

总第 26 期 Total :Volume 26

2015 年辑第 2 期 Volume II 2015

# 中国计量经济史研究动态

Developments of Cliometrics Research in China

学术通讯·友情赠阅

Gift Journal for Academic Exchange

广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心

Centre for Cliometrics Studies of China

Guangdong University of Foreign Studies

广州 2015 年 04 月

April 2015 Guangzhou

## 目录与摘要

1. 对战后日本总需求结构变化的统计分析 (1955~2008) ..... 刘巍 倪坤 3  
Statistical Analysis of Japan's Aggregate Demand Structure Change After the World War II(1955~2008).....Liu Wei Ni Kun

**摘要:** 本文利用日本宏观经济数据构造了几个统计量, 对 1955-2008 年日本总需求的结构做了统计描述和初步的统计分析。主要结论是: 在 1960-1990 年阶段, 日本经济增长是依赖海外市场的, 且政府主导经济的迹象比较清晰。在高速增长的同时, 消费和投资在 GDP 中的占比有缩小的趋势。“经济泡沫”崩溃之后, 日本的总需求结构有了较大变化, 低迷的经济增长与消费率高度相关, 同时, 实际 GDP 与净出口率反向变动走势, 政府干预经济的力度大不如前。

**Abstract:** We use Japan's macroeconomic data to structure several statistics and make a statistical description and preliminary statistical analysis for Japan's total demand structure from 1955 to 2008 in this article. Main conclusion is: in the stage from 1960 to 1990, Japan's economic growth is dependent on overseas markets, and signs of government's dominating economic are clear. At the same time of rapid growth, consumption and investment's proportion in GDP has a tendency to shrink. After the collapse of "economic bubble", Japan brought about major changes on the demand structure. Weak economic growth was highly correlated with consumption rate. Meantime, real GDP has a reverse change trend with net exports and government's intervention in the economy lost its touch.

2. 近当代银行股价波动及其稳定性分析: 基于股利分红策略的角度 ..... 郑恒 兰日旭 23  
Analysis on Stock Price Volatility and Stability of Modern and Contemporary Bank: Based on the Perspective of Dividend Strategy.....Zheng Heng Lan Rixu

**摘要:** 基于股利分红策略的角度, 本文对近当代银行的股价波动及其稳定性做了深入系统分析。近代部分, 在中国近代银行业发展梳理基础上, 对 11 家主要华资银行进行股价估计, 进而建立时间序列计量模型, 得出近代华资银行的股价波动与现金股利存在显著的负相关性。当代部分, 统计分析 A 股上市银行的股价波动及股利分配, 建立现金股利对股价波动的面板计量模型, 对 A 股 16 家上市银行 2007-2013 年数据进行实证检验发现, 现金股利与股价波动的相关性并不显著, 而商业银行的风险准备、资产规模及市场对企业的认可度与股价波动存在显著负相关性。当代银行业股利分配带有较强随意性, 现金股利支付率以及分红频率均处于较低水平, 导致投资者对股利分红的关注度下降, 现金股利无法发挥对股价波动的稳定性作用。

**Abstract:** Based on the angle of dividend strategy, combining the analysis of Chinese modern banking's stock price volatility and stability with the Chinese contemporary banking's, try to find out from a historical perspective. In the analysis of Chinese modern banking, the development of Chinese modern banking was generalized, and the eleven major Chinese endowment banks' share prices were estimated, thus establishing a time series econometric model to carry on the empirical analysis, found that the modern Chinese endowment bank's share price was negatively correlated with cash dividend. In the part of Chinese contemporary banking, we statistically analyzed the contemporary banks' share price volatility and the present situation of dividend distribution, through

the establishment of panel econometric model of cash dividend and share price volatility ,empirically analyzed sixteen listed banks in 2007-2013, and found that the correlation between cash dividends and share price volatility is not significant, and the ready to risk, asset size and degree of market recognition of commercial banks significantly influenced the share price volatility. The contemporary banks made dividend policy with strong randomness, and the cash dividend payout ratio and dividend frequencies were at a low level, which made investors' attention on dividend decreases, and cash dividends cannot play a stabilizing role on the stock price volatility.

3.近代中国工业化进程中童工使用与绩效研究 ——基于民国时期工业行业数据的考察  
.....李楠 50

Use of Child Labor and Performance Research In the Process of Industrialization in Modern China:  
Research Based On the Data During the Period Of the Republic of China Industry.....Li Lan

**摘要:** 本文利用 20 世纪 30 年代工业调查数据,对中国工业化早期童工使用及其对所在行业经济绩效的影响进行考察。研究发现:近代中国童工的使用具有普遍性特点,而且具有显著的地域性和行业性特征。其中,上海、江苏、四川、河北成为童工主要分布地区;而从行业来看,纺织工业、造纸印刷业是童工绝对人数较多的行业部门。此外,就童工使用对经济绩效影响的实证研究发现:总体而言,童工对工业行业绩效提高无显著影响。但如果童工占总劳动力比重超过 10%时,童工数量每增加 1%,商品总值增加 0.07%左右,对行业商品产值的贡献率仅为 3%。本文不仅对近代中国童工地域、行业分布进行详细的考察,而且就童工使用对行业绩效的影响进行实证分析,进一步丰富了近代中国童工问题的研究与认识。

**Abstract:** In this paper, we use the survey data of industry in the 1930s to have a research into the use of child labor and its impact on economic performance in the industry in early industrialization of China. The study found that: the use of child labor in modern China have the characteristics of universality, and has significantly regional and industrial characteristics. Among them, Shanghai, Jiangsu, Sichuan, Hebei became child labor's mainly distribution areas. And from the point of industry, textile industry, paper making and printing industry are sectors with much bigger absolute number of child labor. Moreover, from the empirical study of child labor use's impact on economic performance we can find: in general, child labor had no significant effect on increase of industry performance. But when the child labor accounted for more than 10% of the total workforce, if child labor quantity increases by 1%, total cost of the goods will increases by about 0.07%. Its contribution rate to the industry's commodity output value is only 3%. In this article we will not only research in detail the child labor's region but also its industry distribution in modern China. We will give empirical analysis on the impact of child labor using on industry performance, which further enriches the study and knowledge of child labor in modern China.

## 对战后日本总需求结构变化的统计分析（1955~2008）

刘巍 倪坤

**内容提要：**本文利用日本宏观经济数据构造了几个统计量，对1955-2008年日本总需求的结构做了统计描述和初步的统计分析。主要结论是：在1960-1990年阶段，日本经济增长是依赖海外市场的，且政府主导经济的迹象比较清晰。在高速增长的同时，消费和投资在GDP中的占比有缩小的趋势。“经济泡沫”崩溃之后，日本的总需求结构有了较大变化，低迷的经济增长与消费率高度相关，同时，实际GDP与净出口率反向变动走势，政府干预经济的力度大不如前。

