

总第 7 期 **Total :Volume VII**

2010 年辑第 3 期 **Volume III 2010**

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

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 • 2010 年 7 月

July 2010 Guangzhou

目录与内容提要

1.近代中国经济增长影响因素初探（1913~1936）..... 刘 巍- 3 -

Preliminary Research on the Factors of Economical Growth of Modern China (1913~1936)

内容提要：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，模型呈柯布—道格拉斯生产函数的变形状态。实证分析表明，对于经济增长而言，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 1936 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。

Abstract: The main factors on Chinese economic growth during 1913-1936 are import and money supply in the supply-constraint circumstance. The model shows variations of Cobb-Douglas production function. Quantitative analysis indicates that as for economic growth, the money supply is much more sensitive and more important than import, while the money supply of contemporary China is affected by the international liquidity of silver before 1936. Moreover, the economic growth of contemporary China much depends on external factors. Therefore, frequent economic fluctuations take place.

2.历次经济危机中实体经济与虚拟经济关系的量化分析..... 张永强 兰日旭- 9 -

Quantitive Analysis for Entity Economy and Hypothesized Economy Every Economical Crisis

内容提要：引发经济危机的原因有很多，但实体经济与虚拟经济的过度背离是其中一个重要因素。1825 年以来，国民经济中的主导产业先后从轻工业、重工业发展到金融为核心的虚拟经济，实体经济、虚拟经济尽管对经济危机的发生和危机周期都产生了重大影响，但对经济危机爆发所起的关键性作用却越来越偏重虚拟经济，1920 年前后则为这种背离的分水岭。同时，经济危机中实、虚经济关系的变化也得到了美、英实体与虚拟经济时间序列的计量检验。

Abstract: The deviation between the real economy and the fictitious economy is an important reason which brings about an economic crisis. The economic structure has changed a lot since 1825, the dominate industry in the national economy have been gradually transformed from light industry then heavy industry finally to fictitious economy which has its core finance. Despite the real economy and the fictitious economy have a major impact on economic outbreak and economic cycle, the deviation between the real economy and the fictitious economy plays the key role in the economic outbreak. We think that 1920 is the time watershed of the deviation. Meanwhile, we test the relationship of the real economy and the fictitious economy in economic crises by time-series analysis in this paper.

3.近代中国的银行资本、货币量与货币化（1910~1936）..... 崔文生- 21 -

Bank Capital, Money Supply and Monetization in Contemporary China

内容提要：本文搜集汇总了近代中国 1910~1936 年的银行资本额，用数量分析方法证实了近代中国银行总资本额是影响货币量 M1 的主要因素。同时，也证实了银行资本规模是市场中货币需求的客观要求。本文采用货币化程度的国际比较方法考察了这一时段内近代中国银行业规模适当与否，近代中国与同时代的日本、美国和英国的货币化比率比较结果说明，近代中国银行业的规模尚嫌不足，远不是“畸形发展”。

Abstract: This paper collects the figure of bank capital from 1910 to 1936 in China, confirming the

total bank capital as the main factor affecting money supply(M1) by qualitative analysis,and that the scale of bank capital is the objective request for money demand in the market. The paper will tell us if the scale of chinese banking is suitable or not with the international comparision with Japan,America,Britain at the same time,using the degree of monetization as a standard,and conclude that the scale of chinese banking is insufficient,not deformed development at all.

4.什么是“计量经济史”? - 29 -

<法>Dora Costa •Jean-Luc Demeulemeester •Claude Diebolt 潘琪 译

What is ‘Cliometrics’ ?

近代中国经济增长影响因素初探（1913~1936）^①

刘 巍 陈 昭

内容提要：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，模型呈柯布—道格拉斯生产函数的变形状态。实证分析表明，对于经济增长而言，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1936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。

关键词：经济增长 供给约束 柯布—道格拉斯生产函数 进口 货币量

长期以来，由于受困于国民收入数据缺失，近代中国经济增长因素研究一直没有被中国经济史学界充分重视。一些著名学者对中国经济增长问题的探讨大都限于对某一年或某一小时段均值的考察，对经济增长因素的讨论也比较笼统，无法描述某一重要阶段的宏观全貌。对近代中国宏观经济运行状况做了几年尝试性的探讨之后，我们分段估算了1927~1930年（刘巍、刘丽伟，1998）和1913~1926年（刘巍，2008）年的GDP，得出了中国经济增长周期长期依附于英美经济状况的结论（陈昭、刘巍，2009），且依附的主要路径是进口和白银国际流动。稍后，我们又得出了近代中国经济处于供给约束型态势之下的结论（刘巍，2010），即制约近代中国经济增长的主要因素是总供给，相对来说，总需求没有问题。进一步地，我们拟在本文中讨论一下近代中国经济增长的主要影响因素，建立初步的数量模型，供今后深入研究时修正，并求教于学界前辈和同仁。

一、近代中国经济增长的逻辑分析

研究一国经济增长因素的思路主要有两种，其一是从总需求角度入手，基本上遵循凯恩斯主义的需求管理模式。大萧条爆发之前，世界主要国家先后进入了需求约束型经济态势。针对大萧条，凯恩斯理论认为，经济增长的发动机不再是总供给而是总需求了，宏观经济中的主要问题是有效需求不足，而非有效供给不足，萨伊定律已经失去了发挥作用的前提，若改为“需求可以自动地创造供给”倒是可以受到宏观经济运行环境的支持。随着凯恩斯主义成为主流经济学，各国宏观经济调控的对象基本上都指向了总需求方面的要素，如利率、汇率、税率等。这一思路的经济学意义就是，一国经济的总产出是总需求的函数，只要有足够的订单，就有经济增长。其二是从总供给角度入手，假设经济增长的瓶颈在总供给一端，着力研究如何在生产一端投入，基本上属于新古典主义的研究模式，承认萨伊的“供给可以自动创造需求”的金律。20世纪初问世的著名的柯布—道格拉斯生产函数就是供给约束型经济大前提之下研究经济增长的重要模型。柯布—道格拉斯生产函数清晰地告诉我们，只要投入资本要素和劳动力要素，就会产生实现了的产品，即总需求是没有问题的，可以吸纳一国资源瓶颈出现之前的所有资本与劳动组合生产的产品。

以上讨论说明，在需求约束型经济的大前提之下，采用柯布—道格拉斯生产函数分析

^①本文是国家社科基金项目《1887~1936年中国GDP的估算与经济增长因素研究》（09BJL006）的中期成果。

经济增长显然是不合适的,恰好与需求约束型经济的要义南辕北辙。从极端的现象上看,大萧条期间,各国当年的资本存量未必少于上年,但产量锐减,主要是需求不足导致的资本大量闲置,相当一部分资本已不是“有效资本”了。但是,在统计数据上却难以反映资本的闲置率,于是,在这种情况下使用柯布一道格拉斯生产函数分析产出显然是有问题的。虽然我们曾见到了许多文献在没有对宏观经济态势做任何分析的情况下使用柯布一道格拉斯生产函数分析当代经济增长问题,但我们无法同意他们的结论,因为前提如果消失了,结论自然是不成立的。^①正如前面所说,我们曾得出过近代中国经济处于供给约束型态势下的结论,因此,柯布一道格拉斯生产函数可以作为分析近代中国的经济增长理论框架。

柯布一道格拉斯生产函数由美国数学家柯布(Cobb)和经济学家道格拉斯(Douglas)于本世纪20年代初共同提出的,其形式为:

$$Y = AL^{\alpha}K^{\beta} \quad (\alpha > 0; \beta > 0) \quad (1)$$

式(1)中,Y为产出,K为资本,L为劳动力;参数 α 和 β 分别为GDP对资本的弹性与产出对劳动力的弹性;A可视为效率参数,A的大小在K与L固定的条件下直接影响GDP。

我们曾用该生产函数分析过1927~1936年的中国经济(刘巍、刘丽伟,1998),但由于受较长时序数据资料的限制,我们难以直接使用柯布一道格拉斯生产函数分析更长时段的近代中国的经济增长,只能从其他方面做间接分析。如前所述,我们曾得出了中国经济增长周期长期依附于英美经济状况的结论,且依附的主要路径是进口和白银流动。受此启发,我们对这两个因素做一点深入的考察。

我们假定,近代中国的劳动力宏观上呈无限供给状态,由于全社会的公民教育水平发展迟缓,所以人力资本无显著增长;工艺和管理等效率因素随近代化资本积累程度的提高而提高。于是,资本的积累就成了近代中国经济增长的核心问题。但由于近代中国资本存量的数据太少,难以展开分析,我们借助于发展水平相近国家的经验做一推测。根据同时代日本的经验,由于资本品生产能力低下,资本形成主要取决于进口和商业银行贷款。进口每变动1%,资本形成额就同向变动0.36%;商业银行信贷变化1%,资本形成额就同向变动0.98%(刘巍、陈昭,2010)。我们认为,对于经济发展程度略低于日本的近代中国来说,进口也应该是近代化产业资本品的主要来源,自给的程度应该是微不足道的。第一次世界大战期间进口受阻是中国经济负增长的重要原因之一,可以作为进口影响资本形成的一个重要的案例(刘巍,2009)。许涤新、吴承明二位教授多年前的研究也认为:“钢铁和机械、交通器材的进口,常被视为中国国内工业发展的一项指标。大战中,进口钢铁锐减而出口骤增,竟造成连续出超,对我国工业发展十分不利。机械、交通器材进口的增加,主要是在战后时期,这是由于大战中西方国家无力输出和海运困难之故”(许涤新、吴承明,2003)。由于近代中国的资本市场不健全,企业家能不能筹集到资金在第一时间购买外国资本品,除了内源融资渠道之外,很重要的资金来源就是银行贷款。我们曾对近代中国的货币供应量做过考察,1935年法币改革前,中国的银行贷款,乃至货币量都是受白银国际流动和国内商业银行的货币创造功能左右的(刘巍、郝雁,2009)。这样,逻辑上的分析就与我们先前所做的经济周期分析之结论一致了。

根据上述讨论,我们认为,在近代中国较长时段内,柯布一道格拉斯生产函数中的资本存量和效率参数可以用进口和货币量替代,劳动力变量可以暂不考虑。修正后的生产函数如下:

^① 限于篇幅和碍于情面,我们不一一指出这些文献。

$$Y = f(IM, M_s) \quad (2)$$

式 (2) 中, Y 表示产出, IM 表示进口, Ms 表示货币供给量。

二、近代中国经济增长的实证分析

前面的逻辑分析是否会受到历史经验的支持, 必须做出相应的实证分析才可以下结论, 否则, 只能是一个假说而已。我们将式 (2) 各变量的数据汇总于表 1。

表 1 近代中国宏观经济数据

年份	M1 (百万元)	进口净值 (千海关两)	GDP (亿元)
1913	1976.7	570163	178.09
1914	2016.1	569241	163.39
1915	2014.0	454476	166.10
1916	1973.2	516407	160.75
1917	1935.9	549519	143.97
1918	2031.0	554893	143.51
1919	2203.9	646998	180.88
1920	2468.3	762250	183.02
1921	2571.2	906122	191.31
1922	2743.1	945050	213.43
1923	2913.1	923403	211.45
1924	3090.0	1018211	236.58
1925	3364.7	947865	226.87
1926	3616.6	1124221	238.63
1927	3764.8	1012932	248.58
1928	4098.9	1195969	257.11
1929	4560.5	1265779	266.26
1930	5101.8	1309756	276.21
1931	5012.0	1433489	285.7
1932	5000.4	1049246	294.7
1933	4776.0	863650	294.6
1934	4185.0	660889	269.0
1935	5050.0	589994	290.9
1936	6607.8	604329	309.4

资料来源: GDP 数据见刘巍:《对中国 1913~1926 年 GDP 的估算》,《中国社会经济史研究》2008 年第 3 期; 货币量数据见刘巍:《对罗斯基估算的 1910~1936 年中国货币供给量之检讨》,载于《广东外语外贸大学学报》2008 年第 3 期; 进口净值数据见自郑友揆:《中国的对外贸易和工业发展 (1940~1948)》,上海社会科学出版社 1984 年版,第 344~337 页。

