

近代非农产业发展、人口压力与地租率

——基于近代乡村调查的考察

黄天宇 李楠 颜色*

摘要 本文利用 20 世纪 30 年代东北地区的农村微观调查数据,从理论和实证两方面对工商业等非农产业的发展、人口压力等因素如何影响近代中国农村土地租佃的地租率进行了系统性的考察。研究发现,在近代化早期,非农产业的发展会推高地租率。同时,紧张的人口土地压力也会使地租率增加。以上发现即使在控制了一系列与地租率有关的变量后依然稳健,并且当使用省级宏观数据进行分析时也得到了一致的结果。

关键词 地租率, 非农产业发展, 人口-土地压力

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.04.12

一、引言

我国传统乡村社会中的土地租佃以及地租问题,一直是政治学、经济学、历史学等多个领域广泛关注的重要问题。不仅如此,当前我国正在推进的农地确权、土地流转市场的建立和完善、“三权分置”等相关改革,使得农村土地出租相关问题也具有重大的现代意义。¹关于影响地租率高低的因素,在现有文献中已有大量的讨论。在理论方面,马克思主义政治经济学认为,地租是土地私有制下地主和农业资本家剥削农民的形式,其高低主要由土地肥力、地理位置等因素决定,土地越肥沃,距离市场越近,则地租率越高。²而在古

* 黄天宇,广西大学经济学院;李楠,复旦大学经济学院;颜色,北京大学光华管理学院。通信作者及地址:黄天宇,广西壮族自治区南宁市西乡塘区大学东路100号广西大学经济学院,530004;电话:18277721623;E-mail: tyhuang@gxu.edu.cn;李楠,上海市杨浦区邯郸路220号复旦大学,200433;电话:(021)65642036;E-mail: nanli@fudan.edu.cn。本文得到国家自然科学基金面上项目(71773070)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

¹ 当然,当前我国的农村土地所有制与社会性质与新中国建立前有本质的不同,但在通过例如出租等方式进行土地使用权的转移方面,仍然有很多相似之处。

² 这里的地租指的是级差地租 I,具体可参见《资本论》(第三卷)第六篇《超额利润转化为地租》,人民出版社 2004 年版。

典和新古典经济学的视角下,地租取决于人口、土地禀赋、土地的边际产量以及产出风险等因素,即土地供给越稀缺、土地边际产量越高、产出风险越低,则地租便越高;在一般均衡条件下,地租率等于土地的产出弹性。此外,工商业等其他非农部门的发展对农业部门的影响,是经济增长理论中的核心问题之一(Lewis, 1954; Kuznets, 1957)。一方面, Lewis (1954)的二元经济理论指出,工商业的发展促使农业部门中的剩余劳动力向非农部门转移,这降低了农村的人口压力;另一方面,商品经济的发展使得农产品的利润提高,这使得租佃土地更加有利可图(Fei and Ranis, 1964; Acemoglu and Guerrieri, 2008)。以上两点因素都理应对地租率产生影响,但是现有的多部门增长模型虽然对发展过程中不同部门的特点进行了详细的分析,但讨论主要集中在部门间劳动力转移和生产率差异上,对地租率究竟受到怎样的影响则缺乏关注。

关于我国近世乡村社会中地租率的实证考察,经济史学界已有丰富的研究。这其中以区域性租佃制度研究为最盛(如王药雨, 1934; 郭汉鸣和孟光宇, 1944; 温锐, 2002; 史志宏, 2003; 王小嘉, 2006; 等等)。不仅如此,受益于民国时期大规模农村调查统计的兴起,全国性的地租率研究也不断问世(张心一, 1930; 陈正谟, 1936; 国民政府主计处统计局, 1946)。这些研究虽然描绘了我国各地租佃制度的特征,也为实证考察地租率的地区差异提供了丰富的材料,但仍有较大局限性:第一,现有文献主要以各地区地租率高低的个案研究或初步描述统计为主,而依据经济学理论,对地租率地区差异的决定因素(如工商业发展、人地禀赋、灾害风险等)进行系统性考察的实证研究十分匮乏,这导致学界在不少问题上存在诸多争议。例如传统观点认为紧张的人地关系会造成地租上升(如李文治, 1957; 何清涟, 1987; 等等),但近来也有学者提出相反的观点(高王凌, 2005)³。第二,所用数据基本上为宏观加总数据,而对农户级微观层面数据的利用,则处于空白状态。

关于近代化对农业的影响,一系列重要的研究指出,在清末民国时期,随着工业化起步和国内外贸易的兴起,农民离村进城就业的现象变得普遍,农业的商业化水平也得到了快速发展,经济作物被大量广泛地种植(Myers, 1970; 黄宗智, 1986, 1992; Brandt, 1989; 慈鸿飞, 1998; Ma, 2008)。民国时期租佃制度十分兴盛,通过租佃方式获得耕地的农户达半数左右。特别是东北地区作为后开发地区土地集中度更高,因此土地租佃更为普遍。更重要的是,民国时期工商业较清末得到了快速发展,从民国初年到抗战前夕,我国非农部门的国内净产值占比从29%增长到35%,而东北地区也是该时期

³ 高王凌提出的论点是人口增多会导致农民抗租斗争更激励,从而可能引起地租下降,详细讨论见高王凌(2005),第184—189页。

工业发展最快的地区之一 (Ma, 2008)。这些因素使得民国时期的东北地区成为考察二元经济背景下, 即工业化初期非农部门的发展对农地租佃中地租率影响的良好素材。但现有讨论主要集中在市场化对农民生产、生活、收入和土地分配的影响等话题上, 对地租率的讨论则比较缺乏。

为了弥补现有研究的不足, 本文构造了地租率决定因素的微观理论模型, 得到了可供实证检验的理论假说。然后利用 20 世纪 30 年代全国性和区域性社会经济调查数据实证检验影响地租率的因素。研究发现: 非农产业的发展既可以通过减缓农村人口压力而降低地租率, 也会通过增加土地经营的收益而推高地租率。总体上看, 正向效应大于负向效应。东北地区的微观数据显示, 当被调查村庄所在县及周边的工厂数增加 1% 时, 地租率提高 0.6 个百分点。同时当村庄所在县的等级提高一个级别或者种植经济作物的比例提高 10 个百分点时, 地租率分别升高 2.7 个和 2.6 个百分点。此外, 人口土地压力也对地租率有正向影响, 当人均耕地越少时, 地租率越高。这为现有争论以及当时乡村中存在过剩劳动力的假说, 提供了新的证据。以上发现即使在控制了一系列与地租率相关的变量后依然稳健。并且我们在全国范围内省级层面的考察中也得到了一致的结果。

