

总第 29 期 Total : Volume 29

2016 年辑第 1 期 Volume I 2016

中国计量经济史研究动态

Developments of Cliometrics Research In China

学术通讯 · 友情赠阅

(Gift Journal for Academic Exchange)

广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心

Centre for Cliometrics Studies of China

Guangdong University of Foreign Studies

广州 2016 年 01 月

January 2016 Guangzhou

目录与摘要

1. 对金融危机前后美国需求结构变化的比较分析.....廖国民 叶文辉 3

Comparative Analysis of the Changes about the Aggregate Demand Structure Before and After the Financial Crisis in America.....Liao Guomin Ye Wenhui

内容摘要: 本文分析了 2007 年金融危机前后美国需求结构的趋势性变化,为应对这些变化,主要包括消费结构、投资结构、进出口结构。文章提出,中国应该在产业政策、贸易载体、竞争优势的打造、贸易政策环境和贸易规则等五个方面实施外经贸战略的调整。

Abstract: We have analyzed the trend of changes about America's structure aggregate demand before and after the financial crisis in 2007 in this paper. In response to these changes which include the consumption structure, investment structure, import and export structure, this article suggests that China should adjust foreign trade and economic strategy on industrial policy, trade carrier, creation of competitive advantage, trade policy environment and trade rules.

2. 农业冲击、乡村借贷与童工使用: 来自 20 世纪 30 年代东北乡村社会的考察.....李楠 15

Agricultural Impact, Rural Credit and Child Labor: Study of Rural Society in Northeast China in 1930s.....Li Nan

内容摘要: 本文利用 20 世纪 30 年代伪满洲农业入户调查数据,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 0.3 人左右。然而,当该农户参加民间借贷市场获得借款后,发现乡村借贷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,而且也为理解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。

Abstract: In this paper, we have used the survey data of agriculture households of puppet Manchukuo in 1930s to study the relationship of the impact of agriculture, rural credit market and the use of child labor in the Chinese traditional rural society. The study finds that in Northeast China's traditional rural society, farmers suffered from the impact of agriculture do have a tendency to increase the underage labor input. When the no-harvest area increased by 1%, use of 11-14-year-old child labor increased 0.3 people around. However, when the farmers participated in private lending market to obtain loans, they found rural lending could alleviate the negative impact. This study not only reveals the relationship between agricultural impact and the use of child labor in Chinese traditional rural society, but also provides a new perspective to understand the function and significance of private lending market in rural society.

3. 斯密交易、单一货币与十九世纪汉口茶市的对外贸易 (1862-1911)刁莉 33

Smith Trade, Single Currency and the Foreign Trade of Tea Market in Hankou in 19th Century

(1862-1911).....DiaoLi

内容提要: 本文主要利用了现代合约理论针对十九世纪汉口茶叶贸易中的英商与俄商的茶叶贸易方式与贸易行为进行了分析。试图针对史料的挖掘,结合近代“斯密交易”和单一货币的条件下,对近代中国贸易史的研究有新的诠释。同时本文的研究也是合约理论的一种扩展。合理行为对国际贸易微观层面影响的研究则具有一定新意。当国际贸易发生在单一货币结算区内的进出口双方之间时,因使用单一货币且运杂费较低,合约行为和国内交易行为没有显

著差异。如果考虑运费其它杂和费汇率因素后，会因为向第三方分配剩余以及汇率波动引起出口方对进口方类型评价的变化导致合约的最优质量水平产生变化。运杂费恶化了合约条款而汇率波动的影响则不确定。这充分的解释了十九世纪汉口英商与俄商的茶叶贸易开展状况。

Abstract: This paper applies the theory of the modern contract into the analysis of trade way and trade behavior of British merchants and Russian merchants which are engaged in tea trade in Hankou in the 19th century. Combined with Smith Transaction and the condition of single currency, this paper provides a new interpretation to the research on China's modern foreign trade by mining the historical data. At the same time, this article is an extension of contract theory. The study of the micro-level impact of reasonable behavior on international trade means something new. When international trade occurs between the importers and exporters in the single currency settlement zone, there was no significant difference between contract behavior and domestic trading behavior because of single currency and low freight. Taking the freight fees and exchange rate into consideration, the change of the type evaluation of importers by exporters caused by the surplus of distribution to a third party and exchange rate fluctuation will generates the change of the quantity level of the contract optimal level. Terms of the contract worsen because of freight, but the influence of exchange rate volatility is not certain, which explains well the tea trade that the merchants of Britain and Russia are engaged in Hankou in the 19th century.

4.近代开滦煤矿产出的“Solow 余值”分析.....云 妍 45

"Solow residuals" Analysis of Modern Kailuan Coal Output..... Yun Yan

内容提要: 近代开滦煤矿企业档案中留存的自 20 世纪以来完整而连续的生产经营数据，不仅能形成精确的经济统计，也使一些数量关系的分析成为可能。本文应用计量经济学工具方法，建立了自 1905 年至 1936 年开滦煤矿产出关于资本、劳动投入的生产模型，同时借用现代经济学理论中“Solow 余值”的分析框架，探讨了开滦煤矿生产经营背后的实际因素。

Abstract: Modern Kailuan Coal Enterprises' retained files which contain complete and continuous data of production and management since the 20th century can not only form accurate economic statistics but also make it possible to do some quantitative relation analysis. We have established production models of Kailuan Coal's output from 1905 to 1936 about capital and labor input with econometric method in this paper. By using the analytical framework of "Solow residuals" from modern economic theory we have discussed real influential factors of the business of Kailuan Coal.

对金融危机前后美国需求结构变化的比较分析

廖国民 叶文辉

(广东外语外贸大学金融学院, 广州, 510006)

内容摘要: 本文分析了 2007 年金融危机前后美国需求结构的趋势性变化, 为应对这些变化, 主要包括消费结构、投资结构、进出口结构。文章提出, 中国应该在产业政策、贸易载体、竞争优势的打造、贸易政策环境和贸易规则等五个方面实施外经贸战略的调整。

关键词: 金融危机 消费结构 投资结构 进出口结构

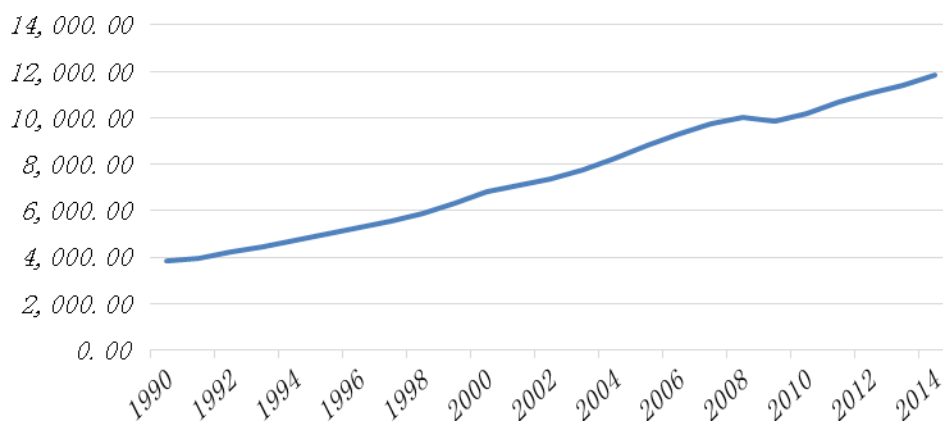
2007 年夏季由美国次贷危机引发的全球性金融危机爆发后, 世界各国的需求结构(包括消费结构、投资结构与进出口结构三个部分)与危机前相比均发生了显著的变化。本文考察最大经济体同时也是我国主要贸易伙伴的美国需求结构在金融危机后的变化情况, 揭示美国需求结构的趋势性变化, 为我国制定合适的对美贸易战略, 乃至经济发展战略提供有益的决策参考。

一、危机前后美国消费结构变化的比较分析

(一) 1990 年以来美国消费支出情况。

在 2007 年金融危机爆发后, 美国个人消费支出在 2009 年附近出现一定幅度下降, 从 2008 年的 100,055 亿美元下降到 2009 年的 98,429 亿美元, 降幅为 1.63%, 但于 2010 年开始重新走上复苏的道路(见图 1)。

图 1: 美国 1990 年至 2015 年的个人消费支出情况(单位: 10 亿美元)



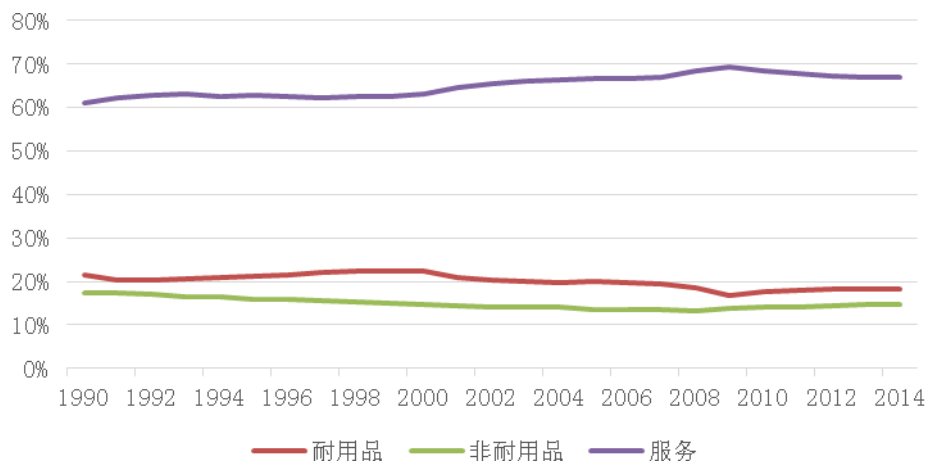
数据来源: 美国经济分析局

(二) 美国消费支出在各行业与产品的分布情况。

美国消费支出主要集中在服务和非耐用商品上面, 消费层次和结构均处于较优水平。从 2014 年的数据来看, 对服务的消费占到了消费类支出的 67%, 对耐用商品的消费占到 18%,

而对非耐用品的消费仅占到 15%（见图 2）。

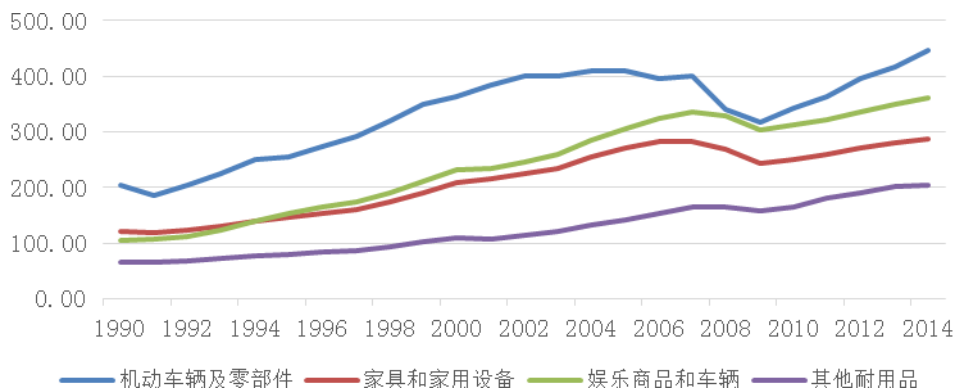
图 2：1990 年至 2014 年美国消费支出的行业与产品结构占比



数据来源：美国经济分析局

1.耐用消费品支出情况。机动车辆及零部件的消费支出居于首位，其次是娱乐用品和车辆，再到家具和家用设备及其他耐用用品。从下图 3 中可以看到，金融危机以来，机动车辆的消费支出出现了大幅度的下滑，说明相比较于其他三类耐用用品，机动车辆及零部件的弹性较大。

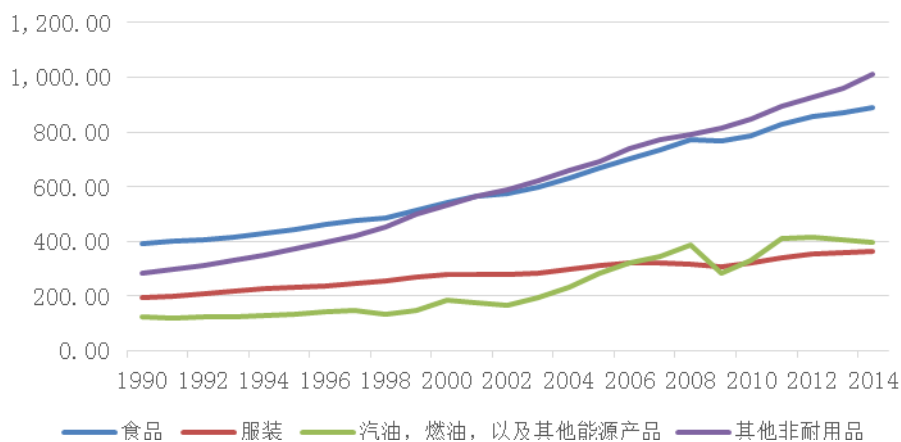
图 3：美国个人消费支出中耐用消费品行业分布情况（单位：10 亿美元）



数据来源：美国经济分析局

2.非耐用品消费支出情况。以食品和其他非耐用消费品为主，服装和能源产品的消费支出较为接近。金融危机后，汽油，燃油以及其他能源产品的消费支出出现较为明显的下滑，而食品支出的下滑幅度比较轻微（见图 4）。

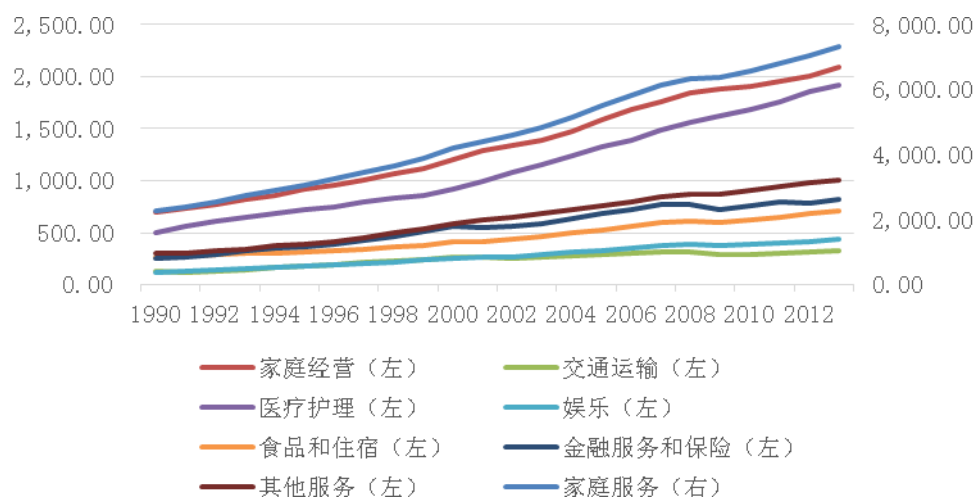
图4：美国个人消费支出中非耐用品消费行业分布情况（单位：10亿美元）



数据来源：美国经济分析局

3.服务消费支出情况。家庭服务消费的规模远远高于其他消费，其次分别是家庭经营、医疗护理、其他服务、金融服务和保险、食品和住宿等，其中家庭服务、家庭经营和医疗护理的增速较快。在金融危机后，家庭服务、金融服务和保险出现了较明显的下滑（见图5）。

图5 美国个人消费支出中服务业的行业分布情况（单位：10亿美元）



数据来源：美国经济分析局

（三）结论

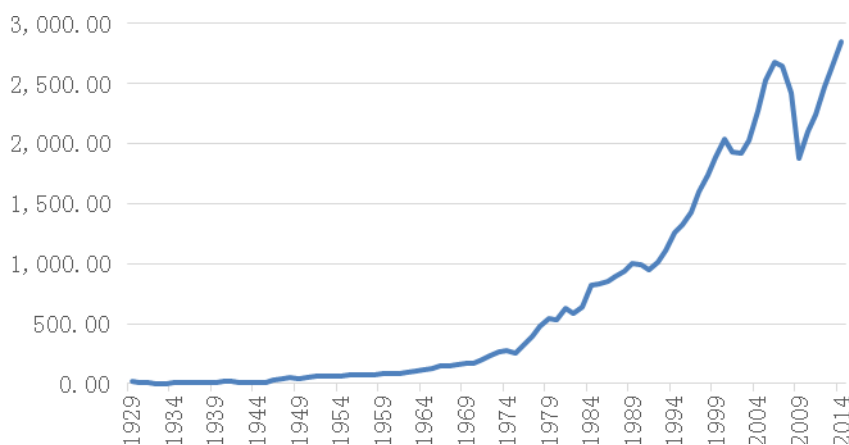
2007年危机前后美国消费结构的变动情况表明，美国总体消费水平较高，占GDP的比重较大且呈现逐年上升趋势；在金融危机后的一两年时间里，个人消费支出和国内私人投资总额出现了不同程度的下滑，不过均于2010年复苏；服务消费占主体地位，商品消费中非耐用品的消费支出高于耐用品。在耐用品的消费支出中，娱乐商品和车辆及机动车辆及零部件的消费规模靠前。在非耐用品的消费支出上，其他非耐用品消费和食品消费支出的规模较

大，且保持较快的增长速度，能源和服装消费支出所占的份额较小，且增幅较为缓慢。在服务的消费支出中，家庭服务、家庭经营和医疗护理消费支出的规模较大且增速靠前，交通运输、娱乐等服务的消费支出较少且增长缓慢。

二、危机前后美国投资结构变化的比较分析

自 1929 年以来，美国的国内投资总额整体上呈现上升的趋势，但上升过程较为波动，一些年份曾出现负增长。2007 年金融危机以后，美国的国内投资总额出现明显的下滑，2009 年开始逐步恢复。到 2014 年时，国内投资总额已超过了危机前的峰值（见图 6）。

图 6：1929 年至 2014 年美国国内投资变动趋势（单位：10 亿美元）

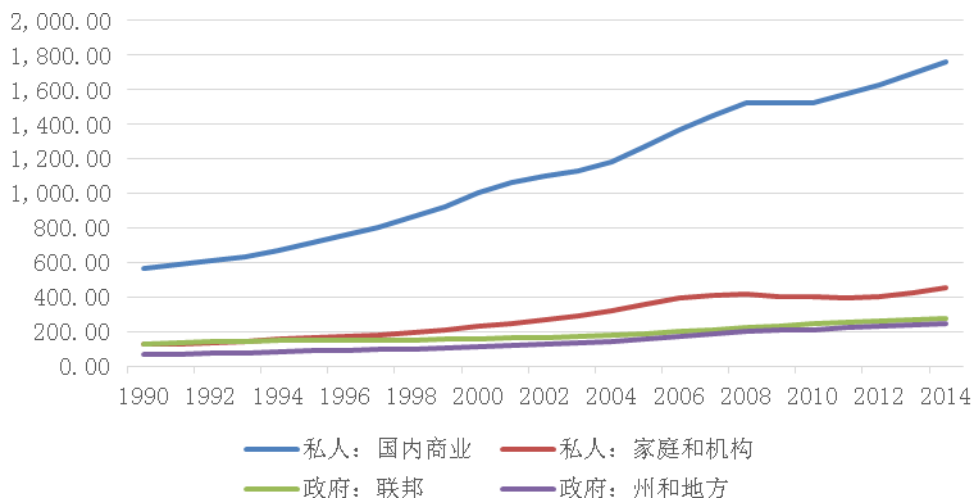


数据来源：美国经济分析局

（一）从分项数据来看，美国的投资主体可以分为私人 and 政府，私人投资占比显著高于政府投资且增长较快。

从 2014 年的数据来看，私人投资总额为 22,300 亿美元，政府投资的总额为 5,168 亿美元，前者为后者的 4.3 倍。私人投资中又以国内商业投资为主，2014 年为 17,752 亿美元，家庭和机构投资规模较小，仅 4,548 亿美元。政府投资中，联邦政府的投资规模略大于州和地方政府的投资规模。从数据中可以看出，家庭和机构投资在金融危机爆发前一年即 2006 年便开始出现下滑，国内商业投资在 2007 年才走向负增长，两者均在 2010 年后缓慢走向复苏。而政府投资方面，联邦政府和州及地方政府在金融危机前后的变化幅度较小（见图 7）。