**关键词：**日本 总需求结构 经济增长率 内需率 外需率

第二次世界大战后至2008年金融危机期间，日本经济的飞跃发展和之后一系列的动荡引起国际学者诸多关注。陈立新（1998）认为日本战后经济增长的赶超因素在于四个方面：适于快速增长的基础条件、合理的资源配置、产业技术创新和企业技术进步相结合来促进经济发展、以国际市场需求为导向和以扩大出口为中心来带动经济增长。张季风（2000）认为二战后日本的大企业、中小企业和个体经营业三种模式对长期维系较低失业率功不可没，而90年代以来，经济长期萧条导致大企业模式破损，中小企业大量破产，个体经营模式衰退，日本的“全部就业”的就业机制受到剧烈冲击。朱宏飞与张季风（2013）认为，所谓的日本“失去的二十年”乃日本低调发展的一种策略，虚多实少，目的在于获取更多的发展机会，论文从逻辑上分析了日本进入长期低迷的必然性，结合各项数据证实日本在所谓“失去的二十年”期间仍存在诸多经济亮点，期间获得诸多经济、军事等方面的好处，但这种刻意的低调也给日本带来如国内消费不振、总需求减退和国际地位下降等负面效果。刘培青（2004）研究了二战后日本的对外贸易发展情况，认为日本在二战后的出口商品结构顺应世界经济产业结构调整的步伐，由劳动密集型向知识和技术密集型成功过渡，遵循动态比较优势原理，为对外贸易的持续发展奠定了坚实的基础。张琚（2005）认为，日本的企业布局（大企业之外存在着大量的中小企业）和雇佣体制造成大企业和中小企业的工资差距，这是引起劳动力市场上二元工资结构的重要原因，日本政府通过税收制度和社会保障体系来进行再分配从而达到促进收入分配平等化的目的。李远（2005）认为二战后日本经过了“贸易立国”和“贸易和投资自由化”两个对外贸易政策阶段，正是日本在不同经济发展时期采用了不同的经济政策才使得日本经济在战后得以飞跃发展。王厚双、安江和王锦红（2008）认为，二战后日本政府在日趋严重的贸易摩擦下采取了对内和对外策略，其对内主要是消除引发贸易摩擦的内部根源，对外主要是化解贸易摩擦的外在压力。平力群和刘轩（2009）从经济制度角度研究，得出了战后日本型经济体制变迁体现在日本的经济波动，从而对经济绩效产生巨大影响，他们认为战后的日本经济呈现出增长性衰退的特征，并随着战后日本经济体制的形成、强化和变革，其经济绩效亦可分成三个阶段的发展。张乃丽和刘巍（2013）认为日本经济在“泡沫”发生之前，其产能对于内部增长而言大部分已属“无效供给”，日本国内的增长主要依靠的是外需增长。张乃丽（2013）通过数据实证检验研究了1955~2011年日本企业投资的影响因素，企业投资的增速能否重启直接影响到经济能否快速回复和中速增长，长期来看最终消费和出口对日本企业投资的影响最为显著，日本的消费增长颓势并非是“经济泡沫”的后遗症，而是总供给的物质属性无法诱致需求快速增长。刘巍和蔡俏（2014）结合逻辑理论分析和数据实证，以财政和货币政策效果的不显著从正面论证了日本自20世纪80年代

以来已进入“新供给约束型”经济，归纳了此种经济状态的三种基本特征，并创新性的给出了日本可能的三种出路，认为日本极有可能持续低速增长。Paul Herbig 和 Laurence Jacobs (1997) 深入探讨了日本对于自身文化的重视，日本人自明治维新开始将现代化视作脱离西方统治的武器，他们用自身的道德驾驭西方的技术，小心谨慎地吸收西方的科学技术，利用日本独有的文化来同化这些西方的机构，以此来壮大自己，获得尊严，从而赶超欧美。Peter M. Leitner (1999) 从爱德华兹·戴明给日本带来的影响、日本企业对于产品质量的高要求和日本已有的基础环境三个角度出发描述了二战后日本经济上取得的成功。他认为，美国的戴明博士在战后日本的工业恢复和从一个西方产品复制厂商成为杰出的高质量产品生产厂商两方面带来的影响是难以估测的。二战后的日本自身环境加以引进西方的科学技术造就了日本经济飞跃发展的神话。Kaiji Chen、Ayse Imrohoroglu 和 Selahattin Imrohoroglu (2007) 利用世代交替模型从生产能力、政策变化和人口统计三方面深入研究了日本 1960 到 2000 年的储蓄率变化的影响因素，他们考虑到了人口老龄化、全要素生产率 (TFP) 以及财政政策对储蓄率的影响，最终得出 TFP 增长率是所研究时间序列中周期性的下跌和两次大的波峰的主要原因。

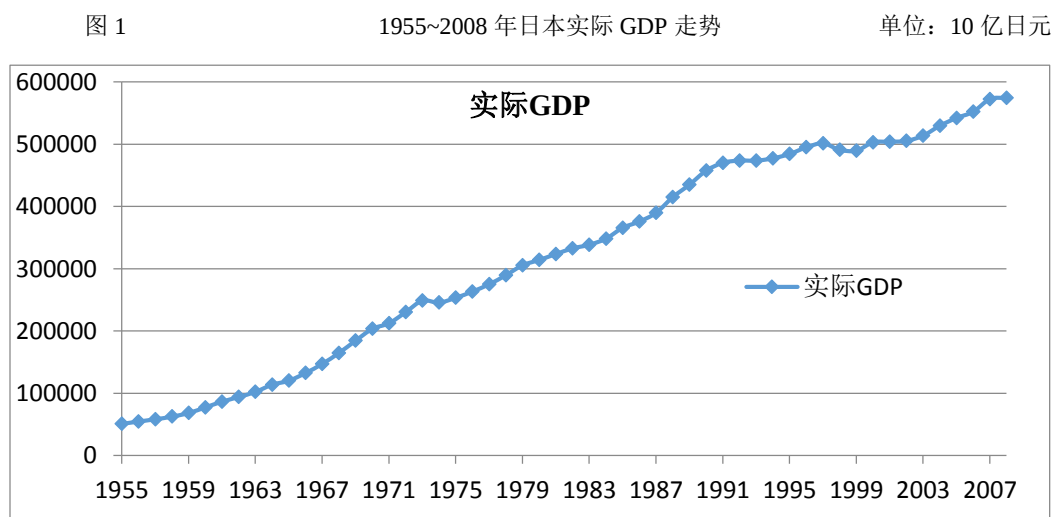
以上文献以战后日本的经济总量为研究对象，历史事实结合逻辑推理，分析了战后促进日本的经济快速增长和低迷的影响因素，但基本上没有涉及日本经济结构问题。众所周知，在经济学分析中总量分析和结构分析是不可偏废的，也许结构分析可能更能接近本质性的规律。因此，本文拟从战后日本的总需求结构角度尝试探索 1955~2008 年日本经济的统计规律，就教于学界方家。

## 一、总需求结构分析

### (一) 从产品角度分析

#### ① 结构性变量构造与走势描述 A

从总需求角度观察，GDP 由消费 (C)、投资 (I)、政府购买 (G) 和净出口 (NX) 四部分构成。根据附表 1 数据，得到 1955~2008 年日本实际 GDP 的总体走势：

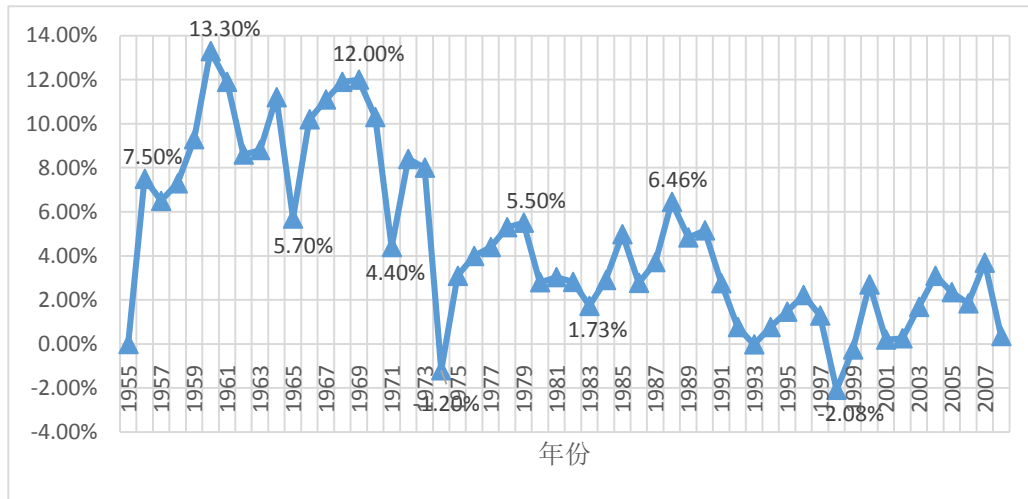


数据来源：附表 1

战后日本国内生产总值总体上呈上升趋势，1991 年之前总体增长速度较快，而 1991 年之后则增长趋缓。

根据附表 1 的数据，我们还可以得到实际 GDP 环比增长率的走势，见图 2。

图2 1956~2008 日本经济环比增长率



数据来源：附表1

从图2的环比走势上,可以更清楚地看出,日本在1974、1993、1998、1999等4个年份出现了负增长,1998年日本实际GDP相比上一年负增长达2.08个百分点。1974年之前增长速度较快,始终处于4%以上,其中,1960年的环比增速高达13.3%,1969年亦有12%的增长率,1974年相比1973年负增长达1.2个百分点,1979年比1978年增长5.5%。20世纪80年代经济增速开始放缓,1983年经济环比增长1.73%,1988年又有6.5%的增长率。

“经济泡沫”崩溃之后GDP的降势基本确立,直降至1993年的-0.02%。1998年触底后小有回升,到2008年,实际GDP环比增速始终在4%以下,2008年相比2007年上涨仅0.36个百分点。

我们利用日本名义GDP数据得出1955~2008年的总需求结构如下:

表1 1955~2008 日本宏观总需求结构统计

| 年份   | 消费占比   | 投资占比   | 政府购买占比 | 净出口占比    | 年份   | 消费占比   | 投资占比   | 政府购买占比 | 净出口占比  |
|------|--------|--------|--------|----------|------|--------|--------|--------|--------|
| 1955 | 0.6574 | 0.1539 | 0.1834 | 0.0054   | 1982 | 0.5510 | 0.2133 | 0.2290 | 0.0067 |
| 1956 | 0.6433 | 0.1950 | 0.1663 | (0.0046) | 1983 | 0.5578 | 0.1982 | 0.2270 | 0.0171 |
| 1957 | 0.6252 | 0.2406 | 0.1550 | (0.0209) | 1984 | 0.5517 | 0.1996 | 0.2222 | 0.0265 |
| 1958 | 0.6307 | 0.1909 | 0.1645 | 0.0140   | 1985 | 0.5430 | 0.2152 | 0.2078 | 0.0339 |
| 1959 | 0.6179 | 0.2123 | 0.1589 | 0.0109   | 1986 | 0.5404 | 0.2136 | 0.2070 | 0.0390 |
| 1960 | 0.5869 | 0.2560 | 0.1526 | 0.0045   | 1987 | 0.5438 | 0.2194 | 0.2070 | 0.0298 |
| 1961 | 0.5705 | 0.2935 | 0.1520 | (0.0160) | 1988 | 0.5341 | 0.2427 | 0.2015 | 0.0216 |
| 1962 | 0.5767 | 0.2546 | 0.1672 | 0.0016   | 1989 | 0.5304 | 0.2561 | 0.1983 | 0.0152 |
| 1963 | 0.5882 | 0.2499 | 0.1701 | (0.0082) | 1990 | 0.5301 | 0.2613 | 0.1992 | 0.0094 |
| 1964 | 0.5764 | 0.2622 | 0.1631 | (0.0018) | 1991 | 0.5251 | 0.2594 | 0.1995 | 0.0161 |
| 1965 | 0.5854 | 0.2309 | 0.1698 | 0.0140   | 1992 | 0.5324 | 0.2327 | 0.2133 | 0.0216 |
| 1966 | 0.5801 | 0.2291 | 0.1752 | 0.0156   | 1993 | 0.5401 | 0.2121 | 0.2255 | 0.0223 |
| 1967 | 0.5680 | 0.2632 | 0.1666 | 0.0022   | 1994 | 0.5527 | 0.1933 | 0.2341 | 0.0199 |

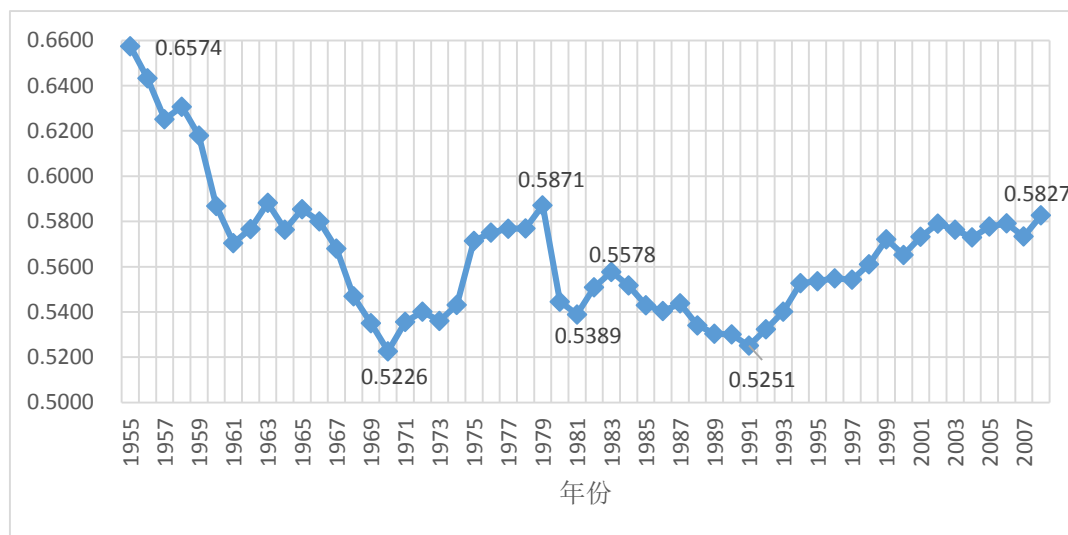
|      |        |        |        |          |      |        |        |        |        |
|------|--------|--------|--------|----------|------|--------|--------|--------|--------|
| 1968 | 0.5469 | 0.2792 | 0.1627 | 0.0111   | 1995 | 0.5536 | 0.1960 | 0.2368 | 0.0136 |
| 1969 | 0.5351 | 0.2942 | 0.1548 | 0.0159   | 1996 | 0.5549 | 0.1986 | 0.2419 | 0.0046 |
| 1970 | 0.5226 | 0.3107 | 0.1539 | 0.0128   | 1997 | 0.5542 | 0.2008 | 0.2342 | 0.0108 |
| 1971 | 0.5357 | 0.2728 | 0.1643 | 0.0272   | 1998 | 0.5611 | 0.1850 | 0.2352 | 0.0187 |
| 1972 | 0.5401 | 0.2613 | 0.1755 | 0.0231   | 1999 | 0.5721 | 0.1686 | 0.2433 | 0.0159 |
| 1973 | 0.5361 | 0.2858 | 0.1778 | 0.0003   | 2000 | 0.5652 | 0.1804 | 0.2400 | 0.0145 |
| 1974 | 0.5431 | 0.2822 | 0.1821 | (0.0074) | 2001 | 0.5732 | 0.1761 | 0.2442 | 0.0064 |
| 1975 | 0.5715 | 0.2357 | 0.1924 | 0.0004   | 2002 | 0.5791 | 0.1615 | 0.2461 | 0.0134 |
| 1976 | 0.5750 | 0.2295 | 0.1875 | 0.0080   | 2003 | 0.5763 | 0.1667 | 0.2404 | 0.0166 |
| 1977 | 0.5769 | 0.2157 | 0.1911 | 0.0164   | 2004 | 0.5729 | 0.1722 | 0.2353 | 0.0196 |
| 1978 | 0.5769 | 0.2085 | 0.1972 | 0.0174   | 2005 | 0.5778 | 0.1765 | 0.2317 | 0.0141 |
| 1979 | 0.5871 | 0.2248 | 0.1971 | (0.0090) | 2006 | 0.5791 | 0.1807 | 0.2276 | 0.0126 |
| 1980 | 0.5446 | 0.2301 | 0.2345 | (0.0091) | 2007 | 0.5734 | 0.1853 | 0.2244 | 0.0169 |
| 1981 | 0.5389 | 0.2203 | 0.2335 | 0.0074   | 2008 | 0.5827 | 0.1869 | 0.2284 | 0.0019 |

数据来源：附表 1

注：括号内为负值取绝对值。

根据表 1 可以得出 1955~2008 年期间日本的总需求结构走势：

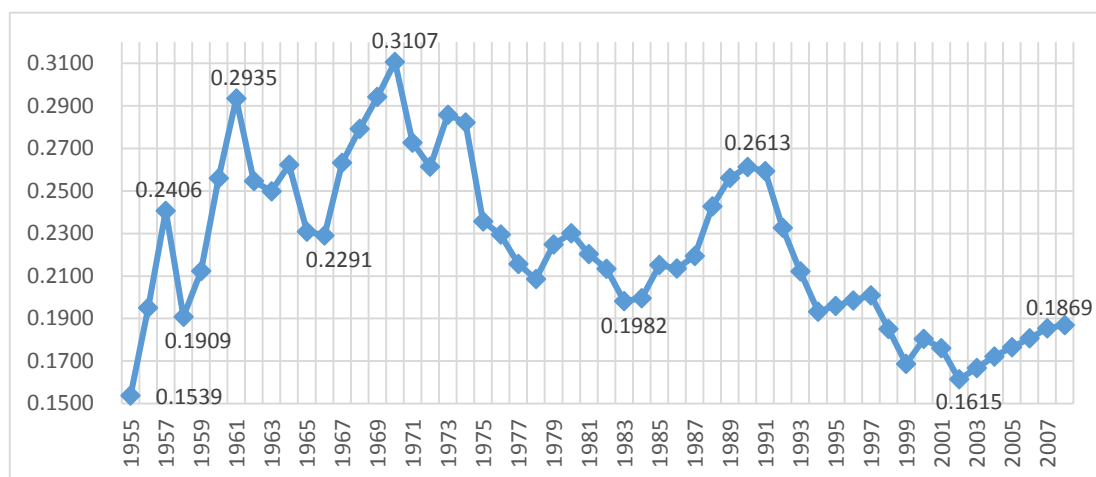
图 3 1955~2008 年日本居民消费率



数据来源：表 1

图 3 显示出，日本国民的消费率可以分成 4 个阶段，从 1955 年至 1970 年由 65.7% 降至 52.3%，下降 13.4 个百分点；后上升至 1979 年的 58.71%，上升了 6.4 个百分点；1979 到 1981 两年期间下降了 4.8 个百分点，到 1983 年升至 55.8%，到 1991 年回落到 52.5%；之后一直上升至 2008 年的 58.3%。消费率总体占 GDP 的比重较高，都在 50% 以上，但是变动幅度也较大。