本文的贡献主要体现在以下几个方面。首先, 在理论模型上有所创新。本文在现代合约理论中最流行的委托-代理框架下, 构建了包含工商业发展等若干影响因素在内的微观数学模型, 在经济理性的视角下分析它们对地租率的影响, 拓展了现有理论模型对地租率的讨论 (Cheung, 1969; Stiglitz, 1974; 等等)。其次, 拓展了地租率相关问题的实证研究。与以往的个案分析或描述统计不同, 本文首次就地租率的影响因素问题提供了来自不同层面的系统性实证证据, 对现有的重要理论进行了检验, 填补了现有文献在这方面的不足, 也丰富了民国经济史相关研究 (李文治, 1957; 高王凌, 2005; 刘愿, 2016; 等等)。最后, 本文以城乡二元关系为基础, 丰富了早期工商业发展、市场化、人口土地压力等因素对农业生产的影响以及影响机制的研究 (Myers, 1970; 黄宗智, 1986, 1992; Brandt, 1989; Benjamin and Brandt, 1997; 等等)。当前, 我国正在不断推进农村土地流转的市场化等方面改革, 这其中土地出租或转包的出租金的决定因素以及如何实现其市场化, 已经成为改革的焦点之一 (例如俞海等, 2003; 康晨等, 2020; 等等)。因此, 本文也为当前我国在城乡结构转换的背景下进行的农村土地流转相关改革, 提供了一定的历史经验。

本文余下部分的组织结构如下: 第二部分对我国租佃制度的发展以及地区特征进行简要的历史背景介绍; 第三部分建立了一个非农产业发展、人地禀赋等因素对地租率影响的理论模型; 第四部分主要对本文所采用的数据及

实证模型进行说明,相应的结果在第五部分给出;第六部分对相关影响机制等进行讨论,最后是本文的结论。

二、历史背景:中国近代乡村社会中的土地租佃与地租率

土地租佃自古历来都是我国一种重要的农业生产经营方式。地租作为佃农租种他人土地所需支付的报酬,其形式主要分为力租、物租和钱租三种。随着社会的发展,主佃户之间的人身依附关系逐渐转化为单纯的经济关系,并且伴随商品经济不断发展,总体上地租形式按力租—物租—钱租的顺序不断演变(陈正谟,1936)。就租佃合约类型而言,物租和钱租之中还可分为分租制和定额租制。分租制出现较早,例如《汉书》卷二四中就引有董仲舒之言:“或耕豪民之田,见税什五”。从“见税什五”可以看出分租比例为50%。在另外一些也比较普遍的分成租约中,主佃双方中提供耕畜、种子的一方,则可获得60%或70%的分成比例。定额租制的出现晚于分成租制,其租额常根据常年产量的一半来计算,如遇到灾年再商议酌情减租,其具体的地租率计算则比较复杂(赵冈和陈钟毅,2006)。从演变趋势来看,定额租制从清朝中叶以后有普遍取代分租制的趋势。到民国时期,定额租制在全国已经占有明显的优势地位,其比重已高达71.9%。

就租佃制度的特点和地租轻重而言,全国各地展现出了较大的地区差异。其中比较具有代表性的例如在华北地区,租佃相对不流行,除了部分不在村地主外,大多数地主以自耕为主,实物租率大概在40%左右(如黄宗智,1986;史志宏,2003)。东北地区作为清末才开始逐步开放的后开发移民地区,租佃则十分盛行(例如在吉林省部分县区自耕农仅占约30%),平均来看分租租率(约43%)要高于定额租率(38%)(王药雨,1934)。东南沿海省份是租佃最流行的地区,佃农和半自耕农比例可达约80%。⁴该地区多属一年两熟制,普遍存在春熟作物不用交租的惯例,即“春熟不分租”或“麦不分租”,因此实际的平均实物租率大概在44%(如王小嘉,2006)。西南地区的四川省,土地较肥沃,租佃制度同样盛行。同时,四川是押租制最流行的省份。一般而言,由于要计算押租的利息,因此押租高则租率低(陈正谟,1936)。平均来看,即使考虑押租在内,四川省的地租率仍属全国最高的地区之一,其值可达50%(陈正谟,1936)甚至60%(郭汉鸣和孟光宇,1944)。

清末和民国时期是我国近代工业和商业萌芽和逐步发展的时期。根据《中国工业调查报告》(刘大钧,1937)的统计,1932年全国17省市符合工厂法(人数大于30)的工厂已经达到2435家,工人约50万人。总体来看,从

⁴ 该数字来自国民政府主计处统计局,《中国租佃制度之统计分析》。上海:正中书局,1946年,第6—7页,表1。

民国初年到抗战前夕，我国非农部门的国内净产值占比从29%增长到35% (Ma, 2008)。工商业的发展也对农村的生产和生活带来了变化。首先，城市化的推进和工商业的发展为农村劳动力提供了新的就业机会。特别在江南地区，以上海为中心的近代城市群兴起，该地区人均GDP高出全国平均水平55% (Ma, 2008)。巨大的城乡收入差异和劳动力需求驱使部分农民离开本就人口压力巨大的农村前往城镇就业。⁵其次，随着商业和国内外贸易的兴起，农村的商品经济也得到进一步发展，经济作物被广泛种植。例如在近代东北地区，受益于国际大豆贸易，农民财富得到更快速的积累 (Kung and Li, 2011)；而华北地区的小麦、棉花、花生以及江南地区的水稻、蚕桑等商品粮与经济作物的种植，同样增加了农民经营土地的收益 (黄宗智, 1986, 1992)。

对于上述由近代工商业发展对农村生产生活带来的改变，自然也会对地租率产生影响。一方面，部分农民进入城市的工厂中就业，这在一定程度上缓解了农村耕地不足的状况，从而降低地租率。例如，在20世纪20年代江苏南通，“该处近来工厂发达，工资颇高，若佃种无利，佃户可入工厂谋生……凡此种种，皆为造成低廉地租之原因”。⁶另一方面，由于佃农种植经济作物使得土地经营的收益提高，更多的剩余利润意味着地主可以索取更多的地租报酬，这推升了地租率。例如，在广东省，“田地以能种生果者租金最高，平均每亩值六、七十元；能种桑者次之，平均每亩值二、三十元；种稻者平均每亩十元”。在山西平坦旱地，“以前每亩地租仅一二元，现在普通三—四元。近年（一九二六年左右）水地之可种美棉者，已高至十元以上”。⁷而在东北地区，日俄战争后，国际大豆贸易开始逐步兴盛。根据满铁调查的资料，梨树县裴家油房屯的大豆种植率均高达30%左右，且该屯因与新兴都市距离较近，导致地价和地租额都有逐渐上升的趋势，每公顷土地的租额从1906年的1石增长到1921年的1.5—2石。⁸此外，黄宗智（1992）也通过比较河北丰润县米厂村和栾城县寺北柴村的土地经营状况，指出商品化进程既可带来扣除生产开支后较高的纯收益，又会造成高地租和高工资率。⁹以上例证都揭示了近代工商业和城市化的发展，可以通过不同机制对地租率产生或正向或负向的影响。例如通过一些统计数字可以看到，地租率和工厂数似乎有相似的地区分布特点，即普遍在华北、四川和东南沿海地区数值较大。¹⁰