图7：1990年至2014年美国国内投资总额的分布情况（单位：十亿美元）

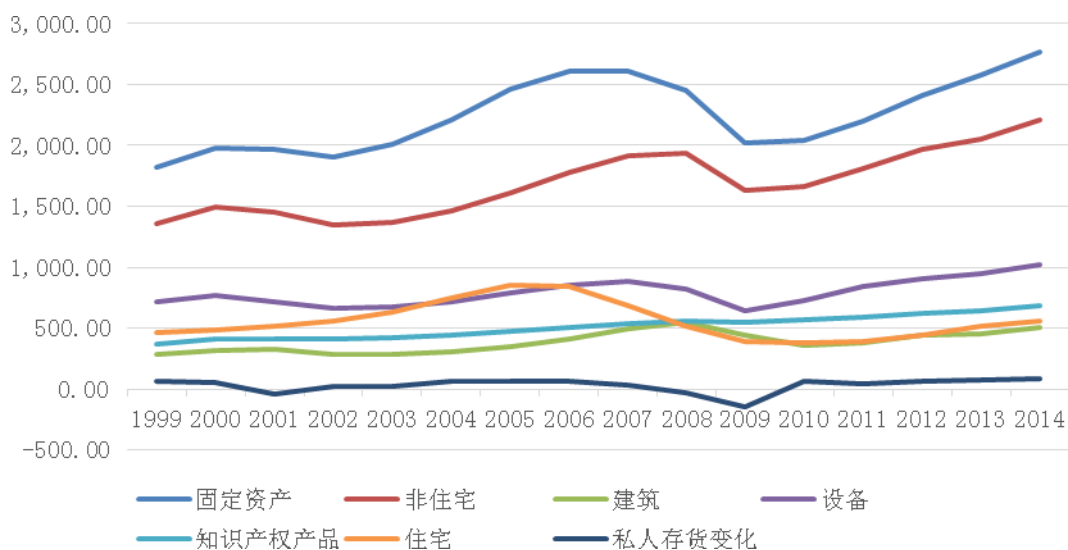


数据来源：美国经济分析局

（二）在私人投资方面

从规模来看，在2009年附近出现一定幅度下降，从2007年的26,437亿美元小幅下降至2008年的24,248亿美元，并于2010年进一步下滑至21,008亿美元。从结构上来看，固定资产在国内私人投资中占较大的比重，其次是非住宅类投资、建筑类投资、设备类投资、知识产权产品投资、住宅类投资及私人存货投资。各子项在金融危机后都出现了显著的下滑，部分项目的下滑甚至早于金融危机。其中，固定资产投资于2006年攀升至顶峰的26,625亿美元后一路向下，直到2009年才触底反弹，至今仍未恢复当初的高点。住宅方面的下滑则更早，从2005年一直下滑到2009年，随后恢复速度也相当缓慢（见图8）。

图8：1999年至2014年美国国内私人投资分项数据（单位：10亿美元）

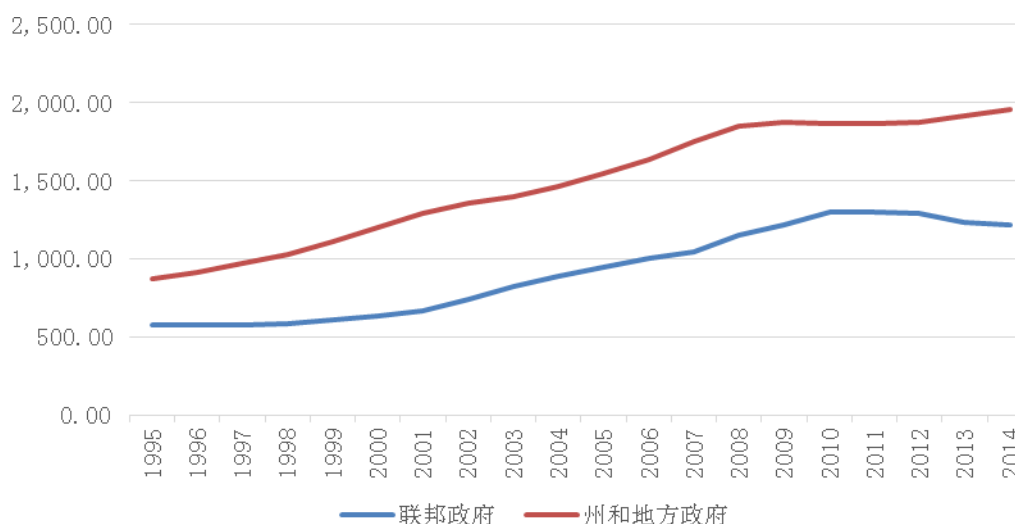


数据来源：美国经济分析局

（三）在政府消费支出和投资方面

该项指标占 GDP 的比重一直相对较低，2014 年为 19%，仅高于商品和服务净出口。分项来看，金融危机后，联邦政府的消费支出和投资总额有所上升，上升速度高于危机前，而州和地方政府的消费支出和投资总额则保持相对平稳。这表明联邦政府在一定程度上有通过增加政府的消费和投资来扩大总需求，尽管总量较小（见图 9）。

图 9：1995 年至 2014 年美国联邦政府消费支出和投资总额（单位：10 亿美元）

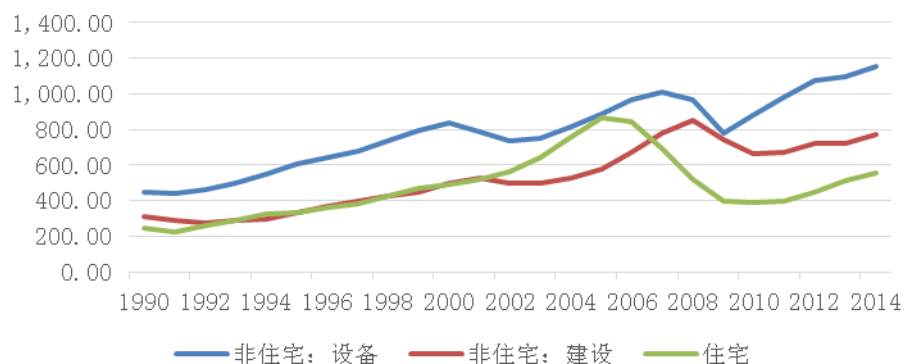


数据来源：美国经济分析局

（四）从私人和政府的固定资产投资分项数据来看

金融危机前以住宅和设备投资为主，金融危机后发生了较为明显的变化，建设投资超过了住宅投资。另外，金融危机后三项投资都先后发生了显著的下滑。最先下滑的是住宅类投资，2005 年便开始了下滑，直至 2011 年才触底反弹，紧接着是设备类投资，于 2007 年出现了下滑，同时也于 2009 年走出恢复趋势。建设类投资 2008 年走向下坡路开始，至今尚未恢复（见图 10）。

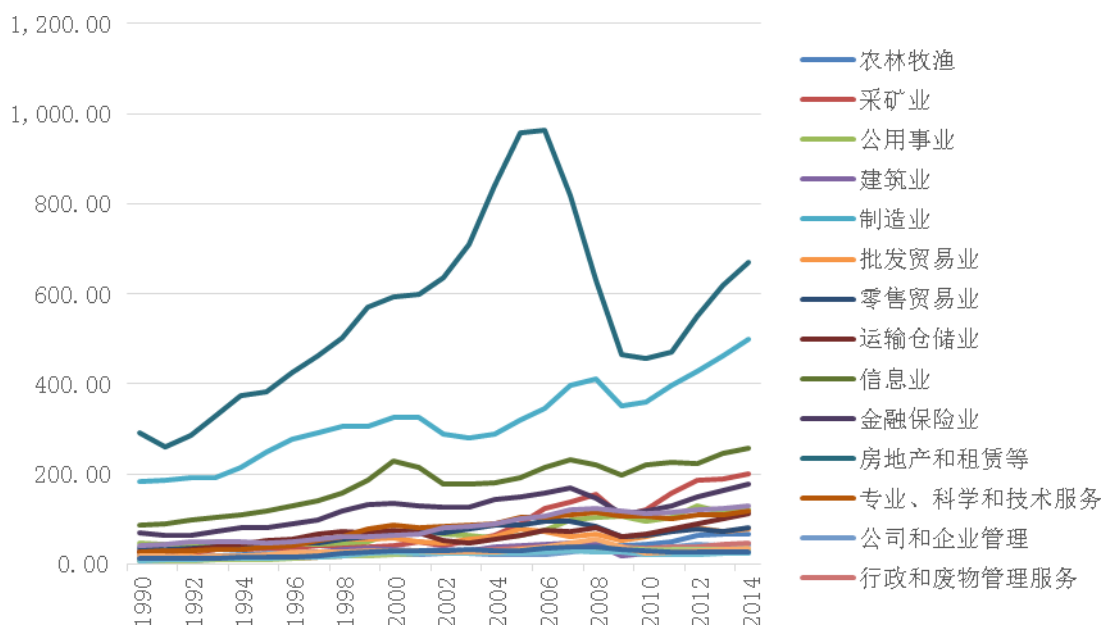
图 10：1990 年至 2014 年美国私人固定资产投资分项（单位：10 亿美元）



数据来源：美国经济分析局

私人固定投资中规模靠前的包括房地产和租赁业、制造业、信息业及采矿业，以 2014 年的数据为例，房地产和租赁业的固定资产投资达 6,702 亿美元，制造业为 4,995 亿美元，信息业为 2,575 亿美元，采矿业为 2,004 亿美元，合计占到了整个私人部门固定资产投资的 58.82%。金融危机后，受影响最大的是房地产和租赁业，从 2006 年的 9,635 亿美元下滑到 2010 年的 4,582 亿美元，幅度高达 52.44%（见图 11、12）。

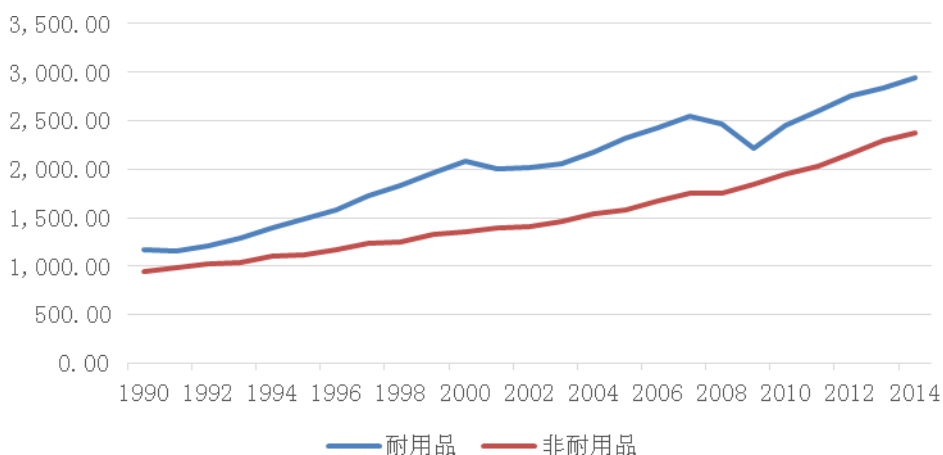
图 11：1990 年至 2014 年美国私人固定资产投资分行业数据（单位：10 亿美元）



数据来源：美国经济分析局

其中，制造业包括了耐用品和非耐用品的固定资产投资，耐用品的投资总体上大于非耐用品，且波动更大，在金融危机后受到的影响也更大。

图 12：1990 年至 2014 年美国制造业私人固定资产投资走势（单位：10 亿美元）



数据来源：美国经济分析局

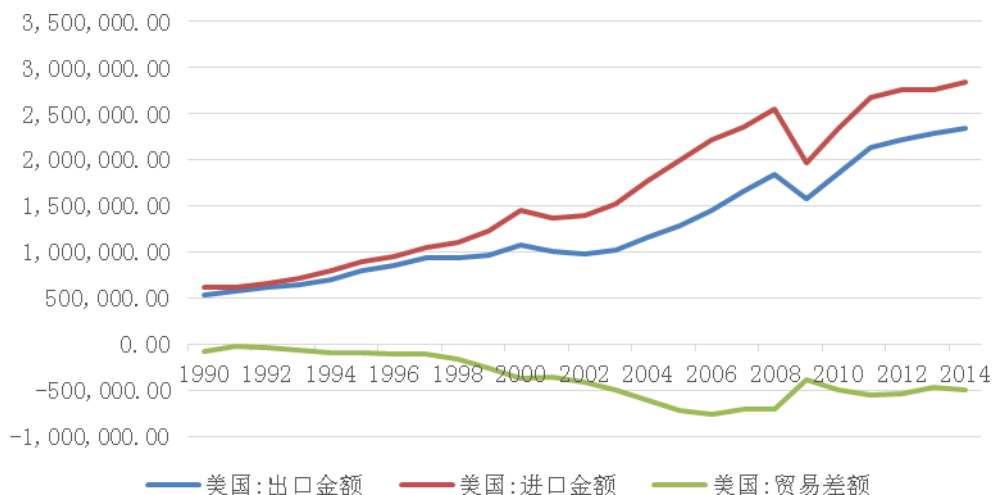
（五）结论

从金融危机后美国的投资结构和规模来看，私人投资占主导地位且增长速度较快，政府投资居于次要地位且增长较为平缓。私人投资中又以国内商业投资为主，家庭和机构投资为辅；而政府投资则以联邦政府为主，州和地方政府为辅。私人投资中，房地产和租赁业的比重最大且金融危机中受到的冲击也最大。而制造业中，耐用品受到的冲击大于非耐用品。

三、危机前后美国进出口结构变化的比较分析

从美国对外贸易的整体规模上看(见图 13)，自 1990 年以来，进出口金额均保持上升的趋势，但总体而言进口金额规模大于出口金额，且在金融危机爆发前贸易差额在不断扩大，金融危机后二者的差距曾在 2009 年出现过短暂的缩窄，之后又有扩大的倾向。以 2014 年的数据为例，当年的进口金额为 28,504.710 亿美元，出口金额为 23,454.240 亿美元，相比 1990 年的进口金额为 6,160.970 亿美元，出口金额为 5,352.330 亿美元，增长分别为 363% 和 338%，进口金额增速略快于出口金额增速。金融危机使得进出口金额都受到显著冲击，其中进口受到的冲击更为明显。

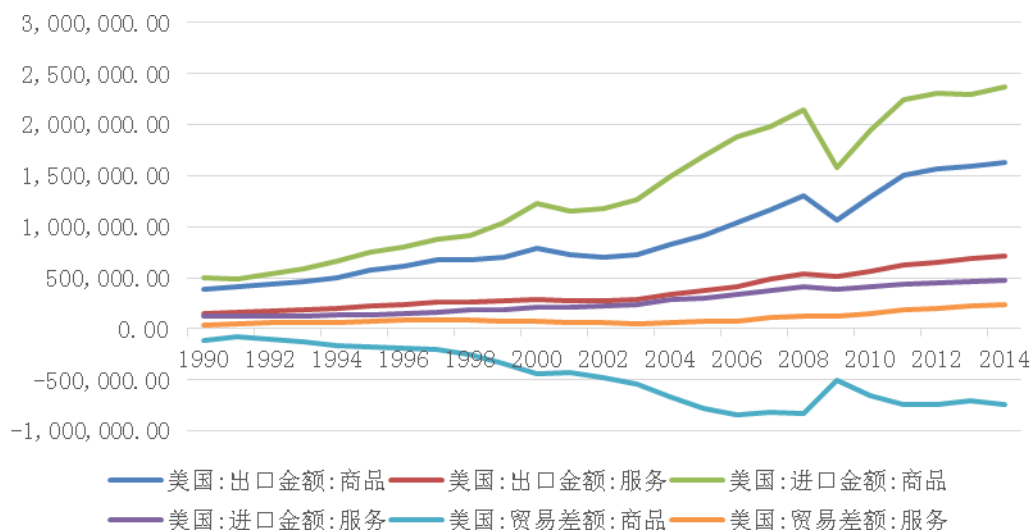
图 13：1990 年至 2014 年美国进出口规模（单位：百万美元）



数据来源：美国经济分析局

从美国进出口的行业分布来看(见图 14)，进出口主要以商品为主，且规模在不断增加中。与服务的进出口相比，商品的进出口在金融危机后受到的冲击更显著。2008 年商品进出口金额出现下降以来，在 2009 年达到了阶段性的底部并走出了反弹，目前商品进出口金额的增速已趋缓，服务的进出口继续保持稳定和缓慢的提升。

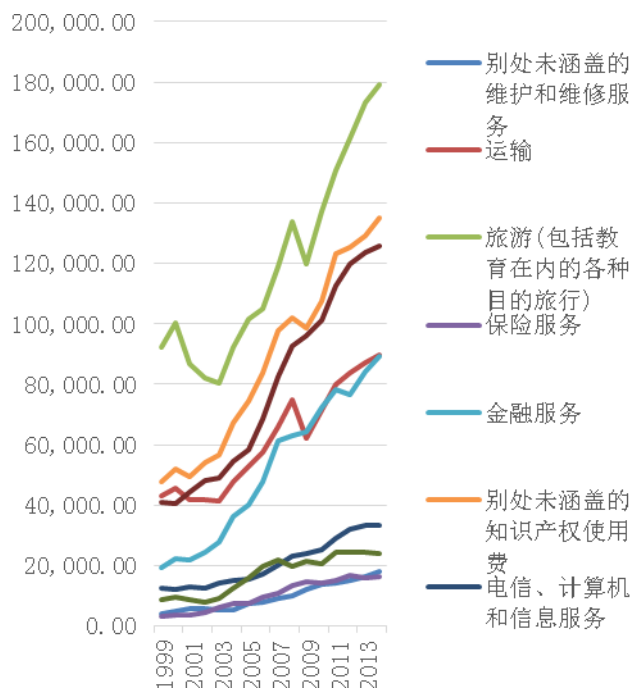
图 14：美国 1990 年至 2014 年进出口结构（单位：百万美元）



数据来源：美国经济分析局

在美国的服务出口中，各项指标均呈现上升的趋势，其中以旅游业的上升速度最快。规模排在前三的分别是旅游、知识产权使用费及其他商业服务，合计占到了 2014 年出口总额的 61.94%。此外，占比较大的还包括运输服务及金融服务。金融危机后，受影响较大的是旅游业和运输业，其它服务出口的波动较为平缓(见图 15)。

