

日本侵华战争对中国教育人力资本的影响

周柏旭

2023. 8. 31

摘要:战争不仅导致物质资本损失，还导致教育这类无形的人力资本损失。本文利用抗日战争中日本在 1945 年投降这一历史自然实验，运用双重差分法估计战争对个体教育水平的影响。结果发现，学龄期间暴露在战争中的个体受教育年限比未受影响的个体至少低 0.2 年。异质性分析发现，女性受到的影响更大，以及未完成初中的概率最大。机制分析显示，教育基础设施减少是战争对教育影响的重要渠道。

关键词: 人力资本 教育 战争

一、引言

战争所导致的人力资本损失是值得关注的。Claudia (2016) 将人力资本定义为劳动者因受到更好的教育和健康水平的提升等而产生的技能存量。首先，战争会减少儿童受教育年限，进而减少人力资本存量。Ichino 和 Winter-Ebmer (2004) 通过比较二战中的欧洲国家，运用因果推断方法发现受战争影响的学龄儿童接受高等教育的可能性更低，而且在劳动力市场中的收入也显著减少。即使在二战后的东南亚局部战争，尤其是遗留的炸弹与地雷对当地儿童教育的长期负面影响也有证据支持 (Guo, 2020; Merrouche, 2011; Miguel 和 Roland, 2011)。战争会导致学龄儿童无法正常入学，如校舍的毁坏或非法占用、教师数量的减少，也使得教育发展更加艰难。由此可见，战争会严重干扰儿童的正常教育，而且干扰时间越长其影响会更大。

本文利用 1990 年 1% 人口普查微观数据和各类史料数据，运用双重差分法检验战争与儿童受教育年限之间的因果关系，主要发现有以下几点：(1) 学龄阶段暴露在抗日战争中的儿童受教育年限要比未暴露的儿童至少低 0.2 年，约占样本中平均受教育年限的 4% 左右，而且在每 100 个儿童中会有 1 位会因为战争而不识字；(2) 女性教育水平受战争的影响更大，以及未完成初中的

概率最大；（3）教育基础设施的减少是战争导致儿童失学的重要渠道。

本文的边际贡献在于以下三个方面：首先，丰富了人力资本形成的历史渊源相关文献。Claudia & Katz（2009）认为人力资本形成是历史中缓慢形成的，并将 20 世纪美国经济增长大部分归功于人力资本在长期中的积累。相反，人力资本的减少则会阻碍经济增长。战争不仅会造成巨大的物质资本损失，也会造成人力资本损失。通过研究抗日战争对教育的影响有助于理解战争会通过何种的渠道来影响人力资本，进而阻碍经济增长。本文聚焦于抗日战争这一历史事件，从定量的角度来检验战争是否会阻碍中国近代经济发展中的人力资本积累。第二，本文通过经验模型估算战争对人力资本的影响规模。已有的研究多通过史料记载来定性说明战争对教育造成的毁灭性影响，鲜有定量说明教育受战争的影响程度。本文利用近 200 万的人口普查微观样本，运用双重差分法剥离混杂因素，识别出在学龄阶段暴露在战争时期儿童与未暴露的儿童之间教育水平的差异。第三，本文检验了战争对教育的异质性影响和可能的影响渠道。在异质性分析中，本文发现战争对女性的影响更明显，说明战争增大了男女之间的教育水平差距。在机制检验中，战争显著减少了学校和教职员数量，说明教育基础设施减少是导致儿童失学的重要影响渠道。

本文接下来的结构如下：第二部分介绍了抗日战争前教育发展的历史背景，并简要回顾国内外关于战争对人力资本影响的相关文献；第三部分介绍了本文主要利用的数据和研究识别策略；第四部分分别是基准回归结果、异质性分析和稳健性分析；第五部分对相关影响渠道进行了检验；最后是总结。

二、历史背景与文献综述

（一）历史背景

在抗日战争前，中华民国的教育发展正处于关键变革期。中国历史上的教育多与自隋唐开始的科举制度相伴，传授内容通常为儒家经典。科举制度在运行近 1300 年后，最终于 1905 年废除。从此，中国开始转向与欧美国家相似的以教授自然科学知识为主的教学体系。但随着 1911 年清朝统治结束，新式教育在民国时期经历了几个重要的阶段。1912 年，民国政府颁布了《普

通教育暂行办法》和《普通教育暂行课程标准》等教育政策法案，并规定了较完整的称为“壬子癸丑”的主序列学制。该学制分初、中、高等教育三段，每段可再分级。初等教育段共7年，法定入学年龄为年满6周岁，分初等小学与高等小学两级，且不分男女。中等教育段4年，不分级但设有女子专门学校。最后段是高等教育，分预科、本科和大学院三个层次。此外，从高等小学学龄开始，还同时开设了其它平行类学校，主要有师范类及实业教育类。若学生从初等小学至大学本科毕业，学制年限为17-18年（孙培青，2003）。1919年的“五四运动”之后，自由主义风潮弥漫开来，教育改革呼声也越来越大。反映的问题主要为学制不合理，如学校种类不够灵活导致学生不能适应全面发展（璩鑫圭和唐良炎，1991）。经过多方讨论，最终在1922年形成了“壬戌学制”。该学制效仿美国，最大的变化是将小学调整为6年，中学分初中与高中各3年，故亦称“六三三学制”（陈宝泉，1927；顾明远，1999）。若加上大学本科4年，完整学制的年限一共为16年，与当代教育学制基本相同。

抗战爆发后，战时的教育发展呈现出了两极化。受国民政府管辖的小学校数从1936年的约32万个锐减到1937年的约22万个，小学生数也从约1836万减至1284万。较早受到战争影响的山东省小学学校数从1936年的42174个锐减至1940年6451个，减幅达85%，小学生数也减少了86%（民国教育部，1948）。另据《二十八学年度华北教育统计》统计，七七事变后河北、河南等华北各省的学校数、学生数、教职员数和教育经费均至少下降超过50%（伪华北教育总署档案，1940）。在敌占区，不只是学校与学生数的减少，还有学生的伤亡。据《第二次全国教育年鉴》统计，1938年日军轰炸武汉致华中大学与文华中学的学生伤亡共110余人（民国教育部，1948）。初等教育是儿童接受教育的起点，而这些儿童将来又直接关系着国家未来发展的命运。受战争影响较大的江苏省与河北省的小学生数，直到抗战结束后仍未恢复到战前水平。相反，未直接受到战争影响的地区，如四川省和陕西省的小学生数却并未减少，反而在抗战后的数年都有所增加（民国教育部，1948）。

随着1945年抗战结束，教育开始正常化发展。有文献指出，各地学校陆续复迁至原地，并进行教职员与学生的甄审。在这期间，国民政府还制定出国民教育第二次五年计划，保证每乡镇建设一所中心国民小学。至1946年底，

教育基金就已高达 62 亿元（民国时期的法币）。虽然，抗日战争给民国时期的教育造成了巨大打击，但战后的教育事业迅速在全国范围内恢复起来（朱家骅，1946）。但是，国民政府对敌占区接受过“教育”的学生进行甄审，不合格者取消相关成绩或证书（蔡光明，2003）。又由于甄审政策的模糊性，致使收复区的部分学生失学（赵飞飞和殷昭鲁，2007）。这说明在沦陷区接受过“教育”的儿童即使在抗战结束后也受到了一些影响，而抗战结束后满足入学年龄的儿童则开始接受正常的教育。

（二）文献综述

抗战对教育影响的文献多集中于历史学科。关于非敌占区的教育研究非常丰富，如战时教育政策研究（宋荐戈，2000；杨纯，2002）、农民教育研究（赵晓林，2011）、乡村教育研究（慈玲玲，2016）等。很大程度上归因于非敌占区的相关资料更容易保存下来。关于敌占区的教育研究，杜恂诚（1986）曾指出，虽然日本为了殖民需要在东北增设学校，但其目的是将学校作为殖民奴化教育的工具。曹必宏等（2015）也指出汪伪政府在沦陷区实际推行的是奴化教育而非真正的科学教育，并引用多处史料说明日本侵略者强迫学生学习日语，甚至删减“戚继光传”等涉日内容，来达到强化殖民统治的目的。余子侠和宋恩荣（2005a）还收集了一些被迫接受了奴化教育的当事人的口述或回忆录，揭露了日本侵略者在华北地区的奴化教育本质。关于日军推行奴化教育的文献还有许多，这里不再赘述（曹必宏，2005；鼓泽平和吴洪成，1999；郭贵儒，2005；彭程和刘晓军，2017；孙新兴，2003；谢冰松，1999；谢嘉，2003；谢影，2011；杨琪，2004；周章森，1997）。可以看出，日本在敌占区的教育仅仅是为了达到稳定殖民的目标而开展的，这与战前以教授科学知识为主的国民教育是不同的。但这些研究多为案例研究，较少对这些教育损失进行定量研究。覃红霞和吴洪成（2003）在关于日本侵华战争对教育影响的文献综述中也指出运用计量史学等方法来深化抗日战争研究非常有必要。而本文则利用 IPUMS 人口普查中大规模的微观数据，运用计量史学方法来估算中国因日本侵华战争而导致的人力资本损失。

在其它国家，已有非常多关于战争或暴力冲突对儿童教育负面影响的研究。Guo（2020）研究了在老挝（1964-1973）境内，由于一些未爆炸的炸弹

随时有爆炸的风险，受影响区域的农业劳动力需要精耕细作。受影响的儿童被迫退学，转而从事更多的农业劳动。Alderman 等（2006）则发现在津巴布韦，受 1970 年代内战影响的儿童在成年后有更短的受教育年限。相似的结果还见于卢旺达（Akresh 和 De Walque, 2008），哥伦比亚（Angrist 和 Kugler, 2008; Rodriguez 和 Sanchez, 2012），危地马拉（Chamarbagwala 和 Morán, 2011），塔吉克斯坦（Shemyakina, 2011）以及柬埔寨（Merrouche, 2011; Saing 和 Kazianga, 2020）。战争不仅对当时的儿童教育产生影响，还会对其成年后的收入产生影响。Ichino 和 Winter-Ebmer（2004）也发现二战期间德国与奥地利的儿童因为无法正常入学，在成年后获得较少的收入。类似地，还有很多证据显示处于暴力冲突下的儿童受教育年限与成年后的就业水平均更低（Akbulut-Yuksel, 2014; Islam 等, 2016）。而本研究则可以丰富这支战争对教育人力资本影响的文献。

