

总第 3 期 Total :Volume III

2009 年辑第 3 期 Volume III 2009

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

WTO 与广东经贸研究中心
广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心

**Centre for WTO & Guangdong Trade-Economy Studies// China Centre for
Cliometrics Studies Guangdong University of Foreign Studies**

广州 • 2009 年 7 月
July 2009 Guangzhou

目录与内容提要

1.对第一次世界大战期间中国GDP负增长之辩解刘 巍 3

A Study on China's GDP Dropped during the First World War

内容提要：一战期间中国 GDP 呈下降趋势是合理的，造成 GDP 负增长趋势的主要原因有三：第一，数据显示一战期间的工业增长速度并不高于 1895~1913 年，甚至可比行业的增长速度是下降的。第二，一战期间的钢铁、机器和交通器材的进口呈下降趋势，生产能力增长速度放缓，于是，需求增加不仅没能造成产量迅速增长，反而造成了价格上涨。第三，一战期间，占中国 GDP 最大比重的农业产值下降，造成这是负增长趋势的主要影响因素。

Abstract: In this paper, that it is reasonable that the trend of GDP in China declined during the First World War, and there exists three main reasons : First, the data show that industrial growth rate, during the First World War , is not higher than the 1895 to 1913;and the rate of comparable industry growth is even declined .Second, there exists declined trend on import of the iron and steel, machinery and transport equipment, productivity growth slowed down, thus the increased demand not only failed to cause the rapid growth of production, but resulted in price increased. Third, Agricultural output value which accounted for the largest share of GDP in China declined during the First World War, and it is the main factors that results a negative growth trend of GDP in China.

2.1991~2004 年俄罗斯农业产权改革与农业经济绩效分析.....刘文革 10

Institutional change and economic performance of agriculture

-- Taking agricultural reform of property rights in Russia as the main line

内容摘要：20 世纪 90 年代初期，俄罗斯进行了以土地和农业生产组织形式的私有化为中心内容的大规模农业改革。希望通过产权制度变革，改变多年来农业在国民经济中的落后地位，促进农业的恢复和发展，进而为整个国民经济的恢复和发展奠定良好的基础。本文根据 1995-2004 年间不同的制度变革内容和政策环境，尤其是产权变革的不同阶段，结合农业总产值的变化趋势，把俄罗斯农业发展划分为三个阶段，利用面板数据的计量分析方法检验了俄罗斯产权变革和农业产出绩效的关系。得到了三个基本结论：第一，俄罗斯不同产权制度下的产业政策导向因素的激励程度不同的结论。第二，俄罗斯不同的时间段的产权制度下，各要素的利用率不同。第三，本文实证分析支持俄罗斯当前这种产权制度，能较大幅度地激励各生产要素的投入，并且得出单位土地和劳动等要素对产出的贡献率也较高的结论。

Abstract: From early 1990s, Russia carried out a large-scale agricultural reform in which the privatization of land and agricultural production organization is the core content. Russia wished that institutional reform of property rights could change the backward status of agriculture in national economy and promote agricultural rehabilitation and development, which in turn could lay a good foundation for the recovery and development of national economy. Based on different institutional reform content and policy environment between 1995 and 2004, in particular, based on different stages of property rights change between 1995 and 2004, this paper takes the change and trend of the agricultural output value into account and divides agricultural development in Russia into three stages, and then check the effect on the agricultural output by panel method. This paper gets three conclusions: firstly, different policies bring different incentive effects to institution change and accelerate the recovery of agriculture production in Russia; secondly, the efficiency of different elements is different; thirdly, we support that Russia agriculture reform is

on track of endogenous-rule institution change and rise up the efficiency of institution change now.

3.对 1887~1909 年中国狭义货币供应量M1 的估计.....陈 昭 刘 巍 22

The estimation of M1 in China from 1887 to 1909

内容提要: 本文构建了近代中国市场的两个假设: 传统经济向近代经济过渡并成为主要的发展趋势; 商品化程度变化缓慢, 即经济的货币化程度提升的节奏比较稳定。在此基础上建立了总供求决定价格的模型, 利用这一模型, 本文估算了 1887~1909 年中国的狭义货币供应量, 并对结果进行了验证, 效果良好, 表明估算结果有较高的可信度。

Abstract: this paper builds two assumptions of modern China's Market: the traditional economy transits to the modern economy and becomes the main trend of development; the extent of commercialization changes slowly, that is, the degree of Monetization to upgrade the rhythm is more stable. on this basis, the paper established model of price which determined by aggregate supply and aggregate demand, and employing the model, the paper estimates M1 of China from 1887 to 1909, and the results are verified to be effective, it shows that the results may be higher reliability.

4.近代中国进出口贸易与经济货币化分析.....郝 雁 30

The analyse on economic monetization and import and export trade in Modern China

内容提要: 本文以近代中国宏观经济运行为背景, 运用现代经济学研究方法, 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进行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, 出口贸易和进口贸易是货币化比率的 Granger 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。

Abstract: This study stands against a background of operation on Modern China's macro-economy and gives a logic anlysis and empircal study on what way and what extend China's import and export have influenced economic monetization by reaearch methods of modern economics. The result shows that the growth of import and export promoted the process of monetization, import and export is the Granger cause of monetization ratio; as Modern China was still at the preliminary stage of economic monetization , the monetization ration presented a weak elasticity to import and export .

5.中国物价变动的影响因素研究(1950~2008)刘 巍 陈 昭 42

A Study on the Influence Factors of Price Fluctuation in China since 1979 to 2008

内容提要: 本文考察了 1950 年以来中国物价波动的历史, 以交易方程式为逻辑基础, 放开了货币流通速度不变的假设, 以货币流通速度、货币量、GDP 环比指数为依据, 将货币流通速度和货币量对物价的影响做了统计描述和数量分析。本文的研究结论是, 在改革开放以后的 30 年里, 就货币流量对中国物价的影响而言, 无论是敏感性还是重要性, 货币流通速度都大于货币量。

Abstact: In this paper the history of the price fluctuation in China since 1950 is reviewed, and under the condition which hypothesis of unchangeable monetary velocity is relaxed, a statistical description and a quantitative analysis are carried out to study different effects monetary velocity and volume of money have on the price respectively . The conclusion is drawn that whichever sensitivity or importance, monetary velocity had greater effects on the price than volume of money did in past 30 years.

对第一次世界大战期间中国GDP负增长之辩解

刘 巍

内容提要：一战期间中国 GDP 呈下降趋势是合理的，造成 GDP 负增长趋势的主要原因有三：第一，数据显示一战期间的工业增长速度并不高于 1895~1913 年，甚至可比行业的增长速度是下降的。第二，一战期间的钢铁、机器和交通器材的进口呈下降趋势，生产能力增长速度放缓，于是，需求增加不仅没能造成产量迅速增长，反而造成了价格上涨。第三，一战期间，占中国 GDP 最大比重的农业产值下降，造成这是负增长趋势的主要影响因素。

关键词：一战 GDP 黄金时代 工业增长率 进口 农业总产值

日前，我们根据总供给（GDP）和总需求（M1），决定价格的理论框架、以计量经济学方法估算了 1913~1926 年中国的 GDP，并从储蓄、投资和进口诸角度验证了 GDP 估算值的合理性，各项检验指标均达到了较高水准^①。但是，一战期间的 GDP 估算值和我们长期以来形成的历史概念不符，从表 1 数据来看，一战期间中国的 GDP 是趋势向下的，令我们自己和同行都大惑不解。

表 1 1913~1926 年宏观经济数据

年份	GDP (1933 年价格, 亿元)	P (1933 年=100)	M1 (亿元)
1913	178.09	65.8	19.767
1914	163.39	69.7	20.161
1915	166.10	77.6	20.140
1916	160.75	77.6	19.732
1917	143.97	80.3	19.359
1918	143.51	81.0	20.310

资料来源：拙文《对 1913~1926 年中国 GDP 的估算》，见《中国社会经济史研究》2008 年第 3 期。

为节省篇幅，只节录了部分本文所需的数据。

论文发表之前，在 2008 年上海社会科学院主办的中国经济史研讨会上，就有同行提出了一战期间的 GDP 估计值与“黄金时代”冲突的问题，也有同行提出了该时段“价格上升 GDP 下降”与经验不符的问题。论文发表之后，我们又陆续接到了一些同行的来信和来电，提出了相同或相似的问题。这就迫使我们不得不去努力探其究竟，尽量给我们自己和学界同仁一个满意的答复。

^① 拙文：《对 1913~1926 年中国 GDP 的估算》，《中国社会经济史研究》2008 年第 3 期。

一、一战期间工业增长率并无提升

多年来,受中国近代史教科书影响,我们在头脑中形成了“一战期间是中国民族资本的黄金时代”这一根深蒂固的概念,并且,我们头脑中呈现的美丽图画是根据我们当代生活中的工业、商业繁荣实景绘成的,似乎 GDP 应该是大幅增长的,甚至有可能是经济过热的。从黄金时代产生的原因上看,是因帝国主义列强忙于厮杀,放松了对我国经济的控制和掠夺所致。逻辑上的解释与多年来的意识形态合拍,因此,无须全面分析,我们就确认了这一结论。但是,这一历史概念应该说是一个假说,国内外学界尚无一人曾以充分的数据、用宏观经济运行分析方法做过令人信服的证实。

据许涤新、吴承明主编的《中国资本主义发展史(第二卷)》载,上世纪 60~70 年代,国外学界多从生产方面估计中国工业增长趋势(当时正值中国文革时期,国内正常的研究工作几乎停顿)。国外学界多用章长基教授的估计:15 项产品(1933 年价格),1914 年为 20190 万元,1921 年为 42710 万元。1912~1920 年,按总产值计,平均年增长率为 16.5%,按净产值计,为 13.4%^①。同时。按珀金斯教授所用资料,计算 1912~1921 年净产值的年增长率为 11.7%^②造成差异的主要原因是,工业产量大都没有确切记载,许多数据是根据设备能力或投资推算出来的。

许涤新、吴承明二位教授根据各行业情况,分别按生产能力、产量或投资额计算(具体计算方法不详),各行业情况不一。较大产业的增长率在年 12%~13%,如棉纺织业。增长最快的卷烟业年增长率 36%,最差的缫丝业年增长率不过 0.04%。详见表 2。

行业	1912	1920	发展速度 1912=100	年均增长率 %
棉纺织业: 华商纱厂纱锭数(枚)	509564	1598074*	313.6	12.1
华商纱厂布机数(台)	2616	6675**	255.2	11.0
机制面粉厂: 华商厂日产能(包)	66470***	203950	306.8	17.4
华商厂产量(万包)	1966***	8316**	423.0	19.8
缫丝业: 上海、广东、无锡丝车数(台)	80140	112654	140.6	0.04
厂丝出口量(即产量、担)	59157	77855****	131.6	0.03
卷烟业: 华商厂资本额(万元)	138	1680	1219.4	36.7
火柴业: 华商厂资本额(万元)	361***	746	206.6	10.9
电力业: 华商厂发电容量(千瓦)	12013	29602	246.4	11.9
水泥业: 启新厂产量(吨)	59405	109741	184.7	8.0
机械采煤业: 华商矿产量(吨)	416558	3279757	787.3	29.4
6 种矿冶产品生产指数(1913=100)	76.3	165.1	216.4	10.1

资料来源:许涤新、吴承明《中国资本主义发展史》,社会科学文献出版社 2007,第二卷,第 663 页。

原表注释: *1922 年、**1921 年、***1913 年、****1919~1921 年平均。

单独观察这一时段的工业增长,无法看出该时期工业经济增长的速度如何,必须和前期比较,方可得出结论。我们用表 3 数据计算,1895~1913 年中国资本工矿业的增长率(资本)也是不低的,纺织业年均增长 17.4%,矿冶业年均增长率是 24%,可比行业均超过一战前后的增长率。

^① John K. Chang, *Industrial Development in Precommunist China*, 1969, p.60, p.71.转引自许涤新、吴承明《中国资本主义发展史(第二卷)》,人民出版社 2003 年,第 874 页。

^② Dwight H. Perkins, *Agricultural Development in China, 1368~1968*, 1969, p.127. 转引自许涤新、吴承明《中国资本主义发展史(第二卷)》,人民出版社 2003 年,第 874 页。

综上，一战期间的工业增长率与前期相比，并无显著提高，而是近代工业的领域有所拓宽。譬如，大战期间，国外军需面粉大增，面粉工业是在一战期间获得突出发展的一项民族资本主义近代工业，战时增长率达 17%。经过两个时期的比较，我们完全同意许涤新、吴承明二位教授多年前的结论：“一次世界大战‘黄金时代’之说，更多是指利润优厚，并非指增长速度。”^①我们后学晚辈不得不叹服，大家就是大家，在无GDP整体数据的情况下，大略的判断竟不离其宗！

表 3 年份	1895~1913 年中国资本工矿业设立				金额单位：千元
	家数	纺织业 设立资本	家数	矿业 设立资本	
1895	12	1766	2	461	
1896	12	1913	7	2370	
1897	8	2828	11	1968	
1898	12	1630	4	1125	
1899	8	1756	1	10	
1900	7	2164	—	—	
1901	2	58	—	—	
1902	6	318	4	296	
1903	1	30	3	169	
1904	5	726	3	818	
1905	15	1704	5	744	
1906	17	3875	8	4237	
1907	12	3880	8	1978	
1908	8	2829	10	4433	
1909	9	537	9	2733	
1910	9	364	3	348	
1911	1	40	2	283	
1912	3	388	1	100	
1913	2	284	—	—	
未详	11	3156	—	—	
合计	160	30246	81	22073	

资料来源：汪敬虞：《中国近代工业史资料》，下册，第二辑，1957 年，第 657 页。

说明：包括资本在 1 万元以上的商办、官督商办、官商合办和极少数官办厂矿。

二、一战期间工业设备和重要原料进口下降

民国初年，从近代中国经济总体角度判断，经济尚处“供给约束型”阶段，经济中并无闲置的生产能力，一战突发的商品需求无法在短期内迅速拉动产量，只能先拉动价格。因此，价格上升并非和今天一样说明宏观经济的热度升高。从增长和通胀的关系来看，世界经济发展过程中曾反复出现“双高型”、“高低型”、“低高型”等几种模式，由于中国改革以来大多数年份都处于双高模式中，所以有先入为主的判断，以为价格攀升经济必然增长。

当时，无论是外部需求还是内部需求的增长，厂商必先购置资本品，才能向市场供给更多的商品。而在民国初年，资本品和一些原材料都需进口才能解决。因此，从向国外厂家谈判订货到出厂、海运、安装、调试是需要较长的时间的，资本品转化为生产能力是有较长时滞的。通俗地说，战争需求上来了，民族资本缺机器少原料，商品供给在短时间内是跟不上的。

在近代中国，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重要指标。大战中，进口钢铁锐减而出口骤增，竟造成连续出超，对中国工业发展十分不利。机械、交

^①许涤新、吴承明《中国资本主义发展史》，社会科学文献出版社 2007，第二卷，第 662 页。

通器材进口的增加主要在战后时期，这是因为大战中列强无力输出和海运困难之故。以民族资本主义最主要的近代工业部门棉纺织业为例，在大战之初并不景气，1914 年纱锭反而减少了几千锭，1915 年以后才逐渐增加^⑤。由于棉纺织业的机器设备依赖进口，从定购、安装到开工需一定时间，因此，棉纺织业设备的增长主要是在战后，延续到 1922 年。在大战期间的多数年份里，棉纺织业的增长速度是低于战前的。

表 4 一战期间钢铁、机器设备进口及相关数据					
年份	钢铁（1000 公吨）			机器、车辆、交通电气器材及工具进口 （1000 关两）	
	进口	出口	差额	按当年币值	按 1913 年币值
1913	245	71	-174	16976	16976
1914	230	79	-151	24857	23450
1915	126	104	22	13504	11444
1916	146	156	+10	30794	26097
1917	123	164	+41	19538	16097
1918	149	190	+41	20173	16400
1919	325	168	-160 ^⑥	44148	36486
1920	367	198	-169	51185	39073

资料来源：《海关报告》，转引自许涤新、吴承明《中国资本主义发展史》，社会科学文献出版社 2007，第二卷，第 558 页。批发价格数据来源同表 1 第三列（P）。

从表 4 观察，1914~1918 年，中国主要生产资料钢铁和机器的进口大致是向下的趋势，这基本上可以解释民族资本的生产能力不可能迅速提升这一事实，因为，当时的国内产业结构决定了中国近代工业的资本品主要依赖进口。因此，战争的物质需求造成了价格上涨，民族资本的既有生产能力存量利润猛增。于是，订单多、价格涨、获利多，造成了一种“黄金时代”的感觉。

另外，从罗斯基教授估计的近代生产性质的投资额也可以说明这一问题。详见表 5。

表 5 中国近代生产性质的投资额		单位：1933 年币值百万元	
年份	总投资额	关内	东北
1914	267	214	53
1915	183	139	44
1916	243	158	85
1917	210	137	73
1918	223	134	89
1919	422	282	160
1920	476	352	124

资料来源：Thomas G. Rawski, *Economic Growth in Prewar China*, University of California Press, Berkeley Los Angeles, Oxford, 1989. p. 245. 根据本文需要节录。

表 5 数据显示，一战期间中国近代生产性质的投资额是下降的，关内各省比东北的下降趋势还要明显。战后，投资才大幅度增长。这一现象说明，近代中国，至少是一战时期，近代化工业生产能力形成所需的资本品大都需要进口，一战期间的进口下降，不是中国进口商不愿进口，而是由于列强经济服务于战争，无暇出口。同时，战时海运受阻也是远洋贸易停顿的重要原因之一。于是，进口下降（特别是表 4 所列各科目的商品）直接抑制了厂商扩大再生产的需求，进而说明了进口和投资的关系是相当密切的。从这一角度而言，大战对中国经济增长有较大的负面影响。

^⑤许涤新、吴承明《中国资本主义发展史》，社会科学文献出版社 2007，第二卷，第 663 页。

^⑥数据有错误，但原文如此。该书的几个版本均是如此，可能是《海关报告》有误。疑为“差额-157”。

三、一战期间农业经济负增长

在近代化工业的范畴内讨论，我们基本上可以得出结论：战时工业化范围有所扩大，但战前的支柱行业增长速度并无提升（一战初期反而有所下降）。同时，我们必须注意的是，近代以来，一直到新中国成立后的一段时间，中国经济中工业所占比例并不具有优势。一战时期中国近代工业在国民经济中所占比重是比较小的，占据压倒优势地位的是农业。据珀金斯教授的估算，1914~1918 年，中国近代化制造业的产值占 GDP 总量的比重不足 20%，而农业的比重是 61.8%。^⑦所以，GDP 是增长还是下降，主要的考察对象应该是农业总产值的动向。

近代中国的农业是国民经济的主要组成部分，但小农经济的汪洋大海、战乱不已与靠天吃饭造成了中国农业抵御自然灾害的能力低下和增长动力微弱。100 多年来，农业总产值的增长相当缓慢。长期以来，近代中国农业方面的数据比较零散，全国的数据、连续的数据比较缺乏。国家统计局的老前辈莫曰达先生做了大量工作，整理、估算了若干时点的农业总产值和农业增加值，使我们的研究工作在很大程度上有了数量依据，见表 6 和表 7。莫先生长期从事统计工作，所做数据应该是可靠的。

年份	种植业	林业	牧业	副业	渔业	农业总产值
1840	8600685	150840	1503379	603361	158885	11017150
1894	10254247	190380	1550311	693685	198086	12886709
1911	11044492	240304	1775036	785306	212033	14057171
1920	8479714	211944	1821767	907407	182778	11603610
1933	13552793	380062	2421321	1082711	314927	17751814
1936	13764631	351783	2246926	1099321	305811	17768472
1946	10998614	292985	1763259	1013206	255835	14323899
1949	8995531	242942	1964668	840145	212137	12253423

资料来源：莫曰达：《1840~1949 年中国的农业增加值》，见《财经问题研究》2001 年第 1 期。

年份	种植业	林业	牧业	副业	渔业	农业增加值
1840	7542801	147672	804386	555092	142996	9192947
1894	8992975	186382	788157	638190	178277	10783981
1911	9686019	235258	930197	722482	190830	11764786
1920	7436709	207493	971505	834814	164500	9615021
1933	11881422	371866	1076353	996094	283434	14609169
1936	12071851	344396	961384	1011375	275230	14663966
1946	9645784	286832	7422340	932150	230251	11837357
1949	7889081	237780	780061	772933	190923	9870778

资料来源：同表 6。

从上面两表观察，1911 年和 1920 年两个时点的连线是可以涵盖一战时段的。1911 年到 1920 年，无论农业总产值还是农业增加值，存在着下降趋势。从各子行业数据观察，除牧业和副业两个子行业有所增长之外，其他子行业——包括产值最大的种植业——都是负增长的。我们可以算出一个平均的增长率，这个增长率无疑是个负值。由于莫老的数据缺乏 1911~1920 年的中间时点，仅凭首尾两个数据做年均增长率是缺乏说服力的，也很可能与

^⑦ 珀金斯：《中国 20 世纪经济的增长与结构变化》，转引自费正清：《剑桥中华民国史》，上卷，中国社会科学出版社 1993，第 47 页，表 3。珀金斯的统计显示，加上公用事业，制造业的比重略超 20%，而我们在文中所说的近代化制造业产值不足 GDP 的 20%，是因为珀金斯教授的数据中包括了传统制造业的产值。

历史本来面目南辕北辙。于是，我们必须参照其他方面的数据方可得出农业经济增长或负增长的结论。

我们能够得到的数据是粮食进出口方面的，见表 8。从表 8 观察，中国的粮食同一品种同时存在这进出口交易。这可能是相对价格上优势、国内粮食流通制度上的限制和交通运输上的便利所致，不管什么原因，经过这样的贸易，市场调节的总体客观后果应该有二：第一满足了国内生活养命的需要；第二，商人赚取了可能的利润。

表 8		1912~1918 年大米、小麦和面粉的进出口				单位：担
年份		进口			出口	
	大米	小麦	面粉	大米	小麦	面粉
1913	5414896	2064	2596821	84428	1848071	139206
1914	6774266	998	2166318	27939	1969048	69932
1915	8476058	2586	158273	22263	1514536	196596
1916	11284023	59555	233464	22515	1155179	289747
1917	9837182	36169	678849	37912	1557601	798031
1918	6984025	16 (?)	4551	33281	1815461	2011899

资料来源：瞿商：《粮食问题与中国经济发展》，中国财政经济出版社 2007，第 131 页表节录。

说明：我们对 1918 年的小麦进口数据（怎么可能仅 16 担）深表怀疑，询问作者瞿商博士之后得知，资料原文如此。我们怀疑这是原资料的错漏，因此，只能放弃对 1918 年的分析。