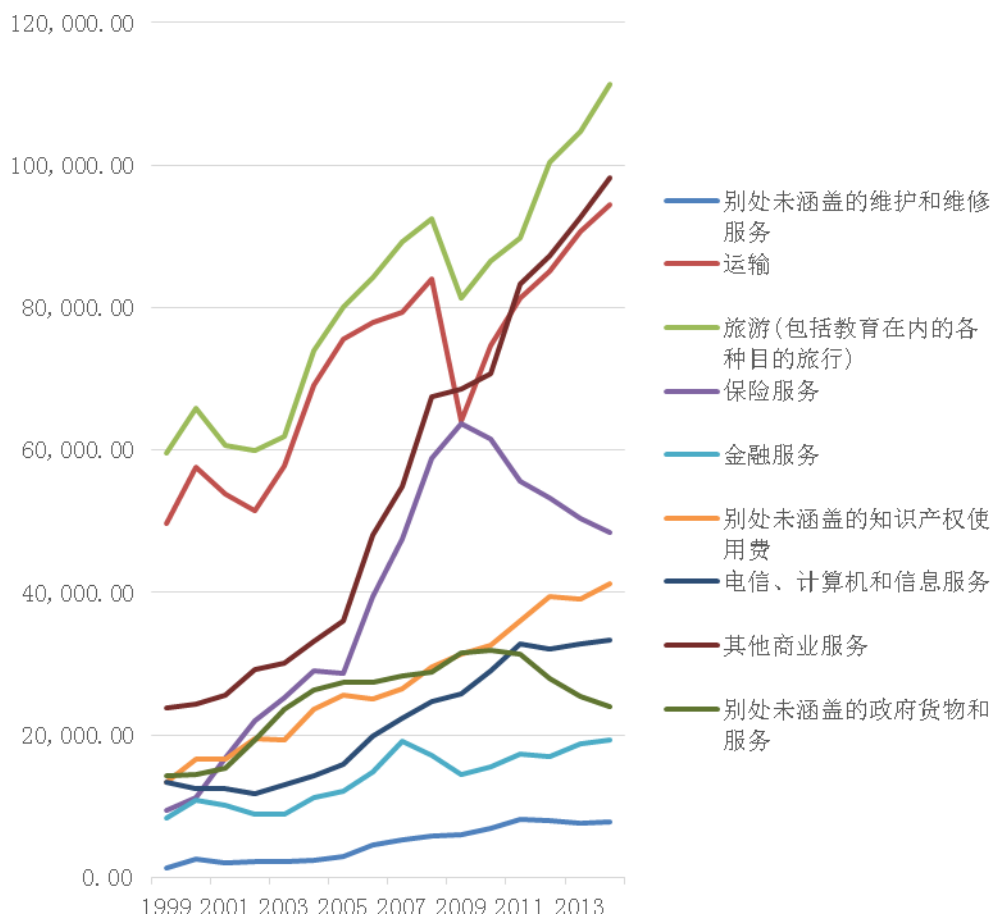
图 15： 1999 年至 2014 年美国服务业出口行业分布情况（单位：百万美元）



数据来源：美国经济分析局

而美国的服务进口结构中,旅游、运输、其他商业服务相对靠前。金融危机后,受影响较大的是旅游业、运输业、保险服务业、政府货物和服务业等,其中保险服务、政府货物和服务业自2008年见顶以来,一直处于下降的趋势,至今仍未探底反弹。仅少数服务业进口受金融危机影响较小,如维护和维修服务及金融服务等(见图16)。

图16: 1999年至2014年美国服务业进口的行业分布情况(单位:百万美元)



数据来源: 美国经济分析局

四、政策建议

通过前述的比较分析可知,金融危机前后美国消费、投资、进出口诸方面均发生了较大变化,这些变化迫使我国的对美贸易战略乃至经济发展战略必须适时调整。我们认为这些调整主要在下述领域展开:

(一) 在产业政策上,由片面发展资源型劳动密集型产业转向倚重服务业与战略性新兴产业;(二) 在贸易载体上,由单纯出口货物为主转向倚重服务、技术、资本输出相结合;(三) 在竞争优势的打造上,由低成本低附加值的数量扩张转向倚重技术、品牌、质量、服务为核心的综合竞争优势;(四) 在贸易政策环境上,由政策引导为主转向倚重制度规范和营造法治化、国际化的营商环境;(五) 在贸易规则上,由被动应对转向积极参与全球经济治理,拥有更多话语权,推动多边贸易谈判进程和多边双边自由贸易区建设,营造良好的国

际贸易环境。

参考文献

- [1] World Bank Open Data[DB], <http://data.worldbank.org/>, 2015-09-01
- [2] 李永友. 我国需求结构失衡及其程度评估[J]. 经济学家. 2012(01)
- [3] 梁媛,冯昊. 促进中国总需求结构优化的政策体系研究[J]. 经济问题探索. 2010(12)
- [4] 马晓河. 迈过“中等收入陷阱”的需求结构演变与产业结构调整[J]. 宏观经济研究. 2010(11)
- [5] 美国经济分析局, U.S. Bureau of Economic Analysis (BEA)[DB], <http://www.bea.gov>, 2015-09-01
- [6] 任碧云. 金融危机后中国经济发展需求结构的调整和优化[J]. 理论与现代化. 2010(06)
- [7] 袁欣. 全球需求结构变化与中国外向型经济发展战略的调整[J]. 经济研究导刊. 2011(35)
- [8] 张生玲,熊飞,范秀娟. 调整需求结构推进需求转型[J]. 国际贸易. 2010(10)
- [9] 钟宏,俞炳彬. 进出口大幅增长需求结构可望改善[J]. 中国统计. 2010(04)
- [10] 周丽盛,杨怡丹. 内外需求结构失衡下的产业援助政策研究[J]. 现代商贸工业. 2010(15)

作者简介:

- 1.廖国民(1972.09-), 广东外语外贸大学金融学院教授, 经济学博士, 副院长, 硕士生导师, 主要研究方向: 货币理论与政策、国际金融。
- 2.叶文辉(1990.12-), 广东外语外贸大学金融学院 2013 级研究生, 研究方向: 资本市场与国际投资。

Comparative Analysis of the Changes about the Aggregate Demand Structure Before and After the Financial Crisis in America

Liao Guomin Ye Wenhui

Abstract: We have analyzed the trend of changes about America's structure aggregate demand before and after the financial crisis in 2007 in this paper. In response to these changes which include the consumption structure, investment structure, import and export structure, this article suggests that China should adjust foreign trade and economic strategy on industrial policy, trade carrier, creation of competitive advantage, trade policy environment and trade rules.

Key words: financial crisis, consumption structure, investment structure, import and export structure

农业冲击、乡村借贷与童工使用： 来自 20 世纪 30 年代东北乡村社会的考察

(2016 年 3 月 修改稿)

李楠*

上海财经大学 经济史学系

内容摘要：本文利用 20 世纪 30 年代伪满洲农业入户调查数据，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 0.3 人左右。然而，当该农户参加民间借贷市场获得借款后，发现乡村借贷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：乡村社会 农业冲击 童工使用 民间借贷

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 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 Basu and Van³ 以及 Baland and Robinson⁴ 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 Beegle et al.⁶ 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，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

* 李楠，上海财经大学经济学院经济史系副教授、博士生导师，Email: li.nan@mail.sufe.edu.cn，通信地址：上海市杨浦区武川路 111 号经济学院楼 517 室，200433。本文感谢教育部人文社会科学项目“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），以及“上海财经大学重要学术期刊发表论文后续研究项目”（项目编号：2015110025）的支持。

¹ 中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局，《马克思恩格斯全集》，北京：人民出版社，1972。

² Goldin, C. and K. Sokoloff, “Women, Children, and Industrialization in the Early Republic: Evidence from the Manufacturing Censuses.” *Journal of Economic History*, Vol. XLII (4): 741-44.

³ Basu and Van, “The Economics of Child Labor.” *American Economic Review*, Vol. 88, 412-27, 1998.

⁴ Baland, J. M. and J. Robinson, “Is Child Labor Inefficient?” *Journal of Political Economy*, Vol. 108, 663-79, 2000.

⁵ 更多关于童工使用研究的文献综述参见 Basu, K., “Child Labor: Causes, Consequences, and Cure with Remarks on International Labor Standard.” *Journal of Economic Literature*, Vol. 37: 1083-1119, 1999.

⁶ Beegle et al., “Child Labor and Agricultural Shocks.” *Journal of Development Economics*, Vol. 81: 80-6, 2006.

考察。因此,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,提供相关的理论与实证证据。

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。根据中国经济统计研究所编著的《中国工业调查报告》⁷所给出的基于全国17个主要省份符合公司法经营的1206家企业中,童工总计11.5万,约占全体劳动力的14.8%。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,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⁸、刘媛⁹、丁勇华和吕佳航¹⁰、李楠^{11,12}等,但现有这些研究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¹³作为主要考察对象主要是因为该样本较好的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,作为东北后开禁地区农业收入约占当地农户收入的90%。此外,由于其特殊的移民社会组织形式,在东北乡村社会中,社会网络、乡村借贷市场等社会经济功能与其他传统乡村社会相比更加典型^{14,15}。因此,本研究主要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,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岁童工是使用人数增加0.3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有更少的童工使用。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

⁷ 刘大钧,《中国工业调查报告》,南京:经济统计研究所,1937。

⁸ 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),第3期,2003。

⁹ 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),第2期,2014。

¹⁰ 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),第2期,2008。

¹¹ 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》,第4期,93-101,2015。

¹² 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》,工作论文, No. CR2016-01-10, 上海财经大学经济史学系。

¹³ “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*, Bank of Chosen, Seoul, 1920: 11-12, 16-17)。

¹⁴ 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》,第4期,2012。

¹⁵ 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》,第1期:65-80,2016。

业冲击对童工使用的影响,进一步丰富了相关文献,并对 Beegle et al.¹⁶提供的相关实证证据给予了一定的证实。其次,与 Bandara et al.¹⁷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两者关系的影响,而非农户持有资产单一视角,特别侧重考察了乡村借贷市场与农业冲击的交互作用。由此,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的文献,为我们理解近代中国经济增长迟滞提供了一个新的童工与人力资本积累之间替代的视角。

本文结构安排如下:在本文接下来的第二部分,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;而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;在接下来的第四部分则主要将实证结果进行展示,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。

一、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《农村实态调查报告书》作为主要的数据来源。1931年九一八事变后,日本迅速地占领了中国东北地区全境。并于随后的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¹⁸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,受淹面积大560万公顷,农作物全部受灾。¹⁹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。²⁰该调查第一次始于1935年,调查地区主要选取“北满”地区16个县19个村

¹⁶ Beegle et al., "Child Labor and Agricultural Shocks." *Journal of Development Economics*, Vol. 81: 80-6, 2006.

¹⁷ Bandara, Amarakoon, Rajeev Dehejia, and Shaheen Lavie-Rouse. 2015. "The Impact of Income and Non-Income Shocks on Child Labor: Evidence from a Panel Survey of Tanzania." *World Development*, Vol. 67: 218-237.

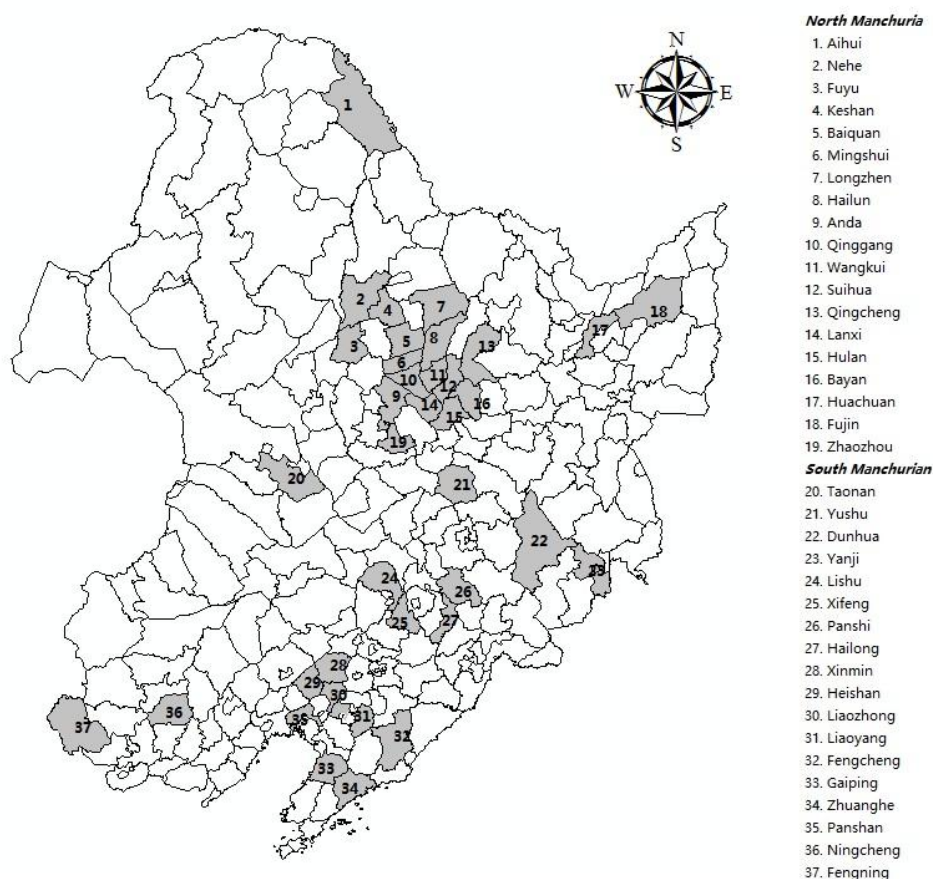
¹⁸ 在48个受灾县市旗中,黑龙江省占21个,吉林省9个,内蒙古所辖18个(参见谭玉秀,《1932年松花江流域大水灾述略》,《兰台世界》第17期,2011)。

¹⁹ 水利部松辽水利委员会,《松花江志》,长春:吉林人民出版社,2002;孙本文,《东北各地洪水为祸》,《时事月报》第5期,1932。

²⁰ 关于此次调查的具体情况参见 Myers, R. H., "Socioeconomic Change in Villages of Manchuria during the

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进行调查，共涉及 21 个县 22 个村。²¹因此，两次调查总计 37 个县 41 个村，所涉及农户约 1700 多户（样本地理分布见图 1 所示）。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，共有 16 张表组成。其中调查内容包括：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，因此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。

图 1：伪满洲国实业部产业局《农业实态调查》样本地理分布



资料来源：伪满洲国实业部临时产业调查局：《农村实态调查报告》（1936）。

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

Ch'ing and Republican Periods: Some Preliminary Findings.” *Modern Asian Studies*, Vol. 10 (4): 591-620, 1976.

²¹ “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*, Bank of Chosen, Seoul, 1920: 11-12、16-17。

仅采用第一次调查北满地区 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%。²²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,当地服务业也发展较为发达和完善。因此,在南满地区农业占农户家庭收入比重相对北满地区较低。所以即使在发生农业冲击的情况下,一方面农业冲击并非对南满地区农户总体收入产生较大的影响,进而去改变劳动力投入策略;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。²³而以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性气候,冬夏温差较大。而且北满地区夏季雨量充沛而且集中,其中松嫩地区年降水 400-700 毫米,三江平原地区为 500-700 毫米,长白山地区 650-1000 毫米,且 80-90%的降水集中在 5-9 月。²⁴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。因此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。²⁵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²⁶19 个村 658 个农户²⁷。所有的样本村庄基本分布在距离县城 21 华里的范围内,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,户均土地为每户 11.9

²² Ma, D., "Economic Growth in the Lower Yangzi Region of China in 1911-1937: A Quantitative and Historical Analysis." *Journal of Economic History*, (2): 355-92, 2008.

²³ 正是基于工业化、城市化背景下乡村农户收入多元化问题,因此才使得 Beegle et al., "Child Labor and Agricultural Shocks." *Journal of Development Economics*, Vol. 81: 80-6, 2006; 以及 Bandara, Amarakoon, Rajeev Dehejia, and Shaheen Lavie-Rouse. 2015. "The Impact of Income and Non-Income Shocks on Child Labor: Evidence from a Panel Survey of Tanzania." *World Development*, Vol. 67: 218-237. 的研究难以对收入冲击对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。

²⁴ 张宝堃,《中国东北地区的气候特征和气候区域》,《黑龙江流域综合考察学术报告》,1964。

²⁵ 雷慧儿,《东北的豆货贸易》,台北:台湾师范大学历史研究所发行,1986; Kung, James 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: 568-89, 2011.

²⁶ 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。

²⁷ 样本提出部分非农家庭(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。

垧, 人均约 1.6 垧。而且发现北满地区地权集中程度较高, 平均基尼系数为 0.779。²⁸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, 在上一年遭受农业冲击的农户比重平均值为 10%, 受灾土地比重平均值为 7.63%。由此可见, 在北满地区, 传统产业依然较强的依赖于自然条件, 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%的农户均遭受了不同程度的自然灾害影响, 而呼兰县孟家屯超过 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 27.1%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 60%以上。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%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、龙镇县帮办屯等 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

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%

²⁸ 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,附录 D,2006)。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。

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《农村实态调查报告》（1936）

二、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 Bandara et al.²⁹提供的模型框架进行分析。为方便起见，假设家庭 i 中仅有一对父母和一个孩子组成，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：

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

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 t 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：

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

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} 为在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：

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

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有 $l_{it}^c + e_{it} = 1$ 成立。

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：

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

²⁹ Bandara, Amarakoon, Rajeev Dehejia, and Shaheen Lavie-Rouse. 2015. "The Impact of Income and Non-Income Shocks on Child Labor: Evidence from a Panel Survey of Tanzania." *World Development*, Vol. 67: 218-237.