三、数据来源和识别策略

（一）数据来源

1. 人口普查

本文利用 1990 年全国第四次人口普查微观数据来估计日本侵华战争对个体受教育年限的影响。数据来自 IPUMS（Integrated Public Use Microdata Series），它提供了 1790 年以来超过 100 个国家或地区的人口普查微观数据集。关于中国的数据有 1982 年、1990 年和 2000 年的 1% 人口普查微观数据。该数据所包含的人口统计学特征变量有出生年份、学历、民族、性别等，地点可以精确到地级市。由于中华民国时期小学入学年龄规定是 6 岁，本文将 6 岁及以上未暴露在战争期间的个体作为控制组，即 1940 年及以后出生的个体（后文称 1940 年及以后的出生队列），而 1940 年以前的出生队列由于在上学期期间暴露在抗日战争时期（1931-1945）均被视为处理组。¹Herbst（2017）在研究二战期间美国儿童照料政策对长期劳动力市场表现的影响时，也将该政策结束后未暴露在政策影响下的出生队列作为控制组。因此，本文的研究对

¹ 例如，1940 年出生队列 6 岁时恰好是战争结束后一年（1946），可正常入学。1939 年的出生队列 6 岁时仍处于战争期间（1945）。

象包含 1931-1949 年的出生队列。总的来说，本文所利用的 1990 年微观数据里共选取分布在全国 344 个地级市的 1933150 名个体。²

个体受教育年限由学历程度计算而来，如表 1 所示。学历程度分小学（6 年）、初中（3 年）、高中或职中（3 年）和大学（专科 3 年，本科 4 年）。³除此之外，本文还将是否完成各级学历的虚拟变量作为因变量来估计战争对不同学历程度的影响。

表 1 主要变量描述统计表

变量名	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
A部分:微观个体变量					
受教育年限	4.629	4.071	0	16	1933150
不识字 (=1)	0.337	0.473	0	1	1933150
小学毕业 (=1)	0.545	0.498	0	1	1933150
初中毕业 (=1)	0.222	0.416	0	1	1933150
高中毕业 (=1)	0.076	0.266	0	1	1933150
大学毕业 (=1)	0.02	0.141	0	1	1933150
农村 (=1)	0.746	0.435	0	1	1933150
汉族 (=1)	0.929	0.256	0	1	1933150
男性 (=1)	0.524	0.499	0	1	1933150
父亲受教育年限	2.439	3.359	0	16	54885
母亲受教育年限	0.386	1.567	0	16	119689
父母平均受教育年限	0.929	2.234	0	16	152450
B部分:地级市级变量					
被日军占领年数	4.282	4.473	0	14	344
被占领过 (=1)	0.657	0.475	0	1	344
被占领1年以上 (=1)	0.564	0.497	0	1	344
战役数 (1912-1927)	0.294	0.87	0	7	344
战役数 (1928-1936)	0.674	1.7	0	15	344
战役数 (1945-1950)	1.404	2.001	0	11	344
海拔/1000	0.803	1.019	0.001	5.042	344
农业适宜度	0.642	0.281	0.001	0.999	344
坡度/1000	4.647	3.788	0.09	22.104	344
每万人教会小学生数	3.826	5.779	0	51.466	281
每万人教会中学校数	0.006	0.014	0	0.136	281
城镇化率 (1920)	0.111	0.173	0.008	1.346	187

² 本文主要利用 1990 年人口普查微观数据的原因是该数据是最合适的。1982 年人口普查的微观数据虽然更能代表出生较早的个体，但提供的特征变量较少而较难与其它数据进行匹配研究。2000 年的微观数据虽然提供的特征变量较多，但对于较早出生的个体代表性较弱。因此，本文主要利用了 1990 年的微观数据，既对出生较早的个体有更好的代表性，又有更多的特征变量与其它数据进行匹配研究。尽管如此，本文仍然在稳健性分析中使用了 1982 年和 2000 年的人口普查微观数据。

³ 若未能毕业则按折半计算，例如小学但未能毕业，受教育年限按 3 (=6/2) 年计算。研究生学历视为大学本科 4 年。

通商口岸(=1)	0.07	0.255	0	1	344
离日军主要进攻港口距离	786.24	672.538	30.487	3504.394	344
人均GDP(1990)	2179.639	1887.622	706	20356	255
C部分:省级变量					
每万人小学学校数 (1931-1946)	7.786	6.694	0.022	31.721	368
每万人中学学校数 (1931-1946)	0.09	0.106	0.001	0.96	368
每万人小学在校生数 (1931-1946)	470.937	461.807	1.042	3560.15	368
每万人中学在校生数 (1931-1946)	20.568	22.355	0.218	148.742	368
小学教职员增长率 (1930-1946)	1.257	1.515	-0.855	5.056	27
中学教职员增长率 (1930-1946)	1.837	1.716	-0.68	5.386	27
被日军占领年数	4.062	4.38	0	13.329	30

本文没有选取抗日战争前的出生队列作为控制组的原因有很多。最主要的原因是很难确定哪一年前的出生队列完全没有暴露在战争中。即使按照6年小学毕业时没有暴露在战争第一年(1931)的原则选取,那么控制组应是1919年及以前的出生队列。然而,如此选取的问题有三个:一是这些出生队列由于年代久远,样本相对较少;二是这些出生队列的教育仍可能受到影响,例如某儿童本来可继续升学到中学,却在中途因战争而失学;三是抗战前的教育发展受到的混淆影响因素较多。例如,民国初期的军阀混战、不完善的教育体系等因素都会严重低估日本侵华战争的影响。因此,将抗战前的出生队列作为受战争影响的反事实组,仍需谨慎。尽管如此,在稳健性分析中,本文仍将1919年及以前的出生队列加入作为控制组,其结果与基准回归结果基本一致。

2. 战争强度

衡量战争强度的指标为各地区被日军占领时间,数据来源于多种文献的交叉验证。选取日军占领时间作为战争强度指标是因为占领时间越久,各阶段教育发展停滞的时间就越长,影响程度就越大。本文主要利用了《中国抗日战争史地图集》(武月星,1995)和多本省市地方志。⁴这些资料不仅在地图上标记了战争发生时的年份和地点,还对每次战役的经过进行了描述。通

⁴ 本文还参考了《中国抗日战争史》(张宪文,2001)、《中国战争史地图集》(中国人民革命军事博物馆,2007)和《中国现代史地图集》(武月星,1999)。参考的方志见附录A。

过对这些资料交叉验证后，本文获取到各县被日军占领年数。由于 IPUMS 人口普查微观数据只提供到地级市，因此本文将各地级市所辖县的平均被占领年数作为地级市的被占领年数，如图 1。由于该数据来自文本记载，难免出现测量误差。所以，本文还计算了各地级市离最近日军主要进攻港口距离作为被日军占领年数的工具变量（IV），来解决内生性问题。

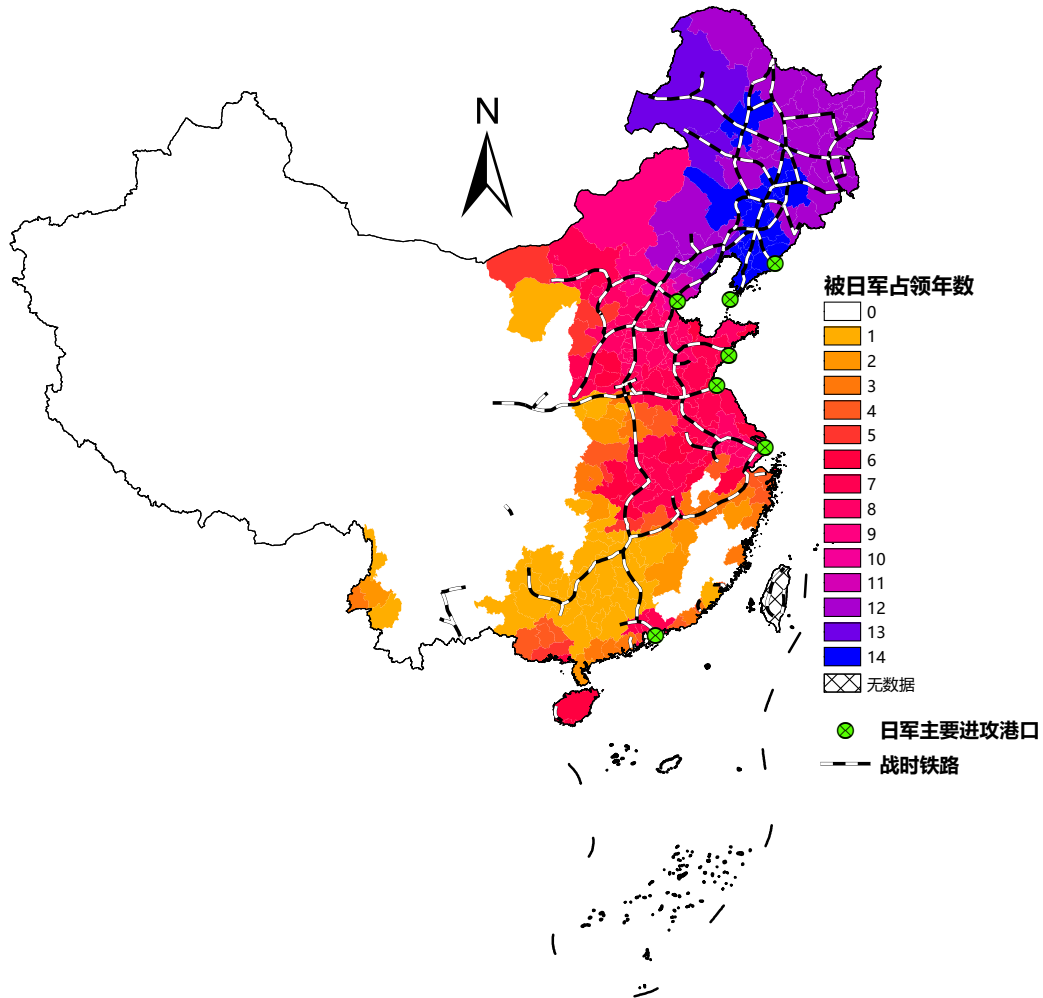


图1 各地被日军占领时间、日军主要进攻港口和战时铁路

3. 其它变量

由于民国时期其它类型的战争也可能对教育产生影响，本文考虑了三个时期的战争，数据来源于《中国战争史地图集》（中国人民革命军事博物馆，2007）、《中国现代史地图集》（武月星，1999）以及《中国战争史》（田昭林，

