

总第15期 **Total Volume 15**

2012年辑 第3期 **Volume III 2012**

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

China Centre for Cliometrics Studies GDUFS

广州·2012年7月

July 2012 Guangzhou

目录与内容提要

1. 经济运行史的解释与经济学理论的检验.....刘巍 3
The Explanation on the History of Economic Operation and the Test on Economic Theory —
—The Recitation on the Contemporary Chinese Cliometrics since 1996 Liu Wei

内容提要：中国近代计量经济史文献始见于1996年，16年来，研究多在宏观经济层面进行，如宏观经济运行、国际贸易、货币经济、投资、财政税收等。研究成果既涉及了经济史学界多年研究的领域，也开辟了新的研究领域。总体来说，中国近代计量经济史研究文献在解释经济运行逻辑方面所做的研究是比较深入的。文献除了对某些具体经济现象的内在逻辑做出经济学意义上的解释之外，更为可贵的是，能够对某些理论做出验证、补充和修正，这是计量经济史文献具有较高质量的重要体现。本文在点评文献优长之处的同时，也对其弱项发表了不成熟的看法。

Abstract: It has been the first time that the cliometrics literature of Modern China came up in 1996. For 16 years, the study has been on the macroeconomic level, e.g. macroeconomic operation, international trade, monetary economy, investment, fiscal policy and tax, and so on. The study refers to the field that has been reached for a long time, and also has new fields. On the whole, cliometrics literature of Modern China comes into a deep research on the logic level of economic operation. The literature gives not only the logically economic explanation on some economic phenomenon, but also, more importantly, the test, supplement and adjustment, which could be the significance of the literature. This paper comments on the advantage of the literature, while insufficiency could also be supplied partially

2. “血浓于水”：血亲关系对近代东北移民经济差异影响的考察
(1845~1934)李楠 21
'Blood is Thicker than Water': The Effect of Kinship Network on the Difference in Welfare
among Migrants in North-East China (1845-1934) Li Nan

内容提要：本文利用20世纪30年代中国东北地区农村调查数据，讨论了作为移民网络重要组成部分的血亲关系对移民间经济福利水平差异的影响。通过构建计量模型，实证证据表明：血亲关系对移民提高自身经济福利水平具有显著的影响，是形成移民间经济福利水平差异的主要因素；此外，还发现移民在血亲网络的作用下可以实现向上的社会（经济）流动。本研究的主要贡献不仅强调了在近代东北移民过程中移民网络特别是血亲对移民经济福利的提升所起到重要作用；同时也进一步表明了在中国传统社会中血亲关系在移民群体中所体现的经济功能。

Abstract: Using a unique survey on actual village in the 1930s, this paper discusses the effect of kinship network as one of important component of migration network on the difference in welfare among migrants in North-east China. By constructing series econometric models, our finding is that: kinship network has significantly positive association with the welfare of migrants and it is an important reason to lead to the difference in economic status or welfare among migrants. In addition, our estimates also indicate that kinship network could lead to be upward social mobility for migrants with it. The contribution of this study not only emphasizes the role of kinship network in Northeast migration in the modern China, but also provides the confirmed evidence to reveal the economic function of kinship network in traditional society.

3. 大萧条发生之前美国总需求结构变动研究.....张昱 37
The Study on the Alteration of AD Structure of US before Great Depression Zhang Yu

内容提要：通过对美国大萧条前10年总需求结构的统计分析和与英法两国同期资料的比较，本文认为，实际收入与批发价格指数相关系数达到-0.2左右，实际收入与M1收入流通速度相关系数达到-0.2左右，可以构成美国大萧条的内需预警；实际收入指数与外需率的相关系数为-0.6左右，实际收入指数与外贸依存度的相关系数为-0.5左右，可以构成外需预警。二者必须在一个时段内同时出现，目前没有证据认为内需低迷或外需低迷可以单独视为大萧条的预警。

Abstract: By the comparison between the statistic analysis on US AD structure ten years before Great Depression and that on British and French counterpart at the same period, the paper claimed that correlation coefficient between real income index and wholesale price index was up to about -0.2, while correlation coefficient between real income index and M1 money velocity was about -0.2, which could be considered as the warning of domestic demand before US Great Depression. Moreover, correlation coefficient between real income index and overseas market demand ratio reached about -0.6, while correlation coefficient between real income index and foreign trade dependence degree reached about -0.5, which could be understood as warning of overseas market demand. Both had to be shown at the same time, however, no evidence could be thought to the warning for Great Depression only by downturn of domestic demand or only by downturn of overseas market demand.

4. 外需不足、拉动内需与经济泡沫……………张乃丽 44

Insufficiency of Overseas Market Demand, Pulling Domestic Demand and Economic Foam
——Statistic and Logic Analysis on Japanese Economy from 1985 to 1991 Zhang Naili

内容提要：统计分析表明，20世纪80年代以来日本的投资是经济增长的主要影响因素，有效的投资增长主要取决于出口。在广场协议之后外需受阻的背景下，政府实施凯恩斯主义的拉动内需政策，希望通过拉升内需以替代衰退的外需，这无疑是错开了药方。以乘数原理为例，其重要前提是经济中以投资需求为主的内需不足，且投资的主要影响因素是金融变量——货币量或利率，这与日本的投资函数严重不符，较前大增的货币量必另寻出路。同时，日本实行的“利率市场化”促使金融机构将大量的货币引向了股市和楼市，造成了有经济增长华丽外表的泡沫。

Abstract: The statistic analysis shows that Japanese investment is the main factor of economic growth, and effective investment growth depends largely on export. At the background of insufficiency of overseas market demand after the Plaza agreement, Japanese government took Keynesian policy to pull domestic demand to offset the decreasing overseas market demand. However this was not reasonable. Take multiplied principle for example. One of its important assumptions is that insufficient domestic demand taken by investment as the first principle, and the main factor like financial factor——money stock or interest rate, both are quite unsuitable for Japanese investment function. Meanwhile, the policy of interest rate marketization causes large amount of money to flow from financial sectors to stock market and real estate market as a gaudy consequence of economic growth foam.

经济运行史的解释与经济学理论的检验

——1996年以来中国近代计量经济史研究评述^①

刘巍

内容提要：中国近代计量经济史文献始见于1996年，16年来，研究多在宏观经济层面进行，如宏观经济运行、国际贸易、货币经济、投资、财政税收等方面。研究成果既涉及了经济史学界多年研究的领域，也开辟了新的研究领域。总体来说，中国近代计量经济史研究文献在解释经济运行逻辑方面所做的研究是比较深入的。文献除了对某些具体经济现象的内在逻辑做出经济学意义上的解释之外，更为可贵的是，能够对某些理论做出验证、补充和修正，这是计量经济史文献具有较高质量的重要体现。本文在点评文献优长之处的同时，也对其弱项发表了不成熟的看法。

关键词：中国近代 计量经济史 研究范式

Cliometrics 在汉语中多被译为“计量史学”或“历史计量学”，鉴于到目前为止该学科的研究内容主要是经济史，因此，我们宁愿用另一个汉译名称“计量经济史”或“数量经济史”。目前，学界公认1957年9月在美国麻省威廉斯顿召开的学术会议是计量经济史作为一个学派产生的标志。为区别于传统的经济史研究范式，学界（也包括计量经济史学者自己）又将其称为“新经济史”。后来“新经济史”阵营中产生了“新制度学派”，于是，“新经济史”旗下就有了研究侧重不同的两支人马，一支是福格尔领军的计量经济史学者群，另一支为诺斯领军的新制度经济学学者群。^②尽管学界对新经济史是否引发了学术“革命”看法不同，但新经济史学派的产生无疑是经济学界的大事，对学术发展有深远的影响，两位领军学者因此都获得了诺贝尔经济学奖。美国的新经济史学派突起之后，欧洲、日本等国学者都有跟进，出现了一批计量经济史研究的著名学者。

中国在改革开放之后，计量经济史和新制度经济学相继传入中国。由于研究范式比较一致，国内理论经济学界很快就消化吸收了新制度经济学，并有一批不错的新制度经济学著作问世。但由于国内经济史学界研究范式上与计量经济史学派存在着较大差异，在相当长的一段时间里停留在对计量经济史的介绍、呼吁、号召和质疑阶段，据隋福民（2009）考察，最早的论文是著名经济学家罗志如和厉以宁于1982年合写的论文《西方的“经济史革命”和新经济史学的产生》，该文对新经济史产生的前提、新经济史学的特征及与传统经济史学的分歧都做了介绍和分析。后来，介绍和评论计量经济史学派的文献逐渐增多，如，刘宏谊（1993）、左建龙（1994）、邹薇与庄子银（1994）、厉以平（1995）、郑备军（1995）、吴承明（1996）、荣朝和与柴为群（1996）、吕萍（1999）、罗涛（2000）、赵凌云（2000）、孙涛与张蕴萍（2005）、郭艳茹与孙涛（2008）、孙圣民（2009）等学者先后从不同角度对计量经济史的研究范式做了介绍和评论。^③更值得一提的是两部著作，第一部是霍俊江（1991）的《计量史学基础——理论与方法》，据作者自己介绍，该书是1987年国家教委资助项目的研究成果。^④该书系统地阐述了计量史学的研究方法，颇见功

^①本文论及的仅为中国大陆地区的中国近代计量经济史研究的中文文献，同时，本文的用意不在于做涵盖全面的文献综述，而是对各领域中的代表性文献做重点评介，所以，挂一漏万在所难免。

^②详见隋福民：《创新与融合——美国新经济史革命及对中国的影响（1957-2004）》，天津古籍出版社2009年。

^③评述计量经济史的论文较多，恕不一一列出。

^④霍俊江：《计量史学基础——理论与方法》，中国社会科学出版社1991年版，第412页。

力，作为计量经济史研究方法的教科书似不为过。第二部是隋福民（2009）的《创新与融合——美国新经济史革命及对中国的影响（1957~2004）》，该书对国外计量经济史文献的评介和计量经济史学来龙去脉的研究既到位又系统，堪称研究计量经济史的必读文献。但是，作者对中国经济史学界计量经济史文献的述评却略显欠缺，如，作者几乎未点评大作杀青之前已见诸中国期刊杂志的一些计量经济史文献，而作者点评的某些“计量经济史文献”事实上却是非计量经济史研究范式的（传统经济史研究范式的或统计分析方法的），等等。虽有些许遗憾，但瑕不掩瑜，隋福民的著作对中国计量经济史有很大的学术贡献。

若不计介绍和评论国外计量经济史的文献，国内学界真正研究计量经济史的历史仅不足二十年，数量不多的研究论著大都集中在中国近代经济史领域。回顾中国近代计量经济史文献，鲜见先前对计量学派研究范式做述评之学者的身影，就连计量经济史研究方法素养很高的霍俊江也没有继续笔耕示范。刘文革(2010)曾做过一个时间跨度为10年左右的中国大陆学者计量经济史文献综述，对计量经济史研究文献做过盘点，并对计量经济史研究机构和学术园地等方面的问题发表了意见，但对文献的评析略显不足。笔者不揣冒昧，拟重点解读计量经济史文献的学术价值并吹毛求疵式地抒发一孔之见。囿于有限的学术视野，本文仅涉及近代中国计量经济史研究的文献，笔者对其他领域知之甚少，不宜说三道四。

一、计量经济史研究范式解读

福格尔定义了计量经济史研究方法的主要特点：第一，对现象的计量；第二，对经济理论的依赖。计量经济史力图提供一种对历史和经济学都适用的更科学的方法，它提出经济史研究必须着力于系统的量化以及（数学的）建模。这样就能够很好地解读历史，通过对经济理论、统计分析和经济计量技术的使用，历史可以被提炼，从而通过逻辑一致性和经验相关性的检验。^①为识别计量经济史研究文献，我们先来对计量经济史研究范式的显著特征做一个稍微清晰一点的归纳，从而排除被误认为是计量经济史研究的文献。从我们对美国计量经济史文献的阅读心得和我们自身的研究体会出发，本文将计量经济史研究范式归纳为以下几个重要步骤。

1. 前提假设

一提起“前提假设”，就很容易招致攻击——“历史是不允许假设的”。但是，此假设非彼假设。计量经济史所说的“前提假设”是对研究对象所处的宏观经济环境的主要特征所做的简单抽象，这是研究的起点。要抽象宏观经济环境的主要特点，就必须查阅、分析大量的历史资料，否则，这一工作难以完成。比如，要研究近代中国法币改革前的货币供给问题，就必须研读近代中国白银流动、银行和钱庄（更早包括票号）的存贷款业务、贷款的行业结构概况、银行券发行和兑换业务和铜币发行与流通等方面的资料，然后抽象出几个基本特点，从这里开始货币供给的逻辑分析。还是以货币供给问题为例，因为货币供给问题涉及到银行的货币创造功能，主要是通过贷款进行的，于是，我们必须首先搞清楚近代中国的产业投资资金是主要来自股票市场、银行贷款（外源融资），还是自己积攒和向亲友借款（内源融资）。这个前提如果没搞清楚，在货币供给问题的研究中就可能发生逻辑混乱。再如，研究近代的国际贸易必然涉及汇率会不会影响进出口的问题，这就取决于一个重要的前提假设——汇率是不是变动的。近代中国与金本位制国家之间的货币汇率反映金银比价的变动，所以汇率是不断波动的。而金本位国家之间，在货币含金量不变期间，汇率是固定的（只受输金点影响有些许波动）。在这样的前提假设下，我们的逻辑判断应该是，近代中美贸易受汇率影响是可能的，而英美贸易受汇率影响是不可能的。

综上，我们是否可以这样认为，“历史不允许假设”中的“假设”之主要成分大概是虚构，计量经济史也是不同意虚构的，这没有问题。而计量经济史的“前提假设”是对主要市场环境特点的抽象，是建立在大量史实基础上的，丝毫没有虚构的意思，批评者切不可望文生义。

^①Dora Costa, Jean-Luc Demeulemeester, Claude Diebolt: 《什么是“计量经济史”》，《中国计量经济史研究动态》2010年第3期，见：<http://www2.gdufs.edu.cn/wtoreserach/xueshuchengguo/dongtai 7.pdf>.

一般地,抽象前提假设主要是在以下几个方面进行:①总供求态势——是需求约束型经济还是供给约束型经济,即经济增长的发动机是总需求还是总供给?②经济的阶段性特征和结构性特征③经济制度安排和变迁的轨迹特征(正式制度约束)④居民的习俗、宗教和主流意识形态等(非正式制度约束)。看得出,这需要计量经济史研究者在大量阅读的基础上逐渐养成一种历史学家常说的“历史感”,这种历史感会帮助计量经济史学者区别主次,激发研究灵感。对于计量经济史学者来说,前提假设是最难做的,前提假设也是绕不过去的;前提假设是有所建树的起点,前提假设也是迈向错误深渊的第一步。若前提假设与历史经济环境很贴切,训练有素的计量经济史学者会用有效的逻辑分析工具得出合理的、有意思的结论;前提假设如果远离当时的经济环境,逻辑分析再精致,一般也不会得出有效的结论。

2. 逻辑推理

在前提假设与历史经济状态一致或贴近时,通过缜密的逻辑推理,一般可以得出较为正确的结论。尤其值得注意的是,如果抽象出的前提假设与某一现成的经济理论的前提假设一致,我们就可以直接使用该理论框架,免去逻辑推理过程,因为经济学理论是数位经济学家潜心研究的结果,一般会在逻辑推理方面犯低级错误。比如,若近代中国进口的前提假设与经国际贸易理论的前提假设基本一致,就可以直接使用进口理论框架分析近代中国的进口问题了。如果相反,那就不能套用现成的经济学理论。比如,研究近代中国的货币需求问题,在凯恩斯、弗里德曼的理论框架中,有价证券收益率都是一个重要的影响因素。但这些理论的一个重要前提假设是经济中“存在着一个完善的金融市场”,这和近代中国的宏观经济环境完全不同(甚至和当下中国宏观经济环境都不一致),于是,若使用这个理论做逻辑分析就会南辕北辙。一个理论框架是否适用于特定时空的逻辑分析,主要是看它的前提假设是否与其宏观经济环境一致或贴近。我们的体会是,在很多方面,近代中国的宏观经济环境是与西方经济学理论框架的前提假设有较大差距的,和发展经济学理论的前提假设倒是接近一些。比如,还是以货币需求研究为例,麦金农的发展金融理论中货币需求逻辑框架之前提假设就与近代中国的经济特点相当接近。

综上,计量经济史研究者必须要熟练掌握发达经济学和发展经济学的理论,不仅要掌握各种理论框架的逻辑过程和逻辑结论,而且要对其前提假设有精准的把握。这样才能知晓在何种前提下何种影响因素能起作用,哪个前提不存在时,应该剔除哪个对应的影响因素。对于计量经济史研究者来说,通过研究经济学理论逐渐养成的经济学“逻辑感”是非常重要的,其重要程度至少不比历史学家强调的“历史感”逊色。

诚然,逻辑推理过程中要使用有一定难度的数学工具,因为深藏在经济史表象背后的逻辑关系不是凭着肉眼看或用简单的加减乘除四则运算就可以得到的,必须将各变量符号化,使用相对高级的数学工具做分析方可拨云见日。好有这样一比,系鞋带用双手即可,任何工具都嫌多余;而给篮球充气则必须要有打气筒或更好的充气设备,不借助工具显然是不行的。传统经济史研究者最容易轻率地质疑(或公开批评)对这种逻辑推理方法,然而,这却是最不该质疑(批评往往也不得要领)的。一个合理的顺序是,先弄懂再质疑(或批评)。众所周知,科学研究中的一个大忌就是胡乱批评自己还不懂的东西。不可否认的是,在逻辑推理过程中,“炫耀数学技术”的倾向也是不可取的。我们认为,在能够解决问题的前提下,分析工具越简单越好,而不是越复杂越好。比如,诊断一个用听诊器就足够了的小病,若非动用核磁共振仪不可,就显得画蛇添足了。这就是说,使用何种程度的数学工具要视对问题分析的深度而定,如果动用了高深的数学工具,得出的结论却是人所共知、人所共信的,那就太没必要了。使用高级分析工具,得出了简单工具难以发现或难以证明的结论才是合算的。

3. 实证检验

实证检验是计量经济史学者“标志性”的研究手段,即用数据验证前面逻辑推理的结论之可靠性。若能通过检验,称为结论被证实;若未能通过检验,则必有某一分析环节出了问题,需重新做分析。这里所说的以“数据验证结论”是使用计量经济学方法所做的数量分析,俗称“做模型”。计量经济学是融合数学、统计学和经济学几个学科产生的一门学问,自20世纪上半叶末问世以来,飞速发展,是截至目前经济资料分析最好的工具,这在经济学界是公认的,计量经济学家因其卓越的贡献而获诺贝尔经济学奖。

计量经济学分析方法最基本的功能是用一个时段内所有时点上的数据来验证某种因果关系，具有可重复性，能避免举例法的不完全性和研究者选择故事时的主观好恶，从而避免无谓的争论。数量分析结论不仅可以回答逻辑推理得出的因果关系能不能得到经验支持的问题，而且可以回答各个影响因素的敏感程度和重要程度的问题。目前，大多数计量经济史学者也从事现实经济研究工作，在经济学界，几乎没有人对经济学分析范式质疑。而一旦对近代以来时段的经济做经济学范式的分析，那么，历史的“复杂性”、“个性”、“人的情感”等质疑就会扑面而来，似乎不用讲故事的方法娓娓道来经济史就会“越来越乏味”。^①这就出现了一个奇怪的逻辑，在对现实经济的研究中是可以使用经济学理论和方法的，而对离现实稍远一些的经济运行做研究就不可以了。近代以来，中国逐步进入了市场经济，为什么不可以做经济学范式的分析呢？我们对此百思不得其解。

成熟的计量经济史学者对于计量模型的建立和解释是相当谨慎的，没有见过哪一个计量经济史学者宣称数量模型可以代替经济史本身，更没有人宣称要用它建立新理论，这类批评完全是批评者的误解。作为经济史研究的一种分析工具，计量经济学的方法非常适合证实和证伪经济运行中各变量之间的逻辑关系，毫无疑问，这是目前其他研究方法望尘莫及的。和传统经济史学者对经济史的描述和解释的初衷一样，计量经济史学者也是在讨论经济发展进程中的主要影响因素。和传统经济史研究不同的是，计量经济史学者建立的逻辑模型大都是以函数形式出现的，函数中的几个自变量，是通过逻辑推理得出的几个主要影响因素，这当然不是全部影响因素，计量经济学者从来也没有说过这是涵盖全部影响因素的结论。迄今为止，也没有哪一学派的哪部经济史著作能令人信服地分析全部影响因素，任何研究方法都不能丝毫不差地还原历史上的经济运行过程，这也是毫无疑问的。经济学界对现实经济研究的事实说明，反映因果关系的函数也没有必要涵盖全部影响因素。同样毫无疑问的是，传统经济史长于描述历史过程，而计量经济史在解释历史经济运行之逻辑方面更在行。如果说描述经济史过程是经济史研究的一项重要任务的话，那么，解释历史经济运行同样也是经济史研究的重要任务，也许更重要，因为人类做科学研究最渴望的是发现事物的规律、解释自然和社会，从而科学地去做对人类自身更有利的事。从国内经济史研究现状来看，经济史学界描述性文献铺天盖地，而有章法的解释性研究寥寥无几。当然，我们不否认传统经济史学家也做了许多解释性研究，但是，有很多解释性研究的结论是不得要领的，因为大多数传统经济史研究者自己也承认对经济学理论和方法知之甚少或全然不知。试想，若对自然科学一知半解，正确解释自然现象的概率无疑是相当低的。同理，在不懂经济学理论和方法的情况下，对历史上宏观微观经济运行给出朴素的和想当然的解释就应该是大概率事件了。

计量经济史研究不可或缺的资料就是数据，没有数据就等于无米之炊。因此，中国近代计量经济史当前的主要任务之一就是数据建设。值得一提的是，某些经济领域的影响因素乍看上去确实难用数据表达，甚至有经济史名家也宣称其不能数量化，我们不以为然。既然某因素影响经济，那么就必然会影响到经济中的某一数量指标，关键是如何找到或构造出这个统计量，这需要有统计学的扎实功底和良好的智商。如果某因素确实任何数量指标也不影响，那就是对经济没有影响，直接剔除就行了。只要是经济的影响因素，就应该可以量化，你我不能量化并不意味着他不能量化，过去不能量化、现在不能量化也不意味着将来不能量化。

综上所述，计量经济史研究的标准范式是“前提假设——逻辑推理——实证检验”。前两个环节要求研究者具备历史学和经济学的功底，后一环节要求研究者具备统计学和计量经济学的良好修养。可见，研究计量经济史不仅仅是会不会“做模型”的问题，而是要迈过这经济学、历史学和计量经济学这几门功课共同设置的“门坎”。按计量经济史标准范式分类，本文评述的文献均属在“前提假设——逻辑推理——实证检验”的任一环节上或整个过程中做研究的，并非文中出现了大量数据就是计量经济史文献。在近代中国计

^①隋福民：《创新与融合——美国新经济史革命及对中国的影响（1957~2004）》，天津古籍出版社 2009年，第289页。

量经济史领域内，大多数研究者是在宏观经济层面做研究，为清晰起见，我们拟将主要研究结论分成几个角度，逐一研读领会并抒发一孔之见。^①

二、时序数据估算与宏观经济运行研究评述

近代中国的国民收入（本文的国民收入是广义概念的，包括 GDP、GNP 等统计口径的资料）是在研究中重要的数据之一，如果国民收入时间序列数据缺失，即连近代中国经济趋势是上升还是下降都没有基本的判断，那么，对整个宏观经济运行、各分支系统、政府经济政策和各个变量的作用都难以做出恰如其分的评价，因为回答“怎样生产、为谁生产和生产多少”的问题均离不开国民收入这一重要的数量指标。从 20 世纪 40 年代开始，学界便开始了对国民收入的估算工作，刘佛丁和王玉茹（1998）对估算工作做了总结。从 1840 年以来的国民收入估计值来看，断断续续只有 10 年左右的数据，多集中对于 20 世纪 20~30 年代国民收入的估算，且多有结果不同的重复估计。从估算方法来看，基本上采用会计核算方法。如果数据充分，无论从支出法、收入法，还是生产法角度，会计核算都是最好的方法，但问题在于，近代中国的数据相当匮乏，估算工作中缺失的资料往往靠揣测和按主观给定的某一比例补足缺失的数据，所以，对相同年份收入的估计数据往往会因人而异，不具有可重复性。从 1998 年开始，以计量方法估算的近代中国国民收入和更早时期的国民收入资料陆续见诸书刊。笔者和刘丽伟（1998）利用柯布一道格拉斯生产函数逻辑框架，使用文献中的 GDP 数据和其他间接数据估算了劳动力、资本存量等数据，建立了数量模型，用插值法估算出了 1927~1930 年的 GDP，与叶孔嘉的资料衔接起来之后，形成了中国近代经济史 10 年的连续 GDP 数据。由于论文涉及的时间序列较短，所以没有条件对数据的平稳性做出相应的检验，这是计量技术上的一个遗憾。为了进一步拓展 GDP 的时序长度，以便更深入地研究中国近代经济问题，笔者（2008）又对近代中国的 GDP 做了进一步估计，从总供求角度估算了 1913~1926 年的 GDP 数据。然后，又从进口、银行存款和投资角度对这一时段 GDP 做了验证。结果说明，论文估算的数据应该还是比较可靠的。这样，中国近代 GDP 的时间序列就从 10 年延长到了 24 年。在这篇论文中，笔者估算的 1914~1918 年中国 GDP 是连续负增长的，这对长期以来史学界的传统观点——第一次世界大战是中国民族资本的“黄金时代”之说——有了较大冲突。虽未引起笔战，但在一些学术研讨会上却屡有同仁提出质疑，于是，笔者（2009）撰文一并作答。通过对资料和史料的分析，笔者认为，一战期间中国经济负增长的主要影响因素来自两个方面：第一，一战期间中国经济属供给约束类型，几乎没有闲置的生产能力，突如其来的需求首先拉动价格，价格信号传导到厂商后，厂商必须购买资本品扩张生产能力，方可增加供给。而中国近代工业的资本品大都来自海外，进口则是资本品投资几乎唯一的通道，一战期间，列强经济转向战时状态，出口减少，中国资本品进口大幅萎缩，致使投资增长严重受阻。因此，只能在既有的生产规模上加班加点生产，产量增长不多，价格上涨较多。既有的厂商利润大增，市面繁荣，“黄金时代”虽有赚钱效应，但经济增长不如人意。资料说明，一战期间，中国工业增速并不比前期快，而且，可比行业还是增速下降的。第二，近代中国的农业始终占据着国民经济的压倒优势，大战期间，农业占国民经济的比重是 61.8%。农业经济的状态如何，是影响中国 GDP 的重要因素。资料分析表明，大战期间中国农业总产值是下降的。占总产出大头的农业总产值下降，占小头的工业产值也没有证据证明显著增长，于是，GDP 必然是下降的。两年后，笔者和陈昭（2010）对 1887~1912 年时段内的 GDP 缺失资料做了估算。近代中国距今越远的年份数据越是缺乏，受此限制，笔者放弃了 CD 生产函数方法和总供求方法，以进口函数为逻辑基础做数量模型，估计了 26 年的总产出资料。同样由于数据限制，对数据验证的角度——用同时期的日本和意大利国民收入与进口的数量关系验证——也嫌有些狭窄，有待于进一步从其他角度验证（比如财税方面的数据）。