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

因此，对 c_{it} 和 l_{it}^c 的一阶条件有：

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

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

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 $\alpha\beta\sigma e_{it}^{\sigma-1} > c_{it}^{\sigma-1} w_{it}^c$ ，这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，因此农户选择将未成年人更多的变为劳动者。最后，如果 $\alpha\beta\sigma e_{it}^{\sigma-1} = c_{it}^{\sigma-1} w_{it}^c$ 意味着未成年人作为劳动力与接受教育是无差异的。

在此，我们假设成年人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）、（7）带入约束条件（5）中，可以求得童工使用的最优值为：

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

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时，农户面对的消费约束条件为：

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

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：

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

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 $\partial l_{it}^{c*} / \partial b_{it} < 0$ ，即乡村借贷将对农业冲击产生后的童工使用具较强的抑制缓解作用。

因此，根据以上理论模型推导出来的结果，本文将要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：当传统乡村社会以农业生产为主的农户，遭受到自然灾害形成农业冲击后，为增加家庭必要的收入，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：尽管农户面对因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，那么农户可以缓解收入冲击的影响，进而缓解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：

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

其中，被解释变量 $child_labor_{ijt}$ 为时间 t 在村庄 i 第 j 个农户使用未成年人劳动力参与生产活动的人数，主要采用 11-14 岁之间劳动力人数的对数值； $agri_shock_{ijt-1}$ 为在村庄 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， $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ 以及 ε_{it} 分别为带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：

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

这里， $borrow_{it}$ 在 t 时期村庄 i 第 j 个农户是否参与乡村借贷市场，如果参与 $borrow_{it}=1$ ，如果不参与 $borrow_{it}=0$ ； $agri_shock_{ijt-1} \times borrow_{it}$ 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：主要变量统计表述

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<u>农户家庭特征</u>					
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（垧）	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（垧/人）	658	1.581	0.632	0.8	3.2
<u>村庄特征</u>					
村内户数（户）	658	42.460	14.730	9	67
村内人均土地（垧/人）	658	1.563	0.864	0.205	4.082
村内户均土地（垧/户）	658	11.891	7.617	1.666	35.611
村庄年龄（年）	658	50.180	34.783	5	150
村内土地基尼系数（0~1）	658	0.779	0.084	0.385	0.876
村庄距县城距离（华里）	658	21.012	7.697	8	40
村庄距大城市距离（华里）	658	127.389	52.090	36	250

资料来源：伪满洲国实业部临时产业调查局《农村实态调查报告》（1936）

三、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》数据根据回归方程（11）采用泊松（Poisson）回归方法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加，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 0.67 人。此外，为考察此回归结果的稳健性，在接下来的三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、是否有乡村借贷、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。以上三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				
解释变量				
农业无收获面积(log)	0.675*** (0.114)	0.300** (0.119)	0.711*** (0.113)	0.354*** (0.117)
控制变量				
农户社会身份		0.002 (0.008)		0.001 (0.008)
村内亲属数量(log)		0.193 (0.276)		0.083 (0.272)
是否有乡村借贷(是=1)		0.239 (0.398)		0.227 (0.402)
户内人均土地(log)		0.974*** (0.258)		0.974*** (0.284)
村内户数(log)			-0.467 (0.651)	-0.539 (0.423)
村内人均土地数量(log)			0.570 (0.394)	0.230 (0.455)
村龄(log)			1.057* (0.620)	0.880 (0.617)
村内土地基尼系数(0~1)			-3.931 (4.052)	-0.647 (3.881)
距县城距离(log)			-0.842 (0.669)	-0.618 (0.718)
距最近大城市距离(log)			1.278* (0.767)	1.253* (0.675)
常数项	-3.026*** (0.206)	-3.947*** (0.271)	-6.030 (6.689)	-8.948 (6.218)
观测值	658	657	658	657
Log pseudo 似然值	-145.071	-127.688	-139.289	-124.088

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，在表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个百分点，11-12岁未成年劳动力将有0.881人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长的特征。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，并且此时农业无收获面积每增加1个百分点，11-12岁童工使用人数增加0.747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，而在接下来的三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有正向影响，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该组别从事农业生产活动。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:				
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	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)	0.881***	0.653***	0.896***	0.747***
	(0.137)	(0.129)	(0.128)	(0.146)
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	-4.199***	-3.729***	-16.543	-14.677
	(0.308)	(0.805)	(13.014)	(12.178)
观测值	658	657	658	657

Log pseudo 似然值	-62.818	-58.729	-58.418	-54.074
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)	0.472***	0.022	0.505***	0.051
	(0.066)	(0.174)	(0.099)	(0.177)
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	-3.385***	-4.623***	-4.063	-8.454
	(0.280)	(0.315)	(7.149)	(6.823)
观测值	658	657	658	657
Log pseudo 似然值	-105.429	-89.737	-101.078	-86.978

说明：（1）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）；（2）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）；（3）模型估计方法为泊松回归模型

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。由于大豆作为 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,而且成为当地农户重要的经济作物收入来源。³⁰因此,一旦大豆种植歉收,势必造成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,给出了农户大豆无收获面积对 11-14 岁未成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 个百分点,11-14 岁农业劳动人数增加约 0.3 人。另外,在面板 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 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 岁年龄较大的组群而言无显著影响。而这一结果与

³⁰ 雷慧儿,《东北的豆货贸易》,台北:台湾师范大学历史研究所发行,1986; Kung, James 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: 568-89, 2011.

表4基本一致。

表5：农业冲击对童工使用影响的稳健性检验

面板A:				
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	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				
大豆无收获面积 (log)	0.660***	0.260*	0.671***	0.286*
	(0.168)	(0.158)	(0.139)	(0.149)
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	-2.943***	-3.929***	-5.984	-8.860
	(0.192)	(0.270)	(6.855)	(6.227)
观测值	658	657	658	657
Log pseudo 似然值	-147.329	-128.358	-141.815	-125.088
面板B:				
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	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)	0.856***	0.682***	0.446***	-0.018
	(0.162)	(0.174)	(0.169)	(0.242)
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	-4.063***	-14.171	-3.333***	-8.455
	(0.305)	(11.652)	(0.282)	(6.788)
观测值	658	657	658	657
Log pseudo 似然值	-64.601	-55.269	-106.121	-87.000

说明：（1）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）；（2）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）；（3）模型估计方法为泊松回归模型

括号内为稳健性标准误

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

（二）乡村借贷的农业冲击对童工使用的影响

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，进而多数农户会选择将自己的孩子放弃教育的机会而选择使其加入劳动者的行列。然而，当农户面对农业冲击时，是否有其他机制可以缓解传统乡村社会农业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。

在表6面板A，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-0.359。这意味着当农户农业无收获面积每增加1个百分点，获得借贷的农户比没有获得借贷的农户在童工使用上少0.275（ $0.634 - 0.359$ ）人。此外，在表6面板B进而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）列给出了对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:				
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	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)	0.962***	0.640***	0.965***	0.634***
	(0.134)	(0.176)	(0.085)	(0.145)
是否获得借款 (是=1)	1.061***	0.462	0.953***	0.419
	(0.283)	(0.411)	(0.312)	(0.410)
农业无收获面积×是否获得借款	-0.484*	-0.430**	-0.413*	-0.359**
	(0.269)	(0.202)	(0.214)	(0.163)
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	-3.454***	-4.091***	-6.032	-9.061
	(0.184)	(0.281)	(6.328)	(5.881)
观测值	657	657	657	657
Log pseudo 似然值	-140.717	-126.683	-135.973	-123.418
面板B:				
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	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				
大豆无收获面积 (log)	0.930***	0.614***	0.918***	0.599***
	(0.178)	(0.220)	(0.116)	(0.157)
是否获得借款 (是=1)	1.060***	0.427	0.955***	0.386
	(0.231)	(0.390)	(0.240)	(0.311)
大豆无收获面积×是否获得借款	-0.462	-0.446*	-0.399*	-0.397**
	(0.348)	(0.255)	(0.243)	(0.191)
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	-3.368***	-4.039***	-5.990	-9.163
	(0.200)	(0.295)	(6.170)	(5.698)
观测值	657	657	657	657
Log pseudo 似然值	-142.537	-127.383	-138.127	-124.356

说明：（1）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）；（2）村庄特征控制变量包括村内户数（log）、村人均土地数量（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）；（3）模型估计方法为泊松回归模型

括号内为稳健性标准误

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

四、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，及乡村借贷市场对其产生的缓解作用进行考察。

通过研究发现：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 0.3 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，进一步丰富了如 Beegle et al.³¹等的相关文献。本文也进一步揭示了乡村借贷市场的功能与作用，发现乡村借贷市场不仅可以平滑农户的短期消费与生产投资，更重要的乡村借贷市场也对传统乡村社会农业生产中的童工使用产生重要影响。最后，本文也为我们理解近代中国乡村社会提供了一个重要的视角。

³¹ Beegle et al., “Child Labor and Agricultural Shocks.” *Journal of Development Economics*, Vol. 81: 80-6, 2006.

Agricultural Impact, Rural Credit and Child Labor: Study of Rural Society in Northeast China in 1930s

Li Nan

Abstract: In this paper, we have used the survey data of agriculture households of puppet Manchukuo in 1930s to study the relationship of the impact of agriculture, rural credit market and the use of child labor in the Chinese traditional rural society. The study finds that in Northeast China's traditional rural society, farmers suffered from the impact of agriculture do have a tendency to increase the underage labor input. When the no-harvest area increased by 1%, use of 11-14-year-old child labor increased 0.3 people around. However, when the farmers participated in private lending market to obtain loans, they found rural lending could alleviate the negative impact. This study not only reveals the relationship between agricultural impact and the use of child labor in Chinese traditional rural society, but also provides a new perspective to understand the function and significance of private lending market in rural society.

Key words: rural society, agricultural impact, use of child labor, private lending

斯密交易、单一货币与十九世纪汉口茶市的对外贸易 (1862-1911)

刁 莉

(武汉大学经济学院 湖北 武汉 430072)

内容提要: 本文主要利用了现代合约理论针对十九世纪汉口茶叶贸易中的英商与俄商的茶叶贸易方式与贸易行为进行了分析。试图针对史料的挖掘,结合近代“斯密交易”和单一货币的条件下,对近代中国贸易史的研究有新的诠释。同时本文的研究也是合约理论的一种扩展。合理行为对国际贸易微观层面影响的研究则具有一定新意。当国际贸易发生在单一货币结算区内的进出口双方之间时,因使用单一货币且运杂费较低,合约行为和国内交易行为没有显著差异。如果考虑运费其它杂和费汇率因素后,会因为向第三方分配剩余以及汇率波动引起出口方对进口方类型评价的变化导致合约的最优质量水平产生变化。运杂费恶化了合约条款而汇率波动的影响则不确定。这充分的解释了十九世纪汉口英商与俄商的茶叶贸易开展状况。

关键词: 合约理论 斯密交易 单一货币 汇率

19 世纪中期,中国的茶叶作为中国融入世界经济大循环的主要贸易商品,记载着中国近代商业历史变迁和商业生产、交易行为的转变。在五口通商之后,茶叶成为中国出口的大宗商品,尤其是 1860 年后期,达到鼎盛,随着福建茶出口的高峰时期³²,两湖地区的茶叶贸易也得到了迅速的发展。两湖茶叶的输出与汉口的发展有着密切的关系;1860 年后期英俄两国为中国汉口茶叶的最大买主。

19 世纪 90 年代后半叶,英国逐渐退出汉口的购茶竞争,为谋求廉价茶而发展印度与锡兰的茶叶栽培业,俄商取代英国商人独占汉口茶市,成为华茶最大消纳国。中国茶叶的引进曾对近代的俄国产生了巨大的影响,不仅改变了贵族的消费习惯,同时成为远东地区乃至整个俄国至中亚到欧洲重要的消费饮品之一。早在 1847-1851 年间直接从中国运进俄国的茶占全部茶运总量的 98%,茶叶销往俄罗斯的数量占去了中国全部茶叶出口数量的七分之一,并且几乎超过了除去英、美之外的所有其他茶叶进口总额的 8%。英美两国运出了中国出口茶的一半,其余的一半当中分摊到俄罗斯大部分³³。1870 年后³⁴茶叶由于不平等条约的签署,俄商比中国商人缴纳的税金低,俄国商人逐渐垄断了汉口的茶叶贸易,再加上俄国国内消费茶叶人口的增加尤其是中等阶层对汉口砖茶的需求量大,1870 年以后俄商在汉口开办了砖茶厂,利用蒸汽机来取代旧有的人工,增加了砖茶的产量,同时开通了多条销售茶叶的商道,甚至包括中国境内的新疆一带。俄商在汉口开设的茶叶工厂是中国最早使用机器生产的外资工厂之一,俄商茶叶生产的工业化,也是武汉这个城市早期工业化的开端,同时产生了武汉第一批近代产业工人。晚清汉口茶叶市场的发展作为近代商品贸易的区域性发展有一定的代表性,同时汉口茶市的发展以及带动经济增长的方式,在半封建半殖民时期的中国又有一定

³² 在 1860-1870 年后期为福建茶之黄金时代,输出量高达中国总输出量的三分之一以上。详见陈慈玉《近代茶叶之发展》中国人民大学出版社,2013 年 5 月

³³ 【俄】阿科尔萨克《俄中商贸关系史》米镇波等译,社会科学文献出版社,2010,第 298 页转引【俄】聂伯利辛:《俄罗斯对外贸易统计评》第 1 册(出版年代不详)

³⁴ Архив внешней политики Российской империи (АВПРИ). Ф.143. Д.172. Л.32.

的特殊性和代表意义。

俄国工业革命较欧洲起步晚，且工业化发展并不全面，但为何俄商可以在汉口茶市中取代英商形成垄断？本文试图从成本、交易合约的角度来解释这一现象。很多学者认为近代中国经济发展呈现“斯密型经济增长”³⁵这种半封建半殖民的贸易增长中，也是典型的“斯密型交换”的国际贸易行为。

本文从研究的方法上，主要结合现代经济学中的“合约理论”与近代汉口贸易活动中的“斯密型增长及贸易交易”进行中国与英国、俄两国交易行为的比较分析，分析的重点是俄国在汉口的茶叶贸易。对历史贸易活动中贸易条件及制度、合约进行考察，尤其是考虑到近代英、俄两国与中国签订的一系列免税等不平等条约的背景下的动态影响，特别是从长期来看，对于比较优势的模式的的影响。本文的研究主要分为六部分，接下来的第二部分为文献综述、与本文相关的研究路径。第三部分是假设条件和共同货币背景下的基础模型，并讨论了仅存在汇率影响的情况。第四部分分析国际贸易中运输费用和其它杂费对交易合约的影响。第五部分探讨了运杂费和汇率同时存在时对国际贸易合约的影响。最后为结论部分。由于本论文的研究还在继续，也同时由于近代资料挖掘的不足，本文仅在模型分析部分重点在于提出主要的思路，文字解释部分基于篇幅的限制尽量减少，本研究随着今后的史料的挖掘期待有更新的发现。

一、文献综述

本文的背景研究以及分析的思路主要来源于以下两部分的参考文献：

（一）“经济增长理论”与历史研究相结合对“斯密型经济增长”的认定。这类的研究主要集中在“早期工业化”问题的讨论中，包括近代经济增长模式的认定与研究。用比较经济方法，研究中西方主发达国家工业化的形成、经济增长问题。1、以中国为中心的研究：李伯重考察了江南地区的早期化发展（2000，2010）；王国斌、彭慕兰也主张18世纪以前江南与英国之间的经济成长方式大体类似，中国岭南、日本、印度、东南亚，同属于“斯密型成长”模式（1998，2003，2004）。相应的还有弗兰克（2005）、黄宗智（1992）、Robert Brenner and Chris Isett（2002） Jack Goldstone（2002）等。2 针对欧洲为中心的研究：布罗代尔等历史学家都认为欧洲以自己为中心组建了一个世界经济体系（1998）。同样还有沃勒斯坦（2009）、Charles Tilly（2010）等。以上这些研究主要分析斯密型的静态增长，研究的条件是静态的，这些研究对人类社会的分工及其市场的扩展做了非常精细的描述，构成了古典经济学派中的国际经济学贸易行为的经典理论。³⁶

（二）基于合约理论的研究。合约理论为我们提供了提供了一个国际贸易要素、市场交易、政府制度相结合的分析路径。合约理论被认为是近30年经济学学科发展最快的研究领域。它研究信息、规制、激励和经济制度，被应用于研究企业管理、交易行为、公司金融、拍卖等相关问题，一些基本理论已经进入经济学教科书。关于合约理论的文献，费方域和蒋士成翻译了博尔顿和德瓦特里庞著的《合同理论》，在译者前言中介绍了各个阶段的重要文献，可作为合同理论的一个文献综述。^[1]而且，博尔顿和德瓦特里庞的《合同理论》本身就是基于大量有重要影响的文献，主要介绍了合约理论诸多重要模型和原理。易宪容(1998)介绍了合约经济学早期发展的情况。^[2]另外，费方域和蒋士成还翻译了萨纳尼耶的《合同经济学》，其译者前言也可看作合约理论一个更精简的文献综述。³⁷

在合约理论中，有部分研究涉及了国际贸易相关的问题。Steven J.Matusz(1985)用一般

³⁵ 详见李伯重老师在《江南的早期工业化 1550-1850》中的注释

³⁶ 典型的为大卫李嘉图的“比较优势”论等，详见《国际经济学》保罗·克鲁格曼《国际经济学》经典教材，人民大学出版社（1-6版）

³⁷ 贝尔纳·萨纳尼耶.合同经济学[M].费方域等译，上海财经大学出版社.2008年.

均衡分析方法研究了隐形合约下的赫克谢尔—俄林—萨缪尔森模型,指出在产出不确定和存在隐性劳动合约的情况下罗布金斯基定理和赫克谢尔—俄林定理均有效,而斯托尔帕—萨缪尔森定理不能成立。^[4]Dalia Marin 和 Monika Schnitzer(1995)用合约理论研究了国际相互贸易的效率问题,认为在技术不相关联的相互贸易中效率可以得到提高,并用 230 个样本检验了他们提出的模型。^[5]Gene M. Grossman (2004)研究了劳动合约和国际贸易之间关系,探讨了不完全信息条件下劳动合约对国际分工和贸易模式的影响。^[6]Pol Antràs(2005)通过建立动态模型,研究了不完全合同对跨国公司产品在国家间生命周期表现形式的影响,指出影响跨国公司选择在某国开发产品和另一国生产产品可用同样的原因解释。^[7]Andrei A. Levchenko(2006)用合约框架分析了制度比较优势在南北贸易中的影响,指出不完全合约导致国际要素市场扭曲,北方国家在制度比较优势推动下的贸易中获利,南方国家受损。^[8]其它的可参考 Barbara J. Spencer(2005)以国际外部采购和合约为主题的文献综述。^[9]上述文献在研究国际贸易的合约问题时多从宏观层面进行分析,对不同国家间贸易主体间(企业)间微观交易行为的合约分析并不多见。

国内研究国际贸易合约问题的文章也十分鲜见,有一定相关性的仅有王满仓(2000)关于国际间企业研发合作的理论分析。^[10]另外茹玉骢和金祥荣(2008)年对合约理论与国际贸易问题相关的文献进行了综述,但其介绍的文章全为国外研究成果。^[11]可见国内对于国际贸易相关的合约问题还涉足较少。因此,本文试图以合约理论中的模型为基础探讨出口方和进口方通过合约进行交易会有哪些不同于一般交易合约的特征。

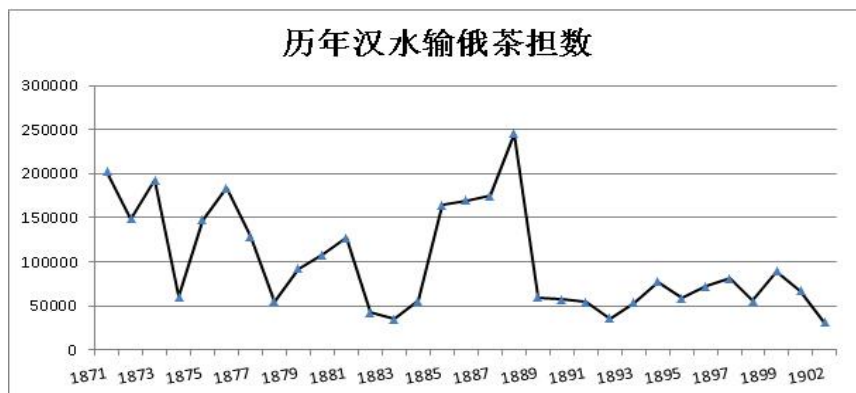
二、模型

在 1861-1919 这段期间汉口茶叶贸易,呈现垂直分工的状态,对于中国早期工业化的发展属于“斯密型经济增长的模式”,有学者提出了不同的看法,认为中国历史的经济发展与商业资本的形成不是建立在海外市场交换的基础上,(林刚,2006;)其实,西方主流经济学未曾关注中国分工特点,19 世纪中国的危机,正是两种不同发展路向的冲突体现。从社会正常发展的历史条件看来,一个半封建半殖民地社会的经济构成是非常特殊的,(王亚南,1998)在华的外国资本家(所有制),带来资本、设备、技术与企业管理经验;既利用又破坏原有的封建经济组织;掠夺中国的财富,对中国资本起着示范、压制等多重作用。(刘佛丁等:《近代中国的经济发展》,1996)但不可否认的是,外国资本带了市场的拓展和分工的细化与深化。这实际上是一种动态的演进过程。不同的是在半封建半殖民的社会中既产生内生的因素也存在外生的因素。