⁵ 关于近代经济发展对农民离村影响的讨论较多，可以参考周应堂和王思明（2011）、李楠（2013）等。

⁶ 李文海主编，《民国时期社会调查丛编（2编）：乡村经济卷（下册）》。福建：福建教育出版社，2014年，第604页。

⁷ 章有义，《中国近代农业史资料》第2辑。北京：三联书店1957年版，第327—328页。

⁸ 伪满洲国国务院产调资料，1934—1936年度农村实态调查报告书，满洲的租佃关系，1938年出版，第288—290页。

⁹ 黄宗智，《长江三角洲小农家庭与乡村发展》。北京：中华书局，1992年，第71—73页。

¹⁰ 地租率和工厂数的省级统计数据分别见国民政府主计处统计局，《中国租佃制度之统计分析》。上海：正中书局，1946年，第82页表37、第22页表10。

三、理论模型：地租率的影响因素

为了进一步规范地梳理和提炼本文的假说，我们在合约理论中最被广泛使用的委托-代理框架下构建可供实证检验的模型。假设地主自己不经农事而将土地出租给佃农进行耕种，双方均为风险中性。佃农的生产函数设定为规模报酬不变的 Cobb-Douglas 生产函数： $Y = AN_a^\alpha L^{1-\alpha}$ ，其中 A 为土地肥力， N_a 为佃农家户投入农业的劳动力数量， L 为租佃的土地数量。假设佃农家庭的总劳动力 N 外生给定，且 $N = N_a + N_{na}$ ，其中 N_{na} 为非农产业的劳动力。因此可定义佃农家庭在非农产业就业的劳动力比重为： $n_{na} \equiv N_{na}/N$ 。该比重可以用来刻画当地非农产业的发展水平。另外，为了刻画自然风险，引入随机变量 ϵ ，使得总产量 $Q = \epsilon Y$ 。为简单起见，这里假设 ϵ 以 q ($0 < q < 1$) 的概率取值某常数 θ ($0 < \theta < 1$)，以 $1 - q$ 的概率取值为 1，因此 q 即是发生自然灾害的概率。令土地的租额为 R ，则可得到佃农家户的期望收益（以金钱收入计）为

$$EU_t = (1 - q)p(Y - R) + q\theta p(Y - R), \quad (1)$$

其中 p 为农产物的出售价格。因此委托-代理关系中地主的最优化问题为：

$$\max R$$

$$\text{s. t. } EU_t = (1 - q)p(Y - R) + q\theta p(Y - R) \geq W, \quad (2)$$

其中 W 为佃农家户的农业保留工资或者机会成本。根据我国近代化初期的历史背景，当时在城镇就业的工资较高，但所能容纳的劳动力有限，因此这里假设佃农家庭将优先把劳动力 (N_{na}) 投入非农产业，剩下的劳动力 (N_a) 再投入农业。根据利润最大化一阶条件，在土地供给 L 一定的条件下，农民的工资（即劳动的边际产出）随着 N_a 的增大而减少，直至其等于某个给定的工资水平 \bar{w} 。¹¹ 设此时的劳动力数量为 N_0 。为了刻画当时可能存在的农村劳动力过剩的情况，这里假定 $N_a > N_0$ 。对于地主来说，其仅按 $W = \bar{w}N_0$ 的水平向佃农家户提供保留工资。¹² 对于式 (2) 优化问题，易知当约束条件取等号时， R 取最大值。将工资 $W = \bar{w}N_0 = \alpha \bar{P} \bar{A} N_0^\alpha L^{1-\alpha}$ 的表达式代入¹³，可得

$$(1 - q + \theta q)pR^* = (1 - q + \theta q)pY - W. \quad (3)$$

设使得地主收益最大化的地租率 $r^* = R^*/Y$ ，将式 (3) 两边同时除以 pY ，再将非农劳动力比重 n_{na} 代入，就可以得到最优地租率的表达式，

¹¹ 这里 \bar{w} 可以类似地理解为满足生存的最低工资。

¹² 这个假设意味着佃农家户多余的劳动力需要寻求兼职副业（雇工、家庭手工等）以维持生计，这也符合当时的历史社会背景。

¹³ 这里的常数 \bar{P} 和 \bar{A} 指普通的粮食价格和一般等级的土地肥力。

$$r^* = 1 - \frac{\alpha \overline{PA} N_0 L^{1-\alpha}}{(1-q+\theta q) pY} = 1 - \frac{cl^\alpha}{pA(1-q+\theta q)(1-n_{na})^\alpha}, \quad (4)$$

其中 $l \equiv L/N$ 为人均耕地, c 是仅与 \overline{P} 、 \overline{A} 、 \overline{w} 等常数相关的常数项。根据式 (4) 我们便可以进行比较静态分析并得出待检验的假说。¹⁴ 经过简单的求导运算可知,

$$\frac{\partial r^*}{\partial A} > 0, \quad \frac{\partial r^*}{\partial p} > 0, \quad \frac{\partial r^*}{\partial q} < 0, \quad \frac{\partial r^*}{\partial l} < 0. \quad (5)$$

由此我们可以分别得到以下推论:

推论 1 土地的肥力越高, 地租率越高。

推论 2 农产品的出售价格越高, 地租率越高。

推论 3 自然灾害发生概率越大的地方, 地租率越低。

推论 4 人均耕地越多, 地租率越低, 即人口土地压力越大, 地租率越高。

再由交叉导数可知, 当 n_{na} 增大时, $\partial r^*/\partial l$ 也将增大, 即有

$$\frac{\partial^2 r^*}{\partial l \partial n_{na}} = \frac{c\alpha^2 l^{\alpha-1} (1-n_{na})^{-\alpha-1}}{pA(1-q+\theta q)} > 0. \quad (6)$$