^① 在下文中，笔者不得不罗列自己先前提出的拙作，于是，“自我批评与自我表扬相结合”着实令笔者犯难。笔者虽尽最大力图做到客观和坦诚，但“灯下黑”状态仍将难免，读者大雅，还望指正。

至此，近代中国 50 年时间序列的 GDP 数据初步形成，虽不完善，但也能提供一个趋势，至少给学界提供了一个批判的靶子。杜恂诚和李晋（2011）曾对笔者估算过程中的逻辑和技术提出质疑，限于本文篇幅，笔者拟另组专文做出交代和适当的解释。

张东刚（1997、2000）估计了若干年份的居民消费和政府消费数据，和使用会计核算方法估计国民收入所遇到的问题一样，一旦数据缺失，就无法估算某些年份的数据。因此，这两列数据都是离散的，未能形成时间序列。崔文生（2012）在张东刚估算工作的基础上，建立了居民消费模型，用插值法推断了确实年份的资料，形成了 1887~1936 年 50 年时间序列的居民消费数据。陈昭（2011）以罗斯基的估算数据为基础，以价格模型估算了 1887~1909 年的狭义货币供给量（M1）资料，与罗斯基的数据衔接之后形成了 1887~1936 年 50 年的 M1 时间序列数据。

我们认为，50 年的 GDP 资料也好，50 年的消费数据和 M1 数据也罢，均存在一定的修正空间，但依据某种逻辑估算这些“待修正”的资料无疑是比较艰苦的研究过程，另辟蹊径颇费思量。在近代经济史学界，做这些“待修正”的基础设施建设工作的人不是太多，而是太少了。^①

彭凯翔（2006）以粮价为重心，深入研究了中国的米价指数、物价指数、银钱比价和金银比价，整理和衔接了 1650~1976 年的资料，跨古代、近代、现代和当代 300 余年，工作量之巨、工作质之精，令人叹服。作者还深入研究了历史粮价的趋势、粮价的时间结构和粮价的周期波动，颇具功力。

在近代中国宏观经济运行研究方面，文献相对较多，我们选几篇有代表性的文献，研读之后尝试评述。

笔者（2004）对 1927~1936 年中国宏观经济运行中的主要变量做了数理的和数量的考察。实证分析显示：在这个时段上，国民收入正向影响货币需求，货币供给正向影响市场价格，市场价格正向影响投资，投资正向影响国民收入。同时，拙文还对经济史研究中的分析方法做了简单的探讨和归纳。如今看来，该文有存在两个较大的问题：其一是对进出口的分析不足，这一问题尚属次要；其二是逻辑框架的问题，这是比较致命的问题。论文所用的理论框架属凯恩斯经济学范畴的 IS-LM 模型之变形，但凯恩斯经济学的上位前提是有效需求不足，近代中国的总供求态势恐怕与之相距甚远。笔者（2010）后来意识到了这个问题，对总供求态势深入研究之后，认为近代中国经济的基本前提是供给约束型经济，近代中国的总需求拉升价格的力度远大于总供给下压价格的力度，产出增长能力较弱；贸易条件与贸易收支差额正相关，即赚钱靠价格优势而无薄利多销的生产潜力；出口和进口的汇率弹性绝对值之和远小于 1，马勒条件不成立，总供给曲线的斜度应该陡峭的。这一结论的启示是，在使用经济学理论框架分析近代中国经济时，应首先考虑所用的理论之前提假设是否与近代中国的经济态势一致，从而避免南辕北辙。在文中，笔者坦率地承认了先前论文所犯的逻辑前提错误。笔者（2010）对近代中国宏观经济运行重新研究的结论是，在供给约束型经济态势下，1913~1936 年中国经济增长的主要影响因素是进口和货币量，增长模型呈柯布—道格拉斯生产函数的变形状态。实证检验的结果表明，1913~1936 年，中国的 M1 每变动 1%，GDP 就同向变动 0.59% 左右；进口净值每变动 1%，GDP 就同向变动 0.05% 左右。对于 GDP 而言，货币量的敏感程度和重要程度都大于进口，而近代中国货币量在 1935 年之前又是受白银国际流动左右的。于是，近代中国的经济增长严重依赖外部因素，经济波动频繁。

王玉茹（2005）对近代中国百年经济周期做了研究，论文参考了康德拉基耶夫的周期分析方法，从批发价格总指数、工业品批发价格指数、农产品批发价格指数、对外贸易总指数、进口和出口物量指数、进口和出口净值以及部分行业的生产和投资等多个层面对近代中国的经济周期做了分析。论文得出的结论是，近代中国百年经济可划分为 4 个周期：1850~1887 年，中国经济呈下降趋势；1887~1914 年，经济增长缓慢；1914~1936 年，中国经济增长最快；1936~1949 年，国民经济衰退最为严重。纵观全文，由于时间序列最长的数据也没有超过 1937 年，所以，第 4 周期尚属推测而非真正的周期分析结论。即使是这个

^① 笔者注意到了刘瑞中、李伯重、李稻葵、管汉晖、刘逊、刘光临等学者对近代之前中国经济总量（全国的或区域性的）的研究，正在努力研读领会，受学术视野的限制，目前尚无心得。

推测与历史相当接近（笔者也有同样的感受），但作为周期分析的结论却应该有资料依据。另外，所谓经济周期波动，无疑是指总产出的周期波动。在总产出时间序列资料缺失时，用与总产出有关的较丰满资料组替代是唯一可行的办法，但若在做周期分析之前先对选用的各种数据与总产出的关系做出缜密的逻辑判断，并利用已有数据尽可能做些数量分析，以证明和证实其因果关系的存在，则说服力会更强。陈昭（2009）利用50年GDP数据，用HP滤波方法对近代中国1887~1936年GDP做了周期分解，将50年的经济增长过程划分为5个周期：第一个周期是1887~1913年，是近代中国经济初步发展的时期，宏观经济呈现大体平稳增长的趋势；第二个周期是1913~1918年，为经济的下行期或者衰退期；第三个周期是1918~1933年，是近代中国经济发展最快的时期；第四个周期是1933~1934年，是经济的短暂调整期；第五个周期是1934~1936年，是经济再度发展期。作者将中国同英美两国的经济周期做了比较，除了第一次世界大战期间有所不同外，其余周期区间的发展趋势、规律和特点具有明显的趋同性。格兰杰因果检验的结论指出，英美总产出的波动是中国经济波动的格兰杰原因，表明了中国经济的从属地位。作者分析的结论是，近代中国经济的主要从属路径有二：第一，进出口贸易塑造的中国经济结构；第二，白银流动造成的货币供给量伸缩。秦川和曾斌（2005）也对近代中国的经济波动做过分析，论文采用ARMA模型对新古典学派的实际经济周期理论做了验证，但所用数据是1901~1932年的进口额，所以，论文所做的分析与其说是经济波动，到不如说是进口波动，因为论文对进口与国民收入之间关系的分析似嫌欠缺。同时，1932年进口额的统计资料中已经不包括东北地区了，这一年的资料的统计学意义与之前显著不同，作者似乎并未注意到这个问题。

郝雁（2011）对近代中国进出口贸易对经济货币化的作用机制及作用效果做了逻辑分析和实证检验，分析结果表明：近代中国进出口贸易的增长正向地推进了货币化的进程，出口和进口都是货币化比率的格兰杰原因。但由于近代中国仍处于经济货币化的起步阶段，因此货币化比率对出口贸易和进口贸易的弹性是比较弱的。张乃丽（2012）估算了1887~1936年中国经济商品化程度时间序列数据，结论显示，在50年的时间里，中国经济商品化程度从49%左右提高到了78%左右。作者从国际贸易角度对中国经济商品化的影响因素做了实证分析，数量分析结果显示，出口促进中国经济商品化的作用要大于进口，同时，贸易条件的变化对中国经济商品化也有很大的正向影响。正如作者在论文中所说，实证模型的可决系数较低（ $R^2=0.67$ ），说明模型中可能漏掉了较为重要的解释变量。但由于近代中国长时间序列资料的缺乏，目前难以证实这个重要变量，作者寄希望于今后学界估算出更多的时间序列资料时再做进一步研究。

在对近代中国和市场经济以来的主要国家经济运行做了一些思考和对总供求关系的数量指标做了初步分析之后，笔者（2012）对经济史上一国宏观经济运行环境中最为本源的特征做了尝试性研究。相对于制度的、阶段性的和结构性的前提而言，笔者将总供求态势这一经济特征称之为“上位前提”，按历史发展阶段和学界公知公用的概念划分为“供给约束型”、“需求约束型”和“后供给约束型”（或“领先科技约束型”）三个基本态势。论文提出了对一国一定时期总供求态势判断的基本方法，而正确判断总供求态势的主要意图在于正确地使用经济学理论框架。众所周知，如果前提不存在，无论逻辑推理多么精巧，结论自然是不会正确的。例如，20世纪初美国经济学家道格拉斯和数学家柯布贡献的CD生产函数，其暗含的“上位前提”就该是供给约束型经济态势，即总需求没有问题，只要增加资本和劳动力，就有相应的必然会实现（售出）的产量。用CD生产函数讨论供给约束型的近代中国经济产出，甚至前近代的产出，^①应该不存在前提与逻辑衔接的问题。但在需求约束型经济态势下，一旦总需求低迷，企业家就要停掉一部分设备和裁员，这样一来，统计资料中的就业量是真实的，但资本数据的可靠性就要打折扣了，即统计数据中的一部分资本不是“有效资本”了。曾有学者认为这可以讨论“潜在的产出”，即开足马力生产时的产量，笔者认为也有诸多不妥。例如，至少要用全部适龄劳动人口代替统计资料的就业量，否则，用CD生产函数及其变形的理论框架做出来的产出仍不是“潜在的产出”。再如，用凯恩斯经济学的理论框架去研究供给约束型经济中的问题，极易南辕北辙。

^① 前近代的问题笔者没有研究过，因这里不需要太精确，故而暂且这样认为。

三、国际贸易研究与货币经济研究评述

近代中国的进出口问题一直是近代经济史研究的重点，计量经济史研究范式的文献在这个领域也下了较大的功夫，本文仅对几篇有代表性的文献发表一点研读心得。

郝雁（2007）对 1870~1936 年的出口影响因素做了实证分析，分析结果是，汇率和外国国民收入与中国出口额之间分别存在单向的格兰杰因果关系，中国出口的外国国民收入弹性（1.35）大于汇率弹性（0.34）。作者据此认为，外国国民收入因素对中国出口的影响大于汇率因素。郝雁的论文非常规范，模型设置和暗含的前提都无可挑剔，数量分析过程中单整、协整和格兰杰因果检验效果都好，回归模型拟合优度极高，各项检验指标都很显著，对数量分析结论的解释也基本到位。但笔者认为，不能依据解释变量系数得出两个解释变量中哪个更重要的结论。在数量分析过程中，双对数模型解释变量的系数作为弹性值，仅说明出口对汇率不太敏感和对外国国民收入非常敏感。如果需要了解各个解释变量的相对重要性，就应该使用 Beta 系数分析方法。由于偏回归系数与变量的原有单位都有直接的联系，单位不同，彼此不能直接比较。为此，可以将偏回归系数转换为 Beta 系数。Beta 系数是按照解释变量的标准偏差与因变量的标准偏差之比例对估计的斜率系数进行调整，其数值与测定变量时的单位无关，因此可以直接比较，用以确定计量模型中解释变量的相对重要性。笔者（2008）对近代中国进口影响因素做了数量分析，模型结果表明，中国 1913~1936 年进口的主要影响因素是 GDP 和汇率。但是，模型的拟合优度仅为 0.63，勉强通过而已，这说明模型中缺少比较重要的解释变量。1932 年之后的进口额数据不包括东北地区，而 GDP 却是包括东北地区的，我们估计，若在模型中加入适当的虚拟变量就可能解决这个问题。由于当时的论文主题是估计 GDP，不过是从进口角度做一验证，基本通过检验就没有做进一步的研究。

董智勇（2008）对近代中国进出口结构与产业结构的关系做了数量分析，论文的结论是：1917~1936 年的贸易结构与产业结构高度相关，可以用贸易结构解释产业结构；数量分析结论表明，近代中国的产业结构随贸易结构调整并趋于优化；但是，贸易结构的调整是缓慢的，因而决定了近代中国工业化进程的缓慢。论文从贸易结构入手，并构造了贸易结构和产业结构的统计量，为深入研究提供了很好的思路。但是，论文的分析工具略嫌粗糙，仅做一元回归的数量分析，不足以支持论文的结论，而且会有来自计量经济学角度的诸多质疑。一般说来，在没有对函数关系做多方面考虑之前，用一元函数解释经济现象中的因果关系是有较大风险的。

近年来，对贸易条件的研究有很好的学术价值。台湾中兴大学王良行（1996）在大陆发表论文，对 1867~1931 年上海的贸易条件做了研究。论文首先修正了现有的数据，提出了一个修正的上海贸易条件指数时间序列数据。然后，作者对数据做了数量分析。作者的研究结论是：上海的总贸易条件在样本期间既无恶化也无明显改善，对经济学理论界“乐观派”和“悲观派”的观点都不支持，基本上可以印证“折中派”的观点，即贸易条件随周期循环变动，无所谓长期趋势改善或恶化的问题。进一步地，若做短期观察，贸易条件则有恶化走势，支持“悲观派”的观点；从分类产品角度分析，研究结论又支持“乐观派”。王良行研究的在国际贸易学理论层面提出了一个很有意思结论，耐人寻味，暗喻着发展中国家贸易条件的复杂性。遗憾的是，作者以“受到数据及时间的限制”为由，没有对此作出解释。李一文和王仁才（2000）对 1902~1936 年中国对美国贸易的贸易条件做了研究，作者的研究结论是，以 1920 年为界，前期贸易条件轻微恶化，后期有一定程度的改善，和中国总贸易条件的恶化趋势明显不同。作者的这一发现是重要的，但对这一现象的解释似嫌牵强：“中英贸易是强权掠夺性质的、中日贸易是式军国主义背景的，只有中美贸易是自由贸易性质的”。先不说作者没有证明美英日三国对华贸易的不同性质，就算是这是公知公认的、无需证明，但这似乎也不能解释以 1920 年为界贸易条件的不同趋势。袁欣（2008）通过数量分析认为，近代中国的贸易条件指数整体呈下降趋势，国内价格水平对其影响不显著，汇率和国际价格水平的影响虽然显著，但影响程度不大，总体下降趋势具有内在的动态递延性。作者进一步分析后认为，这种递延性态势产生的原因就在于茶叶和生丝等农产品贸易的衰弱。我们认为，作者通过数量分析提出了一个很好的“递延性态

势因由假说”，但论证方法却不知不觉地回到了举例法，因而没能证实这一假说。如果作者能利用茶丝等大宗农产品进出口物量、物价等资料构造一个或几个合理的统计量作为这一递延性态势的工具变量，加入先前所做的模型，进而很好地证实逻辑上的假说，论文的价值无疑会更高。

近代中国国际贸易研究的计量经济史范式文献虽然数量上不甚丰富，但却有一定的深度，甚至到达了检验经济学理论的层面。

管汉晖（2007）用近代中国的数据对新古典贸易理论中的比较优势学说之有效性做了检验，检验结果认为比较优势学说在近代中国是有效的。论文认为，近代中国的宏观经济运行条件基本符合新古典学派关于比较优势学说的三个前提：第一，鸦片战争之前的封闭价格提现了国内的市场竞争结果；第二，国内生产者是国际市场价格的接受者，不足以对国际价格产生影响；第三，中国对于出口贸易没有任何补贴。作者对数据做了处理和分析后认为，近代中国的绝大部分进出口商品都可以用比较优势来解释，鸦片战争前后中国由封闭经济体制转变为自由贸易体制，中国的这一时期的证据可以证明比较优势学说的有效性。论文对前提假设的分析颇具功力，我们完全认同作者对鸦片战争前后中国宏观经济运行环境的分析，中国的经济大环境在很大程度上暗合新古典理论框架的假设，我们甚至认为当时的中国政府连当“守夜人”都不合格。但是，我们认为，论文的实证部分下的功夫不足。由于我们没有深入考察论文所用数据的处理过程，在论文中也没有看到数据表，所以对不数据发表意见，只说实证的方法和结果。依我们的了解，作者有很好的数理和数量分析能力，将新古典的比较优势学说“程式化”为某种函数关系，然后再以计量技术对其做出规范的实证分析，对作者来说并非难事。而论文的实证工具用的是统计学中的相关分析，即做了一组封闭条件下的均衡价格与开放条件下贸易流量的相关系数，却不见对其相关机理的分析和相关程度的解释。同时，统计学中判断相关程度的一般标准为：

当 $|R| < 0.3$ 时，为无相关；当 $0.3 \leq |R| < 0.5$ 时，为低度相关；当 $0.5 \leq |R| < 0.8$ 时，为显著相关；当 $|R| < 0.8$ ，为高度相关。

在论文的相关系数组中，共有 17 中商品封闭条件下的均衡价格与开放条件下贸易流量的相关系数资料，其中高度相关子组中只有棉纱 1 种；低度相关子组中有 9 种商品，绿茶因与理论要求的符号不符而剩下了 8 种，8 种商品的相关系数偏向无相关（绝对值略高于 0.3）的有 5 种；无相关子组中有 7 种商品。从这组相关系数的均值来看，统计分析结果难说对比较优势学说实现了充分的证实。

笔者和陈建军（2009）从贸易条件学说和马勒条件、倾销与反倾销之间的矛盾入手，在经济学理论层面对贸易条件做了初步的推敲。我们认为，穆勒时代之所以重视贸易条件，是因为大多数国家产能有限——供给约束，若要想在国际贸易中获利就必须抬高自己出口品的价格或压低进口品的价格，这样才会赚钱——贸易收支得到改善。在需求约束型经济中，马勒条件成立，汇率战、倾销与反倾销是常见现象。汇率战就是主动全面降价——恶化自己的贸易条件，而倾销更是赤裸裸地在某一类商品领域恶化自己的贸易条件，贸易条件改善的一方（被倾销国）则不依不饶——反倾销。从表面上看上，贸易条件、马勒条件、反倾销发生了矛盾。但是，这完全是总供求态势变化了的缘故。在需求约束型经济中，产出潜力巨大，可以薄利多销——恶化了贸易条件却能改善贸易收支，于是，除了某些泥古不化的经济学人士，再没人关注贸易条件了。我们判断，近代中国处于供给约束型经济中，贸易条件与贸易收支正相关，关注贸易条件是正常的；而美国在 1919 年之后，英国在 19 世纪中叶左右就进入了需求约束型经济（刘巍、陈昭，2010），贸易条件与贸易收支负相关了，贸易的最直接目的是赚钱（即贸易收支改善），贸易条件概念则逐步退出了决策者的视野（这大概能对李一文和王仁才的观察结果——中美贸易条件在 1920 年出现拐点——提供一个解释的角度）。总之，论文对穆勒提出的贸易条件与马勒条件及倾销反倾销实践活动之间的矛盾做了逻辑和实证两个方面的考察，主要学术意义在于，贸易条件作为一国贸易绩效和贸易政策效果的考量指标只适用于供给约束型经济，而在需求约束型经济中，贸易条件在宏观层面上失去了解释能力，不宜再以此衡量经济活动和经济政策的绩效。

十多年来，以计量经济史范式研究货币供求和货币变量与其他经济变量关系的论文也时常常见诸期刊杂志，而且，由于研究角度和方法的更新，所以开拓了以前无法研究的领域。限于篇幅，本文对几篇角度独特的文献谈谈不成熟的看法。

利用 1927~1936 年 GDP 和其他数据, 笔者(1999)对货币需求进行了尝试性的实证考察。论文对近代中国货币需求理论函数得以运行的前提假设进行了尝试性的理论抽象; 建立了货币需求理论函数; 用 Beta 系数方法分析了各解释变量的相对重要性, 用双对数方程考察了货币需求量对各解释变量的弹性。论文在 10 年的时段内首次讨论近代中国的货币需求, 并在其中首次涉及了近代中国经济货币化的问题, 有一定的理论意义。但是, 由于当时受 GDP 和利率数据的限制, 样本容量太小, 将结论推广开来恐有问题。笔者(2004)在数量关系的引导下, 对 1927~1936 年中国货币供求与经济增长的相互关系做了理论分析。论文认为, 货币供给适度大于货币需求, 即保持“信用扩张型的温和通货膨胀”, 是该时段中国经济持续增长的必要条件。为此, 要求当局具备调节货币供给的功能。1935 年的币制改革是中国经济史上的里程碑事件, 但似嫌太晚, 错过了最好的时机。但现在看来, 论文对货币供求通过价格信号直至经济增长之传导机制的解释存在逻辑问题, 论文暗含的上位前提是“需求约束型经济”, 即供给没有问题, 只要需求强劲就可以保持经济增长。按后来笔者(2010)“近代中国是供给约束型经济”的研究结论, 货币供求影响经济增长的主传导机制应该是“货币—市场信号—供给”。

同样利用这 10 年 GDP 的连续资料, 陈昭(2007)研究了 1927~1935 年中国货币供给问题。论文在内生货币供给理论的引导下, 基于供给约束型经济态势、金属本位货币制和金银自由流动的假设, 以货币供给内生的逻辑建立了货币供给理论函数, 并用计量方法进行了检验。作者自己认为, 这个研究受样本容量限制, 得出的货币内生结论尚需讨论。利用较长时间序列的 GDP 数据, 笔者和郝雁(2008)进一步研究了近代中国的货币供给机制。论文对近代中国 1910~1935 年的货币供给决定机制做了逻辑分析和实证分析, 结论是, 1935 年之前中国的货币供给既无经典的外生性, 也无经典的内生性, 而属“不可控外生变量”。这种货币决定机制的基本含义是: 对于一国来说, 货币量变动的决定因素来自境外, 而且政府无力控制, 金融部门、实际部门无可奈何, 市场信号、货币需求、产量等经济变量均是货币量的函数。这一结论既暗喻了法币改革的重要意义, 也为货币理论增加了新意。货币理论界对货币供给的性质判断向有“内生性”和“外生性”之分, 但这是从央行可以间接调控货币量和直接调控货币量, 即从如何制定货币政策角度出发的争论, 而对这种靠天吃饭的“不可控外生性”货币供给尚未做过系统研究。

在货币制度层面上, 管汉晖(2008)对 1870~1900 年中国的银铜复本位货币制度和在此基础上衍生的双重汇率制度做了深入研究。论文认为: 第一, 由于中国的银铜复本位制与列强的金银复本位制不同——银铜比价是浮动的, 由此造成了对外是金银汇率、对内是银铜汇率这一双重汇率制度。在双重汇率制下, 本币贬值一倍时(原文如此, 而无为何必须是“一倍”的解释)贸易由顺差变为逆差, 本币贬值加重了实际外债和赔款负担, 铜币升值造成的物价上涨加剧了中下层社会公众的贫困化。第二, 造成这种局面的主要原因是, 18 世纪后半期的银币贬值(金贵银贱)也导致了国内铜贵银贱^①, 铜钱计价的物价水平上升, 进口价低于内地物价, 出口价高于内地物价。第三, 中国的银铜复本位制没有真正的铸造比价, 两种币材金属供给弹性相差较大, 因此难以顺畅运行。

论文试图从货币制度入手解释贸易逆差问题, 是有意思的思路, 不妨深入做些探讨。我们觉得, 近代中国呈现典型的供给约束型经济特征, 总供给曲线陡峭、价格弹性弱, 可能是比较重要的影响因素。1870~1900 年, 国际银价下跌, 间接标价法的汇率下降。^②若以银币计价, 出口商品的价格不变、进口的银币价格上涨; 若以金币计价, 则出口价格下降,

^① 管汉晖论文的第六部分中说“白银相对于黄金的贬值使得进口铜钱价格上升, 由此造成白银相对于铜钱升值和以铜钱衡量的物价水平上升”, 我们觉得, “白银相对于铜钱升值”一语疑似笔误, 按市场逻辑应该是铜钱相对于白银升值。

^② 管汉晖文中多处使用“汇率贬值”一词, 我们认为这样的表述不妥。汇率是一个比率, 而描述某种比率变动方向的汉语应该用“上升”或“下降”, 而非“贬值”或“升值”。譬如, 没有人说“经济增长率”贬值、“毛入学率”升值, 通常说这两个率“上升”或“下降”, 等等。对具有某种价值尺度功能的物品价值含量变动的描述用“升值”或“贬值”, 如“人民币升值”、“学历贬值”等等。而对一般物品, 则用价格涨跌来描述, “控制房价过快上涨”、“原油期货价格下跌”等等。诚然, 现在很多人(包括一些著名学者)在很多场合都用“汇率升值”或“汇率贬值”的说法, 但仍不能改变其表述有逻辑错误这一判断。

进口价格不变。无论用哪种金属货币衡量,中国的贸易条件都恶化了。在供给约束型经济中,贸易收支与贸易条件正相关,即贵卖贱买(贸易条件改善)就能改善贸易收支、贱卖贵买(贸易条件恶化)就恶化贸易收支。出口商品和进口商品的汇率弹性都很弱,出口商品便宜了,薄利也不可能多销多少,进口商品贵了,也不会少买多少(甚至还可能由于近代化投资的增长而增加资本品进口)。回到论文中,事实上作者是在暗含的假定——“供给能力没有问题”——之下推出的结论:是银铜复本位制阻碍了中国出口的增长和对进口的价格限制,从而造成了贸易逆差。即使不考虑前提假设的分歧,我们觉得这一结论也缺乏数量依据,至少要拿出几个时点上的数据算一算(若数据完整,计算整个时段上的数据当然更好),经过银铜复本位的折算确实造成了论文推论得出的负面效应,结论方可得到经验的支持。

燕红忠(2009)用哥德史密斯的金融统计指标分析了近代中国1887、1920和1936三个时点上的金融发展状况,并与同期欧美国家的同类指标做了比较。论文的结论为,直到1936年,中国金融发展的层次和水平大体上落后主要资本主义国家半个多世纪,从这一角度观察,中国经济仍然处于近代化的起步阶段,或者说经济起飞的准备阶段。我们认为,论文的研究角度非常新颖,大概是国内学界第一次从金融结构角度审视近代中国经济,但是,论文的研究结论却缺乏令人耳目一新的进展。从哥德史密斯的研究框架来看,反映金融结构的各项统计量都是简单构造的,并无特别之处,哥氏意在用这些统计量观察到某种规律。若在此角度做研究,其必要条件是掌握丰富完整的数据数据,但恰恰是近代中国这一领域的的数据不甚完整。纵观全文,作者在资料整理和挖掘方面做得工作似嫌不足,如对金融资产数量的估算似有一定的遗漏。^①另外,论文选择了三个时点作为分析的着力点,而时点之间20多年的数据则以平均值和平均增长率的方法赋值替代,这是中国经济史研究中常用的无奈之法,同时也是最不可靠之法。若此法可行,则必须有一个重要的前提成立:整个考察期宏观经济各领域均处于平稳发展状态中。若考虑到欧美列强国内政治经济局面稳定,这一前提尚无大量反例能推翻的话,在近代中国这一前提却难说是成立的。这样一来,论文所用指标的信用度就会降低,而据此而出的结论只能是一种参考性意见。