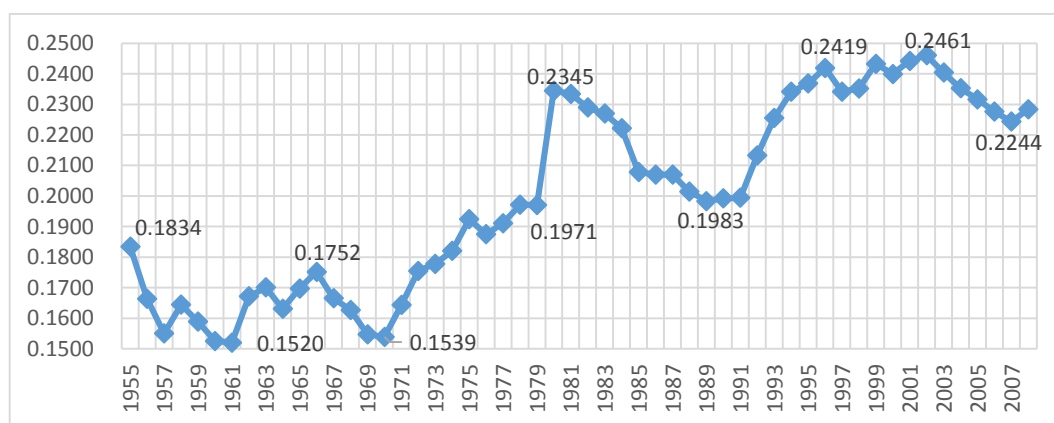
图4 1955~2008年日本企业投资率



数据来源：表1

图4显示，企业投资率走势总体上呈先升后降的趋势，大体可分为4个阶段。在第一阶段中，主要呈上升趋势：1955年日本的设备投资率还是15.4%，后攀升至1957年的24.1%，1961年达29.4%，6年时间上升了近14个百分点。到1966年又降至22.9%，1970年达到峰值31.1%。在第二阶段中，基本上呈下降趋势：自1971年石油危机始，日本企业投资率便开始下降，1983年达19.8%，比1970年下降了11.3个百分点。第三阶段基本上是日本的“经济泡沫”时期，投资率是上升的，1983年到1990年上升了6.3个百分点。第四阶段始于“经济泡沫”崩溃时点，1991年一路下降，2002年的投资率16.1%，比1990年下降了10个百分点。2002年到2008年期间显示日本的企业投资率虽缓慢上升，但到2008年仅为18.7%。

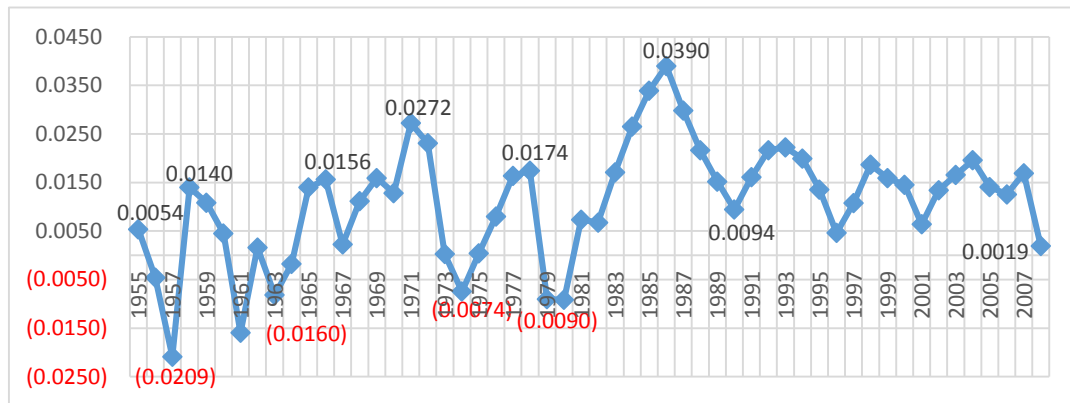
图5 1955~2008年日本政府购买率



数据来源：表1

图5表明，日本的政府购买率总体上呈上升趋势。1955年政府购买率18.3%，1961年降为15.2%，到1966年升为17.5%，1970年又降至15.4%。后上升到1979年的19.7%，上升了4.3个百分点，而到1980一年期间就上升了3.8个百分点至23.5%，之后又降至1989年的19.8%。1991年到1996年五年期间有4.4个百分点的涨幅，2002年政府消费率为24.6%，次年开始下降，2007触底达22.4%，2008年相比2007年仅有0.4个百分点的涨幅。

图6 1955~2008年日本净出口率



数据来源：表1

从图6观察,日本的净出口率呈震荡走势。1955年净出口率为0.54%,1957年为-2.09%,1958年增至1.4%,1961年降至-1.6%,之后增长至1966年的1.56%。1971年为2.72%,1974年又降为-0.74%,1978年升至1.74%,次年降为-0.9%,一路上升至1986年的3.9%,到1990年已降至0.94%,之后净出口率呈波浪式前行至2008年的0.19%。

## 2. 结构性变量构造与走势描述 B

为进一步分析,我们再来构造几个反映结构特征的变量:国内需求率、国货的内需率、民间需求率和国货的外需(即出口)率。<sup>1</sup>根据附表2数据,我们得到以上4个变量的统计量,见表2。

表2 1955~2008年几个日本宏观经济统计量

| 年份   | 国内需求占比 | 国货外需占比 | 国货内需占比 | 民间需求占比 | 年份   | 国内需求占比 | 国货外需占比 | 国货内需占比 | 民间需求占比 |
|------|--------|--------|--------|--------|------|--------|--------|--------|--------|
| 1955 | 0.9946 | 0.1101 | 0.8846 | 0.8112 | 1982 | 0.9933 | 0.1430 | 0.8503 | 0.7643 |
| 1956 | 1.0046 | 0.1197 | 0.8849 | 0.8383 | 1983 | 0.9829 | 0.1373 | 0.8457 | 0.7559 |
| 1957 | 1.0209 | 0.1176 | 0.9032 | 0.8658 | 1984 | 0.9735 | 0.1482 | 0.8253 | 0.7513 |
| 1958 | 0.9860 | 0.1100 | 0.8760 | 0.8216 | 1985 | 0.9661 | 0.1419 | 0.8242 | 0.7582 |
| 1959 | 0.9891 | 0.1122 | 0.8769 | 0.8302 | 1986 | 0.9610 | 0.1118 | 0.8493 | 0.7540 |
| 1960 | 0.9955 | 0.1070 | 0.8884 | 0.8429 | 1987 | 0.9702 | 0.1022 | 0.8680 | 0.7632 |
| 1961 | 1.0160 | 0.0926 | 0.9233 | 0.8639 | 1988 | 0.9784 | 0.0983 | 0.8801 | 0.7769 |
| 1962 | 0.9984 | 0.0942 | 0.9042 | 0.8312 | 1989 | 0.9848 | 0.1031 | 0.8817 | 0.7865 |
| 1963 | 1.0082 | 0.0902 | 0.9180 | 0.8381 | 1990 | 0.9906 | 0.1036 | 0.8870 | 0.7914 |
| 1964 | 1.0018 | 0.0948 | 0.9070 | 0.8387 | 1991 | 0.9839 | 0.0994 | 0.8845 | 0.7845 |
| 1965 | 0.9860 | 0.1050 | 0.8810 | 0.8163 | 1992 | 0.9784 | 0.0984 | 0.8800 | 0.7651 |
| 1966 | 0.9844 | 0.1056 | 0.8787 | 0.8092 | 1993 | 0.9777 | 0.0912 | 0.8866 | 0.7522 |