2019)。第一时期是1912年至1927年，主要是各军阀混战时期。第二时期是1928年至1936年，主要是国共内战第一阶段。第三时期是1945年至1950年，主要是国共内战第二阶段。由于这些战役持续的时间大多较短，通常为几个月不等，因此将各地区战役数作为控制变量。中国自古以来是一个农业国家，地理和自然条件也是影响农业经济的重要因素。为此，本文首先获取到各地平均农业适宜度（Ramankutty等，2002）、海拔⁵和坡度（Nunn和Puga，2012）作为控制变量。除此之外，农村和城市地区的教育水平可能存在差异，因此本文还从1990年人口普查微观数据里获取个体是否为农村户口作为控制变量。其它个体特征变量还包括性别、民族和父母受教育年限，均来自IPUMS人口普查微观数据。另外，教会学校和社会经济发展水平也可能影响到教育，因此本文人工整理出1920年的教会学校和城镇化率（中华续行委办会调查特委会，2007）以及通商口岸（费成康，1991）等相关变量。在机制分析中，本文还利用了《中华民国教育年鉴》和《1991年中国城市统计年鉴》，变量包括每万人中小学学校数量和在校生数量（1931-1946）、中小学教职员数量（1930、1946）和人均GDP（1990）。

（二）识别策略

本文基于出生队列双重差分（Difference-in-Differences, DID）策略来估计战争对个体受教育年限的影响。根据人口普查数据的特点，可利用不同出生队列来估计（Chen等，2020；Duflo，2001）。该出生队列DID方法利用两个方面的变动来源：一是在同一地区的出生队列在学龄阶段是否暴露在抗日战争时期。因为在1945年日军突然投降，那么该年份前后的学龄儿童会受到不同的学校教育，因此可视其为一个自然实验来估计战争对教育的影响；二是各地区被日军占领时间的变动，用来衡量各地受战争影响的强度。参考Duflo（2001）的方法，DID模型识别方程如下：

$$Edu_{i,c,p} = \beta_0 + \beta_1 War_p * I(1931 \leq c \leq 1939) + \beta_2 X_{i,c,p} + \lambda_p + \mu_c + \Lambda_p * \mu_c + \varepsilon_{i,c,p} \#(1)$$

其中， $Edu_{i,c,p}$ 指地级市 p 中出生队列为 c 的个体 i 的受教育年限。 War_p 是指战争期间各市被日军占领的年数。 $I(1931 \leq c \leq 1939)$ 是一个指示函数，如果

⁵ 海拔数据来自网站：<http://www.webgis.com>。

出生队列在 1931 年至 1939 年间则为 1，否则为 0。1931-1939 年出生队列即前文提到的受影响的处理组，1940 年至 1949 年的出生队列则为控制组。 War_p 和 $I(1931 \leq c \leq 1939)$ 的交乘项，即双重差分变量，其系数 β_1 则是本文关注的系数，表示暴露在抗日战争期间的个体每多被日军占领一年，其受教育年限会受到多大影响。 $\mathbf{X}_{i,c,p}$ 是人口普查中个体相关的特征变量，包括是否在农村，是否为汉族和是否男性。 λ_p 是地级市固定效应，控制了各地区非时变相关因素。 μ_c 是出生队列固定效应，控制了不同时期各地区共同受到的影响。最后，参考 Chen 等（2020）的做法，将各地区初始教育水平 \mathbf{A}_p 放入估计模型中，并与 μ_c 交乘，这样可控制各地区不同的初始教育水平对个体受教育年限造成的影响。 \mathbf{A}_p 计算自 IPUMS 人口普查数据中各地区 1919 年及以前的出生队列中的小学生和初中生毕业率。 $\varepsilon_{i,c,p}$ 是误差项。

值得注意的是，估计值 β_1 应被视为一个保守的低估值，即真实的影响要大于估计出来的影响。原因主要有两点：第一，在被日军占领期间，一部分儿童会因为失去生命而无法出现在人口普查数据中。若将此类个体放入回归模型中估计，真实的影响应该更大；第二，控制组中的出生队列由于战争期间教育基础设施的破坏和家庭财产的损失而受到持续的影响。那么，实际观察到的战后出生队列受教育年限应小于真实的受教育年限，这些客观因素说明真实的影响会大于本文估计值。尽管如此，低估值对本文的结论并不会造成太大的影响，因为真实值要大于低估值。

DID 策略的有效性需满足平行趋势假设，即各地区被占领年数应该对控制组（1940-1949）中的出生队列无显著影响。本文采用一个动态效应估计模型来检验平行趋势，即估计被占领年数对样本中各年出生队列的影响。动态效应模型识别方程如下：

$$Edu_{i,c,p} = \beta_0 + \sum_{\gamma=1931}^{1948} \beta_{1,\gamma} War_p * I(c = \gamma) + \beta_2 \mathbf{X}_{i,c,p} + \lambda_p + \mu_c + \mathbf{A}_p * \mu_c + \varepsilon_{i,c,p} \#(2)$$

其中， $\beta_{1,\gamma}$ 是在 γ 年出生队列受战争的影响，1949 年出生队列为基准组。平行趋势假设则要求控制组中的 $\beta_{1,\gamma}$ 不显著。同时，该模型也可观测暴露在战争期间的处理组中各年出生队列所受到的影响，若各年系数显著则说明战争的影响是存在的。

四、回归结果

(一) 主要结果

1. 基准回归

表 2 报告了式 (1) 的回归结果。第 (1) - (3) 列报告了在加入不同的控制变量后战争对受教育年限的影响。可以看出, 所有系数都在 1% 的水平上显著。第 (3) 列的系数 (-0.045) 说明暴露在日本侵华战争期间的儿童受教育年限平均会降低至少 0.2 ($=0.045 \times 4.3$) 年。⁶又或者, 被占领年数的一个标准差的上升会使受教育年限平均降低 0.2 ($=0.045 \times 4.5$) 年, 大约是样本中平均受教育年限的 4% ($=0.2/4.6$)。与其它估计战争对教育影响的研究相比较, 该影响是较大的。⁷根据 1953 年第一次全国人口普查处理组中共有 9056.7384 万人, 日本侵华战争在 1931-1939 年间则至少减少了 1811 ($=9056.7384 \times 0.2$) 万学年数, 相当于 300 万人失去了完成小学的机会。⁸

表 2 战争对教育的直接影响 (基准回归)

	因变量: 受教育年限			不识字 (=1)
	(1)	(2)	(3)	(4)
被占领年数 * 受影响出生队列 (1931-1939)	-0.042***	-0.054***	-0.045***	0.003***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.00)
农村 (=1)		-3.935***	-3.936***	0.251***
		(0.07)	(0.07)	(0.01)
汉族 (=1)		0.131	0.131	-0.038***
		(0.09)	(0.09)	(0.01)
男性 (=1)		2.290***	2.289***	-0.289***
		(0.04)	(0.04)	(0.01)
观测值	1,933,150	1,933,150	1,933,150	1,933,150
R ²	0.171	0.406	0.406	0.304
出生队列和地级市固定效应	√	√	√	√
初始教育水平 * 出生队列固定效应			√	√

注: 标准误聚类于地级市, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。个体特征为是否在农村, 民族, 性别。初始教育水平为1919年及以前各地区初中和小学生毕业率。

第 (4) 列报告了战争对个体不识字率的影响。同样地, 暴露在日本侵华

⁶ 平均被占领年数是 4.3 年。

⁷ Guo (2020) 估计出老挝境内的哑弹对教育的负面影响至少是平均水平的 9%, 并认为这个影响很大。Akbulut-Yuksel (2014) 估计出在德国暴露在二战期间的儿童受教育年限会平均少 0.4 年。另一个研究发现, 美国空军投向柬埔寨的炸弹强度每上升一个标准差, 就会显著减少儿童受教育年限大约 0.11 年 (Saing 和 Kazianga, 2020)。

⁸ 处理组出生队列 (1931-1939) 在 1953 年时年龄应在 14-22 (含) 岁之间, 且该人口数不包含人民武装部队和年龄不详的人口, 因此实际人口数应更大。

战争中的儿童不识字概率会至少增加 1.29 ($=0.3 \times 4.3$) 个百分点。换句话说，每 100 名儿童中至少有 1 名会因为战争而不识字。被占领年数的一个标准差的上升会使不识字概率上升 1.35 ($=0.3 \times 4.5$) 个百分点，大约占到不识字率均值的 4% ($=1.35/33.7$) 左右。这些结果在控制了人口统计学特征及初始教育水平后依然稳健。

2. 动态效应

图 2 显示了战争对各年出生队列受教育年限的直接影响，即式 (2) 的回归结果。可以看出，在控制组 (1940-1949) 的出生队列中，被日军占领年数对受教育年限影响的系数在零值附近波动，且都不显著。这说明本文的 DID 识别模型是满足平行趋势假设的。而在处理组 (1931-1939) 的出生队列中，被占领年数对受教育年限的系数均显著为负，这说明学龄阶段暴露在战争中的各年出生队列的受教育年限都有显著的减少。因此，动态效应模型结果说明平行趋势假设是满足的，即本文的 DID 估计系数是有效的。

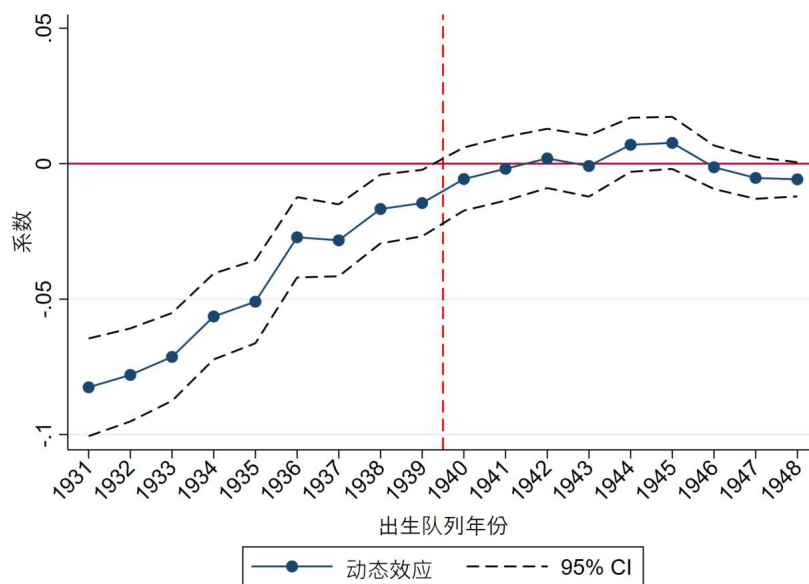


图 2 战争对教育影响的动态效应

(二) 异质性分析

异质性的检验有助于厘清战争是否在特定的群体中存在不同的影响程度。根据已有的数据，本文从三个方面分析了战争对教育影响异质性：一是分农村与城市地区；二是分性别；三是分不同学历完成度。