杜恂诚(2012)以上海为着力点,研究了近代中国金融业在经济中的地位 and 金融业在促使储蓄向投资转化过程中的作用。论文认为,1935年之前,中国金融业在经济中的作用是积极的和正面的,政府直接统制金融业之后,消极的和负面的作用便日益凸显。论文用回归分析方法考察了金融资本对上海经济发展的影响,结果表明,金融资本的积极作用是显著的。论文构建的逻辑模型为:上海的经济规模是固定资产、金融资本和人口的函数。固定资产和金融资本可以视为大资本概念,人口和劳动力概念相联系,于是,这一模型颇具CD生产函数的意味,逻辑上是通达的。但在对变量赋予统计量时,则略有瑕疵。选择上海用电量作为经济规模的工具变量,这是个很好的办法,没有问题,但罗斯基估计的固定资产投资额是个流量概念,而金融资本额是个累积的存量概念,数量模型中投资变量不显著的原因大概就在这里。若能用某种方法将投资转换为固定资产存量数据,做双对数模型,也许会效果显著。另外,人口数据和劳动力数据毕竟是有差异的,若能将人口数据调整为劳动力数据,加入模型,配三元方程,则解释能力更强。一般来说,在用数量方法解释经济中的因果关系时,一元函数是不可靠的。经济中一个原因决定一个结果的事是罕见的,一个结果大都是几个主要原因决定的,即众力推一的结果。模型虽有些许遗憾,但论文只是用一元模型说明金融资本对上海经济规模的影响,而不涉及与其他因素的比较研究,谅无大碍。顺便再说一句,论文中引用的现代经济学中“储蓄等于投资”是两部门经济中的均衡条件,而在近代中国的四部门经济中,储蓄不必等于投资,储蓄也不可能等于投资。这大概是杜先生不经意的笔误,与论文有关的问题是“储蓄向投资的转化”,论文考察的也正是这个问题。

管汉晖(2007)对20世纪30年代世界经济大萧条中的中国经济与主要西方国家经济做了比较研究,结论是中国经济在大萧条中表现好于其他国家。论文认为有两个因素在当时的中国经济中起了重要作用:一个是银本位制,另一个是竞争性的银行制度。赵留彦和隋福民(2011)对美国政府的白银政策与大萧条期间中国经济之关系的研究结论与管汉晖

^① 例如,1936年时点数据对日本占领下的东北地区金融资产的统计或估计是否全面等,不一而足。

既有相同之处，也有显著不同之处。论文认为，1933 之前白银内流使得中国经济不但没有同西方国家一样陷入危机，反而轻度繁荣，是银本位制的功效。但在重新估算了这一时期的货币存量（M0 层次）、分析了银行利率、对货币量与批发价格之间关系做了数量分析之后，认为“自由银行模式”对白银外流造成的中国通货紧缩是无能为力的，中国经济在 1933 年之后西方国家复苏之后反而陷入萧条。论文的结论肯定了国民政府法币改革的积极意义，同时，论文的理论意义在于对货币数量论的检验。但是，当时的中国经济态势是供给约束型的，货币外生性成立，但推而广之是否可行呢？恰巧笔者的一篇文章也分析了这个问题。笔者（2011）通过对大萧条前后美国、英国和中国经济的考察认为，近代中国的经验表明，在供给约束型经济中，宽松的货币政策足以治理输入性的萧条。而在需求约束型经济中利用货币政策反萧条也是有效的，即货币政策这根绳子不但可以“拉车”，也可以“推车”。大萧条时期的英国经验表明，货币政策在需求约束型的萧条经济中发挥启动作用是可能的，但要必备两个方面的条件：从金融角度观察，银行系统基本安全、货币量有充分的供给弹性和证券市场正常运行；从总需求角度来看，投资需求和国外需求至少不被政策打压。对美国的分析可以看出，胡佛总统时期由于上述条件不存在，货币政策和财政政策同样无效。罗斯福总统在修复了银行业、证券业等经济机制载体的同时实施的国家干预——财政政策是政治上的唯一选择，不是经济调控手段的唯一选择。

此外，李耀华（2005）对上海近代庄票的数量分析、崔文生（2011）对近代中国 50 年货币流通速度影响因素的研究、魏忠（2008）对上海标金期货市场与伦敦白银市场之关系的研究、魏悦和魏忠（2011）对上海黄金市场效率的研究都有开辟新研究领域的意义，限于篇幅，不一一点评。

四、投资财税研究与其他专题研究评述

投资是近代中国经济发展中的重要问题，持计量经济史研究范式的学者对此也有一些研究，但和贸易、金融领域的文献相比，数量相对较少。

梁华（2003、2004）发表两篇论文，用数量分析方法论证了外国在华投资对中国总投资（中外投资合计）或国人投资有负效应或“挤出效应”。论文拟合了几个方程，大都是以外国投资解释总投资或国人投资，即外国投资是原因总投资或国人投资是结果。这样的因果关系在逻辑上是否成立，我们表示怀疑。在逻辑论证不充分的情况下，实证分析的可靠性会大大降低。例如，在 2003 年的论文中，作者计算了外国投资和总投资的相关系数为 0.998555，几乎完全相关，二者具有极强的同升同降的态势，但模型 2 却做出了“外国在华企业投资每增加 1 万元，固定资产投资总额就相应减少 8 万多元”这种强烈负相关的结论。由于论文发表时没有附数量分析所用的数据表，我们无法得知这一结论是怎么做出来的。模型 5 做出的结论更不可思议，“外国在华企业投资每流入一百万海关两，大概就有 7 倍多的利润汇出”。近代中国无论哪个行业利润率都不可能达到 700%！模型解释变量的系数应该是样本区间的均值，如果模型的样本区间是 1840~1936 年（根据论文题目猜测），在近 100 年期间怎么会平均保持这样规模的利润率水平？作者在 2004 年的论文中说，1872~1932 年，外国在华直接投资利润率大都在 5~20%之间，外资来华的目的不是获取高利润，这就造成了以子之矛陷子之盾的局面。我们认为，计量经济史研究范式中的“计量”环节虽然是其“标志性”特征，但这不过是对逻辑结论的证实手段，具有学术价值的核心部分在于逻辑推理得出的结论，研究者应该在此多下功夫。

董智勇（2009）用经典时间序列方法对近代天津外国直接投资的周期波动做了研究，分析的结论是，1860~1936 年存在着四个周期。作者认为，技术、战争、政局和国内外市场态势是周期波动的主要影响因素，几乎囊括了社会经济的主要方面，似无太强的说服力。如果论文对影响因素的分析在逻辑推理方面下些功夫，建立一个外国投资影响因素的理论函数，利用天津近代经济数据比较丰富的优势，做出相应的实证，则论文会更具学术价值。

笔者（2012）用数量分析方法对中国 1903~1936 年近代化投资的影响因素做了初步考察，结果表明，在中国资本品制造业极弱且基本依靠进口的条件下，中国近代化投资的主要影响因素为消费需求、汇率和投资惯性。消费需求、汇率和投资惯性三个变量弹性值依次为 0.46、-0.36 和 0.77，投资惯性变量仅涉及到了滞后一期的投资，这说明近代中国投

投资项目不大,平均二年之内基本上都可以投产了,不再需要后续投资。用 Beta 系数方法比较分析消费需求和汇率两个影响因素相对重要性的结论是,消费需求的重要性大于汇率。南京政府的关税政策抑制了一部分消费品的进口(郑友揆,1984),但对近代化投资的影响不显著,表明南京政府的关税政策对产业投资是有利的。

财政和税收是近代中国经济史的一个总要领域,其资料虽比许多领域都丰富,但是,近年来以计量经济史范式研究近代中国财政税收的文献非常罕见。我们只找到了赵新安(1999)的一篇论文。论文用拉弗曲线对1927~1933年中国的宏观税负水平做了研究,数量分析的结论是,十年间中国宏观税负在2~3.6%之间,远低于发展经济学家钱纳里统计的国际水平——人均年收入低于100美元国家10.6%的水平。当时的问题在于税负不公平,导致了整体税负沉重的印象。另外,由于征管制度不规范导致税收成本高,各级部门税收附加严重,造成下层民众负担沉重。论文的结论与多年来财政史的观点——名目繁多、征收苛扰、竭泽而渔——发生了较大冲突,至今未见有持传统观点的学者响应。但是,论文受到当时国民收入数据的约束,样本区间仅为10年,因此,论文的结论不宜推广开来。

除去我们大致分类的几方面研究之外,还有一些按本文的分类原则不好归类的文献,在此对代表性强的几篇论文发表一些研读心得。

李楠(2010)对中国东北铁路发展与移民问题做了研究,论文以最新的移民重力模型为理论框架,利用19世纪中叶至20世纪初期东北地区移民与铁路发展的历史资料,通过构建双重差分模型对铁路发展与移民之间的因果关系进行检验。研究发现,铁路发展对移民具有正向影响,特别是1903年以后,随着中东铁路与南满铁路的对接及其他深入东北腹地铁路网络的形成,该作用更加明显,铁路累计里程平均每增加1公里经河北陆路进入东北的移民要比同期未受铁路影响从山东经海路进入东北的移民在数量上增加13%左右。此外,在比较影响移民的各因素过程中,一个较有趣的发现是,虽然不同地区之间的边际工资率差异是导致移民的根本因素,但交通的改善同其他因素相比对移民有着更重要的作用。其原因在于,尽管预期收益等可以成为移民的主要动机,但是毕竟是预期,而交通设施的改善、交通成本的降低则是更为直接影响移民的因素。所有这些发现均表明,19世纪中叶至20世纪初世界范围大规模长距离的移民不仅是由于新旧世界人口压力和工资率差异的结果,交通技术的革新与发展也是实现这一巨大人口流动的主要因素。

代谦和别朝霞(2010)运用数理分析手段,以逻辑推理方式讨论了以蒸汽机为标志的GPTs(普通用途技术体系)为何没有推动晚清的经济增长这一宏大的问题。论文认为有两个原因造成了这种结果:其一,中国传统经济的系统机制是完全不同于由于以蒸汽机为标志的工业革命的经济环境的,中国需要时间来为这种外来的GPTs做准备。中国在传统经济下的成功是经济转型的重大阻力,这就意味着中国经济转型之路是非常曲折的。其二,晚清时期的近代化由洋务派官员主导,洋务派在冲破顽固派的阻碍推进中国近代化的同时,迅速成为新的利益集团,阻碍新技术在近代中国的进一步扩散和应用。洋务派“夺民之利、与民争利”的政策也是近代中国没有能够利用工业革命实现经济长期增长的一个重要原因。我们认为,论文在明确的和暗含的前提假设基础上,用数理分析工具推出了假说性的结论,分析技术娴熟精致,但论文所用的史实与前提假设的提炼、逻辑推理的烘托之间的关系若更直接、通路更顺畅,则会更有学术价值。同时,建议作者接下来考虑一下实证问题,以完成实证主义范式的最后一个环节,从而获得经验的支持。

张翔、张志明和王洪标(2011)通过对1895~1926年中国宏观经济资料的计量研究,考察了辛亥革命这一重大事件对中国经济发展的贡献。论文认为,从甲午战争到辛亥革命、从辛亥革命到南京政府建立的两个时期来看,辛亥革命后GDP实际增长曲线与预估GDP增长曲线有很大的改变,辛亥革命后GDP增长趋势远大于辛亥革命前。在这个数量分析结论的基础上,论文对辛亥革命之后民国政府的一系列大政方针做了详细的描述,意在解释增长趋势改变的原因。和我们对前面若干文献的看法相似,作者若能将此系列制度变迁做成虚拟变量,建立模型,做出数量判断,则论文的价值更大。

武强(2010)以1921~1937年对外贸易和物价指数为着力点,研究了上海市场的对外联系问题。论文认为,上海在发展为近代中国工商业、贸易和金融中心的过程中,获得了来自国内和国际两方面资源的支持,作者利用上海物价指数、埠际贸易额、国际贸易额、进出口价格及各大城市物价指数等统计资料,用相关分析工具做了数量分析。论文的结论

是,对上海发展影响更重要的是国内因素而非国际因素。论文不仅在相关分析工作上做得精致,而且对变量间相关机理的分析也很到位。若作者能将统计规律上升到逻辑规律层面,则论文的价值更大。

五、总结与展望

(一) 总结

1. 文献数量和研究者结构

本文论及的中国近代计量经济史文献虽不是全部,但笔者自信涵盖了主要的文献,遗漏者不会很多。若以本文为样本,最早的一篇文献为台湾中兴大学王良行1996年的论文,以此为起点至今不过16年。在这16年中,笔者见到的主要论文共55篇(包括本文未点评的论文),年均不足4篇,和其他研究领域横向比较,局面不是很乐观。为数不多的计量经济史范式论文发表的时间分布很不均匀,近5年发表的论文有35篇,占总量之比近三分之二,纵向比较说明近年来有强劲的发展势头。

从研究者数量来看,按论文前两位署名者计约35人。据笔者所知,这35人中现在明确不做研究(从事其他工作)和不做该领域研究者至少5人。仅发表一篇论文者是否会继续在该领域内从事研究有很大的或然性,我们按50%的概率算,又减员5人。这样一算,大概就是25人左右。研究者人数虽少,但年龄结构比较乐观:40后1人(上海财经大学杜恂诚教授)、50后1人(南开大学王玉茹教授)、笔者(广东外语外贸大学)接近50后(1960年出生)、其余研究者都是40岁左右或30多岁,整体上比较年轻。

2. 研究层面与研究质量

16年来,中国近代计量经济史研究多在宏观经济层面进行。具体说来,研究成果涉及到了宏观经济运行、国际贸易、货币经济、投资、财政税收等几个方面。既涉及了经济史学界多年研究的领域,也开辟了新的研究领域。(1)在宏观经济运行方面,计量经济史研究者在既有文献的基础上补足了50年的GDP、居民消费和M1三个时间序列数据,这是中国近代经济史“基础设施”建设工作中的重要环节。同时,计量经济学研究者所做的总供求态势研究、经济增长影响因素研究、经济周期研究、中外经济周期的关系研究、经济货币化研究和经济商品化研究等,虽研究结论有待进一步完善,但在中国近代经济史研究领域堪称开创性研究工作。(2)在国际贸易方面,计量经济史研究者在进出口变量右侧做研究——影响进出口的因素——的同时,也在进出口变量的左侧——被进出口变量影响的因素——做了许多研究。进一步地,在国际贸易理论研究层面上也有进展:对贸易条件的深入研究为其界定了适用条件——供给约束型经济,需求约束型经济中不宜用此考虑国际贸易绩效;对鸦片战争前后的数据检验结果表明,近代中国的进出口基本上符合比较优势学说的逻辑。(3)在货币经济方面,计量经济史范式的文献研究了近代中国的货币需求函数、货币流通速度的影响因素等货币经济运行中的基础问题;考察了近代中国的货币供给机制,提出了“不可控外生性”理论概念;研究了银铜复本位之下的双重汇率和贸易收支问题、金融结构问题、金融在经济中的地位、世界经济大萧条期间中国经济与白银流动问题,对货币数量论及货币政策有效性问题做了历史检验。(4)在投资、财税等方面,也有开拓性研究,但成果较少。

纵观16年来的中国近代计量经济史研究文献,总体来说,在解释经济运行逻辑方面所做的研究是比较深入的。文献除了对某些具体经济现象的内在逻辑做出经济学意义上的解释之外,更为可贵的是,能够对某些理论做出验证、补充和修正,这是计量经济史文献具有较高质量的重要体现。但是,正如笔者前面对文献的评述中所说,这些研究在不同程度上还是存在问题的。具体的问题笔者已在文中发表了拙见,但探究具有共性之弱项的根源(包括笔者的论文在内),仍在于计量经济史研究范式的素养不足。一般来说,计量经济史研究者的学术素养应包括经济学、历史学和计量经济学三方面。笔者的学习体会是:历史学是不存在“技术门坎”的,它提供研究对象和研究素材;计量经济学的数学“门坎”也并非无法逾越,它提供分析手段;经济学理论博大精深,它对研究者提供逻辑框架。于是,笔者所说的“素养不足”并非像来自传统经济史研究者的批评那样——历史学素养不足,而主要是经济学的素养不足,即对经济学逻辑的掌握不够深入。经济学理论是二三百

年来数代经济学家对不同历史时期市场经济规律的重要发现和精致的阐释，且不断补充修正，一部经济学说史道出了后人突破前人理论的切入点——对经济环境变化后前提的抽象——和逻辑推理技术、实证技术的创新历程。经济学理论素养决定着计量经济史学者的学术境界，可驱使计量经济史研究者去挖掘历史资料和提高数量分析水平。

（二）展望

乐观地看，近5年中国近代计量经济史学术研究势头很好，且研究者大都年轻、后劲很足。年龄结构表明，如果其他条件不恶化，在今后10~20年里中国近代计量经济史研究领域可能会有更多更好的研究成果问世。加之中国近代计量经济史研究起步晚，学术空白或准空白领域较多，可令研究者一展身手。

不乐观的情况是，从为数不多的研究者的分布情况来看，基本上是各守一方，比较分散。除广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心集中了5名研究者（笔者、陈昭、郝雁、崔文生、袁欣、魏悦）之外，其他研究者分散于南开大学、北京大学、上海财经大学、中国社会科学院、山西大学、山东大学、河南大学、武汉大学、复旦大学、天津师范大学、上海金融学院、安徽大学、广西师范大学、江西财经大学等高校和科研院所，大都身单影孤未能形成团队，也难以得到所在单位的资源资助，基本上是自身的偏好在支撑着研究工作。国内各个博士点和硕士点简介上偶尔见到的“新经济史”或“计量经济史”研究方向大多是为了好看而“凑数”，真正招收和培养计量经济史专业学生者寥寥无几，后来者难以为继。同时，现有的研究者相互之间的学术交流和观点交锋机会很少，各扫书斋门前雪，不利于学术发展。

参考文献：

- 1.陈昭：《中国内生货币供给理论函数与计量检验（1927~1935）》，《中国经济史研究》2007年第1期。
- 2.陈昭、刘巍：《经济一体化亚种：近代中国经济周期的从属性》，《财经研究》2009年第5期。
- 3.陈昭、刘巍：《对1887~1909年中国狭义货币供应量M1的估计》，《中国经济史研究》2011年第3期。
- 4.崔文生：《近代中国货币流通速度考察（1887~1936）》，《广东外语外贸大学学报》2011年第2期。
- 5.崔文生：《近代中国50年消费资料估计（1887~1936）》，《广东外语外贸大学学报》2012年第2期。
- 6.代谦、别朝霞：《蒸汽机为什么没有推动晚晴的经济增长——基于外生技术冲击与利益集团阻碍的探讨》，《财经研究》2010年6月。
- 7.杜恂诚：《金融业在近代中国的地位》，《上海财经大学学报》2012年第1期。
- 8.杜恂诚、李晋：《中国经济史“GDP”研究之误区》，《学术月刊》2011年第10期。
- 9.董智勇：《中国近代对外贸易结构对产业结构的影响》，《生产力研究》2008年第5期。
- 10.董智勇：《天津近代外国投资的周期波动分析》，《商场现代化》2009年5月（上旬刊）。
- 11.管汉晖：《20世纪30年代大萧条中的中国宏观经济》，《经济研究》2007年第2期。
- 12.管汉晖：《比较优势理论的有效性：基于中国历史资料的检验》，《经济研究》2007年第10期。
- 13.管汉晖：《浮动本位兑换、双重汇率与中国经济（1870~1990）》，《经济研究》2008年第8期。
- 14.郭艳茹、孙涛：《经济学家和历史学家应该互相学习什么——论新经济史学与中国传统经济史学范式冲突与协调》，《学习月刊》2008年第3期。
- 15.郝雁：《近代中国出口贸易变动趋势及其影响因素的实证分析（1870~1936）》，《中国社会经济史研究》2007年第2期。
- 16.郝雁：《近代中国进出口贸易与经济货币化分析》，《学术研究》2011年第12期。
- 17.霍俊江：《计量史学基础——理论与方法》，中国社会科学出版社1991。

- 18.李楠:《铁路发展与移民研究:来自1891~1935年中国东北的自然实验证据》,《中国人口科学》2010年第4期。
- 19.李耀华:《上海近代庄票的性质、数量与功能》,《财经研究》2005年第2期。
- 20.李一文、王仁才:《近代中国对美国贸易的贸易条件分析》,《南开经济研究》2000年第5期。
- 21.梁华:《外国在华企业投资资本形成效应实证分析(1840~1936)》,《江西社会科学》2003年第1期。
- 22.梁华:《1840~1936年外国在华直接投资挤出效应研究》,《中国经济史研究》2004年第4期。
- 23.刘佛丁、王玉茹:《关于中国近代国民收入研究的状况和展望》,《天津商学院学报》1998年第3期。
- 24.刘宏谊:《西方经济史学发展和美国新经济史学》,《世界经济文汇》1994年第1期。
- 25.刘巍:《近代中国货币需求理论函数与计量模型初探(1927~1936)》,《中国经济史研究》1999年第3期。
- 26.刘巍:《中国的货币供求与经济增长(1927~1936年)》,《中国社会经济史研究》2004年第1期。
- 27.刘巍:《对近代中国宏观经济运行的实证分析(1927~1936)——兼论中国经济史研究中的分析方法》,《中国经济史研究》2004年第3期。
- 28.刘巍:《对中国1913~1926年GDP的估算》,《中国社会经济史研究》,2008年第3期。
- 29.刘巍:《第一次世界大战期间中国GDP下降之影响因素研究》,《民国研究》2009年春季号。
- 30.刘巍:《储蓄不足与供给约束型经济态势——近代中国经济运行的基本前提研究》,《财经研究》2010年第2期。
- 31.刘巍:《近代中国经济增长影响因素初探(1913~1936)》,《中国计量经济史研究动态》2010年第3期,见:<http://www2.gdufs.edu.cn/wtoresearch/xueshuchengguo/dongtai7.pdf>。
- 32.刘巍:《不同经济态势下货币政策的有效性——大萧条时期的历史经验》,《经济学动态》2011年第2期。
- 33.刘巍:《计量经济史研究中的“上位前提假设”刍议——经济学理论框架应用条件研究》,广东外语外贸大学学报2012年第2期。
- 34.刘巍:《中国的近代化性质投资影响因素分析(1903~1936年)》,《中国计量经济史研究动态》2012年第2期,见<http://www2.gdufs.edu.cn/wtoresearch/xueshuchengguo/dongtai14.pdf>。
- 35.刘巍、陈建军:《论贸易条件与马勒条件、反倾销之间的矛盾》,《国际经贸探索》2009年第7期。
- 36.刘巍、陈昭:《大萧条中的美国中国英国与日本》,经济科学出版社2010。
- 37.刘巍、陈昭:《对近代中国50年GDP的估算(1887~1936)》,《经济研究》网站2010年10月(<http://www.erj.cn/cn/lwInfo.aspx?m=20100921113738390893&n=20101015153659860998>)
- 38.刘巍、郝雁:《一种有害的货币供给机制:不可控外生性》,《江苏社会科学》2009年第5期。
- 39.刘巍、刘丽伟:《1927~1936年中国柯布—道格拉斯生产函数初探》,《求实学刊》1998年第3期。
- 40.罗涛:《美国新经济史学的发展历程》,《经济学动态》2000年第11期。
- 41.吕萍:《浅析美国新经济史学派的产生和特点》,《白城高等师范专科学校学报》1999年第2期。
- 42.彭凯翔:《清代以来的粮价:历史学的解释与再解释》,世纪出版集团上海人民出版社2006。
- 43.秦川、曾斌:《基于海关进口额的中国近代经济波动分析》,《统计观察》2005年第3期。

44. 荣朝和、柴为群：《对福格尔关于铁路与经济增长关系理论的评论》，《北方交通大学学报》1994年第1期。
45. 隋福民：《创新与融合——美国新经济史革命及对中国的影响（1957~2004）》，天津古籍出版社2009。
46. 孙圣民：《历史计量学五十年——经济学和史学范式的冲突、融合与发展》，《中国社会科学》2009年第4期。
47. 孙涛、张蕴萍：《历史计量学：经济史学研究的进展》，《文史哲》2005年第5期。
48. 王良行：《上海贸易条件研究（1867~1931）》，《近代史研究》1996年第3期。
49. 王玉茹：《中国近代的经济增长和中长周期波动》，《经济学（季刊）》2005年第1期。
50. 魏悦、魏忠：《近代上海黄金市场效率的实证分析》，《国际经贸探索》2011年第4期。
51. 魏忠：《近代上海标金期货市场的实证分析——基于上海标金期货市场与伦敦白银市场之关系的视角》，《财经研究》2008年第10期。
52. 吴承明：《市场 近代化 经济史论》，云南大学出版社1996。
53. 武强：《民国时期上海市场的对外联系——以1921~1937年贸易和物价指数为中心的分析》，《近代史研究》2010年第9期。
54. 燕红忠：《近代中国金融发展水平研究》，《经济研究》2009年第5期。
55. 袁欣：《近代中国的贸易条件：一般趋势及其与农产品贸易的关系》，《中国农史》2008年第3期。
56. 赵凌云：《“新经济史革命”的路径、内容与借鉴》，《南开经济研究》2000年第6期。
57. 赵留彦、隋福民：《白银政策与大萧条时期的中国经济》，《中国经济史研究》2011年第4期。
58. 赵新安：《1927~1936年中国宏观经济税负的实证分析》，《南开经济研究》1999年第6期。
59. 张东刚：《总需求的变动趋势与近代中国经济发展》，高等教育出版社1997。
60. 张东刚：《政府消费支出变动与近代中国经济增长》，《社会科学辑刊》2000年第5期。
61. 张乃丽：《中国的进出口与经济商品化趋势研究（1887~1936）》，《中国计量经济史研究动态》2012年第2期。见 <http://www2.gdufs.edu.cn/wtoreserach/xueshuchengguo/dongtai14.pdf>。
62. 张翔、张志明、王洪标：《辛亥革命对近代中国经济发展贡献分析——基于1895~1926年宏观经济资料统计分析》，《赤峰学院学报》2011年第7期。
63. 郑备军：《新经济史学方法论述评》，《史学理论研究》1995年第1期。
64. 郑友揆：《中国的对外贸易与工业发展》，上海社会科学院出版社1984年。
65. 邹薇、庄子银：《新经济史述评》《经济学动态》1994年第3期。
66. 左建龙：《福格尔和诺斯：学术探索及理论和创新》，《中国社会科学院研究生院学报》1994年第4期。