推论 5 非农产业越发达的地方, 由于工业等部门会吸收更多劳动力, 这可以缓解人地压力, 因此人均耕地对地租率的负向影响会被减弱。

总的来看, 非农产业的发展会对农地租佃的地租率产生两个方面的影响。一方面, 商业发达的地方, 农产品的商业化程度高, 经济作物种植广泛, 同时国内外贸易需求量大, 这可以通过推升农产品价格、节约运输成本等途径, 使得租佃土地更加有利可图; 并且, 由于城镇化会引起大地主、资本家等投资土地, 这可以通过推升周边的地价来推高地租。这些都是非农产业发展对地租率影响的正向效应。另一方面, 由于工商业发展可以提供非农就业机会, 这可以减小人口对土地的压力, 竞佃的人减少, 会导致地租率降低, 这是非农产业发展对地租率影响的负向效应。因此, 非农产业发展对地租率的最终影响, 由这两种方向相反的效应决定 (图 1)。

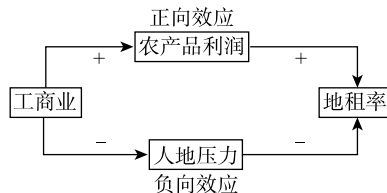


图 1 工商业发展对地租率影响的逻辑关系

¹⁴ 由于本文的重点不是分成与定额合约选择问题, 因此模型中并未引入风险厌恶以及道德风险相关的激励问题。在此框架下, 租佃双方若按一个固定的比例进行分成, 通过简单的计算即可证明该最优比例与式 (4) 的最优地租率相等。因此这部分的分析同时适用于定额和分成合约的情形。

四、数据来源与实证模型设定

(一) 数据来源及基本介绍

为了实证检验以上关于地租率决定因素的假说,本文使用20世纪30年代伪满洲国国务院实业部临时产业调查局所做的“满洲地区农村实态调查”为主要数据来源,考察商业化等非农产业以及人地比例对地租率的影响。本项调查是在伪满洲国国务院实业部临时产业调查局主持下,由日本满铁调查部负责具体实施的。该调查具有样本地域覆盖广、内容全面的特点。在调查范围上,既包括开发较晚的北满地区,也包括开发较早、工商业发展水平较高的南满地区,共涉及伪满洲国的41个县共45个自然村。调查内容主要包括农户的家庭人员构成、家族移民史、亲属关系、土地等财产数量、土地租佃、收成、纳税、消费、金融借贷等内容。由于该调查是近代农村调查中质量较高的数据之一,并且较好地揭示了20世纪30年代中国东北地区乡村社会的基本经济社会特征,因此被国内外学者(例如 Benjamin and Brandt, 1997; Kung and Li, 2011; 李楠, 2013; 等等)广泛地用作学术研究。¹⁵

(二) 实证模型设定

为了系统性实证考察非农产业发展水平、人地比例等因素对地租率的影响,本文设定以下回归模型:

$$rent_rate_i = \alpha + \beta_1 non_agri_level_i + \beta_2 land_i + \gamma' z_i + \varepsilon_i, \quad (7)$$

其中 $rent_rate_i$ 为第 i 份租佃合约的地租率。¹⁶ $non_agri_level_i$ 是本文核心解释变量,即第 i 份合约所在被调查村庄及周边地区的工商业发展水平。由于非农产业的概念比较宽泛,本文分别选取调查村庄所在县以及周边县的工厂数、县的等级(一到四等)、村内种植经济作物的比例作为工商业发展水平的代理指标。¹⁷ 此外, $land_i$ 代表人均耕地,用以度量村庄的人口土地压力。 z_i 是一系列与地租率相关的控制变量,包括租佃双方经济身份(1—4)、地主是否在村、租佃土地质量、土地面积、当地自然灾害水平、每石大豆的售价、距离县城、村龄、土地基尼系数、村庄规模、村庄治安状况、是否通铁路和

¹⁵ 关于民国时期农村调查更详细的介绍可参见曹幸穗(1999)。

¹⁶ 这其中包含393份分成合约和569份定额合约共962份租佃合约样本。由于数据中不含定额合约土地的产量,因此本文使用该村庄中相应作物的平均产量作为其产量计算地租率。考虑到其中产生的误差以及异常值的影响,我们仅使用地租率在20%~80%范围内的定额合约样本。

¹⁷ 由于部分村庄距离邻县或城市的距离也较近,考虑到周边的辐射效应,因此这里使用调查村庄所在县加上四周与其接壤的邻县的工厂数,作为工业发展水平的代理变量。工厂数的数据来源为《满洲国工厂名簿》(1936)。另外,在县等级中,一级最高,四级最低(《东北年鉴》,1931)。经济作物种植率则是选取村庄中种植比例最高的一种非粮食作物,在绝大部分村庄中该变量为大豆的种植率。

地区虚拟变量。¹⁸ α 、 β_1 、 β_2 、 γ' 和 ϵ_i 分别为对应的待估系数和随机误差项。

各个主要变量的基本统计描述如表1所示。从面板B中可以看到，地租率的均值为48%，这与同时期在其他地区调查的结果基本一致，都在稍低于50%的水平。就村庄特征而言，南北满地区之间存在明显的差异。平均而言，南满地区的地租率高于北满地区（51%对42%）。同时，南满地区由于开发较早，因此村庄历史较长（156年对54年），工厂数也较多（210对80），并且人口也更稠密（人均耕地0.62垧对1.72垧）。总的来说，从基本统计上来看，非农产业发展水平、人地比例与地租率之间存在着一定的相关性，具体的实证分析结果将在下一部分给出。