近代中国的农业是小农经济的汪洋大海，集约经营的商品大农业是罕见的。从这一特征出发，必须在自家能够活命的基础上，小农才能卖出粮食（吃糠咽菜的生活也是需要一定数量的粮食的）。我们假定这几年间人口数量基本稳定，于是，出口粮食越少、进口粮食越多，说明农业经济中的主干子行业——种植业是增速下降或负增长的。反之，出口粮食越多、进口粮食越少，则说明其是增长的。根据表 8 的数据，同时按照 75% 的小麦出粉率将面粉折成小麦，制成表 9。从表 7 “粮食净出口” 一系列数据来看，1913~1917 年的主要粮食商品的入超额呈不规则的扩大趋势，说明了这一时期主要粮食作物的产量下降趋势。

表 9		一战期间中国主要粮食商品净出口额			单位：担
年份	大米净出口	小麦净出口	面粉净出口	粮食净出口	
1913	-5330468	1846007	-2457615	-6761281	
1914	-746327	1968050	-2096386	-1573458	
1915	-8453795	1511950	38323	-6890748	
1916	-11261508	1095624	56283	-10090840	
1917	-9799270	1521432	119182	-8118929	

资料来源：根据表 8 计算。按小麦出粉率 75% 将面粉数据折成小麦，从而加总粮食净出口额。

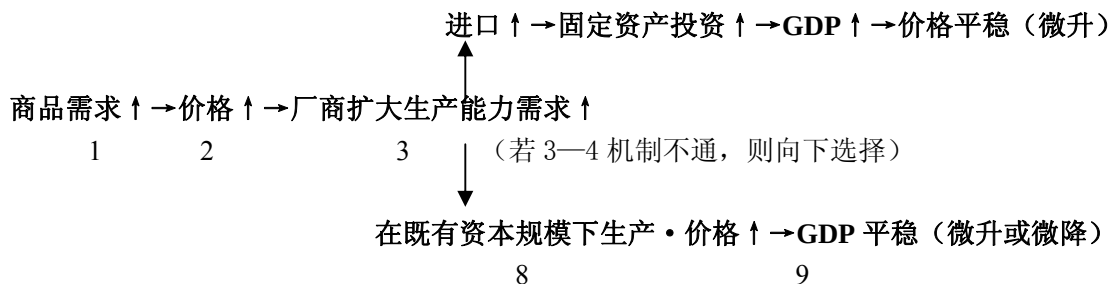
从表 9 数据观察，1913~1917 年，大米、小麦、面粉等项合计，各年都是净进口，说明了这一时段国内粮食缺口较大。根据莫曰达先生的两个时点统计数据，参照主要粮食商品净出口数据，就可以判断 1911~1920 年农业经济的下降趋势了，本节的命题基本上可以成立。由于资料太少，且又非本文重点所在，所以我们暂不做农业经济增长率的估计和深入的研究。

四、简单的结论

通过前面的分析和讨论，我们可以得出以下两个主要结论：

第一，一战期间的中国工业经济运行传导机制大略为下面的箭头图所示：

4 5 6 7



如果图中任何一个环节出了问题，都对下一个环节产生较大的不利影响。而最重要的环节是 3—4，如果行不通，就必然选择 3—8。

一次世界大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（图中 1），价格信号传导到厂商后，厂商必须购买资本品（图中 2—3），扩张生产能力，方可增加供给，从而 GDP 增长。中国近代工业的资本品大都来自海外，进口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（图中 3—4），致使投资增长严重受阻（图中 4—5）。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（图中 3—8—9）。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。数据说明，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。通过数据分析，我们得出了大战期间中国农业总产值下降的结论。农业总产值下降，GDP 必然是下降的。

参考文献：

- [1] 许涤新，吴承明. 中国资本主义发展史，第二卷[M]. 社会科学文献出版社 2007，
- [2] Thomas G. Rawski, *Economic Growth in Prewar China*, University of California Press, Berkeley Los Angeles, Oxford, 1989.
- [3] 瞿商. 粮食问题与中国经济发展[M]. 中国财政经济出版社 2007.
- [4] 费正清. 剑桥中华民国史，上卷[M]. 中国社会科学出版社 1993.
- [5] 刘巍. 对 1913~1926 年中国 GDP 的估算[J]. 中国社会经济史研究，2008（3）.
- [6] 莫曰达. 1840~1949 年中国的农业增加值[J]. 财经问题研究，2001（1）.

作者简介：

刘 巍，男，1960 年出生，哈尔滨人，经济学博士，广东外语外贸大学 WTO 与广东经贸研究中心/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分会理事，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学。

联系电话：13929525214，02036207061（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 WTO 与广东经贸研究中心

邮政编码：510420

A Study on China's GDP Dropped during the First World War

Liu Wei

Abstract: In this paper, that it is reasonable that the trend of GDP in China declined during the First World War, and there exists three main reasons : First, the data show that industrial growth rate, during the First World War , is not higher than the 1895 to 1913;and the rate of comparable industry growth is even declined .Second, there exists declined trend on import of the iron and steel, machinery and transport equipment, productivity growth slowed down, thus the increased demand not only failed to cause the rapid growth of production, but resulted in price increased. Third, Agricultural output value which accounted for the largest share of GDP in China declined during the First World War, and it is the main factors that results a negative growth trend of GDP in China.

Keywords: The First Word War, GDP, Golden Age, Industrial Growth Rate, import, Gross Agricultural product

1991~2004 年俄罗斯农业产权改革与农业经济绩效分析

刘文革 关立新 周方召^{*}

^{*}本文系国家社科基金项目：转轨国家制度变迁方式比较研究（02CGJ）的阶段性研究成果。作者感谢两位

内容摘要:从 20 世纪 90 年代初期起,俄罗斯进行了以土地和农业生产组织形式的私有化为中心内容的大规模农业改革。希望通过产权制度变革,改变多年来农业在国民经济中的落后地位,促进农业的恢复和发展,进而为整个国民经济的恢复和发展奠定良好的基础。本文根据 1995-2004 年间不同的制度变革内容和政策环境,尤其是产权变革的不同阶段,结合农业总产值的变化情况和趋势,把俄罗斯农业发展划分为三个阶段,利用面板数据的计量分析方法检验了俄罗斯产权变革和农业产出绩效的关系。得到了三个基本结论:第一,俄罗斯不同产权制度下的产业政策导向因素的激励程度不同的结论。第二,俄罗斯不同的时间段的产权制度下,各要素的利用率不同。第三,本文实证分析支持俄罗斯当前这种产权制度,能较大程度地激励各生产要素的投入,并且得出单位土地和劳动等要素对产出的贡献率也较高的结论。

关键词: 制度变革 产权制度 私有化 农业经济绩效

一、引言

从 20 世纪 90 年代初期开始,俄罗斯进行以土地和农业生产组织形式的私有化为中心内容的大规模农业改革。改革的实质是俄罗斯整个激进改革战略和相应的配套政策在农业领域的实施过程。俄罗斯当局认为公有制是俄罗斯农业落后的根本原因,于是把土地私有化作为农业改革和振兴农业的突破口,并认为只要实现土地私有化,农业发展中的一切问题就会迎刃而解^⑧。在整个农业改革过程中,与农业产权制度变革相关的具体内容主要包括三个方面:

(一)全面推行以土地私有化为核心内容的激进改革。1991 年 4 月 25 日,俄联邦议会通过了《俄罗斯联邦土地法典》,作为一个纲领性文件,它为“根本改革俄罗斯联邦土地关系、保护土地所有者、土地占有者和土地使用者的权利,组织合理使用土地资源,提供了法律保障”。1991 年 12 月 27 日,俄罗斯政府发布了《关于俄罗斯联邦实施土地改革的紧急措施》命令,标志着土地私有化的全面推行。改革以前的 1991 年初,俄罗斯国营农场和其他国营农业企业使用的农业用地占农业用地的 58%,集体农庄使用的农业用地占 40%。到了改革以后的 2000 年 1 月 1 日,全俄共有农业用地 1.976 亿公顷,其中属于以土地国有制为基础的国家和市政独资企业所有的农业用地为 2400 万公顷,占全俄农业用地的 12%;属于以土地私有制、集体共同所有制和集体股份所有制为基础的非国有农业单位的农业用地为 1.408 亿公顷,占 71%,属于以土地私有制或继承性占有为基础的居民经济所有的农业用地为 3280 万公顷,占 17%。^⑨

(二)变革农村所有制,改组集体农庄、合作社和国营农场。1991 年 12 月,俄罗斯政府通过了《关于改组集体农庄和国营农场的办法的决定》。这个文件规定,所有集体农庄和国营农场等农业企业必须在 1992 年 3 月 1 日前做出决定,向土地私有制、集体股份所有制和其他所有制形式过渡,并按规定重新登记的程序。集体农庄和国营农场的改组和重新登记工作,从 1992 年年初到 1995 年 8 月结束。到 1999 年初,俄罗斯共有各种组织形式的农业企业 2.7287 万个。其中国有和市属国有企业 2990 个,占农业企业总数的 11%;开放型股份

匿名审稿人富有建设性的修改建议,同时感谢浙江大学王争博士在第四届中国法经济学论坛上对本文进行的有价值的评论,当然作者文责自负。

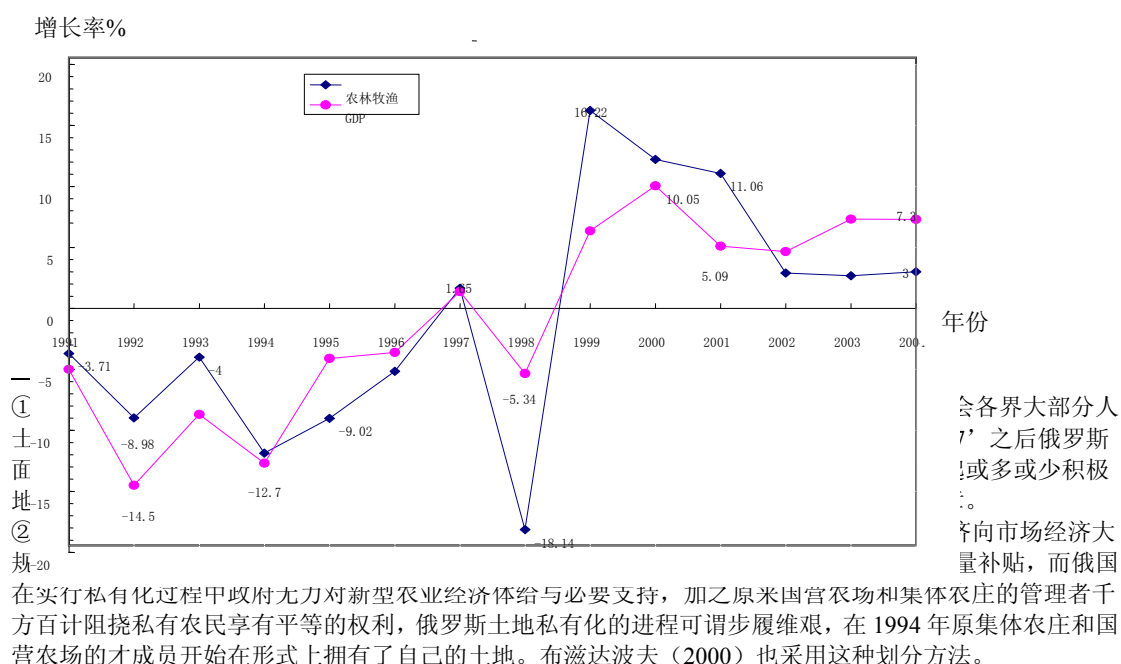
⑧布兹达波夫(2000)指出在前苏联时期农业享受政府大量补贴,而俄国在实行私有化过程中政府无力对新型农业经济体给与必要支持,加之原来国营农场和集体农庄的管理者千方百计阻挠私有农民享有平等的权利,俄罗斯土地私有化的进程可谓步履维艰。

⑨ 详见《俄罗斯的土地私有化和农业企业改组》(文件集),俄罗斯国家统计局出版社,1998 年俄文版, P150-152。

公司 524 个, 占 1.9%; 封闭型股份公司 4770 个, 占 17.5%; 有限责任公司 5962 个, 占 21.8%; 合伙公司 214 个, 占 0.8%; 农业生产合作社、集体农庄和跨单位企业 1.0264 万个, 占 37.6%; 其他企业 2563 个, 占 9.4%。此外, 全俄共有 27.4 万个农户 (农场) 经济, 1620 万个家庭经营个人副业 (A.佩特里科夫, 2000):。这一时期的农民土地私有产权以“股份”的形式存在。

(三) 国家从法律上进一步确认土地私有产权, 并解决土地不能流通的问题。1999 年普京上台后, 俄罗斯的土地开始由股份的形式向直接占有土制转变, 为了适应这种转变。2001 年 10 月 10 日, 俄罗斯联邦委员会通过了《俄罗斯联邦新土地法典》和关于该文件生效的法律。随后由俄罗斯总统普京签发生效。新的俄联邦土地法典规定, 包括农用地在内的土地可以实行私有化, 农民可以直接占有土地。为了解决农用土地的流通问题, 2002 年 6 月, 俄罗斯国家杜马通过了《俄罗斯联邦农用地流通法》。该法允许农用土地的买卖, 但禁止将农用地卖给外国人、无国籍人士和外资股份超过 50% 的合资企业。该法的出台, 表明俄罗斯的土地所有制发生了根本变化, 由原来的土地归国家所有、国营农场和集体农庄具体负责经营和管理的土地制度, 转向以全面的土地私有制和集体所有制为主的多种土地所有制形式并存, 允许土地买卖, 并建立土地流通市场的土地制度。

俄罗斯激进改革开始于 1992 年年初, 1998 年俄罗斯的经济危机标志着激进改革战略的失败和中止^①, 1999 年普京当选总理执政后对改革战略和经济政策进行了较大调整 (卡伊, 1999)。与此相适应俄罗斯农业产权关系变革也和国家的大的改革战略和政策调整轨迹相吻合, 而在 2001 年 10—2002 年 6 月间, 俄罗斯又对土地产权关系从法律上进行了调整, 尤其是确立了土地流通问题, 解决土地转让权, 这标志着俄罗斯土地产权制度变革彻底完成。因此, 我们可以根据俄罗斯改革战略的演变和相关政策的调整, 以土地产权变革为主线把, 俄罗斯的农业制度变革和政策变化划分为三个阶段。1995—1998 年, 为激进改革战略阶段^②; 1999-2001 为改革战略调整的过渡阶段; 2002-2004 为新的改革战略和政策实施阶段。与之大体相对应的是不同的产权状态: 土地私有化激进推进阶段、过渡阶段和完全确立阶段。另从俄罗斯联邦 GDP 与农业增长率的变动对比来看 (见图 1), 在 1995-2004 年间, 农业增长率呈下降再上升的变化, 升降的幅度又有所不同。1995-1998 年间农业增长率呈下降趋势, 而 1999-2004 年间又呈上升趋势, 尤其是 2002-2004 年间, 上升幅度尤为显著, 超过了俄罗斯联邦 GDP 的增长率 (张跃进, 2007)。



Source: UN Statistics

图 1 俄罗斯联邦 GDP 与农业增长率对比, 1991-2004 年 (横坐标为年份, 纵坐标为增长率百分比)

这样, 我们可以根据不同的制度变革内容和政策环境, 尤其是不同的产权状态, 将上述时间跨度内的农业生产效率变动分三个阶段进行实证分析, 分析的内容就是围绕“在不同的土地产权制度下, 所激励的生产要素投入量不同, 从而农业总产出有较大不同; 在投入相同的生产要素和政策要素下, 农业的产出也有不同”而进行^①。

二、制度变革与经济绩效: 一个理论分析框架

新制度经济学的制度变迁理论认为, 制度变革是一个制度不均衡时追求潜在获利机会的自发交替过程 (D. North. and B. Weingas., 1989)。林毅夫在制度变迁的供给—需求分析框架中根据制度变迁的主体, 对制度变革的作用不同, 提出了制度变革的两种方式: 诱致性制度变迁与强制性制度变迁 (林毅夫, 1989)。

本文从制度规则的生成机制出发认为, 制度变革可以分为两种基本的类型: 一种是规则内生性制度变革; 一种是规则外生性制度变革。制度规则的“内生性”是指在一个特定的经济系统中, 由于经济条件变化引起的对一系列新制度规则存在内在需求, 为适应这种需求而导致制度发生变化, 这种变化往往会使制度系统趋向新的均衡。制度规则的“外生性”是指由制度供给主体通过制定一系列制度规则推动另一主体或群体的制度结构发生改变, 并使其制度趋向新的均衡^②。与此相联系的制度变迁“适应性效率”应包括两个方面^③: 规则内生性适应与规则外生性适应。由于所谓的制度规则内生性, 就是指“规则”本身对新制度需求而做的“自适应”调整, 因此内生性制度变革和演化更能够和容易达到或接近制度安排的适应性效率。正如哈耶克 (1997) 举例所说: “个体参与者需要知道多少才能采取正确的行为。”相反, 规则外生性制度变迁, 主要依赖制度变迁主体从经济系统外部设计和推进新制度结构, 显然容易对制度的需求判断失误或者所供给的制度发生扭曲, 从而导致制度安排的非适应性, 也就难于达到或接近制度安排的适应性效率。青木昌彦 (2001) 开创的比较制度分析也有助于理解制度变迁方式与经济绩效之间的关系。他认为制度可以理解作为一种均衡到另一种均衡的移动过程, 其中伴随着参与人的策略选择和对制度共同认知的变化。虽然自发性和诱导性 (人为作用) 制度变迁存在明显的区别, 但它们在变化过程中必须满足一个共同条件: 在初始政治域, 必须有超过临界规模的参与人修改对于域内部结构和外部环境的认知, 并以分散化或相互协调的方式联合采取新策略, 这样才能导致新均衡序列的出现 (青木昌彦, 2001)。

① 黄少安 (2005 年) 曾经使用过相似的模型。

② 这近似于林毅夫 (1989) 的强制性制度变迁概念, 但本文所指的制度变迁主体并非的单一的政府, 同样可以理解, 发动规则内生性制度变迁的主体也可以是政府, 如果政府是制度变革的“博弈”参与人的情况下, 更是如此, 由此可以看出本文的制度变迁方式概念和林毅夫提出的概念之不同。

③ 诺斯 (1998) 一直关注的是长期经济增长的绩效, 他把制度变迁与经济变化相结合, 为了反映与时间进程中的经济变化相适应的制度变迁效率, 诺斯提出了“适应性效率”概念。诺斯在为斯蒂格利茨 (1998) 《政府为什么干预经济》的论文所写的评论文章——《国家经济角色的昨天、今天与明天》中, 从国家作用的角度对“适应性效率”进行了说明, 认为研究适应性效率问题是由一些政治经济机构提出来的。它与经济学家关于配置效率的标准尺度是不同的, 而与社会接受和学习新知识的能力、革新精神和各式各样创造活动有关。在一个合适的框架机制里, 人们会被鼓励尝试、实验和革新, 并认为这样的标准应当由国家制订, 是国家应起作用的重要内容。

也就是说有效率的制度变革不是某一个人或一群人凭借主观意识所做的“规定”，而是所有当事人选择、互动的结果。

回过头来我们探讨经济转轨战略的问题^①。尽管改革性质不同，但激进改革战略和渐进改革战略的内容大体一致，那就是都朝着市场经济方向改革。近年来的资料显示，从市场化发展程度来看，渐进改革国家和激进改革国家并没有太大差别。既然市场化改革内容（排除改革性质）趋同，而且确立市场经济体制的框架从实践来看也不存在速度上的较大差异，那么探讨两种改革战略的差异就要从其他方面寻找原因。由于转轨经济学还没有深入研究转轨经济进程中制度结构是如何发生和实施的，因此，本文以俄罗斯土地制度变革为案例的研究就有一定的理论意义。

20 世纪 90 年代初，俄罗斯以私有化、自由化、稳定化为内容的激进改革向市场经济过渡，但由于传统体制根深蒂固，在没有市场经济发育的诱导基础下，政府参照西方的市场经济模式，按照西方经济学和西方经济组织所设计和推荐的“一揽子”改革方案，自上而下推行。把自由的市场经济制度模式强加于社会、基层企业和个人不得不被动的接受。这期间没有经过企业和个人的自主“实验”，也没有经过任何的“创新”试点。这种制度模式是否适合于俄罗斯的国情，全凭政府的主观臆断强制实施（许新，2003）。这说明俄罗斯的激进改革（1992-1998 年），是典型的外生规则制度变迁。其后 1999 年普京执政后对改革战略和经济政策进行的较大调整。提出并逐步采取“渐进的”和“审慎”的改革战略和相应的政策举措，这其实就是一个使得制度规则具有内生性的一个调整和演化过程。

接下来的内容就是依据上述理论思维，对俄罗斯的土地改革变革与农业生产效率的相互关系进行分析，目的就是要揭示在不同制度变革方式下，俄罗斯的土地产权制度变革对经济后果的影响。

三、对 1995-2004 年农业生产效率的实证分析

影响农业生产效率的各因素，包括劳动力、土地、化肥等投入变量，以及支持农业生产和事业的财政补贴数量和农产品价格指数的变化等。分析这些因素在不同产权状态和政策环境下对农业生产效率的影响，就能在一定程度上揭示出不同土地产权制度对农业增长的影响^②。从理论上说，产权制度会从两个方面影响土地产出，一是直接影响，即土地产权安排对人们的激励不同，从而影响人们投入生产的人力、物力、财力；二是间接影响，是指在不同的制度背景和经济环境下，即使投入相同数量的劳动力、生产资料等，也会有不同的产出。这是因为在不同的产权制度下，人们劳动的积极性以及使用生产资料的效率不同（Lin, J. Y., 1990）。

在下面的分析中使用的数据，包括范围在 1995-2004 年间的常规投入，如劳动力、土地、化肥，以及农业总产出的数据。此外，还包括产业政策的导向因素，如支持农业生产和事业的固定资产数量以及农业生产指数与工业生产指数的比值。资料具体出处和调整、换算的详细情况在下文中给出，并列出数据处理的主要过程和结果。根据上文描述的俄罗斯制度变革与农业经济发展的阶段性划分，下面的分析按如上三个阶段进行。

（一）数据来源和使用说明

①热若尔·罗兰（2002）指出了转型研究不仅加强了现存的制度观点，而且开始开创新的艰难的研究领域，例如以演进观点为指导的制度变迁动态学。还强调了对给定制度的政治支持的重要性，以及制度变迁的政治、经济相互作用的动力是如何使制度演变的。

②我们力图尽量准确的定量分析，但是由于一些数据无法直接从有关材料上得到，文中采用了一些方法进行换算。本文对 1995-2004 年影响农业产出的各种投入和政策因素进行了分析，进而反映出土地产权制度对农业产出的影响。根据本文研究的对象，我们采用的数据是俄罗斯各州的数据资料。

本文中,以俄罗斯各州的 1995—2004 年面板数据为对象,表 2 中实际使用的样本数为俄罗斯各州的数目。农业产出使用的是农业总产值(Y),即农产品总产值,是指不包括林业、牧业和渔业在内的产值,主要是粮食和经济作物的产值。在俄罗斯国家统计局发表的《俄罗斯区域统计 2005》中,提供的农业总产值的单位为卢布,为了剔除通货膨胀以及其他非农业性质的影响,我们在此按照当年的汇率将卢布货币单位换算为美元单位,以期得到实际的总产出的增减变动情况。