根据表 1 数据做图 1, 可直观地看出经济增长趋势。

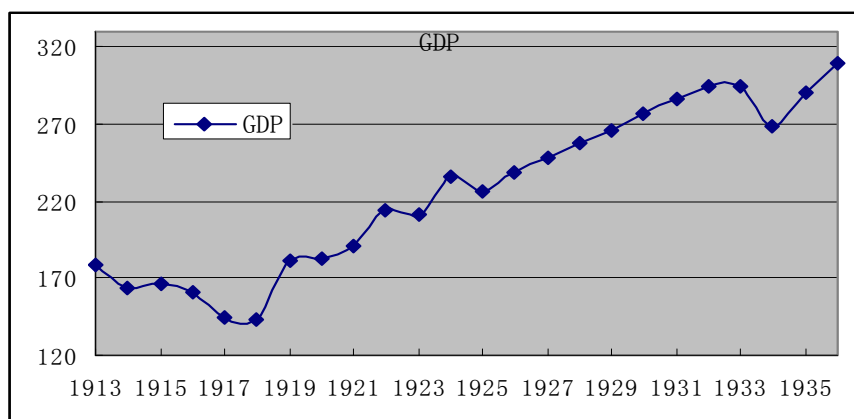


图 1 1913~1936 年的中国经济增长

我们先对数据做单位根检验，检验结果如表 2 所示：

表 2 变量的 ADF 单位根检验结果

变量	差分次数	检验形式 (c,t,k)	DW	ADF	1%	5%	结论
lnY	1	(N,N,1)	1.94	-4.42	-2.67	-1.96	I(1)*
lnIM	1	(N,N,1)	2.02	-3.59	-1.96	-1.61	I(1)*
lnM1	1	(N,N,1)	1.91	-3.93	-3.83	-3.03	I(1)*

注：*表示变量差分后的序列在 1% 的显著水平上通过 ADF 平稳性检验。

协整检验结果如表 3 所示。

表 3 协整检验结果

特征根	迹统计量 (P值)	5%临界值	$\lambda - \max$ 统计量 (P值)	5%临界值	原假设
0.623722	28.42 (0.014) *	24.27	21.50 (0.013) *	19.38704	0 个协整向量
0.258449	6.92 (0.12)	12.32	6.58 (0.29)	12.51798	至少 1 个协整向量
0.015460	0.34 (0.62)	4.13	0.34 (0.62)	4.13	至少有 2 个协整向量

注：*表明在 5% 的显著水平下拒绝原假设，P 值为伴随概率。

在单位根检验和协整检验通过后，我们用最小二乘法做出了双对数方程：

$$\ln Y = 0.586 \ln M_1 + 0.049 \ln IM \quad (3)$$

$$s_1 = 0.038 \quad s_2 = 0.022 \quad t_1 = 15.53 \quad t_2 = 2.17$$

$$R^2 = 0.948 \quad DW = 1.34 \quad F = 402.70$$

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。

这样，按照 β 系数公式，计算的解释变量对被解释变量的重要性结果如下：

$$\beta (M1)=-0.9268 \quad \beta (IM)=0.068$$

如果将 $\beta (IM)$ 标准化为 1, 则 $\beta (M1)$ 为 13.63。

看来, 在模型中两个解释变量重要性的差异是很大的, 货币量的重要性是进口净值的近 14 倍, 意思是说, 在 1913~1936 年这一时段里, 造成 GDP 波动的主要因素是货币供给量 M1, 而进口量也起作用, 但重要程度低于货币供给量。

三、简单的结论

1. 近代中国的经济增长的主要影响因素是进口和货币量。从弹性角度观察, GDP 的货币量弹性大于进口, 这是因为货币量涉及整个经济, 而进口只是对近代化资本形成起作用, 从许多中外学者的估计值来看, 当时中国的近代经济部分不会超过总量的 20%; 从重要性角度观察, 货币量的重要性也大于进口, 因为货币量受银价影响, 在考察期内的波动幅度比较大, 而进口只是在非产时期内 (如第一次世界大战) 受阻, 其他时期都是平稳的。

2. 模型的可决系数不足 95%, 可能是农业灾害的影响没有考虑进函数的缘故。近代中国的农业占国民收入很大的比重, 从多家学者对 20 世纪 30 年代情况的估计来看, 农业所占比重不低于 60%。抵御自然灾害能力较弱的近代中国农业逢灾必减产, 且近代中国有“十年九灾”之说 (朱义农, 1974), 这就不可避免地会造成 GDP 一定程度上的波动。农业受灾造成的农产品减产还不是一个从 GDP 中减掉的简单问题, 它还会影响出口、国内农产品加工、轻工业等与农业相关的行业产值。因此, 农业受灾程度应该作为一个与 GDP 负相关的变量进入函数, 忽略了这个变量, 模型的拟合优度自然会受影响。众所周知, 统计灾害并估算其影响程度是一项非常艰苦的工作, 暂时将思路放在这里, 我们下一步将努力攻克这一难题。本文的数量模型仅作为证实产出的影响因素只用, 不做更深入讨论, 似无大碍。况且, 模型的可决系数大于 94% 也是不错的检验指标了。我们猜测, 这可能是由于在考察期内各时点上农业灾害导致的减产幅度变化不大的缘故所致,

3. 经济增长严重受制于国外因素, 是中国经济增长的严重隐患。进口是近代中国经济增长的重要影响因素, 从经济和政治两个角度考察这都是没有办法的事。中国近代化起步时间晚, 机器设备制造业远落后于欧美列强, 近代化工业的发展必须依赖进口。同时, 由于中国政局动荡, 和日本相比, 政府控制社会局面的能力太差, 不可能有可以贯彻执行的经济发展战略和计划, 经济成长只能是在“纯”市场机制的作用下进行。到南京国民政府统一全国后, 事实上各地大军阀依然各自为政, 对经济的调节作用仍不显著。重工业的长期缺位, 必然导致对进口的严重依赖。由于众所周知的原因, 这个问题的有效解决一直拖延到 1950 年之后。白银国际流动左右了近代中国货币量, 进而对近代中国经济增长施加了强大的影响, 我们对近代中国货币供给机制的性质曾定义为“不可控外生性” (刘巍、郝雁, 2009), 这种货币决定机制的基本含义是: 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。不难看出, 这种不可控外生性货币供给机制对宏观经济运行是有害的。货币理论中经典的内生性货币和外生性货币只是涉及一国央行调控货币供给的角度和方式, 还谈不上利害关系。因此, 我们认为, 1935 年的法币改革结束了这样一种有害的货币供给机制, 对中国经济来说, 有重大的里程碑意义。但是, 法币时运不佳, 在其存在的 14 年中, 中国经历了近 13 年大规模战争。在有关法币诞生后对中国经济增长影响的评价问题上, 只有短暂的和平时期——1936 年和 1937 年上半年的经验可供分析, 需要花大气力研究方可得出中肯的结论。因此, 目前大多数文献对法币和当局的指责都是根据不足的。

参考文献:

- [1]陈昭、刘巍:《经济一体化亚种:近代中国经济周期的从属性研究》,《财经研究》2009 年第 2 期。
- [2]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。
- [3]刘巍:《对第一次世界大战期间中国 GDP 负增长之辩解》,《民国研究》2009 年春季号。
- [4]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。
- [5]刘巍,陈昭:《大萧条前后日本的进出口结构与总供求态势分析》,《中国计量经济史研究动态》2010 年第 2 期,见 <http://www2.gdufs.edu.cn/wtoreserach/xueshuchengguo/dongtai6.pdf>。
- [6]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 4 期。
- [7]刘巍、刘丽伟:《1927~1936 年中国柯布—道格拉斯生产函数初探》,《求是学刊》1998 年第 3 期。
- [8]许涤新、吴承明:《中国资本主义发展史》,第二卷,人民出版社 2003 年版,第 734~735 页。
- [9]朱义农:《十年来的中国农业》,见中国文化协会:《抗战十年前之中国(1927~1936)》,文海出版有限公司 1974 年版。

历次经济危机中实体经济与虚拟经济关系的量化分析

张永强 兰日旭

内容提要: 引发经济危机的原因有很多,但实体经济与虚拟经济的过度背离是其中一个重要因素。1825年以来,国民经济中的主导产业先后从轻工业、重工业发展到金融为核心的虚拟经济,实体经济、虚拟经济尽管对经济危机的发生和危机周期都产生了重大影响,但对经济危机爆发所起的关键性作用却越来越偏重虚拟经济,1920年前后则为这种背离的分水岭。同时,经济危机中实、虚经济关系的变化也得到了美、英实体与虚拟经济时间序列的计量检验。

关键词: 经济危机 实体经济 虚拟经济 背离 时间序列

历次经济危机的发端似乎都是从虚拟经济领域开始,股市崩盘、银行倒闭,然后扩展到实体经济领域,企业破产、工人失业。经济危机中的这些表象,已经引起了社会各界的关注,但从已有的研究来看,研究者很少就历次经济危机条件下虚拟经济与实体经济的关系进行量化?本文就在简要回顾历次经济危机的基础上,重点探讨经济危机下实体经济与虚拟经济之间量化关系,为今后减轻危机的影响提供借鉴。

一、经济危机概述

经济危机,尤其金融危机仍然是经济文献中最为传统的主题之一^①。人类社会由农业向工业和服务业转化以来,经济危机就随影而行,日益困扰社会的发展和人们的生活。1825年爆发首次现代经济危机至今,规模较大的就达30多次,且呈现出日益扩大和危机加深的趋势。

自从英国首开工业化以来,至1825年,英国国内表现出生产过剩的苗头、投资收益下降趋向,企业主对投资的信心不足,开始借助英格兰银行对欧洲、中南美洲国家发行英镑公债,并通过这些公债增加对英国商品的购买力,从而刺激英国国内生产和投资扩张,然而原材料价格的上涨,进一步使供给严重超过需求。1825年英国股票价格猛烈下跌,投机商人、银行大量破产,危机迅速席卷英国主要工业部门。之后,几乎每隔10年,就爆发一次危机,但至英国完成工业革命之间,危机基本是从英国爆发,然后延伸到英国以外的地区和国家,并且危机所涉及部门也主要集中在生产获得首先突破的棉纺等轻工行业。

到十九世纪中叶,伴随第二次技术革命的兴起,技术革命的重心从棉纺等轻工业转向了钢铁、铁路等重工业,重工业部门的快速发展逐步替代轻工业领域而成为危机的导火线。1873^②年由于重工业部门严重的生产过剩迅速波及到社会各界,并以此为依托的股票急速下跌,企业大量破产,随后波及到了欧美各国。到9月18日,随着拥有北太平洋铁路债券的泽依库克金融公司的破产,以美国为主要发源地的世界经济危机全面展开。之后,经济危机的周期明显加快,危机发源地也呈现出多极化趋向。1882年的世界经济危机则是从法国交易所,银行危机和美国铁路建设狂潮的消退开始。由于受“富列辛埃计划”公共工程的延缓

^① [美]查尔斯·P·金德尔伯格著,朱隽、叶翔译:《经济过热、经济恐慌及经济崩溃-金融危机史》,北京大学出版社,2000年,第1页。

^②本文中1873年到1907年世界经济危机描述中的统计数据来源于:宋则行、樊亢主编:《世界经济史》(第二卷),北京:经济科学出版社,1989年,第165-184页。

停顿和铁路建设的严重缩减影响,法国联合银行、里昂和罗尔银行倒闭,进一步扩张到 7000 多家企业倒闭,失业急增,工资下降,法国陷入全面危机。20 世纪 80 年代末,以英国为中心国家的投机和滥设企业非常流行,到了 1890 年,全面生产过剩的危机开始以世界金融危机的形式表现出来了。1890 年德国交易所危机爆发,股价随后下降两年多。1890 年和 1893 年美国金融危机爆发,工业股价下跌一半,1893 年一年中,有 600 多家银行和信用机构破产。从 1890 年第二季度开始,由德国交易所危机引发的金融危机风暴迅速蔓延到了南美洲,这场风暴首先吞噬了阿根廷,继而乌拉圭和巴西等国也被卷进了危机漩涡,而阿根廷金融危机的爆发,使得在阿根廷投放了巨额资本的英国伯林格兄弟银行破产,危机由此波及到英国。到了 20 世纪初,一批新兴工业如电力、汽车、化学等迅速崛起,在铁路和重工业建设的带动下,引起了新一轮经济高涨,但是这一时期创业投机猖獗,使这一轮高涨暴起暴落。1906 年到 1907 年,美国与德国的生产能力迅速扩张,由此带动原材料价格的飞涨,到 1907 年经济泡沫开始破灭,美国工业生产开始下降,企业破产,经济步入萧条,进而危机波及到了世界上其它许多国家。之后,随着西方完成工业化的国家越来越多、世界市场对各大洲的囊括,早先依赖海外市场来消除产能过剩的方式已经无法缓和新的产能与市场之间的矛盾。一战虽然冲击了西方各国,但战后西方各国经济的复苏,到 1929 年终于把局限在少数国家和地区危机扩展到了全球。此次危机尽管以货币信用危机的形式发端,但二十世纪二十年代以来的生产危机、实体经济利润下降而引发资金向股市等虚拟经济领域转移则是危机的实质。由此,也导致了这次危机的危害远超以前历次危机。