由于英国与俄国商人争相购茶竞争,使汉口成为是中国近代著名茶市,英俄商人购茶的竞争也使上海与汉口在输出茶的市场上形成了此消彼长的关系,1865 年后期俄国商人热衷于汉口茶叶贸易时,汉口茶的输出量增加,上海的茶叶输出量有所减少,1870 年前期英国商人积极参与汉口的茶叶出口,汉口的茶叶出口量大增,而上海则以转运茶为主。茶市的兴衰逐渐成为汉口商业贸易盈缩的表征,影响金融业的发展,茶厘成为湖北地区重要的财政收入。与英国人不同,俄国人更有商业眼光,一到汉口就立马自己开设洋行。开埠后,俄国人以其多年与我国往来贸易的经验特别看重汉口的茶市。他们借 1862 年与清政府签订的《中俄陆路通商章程》,取得了直接在茶区采购加工茶叶和通商天津的权利,中俄的茶叶贸易基本上可以分为两个时期,第一时期从十七世纪中叶到十九世纪五十年代,这一时期主要是以北京和恰克图为中心,主要以陆路运输和贸易为主。第二个时期是从鸦片战争之后开始的,鸦片战争之后,社会和经济性质都发生了改变,中俄茶叶贸易的性质也随之发生质的改变,尤其是在 1851 年《伊利塔尔巴哈台通商章程》出台后,俄商直接深入中国内地采购、制造、

贩运茶叶，形成了以汉口³⁸为中心的中俄茶叶贸易圈³⁹。这期间则是以海陆运输和贸易为主，兼有先海路后陆路。仅从图一中“历年汉水输俄茶担数”就可见一斑。（见图一）

图 1：历年汉水输俄茶担数



注：1871-1894 年数据来源于历年 Trade Reports，见《湖北近代贸易史料选辑》一，第 15-16 页；1895-1902 年数据来源于 1902 年海关报告，见《国民日报汇编》第一集，《汉口与茶之关系》。

标准的交易合约的理论模型隐含了合约双方在共同制度环境下进行交易的假设。但是，当交易双方来自不同国家，两者之间的交易行为和通常情况会存在一定的差异，因为影响跨国合约的因素将更多。为了便于说明国际贸易微观层面的合约问题，⁴⁰本文作如下的基本假设：

1. A 国某一生产者向 B 国某客户提供货物，为出口方。B 国某客户为进口方。市场是垄断竞争市场，即 B 国客户可从 A 国生产者购入，前提是该客户认为合约满足了其保留效用。

2. q 表示货物的综合属性水平的值，综合属性水平指货物数量和质量的综合评价，评价的原则是当单位货物质量水平一定时数量越多 q 值越大，当数量既定时单位货物质量水平越高 q 值越大。为便于论述将 q 称为综合质量水平。

3. 结算货币为 A 国的法定货币。 t 表示对某一综合质量水平支付的总价。

4. 进口方购买货物的效用为 u ，且 $u=\theta q$ ，总效用为 U ，且 $U=\theta q-t$ 。 θ 为进口方的偏好指数，可反映进口方的类型。对同样的综合质量水平 θ 值越大，表示进口方效用越高。同时，进口方的保留效用为 m 。

5. 进口方效用函数 u 满足史宾赛—莫里斯条件(单交叉条件)，即： $\forall \theta_i > \theta_j$ ，且 $\theta_i q - \theta_j q$ 是关于 q 的增函数。

6. 出口方成本为 $C(q)$ ， C 二阶可微，为严格的凸函数。出口方的效用函数为 $W=t-C(q)$ 。

在以上假设基础上，首先考虑国际贸易发生在单一货币结算的情况。类似现今的共同货币区，在本文中考虑只用白银的情况下，且国家间的货物运输和国内货物运输及其它杂费没有显著差异(当时茶叶出口主要以中国白银结算)。因此，此时出口方和进口方之间的合约不受汇率以及额外运输费用、其它杂费的影响。在完美信息条件下，出口方能够观察到进口方的类型 θ_i ，此时出口方应最大化以下的效用：

$$\max(t_i - C(q_i)) \quad \text{s.t.} \quad \theta_i q_i - t_i \geq m$$

该问题的最优解 q_i^* 满足 $\theta_i q_i - m = t_i$ 且 $C'(q_i^*) = \theta_i$ 。进口方的效用为 m ，仅获得保留效用。

³⁸ 汉口为今日的武汉，晚清时称为“汉口”，今日的武汉分为：汉口、汉阳、和武昌三个区。

³⁹ 【俄】阿·科尔萨克，《俄中商贸关系史》俄罗斯喀山 1857 年版。

⁴⁰ 蒲勇健. 植入“公平博弈”的委托—代理模型[J]. 当代财经. 2007, (3): 5-11.

出口方可采取一级价格歧视获得所有剩余 $\theta_i q_i^* - m - C(q_i^*)$, 此时合约为 (q_i^*, t_i^*) , 是最优合约。

在 imperfect information 条件下, 为简化分析, 假设进口方仅存在两种类型, θ_h 和 θ_l , 即高类型进口方和低类型进口方。如果进口方参与交易是为了自己消费, 高低类型表示对交易标的偏好程度的差异, 类似跨国消费的情形。如果进口方是为了再出售以赚取利润, 则高低类型表示对交易标的创造利润能力的预期, 且包含了对自身能力的评价。这类似国际大宗贸易的情形。出口方所了解的信息为 $\theta_h > \theta_l$, 且进口方中 θ_l 的比例为 k 。

此时, 出口方最佳合约需通过求解下面的问题:

$$\max \{ k[(t_l - C(q_l))] + (1-k)[(t_h - C(q_h))] \}$$

为满足激励相容的要求需: $\theta_l q_l - t_l \geq \theta_l q_h - t_h$, $\theta_h q_h - t_h \geq \theta_h q_l - t_l$

参与约束为: $\theta_l q_l - t_l \geq m$ 且 $\theta_h q_h - t_h \geq m$ 。

通过求解可以得ⁱ: $q_h = q_h^*$, $\theta_l q_l - m = t_l$, $t_h = \theta_l q_l - m + \theta_h(q_h^* - q_l)$,

且 q_l 满足: $C'(q_l) = \theta_l - [(1-k)/k](\theta_h - \theta_l) < \theta_l$ 。

可知 $q_l < q_l^*$, 即高类型进口方获得综合质量水平与完美信息下相同, 且获得信息租金。合约总剩余为 $\theta_h q_h^* - m - C(q_h^*)$, 出口方的剩余为 $\theta_h q_h^* - m - C(q_h^*) - (\theta_h - \theta_l) q_l$, 高类型进口方信息租金为 $(\theta_h - \theta_l) q_l$ 。出口方因支付信息租金而不能获取全部的剩余。低类型进口方获得的综合质量水平比完美信息下低, 且没有剩余。

可以看出: 在如果交易双方用单一货币, 且区域内国家间交易的运杂费可以类比于国内运输费。区域内国际贸易微观行为和国内的交易行为从贸易合约的角度看没有显著的区别。单一货币使得国际贸易合约国内化, 对其分析的结论与合约理论基本模型的结论一致。

因基于经济互惠, 减免条约因此合约主要受汇率的影响。假设出口方为白银国家, 进口方为白银结算区国家, 合约结算货币为白银。ⁱⁱ此时进口方存在汇率风险, 会产生额外费用。这些费用是因汇率引起的损失。为反映汇率波动对进口方的影响假设存在一个风险系数 λ , 进口方到期需支付的总价变成 $(1+\lambda)t$ 。当 λ 为正, 表示因汇率变化进口方需要使用更多的本国货币(相当于按签订合约时的汇率计算就是支付更多的白银, 或者 B 国货币贬值), 当 λ 为负, 则进口方只需使用较少的本国货币(相当于按签订合约时的汇率计算就是支付更少的欧元, B 国货币升值)。若进口方通过减税、免税固定风险, λ 是一个极小的正值, 若采用免税规避风险, λ 在数轴上负值的范围向右移动了很小的单位, 正值则恰好是这个较小数值单位的绝对值。因此, 以 λ 在汇率波动在合理区间的情况分析其对合约的影响。

首先仍是关于进口方类型信息完美的情况并假设汇率的变动被预期到了, 因此 λ 会进入进口方的效用函数。在加入汇率的因素后, 出口方应最大化以下的效用:

$$\max [t_l - C(q_l)] \quad \text{s.t.} \quad \theta_l q_l - (1+\lambda)t_l \geq m$$

该问题的最优解满足 $\theta_l q_l - m = (1+\lambda)t_l$ 且 $C'(q_l^{**}) = \frac{\theta_l}{(1+\lambda)}$ 。

进口方获得的综合质量水平受 λ 值的影响。当 $\lambda > 0$ 时, 有: $C'(q_l^{**}) = \frac{\theta_l}{(1+\lambda)} < \theta_l$, 可得 $q_l^{**} < q_l^*$ 。出口方为各类型的进口方提供的综合质量水平因货币差异而降低了, 进口方获得效用减少。

当 $\lambda = 0$ 时, 汇率不发生变化, 不会对合约产生影响。

$\lambda < 0$ 时, 有 $\frac{1}{(1+\lambda)} > 1$, 可推知 $q_l^{**} > q_l^*$ 。进口方因为汇率波动而获益, 能够获得较更高的

的综合质量水平。此种情况表示进口方获得的综合质量水平高于同等条件下基本模型中的社会最优水平。这表明汇率的变化导致出口方对于进口方类型的评价变化, 每种类型的进口方都被提高了评价水平, 因此出口方愿意提供更高的综合质量水平。

对于未预期到的汇率变化, 汇率的变动不会进入签订合约时的效用函数中, 不影响合约

内容。但是,在合约执行时,进口方可能会因为汇率的变动而使效用降低或者为负。

在不完全信息条件下,仍假设汇率的变动被预期到,可以证明高类型进口方的综合质量水平没有发生变化,仍和完全信息情况下相同。高类型的进口方获得信息租金,但信息租金的大小受到 λ 值的影响。对于低类型的进口方,因为 λ 值的影响其获得综合质量水平的变化范围将扩大,也可能使其抵销因为其类型为低类型而带来的扭曲。

如果国家间空间距离很远,则运费将影响国际贸易的合约。接下来我们先单独讨论运费和其它杂费,再考虑同时结合汇率的影响以分析更符合实际情况的合约和标准合约有何不同。

三、存在费用的均衡状态

当出口方和进口方所在国家距离较远,运费和其它杂费与国内贸易有较大的差异,比如需要海运的情况。假设暂不考虑汇率的影响,且运费和其它杂费的总和是进口方和出口方合约总价的某一比例 β 。因在国际贸易中贸易双方关于运费和其它杂费的分担方式可能不同,有的是买方承担,有的是卖方承担,有的是双方按约定各承担一部分。如类似现代国际贸易术语 FAS、FOB、CIF 等关于交易双方承担费用方式就存在差异。ⁱⁱⁱ因此,假设出口方承担费用的比例为 β_p ,进口方承担的比例为 β_a ,有: $\beta_p + \beta_a = \beta$, $\beta_p \geq 0$ 且 $\beta_a \geq 0$ 。又设同一出口方对不同类型进口方约定的运费和其它杂费的分担方式是一样的。在完全信息情况下出口方应求解下列问题:

$$\max [(1-\beta_p)t_i - C(q_i)] \quad \text{s.t.} \quad \theta_i q_i - (1+\beta_a)t_i \geq m$$

该问题的最优解 q_i^* 满足 $\theta_i q_i - m = (1+\beta_a)t_i$ 且 $C'(q_i^*) = \frac{1-\beta_p}{1+\beta_a} \theta_i < \theta_i$ 。此时进口方的剩余也

为 0, 出口方有剩余。^{iv} 又因 $C'(q_i^*) < \theta_i$, 有 $q_i^* < q_i^*$ 。这表明因存在运杂费对于任何类型的进口方,交易的综合质量水平下降。在此种情况下合约双方需要向第三方分配剩余。均衡状态下向第三方分配的剩余为: $(\beta/(1+\beta_a))(\theta_i q_i^* - m) = \beta t_i$ 。另外,因加入第三方导致为每一种类型提供的综合质量水平都会降。综合质量下降的程度和费用率相关。出口方已不能获得所有的剩余。

在不完美信息条件下,出口方需要求解的最大化问题变为:

$$\max \{ k[(1-\beta_p)t_l - C(q_l)] + (1-k)[(1-\beta_p)t_h - C(q_h)] \}$$

约束条件为:

$$\begin{aligned} \theta_l q_l - (1+\beta_a)t_l &\geq \theta_l q_h - (1+\beta_a)t_h; & \theta_h q_h - (1+\beta_a)t_h &\geq \theta_h q_l - (1+\beta_a)t_l \\ \theta_l q_l - (1+\beta_a)t_l &\geq m; & \theta_h q_h - (1+\beta_a)t_h &\geq m \end{aligned}$$

通过求解该问题得: $q_h = q_i^*$; $\theta_l q_l - m = (1+\beta_a)t_l$ 以及 $t_h = [\theta_l q_l - m + \theta_h(q_h^* - q_l)] / (1+\beta_a)$ 。

q_l 满足: $C'(q_l) = \frac{1-\beta_p}{1+\beta_a} \{ \theta_l - [(1-k)/k](\theta_h - \theta_l) \} < \theta_l - [(1-k)/k](\theta_h - \theta_l) < \theta_l$, 可推知 $q_l < q_l^* < q_l^*$ 。

高类型进口方获得综合质量水平仍然和完美信息下相同(包含运费和其它杂费的情况),其获得的信息租金为 $\frac{1-\beta_p}{1+\beta_a}(\theta_h - \theta_l)q_l$ 。但是,因为高类型进口方伪装成低类型进口方获得的正效用 $\theta_h q_l - (1+\beta_a)t_l$ 较同等情况下无运杂费时低,则此时高类型的信息租金较基本模型中的情况低。均衡时出口方获得的剩余因需向高类型进口方支付信息租金而再次减少。低类型的综合质量水平进一步下降,仍未获得剩余。如果费用率过高,低类型的进口方可能不与出口方签订合约。^v 第三方因为综合质量水平降低而所获得的剩余降低为:

$$k(\theta_i q_i - m)\beta/(1+\beta_a) + (1-k)[\theta_i q_i - m + \theta_h(q_h^* - q_i)]\beta/(1+\beta_a)。$$

对于存在运杂费的情形，因 $\frac{1-\beta_p}{1+\beta_a}$ 是以系数的形式出现，在 β 一定的情况下， $\frac{1-\beta_p}{1+\beta_a}$ 越

接近 1，综合质量的扭曲程度就越小。将 $\beta_p + \beta_a = \beta$ 代入 $\frac{1-\beta_p}{1+\beta_a}$ 得： $\frac{1-\beta_p}{1+\beta_a} = 1 - \frac{\beta}{1+\beta-\beta_p}$ ，而

$$\max 1 - \frac{\beta}{1+\beta-\beta_p} = 1 - \frac{\beta}{1+\beta} = \frac{1}{1+\beta} \quad \text{此时 } \beta_a = \beta \text{ 而 } \beta_p = 0。$$

这表明当总费用比例一定时，要使综合质量的扭曲程度最小，则费用应完全由进口方承担。在 β_p 一定的情况下，为使 $\frac{1-\beta_p}{1+\beta_a}$ 最

大，需 $\beta_p = \beta$ 而 $\beta_a = 0$ 。此时 $\max \frac{1-\beta_p}{1+\beta_a} = \frac{1-\beta}{1}$ 。即当出口方承担的费用一定时，进口方应尽

量减少费用(这又涉及进口方的谈判能力以及与第三方签订合约的问题)。但此时综合质量扭曲程度仍大于前一情况(若费用率相等)，因为 $\frac{1-\beta}{1} < \frac{1}{1+\beta}$ 。

四、运费和汇率同时影响

当贸易发生在非统一货币结算区内且距离较远时，需同时考虑运费和汇率的影响。此时进口方到期需支付的总价为 $(1+\beta_a)(1+\lambda)t$ 。沿用前文分析思路，完全信息条件下，出口方应最大化以下效用：

$$\max [(1-\beta_p)t_i - C(q_i)] \quad \text{s.t.} \quad \theta_i q_i - (1+\beta_a)(1+\lambda)t_i \geq m$$

该问题的最优解满足 $\theta_i q_i - m = (1+\beta_a)(1+\lambda)t_i$ 且 $C'(q_i^{**}) = \frac{1-\beta_p}{(1+\beta_a)(1+\lambda)} \theta_i$ 。

$$\text{当 } \lambda > 0 \text{ 时，有：} C'(q_i^{**}) = \frac{1-\beta_p}{(1+\beta_a)(1+\lambda)} \theta_i < \frac{1-\beta_p}{1+\beta_a} \theta_i < \theta_i$$

可得 $q_i^{**} < q_i^* < q_i^*$ 。综合质量水平扭曲程度增加。

当 $\lambda = 0$ 时，合约仅受运费的影响。

$$\text{当 } \frac{-\beta}{1+\beta_a} < \lambda < 0 \text{ 时，有 } \frac{1-\beta_p}{1+\beta_a} < \frac{1-\beta_p}{(1+\beta_a)(1+\lambda)} < 1，\text{可推知 } q_i^* < q_i^{**} < q_i^*。$$

进口方因为汇率波动而获益，能够获得较存在运费和其它杂费时更高的综合质量水平，效用增加。

$$\text{当 } \lambda < \frac{-\beta}{1+\beta_a} \text{ 时，有 } C'(q_i^{**}) = \frac{1-\beta_p}{(1+\beta_a)(1+\lambda)} \theta_i > \theta_i，\text{可得 } q_i^{**} > q_i^*。$$

此种情况可以得出和前文汇率的变化导致出口方对于进口方类型的评价变化的结论，只是因为运杂费的存在其实现的具体条件略有差异。其隐含的机理是：合约双方约定的交易货币的价值波动被预期到的话，出口方会调整对进口方的类型的认识。而这个类型的判断是高于进口方实际类型的，且出口方自己也知道。^{vi}此处证明的是约定结算货币为 A 国货币时，B 国货币升值使进口方获益。在一个相反的情形中用本文的模型可以证明以 B 国货币结算时，出口方会降低对进口方类型的评价并增加自己的收益。^{vii}因此，可得出推论：如果合约

