

农业冲击、乡村借贷与童工使用： 来自 20 世纪 30 年代东北北部乡村社会的考察^{*}

李楠

内容提要：本文利用 20 世纪 30 年代伪满洲国农业入户调查数据，对中国传统乡村社会中农业冲击、乡村借贷市场与童工使用之间的关系进行考察。研究发现：在 20 世纪 30 年代中国东北传统乡村社会中，遭受农业冲击的农户的确有增加使用未成年劳动力投入的倾向，当农户农业无收获面积每增加 1% 时，11—14 岁童工的使用人数增加 0.04 人左右。然而，当该农户通过民间借贷市场获得借款后，可以缓解这一不利影响。本研究不仅揭示了中国传统乡村社会农业冲击与未成年劳动力使用之间的关系，而且也理解为乡村社会民间借贷市场发展的功能与意义提供了新的视角。

关键词：农业冲击 民间借贷 童工使用

一、引言

关于童工问题的讨论由来已久，早在近代工业化早期阶段，不少学者在其著作中已经对广泛存在的童工现象进行了关注。例如马克思在讨论英国工业化早期进程时，就关注过专门为童工交易而设置的市场以及将 9 岁以上儿童出租给伦敦丝织工厂的现象。^①而戈尔丁和索科洛夫 (Goldin and Sokoloff) 则系统化地对美国 19 世纪上半叶东北部地区工业行业童工使用及其经济绩效进行考察。^②然而在现有童工决定因素的研究中，虽然巴苏和万 (Basu and Van)^③以及巴兰德和罗宾逊 (Baland and Robinson)^④分别给出了有关童工使用及其效率的经典理论解释，但关于收入冲击对童工使用的影响及其内在机制的讨论依然未包括在其中。^⑤尽管本世纪初，如毕格等 (Beegle et al.) 采用当代坦桑尼亚微观调查数据考察农业冲击对童工使用的影响，^⑥但其研究一方面未能排除当代工业化发展对乡村农业社会童工使用的影响，另一方面未能对乡村社会要素市场，特别是金融市场的作用进行考察。基于此，本文利用 20 世纪 30 年代中国东北地区乡村社会农业入户调查微观数据，对农业冲击与童工使用之间的关系，及乡村借贷市场对两者关系产生的作用进行分析，并提供相关的理论与实

[作者简介] 李楠，上海财经大学经济学院教授，上海，200433，邮箱：li.nan@mail.sufe.edu.cn。

* 本文为教育部人文社会科学基金项目“中国早期工业化进程中童工问题的理论及实证研究，1840—1936”（项目编号：14YJC790066）、上海财经大学基本科研业务经费项目“中国传统社会分家析产、商业化与地权分配的动态研究”（项目编号：2015110025）阶段性成果之一。向两位匿名审稿人致谢。

① 《马克思恩格斯全集》第 23 卷，北京：人民出版社 1972 年版，第 435 页。

② C. Goldin and K. Sokoloff, “Women, Children, and Industrialization in the Early Republic: Evidence from the Manufacturing Censuses”, *Journal of Economic History*, Vol. XIII, No. 4, 1982, pp. 741–774.

③ K. Basu and P. H. Van, “The Economics of Child Labor”, *American Economic Review*, Vol. 88, No. 3, 1998, pp. 412–427.

④ J. M. Baland and J. Robinson, “Is Child Labor Inefficient?”, *Journal of Political Economy*, Vol. 108, No. 4, 2000, pp. 663–679.

⑤ 更多关于童工使用研究的文献综述参见 K. Basu, “Child Labor: Causes, Consequences, and Cure with Remarks on International Labor Standard”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. 3, 1999, pp. 1083–1119.

⑥ K. Beegle, et al., “Child Labor and Agricultural Shocks”, *Journal of Development Economics*, Vol. 81, No. 1, 2006, pp. 80–96.

证证据。

本文之所以采用20世纪30年代中国东北地区农村入户调查数据作为考察对象,主要原因有以下几点:首先,近代中国童工问题是非常严重的社会现象。根据《中国工业调查报告》^①所给出的基于全国17个主要省份符合公司法经营的1206家企业的数据库,童工总计11.5万,约占全体劳动力的14.8%。^②而且无论内资与外资企业,均有大量童工存在。如果考虑手工业以及农业生产领域,则未成年劳动力的比例将会更高。其次,截至目前关于近代中国童工使用决定因素及其经济绩效的研究依然缺乏。尽管尹明明和鲁运庚^③、刘媛^④、丁勇华和吕佳航^⑤、李楠^⑥等从不同角度对中国童工问题展开研究,但现有这些研究对象或者仅集中在工业行业中,或者研究地域仅集中在上海地区,缺乏对近代中国传统乡村社会农业领域童工使用问题的深入考察。最后,采用20世纪30年代中国东北地区,特别是当时“北满”地区^⑦作为主要考察对象,主要是因为该样本较好地控制了地区工业化程度差异对农业冲击与童工使用估计结果偏差的影响。中国东北地区作为近代边疆开发的重要地区,其经济结构主要以农业为主。特别是“北满”地区,农业收入约占当地农户收入的90%。此外,由于特殊的移民社会组织形式,其社会网络、乡村借贷市场等社会经济功能比其他传统乡村社会更加典型。^⑧因此,本研究选择中国东北地区乡村社会作为考察该问题的主要数据来源。

通过构建理论和实证计量模型,本研究发现:在中国东北传统乡村社会中,农业冲击的确对遭受冲击的农户在童工使用方面造成了显著的正向影响,农业无收获面积每增加1%,11—14岁童工的使用人数增加0.04人。然而民间借贷市场的发展可以有效缓解这一不利影响,在同样遭受到农业冲击的条件下,有民间借贷的农户要比没有借贷的农户使用更少的童工。本研究的主要贡献如下:首先,本文借助国民政府时期中国东北地区乡村社会数据,揭示了农业冲击对童工使用的影响,进一步丰富了相关文献,并对毕格等^⑨提供的相关实证证据给予了一定的证实。其次,与班德拉等(Bandara et al.)^⑩的研究不同之处在于,本文进一步揭示了乡村借贷市场对农业冲击与童工使用之间关系的影响,而非农户持有资产的单一视角,特别侧重考察了乡村借贷市场与农业冲击的交互作用,进一步丰富了乡村借贷市场对乡村社会影响和功能的认识。最后,本文也为我们理解中国乡村社会提供了一个重要的视角,特别是本文作为第一篇揭示中国传统乡村社会农业冲击与未成年劳动力使用关系的文献,为我们理解近代中国经济增长迟滞提供了一个童工与人力资本积累之间替代的新视角。