二战之后,伴随发达国家与发展中国家之间实体经济的转换,发达国家内部金融资本开始在国民经济中掌握了主导权,虚拟经济在国民经济的产值中已逐渐超过实体经济,经济结构又发生大的改变。虚拟经济如果发展不好,很可能反过来影响实体经济,或者直接导致经济危机,自然在经济危机中虚拟经济崩溃的表现也更加突出。这可以反映在从二战至今发生的 7 次主要大的经济危机中。在 1973^①年的世界经济危机中,道·琼斯指数从 1973 年 1 月到 1974 年 12 月下跌达 41.9%。英国股市崩溃,1974 年 12 月股价比 1972 年 8 月的最高点跌落了 76.2%。此次危机前,美、日、德等国为了争夺国际市场,竞相贬值货币,又加上石油危机爆发,使各国出现严重的通货膨胀,这样最终以股市崩盘为开始,世界经济危机爆发。2000 年互联网泡沫,纳斯达克总市值在 18 个月内缩水近四分之三,80%的股票跌幅超过 80%,近 40%的股票被迫或自愿退市。一直到 2002 年 10 月 11 日,纳斯达克才从 1108 点开始企稳回升。而 2008 年的次贷危机也是以金融危机为诱因,进而影响到实体经济的。道琼斯工业股票平均价格指数尽在 2008 年下跌 34%,纳斯达克综合指数跌 40.5%,标准普尔 500 指数下跌 38%。^②2008 年全年,美国倒闭银行总数数量为 25 家,到 2009 年倒闭的美国银行数量共计已达到 115 家。^③

通过对历史上影响较大危机的回顾,我们似乎可以从中得到如下一些直观的映像:

首先,历次危机似乎都是从虚拟经济领域开始,但危机的深层根源还是经历了一个由实体经济为主向虚拟经济转化的过程,而 1920 年前后则是实虚转化的分水岭。1873 年以前,展开工业化的国家和地区少,工业生产主要集中在轻工业部门,而轻工业所需的融资规模很小,股市等虚拟经济领域的发展很慢,此时经济危机的影响和表现主要通过实体经济的投资收益而波及到虚拟领域。但随着第二次科技革命的兴起,技术革命的迅速发展和企业竞争的加剧,重工业部门的崛起并在国民经济产值中逐渐超越轻工业部门,其所要求的融资规模大幅增加,于是银行、股市等虚拟领域迅速发展,银行资本也在这一过程中与产业资本相结合,成为万能的垄断者——金融资本。到 20 世纪初,金融资本在世界各国有着举足轻重的地位。

^① 1973 年危机描述中数据来源于:《世界经济危机史简述(转载)》<http://tieba.baidu.com/f?kz=339637633>。

^② 《金融风暴中的 2008 年:股市等资产的伤心年》, <http://www.cf40.org.cn/plus/view.php?aid=1000>。

^③ 《美国一天倒闭 9 家银行创纪录》, <http://news.qq.com/a/20091101/000288.htm>。

随着金融资本的壮大,各国虚拟经济也快速发展,对经济结构和经济危机形成的影响也越来越大。但直到1929年经济结构还是以实体经济为主,并且统一的世界大市场还未形成,因此经济危机还可以通过实体经济方面的创造性毁灭和世界市场的扩展来缓解。1929年以后,由于世界市场已被主要资本主义国家瓜分完毕,所以要从危机中走出来,只能依靠创造性毁灭,即通过技术创新来创造一个新的产值部门来拉动经济增长。特别需要注意的是,由于虚拟经济的发展,经济结构又发生了变化,就是虚拟经济的产值已超越了实体经济。因此,1929年后影响经济危机的技术创新不仅发生在实体经济领域,更重要的是很多发生在虚拟经济领域,而虚拟经济领域的创新对经济危机的影响也日益深重。按经济周期理论,在经济危机前的经济高涨阶段,实体经济快速发展,获利丰厚,自然带动其股价上涨,于是大众都觉得股市投机有利,于是很多人都投身股市等虚拟经济;另外由于实体经济的发展,社会上形成了大量的闲散资本,这部分闲散资本需要找一个投资回报率较高的投资领域,而此时实体经济已得到了充分发展,竞争导致的平均利润率下降,因而实体经济已不是一个很好的投资选择,于是这些闲散资本也涌向了股市。这样就表现为股市脱离实体经济的非理性猛涨,当这种偏离达到一定程度的时候,必然会出现理性回归,当这种回归到来的时候将会引起群体性的恐慌,于是股市在大众的集体恐慌下崩溃,引发交易所危机进而信用危机。虚拟财富大量蒸发,从而引起有效需求下降,市场流动性不足,信贷紧缩,实体经济于是大受牵连,生产锐减,经济危机爆发。具体事例就是1929年由于共同基金这一金融领域的创新的疯狂发展而引起了大危机,同样2008年的金融危机也是同金融衍生品过度泛滥而引发。除了技术创新外,为了扩大商品的销售量,与消费能力和市场容量的狭小作斗争,生产商等开始大力宣传分期付款,为分期付款正名。在1920年以前,“分期付款获得了一种坏名声,被视为穷人,移民和所谓算术很差的女性的愚蠢行为^①”,但到了1920年,经过生产商,销售商和银行的努力,使得分期付款成为了一种时尚,被中产阶级和富裕阶级接受。这样带来的结果就是银行信贷的大量扩张和虚拟经济的快速发展,这也为以后的经济危机爆发埋下了祸根,分期付款销售也成了1929年的大危机和2008年的金融危机的元凶之一。因此我们可以看到1920年是经济结构实虚转化的分水岭,而在这分水岭前后,经济危机的发生原因和表现大大不同了。

其次,1825年至今,虚拟经济在历次经济危机中的影响越来越大。1920年以前,经济危机虽然也伴随着货币信用危机和交易所危机,甚至有时这种信用危机成为经济危机爆发的先导,但这种信用危机,股市崩溃等对社会的影响不是太大,只是在一定范围内产生了一些影响,或只让少数的资本市场的投机商损失惨重。而这段时间内实体经济对社会影响要大,实体经济的低迷破产会引发大量失业,影响全社会的福利状况。而1920年以后就不一样了,由于虚拟经济在经济结构中占了垄断地位,普通民众也大量参与到股市等虚拟领域,使得经济危机时货币信用危机的影响大大提升,或者说虚拟经济对经济危机的产生起了更大的破坏力。1929年的股市大崩盘在资本主义世界里造成的恐慌是绝无仅有的,一方面是由于此次大萧条股市确实损失巨大,另一方面是由于股市崩溃的受众范围较以前扩大化,由于投资于股市的人数众多,故引起了较之前没有的大面积的恐慌,从而有效需求急剧下降,进而引发了实体经济的全面危机。而2008年的金融危机更是直接发端于虚拟经济,此时虚拟经济的产值已大大超越实体经济,故虚拟经济出问题就直接导致经济危机了。随着虚拟经济在国民经济中的份额越来越大,那么我们可以预见以后当经济危机爆发时,将很可能是直接由虚拟经济危机引发,或就只是表现为虚拟经济的危机,而实体经济在危机中所受的打击不会有虚拟经济那么大。

最后,伴随虚拟经济在国民经济中比重的增加,世界经济危机的周期由相对稳定向缩短

^① [美]伦德尔·卡尔德著,严忠志译:《融资美国梦:消费信贷文化史》,上海人民出版社,2007年,第163页。

或无序趋势转化。从1825年到1920年的95年间,共发生11次^①世界经济危机,平均8.7年发生一次世界经济危机。而从1920年到2008年的间的88年间,共发生8次世界经济危机,平均11年发生一次世界经济危机。虽然在表面上看,1920年前后危机周期的长短差别很大,但我们忽略了一点,在一战以前,经济危机的爆发大都是同步性的,即经济危机在主要资本主义国家里趋于同期爆发;而1920年以后,有很多经济危机却表现出了非同期性。例如,美国爆发1948~1949年危机时西欧和日本并未发生危机;而当西欧各国爆发1964~1966年的经济危机时,美国的危机则推迟到1969~1970年才爆发等等。如果加上这些非同期的经济危机,那么经济危机发生的周期则明显缩短,以美国为例,从1920年到2008年间发生12^②次危机,每一个周期为7.3年,显然比战前大大缩短了(同时,如果扣掉二战之间的时间,则危机更短)。如何解释这种现象呢?按传统经济危机理论来说,固定资本的大规模更新是经济危机的物质基础,更新间隔时间的长短决定了危机周期的长短。那么我们可以说由于技术的进步和资本加速折旧,使固定资本更新的周期缩短了,从而导致经济危机周期缩短,但这只是一方面。我们应该看到虚拟经济对周期缩短的影响。早期的经济危机爆发是由资本主义基本矛盾,即生产的社会化和生产资料资本主义私人占有制之间的矛盾决定的,而表现为产品的相对过剩。而一战后在虚拟经济在国民经济中逐渐占主要地位的情况下,经济危机爆发的原因在很大程度上是虚拟财富的过剩,虚拟经济与实体经济的背离。表现为房地产、股市等虚假繁荣。虚拟经济有一特点就是起伏变化比实体经济快,资本来去转移迅速,相比实体经济,虚拟经济会在较短时间内暴起暴落,一旦其背离实体经济达到一定程度,那么就引起经济危机了。这样在虚拟经济的影响下,经济周期缩短。还有另一方面就是一战后国家利用货币政策来干预经济,在货币信用虚拟经济大大发达的情况下,这些政策在一定程度上加速了经济危机的爆发,从而缩短了危机周期。

由此看来,引发经济危机的因素虽然很多,但虚拟经济对实体经济的背离是引发经济危机的一个重要因素。特别是1825年爆发第一次危机以来,虚拟经济对实体经济的影响越来越重要,其对实体经济的背离也成为了经济危机发生的重要原因。那么,实体经济与虚拟经济之间的背离究竟有多大?上述这些表象能否得到实证的支持?