常规投入数据中包括三种:劳动力、土地、化肥。数据来自《俄罗斯区域统计 2005》和国际货币基金组织出版的各年《国际统计年鉴》。土地(land)使用的是农作物的播种面积,而非粮食面积,因为农业产出中使用的农业总产值,包括粮食和经济作物的产值,而并非仅是粮食作物的产值,这样可以使土地投入和产出的衡量对象一致。

劳动(lab)指的是从事农业生产的劳动者人数,而这个数据无法直接从《俄罗斯区域统计 2005》上得到,本文根据各年度居民数量和农业居民比重进行了换算,即用居民数量与农业居民比重的乘积来取得,这样可使劳动投入和产出衡量的对象一致。

化肥(fer)指的是化肥施用量(折存量),而不是化肥的产量,因为俄罗斯化肥出口的比重较大,如果使用化肥产量指标,不足以说明俄罗斯的实际农业状况。文中的化肥产量指标并未直接从有关材料上获得,而是通过化肥产量与化肥出口的差额近似获得。

文中产业政策的导向因素包括农业的价格指数、工业产品生产的价格指数、以及国家对农业的财政投入。其中农业价格指数(Pm)与工业价格指数(Pp)的比值(Pm/Pp)主要用来体现价格体制改革对农业生产的影响。而国家对农业的财政投入主要通过国家对农业固定资产投资的数量(f)来体现,使用这一指标即可以反映国家对农业的支持,又可以反映农业固定资产的更新及变动的情况。

(二) 计量分析结果

表 2 计量分析结果

时间阶段 (产权状态)	实际使用 样本数	自变量	系数	标准差	t 统计量	拟合优度
1995-1998	28	log lab	0.4347	0.1211	0.0016	0.9020
		log land	0.1371	0.0757	0.0839	
		Pm/Pp	0.0203	0.0168	0.2404	
		log fer	0.0745	0.3731	0.8435	
		f	0.0014	0.0003	0.0004	
1999-2001	69	log lab	0.7568	0.0889	0.0000	0.8481
		log land	0.1072	0.0651	0.1041	
		Pm/Pp	0.0084	0.0145	0.5612	
		log fer	0.2300	0.0927	0.0158	
		f	0.0007	0.0004	0.1175	
2002-2004	60	log lab	0.5773	0.0946	0.0000	0.8857
		log land	0.3498	0.0596	0.0000	
		Pm/Pp	0.0930	0.0480	0.0581	
		log fer	0.5164	0.2087	0.0165	
		f	0.0003	0.0006	0.5448	

对表 2 计量分析结果的说明如下:

1. 为了反映影响农业经济增长的各种要素中制度的重要作用,我们采用生产函数法设定方程,由于在一个国家内各地区的行为偏好具有相似性,各地区具有一个中央政府等原因,所

以各地区经济间是相关的,即存在所谓的横截面相关。不同地区间经济规模差异悬殊,则存在所谓的横截面异方差。综合考虑,在模型估计中,采用同时对截面单元异方差性和同期相关性进行修正的广义最小二乘法,估计软件为 Eviews 4.0。(本文各数据时间跨度不大,我们仅将各时间段作为一个时间平面进行分析)。具体回归方程为:

$$\log Y=B_1+B_2\log lab+B_3\log land+B_4\log fer+B_5Pm/Pp+B_6f \quad (1)$$

2. *lab* 代表劳动投入量; *land* 表示土地投入量; *fer* 表示化肥投入量; *Pm/Pp* 表示农业价格指数和工业价格指数的比值; *f* 表示农业财政投入。

3. 各回归 R^2 均较高,说明回归拟合的较好。

4. 在 1995-1998 年时间段的回归中,变量化肥未通过 90% 的显著性检验,表明在此期间该变量对产出的影响很小,这可能是因为我们所收集的数据不是直接得自化肥施用量,而是化肥产量经过加工得到的缘故。

5. 在 1999-2001 年时间段中,价格指数未通过 90% 的显著性检验,表明该变量在此期间对产出的影响很小,这可能是因为政策方面俄罗斯当时的制度是国家对农产品原则上按市场价格收购,取消了收购价格的补贴,但是由于严重的通货膨胀,农产品收购价格虽有很大提高,但农业生产者并没有真正受益。

6. 在 2002-2004 年时间段,变量农业财政投入未通过 90% 的显著性检验,表明此期间该变量对产出的影响很小,这可能是因为农业财政投入数据不是直接得到,而是通过计算得到的原因。

7. 可以看出,影响产出的最主要因素是劳动、土地、化肥。在三个时间段的回归方程中,上述三个变量对产出的影响较大。而价格指数在 2002-2004 年的回归方程中影响较大,农业投入在 1995-1998 年的回归方程中影响较大,劳动在 1999-2001 年的回归方程中影响较大,土地在 2002-2004 年的回归方程中影响较大。这也间接地说明了在这三个不同的时期,俄罗斯的产权制度变化所导致的在不同的土地产权制度下,所激励的生产投入量是不同的,从而其所起的作用也是不一样的。

8. 从三个时期的比较来看,劳动投入的产出弹性在 1999-2001 年间比在 1995-1998 年间要大,前者是后者的 1.74 倍,2002-2004 时间段,其产出弹性也较高。土地投入的产出弹性在前两个时期基本保持稳定,约为 0.12,在第三阶段弹性变动较为明显,这应当是由于俄罗斯的《土地法》颁布使土地对产出贡献产生的影响,正是由于这种产权制度方面的变化导致了土地投入的产出弹性的变动。价格指数对产出的影响在 2002-2004 年比在前两个阶段的影响要大很多,前者约是后者的 4.7 倍。在 1995-1998 年间化肥投入仅为 0.0745,其对产出的影响在 2002-2004 年为最大,上升为 0.516,且数值在 5 个系数中仅次于劳动投入对产出的影响,这说明化肥投入逐年对农业总产值具有更加重要的作用。通过下面的增长率分析,我们能够更清楚的看到这种高度相关性。农业投入对产出的影响在 1995-1998 年比在后两个阶段要大,前者约是后者的 2.1 倍。这可能是因为农业投入机制弱化,如在 1992-1997 年间国家削减了农业和农工综合体的投资高达 9/10,严重影响了土壤改良、灌溉、农业机械化等事业的发展。

9. 由于数据收集的困难致使数据过少,在回归中容易导致模型拟合、假设检验等方面的偏差。尽管如此,我们还是有理认为此计量分析结果对俄罗斯农业制度变迁具有一定的解释力。

表 3 回归中常数项大小

时间段	常数项大小	标准差	t 统计量
1995-1998	1.205	0.415	2.902

1999-2001	-0.024	0.185	-0.130
2002-2004	-0.448	0.278	-1.611

从表 3 可以看出, 三个时间段常数项均通过了 90% 的显著性检验。

下面的表 4 是相应年份和变量的全国数据, 由于资料给出的数据不全, 其中的斜体字为估计数值, 加粗字体为 1995-1998 年、1999-2001 年、2002-2004 年三个时间段中, 数据较全的典型点数据, 本文在下面的分析中使用这些数据, 配合前面进行分析。

为了便于观察和分析, 可以根据表 4 计算出不同时间段、也就是不同产权状态下的要素投入增长率和农业产出增长率, 列为下表 5。

表 4 相应年份和变量的全国数据

年份	农业总产值(亿美元)	农业人口(千人)	土地(千公顷)	化肥(千吨)	价格指数	农业投入(亿美元)
1995	43939	40002	102541	9639	0.955	28590
1996	44137	39700	99626	9076	0.9371	28196
1997	47571	39620	96554	9546	1.015	30706
1998	28542	39509	91660	9380	1.591	11363
1999	22489	39446	88329	11469	0.8123	16054
2000	27506	39246	85419	12213	0.8959	21868
2001	31938	38868	84753	13026	1.0578	20573
2003	39261	38349	79596	13207	0.9157	13658
2004	46715	38738	78785	13564	1.0264	19970

资料来源:《国际统计年鉴 1995-2005》, 中国统计出版社;《俄罗斯区域经济统计 2005》, 俄罗斯国家统计局出版社, 2005 年俄文版。

说明: 表中各年农业总产值数据从俄罗斯国家统计局发布的《俄罗斯区域经济统计 2005》中得到, 所得数据单位为亿卢布, 为了剔除通货膨胀等因素对农业总产值的影响, 本文依据世界货币基金组织的货币汇率数据进行了换算, 文中单位为亿美元。1998 年数据我们要进行说明, 因金融危机等原因, 这一年度内汇率变动很大, 因此换算中 1998 的农业总产值依据 1997 年的产值乘以降低百分比换算得到。

表 5 不同时间段的年平均要素增长率和产出增长率(%)

时间段(产权状态)	要素投入增长率			总产出增长率
	土地	化肥	劳动	
1995-1998 年	-6.43	-3.16	-0.98	-13.16
1999-2001 年	-3.67	10.035	-0.99	32.17
2002-2004 年	-7.04	4.13	-0.334	46.27

从表 4 和表 5 中可以得出以下结论:

1. 在 1995-1998 年间农业生产总值出现倒退, 四年间农业总产值下降了 13.16%, 土地投入、劳动投入以及化肥投入同时减少, 降低率分别达到了 -6.43%、-0.98%、-3.16%。过去苏联始终坚持着土地公有制的实现形式, 改革的只是土地的使用形式, 俄罗斯到 20 世纪 90 年代改革才开始触及到所有权。在法制的框架下俄农业改革开始大规模改组集体农庄和国营农场, 实行土地私有化和国营农场企业的私有化, 并建立各种新型的农业经营形式。根据有关土地法令的规定, 农民个人可以拥有土地。这种对土地私有化的需要和当时俄罗斯联邦宪法相适应。这种激烈的产权变革可能会使农业产出即农业生产总值出现剧烈的变动, 这一期

间的农业生产总值的倒退可能就是反映了这一阶段的产权变革。1994 年集体农庄和国营农场的成员开始在形式上拥有了自己的土地。但是,我们应当认识到,成为土地所有者本身尚未对农民的切身利益产生影响。同时,在这个时期农业组织形式的改革是将大部分集体农庄和国营农场改组为成千上万的农场、合作社和农业企业,主要是化大为小,企图通过建立百万计的私有的小农场来解决俄罗斯农业问题,但这些羽毛未丰、实力弱小的私营农场经济难以抵抗经济危机的打击,80%的农业经营组织经营惨淡、负债累累,农场萧条导致农业衰退。正处于苏联解体适应期的俄罗斯,还处于经济和政治的混沌状态,私有化改革又是以大刀阔斧激进的方式进行的,那么无论是要素的投入,还是产值的降低,都具有可能性和必然性。另从产权状态来看,私有化并没有带来经营方式的根本改变(不像中国的农业承包制)。俄罗斯集体农庄的庄员、国营农场和农业企业的职工,以分得土地股份的形式,在私有化改造中享有对土地的所有权。这样一来,农业企业内部的经济关系并没有理顺,农民得到的并不是土地而是土地股份,即对公共所有耕地的权利份额,但经营权依然在农场经理手中,耕地仍然是由农业生产单位来管理的,农场工人并不能真正支配分得的土地和资产,划分到土地份额的公民,须交纳微薄的土地税,并要从政府的有关机构得到土地所有权证明。根据 1996 年 3 月 7 日俄罗斯联邦第 337 号总统令,土地股份的所有者根据法律规定有转移和赠送土地股份、将土地股份卖给法人代表和地方政府自治机关、用土地股份来交换,使之成为另一种经济的土地股份或财产股份的权利。由于私有化进程过快,一时不可能形成与私有化相应的市场环境和公民心理环境。

另外,我们应当注意到俄罗斯的特殊自然环境和传统历史。俄罗斯幅员辽阔,农业机械化程度较高,而农业本身就是受自然和天气条件影响较大的国民经济部门,谁都无法对天气情况做出保证,加上俄罗斯的特殊气候条件,以及其大部分农业用地位于易干旱地区,全年能进行农作物生产的时间很短,生产的季节性又非常强,所以某些年份受不利天气条件影响,同时在没有得到国家大量的“扶助政策”而出现农业增长增幅下降,甚至出现负增长,完全是可能的。

2.在第二阶段,在 1999-2001 年间,要素投入除化肥外仍然处于减少的态势,同时农业生产总值却表现为上升的趋势。其中土地、化肥、劳动的要素投入增长率分别为-3.67%、10.035%、-0.99%,虽然农业生产总值的增长率为 32.17%,但是从总量来看,俄罗斯农业总产值仍然较 1998 年经济危机前低很多。这说明,在土地和劳动投入都有所下降的情况下的增长是恢复性的,影响增长的重要变量—产权制度并没起决定作用。其实,恢复性增长和普京上台后的政策调整有关。普京上台后积极推进政治、经济体制改革,努力寻找适合俄国国情的发展道路,并调整外交战略,为国家经济发展创造了良好的外部环境。同时,政府加大对农业的公共投入,积极扶植私人农场。一批种植、养殖、加工和销售一体的大型农业企业集团成为农业增长的“火车头”。三是建立、改善粮食运输、加工、出口设施,为粮食生产、出口提供了保障。这些外部因素带来了俄罗斯农业的恢复性增长。

3.第三阶段,2002-2004 年农业总产值快速增长,在三个阶段中居于首位,为 46.27%,要素投入总体呈下降趋势,其中土地投入、劳动投入分别减少 7.14%和 0.334%,化肥投入增长了 4.13%。为什么在这一阶段投入要素相对下降,而产出确大幅度增长?其原因一方面是国家稳定的经济环境下新的土地产权制度开始发挥积极作用。前期实行的重要土地改革政策,主要是《新土地法》和《农用土地流通法》,为土地问题向市场经济过渡打开了突破口,调动了农民对种植、养殖投入的积极性,也为社会资金向农业领域投资奠定了基础。另一更主要的原因是政府对农业生产的大力扶持。针对俄农业的特点和问题,俄政府制定了 2001-2010 年农业政策基本方针。其主要精神是:把有限的财力用在关键领域,最大限度地调度农业内部潜力,完善农业内部的经济关系,建立横向和纵向联合的大农业机构;国家加强对农业的投入和对粮食市场的调控;发挥行业协会和联盟的作用,使这些非国家的非商业

性组织成为农民利益的主要保护者。俄政府采取的一些措施对其农业稳定发展也起到了积极作用，如国家以利息补贴方式鼓励商业银行向农业贷款；成立国家农机租赁公司，以解决农机匮乏问题。另外，俄政府还干预粮食市场，以保护粮价。此外还积极推进农业企业的债务重组，实行减、免、缓，改善农业企业财政状况；实行农作物收获量保险机制；鼓励信贷合作社的发展；促使改善农业的技术装备；实行建设和改造农田灌排系统；建立联邦一级的粮食储备，实现国家调节粮食市场的成套措施；消除对农产品和食品流通的行政限制；为吸引私人投资进入农业生产创造条件等。

4.为进一步说明问题，我们引用了新经济史学的方法进行了分析。为了比较相同或不同的生产要素投入情况下，各相同时间段，相应土地制度下的产出情况，可利用已经求得的回归方程（每个时间段包括各自的常数项），分别将表中的五个典型年份 1996、1997、1999、2001、2004 年的各投入要素和政策变量数值，分别代入三个回归方程中，得出十五个农业总产值数量。也就是假定分别把 1996、1997、1999、2001、2004 年的年度投入要素分别投入三个阶段不同的产权制度下，观察产值，然后对不同制度作比较和评价。这种方法类似于反历史事实计量法（新经济史学的方法）。下面的表 5 是检验和比较的结果。

表 5 检验和比较结果（单位：亿美元）

变量数据年份	1995-1998 年产值	1999-2001 年产值	2002-2004 年产值
1996 年	56.3059	69.7418	120.5904
1997 年	50.4206	72.7552	127.7276
1999 年	49.1020	54.2553	94.9357
2001 年	53.3674	64.3798	110.5867
2004 年	47.5081	70.9092	126.4188

说明：1、应该对所有年度的数据加以检验，由于年度数据缺乏，为了分析的准确性，我们只选取 1996、1997、1999、2001、2004 年这几个数据相对齐全的年度加以运用。2、作为回归结果的农业总产值，与表 4 相应时间段内实际产值有差异是正常的，因为求解回归方程时，使用的数据是各州数据，表 4 中求解农业总产值时使用的是全国数据。

从表 5 中可以看出，在投入（大体）相同的生产要素和政策要素下，不同阶段上的产权制度状态不同，从而农业产出不同。从以上数据来看，在投入相同的生产要素和政策环境下，1999-2001 年农业总产值比 1995-1998 年大，2002-2004 年农业总产值比 1999-2001 年要大，逐阶段在投入相同的情况下产出呈增长的态势，这说明 1999 年以后，俄罗斯对农业改革包括产权改革措施的综合政策效应明显。

四、结论与启示

以俄罗斯各州的 1995~2004 年面板数据为对象，研究不同时间段代表的不同土地产权制度与农业生产要素投入和农业产出的相关性，通过计量和统计分析，可以得出以下结论：

（一）不同阶段代表的不同产权制度下的产业政策导向因素，如支持农业生产和事业的财政数量、农产品收购价格指数、农村工业品零售价格指数等政策变量对人们投入土地、劳动、化肥等生产要素的激励程度确实不同，这是直接的影响。

（二）如果投入相同的或者可比的生产要素，在不同的时间段的产权制度下，各要素的利

用率不同，这是间接的影响。

(三)综合考察和分析各时间段下不同土地产权制度对农业的直接和间接影响，可以认为 1999 年以后，俄罗斯对农业改革包括产权改革措施的综合政策效应明显，各种政策激励变量起到了很好的正向作用，在当前这种产权制度下，能较大幅度地激励各生产要素的投入，单位土地和劳动等要素对产出的贡献率也较高，从而使农业总产值高速而稳定增长。通过以上对历史的分析，引发了我们多方面的思考。1991 年苏联解体以前，俄罗斯的农业经济增长处于停滞状态。实行激进改革不但没有改变这种状况，却经历了较大幅度的衰退。激进改革是典型的规则外生性制度变革。政府作为单一的制度变革主体从经济系统外部设计和推进新制度结构，这就容易对制度的需求判断失误或者所供给的制度发生扭曲，从而导致制度安排的非适应性。在激进改革阶段，俄罗斯的土地产权状态以“股份”的形式存在，农民对土地仅仅是形式上的所有，因而其产权是残缺的和不完全的土地私有。加之国家取消财政补贴和其它方面的扶持政策的变化，使得俄罗斯的农业难以达到制度安排的适应性效率。1999 年以来，俄罗斯由于采取了普京所提出渐进的、审慎的改革战略，逐渐调整土地产权关系，使得俄罗斯的土地产权改革逐渐“到位”使得农民对土地拥有了较为完整的私有产权，从而带来了制度变革的激励效应，加之适当的鼓励农业生产的扶持政策，使俄罗斯农业生产逐渐恢复，并在 2002 年以后出现了超过 GDP 增长速度的大幅度增长^①，这说明 1999 年以来俄罗斯的农业改革走向了规则内生性制度变革路径，并带来了制度变革的效率提高。

转轨国家的农业土地制度改革要想获得适应性效率，应当走规则内生性制度变革路径，并逐渐使土地产权关系调整到完善的境地。这一点对于我们认识中国当前农业改革尤其是土地产权制度改革有重要的意义，因为当前中国的农村土地制度产权不完善，如使用权不能流转问题已经成为制约农业生产率水平提高的重大障碍之一，因此，农业改革必须从积极推进和完善土地产权制度上着手。而这一点正是本文从俄罗斯农业制度变革的经验教训中得到的启发。

参考文献：

- [1]俄罗斯的土地私有化和农业企业改组（文件集），俄罗斯国家统计局出版社，1998 年俄文版，P150-152。
- [2]A.佩特里科夫（2000）：俄罗斯的农业改，俄罗斯《经济问题》第 8 期。
- [3]布兹达波夫（2000）：农业效率的基础：土地私有产权制度，俄罗斯《经济问题》第 7 期。
- [4]热若尔·罗兰（2002）：转型与经济学（中文版），北京大学出版社。
- [5]卡伊（1999）：各个阶段的土地改革，俄罗斯《经济与生活》，7 月 31 日。
- [6]哈耶克（1997）：自由秩序原理（中译本），上海三联书店。
- [7]青木昌彦（2001）：比较制度分析（中译本），上海远东出版社。
- [8]斯蒂格利茨（1998）：《政府为什么干预经济》（中译本），中国物资出版社。
- [9]诺斯（1998）：国家经济角色的昨天、今天与明天，载于斯蒂格利茨编《政府为什么要干预经济》，中国物资出版社。
- [10]黄少安等（2005）：中国土地产权制度对农业经济增长的影响，《中国社会科学》，第 3 期。

^①刘文革（2006）指出与此相比俄罗斯国有企业私有化改革则出现了“内部人控制”长期锁定现象，并进行了详细的分析。

- [11]林毅夫(1989): 关于制度变迁的经济学理论: 诱致性变迁与强制性变迁, 引自《财产权力与制度变迁-产权学派与新制度学派译文集》, 三联书店, 上海人民出版社, 1994 出版, 2002 年重版。
- [12]许新 (2003): 转型经济的产权改革: 俄罗斯东欧中亚国家的私有化, 社会科学文献出版社。
- [13]张跃进 (2007): 论激进制度变迁的增长后发优势——中俄农村土地制度变革绩效比较, 第六届中国法经济学论坛论文集。
- [14]刘文革 (2006): 俄罗斯内部人控制锁定问题研究, 《学术交流》第 5 期。
- [15]D. North. and B. Weingas. "Constitutions and credible commitments: The evolution of the institutions of public choice in 17th century England." *Journal of Economic History*, 1989, pp199-203.
- [17]Lin,J.Y. "Collectivization and China's Agricultural Crisis in 1959-1961." *Journal of Political Economic* , 1990, Vol.98, No.6.

Institutional change and economic performance of agriculture

-- Taking agricultural reform of property rights in Russia as the main line

Abstract: From early 1990s, Russia carried out a large-scale agricultural reform in which the privatization of land and agricultural production organization is the core content. Russia wished that institutional reform of property rights could change the backward status of agriculture in national economy and promote agricultural rehabilitation and development, which in turn could lay a good foundation for the recovery and development of national economy. Based on different institutional reform content and policy environment between 1995 and 2004, in particular, based on different stages of property rights change between 1995 and 2004, this paper takes the change and trend of the agricultural output value into account and divides agricultural development in Russia into three stages, and then check the effect on the agricultural output by panel method. This paper gets three conclusions: firstly, different policies bring different incentive effects to institution change and accelerate the recovery of agriculture production in Russia; secondly, the efficiency of different elements is different; thirdly, we support that Russia agriculture reform is on track of endogenous-rule institution change and rise up the efficiency of institution change now.