本文结构安排如下:在接下来的第二部分,我们主要依托伪满洲国“农村实态调查”数据对东北地区传统乡村社会的农业冲击、乡村借贷与童工使用进行背景性介绍;在第三部分,主要对本文所考察的农业冲击与童工使用之间关系的理论模型及实证策略进行说明;在第四部分,主要将实证结果

① 刘大钧:《中国工业调查报告》,南京:经济统计研究所1937年版。

② 李楠:《近代中国工业化进程中童工使用与绩效研究》,《中国人口科学》2015年第4期。

③ 尹明明、鲁运庚:《20世纪初中国的童工问题研究》,《山东师范大学学报(人文社会科学版)》2003年第3期。

④ 刘媛:《1927—1937年上海童工的收入与消费研究》,《聊城大学学报(社会科学版)》2014年第2期。

⑤ 丁勇华、吕佳航:《试论1920、1930年代上海童工问题》,《上海大学学报(社会科学版)》2008年第2期。

⑥ 李楠:《近代中国工业化进程中童工使用与绩效研究》,《中国人口科学》2015年第4期;李楠:《企业出口与童工使用:基于民国时期工业行业数据的理论与实证研究》,上海财经大学经济史学系工作论文, No. CR2016-01-10, 2015年。

⑦ “北满”地区主要是指伪满洲国北部地区,即原中东铁路俄国实际控制地区(具体划分参见 Bank of Chosen, *Economic History of Manchuria*, Seoul: Bank of Chosen, 1920, pp. 11-12, 16-17)。

⑧ 李楠:《血亲网络对近代东北移民经济福利差异的影响,1845—1934》,《中国人口科学》2012年第4期;李楠:《社会网络、连锁合约与风险规避:近代东北乡村无息借贷合约选择机制的考察》,《中国经济史研究》2016年第1期。

⑨ K. Beegle, et al., “Child Labor and Agricultural Shocks”, *Journal of Development Economics*, Vol. 81, No. 1, 2006, pp. 80-96.

⑩ Amarakoon Bandara, Rajeev Dehejia, and Shaheen Lavie-Rouse, “The Impact of Income and Non-Income Shocks on Child Labor: Evidence from a Panel Survey of Tanzania”, *World Development*, Vol. 67, 2015, pp. 218-237.

进行展示,重点考察农业冲击对童工使用的影响,以及考察借贷市场对农业冲击与童工使用之间关系的缓解作用;最后为本文的结论。

二、数据说明

为考察农业冲击、乡村借贷对未成年劳动力使用的影响,本文采用20世纪30年代伪满洲国实业部临时产业调查局所做的《农村实态调查》^①作为主要数据来源。1931年九一八事变后,日本迅速占领了中国东北地区全境,并于1932年3月拥立清朝末代皇帝爱新觉罗·溥仪在长春建立傀儡政权伪满洲国。然而在伪满洲国刚刚成立之际,当年中国东北地区主要河流松花江发生重大水灾。此次洪水不仅持续时间长、波及范围广,而且破坏力强。东北地区共有48个县市旗^②遭受水灾,其中受灾较严重的“北满”地区灾民总计60万人以上,受淹面积约560万公顷,农作物全部受灾。^③因此,面对农业歉收以及伪满洲国制定产业五年计划的需要,伪满洲国实业部临时产业局分两次对东北乡村社会农业生产与生活进行调查。^④该调查第一次始于1935年,主要选取“北满”地区16个县19个村进行;第二次调查则于次年主要集中在“南满”地区进行,同时也包括极少部分“北满”地区,共涉及21个县22个村。^⑤因此,两次调查总计37个县41个村,涉及农户约1700多户(样本地理分布见图1)。由于该调查的意图是为产业五年计划的制定提供依据,因此该调查的内容较为丰富,共由16张表组成。调查内容包括:农户家庭概况、家族关系移民史、家庭人口结构、劳动力雇佣关系、农业生产、租佃关系、赋税以及借贷消费等。正因为该调查中有详细的关于农户家庭人口年龄结构、劳动力使用情况、乡村借贷关系以及农业生产丰歉情况等记载,因而为本文识别中国传统乡村社会农业冲击、乡村借贷与未成年劳动力使用之间的关系提供了非常难得的数据资源。

尽管该农业调查既涵盖了伪满洲国的北部地区,也包括了南部地区,但在本研究中我们仅采用第一次调查的“北满”地区16个县19个村的农户作为观测对象,进而考察农业冲击与童工使用之间的关系。之所以如此安排,其原因在于:一是在20世纪30年代中国东北地区总体工业化水平较高,工业产值约占全国的20%。^⑥特别是“南满”地区由于近代开发较早,工业化、城市化程度较高,当地服务业也较为发达和完善。因此,“南满”地区农业占农户家庭收入比重相对“北满”地区较低。所以在发生农业冲击的情况下,一方面农业冲击并未对“南满”地区农户总体收入产生较大的影响,以致去改变其劳动力投入策略;另一方面在面对农业冲击时,农户可以通过外出打工进入服务业和工业行业获得相应收入,进而弥补农业冲击带来的影响。^⑦因此,农业收入占其总收入接近90%左右的“北满”地区更加适合作为本研究的观察对象。二是“北满”地区地处东北地区北部,纬度在北纬43至53.3度之间,属于温带大陆性季风气候,冬夏温差较大。而且“北满”地区夏季雨量充沛、集中,其

① 伪满洲国实业部临时产业调查局:《农村实态调查》,长春:康德图书印刷所1935、1936年版。

② 在48个受灾县市旗中,黑龙江占21个,吉林占9个,内蒙古占18个(参见谭玉秀《1932年松花江流域大水灾述略》,《兰台世界》2011年第17期)。

③ 水利部松辽水利委员会编:《松花江志》,长春:吉林人民出版社2002年版,第240页;孙本文:《东北各地洪水为祸》,《时事月报》1932年第5期。

④ 关于此次调查的具体情况,参见R. H. Myers, "Socioeconomic Change in Villages of Manchuria during the Ch'ing and Republican Periods: Some Preliminary Findings", *Modern Asian Studies*, Vol. 10, No. 4, 1976, pp. 591-620。