二、虚拟经济与实体经济背离的量化

目前,理论界用于测度虚拟经济与实体经济背离的指标^③主要有金融相关率(FIR)、马歇尔K值系数和虚拟经济发展的动态偏离。下面,我们主要用 M_2 与GDP的关系来说明了虚拟经济与实体经济之间的偏离度,但不同于马歇尔K值系数($K=M_2/PY$)^④。我们将对自1825年以来历次经济危机发生时的 M_2 与GDP进行线性回归以求得二者之间的关系,即建立计量

模型 $M_2=a+bGDP+\epsilon$ (其中a为常数项, ϵ 为随机项,b为GDP的回归系数),通过线性回归求得方程系数,我们主要考察系数b值的大小来说明虚拟经济与实体经济的偏离程度。

^① 即1825、1837、1847、1857、1866、1873、1882、1890、1900、1907、1920年发生的危机。

^② 这个时段内在美国发生的非同期的危机有四次(1948~1949、1953~1954、1960~1961、1969~1970)。

^③ 本文中关于背离指标的内容主要参考了:伍超明.虚拟经济与实体经济背离关系研究[D].天津师范大学,2003;郝香英.虚拟经济与实体经济的内在关系研究[D].中国海洋大学,2006。

^④ 马歇尔K值系数中的PY也经常用GDP来代替方便计算。马歇尔K值系数只是简单地用 M_2 与GDP的比值来说明虚拟经济与实体经济的背离。而用我们的模型来刻画虚拟经济和实体经济的关系比马歇尔K值

系数要更准确,对 M_2 影响的因素除了GDP外,我们还考虑了a和 ϵ 等其它因素。

关于数据的选取^①，我们主要收集了自1825年到2008年间发生的历次世界经济危机发生时英、美等国的M₂和名义GDP值。现在整理出来的数据只有1873年到2009年的，故只对此段时间内的数据做回归分析，然后对其前后的状况做一些适当的推测。按照上面所述模型，我们做了两部分的回归分析，并对每个部分又各做两个回归，以便对比和对上述映像的检验。第一部分的回归分析我们选取了美国从1869年到2009年间历年的M₂和GDP的数据，并且以1920^②年为界做两阶段的回归分析。这样我们就可以根据分析结果对比出1920年前后虚拟经济对实体经济不同的偏离程度。第二部分的两个回归分析，尽管也同样做两阶段的回归，但不同于第一部分的是：它选取的数据是1873年到2008年这个时间段内爆发危机年份的M₂和GDP作为回归分析数据。这样做是为了以后如果想要知道世界经济是否可能发生时，只要把M₂与GDP值代入模型检验即可知道经济危机要发生时在虚拟经济与实体经济的偏离程度这一条件下的满足性。另外区别于第一部分以美国一个国家分两阶段的回归，在英美两国之间在分界线前后对比，更可以看出虚拟经济和实体经济在经济结构变化前后背离度的差别。

1. 我们对美国1869-2009年间M₂和GDP的时间序列数据进行回归分析，1920年为界分为前后两个阶段进行回归。

首先，我们先看1869-1920年间美国M₂和GDP的数据回归分析。

(1) 平稳性检验。我们所要回归的是时间序列，所以在回归前要对M₂与GDP的序列做平稳性检验，以保证回归分析的有效性，避免虚假回归。我们应用ADF检验。结果表明：M₂与GDP并非平稳的时间序列。但它们都是二阶单整I(2)序列，满足协整检验条件。检验结果如下：

表1 变量的ADF单位根检验结果

变量	差分次数	检验形式 (c,t,k)	DW	ADF	1%	5%	结论
M ₂	2	(N,N,1)	2.09	-9.04	-2.61	-1.95	I(2)*
GDP	2	(N,N,1)	2.02	-11.4	-2.61	-1.95	I(2)*

*表示变量差分后的序列在1%的显著水平上通过ADF平稳性检验。

(2) 协整性检验。我们运用EG两步法。对M₂与GDP回归方程的残差项的单位根检验结果为：

表2 残差的ADF单位根检验结果

变量	差分次数	检验形式 (c,t,k)	DW	ADF	1%	5%	结论
E	0	(N,N,1)	2.01	-3.76	-2.61	-1.95	I(0)*

*表示变量差分后的序列在1%的显著水平上通过ADF平稳性检验。

我们可以看到，ADF的检验统计量-3.758517明显小于显著水平1%时的临界值-2.611094。因此，残差项没有单位根，M₂与GDP两时间序列协整。

(3) Granger因果检验。

表3 M₂与GDP都是I(2)序列。所以可以进行Granger因果检验。检验结果为：

原假设	样本	F统计量	相伴概率
M2 does not Granger Cause GDP	47	12.5812	4.2E-07

^①衡量一个国家虚拟经济的发展水平和规模，可以运用的指标很多，本文中运用广义货币M₂来代表虚拟经济的规模，而实体经济的发展状况我们就用名义GDP来代表。

^②我们认为以1920年为分界点经济结构发生了很大的变化，虚拟经济在1920以后在国民经济中发生的作用显著变大。

GDP does not Granger Cause M2		6.50141	0.00021
-------------------------------	--	---------	---------

可以看到两个 P 值都小于 0.05, 所以拒绝“M2 不是 GDP 的格兰杰原因”和“GDP 不是 M2 的格兰杰原因”两个假设, 则 M₂ 与 GDP 是互为因果的关系。

(4) 回归结果。

回归方程为:

$$M2 = -1.95841537 + 0.4266501828 * GDP \quad ①$$

(-9.052083) (58.92067)

$$R^2 = 0.985802$$

从回归统计结果看: 模型的拟合度较好。可决系数 $R^2 = 0.985802$, 表明模型在整体上拟合的非常好。从截距项和斜率项的 t 检验值看来, |t| 均远大于 5% 水平下自由度为 $n-2=50$ 的临界值。则 GDP 对 M2 的线性影响显著。

其次, 我们再来看看美国 1920-2009 年间的 M2 和 GDP 的数据进行回归分析。

(1) 平稳性检验。同上面一样, 我们应用 ADF 检验。结果表明: M₂ 与 GDP 并非平稳的时间序列。但它们都是一阶单整 I(2) 序列, 满足协整检验条件。

(2) 协整检验。运用 EG 两步法。对 M₂ 与 GDP 回归方程的残差项的单位根检验结果为:

表 4 残差的 ADF 单位根检验结果

变量	差分次数	检验形式 (c,t,k)	DW	ADF	1%	5%	结论
E	0	(N,N,10)	2.01	-4.78	-2.60	-1.94	I(0)*

*表示变量差分后的序列在 1% 的显著水平上通过 ADF 平稳性检验。

我们可以看到, ADF 的检验统计量 -4.777498 明显小于显著水平 1% 时的临界值 -2.594563。因此, 残差项没有单位根, M₂ 与 GDP 两时间序列协整。

(3) Granger 因果检验。

M₂ 与 GDP 都是 I(2) 序列。所以可以进行 Granger 因果检验。检验结果为:

表 5 M₂ 与 GDP 序列 Granger 因果检验

原假设	样本	F 统计量	相伴概率
GDP does not Granger Cause M2	88	7.35854	0.00114
M2 does not Granger Cause GDP		0.50362	0.60617

可以看到在 5% 的显著性水平下, 拒绝“GDP 不是 M2 的格兰杰原因”的假设, 而不拒绝“M2 不是 GDP 的格兰杰原因”的假设。因此 GDP 是 M₂ 的原因, 而 M₂ 不是 GDP 的原因。区别于上面第一个 Granger 检验。

(4) 回归结果。

回归方程为:

$$M2 = 21.36561528 + 0.5265131536 * GDP \quad ②$$

(0.968794) (119.8443)

$$R^2 = 0.993910$$

从回归统计结果看: 模型的拟合度较好。可决系数 $R^2 = 0.993910$, 表明模型在整体上拟合的非常好。从斜率项的 t 检验值看来, t 均远大于 5% 水平下自由度为 $n-2=88$ 的临界值。则 GDP 对 M2 的线性影响显著。但截距项的 t 要小于临界值。

2. 我们对前面历次危机中的 M2 和 GDP 数据进行回归分析, 同样以 1920 年为界分为前后两个阶段进行回归。

在回归分析的时候有个数据处理的问题。我们在这部分回归所要分析的数据不是时间序列，因为相邻两次危机发生的时间间隔不同。但我们所要解决的问题是找出已往发生世界经济危机时 M_2 和 GDP 的关系，并不需要作一些关于时间序列的检验和预测。因此，在 Eviews 中建立工作文件时可对各次危机时间作编号，编号为相邻年份的时间。这样就可以做回归分析了。需要说明的是这部分两个回归，由于数据样本太少，即使当时间序列处理，在 Eviews 中也无法对 M_2 和 GDP 做时间序列的检验。不过我们凭借第一部分的回归分析，知道在长时段的时间序列中 M_2 和 GDP 有因果关系，按照经济学的常识，虚拟经济和实体经济也有因果关系，所以我们仍可以用最小二乘法做回归分析。

下面就是我们回归的结果。

(1) 1873-----1907 年危机估值结果。

回归方程为：

$$M_2 = 36.63031415 + 0.505628181 * GDP \quad (3)$$

(0.821403) (16.66481)

$$R^2 = 0.989313$$

从回归统计结果看：模型的拟合度较好。可决系数 $R^2=0.989313$ ，表明模型在整体上拟合的非常好。从斜率项的 t 检验值看来，t 远大于 5% 水平下自由度为 $n-2=3$ 的临界值 2.353。则 GDP 对 M_2 的线性影响显著。但截距项的 t 要小于临界值。

(2) 1920-----2008 年危机估值结果。

回归方程为：

$$M_2 = -37.03208314 + 0.5308092377 * GDP \quad (4)$$

(-0.451599) (40.28244)

$$R^2 = 0.995705$$

从回归统计结果看：模型的拟合度较好。可决系数 $R^2=0.995705$ ，表明模型在整体上拟合的非常好。从斜率项的 t 检验值看来，t 远大于 5% 水平下自由度为 $n-2=7$ 的临界值 1.895。则 GDP 对 M_2 的线性影响显著。但截距项的 t 要小于临界值。

三、实体经济与虚拟经济背离实证分析的结果

我们所建立的计量模型为 $M_2 = a + bGDP + \epsilon$ 。我们回归主要考察的是 GDP 的回归系数 b。

我们先看第一部分回归的两个式子①、②。两个式子中的可决系数分别为 0.985802、0.968794，说明模型的拟合度很高，我们所建立的线性模型成立。再看 b 值：在①式中的 b 值为 0.4266501828，而在②式中的 b 值为 0.5265131536，明显②式中的 b 值较大。这说明 1929 年后而由于经济结构的变化，虚拟经济在国民经济中所占比重加大，虚拟经济对实体经济的影响在增大。同样，第二部分的回归的两个式子③、④，在③式中的 b 值为 0.505628181，而在④式中的 b 值为 0.5308092377，明显④式中的 b 值较大。这可以看出在一战以后虚拟经济对实体经济的影响在增大，经济危机时虚拟经济与实体经济的背离值也在变大，这与现实的情况也正好相符。两部分回归相比较，式子①、②的 b 值都是刻画的美国家经济的 b 值变化，可比性很大，也很好说明 1920 年后虚拟经济对实体经济影响的增大，则 1920 年是经济结构转变的一个分界点，虚拟经济对经济影响超越实体经济的一个拐点。而式子③、④的 b 值比较的是一战前后英美两国在经济危机发生时 M_2 和 GDP 关系的变化。这主要考虑了一战前英国是世界经济的最强国，经济危机的策源地主要在英国，而一战后，世界经济和经济危机的主导权转向了美国。但从实证结果上来看，即使是跨国比较，依然很好

地证实了经济结构转变后虚拟经济影响的增大,经济危机时虚拟经济与实体经济的背离值在变大这一事实。这种虚拟经济影响的增大,带来的后果就是危机的传播扩散要容易一些,在一战以前,虚拟经济还不太发达时,危机从英国散到世界各地的时间要慢些,而一战后由于虚拟经济的快速发展,使得各国的经济更紧密地联系在一起,也更容易使经济危机在世界各国间扩散。

我们再比较一下④式和①、②式中的 b 值,这三个式子都是就美国的数据做出的回归,所以有好的可比性。不同于①、②式,④式是就美国在危机发生年份所做的回归,可以看到,④式中的 b 值为 0.5308092377 明显大于①、②式中的 b 值为 0.4266501828、0.5265131536。这说明危机发生年份虚拟经济对实体经济的背离明显大于普通年份,虚拟经济对实体经济的背离是经济危机爆发的重要原因。这很好地佐证了我们前面对历次危机描述后的映像。同时,从上面四个式子中可以看出,GDP和 M_2 存在正相关关系,这可以解释为虚拟经济是建立在实体经济基础上的,虚拟经济的一部分以实体经济为根基,所以实体经济的增长也带动了虚拟经济的增长。而我们通过对实证分析中所用数据^①的统计,也可以看出 1920 年前后所发生的经济危机次数有所缩短和呈现无序的趋势。