规定的结算货币以预期升值的货币为准,则始终对出口方有利。即使在出口方知道进口方真实类型的情况下,也存在某种原因使出口方提供的综合质量水平类似于对进口方的类型做出了和真实情况不一致的认定。

但是,对于刚才论述的以A国货币结算时的后面两种情况在实际中是很少见的,因为这需要汇率的大幅度变动,其变动的幅度必须超过运费和杂费的在进口方总支出(包括其承担的部分费用)中所占的比例。其实现的难度高于仅存在汇率的情形。

对于未预期到的汇率变化,合约将只受到运杂费的影响。

在不完美信息条件下,要求解的最大化问题仍为:

$$\max\{k[(1-\beta_p)t_l - C(q_l)] + (1-k)[(1-\beta_p)t_h - C(q_h)]\}$$

$$\text{但约束条件变为: } \theta_l q_l - (1+\beta_a)(1+\lambda)t_l \geq m; \quad \theta_h q_h - (1+\beta_a)(1+\lambda)t_h \geq m$$

$$\theta_l q_l - (1+\beta_a)(1+\lambda)t_l \geq \theta_h q_h - (1+\beta_a)(1+\lambda)t_h$$

$$\theta_h q_h - (1+\beta_a)(1+\lambda)t_h \geq \theta_l q_l - (1+\beta_a)(1+\lambda)t_l$$

通过求解该问题可得:

$$q_h = q_l^*; \quad \theta_l q_l - m = (1+\beta_a)(1+\lambda)t_l \text{ 且 } t_h = [\theta_l q_l - m + \theta_h(q_h^* - q_l)] / (1+\beta_a)(1+\lambda)。$$

$$q_l \text{ 满足条件: } C'(q_l) = \frac{1-\beta_p}{(1+\beta_a)(1+\lambda)} \{\theta_l - [(1-k)/k](\theta_h - \theta_l)\} < \frac{1-\beta_p}{(1+\beta_a)(1+\lambda)} \theta_l,$$

可推知 $q_l < q_l^*$ 。高类型进口方的综合质量和本节讨论的完美信息情况下相同。高类型的进口方获得信息租金,但信息租金的大小同时受到 β_p 、 β_a 和 λ 值的影响。其关于的不同值对其综合质量水平的影响的分析也和完美信息情况下相同。

对低类型进口方,本节完美信息情况下的均衡会因为 λ 的不同值而不同,及 q_l^* 和 q_l^{**} 以及 q_l^* 的关系,但 q_l 和 q_l^* 以及 q_l^* 的关系确需用进一步讨论。

$$\text{因 } C'(q_l) = \frac{1-\beta_p}{(1+\beta_a)(1+\lambda)} \{\theta_l - [(1-k)/k](\theta_h - \theta_l)\}, \quad C'(q_l^*) = \frac{1-\beta_p}{1+\beta_a} \theta_l$$

$$\text{当 } \frac{(1-\beta_p)(\frac{k-1}{k}\frac{\theta_h}{\theta_l} + \frac{1}{k}) - (1+\beta_a)}{1+\beta_a} < \frac{k-1}{k} \frac{\theta_h - \theta_l}{\theta_l} \text{ 时, 有 } q_l^* > q_l > q_l^{**}。 \text{ 即因为汇率变动使}$$

得进口方获益不仅抵消了信息不完全导致的综合质量水平的扭曲而且抵消了部分运费和其它杂费的影响。但是,当高类型和低类型的偏好程度的差异 $(\theta_h - \theta_l)$ 越来越大,或者低类型的

进口方比例 k 越来越小时, $\frac{k-1}{k} \frac{\theta_h - \theta_l}{\theta_l}$ 的绝对值不断增加,汇率的波动超出合理范围。只

有当偏好程度差异较小且低类型进口方比例较高时才能抵消综合质量水平的扭曲,此时高类型进口方的信息租金降低。

$$\text{当 } \lambda < \frac{(1-\beta_p)(\frac{k-1}{k}\frac{\theta_h}{\theta_l} + \frac{1}{k}) - (1+\beta_a)}{1+\beta_a} \text{ 时, 有 } q_l > q_l^*, \text{ 即因汇率变动使进口方获益不仅抵消}$$

了信息不完全导致的综合质量水平扭曲且完全抵消了运杂费的影响,使进口方对其类型评价提升,综合质量水平超出了基本模型中的最优水平。此种情况需要进口方偏好程度差异极

小,且低类型进口方比例极高。否则 $\frac{(1-\beta_p)(\frac{k-1}{k}\frac{\theta_h}{\theta_l} + \frac{1}{k}) - (1+\beta_a)}{1+\beta_a}$ 的绝对值将很大,高类型

进口方的信息租金进一步降低。

五、结论

通过利用合约理论的分析可以看出当国际贸易发生在同一结算货币区内,即以白银作为结算单位且国家间的距离较近时,贸易双方的合约执行情况和标准的交易合约的情况一致。在一个竞争性的市场环境中,如果市场信息完全,则进口方仅获得其保留效用。如果进口方存在高低两种类型,高类型的获得的综合质量水平不变且获得了信息租金,而低类型的综合质量水平降低且没有获得交易剩余。本文中英国为低类型、俄国为高类型,这一结论可以推广到进口方有多种类型时的情形。可以认为此时的俄国在汉口的茶叶国际贸易从交易双方来说与国内贸易没有显著的差别。因为,单从经济角度来看国家其实是现代经济社会中“共同货币区”的一种特殊形式。

在经济同盟和带有互惠合约、减免税条约中,国家间的优惠贸易政策通常是针对同盟内的所有成员国,^[13]故不会对最优合约产生不利影响。而且经济同盟内的国家间的地理距离通常也相对较近。如果经济同盟中存在共同货币区,且有部分成员未加入共同货币区(如欧盟的情况),那么共同货币区和非共同货币区国家间的贸易合约,就主要受到汇率的影响。在本文中英国在汉口的茶叶贸易可以解释这种情况。如果汇率的变化对于进口方是有利的则出口方对其类型的判断将会因此改变,进口方可能获得更加有利的合约条款。1860年之后英国率先占据汉口茶市但其后转站为印度(殖民地种植后进口)。

仅考虑运费和其它杂费时,交易双方约定的综合质量水平将下降,费用率越高下降的程度越严重。如果费用率持续升高,低类型进口方的约束条件会打破从而不与进口方签订合约,而选择和其他出口方签订合约,仅有高类型进口方和出口方签订贸易合约。费用率过高将导致高类型的进口方也拒绝和出口方签订合约。当出口方在交易中分担的费用一定时,进口方有动机减少其分担的费用。因为这不仅降低了总费用,而且降低总费用的收益完全被进口方获得。当总费用率一定时,费用如果全由进口方承担则综合质量水平的扭曲程度最小。因为此时出口方获得的总支付最大,更愿意提供较高的综合质量。本文中,假设英商与俄商即使受到同等的免税待遇,英商也会因为路途、距离和运费问题没有俄商的盈利大,远距离发展贸易不如直接在该地区殖民垄断经营,这也是近代距离越远越倾向于殖民垄断式的贸易更有利可图的原因。当时,英国在中国的殖民地仅有“香港”,弹丸之地不宜茶叶的种植与开采,而湖南及湖北地区均属内陆,中国只同意开设“租界”没有办法侵入,转而占领了温暖而湿润的印度半岛,英商对于茶叶贸易的转战实属明智之举。

在一般情况下。像英商,国际贸易发生在非单一货币区内且国家间距离较远,合约的均衡同时受运杂费和汇率的影响。完全信息条件下,如果进口方所在国货币贬值,综合质量的扭曲程度将进一步加深。但进口方所在国货币升值时综合质量水平扭曲程度减轻,甚至可能优于标准模型中的最优状态。不过,此时对升值幅度的要求比仅存在汇率影响时高很多,实际出现的概率很小。这仍然足以说明汇率变动引起了出口方提供综合质量水平变化,其相当于对进口方的类型做出了和真实情况不一致的认定(这一结论在只存在汇率影响时也成立)。不过,存在费用时,要想实现对进口方类型评价向积极的方向转变所要求的条件更苛刻,实现难度更大。如果出口方始终以预期升值的货币为结算货币,其将一直在博弈中处于有利地位。在不完全信息条件下,高类型进口方仍能获得信息租金,但信息租金同时受到运杂费和汇率波动的影响。低类型进口方因为信息不完全综合质量水平变化的范围扩大。当低类型进口方比例较高,且不同类型进口方之间的偏好程度差异很小时,如果进口方所在国货币升值,则可以使综合质量水平的扭曲彻底避免,甚至超出标准模型中的最优状态。这使高类型进口方的信息租金会减少。但此种情况比完美信息条件下实现的可能性更低。在十九世纪的俄国1810—1913年,俄国竟82年有预算赤字。向国外举债已成为维系专制制度的最重要条件,

通货膨胀现象严重⁴¹，1802—1810年，纸币数量由2.305亿卢布增至5.794亿卢布。纸币的过度发行势必导致其汇市价格不稳，每1纸卢布从80银币降至25.4银币[2]12。商品价格几乎上涨1倍，居民生活水平一落千丈。同时币制改革频繁。^{viii}严重的国内经济状况迫使俄商为了不使茶叶贸易活动及盈利扭曲，保证更多的利润节省更多的成本，被迫在汉口建厂，尽最大化使用白银保证利润，同时借助俄国国内工业化机器生产的开展，开始在汉口开带有机器的现代化制茶厂。

ⁱ具体求解方法可参见 Bernard Salanié 的 *The Economics of Contracts* 第22页至第27页。

ⁱⁱ相反的情形不会影响合约分析的主要结论。

ⁱⁱⁱ关于各贸易术语下费用承担方式的具体内容可参见国际商会最新修订的《2010国际贸易术语解释通则》。

^{iv}若进口方的保留效用不为零，为了达成合约，此时进口方人的保留效用可能会低于第二节中分析的情况。

^v这为解释部分商品或者服务为何不能参与跨国交易提供了一种新视角。因 β 远大于1，甚至可能是几十或者过百。合约问题的约束条件被打破，除非某个高类型进口方的效用曲线和其它进口方有巨大的差异，否则任何类型的进口方都不愿接受这样的跨国合约。

^{vi}前述 $\lambda > 0$ 的情况相应的可以理解为降低了对进口方人类型的评价使得其低于了真实的类型水平。

^{vii}具体证明如为：以 B 国的货币为结算， λ 将进入出口方的函数而不进入进口方人的函数。此时的问题为：

$$\max [(1-\beta_p)(1+\lambda)t_i - C(q_i)] \quad \text{s.t.} \quad \theta_i q_i - (1+\beta_a)t_i \geq 0. \text{ 该问题的最优解满足 } \theta_i q_i = (1+\beta_a)t_i \text{ 且}$$

$$C'(q_i^*) = \frac{(1-\beta_p)(1+\lambda)}{(1+\beta_a)} \theta_i. \text{ 显然当 } \lambda < 0 \text{ 时, 有: } \frac{(1-\beta_p)(1+\lambda)}{(1+\beta_a)} \theta_i < \frac{(1-\beta_p)}{(1+\beta_a)} \theta_i < \theta_i.$$

文中部分其它注释：（序号与文中的注释相对应）

[1] 帕特里克·博尔顿，马赛厄斯·德瓦特里庞. 合同理论[M]，费方域，蒋士成等译，格致出版社. 2008.

[2] 易宪容. 现代合约经济学的发展轨迹[J]. 南方经济，1998，(1):23-25.

[4] Steven J. Matusz. The Heckscher–Ohlin–Samuelson Model with Implicit Contracts[J]. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 100, No. 4 (Nov., 1985), pp. 1313–1329.

[5] Dalia Marin and Monika Schnitzer, ying. Trade Flows: A Theory of Countertrade with Evidence[J]. The American Economic Review, Vol. 85, No. 5 (Dec., 1995), pp. 1047–1064.

[6] Gene M. Grossman. The Distribution of Talent and the Pattern and Consequences of International Trade[J]. The Journal of Political Economy, Vol. 112, No. 1, Part 1 (Feb., 2004), pp. 209–239.

[7] Pol Antràs. Incomplete Contracts and the Product Cycle[J]. The American Economic Review, Vol. 95, No. 4 (Sep., 2005), pp. 1054–1073.

[8] Andreia. Levchenko. Institutional Quality and International Trade[J]. Review of Economic Studies (2007) 74, pp.791–819.

[9] Barbara J. Spencer. Presidential Address: International Outsourcing and Incomplete Contracts[J]. The Canadian Journal of Economics Vol. 38, No. 4 (Nov., 2005), pp. 1107–1135.

[10] 王满仓. 从合约经济理论分析国际间企业的 R&D 合作[J]. 江海学刊. 2000, (2):3-9.

[11] Власенко В. Е. Денежная Реформа в России. 1895 — 1898 гг. [М]. Киев, 1949. Сборник Статей Денежная Реформа в России. История и Современность [G]. М. :Древлехранилище 2004.

作者简介：

刁莉，女 黑龙江哈尔滨人，经济学博士，武汉大学经济与管理学院副教授，中国经济学会外国经济史分会理事，中国世界经济学会理事。主要研究领域：世界经济史和世界经济。

E-mail: fxyd39@126.com

电话：18971130986

Smith Trade, Single Currency and the Foreign Trade of Tea Market in Hankou in 19th Century(1862-1911)

DiaoLi

Abstract: This paper applies the theory of the modern contract into the analysis of trade way and trade behavior of British merchants and Russian merchants which are engaged in tea trade in Hankou in the 19th century. Combined with Smith Transaction and the condition of single currency, this paper provides a new interpretation to the research on China's modern foreign trade by mining the historical data. At the same time, this article is an extension of contract theory. The study of the micro-level impact of reasonable behavior on international trade means something new. When international trade occurs between the importers and exporters in the single currency settlement zone, there was no significant difference between contract behavior and domestic trading behavior because of single currency and low freight. Taking the freight fees and exchange rate into consideration, the change of the type evaluation of importers by exporters caused by the surplus of distribution to a third party and exchange rate fluctuation will generates the change of the quantity level of the contract optimal level. Terms of the contract worsen because of freight, but the influence of exchange rate volatility is not certain, which explains well the tea trade that the merchants of Britain and Russia are engaged in Hankou in the 19th century.

Keywords: Theory of contract; Smith Trade; Single Currency; Exchange Rate

近代开滦煤矿产出的“Solow 余值”分析

云 妍

(中国社会科学院近代史研究所 北京 100006)

内容提要：近代开滦煤矿企业档案中留存的自 20 世纪以来完整而连续的生产经营数据，不仅能形成精确的经济统计，也使一些数量关系的分析成为可能。本文应用计量经济学工具方法，建立了自 1905 年至 1936 年开滦煤矿产出关于资本、劳动投入的生产模型，同时借用现代经济学理论中“Solow 余值”的分析框架，探讨了开滦煤矿生产经营背后的实际因素。

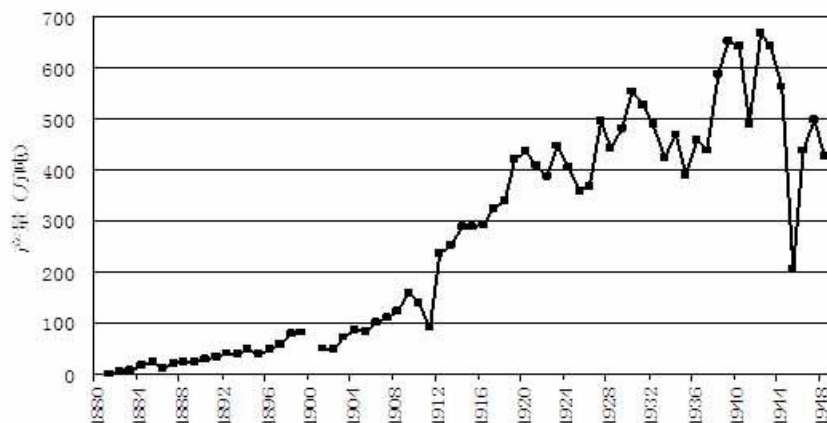
关键词：开滦煤矿；生产函数；Solow 余值

一、相关背景与研究思路

中国近代历史上的开滦煤矿是中英合资的大型煤矿企业，系河北开平煤矿和滦州煤矿的合称。开滦煤矿的前身为 1878 年清政府洋务运动中创办的官督商办企业“开平矿务局”，——开平矿务局经营卓有成效，为当时所办新式煤矿中成功之代表，但不幸于 1900 年庚子国变时落入英商之手成为英资煤矿；滦州煤矿为 1907 年招集民族资本创办，原为试图收回开平而设，但终于在与开平的竞争中失利，为开平所并。1912 年二矿实行名义上的联合，称“开滦矿务总局”，实际为英商掌控；1934 年进一步合并，正式成为合资煤矿，人们通常简称其为开滦煤矿。〔①〕

开滦煤矿是中国近代煤矿业中的巨擘。从 1881 年开平矿务局之唐山矿开始出煤至 1923 年，它的产量一直是全国之冠，1923 年以后，辽宁抚顺煤矿（日资）产量开始超过开滦，成为全国产额最巨之煤矿。然而这并不影响开滦矿的重要地位。从纵向看，开滦历整个近代一直连续不断的出煤，产量一直是扩充之势〔②〕，长期以来供应着天津、上海等多个城市和地区的工业生产和生活用煤，而同期或更早开办的煤矿鲜有能够如此“长盛不衰”者〔③〕；从横向看，开滦煤矿规模庞大，其资本、技术装备、工人人数在全国首屈一指，优势极为明显，并且煤质较好〔④〕，国内除抚顺以外的其它大型煤矿实力明显不敌开滦〔⑤〕。

图 1：开滦煤矿产量趋势（1881~1948）



资料来源：根据《开滦煤矿志》（第二卷）数字汇总

表 1：中国近代各主要煤矿情形（20 世纪 30 年代）

矿名	资本(万元)	工人数量 (人)	全年产量 (吨)	产煤能力(万 吨/年)	资本性质
河北 开滦煤矿	200 万英磅[6]	40 985	4 283 999	600	中英
井陉煤矿	450	4 200	706 081	80	中德(德 1/4)
正丰公司	660	1500	302 694	40	中国商办
门头沟公司	20 万两	2 640	300 200	40	中英
柳江公司	144	952	157 000	30	中国商办
山东 鲁大煤矿	1 000(实收 250)	6 200	765 566	80	中日
中兴煤矿	1 000(实收 750)[7]	6 940	1 132 544	120	中国商办
山西 保晋公司	286	3 639	432 794	60	中国商办
江苏 华东公司	160	1 280	219 733	25	中国商办
浙江 长兴公司	300	3 200	197 786	20	中国商办
江西 萍乡煤矿	1 000	2 427	172 874	80	中国官办
河南 中福两公 司联合办事处	100(中 51 英 49)	10 282	1 138 697	160	中英
六河沟公司	600	3 150	519 557	80	中国商办
辽宁 抚顺煤矿	2 000 万日金		7 106 558	1 000	南满铁道 会社
本溪湖煤矿	700		612 000	70	中日合办