⑤ “南满”与“北满”分别是对伪满洲国南部地区与北部地区的简称,具有一定历史地理含义。其中“北满”地区为东北地区北部,主要是俄国控制地区;而南部地区主要是日本控制地区,称“南满”。具体地域划分参见Bank of Chosen, *Economic History of Manchuria*, pp. 11-12, 16-17。

⑥ D. Ma, "Economic Growth in the Lower Yangzi Region of China in 1911-1937: A Quantitative and Historical Analysis", *Journal of Economic History*, Vol. 68, No. 2, 2008, pp. 355-392。

⑦ 正是因为工业化、城市化背景下,乡村农户收入具有多元化问题,因此才使得以往相关研究难以对收入冲击影响未成年人在农业生产上的投入进行准确度量。这也是本文采用中国东北地区历史数据进行考察的重要原因之一。

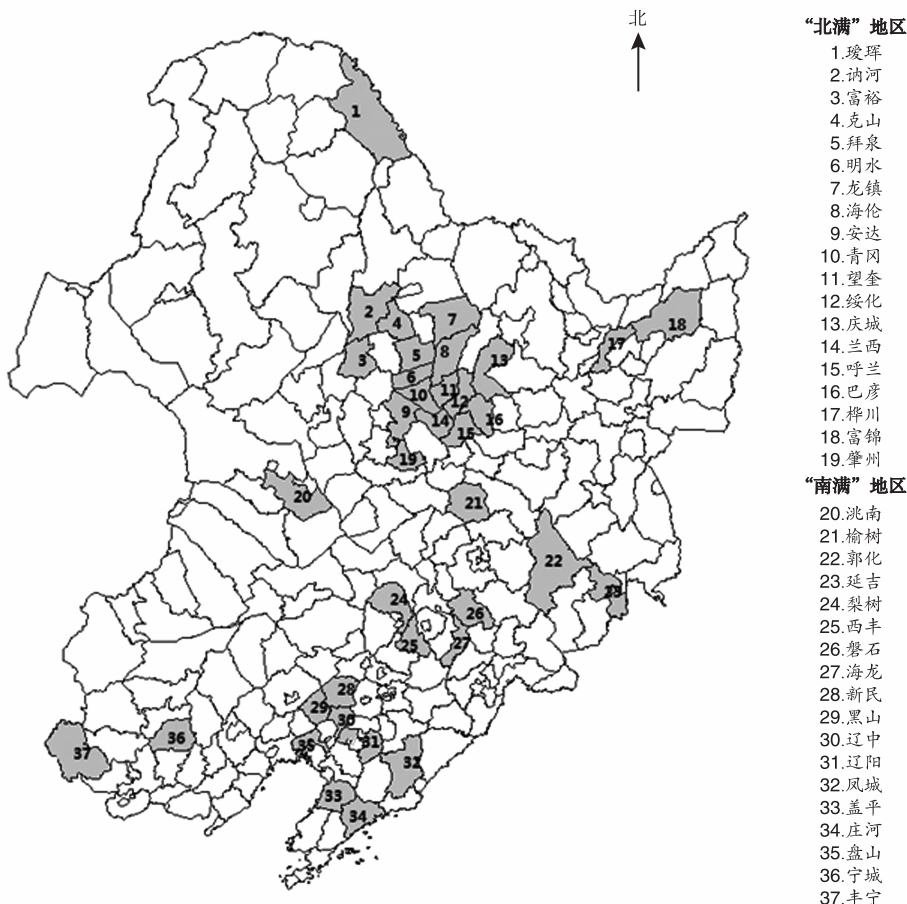


图 1 伪满洲国实业部产业局《农村实态调查》样本地理分布

资料来源：伪满洲国实业部临时产业调查局：《农村实态调查》。

中松嫩地区年降水 400—700 毫米，三江平原地区为 500—700 毫米，长白山地区为 650—1 000 毫米，且 80%—90% 的降水集中在 5—9 月。^① 此外，“北满”地区地形较为复杂，大部分地区环绕山地和丘陵，如大小兴安岭、长白山、张广才岭等。较充沛和集中的降水加之地形复杂，导致松花江、嫩江两条主要河流时常爆发洪水。因此“北满”地区比“南满”地区更容易受到天气变化所导致的农业冲击的影响。三是 20 世纪初期，大豆贸易在东北地区对外贸易中占有重要地位，大豆成为东北地区农村社会种植的重要经济作物。^② 而“北满”地区是大豆种植的重要地区，因此农业冲击对从事大豆生产的农户影响更加严重。本文正是基于以上几个原因选择“北满”地区的 16 个县 19 个村作为考察农业冲击与童工使用之间关系的主要数据来源。

在本研究中，样本总计涵盖“北满”地区 16 个县^③ 19 个村 658 个农户。^④ 所有的样本村庄基本

① 竺可桢、张宝堃：《中国东北地区的气候特征和气候区域》，中国科学院黑龙江流域综合考察队：《黑龙江流域综合考察学术报告》，北京：科学出版社 1958 年版，第 12—17 页。

② 雷慧儿：《东北的豆货贸易》，台北：台湾师范大学历史研究所 1986 年版；James Kung and Nan Li, “Commercialization as Exogenous Shocks: The Effect of the Soybean Trade and Migration in Manchurian Villages, 1895 - 1934”, *Explorations in Economic History*, Vol. 48, No. 4, 2011, pp. 568 - 589.