此外,我们在做第一部分回归时做了两个格兰杰因果检验。在美国 1869 年到 1920 年的回归中所做的格兰杰因果检验的结果是: M_2 与 GDP 是互为因果关系;而在美国 1920 年到 2009 年的回归中格兰杰因果检验的结果却是:GDP 是 M_2 的原因,而 M_2 不是 GDP 的原因。这从另一方面也说明了,经济结构改变以后,虚拟经济与实体经济相脱离的事实。由经济学的基本知识可以知道:虚拟经济与实体经济互相作用,实体经济是虚拟经济的基础,而虚拟经济对实体经济有着反作用。这可以很好地解释 M_2 与 GDP 是互为因果关系这一结果。但是在 1920 年以后,由于金融资本在国民经济中的比重空前增大,虚拟经济有一部分不是为实体经济服务的,完全是为了在资本市场中逐利而产生。那么这部分虚拟经济对实体经济影响不大,脱离实体经济,自然对实体经济的反作用也微乎其微,只有当其引发整个虚拟经济严重背离实体经济并爆发经济危机时才会对实体经济造成较大影响,所以 M_2 不再是 GDP 的原因。随着虚拟经济的发展,上面所述的这种变化会加剧,虚拟经济的发展状况对经济危机的发生起着越来越重要的作用,直至主导经济危机的发生;而经济危机中也主要表现为虚拟经济重大损失。2008 年的金融危机就是很好的例子,经济危机中主要虚拟经济受挫严重,实体经济所受的影响并不太明显。

四、结论

总的来说,虚拟经济对实体经济的背离是历次经济危机爆发的一个重要因素,这种背离在经济危机爆发时扮演了重要角色。以 1920 年为界,经济危机发生时虚拟经济与实体经济的这种背离比以前有扩大趋势。在 1920 年以前,经济危机由生产的相对过剩引发,进而由实体经济波及到虚拟经济,最后虚拟经济在经济危机中崩溃;但在这之后,随着金融资本,虚拟经济在国民经济中占据了经济地位,使得经济危机一定程度上是由于虚拟经济出现问题而引发的,由于虚拟财富的相对过剩,虚拟经济与实体经济背离太大,二者结构过度失衡,从而虚拟经济崩盘,引起经济危机也影响到了实体经济。这种现象在 2008 年的次贷危机中表现的较为突出。由于虚拟经济和实体经济有一定的正相关性,所以随着实体经济的逐年发展,虚拟经济在经济结构中的比重将的大幅提升,那么直接由虚拟经济崩溃引发经济危机的现象将会出现在以后发生的危机中,并且经济危机发生的周期将较以前有所缩短。

经济危机在资本主义体制下并不可消除,但是我们研究它发生的原因和机理却有重要

^① 这些数据将附在文后。

的意义,这有助于我们找到症结,对症下药,在危机发生时采取有效措施,尽快走出危机。我们知道了虚拟经济与实体经济的过度背离对发生经济危机的重要作用,就可以在经济结构调整中注重二者发展的比例关系,使二者相协调,不要过度背离,从而促进国民经济又好又快发展。

参考文献:

- [1](美)弗里德曼、(美)施瓦茨 著,范国鹰等译:《美国和英国的货币趋势:美、英货币趋势与收入、价格和利率的关系》,北京:中国金融出版社,1991年。
- [2][美]查里斯·P·金德尔伯格著,朱隽、叶翔译:《经济过热、经济恐慌及经济崩溃-金融危机史》,北京大学出版社,2000年。
- [3][美]伦德尔·卡尔德著,严忠志译:《融资美国梦:消费信贷文化史》,上海人民出版社,2007年。
- [4]宋则行、樊亢主编:《世界经济史》(第二卷),北京:经济科学出版社,1989年。
- [5]宋则行、樊亢主编:《世界经济史》(中卷),北京:经济科学出版社,1998年。
- [6]伍超明.虚拟经济与实体经济背离关系研究[D].天津师范大学,2003;
- [7]郝香英.虚拟经济与实体经济的内在关系研究[D].中国海洋大学,2006。

附录:

附表1 1873-1907年经济危机发生时M2和名义GDP数据^①

经济危机发生年份	M2 值 (百万英镑)	名义 GDP 值 (百万英镑)
1873	583	1111
1882	616	1116
1890	698	1326
1900	919	1695
1907	992	1921

附表2 1907-2008年经济危机发生时M2和名义GDP数据^②

经济危机发生年份	M2 值 (10 亿美元)	名义 GDP 值 (10 亿美元)
1920	34.8	88.4
1929	46.6	103.6
1937	45.68	91.9
1957	191.82	461.1
1973	549.12	1382.7
1980	1540.183	2789.5
1990	3227.6	5803.1
2000	4780.508	9817

^① (美)弗里德曼、(美)施瓦茨 著,范国鹰等译:《美国和英国的货币趋势:美、英货币趋势与收入、价格和利率的关系》,北京:中国金融出版社,1991年,第144-155页。

^② 1920-1973年M2数据来自(美)弗里德曼、(美)施瓦茨 著,范国鹰等译:《美国和英国的货币趋势:美、英货币趋势与收入、价格和利率的关系》,北京:中国金融出版社,1991年,第144-148页。1980-2008的M2数据来自美联储网站<http://www.federalreserve.gov/>。名义GDP数据来自美国经济分析局网站<http://www.bea.gov/>。

2008	7817.417	14,441.4
------	----------	----------

附表3 1869-2009年美国M2和名义GDP数据^①

年份	M2 值 (10 亿美元)	名义 GDP 值 (10 亿美元)	年份	M2 值 (10 亿美元)	名义 GDP 值 (10 亿美元)
1869	1.28	7.85	1940	55.2	101.4
1870	1.35	7.79	1941	62.51	126.7
1871	1.5	7.68	1942	71.16	161.9
1872	1.61	8.21	1943	89.91	198.6
1873	1.62	8.68	1944	106.82	219.8
1874	1.65	8.43	1945	126.63	223.1
1875	1.72	8.05	1946	138.73	222.3
1876	1.68	8.21	1947	146	244.2
1877	1.65	8.27	1948	148.11	269.2
1878	1.58	8.31	1949	147.46	267.3
1879	1.66	9.36	1950	150.81	293.8
1880	2.03	10.4	1951	156.45	339.3
1881	2.44	11.6	1952	164.92	358.3
1882	2.63	12.2	1953	171.19	379.4
1883	2.8	12.3	1954	177.16	380.4
1884	2.8	11.8	1955	183.69	414.8
1885	2.87	11.4	1956	186.87	437.5
1886	3.1	12	1957	191.82	461.1
1887	3.31	13	1958	201.12	467.2
1888	3.4	13.8	1959	293.3	506.6
1889	3.6	13.8	1960	304.3	526.4
1890	3.92	15.2	1961	324.8333	544.7
1891	4.08	15.5	1962	350.1	585.6
1892	4.43	16.4	1963	379.6083	617.7
1893	4.26	15.5	1964	409.325	663.6
1894	4.28	14.2	1965	442.45	719.1
1895	4.43	15.6	1966	471.375	787.8
1896	4.35	15.4	1967	503.6417	832.6
1897	4.64	16.1	1968	545.3	910
1898	5.26	18.2	1969	578.725	984.6
1899	6.09	19.5	1970	601.4583	1038.5
1900	6.6	20.7	1971	674.4083	1127.1
1901	7.48	22.4	1972	758.1667	1238.3
1902	8.17	24.2	1973	831.7583	1382.7

^① 1869-1958年M2数据来自(美)弗里德曼、(美)施瓦茨著,范国鹰等译:《美国和英国的货币趋势:美、英货币趋势与收入、价格和利率的关系》,北京:中国金融出版社,1991年,第144-148页。1959-2009年M2数据来自美联储网站<http://www.federalreserve.gov/>。名义GDP数据来自美国经济分析局网站<http://www.bea.gov/>。

1903	8.68	26.1	1974	880.5583	1500
1904	9.24	25.8	1975	963.5	1638.3
1905	10.24	28.9	1976	1086.533	1825.3
1906	11.08	30.9	1977	1221.192	2030.9
1907	11.6	34	1978	1322.233	2294.7
1908	11.44	30.3	1979	1425.667	2563.3
1909	12.68	32.2	1980	1540.183	2789.5
1910	13.34	33.4	1981	1679.292	3128.4
1911	14.12	34.3	1982	1832.633	3255
1912	15.13	37.4	1983	2056.883	3536.7
1913	15.73	39.1	1984	2221.2	3933.2
1914	16.39	36.5	1985	2418.967	4220.3
1915	17.59	38.7	1986	2615.842	4462.8
1916	20.85	49.6	1987	2786.042	4739.5
1917	24.37	59.7	1988	2936.325	5103.8
1918	26.73	75.8	1989	3059.933	5484.4
1919	31.01	78.3	1990	3227.6	5803.1
1920	34.8	88.4	1991	3347.325	5995.9
1921	32.85	73.6	1992	3409.2	6337.7
1922	33.72	73.4	1993	3444.975	6657.4
1923	36.6	85.4	1994	3491.35	7072.2
1924	38.58	87	1995	3563.183	7397.7
1925	42.05	90.6	1996	3735.042	7816.9
1926	43.68	97	1997	3920.075	8304.3
1927	44.73	95.5	1998	4200.5	8747
1928	46.42	97.4	1999	4511.108	9268.4
1929	46.6	103.6	2000	4780.508	9817
1930	45.73	91.2	2001	5197.633	10128
1931	42.69	76.5	2002	5592.2	10469.6
1932	36.05	58.7	2003	5978.025	10960.8
1933	32.22	56.4	2004	6257.258	11712.5
1934	34.36	66	2005	6522.492	12455.8
1935	39.07	73.3	2006	6866.233	13246.6
1936	43.48	83.8	2007	7299.65	14,077.6
1937	45.68	91.9	2008	7817.417	14,441.4
1938	45.51	86.1	2009	8424.267	14,256.3
1939	49.27	92.2			

Abstract: The deviation between the real economy and the fictitious economy is an important reason which brings about an economic crisis. The economic structure has changed a lot since 1825, the dominate industry in the national economy have been gradually transformed from light industry then heavy industry finally to fictitious economy

which has its core finance. Despite the real economy and the fictitious economy have a major impact on economic outbreak and economic cycle, the deviation between the real economy and the fictitious economy plays the key role in the economic outbreak. We think that 1920 is the time watershed of the deviation. Meanwhile, we test the relationship of the real economy and the fictitious economy in economic crises by time-series analysis in this paper.

Keywords: economic crisis, the real economy, the fictitious economy, deviation, time-series

作者简介:

张永强, 男, 山西吕梁人, 研究方向: 中外经济关系、金融史, 现为中央财经大学经济学院 2009 级硕士生; E-mail: zyczyq001@163.com; 地址: 北京海淀区学院南路 39 号中央财经大学经济学院 2009 级硕士研究生 (100081); 电话: (0) 15210600397。

兰日旭, 男, 福建武平人, 研究方向: 金融史、中外经济关系; 南开大学经济研究所博士, 现为中央财经大学经济学院副教授; E-mail: galenlan511@hotmail.com; 地址: 北京海淀区学院南路 39 号中央财经大学经济学院 (100081); 电话: (0) 13691499353。

近代中国的银行资本、货币量与货币化（1910~1936）^①

崔文生 刘 巍

内容提要：本文搜集汇总了近代中国 1910~1936 年的银行资本额，用数量分析方法证实了近代中国银行总资本额是影响货币量 M1 的主要因素。同时，也证实了银行资本规模是市场中货币需求的客观要求。本文采用货币化程度的国际比较方法考察了这一时段内近代中国银行业规模适当与否，近代中国与同时代的日本、美国和英国的货币化比率比较结果说明，近代中国银行业的规模尚嫌不足，远不是“畸形发展”。

关键词 银行资本 活期存款 货币量 货币化比率

我国近代银行业发展的规模是否过度，即是否存在“畸形发展”？长期以来，我们总能在各种各样的文献中看到“近代中国银行资本畸形发展”这样的说法，在此，我们不便一一注出。似乎这种观点已经成了一种不证自明的“真理”，但是我们考察以往的研究中国近代银行史的文献，发现大多为回忆性、介绍性的成果，缺少总体和定量的分析性成果，使人感觉所谓“近代中国银行资本畸形发展”的结论是缺少研究依据的，是不能令人完全信服的。近代中国银行业发展是否“畸形”，由于近代中国长时间序列经济数据的严重缺失，使得对这一问题的研究受到极大制约。可喜的是，近年来一些文献的先后发表，使得对这一问题重新进行量化研究成为可能。