Keywords: institutional change, institution of property rights, privatization, economic performance of agriculture

作者简介:

1. 刘文革, 男, 经济学博士/博士后。1966 年 11 月出生, 黑龙江省龙江县人。现为中央财经大学经济学院教授, 中国经济发展研究会常务理事、中国世界经济学会理事。在《经济研究》、《世界经济》、《经济学动态》、《中国工业经济》等国家级杂志发表论文 10 余篇; 发表论文 50 余篇, 被中国社会科学文摘、高校学报文摘、人大复印资料转载 10 余篇。主持

多项国家级课题。获多项省级科研奖励。研究领域为新制度经济学、俄罗斯经济和经济史。

联系电话: 15011130321

电子邮箱: liuwenge1966@yahoo.com.cn

2. 关立新, 哈尔滨商业大学经济研究中心副研究员

3. 周方召, 东华大学旭日工商管理学院博士研究生、哈尔滨商业大学助理研究员

对 1887~1909 年中国狭义货币供应量M1 的估计^①

陈 昭 刘 巍

^①本文是教育部后期资助项目《中国货币供给机制研究: 历史、逻辑与实证》的阶段性成果之一, 项目批准号: 07JHQ0045。

摘要: 本文构建了近代中国市场的两个假设: 传统经济向近代经济过渡并成为主要的发展趋势; 商品化程度变化缓慢, 即经济的货币化程度提升的节奏比较稳定。在此基础上建立了总供求决定价格的模型, 利用这一模型, 本文估算了 1887~1909 年中国的狭义货币供应量, 并对结果进行了验证, 效果良好, 表明估算结果有较高的可信度。

关键词: 近代中国; M1; 总供给; 总需求

对近代中国经济问题进行研究的一个共性的约束是缺少数据, 无论是宏观还是微观数据, 很难得到连续的长期时间序列。常见的现象是分布于近代中国经济发展过程的离散数据, 而大多文献又以这些离散数据作为论证观点的证据, 来证明近代中国经济的发展与不发展。毋庸置疑, 这显而易见是以偏概全, 以点代面的研究方法, 其结论的可信度便会大打折扣。

对于近代中国宏观经济数据的估计, 目前来看, 主要有两种方法, 一是会计核算方法, 就是根据史料对个体数据进行加总, 得到总体数据。这种方法被经济史学家所广泛使用, 比如叶孔嘉教授^①、巫宝三教授^②、吴承明教授^③、刘佛丁等教授^④、杜恂诚教授^⑤和陈争平教授^⑥。二是计量推断方法, 就是根据现代经济理论, 抽象出理论的前提假设, 根据近代中国宏观经济运行条件, 建立或者修正理论模型, 运用计量方法进行实证, 得到估计结果, 国内最先使用第二种方法的是刘巍教授^⑦。目前国内学界对于这种方法学界多有质疑——得到的结果能是真实数据吗? 我们认为, 即使按照第一种传统方法, 对于同一年份同一数据的估计, 不同的学者通常得出差距较大的不同数值, 完全不具有可重复性(而用第二种方法则差异不大, 具有较强的可重复性)。同时, 运用第一种方法估计数据, 需要大量的历史资料, 一旦个体资料的缺乏, 也就不能估计总体数据, 很大程度上还要依靠揣测, 这是产生争议的原因所在。那么, 只要逻辑推演没有问题, 前提假设与市场条件贴近, 模型设定与实证结果较好, 接受第二种方法有何不可呢? 何况, 该方法得出的数据是使用既有的全部数据估算出的, 不可谓不全面。基于此, 我们采取第二种方法, 在参数估计值的标准差范围内, 对估计数据进行修正后, 试图得到估计结果。

金融是经济的核心, 货币是金融的核心, 研究经济发展问题以及货币经济的本源问题不能脱离货币理论的逻辑。因此, 近代中国的货币供应量以及与货币有关的数据成为制约分析货币在近代经济发展过程传导作用的主要因素。在借鉴前述成果的条件下, 本文尝试在美国学者 Thomas G. Rawski 教授估算^⑧、刘巍教授、郝雁博士^⑨修正的 1910~1936 年中国狭义货币供应量 M1 的基础上向前推, 估算出 1887~1909 年^⑩的狭义货币供应量 M1, 使近代中国狭义

^①叶孔嘉:《中国近代经济史论文集》, 台北中央研究院经济研究所, 1977。

^②巫宝三:《中国国民所得·1933 年》, 中华书局, 1947。

^③吴承明:《中国近代资本集成和工农业及交通运输业产值的估计》,《中国经济史研究》, 1991 年第 4 期;《近代国内市场商品量的估计》,《中国经济史研究》1994 年第 4 期。

^④刘佛丁、王玉茹、于建玮:《近代中国的经济发展》, 山东人民出版社, 1997。

^⑤杜恂诚:《二十世纪三十年代中国国内市场商品流通量的一个估计》,《中国经济史研究》, 1989 年第 4 期。

^⑥陈争平:《1895~1936 年中国进出口贸易值的修正及贸易平衡分析》,《中国经济史研究》, 1994 年第 1 期;《1895~1936 年中国国际收支与近代化中的资金供给》,《中国经济史研究》1995 年第 4 期。

^⑦刘巍:《1927~1936 年中国柯布一道格拉斯生产函数初探》,《求是学刊》1998 年第 3 期。

^⑧Thomas G. Rawski, *Economic Growth in Prewar China*, University of California Press, Berkeley Los Angeles, Oxford, 1989.

^⑨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。

^⑩19 世纪 80 年代~20 世纪 30 年代, 尽管区域规模的战乱不止, 但却是中国近代历史上相对和平的时期, 只有这 50 年左右的时间才是近代化经济比较正常发展的时期。

货币供应量的时间序列数据样本达到 50 个。

一、总供求决定价格的理论基础与前提假设

亚当·斯密指出：“商品通常出卖的实际价格，叫做它的市场价格”，“每一个商品的市场价格，都受支配于它的实际销售量，和愿支付它的自然价格（或者说愿支付它出售前所必须支付的地租、劳动工资和利润的全部价值）的人的需要量，这二者的比例。愿支付商品的自然价格的人，可称为有效需求者，而他们的需求，可称为有效需求。”^① 维克塞尔用决定商品相对价格的供求论来解释一般物价水平的变动，完成了价格理论与货币理论的结合。凯恩斯《通论》的发表彻底结束了两分法，从总供给和总需求均衡的高度来探寻货币对经济的实质影响。同时凯恩斯指出：有失业存在时，就业量随货币数量做同比例变动；充分就业一经达到，物价则随货币数量做同比例变动。对于供给和需求决定价格的过程，恩格斯也有过大致意思如此的表述：“生产和交换是两种不同的职能”，“这两种职能在每一瞬间都相互制约，并且相互影响，以致它们可以叫做经济曲线的横坐标和纵坐标。”^② 其实际的意思表示就是说生产（供给）和交换（需求）共同作用于商品价格，可以在坐标中刻画出来。

总结上述理论，即物价是供给和需求共同作用的结果，货币是需求的手段。其隐含的前提假设是：第一，传统经济向近代经济过渡并成为主要的发展趋势，这是供给和需求对物价产生作用的前提假设，否则不存在交换，也就不存在市场价格。第二，商品化程度变化缓慢，即经济的货币化程度提升的节奏比较稳定。

近代中国自然经济的分解、商品经济的发展是商品供求决定商品价格的前提条件。鸦片战争以前，中国的自然经济已经有某种程度的分解了。到鸦片战争后，自然经济分解的过程才突然加速和加深了。^③ 近代中国仍然是农业社会，考察近代中国由自然经济向商品经济的过渡问题，就是分析农产品的商品化过程——农产品交易总值与交易量的大小问题。农产品中产量较大的主要是：粮食、布匹、棉花、茶叶等，因此分析农产品的商品化过程，就是分析上述主要农产品的商品化程度问题。许涤新、吴承明教授认为：“鸦片战争前，中国农产品的商品化已经有了一定程度的发展。茶、桑蚕、烟草、蔗糖等基本上已是商品性生产。……粮食是自给性生产，有余才出售，但因产量大，商品粮的绝对量也大，在市场上占第 1 位。”^④ “1840 年的商品粮共估为 233 亿斤，占产量的 10%。1894 年商品粮 372.5 亿斤，占产量的 15.8%。”^⑤ “鸦片战争以来，……粮食的总产量也有所增加，但为数甚微。1840~1894 年商品粮增加了 139.5 亿斤，值 2.17 亿两，远快于粮食产量的增长。”^⑥ 虽然粮食的商品化比率不是很高，但是明显特点是粮食商品化的速度快于粮食产量，这是近代中国商品经济发展的重要标志。

二位教授还认为：“布的商品值在市场上居第 2 位，仅次于粮食。我们估计，1860 年国内生产的布中，商品布约有 3.17 亿匹，占应有产量的 52.4%；自给布约有 2.88 亿匹，占 47.6%。”^⑦ 可见，布匹的商品化程度远远高于粮食的商品化程度。同时也反映近代中国农业的主导地位和粮食生产自给自足的强大韧性。“出口的柞蚕丝基本上是手工工厂缫制的，使用的是商

^① 亚当·斯密：《国民财富的性质和原因的研究》上卷，商务印书馆，1972，50-51 页。

^② 《马克思恩格斯选集》第 3 卷，人民出版社，1974 年版，第 186 页。

^③ 许涤新、吴承明：《中国资本主义发展史》第二卷，北京：社会科学文献出版社，2007 年版，第 196 页。

^④ 同上书，第 211 页。

^⑤ 同上书，第 225、226 页。

^⑥ 同上书，第 230 页。

^⑦ 同上书，第 199 页。

品茧……，其中商品茧占 52%。”^①“国产棉花商品量占全国棉花产量，1860 年为 26.38%；1894 年为 32.56%。”^②棉花的商品量比例低于布匹，但明显高于粮食的商品量比例。“70 年代以后，印度、锡兰（今斯里兰卡）、荷属东印度（今印度尼西亚）的红茶和日本的绿茶相继大量种植和出口，剧烈争夺市场。1894 年，华茶对英、美两国的出口量降落到只占英国消费量的 24%，美国的 49%。……中国茶叶出口虽不断扩大，但不仅在国际市场上所占比重不断降低，其价格也不断跌落。”^③“自鸦片战争到 1894 年，粮食、茶叶、蚕茧、棉花、罂粟 5 中农产品的商品值从 1.9 亿两增加到 5.6 亿两，增加了 191%，净增近 3.7 亿两，这在当时是相当大的一笔购买力。”^④吴承明对国内市场商品量的估计，认为国内生产品商品量 1890 年为 10.32 亿两规元，1908 年为 18.02 亿两规元，平均年商品化增长率为 3.15%。^⑤

从主要的农产品商品量角度来看，鸦片战争到 19 世纪末中国产品的商品化程度不是很高，但商品经济却有所发展，自给自足的自然经济解体程度日益提高。商品经济取代自然经济已经成为一个发展趋势。作为农产品产量据主导地位的粮食，到 1894 年其商品化的比例仅占全部产量的 15.8%，说明经济的货币化程度发展还较为缓慢。同时表明经济理论所要求的价格是供给和需求作用结果的假设条件一和假设条件二，在近代中国是成立并存在的。

需要提出的是，由于近代中国制度变迁的滞后、自然经济的韧性、持续不断的政治动乱、封建割据势力、帝国主义的势力范围、以及广阔中国不同地区的风俗习惯等等因素的长期存在。制约和影响统一的国内市场的形成。但无论如何，随着农产品商品量的增加和对外贸易的发展，国内市场向扩大的方向缓慢持续变化。“随着国际市场与国内市场联系的发展，出口有了迅速的增长，促进了农产品专业化生产的扩大，这是中国国内市场扩大的主要因素之一。”^⑥对外贸易和沿海市场在中国近代市场体系中逐步居于主导地位，但中国国内市场与其联系仍然缺乏统一和顺畅的网络，内地和边远地区的市场仍保持着传统的特征，资本主义统一的国内市场，直到全国解放以前尚在形成的过程之中。刘巍教授（2000）^⑦对近代中国分割性严重的国内市场有过详细的阐述，本文不再赘述。

国内市场的分裂对价格理论逻辑的成立是否有负面影响呢？卢中原教授认为：“近代市场体系的建立和形成是以一套完整的价格体系为基础的。这一体系是由产品价格、劳动力价格、资金价格、土地价格、技术加个等组成的广义价格体系。广义价格体系包含了所有市场交换对象的以货币为媒介的交易条件，每一种商品、劳务或生产要素都具有明确的比价和差价。不仅在各类商品和劳务之间具有相应的比价和差价，而且还包括资金价格、劳动力价格、土地价格、技术价格、外汇价格之间的比价，以及各类要素之间的差价，包括土地级差地租、简单劳动和复杂劳动的工资差等等。”^⑧这样，广义相对价格体系就包含了市场分割严重造成的各类要素价格差异，因此可以支持近代中国物价模型的逻辑。

二、近代中国价格理论模型的建立与实证

基于上述分析，我们建立近代总供求影响中国物价水平的理论模型，并且按照经济理论可以先验确定了变量的符号：

^①同上书，第 218 页。

^②同上书，第 222 页。

^③同上书，第 213 页。

^④同上书，第 228 页。

^⑤吴承明：《近代国内市场商品量的估计》，《中国经济史研究》1994 年第 4 期。

^⑥刘佛丁、王玉茹、赵津：《中国近代经济发展史》，高等教育出版社，1999，第 280 页。

^⑦刘巍：《经济发展中的货币需求》，黑龙江人民出版社，2000。

^⑧卢中原：《中国市场发育研究》，浙江人民出版社，1991，第 33、34 页。

$$P = f(Y, M_1) \quad (1)$$

$$\frac{\partial p}{\partial M_1} > 0, \quad \frac{\partial p}{\partial Y} < 0$$

P 表示批发物价总指数；Y 表示总供给，这里用总产出表示；M1 为总需求，这里用狭义货币供应量表示。

理论模型的计量实证应用，必须要对数据进行采样，用样本的回归结果来描述总体，因此首先要对所用变量的代表数据进行分析。根据上文设定的理论模型，我们采用的数据样本制成表 1。

表 1 本文所用变量的数据汇总

年份	M1	Y	P	年份	M1	Y	P
1887		124.58	69	1912	1951.0	164.82	106
1888		126.52	70	1913	1976.7	178.09	100
1889		125.20	71	1914	2016.1	163.39	106
1890		124.79	75	1915	2014.0	166.10	118
1891		125.89	71	1916	1973.2	160.75	118
1892		127.42	66	1917	1935.9	143.97	122
1893		130.71	71	1918	2031.0	143.51	123
1894		134.80	74	1919	2203.9	180.88	121
1895		134.87	71	1920	2468.3	183.02	131
1896		138.35	72	1921	2571.2	191.31	132
1897		139.13	79	1922	2743.1	213.43	130
1898		139.71	84	1923	2913.1	211.45	137
1899		146.48	93	1924	3090.0	236.58	133
1900		138.60	87	1925	3364.7	226.87	146
1901		145.45	81	1926	3616.6	238.63	149
1902		153.39	97	1927	3764.8	248.58	157
1903		152.52	103	1928	4098.9	257.11	156
1904		154.47	99	1929	4560.5	266.26	162
1905		157.94	111	1930	5101.8	276.21	178
1906		160.06	100	1931	5012.0	285.7	190
1907		160.24	104	1932	5000.4	294.7	170
1908		159.38	110	1933	4776.0	294.6	152
1909		162.33	111	1934	4185.0	269.0	145
1910	1873.3	167.83	102	1935	5050.0	290.9	150
1911	1903.1	167.74	106	1936	6607.8	309.4	175

资料来源：1.M1（单位：百万元）的数据见 Thomas G.Rawski,《Economic Growth in Prewar China》, University of California Press, Berkeley Los Angeles, Oxford, 1989.pp394, 其中 1933~1935 年数据为刘巍、郝雁《对罗斯基估算的 1910~1936 年中国货币供应量之检讨》，载于《广东外语外贸大学学报》2008 年第 3 期。2. P 的数据见王玉茹《近代中国价格结构研究》陕西人民出版社，1997 年版第 23 页，1913=100。3.1887 年 Y（单位：亿元）数据见刘佛丁、王玉茹、于建玮《近代中国的经济发展》山东人民出版社 1997 年 91~95 页，其余年份 Y 数据见刘巍《对中国 1913~1926 年 GDP 的估算》，载于《中国社会经济史研究》2008 年第

3 期；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。

根据计量经济学的基本理论，实证分析之前要判定变量的平稳性，否则容易引起虚假回归。变量平稳性常用的检验方法是 ADF 检验，本文依据 ADF 单位根检验法的基本理论，结合检验形式、差分次数以及 DW 值大小，综合判断变量的单位根情况如表 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
M1	1	(C,N,1)	2.00	-3.28	-3.73	-2.99	I(1)*
Y	1	(N,N,1)	2.09	-2.18	-2.74	-1.97	I(1)*
P	0	(C,t,1)	1.93	-4.08	-4.16	-3.50	I(0)*

*表示变量差分后的序列在 5% 的显著水平上通过 ADF 平稳性检验。

上述变量的 ADF 单位根检验结果表明理论模型中涉及的变量 M1 和 Y 是一阶单整序列，P 是平稳序列。由于被解释变量是平稳序列，两个解释变量是同阶单整序列，根据协整理论，如果两个解释变量没有协整关系，则普通最小二乘法回归结果是伪回归（虚假回归）。因此回归之前要判断解释变量之间的协整性，有协整关系才可直接利用普通最小二乘法，否则需要另行处理，本文两个解释变量的 JJ 协整检验结果如表 3 所示。

表 3 JJ 协整检验结果

特征根	似然比统计量	5%显著水平临界值	1%显著水平临界值	原假设
0.575	21.09	15.41	20.04	R=0
0.099	2.28	3.76	6.65	R≤1

协整检验结果表明在 1% 的显著水平上两个解释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，假定模型为线性函数形式，回归结果如下：

$$P = 104.262 + 0.028M_1 - 0.252Y \quad (2)$$

$$(6.69) \quad (6.63) \quad (-2.80)$$

$$R^2 = 0.96 \quad D.W = 2.05 \quad F = 145.6 (0.00) \quad JB = 0.46 (0.79) \quad LM(1) = 0.06 (0.8)$$

$$LM(2) = 1.93 (0.38) \quad ARCH \quad LM(1) = 5.85E-05 (0.99) \quad ARCH \quad LM(2) = 0.36 (0.84)$$

$$White = 1.45 (0.84)$$

上述检验指标后面括号中的数字表示对应的伴随概率。残差正态性的 JB 统计检验接受正态性的原假设；模型自相关的 D.W 检验和 LM 检验表明模型不存在一阶和二阶自相关；异方差的 ARCH LM 与 White 检验表明模型不存在异方差；同时在样本容量内时间段的各年份 Chow 检验、Ramsey RESET 检验表明不存在结构突变；判定系数达到 0.96；方程整体显著性检验指标 F 检验表明拒绝系数全为零的原假设。上述整体检验结果表明模型回归符合计量经济学的基本假设，并且拟合效果很好。

在该模型中，我们需要弄清除各个解释变量的相对重要性，或者比较因变量对各个解释变量的敏感性，因此，就涉及到了 Beta 系数和变量的弹性问题。

我们首先来观察一下 Beta 系数。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，其公式如下：

$$\hat{\beta}_j^* = \hat{\beta}_j \frac{s_x}{s_y} = \hat{\beta}_j \sqrt{\frac{\sum (X_{ji} - \bar{X}_j)^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}} \quad (j=1, 2, \dots, k; i=1, 2, \dots, n)$$

Beta 系数就是按照解释变量的标准差与因变量的标准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，即是一个“纯数”，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。

这样，按照 Beta 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(Y)=-0.4859 Beta(M1)=1.2748

如果将 Beta(Y) 标准化为 1，则 Beta(M1) 为 2.6。

Beta 系数表明了各个变量对于被解释变量的解释程度和重要性，M1 对 P 的贡献度是 Y 对 P 贡献度的 2.6 倍多。

需求主导物价，说明两个问题，一是通货膨胀无论何时何地都是一种货币现象，需求是物价变动的原因，这和前文阐述的通货理论提出的观点是一致的，用实证证实了理论；二是供给在该时段经济发展过程中并未起到主导作用，近代中国属于供给约束型经济发展模式。这和陈昭博士（2007）^①的论证方法不同，但结论一致，观点相互佐证。

三、1887~1909 年 M1 的估计结果与验证

利用式（2），我们对 1887~1909 年的 M1 进行了估算（计算过程略），得出了表 4 的数据：

表 4		1887~1909 年 M1 的估算值					
年份	1887	1888	1889	1890	1891	1892	1893
M1	678.29	715.85	690.22	683.46	715.39	789.29	962.21
年份	1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900
M1	1075.24	1118.83	1240.09	1306.76	1358.81	1508.99	1413.37
年份	1901	1902	1903	1904	1905	1906	1907
M1	1488.15	1687.86	1745.30	1771.91	1861.63	1821.97	1877.42
年份	1908	1909					
M1	1850.95	1905.88					

对计量实证估计的结果，我们尝试从其他途径进行验证。受到资料限制，我们只能从白银流动的角度对 M1 的估算数据做验证。

虽然近代中国在 1933 年废两改元之前，长期是银两、银元和铜钱并用，在 1935 年实行法币改革之前，银元与铜钱并用，但是，同纸币（银行券）、铜钱比较，银元更具有普遍接受性，因此也是主要的流通货币。白银在国内是货币，在国外却是普通商品，因此白银的自由流动——对中国的进出口会自然的影响到货币供应量的变化，净进口则使货币供应量增

^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。

加，净出口则使货币供应量减少。两者应该具有很强的相互关系。白银进出口数据制成表 5。

表 5	近代中国白银的进出口				单位：百万关平两			
年份	1888	1889	1890	1891	1892	1893	1894	1895
白银进出口	-1.9	6.0	-3.5	-3.1	-4.8	10.8	26.3	36.7
年份	1896	1897	1898	1899	1900	1901	1902	1903
白银进出口	1.7	1.6	4.8	1.3	15.4	-6.1	-13.8	-6.0
年份	1904	1905	1906	1907	1908	1909	1910	1911
白银进出口	-13.6	-7.2	-18.7	-31.2	-12.3	6.8	21.8	38.3
年份	1912	1913	1914	1915	1916	1917	1918	1919
白银进出口	19.2	36.0	-13.6	-18.4	-28.7	-21.0	23.5	53.1
年份	1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927
白银进出口	93.6	32.4	39.6	67.2	26.0	62.5	53.2	65.1
年份	1928	1929	1930	1931				
白银进出口	100.4	105.8	67.0	45.4				

资料来源：孔敏《南开经济指数资料汇编》，中国社会科学出版社，1988，685 页。

注释：“-”号表示出口。

我们尝试以 M1 对白银的进口量（BY）进行普通最小二乘回归，回归结果如下：

$$M_1 = 1953.87 + 9.55BY$$

(11.45) (3.14)

$$R^2 = 0.78 \quad F=72.8(0.00) \quad JB=0.76(0.62) \quad LM(1)=0.56(0.68) \quad LM(2)=2.36(0.29)$$

$$ARCH \quad LM(1)=2.87(0.10) \quad ARCH \quad LM(2)=3.56(0.32) \quad White=2.75(0.12)$$

上述各项检验指标优良，拟合效果很好，说明和证实了我们估计的 M1 趋势是正确的，和真实值差别不应很大。

白银的进出口流量对当年的货币存量有影响之外，白银存量的增加也应该对货币存量产生影响，并且同样应该是正相关关系，根据表 5 我们计算了白银累积量（BYLJ），同货币存量 M1 回归结果如下：

$$M_1 = 1394.65 + 4.31BYLJ$$

(17.53) (16.28)

$$R^2 = 0.96 \quad F=526.3(0.00) \quad JB=2.15(0.34) \quad LM(1)=0.82(0.37)$$

$$LM(2)=1.63(0.38) \quad ARCH \quad LM(1)=1.26(0.35) \quad ARCH \quad LM(2)=2.89(0.41) \\ White=2.13(0.17)$$

从各项检验指标来看，白银累积量对 M1 的回归效果比白银流量对 M1 回归的效果更好。就是说，存量对存量的回归比流量对存量的回归更具有实际意义，因为白银累积存量包含了白银流量的影响因素。

至此，我们采用了不同于本文论证和估计过程的方法来验证估计结果，结论表明我们对 M1 的估计结果效果很好，可以利用其进一步研究近代中国货币经济和宏观经济问题。

The estimation of M₁ in China from 1887 to 1909

By Liu Wei and Chen Zhao

Abstract: this paper builds two assumptions of modern China's Market: the traditional economy transits to the modern economy and becomes the main trend of development; the extent of commercialization changes slowly, that is, the degree of Monetization to upgrade the rhythm is more stable. on this basis, the paper established model of price which determined by aggregate supply and aggregate demand, and employing the model, the paper estimates M₁ of China from 1887 to 1909, and the results are verified to be effective, it shows that the results may be higher reliability.