<sup>1</sup>内需率=国内需求/总需求; 国货的内需= C+ I+ G- M, 国货内需率=国货的内需/总需求; 民间需求= C+I, 民间需求率=民间需求/总需求。

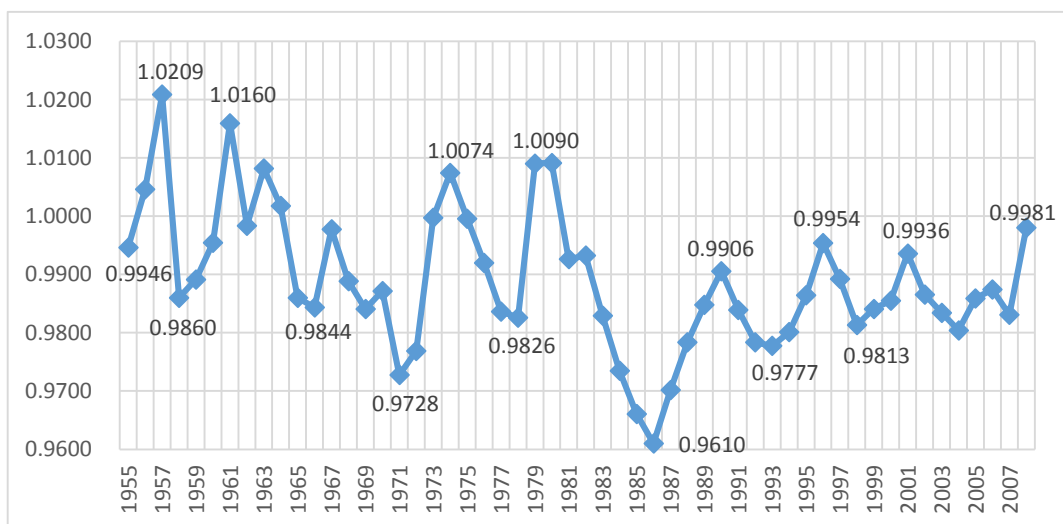
|      |        |        |        |        |      |        |        |        |        |
|------|--------|--------|--------|--------|------|--------|--------|--------|--------|
| 1967 | 0.9978 | 0.0964 | 0.9014 | 0.8312 | 1994 | 0.9801 | 0.0900 | 0.8901 | 0.7460 |
| 1968 | 0.9889 | 0.1009 | 0.8879 | 0.8262 | 1995 | 0.9864 | 0.0905 | 0.8959 | 0.7496 |
| 1969 | 0.9841 | 0.1054 | 0.8787 | 0.8293 | 1996 | 0.9954 | 0.0970 | 0.8984 | 0.7535 |
| 1970 | 0.9872 | 0.1081 | 0.8791 | 0.8333 | 1997 | 0.9892 | 0.1073 | 0.8819 | 0.7551 |
| 1971 | 0.9728 | 0.1171 | 0.8556 | 0.8084 | 1998 | 0.9813 | 0.1078 | 0.8736 | 0.7462 |
| 1972 | 0.9769 | 0.1058 | 0.8711 | 0.8014 | 1999 | 0.9841 | 0.1017 | 0.8824 | 0.7408 |
| 1973 | 0.9997 | 0.1004 | 0.8994 | 0.8219 | 2000 | 0.9855 | 0.1088 | 0.8767 | 0.7456 |
| 1974 | 1.0074 | 0.1360 | 0.8714 | 0.8254 | 2001 | 0.9936 | 0.1045 | 0.8891 | 0.7494 |
| 1975 | 0.9996 | 0.1280 | 0.8716 | 0.8071 | 2002 | 0.9866 | 0.1125 | 0.8741 | 0.7405 |
| 1976 | 0.9920 | 0.1356 | 0.8564 | 0.8045 | 2003 | 0.9834 | 0.1187 | 0.8647 | 0.7431 |
| 1977 | 0.9836 | 0.1310 | 0.8527 | 0.7925 | 2004 | 0.9804 | 0.1321 | 0.8483 | 0.7451 |
| 1978 | 0.9826 | 0.1112 | 0.8714 | 0.7855 | 2005 | 0.9859 | 0.1431 | 0.8428 | 0.7543 |
| 1979 | 1.0090 | 0.1157 | 0.8934 | 0.8120 | 2006 | 0.9874 | 0.1617 | 0.8257 | 0.7598 |
| 1980 | 1.0091 | 0.1351 | 0.8740 | 0.7747 | 2007 | 0.9831 | 0.1775 | 0.8056 | 0.7587 |
| 1981 | 0.9926 | 0.1450 | 0.8477 | 0.7592 | 2008 | 0.9981 | 0.1771 | 0.8209 | 0.7696 |

数据来源：名义 GDP 来自附表 1，其他变量数据来自附表 2。

注：括号内为负值取绝对值。

我们用表 2 数据描述 1955~2008 年期间上述 4 个统计量的走势，见图 7—图 10。

图 7 1955~2008 年日本国内需求占总需求比重

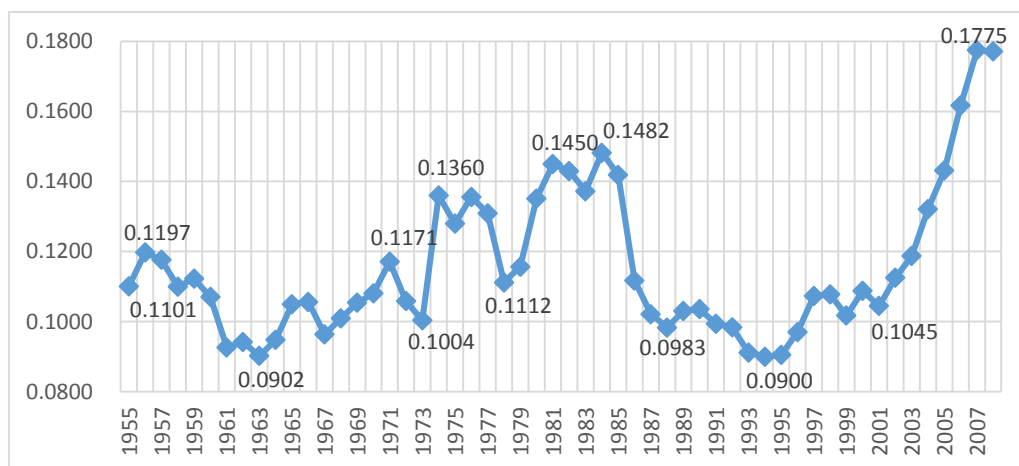


数据来源：表 2

图 7 显示出，战后日本的国内居民消费、企业投资和政府消费三项占总需求比始终在 96% 以上。1955 年占总需求比重为 99.5%，1957 年已占总需求的 102.1%（进口大于出口），1958 年降为 98.6%，之后一路上升到 1961 的 101.6%，直到 1966 年降为 98.44%。1971 年为

从 1955 年以来最低——97.3%，但是后三年又上升至 1974 年的 100.9%，一路降低至 54 年内的谷底——96.1%，1990 年跃升至 99.1%，之后呈波浪式前进至 2008 年的 99.8%。由于日本多年来是一个“两头在外”、大进大出的国家，内需率有时会掩盖某些重要的因果关系，因此，必须做下面的统计分析方有可能清晰地观察其结构性问题。

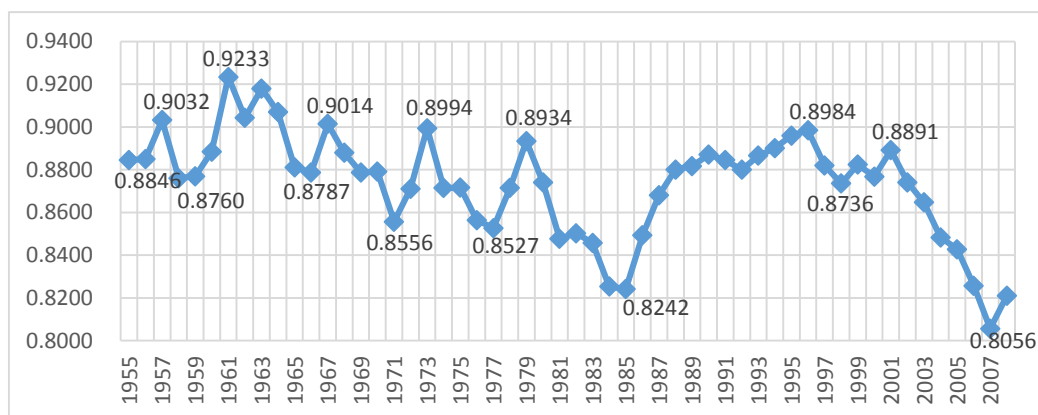
图 8 1955~2008 年日本国货外需（出口）占总需求比重



数据来源：表 2

从图 8 上可以看到，日本出口占总需求的比重最高出现在 2007 年，达 17.75%，最低在 1994 年，为 9%，上下相差 8.75 个百分点。1956 年为 11.97%，之后降至 1963 年的 9.02%。然后，日本的外需率开始了一拨震荡上行走势，1984 年升至 14.82%。“经济泡沫”期间，外需率下降，“泡沫”崩溃后再降，1994 年触底，降至 9%。1995 年开始上升，2007 年升至历史高点，达到 17.75%，2008 年相比 2007 年仅有 0.04 个百分点的下滑。