表3的第(1)和(2)列分别为农村与城市地区分样本的回归结果。可以看出，战争显著减少了对农村与城市地区个体的受教育年限。但两者间没有太大的差异。表3的第(3)和(4)列检验了战争对不同的性别是否有异质性影响。结果发现，女性教育水平受战争的影响比男性更大。

表3 分地区与性别的异质性检验

	因变量：受教育年限			
	农村 (1)	城市 (2)	男性 (3)	女性 (4)
被占领年数 * 受影响出生队列(1931-1939)	-0.046*** (0.01)	-0.049*** (0.01)	-0.039*** (0.01)	-0.049*** (0.01)
观测值	1,441,967	491,182	1,012,660	920,490
R ²	0.294	0.182	0.322	0.389
个体特征控制	√	√	√	√
出生队列和地级市固定效应	√	√	√	√
初始教育水平*出生队列固定效应	√	√	√	√

注：标准误聚类于地级市，*** p<0.01，** p<0.05，* p<0.1。个体特征为是否在农村，民族，性别。初始教育水平为1919年及以前各地区初中和小学生毕业率。

战争对不同学历完成度有不同的影响。为了检验对不同学历完成度的影响，本文根据受教育年限计算出是否获得小学、初中、高中和大学学历四个虚拟变量作为因变量。图3显示，暴露在日本侵华战争期间的个体完成小学、初中和高中的概率分别显著减少了1.5、2.9和0.8个百分点。比较来看，战争对完成初中学历概率的影响最大，对小学、高中学历完成度概率的影响相对要小一些，对大学学历完成度概率的影响不显著。

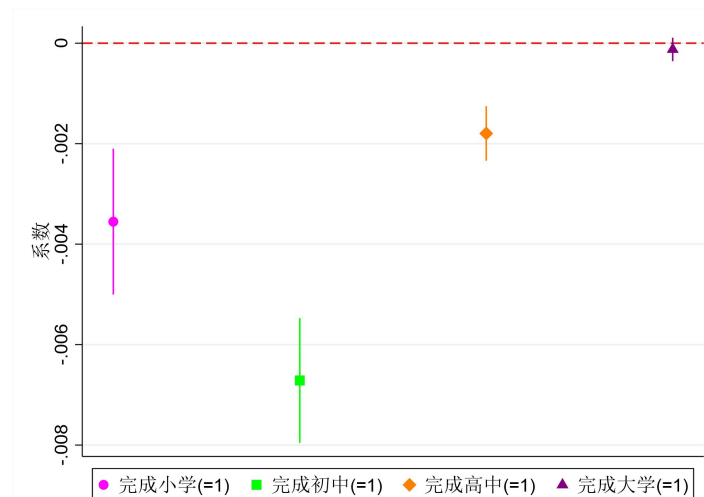


图3 战争对不同学历完成度的影响

（三）稳健性检验

1. 不同样本选择下的结果

图 4 检验了在不同样本选择下的结果是否稳健。第一，本文剔除掉了一些特殊样本。东北三省地区，即辽宁、吉林和黑龙江三省，在 1931 年就被日军占领的地区，因此本文考虑将这些地区的样本剔除。⁹如图所示，剔除东北三省的回归结果并不影响本文主要结论。第二，中国一些地区如西藏、新疆、内蒙古、宁夏和青海各省由于地广人稀，也可能会影响基准回归结果。从图中可以看出，在将这些省份剔除掉后的结果与基准回归基本一致。第三，本文剔除了几个较特殊的城市。北京是 1912-1928 年北洋政府时期的首都，有一定的政治文化影响力；上海是民国时期经济最发达的港口城市；南京是南京国民政府所在地；重庆是战时陪都。在剔除掉这些特殊城市后，战争的影响依然显著。第四，在将上述这些极端情况下的样本都剔除掉后的系数仍然显著。第五，为了检验该影响是否只存在于那些被占领年数最长的那些地区，本文还将被占领年数 0.9 分位数以上的地区剔除，可见系数仍然是显著的。

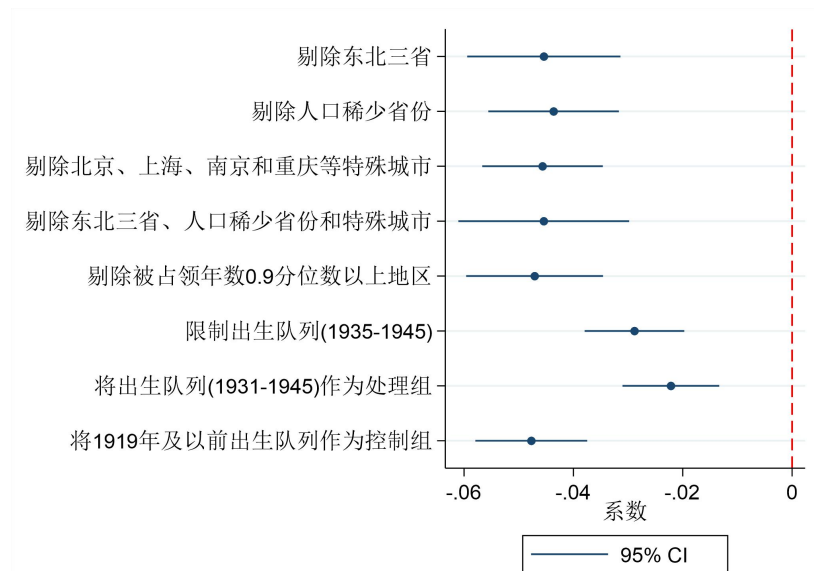


图 4 稳健性检验：不同样本选择

⁹ 虽然 1990 年东北三省与中华民国时期稍有不同，但日军 1931 年侵占的东北地区大致范围与 1990 年东北三省相当。

第六，处理组与控制组的不同选取也可能会影响到基准回归结果的稳健性。由于基准回归所使用的样本跨期可能太长，本文还考虑了将样本限制在战争前后更短的范围内，即 1935-1945 年的出生队列样本。图 4 的结果显示，战争对受教育年限仍有显著的负面影响。虽然系数较基准回归更低，但此时处理组由于年龄更小而更有可能在战争结束后重返学校接受教育，进而会低估战争对教育的影响。第七，由于 1940-1945 年的出生队列在学龄前也暴露在战争时期，因此将这部分出生队列也视为处理组来观察是否仍存在显著的影响。图 4 仍显示该系数是显著的，说明即使考虑学龄前受战争的可能影响，战争对教育的影响依然存在。这里系数较低的原因是处理组中加入了可在战后正常入学的出生队列，这会低估真实的战争影响。最后，参照 Herbst (2017) 的方法，本文考虑将战争前的出生队列视为控制组加入回归方程。由于 1919 年的出生队列刚好读完小学时处于战争首年 (1931)，因此将 1919 年及以前的出生队列也作为控制组，同时将 1920-1930 年出生队列样本视为处理组加入回归模型中。图 4 的结果显示，战争对教育的影响依然显著。但仍值得注意的是，战争发生前出生队列仍可能在学龄期间受到战争的影响，例如学生读完小学继续升学到中学，甚至到大学刚好处于战争期间。因此，对这里系数的解释需更加谨慎。总之，在不同的样本选择下，战争对受教育年限的直接影响非常稳健。

2. 混淆因素

教育会受到多方面的影响，本节讨论了加入一些混淆因素后是否会改变结果的稳健性。首先，民国时期的其它战争也可能对教育产生影响。为此，本节考虑加入民国时期其它三个时期的战争强度变量：战役数 (1911-1927)、战役数 (1928-1936) 和战役数 (1945-1950)。具体做法是，将此三个变量与受影响出生队列变量进行交乘，并放入回归方程式中。表 4 的第 (1) - (3) 列分别是加入这三个时期战役数的回归结果。可以看出，仅 1911-1927 年的战役数对教育的影响不显著。在加入这三个时期的战争变量后的第 (4) 列中发现，只有 1945-1950 年的战役数对教育有显著负面影响。尽管如此，日本侵华战争对教育的影响依然显著为负。

表4 稳健性检验：混淆因素

	因变量：受教育年限							
	其它战争因素				地理环境 因素 (5)	教会学校 因素 (6)	城市经济 发展因素 (7)	对外贸易 活动因素 (8)
	(1)	(2)	(3)	(4)				
被占领年数 * 受影响出生队列 (1931-1939)	-0.044*** (0.01)	-0.046*** (0.01)	-0.041*** (0.01)	-0.042*** (0.01)	-0.033*** (0.01)	-0.045*** (0.01)	-0.041*** (0.01)	-0.045*** (0.01)
战役数(1911-1927) * 受影响出生 队列(1931-1939)	0.015 (0.03)			0.022 (0.03)				
战役数(1928-1936) * 受影响出生 队列(1931-1939)		-0.019* (0.01)		-0.019 (0.01)				
战役数(1945-1950) * 受影响出生 队列(1931-1939)			-0.024** (0.01)	-0.022** (0.01)				
农业适宜度 * 受影响出生队列 (1931-1939)					-0.222* (0.12)			
海拔/1000 * 受影响出生队列 (1931-1939)					-0.014 (0.05)			
坡度/1000 * 受影响出生队列 (1931-1939)					0.021** (0.01)			
每万人教会小学生数 * 受影响出 生队列(1931-1939)						0.003 (0.01)		
每万人教会中学校数 * 受影响出 生队列(1931-1939)						1.385 (2.47)		
城镇化率(1920) * 受影响出生队列 (1931-1939)							0.147 (0.21)	
通商口岸(=1) * 受影响出生队列 (1931-1939)								-0.006 (0.07)
观测值	1,933,150	1,933,150	1,933,150	1,933,150	1,933,150	1,805,232	1,453,932	1,933,150
R ²	0.406	0.406	0.406	0.406	0.406	0.409	0.415	0.406
个体特征控制	√	√	√	√	√	√	√	√
出生队列和地级市固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√
初始教育水平*出生队列固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√

注：标准误聚类于地级市，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。个体特征为是否在农村，民族，性别。初始教育水平为1919年及以前各地区初中和小学生毕业率。