刘巍（2008）对罗斯基估算的 1910~1936 年的中国货币供给量进行了重新修正，并认为罗斯基 A、B 两个版本的货币供给量中的 A 版本货币供给量与该时期的实际经济状况比较吻合，确定 M1 层次为该时期的货币量。刘巍（2008）根据总供求决定价格模型将中国的 GDP 数据上推到了 1913 年，使得中国近代的 GDP 数据有了一个从 1913 年到 1936 年的 24 年的时间序列，为中国近代经济计量研究做了开创性的基础性工作。唐传泗、黄汉民（1986）根据已有资料，重新整理估算了 1897~1925 年中国中资银行的家数和资本额，他们所估算的数值大大超过中国银行经济研究室所编的各年《全国银行年鉴》的统计值，但是他们仍然认为相对于资本主义国家的一般发展情况而言，我国近代银行业“畸形发展”。刘克祥（2007）对 1927~1937 年的中国中资银行的数量、资本状况、地区分布、资本所有制及规模结构、银行内部业务分工与结构体系等，进行了新的考察、统计和初步分析。他的统计能较好地与唐传泗、黄汉民的统计值衔接起来，笔者认为，在现在信息搜集、分享、传递更方便、掌握历史资料更全面的基础上，他们所做的重新统计是值得信赖的。杜恂诚（2009）测算了 20 世纪 30 年代中国经济的货币化程度，认为近代中国经济的货币化程度的逐渐提高，主要反映在货币结构中存款部分的增加，这导致了经济生活中票据的广泛运用。

一、近代中国银行业资本与 M1 的数量关系分析

近代中国的银行业主要包括中资银行、外资银行（含中外合办银行）和钱庄。我国近代的票号主要从事地区间的转账业务，其大部分业务涉及政府资金，在辛亥革命以后就迅速

^①本文是国家社科基金项目《1887~1936 年中国 GDP 的估算与经济增长因素研究》的中期成果。项目编号：09BJL006，项目主持人：刘巍。

地萎缩消亡了,所以本文不再将其列入到近代中国银行业的研究范围内。1927年以前中资银行资本的统计,以唐传泗、黄汉民的统计最为全面、完整和权威,本文也采用他们的统计,但是他们的统计中缺少1918-1919年和1921-1924年的中资银行资本数,本文抽取罗斯基的中资银行存款数,计算其他各年的存款与资本之比,利用算术平均法求得1918-1919年和1921-1924年的存款资本比,再根据存款数估计了所缺年份的资本额。1927-1937中资银行资本统计较为全面、系统,被引用最多的为中国银行经济研究室编写的《全国银行年鉴》,刘克祥在《全国银行年鉴》的基础上,根据《申报年鉴》、《中国金融年鉴》、《中国经济年鉴》和全国1000余种新编方志对其做了重新统计,本文1927-1936年的中资银行资本额以其为准。外资银行的资本数据现在很难获得,各类年鉴仅有外资银行总行的资产负债表,而没有具体的在中国开业的各分支行的报表,所以不可能通过直接汇总得到近代外资银行的资本额。本文能够直接获得的估计数只有一个,为唐传泗、黄汉民估计的1925年数值24200万元。许涤新、吴承明估计了1914年和1920年的金融资本值分别为14515万元和19000万元,本文以其90%作为银行资本的估计值。根据罗斯基估计的外资银行存款额,计算1914、1920和1925年的存款资本比分别为2.02、2.36和2.03,因此本文将按2.10的存款资本比,估计1910-1936年其他年份的外资银行资本额。笔者深知这样的估计不够严谨和科学,但在没有新的证据之前,这样的估计也是基本合理的。罗斯基采用9:1的比例估计全国钱庄的资本额,本文同样采用其比例通过全国钱庄存款额求得1912-1936年的全国钱庄资本额。再根据1912-1915年的钱庄资本指数,估计1910和1911年的资本指数,以这两年资本指数求得该两年的资本估计额。最后,将中资银行、外资银行和钱庄资本额加总,得到全国银行总资本估计值。

表1 近代中国银行资本(1910-1936)

年份	中资银行存款 (百万)	中资银行资本 (百万)	中资银行存款/ 资本	外资银行存款 (百万)	外资银行资本 (百万)	钱庄存款(百万)	钱庄资本指数	钱庄资本(百万)	总资本 (百万)
1910		18.84		233.9	111.38		5.9	4.97	135.19
1911		21.56		218.4	104.00		7.1	5.98	131.54
1912	497.0	27.14	18.3125	226.5	107.86	62.9	8.3	6.99	141.99
1913	476.9	28.91	16.4960	240.0	114.29	71.2	9.4	7.91	151.11
1914	456.8	38.42	11.8896	265.0	130.64	80.3	10.6	8.92	177.98
1915	436.8	45.22	9.6594	265.6	126.48	84.1	11.1	9.34	181.04
1916	716.7	51.98	13.7880	244.1	116.24	110.7	14.6	12.30	180.52
1917	396.6	55.57	7.1369	252.8	120.38	110.7	14.6	12.30	188.25
1918	429.2	63.24	6.7871	274.4	130.67	171.3	22.6	19.03	212.94
1919	538.1	83.59	6.4373	301.3	143.48	206.9	27.0	22.99	250.06
1920	536.2	88.08	6.0876	403.3	171.00	304.0	40.1	33.78	292.86
1921	534.4	91.10	5.8659	429.1	204.33	329.7	43.5	36.63	332.07
1922	564.6	100.03	5.6442	448.6	213.62	422.2	55.7	46.91	360.56
1923	592.9	109.34	5.4225	450.0	214.29	567.0	74.8	63.00	386.63
1924	672.8	129.36	5.2008	466.5	222.14	650.4	85.8	72.27	423.77
1925	842.2	169.14	4.9793	491.9	242.00	651.9	86.0	72.43	483.57
1926	1005.4	235.76	4.2645	549.5	261.67	733.7	96.8	81.52	578.95
1927	1049.6	242.78	4.3233	497.9	237.10	742.8	98.0	82.53	562.41
1928	1208.1	261.02	4.6284	556.3	264.90	703.4	92.8	78.16	604.08

1929	1419.6	272.45	5.2105	679.1	323.38	724.6	95.6	80.51	676.34
1930	1742.2	300.19	5.8037	892.1	424.81	758.0	100.0	84.22	809.22
1931	2000.8	299.01	6.6914	789.9	376.14	791.4	104.4	87.93	763.09
1932	2168.0	303.72	7.1382	876.5	417.38	836.0	110.3	92.89	813.99
1933	2668.0	319.02	8.3631	770.1	366.71	852.8	112.5	94.76	780.49
1934	3118.0	419.10	7.4398	692.5	329.76	809.5	106.8	89.94	838.81
1935	3931.3	433.75	9.0635	770.8	367.05	758.0	100.0	84.22	885.02
1936	4782.4	454.76	10.5163	909.8	433.24	704.2	92.9	78.24	966.24

资料来源：中资银行存款、外资银行存款、钱庄存款数和1912-1936年钱庄资本指数来自罗斯基：《战前中国经济的增长》，浙江大学出版社2009年版，第379-381页表；1910-1917年、1920年、1925年中资银行资本额以及1925年外资银行资本额引自唐传泗、黄汉民：《试论1927年以前的中国银行业》，《中国近代经济史研究资料》第四辑，1986年；1926-1936年中资银行资本额引自刘克祥：《1927-1936年中资银行再统计》，《中国经济史研究》2007年第1期。

注：中资银行1918-1919年、1921-1924年存款资本比分别为根据它们的相邻最近年份算术平均插值得得；1918-1919年、1921-1924年中资银行资本额为根据相应年份存款资本比求得；1914年、1920年外资银行资本额为许涤新、吴承明：《中国资本主义发展史》（社科版）第三卷556页表外资金融资本的90%，其余年份外资银行资本额根据存款额按2:1的存款资本比求得；1912-1936年钱庄资本额根据钱庄存款额按9:1的存款资本比求得，1910-1911年的钱庄资本额为根据估计的对应年份钱庄资本指数求得。

银行的资本金是银行从事经营活动的前提和基础，是银行发行银行券和吸收活期存款的基础，是维持银行信用的重要因素。银行业务能否顺利开展，根本上取决于公众对银行的信心，而一般公众总是从资本的多寡来判断银行是否可信可靠，可以说，银行资本的总量越多，公众对银行的信心越充足，整个银行系统发行的银行券和吸收的活期存款就越多。M1等于基础货币加活期存款，而近代中国的货币系统为银、铜双金属货币流通体系，银主要用于大宗买卖交易，铸造的铜钱用于小额零售交易，所以可以将银和铜都看做是流通中的基础货币，在这一时期，新设立的新式银行和外资银行也都大量发行纸币，以纸币代替现金支付以提高支付的效率，所以，近代中国的货币量M1就可以看成是银、铜的流通量加上银行券和活期存款的量。银行吸收的资本金主要是银辅以少量的铜，而银行资本量的大小又影响到发行的银行券数量和吸收到的活期存款数量，因此，我们可以推出银行资本量上升，货币量M1上升，反之相反。据此逻辑分析，我们根据表2数据以M1为被解释变量，以银行资本总额为解释变量建立相应的数量模型。

表2 近代中国货币量M1和银行总资本（1910-1936）

单位：百万元

年份	M1	银行总资本	年份	M1	银行总资本
1910	1873.3	135.19	1924	3090.0	423.77
1911	1903.1	131.54	1925	3364.7	483.57
1912	1951.0	141.99	1926	3616.6	578.95
1913	1976.7	151.11	1927	3764.8	562.41
1914	2016.1	177.98	1928	4098.9	604.08
1915	2014.0	181.04	1929	4560.5	676.34
1916	1973.2	180.52	1930	5101.8	809.22
1917	1935.9	188.25	1931	5012.0	763.09
1918	2031.0	212.94	1932	5000.4	813.99
1919	2203.9	250.06	1933	4776.0	780.49

1920	2468.3	292.86	1934	4185.0	838.81
1921	2571.2	332.07	1935	5050.0	885.02
1922	2743.1	360.56	1936	6607.8	966.24
1923	2913.1	386.63			

资料来源：货币量 M1 数值取自刘巍、郝雁：《对罗斯基估算的 1910~1936 年中国货币供应量之检讨》，《广东外语外贸大学学报》2008 年第三期表 1；银行总资本值为本文表 1 值。

1.单位根检验。我们先分别对 M1 和银行系统总资本额（Z）取对数消除数据存在的异方差，M1、Z 的取值见表 2。分别用 $\ln M1$ 、 $\ln Z$ 表示对 M1、Z 取自然对数，再对 $\ln M1$ 、 $\ln Z$ 进行 ADF 检验，检验结果表明， $\ln M1$ 、 $\ln Z$ 都是二阶单整变量。检验结果如表 3。

表 3 $\ln M1$ 、 $\ln Z$ ADF 检验结果

变量	差分次数	(c,t,k)	D.W 值	ADF 值	1%临界值	5%临界值	结论
$\ln M1$	2	(n,n,1)	1.96	-3.14	-2.67	-1.96	I(2)*
$\ln Z$	2	(n,n,1)	2.03	-4.23	-2.67	-1.96	I(2)*

2.协整检验。根据协整理论，没有协整关系的单整变量的回归是伪回归，且只有一个被解释变量和一个解释变量时，两者的单整阶数要相同。前面变量的 ADF 检验表明其单整阶数相同，可以对其进行协整检验。本文对 $\ln M1$ 、 $\ln Z$ 二个变量的 JJ 协整检验结果如表 4 所示。

表 4 JJ 协整检验结果

特征根	迹统计量	5%临界值	λ -max 统计量	5%临界值	原假设
0.49	23.10	20.26	16.73	15.89	R=0
0.22	6.36	9.16	6.36	9.16	R=1

协整检验结果表明两个变量之间具有协整关系，因此按照计量经济基本理论可以直接运用普通最小二乘法回归。

3.格兰杰因果检验。格兰杰定理表明，存在协整关系的变量至少存在一个方向上的格兰杰因果关系。本文对 $\ln M1$ 、 $\ln Z$ 两个变量的格兰杰检验结果如表 5 所示。

表 5 格兰杰因果检验结果

双向因果关系检验测试，滞后期数：3			
原假设	观测点	F 统计量	概率
$\ln M1$ 不是 $\ln Z$ 的格兰杰原因	26	1.761	0.198
$\ln Z$ 不是 $\ln M1$ 的格兰杰原因	26	4.645	0.042

