Socialist vote share in 1919	0.39 (0.17)	0.41 (0.18)	0.44 (0.20)	0.50 (0.21)	0.50 (0.21)	0.50 (0.20)
Panel D: OLS						
Socialist vote share in 1919	0.06 (0.02)	0.06 (0.02)	0.06 (0.02)	0.06 (0.02)	0.06 (0.02)	0.06 (0.02)
Regiment/province FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Demographic controls	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Geographic controls		✓	✓	✓	✓	✓
Socialist share in 1913			✓	✓	✓	✓
Military controls				✓	✓	✓
Agriculture controls					✓	✓
Urban controls						✓
Observations	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775
Number of clusters	181	181	181	181	181	181

本文的 x 与 y 之间存在符号相反的互为因果，捕捉到 x 对 y 正向系数的大小会因为 y 对 x 负向系数而削弱很多，OLS 严重低估，侧面说明了工具变量非常需要。

2. 贝叶斯过程*

前面讨论过，我们需要找工具变量的原因在于 X 混杂了很多与扰动项有关的东西，是内生的，工具变量是一种“过滤器”的存在，因此一个完美的工具变量 Z 与扰动项不应该相关，否则就起不到很好的“过滤”作用了。贝叶斯过程是用来检验工具变量内生性严不严重的又一前沿方法。（SVS: socialist vote share, FC: foot soldiers' casualties），（2）是简化的真实模型。

$$SVS = \gamma FC + v \quad (1)$$

$$Y = \beta SVS + u \quad (2)$$

$$SVS^* = SVS + \omega \quad (3)$$

SVS^* 表示被我们观察到的/统计到的社会主义支持率， SVS 是真实的社会主义浪潮， SVS^* 是对 SVS 的一种有混杂的衡量（noisy measure）。

$$\rho_{FCu} = Cor(u, FC) = ? \neq 0 \quad \rho_{SVSu} = Cor(sv s, u) \in [-0.9, -0.1]$$

根据前文分析，我们给这个负相关设定一个取值区间， ρ_{SVSu} 描述的是解释变量 SVS 的总体内生性。定义本文的 $\kappa = \frac{VAR(SVS)}{VAR(SVS^*)} = \frac{\sigma_{SVS}^2}{\sigma_{SVS}^2 + \sigma_w^2} \in (0.5, 1]$ ， κ 衡量的是 OLS 估计对真实情况的偏离程度，或者我们更熟悉的表达， σ_w^2 是测量误差。

我们再把 ρ_{SVSu} 和 κ 看作是**两个新的随机变量**， (κ, ρ_{SVSu}) 表示这两个变量的联合分布（是已知的，只是具体形式我们写不出来）， $\rho_{FCu} = Cor(u, FC)$ 我们不知道是多少，要通过贝叶斯过程得到估计量，只要我们能够给出 (κ, ρ_{SVSu}) 的信息（有的，设定了取值范围就是信息），在加上原本的样本的各种信息，通过机器学习处理这些信息，就会给出一个 ρ_{FCu} 的估计值以及可信域。

经典的统计推断都是把待估计的参数看作一个拥有固定值的变量，只是取值未知，但我们总能得到一个值。而贝叶斯估计的思想是参数的值取决于一些**先验的信息和观察**，它等于某些值相应的概率不一样。如右表， ρ_{FCu} 具体的估计值都不为 0 但很小，不是说不是固定值吗为什么我们看到的还是确定的数？如第一行，右表得到-0.04 是一种类似于极大似然估计的计算方法，取这个值的概率最大、估计出错的风险最小， ρ_{FCu} 会随机地落在 $[-0.10, 0.20]$ 这个区间，也就是说有一定概率取 0。

贝叶斯估计的原假设是 ρ_{FCu} 为 0。我们看到 α 值会落在可信域里面，也就是说原假设没能得到拒绝，即在一定的概率下， ρ_{FCu} 是有可能取值为 0 的，即通过机器学习的贝叶斯过程，我们仍然能够比较有把握说明工具变量内生性问题不严重，是一个合适的工具变量。