资料来源:根据侯德封《中国矿业纪要(第五次)》“第四十八表 民国廿二年中国本部各大矿出产情形”、“第五十七表 东北四省主要煤矿产煤能力表”,“一 煤 (六)矿工”(第106-8页)汇总。(实业部地质调查所、国立北平研究院地质研究所印行,中华民国24年12月)

说明:(1)本表对主要煤矿的选择主要以“全年产量”为标准,排名在前者择入表内。(2)“资本”为注册资本数,“全年产量”为1933年数字,“工人数量”为1933、1934年数字。

关于开滦煤矿的研究,自近代已经开始,一直延续至今。然而时代不同,关注侧重有所不同,由此形成经济史、企业史、中外关系史、工运史等诸多方面的研究成果,基本上集中于历史沿革、工人问题和生产经营三大主题。这里限于文章篇幅和主题,不能系统回顾。仅从经济史研究的角度,20世纪60年代,南开大学经济研究所经济史组成员曾赴开滦搜集和整理了围绕矿权演变资料,以此为基础产生了一些研究成果[⑧];80年代改革开放,开始注意考察开滦作为一个企业经营实体的经济行为和相关市场运行,于是有一系列涉及生产销售、企业经营管理及中外经济关系的文章[⑨]。又从研究方法的角度,由于开滦煤矿内部保存有自20世纪以来的企业档案,内含连续完整的数据资料,使得现代经济学中的一些工具方法得以应用,从而突破了传统的叙述和定性研究方法。在这方面,南开大学王玉茹曾运用古典经济学资本有机构成理论分析了资本与劳动在开滦煤矿生产中的配置组合,进行了相应的复相关系数测定,开数量分析之先河。后来,梁华、张晓峒使用计量经济学方法,建立了以销售量和吨煤售价为自变量、以公司利润为因变量的函数关系模型,分析开滦煤矿利润的影响因素。

数量分析有助于弥补经验认识的不足或检验已有的判断。如在王玉茹的研究中,通过对开滦历年总成本、不变资本与可变资本之比(即资本有机构成)、工资成本、吨煤平均售价等数据进行的复相关系数测定,认为“特权”(主要体现为运价和税负的低廉)只是在某一时期影响开滦的经营效益,而体现生产要素投入组合的资本有机构成和吨煤价格才是决定利润率的主要因素。[⑩]梁华、张晓峒《开滦煤矿利润影响因素的计量分析(1903-1940)》,根据建立的函数关系模型,观察到开滦煤矿利润对吨煤售价的弹性相对较小、对销煤量的弹性则较大,由此通过变动价格获取利润的空间非常小,扩大销煤量是提高利润的重要手段,——这验证了开滦煤矿决策者以扩大销量而非提高售价为经营策略的有效性。

本文从研究方法角度,实际上延续了这样一条数量分析的理路。但本文的研究对象并非围绕开滦利润,而是希望通过建立一定历史时期的生产函数模型并进行相应的“Solow 余值”测定,在数量上确定不同投入要素对产出的影响,以探讨开滦煤矿该时期内生产过程中发挥作用的实际因素。

经济学中常用生产函数表示投入与产出间的数量关系,在新古典经济学理论中,资本和劳动是两个最主要的生产要素,一般用 $Y=F(K, L)$ 表示,其中 Y 代表产出, K 和 L 分别代表资本和劳动的投入。1957 年,美国经济学家索洛 (Solow, R. M.) 指出,经济增长不仅取决于资本和劳动两个生产要素的投入,还取决于技术变化因素,产出量的增长是由资本数量的增长、劳动数量的增长和技术进步共同贡献的结果。索洛进一步提出度量技术进步的总量增长方程,并用其来分析美国 1909~1949 年的经济增长,得出技术进步对美国 1909~1949 年的经济增长贡献为 87.5%。[11] 这一发现正式确立了技术在经济增长中的地位,在经济理论研究中具有划时代的意义。索洛用以衡量技术变动的方法,实际上是以产出增加部份不以资本及劳动的增加来解释的部份为技术变动,此即“Solow 余值”的由来;而用“Solow 余值”除以产出增长,即为“Solow 余值”贡献率。本文的思路,即利用开滦煤矿 1905-1936 年的生产数据,建立这一时期的生产函数模型,然后计算历年的“Solow 余值”及其贡献率,以观察资本、劳动及这一余值历年所发挥的作用。

二、生产函数模型的建立与“Solow 余值”的测定

按照计量经济学的建模步骤,完整的建模应包括模型的设定、样本数据的收集、模型参数的估计与模型检验四个方面。下面根据这一步骤建模。

首先是模型的设定。如前所述,现代经济学中常引用生产函数来描述生产过程中投入的生产要素的某种组合同它的产出量之间的依存关系。生产函数常以 Cobb-Douglas 幂函数的形式出现[12], 其表达式如下:

$$y = AK^{\alpha}L^{\beta} \quad [13]$$

在这一函数中, Y 代表产出量, K 代表资本, L 代表劳动; A 、 α 和 β 都是待估参数,如果有足够的生产数据便可对这些参数进行估计,得到具体的函数形式。从经济意义上讲, α 、 β 为要素的产出弹性, A 是固定系数。要素的产出弹性 (Elasticity of Output) 即,当其他投入要素不变时,该要素增加 1% 所引起的产出量的变化率。这里即采用这一生产函数形式。

第二步是样本收据的收集。上述函数中的产出量、资本、劳动,只能称为“因素”,为建立计量经济学模型,必须选择适当变量来表征这些因素,这里以年产量表征产出量,不变资本数表征资本,矿区工人数表征劳动。[14] 其中,资本照其来源本是股本、借入资本、各项公积准备和盈余滚存等各部分组成的总额,由于其中已包含着工资支付 (即可变成本),而这将与劳动的投入相重叠,应将其剔除,所以采用直接反映固定资产投入的不变成本数代表资本投入;劳动方面,由于开滦是包含煤炭生产、航运码头、焦炭炼制等在内的多种产业经营[15],而煤炭生产主要与矿区工人数相对应,所以这里选取矿区工人数。在时间上,三组数据从可得性角度,皆齐全且连续的年份始于 1905 年,而 1937 年中日战争爆发,开滦的生产受时局因素影响增强[16],故选择 1905 年至 1936 年的数据[17]。三组数据见表 2 所列。

表 2: 开滦煤矿历年产出、资本与劳动数量 (1905~1936)

年 份	产出 Y (煤产量) 单位: 吨	资本 K (不变成本) 单位: 元	劳动 L (矿区工人数) 单位: 人
1905	833 680	1 459 150.70	6 854
1906	1 000 202	1 822 376.40	7 771
1907	1 117 570	2 330 030.70	7 954
1908	1 226 069	2 164 773.70	7 918
1909	1 359 502	2 264 021.80	8 441
1910	1 170 165	1 949 012.00	7 055
1911	1 488 941	1 999 092.00	6 843

1912	1 693 196	2 260 575.20	10 308
1913	2 532 166	2 681 007.50	12 922
1914	2 877 498	2 941 896.60	13 591
1915	2 884 976	2 260 301.40	13 266
1916	2 932 109	2 331 627.20	11 901
1917	3 254 018	2 462 673.40	12 347
1918	3 398 375	3 594 315.00	14 427
1919	4 201 888	4 283 300.60	17 013
1920	4 363 899	5 592 523.30	19 062
1921	4 085 510	6 974 780.80	19 204
1922	3 874 975	5 902 456.10	19 785
1923	4 464 814	7 484 039.50	22 336
1924	4 024 850	4 627 655.70	23 377
1925	3 581 714	3 681 593.10	23 398
1926	3 683 299	5 207 649.10	21 326
1927	4 958 368	6 348 191.20	25 411
1928	4 414 592	6 543 066.20	24 117
1929	4 812 718	7 781 976.20	26 272
1930	5 541 802	9 241 908.10	29 462
1931	5 262 311	9 465 328.30	30 055
1932	4 874 540	8 779 472.80	29 295
1933	4 223 022	7 916 763.70	29 015
1934	4 699 000	8 124 852.20	33 183
1935	3 898 000	6 235 326.60	26 864
1936	4 590 346	7 539 666.20	31 747

资料来源：（1）煤产量，自《开滦煤矿志》第二卷，开滦矿务局史志办公室编，新华出版社，1995年，第311—314页。（2）不变成本，自王玉茹《开滦煤矿的经营效益分析 1903/04—1936/37》“表1 开滦煤矿历年总成本及组成变化（1904/05—1936/37）”，《中国经济史研究》1993年第4期，具体计算情形参见原文说明。（3）矿区工人人数，自《开滦煤矿志》第三卷，第137、139页。

第三步是模型参数的估计。先将上文的生产函数等式两边取对数，转化成线性方程[18]，即

$$\ln y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L$$

根据上述线性方程，建立计量模型，如下：

$$\ln y_t = \ln A + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \varepsilon_t$$

$$t = 1904, 1905, \dots, 1936.$$

再应用计量经济学软件 Eviews5.0 对上述模型进行回归，软件的输出结果如下：

Dependent Variable: OUT				
Method: Least Squares				
Sample: 1905 1936				
Included observations: 32				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.019539	1.182976	4.243145	0.0002
CAP	0.017255	0.193857	0.089009	0.9297
LAB	0.990824	0.217437	4.556830	0.0001
R-squared	0.873645	Mean dependent var		14.89902
Adjusted R-squared	0.864931	S.D. dependent var		0.563795
S.E. of regression	0.207204	Akaike info criterion		-0.221164
Sum squared resid	1.245074	Schwarz criterion		-0.083751

Log likelihood	6.538621	F-statistic	100.2562
Durbin-Watson stat	0.286696	Prob(F-statistic)	0.000000

第四步是进行模型检验。在进行计量经济学模型的回归分析时，必须对所研究对象是否满足普通最小二乘法（OLS）下的基本假定进行检验，这种检验称计量经济学检验。如果检验发现存在违背基本假定的情况，则不能直接使用普通最小二乘法进行参数估计，而必须采取补救措施或发展新的估计方法。根据上表，D-W 统计量为 0.29[19]，表明模型存在严重的一阶序列自相关性。[20]计量经济学模型一旦出现序列相关性，如果仍采用最小二乘法（OLS）法估计，会出现许多不良后果，如：参数估计量非有效，变量显著性检验失去意义等。这里采取广义差分法对此进行补救，以克服序列相关性对模型的影响。[21]

再次应用软件 Eview5.0 进行回归，输出结果如下：

Dependent Variable: OUT				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1906 1936				
Included observations: 31 after adjustments				
Convergence achieved after 11 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.746765	1.598144	4.221624	0.0002
CAP	0.211344	0.102118	2.069604	0.0482
LAB	0.519312	0.156107	3.326650	0.0025
AR(1)	0.829202	0.073260	11.31863	0.0000
R-squared	0.972279	Mean dependent var		14.93984
Adjusted R-squared	0.969199	S.D. dependent var		0.522840
S.E. of regression	0.091760	Akaike info criterion		-1.819370
Sum squared resid	0.227336	Schwarz criterion		-1.634340
Log likelihood	32.20024	F-statistic		315.6634
Durbin-Watson stat	2.439924	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.83			
Dependent Variable: OUT				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1907 1936				
Included observations: 30 after adjustments				
Convergence achieved after 25 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.094582	1.612207	4.400539	0.0002
CAP	0.206420	0.100957	2.044638	0.0516
LAB	0.493869	0.154996	3.186327	0.0038
AR(1)	0.597153	0.193946	3.078963	0.0050
AR(2)	0.208404	0.178265	1.169070	0.2534
R-squared	0.969199	Mean dependent var		14.97731
Adjusted R-squared	0.964271	S.D. dependent var		0.487608
S.E. of regression	0.092168	Akaike info criterion		-1.779401
Sum squared resid	0.212372	Schwarz criterion		-1.545868
Log likelihood	31.69102	F-statistic		196.6684
Durbin-Watson stat	1.909970	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.84	-.25		

对上面两个结果进行比较，选取前一个结果。由此，得出 $\alpha=0.211$ ， $\beta=0.519$ ，即资本、劳动的产出弹性分别为 0.211 和 0.519，因此具体的生产函数模型为 $Y=AK^{0.211}L^{0.519}$

现在已经得出开滦在这一时期的具体生产函数模型，接下来可以进行“Solow 余值”及其贡献率的计算。

索洛将技术因素引入生产函数后,进而提出了用总量生产函数度量技术进步的总量增长方程,他认为产出量的增长是由资本数量的增长、劳动数量的增长和技术进步共同贡献的结果。[22]用数学表达式表示即:

$$\frac{\Delta y}{y} = \frac{\Delta A}{A} + \alpha \frac{\Delta K}{K} + \beta \frac{\Delta L}{L}$$

其中, α 和 β 分别为资本和劳动的产出弹性,式中后两项分别表示资本数量的增长和劳动数量的增长对产出的贡献; $\Delta A/A$ 是余项,被用来度量技术进步对产出增长的贡献。

将开滦历年的产出、资本、劳动的数据代入方程,计算相应年份的 $\Delta A/A$, 即“Solow 余值”, 计算公式为:

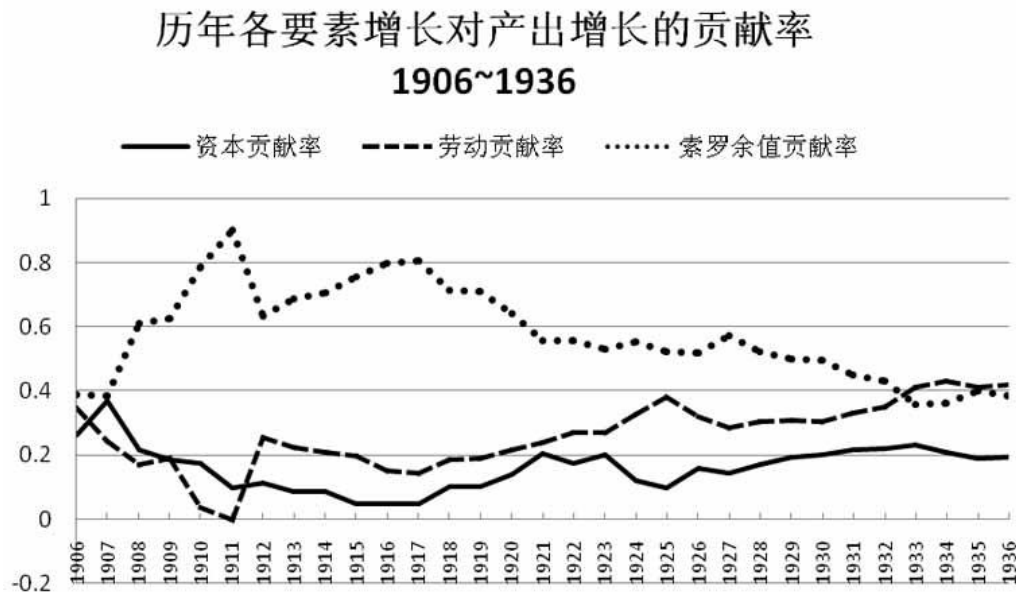
$$\frac{\Delta A}{A} = \frac{\Delta y}{y} - \alpha \frac{\Delta K}{K} - \beta \frac{\Delta L}{L}$$

其中, α 、 β 已知, $\Delta y/y$ 、 $\Delta K/K$ 、 $\Delta L/L$ 皆是以 1905 年为基期的各自的增长幅度。同时, 也将历年资本数量的增长贡献 ($\alpha \times \Delta K/K$) 和劳动数量的增长贡献 ($\beta \times \Delta L/L$) 计算出来, 与“Solow 余值”同除以总量增长 ($\Delta Y/Y$), 得出资本、劳动、“Solow 余值”各自的贡献率(如表 3 所显示)。将表 3 绘制成图, 如图 2 所显。

表 3:历年资本、劳动、“索洛余值”增长对总产出增长贡献率(1906~1936)

年份	资本贡献率 $\alpha (\Delta K/K) / (\Delta Y/Y)$	劳动贡献率 $\beta (\Delta L/L) / (\Delta Y/Y)$	“索洛余值”贡献率 $(\Delta A/A) / (\Delta Y/Y)$
1906	0.26339	0.34784	0.38877
1907	0.37042	0.24475	0.38483
1908	0.21714	0.17128	0.61158
1909	0.18483	0.19064	0.62452
1910	0.17579	0.03773	0.78648
1911	0.09950	-0.00106	0.90156
1912	0.11259	0.25384	0.63358
1913	0.08687	0.22567	0.68747
1914	0.08760	0.20821	0.70419
1915	0.04716	0.19745	0.75539
1916	0.05021	0.15192	0.79787
1917	0.05007	0.14336	0.80658
1918	0.10053	0.18652	0.71296
1919	0.10125	0.19052	0.70824
1920	0.14138	0.21844	0.64018
1921	0.20481	0.23990	0.55529
1922	0.17642	0.26857	0.55501
1923	0.20035	0.26932	0.53033
1924	0.11989	0.32706	0.55305
1925	0.09766	0.38028	0.52207
1926	0.15884	0.32079	0.52037
1927	0.14313	0.28418	0.57269
1928	0.17143	0.30451	0.52405
1929	0.19188	0.30825	0.49987
1930	0.19961	0.30332	0.49708
1931	0.21830	0.33092	0.45079
1932	0.21875	0.35079	0.43046
1933	0.23006	0.41301	0.35693
1934	0.20823	0.43026	0.36151
1935	0.18821	0.41247	0.39932
1936	0.19546	0.41860	0.38594
平均	0.16167	0.26224	0.57609

图 2:资本、劳动与“Solow 余值”对开滦煤矿产出增长的贡献率 (1906~1936)



三、对“Solow 余值”及其贡献率的解读

表 3 和图 3 的示意结果, 可说超乎意料。一般从经验认识里, 投入越大, 则产出越大, 可是根据这里的结果, 资本和劳动作为生产中最主要的要素投入, 却不能同样“最主要”地解释产出的增长。从 1906~1936 三十年间, “Solow 余值”的贡献率长期超过劳动与资本的贡献率。三者平均贡献率分别为: 资本 16.2%, 劳动 26.2%, “Solow 余值”57.6%。这似乎说明开滦长期以来的产出增长主要不是来自资本和劳动的贡献, 而是“Solow 余值”贡献的结果。

“Solow 余值”按照索洛的本意, 是用来度量技术进步对产出增长的贡献, 但从计算的角度, 这一余项实际上是从产出变动中扣除由于资本及劳动的影响所剩余的部份, 亦即产出增长中不能被资本、劳动数量的增长所解释的部分。实际上, 余值是否可以惟一的为技术进步所解释, 是个存疑的问题。而除了技术进步因素外, 组织效率的改进, 管理水平的提高, 规模经济效应以及新产品的开发、新工艺的发明等等, 都有可能对产出增长形成影响而涵括在这一余项中。随着经济学理论的发展, 索洛用以示意技术进步的“余值”内涵也向广义延伸, 终于发展到今天经常使用的“全要素生产率 (TEP)”概念[23]。而这里需要阐明的是, 本文对“Solow 余值”一开始即作广义理解, 即不以技术进步为对“Solow 余值”惟一甚至主要的解释。

实际上, 就开滦的技术进步而言, 如果以人均采煤效率衡量, 中国近代煤矿的平均每工采煤效率为 0.65 吨[24], 开滦大致上 1912/13 年度为 1.09 吨, 1936/37 年度为 1.26 吨,[25]——虽远高于平均水平, 但从自身发展上看提高缓慢, 甚至 1937 年后还有不足 1 吨的情况[26], 可见技术进步速度并不快。