结果表明： $\ln Z$ 是 $\ln M1$ 的格兰杰原因， $\ln M1$ 不是 $\ln Z$ 的格兰杰原因。

4.回归与时间序列组合方程。首先用最小二乘法对模型进行回归，回归结果如下：

$$\ln M1 = 4.6215 + 0.5745 \ln Z \quad (1)$$

$$(30.27) \quad (22.40)$$

$$R^2 = 0.953 \quad DW = 0.63 \quad F = 501.61$$

DW=0.63,说明误差项存在严重自相关,观察残差序列自相关结构,经一阶差分之后,提高了回归参数的有效性,模型如下:

$$\ln M1 = 4.2097 + 0.6430 \ln Z + 0.7192 AR(1) \quad (2)$$

(7.25) (6.83) (3.78)

$R^2=0.972$ DW=1.35 F=404.24

实证结果说明货币量 M1 受银行系统资本规模及相邻两期 M1 变动量的影响,也可以说是银行系统资本规模是影响货币量 M1 变动的重要因素。另据刘巍和郝雁(2009)的研究,近代中国银行业的货币创造能力是影响货币量 M1 的重要因素之一,从另一角度佐证了我们的结论的显著性。

二、近代中国货币化比率及与日本、美国和英国的比较

我们现在有了近代中国银行业的总资本估计额与货币量 M1,也明确了 M1 与银行业资本之间的关系,但是鉴于货币量和银行资本额是两个绝对量,我们不能直接用这两个数值去和外国的情况比较以得出我国的银行资本是否适当,即我们仍然无法据此判断我国近代银行业的发展是否过度抑或不足。因此,我们只能在宏观经济大势中判断银行业的规模适当与否。从宏观经济总量角度观察,一般来讲,没有分工就没有交换,没有交换就不需要货币,分工越细密,市场交易量越大,市场主体货币需求量越大,客观上要求银行资本以货币供给(信贷供给)满足这一分工协作深化产生的要求。换言之,在储蓄不足的近代中国,银行资本的增长应该是市场中的货币需求拉动的。

我们知道,银行的活期存款大都是银行向企业投放信贷派生的,所以,我们用银行活期存款数据近似代替信贷需求,^①考察市场中的信贷需求与银行资本的关系。由于银行增资或成立新银行需要一定的时间,于是,我们用滞后若干期的信贷需求作为解释变量,建立了如下模型:

$$\ln z = 0.4513 \ln h(-1) + 0.3820 \ln h(-2) + [AR(1) = 0.7809] \quad (3)$$

(2.54) (2.12) (9.34)

$R^2=0.99$ DW=1.96

模型(3)的主要前提假设是储蓄不足导致的供给约束型经济(刘巍,2009),因此,只能是信贷需求拉动银行资本的投入,而不是相反。方程拟合得效果很好,说明市场中存在着这一因果关系。解释变量的系数表明,最近的两年市场主体信贷需求的增长导致了银行业扩大规模,系数值较小则说明近代中国可供投入的资金和外资流入的资金数量都是不大的,这也反映了近代中国储蓄不足导致投资不足的低水平经济运行状况。

银行资本的增长在一定程度上满足了信贷需求、保证了市场中分工协作的进行和缓慢深化。分工产生效率,货币量的增长带动了经济数量增长,同时促进了货币化程度提高。货币化程度提高说明,通过货币向经济渗透的幅度加深带来了经济质量的提高。所以,我们可以通过比较中国和其他国家的货币化比率这个相对指标来回答中国的银行业发展是否适

^①活期存款数据根据罗斯基的数据计算,参见罗斯基:《战前中国经济的增长》,浙江大学出版社2009年版,第379-381页表。

度的问题。

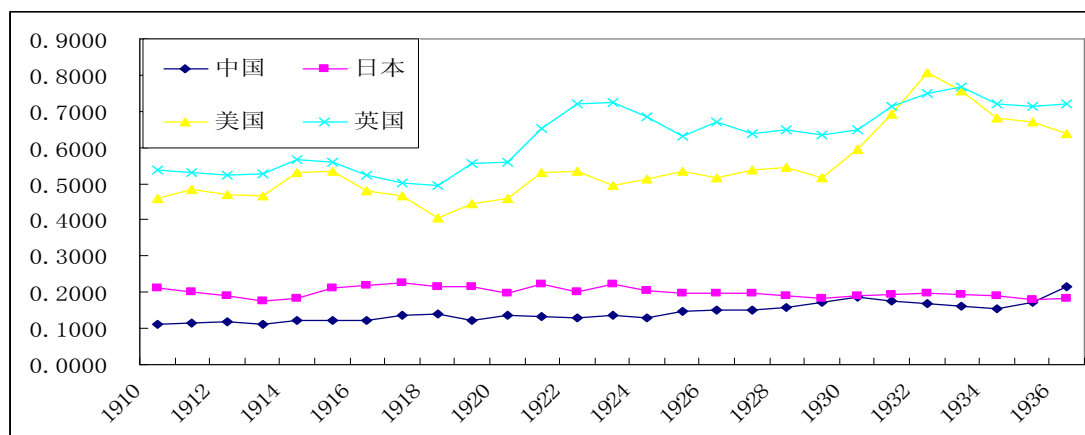
货币化比率是经济货币化程度的衡量指标，通常使用货币量与 GDP 之比来表示，该比值最早由麦金农在 1973 年发表的《经济发展中的货币与资本》一书中使用。货币化比率越高，说明经济货币化程度越高、金融深化程度越高。通常来讲，一国经济从较低阶段开始发展时都伴随着货币化比率的不断提高。我们根据相关数据计算中国、日本、美国和英国 1910~1936 年货币化比率如表 5 和图 5。

表 6 中国、日本、美国和英国的货币化比率（1910-1936）

年份	中国	日本	美国	英国
1910	0.1116	0.2112	0.4604	0.5389
1911	0.1135	0.2023	0.4830	0.5323
1912	0.1184	0.1894	0.4714	0.5249
1913	0.1110	0.1763	0.4660	0.5258
1914	0.1234	0.1815	0.5309	0.5661
1915	0.1213	0.2120	0.5355	0.5578
1916	0.1227	0.2177	0.4790	0.5223
1917	0.1345	0.2247	0.4656	0.5016
1918	0.1415	0.2144	0.4042	0.4933
1919	0.1218	0.2156	0.4439	0.5566
1920	0.1349	0.1971	0.4597	0.5576
1921	0.1344	0.2205	0.5316	0.6514
1922	0.1285	0.2021	0.5353	0.7207
1923	0.1378	0.2228	0.4940	0.7230
1924	0.1306	0.2054	0.5128	0.6853
1925	0.1483	0.1968	0.5350	0.6315
1926	0.1516	0.1957	0.5165	0.6696
1927	0.1515	0.1960	0.5382	0.6392
1928	0.1594	0.1915	0.5462	0.6507
1929	0.1713	0.1828	0.5159	0.6339
1930	0.1847	0.1903	0.5950	0.6490
1931	0.1754	0.1931	0.6910	0.7124
1932	0.1697	0.1976	0.8052	0.7510
1933	0.1621	0.1938	0.7555	0.7682
1934	0.1556	0.1884	0.6825	0.7192
1935	0.1736	0.1781	0.6717	0.7141
1936	0.2136	0.1824	0.6370	0.7196

注：中国货币化比率为根据刘巍、郝雁：《对罗斯基估算的 1910~1936 年中国货币供应量之检讨》，《广东外语外贸大学学报》2008 年第三期表六相关数据计算而得，其中 1910-1912 年 GDP 取自刘巍、陈昭：《对中国 1888-1912 年 GDP 的估算》，《中国计量经济史研究动态》（同行交流）2009 年第一辑；美国、英国的货币化比率为根据弗里德曼、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 页和第 153~154 页相关数据计算而得；日本的货币化比率为根据米切尔：《帕尔格雷夫世界历史统计（亚洲卷）》，第四版，经济科学出版社 2002 年版 949 页数据计算而得，其中 1910-1929 年为货币量与 GNP 之比。

图1 中国、日本、美国和英国货币化比率



资料来源：根据本文表6做出。

由上图可以看出，在1910~1936年期间，中国的货币化比率远低于英国、美国当时的货币化比率，稍低于日本的货币化比率，英国、美国的货币化率约为中国、日本的三到四倍，中国、日本1936年的货币化程度远不及英、美1910的货币化程度。同时，这一时期中国、美国和英国三个国家的货币化比率呈现出轻微的上升趋势，中国的货币化率从1910年的0.11上升到了1936年的0.21，英国的货币化率从1910年的0.54上升到了1936年的0.72，其中1932年曾经达到了0.77，美国的货币化比率从1910年的0.46上升到了1936年的0.64，其中1932年曾达到了此一时期的高点0.81，而日本的货币化比率基本上没有表现出明显的趋势。再者，我们也可以观察到这一时期中国的货币化比率的上升速度要快于英国和美国的上升速度，1910年英国和美国的货币化比率约为中国的四倍左右，而到了1936年，两国的货币化比率只比中国高不到三倍左右了。据此，本文认为，虽然从1910年到1936年中国经济的货币化程度在不断地提高，但是同时，我们不能强求这一时期中国的货币化比率要和已经先行发展资本主义经济很长一段时间的英、美相当，和与我们基本处于同一发展时期的日本相比，中国的货币化程度虽然稍低，却也是基本符合经济发展水平的。

三、结论

综上所述，银行业资本规模是近代中国市场本身的客观要求，同时又是影响货币量M1的主要因素。M1与GDP之比即是一国的货币化比率，通过货币化比率的国际比较，我们看到，中国近代的货币化比率稍低于和我们处于同一发展时期的日本的货币化比率。据此，我们认为，中国近代银行业的发展与资本主义国家一般发展情况比较而言，是基本合理或稍有不足的，至少，我们不能得出结论，我国近代银行业的发展是“畸形发展”。

参考文献：

- [1] 刘巍、郝雁：《对罗斯基估算的1910~1936年中国货币供应量之检讨》，《广东外语外贸大学学报》2008年第3期。
- [2] 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。
- [3] 陈昭：《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。
- [4] 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。

期。

[5]罗斯基：《战前中国经济的增长》，浙江大学出版社 2009 年 10 月第 1 版。

[6]唐传泗、黄汉民：《试论 1927 年以前的中国银行业》，《中国近代经济史研究资料》第四辑，1986 年。

[7]刘克祥：《1927—1937 年中资银行再统计》，《中国经济史研究》2007 年第一期。

[8]杜恂诚：《货币、货币化与萧条时期的货币供给——20 世纪 30 年代中国经济走出困局回顾》，《财经研究》2009 年第三期。

什么是“计量经济史”？^①

Dora Costa • Jean-Luc Demeulemeester • Claude Diebolt^②

潘 琦 译

计量经济史学的诞生往往被看作是经济学历史上一场真正的革命，甚至是与传统经济学的彻底决裂。对现在的经济学家而言，这种说法是真还是假实际上并不重要。罗伯特·福格尔，这一新经济史学派的拥护者察觉到了“新”“旧”经济史学间具有清晰的一致性。事实是，计量经济史学的存在，缩减了传统的经济史学和经济学本身的差距。同时，它通过用经济学术语阐述的方式重新确立了史学在经济学研究中的作用。今天，人们甚至可以说，计量经济史学是经济学的一个扩张领域，造成了新的争论或是对旧的传统观念的挑战。对经济理论和经济计量技术的使用已不仅仅促成了经济史学争辩的复兴，使得定量分析的争论无可避免，它还促使了一种新的史学意识在经济学家中缓慢出现。

从定量的角度界定，计量经济史确实不仅仅是经济史。对经济史学家来说，这场计量经济史革命促成了定量分析的兴起。如果历史现象不仅仅是由数据构成的，它们也都有一个定量的层面。计量经济史学家将这种观点系统化了，并强调不能纯粹运用统计方法或指标，必须还有一致的理论来组织这些数量方面的资料。通过引入经济学分析工具，历史学家们重新审视了美国历史上包括内战起因和铁路在美国经济发展中的作用在内的一些关键问题。他们还越来越多地讨论到一些传统政治史上的重要事件，例如纳粹党上台的决定因素或殖民化的影响。从计量经济史角度做出的解释为传统观点增加了时代感。它有时是补充性的，但有时也被证明是至关重要的——传统观点缺乏严密性和经验相关性。