（七）稳健性检验

前文的各种工具变量检验以及对两阶段回归的对比分析已经说明了本文数据与模型的扎实，但作者仍然进行了其他稳健性检验。几种稳健性检验的方法都很常规经典，就不赘述了（稳健性检验的回归表在正文中没有展示，详情可见[Fascism_20211214.pdf\(silverchair-cdn.com\)](https://silverchair-cdn.com/Fascism_20211214.pdf)），包括替换变量的度量方式、增减控制变量、改变一些固定效应等等。总之，稳健性检验再次说明了前面回归的可靠，不改变已得出的结论。

（八）机制分析

1.可感知的“红色恐慌”（逐步回归的渠道检验）

作者验证了 1919 年社会党得票率高和接下来一年各地方上社会主义的胜利和农业罢工事件显著正相关，以此说明社会党在选举中的一次胜利带来了全国更大范围（尤其是地方上）的“红色威胁”。**这里有一个容易误解和混淆的地方：城市社会主义支持率和农村社会主义胜利与罢工不是同一回事吗？为什么后者是所谓的传导渠道/机制变量而不是前者的替代变量？**

本文想要验证的逻辑在于社会主义选举占优（客观上的红色政权）带来一种个体可以感知到的恐慌和不安才促成了对法西斯的广泛支持。比起城市，意大利农村地区的政治参与度和民主投票积极性都不是很高，真正能够让普通人感受到“红色”在身边的是具体的活动以及这些活动中社会党派有没有“赢”。

TABLE IV						
2SLS AND OLS ESTIMATES OF THE RELATIONSHIP BETWEEN SOCIALIST VOTE SHARE IN 1919, LOCAL ELECTIONS, AND AGRARIAN STRIKES IN 1920						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Dep. variable: Socialist majority dummy in 1920						
Panel A: 2SLS						
Socialist vote share in 1919	0.82 (0.15)	0.83 (0.15)	0.85 (0.16)	0.77 (0.15)	0.75 (0.16)	0.76 (0.15)
Panel B: OLS						
Socialist vote share in 1919	0.54 (0.03)	0.54 (0.03)	0.50 (0.03)	0.50 (0.03)	0.49 (0.03)	0.50 (0.03)
Dep. variable: Agrarian strikes in 1920						
Panel C: 2SLS						
Socialist vote share in 1919	0.00 (0.11)	−0.01 (0.11)	−0.02 (0.13)	0.00 (0.14)	0.00 (0.13)	0.00 (0.13)
Panel D: OLS						
Socialist vote share in 1919	0.09 (0.03)	0.08 (0.03)	0.09 (0.03)	0.09 (0.03)	0.09 (0.03)	0.09 (0.03)
Regiment/province FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Demographic controls	✓		✓	✓	✓	✓
Geographic controls		✓	✓	✓	✓	✓
Socialist share in 1913			✓	✓	✓	✓
Military controls				✓	✓	✓
Agriculture controls					✓	✓
Urban controls						✓
Observations	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775
Number of clusters	181	181	181	181	181	181

进一步地，作者再用“可感知的红色恐怖”（local socialism activities）作为自变量，分析其与法西斯暴力活动之间的关系。特别地，还使用 1919 年全国选举中社会主义得票率的标准化值、1920 年地方选举中社会主义获胜的数量和农业罢工活动构成的加权平均值构造了一个综合的 red scare index，各种结果都是类

似的，表明城市社会主义的浪潮扩散到农村和地方，然后带来可感知的红色恐慌，进而催生了法西斯主义。

Table A12: Estimates of the effects of alternative measures of Red Scare on measures of fascist support