③ 16 个县分别包括伪满洲国时期龙江省的富裕县、讷河县、拜泉县、明水县、克山县、龙镇县；滨江省的呼兰县、巴彦县、肇州县、兰西县、安达县、青冈县、海伦县、望奎县、绥化县、庆城县。

④ 样本剔除部分非农家庭（如公职人员、医生、教师、乞丐等）以及家庭中没有 11—14 岁年龄段成员的农户。

分布在距离县城 21 里的范围内,平均村庄年龄超过 50 年。此外,从乡村规模来看,最小村 9 户,最大村 67 户,平均村庄规模 42.5 户。从土地财产来看,户均土地为 11.9 垧,人均约 1.6 垧。而且“北满”地区地权集中程度较高,平均基尼系数为 0.779。^① 表 1 给出了“北满”地区 16 个县 19 个村级农户遭受农业冲击、乡村借贷以及童工使用的基本情况。从表 1 可以看到,在所取的样本中,上一年遭受农业冲击的农户比重平均值为 10.04%,受灾土地比重平均值为 7.63%。由此可见,在“北满”地区,传统产业依然较强地依赖于自然条件,自然条件对农业生产的影响较为强烈。例如,在克山县程家油坊 22.2% 的农户遭受了不同程度的自然灾害影响,而呼兰县孟家屯 40.4% 的土地遭受影响。此外,从借贷行为来看,“北满”地区乡村借贷较为发达,平均 27.14% 的家庭有借贷行为,甚至在克山县程家油坊借贷农户比重达到 61.1%。另外,从各村童工使用情况来看,虽然样本中各村未成年人参与农业生产活动的平均比例达到了 12.4%,但各村童工使用的情况存在显著的差异。其中 11—14 岁未成年劳动力比重最高的为克山县程家油坊,62.5% 的未成年人参与劳动生产;而呼兰县孟家屯、富裕县七家户屯、克山县胥家屯、龙镇县帮办屯的 11—14 岁童工使用为 0。此外,从未成年劳动力比例与其年龄结构上看,表 1 最后两列给出的 11—12 岁与 13—14 岁未成年人参与劳动平均比例呈现出反向相关关系,即未成年人年龄越大参与劳动的比例越高。

表 1 “北满”地区 16 县 19 村农业冲击、乡村借贷与童工使用 单位:%

县名	村名	受灾农户 比重	受灾土地 比重	借贷农户 比重	11—14 岁 童工比重	11—12 岁 童工比重	13—14 岁 童工比重
海伦县	后三马架屯	0.0	0.0	30.7	12.0	9.1	14.3
望奎县	后四井屯	0.0	0.0	39.5	11.4	10.0	13.3
绥化县	蔡家窝棚	22.2	23.3	28.9	28.0	31.6	16.7
庆城县	张家烧锅	8.9	3.9	26.9	15.8	10.0	22.2
呼兰县	孟家屯	11.7	40.4	21.6	0.0	0.0	0.0
巴彦县	西太平庄屯	11.9	4.0	23.8	4.8	0.0	11.8
青冈县	董家店屯	3.3	1.4	43.3	17.6	42.9	0.0
兰西县	石家围子屯	0.0	0.0	35.7	3.0	0.0	5.6
安达县	正四家子屯	4.2	0.4	29.2	7.7	0.0	14.3
肇州县	张家大围子屯	1.6	0.1	24.2	2.1	0.0	4.8
富裕县	七家户屯	10.5	22.6	31.6	0.0	0.0	0.0
富裕县	李地房子屯	15.4	2.2	0.0	20.0	0.0	33.3
讷河县	孙家井	11.8	1.7	23.5	6.3	0.0	14.3
拜泉县	王殿元屯	21.2	23.6	24.2	8.7	0.0	25.0
明水县	郭殿仁屯	20.9	16.1	20.9	7.1	7.7	6.7
克山县	程家油坊	22.2	3.4	61.1	62.5	0.0	62.5
克山县	胥家屯	12.0	1.6	16.0	0.0	0.0	0.0
克山县	李家店屯	0.0	0.0	11.1	30.0	0.0	50.0
龙镇县	帮办屯	2.9	0.3	23.5	0.0	0.0	0.0
平均值		10.04	7.63	27.14	12.47	5.86	15.52

资料来源:伪满洲国实业部临时产业调查局:《农村实态调查》。

三、理论假说与实证模型

(一) 理论模型

为了揭示农业冲击与童工使用之间的关系,这里借鉴班德拉等^②提供的模型框架进行分析。为

^① 根据赵冈测算,华北地区山东、河北两省土地基尼系数约为 0.574,而华东地区土地平均基尼系数为 0.449(参见赵冈《中国传统农村的地权分配》,北京:新星出版社 2006 年版,附录 D)。由此可见,虽然东北地区人均土地面积较华北和华东地区人均土地大,但土地产权关系却更为集中。

^② Amarakoon Bandara, Rajeev Dehejia, and Shaheen Lavie-Rouse, “The Impact of Income and Non-Income Shocks on Child Labor: Evidence from a Panel Survey of Tanzania”, *World Development*, Vol. 67, 2015, pp. 218–237.

方便起见,假设家庭 i 中仅有一对父母和一个孩子,该家庭在时间 t 的效用水平由消费水平与孩子的人力资本构成,其效用函数如下:

$$u(c_{it}, h_{it})_{it} = \frac{c_{it}^\sigma}{\sigma} + \alpha h_{it} \quad (1)$$

这里 c_{it} 是家庭 i 在时间 t 的消费水平; h_{it} 为儿童的人力资本。 σ 与 α 分别为替代弹性和固定参数,其中 $0 < \sigma < 1, \alpha > 0$ 。

首先,我们假设农户仅通过劳动参与获得家庭财富,其家庭收入函数为:

$$f(l_{it}^a, s_{it-1}) = w_{it}^a l_{it}^a - \gamma s_{it-1} \quad (2)$$

其中, $w_{it}^a l_{it}^a$ 为成年劳动力通过劳动市场获得的收入; γs_{it-1} 为上一年农业冲击造成的财富损失,这里 $\gamma > 0$, 表明农业冲击对收入水平影响的参数。

此外,我们假设未成年人的人力资本函数为:

$$h_{it} = \beta e_{it}^\sigma \quad (3)$$

这里 e_{it} 为未成年人接受教育所投入的时间。因此,为方便起见,假设未成年人在教育与参与劳动之间资源分配关系为 $l_{it}^c + e_{it} = 1$ 。

首先,农户在没有乡村借贷市场的前提下,面对农业冲击所要实现自身效用最大化的最优化问题为:

$$\max u(c_{it}, h_{it})_{it} = \frac{c_{it}^\sigma}{\sigma} + \alpha \beta e_{it}^\sigma \quad (4)$$

$$\text{s. t. } c_{it} = w_{it}^c (1 - e_{it}) + w_{it}^a l_{it}^a + \gamma s_{it-1} \quad (5)$$