The Explanation on the History of Economic Operation and the Test on Economic Theory

——The Recitation on the Contemporary Chinese Cliometrics since 1996

Liu Wei

Abstract: It has been the first time that the cliometrics literature of Modern China came up in 1996. For 16 years, the study has been on the macroeconomic level, e.g. macroeconomic operation, international trade, monetary economy, investment, fiscal policy and tax, and so on. The study refers to the field that has been reached for a long time, and also has new fields. On the whole, cliometrics literature of Modern China comes into a deep research on the logic level of economic operation. The literature gives not only the logically economic explanation on some economic phenomenon, but also, more importantly, the test, supplement and adjustment, which could be the

significance of the literature. This paper comments on the advantage of the literature, while insufficiency could also be supplied partially

Key words: Modern China cliometrics research paradigm

作者简介:

刘 巍, 男, 1960 年出生, 黑龙江哈尔滨人, 经济学博士, 广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心主任、教授, 中国数量经济学会常务理事, 中国经济史学会现代经济史专业委员会理事, 广东省经济学会常务理事、中青年委员会副秘书长, 广东省金融学会常务理事。主要研究领域: 货币经济学与计量经济史。

联系电话: 13929525214, 02036641251 (Fax)

电子邮箱: ssxx1975@mail.gdufs.edu.cn, 13929525214@139.com

通讯地址: 广州市白云大北 2 号 广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心

邮政编码: 510420

“血浓于水”：血亲关系对近代东北移民经济差异影响的考察*

(1845~1934)

李楠

内容提要：本文利用20世纪30年代中国东北地区农村调查数据，讨论了作为移民网络重要组成部分的血亲关系对移民间经济福利水平差异的影响。通过构建计量模型，实证证据表明：血亲关系对移民提高自身经济福利水平具有显著的影响，是形成移民间经济福利水平差异的主要因素；此外，还发现移民在血亲网络的作用下可以实现向上的社会（经济）流动。本研究的主要贡献不仅强调了在近代东北移民过程中移民网络特别是血亲对移民经济福利的提升所起到重要作用；同时也进一步表明了在中国传统社会中血亲关系在移民群体中所体现的经济功能。

关键词：血亲 移民网络 移民 社会流动

一、引言

移民网络或迁移网络即通过血亲、地缘、友情在迁移群体内联结起来的人际关系网络，作为影响移民活动的重要因素已被经济学、人口学家关注很久（Massey, 1990; Bauer 等, 2000; Winters 等, 2001; Woodruff 和 Zenteno, 2007 等）。但现有研究多数将考察的重点放在移民网络对移民决策行为的影响及对移民地点的选择上，^①而有关移民群体如何通过移民网络改善自身经济福利水平的研究则非常缺乏，移民网络对移民经济福利的影响依然是一个“黑箱”缺乏足够的研究和讨论。

发生在19世纪中叶至20世纪中叶的东北大移民无论从移民规模还是从持续时间都可以与同时期的爱尔兰移民和美国西进运动相提并论，是人类近代史上最大规模的移民活动之一（Gottschang, 1987; Gottschang 和 Larry, 2000）。其不仅是中国近代史上的重要历史事件，同时也对远东地区近代历史发展起到重要的影响。而在这场大规模移民运动中，移民网络特别是血亲关系一直扮演者重要的角色。一方面是深受中国传统儒家文化影响，中国人每迁移到一个新地方，总有联宗的传统，血亲、地缘成为连系中国地方基层组织的重要纽带（Davis, 1955; 钱杭, 2001）；另一方面在东北移民过程中，以家庭血缘关系为纽带的链式移民(chain migration)扮演者十分重要的角色，农户通常为了避免迁移风险先是家庭的某一成员或家族某一部分先迁入东北，当这些先遣成员在迁入地站稳脚跟后，家庭或家族的其他成员陆续迁往（范立君, 2007; Gottschang 和 Lary, 2000）。因此，对血亲关系在东北移民过程中作用的考察不仅有利于揭示移民网络对移民群体间经济福利水平差异的影响，同时也为进一步理解近代东北大移民农户迁移经济后果提供了的影响提供扎实的实证证据。

*《中国人口科学》定于2012年第4期发表本文。在此特别感谢伦敦经济学院马德斌副教授、上海交通大学历史系曹树基教授、河北大学历史系刘秋根教授、中国社会科学院袁伟鹏副研究员、河南大学经济学院彭凯翔副教授及其他参与“账册史料和社会经济史研讨会”（上海交通大学）的学者非常有价值的建议和讨论。

^①有关移民网络对移民决策行为的研究参见 Bauer 等（2005），Carrington 等（1996），Chau（1997），Epstein（2008），Winters 等（2001），Mckenzie 和 Rapoport（2007）；而有关移民网络对移民定居地点的选择参见 Mckenzie 和 Rapoport（2010）。在这两类研究中移民网络都被假定为可以降低移民的迁移成本的重要决定因素，但有关移民网络对移民群体定居后的社会经济福利变化则缺乏讨论。

血亲关系对移民经济福利水平产生影响主要通过两个管道实现（Fafchamps 和 Minten, 2002）：第一条管道是血亲关系可以通过家庭之间的联合生产活动，改变生产要素的相对比例价格实现对生产要素（比如土地、劳动力等）投入数量的影响，最终实现家族整体总收益的增加；第二条管道是血亲关系可以产生正的外部性，降低拥有血亲网络农户的交易费用从而提高生产效率，比如在租佃和信贷市场，血亲关系可以增加农户之间的信任，降低地租或信贷违约的风险。因此，我们相信血亲关系对移民农户经济身份和财产数量具有正向的影响。

为讨论血亲关系对东北移民经济社会福利的影响，本文采用 20 世纪 30 年代伪满洲国国务院事业部临时调查局所做的“农村实态调查”（1936a, 1936b）作为主要考察对象。该调查不仅对农户一般经济生产活动进行调查（如农户家庭情况、农业生产、租佃关系、土地利用、信贷市场等），同时也对这些农户的移民史及村内亲属关系进行了描述。这些信息可以说明我们对血亲关系与移民的经济福利水平建立起联系，并且可以通过构建计量模型对两者进行系统的回归分析。最终我们发现：血亲关系在提高移民经济福利水平过程中扮演着重要的角色，拥有血亲关系的农户在经济身份和财产数量上比没有血亲关系的农户拥有更多的优势，可以获得更高的经济身份和较多的土地、房屋、牲口等财产；与此同时拥有血亲网络的移民也可以凭借血亲网络的优势，可以通过血亲关系提高自己移民前后的经济身份，获得向上的社会（经济）流动性。

本文组织结构如下：第二部分主要对东北移民的历史背景及血亲关系在移民过程中的主要作用进行介绍；而在第三部分，联接血亲关系与移民经济福利水平的理论模型和假说被提出；用来检验假说的数据、模型设定及实证策略在第四部分被介绍，而实证结果在第五部分被给出；第六部分是基于移民网络对移民社会福利所起的作用，血亲关系对移民的社会（经济）流动性的影响进行考察；最后是本文的结论。

二、历史背景：东北移民与血亲网络

1、近代史上的东北移民：“闯关东”

尽管东北地区是中国古代文化发源地之一，^①但由于纬度较高、气候寒冷，不适合农业生产，自古以来人烟稀少。此外，清初，清政府为了防止关内汉人进入东北地区实行了封禁政策。因此在十九世纪中期之前，东北地区一直处于荒芜状态。^②截至 19 世纪初，东北地区总人口约 250 万人。^③

东北地区的开放始于 19 世纪中期。开放的主要原因在于第二次鸦片战争（1856-1860）以后，中国东北地区面临着前所未有的边疆危机。一是在第二次鸦片战争中，在清政府被迫签订的《天津条约》和《北京条约》中，将牛庄（今营口）作为通商口岸被迫开放，造成东北地区门户向西方列强打开；^④二是沙皇俄国利用战争时机从东北地区掠夺 100 万平方公里的土地。^⑤列强势力进入东北地区的事实，使清政府感到移民实边的必要性和紧迫性。因此为缓解边疆危机，同时增加税收用于支付战争赔款，清政府开始修改东北地区的封禁政策，允许关内农民移民东北，从此揭开了近代东北地区开发和东北大移民（即“闯关东”）的序幕（孔经纬，1986）。

^①早在石器时代东北地区就有人类活动的迹象，而且至今依然保存众多石器时代的文化遗址，如内蒙古赤峰地区的红山文化、吉林市江北土城子文化均是东北地区石器时代的典型文化代表（参见，张光直，1999）。

^②东北地区的封禁始于明代崇德年间（1636-1643），主要将明代辽东边墙的东段与鸭绿江之间，设置一条空旷地带，作为封禁区域，防止朝鲜人进入禁区采猎定居。而到了顺治年间（1644-1661），清政府又沿明代辽东边墙修建柳条边，防止内地汉人进入边外（参见曹树基，1997）。

^③根据《嘉庆大清一统志》记载。

^④牛庄位于辽河下游与渤海入海口处，地理位置优越，全年仅有 4 个月的结冰期，使用舟船可以顺辽河而上进入东北腹地（Back of Chosen, 1820）。因此，牛庄地理位置突出，如果开放牛庄西方列强可以轻易向东北内陆地区渗透。

^⑤在战争期间的中俄《璦琿条约》中，俄国要求中国割让黑龙江以北、外兴安岭以南近 60 万平方公里的土地，并且将乌苏里江以东 40 万平方公里土地中俄共管。在战后的《中俄北京条约》中，俄国正式吞并乌苏里江以东 40 万平方公里的土地。

东北地区之所以可以吸引大规模的移民不仅在于东北地区的开禁提供了生存机会，而且其他的移民决定因素也起到了重要的作用。这些决定因素可以根据 Harris 等 (1970)、Sjaastad(1962)、Todaro(1969)等发展起来的新古典移民决定理论大致概括为迁出地的推力和迁入地的拉力两部分。其中迁出地的推力为：一是在华北地区巨大的人口压力下形成的人地比例失调成为华北农民迁往东北谋生的主要动因。17 世纪以来，中国经历了一个人口生育高峰期，人口从万历时期（1587 年）的 1.5 亿人上升到乾隆时期（1794 年）的 3.1 亿人 (Ho, 1959)。而此时华北耕地数量增长较为缓慢，致使人均土地面积迅速下降，人均土地从明初的 15 亩下降到清末的 3.1 亩（徐浩，1999）。大量剩余农村劳动力分散在有限的土地上，出现了 Huang (1985)所说的“内卷化”现象。二是华北地区自然灾害与社会动荡的结果。华北地区（特别是河南、河北、山东三省）历来是自然灾害频发的地区。除规模较大的旱涝灾害（如光绪年间华北大旱灾）外，^①仅在 1912 至 1934 年间三省累计超过 2 千个县次遭受自然灾害的袭击，平均每年有 20 个县受到自然灾害的影响（夏明方，2000）。此外，由于华北地区地理位置特殊，属兵家必争之地，近代中国大部分战争（如义和团运动、民国时期军阀混战等）都在该地区展开，这些战争及匪患都使华北农民的财产和生产数据受到了直接或者间接的破坏（Myers,1970）。而作为迁入地的拉力则主要有：首先，东北地区作为后开发地域存在较多荒地，可以吸纳较多华北农村剩余劳动力。另外，东北地区近代工业的发展和豆类国际贸易的兴起也给迁移东北的华北农民带来了提高自身经济身份和经济福利的机会（Eckstein, 1974；Kung 和 Li, 2011；Suleski, 1978；雷慧儿，1981）。^②其次，东北地区近代铁路的发展为移民提供了便利的交通条件，降低了迁移成本，促进了移民的流动性（Gottschang 和 Lary, 2000；范立君，2007；李楠，2010）。^③

正是在这些移民决定因素的作用下，最终形成了大规模的人口迁徙。根据相关学者（如，曹树基，1997，2000）研究估计，清军入关时辽东人口不超过 30 万人，即使到 1850 年，东北地区的总人口也不足 300 万人。但此后的数年间，东北地区人口持续增长，截至 20 世纪 40 年代末，总人口超过 4 千万。在这些新增人口中仅有三分之一是自然增长，其余部分都是移民新增人口(Eckstein, 1974)。因此，有学者认为，东北地区以每年近 50 万人的移民规模超过了同时期的欧洲“爱尔兰大移民”和美国“西进运动”，成为 20 世纪早期世界历史上规模最大的移民运动之一（Gottschang, 1987；Gottschang 和 Lary, 2000）。

2、移民中的血亲网络

在中国，血亲关系不仅是维系乡村社会的重要纽带，同时也是影响乡村社会个人经济社会行为的重要决定因素。这些行为不仅对人口生育行为产生影响，同时也对家庭内部和家族的其他方面产生作用，如婚姻、教育、经济再生产等（Campbell 和 Lee, 2003, 2008；Lee 和 Wang, 1999）。人们对这些行为的选择往往不仅是个人行为，同时也是由血亲网络所决定。在近代东北地区发生的这场大移民中，血亲网络也依然起着十分重要的作用。在东北移民中，华北迁出地同东北迁入地之间的社会联系是非常重要的。如果移民新到一地，举目无亲，则很难生根发展。比如陈翰生（1990）在分析东北移民山东籍移民占多数时指出，这一现象的原因是因为山东难民到东北大多数有同乡或者亲友投靠，而与之相对的是河南籍移民，由于他们在东北地区没有同乡或亲友，所以迁移非常困难必须依靠政府组织才可以。因此，链式移民（chain migration）在东北移民过程中扮演重要角色（Gottschang 和 Lary, 2000；路遇，1987）。这种移民方式主要是一个家庭或家族的一部分先移民到东北，当在迁入地建立好生活基础后，家庭或家族其他成员再逐渐迁移，最终完成家庭或家族的整体迁移。正如日本学者田中忠夫（1932）所述，“今日东三省各地地名，如郑家屯、范家屯、唐家屯等，多冠以姓氏，为部落之名，足为家族的集团移民遗迹的实

^① 光绪年间华北大旱灾又称“丁戊奇荒”，受灾面积之大，死亡人数之多是历史上少有的几次大规模的自然灾害。有关灾害情况及人口死亡情况参见何汉威（1980）与曹树基（2000）的相关研究。

^② 有关东北地区近代化工业发展参见 Eckstein（1974），Suleski（1978）的研究，而关于大豆贸易对东北经济社会的影响则参见 Kung 和 Li（2011）及雷慧儿（1981）的研究。

^③ 东北地区的铁路修建始于 19 世纪末并在 20 世纪初东北地区铁路网络基本形成。截至 1935 年，东北地区铁路里程累计增加到 7635 公里，成为当时中国铁路里程最长的地区之一（Ginsburg, 1949；马里千等，1983）。铁路发展的一个直接后果是改变了原来华北农民主要通过海路进入的东北的情况，更多的农民可以通过陆路进入东北内陆地区。

证”。这种迁移模式不仅强化了东北地区移民的集聚效应，同时也为定居后的农户如何利用血亲网络关系获得生产经营活动的比较优势，从而提升自身的经济福利水平和社会流动性打下了基础。

本文正是通过东北移民的历史经验，考察血亲网络对移民群体间的经济福利水平差异及社会流动性的影响。

三、理论模型及假说

为了有效的论证在相同要素市场环境下，血亲关系对农户经济福利水平的影响，这里通过一个新古典理论模型来刻画血亲网络对农户要素需求函数的影响，进而提出基本假说。

1. 模型

假设农业部门生产主要依靠土地(n)和劳动力(l)两种生产要素投入，且生产函数满足规模报酬不变的柯布-道格拉斯生产函数，即 $y = l^\alpha n^{1-\alpha}$ (且 $0 < \alpha < 1$)。为方便起见，这里对生产函数进行对数化处理，有 $\ln y = \alpha \ln l + (1-\alpha) \ln n$ 成立。

又假设农产品价格为 p ，则农户的收入函数为： $I = p[\alpha \ln l + (1-\alpha) \ln n]$ 。而在劳动力市场和土地市场劳动力和土地的价格分别为 w_0 和 r_0 ，由此可知农户的成本函数为：

$$c = w_0 l + r_0 n$$

由此可以得到农户的利润函数为： $P = p[\alpha \ln l + (1-\alpha) \ln n] - w_0 l - r_0 n$ 。这里要使得农户利润最大化，农户所面临的最优化问题为：

$$\begin{aligned} \max_{l, n \geq 0} & p[\alpha \ln l + (1-\alpha) \ln n] - w_0 l - r_0 n & \dots\dots (1) \\ \text{s.t.} & w_0 l + r_0 n = c \end{aligned}$$

通过一阶条件获得最大产出的最优条件为：

$$p \frac{\alpha}{l} = w_0; \quad p \frac{1-\alpha}{n} = r_0 \quad \dots\dots (2)$$

最终可以得到农户面对的劳动要素投入和土地要素投入的要素需求函数分别为：

$$l = f(w_0, c) = \alpha c / w_0 \quad \dots\dots (3)$$

$$n = f(r_0, c) = c(1-\alpha) / r_0 \quad \dots\dots (4)$$

血亲网络对移民经济福利水平的影响与社会网络资本理论相类似 (Fafchamps 和 Minten, 2002)，主要通过两条途径来实现。一是由于血亲网络的存在，具有血亲网络关系的农户可以通过联合生产的方式进行农业生产，比如将劳动力、生产数据(牲口)等进行合并使用，从而降低了生产要素的价格；二是血亲网络可以在要素市场产生正的外部性，减低交易费用降低风险，比如在土地租佃市场有移民网络的农户可以轻而易举地以较少的租金获得土地，或者在资本信贷市场上很容易获得信贷资本。因此，拥有血亲网络的农户比没有该优势的农户在生产要素价格上更加具有优势。这一点同 Bauer 等(2002)、Epstein (2008) 的等研究相一致，认为移民网络对要素价格具有负向影响，即随着移民网络的扩大，要素价格将会下降。

这里假设血亲网络用 N 表示，则相应的要素价格同血亲网络之间有 $\partial w_0 / \partial N < 0$ ， $\partial r_0 / \partial N < 0$ 成立。因此，结合式(3)、(4)中的要素需求函数，有 $\partial l / \partial N > 0$ ， $\partial n / \partial N > 0$ ，这表明随着农户血亲关系的扩大将会在要素市场上获得更多的要素需求，进一步可以获得提高自身经济福利水平和实现自身社会(经济)流动的机会。

2. 假说

根据以上理论模型的分析结果,本文提出假说为:血亲网络关系在移民生产活动中扮演者十分重要的角色,拥有血亲网络关系的农户与没有该网络关系的农户相比,在提高自身经济身份和经济福利水平方面更加具有优势,而且较容易获得向上的社会流动性和财富的增加。

四、数据、模型及实证策略

在这一部分,本研究所使用的数据数据、实证模型及策略将被介绍。

1. 数据:伪满洲国“农村实态调查”

本研究采用的资料来自20世纪30年代伪满洲国国务院事业部临时产业调查局于康德二年(1935年)至康德三年(1936年)对东北地区农村进行的“农村实态调查”(1936a, 1936b)。该调查的背景是,在九一八事变后,日本政府扶植的伪满洲国在中国东北成立。但在建国之初,连续的自然灾害对农业生产造成巨大影响。因此,伪满洲国政府为更进一步了解农村经济社会发展基本情况并为制定“满洲国经济建设纲要”提供足够的的数据,特别地针对东北地区广大农村进行一次全面的农业调查。

该调查主要分两次进行:第一次调查于康德二年(1935年)开始,历时一年,选取了北满地区16个县17个村进行调查;第二次调查则在一年之后,即1936年春季,主要选取南满地区及少数北满地区进行调查,调查范围覆盖21个县22个村。这些调查结果分别在1936年底陆续出版发行。^①为了获得全面的农村生产、生活基本情况,该调查由16张表组成,内容主要涉及农户的经济身份(如地主、自耕农、佃农、雇农)、家庭人口情况、家庭移民史、消费情况、雇佣劳动力情况、土地数量、生产工具、租佃关系、农村信贷、赋税等(调查内容见附表1)。

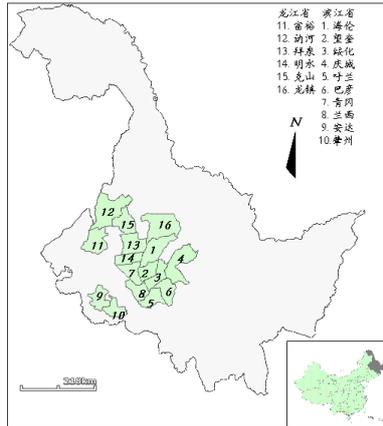
这里值得注意的是由于东北地区是近代移民主要迁入地,村内移民较多(甚至整村均为移民),因此在该调查中特别增加了农户移民史的相关内容,主要对农户的祖籍、迁入该村的时间、迁入时的经济身份、移民原因、在村内是否有血亲关系等进行了调查。这些信息恰恰可以说明我们来识别移民群体中的血亲关系对移民间经济福利水平差异的影响。由于东北地区开放次序是先南后北(范立君,2007;孔经纬,1986),而且移民历时较长,故在第二次调查资料中很多南满地区的农户已经不能回忆其祖先迁入东北的时间或经济身份,造成较多数据信息缺失。^②因此本文主要采用1935年第一次“农村实态调查”的相关数据作为考察对象,该调查的样本地理分布如图1所示。^③这些被调查的村落主要集中在齐齐哈尔和哈尔滨两大城市附近的县,离县城平均距离为21里。村内的农户均为从华北地区迁入东北地区的农民。与南满地区不同,由于北满地区工业较弱不如南满地区发达,因此被调查的农户近90%的农户从事农业生产。

图1:伪满洲国“农村实态调查”(1935年)样本分布

^① Myers (1976) 曾经对这些调查材料给予了较为全面的表述。

^② 南满地区农户平均定居时间为90年,其中最长的为350年;而北满地区农户平均定居时间为18年,而且超过60%以上的农户都是在1910年后定居在北满地区。因此,由于南满地区农户定居时间较长,对祖先的移民过程记忆有所缺失,因此导致相当一部分数据缺失。

^③ 按照伪满洲国行政区划划分,被调查的村落主要位于龙江(面积包括今天黑龙江省齐齐哈尔市)与滨江(包括今日黑龙江省哈尔滨市、大庆市、绥化市)两省。其中龙江省包括富裕、讷河、拜泉、明水、克山、龙镇;滨江省包括海伦、望奎、绥化、护栏、庆城(今庆安)、呼兰、巴彦、青冈、兰西、安达、肇州。



数据源：根据哈佛大学 CHGIS V 4.0 绘制。

2. 模型设定及变量选择

为了考察血缘网络对迁移农户经济身份和经济福利水平差异的影响，本文实证模型设定如下：

$$y_i = \alpha + \beta kinship_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad \dots\dots (5)$$

其中 y_i 为第 i 个农户的经济身份或财产情况（如拥有土地、房产等）； $kinship_i$ 为第 i 个农户在本村的血亲关系； X 为一组与农户经济身份、财产数量相关的控制变量； $\alpha, \beta, \gamma, \varepsilon$ 分别为回归系数和随机扰动项。根据前文假说，这里希望 β 符号为正且在统计上显著，其意义为作为移民网络重要组成部分的血亲关系对农户的经济身份和经济福利水平的提高具有积极作用。

本研究所采用的核心被解释变量是农户的经济身份，即地主、自耕农、佃农、雇农四个等级，按照样本提供的信息地主和自耕农的比重分别占全部农户的 17.8% 和 20.7%，而位于社会底层的佃农和雇农的比重约占整体的 60%。此外，为获得对农户经济社会福利水平更好的估计，除使用经济身份作为被解释变量外，被众多学者（如 Brandt, 1990; Kung 和 Li, 2011）所使用的与经济身份高度相关的土地财产数量也被作为农户经济福利水平的代理变量。

在解释变量方面，为度量血缘网络关系的影响，根据伪满洲国“农村实态调查”中有关农户移民史部分的描述，通过构建血缘关系的虚拟变量来识别血缘关系对农户经济福利水平的影响。其中如果该农户在本村内有血缘关系为 1，反之为 0。

最后，除血缘网络关系外，其他农户自身及村庄的经济社会变量和地理因素也会对农户经济福利水平产生影响。因此，为得到稳定的估计结果，特别是剔除缺失变量对估计结果的影响，这些变量作为控制变量在模型中被控制。其中农户特征主要包括农户在本村定居之初的经济身份、男性劳动力数量、在本村定居的时间以及根据农户自述家庭祖籍信息计算的在本村拥有同迁出地老乡的比重等；反映村庄特征的控制变量主要包括村庄人口规模、人均土地数量、村庄年龄以及每个村庄到县城的距离等。以上主要变量的统计信息在表 1 中给出。

表 1 主要变量统计描述

	观测值	均值	标准偏差	最小值	最大值
经济身份	地主：17.83%；自耕农：20.77%；佃农：27.21%；雇农：34.19%				
房产数量（单位：间）	623	2.174	6.044	0	65
大牲口数量（单位：头）	623	1.895	4.110	0	35
拥有土地数量（单位：垧）	623	12.236	27.539	0	296
是否有血缘关系（1=是）	623	0.372	0.483	0	1
同村老乡比重（%）	573	0.686	0.284	0.015	0.958
男性劳动力数量（单位：人）	623	3.868	2.983	1	35
在本村定居时间（单位：年）	623	17.311	19.583	1	90

村庄规模 (单位: 人)	623	309.601	117.199	73	523
村庄年龄 (单位: 年)	623	49.573	35.196	5	150
人均土地数量 (单位: 垧/人)	623	1.582	0.640	0.8	3.2
距离县城距离 (单位: 里)	623	20.762	7.671	8	40

数据源: 根据伪满洲国“农村实态调查”(1935年)资料计算得出。

3. 实证策略

尽管在模型中添加一系列控制变量可以达到纠正由于缺失变量导致的模型估计偏差,但是这未必意味着模型就已经完全不受缺失变量和估计误差对回归结果的影响。因此,我们希望通过以下四种途径对回归结果进行稳定性检验,以便提供更加可靠的估计结果。首先,为了进一步控制因为村庄特征差异及各村自身缺失变量对回归结果的影响,在回归方法上,带有村庄固定效应的最小二乘估计法被采用;其次,由于本研究采用的是横截面数据,样本之间存在的异质性可能会对估计结果产生偏差,因此在估计过程中调整后的标准误估计被采用;再次,为了克服度量误差对回归结果的影响,除了在基础回归中采用经济身份和土地数量作为经济社会福利水平的度量外,另外两个同经济身份、土地数量具有高度相关关系的房产数量和大牲口数量也被作为被解释变量放入模型中作为稳定性检验(相关分析见表2);最后,由于约50%的农户均是1915年之后迁入东北地区(见图3),农户在迁入时间上的差异可能会导致农户发展机会的不同从而对估计结果造成偏差,因此以1915年为界,将农户划分为1915年前迁入和1915年之后迁入两个子样本,然后分别对两个子样本进行回归分析。最终希望通过这些实证策略可以提供更加稳定和可靠的估计结果。