Dep variable:	Socialist measure			Fascist violence in 1920-2			Fascist branches in 1921			Fascist vote share in 1921			Fascist vote share in 1924		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
Panel A: 2SLS - Socialist majority dummy in 1920															
Share of footsoldier casualties	0.10 (0.02)	0.08 (0.02)	0.07 (0.02)												
Socialist majority dummy in 1920				0.46 (0.22)	0.69 (0.25)	0.66 (0.25)	0.48 (0.21)	0.65 (0.28)	0.66 (0.28)	0.39 (0.20)	0.50 (0.25)	0.47 (0.24)	0.48 (0.19)	0.70 (0.23)	0.68 (0.24)
1st Stage F-stat				25.28	19.98	17.98	25.28	19.98	17.98	25.78	19.45	18.11	25.28	19.98	17.98
Panel B: 2SLS - Red scare index (combining Socialist 1919, 1920 and Strikes 1920)															
Share of footsoldier casualties	0.10 (0.02)	0.08 (0.01)	0.08 (0.01)												
Red scare index				0.45 (0.22)	0.65 (0.26)	0.62 (0.25)	0.46 (0.22)	0.61 (0.28)	0.61 (0.27)	0.37 (0.20)	0.45 (0.24)	0.42 (0.23)	0.47 (0.19)	0.66 (0.20)	0.63 (0.21)
1st Stage F-stat				35.50	31.85	28.05	35.50	31.85	28.05	37.54	32.08	29.03	35.50	31.85	28.05
Panel C: 2SLS - Socialist vote share in 1921															
Share of footsoldier casualties	0.11 (0.02)	0.08 (0.02)	0.08 (0.02)												
Socialist vote share in 1921				0.41 (0.21)	0.62 (0.26)	0.55 (0.25)	0.45 (0.20)	0.62 (0.27)	0.60 (0.25)	0.37 (0.21)	0.46 (0.27)	0.42 (0.25)	0.52 (0.21)	0.75 (0.26)	0.70 (0.24)
1st Stage F-stat				32.10	27.25	27.69	32.10	27.25	27.69	32.10	27.25	27.69	32.10	27.25	27.69
Regiment/Province FE		✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Demographic controls	✓		✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Geographic controls			✓		✓	✓		✓	✓		✓	✓		✓	✓
Socialist share in 1913			✓		✓	✓		✓	✓		✓	✓		✓	✓
Military controls			✓		✓	✓		✓	✓		✓	✓		✓	✓
Agriculture controls						✓			✓			✓			✓
Urban controls						✓			✓			✓			✓

2.社会主义的罢工运动激怒了地主与城市精英（调节变量检验）

社会主义主导的许多活动在 20 世纪 20 年代初的动荡时期采取了罢工和革命行动的形式，加剧了人们对社会主义政权接管的恐惧（恶化自己的生活状态），这种情绪尤其出现在地主和精英阶层中。加入地主是否结成联盟协会的 dummy 和社会主义支持率的交互项，当因变量是法西斯暴力活动、法西斯党支部数量和法西斯在 1921 年选举得票率的时候，交互项系数显著为正。这说明地主结盟会进一步强化社会主义浪潮催生法西斯政权的正向关系。