表1 主要变量的统计描述与数据来源

| 变量名称 | 观测数 | 平均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 | 北/南（均值） |
|---------------|-----|--------|---------|-------|-------|---------------------------|
| 面板 A：东北地区村级数据 | | | | | | |
| 工厂数（本县及周边） | 45 | 146.73 | 119.351 | 553 | 17 | 80.32/210.26 ^A |
| 县等级（1—4） | 45 | 1.93 | 0.939 | 4 | 1 | 1.95/1.91 |
| 经济作物种植率 | 45 | 0.22 | 0.102 | 0.409 | 0.040 | 0.24/0.20 ^C |
| 距离附属地（公里） | 45 | 107.69 | 73.557 | 414 | 15 | 136.55/80.09 ^A |
| 人均耕地（垧） | 45 | 1.15 | 0.769 | 3.241 | 0.15 | 1.72/0.62 ^A |
| 大灾频率 | 45 | 34.67 | 4.767 | 47 | 27 | 0.22/0.26 ^C |
| 灾害指数 | 45 | 0.24 | 0.071 | 0.405 | 0.108 | 33.05/36.22 ^B |
| 距离县城（里） | 45 | 30.36 | 26.300 | 167 | 8 | 29.77/30.91 |
| 乡村规模（户） | 45 | 42.60 | 18.100 | 91 | 9 | 36.73/48.22 ^B |
| 村龄（年） | 45 | 106.04 | 89.606 | 300 | 5 | 53.95/155.87 ^A |
| 是否通铁路（是=1） | 45 | 0.62 | 0.490 | 1 | 0 | 0.50/0.74 ^C |
| 土地基尼系数 | 45 | 0.69 | 0.140 | 0.911 | 0.335 | 0.73/0.64 ^B |
| 治安评价（1—3） | 45 | 1.62 | 0.747 | 3 | 1 | 1.727/1.521 |
| 大豆单价（圆） | 45 | 3.83 | 1.553 | 8.66 | 1.15 | 2.53/5.08 ^C |
| 面板 B：东北地区合约数据 | | | | | | |
| 总地租率 | 962 | 0.48 | 0.114 | 0.782 | 0.2 | 0.42/0.51 ^A |
| 地主经济身份 | 962 | 3.95 | 0.281 | 4 | 1 | 3.93/3.97 |

¹⁸ 为度量某地发生自然灾害的风险，本文统计了1900—1936年东北地区的旱涝灾害次数。大灾频率的计算方法为统计期间该地发生大型旱涝灾害的数量除以37，即可以理解为每年发生大型灾害的概率；而灾害指数计算方法为灾害指数=小型灾害×1+大型灾害×2，即先按灾害的大小赋予不同权重，然后再进行加总。另外，地区虚拟变量按照民国时期东四省的行政区划来划分，包括辽宁（奉天）、吉林、黑龙江和热河。

(续表)

| 变量名称 | 观测数 | 平均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 | 北/南 (均值) |
|------------|-----|------|--------|--------|------|-------------------------|
| 佃农经济身份 | 962 | 2.45 | 0.634 | 4 | 1 | 2.35/2.49 ^A |
| 在村地主 (是=1) | 962 | 0.49 | 0.500 | 1 | 0 | 0.50/0.44 ^A |
| 优质土地 (是=1) | 962 | 0.72 | 0.448 | 1 | 0 | 0.78/0.65 ^A |
| 土地面积 (垧) | 962 | 7.03 | 11.761 | 112.83 | 0.05 | 13.07/3.20 ^A |

注：(1) 经济身份分类从高到低排序为：地主=4，自耕农=3，佃农=2，雇农=1。(2) 治安评价分类为：好=1，中=2，差=3。(3) 在南北满均值比较的 t 检验中，A、B、C 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。

五、实证回归结果

(一) 非农产业发展水平、人口土地压力对地租率的影响

我们在表 2 中给出非农产业发展水平、人口土地压力对地租率影响的基准回归结果。首先从第 (4) 列中可以看到，人均耕地项的系数显著为负，说明传统乡村中的人口对土地的压力会使得地租率增加，即人均耕地每减少 1%，地租率增加 10.5 个百分点。这印证了模型中推论 4 的结论，支持了历史学界中关于“人口压力会推升地租”的传统观点。同时，该结果也揭示了农村中工资和地租并不是按照新古典经济学那样由劳动力和土地的边际产量决定。¹⁹ 这为黄宗智 (1986, 1992)、Benjamin and Brandt (1997) 以及赵冈和陈钟毅 (2006) 等学者提出的在该时期劳动力市场并不完善，农村存在过剩劳动力，因而导致劳动力的边际产量低于工资率的假说提供了一定的证据。

对于非农产业对地租率的影响，以工厂数 (表 2 第 (1) 列) 衡量的工业发展水平，对地租率有正向作用，即当工厂数增加 1% 时，地租率增加 0.6 个百分点。此系数虽为正但在 10% 的水平下不显著，根据模型部分的讨论，这是由于非农产业对地租率既有正向效应又有负向效应，其中负向效应通过增加非农就业来缓解人口压力这一途径实现。为了验证这一点，我们在表 2 第 (5) 列加入人均耕地后，工厂数的系数增大且在 5% 水平下显著，这印证了人地比例的中介效应。此外，我们在第 (2) 列和第 (3) 列也分别给出了县等级和经济作物种植率对地租率的影响，结果县等级或经济作物种植率越高，地租率越高，即当县等级每提高 1 个级别，或者经济作物种植率每提高 10 个百分点时，地租率分别增加 2.7 个和 2.2 个百分点。同样，在加入了人均耕

¹⁹ 在新古典经济学劳动力和土地租佃市场出清的一般均衡状态下，如果地租和工资分别由土地和农业劳动力的边际产量决定，则地租率等于土地的产出弹性，在本文的 Cobb-Douglas 生产函数设定下，最优地租率 $r^* = 1 - \alpha$ 为常数，而与人均耕地无关。当然，这依赖于 Cobb-Douglas 生产函数的假设。

地后，相应系数的绝对值变大，并且均在 1% 的水平下显著（表 2 第（6）、（7）列）。由于改种价格更高的经济作物导致地租率升高，与推论 2 的预测相符，也印证了黄宗智等学者关于经济作物的大量种植会使地租率升高的说法。²⁰ 总的来说，在这三个对非农产业发展水平的不同度量下，得到了一致的结果，这揭示了在近代化初期，非农产业发展对地租率的正向效应要大于负向效应。²¹

此外，根据基准回归中的控制变量的相关信息，我们可以检验一系列理论假说。首先，土地质量项的系数显著为正，说明土地质量越高，地租率越高，从而验证了推论 1 的结论。其次，灾害指数的系数显著为负，说明自然灾害风险越大的地区，地租率越低，这与推论 3 的结论相一致。最后，大豆单价的系数大体上显著为正，这也验证了推论 2。总体来看，基准回归的实证结果与模型的理论预测基本相符。