表2 农户经济身份与其他财产的相关分析

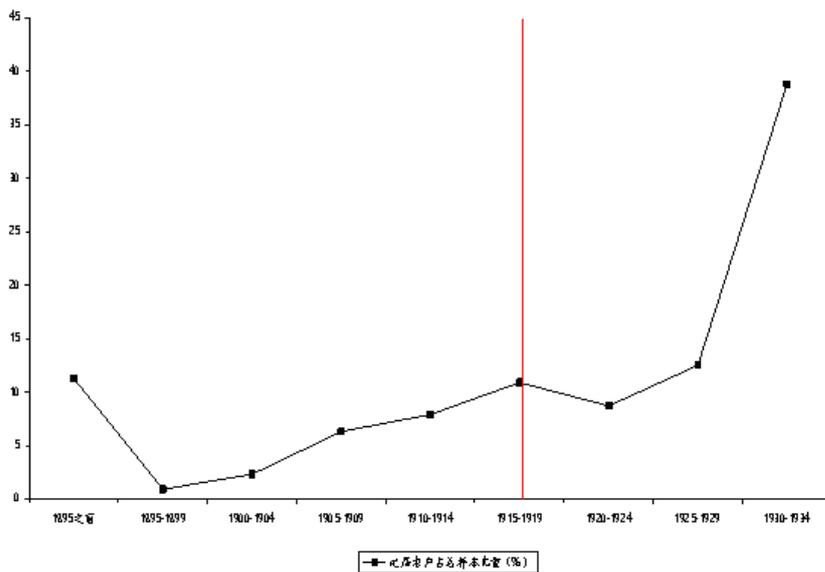
	经济身份	土地数量 (log)	房屋数量 (log)
土地数量 (log)	0.767*** (0.000)		
房屋数量 (log)	0.634*** (0.000)	0.752*** (0.000)	
大牲口数量 (log)	0.451*** (0.000)	0.557*** (0.000)	0.443*** (0.000)

注释: 经济身份包括地主、自耕农、佃农、雇农。

括号内为相关系数概率水平。

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

图3 样本农户定居时间分布



数据源: 根据附表1绘制。

五、实证结果

1. 初步回归结果

表 3 给出了血亲网络关系对迁移农户经济福利水平影响的初步回归结果。表 3 模型 1 的被解释变量为农户的经济身份（即地主、自耕农、佃农、雇农），而解释变量为血亲关系的虚拟变量（有=1）。由于被解释变量经济身份是分类定序变量，因此定序概率模型（ordinal probit model）被采用，在控制村庄固定效应并采用稳定标准误差估计后，回归结果表明血亲关系系数为正且统计上显著不为零。这一结果表明，作为移民网络主要内容的血亲关系在提高移民经济福利水平方面起着重要的作用，并且是移民间经济福利水平差异的一个重要途径。

在模型 2，被解释变量被替换为与经济身份高度相关的土地数量对数值，同样采用带有固定效应的 OLS 估计方法对血亲网络关系与代表农户经济福利水平的土地数量进行分析。估计结果表明，在本村拥有血亲关系的农户比没有血亲关系的农户更容易获得较多的土地。但由于样本中很多农户为雇农或者佃农没有属于自己的土地财产，因此在模型 2 采用固定效应 OLS 估计方法获得的估计结果可能是有偏的。因此在模型 3，Tobit 模型被用来对血亲关系同土地数量进行重新估计，回归结果依旧表明血亲网络关系对农户土地数量的获得起到至关重要的作用。

虽然在表 3 模型 1 至 3 给出了基本的回归结果，但并没有考虑农户和村庄之间差异对模型估计结果产生的影响。因此，在表 3 模型 4 至 6，农户定居之初的经济身份、男性劳动力数量、农户在本村定居的时间、村内地缘关系，以及体现村庄特征差异的村庄人口规模、人均土地数量、村庄年龄以及村庄到县城的距离等加入到模型中。新的回归结果同表 3 前三列相比系数发生了较大变化，这表明农户之间和村庄之间的差异的确对农户间的经济身份和土地数量产生了较大的影响。但需要注意的是，尽管添加这些控制变量后，血亲的回归系数发生了变化，但在统计上依然显著，这依然表明血亲关系对农户经济身份的提高和土地财产数量的增加具有重要影响。其中在迁入地拥有血亲关系的农户比没有血亲关系的农户平均多出 68% 的土地。^①

表 3 移民网络对农户经济身份和土地财产数量影响的回归结果

被解释变量	模型 1 经济身份	模型 2 土地数量 (log)	模型 3 土地数量 (log)	模型 4 经济身份	模型 5 土地数量 (log)	模型 6 土地数量 (log)
解释变量						
血亲关系 (是否有亲属: 有=1)	0.651*** (0.114)	1.179*** (0.164)	2.971*** (0.381)	0.246* (0.134)	0.445*** (0.146)	0.917*** (0.278)
控制变量						
定居时经济身份				0.991*** (0.094)	0.910*** (0.059)	1.764*** (0.123)
男性劳动力数量 (log)				0.300*** (0.098)	0.415*** (0.105)	0.840*** (0.179)
地缘关系 (村内老乡的比重%)				-0.214 (0.181)	0.088 (0.164)	0.238 (0.532)
定居在本村的时间 (log)				0.200*** (0.054)	0.248*** (0.045)	0.719*** (0.124)
村庄规模 (人/户)				-0.113 (0.337)	0.052 (0.116)	-1.301 (0.950)
人均土地 (亩/人)				0.459 (1.012)	0.124 (0.367)	3.899 (2.919)

^① 通过 OLS 固定效应估计出来的结果为 44.5%，而通过 Tobit 模型估计出来的结果为 91.7%，因此系数平均值为 68% ($[44.5\%+91.7\%]/2=68\%$)。

村庄年龄 (log)				1.072 (2.171)	-0.398 (0.332)	-1.583 (5.542)
村庄到县城距离 (log)				-1.417 (1.302)	0.680* (0.377)	-7.212** (3.665)
村庄固定效应	是	是	是	是	是	是
样本容量	544	623	623	492	538	573
Wald Chi-squared	104.39			233.65		
F-Statistics		5.67			27.58	
LR-Chi-squared			101.30			398.65
P-value	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
Pseudo R-squared	0.053	0.148	0.060	0.285	0.543	0.259

注释：1、模型 1 和 4 估计方法为带有固定效应的 ordinal probit 模型；2、模型 2 和 5 估计方法为带有固定效应的 OLS；3、模型 3 和 6 估计方法为带有固定效应的 Tobit 模型；4、村庄固定效应估计系数及常数项未给出。

括号内为调整后的稳健标准误差

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

2. 稳定性检验

为了得到最终稳定的回归结果，两个稳定性检验结果被给出。首先，另外两个与农户经济身份高度相关的财产变量，即房屋数量和大牲口的数量作为农户经济身份的代理变量作为新的被解释变量，考察度量误差对估计结果产生的影响。其次，根据农户在东北地区定居时间的分布情况，以 1915 年为分界限，将全部样本划分成两个新的子样本，分别考察血缘网络关系对不同时期定居到东北地区的农户经济福利水平差异的影响。

表 4 给出了采用新的被解释变量的估计结果。在表 4 第一列和第二列被解释变量分别为房屋数量和大牲口数量的对数值，我们采用带有固定效应 OLS 估计方法，控制住农户和村庄特征差异后，回归结果表明拥有血缘关系的农户要比没有血缘关系的农户多获得 15.6% 的房产和 17.6% 的大牲口。与表 3 估计结果类似，由于底层农户没有房屋和大牲口等财产，OLS 估计结果可能存在一定的估计偏差。因此，在表 4 最后两列给出了 Tobit 模型估计的结果。估计结果显示血缘关系的系数变大，拥有血缘关系的农户比没有血缘关系的农户房屋和牲口数量分别超出 42.2% 和 41.9%。

表 4 移民网络对农户房屋与牲畜财产影响回归结果

被解释变量	模型 1 房屋数量 (log)	模型 2 牲口数量 (log)	模型 3 房屋数量 (log)	模型 4 牲口数量 (log)
解释变量				
血缘关系 (是否有亲属：有=1)	0.156* (0.089)	0.176** (0.082)	0.422** (0.201)	0.419** (0.174)
控制变量				
定居时经济身份	0.446*** (0.038)	0.201*** (0.034)	0.577*** (0.099)	0.497*** (0.075)
男性劳动力数量 (log)	0.115* (0.065)	0.655*** (0.056)	0.486*** (0.134)	1.382*** (0.123)
定居在本村的时间 (log)	0.162*** (0.028)	0.041 (0.028)	0.317*** (0.108)	0.115* (0.070)
地缘关系 (村内老乡的比重%)	0.192* (0.112)	0.037 (0.114)	0.432 (0.352)	-0.012 (0.317)
村庄规模 (人/村)	-0.004 (0.064)	0.001 (0.052)	-0.041 (0.087)	0.519 (0.526)
村内人均土地 (亩/人)	0.153 (0.186)	0.267* (0.160)	0.277 (0.236)	-1.057 (1.609)
村庄年龄 (log)	-0.235 (0.148)	-0.207* (0.113)	-0.323* (0.188)	0.424 (3.263)

村庄到县城距离 (log)	0.175 (0.224)	0.341* (0.205)	0.267 (0.384)	2.600 (2.061)
村庄固定效应	是	是	是	是
样本容量	538	538	538	573
F-Statistics	16.67	20.10		
LR-Chi-squared			126.98	257.92
P-value	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
Pseudo R-squared	0.437	0.423	0.304	0.207

注释：1、模型 1 和 2 估计方法为带有固定效应的 OLS；2、模型 3 和 4 估计方法为 Tobit 模型；3、村庄固定效应估计系数及常数项未给出。

括号内为调整后的稳健标准误差

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

由于东北地区的开发并非是突然完全开放的，而是有计划有步骤的在清政府和国民政府的指导下通过招垦的方式逐步实现的（孔经纬，1986；范立君，2007）。因此农户在定居时间上存在较大差异。尽管模型在控制变量中已经考虑农户定居时间长短对农户经济福利水平的影响，但是为了获得更加可靠的估计结果，这里按照农户定居时间分布情况，以 1915 年为分界点，将现有样本划分为两个子样本分别进行回归。选择 1915 年作为分界点的理由主要有两个方面：一是东北地区的大规模开发开始于这一时期；二是 1915 年以后东北大豆贸易的黄金时期到来，新的经济机会可能对不同时间定居的农户产生不同的影响（Kung 和 Li, 2011；雷惠儿，1981）。回归结果在表 5 中给出。

表 5 面板 A 给出了根据 1915 年以后定居农户样本的分析结果。其中第一列给出了血亲关系同经济身份之间的关系，新回归结果与之前表 3 的结果基本一致，即拥有血亲关系的农户比没有血亲关系的农户拥有更高的经济身份。而在面板 A 的其余各列，土地、房屋、牲口等财产作为被解释变量，并且采用固定效应的 OLS 和 Tobit 模型的估计结果被给出。从中可以看到血亲系数依然为正且统计上显著。在面板 B 展示了定居年限超过 20 年（即在 1915 年以前定居）的农户的回归结果。面板 B 的估计结果同面板 A 基本类似。因此，从表 5 的估计结果最终可以使我们相信血亲关系对农户经济福利的影响不会因为移民定居时间的差异而改变，并且这一影响具有较长的持续性。

表 5 不同定居时间移民血亲关系对其经济身份及财产影响的回归结果

被解释变量	模型 1 经济身 份	模型 2 土地数 量 (log)	模型 3 房屋数 量 (log)	模型 4 牲口数 量 (log)	模型 5 土地数 量 (log)	模型 6 房屋数 量 (log)	模型 7 牲口数 量 (log)
面板 A：1915 年之后定居的农户							
<u>解释变量</u>							
血缘关系 (是否有亲属：有=1)	0.477** (0.156)	0.640*** (0.206)	0.257** (0.108)	0.242** (0.105)	1.724*** (0.628)	0.620* (0.362)	0.561** (0.235)
<u>控制变量</u> (包括农户及村庄特征的社会经济变量和村庄固定效应)							
是	是	是	是	是	是	是	是
样本容量	353	400	400	400	400	400	400
Wald Chi-squared/F-Statistics /LR Chi-squared	142.11	3.5	4.01	10.30	80.71	88.92	161.61
P-value	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
Pseudo R-squared	0.111	0.231	0.208	0.392	0.095	0.130	0.189
面板 B：1915 年之前定居的农户							
<u>解释变量</u>							
血缘关系 (是否有亲属：有=1)	0.436** (0.216)	0.963*** (0.317)	0.358* (0.200)	0.269* (0.143)	1.664*** (0.422)	0.740** (0.341)	0.595** (0.283)
<u>控制变量</u>							
是	是	是	是	是	是	是	是

(包括农户及村庄特征的社会经济变量、村庄固定效应)

样本容量	163	173	173	173	173	173	173
Wald Chi-squared/F-Statistics /LR Chi-squared	33.33	9.36	3.98	11.33	53.83	32.06	72.88
P-value	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
Pseudo R-squared	0.065	0.259	0.153	0.383	0.083	0.064	0.166

注释：1、模型 1 的估计方法为 ordinal probit 模型；2、模型 2、3 和 4 估计方法为带有固定效应的 OLS；3、模型 5、6 和 7 的估计方法为 Tobit 模型。4、控制变量主要包括定居之初的经济身份、男性劳动力数量、在本村定居时间、本村地缘关系、村庄规模、村内人均土地、村庄年龄、村庄到县城距离及农村固定效应；5、村庄固定效应估计系数及常数项未给出。

括号内为调整后的稳健标准误差

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

通过以上提供的稳定性检验使我们相信以上给出的有关血亲关系同移民农户经济身份和经济福利水平差异之间的估计结果具有一定的稳定性，估计中潜在的缺失变量和度量误差对估计结果的影响并不严重。

六、血亲、地缘对社会流动的影响

以上分析仅仅考察了作为移民网络主要内容的血亲关系对迁入农户间经济福利水平差异产生的影响，而未对血亲网络是否会对农户的迁移前后社会流动性产生影响进行分析。特别是近期学界大量有关血亲关系对社会流动性影响的论述（如，Campbell 和 Lee, 2003; Clark, 2010）使我们更加关心这一结果。^①因此，在这一部分血亲网络关系对农户迁移前后的社会（经济）流动性的影响将被讨论。

这里主要采用两种模型设定方法来识别血亲网络关系对农户社会流动的影响。首先，被解释变量为农户从定居之初到调查之时的经济身份变化，如果农户的经济身份提高则表明有向上的流动性，即 $econ=1$ ，反之为 0；因此，有概率模型：

$$\text{Pr}(econ|\text{上升}=1) = \alpha + \beta \text{kinship}_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad \dots\dots (6)$$

其次，另外一种识别血亲网络对社会流动的影响的模型设定如式（7）和（8）：

$$y_i = \alpha_i + \beta_0 econ_{i,0} + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad \dots\dots (7)$$

$$y_i = \alpha + \beta_0 econ_{i,0} + \beta_1 \text{kinship}_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad \dots\dots (8)$$

其中方程（7）和（8）中 β_0 度量的是社会流动速度，如果系数为正表明社会流动是向下的，即经济身份差异持续扩大；如果系数为负，则表明社会流动是向上的，即经济身份差异是逐渐缩小的。但在这里更关心模型（8），如果血亲网络关系作为控制变量被加入到模型（7）中（即方程（8））， β_0 变小则说明血亲网络对社会流动有缩小差异的作用；反之如果 β_0 增大，则说明血亲网络对社会流动有阻碍，扩大了农户的社会经济差异。

所有的回归结果在表 6 给出。在表 6 模型 1 和 2 给出了通过方程（6）估计的回归结果。这里采用带有村庄固定效应的 probit 模型进行估计，回归结果表明血亲对农户经济身份的提高具有显著的正向影响。并且在控制了男性劳动力、定居时间、村庄年龄、村庄规模等因素后，该结果表明拥有血亲网络的农户将比没有网络的农户实现社会向上流动的机会多 38.4%。这进一步表明了作为移民网络的血亲关系在移民过程有利于农户实现自身的经济身份向上流动。

^① Campbell 和 Lee (2003, 2008)利用中国东北地区旗人社会数据对血亲代际之间社会流动进行分析；Clark (2010) 则利用姓氏对工业革命前英国的社会流动进行了讨论。

表6模型3报告了采用方程(7)未添加血亲关系的估计结果。回归系数为0.947且统计显著。这一结果表明,农户初始经济身份对后期经济身份的有正向决定作用,即初始经济身份越高,未来的经济身份也会越高。但当在模型4(表6)控制住血亲关系时,尽管定居之初经济身份依然为正,但系数有所缩小为0.932。这一结果恰恰表明尽管血亲网络关系不能扭转初始经济身份对未来经济身份的正向决定作用,但其可以削弱初始财富水平差异对未来经济地位的决定作用。为了得到稳定的回归结果,表6模型5和6报告了将经济身份替换为土地数量的回归结果,估计结果与模型3和4相一致,初始经济身份系数从0.937(模型5)下降为0.910(模型6)。由此可见,血亲网络关系对移民农户的社会流动性产生巨大的影响,农户可以通过血亲这一移民网络实现自身的社会流动。

表6 移民网络对农户社会流动的影响

被解释变量	模型1 经济身份	模型2 经济身份	模型3 经济身份	模型4 经济身份	模型5 土地数量 (log)	模型6 土地数量 (log)
解释变量						
定居时经济身份			0.947*** (0.085)	0.932*** (0.086)	0.937*** (0.057)	0.910*** (0.059)
血缘关系 (是否有亲属:有=1)	0.630* (0.379)	0.384** (0.186)		0.261** (0.130)		0.445*** (0.146)
控制变量						
男性劳动力数量(log)		-0.210* (0.118)	0.295*** (0.093)	0.295*** (0.093)	0.416*** (0.107)	0.415*** (0.105)
定居在本村的时间(log)		-0.068 (0.093)	0.237*** (0.047)	0.207*** (0.049)	0.301*** (0.045)	0.248*** (0.045)
地缘关系 (村内老乡的比重%)		0.036 (0.338)	0.045 (0.165)	0.026 (0.166)	0.135 (0.161)	0.088 (0.164)
村庄规模(人/村)		0.282* (0.172)	-0.108*** (0.053)	-0.113** (0.053)	0.067 (0.122)	0.052 (0.116)
村内人均土地(亩/人)		-0.327 (0.440)	0.182** (0.103)	0.158 (0.104)	0.146 (0.371)	0.124 (0.367)
村庄年龄(log)		-0.043 (0.255)	-0.232*** (0.088)	-0.197** (0.090)	-0.497 (0.335)	-0.398 (0.332)
村庄到县城距离(log)		-0.446 (0.638)	0.378 (0.223)	0.508** (0.224)	0.374 (0.374)	0.680* (0.377)
村庄固定效应	是	是	是	是	是	是
样本容量	623	573	492	492	573	573
F-Statistics					25.95	27.58
Wald-Chi-squared	2.76	21.00	186.64	193.68		
P-value	<0.01	<0.01	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
Pseudo R-squared	0.047	0.135	0.263	0.266	0.532	0.543

注释:1、模型1和2为带有村庄固定效应的probit模型;2、模型3和4为带有村庄固定效应的ordinal probit模型;3、模型5和6为带有固定效应的OLS;4、村庄固定效应估计系数及常数项未给出。

括号内为调整后的稳健标准误差

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

七、结论

移民网络在有关移民问题的研究中已不是一个新的议题。然而多数研究仅仅围绕移民网络对移民行为决定或移民地点选择等问题进行讨论,而忽略了移民网络对移民群体定居后的经济福利水平差异和社会(经济)流动的影响。本文通过近代中国东北地区大移民的历史经验,不仅讨论了作为移民网络重要组成部分的血亲关系对移民群体间经济福利水平

差异及农户自身社会流动性的作用，同时也对血亲关系在近代东北移民提高自身经济福利水平中所起的作用进行考察。

本研究主要利用 20 世纪 30 年代伪满洲国政府开展的满洲国农业调查资料，通过构建计量模型，发现在东北移民中，拥有血亲网络关系的农民可以通过生产联合和降低交易费用这两个管道，在生产要素市场获得较好的进入优势，从而可以获得比不拥有血亲网络关系的农民更多的提高自身的经济身份和经济福利水平的机会，可以多获得近三分之二的土地以及三分之一的房产和大牲口。此外，本研究还发现移民在血亲网络的作用下可以实现向上的社会（经济）流动。

本研究不仅强调了移民网络特别是血亲对移民经济福利提升所起到的重要作用，同时更重要的是，通过本研究提供的实证证据进一步揭示了在中国传统社会中血亲关系不仅在移民社会中所起到的维系社会稳定影响乡村社会经济关系的作用，而且血亲关系也有较为强大的经济功能和是一条实现向上社会流动的重要途径，并且这一途径不仅在一般意义上的乡村社会成立，在移民群体中依然发挥着重要的作用。

参考文献：

- Bank of Chosen, 1920. *Economic History of Manchuria*. Seoul: Bank of Chosen.
- Bauer, Thomas, Gil S. Epstein, and Ira N. Gang. 2000. "What are Migration Networks?" *IZA, Discussion paper* No. 200.
- Bauer, Thomas, Gil S. Epstein and Ira N. Gang. 2002. "Herd Effects or Migration Network? The Location Choice of Mexican Immigrants in the U. S." *IZA, Discussion paper*, No. 551.
- Bauer, Thomas, Gil S. Epstein, and Ira N. Gang. 2005. "Enclaves, Language and the Location Choice of Immigrants." *Journal of Population Economics*, 18 (4): 649-662.
- Brandt, Loren and Barbara Sands, 1990. "Beyond Malthus and Ricardo: Economic Growth, Land Concentration, and Income Distribution in Early Twentieth- Century Rural China." *Journal of economic History*, 50 (4): 807-827.
- Campbell, Cameron and James Lee, 2003. "Social Mobility from a Kinship Perspective: Rural Liaoning, 1789-1909." *International Review of Social History*, 47: 1-26.
- Campbell, Cameron and James Lee, 2008. "Kin Networks, Marriage, and Social Mobility in Late Imperial China." *Social Science History*, 32: 175-214.
- Carrington, William J., Enrica Detragiache, and Tara Vishwanath. 1996. "Migration with Endogenous Moving Costs." *American Economic Review* 86 (4): 909-930.
- Chau, Nancy H. 1997. "The Pattern of Migration with Variable Migration Cost." *Journal of Regional Science*, 37 (1): 35-54.
- Clark, Gregory. 2010. "Regression to Mediocrity? Surnames and Social Mobility in England, 1200-2009." Working Paper, University of California, Davis.
- Davis, Kingsley. 1955. "Institutional Factors Favoring High Fertility in Underdeveloped Areas." *Eugenics Quarterly* 2: 33-39.
- Eckstein, Alexander, Kang Chao, and John Chang (1974) The Economic Development of Manchuria: The Rise of A Frontier Economy. *Journal of Economic History*. 34 (1) : 239- 260.
- Epstein, Gil S., 2008. "Herd and Network Effects in Migration Decision-Making." *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 34 (4): 567-583.
- Fafchamps, Marcel and Bart Minten. 2002. "Returns to Social Network Capital among Traders." *Oxford Economic Papers*, 54: 173-206.
- Ginsburg, Norton. 1949. "Manchuria Railway Development." *Far Eastern Quarterly*. 8 (4): 398-411.
- Gottschang, Thomas R. 1987. "Economic Change, Disasters, and Migration: The Historical Case of Manchuria." *Economic Development and Cultural Change*: 461-490.
- Gottschang, Thomas R. and Larry. 2000. *Swallows and Settlers: The Great Migration from North China to Manchuria*. Ann Arbor: The University of Michigan.
- Harris, John R. and Todaro, Michael P. 1970. "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis." *American Economic Review*. 60 (1): 126-142.