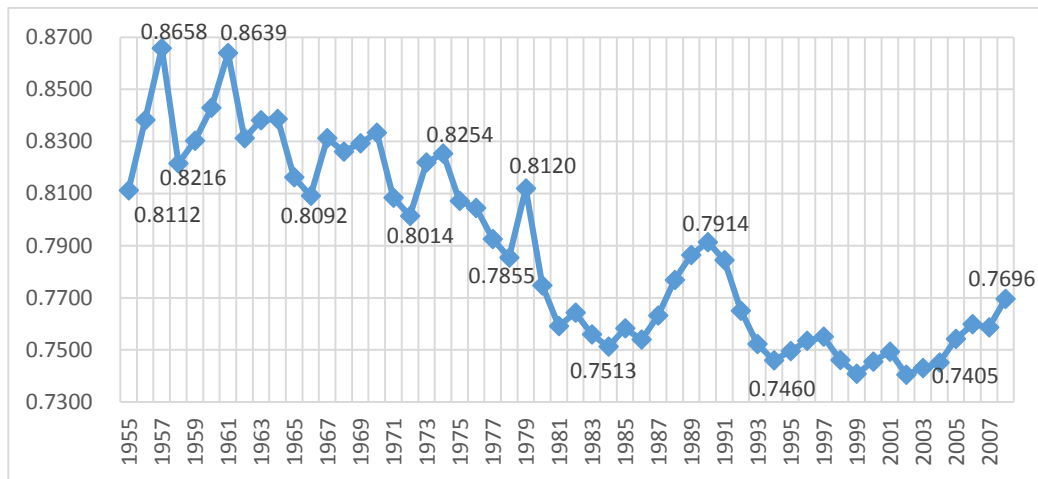
图 9 1955~2008 年日本国货的内需占总需求比重



数据来源：表 2

图 9 描述了日本国内对国货的购买量占 GDP 的比重。这一比重在 1957、1961、1962、1963、1964、1967 六个年份均高于 90%，其余年份所占比重均在 80%~90% 之间徘徊。从 1961 年的高点 92.3% 开始，一路震荡下行，1985 年降至 82.4%。然后呈现倒 U 趋势，1996 年的 89.8% 是倒 U 曲线的拐点。

图 10 1955~2008 年日本民间需求占总需求比重



数据来源: 表 2

从图 10 上可以看出, 日本民间需求占总需求比重从 1957 年最高点开始, 基本上呈震荡下行态势, 后面的每一个波峰基本上都没有超过前面的波峰。

## (二) 从货币角度分析

众所周知, 货币是需求的重要影响因素, 同时考虑到日本政府动用货币政策的频率较高、政策效果争议较大, 因此, 本节将从货币量角度对日本的经济结构做一初步的观察。

表 3 1960~2008 年日本货币流通量与名义 GDP 之比

| 年份   | M1/GDP | M2 /GDP | Mq/GDP | 年份   | M1/GDP | M2 /GDP | Mq/GDP |
|------|--------|---------|--------|------|--------|---------|--------|
| 1960 | 0.2225 | 0.5066  | 0.2841 | 1985 | 0.3058 | 1.6495  | 1.3436 |
| 1961 | 0.2129 | 0.4855  | 0.2725 | 1986 | 0.3218 | 1.7208  | 1.3990 |
| 1962 | 0.2786 | 0.6889  | 0.4103 | 1987 | 0.3245 | 1.8106  | 1.4862 |
| 1963 | 0.3078 | 0.7461  | 0.4383 | 1988 | 0.3266 | 1.8372  | 1.5106 |
| 1964 | 0.2958 | 0.7313  | 0.4355 | 1989 | 0.3121 | 1.8931  | 1.5810 |
| 1965 | 0.3142 | 0.7756  | 0.4614 | 1990 | 0.3005 | 1.8736  | 1.5732 |
| 1966 | 0.3081 | 0.7764  | 0.4683 | 1991 | 0.2999 | 1.8654  | 1.5655 |
| 1967 | 0.3000 | 0.7652  | 0.4652 | 1992 | 0.3029 | 1.8812  | 1.5784 |
| 1968 | 0.2872 | 0.7419  | 0.4547 | 1993 | 0.3210 | 1.9525  | 1.6315 |
| 1969 | 0.2949 | 0.7484  | 0.4535 | 1994 | 0.3311 | 2.0145  | 1.6834 |
| 1970 | 0.3217 | 1.0319  | 0.7102 | 1995 | 0.3802 | 2.0716  | 1.6914 |
| 1971 | 0.3740 | 1.1647  | 0.7907 | 1996 | 0.4078 | 2.1075  | 1.6996 |
| 1972 | 0.4069 | 1.2713  | 0.8644 | 1997 | 0.4775 | 2.1819  | 1.7044 |
| 1973 | 0.3951 | 1.2421  | 0.8471 | 1998 | 0.5106 | 2.2976  | 1.7870 |
| 1974 | 0.3707 | 1.1873  | 0.8166 | 1999 | 0.5751 | 2.3972  | 1.8221 |
| 1975 | 0.3735 | 1.2569  | 0.8834 | 2000 | 0.5888 | 2.4056  | 1.8169 |
| 1976 | 0.3733 | 1.2927  | 0.9194 | 2001 | 0.6155 | 2.0079  |        |
| 1977 | 0.3619 | 1.3193  | 0.9574 | 2002 | 0.7606 | 2.0524  |        |
| 1978 | 0.3717 | 1.3707  | 0.9990 | 2003 | 0.9034 | 2.0647  |        |
| 1979 | 0.3550 | 1.4057  | 1.0507 | 2004 | 0.9322 | 2.0575  |        |

|             |        |        |        |             |        |        |  |
|-------------|--------|--------|--------|-------------|--------|--------|--|
| <b>1980</b> | 0.3218 | 1.4218 | 1.1000 | <b>2005</b> | 0.9813 | 2.0663 |  |
| <b>1981</b> | 0.3275 | 1.4782 | 1.1507 | <b>2006</b> | 0.9777 | 2.0402 |  |
| <b>1982</b> | 0.3305 | 1.5389 | 1.2084 | <b>2007</b> | 0.9683 | 2.0280 |  |
| <b>1983</b> | 0.3180 | 1.6052 | 1.2873 | <b>2008</b> | 0.9786 | 2.0907 |  |
| <b>1984</b> | 0.3191 | 1.6291 | 1.3100 |             |        |        |  |