第（5）列是加入农业适宜度、海拔以及坡度等地理环境变量后的结果，可见战争对教育的影响依然显著。另外，由于 Bai 和 Kung（2015）曾指出教会学校的知识溢出对近代经济发展有显著正面影响。因此，第（6）列加入了教会学校教育的影响，可见无显著影响。城市经济发展程度也可能会影响教育，本节在第（7）列中加入了 1920 年的城镇化率，结果显示无显著影响。Jia（2014）曾指出清朝在 1840 年后开放通商口岸的城市在长期中有更高的经济增长率。这些城市的对外商品贸易活动频繁，经济发展程度也较高，从而可能影响到教育发展。因此，第（8）列加入是否为较早开放通商口岸的虚拟变量。从结果可知，通商口岸对教育并无显著影响，而被日军占领年数对教育的影响依然显著。总的来说，在加入一系列可能的混淆因素后，日本侵华战争对受影响学龄儿童的受教育年限仍然有非常稳健的负面影响。

3. 工具变量（IV）估计

由于被日军占领年数这一变量多来自文本记载，难免出现测量误差等问题，因此本文考虑了一个 IV 来解决此内生性问题。从众多资料可知，日军侵华的军事战略是“速决战”。1936 年，日军发布的《帝国国防方针》中指出“速决战”的重要性，以避免“持久战”（张展，2018）。1938 年，毛泽东发表的《论持久战》也从侧面印证日军迫切需要更多的“速决战”来达到完全侵略之目的。日军很可能通过占领那些能够连通内陆地区的铁路港口城市来实现此目的，因为铁路可帮助快速运输大量兵力和军用物资。1931 年，日军在最早侵略中国东北地区时，正是通过占领有铁路站点的旅顺和安东（今丹东）两个港口城市来实现的。日军在 1937 年全面侵华后，先后进攻了有直通内陆铁路站点的港口城市：天津、青岛、连云、上海和广州（武月星，1995；中国人民革命军事博物馆，2007）。在华北地区，日军甚至在占领区还修建了一部分铁路线作为军事用途（武月星，1995）。因此，本节将各地区离最近日军主要进攻港口距离作为被日军占领时间的工具变量。日军主要进攻港口城市见图 4.1，可见这些港口都有能直通内陆的铁路线。那么，距离这些港口越远，被日军占领时间就越短，反之则越长。利用此 IV 的两阶段最小二乘法（2SLS）识别方程如下：

第一阶段，

$$War_p * I(1931 \leq c \leq 1939) = \beta_0^1 + \beta_1^1 dist2invadePort_p * I(1931 \leq c \leq 1939) + \beta_2^1 X_{i,c,p} + \lambda_p^1 + \mu_c^1 + \Lambda_p * \mu_c^1 + v_{i,c,p} \#(3)$$

其中， $dist2invadePort_p$ 是工具变量，即离最近日军主要进攻港口距离。

第二阶段，

$$Edu_{i,c,p} = \beta_0^2 + \beta_1^2 War_p * I(1931 \leq c \leq 1939) + \beta_2^2 X_{i,c,p} + \lambda_p^2 + \mu_c^2 + \Lambda_p * \mu_c^2 + \xi_{i,c,p} \#(4)$$

其中， $War_p * I(1931 \leq c \leq 1939)$ 是第一阶段回归后的因变量估计值。

表 5 为 IV 估计回归结果。第 (1) 列是全样本回归结果，系数仍在 1% 的水平上显著。Kleibergen-Paap F 值大于 10，说明不存在弱工具变量。由于日军 1931 年进攻东北三省地区的两个港口比 1937 年全面进攻中国其它主要港口在时间上要早 6 年左右，因此在第 (2) 列中剔除了东北三省的样本。系数仍然是显著的，Kleibergen-Paap F 值仍大于 10。最后，新疆、西藏等人口稀少省份离港口太远，因此在第 (3) 列中继续剔除了人口稀少省份的样本。系数仍然显著，Kleibergen-Paap F 值仍大于 10。因此，IV 估计结果也说明战争对受教育年限有显著的影响。

表 5 稳健性检验：IV 估计

	因变量：受教育年限		
	全样本	剔除东北三省	剔除东北三省和人口稀少省份
	(1)	(2)	(3)
被占领年数 * 受影响出生队列(1931-1939)	-0.045*** (0.01)	-0.043*** (0.01)	-0.043*** (0.01)
观测值	1,933,150	1,760,880	1,678,987
R ²	0.284	0.290	0.292
个体特征控制	√	√	√
出生队列和地级市固定效应	√	√	√
初始教育水平*出生队列固定效应	√	√	√
Kleibergen-Paap F值	109.5	114.6	415

注：工具变量为离最近日军主要进攻港口距离。标准误聚类于地级市，*** p<0.01，** p<0.05，* p<0.1。个体特征为是否在农村，民族，性别。初始教育水平为1919年及以前各地区初中和小学生毕业率。

IV 估计结果与基准回归结果无太大差异，说明关于战争强度的测量误差内生性并不会造成太严重的后果。在剔除较为极端的样本后，IV 估计系数仍能与基准回归中的系数保持一致。而且，Kleibergen-Paap F 值至少大于 100，说明 IV 能够较好的反映战争强度。因此，IV 估计结果也体现了基准回归结果的稳健性，也反映出战争强度与日军沿铁路港口进攻有关。

4. 使用 1982 和 2000 年的人口普查微观样本

表 6 报告了 1982 年和 2000 年人口普查微观样本的回归结果。本文除了主要利用的 1990 年人口普查微观样本，还利用 1982 年和 2000 年的人口普查微观样本。第 (1)、(3) 列分别是 1982 年和 2000 年的全样本回归结果，系数仍然显著为负，与基准回归系数相差不大。第 (2)、(4) 列是剔除东北三省的样本回归结果，系数仍然显著为负。可以看出，其它两轮人口普查微观样本回归结果说明基准回归的结论具有一定的稳健性。

表 6 稳健性检验：人口普查微观样本（1982，2000）

	因变量：受教育年限			
	1982年人口普查样本		2000年人口普查样本	
	全样本 (1)	剔除东北三省 (2)	全样本 (3)	剔除东北三省 (4)
被占领年数 * 受影响出生队列 (1931-1939)	-0.044***	-0.048***	-0.054***	-0.062***
	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.01)
观测值	1,909,429	1,743,839	1,391,445	1,299,565
R ²	0.279	0.275	0.369	0.363
个体特征控制	√	√	√	√
出生队列和地级市固定效应	√	√	√	√
初始教育水平*出生队列固定效应	√	√	√	√

注：标准误聚类于地级市，*** p<0.01，** p<0.05，* p<0.1。个体特征为是否在农村，民族，性别。10初始教育水平为1919年及以前各地区初中和小学生毕业率。

5. 不同识别模型

表 7 报告了不同识别模型检验的回归结果。第 (1)、(2) 列分别将被占领年数替换为被占领过和被占领超过 1 年以上的虚拟变量，系数依然显著为负。而且，被占领超过 1 年以上的地区影响比只被占领过的地区更大。第 (3) 列报告了使用省级聚类标准误的回归结果，显著性无任何变化。第 (4) 列按地级市和出生队列年份加总为面板数据，并使用了 Conley 空间调整标准误 (Conley, 1999)。结果发现，加总面板数据的回归系数稍大于基准回归，但仍然显著。第 (5) 列加入地级市的时间趋势后发现，系数依然显著为负。这里系数绝对值变小的原因是时间趋势加入后会吸收一部分处理效应 (Goodman-Bacon, 2021; Wolfers, 2006)。

¹⁰ 1982 年普查微观样本中无居住地是否在农村的个体特征变量。

表 7 稳健性检验：不同识别模型

	因变量：受教育年限				
	被占领过	被占领超过1年以上	省级聚类标准误	加总面板数据+空间调整标准误	加入地级市时间趋势
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被占领过(=1) * 受影响出生队列(1931-1939)	-0.258***				
	(0.06)				
被占领超过1年以上(=1) * 受影响出生队列(1931-1939)		-0.306***			
		(0.05)			
被占领年数 * 受影响出生队列(1931-1939)			-0.045***	-0.059***	-0.013***
			(0.01)	(0.01)	(0.00)
观测值	1,933,150	1,933,150	1,933,150	6,535	1,933,150
R ²	0.406	0.406	0.406	0.318	0.408
个体特征控制	√	√	√	√	√
出生队列和地级市固定效应	√	√	√	√	√
初始教育水平*出生队列固定效应	√	√	√	√	√
地级市*出生队列年份趋势					√

注：除第（3）和（4）列外，标准误聚类于地级市级，*** p<0.01，** p<0.05，* p<0.1。个体特征为是否在农村，民族，性别。¹¹初始教育水平为1919年及以前各地区初中和小学生毕业率。

6. 安慰剂检验

最后，为了检验基准回归系数是否会随机产生，本节进行两类安慰剂检验。第一类是在控制组出生队列（1940-1949）中，任意选取其中一年及以前的出生队列作为处理组。在1941年及以后的出生队列的学龄期间，战争已经结束，那么如此选取后的回归结果中应不会观察到战争对受教育年限有显著影响。如图5，任意选取处理组后的回归结果均不显著，说明基准回归的结果是可信的。

¹¹ 第（4）列个体特征为各年份地区该特征比例。

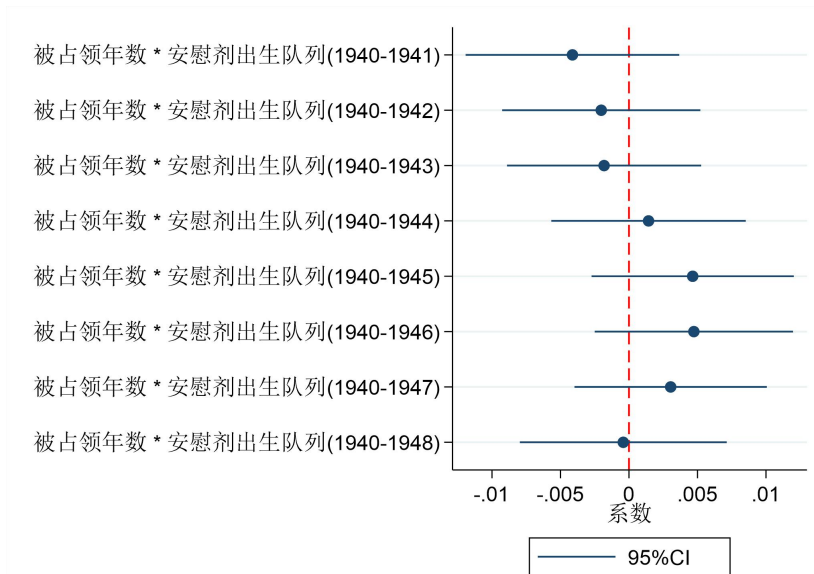


图5 稳健性检验 I：安慰剂检验（任意处理组）

第二类安慰剂检验是在各地级市中随机分配被日军占领年数。由于被日军实际占领的地级市有 226 个，因此在全部 344 个地级市中随机选取 226 个视为“处理组”，再在其中随机分配被日军占领年数（1-14）。此过程重复 500 次，得到 500 个系数及对应的 p 值。关于这些系数的核密度分布见图 6。可以看出，安慰剂检验的系数在 0 值附近波动，且没有一次接近基准回归系数，而且相距甚远。因此，各地随机分配被日军占领年数的安慰剂检验结果也说明基准回归结果是可信的。