Keywords: Modern China, M₁, Aggregate Supply, Aggregate Demand

作者简介:

刘巍, 男, 1960 年出生, 黑龙江哈尔滨人, 经济学博士, 中国经济史学会现代经济史分会理事, 中国数量经济学会常务理事。现为广东外语外贸大学 WTO 与广东经贸研究中心主任、教授, 硕士研究生导师, 主要研究方向: 货币理论和计量经济史学。

联系电话: 13929525214, 02036207061 (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 WTO 与广东经贸研究中心

邮政编码: 510420

陈昭, 男, 1972 年出生, 黑龙江庆安人, 经济学博士, 现为广东外语外贸大学 WTO 与广东经济研究中心世界市场研究所所长、副教授, 硕士研究生导师, 中国数量经济学会会员, 国内核心期刊匿名审稿人, 在《中国经济史研究》《经济评论》《中国软科学》等核心期刊发表论文多篇, 主要研究方向: 宏观经济学、计量经济学和计量经济史学。

联系电话: 13580309162

电子邮箱: chenzhao2002@mail.gdufs.edu.cn

通讯地址: 广州市白云大道北 2 号 广东外语外贸大学 WTO 与广东经贸研究中心

邮政编码: 510006

近代中国进出口贸易与经济货币化分析

郝 雁

内容提要: 本文以近代中国宏观经济运行为背景, 运用现代经济学研究方法, 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进行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, 出口贸易和进口贸易是货币化比率

的 Granger 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。

关键词: 进口贸易 出口贸易 经济货币化

经济货币化是发展中国家向发达国家演进过程中的一个重要研究领域,对该问题的研究有助于解释欠发达国家的经济发展过程。国际货币基金组织的波普杰瑞^①通过构建实物部门经济模型分析了实物部门走向货币经济的过程,他认为,对货币化部门贸易品的需求是推进货币化的基本力量,货币化进程是弯弯曲曲向前推进,货币化过程中资源将逐渐实现充分就业,产出水平不断提高。他尤其指出实物部门的经济货币化过程的连续展开和完成,必须有来自外部的干预力量的作用,这为发展中国家利用政府政策加速货币化的进程提供了理论依据。美国经济学家戈德史密斯^②提出了“货币化路径”假说,该假说认为,一国的经济都是从较低的货币化水平起步,经过一段时间的发展和演进,逐步迈上较高货币化台阶;再经历一段时期的经济发展和金融创新,货币化又会在频繁震荡中缓慢回落;与此同时,一国的货币化经济将让位于所谓的“金融化”经济,货币化指数的走势呈现“倒U”型。但是戈德史密斯并没有进一步地证明这一假说,后来的一些学者如米尔顿·弗里德曼(Milton Friedman)和安娜·施瓦茨(Anna Schwartz)^③等通过对 1871-2000 年英美两国的货币化变动趋势的实证研究支持了这一假说,近一百五十余年的数据已经可以勾勒出一条至少包含一个完整“倒U”的货币化轨迹,因此发达国家的货币化比率的变动趋势基本证实了戈德史密斯的“货币化路径假说”。统计分析结果表明:经济货币化比率的差别基本上反映了不同国家的经济发展水平,货币化比率与一国经济发达程度呈现明显的正相关关系。麦金农^④教授首次提出的反映一国经济货币化程度的指标——经济货币化率(M_1/GNP)被后来的学者普遍接受。国内学者沈天鹰^⑤在波普杰瑞货币化过程分析的基础上提出了产出效率置换假说,用以解释实物部门非剩余劳动产出的货币化过程。该假说在一定程度上弥补了波普杰瑞对货币化过程分析的不足,将货币金融系统引入到实物部门货币化进程中,进一步完善了波普杰瑞的货币化理论模型。

就近代中国经济货币化问题的研究,受制于近代中国经济数据的限制等因素,很少有人涉足该领域,刘巍的《经济发展中的货币需求》^⑥一书中,通过分析了 1927-1936 年的经济货币化的过程分析,认为近代中国货币化的程度是不断加深的,但是鉴于货币化问题并非该书研究的重点,所以对该问题的研究也只能是初步的和不充分的。

本文在上述学者研究的基础上,以近代中国的经济货币化作为研究核心,结合近代中国经济运行的背景,将近代中国进出口贸易与经济货币化结合起来进行考察,努力探寻进出口贸易对经济货币化的作用机制及作用效果,为解释近代中国经济发展寻找一个新的视角。

一、近代中国进出口贸易与经济货币化的逻辑分析

^① J.G.Borpujari, "Production and Monetization in the Subsistence Sector", Money and Monetary Policy in less Development Countries, 1980.

^② 雷蒙德·戈德史密斯:《金融结构与经济发展》上海三联书店、上海人民出版社 1994 年版。

^③ Friedman, Milton, with Schwartz, Anna J., Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: Their Relation to Income Price and Interest Rates, 1867-1975, Chicago University Press, Chicago, 1982.

^④ 麦金农:《经济发展中的货币与资本》上海三联书店 1988 年版。

^⑤ 沈天鹰:《资本形成的货币金融维度——发展中国家的资本形成分析》人民出版社 2001 年版

^⑥ 刘巍:《经济发展中的货币需求》黑龙江人民出版社 2000 年版。

近代中国经济处于由实物经济向货币经济转化的历史时期,是货币化程度不断深化的时期,笔者发现,在该历史时期内,近代中国经济货币化与进出口贸易的发展有着很密切的关系。从静态的角度来看,进出口贸易本身离不开以货币为媒介的交易基础;从动态的角度来看,进出口贸易增长是推动经济货币化的一个重要因素;进出口贸易规模的不断扩大、推动了经济货币化,经济货币化的不断深入刺激了进出口贸易的进一步发展。近代中国是极不情愿地、被动地卷入到国际市场中,被动地参与国际分工,被动地参与着国际贸易,自此,自给自足的传统经济模式被被动的国际贸易打破了,在国际市场上成为了西方资本主义列强的经济附庸。列强需求什么,那么中国就会被卷到供给方——出口商的行列;而列强要倾销什么,中国就被迫卷入需求方——进口商的行列,丧失了对外贸易的主动权,而正是进出口贸易的扩大直接推动了经济货币化的过程。

近代中国长期实行闭关政策,一方面由于中国自给自足自然经济的势力非常强大,另一方面中国丰富的资源作为一种客观条件助长了闭关自守的对外贸易思想。正如郝延平先生所说:“在鸦片战争之前,中国的对外贸易被仅仅看作是地区间贸易的一种特殊的和不重要的形式,它的发展包容在传统的社会秩序之中。而且,它的数额同中国的国土、人口和物产相比是微小的。更重要的是,对外贸易所促进的新的经济成长只是微弱地渗透到传统经济中去;它仍然在很大程度上被抑制在条约口岸内,这些条约口岸在许多方面成为由外人左右的“国中之国”。因此,中国经济的近代成分是孤立的,处于传统经济的边缘——或者用陶尼的话来说,犹如古老的长袍镶上的一条新式花边。”^①近代中国的对外贸易是狭小的,零散的,与当时国内狭小的和分散的商品市场是相适应的,社会分工仅发挥着拾遗补缺的作用,并没有出现代意义的行业和产业分工,进出口贸易对当时的经济增长的作用是较微弱的。鸦片战争后,中国在没有经历国内分工演进的过程,直接参与了国际分工,国际分工的地位决定了其进出口贸易的商品结构,而其半殖民地的特征,又要求其进出口商品结构要服从于世界市场体系的需要,在这样一个大背景下开始了近代中国进出口贸易的发展。伴随着进出口贸易的发展,自给自足的自然经济开始分解,中国被动地开始了商品化和货币化的演进过程。

对于进出口贸易的变动对近代中国经济货币化进程的演进,我们可以从供求两个角度进行分析,从供给角度讲,进出口贸易扩展了要素供给的范围,从而使的专业化生产和行业的技术进步成为可能,国际分工通过国际贸易的传导延伸至国内,促进国内分工的演进。鸦片战争后,近代中国在进出口贸易的冲击下,第一层次的社会分工开始出现,即手工业与农业开始逐渐地分离,城市出现了专门进行手工业生产的小生产者;伴随着进出口规模地不断扩张,在行业内部出现了第二层次的分工,即行业内部分工逐渐显现,如棉纺织业中纺纱和织布地分离。这两个层次的分工相互促进,交互作用,共同缓慢地推动着近代中国分工的演进,专业化生产的规模逐渐扩大,提高了劳动熟练程度,节约了工作转化时间、促进了技术的创新,这有助于提高生产效率,增加产品的供给数量,扩大产品的供给范围。从需求角度来看,进口贸易的扩张本身扩展了国内的市场需求;另一方面,进出口贸易的发展引起的专业化生产,使人们对市场的依赖性增加,自给自足的自然经济逐步地解体,除了自身生产的生活必需品仍然自给以外,其他的生活用品开始通过市场获得,市场的需求随之逐渐地扩大。供求作用的结果一方面全社会的总产出在增加,而另一方面商品市场的规模也在扩大,与此同时,实物部门为满足其生活或生产的需求,对市场的依赖性也逐渐地增加,对货币性收入经常性需求被引入到经济中来,这刺激了实物部门中越来越多的劳动力面向货币经济生产,在满足一定的条件下,货币化的产出持续增加,如果这一过程持续进行,我们看到的結果就是实物经济逐渐地货币化,经济中的货币化程度逐渐提高。

通过上述的逻辑分析可得:

^① 郝延平:《十九世纪的中国买办:东西间桥梁》,上海社会科学院出版社 1988 年版。

进口贸易和出口贸易 $\uparrow \rightarrow$ 国内市场商品量 $\uparrow \rightarrow$ 货币化率 $\uparrow$

即进口贸易与出口贸易正向地影响国内市场商品量的增加,国内市场商品量的增加正向地影响着近代中国货币化进程。即进口贸易与出口贸易是因,国内市场商品量变动是果;国内市场商品量变动是货币化率变动的原因。

进一步地,进口与出口哪个变量对近代中国货币化的影响更大呢?二十世纪以后,随着近代中国工业化起步,生产资料的进口有所上升,进口货物中的生产资料进口从 1910 年的 17.6% 上升至 1936 年的 44.5%,与此同时,消费资料进口规模虽然也在增加,但是消费资料的进口比重由 82.4% 降至 55.5%。从进口的生产资料品来看,1913 年从国外进口的各种机器总值仅为 800 万关两,占该年进口总值的 1.4%;但到了 1936 年,已增至 3850 万关两,占进口总值的 6.4%。其中来自英、日、美、德的纺织机械和电力设备名列前茅。生铁、钢和其他建筑五金,化学产品、工业用染料和颜料等商品的进口值及其在进口总额中的比重均大为增长。1913 年这些商品仅占总额的 11%,到 1936 年,已增至 24%。^① 我们知道,消费资料属于最终产品,其进口能直接扩大市场供给的规模,但是不能对全社会的产出产生直接的影响;生产资料属于中间产品,是投资品,其进口直接推动了近代中国经济产出效率的提高,一般来讲,生产者是否投资购买生产资料取决于他对未来经济的预期,近代中国在 1914-1936 年间是旧中国经济增长最快,也是经济发展最好的时期,年均经济增长率为 1.45%,在这样一个宏观背景下,生产者对未来的预期看好,进而投资规模随之扩张,相应地进口商品中生产资料的进口规模随之扩张,对于一个以自给自足的经济形态为特征的国家,进口贸易规模的扩张不仅逐步在分解近代中国自给自足的自然经济形态,同时也给近代中国带来了现代经济产生和发展所必需的资本品和相应的技术及信息,促进了手工业和现代工业产出效率的提高,从而对 GDP 的增加产生较大的促进作用。

从近代中国出口商品结构来看,农产品和初级加工农产品及原材料出口在整个出口商品中占比重很高,这些产品都属于劳动密集型产品,具有典型的粗放式的特点,其增加主要依赖价格和数量的推动,产品的加工程度低、附加值小,在国际上缺乏竞争力,进而出现创汇不创利的现象,这些特点决定了出口扩大就不能对经济的增长产生强有力的促进作用。

需要特别讨论的是,我们考察的是中国现代化起步阶段,是千年传统经济大国被迫转型的时期,经济结构原有惯性依然强大。因此,从逻辑角度来看,进出口引领传统经济货币化的过程必然是缓慢的,传统的一元经济缓慢向二元经济过渡就是历史的颈部,不应过高估计其影响力。表现在数量关系上,货币化程度对进出口的弹性也应该是较弱的。

如果我们对近代中国货币化过程的逻辑分析是正确,那么近代中国实证检验的结果就会支持这一结论,接下来我们要对这种逻辑关系进行检验。

二、不同层次货币化比率的变动趋势

从宏观角度来测度,一国货币化程度较为公认的指标是货币供应量与实际总产出之比,该指标用来反映一国国民经济中用货币购买的商品和劳务占其全部产出的比重。一般来讲,该指标的值越高,经济货币化程度也就越高。下面我们就利用货币化比率指标分析近代中国经济货币化的动态趋势,为能较为全面地反映经济货币化的变动趋势,我们从不同的层面测度近代中国货币化程度,表 1 反映的是近代中国自 1913-1936 年间广义货币化比率、狭义货币化比率和通货货币化比率的变动趋势。

^① 郑友揆:《中国对外贸易和工业发展(1840-1949)》,上海社会科学院 1984 年版。

表1 近代中国货币化的动态演进 (1913-1936)

年份	1913	1914	1915	1916	1917	1918	1919
C/GDP	8.2	9.13	9.04	9.18	10.04	10.27	8.51
M1/GDP	11.1	12.34	12.13	12.27	13.45	14.15	12.18
M2/GDP	12.34	13.71	13.45	13.6	14.91	15.81	13.76
年份	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927
C/GDP	9.24	8.54	9.12	8.34	9.29	9.24	9.36
M1/GDP	13.44	12.85	13.78	13.06	14.83	15.16	15.15
M2/GDP	15.28	14.48	15.74	14.89	16.95	17.65	17.43
年份	1929	1930	1931	1932	1933	1934	1935
C/GDP	10.26	10.34	10.14	9.91	7.35	5.03	5.74
M1/GDP	17.13	18.47	17.54	16.97	16.21	15.56	17.36
M2/GDP	19.73	21.42	21.49	21.81	20.58	20.74	23.08

数据来源: 1. M2, M1, C 数据见 Tomas G. Rawski, 《Economic Growth in Prewar China》, University of California Press, Berkeley Los Angeles, Oxford, 1989. 第 394-395 页, 1933-1935 年的数字做了修正 (参见刘巍:《对罗斯基估算的 1910~1936 年中国货币供给量之检讨》,《广东外语外贸大学学报》2008 年第 3 期) 通货 (C) = M2 - 存款总额。

2. 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。

3. 货币化比率用各层次货币量与 GDP 之比来表示。

为了得到近代中国经济货币化的长期变动趋势, 我们建立经济货币化的时间趋势模型:

$$\lambda_i = a + bTrend + \varepsilon \quad (1)$$

其中, λ_i 为经济货币化比率, 且 $i=1,2,3$; $Trend$ 是时间趋势项; a 为常数项; b 为时间趋势项系数; ε 为随机扰动项。

我们分别用 λ_1 表示广义货币化比率, 即 M_2/GDP ; 用 λ_2 表示狭义货币化比率, 即 M_1/GDP ; 用 λ_3 表示通货货币化比率, 即 C/GDP ; 并分别建立了广义货币化比率、狭义货币化比率和通货货币化比率的时间趋势模型结果如下:

表2 不同层次的货币化时间趋势模型结果

变量	λ_1	λ_2	λ_3
截距	-0.0062	0.0388	0.0743
TREND	0.0053	0.0032	0.0006
R-squared	0.89	0.84	0.33
Durbin-Watson stat	1.62	1.86	2.03
F-statistic	88.54	55.90	4.28

数据来源: 根据表 1 数据建立时间趋势回归方程而得。

1. 广义货币化比率的变动趋势

λ_1 表示广义货币化比率, 它反映 M_2/GDP 比率的长期变动趋势, M_2 包括通货和全部存款 (活期和定期存款), 即 M_2 层次包括了货币的交易媒介和价值贮藏职能的货币, 因此该比率能在一定程度上能较全面地反映一国经济货币化的程度。国际贸易对传统经济是否形成了经济结构层面的冲击, 应该主要反映在这个指标上, 因此, 他应该最敏感, 反之, 则说明可能我们的逻辑有误。

近代中国的广义货币化程度总体来讲呈现不断上升的变动趋势, 1913 年广义货币化比率仅为 12.34%, 1936 年达到 27.71%, 较之于 1913 年上升了 15.37%, 上升了一倍有余, 但是由于近代中国经济从实物经济开始货币化的演进, 因此货币化的起步水平很低, 所以尽管在二十四年间广义货币化程度翻了一番, 但是广义货币化的绝对水平来看, 仍然是比较低的。从近代中国广义货币化的长期变动趋势来看: 货币化广义测度 (λ_1) 与时间趋势序列之间存在着显著的线性关系, 每年上升大约 0.0053, 即近代中国广义货币化程度每年上升 0.0053%, 经济广义货币化演进的速度很慢, 这与经济中国低水平经济增长是相适应的。

2. 狭义货币化比率的变动趋势

λ_2 表示狭义货币化比率, 它反映 M_1/GDP 比率的长期变动趋势, 狭义货币包括通货和活期存款, 构成一国经济中用于交易媒介的货币存量, 反映了经济中现实购买力, 因此它的变动与生活资料和生产资料交易关系很密切, 能较好地反映一国商品和劳务交易的货币化水平。近代中国的狭义货币化程度总体来讲呈现不断上升的变动趋势, 1913 年狭义货币化比率仅为 11.10%, 1930 年达到历年来的最高水平, 为 18.47%; 之后略有所下降, 进入 1935 年之后该指标又开始回升, 1936 年达到 21.36%, 较之于 1913 年上升了 10.26%, 几乎上升了一倍, 如前所述, 尽管在二十四年间狭义货币化程度翻了一番, 但是狭义货币化的绝对水平来看, 仍然是比较低的。从近代中国狭义货币长期化变动趋势来看: 狭义货币化比率与时间趋势之间存在显著的正相关关系, 并且每年上升大约 0.0032, 即近代中国的狭义货币化程度每年上升 0.0032%, 从狭义货币化程度的长期变动趋势来考察, 近代中国货币化的进程相当缓慢; 另一方面, 狭义货币化的长期变动趋势略小于广义货币化。一般来讲, 一国的经济越发达, 货币化程度越高, 这两者之间的差距也越大, 因为伴随着经济的发展, 人们的财富规模会不断地增加, 相应的银行存款规模也会增加, 但是由于定期存款和储蓄存款需求的财富弹性大于活期存款和现金需求弹性, 因此当财富规模增加时对定期存款和储蓄存款增加的幅度要更大一些, 相应地, 伴随着经济发展和货币化程度的不断加深, 广义货币化比率和狭义货币化比率之间的差距逐渐扩大。从近代中国的这两者的差距中我们也可以看出, 近代中国经济发展水平很低, 因此人们的定期和储蓄存款的规模很小而且长期来看增加幅度并不大, 所以两者的差距很小, 仅为 0.0021。

3. 通货货币化比率的变动趋势

λ_3 表示通货货币化比率, 它反映 C/GDP 比率的长期变动趋势, 通货即流通中的现金包括流通中的白银、铜钱和银行券。通货主要是用于日常零星的交易, 是近代中国居民使用频率最高的交易媒介, 它从消费层面反映了近代中国的货币化程度。如表 1 所示, 近代中国通货的货币化程度在 1913—1931 年间大体呈现波动中上升的趋势, 1913 年仅为 8.20%; 1931 年为 10.14%, 18 年间仅上升了不到两个百分点。进入 1932 年后受国际白银价格上升, 白银外流, 导致国内通货紧缩, 从而通货的货币化比率迅速下降, 到 1935 年, 降至 5.03%, 较 1931 年通货货币化程度下降了近 50%, 1935 年中国实施币制改革, 放弃了银本位制度,

改为纸币本位制度,通货的货币化程度又有所回升。从通货货币化比率的长期变动趋势来看,通货的货币化与时间存在着正相关关系,1913-1932 年间通货的货币化程度每年上升 0.0006,上升的幅度非常小;同时从拟合的效果来看,结果并不十分理想,拟合优度仅为 0.33,这也说明通货的货币化随时间变动的趋势并不很明显。

三、近代中国进出口贸易与经济货币化的实证分析

从上述的逻辑分析过程来看,实证分析包括两个阶段:一是对国内市场商品量与近代进口与出口贸易之间相关性进行检验。二是近代中国的货币化率与国内市场商品量进行相关性检验,但是由于众所周知的原因,国内市场商品量缺乏时间序列数据,我们现在仅有的商品量的数据是吴承明先生估计的若干年份的离散数据,而数据匮乏是近代中国经济史研究的软肋,因此我们只能做些技术处理,利用可获得的数据资料,首先分别对国内市场商品量与进口和出口贸易;国内市场商品量与货币化率计算相关系数;从而初步判断这两个层面的因果关系是否成立,如果上述相关关系成立,我们再进一步地对进口、出口贸易与货币化率之间的相关性进行实证分析。