因此,对 c_{it} 和 l_{it}^c 的一阶条件有:

$$c_{it}^{\sigma-1} = \lambda \quad (6)$$

$$\alpha \beta \sigma e_{it}^{\sigma-1} = \lambda w_{it}^c \quad (7)$$

其中,一阶条件(6)和(7)给出了农户是否将未成年人送去读书或者作为劳动力参与农业生产的边际条件。如果在此 $\alpha \beta \sigma e_{it}^{\sigma-1} > c_{it}^{\sigma-1} w_{it}^c$, 则意味着人力资本投资边际效用水平较高,农户选择将未成年人送入学校接受教育,进而获得人力资本。如果 $\alpha \beta \sigma e_{it}^{\sigma-1} < c_{it}^{\sigma-1} w_{it}^c$, 则意味着未成年人作为劳动力的边际效用比教育投入带来的边际效用高,因此农户更倾向于将未成年人变为劳动者。最后,如果 $\alpha \beta \sigma e_{it}^{\sigma-1} = c_{it}^{\sigma-1} w_{it}^c$, 则意味着未成年人作为劳动力与接受教育是无差异的。

在此,我们假设成年劳动力与童工劳动力的工资比率差异是恒定的,那么将一阶条件(6)和(7)带入约束条件(5)中,可以求得童工使用的最优值为:

$$l_{it}^{c*} = f(e_{it}^*, l_{it}^a, s_{it-1}) \quad (8)$$

对式(8)求 s_{it} 的偏导数,则有 $\partial l_{it}^{c*} / \partial s_{it} = \gamma$ 。由于 $\gamma > 0$, 因此可知 $dl_{it}^{c*} / ds_{it-1} > 0$, 即农业冲击对童工使用具有促进作用。

其次,假设农户所在村庄在受到农业冲击时存在乡村社会借贷市场,则农户面对的消费约束条件为:

$$c_{it} = w_{it}^c (1 - e_{it}) + w_{it}^a l_{it}^a + \gamma s_{it-1} + \vartheta b_{it} \quad (9)$$

这里式(9)中 b_{it} 为在农户受到农业冲击后,该农户通过借贷市场获得的资金,其中 ϑ 为农户通过借贷资金转化为收入的系数,且 $\vartheta > 0$ 。因此,将一阶条件(6)和(7)带入约束条件(9)中,可以求得童工使用的最优值为:

$$l_{it}^{c*} = f(e_{it}^*, l_{it}^a, s_{it-1}, b_{it}) \quad (10)$$

对式(10)求 b_{it} 的偏导数,则有 $\partial l_{it}^{c*} / \partial b_{it} = -\vartheta$ 。因为 $\vartheta > 0$, 故可知 $\partial l_{it}^{c*} / \partial b_{it} < 0$, 即乡村借贷对农业冲击产生后的童工使用具有较强的抑制或缓解作用。

因此,根据以上理论模型推导出来的结果,本文将考察的两个关于农业冲击、乡村借贷与童工使

用的命题分别为：

命题1：当传统乡村社会中以农业生产为主的农户遭受到自然灾害对农业的冲击后，为增加必要的家庭收入，农户往往有使用未成年人作为劳动力参与农业生产的倾向。

命题2：尽管农户面对自然灾害造成的农业冲击，存在使用未成年人作为劳动力参与农业生产的动机，但如果农户可以通过乡村借贷市场获得借款，那么可以缓解收入冲击对农户的影响，进而抑制未成年人过早加入农业生产的可能。

(二) 实证模型及策略

为了进一步揭示农业冲击与童工使用之间的关系，本文的实证模型设定如下：

$$child_labor_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 agri_shock_{ijt-1} + \beta_2 X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \tag{11}$$

其中，被解释变量 $child_labor_{ijt}$ 为村庄 i 第 j 个农户在时间 t 使用未成年劳动力参与生产活动的人数，主要采用 11—14 岁劳动力人数的对数值； $agri_shock_{ijt-1}$ 为村庄 i 第 j 个农户在时间 $t-1$ 时的农业无收获面积的对数值； X 为一组农户特征及农户所在村庄特征的控制变量，其中农户家庭特征控制变量包括农户社会身份、村内亲属数量对数值、是否有乡村借贷(有=1)、户内人均土地对数值，村庄特征控制变量包括村内户数对数值、村内人均土地数量对数值、村内土地基尼系数、村庄距县城距离对数值、村庄距最近大城市距离对数值；最后， β_0 、 β_1 、 β_2 以及 ε_{ijt} 分别为待估计系数以及随机扰动项。

此外，为考察命题2，即乡村借贷对农业冲击与未成年劳动力使用的作用，我们在回归方程式(11)的基础上，分别加入是否有借贷行为以及借贷行为与农业冲击的交互项，新的回归方程设定为：

$$child_labor_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 agri_shock_{ijt-1} + \beta_2 borrow_{ijt} + \beta_3 agri_shock_{ijt-1} \times borrow_{ijt} + \beta_4 X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \tag{12}$$

这里， $borrow_{ijt}$ 为村庄 i 第 j 个农户在时间 t 是否参与乡村借贷市场，如果参与则 $borrow_{ijt} = 1$ ，如果不参与则 $borrow_{ijt} = 0$ ； $agri_shock_{ijt-1} \times borrow_{ijt}$ 为村庄 i 第 j 个农户农业无收获面积对数值与是否参与乡村借贷市场的交互项。这里估计预期系数 β_3 小于 0，意味着当农户遇到农业冲击时，如果其参与乡村借贷市场可以获得借贷，那么乡村借贷有缓解农户使用未成年人作为劳动力参与生产的动机。以上参与实证分析的主要变量统计描述在表 2 给出。