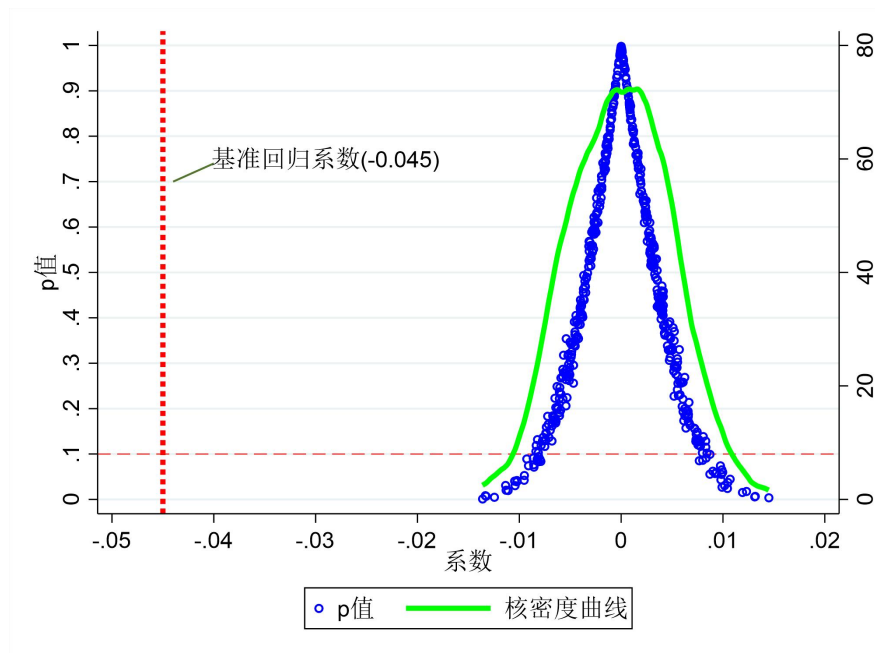


图6 稳健性检验 II：安慰剂检验（随机分配被占领年数）

五、机制检验

这部分对影响儿童教育水平的相关渠道进行检验。首先，本文检验战争是否造成了教育基础设施的减少；第二，检验教育代际转移是否是重要的渠道；最后，检验高学历人群迁移是否是重要渠道。

（一）教育基础设施减少

教育基础设施易受到战争影响，学校、教职员和在校生数量都会有相应的减少。战争是残酷的，不仅造成人员伤亡，还会导致公共基础设施损毁。Akbulut-Yuksel（2014）就曾研究了二战中德国被战争损毁的瓦砾密度对教育的影响，说明房屋这类基础设施的影响非常大。学校作为教学场地很难不受到攻击，从而导致教职员无法正常教学，学生亦不能正常入学。孟国祥（2017）在对抗战时期全国教育损失调查时发现，截止1937年底有1368所中学被迫关闭，约占总数的40%，约24万名中学生失学。其中，南京市的中学在沦陷后大多毁于炮火，或被日军占用为军事指挥部（中国第二历史档案馆，[日期不详]）。在1938年底，全国也有12.97万小学毁于战火或关闭，25.7万教师被迫放弃教学，战后中学和小学学校也分别损毁1867所和11863所（中国第二历史档案馆，[日期不详]）。不仅如此，一些公共图书馆也遭受战火的损毁，如广西损失的图书就多达61.6万多册（覃静和周碧蓉，2005）。因此，暴露在战争中的儿童受教育年限减少的部分原因很可能是教育基础设施被严重破坏。根据已有资料，本文手工整理了从1931年至1946年包括23个省市的中小学校数面板数据，并检验战争是否减少了中小学学校数量。¹²这里直接构建一个动态效应模型（以1931年为基期），识别方程如下：

$$\%Schools_{i,t} = \beta_0 + \sum_{\gamma=1932}^{1946} \beta_{1,\gamma} War_i * I(t = \gamma) + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中， $\%Schools_{i,t}$ 是*i*省*t*年的每万人学校数。各省人口数据来自1928年《民国十七年户口调查统计报告》，并以陈长蘅修正数为准（侯杨方，2001）。 $I(t = \gamma)$ 为是否为*γ*年的指示函数。 War_i 是各省平均被日军占领年数。 λ_i 和 μ_t 分别是省和年份固定效应。 $\beta_{1,\gamma}$ 是受关注的动态效应系数。

¹² 个别省份因为战争爆发而无1937-1939年数据，为了更好估计，本文采用线性插值的方式补齐。辽宁、吉林、黑龙江等省份由于1937年后数据缺失较多而不被包含在这23个省市里。

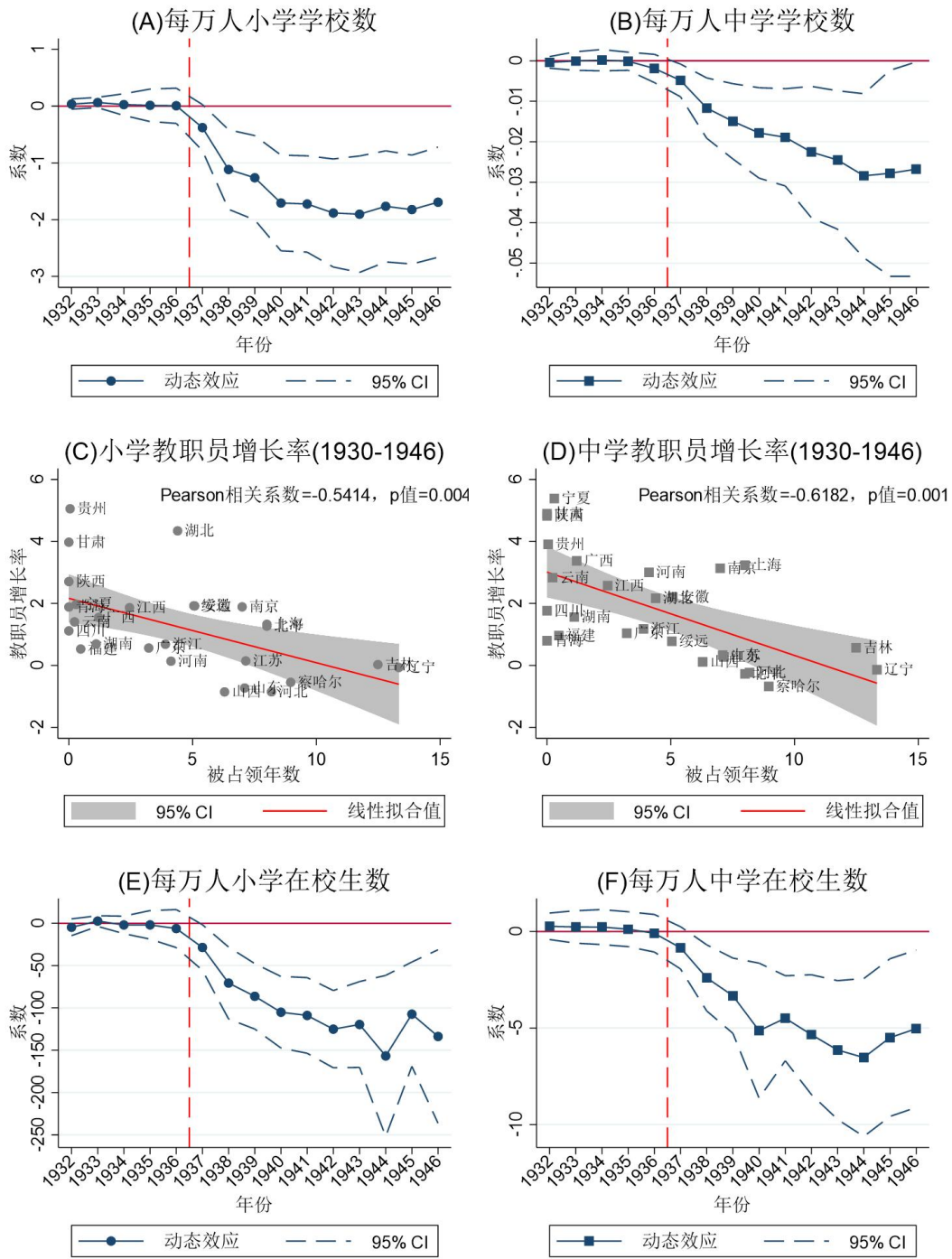


图7 战争对中小学学校、教职员和在校生的影响

图7的(A)和(B)分别展示了小学和中学学校数关于式(5)的动态效应结果。可以看出,在1937年被日军占领之前,战争强度对每万人中小学学校数量无显著的影响,而在1937年后则显著减少中小学学校数量。这一趋势直到1945年战争结束后,才开始有所缓解,尤其是中学学校数。这一发现也有来自史料的

证据，例如日军在 1937 年进攻天津时就将南开中小学作为飞机投弹目标（南开大学档案馆，[日期不详]）。由于学校场地宽敞适合作为军营，河北省的许多中小学除被日军机轰炸外，还被强占为军营（余子侠和宋恩荣，2005a）。

除学校外，本文还检验了战争对教职员数量的影响。由于数据的限制，本文只整理了 1930 和 1946 两年 27 个省市的中小学教职员数。图 7 的（C）和（D）分别展示了各省小学和中学的教职员数增长率与被日军占领年数的关系。很明显，受战争影响较大的省，如辽宁、吉林，其教职员数增长率则较低，而较少受影响的地区，如四川、陕西，其教职员增长率则较高。日本殖民者在侵占中国时，强制推行日语必修课一定程度上也挤占了原有的教师资源，学制的缩短也减少了对教师的需求（余子侠和宋恩荣，2005b）。而且敌占区的教师待遇也不如战前，甚至被强迫参加反共亲日活动，诸多因素都会导致教职员数的减少（余子侠和宋恩荣，2005c）。