1. 国内市场商品量与进、出口贸易以及货币化率之间的相关性检验

受数据来源的限制,1920 和 1936 年的数据相对比较完整,因此,我们利用这两年的数据分别计算进口、出口贸易与国内市场商品量相关系数,以及国内市场商品量与不同层次货币化率的相关系数,相关数据如表 3:

(1) 出口贸易、进口贸易与国内市场商品量的相关性

表 3 出口、进口与国内市场商品量的相关系数

年份	国内商品量 a	出口净值 b	进口净值 c	相关系数 1 (a 与 b)	相关系数 2 (a 与 c)
1869	9.28	60139	67109		
1894	12.67	128105	162103		
1908	21.99	276660	394505		
1920	72.54	541631	762250	0.9678	0.9618
1936	127.71	452979	604329	0.8147	0.7845

数据来源: 1. 国内市场商品量数据见: 吴承明《吴承明集》, 中国社会科学院出版社 2002 年版。

2. 进口净值和出口净值数据见: 郑友揆《中国的对外贸易与工业发展》, 上海社会科学出版社 1988 年版。

根据所获得的数据资料,我们分别计算了主要年份出口、进口与国内市场商品量的相关系数,结果表明,1869-1920 年出口贸易与国内市场商品量、进口贸易与国内市场商品量均呈现非常显著的正相关关系,相关系数均大于 95%;引入 1936 年的数据之后,相关系数明显下降,出口贸易与国内市场商品量、进口贸易与国内市场商品量的相关系数分别降至 81.47%和 78.45%,尽管相关程度有所下降,但仍然呈现为较显著的正相关关系。两组相关系数下降的原因主要是由于在二十世纪三十年代开始,东北三省的贸易没有纳入统计,三十年代以后进口和出口贸易均呈现不同程度的下降,而吴先生在估计国内市场商品量的时候,对东北三省的市场纳入分析的范围之内,所以出现这两组变量相关程度减弱的情况。如果我们将这一

因素考虑进去，两组的相关系数必然会有一定程度地提高。

(2) 国内市场商品量与货币化比率的相关性

我们分别将 1920 和 1936 年的国内市场商品量、通货货币化率、狭义货币化率和广义货币化率指数化^①，取 1920 年为 100，我们发现，1936 年国内市场商品量相对于 1920 年上升了 76%，与此同时，狭义货币率和广义货币率分别上升了 58.3% 和 81%，货币化程度均有不同层次的上升；国内市场商品量与狭义货币化率、广义货币化率均呈现显著的正相关关系；我们也发现，与 1920 年相比 1936 年通货的货币化率下降了 8.2%，两者并没有呈现正相关关系，这可能是由于以下两个原因所造成的：一是按照发达国家货币化的历史，伴随着货币进程的不断演进，在交易性质的货币中利用活期存款进行转帐交易的比重相对增加；通货交易比重相对下降，进而通货货币化比率呈现下降趋势，但下降到一定程度后趋于稳定，因此该指标的变化并不表明货币化程度降低，却进一步证明了交易性货币结构的变化。二是 1934 年的美国白银法案所带来的白银大量流出对国内产生紧缩性影响，产生通货的存量的较大幅度的下降，1934 和 1935 年通货货币化率都有非常明显的下降，1936 年方有所回升。

由此我们可初步判断上述的逻辑关系是成立的，接下来，我们利用出口贸易、进口贸易和各层次货币化的时间序列数据，对近代中国的进出口贸易与货币化之间的相关性进行实证检验。

2. 进出口贸易与经济货币化的实证分析

(1) 数据选取、处理与单位根检验

鉴于数据的可获得性，我们选取的样本空间是 1913-1936 年，对广义货币化比率 (λ_1)、狭义货币化比率 (λ_2) 和通货货币化比率 (λ_3) 取对数以消除异方差，分别用 $\ln \lambda_1 = \log(\lambda_1)$ 、 $\ln \lambda_2 = \log(\lambda_2)$ ； $\ln \lambda_3 = \log(\lambda_3)$ ；表示自然对数的广义货币化比率、狭义货币化比率和通货货币化比率。并对这三个变量进行单位根检验，检验结果如表 4：

表 4 ADF 单位根检验结果

	检验形式 (c, t, k)	ADF 统计值	5%临界值	结 论
$\ln \lambda_1$	(c, n, 1)	0.6413	-3.0049	非平稳
$\Delta \ln \lambda_1$	(c, n, 0)	-4.2674	-2.6743*	平 稳
$\ln \lambda_2$	(c, n, 1)	-0.1984	-3.0049	非平稳
$\Delta \ln \lambda_2$	(0, n, 0)	-4.1167	-2.6743*	平 稳
$\ln \lambda_3$	(n, n, 0)	-0.1956	-1.9572	非平稳
$\Delta \ln \lambda_3$	(c, n, 0)	-3.9003	-2.6797*	平 稳

注：*表示 1%显著性水平检验值。

检验结果表明：一阶差分后的 $\ln \lambda_1$ 、 $\ln \lambda_2$ 和 $\ln \lambda_3$ 平稳的，因此 $\ln \lambda_1$ 、 $\ln \lambda_2$ 和 $\ln \lambda_3$ 是

^① 原始数据见表 1 和表 3

一阶单整时间序列数据。

(2) 各层次货币化比率与出口贸易的误差修正模型

首先用 *ADL* 模型检验各层次货币化比率与近代中国出口净值之间是否存在协整关系，*ADL* 估计结果如表 5 和表 6 所示：

表 5 各层次货币化比率与近代中国出口净值的 *ADL* 模型

被解释变量 解释变量	$\ln \lambda_1$	$\ln \lambda_2$	$\ln \lambda_3$
C	-1.7660 (-2.62)	-2.4758 (-3.35)	-4.5189 (-3.36)
$\ln EX$	-0.1728 (-2.22)	-0.1264 (-1.75)	-
$\ln EX_{t-1}$	0.2681(2.96)	0.2498(2.91)	0.1835(4.56)
$\ln \lambda_{t-1}$	0.7137(7.61)	0.5671 (5.01)	0.9233(2.31)
$\ln \lambda_{t-2}$	-	-	-0.7825 ()
R^2	0.90	0.85	0.70
DW	2.47	2.27	1.94
s.e	0.06	0.05	0.11
样本容量	22 (1913-1934)	22 (1913-1934)	22 (1915-1936)

1. 根据Eviews5.1软件计算而得，下同。

2. 解释变量系数后面括号里的数字是t统计量，下同。

表 6 各层次货币化比率与近代中国出口净值的长期关系

被解释变量 解释变量	$\ln \lambda_1$	$\ln \lambda_2$	$\ln \lambda_3$
C	-6.17	-5.72	-5.26
$\ln EX$	0.33	0.29	0.21

根据上表计算而得。

如果上述各模型中变量之间存在协整关系，那么各模型的残差想应当具有平稳性，因此对残差项采用 EG 检验法进行平稳性检验，检验结果表明，各模型的残差序列 EG 检验统计量 5% 显著水平上小于临界值，因此残差序列项是平稳序列。即上述模型中各变量之间存在协整关系。建立误差修正模型如表 7：

表 7 各层次货币化比率与近代中国出口净值的 *ECM* 模型

被解释变量 解释变量	$\Delta \ln \lambda_1$	$\Delta \ln \lambda_2$	$\Delta \ln \lambda_3$
$\Delta \ln EX$	-0.15 (-1.93)	-	-
$\Delta \ln EX_{t-1}$	0.23 (2.87)	0.13 (1.89)	0.46 (4.61)
$\Delta \ln EX_{t-2}$	-	-	0.34(2.88)*

$\Delta \ln \lambda_{t-1}$	0.67(2.22)	-	0.50(2.11)*
$\Delta \ln \lambda_{t-2}$	-	-	-0.77 (-5.58)
e_{t-1}	-1.27 (-3.12)	-0.64 (-2.46)	-0.88 (-3.08)
R^2	0.43	0.32	0.81
DW	2.02	1.91	1.56
$s.e$	0.05	0.06	0.08
样本容量	21 (1914-1934)	21 (1914-1934)	21 (1916-1936)

(3) 各层次货币化比率与进口贸易的误差修正模型

建模方法同前，不再细述，现将模型结果列出：

表 8 各层次货币化比率与近代中国进口净值的 ADL 模型

被解释变量 解释变量	$\ln \lambda_1$	$\ln \lambda_2$	$\ln \lambda_3$
C	-2.2368 (-2.02)	-2.2430 ()	-202020 (-1.81)
$\ln IM$	-	0.1111 ()	0.3319 (2.81)
$\ln IM_{t-1}$	0.1253(1.88)	-	-
$\ln IM_{t-2}$	-	-	-0.3039 (-2.75)*
$\ln \lambda_{t-1}$	0.6948(5.23)	0.6191 (8.37)	0.8196(4.04)*
$\ln \lambda_{t-2}$	-	-	-0.5719 (-2.60)
R^2	0.87	0.80	0.74
DW	2.42	2.35	2.36
$s.e$	0.07	0.06	0.10
样本容量	22 (1913-1934)	22 (1913-1934)	22 (1915-1936)

表 9 各层次货币化比率与近代中国出口净值的长期关系

被解释变量 解释变量	$\ln \lambda_1$	$\ln \lambda_2$	$\ln \lambda_3$
C	-7.33	-5.89	-2.93
$\ln IM$	0.41	0.05	0.04

表 10 各层次货币化比率与近代中国进口净值的 ECM 模型

被解释变量 解释变量	$\Delta \ln \lambda_1$	$\Delta \ln \lambda_2$	$\Delta \ln \lambda_3$
$\Delta \ln IM$	-	0.54 (2.78)	-
$\Delta \ln \lambda_{t-1}$	0.16(1.64)	-	1.00(3.89)*

$\Delta \ln \lambda_{t-2}$	-	-	-0.65 (-3.50)
e_{t-1}	-0.54 (-2.33)	-1.09 (-2.69)	-1.33 (-3.78)
R^2	0.25	0.30	0.59
DW	2.11	2.17	1.52
$s.e$	0.07	0.06	0.11
样本容量	21 (1914-1934)	21 (1914-1934)	21 (1916-1936)

(4) 各层次货币化比率分别与出口贸易和进口贸易的 *Granger* 因果检验

① 出口贸易与 λ_1 、 λ_2 、 λ_3

表 11 出口贸易与 λ_1 、 λ_2 、 λ_3 的 *Granger* 因果检验

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1910 1936			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LNCY does not Granger Cause LNEX	21	1.42127	0.27832
LNEX does not Granger Cause LNCY		9.98483	0.00089
LNMY1 does not Granger Cause LNEX	21	2.38811	0.11262
LNEX does not Granger Cause LNMY1		3.40524	0.04759
LNMY2 does not Granger Cause LNEX	21	1.17901	0.35312
LNEX does not Granger Cause LNMY2		3.96494	0.03075

结果表明: 表明出口贸易与 λ_1 、 λ_2 和 λ_3 之间存在单项因果关系, 出口贸易的变动是 λ_1 、 λ_2 和 λ_3 变动的 *Granger* 原因。

② 出口贸易与 λ_1 、 λ_2 、 λ_3

表 12 进口贸易与 λ_1 、 λ_2 、 λ_3 的 *Granger* 因果检验

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1910 1936			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LNCY does not Granger Cause LNIM	20	1.55901	0.25288
LNIM does not Granger Cause LNCY		5.19747	0.01341
LNMY1 does not Granger Cause LNIM	20	1.17590	0.37366
LNIM does not Granger Cause LNMY1		3.57398	0.04213
LNMY2 does not Granger Cause LNIM	20	0.73316	0.58812
LNIM does not Granger Cause LNMY2		3.58825	0.04166

结果表明: 表明进口贸易与 λ_1 、 λ_2 和 λ_3 之间存在单项因果关系, 进口贸易的变动是 λ_1 、 λ_2 和变动的 *Granger* 原因。

四、结 论

近代中国的各层次的货币化比率分别与出口贸易、进口贸易均存在长期稳定的关系，证明了我们前面的逻辑分析，各变量之间的长期关系如表 6 和表 9 所示：

第一，从长期来看，就货币化程度与出口贸易关系而言，广义货币化比率与出口净值呈现正相关关系，出口净值每变动 1%；广义货币化比率同向变动 0.33%；狭义货币化比率与出口净值呈现正相关关系，出口净值每变动 1%，狭义货币化比率同向变动 0.29%；通货货币化比率与出口净值呈现正相关关系，出口净值每变动 1%；通货货币化比率同向变动 0.21%；模型结果表明，广义货币化比率、狭义货币化比率和通货货币化比率的出口弹性均呈现弱弹性，但是，广义货币化比率对出口贸易的变动最为敏感，狭义货币化比率次之，通货货币化比率最小。

第二，从长期来看，就货币化程度与进口贸易关系而言，各层次的货币化比率均与进口贸易之间存在长期稳定的正相关关系。广义货币化比率与进口净值呈现正相关关系，进口净值每变动 1%；广义货币化比率同向变动 0.41%；狭义货币化比率与进口净值呈现正相关关系，进口净值每变动 1%，狭义货币化比率同向变动 0.05%；通货货币化比率与进口净值呈现正相关关系，进口净值每变动 1%，通货货币化比率同向变动 0.04%。模型结果表明，广义货币化比率、狭义货币化比率和通货货币化比率的进口弹性均呈现弱弹性，但是，广义货币化比率对进口贸易的变动最为敏感，并远高于狭义货币化比率的进口弹性和通货货币化比率的进口弹性。

第三，近代中国的货币化比率对进口贸易和出口贸易的变动均表现为弱弹性，这一结论和近代中国经济货币化的程度密切相关的，到 1936 年广义货币化率仅为 27.7%。1914-1936 年期间，是中国近代经济发展最好的时期。^①即使在这一时期，中国的人均国民收入仅从 1914 年的 41.22 元，增加至 1936 年的 51.51 元，二十二年间人均收入仅增加了 25%，年均仅增长 1.02%，低水平的经济发展水平决定了人们收入的低水平，在经济总产出中，农业产出依然占据垄断地位，而农村中自给自足的自然经济始终没有完全分解，1936 年农产品比重最高的粮食作物的商品率仅为 31.4%。这些表明近代中国仅处于货币化的起步阶段，进出口贸易在整个 GDP 中所占的比重依然较低，进出口贸易的依存度依然较低，1931 年仅为 12.05%，因此经济货币化比率的变动对进口和出口贸易变动的呈现弱弹性。

第四，广义货币化比率对进口贸易的变动更为敏感，数据同前，证实了我们前面的分析。

参考文献：

1. 吴承明著；中国社会科学院科研局编：《吴承明集》中国社会科学出版社 2002 年版。
2. 郑友揆：《中国的对外贸易和工业发展（1840-1949 年）——史实的综合分析》，上海社会科学院出版社 1984 年版。
3. 雷蒙德·戈德史密斯：《金融结构与经济发展》上海三联书店、上海人民出版社 1994 年版。
4. 刘佛丁、王玉茹、于建玮：《近代中国的经济发展》，山东人民出版社 1997 年版。
5. 麦金农：《经济发展中的货币与资本》上海三联书店 1988 年版。
6. 沈天鹰：《资本形成的货币金融维度——发展中国家的资本形成分析》人民出版社 2001 年版。
7. 郝延平：《十九世纪的中国买办：东西间桥梁》，上海社会科学院出版社 1988 年版。

^① 刘佛丁、王玉茹、于建玮：《近代中国的经济发展》，山东人民出版社。

8. 刘巍:《经济发展中的货币需求》黑龙江人民出版社 2000 年版。
9. 刘巍:《对罗斯基估算的 1910~1936 年中国货币供给量之检讨》,《广东外语外贸大学学报》2008 年第 3 期。
10. 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。
11. 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。
12. J.G.Borpujari,"Production and Monetization in the Subsistence Sector", Money and Monetary Policy in less Development Countries, 1980.
13. Friedman, Milton, with Schwartz, Anna J. , Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: Their Relation to Income Price and Interest Rates, 1867-1975, Chicago University Press, Chicago, 1982.

作者简介:

郝雁,女,1972 年出生,经济学博士,广东外语外贸大学 WTO 与广东经贸研究中心/中国计量经济史研究中心副教授,研究方向为国际经济学和计量经济史。

通讯地址: 广州番禺区小谷围岛广州大学城广东外语外贸大学国际经贸学院 510006

E-mail: ; lisafly502@126.com

Tel.: 13570902310

The analyse on economic monetization and import and export trade in Modern China

By Hao Yan

Abstract: This study stands against a background of operation on Modern China's macro-economy and gives a logic anlysis and empircal study on what way and what extend China's import and export have influenced economic monetization by reaearch methods of modern economics. The result shows that the growth of import and export promoted the process of monetization, import and export is the Granger cause of monetization ratio; as Modern China was still at the preliminary stage of economic monetization , the monetization ration presented a weak elasticity to import and export .

Keywords: economic monetization; import trade; export trade

中国物价变动的影响因素研究(1950~2008)

刘 巍 陈 昭

内容提要：本文考察了 1950 年以来中国物价波动的历史，以交易方程式为逻辑基础，放开了货币流通速度不变的假设，以货币流通速度、货币量、GDP 环比指数为依据，将货币流通速度和货币量对物价的影响做了统计描述和数量分析。本文的研究结论是，在改革开放以后的 30 年里，就货币流量对中国物价的影响而言，无论是敏感性还是重要性，货币流通速度都大于货币量。

关键词：物价 货币流通速度 货币量 改革开放

物价问题是经济的核心问题，涉及到千家万户的利益，涉及到社会稳定与否。1979 年至今，中国的物价改变了过去数年基本不变的僵硬状态，由计划定价逐步转向市场定价。随着物价渐渐成为中国经济的核心市场信号，国内学者开始对物价与货币量（近年来又称“流动性”）密切关注，并借鉴国外研究文献的研究方法。刘霖和靳云汇（2005）在 1978~2003 年数据的基础上应用协整分析和 VAR 方法研究发现，中国的经济增长率、通货膨胀、M2 增长率以及贷款余额增长率之间存在着长期均衡关系。朱慧明和张钰（2005）用 1994~2004 年间的季度数据得出结论，中国的通货膨胀与货币供应量之间存在协整关系，M2 增长率对通货膨胀的解释能力最强。成建华等（2008）使用月度数据做格兰杰因果检验，并对检验结果进行 K-L 信息量分析和视察相关分析，研究结论是，M1 是 CPI 的原因并且是较为稳定的先行指标。Mc Candless & Weber（1995）用 110 个国家 30 年的数据做实证研究，结论是通货膨胀率和货币供应量的变化具有较强的正相关关系。盛松成领导的中国人民银行上海总部调查统计研究部课题组（2008）认为，流动性可以从广义理解，可以用货币量来度量流动性，流动性增多即为货币扩张。他们的研究结论是 M1 的增长对物价变动有影响，并且领先 3 个月；M2 对物价也有影响，但不如 M1 显著。

不难看出，上述中外学者的研究思路都是假设“流动性”匀速流动的，即货币流通速度不变。我们没有考察过这样的假设符合哪个国家的情况，但对中国改革开放之后的数据一算便知不是这样：长期中，货币流通速度是呈下降趋势的；短期中，速度变动率不规则^①。在暗含的假设不成立时，上述学者的研究之可信度会大打折扣。本文将放开费雪在将近 100 年前抽象出的货币流通速度不变（或相当稳定）^②之假设，即将货币流通速度作为一个变量纳入分析模型，重新考察改革开放以来中国物价波动与货币流量的关系，就教于学界前辈和同仁。

一、对改革开放之前物价走势的统计描述与分析

中华人民共和国成立伊始，中央人民政府就首先着手稳定战后的物价。在三年经济恢复时期，1950 和 1951 年的物价涨幅较大，但 1952 年就基本稳定了。在 1952~1959 年期间，物价基本上是平稳的，没有大起大落。1960~1962 年的三年自然灾害，造成了农业产值大幅下滑，从而物价大幅度攀升，农产品价格涨幅尤甚。1963 年起，农业生产恢复，国家开始整顿经济，物价逐级回落。1965 年之后，国家实行了严格的计划制度，在商品缺口较大时，宁可实行票证制度也不让物价上涨。农贸集市商品（体制外）虽有较大幅度的上涨，但毕竟占 GDP 的比重太小，不足以影响 GDP 平减指数。1965~1977 年，“一大二公”的计划经济达到了全盛，物价的波动幅度简直可以忽略不计。详见表 1 和图 1。

^① 见本文附表数据。

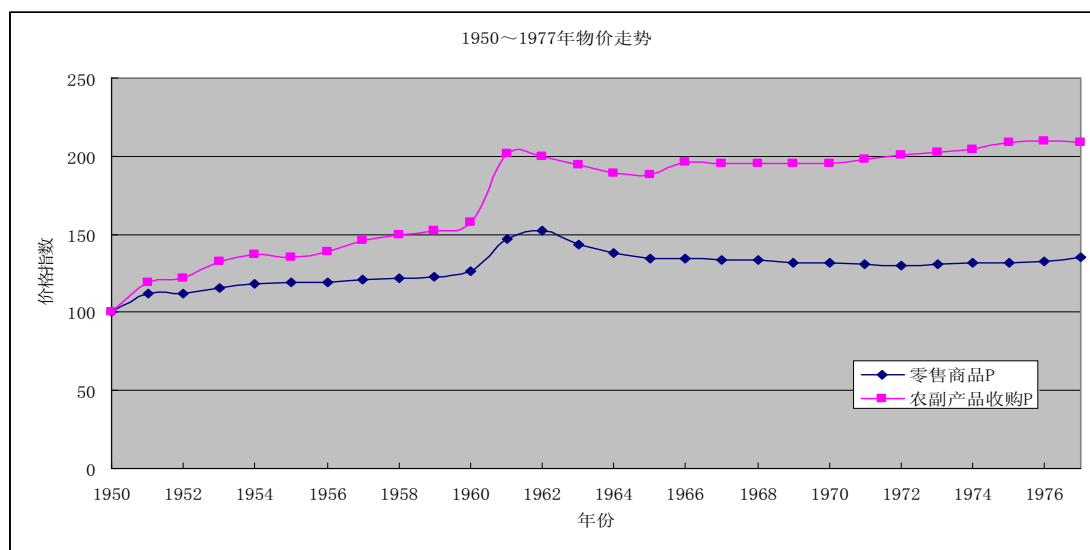
^② 其实，50 多年前，即 1956 年弗里德曼在他的货币需求理论函数推导过程中就已经证明了货币流通速度是个函数，而非常数。