表 2 主要变量统计描述

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
农户家庭特征					
11—14 岁劳动力(人)	658	0.060	0.269	0	3
11—12 岁劳动力(人)	658	0.022	0.159	0	2
13—14 岁劳动力(人)	658	0.037	0.199	0	2
农业无收获面积(亩)	658	0.791	6.192	0	87
村内是否有亲属(是=1)	658	0.364	0.481	0	1
村内亲属数量(户)	658	1.012	2.232	0	10
是否有借贷(是=1)	657	0.277	0.447	0	1
户内人均土地(亩/人)	658	1.581	0.632	0.8	3.2
村庄特征					
村内户数(户)	19	36	16.277	9	67
村内人均土地(亩/人)	19	1.661	1.014	0.205	4.082
村内户均土地(亩/户)	19	12.888	8.905	1.666	35.611
村庄年龄(年)	19	51.146	34.753	5	150
村内土地基尼系数(0—1)	19	0.779	0.083	0.385	0.876
村庄距县城距离(里)	19	21.192	7.678	8	40
村庄距大城市距离(里)	19	125.622	52.164	36	250

资料来源：伪满洲国实业部临时产业调查局：《农村实态调查》。

四、实证结果

(一) 农业冲击对童工使用的影响

首先在表 3 给出了利用 20 世纪 30 年代“北满”地区《农村实态调查报告》数据,并根据回归方程(11)采用普通最小二乘法(OLS)得到的关于农业冲击对童工使用的估计结果。在表 3 第(1)列,给出了在未控制任何控制变量情况下,识别农业冲击对 11—14 岁未成年人参与农业生产劳动人数的影响。回归系数表明,随着上一年农业无收获面积的不断增长,11—14 岁未成年人参与劳动的人数增加。其中,上一年度农业无收获面积每增加 1%,11—14 岁未成年劳动力人数大约增加 0.069 人。此外,为考察此回归结果的稳健性,在接下来的 3 列回归结果中我们分别控制了农户家庭以及农户所在村庄因素对回归结果的影响。其中第(2)列,主要对农户家庭特征进行控制,控制变量包括农户的社会身份(主要包括地主、自耕农、佃农、雇农等)、村内亲属数量、户内人均土地数量等;而在第(3)列则主要控制了村级特征因素,主要包括所在村庄是否有借贷市场、村庄规模(村内多少户)、村内人均土地数量、村庄年龄、村庄土地基尼系数、村庄距大城市与县城的距离等。在最后第(4)列则同时控制了农户自身特征与村庄特征。以上 3 列最终的回归结果表明,无论如何控制影响童工使用的潜在家庭与村庄影响因素,农业无收获面积依然与童工使用之间呈现出显著的正向关系。

表 3 农业冲击对 11—14 岁童工使用的回归分析结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
11—14 岁农业劳动人数(log)				
解释变量				
农业无收获面积(log)	0.069 *** (0.017)	0.040 ** (0.015)	0.065 *** (0.016)	0.042 ** (0.015)
控制变量				
农户社会身份		-0.001 (0.007)		-0.003 (0.006)
村内亲属数量(log)		0.009 (0.016)		0.005 (0.018)
户内人均土地(log)		0.072 *** (0.015)		0.072 *** (0.018)
小于 10 岁人口比重		0.018 (0.022)		0.016 (0.027)
11—14 岁人口比重		-0.005 (0.040)		0.002 (0.039)
15—19 岁人口比重		-0.004 (0.042)		-0.010 (0.047)
20—55 岁人口比重		0.007 (0.019)		0.006 (0.019)
56 岁以上人口比重		-0.023 * (0.011)		-0.022 (0.014)
所在村庄是否有借贷市场(是=1)			0.033 * (0.016)	0.009 (0.017)
村内户数(log)			-0.041 (0.024)	-0.036 * (0.017)
村内人均土地数量(log)			0.027 (0.022)	0.019 (0.025)

续表

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
村龄(log)			0.043*	0.042*
			(0.020)	(0.020)
村内土地基尼系数(0—1)			-0.189	-0.057
			(0.142)	(0.152)
距县城距离(log)			-0.046*	-0.041
			(0.026)	(0.034)
距最近大城市距离(log)			0.045**	0.045**
			(0.019)	(0.017)
常数项	0.031***	-0.006	0.079	-0.080
	(0.007)	(0.009)	(0.194)	(0.237)
观测值	658	658	657	657
R-squared	0.046	0.115	0.071	0.128

说明:括号内为稳健性标准误;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

此外,为提供更加可靠的回归结果,以及考察农业冲击对不同年龄阶段未成年人的影响,表4分别给出了11—12岁以及13—14岁两个组别的估计结果。其中,表4面板A给出了农业冲击对11—12岁未成年人使用的影响。与表3类似,首先在第(1)列给出了未加入任何控制变量的估计结果。回归结果表明,随着农业无收获面积每增加1%,11—12岁未成年劳动力将有0.053人新加入到劳动力市场中。而在接下来的第(2)列和第(3)列,我们分别控制了农户家庭的特征以及农户所在村庄的特征。估计结果依然表明随着农业无收获面积的增加,11—12岁未成年人劳动力人数呈现增加趋势。而在最后第(4)列同时控制农户家庭特征以及所在村庄的特征后,回归结果依然稳健,此时农业无收获面积每增加1%,11—12岁童工使用人数增加0.047人。

在接下来的面板B,我们进一步考察了农业冲击对13—14岁未成年劳动力的使用情况。与面板A的实证策略一样,首先在第(1)列给出了未加入任何控制变量的回归结果,而在接下来的3列分别加入农户家庭以及所在村庄特征的控制变量。与面板A一致的是当不加入任何控制变量时,发现农业冲击对13—14岁未成年人参与农业生产活动有促进作用,而且当控制农户家庭所在村庄时,这一结果依然稳健。然而,在面板B的第(2)和第(4)列中,当加入农户家庭特征,如农户经济身份、人均土地面积、村内亲属规模等变量后,农业冲击对13—14岁未成年人的影响虽然为正,但统计不显著。之所以出现这一结果,一个合理的解释是:对于13—14岁的未成年人与15岁以上成年劳动力组别差异不大,一些农户在没有受到农业冲击时已经使用该组别未成年人从事农业生产活动。因此面对农业冲击后,这一组别的未成年人不会像11—12岁组别那样有更大的弹性。