数据来源：世界银行数据库，数据文件下载地址 <http://data.worldbank.org.cn/country/japan>。

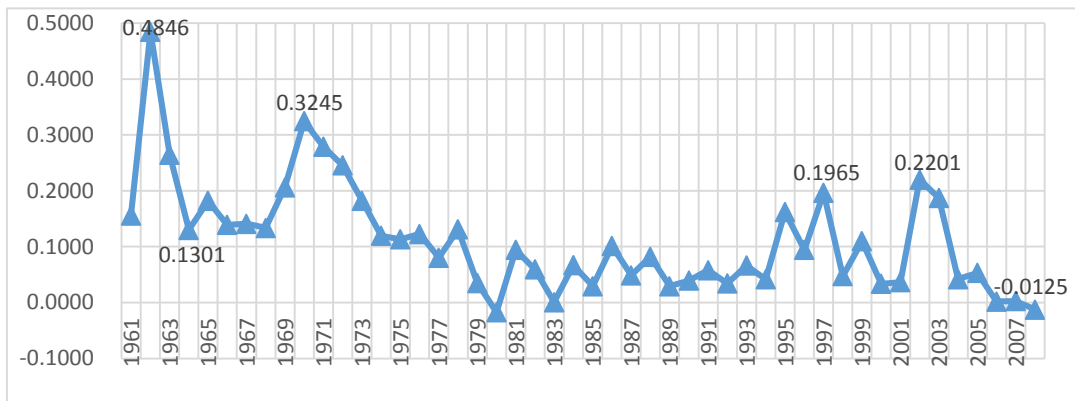
表 4 1961~2008 年日本货币供给量环比增长率

| 年份          | M1<br>增长率 | M2<br>增长率 | Mq<br>增长率 | 年份          | M1<br>增长率 | M2<br>增长率 | Mq<br>增长率 |
|-------------|-----------|-----------|-----------|-------------|-----------|-----------|-----------|
| <b>1961</b> | 0.1558    | 0.1573    | 0.1584    | <b>1985</b> | 0.0293    | 0.0874    | 0.1016    |
| <b>1962</b> | 0.4846    | 0.6102    | 0.7084    | <b>1986</b> | 0.1011    | 0.0918    | 0.0897    |
| <b>1963</b> | 0.2647    | 0.2396    | 0.2225    | <b>1987</b> | 0.0487    | 0.0943    | 0.1048    |
| <b>1964</b> | 0.1301    | 0.1529    | 0.1690    | <b>1988</b> | 0.0821    | 0.0908    | 0.0927    |
| <b>1965</b> | 0.1819    | 0.1799    | 0.1786    | <b>1989</b> | 0.0293    | 0.1099    | 0.1274    |
| <b>1966</b> | 0.1389    | 0.1626    | 0.1787    | <b>1990</b> | 0.0395    | 0.0685    | 0.0743    |
| <b>1967</b> | 0.1411    | 0.1550    | 0.1641    | <b>1991</b> | 0.0581    | 0.0555    | 0.0550    |
| <b>1968</b> | 0.1336    | 0.1483    | 0.1578    | <b>1992</b> | 0.0343    | 0.0329    | 0.0326    |
| <b>1969</b> | 0.2063    | 0.1850    | 0.1716    | <b>1993</b> | 0.0662    | 0.0442    | 0.0400    |
| <b>1970</b> | 0.3245    | 0.6739    | 0.9011    | <b>1994</b> | 0.0416    | 0.0419    | 0.0419    |
| <b>1971</b> | 0.2791    | 0.2418    | 0.2250    | <b>1995</b> | 0.1622    | 0.0407    | 0.0168    |
| <b>1972</b> | 0.2456    | 0.2497    | 0.2516    | <b>1996</b> | 0.0944    | 0.0380    | 0.0254    |
| <b>1973</b> | 0.1823    | 0.1897    | 0.1932    | <b>1997</b> | 0.1965    | 0.0581    | 0.0249    |
| <b>1974</b> | 0.1196    | 0.1406    | 0.1504    | <b>1998</b> | 0.0474    | 0.0314    | 0.0269    |
| <b>1975</b> | 0.1132    | 0.1696    | 0.1953    | <b>1999</b> | 0.1098    | 0.0280    | 0.0047    |
| <b>1976</b> | 0.1226    | 0.1551    | 0.1688    | <b>2000</b> | 0.0338    | 0.0134    | 0.0069    |
| <b>1977</b> | 0.0802    | 0.1373    | 0.1604    | <b>2001</b> | 0.0365    | -0.1724   |           |
| <b>1978</b> | 0.1311    | 0.1441    | 0.1491    | <b>2002</b> | 0.2201    | 0.0092    |           |
| <b>1979</b> | 0.0352    | 0.1115    | 0.1399    | <b>2003</b> | 0.1871    | 0.0054    |           |
| <b>1980</b> | -0.0175   | 0.0965    | 0.1350    | <b>2004</b> | 0.0419    | 0.0062    |           |
| <b>1981</b> | 0.0944    | 0.1177    | 0.1246    | <b>2005</b> | 0.0531    | 0.0047    |           |
| <b>1982</b> | 0.0593    | 0.0929    | 0.1025    | <b>2006</b> | 0.0018    | -0.0072   |           |
| <b>1983</b> | 0.0006    | 0.0849    | 0.1079    | <b>2007</b> | 0.0027    | 0.0063    |           |
| <b>1984</b> | 0.0667    | 0.0787    | 0.0816    | <b>2008</b> | -0.0125   | 0.0073    |           |

数据来源：世界银行数据库，数据文件下载地址 <http://data.worldbank.org.cn/country/japan>

根据表 3 和表 4 的数据，可以得到 M1、M2 以及  $M_q$  ( $M_2-M_1$ ) 三种货币供给量的环比增长率走势：

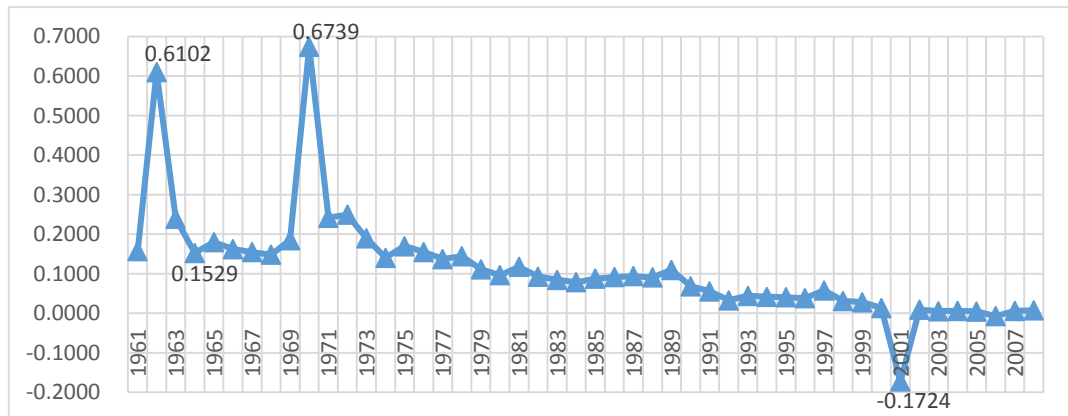
图 11 1961~2008 年日本 M1 货币供给量环比（年）增长率



数据来源：表 5

1961~2008 年日本 M1 货币供给量环比增长率在 1962 年最高，相比 1961 年 M1 货币供给上涨达 48.46 个百分点，后两年降幅较大，到 1964 年环比增长率为 13.01%，1963、1969、1970、1971、1972、2002 六个年份相比前一年的货币供给环比增长均超过 20%，其中 1970 年最高，达 32.45 个百分点，1980 年和 2008 年出现负增长，可以看出，1955~1978 年间 M1 货币供给增长率较高，1979~2008 年间总体均值较低。2002 年出现较大的 M1 货币供给增长，达 22%，但是之后一直到 2008 年均处于下降趋势，2008 年相比 2007 年 M1 货币供给负增长达 1.25 个百分点。

图 12 1961~2008 年日本 M2 货币供给量环比增长率



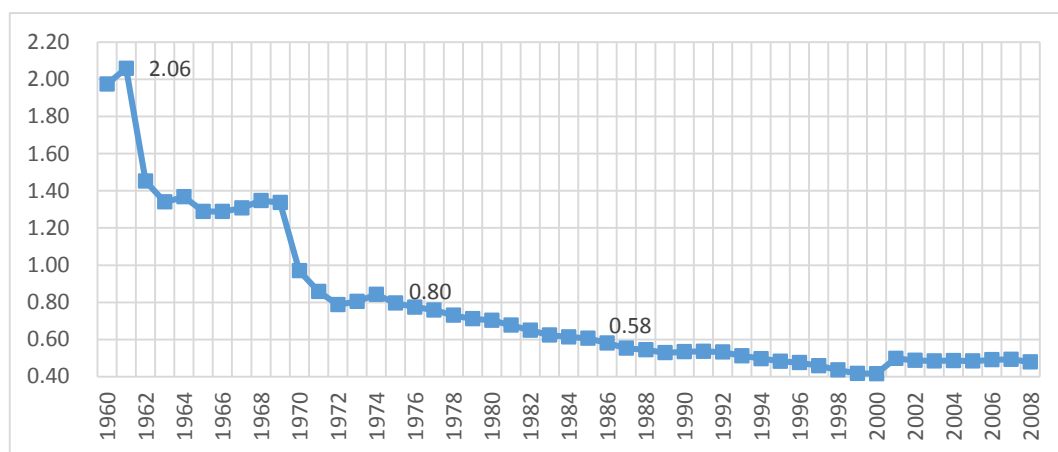
数据来源：表 5

1962、1970、2001 三个年份日本的 M2 货币供给相比与前一年有较大波动，1990 年之前日本的 M2 货币宽松政策较为明显，尤其是 1962 年和 1970 年，相比前一年增长率分别达 61 和 67.4 个百分点，2001 年相比 2000 年负增长 17.2 个百分点。此外，只有 1963、1971、1972 三个年份的年环比增长率高于 20%，其余年份均低于 20%。