表 1 1950~1977 年的物价

年份	零售商品价格 总指数	农副产品收购 价格总指数	年份	零售商品价格 总指数	农副产品收购 价格总指数
1950	100.0	100.0	1964	138.3	189.5
1951	112.2	119.6	1965	134.6	187.9
1952	111.8	121.6	1966	134.2	195.8
1953	115.6	132.5	1967	133.2	195.5
1954	118.3	136.7	1968	133.3	195.2
1955	119.5	135.1	1969	131.8	194.9
1956	119.5	139.2	1970	131.5	195.1
1957	121.3	146.2	1971	130.5	198.3
1958	121.6	149.4	1972	130.2	201.1
1959	122.7	152.1	1973	131.0	202.8
1960	126.5	157.4	1974	131.7	204.5
1961	147.0	201.4	1975	131.9	208.7
1962	152.6	200.1	1976	132.3	209.7
1963	143.6	194.4	1977	135.0	209.2

资料来源：成致平：《价格改革三十年（1977~2006）》，北京：中国市场出版社，2006 年版，第 700 页。

图 1 1950~1977 年的物价走势



资料来源：表 1。

中国经济在 1950~1977 年的 28 年里，前 6 年还有市场力量发挥作用，国家把价格管死的商品所占比重不大，后 22 年则以日益加快的步伐进入了“计划经济”的运行框架里。市场经济中的重要变量——如，货币供给、利率、价格等——渐次失去了调节经济的能力，政府意志在独撑局面。三年自然灾害之后，中国经济的主要态势是短缺的供给约束型特征，而供给的瓶颈主要是制度因素。经济增长受供给约束，而供给又受制度约束，为保持价格稳定，国家只有严格控制需求这一个手段可用，于是，总需求不是货币流量形成的，而是票证存量形成的。按照 1973 年国家计委颁布的价格管理目录，国家管理价格的商品约占到市场零售

商品的 93%了^①。于是，总供给、总需求和物价等变量这就完全进入“计划经济”框架了，与其说是变量，不如说是计划量或常量了。

在“计划经济”的岁月里，价格不能发挥调节总供求的作用，这不是价格本身的问题，问题在于国际环境、意识形态和政治经济体制诸方面。二次世界大战结束后，国际环境泾渭分明地形成东西方两大阵营，中国不可能不选择“向苏联一边倒”，即倒向社会主义阵营。加入社会主义阵营，就必须坚定地走苏联式的社会主义道路，稍有偏差，就会象南斯拉夫一样被社会主义兄弟国家群起而攻之，任何一个阵营都容不得“自己人”欣赏或学习敌对阵营某些行为，因为这个“自己人”所作所为的示范效应比敌人更可怕。中国当时的合作化、人民公社、社会主义改造等政治手段都是在这样的国际大背景下进行的，当时恐怕没有更多的选择和选择的时间。既然中国经济走上了计划之路，市场被经济边缘化，生产资料、生活资料的配置方式事实上已经与价格无关了，掌控这一切的，只能是国家的计划部门。如果说经济中还存在某种函数关系的话，那就应该是各种政治变量的函数，而非经济变量的函数。

二、改革开放初期的物价变动分析：起步与尝试

从 1979 年 4 月开始，国务院陆续提高了主要农产品收购价格，11 月，提高了全国主要副食品的销售价格。1982~1984 年，国务院又分三批放开了轻工业、手工业领域的小商品价格。在价格机制的调解下，供给跟着需求走，企业根据市场需要组织生产，没有了生产、定价层层审批、公文旅行的束缚，改变了先前多年“鞋子缺带、锅子缺盖、有灯缺罩、有瓶缺塞”的短缺局面。纵观计划经济以来的历史，我们认为，1979~1984 年，是中国物价改革的初始阶段。在此阶段中，由于改革力度不大，带有尝试性，政治意义大于经济意义。所以，价格态势属于平稳上升。1978 年~1984 年，GDP 平减指数涨幅为 16.3%^②，在公众可以接受的升幅之内。

这一阶段的价格走势虽然仍不是完全意义的市场力量驱动的，但市场力量无疑开始对价格发生作用了且有加速度效应，我们从逻辑和历史两个方面来做关于价格走势的分析。

1. 对市场价格变动的逻辑分析

国内学界对于美国学者阿尔文·费雪的交易方程式是再熟不过了，将该方程式的变形作为价格分析的思路是由来已久的。

$$MV = PT \quad (1)$$

两端取对数，整理，得：

$$\ln P = \ln M + \ln V - \ln T \quad (2)$$

式中， P 表示价格， M 表示货币存量， V 表示货币流通速度， T 表示市场商品交易量。由于市场商品交易量包含大量的中间产品交易，数据的获得难度太大，所以，一般用最终产品 GDP 的统计数据 Y 来代替。于是有：

$$\ln P = \ln M + \ln V - \ln Y \quad (3)$$

对式 (3) 求导，即可得出近似的增长率之和：

^①成致平：《价格改革三十年（1977~2006）》，北京：中国市场出版社，2006 年版，第 694 页。

^②见本文附表。

$$\dot{P} = \dot{M} + \dot{V} - \dot{Y} \quad (4)$$

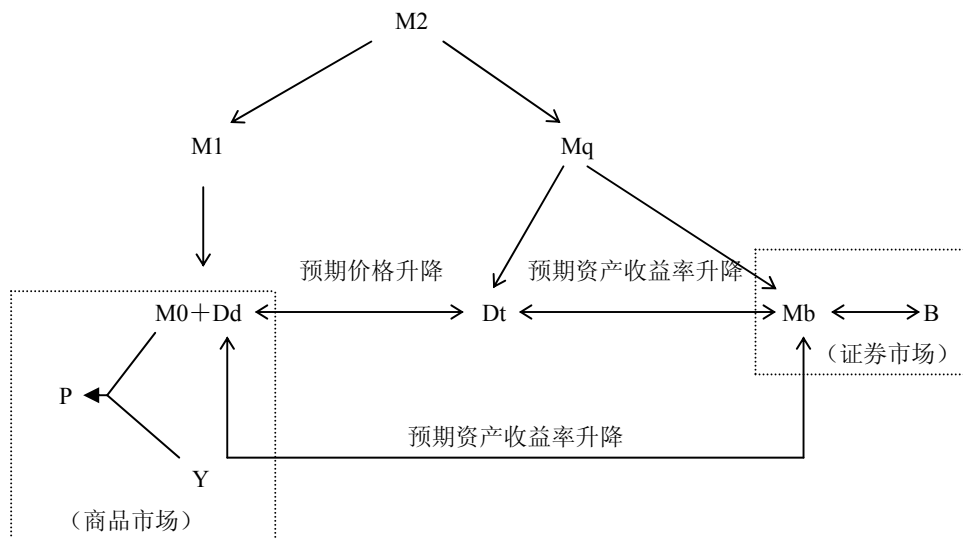
2.对各变量的统计量讨论

式(4)中涉及4个变量,首先是价格。价格指数有若干种,但最为全面反映整体物价水平变动的就应该是GDP平减指数了,至少现在还没有更好的价格指数可用。GDP平减指数的获得也很方便,确定基期之后,用当年价格的GDP和GDP指数两列数据即可求出。因此,本文采用GDP平减指数作为价格指数。

对货币存量之统计量的使用存在着一定分歧，国内学者有人使用 M1、有人使用 M2，我们在此做一些讨论。众所周知，M2 层次的货币不是全部直接和商品市场上的商品对话的，亦即物价的涨跌不是全部 M2 参与导致的。在商品数量一定和货币流通速度一定的条件下，是 M2 中的一个部分 M1 变化导致了价格的涨跌。

如图 2 所示, 在 M2 总量一定时, 子货币层次的数量结构又是不断变化的。在子层次准货币 M_q 中, 定期存款 D_t 既可能与 M_1 发生转化, 也可能与证券账户保证金 M_b (在改革开放初年还没有资产市场, 全部准货币都是定期存款) 发生双向转化; 同时, M_1 和 M_q 也可能双向转化。但无论如何, 直接影响价格的货币量层次是 M_1 , 准货币中的定期存款和证券账户保证金必须转化为 M_1 后, 方能进入商品市场。我们是否可以这样认为, 对于商品市场而言, M_1 是“飞着”的货币, 定期存款 D_t 是“坐着”的货币, 证券账户保证金 M_b 是“躺着”的货币。鉴于本文主要讨论商品价格问题, 因此, 如无特殊说明, 文中所用的货币一词均指 M_1 。

图2 货币量与价格关系的逻辑分析



GDP 数据有国家统计局的官方数据，自不待言。货币流通速度则可运用简单乘法得出（详见本文附表）。

3.对 1979~1984 年价格走势与影响因素的讨论

根据式(4)提供的逻辑框架,我们逐年考察一下这一阶段物价变动的态势和影响因素。

表 2 1979~1984 年的宏观经济数据

年份	GDP 平减指数 (上年=100)	V 指数 (上年=100)	M1 指数 (上年=100)	实际 GDP 指数 (上年=100)
----	----------------------	------------------	-------------------	-----------------------

1979	103.5787	89.8063	124.1012	107.6000
1980	103.7866	91.2460	122.6234	107.8067
1981	102.2356	90.7919	118.5257	105.2586
1982	99.8334	97.2534	111.9009	109.0090
1983	101.0056	98.2499	114.0044	110.8941
1984	104.9579	89.9969	134.3230	115.1761

资料来源：根据本文附表计算

从表 2 数据观察，1979 年的价格涨幅不大，近 3.58%。当年 GDP 增长 7.6%，货币量却增长了 24.1%，如果货币流通速度不变的话，1979 年的价格涨幅应该是两位数了。但是，由于当年的货币流通速度比上年下降了 10.2% 左右，因此，价格稳定的主要影响因素是货币流通速度。1980 年，经济增长率略有提高，比上年增长 7.8%，货币量的增长幅度虽比上年略有缩小，但也达到了 22.6%，绝对涨幅也是不小的。而 1980 年的价格涨幅与上年基本持平，仍是货币流通速度下降起到的抑制作用。在此后的几年里，货币量增长率均超过经济增长率，差额最小者两个百分点左右，最大者则近 20 个百分点，但物价的年涨幅始终没有超过 5%，都是由于货币流通速度不断下降所致。值得关注的是，这一时期，还有许多商品是凭票供应的，如粮票、布票、棉花票等，这种计划经济遗留下来的制度在一定程度上抑制着货币流通速度，他是货币流通速度的“通行证”^①。

三、对 1985~1996 年的物价走势分析：通货膨胀主基调

我们曾撰文指出（2006），中国物价水平在 1985 年左右经历了一次明显的结构突变，其原因可能是对价格预期突变所致。我们认为，政府的大政方针对市场公众的心理预期有重大的影响。

1984 年 5 月 10 日国务院发出《关于进一步扩大国营工业企业自主权的暂行规定》，《规定》扩大了国营工业企业在生产经营计划、产品销售、产品价格等 10 个方面的自主权^②。1985 年 1 月 1 日中共中央、国务院发出《关于进一步活跃农村经济的十项政策》，决定改革农产品统派购制度，从 1985 年起实行合同定购和市场收购^③。1985 年 1 月 31 日，《人民日报》刊登了赵紫阳的《放开农产品价格，促进农村产业结构的调整》一文^④，要求先从农村开始实行市场浮动价格，首先是鲜活商品、生猪蔬菜可以有步骤地放开，粮棉等作物也可以逐步放开。1985 年 6 月 9 日国务院批转国家物价局《关于价格改革出台情况及稳定物价措施的报告》^⑤，《报告》说，截至 5 月 20 日，各地生猪收购价格均已放开，猪肉的销售价格已有 26 个省、自治区、直辖市放开，牛、羊、禽、蛋、水产品的价格也已放开。

1985 年，根据政府文件猜测的涨价传闻漫天飞，成为街谈巷议的主要话题，恐慌心理导致老百姓争相储存物品，提前购买导致货币流通速度大幅上升。表 3 的数据表明，1985 年中国的货币流通速度比上年提高了 9.8% 左右，虽然当年的经济增长率和货币增长率基本相当，但物价却上涨了 10% 以上。

1986 年 1 月，国家物价局召开全国物价工作会议，研究了物价涨幅过高的问题^⑥。会议

^①这只是停留在逻辑层面的猜测。我们拟对 1950~1978 年的中国物价、货币流量、配给制等问题做深入的讨论，得出结论后会对此问题的解释更为有力。

^②李志宁：《中华人民共和国经济大事典》，长春：吉林人民出版社 1987 年版，第 480 页。

^③李志宁：《中华人民共和国经济大事典》，长春：吉林人民出版社 1987 年版，第 529 页。

^④李志宁：《中华人民共和国经济大事典》，长春：吉林人民出版社 1987 年版，第 602 页。

^⑤成致平：《价格改革三十年（1977~2006）》，北京：中国市场出版社，2006 年版，第 78 页。

^⑥李志宁：《中华人民共和国经济大事典》，长春：吉林人民出版社 1987 年版，第 608~609 页。

提出,要保持物价基本稳定,一要抓重点措施,主要是控制基本建设投资规模和消费基金的盲目增长,积极生产适销产品;二要抓重点地区,特别是京津沪和大中城市;三要抓重点品种,要千方百计地保持菜、肉、蛋价格的基本稳定。同年 1 月 2 日,新华社报道^①,国务院决定继续发行国库券 60 亿元,1981 年以来国库券的年发行计划额都是 40 亿,从 1985 年提高为 60 亿,这是第二年发行 60 亿元,资金回笼的累积效应加大了。1 月 31 日,时任央行行长的陈慕华在农行全国分行行长会议上说,今年银行的信贷资金将会更紧张。^②在年初这一系列从紧政策的纠正下,公众的心理预期发生了重大变化,货币流通速度全年陡降 10%,虽然货币量增幅远大于上年、GDP 增长率远小于上年,但物价涨幅却被货币流通速度控制在了 5% 以下。

表 3 1985~1996 年的宏观经济数据

年份	GDP 平减指数 (上年=100)	V 指数 (上年=100)	M1 指数 (上年=100)	实际 GDP 指数 (上年=100)
1985	110.2325	109.7575	113.9616	113.4706
1986	104.6862	89.9650	126.6785	108.8647
1987	105.1849	100.3669	116.9274	111.5714
1988	112.1148	103.1299	120.9615	111.2676
1989	108.5463	105.9455	106.6206	104.0660
1990	105.8044	100.8748	108.9076	103.8334
1991	106.8551	93.9391	124.2076	109.1942
1992	108.2003	90.9635	135.8866	114.2393
1993	115.1775	94.5689	138.7751	113.9442
1994	120.6213	108.1151	126.1683	113.0869
1995	113.7035	108.0110	116.7784	110.9320
1996	106.4219	98.4886	118.8756	110.0139

资料来源:根据本文附表计算

1987 年,货币流通速度和上年持平,物价涨幅和货币量增长率与经济增长率的差额相当,年涨幅在 5% 左右。

1981 年,为了解决原油产量长期徘徊的问题,国家开始在原油工业实行价格体制改革,造就了生产资料价格“双轨制”的滥觞。1984 年,为了解决重工业产品价格偏低的问题,允许企业有一定的产品自销权,自销部分价格上浮 20%,1985 年 1 月,国家物价局根据国务院的批示,下发了《关于放开工艺品生产资料超产自销产品价格的通知》,取消了只准生产企业加价 20% 的规定^③。这样,工业品生产资料价格“双轨制”逐渐扩张到了所有产品,加上 80 年代中期的经济过热,使得计划内外价格差距累积式扩大,通货膨胀的压力明显加大。1987 年 8 月,姚依林在国务院常务会议和中央财经领导小组会议上指出,必须下决心,采取大措施,实行紧缩的财政政策和货币政策,准备连续过几年苦日子。9 月,国务院召开全国计划会议,姚依林指出,当前的突出问题是物价不稳定,许多生产资料和消费品价格出现了大幅度上涨的局面。他要求 1988 年计划要搞得稳当一点,切实加强物价、信贷和财政的管理。但是,姚依林关于稳定物价的意见没有得到采纳,本来就不稳定的物价出现了进一

^①李志宁:《中华人民共和国经济大事典》,长春:吉林人民出版社 1987 年版,第 608 页。

^②李志宁:《中华人民共和国经济大事典》,长春:吉林人民出版社 1987 年版,第 609 页。

^③成致平:《价格改革三十年(1977~2006)》,北京:中国市场出版社,2006 年版,第 80 页。

步上涨的态势^①。

1988 年初,中国城市里出现了抢购风,城乡居民存款下降,银行排队取款,商店排队抢购。物价越抢越升、越升越抢。更为火上浇油的是,当年 7 月,有关部门推出了放开名烟名酒价格的措施,带动了其它商品的进一步涨价。茅台酒从 20 元涨到了 300 元,汾酒从 8 元涨到了 40 元,中华香烟从 1.8 元涨到了 10 元,这样的涨价对人民币价值产生了动摇作用,抢购风愈炽,如火如荼。当年的 GDP 平减指数上涨了 12.1%,CPI 上涨了 18.8%,货币量和货币流通速度同时对物价上涨做出了“贡献”。国务院不得不向地方派遣了“物价特派视察员”,这是共和国历史上前所未有的官差(1992 年 6 月停止派遣),在稳定物价的工作中,他们对国务院的作用是耳目和参谋,对地方的作用是促进和协助。

1989 年,政府实行了较严厉的双紧缩措施,经济增长率陡降,全年约为 4%,货币量增幅仅为 6.6%,但由于市场心有余悸,仍然提前购买,货币流通速度比上年提高近 6%。当年的 GDP 平减指数虽未超过两位数,但 CPI 涨幅仍接近 18%。这一年通货膨胀的主要贡献者是货币流通速度。

1990 年,中国经济速度继续下滑,增长率不足 4%,货币流通速度不再上升,货币量增长在 8%左右,价格相对稳定了。1991 年,经济增长恢复,货币量增长幅度加大,但由于货币流通速度下降了,物价涨幅也是可以接受的。由于价格双轨制出现了一定的弊端(积极作用也是显著的),如“官倒”等腐败现象,国务院开始着手解决“并轨”的问题,即彻底放开价格,这就意味着中国经济将迎来一次全面的物价上涨。从 1991 年开始,先将影响小的生产资料价格并轨,缓缓推进,到 1994 年,调整了陆上原油价格、放开了煤炭价格,除电力之外,其余重工业品价格先后放开,以市场供求力量为主导价格的机制基本形成。

1991~1993 年,价格上涨的主要推动力一直是货币量,货币流通速度呈下降态势,公众经过了 1988~1989 年的通货膨胀洗礼,心态比较平和了,抢购之风并未再现。但由于连续三年的价格上涨,尤其是 1993 年的涨幅较大,GDP 平减指数涨幅超过了 15%,CPI 涨幅接近了 15%,公众对价格进一步上涨的心理预期再度形成。1994~1995 年,虽然货币量增幅逐年回落,但货币流通速度却连续两年加快近一成。1994 年,价格年涨幅达到了改革以来之最,GDP 平减指数上涨 20.6%,CPI 上涨 24%左右。

四、对 1997~2008 年的物价走势分析:通货紧缩主基调

1996 年,在政府的多方努力之下,经济波动不大,通货膨胀得到了抑制,史称“软着陆”。但是,在国内和国际经济环境发生较大变化的情况下,又产生了新问题。1996 年底成功的经济“软着陆”引起了国内价格水平的趋势和均值均又一次发生突变,由内生性结构突变方法检验出,具体时间大约是在 1996 年 5 月,因为,可以检验出,此后中国物价水平再没有发生结构突变^②。亚洲金融危机以后,中国政府虽然采取各种手段拉动经济,但物价水平始终走低。因此,从价格角度观察,这一阶段中国经济的主要问题是通货紧缩,而非通货膨胀。总需求管理成为宏观经济调控的核心问题,“拉动内需”这一词组成了该时期的经济关键词。

表 4 1997~2008 年的宏观经济数据

年份	GDP 平减指数 (上年=100)	V 指数 (上年=100)	M1 指数 (上年=100)	实际 GDP 指数 (上年=100)
1997	101.5283	90.8457	122.1341	109.2834
1998	99.1120	95.5508	111.8514	107.8324

^①成致平:《价格改革三十年(1977~2006)》,北京:中国市场出版社,2006 年版,第 107~108 页。

^②刘巍,王若阳:《对新中国以来价格走势的实证分析》,《统计与决策》2006 年第 7 期

1999	98.7156	90.2936	117.6712	107.6321
2000	102.0455	95.4185	115.9475	108.4177
2001	102.0494	98.1100	112.6524	108.3037
2002	100.5946	92.6916	118.3897	109.0887
2003	102.5887	95.1112	118.6745	110.0245
2004	106.9292	103.1751	114.0886	110.0830
2005	103.8381	102.5790	111.7839	110.4286
2006	103.5359	98.3952	117.4838	111.6506
2007	105.1916	97.2734	121.0457	111.9341
2008	110.5470	110.4460	109.1000	109.0000

资料来源：根据本文附表计算

表 4 数据表明，从 1997~2002 年，货币流通速度累积下降，随着降价心理预期的“自我应验”，货币流通速度下降之势的惯性愈发强大，货币量增长的作用基本被抵消，经济增长率徘徊在两位数之下，GDP 平减指数似乎凝固了，CPI 下降之后也一直在地位小幅波动。货币政策、财政政策轮番出手，也未能避免连续 5 年的经济颓势。

2003~2007 年的 5 年，应该说是中国改革以来经济态势最好的 5 年，高增长低通胀，货币量增长和货币流通速度基本稳定，没有任何大起大落。

2007 年底，国际风云突变，石油价格猛涨，带动了中国生产成本全面上涨。美国次贷危机牵连了欧洲、牵连了世界。中国出口严重受阻，经济形势危急，一端是价格上涨，一端是增长率下降，显露出成本推动型通货膨胀的危害。通常，紧缩的货币政策是用来对付需求拉上型通货膨胀的。2007~2008 年，中国的物价上涨是不是需求拉上型的？美国次贷危机的程度究竟有多深？对整个世界经济将会影响几何？在对国内、国际问题缺乏深入研究、问题的原因和可能出现的后果尚未搞清时，央行匆忙动用各种紧缩利器大打出手，且愈演愈烈，致使经济迅速下跌。但是，从两次通胀中走过来的中国市场公众已经练就了反向解读当局政策本领——越是紧缩政策出台，越理解为通胀可能还要加剧，于是，货币流通速度便急剧上升。虽然货币量一头栽下，年增幅为 9%，仅高于 1989 和 1990 年，不可谓不低。但 2008 年货币流通速度加快了 10% 以上，为改革以来货币流通速度年提速率之最，所以，价格依然上涨了 10% 以上。改革以来，当价格上涨、通胀压力凸显时，货币当局一般是动用变动基础货币、改变货币乘数等政策手段进行弹压，往往忽视了货币流通速度的变化，只考虑了货币存量而不考虑货币流量，导致央行的反通胀任务就无法顺利完成。