表4 农业冲击对不同年龄段童工使用的回归结果

面板A:				
	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	11—12岁 农业劳动人数	11—12岁 农业劳动人数	11—12岁 农业劳动人数	11—12岁 农业劳动人数
解释变量				
农业无收获面积(log)	0.053**	0.047**	0.053**	0.047**
	(0.020)	(0.018)	(0.020)	(0.018)
控制变量				
农户家庭特征	No	Yes	No	Yes
所在村庄特征	No	No	Yes	Yes
常数项	0.008**	0.001	-0.059	-0.089
	(0.003)	(0.010)	(0.098)	(0.112)
观测值	658	658	657	657
R-squared	0.072	0.081	0.080	0.090

续表

面板 B:

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	13—14 岁 农业劳动人数	13—14 岁 农业劳动人数	13—14 岁 农业劳动人数	13—14 岁 农业劳动人数
解释变量				
农业无收获面积(log)	0.025 *** (0.008)	0.002 (0.009)	0.022 ** (0.007)	0.003 (0.009)
控制变量				
农户家庭特征	No	Yes	No	Yes
所在村庄特征	No	No	Yes	Yes
常数项	0.023 *** (0.006)	-0.011 (0.009)	0.124 (0.153)	-0.006 (0.193)
观测值	658	658	657	657
R-squared	0.010	0.083	0.039	0.094

说明:农户家庭特征控制变量包括农户社会身份、村内亲属数量(log)、户内人均土地(log);村庄特征控制变量包括村内户数(log)、村内人均土地数量(log)、所在村庄是否有借贷市场(有=1)、村内土地基尼系数、村庄距县城距离(log)、村庄距最近大城市距离(log)。括号内为稳健性标准误;*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

另外,我们在此特别考察了在 20 世纪 30 年代种植大豆的农户面对农业冲击时对童工使用的决策选择。大豆是 20 世纪初商业化程度最高的农作物,在东北地区,特别是“北满”地区具有较强的代表性,而且已经成为当地农户重要的经济作物收入来源。^①因此,一旦大豆种植歉收,势必造成对农户家庭更大的收入冲击,进而对农户家庭内部劳动力使用的安排产生影响。基于以上分析逻辑,新的回归结果在表 5 给出。其中在表 5 面板 A 中,给出了农户大豆无收获面积对 11—14 岁未成年劳动力使用影响的估计结果。回归结果表明,无论是否控制农户家庭以及村庄特征,大豆无收获面积均对童工的使用有促进作用。其中最后一列估计结果表明大豆无收获面积每增加 1%,11—14 岁农业劳动人数增加约 0.048 人。另外,面板 B 给出了大豆无收获面积对不同年龄组别未成年人参与劳动的影响。其中面板 B 前两列给出了大豆无收获面积对 11—12 岁未成年人的影响,而最后两列给出了对 13—14 岁未成年人劳动力的影响。回归结果表明作为重要商业作物大豆的歉收对 11—12 岁年龄组别的未成年劳动力使用有显著的促进作用,而对 13—14 岁年龄较大的组群无显著影响。这一结果与表 4 基本一致。

(二)乡村借贷对农业冲击与童工使用关系的影响

以上分析证明了农业冲击对童工使用的影响,研究发现农业冲击恶化了农户的经济状况,多数农户会选择让自己的孩子放弃受教育的机会而加入劳动者的行列。然而,当农户面对农业冲击时,是否有其他机制可以缓解这种冲击对童工使用的影响呢?本文认为乡村借贷市场便是一个可以缓解农业冲击对童工使用影响的重要渠道。

为考察农业冲击后借贷市场对农业冲击与童工使用之间关系的影响,我们在原有回归方程(11)的基础上,加入农业无收获面积与是否参与乡村借贷市场的交互项,即回归方程(12)。此时如果交互项的系数为负且统计显著,则意味着乡村借贷市场对童工使用有缓解作用,如果交互项系数为正则意味着有加剧的作用,新的回归结果在表 6 给出。

^① 雷慧儿:《东北的豆货贸易》;James Kung and Nan Li, “Commercialization as Exogenous Shocks: The Effect of the Soybean Trade and Migration in Manchurian Villages, 1895 - 1934”, *Explorations in Economic History*, Vol. 48, No. 4, 2011, pp. 568 - 589.

表5 农业冲击对童工使用影响的稳健性检验

面板 A:				
	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	11—14岁农业 劳动人数(log)	11—14岁农业 劳动人数(log)	11—14岁农业 劳动人数(log)	11—14岁农业 劳动人数(log)
解释变量				
大豆无收获面积(log)	0.075 *** (0.015)	0.047 *** (0.015)	0.071 *** (0.015)	0.048 *** (0.015)
控制变量				
农户家庭特征	No	Yes	No	Yes
所在村庄特征	No	No	Yes	Yes
常数项	0.035 *** (0.007)	-0.008 (0.012)	0.094 (0.172)	-0.075 (0.173)
观测值	658	658	657	657
R-squared	0.037	0.115	0.063	0.127
面板 B:				
	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	11—12岁农业 劳动人数(log)	11—12岁农业 劳动人数(log)	13—14岁农业 劳动人数(log)	13—14岁农业 劳动人数(log)
解释变量				
大豆无收获面积(log)	0.062 *** (0.009)	0.055 *** (0.009)	0.027 ** (0.012)	0.006 (0.012)
控制变量				
农户家庭特征	No	Yes	No	Yes
所在村庄特征	No	Yes	No	Yes
常数项	0.011 *** (0.004)	-0.087 (0.108)	0.024 *** (0.005)	-0.005 (0.138)
观测值	658	657	658	657
R-squared	0.066	0.089	0.008	0.095

说明:农户家庭特征控制变量包括农户社会身份、村内亲属数量(log)、户内人均土地(log);村庄特征控制变量包括村内户数(log)、村内人均土地数量(log)、村内土地基尼系数、所在村庄是否有借贷市场(有=1)、村庄距县城距离(log)、村庄距最近大城市距离(log)。括号内为稳健性标准误;*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

在表6面板A中,首先给出了在农业冲击后乡村借贷市场对11—14岁未成年劳动力使用的影响。回归结果表明,无论是否控制农户家庭与村庄特征,农业无收获面积与是否获得借贷的交互项估计系数均显著为负。这意味着在发生农业冲击后,获得借贷的农户要比没有获得借贷的农户使用更少的未成年劳动力。其中在表6面板A最后一列,在同时控制农户家庭与村庄特征后,交互项系数为-0.008。这意味着当农户农业无收获面积每增加1%,获得借贷的农户比没有获得借贷的农户在童工使用上少0.036(0.044—0.028)人。此外,表6面板B给出了针对不同年龄组别的回归结果。在面板B第(1)和第(2)列给出了11—12岁年龄组别的回归结果,而在第(3)和第(4)列给出了13—14岁年龄组别的估计结果。回归结果表明无论是低年龄组别(11—12岁)还是高年龄组别(13—14岁),乡村借贷市场均对童工的使用起到了缓解作用。