图 7 的（E）和（F）展示了将式（5.5）的因变量替换为每万人中小学在校生数后的动态效应。可以看出，战争也显著减少了在校生数，说明相当一部分学生被迫放弃学业。而在 1945 年战争结束后，在校生数减少的影响开始减小，说明战后教育秩序正在恢复，这也为本文将 1940 年及以后的出生队列作为控制组提供了依据。

总的来说，日本侵华战争显著降低教育基础设施水平，从而导致学龄儿童无法正常入学。具体来说，教育基础设施水平的降低表现在中小学校数量和中小学教职员的减少。

（二）教育代际转移

个体教育水平也会受到父母教育水平的影响(Black 等, 2005; Meng 和 Zhao, 2021)。虽然本文检验了战争对教育的影响，但受战争影响出生队列教育水平也可能受父母教育水平的代际传递影响。为了检验这个可能的渠道，本文将父母受教育年限放入模型中作为一个控制变量。Guo（2020）用同样的方法检验了这个渠道。但人口普查样本中并不是每一名个体都有记载父母受教育年限的信息，相对全样本来说非常少。表 8 报告了这一渠道的检验结果。第（1）列将父母平均受教育年限加入检验战争对受教育年限的影响，系数仍显著为负。由于父母有受教育年限信息的变量样本较少，因此在第（2）列用第（1）列同样的样本但去除父母平均受教育年限变量，来检验战争对教育的影响。结果显著依然为负，且与第（1）列相差不大，说明父母教育水平虽然对下一代子女教育有显著影响，但不影响本文的结论。第（3）列是加入父亲受教育年限变量后的结果，可以看出

父亲受教育年限越高，子女受教育年限也显著越高。但战争对受影响出生队列的系数却不显著。然而，在第（4）列中使用了与第（3）列同样的样本但剔除了父亲受教育年限变量，此时系数也不显著，说明第（3）列系数不显著的原因很大程度上是由于样本变动所致。¹³第（5）列放入母亲受教育年限的变量，结果说明母亲教育水平的确也对下一代教育水平有促进作用。类似地，第（6）列用第（5）列同样的样本但剔除了母亲受教育年限的变量，系数与第（5）列几乎无变化，而且都是显著的。因此，教育的代际转移这一因素对教育的影响虽然存在，但并不改变战争对教育的负面影响。

表 8 教育的代际转移机制检验

	因变量：受教育年限					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被占领年数 * 受影响出生队列 (1931-1939)	-0.021*** (0.01)	-0.020*** (0.01)	-0.010 (0.01)	-0.014 (0.01)	-0.021** (0.01)	-0.020** (0.01)
父母平均受教育年限	0.182*** (0.01)					
父亲受教育年限			0.179*** (0.01)			
母亲受教育年限					0.230*** (0.01)	
观测值	152,450	152,450	54,885	54,885	119,689	119,689
R ²	0.304	0.293	0.297	0.274	0.307	0.299
个体特征控制	√	√	√	√	√	√
出生队列和地级市固定效应	√	√	√	√	√	√
初始教育水平*出生队列固定效应	√	√	√	√	√	√

注：标准误差聚类于地级市，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。个体特征为是否在农村，民族，性别。初始教育水平为1919年及以前各地区初中和小学生毕业率。

（三）高学历人群迁移

本节检验了高学历人群迁移这一渠道。战争不仅直接导致教育人力资本损失，还可能会降低该地区经济发达程度，那么在那些经济欠发达地区的高学历人群有可能会迁移到其它经济发达地区。最后，这些因战争而成为经济欠发达地区的平均教育水平会更低。Akbulut-Yuksel（2014）和 Guo（2020）在研究战争对教育的影响时，都用类似的方法检验了人群迁移这一渠道。即使本文已经剔除掉了

¹³ 虽然该样本观测值并不少，但与基准回归相比已减少大约 98%。然而，这里的回归仅为检验父亲受教育年限是否干扰到战争对教育的影响，Chen 等（2020）也用同样的方法来解决在加入混淆因素后样本减少而无法与基准回归相比较的问题。

非本地户口的个体，这种影响还不能完全排除。为了检验高学历人群迁移是否为战争影响教育的重要渠道，本节剔除了 1990 年各城市经济最发达和欠发达的地区，如表 9。经济发达指标衡量自 1991 年《中国城市统计年鉴》各地级市的人均 GDP 数据。由于无法完全匹配到所有的地级市，所以这里在第（1）列报告了能够匹配的地区样本基准回归结果。第（2）-（4）列分别为剔除人均 GDP0.9 分位数以上、0.1 分位数以下，以及前述两类地区的回归结果。结果显示，在剔除掉经济发达和欠发达地区样本后，战争对教育的影响仍然显著，且与基准回归结果相差不大。因此，高学历人群迁移不大可能是战争影响受教育年限的主要渠道。

表 9 高学历人群迁移渠道检验

	因变量：受教育年限			
	匹配上的地区 样本	剔除人均 GDP0.9分位数 以上地区	剔除人均 GDP0.1分位数 以下地区	剔除人均 GDP0.9分位数 以上和0.1分 位数以下地区
	(1)	(2)	(3)	(4)
被占领年数 * 受影响出生队列(1931-1939)	-0.040*** (0.01)	-0.041*** (0.01)	-0.046*** (0.01)	-0.042*** (0.01)
观测值	1,632,303	1,501,095	1,778,677	1,346,622
R ²	0.401	0.389	0.408	0.389
个体特征控制	✓	✓	✓	✓
出生队列和地级市固定效应	✓	✓	✓	✓
初始教育水平*出生队列固定效应	✓	✓	✓	✓

注：标准误差聚类于地级市，*** p<0.01，** p<0.05，* p<0.1。个体特征为是否在农村，民族，性别。初始教育水平为1919年及以前各地区初中和小学生毕业率。

六、结论

本文研究了日本侵华战争对教育人力资本的直接影响。利用近 200 万观测值的人口普查微观数据，将日军在 1945 年投降这一历史事件作为一个自然实验，运用双重差分法估计战争对暴露在战争期间学龄儿童受教育年限的影响。结果发现，日本侵华战争对直接受影响儿童的教育水平有非常显著的负面影响。具体来说，暴露在战争期间的儿童受教育年限比未暴露的儿童要至少低 0.2 年，该影响大约是样本中平均受教育年限的 4%。而且，每 100 个儿童中会至少有 1 位因为战争而不识字。这一结论在很多稳健性分析中依然成立。本文还发现，女性教育水平受战争影响比男性更大，战争对初中完成度的影响最大。最后，本文在机制

检验中发现,教育基础设施的减少是战争对教育影响的重要渠道。父母教育水平虽然会影响子女的教育水平,但战争对教育的影响仍然显著。高学历人群迁移也不会干扰战争对教育的影响。

战争除了对物质资本造成巨大的损失外,还影响到中国现代化进程中的人力资本积累。教育作为人力资本中最为关注的一个方面,为未来的人才储备乃至经济发展起到非常关键的作用。然而,这种人力资本的损失是无形的,很难像物质资本一样被直接观察到。本文的估计结果与其它研究战争对教育影响的结论一致,为战后政策制定提供了一个参考。因此,在战后或其它类似灾难后的经济政策制定中,教育秩序的恢复是非常紧迫的。因此,战后政策制定中,学校重建、教师待遇的改善应被给予足够的重视。

参考文献:

- 蔡光明:《抗战胜利后的教育甄审与反甄审》[J],《安庆师范学院学报(社会科学版)》2003年第04期,第58—61页。
- 曹必宏:《汪伪奴化教育政策述论》[J],《民国档案》2005年第02期,第110—117页。
- 曹必宏、夏军、沈岚:《汪伪统治区奴化教育研究》[M],社会科学文献出版社,2015年。
- 陈宝泉:《中国近代学制变迁史》[M],北京文化学社,1927年。
- 慈玲玲:《民国时期乡村基础教育政策研究》[D],东北师范大学博士学位论文,2016年。
- 杜恂诚:《日本在旧中国的投资》[M],上海社会科学院出版社,1986年。
- 费成康:《中国租界史》[M],上海社会科学出版社,1991年。
- 鼓泽平吴洪成:《论日本在侵华期间对华沦陷区的奴化教育》[J],《求索》1999年第06期,第113—117页。
- 顾明远:《教育大辞典》[M],。
- 郭贵儒:《华北沦陷区日伪奴化教育述论》[J],《河北师范大学学报(哲学社会科学版)》2005年第06期,第127—137页。
- 侯杨方:《中国人口史(第六卷)民国时期》[M],上海:复旦大学出版社,2001年。
- 孟国祥:《抗战时期的中国文化教育与博物馆事业损失窥略》[M],中共党史出版社,2017年。
- 民国教育部:《第二次中国教育年鉴》[J],《上海:商务印书馆》1948年,第88-105页。
- 南开大学档案馆:《私立南开中学、女中、小学抗战期间损失报告清册》[R],。
- 彭程、刘晓军:《抗战时期华北沦陷区奴化教育研究——以伪国立新民学院中国学生的“日本参观旅行”为例》[J],《南开日本研究》2017年第00期,第141—150页。
- 璩鑫圭、唐良炎:《中国近代教育史资料汇编:学制演变》[M],上海教育出版社,1991年。
- 宋荐戈:《中华近世通鉴·教育专卷》[M],中国广播电视出版社,2000年。
- 孙培青:《中国教育史》[M],上海:华东师范大学出版社,2003年。
- 孙新兴:《日本在青岛的殖民奴化教育评析》[J],《抗日战争研究》2003年第01期,第115—139页。
- 覃红霞、吴洪成:《近年来日本侵华殖民教育史研究综述》[J],《抗日战争研究》2003年