TABLE VI
HETEROGENEOUS EFFECTS OF SOCIALIST VOTE SHARE IN 1919 ON LOCAL FASCIST SUPPORT

Dep. variable:	Fascist violence in 1920–22			Fascist local branch in 1921			Fascist vote share in 1921			Fascist vote share in 1924		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Panel A: Heterogeneous effects in the presence of landowner associations, 2SLS												
Socialist vote share in 1919	0.35 (0.18)	0.51 (0.20)	0.51 (0.20)	0.37 (0.16)	0.48 (0.19)	0.50 (0.20)	0.29 (0.16)	0.36 (0.18)	0.35 (0.18)	0.40 (0.17)	0.54 (0.17)	0.51 (0.17)
Socialists × landowner association dummy	0.85 (0.46)	0.74 (0.44)	0.75 (0.43)	0.53 (0.19)	0.41 (0.21)	0.41 (0.21)	0.76 (0.41)	0.73 (0.40)	0.75 (0.39)	−0.20 (0.19)	−0.28 (0.20)	−0.24 (0.19)
Kleibergen-Paap <i>F</i> -stat.	19.71	26.01	24.61	19.71	26.01	24.61	20.02	24.91	24.20	19.71	26.01	24.61
Panel B: Reduced form												
Share of foot soldier casualties	0.04 (0.02)	0.05 (0.02)	0.05 (0.02)	0.04 (0.02)	0.05 (0.02)	0.05 (0.02)	0.04 (0.02)	0.04 (0.02)	0.03 (0.02)	0.05 (0.02)	0.05 (0.02)	0.05 (0.02)
Casualties × landowner association dummy	0.21 (0.08)	0.22 (0.08)	0.23 (0.07)	0.14 (0.06)	0.14 (0.07)	0.15 (0.07)	0.18 (0.06)	0.19 (0.06)	0.20 (0.06)	−0.02 (0.04)	−0.00 (0.04)	0.00 (0.04)
Panel C: Heterogeneous effects in the presence of elites (entrepreneurs and rentiers), 2SLS												
Socialist vote share in 1919	0.34 (0.17)	0.49 (0.19)	0.47 (0.20)	0.38 (0.17)	0.50 (0.21)	0.50 (0.20)	0.30 (0.17)	0.37 (0.19)	0.34 (0.19)	0.37 (0.18)	0.52 (0.17)	0.49 (0.18)
Socialists × elites	0.44 (0.17)	0.44 (0.17)	0.49 (0.21)	0.04 (0.17)	0.05 (0.19)	0.05 (0.22)	−0.03 (0.12)	−0.07 (0.13)	−0.07 (0.14)	0.27 (0.15)	0.25 (0.14)	0.34 (0.16)
Kleibergen-Paap <i>F</i> -stat.	16.16	16.61	13.50	16.16	16.61	13.50	16.62	16.22	12.87	16.16	16.61	13.50

在城市中则主要是精英们（定义为专业技能人员、白领和店主）的力量起作用。将这些人口比例引入交互项，此时替换了因变量为法西斯党派是否得到过大量的资助这一 *dummy*。结果显示，单独的社会主义浪潮与法西斯得到资助之间没有明显的关系（系数是正的不过不显著），但加入精英变量，会显著增加法西斯得到大额资助的概率。也就是说，城市精英阶层的存在和社会主义浪潮共同起作用，导致了法西斯势力的崛起。

Dep variable: Large donor dummy (1919-25)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Socialist vote share in 1919	0.02 (0.14)	−0.00 (0.17)	0.03 (0.17)	−0.01 (0.15)	−0.03 (0.19)	0.01 (0.19)
Socialists x elite variable	0.45 (0.21)	0.45 (0.22)	0.43 (0.21)	0.19 (0.15)	0.28 (0.17)	0.35 (0.20)
Elite variable	Landowner ass. dummy			Share of elites		
Regiment/Province FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Demographic controls	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Geographic controls		✓	✓		✓	✓
Socialist share in 1913		✓	✓		✓	✓
Military controls		✓	✓		✓	✓
Agriculture controls			✓			✓
Urban controls			✓			✓
Observations	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775
Number of clusters	181	181	181	181	181	181
Kleibergen-Paap <i>F</i> -stat	19.71	26.01	24.61	16.16	16.61	13.50

3.进一步讨论：法西斯党的选票从何而来

首先，给法西斯投票的人多了是因为总体选民规模本就在扩大，大家的政治参与和投票热情提高。所以法西斯支持者存在一个“自然增长率”。

另一方面则来自于其他政党支持者的转投。可以看到，一战伤亡率→社会主义崛起→天主教民众党投票率降低、传统右翼保守党得票率也降低。根据估计得到的系数，作者们代入各变量取值计算了因一战伤亡率造成除社会党之外两党选民减少的数量的拟合值。

（九）竞争性解释

作者们（也可能是审稿人）指出，衡量 20 世纪 20 年代意大利的“国难”的不仅是一战时士兵的伤亡率。

作者考虑了席卷整个欧洲的西班牙流感（用超额死亡率表示）和当时的大干旱（用降雨量表示），分别考察这两个变量与社会主义浪潮之间的关系，以期探索是否是由于这两个原因带来的苦难和动荡导致了各种社会主义运动。这个部分其实也是对 IV 的再次 **argue**，和战争类似，疾病与气候同样外生和随机，那么它们会不会比本文的 IV 更好更合适呢？