表 2 工商业发展水平对地租率影响的基准回归（东北合约级）

| 被解释变量： | 总地租率 | | | | | | |
|----------------------|--------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| 工厂数 (log) | 0.006 (0.011) | | | | 0.023** (0.011) | | |
| 县等级 (1—4) | | -0.027*** (0.008) | | | | -0.036*** (0.007) | |
| 经济作物种植率 | | | 0.219*** (0.039) | | | | 0.263*** (0.040) |
| 人均耕地 (log) (单位：亩) | | | | -0.105*** (0.025) | -0.126*** (0.025) | -0.135*** (0.025) | -0.131*** (0.025) |
| 灾害指数 (log) | -0.103* (0.058) | -0.108* (0.056) | -0.144** (0.056) | -0.102* (0.057) | -0.087 (0.057) | -0.102* (0.056) | -0.145** (0.057) |
| 大豆单价 (log) (单位：圆) | 0.055** (0.023) | 0.081*** (0.024) | 0.054** (0.024) | 0.048** (0.024) | 0.024 (0.023) | 0.073*** (0.024) | 0.038 (0.024) |
| 佃农方经济身份 (1—4) | 0.013** (0.005) | 0.011** (0.005) | 0.013** (0.005) | 0.016*** (0.005) | 0.015*** (0.005) | 0.013*** (0.005) | 0.016*** (0.005) |
| 地主方经济身份 (1—4) | 0.009 (0.014) | 0.005 (0.015) | 0.010 (0.014) | 0.009 (0.013) | 0.008 (0.014) | 0.003 (0.013) | 0.010 (0.013) |

²⁰ 在本次农村调查的数据中，当时东北地区最主要的经济作物大豆的单价为每石 4.02 圆，高于主要粮食作物高粱 (3.11 圆)、玉米 (2.92 圆)、粟 (3.3 圆)。

²¹ 由于“非农经济”概念的宽泛性以及其可能影响地租率的机制较多，本文的核心解释变量无法与模型中的变量完全对应。工厂数和县等级的系数为正说明了正向效应（例如城镇化带来的周边地价上涨）大于提供非农就业带来的负向效应。

(续表)

| 被解释变量: | 总地租率 | | | | | | |
|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| 优质土地(是=1) | 0.051*** (0.008) | 0.047*** (0.008) | 0.047*** (0.008) | 0.050*** (0.008) | 0.049*** (0.008) | 0.044*** (0.008) | 0.044*** (0.008) |
| 合约土地面积(log) (单位:垧) | -0.006 (0.005) | -0.006 (0.005) | -0.008* (0.005) | -0.003 (0.004) | -0.003 (0.004) | -0.002 (0.004) | -0.004 (0.004) |
| 地区虚拟变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 其他控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 0.643*** (0.218) | 0.590*** (0.193) | 0.691*** (0.201) | 0.777*** (0.210) | 0.702*** (0.219) | 1.002*** (0.213) | 0.830*** (0.209) |
| 观测数 | 962 | 962 | 962 | 962 | 962 | 962 | 962 |
| R-squared | 0.194 | 0.207 | 0.217 | 0.212 | 0.217 | 0.235 | 0.244 |

注:(1)被解释变量总地租率指的是样本中同时包括分成合约和定额合约的地租率。(2)回归模型为OLS模型。(3)其他控制变量包括距离县城、在村地主、基尼系数、治安评价、村龄、乡村规模、是否通铁路。(4)括号中为稳健标准误计量。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。如未注明则下表同。

(二) 稳健性检验

尽管以上实证证据揭示了非农产业发展和人地比例对地租率的影响,但是依然可能存在由遗漏变量和双向因果等原因造成的内生性估计偏差。因此为了尽可能解决内生性问题,本文选取村庄到最近的铁路附属地²²的地理距离作为工厂数的工具变量;另外,我们还选取村庄土地的PH值作为经济作物种植率(主要是大豆)的工具变量。其中的逻辑是:一方面,铁路附属地是东北地区工商业较发达地区,距离其越近,则受其辐射作用越大。尽管附属地的分布不是完全外生,但在控制了一系列村庄特征变量后,到附属地的距离应该只通过影响县的非农产业发展这一途径去影响地租率。另一方面,村庄种植经济作物的比例,除了受商业化的影响,还由当地的气候、土地等外生因素决定。大豆由于适合生长在弱酸性的土壤中,PH值较大的碱性土则不适合种植大豆。²³带有工具变量的两阶段最小二乘法回归结果说明了基准回归结果的稳健性。此外,我们还进行了分成与定额合约的分样本回归以及以村庄的平均地租率为被解释变量的村级层面回归,结果也都证实了基准结果具有稳健性。由于篇幅限制,以上回归表未在正文汇报,备案。

²² 铁路附属地指早期建设的中东铁路沿线的重要市镇,包括沈阳、大连、长春、哈尔滨等东北主要工商业中心。

²³ 大豆是民国时期东北最重要的经济作物,在1908—1931年间,产自东北的大豆占中国大豆出口总量的约60%~70%。

六、拓展讨论

(一) 非农产业发展对地租率影响机制的实证检验

对于非农产业发展对地租率影响的机制，前一部分已经给出了其可以通过减缓农村人口压力的中介效应而降低地租率的实证检验。但正如前面理论部分的讨论，相关机制比较复杂，因此这里我们就可得的数据，对此进行进一步考察。首先，表3第(1)列给出了工厂数与人均耕地的交互项，结果显示系数显著为正，说明非农人口比例越大，则人地比例对地租率的影响越小，这一结果验证了推论5的预测。其次，表3第(2)列的结果显示县等级与人均耕地的交互项为正，这可能是由于在县等级高的地方，人口相对密集，因此人均耕地较少（一、二等县的平均人均耕地为1.13垧，而三、四等县为1.23垧）。因此由 $\partial^2 r^* / \partial l^2 > 0$ 可知，县等级越低（四级最低），人均耕地对地租率的负向边际影响越弱。再次，第(3)列的结果显示，经济作物种植率与人均耕地的交互项显著为正，这可能可以理解为由于适合种植经济作物的土地地价更高，地价对地租率的推动作用使得人均耕地的负向边际效应增强。最后，对于正向机制，我们还使用一个包含村庄里中等地的地价数据的子样本（共35个村庄），对地价可能的中介效应进行了初步考察，结果在表3第(4)、(5)列中给出。可以看到，在这个子样本中，工厂数的系数为正向显著（第(4)列），当在第(5)列中控制地价之后，工厂数的正向显著性减弱，这在一定程度上揭示了非农产业可以通过推高地价这一机制来推升地租率。整体来看，非农产业的发展会通过若干机制对地租率产生正向或负向的效应，本文的分析为其中的一些机制提供了一定的检验，结果也符合理论的预测。更深入的分析以及对其他的潜在机制（如信贷、赋税、农业技术传播等）的考察，可以留作下一步研究。

表3 工商业发展水平对地租率影响的机制检验（东北合约级）

| 被解释变量： | 总地租率 | | | | |
|-----------|--------------------|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 工厂数 (log) | 0.025** (0.011) | | | 0.034*** (0.012) | 0.028** (0.012) |
| 县等级 (1—4) | | -0.045*** (0.008) | | | |
| 经济作物种植率 | | | 0.277*** (0.041) | | |