- 第 01 期, 第 238—250 页。
- 覃静、周碧蓉:《抗战时期广西各图书馆受损基本情况分析》[J],《广西社会科学》2005 年第 10 期,第 176—178 页。
- 田昭林:《中国战争史》[M],江苏人民出版社,2019 年。
- 伪华北教育总署档案:《二十八学年度华北教育统计》[R],中国第二历史档案馆,1940 年。
- 武月星:《中国抗日战争史地图集》[M],中国地图出版社,1995 年。
- 武月星:《中国现代史地图集》[M],中国地图出版社,1999 年。
- 谢冰松:《抗战时期河南沦陷区的奴化教育》[J],《史学月刊》1999 年第 05 期,第 3—5 页。
- 谢嘉:《日本侵略者在华北沦陷区的奴化教育罪行》[J],《档案天地》2003 年第 S1 期,第 26—27 页。
- 谢影:《日伪在华北沦陷区学校之奴化教育研究》[J]。
- 杨纯:《抗战时期国民教育研究》[D],华中师范大学,2002 年。
- 杨琪:《日伪新民会与华北沦陷区的奴化教育》[J],《北华大学学报(社会科学版)》2004 年第 01 期,第 45—49 页。
- 余子侠、宋恩荣:《日本侵华教育全史(第 2 卷)》[M],人民教育出版社,2005 年 a 年。
- 余子侠、宋恩荣:《日本侵华教育全史(第 1 卷)》[M],人民教育出版社,2005 年 b 年。
- 余子侠、宋恩荣:《日本侵华教育全史(第 3 卷)》[M],人民教育出版社,2005 年 c 年。
- 张宪文:《中国抗日战争史》[M],南京大学出版社,2001 年。
- 张展:《全面侵华时期日军的对华持久战战略》[J],《抗日战争研究》2018 年第 03 期。
- 赵飞飞、殷昭鲁:《战后国民政府整合教育资源的尴尬尝试——以教育甄审为中心的考察》[J],《贵州文史丛刊》2007 年第 02 期,第 44—48 页。
- 赵晓林:《中国近代农民教育研究》[D],西北农林科技大学博士学位论文,2011 年。
- 中国第二历史档案馆:《1940-1943 年南京市敌伪教育工作调查报告》[R],。
- 中国第二历史档案馆:《全国各级学校及教育机关战时财产损失编制说明》[R],。
- 中国人民革命军事博物馆:《中国战争史地图集》[M],星球地图出版社,2007 年。
- 中华续行委办会调查特委会:《1901-1920 年中国基督教调查资料》[M],中国社会科学出版社,2007 年。
- 周章森:《日本在侵华期间对浙江沦陷区的奴化教育》[J],《浙江学刊》1997 年第 01 期,第 104-107+98 页。
- 朱家骅:《教育施政报告 1945/8-1946/3》[R],。
- Akbulut-yuksel, M., 2014, "Children of war the long-run effects of large-scale physical destruction and warfare on children"[J], *Journal of Human Resources*, Vol. 49, No. 3: 634—662.
- Akresh, R., De walque, D., 2008, "Armed conflict and schooling: Evidence from the 1994 Rwandan genocide"[M]. The World Bank.
- Alderman, H., Hoddinott, J., Kinsey, B., 2006, "Long term consequences of early childhood malnutrition"[J], *Oxford economic Papers*, Vol. 58, No. 3: 450—474.
- Angrist, J.D., Kugler, A.D., 2008, "Rural windfall or a new resource curse? Coca, income, and civil conflict in Colombia"[J], *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 90, No. 2: 191—215.
- Bai, Y., Kung, J.K., 2015, "Diffusing knowledge while spreading God's message: Protestantism and economic prosperity in China, 1840—1920"[J], *Journal of the European Economic Association*, Vol. 13, No. 4: 669—698.

- Black, S.E., Devereux, P.J., Salvanes, K.G., 2005, "Why the apple doesn't fall far: Understanding intergenerational transmission of human capital"[J], *American economic Review*, Vol. 95, No. 1: 437—449.
- Chamarbagwala, R., Morán, H.E., 2011, "The human capital consequences of civil war: Evidence from Guatemala"[J], *Journal of Development Economics*, Vol. 94, No. 1: 41—61.
- Chen, Y., Fan, Z., Gu, X., et al., 2020, "Arrival of Young Talent: The Send-Down Movement and Rural Education in China"[J], *American Economic Review*, Vol. 110, No. 11: 3393—3430.
- Conley, T.G., 1999, "GMM estimation with cross sectional dependence"[J], *Journal of Econometrics*, Vol. 92, No. 1: 1—45.
- Duflo, E., 2001, "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment"[J], *American Economic Review*, Vol. 91, No. 4: 795—813.
- Goldin, C.D., 2016, "Human capital"[J]Springer Verlag.
- Goldin, C.D., Katz, L.F., 2009, "The race between education and technology"[M]. harvard university press.
- Goodman-bacon, A., 2021, "Difference-in-differences with variation in treatment timing"[J], *Journal of Econometrics*.
- Guo, S., 2020, "The legacy effect of unexploded bombs on educational attainment in Laos"[J], *Journal of Development Economics*, Vol. 147, : 102527.
- Herbst, C.M., 2017, "Universal child care, maternal employment, and children's long-run outcomes: Evidence from the US Lanham Act of 1940"[J], *Journal of Labor Economics*, Vol. 35, No. 2: 519—564.
- Ichino, A., Winter-ebmer, R., 2004, "The long-run educational cost of World War II"[J], *Journal of Labor Economics*, Vol. 22, No. 1: 57—87.
- Islam, A., Ouch, C., Smyth, R., et al., 2016, "The long-term effects of civil conflicts on education, earnings, and fertility: Evidence from Cambodia"[J], *Journal of Comparative Economics*, Vol. 44, No. 3: 800—820.
- Jia, R., 2014, "The legacies of forced freedom: China's treaty ports"[J], *Review of Economics and Statistics*, Vol. 96, No. 4: 596—608.
- Meng, X., Zhao, G., 2021, "The Long Shadow of a Large Scale Education Interruption: The Intergenerational Effect"[J], *Labour Economics*: 102008.
- Merrouche, O., 2011, "The long term educational cost of war: evidence from landmine contamination in Cambodia"[J], *The Journal of Development Studies*, Vol. 47, No. 3: 399—416.
- Miguel, E., Roland, G., 2011, "The long-run impact of bombing Vietnam"[J], *Journal of Development Economics*, Vol. 96, No. 1: 1—15.
- Nunn, N., Puga, D., 2012, "Ruggedness: The blessing of bad geography in Africa"[J], *Review of Economics and Statistics*, Vol. 94, No. 1: 20—36.
- Ramankutty, N., Foley, J.A., Norman, J., et al., 2002, "The global distribution of cultivable lands: current patterns and sensitivity to possible climate change"[J], *Global Ecology and Biogeography*, Vol. 11, No. 5: 377—392.
- Rodriguez, C., Sanchez, F., 2012, "Armed conflict exposure, human capital investments, and

- child labor: evidence from Colombia"[J], *Defence and peace Economics*, Vol. 23, No. 2: 161—184.
- Saing, C.H., Kazianga, H., 2020, "The Long-Term Impacts of Violent Conflicts on Human Capital: US Bombing and, Education, Earnings, Health, Fertility and Marriage in Cambodia"[J], *The Journal of Development Studies*, Vol. 56, No. 5: 874—889.
- Shemyakina, O., 2011, "The effect of armed conflict on accumulation of schooling: Results from Tajikistan"[J], *Journal of Development Economics*, Vol. 95, No. 2: 186—200.
- Wolfers, J., 2006, "Did unilateral divorce laws raise divorce rates? A reconciliation and new results"[J], *American Economic Review*, Vol. 96, No. 5: 1802—1820.

附录 A

被日军占领年数所参考的方志：

- [1] 黄山市地方志编纂委员会. 黄山市志[M]. 黄山书社, 1992.
- [2] 陕西省地方志编纂委员会. 陕西省志·军事志[M]. 陕西人民出版社, 2000.
- [3] 阜南县地方志编纂委员会. 阜南县志[M]. 黄山书社, 1997.
- [4] 通化市地方志编纂委员会. 通化市志[M]. 中国城市出版社, 1996.
- [5] 福建省地方志编纂委员会. 福建省志·军事志[M]. 新华出版社, 1994.
- [6] 玉林市志编纂委员会. 玉林市志[M]. 广西人民出版社, 1993.
- [7] 湖南省双峰县志编纂委员会. 双峰县志[M]. 中国文史出版社, 1993.
- [8] 湖北省地方志编纂委员会. 湖北省志·军事[M]. 湖北人民出版社, 1996.
- [9] 浙江省外事志编纂委员会. 浙江省外事志[M]. 中华书局, 1996.
- [10] 河南省地方史志编纂委员会. 河南省志·军事志[M]. 河南人民出版社, 1995.
- [11] 江西省地方志编纂委员会. 江西省志·江西省大事记[M]. 方志出版社, 2002.
- [12] 江西省地方志编纂委员会. 江西省·军事志[M]. 内部出版, 1997.
- [13] 广西壮族自治区地方志编纂委员会. 广西通志·军事志[M]. 广西人民出版社, 1994.
- [14] 广东省连县县志编写委员会. 连县志[M]. 广东省连县印刷厂, 1985.
- [15] 安徽省地方志编纂委员会. 安徽省志·军事志[M]. 安徽人民出版社, 1995.
- [16] 吉林省地方志编纂委员会. 吉林省志·军事志[M]. 吉林人民出版社, 1996.
- [17] 利辛县地方志编纂委员会. 利辛县志[M]. 黄山书社, 1995.
- [18] 内蒙古自治区地方志编纂委员会办公室. 内蒙古自治区志·大事记[M]. 内蒙古人民出版社, 1997.
- [19] 云南省地方志编纂委员会. 云南省志·军事志[M]. 云南人民出版社, 1997.
- [20] 陈庆荣, 王宗华, 杨秀春. 通辽市军事志[M]. 军事科学出版社, 2008.
- [21] 界首县地方志编纂委员会. 界首县志[M]. 黄山书社, 2011.
- [22] 湖南省地方志编纂委员会. 湖南省志·大事记[M]. 中国文史出版社, 1991a.
- [23] 湖南省地方志编纂委员会. 湖南省志·军事志[M]. 中国文史出版社, 1991b.
- [24] 海南省地方史志办公室. 海南省志·军事志[M]. 南海出版公司, 1998.
- [25] 沈丘县志编纂委员会. 沈丘县志[M]. 河南人民出版社, 1987.
- [26] 江苏省地方志编纂委员会. 江苏省志·军事志[M]. 军事科学出版社, 2000.
- [27] 广东省地方史志编纂委员会. 广东省志·军事志[M]. 广东人民出版社, 1999.
- [28] 山西省史志研究院. 山西通志·军事志[M]. 中华书局, 1997.
- [29] 山东省地方史志编纂委员会. 山东省志·军事志[M]. 山东人民出版社, 1996.
- [30] 博白县志编纂委员会. 博白县志[M]. 广西人民出版社, 1994.