流行病与干旱和社会主义支持率正向关联，但第一阶段 F 值很小，且如果用它们作为 IV，第二阶段回归均是不显著的。也就说它们不会是比一战伤亡率更合适的工具变量，不能否认二者是一部分差异和随机性的来源，但和后续法西斯崛起之间没有明显关系。

Table A17: Results with alternative instruments: Spanish flu excess mortality in 1918 and relative rainfall in 1918-19

Dep variable:	Socialist vote share in 1919			Fascist violence in 1920-22			Fascist branches in 1921			Fascist vote share in 1921			Fascist vote share in 1924		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
Panel A: Using excess mortality in 1918 as instrument															
Excess mortality in 1918	0.13 (0.04)	0.14 (0.04)	0.15 (0.04)												
Socialist vote share in 1919				0.45 (0.43)	0.35 (0.38)	0.13 (0.36)	1.18 (0.71)	0.79 (0.51)	0.29 (0.52)	0.03 (0.59)	-0.04 (0.51)	0.15 (0.49)	0.69 (0.38)	0.62 (0.39)	0.77 (0.42)
1st stage F-stat				9.46	13.29	14.65	9.46	13.29	14.65	9.08	11.91	12.72	9.46	13.29	14.65
Observations	207	207	207	207	207	207	207	207	207	200	200	200	207	207	207
Number of clusters	159	159	159	159	159	159	159	159	159	155	155	155	159	159	159
Panel B: Using rainfall in winter and spring 1818-1919 as instrument															
Relative winter-spring rainfall	-0.19 (0.06)	-0.09 (0.03)	-0.09 (0.03)												
Socialist vote share in 1919				0.07 (0.11)	-0.05 (0.23)	0.06 (0.26)	-0.07 (0.09)	-0.23 (0.22)	-0.19 (0.22)	-0.00 (0.15)	-0.10 (0.29)	-0.07 (0.29)	0.28 (0.28)	0.78 (0.40)	0.85 (0.42)
1st stage F-stat				8.81	6.79	6.13	8.81	6.79	6.13	11.36	6.61	6.25	8.81	6.79	6.13
Rainfall variance	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Regiment FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	5,500	5,500	5,500	5,500	5,500	5,500	5,500	5,500	5,500	5,119	5,119	5,119	5,500	5,500	5,500
Number of district clusters	178	178	178	178	178	178	178	178	178	172	172	172	178	178	178
Number of station clusters	427	427	427	427	427	427	427	427	427	418	418	418	427	427	427
Province FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Demographic controls	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Geographic controls		✓	✓		✓	✓		✓	✓		✓	✓		✓	✓
Socialist share in 1913		✓	✓		✓	✓		✓	✓		✓	✓		✓	✓
Military controls		✓	✓		✓	✓		✓	✓		✓	✓		✓	✓
Agriculture controls			✓			✓			✓			✓			✓
Urban controls			✓			✓			✓			✓			✓

（十）中长期效应讨论

1.中期效应：驱逐犹太人

历史事实是，大约 9000 名犹太公民和难民在二战即将结束时从意大利被驱逐到各个集中营。此外，反犹太法于 1938 年首次在意大利出台，禁止犹太人就业和上大学。

在这个部分，作者使用了与前文基本一致的估计方法与控制变量，只是把结果变量换成了某地是否发生犹太人驱逐事件（dummy）和被驱逐的犹太人比例。在所有模型设定情形下，我们发现当地的法西斯活动（由 1924 年法西斯的选票份额代表）和犹太人被驱逐之间有着显著的关联，且系数还比较大。