表 6 乡村借贷对童工使用影响的回归结果

面板 A:				
	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	11—14 岁 农业劳动人数	11—14 岁 农业劳动人数	11—14 岁 农业劳动人数	11—14 岁 农业劳动人数
解释变量				
农业无收获面积(log)	0.076 *** (0.000)	0.075 ** (0.001)	0.074 *** (0.000)	0.044 ** (0.001)
是否获得借款(是=1)	0.041 *** (0.000)	0.041 *** (0.000)	0.038 ** (0.002)	0.011 (0.003)
农业无收获面积×是否获得借款	-0.019 *** (0.000)	-0.019 ** (0.001)	-0.019 ** (0.001)	-0.008 * (0.001)
控制变量				
农户家庭特征	No	Yes	No	Yes
所在村庄特征	No	No	Yes	Yes
常数项	0.020 *** (0.000)	0.012 * (0.002)	0.144 (0.072)	-0.012 (0.078)
观测值	657	657	657	657
R-squared	0.056	0.059	0.062	0.118
面板 B:				
	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	11—12 岁 农业劳动人数	11—12 岁 农业劳动人数	13—14 岁 农业劳动人数	13—14 岁 农业劳动人数
解释变量				
大豆无收获面积(log)	0.095 *** (0.000)	0.067 ** (0.001)	0.093 ** (0.003)	0.065 ** (0.004)
是否获得借款(是=1)	0.044 *** (0.000)	0.015 ** (0.001)	0.039 * (0.004)	0.013 (0.004)
大豆无收获面积×是否获得借款	-0.039 *** (0.000)	-0.033 ** (0.002)	-0.035 * (0.004)	-0.030 * (0.005)
控制变量				
农户家庭特征	No	Yes	No	Yes
所在村庄特征	No	No	Yes	Yes
常数项	0.023 *** (0.000)	-0.011 * (0.001)	0.087 (0.138)	-0.020 (0.074)
观测值	657	657	657	657
R-squared	0.051	0.118	0.065	0.119

说明:农户家庭特征控制变量包括农户社会身份、村内亲属数量(log)、是否有乡村借贷(有=1)、户内人均土地(log);村庄特征控制变量包括村内户数(log)、村内人均土地数量(log)、村内土地基尼系数、村庄距县城距离(log)、村庄距最近大城市距离(log)。括号内为稳健性标准误;*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

五、结论

童工使用的决定因素一直是经济学家、政策制定者们关心的重要问题。然而,截至目前,有关收入冲击对童工使用的影响,特别是农业冲击的影响及其内在机制的考察,还认识不足。因此,本文利用 20 世纪 30 年代伪满洲国传统乡村社会入户调查数据,对农业冲击与童工使用之间的关系,以及乡村借贷市场对其产生的缓解作用进行考察。

本研究发现,在中国东北地区传统乡村社会中,农业冲击的确对童工使用造成了显著的正向影响,农业无收获面积每增加1%,童工使用人数增加约0.04人。然而,民间借贷市场的发展可以有效缓解这一不利影响。以上这些发现不仅揭示了农业冲击对童工使用的影响,也进一步丰富了如毕格等^①的相关文献。此外,本文也进一步揭示了乡村借贷市场的功能与作用,乡村借贷市场不仅可以平滑农户的短期消费与生产投资,而且对传统乡村社会农业生产中的童工使用也产生重要影响。本文为我们理解近代中国乡村社会提供了一个重要的视角。

Agricultural Shock, Credit Constrain, and Child Labor: Evidence from the Villages of Northeast China in the 1930s

Li Nan

Abstract: Using household-level dataset conducted by Japanese in 1930s Northeast China, this paper investigates the effect of credit constrain and agricultural shock on the supply of child labor. The finding indicates significant effect of agricultural shock on the child's attendance. The coefficients indicate that one percent of crop failure increase 0.04 child labor aged 11 - 14 years. However, the better rural financial market can reduce the effect on impact of agricultural shock on the supply of child labor. This study not only reveals the relationship between crop shock and the use of child labor, but also provides a new perspective to understand the role of rural financial markets.

Key Words: Agricultural Shocks; Credit Constrain; Child Labor

(责任编辑:王姣娜)

《城镇化中的农户:无锡、保定农户收支调查(1998—2010)》出版

从1929年到1998年,中国社会科学院经济研究所及其前身,对江苏无锡、河北保定农村进行了4次大规模的调查,学术界称之为“无保调查”。2011年经济研究所组织力量,又对无锡、保定4村400户农户家庭收支情况进行追踪调查。《城镇化中的农户:无锡、保定农户收支调查(1998—2010)》正是基于此次调查与1998年第四次调查数据,对城镇化进程中农户收支变化情况所作的分析研究,该书诠释了20世纪末到本世纪第一个十年间农户家庭收入与支出的变化,为观察今天农村经济的发展提供了鲜活的案例。

该书具体分析了1998—2010年无锡、保定的经济社会发展情况,阐明了农民家庭收支变动的地域政治、经济、社会背景,研究了无锡农户收入与消费结构的变迁及其主要原因。书中阐述了保定农户收支结构的历史变化,剖析农民收支变化的主要特征;以无锡马鞍村与玉东村、保定南邓村与固上村农民家庭收支变化的个案研究,论述了1998—2010年各村收支变化的主要特点;并比较了无锡、保定两地农民家庭收支变化的异同,总结出其变化的地域特征。

该书近40万字,由社会科学文献出版社于2017年10月出版,作者为赵学军、隋福民、刘兰兮、曲韵、彤新春、姜长青、于文浩、黄英伟、汤可可、赵静。

^① K. Beegle, et al., “Child Labor and Agricultural Shocks”, *Journal of Development Economics*, Vol. 81, No. 1, 2006, pp. 80 - 96.