(续表)

| 被解释变量: | 总地租率 | | | | |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 人均耕地 (log) (单位: 垧) | -0.116*** (0.026) | -0.144*** (0.025) | -0.108*** (0.026) | | |
| 工厂数 × 人均耕地 | 0.089*** (0.023) | | | | |
| 县等级 × 人均耕地 | | 0.054*** (0.018) | | | |
| 经济作物种植率 × 人均耕地 | | | -0.500*** (0.118) | | |
| 地价 (log) (单位: 圆) | | | | | 0.015** (0.007) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 962 | 962 | 962 | 860 | 860 |
| R-squared | 0.231 | 0.239 | 0.250 | 0.194 | 0.199 |

(二) 省级层面非农产业发展对地租率影响的实证考察

虽然在上一部分我们利用东北地区的家户级微观农村调查数据,对地租率相关问题进行了实证考察,但是由于东北地区作为后开发地区存在的特殊性,因而可能会造成结论的普适性不足。为了检验本文的发现在全国更大的范围内是否普遍存在,我们利用同时期省级的地租率数据配合工、商业调查数据进行分析。

实证结果在表4中给出。表4的前两列给出了将工厂数、新设立公司的资本数分别单独放入回归的结果(不含人均耕地项),可以看到系数都在5%的水平上显著为正,说明总体上工商业等非农产业发展对地租率的正向效应高于负向效应。同样在第(3)、(4)列中加入了人均耕地及相应的交互项后,以上两个指标的正向显著性都增强。而人均耕地、人均耕地与工商业的交互项等变量的结果和东北地区的一致,此处不再赘述。此外,为了检验非农产业的发展是否会通过推高地价这一途径去推升地租率,我们在第(5)、(6)列加入了各省的平均地价,结果发现虽然地价本身不显著,但工厂数和公司资本数的正向显著性都有所减弱,说明了上述机制可能存在。总的来说,省级层面的考察得到了类似的结论,说明非农产业发展水平、人地比例等因素对地租率的影响效应,在全国范围内普遍存在。

表 4 工业发展水平对地租率影响的回归结果（全国）

| 被解释变量： | 真正的物租率 | | | | | |
|-----------------|--------------------|--------------------|----------------------|---------------------|----------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工厂数 (log) | 0.016** (0.007) | | 0.011** (0.004) | | 0.010 (0.005) | |
| 公司资本数 (log) | | 0.009** (0.004) | | 0.012*** (0.003) | | 0.012** (0.004) |
| 人均耕地 (log) | | | -0.182*** (0.037) | -0.146** (0.053) | -0.162*** (0.033) | -0.134* (0.068) |
| 工厂数 × 人均耕地 | | | 0.037*** (0.010) | | 0.035*** (0.009) | |
| 公司资本数 × 人均耕地 | | | | 0.024** (0.009) | | 0.022** (0.009) |
| 地价 (log) | | | | | 0.024 (0.032) | 0.010 (0.042) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 16 | 18 | 16 | 18 | 16 | 18 |
| R-squared | 0.538 | 0.595 | 0.841 | 0.779 | 0.864 | 0.781 |

注：(1) 真正的物租率 = [缴租价 + 缴租价 / (地价 - 押租价)] / 出产值 × 100。该计算方法除了考虑租金占产出的比例之外，还考虑了佃农所要缴纳的押租金的利息率，详见陈正谟（1936，第 24 页）的说明。(2) 控制变量包括大灾频率、佃农比例、田赋地价比以及南北方虚拟变量。数据来源除了陈正谟（1936）外还包括《中国租佃制度之统计分析》（1946）以及《民国二十三年农情报告汇编》（1936）。(3) 回归模型为 OLS 模型。(4) 括号中为稳健标准误计量。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

七、结 论

我国传统乡村社会中土地租佃的地租率问题，一直以来受到政治学、经济学、历史学等相关研究领域的广泛关注。在现有文献中，虽然从马克思主义政治经济学到目前主流西方经济学等都对地租问题进行讨论，但由于实证研究基本限于初步的统计而缺乏系统性的考察，致使目前对于地租率的影响因素仍未有清晰的结论。因此，本文在通过构建模型整合理论的基础上，利用 20 世纪 30 年代全国性和区域性农村调查数据，系统地考察了工商业等非农产业发展水平、人口土地压力等因素对地租率高低的影响。

研究发现，非农产业的发展既可以通过减缓农村人口压力而降低地租率，也会通过增加土地经营的收益而推高地租率。总体上看，正向效应大于负向

效应。东北地区的微观数据显示,当被调查村庄所在县及周边的工厂数增加1个百分点时,地租率提高0.6个百分点;同时当村庄所在县的等级提高1个级别或者种植经济作物的比例提高10个百分点时,地租率分别升高2.7个和2.6个百分点。此外,人口土地压力也对地租率有正向影响,当人均耕地越少时,地租率越高。这为现有争论以及当时乡村中存在过剩劳动力的假说,提供了新的证据。以上实证发现即使在控制了一系列与地租率相关的变量后依然稳健,并且我们在全国范围内省级层面的考察中也得到了一致的结果。

本文不仅从理论上梳理了中国近代工商业发展等因素对地租率的影响,也为相应的理论观点和文献中存在的一些争议提供了系统性的实证检验。结果揭示了紧张的人口土地关系以及早期工商业发展对农村经济的部分影响。这为理解我国城乡二元经济发展早期的特征,提供了经济学的视角,也为当前农村土地流转市场中,租金的决定因素和市场化导向的改革,提供了一定的历史经验。