那么, 如果不是技术进步, 究竟是什么原因造成了“Solow 余值”贡献率的高值, 从长期看, 又是什么原因造成资本、劳动、“Solow 余值”各自贡献率的涨落? 这需要结合经验观察来分析。

首先, 从 1906 年至 1917 年, “Solow 余值”的贡献率一直处于上升状态[27]。考察这一时期开滦的经历, 英国人入主开平后进行了制度上的“外科手术”, 包括裁汰冗员、改革机构等, 使之成为现代意义上的西方式经营管理企业。此前的“开平矿务局”, 虽然是众多洋务新式企业中卓有成效者, 但是管理人员以办矿为做官, 致使人浮于事、营私舞弊、虚靡浪费、层层揩油。据 1887 年 6 月 24 日《北华捷报》的一篇报导, “当开平矿山正在欣欣向荣、继续发展的时候, 所有督办、总办和其它大员的三亲六戚都成群结队而来。而且完全不管他们能否胜任, 都一律委以差使, 把他们养得肥的”[28]。这种情况到英人占据前更为严重,

——1901年出任开平公司总工程师的胡华（即赫伯特·胡佛，美国第31届总统）发现，工薪单上竟虚报了6000个名额，而掌管该事的职位是以5万元购得的[29]；胡华在“开平矿务公司报告”（1900年）中也曾反映“公司采用中式记帐，既不能用来、也不打算说明成本。所列出的各项费用除表示可能达到的最大数额外，也没有什么价值”[30]。可见，开平煤矿在被英人占据之前，经营上存在很大的问题。1900年开平煤矿的丧失，除了矿权易手外，最重大的变化是企业制度上的变革，而这一变革不可能对其产出效率毫无影响。1912年二矿联合后，经营上又有调整，同时又集中了最先进的生产设备。所有这些因素作用于产出上，都形成了“Solow余值”贡献率的涨高。

从1917年至1936年，余值贡献率逐渐呈下降态势，而资本和劳动贡献率则相应呈增长趋势，并且劳动贡献率甚至在1932年开始超过“Solow余值”的贡献率。考察这一时期的历史，企业制度较先前已无重大变革，企业规模也基本稳定下来[31]，基于组织效率和管理水平提高而形成的生产改善，以及二矿联合后所产生的规模经济效果等，已不再能对产出增加持续发挥效果。另一方面，开滦虽然在技术实力上始终处于一流，但与从前相比，已不再有绝对优势，特别在技术更新上，有时反不如其它煤矿主动。比如，近代首先应用割煤机采煤的是中兴煤矿，而第一个购买割煤机的是保晋公司阳泉煤矿[32]；再如，萍乡煤矿早在1907年用上了电机车进行井下运输[33]，而开滦煤矿在井下大巷使用电机车则始于1929年[34]。由此，这一时期“Solow余值”的贡献效果开始日益不显著。

最后，就资本与劳动的比较而言，1911年以前，资本要素的贡献率高于劳动的贡献率，从1912年开始，劳动贡献率开始超过并长期高于资本贡献率，——这可以与经验观察互为参证。1908/09年度的总经理年报中说：“设备的生产能力超过了现在的需要，但随着产量的进一步增长，……这一不足之处即将归于消灭”[35]。事实上，在技术设备已能充分发挥功用后，英人更倾向劳动的使用，并且发展到后来越来越偏重于劳动的投入，前文采煤效率的例子也说明开滦后来并不主要依赖设备的投入或机械化来提高总煤产。究其原因，正如开滦总经理杨嘉立（英国人）1930年所说：“无论何项工业莫不以减少雇工为目的，而减工之宗旨旨在减轻成本。今在工价低贱之国，从经济方面而论，实无利用省工机器之必要。”[36]由此，在开滦后期的生产增长中，劳动的贡献率较大。

四、对几个问题的“回应”和思考

本文的研究在成果展示过程中，曾受到来自多方面的意见，下面就几个主要问题进行“回应”。

首先是“Solow余值”的适用性问题。在现代经济学中，“Solow余值”经常被用于宏观经济分析中，而本文却将之运用于微观分析，由此产生适用性的疑问。其实对于“Solow余值”法在社会总生产问题上的有效性方面，笔者心存疑问，主要理由在于其生产函数型式的设定假设上，——总生产函数显然采用了柯布-道格拉斯生产函数型式，但社会总生产五花八门，既包括农业、工业等不同类型的生产，也存在跨国生产和世界性分工体系等诸多复杂因素，由此社会总生产函数未必与厂商生产函数同型，以此来测度社会全体产出中的技术进步（广义），可能存在巨大误差。而开滦是单个厂商，柯布-道格拉斯生产函数本也是微观生产模型，因此这里认为“Solow余值”方法可以适用。

再就是开滦生产模型的建立。生产函数的设定经常会受到质疑，——因为影响产量的因素有很多，不是仅仅关乎资本、劳动等的投入。应该说，同样是建立生产模型，所处的经济环境不同，研究的行业不同，变量选择是不同的。在生产问题中，已经明确属于供给不足的情况，那么影响产出量的因素就应该在投入要素方面，如果属于需求不足的情况，那么影响产出量的因素就应该在需求方面；如果研究的对象是消费品生产，应该选择居民收入等变量作为解释变量，如果研究的对象是生产资料生产，应该选择固定资产投资总额等变量作为解释变量。[37]就开滦的企业性质和在近代生产的具体情况来说，认为大致符合供给不足的生产资料型生产，因此采用了上文所见的变量选择和模型型式。

另一个经常被问及的问题是，资本投入中已内含生产设备的投入，而生产设备正包含技术进步，那么资本的贡献实际上不就与“Solow余值”的贡献重合了吗？这是一个比较难回答的问题。就笔者自己的理解，索洛为衡量技术进步在经济增长中的贡献而采用的余值法，意

在考察一种长期内客观的、社会普遍意义上的技术进步,这种技术进步[38]反映出来的是一种效果;资本投入中的技术进步是在当期一定技术水平上投入的该技术的使用量,与“Solow余值”中的技术进步实际上是异质的。因此,这是技术投入所产生的与技术进步带来的两种性质不同的贡献。

计量经济学工具方法在历史研究领域中的应用无疑是有风险和挑战性的,它应用的有效或成功与否很大程度上取决于是否与事实经验相吻合。本文所作的尝试,其结果与经验观察不悖,说明不失有效性。在此基础上,遂引发对于一些问题和认识的再思考。

近代时期,国人对于开滦煤矿有不胜惋惜之情。由于它本为中国人自己开办的煤矿,后来落入外人之手,几次交涉收回都未能成功,只能坐视滚滚利润外流,每每产生“利权外溢”之感慨,同时又有诸如“英商开平以合滦矿而存”等之说[39]。由中华矿学社主办的《矿业周报》载有一篇“商民协会电请发展国煤”,可以看出民族资本要求利权、维护利源意愿的强烈:

“……北伐成功,建设伊始,奖掖工商,急不容缓,最要问题尤在于煤……历年以来,煤权操诸外商,估计损失,年达一万万元……

“又有进者,滦州煤矿公司,前因利用开平轮埠,遂与开平商订合作契约,缔约而后,叠年采运,达四百万吨,值价四千万,是项矿权,全操于外人之手,……开平矿量,业已告罄,利用滦矿订约,始能操纵自如……”[40]

后来的研究者亦多籍类似文献并延此思路,强调帝国主义在华势力及对民族经济之形成掠夺和压制。笔者以为,主张利权,无论在当时还是从今天看,不仅必要而且必需。然而,“摘去”外因,仍有内因;不见内因,主张利权则易失真。1928年天津《益世报》对开滦曾有一段报道,

“开滦为我国东北矿业之冠,祇以主权操之于英,故出产如何,工人生活如何,为帝国主义所把持,国人概难深知,为明了真相计,记者特亲赴开滦矿区实地调查,见其规模宏大,出产之丰富,不胜利权外溢之感,……而矿内不知有何秘密,英国人禁止参观,殊深怅恨……”[41]

其实,无缘参观开滦矿内的记者在深感遗憾的同时,倒向我们形象的展示出一幅企业生产的“外征”,——“规模庞大”显其投入,“出产丰富”示其结果,这些都是显而易见的,而关键与“秘密”处正在于从投入到产出的这一中间过程;如果将庞大先进的设备、规模众多的矿工视为企业生产的“硬件”,则在这一中间过程中,发挥作用的是不那么易见和外显的“软件”,同时也正是本文“Solow余值”的贡献所在。

事实上,国内其它一些煤矿的发展经历也验证了资本与劳动的投入并非增长的实际因素。江西萍乡煤矿,曾为我国自办各矿中资本最大、规模最备者[42],年产能力不让井陘、鲁大等中外合资大煤矿,并且在采用最先进技术上不遗余力,——西方煤矿大约于20世纪初大量使用电机车来取代骡马进行井下运输,而大致同时,萍乡煤矿也用上了电机车——1907年在总平巷使用架线式电机车[43],同年安装的洗选设备据说不仅开平煤矿当时没有,就是在亚洲也不多见[44]。然而除了经历过一战时期的短暂繁荣外,却是后来每况愈下,几乎逐年减产。足见庞大的投资、一流的设备并不能保证产出的增长。

由此观之,在处理近代外资与民族资本之间的矛盾问题上,无论对当时人还是今人而言,只看到前者侵夺、恃强的一面,最终只能陷入一种肤浅的民族主义。本文以开滦煤矿为例的“Solow余值”法分析,可藉省视的是,资本和劳动这些“硬件”的投入绝非增长的决定力量,只有将智慧和力量集中于“软件”,才是民族资本获得长足发展和实质进步的关键。

参考文献:

- [1] 关于开滦煤矿的历史,自近代始有研究,以杨鲁之专著《开滦矿历史及收归国有问题》(1932)为代表;建国以后,魏子初之《帝国主义与开滦煤矿》(1954)在导言中对开滦历史有较为清晰的论述;此外,台湾中央研究院王玺著有《中英开平矿权交涉》(1962),对开滦矿的历史沿革叙述较为完整,可资参考。
- [2] 参加本文图1“开滦煤矿产量趋势(1881~1948)”。
- [3] 例如,台湾基隆煤矿(1876年建)因长期亏蚀于1892年封闭,湖北荆门煤矿(1879年建)因资本短缺于1882年停办,山东峰县煤矿(1880年建)于1895年因大水而禁采,广

- 西富川贺县煤矿（1880年建）因煤质较差、运输困难于1886年闭歇等等。关于中国近代早期兴办之新式煤矿情形，参见《中国近代煤矿史》，煤炭工业出版社1990年版，第19、40-2页；严中平等编《中国近代经济史统计资料选辑》，科学出版社1955年版，第96-7页。
- [4] 开滦煤矿的煤种为古生代中变质的烟煤，煤质属中级。就近代全国煤矿整体水平看，开滦煤质居于中上地位，——辽宁抚顺煤矿虽年产量后来跃过开滦，但煤质属“褐性烟炭”，显然低于开滦。当时代人胡荣铨在《中国煤矿》（1935）一书中即评价说，“开平煤田，质量均佳。煤系烟煤，燃烧时发长焰。极适于火车、轮船，及制铁等之用。”
- [5] 参见本文表1“中国近代各主要煤矿情形（20世纪30年代）”。
- [6] 如果照1932年英镑与国币比价1:16计算，合国币3200万元，——比价据《矿业周报》第219号“开平中原两公司二十年度之盈余比较”一文（中华民国21年12月21日印行）。
- [7] 又据《矿业周报》第一集（中华矿学社1928年出版载），资本750万元（财产价值1400万元）。
- [8] 代表如熊性美《论英国资本对开滦煤矿经营的控制——开滦矿权丧失的原因分析之一》（1963年脱稿，发表于《南开经济研究所季刊》1986年第2期）。
- [9] 如张国辉《从开滦煤矿联营看近代煤矿业发展状况》，刘佛丁《开平矿务局经营得失辨析》，丁长清《从开滦看旧中国煤矿业中的竞争和垄断》、《开滦煤矿在旧中国市场上的运销初析》、《开滦煤矿人事管理的历史考察》等。
- [10] 参见王玉茹《开滦煤矿的经营效益分析1903/04—1936/37》，《中国经济史研究》1993年第4期。另一篇相关的文章为《开滦煤矿的资本集成和利润水平的变动》，对开滦历年的资本利润率、股息率和成本利润率等做了计算，给出了开滦资本集成和利润水平的变动趋势，见《近代史研究》，1989年第4期。
- [11] 罗伯特·M·索洛等著：《经济增长因素分析》，商务印书馆1991年版，第19页。
- [12] 20世纪20年代末，美国数学家Charles Cobb和经济学家Paul Dauglas用1899~1922年的数据资料，导出了这一形式的函数，此即著名的柯布-道格拉斯（Cobb-Dauglas）生产函数。
- [13] 原始型式为 $Q=a_0L^{a_1}K^{a_2}$ ，文中式为当今经济学教科书中普遍采用的表达式。
- [14] 煤产量数据来自《开滦煤矿志》第二卷，第311—314页；不变成本，自王玉茹《开滦煤矿的资本集成和经营效益分析》（硕士论文），1988年4月，“表5 开滦煤矿历年总成本及组成变化”，第49页；矿区工人人数，自《开滦煤矿志》第三卷，第137、139页。
- [15] 开滦在开平矿务局时代的产业经营芜杂繁多，所属单位大致有三类，一类是煤矿和煤运部门，另一类是码头，再一类是其它产业（如水泥厂和金银矿等）；1912年开滦合并后，业务始渐集中于煤炭生产，且越到后期越趋集中。
- [16] 特别1941年太平洋战争爆发、日本占领了开滦煤矿实行军管理后，开滦煤矿已在非正常情况下生产。
- [17] 另外，会计年度上，1901年至1902年的会计年度系自1901年2月19日至1902年2月底；1902~1912年会计年度系3月1日至下年2月底；1912~1940年会计年度系7月1日至下年6月30日，这里皆以会计年度起始月份所在年计当年产量。
- [18] 转化成线性方程的目的是可利用最小二乘法（OLS）进行回归对参数进行估计，这一过程可以通过计量经济学软件完成。
- [19] D-W统计量是杜宾（J. Durbin）和瓦森（G.S. Watson）于1951年提出的一种检验序列自相关的方法。在检验时，须计算该统计量的值，再根据样本容量n和解释变量数目k查D.W.分布表，得到临界值dL和dU；如果0
- [20] 此外，残差项变化也反映出模型存在序列相关性（图略）。序列相关性意味着模型的随机干扰项违背了相互独立的基本假设；对于采用时间序列数据作样本的计量经济学问题，由于在不同样本点上解释变量以外的其他因素在时间上的连续性，带来它们对被解释变量的影响的连续性，所以往往存在序列相关性。
- [21] 广义差分法是一类克服序列相关性的有效方法，被广泛地采用。它是将原模型变换为满足普通最小二乘法的差分模型，再进行普通最小二乘估计。
- [22] 见李子奈、潘文卿编著：《计量经济学》，高等教育出版社2005年版，第2版，第231页。

- [23] 据林毅夫、任若恩，全要素生产率（TFP, Total Factor Productivity）考虑的是所有的投入要素（劳动、资本等），在经济增长核算理论中全要素生产率是一个“残差”，等于产出增长率与各个被计算到的投入要素增长率加权和之差。——林毅夫、任若恩《东亚经济增长模式相关争论的再探讨》，《经济研究》2007年第8期。
- [24] 《矿业周报》（第一集），“机械装煤”，中华矿学社，1928年（民国17年），第305页。
- [25] 见郭士浩主编：《旧中国开滦煤矿工人状况》，人民出版社1985年版，第46页。
- [26] 1942/43年度为0.87吨，1947年为0.79吨，见郭士浩主编《旧中国开滦煤矿工人状况》，第46页。
- [27] 1911年由于劳动贡献率为负值（可能与这一年正当二矿联合前夕而开工不足有关），因此“Solow 余值”在本年达到峰值而使整个曲线呈波动状，事实上，如果剔除这一年份，其曲线的上升还是较为平缓的。
- [28] 转引自刘佛丁《开平矿务局经营得失辨析》，《南开学报》1986年第2期，第36页。
- [29] 《胡华回忆录，冒险的年代，1874—1920年》，纽约麦克米伦1951年版，1：62，转见刘佛丁，《开平矿务局经营得失辨析》，《南开学报》，1986年第2期。
- [30] 胡华：《开平矿务公司报告》，见《开滦煤矿矿权史料》，第31页。
- [31] 开滦煤矿在近代时期主要有五个矿井出煤，分别为唐山矿、林西矿、马家沟矿、赵各庄矿、唐家庄矿，号称“开滦五矿”，除了唐家庄矿（1920年开凿、1925年出煤）外，其余皆建于1910年前。
- [32] 《中国近代煤矿史》，第186页。
- [33] 《中国近代煤矿史》，第195页。
- [34] 开滦矿务局史志办公室编，《开滦煤矿志（1878—1988）》第二卷，新华出版社1995年版，第174页。
- [35] 转引自王玉茹《开滦煤矿的经营效益分析 1903/04—1936/37》
- [36] 《开滦矿务总局待遇职工状况》，1930年，转见郭士浩主编，《旧中国开滦煤矿工人状况》，人民出版社1985年版，第46页。
- [37] 李子奈、潘文卿编著，《计量经济学》（第三版），高等教育出版社2010年版，第10页。
- [38] 笔者更愿意采用“效率的改进”。
- [39] 《矿业周报》第216号，“本社为福公司事件敬告全国同胞书”，中华矿学社，民国21年11月30日印行，第753页。
- [40] “商民协会电请发展国煤（免除特税利便运输 收回开平煤矿”，1928年，见《矿业周报》第一集第十一号，中华矿学社民国十七年八月十四日印行。
- [41] 转引自中华矿学社《矿业周报》第一集“唐山煤矿工人困苦”，民国十七年（1928）出版。
- [42] 《中国矿业纪要（第二次）》，民国十五年（1926），第35页。
- [43] 《中国近代煤矿史》，第195页。
- [44] 《中国近代煤矿史》，第208页。
- （作者单位：中国社会科学院近代史研究所 100006）

注释：

本文感谢清华大学人文学院陈争平教授在思路上的最初点拨和指导，同时感谢清华大学博士研究生常旭在应用计量经济学及软件包 Eviews 方面的协助，亦感谢英国谢菲尔德大学 Tim Wright 教授、南开大学王玉茹教授（惠赐 1988 年硕士论文）、中国社会科学院经济所刘兰兮老师、近代史所史建云老师等在研究成果展示过程中提出的宝贵意见。

"Solow residuals" Analysis of Modern Kailuan Coal Output

Yun Yan

Abstract: Modern Kailuan Coal Enterprises' retained files which contain complete and continuous data of production and management since the 20th century can not only form accurate economic statistics but also make it possible to do some quantitative relation analysis. We have established production models of Kailuan Coal's output from 1905 to 1936 about capital and labor input with econometric method in this paper. By using the analytical framework of "Solow residuals" from modern economic theory we have discussed real influential factors of the business of Kailuan Coal.

Key words: Kailuan Coal, production function, Solow residuals