- Ho, Ping-ti, 1959. *Studies on the Population of China, 1368-1953*. Cambridge: Harvard University Press.
- Huang, Philip C. C. 1985. *The Peasant Economy and Social Change in North China*. Stanford, California: Stanford University Press.
- Kung, James Kai-sing and Nan Li. 2011. "Commercialization as Exogenous Shocks: The Effect of the Soybean Trade and Migration in Manchurian Villages, 1895-1934." *Explorations in Economic History* 48: 568-589.
- Lee, James and Feng Wang, 1999. *One Quarter of Humanity, Malthusian Mythology and Chinese Realities 1700-2000*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Massey, Douglas. 1990. "The Social and Economic Origins of Immigration." *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 510 (July): 60-72.
- McKenzie, David and Rapoport, Hillel. 2007, "Network Effects and the Dynamics of Migration and Inequality: Theory and Evidence from Mexico." *Journal of Development Economics*, 84(1): 1-24.
- McKenzie, David and Hillel Rapoport. 2010. "Self-Selection Patterns in Mexico-U.S. Migration: The Role of Migration Networks." *Review of Economics and Statistics*, 92 (4): 811-821.
- McKeown, Adam. 2004. "Global Migration, 1846-1940." *Journal of World History*. 15 (2): 155-189.
- Munshi, K. 2003. "Networks in the Modern Economy: Mexican Migrations in the US Labor Market." *Quarterly Journal of Economics*, 118 (2): 549-599.
- Myers, R. 1970. *The Chinese Peasant Economy: Agricultural Development in Hopei and ShanTung, 1890-1949*. MA: Harvard University Press, Cambridge.
- Myers, R. 1976. "Socio-economic Change in Villages of Manchuria during the Ch'ing and Republic Periods: Some Preliminary Findings." *Modern Asian Studies*, 10 (4): 591-620.
- Winters, Paul, Alain de Janvry, and Elisabeth Sadoulet. 2001. "Family and Community Networks in Mexico-U.S. Migration." *Journal of Human Resources*, 36 (1): 159-184.
- Woodruff, Christopher, and Rene M. Zenteno. 2007. "Migration Networks and Microenterprises in Mexico." *Journal of Development Economics*, 82 (2): 509-528.
- Sjaastad, Larry A. 1962. "The Costs and Returns of Human Migration." *Journal of Political Economy*. 70 (5): 80-93.
- Suleski, Ronald, 1978. "Regional Development in Manchuria: Immigration Laborers and Provincial Officials in the 1920s." *Modern China*, 4 (4): 421-422.
- Todaro, Michael P. 1969. "A Model of Labor Migration and Urban Employment for Less Development Countries." *American Economic Review*. 59 (1): 138-148.
- 曹树基, 1997: 《中国移民史》, 福州: 福建人民出版社。
- 曹树基, 2000: 《中国人口史》, 上海: 复旦大学出版社。
- 陈翰笙, 1990: "难民的东北流亡", 《中国农村经济论》第二编, 第35册, 上海: 上海书店。
- 范立君, 2007: 《近代关内移民与中国东北社会变迁》, 北京: 人民出版社。
- 葛剑雄, 曹树基, 1997: 《简明中国移民史》, 福州: 福建人民出版社。
- 何汉威, 1980: 《光绪初年(1876-1879)华北的大旱灾》, 香港: 香港中文大学出版社。
- 侯杨方, 2000: 《中国人口史》, 上海: 复旦大学出版社。
- 孔经纬, 1986: 《东北经济史》, 成都: 四川人民出版社。
- 雷惠儿, 1981: 《东北的豆货贸易, 1907-1931》, 台北: 国立台湾师范大学历史研究所。
- 李楠, 2010: "铁路发展与移民研究: 来自1891-1935年中国东北的自然实验证据", 《中国人口科学》(4): 54-66。
- 路遇, 1987: 《清代和民国山东移民东北史略》, 上海: 上海社会科学出版社。
- 马里千等, 1983. 《中国铁路建筑编年简史(1881~1981)》, 中国铁路出版社。
- 钱杭, 2001: 《血缘与地缘之间: 中国历史上的联宗与联宗组织》, 上海: 上海社会科学院出版社。
- 田中忠夫, 1932: "国民革命与农村问题"(下卷), 北平: 村治月刊。
- 伪满洲国国务院事业部临时产业调查局. 1936a. "农业实态调查"(1935), 长春: 康德图书印刷所。

伪满洲国国务院事业部临时产业调查局. 1936b. “农业实态调查”（1936），长春：康德图书印刷所。

夏明方，2000：《民国时期自然灾害与乡村社会》，北京：中华书局。

徐浩，1999：“清代河北农村人口和土地状况的考察”，《清史研究》（2）。

张光直，1999：《中国考古学论文集》，北京：生活、读书、新知三联书店。

附录：

附表 1：伪满洲国《农村实态调查》内容

编号	内容	编号	内容
表 1	农家概况表	表 9	雇工工资表
表 2	家族关系、移民史	表 10	租佃关系表
表 3	家庭人口统计表	表 11	农户赋税负担统计表
表 4	农家被雇佣劳动统计表	表 12	各种农作物播种面积和产量表
表 5	雇佣劳动表	表 13	主要农产品收入和处置表
表 6	土地关系表	表 14	农产品销售表
表 7	家庭所有建筑物及大件农具表	表 15	生活费及现金支出统计表
表 8	家畜统计表	表 16	信贷关系表

附表 2：农户定居满洲时间分布

年份	定居户数（单位：户）	占有农户比重（%）
1895 之前	71	11.3
1895-1899	6	0.9
1900-1904	15	2.3
1905-1909	40	6.3
1910-1914	50	7.9
1915-1919	69	10.9
1920-1924	55	8.7
1925-1929	79	12.5
1930-1934	245	38.8
合计	630	100

'Blood is Thicker than Water': The Effect of Kinship Network on the Difference in Welfare among Migrants in North-East China (1845-1934)

Nan Li

Abstract: Using a unique survey on actual village in the 1930s, this paper discusses the effect of kinship network as one of important component of migration network on the difference in welfare among migrants in North-east China. By constructing series econometric models, our finding is that: kinship network has significantly positive association with the welfare of migrants and it is an important reason to lead to the difference in economic status or welfare among migrants. In addition, our estimates also indicate that kinship network could lead to be upward social mobility for migrants with it. The contribution of this study not only emphasizes the role of kinship network in Northeast migration in the modern China, but also

provides the confirmed evidence to reveal the economic function of kinship network in traditional society.

Keywords: Kinship, migration network, migration, social mobility

作者简介:

李楠, 1983 年出生, 黑龙江哈尔滨人, 香港科技大学经济学博士, 上海财经大学经济学院经济史学系副教授。研究领域: 经济增长与发展, 计量经济史。

通讯地址: 中国. 上海 武川路 111 号, 经济学院大楼 517 室;

电话: +86-21-6590-3485;

电子邮箱: sosclinan@gmail.com

大萧条发生之前美国总需求结构变动研究^①

张 昱

内容提要：通过对美国大萧条前10年总需求结构的统计分析和与英法两国同期资料的比较，本文认为，实际收入与批发价格指数相关系数达到-0.2左右，实际收入与M1收入流通速度相关系数达到-0.2左右，可以构成美国大萧条的内需预警；实际收入指数与外需率的相关系数为-0.6左右，实际收入指数与外贸依存度的相关系数为-0.5左右，可以构成外需预警。二者必须在一个时段内同时出现，目前没有证据认为内需低迷或外需低迷可以单独视为大萧条的预警。

关键词：美国大萧条 批发价格指数 货币流通速度 外需率 外贸依存度

自大萧条发生以来，学界就一直没有停止过研究。目前的文献大多集中在大萧条的成因和政策评价方面，凯恩斯主义者和货币主义者的研究各有侧重。1936年凯恩斯本人的研究最为著名，《通论》（凯恩斯，2004版）对大萧条的解释可归结为“有效需求不足”，决定因素在于投资需求不足。特敏（Temin，1976）的研究认为，仅仅投资需求不足尚未必造成如此规模的萧条，经验证明，投资、消费和出口同时出现负增长才能导致大萧条。当然，总需求整体性不足应有重要原因。罗默（Romer，1990）认为，股票市场的崩溃导致了系列国内支出冲击，系列冲击是产生大萧条的决定因素。1963年弗里德曼和施瓦茨（2009版）提出了典型的货币主义研究结论，即大萧条是货币供给紧缩引起的，其传递机制为 $M_s \downarrow \rightarrow$ 银行破产 \rightarrow 进一步的 $M_s \downarrow \rightarrow$ 大萧条。伯南克（Bernanke，1983）的研究用“信用中介成本”概念进一步阐释了弗里德曼和施瓦茨提出的货币冲击对实体经济的影响方式。现任美联储主席伯南克为官之前是研究大萧条的著名学者之一，他认为，“解释大萧条是经济学的圣杯”。^②时至今日，虽然学界研究有了巨大进展，但也不能说对大萧条中的教训和经验都完全领悟了。本文无意参与大萧条成因和政策评价等领域的讨论，仅力图在前辈经济学家研究结论的指引下，就大萧条发生前总需求发生的某些变化做些数量指标方面的考虑，试图总结出某种可作为萧条前兆的数量关系。在人文社科领域的其他学科里，“经验”大都以案例或故事的形式出现的，而经济学的“经验”则是通过数据反映出来的，数据是经验的最终结果，我们力图通过结果还原经济史的逻辑。

一、大萧条之前美国的内需变化趋势

据刘巍和陈昭（2010）的研究，美国从1919年起进入了需求约束型经济时代，英国则更早，至少在维多利亚时代中期就进入了需求约束型经济时代，大萧条之前日本和中国尚处于供给约束型经济时代。在现有的文献中，尚不见对同时期其他国家的总供求态势研究。因此，本文从有效需求不足引发的过剩危机应该发生在需求约束型经济体这一逻辑出发，对美国十年来的相关资料做一简单的统计分析。

表1 美国宏观经济资料

年份	国民收入 (当年价格 \$10 亿)	实际收入指数 (1929年 =100)	批发价格指数 (1929年=100)	M1 (\$10亿)	M1收入流通 速度
1919	69.864	72.50	145.3	31.01	2.252951
1920	75.707	68.88	162.6	34.80	2.175488

^①本文是教育部重大项目《国际金融危机后全球需求结构变化研究》（项目编号：11JZD021）的子项目《需求结构演变与经济危机发生的机理：1929年以来的经济危机的逻辑框架与数量分析》（编号：11JZD021-1）的中期研究成果。

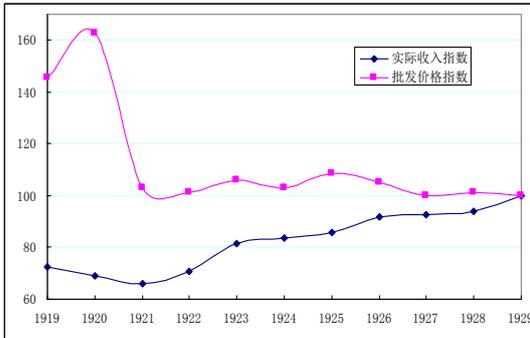
^②伯南克著，宋芳秀、寇文红等译：《大萧条》，东北财经大学出版社2007年版，正文第3页。

1921	61.793	65.96	102.9	32.85	1.881065
1922	62.996	70.71	101.4	33.72	1.868209
1923	74.095	81.34	105.8	36.60	2.024454
1924	75.235	83.67	102.9	38.58	1.950104
1925	78.602	85.64	108.6	42.05	1.869251
1926	84.556	91.70	105.0	43.68	1.935806
1927	83.104	92.60	100.0	44.73	1.857903
1928	84.980	94.03	101.4	46.42	1.830677
1929	90.320	100.00	100.0	46.60	1.938197

数据源：M1、名义收入和实际收入指数见弗里德曼、施瓦茨：《美国和英国的货币趋势》，中国金融出版社 1991 年版，第 144~146 页；批发价格指数见米切尔：《帕尔格雷夫世界历史统计：美洲卷》，经济科学出版社 2002 年版，第 716~717 页；M1 收入流通速度根据本表相关数据计算。

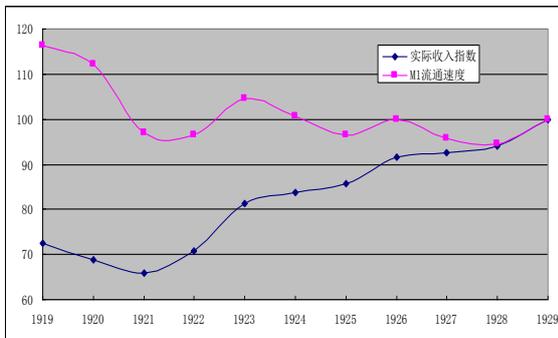
从表 1 所列的资料观察，1919~1929 年，美国实际 GNP 增长了近 38%、M1 存量增长 50% 以上，而批发价格却一路下滑，与此同时，M1 的收入流通速度也呈下滑趋势。1929 年的批发价格指数是 1919 年的 68.8%，即降幅超过 30%。1929 年的货币流通速度是 1919 年的 86%，即下降了 14%（见图 1 和图 2）。价格下跌、货币流量遭货币流通速度掣肘，都反映了总需求一端存在着问题。

图 1 美国收入指数与批发价格指数



数据源：表 1.

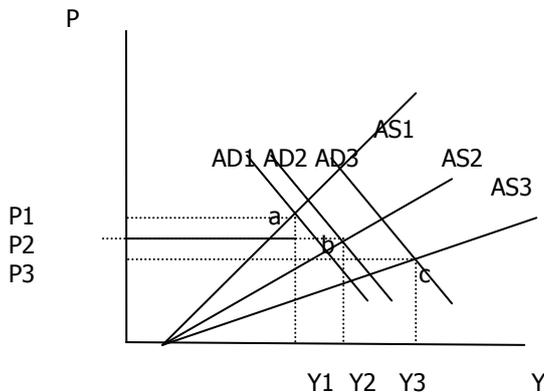
图 2 美国收入指数与 M1 流通速度指数



数据源：表 1.

在需求约束型经济中，潜在的总供给覆盖总需求是没有问题的，但产出究竟能够实现多少，最终取决于总需求，即总供给总是被动地适应总需求。在一段不算短的时段内，在不断降价（总需求增长乏力）的趋势下，总供给仍能保持增长，供给、价格和需求三者的关系在很大程度上可能如图 3 所示。

图 3 不断降价的经济增长



从图 3 观察，无论总供给曲线初始位置如何，如果固定不变，在需求的拉动下，必然是价格和产量同时上升的。产量增长，价格下降的可能性有两种：

第一，总供给曲线初始位置是 AS1，总需求初始位置是 AD1，两条曲线相交于 a 点，产量是 Y1，价格是 P1。为了吸引需求，供给方降价，总供给曲线的斜度变得平缓至 AS2，诱使总需求曲线上升至 AD2，两条新的供求曲线相交于 b 点，产量上升至 Y2，价格下降至 P2。同理，总供给曲线位于 AS3 时，可有更高的产出 Y3 和更低的价格 P3。

第二，总需求曲线固定在任何一个位置上——比如 AD1——不向上移动，只要总供给曲线的斜度不断放缓，就会有产出增长和价格下降的现象同时发生。

在上述两种情况中，无论总需求的情况如何，都必须有总供给曲线斜度放缓（或平行下移）才会发生，也就是说供给方必须降价。供给方降价的途径有二，或压低成本、或减少利润。后者的可能性不大，股市对此反应非常灵敏，若果真如此恐怕不等到 1929 年就会崩盘了。如果是前者，可能性在于技术进步（包括管理）、原材料降价、工资降低和利率降低。

从美国的数据看，以 1955 年制造业中的周货币工资水平为 100 的话，1919 年的指数为 28.9，1929 则上升到了 32.7，呈现缓升态势。以 1909 年农业中的工资水平为 100，1919 年的指数是 194.9，1929 年则是 189.7，略有下降。^①从利率角度观察，无论长期利率还是短期利率，都不见有明显的下降趋势。^②一战之后美国的技术进步确实是有目共睹的，技术进步不断使产品价格下降。以福特汽车为例，到 1925 年 10 月 31 日，福特的流水线实现了每 10 秒就有一辆汽车下线的生产速度，达到了当时技术进步的顶峰。流水线生产首先在汽车工业中得到应用，技术进步不仅使汽车产量大增，而且使其成本大降。福特的 T 型车从 1908 年推出时价格就打破了当时 1500 美元的底价，仅以 950 美元销售，到 1929 年仅售 290 美元。从 1900 年到 1929 年，美国的汽车年产量从 4000 辆增长到 480 万辆。^③看来，应该是技术进步给了美国企业以较大的降价空间，导致总供给曲线的斜度不断放缓。

第一次世界大战之后，由于发生了规模化生产的技术进步，美国工人小时劳动生产率已经提高了 40% 以上。既然产量迅速增长，消费者的购买力显然也需要相应提高，也就是说，要增加工资。但在 20 世纪 20 年代，工人的收入并没有随着生产力的提高而相应增加。1929 年，据布鲁金斯研究所的经济学家计算，一个家庭如果想取得最低限度的生活必需品，每年需要 2000 美元的收入才行，但当年美国家庭 60% 以上的进款是达不到这个数字的。^④技术进步导致了越来越严重的分配不公，致使消费需求增长缓慢，投资需求越来越成为宏观经济运行达到均衡状态的关键因素，而批发价格指数逐年下跌说明了投资需求和消费需求一起低迷。从图 3 分析，很可能是 AD 曲线的位置不变，仅仅依靠技术进步的力量压迫着 AS 曲线的斜度变缓。可以想象，当一波技术进步曲终谢幕，成本不再下降时，经济衰退的规模就会非常可怕。

反映总需求乏力的指标还有 M1 收入流通速度，这个数据也就是市场主体支出的频率，当这一频率下降时，等量的 M1 存量就不会发挥同样的流量功能。在 M1 存量增长时，若流通速度下降，就会在一定程度上抵销货币政策的效力。货币流通速度与货币存量的乘积等于货币流量，也就是总需求。于是，持续下降的货币流通速度是削弱总需求的重要因素。一般地，货币流通速度受预期的影响较大，市场主体预期价格还会下降或可能会失业时，自然就会推迟购买，致使货币流通速度下降。在货币化进程基本完成后，货币流通速度的下降说明投资和消费都处于疲态。

美国的柯立芝繁荣走过了整个 20 年代，总需求乏力，经济增长已经走到了阶段性的尽头了。此时，一旦有风吹草动，股市中的资金最先撤退，因为上市公司的报表定期披露，业绩随批发价格下降已经令先知先觉者忧心忡忡了——随时准备清仓兑现。这种“风吹草动”若导致股市崩盘，储蓄向投资转化的枢纽将会瘫痪；若导致银行倒闭，货币政策将会失去发力的载体；那么，大级别的萧条必然降临。胡佛总统上任后，提高利率打压股市，其力度大大超过市场所担心的“风吹草动”，从 1929 年末的暴跌开始，股市崩盘和银行倒闭终于降临美国了。

^①米切尔：《帕尔格雷夫世界历史统计：美洲卷》，经济科学出版社 2002 年版，第 134、139 页。

^②弗里德曼、施瓦茨：《美国和英国的货币趋势》，中国金融出版社 1991 年版，第 153~154 页。

^③Leuchtenberg, William E., *The Perils of Prosperity, 1914-1932*, The University of Chicago Press, 1958. p.158.

^④威廉·曼彻斯特：《大萧条与罗斯福新政》，海南出版社 2009 年版，第 36 页。

从美国大萧条之前的经验来看,从柯立芝繁荣开始到胡佛总统打压股市为止的约10年间,经济增速达到了38%,而批发价格指数降幅超过30%,M1收入流通速度下降14%。经计算,实际收入与批发价格指数相关系数达到-0.19,实际收入与M1收入流通速度相关系数也达到-0.19。这种国内需求和供给长期严重“背离”的局面在美国进入需求约束型经济以来是第一次出现,至今也是唯一一次。

二、大萧条之前美国的外需变化趋势

与美国内需不旺的同时,美国十年来的外需变化趋势也不令人乐观。从表2数据观察,按当年价格算,美国的出口下降了35%左右。考虑到美国十年来的价格跌势,我们做了几个比率,用以考察外需与总需求(总供给)的关系。由于分子分母都是当年价格的,所以就自然剔除了价格变动因素。美国的外需率(出口依存度)是大幅下降的,内需漏出率(进口依存度)基本稳定。二者相加得出的外贸依存度在十年内大幅下降,经常项目收支总体上呈下滑趋势(即使剔除批发价格下降的因素,实际下滑趋势也是比较显著的)。这对内需不畅的美国经济来说,形势是比较严峻的。

表2 美国的贸易和外贸依存度

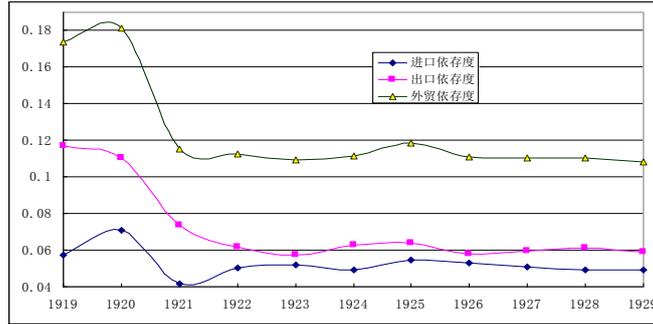
年份	经常项目收支 (当年价格\$10亿)	进口额(当 年价格\$10 亿)	出口额(当 年价格\$10 亿)	进口依存度 (内需漏出 率)	出口依存度 (外需率)	外贸 依存度
1919	3.824	3.993	8.159	0.057154	0.116784	0.173938
1920	2.844	5.366	8.342	0.070879	0.110188	0.181066
1921	1.631	2.572	4.537	0.041623	0.073423	0.115045
1922	0.645	3.184	3.895	0.050543	0.061829	0.112372
1923	0.277	3.866	4.239	0.052176	0.057210	0.109387
1924	0.987	3.684	4.701	0.048967	0.062484	0.111451
1925	0.684	4.292	5.009	0.054604	0.063726	0.118330
1926	0.445	4.501	4.901	0.053231	0.057962	0.111193
1927	0.716	4.240	4.944	0.051020	0.059492	0.110512
1928	1.012	4.159	5.215	0.048941	0.061367	0.110308
1929	0.771	4.463	5.324	0.049413	0.058946	0.108359

数据源:米切尔:《帕尔格雷夫世界历史统计:美洲卷》,经济科学出版社2002年版,第819页、第442页。几个贸易依存度数据根据表1和本表相关资料计算。

为清晰起见,我们将美国十年中的几个外需指标走势作图,其下滑趋势非常明显,见图4。美国的外需率从1920年起急剧下降,1923年达到十年中的最低点。此后,外需率略有回升,但振幅很小。十年来,美国的外需率下降了近50%,用表1和表2所列资料计算,十年来美国的实际收入指数与外需率的相关系数为-0.61,外需率与经济增长背离的态势比较显著。由于内需漏出率降幅不大,所以,外贸依存度与外需率的走势大致相同,十年来下降了近40%。经计算,外贸依存度与实际收入指数的相关系数为-0.55。

如果单独考察一国的出口依存度和外贸依存度,其趋势的升降未必一定是好事或坏事。但是,如果结合美国内需日渐走低的发展趋势来分析外需率的下降,则势必说明美国经济增长面临着巨大的威胁,投资所受的压力日渐增大,价格下跌的累积效应必定会形成进一步下跌的心理预期,从而使企业家信心支撑投资的难度越来越大。

图4 美国外贸与国民收入的比例



数据源：表 2.

同时期英国的相关资料见表 3，外需率和外贸依存度的变化都不是很大。经计算，英国的实际收入指数与外需率的相关系数为-0.31，英国外贸依存度与实际收入指数的相关系数为-0.04。

表 3 英国的实际收入与外贸依存度

年份	实际收入指数 (1929年=100)	出口依存度 (外需率)	外贸依存度
1919	89.19	0.171055	0.519161
1920	82.12	0.254921	0.624307
1921	75.09	0.165451	0.421040
1922	77.97	0.193913	0.464045
1923	80.98	0.216544	0.525974
1924	84.78	0.217841	0.565135
1925	90.67	0.195251	0.528921
1926	87.20	0.174273	0.505471
1927	95.18	0.178007	0.483806
1928	96.44	0.181181	0.480480
1929	100.00	0.176642	0.472498

数据源：名义收入和实际收入指数见弗里德曼、施瓦茨：《美国和英国的货币趋势》，中国金融出版社 1991 年版，第 153~154 页；进出口数据见米切尔：《帕尔格雷夫世界历史统计：欧洲卷》，经济科学出版社 2002 年版，第 614 页。

同时期法国的相关资料见表 4，外需率变化不大，外贸依存度下降了 28%。经计算，法国的实际收入指数与外需率的相关系数为 0.35，外贸依存度与实际收入指数的相关系数为-0.21。

表 4 法国的实际收入与外贸依存度

年份	实际收入指数 (1929年=100)	出口依存度	外贸依存度
1920	64.8	0.153355	0.437923
1921	62.1	0.147851	0.318001
1922	73.3	0.137365	0.293338
1923	77.2	0.163351	0.337244
1924	86.8	0.194990	0.379828
1925	87.2	0.184537	0.362379
1926	89.5	0.184324	0.368402
1927	87.6	0.180374	0.354591
1928	93.7	0.155508	0.317254
1929	100.0	0.144732	0.312794

数据源：米切尔：《帕尔格雷夫世界历史统计：欧洲卷》，经济科学出版社 2002 年版，第 959 页、第 994 页、第 611 页。

从定性角度看，英国的外需率和外贸依存度走势与实际收入走势也是背离的，但从定量角度看，背离的程度远低于美国。法国的外需率与实际收入正向弱相关，没有发生背离，外贸依存度与实际收入的背离程度也是远低于美国的。

美国出口的问题究竟出在哪儿？从表5的资料来看，十年来，在主要出口商品中呈现以下特点：

第一，农产品出口衰退非常严重。最大宗的美棉出口从1919年到1929年的跌幅为32%，肉类出口同期跌幅超过了88%，小麦出口同期跌幅超过70%，烟叶出口同期跌幅近44%。考虑到批发价格下降的因素，实际出口物量的跌幅要小一些，但这一降幅也是前所未有的。

第二，钢铁和煤炭等资源类产品衰退幅度仅次于农产品。钢铁出口同期降幅超过了56%，煤炭出口同期降幅轻微，约为15%。

第三，和美国的技术进步有关，机器、摩托车和石油产品的出口都是增长的。机器出口同期增长近67%，摩托车出口同期增长247%，石油产品出口同期增长近50%。到1929年，三项工业制成品的出口额在主要出口产品中占据了大宗出口的地位，但仍未超过棉出口额。

表5 美国主要出口商品额 当年价格\$10亿

年份	机器	摩托车	石油产品	烟叶	小麦	棉	肉类	煤	钢铁
1919	0.362	0.156	0.377	0.260	0.650	1.137	0.698	0.126	0.450
1920	0.588	0.303	0.593	0.245	0.821	1.136	0.279	0.360	0.498
1921	0.408	0.084	0.401	0.205	0.551	0.534	0.157	0.171	0.236
1922	0.234	0.103	0.346	0.146	0.292	0.673	0.140	0.096	0.136
1923	0.281	0.171	0.367	0.152	0.205	0.807	0.154	0.166	0.167
1924	0.310	0.210	0.444	0.163	0.328	0.951	0.121	0.116	0.150
1925	0.366	0.318	0.474	0.153	0.234	1.060	0.127	0.107	0.144
1926	0.398	0.320	0.555	0.137	0.285	0.814	0.107	0.204	0.174
1927	0.433	0.389	0.487	0.139	0.325	0.826	0.071	0.110	0.161
1928	0.491	0.502	0.527	0.154	0.194	0.920	0.068	0.100	0.180
1929	0.604	0.541	0.562	0.146	0.192	0.771	0.079	0.106	0.200

数据来源：米切尔：《帕尔格雷夫世界历史统计：美洲卷》，经济科学出版社2002年版，第523页。

综上所述，十年来美国的外需不仅在总需求中所占比例呈下降趋势，而且，外需结构也发生了重大变化。在需求约束型经济态势下，强大的总供给对总需求如饥似渴，而在经济持续增长条件下发生的外需率下降则表明美国内需的压力日益增加。由于美国当时的收入分配存在着巨大问题，抑制了消费需求的快速增长，所以，实现均衡的重任势必落到投资需求的肩上。外需结构的变化表明，农产品在主要出口产品中的地位不再重要，而工业制成品，尤其是机器设备类产品的出口地位日益突出，美国成了工业强国。

三、简单的结论

1. 实际收入与批发价格指数相关系数达到-0.2左右，实际收入与M1收入流通速度相关系数达到-0.2左右，可以构成美国大级别经济萧条的内需预警。

从柯立芝繁荣开始到胡佛总统打压股市为止的约10年间，美国的国内需求持续低于总供给。由于总需求和总供给在事后观察是一个相等的数值，我们只能通过其他数据指针予以证实。首先，价格是由总供求共同决定的，在市场经济条件下，价格这一市场信号及时准确地反映了总供求的力量对比态势。十年来，美国的批发价格指数持续下降，降幅超过30%，反映了美国总需求的弱势状态。十年来，实际收入与批发价格指数相关系数为-0.19，这在美国经济史上是空前绝后的。其次，从内需的载体——货币流量——角度观察，M1收入流通速度也是称下降趋势的，十年来下降14%，实际收入与M1收入流通速度相关系数达到-0.19。货币流通速度下降，在一定程度上反映了市场对价格和利润率的预期看低，同时，也能在较大程度上抵消宽松货币政策的政策效果。

2. 实际收入指数与外需率的相关系数为-0.60左右，实际收入指数与外贸依存度的相关系数为-0.50左右，可以构成美国大级别经济萧条的外需预警。

美国的外需率在十年间持续下降，总降幅近50%，外贸依存度与外需率的走势大致相同，十年来下降了近40%。实际收入指数与外需率的相关系数为-0.61，实际收入指数与外贸依存度的相关系数为-0.55，这是罕见的现象。而且，同时期欧洲其他发达国家也没有出现这

种状况。外需率猛降，反过来会给气喘吁吁的内需不断增加负担，经济增长进程中隐藏着程度较大的疲态。

3.在一个不算短的时段中经济增长与内需和外需同现持续的背离状态，预示着经济增长正在临近尾声，目前尚无证据认为内需低迷或外需低迷可以单独作为大萧条的预警信号。

由于世界经济一体化在本世纪初已现端倪，总需求不再完全是一国之内的因素决定的，所以，内外需同时与经济增长严重背离方可视为预警信号。查阅历史文献，内外需同时预警只有在1919~1929年的美国出现过，别的国家均未有类似记录。此后直至今天，美国和其他国家都没有出现过，但不能保证今后就不会出现，就像不能保证大萧条今后不会出现一样。诚然，本文只是从统计学角度提出了这一现象，而数据背后的逻辑分析是初步的，今后将对此做深入讨论。

参考文献：

- [1]弗里德曼，施瓦茨着.巴曙松等译.2009.美国货币史（1967~1960）[M].北京：北京大学出版社。
- [2]凯恩斯着.魏埏译.2004.就业利息和货币通论[M].西安：陕西人民出版社。
- [3]刘巍，陈昭.2010.大萧条中的美国中国英国与日本[M].北京：经济科学出版社。
- [4]Bernanke, Ben(1983): *Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression*, *American Economics Review*, June 1983.
- [5]Romer, Christina D. (1990): *The Great Crash and the On-set of the Great Depression*, *Quarterly Journal of Economics*, August 1990.
- [6]Temin, Peter (1976), *Did Monetary Forces Cause the Great Depression?* New York: W. W. Norton, 1976.