TABLE VII
2SLS ESTIMATES OF THE EFFECT OF THE FASCIST VOTE SHARE IN 1924 ON JEWISH
DEPORTATIONS 1943–45

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: Jews deportation dummy (1943–45)						
Fascist vote share in 1924	0.89 (0.46)	0.81 (0.42)	0.82 (0.42)	0.77 (0.38)	0.83 (0.42)	0.82 (0.43)
Panel B: Deportations over Jewish population (capped at 1)						
Fascist vote share in 1924	1.08 (0.50)	0.99 (0.44)	0.99 (0.43)	0.92 (0.38)	0.99 (0.43)	0.97 (0.44)
Panel C: Deportations over Jewish population (capped at 1, no camps)						
Fascist vote share in 1924	0.95 (0.46)	0.88 (0.41)	0.88 (0.41)	0.81 (0.36)	0.87 (0.40)	0.86 (0.41)
Regiment/province FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Demographic controls	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Share of Jewish pop. in 1911	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Days of German occupation	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Geographic controls		✓	✓	✓	✓	✓
Socialist share in 1913			✓	✓	✓	✓
Military controls				✓	✓	✓
Agriculture controls					✓	✓
Urban controls						✓
Observations	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775
Number of clusters	181	181	181	181	181	181
First-stage <i>F</i> -stat	6.52	9.22	9.82	11.56	9.88	10.04

2.长期效应：持久的政治影响

在 1924 年法西斯党的支持率对往后几乎所有年份选举中的中右翼（天主教民主党）得票率都有一致的、显著的负效应。在 1946-1979 的选举数据全样本中，系数估计值为-0.60（标准误=0.24），这意味着对法西斯党的支持率每增加 10 个百分点，平均意义上会使得未来 20 年至 50 年中右翼的得票率下降 6 个百分点。在某个单独年的子样本回归中也有着类似的结果，也就是说，曾经极右政权（法西斯）猖獗的地方多年后中右翼（天主教党派）的政治威信更低。

作者尝试解释：20 年代法西斯在选举中胜出，当年的中右党（他们的政治主张其实和法西斯党比较接近，只不过没有他们那么激进）作为法西斯的输家，这损害了他们长期的声誉，削弱了选民对该党的信任，因此在二战之后几十年的选举中都更少地为他们投票。

TABLE VIII										
2SLS ESTIMATES OF THE EFFECT OF THE FASCIST VOTE SHARE IN 1924 ON POST-WORLD WAR II PARTY VOTE SHARES										
Dep. variable: Votes shares of	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Panel A: Elections 1946–1979										
Left	0.68 (0.30)	1.30 (0.50)	1.05 (0.45)	1.26 (0.59)	0.97 (0.49)	0.86 (0.44)	0.67 (0.40)	0.82 (0.45)	1.14 (0.55)	0.97 (0.49)
Center right	−0.60 (0.24)	−1.14 (0.47)	−0.95 (0.49)	−1.29 (0.52)	−1.18 (0.47)	−0.84 (0.40)	−1.04 (0.43)	−1.01 (0.45)	−1.11 (0.50)	−0.87 (0.42)
Extreme left	0.30 (0.15)	0.25 (0.22)	0.29 (0.36)				1.12 (0.58)	1.04 (0.62)	−0.07 (0.39)	1.11 (0.44)
Extreme right	0.20 (0.18)		0.17 (0.34)	0.32 (0.36)	0.33 (0.27)	0.19 (0.30)	0.46 (0.33)	0.50 (0.29)	0.11 (0.31)	0.34 (0.34)
Election(s)	1946–2018	1946	1948	1953	1958	1963	1968	1972	1976	1979
Observations	109,725	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775
Number of clusters	5,775	181	181	181	181	181	181	181	181	181
First-stage <i>F</i> -stat.	10.10	9.94	9.94	9.94	9.94	9.94	9.94	9.94	9.94	9.94
Panel B: Elections 1983–2018										
Left	0.81 (0.43)	0.90 (0.46)	0.47 (0.37)	0.45 (0.26)	0.23 (0.25)	0.41 (0.32)	0.67 (0.38)	0.47 (0.30)	0.57 (0.38)	0.77 (0.46)
Center right	−0.83 (0.44)	−0.73 (0.40)	−0.89 (0.45)	−0.64 (0.29)	−0.13 (0.36)	−0.49 (0.35)	−0.66 (0.43)	−0.79 (0.41)	−1.04 (0.63)	−0.08 (0.44)
Extreme left	−0.59 (0.38)	−0.47 (0.55)	0.58 (0.41)	0.60 (0.37)	0.65 (0.40)	0.44 (0.48)	0.78 (0.43)	0.67 (0.41)	0.05 (0.23)	−0.08 (0.31)
Extreme right	0.41 (0.42)	0.09 (0.46)	0.14 (0.36)		0.14 (0.29)	−0.03 (0.30)	−0.37 (0.43)	0.67 (0.40)	0.14 (0.39)	0.23 (0.33)
Election:	1983	1987	1992	1994	1996	2001	2006	2008	2013	2018
Observations	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775	5,775
Number of clusters	181	181	181	181	181	181	181	181	181	181
First-stage <i>F</i> -stat.	9.94	9.94	9.94	9.94	9.94	9.94	9.94	9.94	9.94	9.94
Full set of controls	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