参 考 文 献

- [1] Acemoglu, D., and V. Guerrieri, "Capital Deepening and Nonbalanced Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 2008, 116 (3), 467-498.
- [2] Benjamin, D., and L. Brandt, "Land, Factor Markets, and Inequality in Rural China: Historical Evidence", *Explorations in Economic History*, 1997, 34 (3), 460-494.
- [3] Brandt, L., *Commercialization and Agricultural Development: Central and Eastern China, 1870-1937*. Cambridge: Cambridge Uni. Press, 1989.
- [4] 曹幸穗, "民国时期农业调查资料的评价与利用", 《古今农业》, 1999年第3期, 第15—26页。
- [5] 陈正谟, 《中国各省的地租》。北京: 商务印书馆, 1936年。
- [6] Cheung, S. N. S., *The Theory of Share Tenancy: With Special Application to Asian Agriculture and the First Phase of Taiwan Land Reform*. Chicago: Univ. Chicago Press, 1969.
- [7] 慈鸿飞, "20世纪前期华北地区的农村商品市场与资本市场", 《中国社会科学》, 1998年第1期, 第3—5页。
- [8] 东北文化社东北年鉴编印处, 《东北年鉴1931》。沈阳: 东北文化社, 1931年。
- [9] Fei, J., and G. Ranis, "Development of the Labor Surplus Economy: Theory and Policy", the Economic Growth Center, Yale University, 1964. pp. x, 324.
- [10] 高王凌, 《租佃关系新论: 地主农民和地租》。上海: 上海书店出版社, 2005年。
- [11] 郭汉鸣、孟光宇, 《四川租佃问题》。上海: 商务印书馆, 1944年。
- [12] 国民政府主计处统计局, 《中国租佃制度之统计分析》。上海: 正中书局, 1946年。
- [13] 何清涟, "清代的人口压力和租佃形态", 《江淮论坛》, 1987年第6期, 第40—46页。
- [14] 黄宗智, 《华北的小农经济与社会变迁》。北京: 中华书局出版社, 1986年。
- [15] 黄宗智, 《长江三角洲小农家庭与乡村发展》。北京: 中华书局出版社, 1992年。
- [16] 康晨、刘家成、徐志刚, "农业生产外包服务对农村土地流转租金的影响", 《中国农村经济》, 2020年第9期, 第105—123页。
- [17] 孔经纬, 《东北经济史》。成都: 四川人民出版社, 1986年。
- [18] Kung, J., and N. Li, "Commercialization as Exogenous Shocks: The Effect of the Soybean Trade

- and Migration in Manchurian Villages, 1895-1934”, *Explorations in Economic History*, 2011, 48 (4), 568-589.
- [19] Kuznets, S., “Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: II: Industrial Distribution of National Product and Labor Force”, *Economic Development and Cultural Change*, 1957, 5 (4), 1-111.
- [20] Lewis, W. A., “Economic Development with Unlimited Supplies of Labour”, *Manchester School of Economics and Social Studies*, 1954, 22 (2), 139-191.
- [21] 李楠, “近代农民离村决定因素的再讨论: 一个历史计量学的视角”, 《中国经济史研究》, 2013年第2期, 第10—20页。
- [22] 李文海主编, 《民国时期社会调查丛编(2编): 乡村经济卷(下册)》。福建: 福建教育出版社, 2014年。
- [23] 李文治, 《中国近代农业史资料》(第一辑)。北京: 三联书店, 1957年。
- [24] 刘大钧, 《中国工业调查报告》。南京: 经济统计研究所, 1937年。
- [25] 刘愿, “田赋、地租与中国传统社会乡村结构变迁——基于20世纪20—30年代的分析”, 《学术月刊》, 2016年第6期, 第53—67页。
- [26] Ma, D., “Economic Growth in the Lower Yangzi Region of China in 1911-1937: A Quantitative and Historical Analysis”, *The Journal of Economic History*, 2008, 68 (2), 355-392.
- [27] 马克思, 《资本论》第三卷。北京: 人民出版社, 2004年。
- [28] Myers, R., *The Chinese Peasant Economy: Agricultural Development in Hopei and Shantung, 1890-1949*. Cambridge: Harvard Uni. Press, 1970.
- [29] 实业部中央农业实验所农业经济科编, 《民国二十三年农情报告汇编》。南京: 中央农业实验所印行, 1936年。
- [30] 史志宏, “20世纪三四十年代华北平原农村的租佃关系和雇佣关系——以河北省清苑县4村为例”, 《中国经济史研究》, 2003年第1期, 第45—47页。
- [31] Stiglitz, J. E., “Incentives and Risk Sharing in Sharecropping”, *Review of Economic Studies*, 1974, 41 (2), 219—255.
- [32] 王小嘉, “从二五到三七五: 近代浙江租佃制度与国民党浙江二五减租政策的嬗变”, 《中国经济史研究》, 2006年第4期, 第151—159页。
- [33] 王药雨, “东三省租佃制度”, 《政治经济学报》, 1934年第3卷第1期。
- [34] (伪) 国务院实业部临时产业调查局, 《康德元年度农村实态调查报告书》, 长春, 共3卷, 1935年。
- [35] (伪) 国务院实业部临时产业调查局, 《康德三年度农村实态调查报告书》, 长春, 共4卷, 1936年。
- [36] (伪) 国务院实业部临时产业调查局, 《满洲国工厂名簿》(昭和9年)。大连: 南满洲铁道株式会社发行, 1936年。
- [37] (伪) 国务院实业部临时产业调查局, 《康德三年度县技士见习生农村实态调查报告书》, 长春, 共4卷, 1938年。
- [38] 温锐, “清末民初赣闽边地区土地租佃制度与农村社会经济”, 《中国经济史研究》, 2002年第4期, 第64—75页。
- [39] 俞海、黄季焜、S. Rozelle、L. Brandt、张林秀, “地权稳定性、土地流转与农地资源持续利用”, 《经济研究》, 2003年第9期, 第82—91页。
- [40] 张心一, “中国农佃问题的一点材料”, 《统计月报》, 1930年第2卷第5期。
- [41] 章有义, 《中国近代农业史资料》第2辑。北京: 三联书店, 1957年。
- [42] 赵冈、陈钟毅, 《中国土地制度史》。北京: 新星出版社, 2006年。

[43] 中央气象局气象科学研究所主编,《中国近五百年旱涝分布图集》。北京:地图出版社,1981年。

[44] 周应堂、王思明,“近代农民离村原因研究”,《中国经济史研究》,2011年第1期,第12—20页。

Development of Modern Non-agricultural Industries, Population Pressure and Rent Rate —Investigation from Modern Rural Surveys

HUANG Tianyu*

(Guangxi University)

LI Nan*

(Fudan University)

YAN Se

(Peking University)

Abstract Constructing a theoretic model that incorporates several determinants of land rent rate into a principal-agent framework, we employ the household-level micro rural survey data in 1930s Northeast China to investigate the effects of non-agricultural industries and population pressure on rural land rent rate. We find that both the development of non-agricultural industries and population pressure could raise the land rent rate in the early period of modernization. The above findings are robust after controlling for a series of valuables and also in province-level analysis.

Keywords land rent rate, non-agricultural industry, population-land pressure

JEL Classification N55, O13, Q15

* Corresponding Author: Huang Tianyu, School of Economics, Guangxi University, No.100 Daxue East Road, Nanning, Guangxi 530004, China; Tel: 86-18277721623; E-mail: tyhuang@gxu.edu.cn; Li Nan, School of Economics, Fudan University, No.220 Handan Road, Yangpu District, Shanghai 200433, China; Tel: 86-21-65642036; E-mail: nanli@fudan.edu.cn.