The Study on the Alteration of AD Structure of US before Great Depression

Zhang Yu

Abstract: By the comparison between the statistic analysis on US AD structure ten years before Great Depression and that on British and French counterpart at the same period, the paper claimed that correlation coefficient between real income index and wholesale price index was up to about -0.2, while correlation coefficient between real income index and M1 money velocity was about -0.2, which could be considered as the warning of domestic demand before US Great Depression. Moreover, correlation coefficient between real income index and overseas market demand ratio reached about -0.6, while correlation coefficient between real income index and foreign trade dependence degree reached about -0.5, which could be understood as warning of overseas market demand. Both had to be shown at the same time, however, no evidence could be thought to the warning for Great Depression only by downturn of domestic demand or only by downturn of overseas market demand.

Key words: US Great Depression wholesale price index money velocity overseas market demand ratio foreign trade dependence degree

作者简介：

张昱，女，湖南株洲人，1971年出生，管理学博士，经济学教授，广东外语外贸大学广州国际商贸中心重点研究基地主任。主要研究领域：国际贸易、美国经济。

联系电话：13922256242

电子邮箱：wendy71@126.com

外需不足、拉动内需与经济泡沫^①

——对1985~1991年日本经济的统计分析与逻辑判断

张乃丽 刘 巍

内容提要：统计分析表明，20世纪80年代以来日本的投资是经济增长的主要影响因素，有效的投资增长主要取决于出口。在广场协议之后外需受阻的背景下，政府实施凯恩斯主义的拉动内需政策，希望通过拉升内需以替代衰退的外需，这无疑错开了药方。以乘数原理为例，其重要前提是经济中以投资需求为主的内需不足，且投资的主要影响因素是金融变量——货币量或利率，这与日本的投资函数严重不符，较前大增的货币量必另寻出路。同时，日本实行的“利率市场化”促使金融机构将大量的货币引向了股市和楼市，造成了有经济增长华丽外表的泡沫。

关键词：日本 泡沫 内需 外需 凯恩斯主义

自“广场协议”以来，日本经济泡沫逐步显现，成为学界关注的焦点问题之一。众多学者对日本经济泡沫形成的机理做了研究，文献较多，且研究角度各有侧重。陆敬华（1994）认为，持续的超低利率是日本泡沫经济产生的主要原因。三木谷良一（1998）认为，央行采取过度和缓的货币政策、民间金融机构过度的信用供给和海外游资的涌入，是发生泡沫经济比较重要的条件。谢芳（1999）认为，大量过剩资本的冲击、货币政策不当和金融管制放松是促成经济泡沫的重要原因。张见和刘力臻（2010）用构建加入汇率的理性泡沫模型的分析方法，得出了“日元升值是泡沫经济形成和扩大的重要原因”的结论。鹿朋（2008）认为，日本产业升级的失败导致日本失去了产业投资管道，大量资金最终必然流向房地产和股票市场，从而造成泡沫经济。从政策上溯理论源头，一些学者对凯恩斯主义理论对日本宏观经济调控的有效性进行了研究。陈子雷（2008）认为，凯恩斯主义并非医治危机的灵丹妙药。张季风（2009）认为，战后日本实行了三次较大规模的凯恩斯主义政策，实践证明，凯恩斯主义在一定程度上能够刺激经济复苏，但与新自由主义一样有利有弊。

本文拟从日本宏观经济运行的基本数量关系入手，对经济泡沫形成过程中的一些问题做一初步的统计分析和大略的逻辑判断，就教于学界大家。

一、广场协议前后的日本总需求结构分析

陈昭（2012）的一个研究指出，日本从20世纪50年代起进入了需求约束型经济态势，经济增长发动机角色总需求来担任。这里，我们亦从总需求入手，分析一下20世纪80年代以来日本总需求的变动情况。表1和表2给出了日本1980~2003年总需求结构数据，利用这些数据，我们先来构造几个统计量，从而观察日本总需求发展轨迹。

表1 日本总需求结构数据 单位：10亿日元（当年价格）

年份	总需求	民间消费	政府消费	资本形成	净出口
1980	240969.2	132031.7	32649.2	78507.4	-2219.1
1981	259034.0	140341.9	35198.3	81574.5	1919.3

^①本文是教育部重大项目《国际金融危机后全球需求结构变化研究》（项目编号：11JZD021）的子项目《需求结构演变与经济危机发生的机理：1929年以来的经济危机的逻辑框架与数量分析》（编号：11JZD021-1）的中期研究成果。

1982	271887.8	150509.4	37460.4	82068.6	1849.3
1983	282803.3	158437.2	39800.5	79698.4	4867.2
1984	300940.8	166831.0	41744.5	84329.3	8036.1
1985	323541.2	176574.8	43642.5	92284.4	11039.4
1986	338674.0	183872.0	45738.3	95782.9	13280.9
1987	352530.0	192546.6	47923.6	101498.8	10561.1
1988	379250.4	203442.9	50138.8	117429.5	8239.2
1889	408534.7	217987.2	53149.1	131161.2	6237.1
1990	440124.8	234271.9	56889.5	144790.3	4173.2
1991	468234.4	247563.4	60871.6	152252.4	7547.0
1992	480492.1	258052.3	64249.3	147792.9	10397.6
1993	484233.8	264149.0	67014.1	142305.2	10765.5
1994	490005.2	272646.4	69509.7	137966.1	9883.0
1995	496922.2	276844.0	72789.1	140331.3	6957.7
1996	509983.9	283432.7	75491.4	148521.0	2538.8
1997	520939.1	288788.2	77093.9	149299.5	5757.5
1998	514595.2	288209.5	78581.9	138359.8	9444.0
1999	507224.1	286604.5	80842.5	131884.6	7892.4
2000	511462.3	285750.1	84019.4	134377.3	7315.5
2001	505847.1	285965.5	86418.5	130288.9	3174.2
2002	497896.8	284153.5	88002.6	119328.9	6411.9
2003	497485.0	282702.1	87956.8	118850.6	7975.5

数据源：（财）日本统计学会：《新编日本长期统计总览》（光盘，监制：总务省统计局），第一卷，第3章。

表 2 日本进出口资料

年份	出口 (当年价格 10 亿日元)	进口 (当年价格 10 亿日元)	出口物量指数	进口物量指数
1980	29382.472	31995.325	100.00	100.00
1981	33468.985	31464.146	110.57	97.63
1982	34432.501	32656.303	108.15	97.03
1983	34909.269	30014.784	117.62	98.52
1984	40325.294	32321.127	136.34	108.90
1985	41955.659	31084.935	142.29	109.50
1986	35289.714	21550.717	141.40	119.88
1987	33315.191	21736.913	141.85	130.86
1988	33939.183	24006.320	149.12	152.82
1889	37822.535	28978.573	154.85	164.69
1990	41456.940	33855.208	163.44	174.18
1991	42359.893	31900.154	167.62	181.31
1992	43012.281	29527.419	170.26	180.42
1993	40202.449	26826.357	167.18	188.13
1994	40497.553	28104.327	170.04	213.35
1995	41530.895	31548.754	176.65	240.06
1996	44731.311	37993.421	178.63	253.41

1997	50937.992	40956.183	199.78	257.67
1998	50645.004	36653.647	197.14	243.92
1999	47547.556	35268.008	201.32	267.36
2000	51654.198	40938.423	220.26	296.74
2001	48979.244	42415.533	199.34	290.80
2002	52108.956	42227.506	215.20	296.74
2003	54548.350	44362.023	249.78	340.06

数据源：（财）日本统计学会：《新编日本长期统计总览》（光盘，监制：总务省统计局），第三卷，第18章。

用表1和表2的资料，我们构造了5个统计量（见表3）：

1. 内需率 = $\frac{\text{内需}}{\text{总需求}} = \frac{\text{居民消费} + \text{政府消费} + \text{总投资}}{\text{总需求}}$ ；
2. 内需国产化率 = $\frac{\text{内需的国内产品}}{\text{总需求}} = \frac{\text{居民消费} + \text{政府消费} + \text{总投资} - \text{进口}}{\text{总需求}}$ ；
3. 内需溢出率 = $\frac{\text{进口}}{\text{总需求}}$ ；
4. 外需率 = $\frac{\text{出口}}{\text{总需求}}$ ；
5. 经济国际化率（外贸依存度） = $\frac{\text{出口} + \text{进口}}{\text{总需求}}$ 。

表3 日本宏观经济中的几个比例关系 %

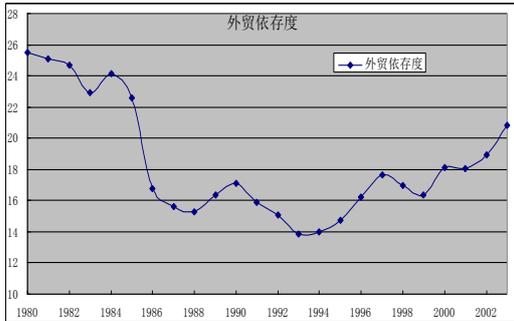
年份	内需率	内需国产化率	内需溢出率	外需率	外贸依存度
1980	100.9209	87.64314	13.27776	12.19346	25.47122
1981	99.25906	87.11234	12.14672	12.92031	25.06704
1982	99.31979	87.30885	12.01095	12.66423	24.67518
1983	98.27894	87.66563	10.61331	12.34401	22.95732
1984	97.32970	86.58968	10.74003	13.39974	24.13977
1985	96.58792	86.98019	9.607721	12.96764	22.57536
1986	96.07858	89.71532	6.363263	10.41997	16.78323
1987	97.00423	90.83825	6.165975	9.450315	15.61629
1988	97.82751	91.49757	6.329939	8.949017	15.27896
1989	98.47328	91.37998	7.093296	9.258097	16.35139
1990	99.05183	91.35965	7.692183	9.419360	17.11154
1991	98.38820	91.57534	6.812860	9.046728	15.85959
1992	97.83605	91.69081	6.145246	8.951715	15.09696
1993	97.77679	92.23683	5.539960	8.302280	13.84224
1994	97.98309	92.24757	5.735516	8.264720	14.00024
1995	98.59982	92.25099	6.348832	8.357625	14.70646
1996	99.50217	92.05225	7.449926	8.771122	16.22105
1997	98.89478	91.03279	7.861990	9.778110	17.64010
1998	98.16477	91.04196	7.122812	9.841717	16.96453
1999	98.44398	91.49084	6.953141	9.374072	16.32721
2000	98.56969	90.56549	8.004191	10.09932	18.10351
2001	99.37250	90.98745	8.385050	9.682618	18.06767
2002	98.71222	90.23104	8.481177	10.46581	18.94699
2003	98.39684	88.50374	9.893089	10.96482	20.85791

数据源：表1和表2。

我们对这几个统计量的变化趋势逐一做出观察和讨论，以期得出有数量依据的结论。从图1上可以看到，日本的外贸依存度在1985年之前一直在22~25%左右，从“广场协议”之后便急剧下降，跌落至20%之下，20世纪90年代中期甚至在15%之下徘徊，直到2003年方向上越过20%线，但仍未达到1985年的水平。

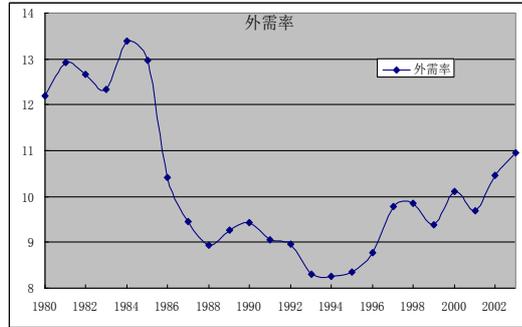
我们将进口和出口变量拆开观察，即分别讨论“外需率”和“内需漏出率”。从图2可以看出，日本的外需率也是从“广场协议”之后开始陡然跌落的，然后就长期徘徊在10%以下，虽有几个小波段的起伏，但始终未能超过10%一线。直到2000年之后，日本的外需率才有上升趋势，2003年也远未达到1985年的水平。结合表6的GDP环比指数观察，外需对于日本经济来说是比较重要的，除去经济泡沫时期外，外需率低迷时，经济增长率也是地位徘徊的。

图1 日本的外贸依存度



数据源：表3。

图2 日本的外需率

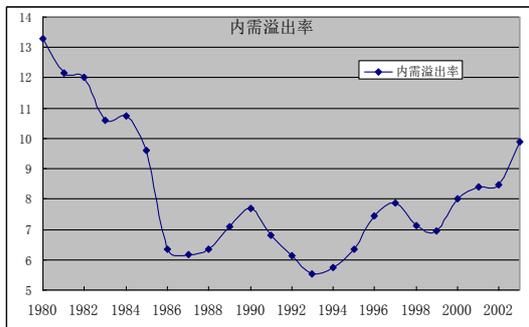


数据源：表3。

从图3观察，日本的进口需求在总需求中所占的比例在“广场协议”之前就开始下降了，“广场协议”之后更为显著。我们的猜测是，由于20世纪70年代发生了两次石油危机，1美元一桶石油的时代一去不复返了，日本又是石油进口大国，所以，不得不努力节约能源，单位产出的能耗降低，导致进口需求占总需求的比重从80年代初就开始有显著下降。1986年以后日元大幅升值，在国际市场上日元购买力大幅提高，按照常理，进口率不该显著下降，个中另有缘由。此处暂且存疑，容后再做分析。

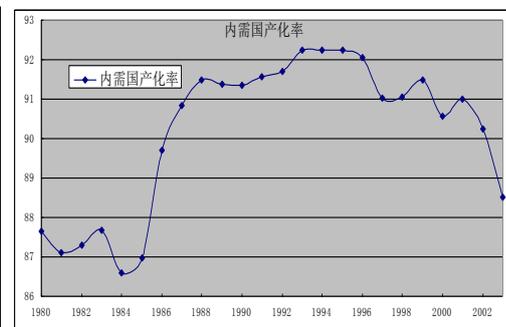
接下来我们在观察日本的内需国产化率，即日本的国内需求中购买本国产品的比例。这个统计量和前面的内需漏出率相加，等于内需率。从这个统计量的变化轨迹（图4）上看，1980~1985年内需的国产化率较低，1986年之后日元大幅升值，内需的国产化率却大幅提高了，这和前面讨论过的疑问是一致的。日本发生经济泡沫期间，内需国产化率较高，但不是最高。1991年房地产泡沫破裂后的几年里内需国产化率达到峰值，结合GDP环比指数来看，这一时期也是日本经济最为艰难的时期。1998~1999年日本经济出现了负增长，在此前后，内需的国产化率出现了下降趋势。数据显示了个中缘由：虽然经济低迷，但一些资源类产品进口需求刚性较为显著，总需求增减的幅度小于进口增减幅度，致使内需的国产化率下降。

图3 日本的内需漏出率



数据源：表3。

图4 日本的内需国产化率



数据源：表3、表5。

统计描述结果显示，在大多数情况下，日本经济增长与外需之间的关系是相当紧密的，只是经济泡沫时期有些例外。我们用相关分析方法对这一印象做些初步分析，尝试厘清日本经济内需和外需的重要联系路径。

1.投资与出口之间的关系。从表4的资料来看,日本在1980~2003年时段里,消费率相当稳定,均值是0.55。泡沫经济时期,收入增长消费率仅微微下降,经济泡沫破裂后,即使是在1998~1999经济负增长期间,为不使生活水平下降,消费率不过有些许提升而已。日本经济处于发达国家的前列,消费在高水平上达到了稳定状态,加之人口老龄化时代来临,在无重大意外时,消费需求大起大落的可能性几乎不存在。

表4 日本的平均消费倾向

年份	平均消费倾向	年份	平均消费倾向
1980	0.547919	1992	0.537058
1981	0.541790	1993	0.545499
1982	0.553572	1994	0.556415
1983	0.560238	1995	0.557117
1984	0.554365	1996	0.555768
1985	0.545757	1997	0.554361
1986	0.542917	1998	0.560070
1987	0.546185	1999	0.565045
1988	0.536434	2000	0.558692
1989	0.533583	2001	0.565320
1990	0.532285	2002	0.570708
1991	0.528717	2003	0.568263

数据源:表1.

综上所述,在消费达到高水平稳定的前提下,日本国内投资应该是国外对日本产品的需求拉动的。出口需求拉动国内企业投资需求,投资影响经济增长。因此,日本经济增长态势如何,出口需求应该是至关重要的因素。经计算,实际投资指数与出口物量指数之间的相关系数为0.8065。按这一思路,我们拟合了数量模型,用以说明投资与出口的关系。^①

$$\ln I = 2.55 + 0.23 \ln EX + [ar(1) = 1.17] + [ar(3) = -0.29] \quad (1)$$

(2.10) (2.07) (10.01) (-2.78)

$$R^2 = 0.96 \quad DW = 1.70 \quad F = 128.75$$

式(1)中, I 表示投资, EX 表示出口。该式至少可以说明,出口是拉动投资重要影响因素之一。

2.投资与进口之间的关系。我们的感受是,日本“两头在外”的格局显著,即进口原料出口产品,日本俨然是个大株式会社。因此,当出口受阻时,投资也会受阻,国内对原材料的需求也就会随之出现下降。这样一来,出口、投资、进口就应该有较为显著的同升同降的正相关关系。经计算,日本的实际投资指数与进口物量指数之间的相关系数为0.8155。按这一思路,我们拟合了数量模型,用以说明投资与进口的关系。^②

$$\ln IM = 2.07 \ln I + [ar(1) = 1.44] + [ar(2) = -0.54] \quad (2)$$

(46.61) (7.28) (-2.56)

$$R^2 = 0.79 \quad DW = 2.10 \quad F = 34.62$$

式(2)中, IM 表示进口,其他符号意义同前。该式至少可以说明,投资是拉动进口重要因素之一。这样一来,我们就可以解释日元升值但日本的进口率下降的原因了:“广场协议”造成了日元持续升值,打击了日本的出口,^③失去了出口的推动后,日本的投资增长受阻,于是,进口随之增速放缓或负增长。因此,在日元升值时,统计现象上就表现为外需率和内需漏出率同时下降。

^①投资数据见表5第5列,出口资料见表2第3列。由于本文的主旨在于统计描述和统计分析,更加深入的实证研究留待今后,所以,只做了经典最小二乘法的回归分析。下同。

^②投资数据见表5第5列,进口资料见表2第4列。

^③当然,同时也有亚洲新兴国家物美价廉产品在国际市场上挤占日本商品传统市场的因素,这个因素不是本文分析的重点,略去。

3.投资与经济增长之间的关系。日本投资所用的资本品大都来自国内的装备生产企业,因此,投资本身就是经济增长的一部分。同时,投资形成了新的生产能力,又制造了新的产品。所以,投资应是拉动日本经济增长的重要因素之一。经计算,实际投资与实际 GDP 之间的相关系数为 0.9553,同升同降的走势极其显著。按这一思路,结合政府的调控因素,我们拟合了以 GDP 为被解释变量,总投资(含公共投资)和政府消费为被解释变量的数量模型,用以说明投资与经济增长的关系。^①

$$\ln Y = -0.645 + 0.34 \ln I + 0.36 \ln C_g + [ar(1) = 0.712] \quad (3)$$

(-2.86) (8.89) (12.52) (3.29)

$$R^2 = 0.998 \quad DW = 1.78 \quad F = 4086.6$$

式(3)中, Y 表示 GDP, C_g表示政府消费,其他符号意义同前。该式表明,投资和政府的调控手段是日本经济增长的主要影响因素。

至此,我们可以对日本的需求结构做一个结论性的推测:日本的消费率相当稳定,几乎没有大起大落的余地,显然不是经济增长的动力源,经济增长的动力在于投资,间或伴随着政府的宏观经济调控。而投资这一动力的源头在于出口需求,日本经济增长与否取决于出口增长与否。在需求约束型经济态势下,日本的“有效需求不足”是“有效外需不足”,而非“有效内需不足”。

表 5 国民经济若干指标 1980年=100,可比价格

年份	GDP 指数	居民消费指数	政府消费指数	总投资指数			
				总投资指数	公共投资指数	民间投资指数	
						设备投资指数	住宅投资指数
1980	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1981	102.90	101.40	105.00	102.33	103.80	102.70	97.40
1982	105.78	105.86	109.94	101.99	96.71	103.83	96.23
1983	107.47	108.83	115.10	99.64	94.39	101.65	91.61
1984	110.81	111.44	118.32	104.61	91.36	110.29	88.86
1985	116.46	115.90	119.27	111.19	86.89	128.38	91.52
1986	119.95	119.72	123.68	115.83	88.71	136.34	98.21
1987	124.51	124.63	128.26	125.35	94.04	141.66	117.76
1988	132.97	130.73	132.88	142.12	97.99	165.88	132.83
1989	140.02	137.01	136.73	153.94	97.89	191.92	130.97
1990	147.30	143.31	141.11	165.83	102.19	211.31	137.39
1991	152.31	147.47	146.89	172.43	105.57	220.39	129.97
1992	153.84	151.30	150.56	167.43	120.67	204.75	122.30
1993	154.14	153.42	155.08	163.41	136.23	183.66	123.64
1994	155.84	157.56	160.04	161.22	138.00	173.19	132.55
1995	158.96	160.56	166.29	166.23	138.83	178.38	126.18
1996	163.25	164.57	171.11	178.30	146.75	181.24	141.07
1997	165.86	165.72	172.48	179.24	135.45	196.46	124.00
1998	162.54	164.23	175.58	169.02	129.76	183.69	106.27
1999	162.38	165.87	182.96	164.77	137.15	175.79	106.48
2000	167.09	167.04	190.82	169.80	123.44	188.98	107.44
2001	167.42	169.71	196.55	167.83	119.73	191.43	101.75
2002	167.92	171.57	201.27	156.83	113.99	181.48	95.64
2003	170.28	172.26	205.89	159.11	101.68	189.47	94.69

数据源:日本内阁府:《经济财政白皮书、经济白皮书》,长期经济统计。转引自:陈作章:《日元升值的命运》,复旦大学出版社 2011 年版,第 261~297 页。

二、经济泡沫产生与破裂的统计学分析

^①GDP 指数见表 5 第 1 列,政府消费指数见同表第 4 列,总投资指数见同表第 5 列。

1985年9月22日,美日德英法5国财长和央行行长在美国纽约广场饭店秘密集会,就美国面临的贸易赤字、财政赤字和美元不断升值问题进行讨论。5国财政金融最高长官一致认为,美元的升值是与经济实体相背离的,对此应加以解决。“广场协议”之后不久,5国在外汇市场上实施了大规模的抛卖美元的联合干预行动,日本银行进行了史无前例的卖出美元、买进日元的外汇交易,由此开始了急剧的日元升值过程。1985年9月24日,1美元=242日元;到12月31日,汇率就变成了1美元=199.95日元。^①不过,全年平均汇率还在1美元=238.05的水平上,1986年全年平均汇率则跌到了1美元=168.03日元(见表7)。与此同时,日本出口的灾难降临了。根据表2的出口物量指数计算,日本1984年出口实际增长率为15.92%,1985年则降为4.36%,1986年出现了小幅负增长,年增长率为-0.62%。此后,日本的出口实际年增率大都是低位徘徊或负增长。

在出口增速下降的情况下,1985年的经济增长率保持在5.1%的水平上,实属不易。在这个增长率中,出口仅贡献了0.6个百分点(上年是1.1),居民消费和企业设备投资都贡献了2.2个百分点。^②从表7和表8的资料观察,1985年广义货币供应量适量宽松,银行贷款利率略微下降,金融资产收益率下降不多,股票指数上涨有限。PPI轻度下跌,CPI小幅上涨,市街地价上涨不足3%。总之,主要经济指标大都在可接受的范围内。

表6 国民经济若干指标 上年=100,可比价格

年份	GDP 指数	居民消费指数	政府消费指数	总投资指数			
				总投资指数	公共投资指数	民间投资指数	
						设备投资指数	住宅投资指数
1980	102.8	101.1	103.1	99.1	95.8	107.9	90.8
1981	102.9	101.4	105.0	102.4	103.8	102.7	97.4
1982	102.8	104.4	104.7	99.7	96.9	101.1	98.8
1983	101.6	102.8	104.7	97.7	97.6	97.9	95.2
1984	103.1	102.4	102.8	105.0	96.8	108.5	97.0
1985	105.1	104.0	100.8	106.3	95.1	116.4	103.3
1986	103.0	103.3	103.7	104.2	102.1	106.2	119.9
1987	103.8	104.1	103.7	108.2	106.0	103.9	112.8
1988	106.8	104.9	103.6	113.4	104.2	117.1	98.4
1989	105.3	104.8	102.9	108.3	99.9	115.7	104.9
1990	105.2	104.6	103.2	107.7	104.4	110.1	94.6
1991	103.4	102.9	104.1	104.0	103.3	104.3	94.1
1992	101.0	102.6	102.5	97.1	114.3	92.9	98.9
1993	100.2	101.4	103.0	97.6	112.9	89.7	101.1
1994	101.1	102.7	103.2	98.7	101.3	94.3	107.2
1995	102.0	101.9	103.9	103.1	100.6	103.0	95.2
1996	102.7	102.5	102.9	107.3	105.7	101.6	111.8
1997	101.6	100.7	100.8	100.6	92.3	108.4	87.9
1998	98.0	99.1	101.8	94.3	95.2	93.5	85.3
1999	99.9	101.0	104.2	97.5	105.7	95.7	100.2
2000	102.9	100.7	104.3	103.1	90.0	107.5	100.9
2001	100.2	101.6	103.0	98.8	97.0	101.3	94.7
2002	100.3	101.1	102.4	93.4	95.2	94.8	96.0
2003	101.4	100.4	102.8	101.5	89.2	104.4	99.0