计量经济史学的目的是提供一种对历史和经济学都适用的更科学的方法。它提出史学研究必须着力于系统的量化以及（数学的）建模方法。这样就能够很好的解读历史，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。即使是那些依据过去经济发展情形分析很孤立的历史事件（一旦发生了），计量经济史学也能够有助于理顺它们之间错综复杂的相互因果关系。计量经济史学还可以就各因素在解释某一现象中的相对重要性提出争议。通过建模模拟事实背后的关键结构关系

^① 原文是法国计量经济史学会主办的《计量经济史——历史经济学和经济历史学》杂志发刊词。

^② D. Costa

MIT Department of Economics, E52-274C, 50 Memorial Drive,
Cambridge, MA 02142-1347, USA
e-mail: costa@mit.edu

J.-L. Demeulemeester
DULBEA, Université Libre de Bruxelles & SKOPE, University of Oxford,
50 Avenue F.D. Roosevelt, 1050 Bruxelles, Belgium
e-mail: jldemeul@ulb.ac.be

C. Diebolt 
Faculty of Economics, BETA/CNRS, Université Louis Pasteur
de Strasbourg & Humboldt-Universität zu Berlin,
61 Avenue de la Forêt Noire,
67085 Strasbourg Cedex, France
e-mail: cdiebolt@cournot.u-strasbg.fr
URL: www.cliometrie.org

(后者更多地解释为一个复杂系统的简化模式),它还可以模拟利益因素(例如,铁路网建设)缺位的情形,以审查评估其在更具全球性的现象(例如,美国的经济增长进程)出现中的真正重要性。这种方法论原则(反事实度量),以及运用时间序列计量经济学对长期时间序列数据进行分析可能是计量经济史学对社会科学家,尤其是史学家最重要的贡献。计量经济史学主张在经济学分析中重新引入必要的历史维度,这是很多经济学论文都很缺乏的。长期以来经济学家一直想要建立社会物理学,即一门具有时间和空间普适性的科学。社会上甚至存在一种倾向,认为经济学仅仅是应用数学的另一分支,换言之,认为经济学就仅仅是对理性行为方面一些公理的影响的研究。对应的经验研究至多被视为次优的,甚至被视为在发现经济规律方面毫无益处。路径依赖,历史时间等因素在分析中均被抛弃,丢给了那些所谓的异端经济学派(马克思主义者,进化论者等)。随着经济学界计量经济史革命的兴起,一切慢慢开始改变。经济学家们逐渐意识到,历史发挥的作用既具有经验性(人们怎能忽略计量经济史分析中出现的典型事实就去评估经济增长或发展模型的优点)又具有理论性(过去的选择会影响现在以及将来的选择,路径依赖无论是对技术规范还是制度都是存在的,而这一切都可以模拟)。与早期计量经济史学家的初始观点(认为应用科学仅仅是从经济学转移到史学)有所不同,诺斯引领的新一代计量经济史学家强调了制度和激励的作用,暗示它们是绝对存在的。

福格尔定义了计量经济史研究方法论的主要特点。他认为主要有两点:对现象的测量和对经济理论的依赖。前一特点相对次要和陈旧。如果它理所当然的重要,量化本身并不足以表征计量经济史研究方法,它往往只是另一种类型的描述。收集了资料,绘制了图表,但争论的主线却仍然是传统的(一种被大量学识和诱惑性假设滋养形成的启发性描述)。这种试图对假设进行系统检验,通过数学建模来证明论据具有逻辑一致性的科学方法是不存在的。论据是临时性的,并不依赖理论的一个强有力的主体。计量经济史学在某种意义上是一种创新,它建议以经济学理论为基础,利用有效的假设——演绎模式,构想对过去经济发展的所有解释(经济学可能是所有人文科学中最难的),然后把它们提交给一个类似于传统经济学所使用的测试程序,即使用计量技术。计量经济史学介绍了如何在史学研究中进行模型构建和理论假设的统计检验。当时那些经济学家的普遍做法对模型的构建最初影响很大:构建局部均衡或一般均衡模型,使模型能够代表经济发展的各个组成部分,而且各部分间的关系在模型中十分明朗。继而可以使用计量经济技术检验模型中强调的各种关系:在特定的历史时期,相关关系和因果关系可以被估计,理论上各种关系的相对重要性也可以被检验。

在第一阶段,计量经济史学家运用假设——演绎模式,来确定创新(例如,铁路),制度(例如,奴隶制)和工业化进程对经济增长和发展造成的后果和影响。历史学家们那时无需进行明确的检验,就已经接受了一些观点(譬如铁路在美国经济发展中起了关键作用,奴隶制是缺乏效率的等)。这些观点都暗含着这样的假设,如果没有这些制度或创新,情形会有所不同。实际上,史学家经常做出这种反事实陈述,即使他们不愿意承认(例如,他们强调特定领导人在现代化进程中的作用——潜在地假设了如果没有该领导人,历史就会改写)。计量经济史革命使得研究者能够更规范地检验那些凭直觉感知的知识:他们可以建模,使得那些因素缺失所造成的影响可以被准确评估并与史实比较。

这种计量经济史方法受到了很多批评。一些历史学家对铁一般的事实,以及那些档案中确定能被检索到的事实和数据坚信不疑。假设美国的经济增长缺失铁路这一因素的模型被看作是异端学说(虚构的历史),外推的时间序列假设也被摒弃,因为没有人能找到它们的档案。但是,传统史学家往往缺乏能够正确评估这些研究方法的科学文化,很多人甚至连统计学和概率论的基础知识都没有掌握。当计量经济史方法使研究人员能够确切地解决一些史学纠纷之后,情况就慢慢地起了变化。各种异端思想家使用的所谓新古典经济学工具受到了更深层次的指责,但这只是对经济学本身更广泛批评的一部分,而不是专门针对计量经济史

学。在每一个科学领域，一个新学派的出现都会导致争取稀缺学术资源的冲突，旧学派会利用争论去贬低有威胁的竞争者的重要性。这并不是说批评者全部都是错的。和当时的经济学一样，计量经济史学过于依赖完全竞争的假设，对时间的认识不准确，没有真正的把制度因素纳入思考范围。但一切都发生了变化，由于对外界批评的正确对待以及经济学研究本身有所变化的影响，计量经济史学家现在对较为传统的文献有了适当的了解（虽然还是会批判它）。他们也把制度因素认真地纳入了思考范畴。

人们必须承认，运用最精密的技术得到的结果往往不如该领域的许多顶级研究者做出的预期。在强调完全单纯的经济分析，即使采用了精确的计量工具，也不能为经济史上结构性变化的进程提供充分的因果解释方面，批评无疑是正确的。从历史的角度来看，经济的发展是非常复杂的。经济演进过程中似乎总会有一些非系统性的间断（战争，时势所趋的股市危机，集体歇斯底里，政治动荡等），它们需要一个更加多学科的视角和其他分析工具，而不仅仅是新古典经济学家所简单提倡的那样。但是，这并非是一个可以不通过经济学最精确的进步去试图解释该现象，从而评估经济学解释适当范围的理由。经济学有一个趋势，即打算运用经济学家的思维方式和技术去解释传统上其他学科涉及的一些现象（政治学，人口学，社会学，犯罪学等）。这些方法往往为分析问题提供了一个新鲜的视角。它们还提供关键的见解和技术来处理历史问题。顺便说一下，除了纯粹的经济现象（经济增长，金融，行业分析，劳动力市场等），计量经济史学还扩张到解释政治，社会和文化现象。如果说经济学方法，特别是计量经济史方法，不是其他研究方法的替代品，那么它绝对是一个非常富有成果的互补品。

因此，尽管人们对经济分析在历史事件上的应用过于狭窄或期望过高有所失望，但是计量经济史学仍然是成功的，是理论上的进步。它有助于更好地掌握过去经济的发展，同时使得经济学理论更加直面现实，即在长期中检验它们的相关性。正如恩格尔和格兰杰所言，经济理论为我们提供了一些从长远角度看是富有活力的长期运行规律。只有计量经济史方法能够使理论顺应经验事实，同时只有正确的历史意识才能够帮助经济学家创造出更好的（更符合事实的）理论。真正的科学应该既是演绎性，又是归纳性的。（有人）把经济学限定为仅是另外一种形式的数学（分析理性行为公理的所有逻辑结论），这种限定虽然作为逻辑练习是有用的——可以评估这种解释的局限，但是，一旦经济学伪称是解释现实世界的经济现象时，这种限定是非常危险的。当然，只有理论才能帮助我们确定不变的规律和复杂系统内潜在的因果关系，这是计量经济的或传统的描述都无法提出的。

在现阶段发展中，计量经济史学的主要成就是，通过使用受理论启发和支持的测量方法，就历史现象及其演化问题建立了一套坚实的经济分析学方法。当人们要确定经济系统内复杂的因果联系时，数学建模是最好不过的了。要想从大量的数据集中提取出最多信息，统计和经济学分析是无可取代的。处理定量资料时，基于对数据的粗糙和幼稚的解释，没有任何理论知识和统计技术而做出的印象性判断是绝对不会被严谨的经济史学家所认可的。经济学家和统计学家的工具包现在是新时期史学家培养中不可避免的一部分。当然，定性分析仍然是重要的（如解释文化研究和历史人类学的兴起），但它应该需要不同的分析来补充，通过数学和统计技术的使用来强调潜在的演进和关系。如果历史学（或经济学）永远不能像我们的同行自然科学那样验证规律，他们至少可以尝试尽可能地严格，以便让尽可能多的证据支持或反对特定的理论。^①从这个意义上讲，经济史学家往往倾向与其他（定量）的社会科学实践相融合。通过这种方式，他可以提出若干解释来更可能地符合一个假设的真理。通过测量现象，检验假设，并就密切注意的现象提出尽可能显著的模型，他希望能达到一个较高质量水平的分析。定量分析在社会科学中的恰当定位肯定是一个应该讨论的问题。研究文化，精确分析过去人们的日常生活，分析文献，等等肯定都是研究过去的有效方法，但我们相信，

^① 这句话似未说完，原文如此。

定量的方法是也是同样有效的。如前所提，许多现象（几乎所有的经济现象，以及从教育到犯罪等很多社会现象）都有一个定量的层面。只有经过经济技术培训的经济史学家和作为史学家培训的经济学家才能像社会科学研究者那样严谨地处理这种类型的数据，他们比几十年前的经济学家更熟悉科学文化。经济史学的发展现已达到较高的专业水平，这意味着要掌握很多技术——希望不是以牺牲学术研究为代价。

社会科学和经济科学现在越来越详细地阐述其技术层面，经济史学也不应该落后。当然，对技术的评价不应仅仅看到它本身，它更多是一种促进我们理解和掌握历史和经济现象的工具。

《计量经济史——历史经济学和经济历史学》杂志参与这一走向更详细的、令人信服的和科学的经济史的趋势，它既可以吸引经济学家也可以吸引历史学家。这本新杂志希望能够通过强调经济史学对经济争论和经济学发展进程的作用来增强现有的支持。我们想强调这种新经济史学对绝大多数经济界人士的重要性和相关性，而不仅仅针对经济史学家和其他史学家。我们的杂志主要定位为经济学专业杂志。它将继续向所有研究方法开放，但是必须要体现对经济争论的兴趣。经济计量方法和制度经济学方法同样受欢迎。不言而喻，我们期望本刊向最高质量发展。我们的杂志有着极高的抱负，刊名反映了本刊是将经济学，数学和统计方法联系起来的著名经济学杂志，这并非偶然。熊彼特（计量经济学杂志第一期）也认为历史经济学（或至少经济史学）和统计学以及经济社会学是经济学学科的基石。和熊彼特为定量分析所做的贡献一样，本刊的目的是建立一个坚实的交流论坛来促进历史方法（也许主要是定量分析）对经济学作为一门科学而发展的贡献。因此，本刊显然不是一本针对纯商业或传统的经济史研究的杂志，那些杂志更多地强调史学问题，而不是更多地贡献于经济辩论本身。本刊编辑部相应地也已成立。

译者简介：

潘琪：广东外语外贸大学国际经济贸易学院硕士研究生

e-mail: 52974711@qq.com