五、结论与启示

（一）基本结论

本文重新审视了意大利法西斯主义的兴起。对历史的回顾和量化分析表明，法西斯党的崛起根源之一是第一次世界大战后对社会主义的感知威胁，这使得许多地主、企业主、精英和中右翼选民改变自己的政治立场转而支持法西斯，以期望来对抗社会主义党发起的活动甚至潜在的革命。

我们可能认为，意大利法西斯主义，就像德国的纳粹主义一样，是一二战那个时代所特有的，当时的社会主义/共产主义的威胁式革命对许多人来说是真实存在的，现在不可能让法西斯重返舞台了。那么我们回望这种“过去的故事”有什么意义？作者认为本文的机制也许能够引起我们的思考：不同处境中的人会感知到不同的威胁和恐惧，例如破坏性的变革或移民浪潮，可能会在扩大其势力和影响力的同时导致极右翼政治运动的发生。在诸多不确定性交织的当下，这是值得我们关注的政治现实。

（二）文献述评与个人体会

1.本文值得借鉴和学习的地方

首先，这篇文章对历史重新审视，研究视角很新颖，故事讲得引人入胜，叙

述的方式对读者很友好，行文也看起来相当舒服。

第二，本文扎实的实证令人佩服。原始数据有很多是来自陈旧的报纸，作者（当然应该也包括这项 project 的助研们）花了很多时间和精力收集整理数据，这种耐心的科研态度确实了不起。各种看似简单的检验都有严谨的统计学与计量依据，并且借助了机器学习的技术。

2.向本文提出的疑问

第一，这篇文章的机制分析不太能说服我。**可感知的红色恐慌（perceived red care）**是几位作者首先提出的，听起来好像很创新也很有道理，但实际上他们的验证太曲折、中间链条很绕。城市的社会主义兴起→地方上（农村）各类罢工运动→法西斯活动，直接用简化的变量和回归，因果关系并不清晰。

第二，中长期效应分析略显普通。我觉得驱逐犹太人就是属于（广义上）法西斯暴力活动的一部分，不是所谓的中期效应；而长期政治影响那里，结果明确显示中右翼的得票率和法西斯崛起之间是负相关的，但内在的含义作者没有解释太清楚。此外，在不同的政治语境下，中右和极右的区分是比较模糊的。如果真的是要探讨会不会对立场不同的政党的影响，应该去分析更明显“对立面”的左派或中左党派，可惜并没有看到有显著的相关性。

延伸阅读

Angrist, J. D. (2004). Treatment effect heterogeneity in theory and practice. *The Economic Journal*, 114(494), C52–C83.

<https://doi.org/10.1111/j.0013-0133.2003.00195.x> (这篇文章讨论了工具变量怎么做“证伪”检验)

DiTraglia, F. J., & García-Jimeno, C. (2021). A Framework for Eliciting, Incorporating, and Disciplining Identification Beliefs in Linear Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 39(4), 1038–1053.

<https://doi.org/10.1080/07350015.2020.1753528> (这篇统计学文章有更严谨的关于贝叶斯过程检验工具变量有效性的数理推导)