数据源:同表5。

表7 几种金融资料

年份	M2 余额 (亿日元)	M2 年增 率 (%)	国内银行贷款 约定平均利率 (%)	流通国债 收益率 (%)	东证股 价指数	东证股价总 额 (亿日 元)	日元汇率 (1 美元 =)
1980	1978716	9.2	8.27	8.86	494.10	732207	226.45
1981	2155266	8.9	7.56	8.12	570.31	879775	220.83

^①丁红卫、加藤弘之:《日本经济新论》,中国市场出版社2008年版,第36页。

^②日本内阁府:《经济财政白皮书、经济白书》,长期经济统计。转引自:陈作章:《日元升值的命运》,复旦大学出版社2011年版,第266页。

1982	2353360	9.2	7.15	7.67	593.72	936046	245.26
1983	2526400	7.4	6.81	7.36	731.82	1195052	237.61
1984	2723601	7.8	6.57	6.65	913.37	1548424	237.61
1985	2951827	8.4	6.47	5.87	1049.40	1826967	238.05
1986	3207324	8.7	5.51	5.82	1556.37	2770563	168.03
1987	3540364	10.4	4.94	5.61	1725.83	3254779	144.52
1988	3936668	11.2	4.94	4.57	2357.03	4628963	128.20
1989	4326710	9.9	5.78	5.75	2881.37	5909087	138.11
1990	4831186	11.7	7.70	6.41	1733.83	3651548	144.88
1991	5006817	3.6	6.69	5.51	1714.68	3659387	134.59
1992	5036241	0.6	5.55	4.77	1307.66	2810056	126.62
1993	5089787	1.1	4.41	3.32	1439.31	3135633	111.06
1994	5194212	2.1	4.04	4.57	1559.09	3421409	102.18
1995	5351367	3.0	2.78	3.19	1577.70	3502375	93.97
1996	5525715	3.3	2.53	2.76	1470.94	3363851	108.81
1997	5694907	3.1	2.36	1.91	1175.03	2739079	120.92
1998	5943877	4.4	2.25	1.97	1086.99	2677835	131.02
1999	6162653	3.7	2.10	1.64	1722.20	4424433	113.94
2000	6292840	2.1	2.11	1.64	1283.67	3527846	107.79
2001	6468026	2.8	1.88	1.36	1032.14	2906685	121.58
2002	6681972	3.3	1.83	0.90	843.29	2429391	125.17
2003	6794841	1.7	1.79	1.36	1043.69	3092900	115.93

数据源：日本内阁府：《经济财政白书、经济白书》，长期经济统计。转引自：陈作章：《日元升值的命运》，复旦大学出版社2011年版，第291~292页。

由于在美国政府的强大压力下出口增幅急剧下降，并受到进一步下降预期的严重影响，1986年4月，日本出台了决定经济方向的《前川报告》，其主要内容就是扩大内需和转变产业结构，具体来说有住宅对策、城市再开发、开放流通和金融市场等措施。滨野洁等日本学者认为，“这一报告本质上可以说是日本方面针对美国围绕贸易摩擦进行的批评和要求做出的回答，而且其内容是基于广场协议制定的政策协调路线的。实际上，日本政府实施了一系列扩大内需政策，如扩大公共投资为中心的财政支出，为促进民间投资扩大的规制缓和，以及通过废止小额储蓄优待税制减少储蓄等等。”^①

这份报告激发了日本国民确信日本将取得新发展的预期，于是，大规模的土地投机热潮呼之欲出，而实现这一热潮的另一个重要条件是利率市场化改革。日本实行利率市场化之后，银行间竞争导致存款利率上升、贷款利率下降，存贷利差收缩使得银行常规的企业投资信贷收益空间变得十分狭小。为了提高收益，银行进行了更多的高风险高回报的融资。广场协议之后，日本央行连续5次下调基准利率，金融环境大为宽松，似乎资金要多少有多少。日本银行业本来就有传统的土地担保融资机制，现在这一机制更要大显身手了。人们以持有的土地作为抵押获得贷款，伺机购再买地产和股票，再抵押、再贷款，形成了无限连锁。银行和金融资产、房地产抱成一团，自弹自唱，几乎没有人担心地产和股票会下跌，日本人的经济自信心如此高涨是历史上从来没有过的。1986年，全国商用地价上涨5.1%，1987年上涨13.4%，1988年上涨61.1%。^②地价的上涨趋势一直延续到1990年，各类用途地价平均涨幅见表8。充斥日本市场的廉价资金不仅流向房地产领域，而且流向了股票市场。若以东证股价指数1985年为100，1986年升至148.3，1987年上涨至164.5，1989年则飙升至274.6%（见表8）。

至此，我们对20世纪80年代后期的日本经济表象背后的变量传递机制做一总结。首先，1985年以后日本经济的大前提是外需不足（且由于强烈的日元升值预期而越来越糟糕）导致的有效需求不足，而内需基本上是饱和的。其次，日本政府启动了财政货币双宽松的扩大内需政策和利率市场化政策，这从表7所列的M2增幅、银行利率变动趋势和公共投资环比指数等数据都可以观察到。再次，资金流入实体经济的效果并不理想，虽有几年增长率达到两位数的企业设备投资，但对于巨大的制造业供给能力而言却远远不够。这从表8所列的PPI连续三年环比下跌和CPI连续三年僵硬数据可以充分反映出来，因为价格是

^①滨野洁等：《日本经济史1600~2000》，南京大学出版社2010年版，第278页。

^②丁红卫、加藤弘之：《日本经济新论》，中国市场出版社2008年版，第40页。

观察供求态势的最好指标。我们猜测，这几年的设备投资增长主要是公共投资拉动和政府的“规制缓和”政策效应，并非内生投资（内生投资应该主要是进口拉动的），因为泡沫崩溃之后困扰日本经济的“三个过剩”中占第一位的就是设备过剩。^①最后，巨量资金在银行业的协助下，冲击了股票市场和房地产市场，造成了资产价格脱离实体经济的狂涨，这从表7所列的东证股价指数、东证股价总额、住宅投资指数和市街地价格指数上均可反映出来。

大概就是遵循上述传递机制，日本经济便产生了巨大的泡沫。那么，何谓泡沫呢？日本学者村上昌隆认为，“用一句话定义就是，物的价值上升到背离实体经济的程度。换言之，人们对特定的‘物’形成了一种‘价格肯定一直上涨’的期待感，并开始进行投机”。^②照此理解，日本经济中“特定的物”就是股票和房地产，经济泡沫应该产生于1986年，破灭于1991年。概而言之，泡沫发生的逻辑机制可以用下面的图示勾勒出来：

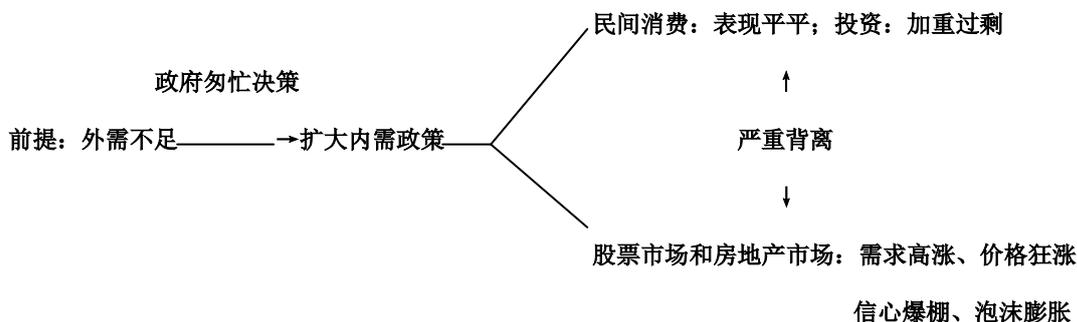


表8 几种价格指数

年份	国内企业价格指数		居民消费价格指数		市街地价格指数	
	2000年=100	上年=100	2005年=100	上年=100	2000年=100	上年=100
1980	117.7	12.5	78.1	7.6	70.7	108.5
1981	117.9	0.2	81.2	4.0	76.9	108.7
1982	118.2	100.3	83.3	102.6	82.3	107.1
1983	117.4	99.2	84.9	101.9	86.2	104.7
1984	117.6	100.2	86.8	102.2	89.0	103.2
1985	115.6	98.5	88.4	101.9	91.5	102.8
1986	109.5	94.8	88.4	100.0	94.1	102.8
1987	107.7	98.3	88.9	100.5	99.2	105.4
1988	107.1	99.5	89.6	100.8	109.1	110.0
1989	109.9	102.6	92.1	102.9	117.4	107.6
1990	111.3	101.5	95.0	103.3	133.9	114.1
1991	111.8	100.4	97.6	102.8	147.8	110.4
1992	110.6	99.0	99.2	101.6	145.2	98.8
1993	108.6	98.2	100.5	101.2	137.2	94.5
1994	107.2	98.7	100.8	100.4	130.9	95.4
1995	106.0	99.2	100.6	99.9	126.1	96.3
1996	104.5	98.5	101.0	100.4	120.5	95.6
1997	105.5	101.0	103.1	102.0	115.6	95.9
1998	103.2	97.8	103.3	100.2	111.5	96.5
1999	102.4	99.2	102.8	99.5	106.1	95.2
2000	101.8	99.9	102.1	99.5	100.0	94.2
2001	99.4	97.6	101.1	99.0	93.7	93.7
2002	97.7	98.4	100.5	99.4	87.4	91.6
2003	97.2	99.5	100.3	99.8	81.2	92.9

数据来源：同表7。

^①丁红卫、加藤弘之：《日本经济新论》，中国市场出版社2008年版，第19页。

^②丁红卫、加藤弘之：《日本经济新论》，中国市场出版社2008年版，第32页。

股市暴涨虽有潜在的危机（反反复复的股票抵押贷款套牢了银行，一旦股价狂跌，抵押品一钱不值，银行就有倒闭的危险），但由于股价上涨产生的“财富效应”对公众有利，所以，除去一些专业人士表达了感到忧虑的言论外，大众舆论对此几乎没有敌意。但是，房地产的价格上涨到了没有土地的普通工薪阶层工作一辈子也买不起房子的程度，社会舆论要求必须解决地价畸形暴涨问题的呼声却日益高涨。日本政府受到了来自在野党和新闻界巨大的压力，终于1989年实施金融紧缩政策了，这大概就是日本学界所说的“民主困境”。从1989年5月起，日本央行连续5次提高基准利率，对利率非常敏感的股票市场便一头栽下，1990年的东证股指跌去了40%多。此后，东证股指便一路下泻不止，到2002年，东证股指已不足1989年的30%了（见表7）。

日本央行基准利率连续提高导致股市泡沫破裂时，房地产市场所受影响并不大，这是由于人们对地价上涨的预期远超信贷成本的增加。最终捅破房地产泡沫的是大藏省1990年4月开始实施的“总量控制”政策。该政策对金融机构不加限制的土地担保融资起到了刹车作用，从1991年之后，日本市街地价便开始了下跌的漫漫旅程（见表8）。至此，金融机构、股票和房地产的自弹自唱便曲终人散，参与泡沫的企业无力还贷，银行不良债权堆积无法正常经营。于是，大批的企业和一些大型金融机构纷纷破产了。^①日本经济长期低迷悲剧从1992年起正式拉开大幕，至今也难说有了重大转机。用克鲁格曼教授的话说，就是从“增长型衰退”演变为“增长型萧条”，经济增长水平长期处于生产能力之下。^②

三、逻辑判断：内需饱和、积极的经济政策与泡沫

经济史研究的意义在于总结历史经济运行中的经验教训，而较高的境界在于修正、补充和完善经济学理论，从而为经济政策的制定和实施提供依据。毋庸置疑，扩大内需的经济政策源自凯恩斯经济学的理论框架。自经济学领域发生凯恩斯革命以来，争论就从未停止过。早期有货币主义领军人物弗里德曼的“反革命”，近期的有费尔德斯坦（1982）对凯恩斯经济学的批判，甚至莱德勒认为凯恩斯革命是“捏造的神话”等言论（方福前，2006）。但是，自大萧条以来各国政府几乎从未对放弃过使用“看得见的手”拯救危机中的宏观经济，区别仅在于政策的成功或失误。众所周知，任何一种经济学理论都是建立在特定的前提假设之上的，“理论正确”和“理论有效”是两码事。理论正确是指在设定的前提假设下可以顺畅地推导出某种结论，而不管前提假设是否被普遍认可或是否与特定对象的市场条件一致。其实，正确的理论很像一帖药方，是这个病吃这个药有效，不是这个病吃了无效且可能有毒副作用。一个正确理论的前提假设若与某国某时期的宏观经济运行条件一致或相当接近，于是，从该理论中衍生的政策就能解决问题，这时该理论对于具体的某一时空有效。否则，该理论即使正确，也是无效的。这很像医生诊断病情后下药的过程，一国经济当局的角色就像医生——诊断和下药，这就要求经济当局必须具备两个本事，第一要能正确判断市场的“病情”，第二要非常清楚什么药是治什么病的。

凯恩斯经济学产生于上世纪30年代，时至今日已有近八十年的历史了，虽然有许多批评者，但基本上都是批评凯恩斯经济学理论的效果，鲜有指出其逻辑推理错误的文献，大牌经济学家一般也不会犯逻辑推理方面的错误。凯恩斯从当时的宏观经济运行条件中抽象出来的前提假设，未必与半个世纪之后的日本宏观经济运行条件一致，这一点是确定无疑的，如果对于日本经济来说凯恩斯经济学的前提假设存在某种“盲区”的话，那么，“盲区”就应该隐藏在日本经济运行的基本逻辑关系中。我们从支出法的国民收入恒等式入手，讨论凯恩斯经济学理论框架中“拉动内需”对于日本经济增长的作用：

$$Y = C + I + G + X - M \quad (4)$$

其中

$$C = C_0 + cY_d \quad (5)$$

^①详见刘自强：《国际环境变化与岛国奇迹的消失》，中国社会科学出版社2011年版，第49~51页。

^②克鲁格曼：《萧条经济学的回归》，中国人民大学出版社1999年版，第97页。

式(5)中, c 为边际消费倾向, Y_d 为个人可支配收入。

$$Y_d = Y - tY - T_0 + TR \quad (6)$$

式(6)中, t 为边税率, T_0 为固定税费, TR 为政府的转移支付。

$$I = I_0 - bi \quad (7)$$

式(7)中, I_0 为自发投资, i 为市场利率, 即有价证券收益率, b 为待定参数。

$$i = a_1Y - a_2M_s \quad (8)$$

式(8)中, M_s 为货币供应量, a 为待定参数。

$$M = M_0 + mY \quad (9)$$

式(9)中, m 为边际进口倾向。将式(5)、(6)、(7)、(8)和(9)带入式(4), 则有:

$$Y = C_0 + cY - ctY - cT_0 + cTR + I_0 - b(a_1Y - a_2M_s) + G + X - M_0 - mY \quad (10)$$

整理, 得:

$$Y = \frac{1}{1-c+ct+m+ba_1} (A + ba_2M_s + G + cTR - cT_0 + X) \quad (11)$$

式(11)中, $A = C_0 + I_0 - M_0$, 短期内为比较稳定, $\frac{1}{1-c+ct+m+ba_1}$ 则为宏观经济乘数。若其他变量不变, 新增货币供给为 ΔM_s , 则新增产出为:

$$\Delta Y = \frac{ba_2}{1-c+ct+m+ba_1} \Delta M_s \quad (12)$$

若其他变量不变, 新增政府购买为 ΔG , 则新增产出为

$$\Delta Y = \frac{1}{1-c+ct+m+ba_1} \Delta G \quad (13)$$

同理, 政府减税或增加转移支付也有乘数效应。在一国非充分就业、资源闲置条件下, 如果货币供给、政府购买和出口变动, 国民收入就会成倍地变动。所以, 动用两只“看得见的手”是可以促进经济增长的。通常, 一国货币政策和财政政策主要影响的是国内变量, 财政政策以国家资源启动经济, 货币政策则拉动民间投资和消费。

以上是经典的凯恩斯主义启动内需的“乘数原理”之逻辑传递机制, 这一逻辑演化的政策若想在日本取得成功, 则首先必须是式(5)、(6)、(7)、(8)、(9)与日本的宏观经济运行一致或相当贴近——即乘数原理的前提与日本宏观经济运行条件一致或很贴近——才行。我们将结合前文对日本宏观经济变量之间关系的统计分析结论, 从逻辑角度做一个大略的判断。

式(5)、(6)两个方程是对消费逻辑的描述, 我们暂且认为与日本经济具有一致性。^①式(7)和式(8)两个方程是描述投资逻辑关系的方程, 这与日本经济有较大差异。前面的统计分析结论指出, 20世纪80年代以来, 由于日本国内需求已基本饱和, 投资基本上是靠出口拉动的。而且, 日本长期实行“主办银行”制度, 投资资金来自于银行, 与有价证券收益率的关系不直接。因此, 方程(7)和方程(8)不能反映日本投资的逻辑。我们认为, 日本的投资应该分成两个部分:

^①当然, 需要数量分析方能证实。限于篇幅, 本文将数量分析工作留待以后再做。下同。

$$I = I^a + I^b \quad (14)$$

式(14)中, I^a 表示经济本身要求的投资, 根据我们前面的分析, 主要是外需拉动的, 即:

$$I^a = I_0^a + a_1 X \quad (15)$$

式(15)中, I_0^a 表示自发的投资, a_1 是出口对投资的拉动程度。

I^b 则表示住宅投资和过剩设备投资。我们所说的过剩设备投资是指, 只能拉动设备制造业的产值, 而投资形成生产能力之后, 因缺乏对其产品的有效需求而闲置。为什么这样认为呢? 因为前面提到丁红卫和加藤弘之的研究中说过, 泡沫崩溃之后困扰日本经济的“三个过剩”中占第一位的就是设备过剩。在预期看好的狂热中, 一些企业“哪怕负债也要置备更多的设备, 泡沫崩溃之后, 导致了设备的过剩和企业的巨额债务”。^①房地产投资和无效的设备投资应该都是信贷——即货币供给——推动的, 所以有:

$$I^b = I_0^b + a_2 M'_s \quad (16)$$

式(16)中, I_0^b 表示自发的住宅投资和过剩设备投资, M'_s 表示进入实体经济的货币供给, a_2 是进入实体经济的货币供给对这类投资的拉动程度。我们将货币供应量分成两个部分讨论——进入实体经济的和进入证券市场的,^②即:

$$M_s = M'_s + M''_s \quad (17)$$

式(17)中, M_s 表示货币供给总量, M''_s 表示进入证券市场的货币供给。

最后, 根据我们前面所做的统计分析, 日本进口的主要影响因素是投资而不是国民收入, 即:

$$M = M_0 + a_3 I \quad (18)$$

现在, 我们把式(5)、(6)、(14)、(15)、(16)、(17)、(18)带入(4)式, 得:

$$Y = \frac{1}{1-c+ct} [A + a_2(1-a_3)M'_s + G + cTR - cT_0 + (1-a_3a_1)X] \quad (19)$$

式(19)中, $A = C_0 + (1-a_3)I_0^a + (1-a_3)I_0^b - M_0$, $\frac{1}{1-c+ct}$ 为日本的宏观经济乘数。广场协议之后, 日本的出口增量下降, 甚至出现负增长的局面, 通过乘数放大之后, 对经济增长的副作用较大。日本政府的财政政策 G 、 cTR 、 cT_0 对经济的作用应该是“启动”性质的, 受财政收入的限制, 也不可能持续大幅增长。同时, 日本的城市化进程已基本结束, 大规模的有效公共投资机会不多。于是, 当其他条件不变、货币政策放松, 新增货币供给为 $\Delta M'_s$ 时, 则有:

$$\begin{cases} \Delta Y = \frac{a_2(1-a_3)}{1-c+ct} \Delta M'_s \\ \Delta P_b = k \Delta M''_s \end{cases} \quad (20)$$

式(20)中, P_b 表示证券价格, k 表示货币量对证券价格的放大程度。

根据前面的分析, 进入实体经济的新增货币量 $\Delta M'_s$ 拉动的 ΔY 主要是房地产投资和过剩设备投资, 有效的设备投资和消费均无大起色; 而进入证券市场的货币量 $\Delta M''_s$ 则无疑推高了证券价格。显然, 新增货币量 ΔM_s 越大, 日本经济的泡沫就被吹得越大。诚然, 当经济

^①丁红卫、加藤弘之:《日本经济新论》, 中国市场出版社2008年版, 第19页。

^②按货币量层次划分规则, 证券帐户的保证金应该计入M2中。

泡沫尚未破裂时，经济增长率还是比较可观的——大都是政府投资、政府消费、房地产和过剩设备投资拉动的，这就是泡沫表面五光十色的魅力。成也货币政策败也货币政策，当社会不能容忍这一泡沫时，经济当局不得不提高利率和实行信贷总量控制政策，于是，资产价格大跌，金融体系备受牵连、经济陷入低迷或萧条就是必然的了。

至此，我们认为，日本经济当局不是合格的“医生”。第一，他们对日本经济体的诊断有误，日本的“有效需求不足”主要体现在“有效外需不足”方面，这和20世纪30年代的美国是有很大区别的。第二，他们没有真正弄懂凯恩斯药方，凯恩斯药方主治投资需求不足，而投资需求的主要影响因素是有价证券收益率，这和日本的投资函数有重大差异。在凯恩斯的著作中，没有研究投资是出口拉动的这一“未来可能会有的问题”。因此，如果说日本经济酿成了泡沫之错，那么，错不在病人，错不在药方，错就错在医术不高明的医生。

四、结论

通过对20世纪80年代末到90年代初日本经济的统计分析和逻辑讨论，我们可以大略得出以下几个结论：

1.日本经济的内需相对稳定，平均消费倾向变动不大，有效的投资增长主要取决于出口，投资是经济增长的主要影响因素。总之，出口是经济增长的发动机。广场协议签订后，日元升值阻止了日本出口增长，是外需不足导致了日本经济增长受到威胁。

2.在凯恩斯经济学理论中，乘数效应实现的重要前提是经济中以投资需求为主的内需不足，且投资的主要影响因素是金融变量——货币量或利率。只有在这一前提下，财政政策和货币政策互相配合，才能有效拉动经济。当时，影响日本有效投资增长的主要因素是出口，投资函数与凯恩斯理论的前提不符，因此，宽松的货币政策导致大增的货币量一定另寻出路，其结果必然会使股市、楼市和过剩设备投资膨胀，造成了有经济增长华丽外表的泡沫。

3.广场协议之后日本实行的“利率市场化”使金融机构在货币量向股市和楼市冲击的过程中起到了关键作用。贷款买股买楼，股票住宅抵押再贷款，再炒股炒楼，资金与资产自弹自唱，与经济基本面渐行渐远。同时，金融机构被抵押品深套在股市和楼市里，一旦资产价格暴跌，银行的抵押品价值大幅缩水，倒闭则在所难免。

4.日本经济已经走在了发达国家前列，城市化进程基本结束，有效的公共投资空间狭小，如无重大技术进步导致的耐用消费品和生产设备大面积更新换代，就不可能大幅度拉升国内需求以补充外需衰退产生的空白。在广场协议之后外需受阻的大背景下，日本政府受美国压力，匆忙决策、仓促实施的“拉动内需”政策是头疼医脚的。日本患上了外需不足症，却政府开出了治疗内需不足的药方。宽松货币政策所释放的大量货币是逐利的，爆炒某种资产而形成的经济泡沫是政府的不当政策吹出来的，应该承担责任的是日本政府而不是市场，更不是凯恩斯经济学。

参考文献：

- 1.陈昭：《日本从供给约束型经济向需求约束型经济转变研究》，《广东外语外贸大学学报》2012年第2期。
- 2.陈子雷：《关于日本经济长期停滞理论与政策的思考》，《现代日本经济》2008年第3期，第1~6页。
- 3.方福前：《围绕“凯恩斯革命”的最新争论》，《教学与研究》2006年12期，第33~38页。
- 4.费尔德斯坦：《对凯恩斯经济学的批判》，《现代外国哲学社会科学文摘》1982年第7期，第5~9页。
- 5.陆敬华：《从金融政策看日本泡沫经济的崩溃》，《国际观察》1994年第4期，22~25页。

- 6.鹿朋：《产业升级视角下日本经济泡沫的反思》，《现代日本经济》2008年第4期，13~17页。
- 7.三木谷良一：《日本泡沫经济的产生、崩溃与金融改革》，《金融研究》1998年第6期，1~4页。
- 8.谢芳：《日本泡沫经济的原因》，《日本问题研究》1999年第2期，第1~4页。
- 9.张季风：《凯恩斯主义“复活”与后金融危机时期的日本经济》，《日本学刊》2009年5期，第31~44页。
- 10.张见、刘力臻：《日元升值对日本泡沫经济的影响分析》，《现代日本经济》2010年第5期，第28~34页。

Insufficiency of Overseas Market Demand, Pulling Domestic Demand and Economic Foam ——Statistic and Logic Analysis on Japanese Economy from 1985 to 1991

Zhang Naili Liu Wei

Abstract: The statistic analysis shows that Japanese investment is the main factor of economic growth, and effective investment growth depends largely on export. At the background of insufficiency of overseas market demand after the Plaza agreement, Japanese government took Keynesian policy to pull domestic demand to offset the decreasing overseas market demand. However this was not reasonable. Take multiplied principle for example. One of its important assumptions is that insufficient domestic demand taken by investment as the first principle, and the main factor like financial factor——money stock or interest rate, both are quite unsuitable for Japanese investment function. Meanwhile, the policy of interest rate marketization causes large amount of money to flow from financial sectors to stock market and real estate market as a gaudy consequence of economic growth foam.

Key words: Japan foam domestic demand overseas market demand Keynesianism

作者简介：

1. 张乃丽，女，1962年出生，山东济南人。山东大学日本经济研究中心主任、教授，博士生导师，日本大学经济学博士，全国日本经济学会理事，山东省世界经济学会常务理事。主要研究领域为日本经济、经济史。

电子邮箱：zhangnaili268@sina.com

邮政地址：济南市山大南路27号山东大学经济学院 250100

2. 刘巍，男，1960年出生，黑龙江哈尔滨人。广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心主任、教授，南开大学经济学博士，中国数量经济学会常务理事，中国经济史学会现代分会理事。主要研究领域为货币经济学、计量经济史。

电子邮箱：ssxx1975@gdufs.edu.cn

手机：13929525214

邮政地址：广州市白云大道北2号广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心 510420