“流动性”一词，在 2008 年重复率很高，该词源自凯恩斯的一个遣词造句错误，无论是凯恩斯的“流动性偏好”还是“流动性陷阱”，其实都是指“最具流动性的资产”，即货币存量。但就流动性一词来说，它的语意无疑应该是指“某物的流动性”，只说“流动性”则实在不知所云何物。保罗·M.霍维慈认为：“流动性是指一种资产具有即时可以变为现款、而对持有人不发生损失的性质。”^①即这是一种性质，可以作为“我们划分不同类型资产的最重要的标准之一”^②。但是，以讹传讹，当国内各界名士提及该词时，都是在指货币存量。在和讯网站《五道口议事厅》第 1 期上，有如下的说法：（1）钟伟：商业银行存贷款约 11 万亿元，去除银行购买的国债、央行票据、金融债和企业短期债以及银行的存款准备金，流动性过剩的资金只有 1.1 万亿~1.2 万亿元的规模。（2）巴曙松：通过计算央行到期票据以及新增外汇占款，推算可能释放的流动性在 3.6 万亿元左右。（3）周小川：判断流动性过剩

^①(美)保罗.M.霍维慈：《美国货币政策与金融制度》，上册，中国财政经济出版社，1980 年版，第 19 页。

^② 同①注。

可以观察一个指标：商业银行超额准备金^①。另外，本文引言中提到的中国人民银行上海总部调查统计研究部课题组对流动性的界定也是货币存量。

以上发言人均为中国著名经济学家和政府要害部门长官，如果网站方面没有错误领会或笔误的话，这些观点无疑是将流动性和货币存量划了等号。这其中的问题是，这个流动性是匀速流动还是变速流动？当货币流通速度真的不变时，用货币存量替代流量、流动性是没有问题的，但如果货币流通速度发生了变化甚至是剧烈变化时，这种替代的偏颇就是比较要命的。譬如，2008 年中国的凯恩斯语意之“流动性”真的过剩吗？没有，2008 年中国的 M1 增幅是 20 世纪 90 年代以来增幅最小的一年。那为什么物价涨幅很大呢？这是由于“货币存量的流动性”提高——货币流通速度加快的缘故。2007 年，中国的凯恩斯语意之“流动性”增幅为 21%，流动性似乎过剩了，但由于“货币存量的流动性”下降（货币流通速度减慢近 3%），物价涨幅不过 5% 左右。

从抑制流动性过剩的思路出发，央行动用紧缩手段压制了货币量增幅，也压制了经济增长率，就是没有压制住货币流通速度，进而也不可能压制住物价。但是，随着美国金融危机向纵深发展，通缩再次光临中国的可能性正在变为现实。于是，当局现在频频出招急于启动经济，难度奇高。这样的慌乱举措今后应该避免。金融当局在经济高涨时，应慎用突兀的从紧货币政策。历史经验表明，经济高涨之后一头栽下来的货币紧缩往往带来巨大的灾难，世界各国都曾反反复复地重演着程度不同的悲剧，金融当局应该检讨一下从紧货币政策实施的时机和力度等问题了。

从历史经验来看，一个亚洲金融危机，就使中国陷入通缩泥潭 5 年方艰难走出，如今世界级的大危机降临，何时能重返高增长低通胀的美好境界？应有长远一点的打算才好。

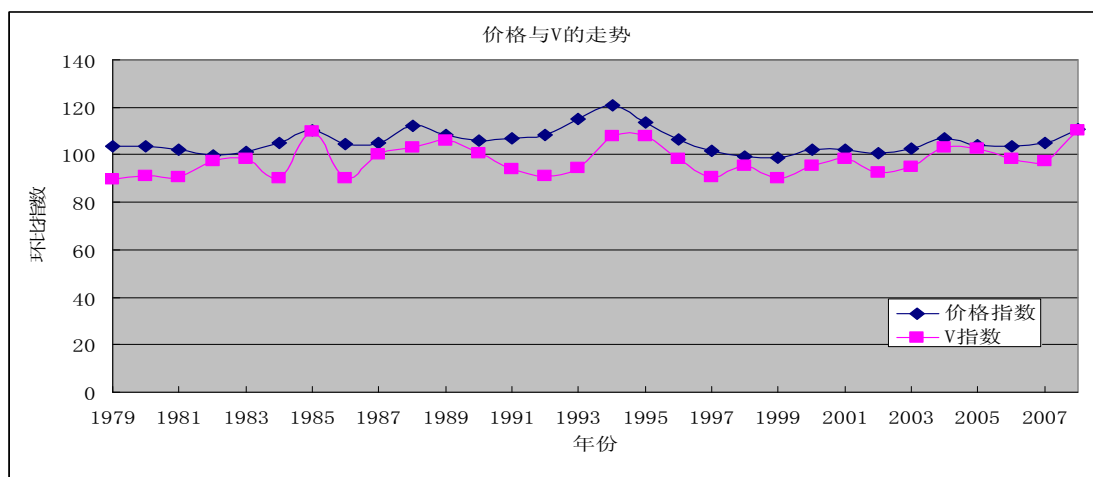
五、对 1979 年以来物价与货币流量之间关系的实证分析

从费雪的交易方程式来看，物价是货币流量和 GDP 共同作用的结果，物价与货币流量正相关与 GDP 负相关，这是个正确的逻辑。货币流量增长率一旦超过了 GDP 增长率，必然向上拉升物价。但是，货币流量是货币存量和货币流通速度的乘积，放弃对哪个乘数的分析都是有失偏颇的。如果我们总是盯着货币存量，将其视为“流动性”，暗含着一个货币流通速度不变的离谱假定，我们的货币政策是要出大毛病的。我们不仅要同时关注货币流量的两个乘数，而且要清楚地判断这两个乘数何者对物价的作用更大，这样，就能使我们的货币政策之针对性更强。

我们首先用年度环比指数分别做图观察一下货币存量、货币流通速度和物价之间的关系。从图 3、4 直观看去，货币流通速度与价格同步升降的趋势要比货币存量与价格的关系清晰得多。经计算，价格环比指数与货币流通速度环比指数的相关系数为 0.58，而价格环比指数与货币存量环比指数的相关系数为 0.37。这组数据说明，从货币流量角度观察，改革以来，物价与货币流通速度同升同降的紧密程度远大于货币存量。

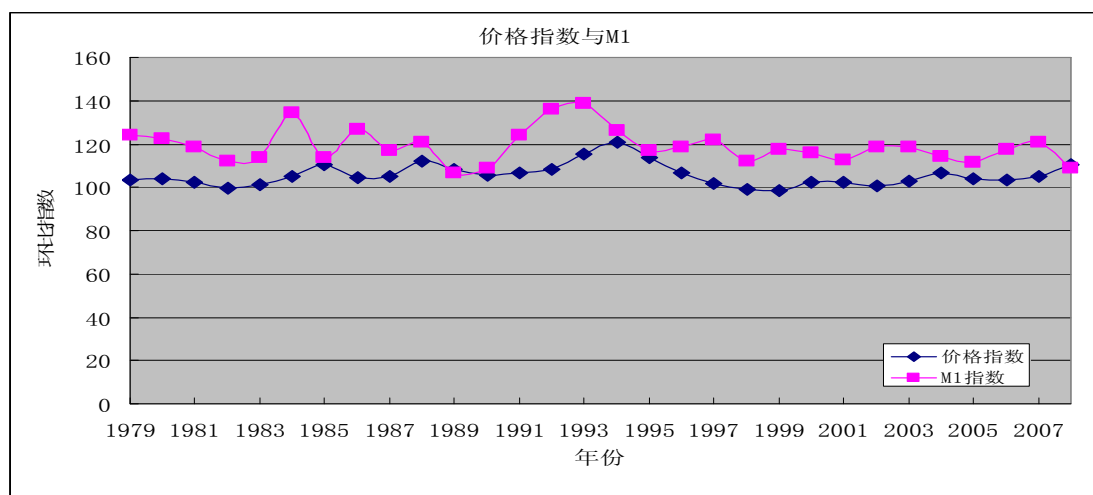
图 3 1979~2008 年价格环比指数与货币流通速度环比指数相关图

^①详见 http://topic.news.hexun.com/bank/blank1_5287.aspx



资料来源：表 3、4、5。

图 4 1979~2008 年价格环比指数与货币存量环比指数相关图



资料来源：表 3、4、5。

我们再从费雪方程式的逻辑出发，做一实证分析。从式（3）得：

$$\ln P = \ln MV - \ln Y \quad (5)$$

或

$$P = \frac{MV}{Y} \quad (6)$$

式（5）、式（6）表明，价格与货币流量正相关，与 GDP 负相关。但两式本身属恒等式性质，永远成立，无需实证。通过对 1979~2008 年的数据观察，我们发现，货币量的年增幅总是大于 GDP 的年增幅，价格的升降，基本上是货币流量的贡献。于是，我们拿出式中的正相关关系变量 MV ，建立数量模型，观察两个变量中谁更敏感。于是，有：

$$\ln P = a_0 + a_1 \ln V + a_2 \ln M \quad (7)$$

对 M、V、P 三个变量的环比指数（变量后的符号 I 表示环比指数，见表 3、4、5）的对数数据做单位根检验结果见表 5：

表 5 lnMI、lnVI、lnPI 单位根检验结果

变量	差分次数	(C,T,K)	DW 值	ADF 值	5%临界值	1%临界值	结论
lnMI	0	(C,0,0)	1.89	-3.81	-2.96	-3.68	I(0)*
lnVI	0	(C,0,0)	1.92	-4.26	-2.97	-3.68	I(0)*
lnPI	0	(C,0,0)	2.29	-3.80	-3.03	-3.83	I(0)*

说明：(C,T,K) 表示 ADF 检验式是否包含常数项、时间趋势项以及滞后期数；

*表示变量在 1% 的显著水平上通过 ADF 平稳性检验。

上述检验结果表明三个变量都是平稳的，根据计量理论，可以做格兰杰因果关系检验（见表 6）。结果表明：在 5% 的显著水平上，lnVI 是 lnPI 的格兰杰原因，反之不成立；lnMI 是 lnPI 的格兰杰原因，反之不成立。

表 6 格兰杰因果关系检验

样本： 1979 2008			
滞后期数： 4			
原假设：	观测点	F 统计量	接受概率
lnVI 不是 lnPI 的格兰杰原因	26	3.92143	0.01961
lnPI 不是 lnVI 的格兰杰原因		2.51941	0.07963
lnMI 不是 lnPI 的格兰杰原因	26	3.79516	0.02208
lnPI 不是 lnMI 的格兰杰原因		1.25640	0.32524

用 1979~2008 年的环比数据，对模型回归得：

$$\ln PI = -1.57 + 0.73 \ln VI + 0.6 \ln MI \quad (8)$$

$$s_1 = 0.55 \quad s_2 = 0.06 \quad s_3 = 0.06 \quad t_1 = -2.85 \quad t_2 = 11.95 \quad t_3 = 9.38$$

$$R^2 = 0.92 \quad DW = 1.81 \quad F = 96.76 \quad JB = 0.37 (0.83) \quad LM(1) = 0.66 (0.42)$$

$$LM(2) = 0.84 (0.66) \quad ARCH LM(1) = 2.55 (0.11) \quad ARCH LM(2) = 3.03 (0.22)$$

$$White = 7.32 (0.20)$$

上述检验，残差正态性的 JB 统计量表明正态性假设成立；自相关的 LM 检验表明不存在一阶和二阶自相关；ARCH LM 的自回归条件异方差和 White 异方差检验表明不存在异方差。同时，我们做 Chow 预测和 Chow 突变检验，以及 Ramsey 的 RESET 检验，均表明模型结构稳定。三个平稳变量的模型回归结果的残差也应该是平稳的，对回归方程残差的平稳性检验如表 7 所示，排除了伪回归可能，模型是可信的。

表 7 残差单位根检验结果

变量	差分次数	(C,T,K)	DW 值	ADF 值	5%临界值	1%临界值	结论
E	0	(0,0,2)	2.07	-3.08	-1.95	-2.66	I(0)*

从模型系数观察，货币流通速度指数升降 1%，价格指数升降 0.73%；而货币存量指数升降 1%，价格指数升降 0.6%。货币流通速度的弹性要大于货币存量的弹性，也就是说，价

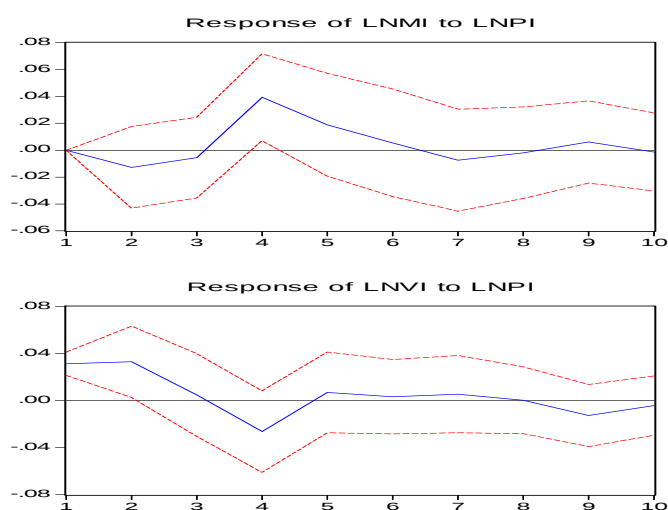
格对货币流通速度的变化更为敏感。

我们尝试对上述三个变量做 VAR 模型,目的是为了得到脉冲响应,来考察被解释变量受到解释变量一个标准差冲击的反应程度。利用 AIC 最小准则,我们做了滞后 7 期的 VAR 模型,脉冲响应结果如下图所示。

脉冲响应结果表明:当 $\ln MI$ 的一个标准差的变化,对于 $\ln PI$ 的影响第 3 期开始起作用,到第 4 期影响程度达到最大,以后作用程度逐渐衰减,第 6 期之后的作用基本不存在了。当 $\ln VI$ 的一个标准差的变化,对于 $\ln PI$ 的影响表现在前 2 期作用最大,到第 3 期及以后基本不起作用。并且两者在作用峰值的程度基本一致。这个结论说明, $\ln VI$ 对于 $\ln PI$ 的作用迅速快捷, $\ln MI$ 对于 $\ln PI$ 的作用要存在滞后期,即 $\ln PI$ 受到 $\ln VI$ 的影响要快于受到 $\ln MI$ 的影响,从速度 and 作用力角度来看, $\ln VI$ 对 $\ln PI$ 的影响程度要强于 $\ln MI$ 对 $\ln PI$ 的影响程度。

图 5 $\ln VI$ 、 $\ln MI$ 冲击对 $\ln PI$ 的影响

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



我们可以据此判定,1979~2008 年,在货币流量中,作用较大的是货币流通速度,而货币存量的作用相对较小。通俗地解释就是,货币从银行体系投放到非银行体系手中,货币存量就算增加了,这也是重要的,否则,非银行体系无更多的钱可花,但此时价格未必变动;非银行体系将这笔钱花不花出去、花钱的速度快慢才是决定价格的重要因素。

六、结论

通过前面的统计描述和数量分析,本文得出以下几个结论:

1. 改革开放初年(1979~1984),中国经济的大环境还是计划经济,放开价格是尝试性的,步子迈得小,震荡不大。人民大众工资刚刚提高,尚未形成弗里德曼的“恒久收入”提高的意识,消费支出一如既往,储蓄意识浓厚,新增工资收入多进入了准货币层次。同时,农村改革造成的货币化进程起步消化了部分新增货币,因此,银行体系投放的市场上的货币受流通速度下降的影响,没有转化为剧烈的物价上涨态势。加之刚刚粉碎“四人帮”,政府做了许多拨乱反正的得人心之举,大众高涨的政治热情不是今天能与之同提并论的。于是,高增长低通胀的“高低型”经济态势呈现,货币流通速度下降功不可没。

2. 1985~2007 年,中国经历了两次通胀和一次通缩,价格波动成为改革之后许多经济和政治问题的导火索,产生了一定的负面社会影响。由于央行货币政策治理的目标大都是针对货币存量,忽视了货币流通速度的变化。因此,药不对症的误诊时有发生。2003~2007 年,

是改革以来第二个高增长低通胀时期,这一时期的货币流通速度小幅波动,抵消或弥补了货币增幅的过大或过小,使得货币流量尺寸得当。

3.本文的实证分析表明,改革以来物价波动的主要影响因素是货币流通速度。价格和货币流通速度的相关程度(58%)高于与货币量的相关程度(37%),价格对货币流通速度的敏感性(0.73)大于对货币量的敏感性(0.61),在考察的时段内。脉冲响应函数的结论说明,货币流通速度对于物价的作用迅速快捷,而货币存量对于价格的作用要存在滞后期,即物价受到货币流通速度的影响要快于受到货币存量的影响。总之,从速度和作用力角度来看,货币流通速度对物价的影响程度强于货币存量对物价的影响程度。货币当局应该加强对货币流通速度的监测和调控,把存量调控转到流量调控上来。诚然,货币流通速度是靠间接指标测定(或事后算出)的,因此,对货币流通速度函数和数量模型的研究刻不容缓。从历史数据观察,自改革以来,中国的货币流通速度长期中存在下降趋势,但短期变动是不规则的,央行不能再依据经验数字来制定货币政策了。

4.2008 年,经济增长速度下降、物价水平大幅上涨,从定性角度来看,是改革以来最不如人意的一年。从历史数据观察,其余年份要么是价格涨幅提高和 GDP 增幅提高同行,要么是价格涨幅下降(或价格下跌)和 GDP 增幅下降并至,只有这一年价格涨幅陡增而 GDP 增幅下降。这和当局对通货膨胀性质的判断有误不无关系,在成本推动型通胀局面下(何况还是输入型成本推动),实行严厉的紧缩政策,“缩”的不可能是成本,“缩”的一定是产量。成本缩不下来,价格自然高企,货币存量紧缩,流通速度自然加快。这种教训前文有述,不再赘言。

参考文献:

- [1]程建华,黄德龙,杨晓光.我国物价变动的影响因素及其传导机制的实证研究[J].统计研究,
- [2]成致平.价格改革三十年(1977~2006)[M].北京:中国市场出版社,2006 年版.
- [3]课题组.流动性过剩对我国一般物价水平的影响[J].上海金融,2008(3)
- [4]Mc Candless G. T. & Weber W. E. Some Monetary Facts[R].Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 1995(Summer).
- 2008(1)
- [5]李志宁.中华人民共和国经济大事典[M].长春:吉林人民出版社 1987 年版.
- [6]刘霖,靳云汇.货币供应、通货膨胀与中国经济增长——基于协整的实证分析[J].统计研究,2005(5)
- [7]刘巍,王若阳.对新中国以来价格走势的实证分析[J].统计与决策,2006(7).
- [8]朱慧明,张钰.基于 ECM 模型的货币供给量与通货膨胀关系研究[J].管理科学,2005(3)

附表	交易方程涉及的数据			
年份	实际 GDP (亿元)	GDP 平减指数 (1978=100)	狭义货币 (亿元)	货币的收入 流通速度
1978	3645.200	100.0000	948.5000	3.843121
1979	3922.235	103.5787	1177.100	3.451364
1980	4228.432	107.5008	1443.400	3.149231
1981	4450.789	109.9041	1710.800	2.859247
1982	4851.761	109.7210	1914.400	2.780715
1983	5380.315	110.8244	2182.500	2.732050

1984	6196.840	116.3190	2931.600	2.458760
1985	7031.591	128.2213	3340.900	2.698674
1986	7654.920	134.2300	4232.200	2.427862
1987	8540.704	141.1898	4948.600	2.436770
1988	9503.037	158.2946	5985.900	2.513039
1989	9889.427	171.8229	6382.200	2.662452
1990	10268.53	181.7962	6950.700	2.685744
1991	11212.64	194.2585	8633.300	2.522964
1992	12809.23	210.1882	11731.50	2.294975
1993	14595.38	242.0896	16280.40	2.170334
1994	16505.46	292.0117	20540.70	2.346458
1995	18309.84	332.0275	23987.10	2.534433
1996	20143.38	353.3499	28514.80	2.496128
1997	22013.36	358.7503	34826.30	2.267625
1998	23737.54	355.5646	38953.70	2.166734
1999	25549.21	350.9976	45837.30	1.956422
2000	27699.88	358.1771	53147.20	1.866789
2001	30000.00	365.5174	59871.60	1.831506
2002	32726.61	367.6908	70881.80	1.697653
2003	36007.29	377.2092	84118.60	1.614658
2004	39637.91	403.3470	95969.70	1.665925
2005	43771.56	418.8276	107278.7	1.708889
2006	48871.20	433.6368	126035.1	1.681464
2007	54703.52	456.1497	152560.1	1.635617
2008	59626.83	504.2599	166443.1	1.806468

资料来源：2007 年及以前数据见《中国统计年鉴》2000~2008 年各期，2008 年数据见《中华人民共和国 2008 年国民经济和社会发展统计公报》（中华人民共和国国家统计局 2009 年 2 月 26 日）。

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 WTO 与广东经贸研究中心/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分会理事，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：13929525214，02036207061（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 WTO 与广东经贸研究中心

邮政编码：510420

陈昭，男，1972 年出生，黑龙江庆安人，经济学博士，现为广东外语外贸大学 WTO 与广东经济研究中心/中国计量经济史研究中心世界市场研究所所长、副教授，硕士研究生导师，中国数量经济学会会员。主要研究领域：宏观经济学、计量经济学和计量经济史。

联系电话：13580309162

电子邮箱：chenzhao2002@mail.gdufs.edu.cn

通讯地址: 广州市白云大道北2号 广东外语外贸大学WT0与广东经贸研究中心
邮政编码: 510006

A Study on the Influence Factors of Price Fluctuation in China since 1979 to 2008

Liu Wei Chen Zhao

Abstract: In this paper the history of the price fluctuation in China since 1950 is reviewed, and under the condition which hypothesis of unchangeable monetary velocity is relaxed, a statistical description and a quantitative analysis are carried out to study different effects monetary velocity and volume of money have on the price respectively . The conclusion is drawn that whichever sensitivity or importance, monetary velocity had greater effects on the price than volume of money did in past 30 years.

Key words: price, velocity of money, money supply, reform and opening-up

《中国计量经济史研究动态》征稿

本通讯是非正式出版物, 仅供同行友情交流。目前, 我们赠送的范围较广, 不仅定期邮寄国内著名大学、著名学者和研究机构, 而且定期邮寄港台地区著名大学和研究机构。研究计量经济史是我们的兴趣和偏好, 毫无功利指向, 希望境内外有兴趣研究该领域的同行不吝赐稿, 共同繁荣中国计量经济史的研究。

已发表的论文在本通讯刊出可以扩大学术影响, 未发表的论文在本通讯刊出定会有助于公开发表。由于境内外众多同行均能得到本通讯, 即与学术会议论文相似, 因此, 未发表的作品被抄袭的可能性不大。

本通讯对所刊登论文的基本要求:

1. 研究范围: 近代以来的中外经济史, 不包括古代中世纪经济史。
2. 研究方法: 使用经济学理论框架和计量经济学方法。

联系方式: ssxx1975@mail.gdufs.edu.cn; 020-36641251 陈昭博士

众所周知, 由于近代中国经济史的基础设施——统计数据的建设情况较差, 因此, 本通讯特别欢迎估算近代中国时间序列经济数据的论文。

请各位同行大力支持!

WTO 与广东经贸研究中心
广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心

2009 年 6 月 28 日