我们也可根据以上数据得出 1960~2008 年的货币流通速度（名义 GDP/M2）走势如下：

图 13

1960~2008 年日本货币流通速度



数据来源：世界银行数据库，数据文件下载地址 <http://data.worldbank.org.cn/country/japan>

1960~2008 年日本的货币流通速度总体呈缓慢下降趋势，1961 年达到最高值 2.06，1962 年下降到 1.45，1970 年从前一年的 1.34 降至 0.97，1972 年到 1974 年有所上升，幅度达 5 个百分点，一直到 2000 年均处于下降趋势（除了 1991 年相比 1990 年上涨 1 个百分点），2001 年货币流通速度上升了 8%。总体来看 1975 年之前日本的货币流通速度较快，之后始终处于 0.4~0.8 之间，1985 年后更是位于 0.6 以下水平。

## 二、对总需求结构演变与经济增长趋势的相关分析

### （一）相关系数分析

至少从 20 世纪 80 年代起，日本绝大部分产能对内需而言成了“无效供给”，经济增长由外需拉动，经济进入了“新供给约束型经济”。我们将日本宏观统计时间序列数据以 1991 年为界划分成两个时间段进行相关系数分析。由于数据限制，我们截取了 1960~1990 年和 1991~2008 年两个时段数据。

符号定义：

RY 为实际 GDP；

CY 为消费率；

IY 为投资率；

GY 为政府购买率；

NXY 为净出口率

M1Y 为日本 M1 货币量对名义 GDP 的比值；

M2Y 为日本 M2 货币量对名义 GDP 的比值；

CIGY 为国内需求总量占名义 GDP 比值；

XY 为国货外需量占名义 GDP 比值；

CIGMY 为国货内需量占名义 GDP 比值；

CIY 为民间需求量占名义 GDP 比值。

#### ①各变量与实际 GDP 相关系数

经计算，消费率、政府支出率、投资率、净出口率以及 M1/GDP 和 M2/GDP 与实际 GDP 之间的相关系数如下：

表5 1960~1990年日本总需求结构变量和实际GDP之间的相关系数

|     | CY      | GY      | IY      | M1Y     | M2Y     | NXY     | RY      |
|-----|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| CY  | 1.0000  | -0.2463 | -0.2945 | -0.2071 | -0.5345 | -0.4070 | -0.5772 |
| GY  | -0.2463 | 1.0000  | -0.7676 | 0.2875  | 0.8037  | 0.2393  | 0.7846  |
| IY  | -0.2945 | -0.7676 | 1.0000  | -0.1876 | -0.5219 | -0.3675 | -0.4635 |
| M1Y | -0.2071 | 0.2875  | -0.1876 | 1.0000  | 0.4397  | 0.2028  | 0.3607  |
| M2Y | -0.5345 | 0.8037  | -0.5219 | 0.4397  | 1.0000  | 0.4923  | 0.9852  |
| NXY | -0.4070 | 0.2393  | -0.3675 | 0.2028  | 0.4923  | 1.0000  | 0.4615  |
| RY  | -0.5772 | 0.7846  | -0.4635 | 0.3607  | 0.9852  | 0.4615  | 1.0000  |

数据来源：名义GDP数据来自附表1、其他GDP需求结构变量数据来自附表2，M1、M2数据来自世界银行数据库，数据文件下载地址 <http://data.worldbank.org.cn/country/japan>。

从表5的数据中可以看出以下统计现象：第一，1960~1990年日本的实际GDP与政府支出率之间的相关系数较高，达到0.78。二者高度相关的走势表明，政府支出在GDP中占比扩大与经济增长是同步的，政府主导经济的迹象比较清楚。第二，实际GDP与M2/Y之间的相关系数高达0.99，说明日本的M2需求量的增长与GDP增长同步，M1/Y与实际GDP之间的相关系数仅为0.36，说明M1需求量的增长与GDP增长的差异较大。从M2与M1的差额角度推测，可能反映了日本民众的货币储蓄额随收入增长而增长。第三，实际GDP与净出口率之间的相关系数为0.46，说明日本净出口增长虽不与经济增长完全同步，但方向还是一致的，这也反映了日本经济增长是依赖海外市场的。第四，实际GDP与消费率和投资率之间的相关系数分别为-0.58和-0.46，说明在日本经济增长的同时，消费和投资在GDP中的占比有缩小的趋势，进而印证了日本经济的政府主导型特征和对海外市场的依赖。不能不说，这样的动态经济结构暗藏着风险，一旦政府财力不支或国际市场风云变幻，日本的高速增长将难以为继。

表6 1991~2008年日本总需求结构变量和实际GDP之间的相关系数

|     | CY      | IY      | GY      | M1Y     | M2Y     | NXY     | RY      |
|-----|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| CY  | 1.0000  | -0.9130 | 0.6456  | 0.8712  | 0.3974  | -0.4093 | 0.7599  |
| IY  | -0.9130 | 1.0000  | -0.8566 | -0.6625 | -0.5304 | 0.2051  | -0.4792 |
| GY  | 0.6456  | -0.8566 | 1.0000  | 0.2394  | 0.5993  | -0.3133 | 0.0875  |
| M1Y | 0.8712  | -0.6625 | 0.2394  | 1.0000  | 0.1066  | -0.2634 | 0.9140  |
| M2Y | 0.3974  | -0.5304 | 0.5993  | 0.1066  | 1.0000  | -0.1453 | 0.0505  |
| NXY | -0.4093 | 0.2051  | -0.3133 | -0.2634 | -0.1453 | 1.0000  | -0.4070 |
| RY  | 0.7599  | -0.4792 | 0.0875  | 0.9140  | 0.0505  | -0.4070 | 1.0000  |

数据来源：名义GDP数据来自附表1、其他GDP需求结构变量数据来自附表2，M1、M2数据来自世界银行数据库，数据文件下载地址 <http://data.worldbank.org.cn/country/japan>。

表6的数据可以反映出，“经济泡沫”崩溃之后，日本的总需求结构有了较大变化：第一，实际GDP与消费率间的相关系数高度相关，达0.76，即日本实际GDP随消费占比扩大而增长，虽然增长率比较低；同时，实际GDP与净出口率之间的相关系数则由正转负，为-0.41，即经济增长与净出口占比下降两个趋势并存。先不讨论这是主动的还是被迫的，但可以看出，“泡沫”崩溃之后的日本经济增长主要靠消费拉动的。第二，实际GDP与投资率的相关系数较之前面30年变化较小，为-0.48。这表明，在经济低迷增长的过程中，投资占比仍在缓慢缩小。第三，随着经济总量的攀升，政府干预经济的力度大不如前，实际GDP与

政府支出率之间相关系数降至 0.09, 相比前一阶段, 变化较大。第四, 实际 GDP 与 M1/Y 之间的相关系数达 0.91, 而与和 M2/Y 变量之间的相关系数降至 0.05。这种统计现象可能反映了这样一个问题: 随着经济增长速度严重放缓和轻微负增长的出现, 日本民众货币储蓄余额走势出现了较大变化, 致使实际 GDP 与 M2/Y 之间的关系变得极不显著。同时, 由于收入增长放缓或下降, 准货币转为货币的趋势扩大, 致使实际 GDP 与 M1/Y 之间的相关关系愈发显著。

表 7 1960~1990 年日本其他需求变量与实际 GDP 的相关系数

|       | CIGMY   | CIGY    | CIY     | RY      | XY      |
|-------|---------|---------|---------|---------|---------|
| CIGMY | 1.0000  | 0.6851  | 0.8186  | -0.5850 | -0.8351 |
| CIGY  | 0.6851  | 1.0000  | 0.6253  | -0.4615 | -0.1715 |
| CIY   | 0.8186  | 0.6253  | 1.0000  | -0.8305 | -0.6358 |
| RY    | -0.5850 | -0.4615 | -0.8305 | 1.0000  | 0.4438  |
| XY    | -0.8351 | -0.1715 | -0.6358 | 0.4438  | 1.0000  |

数据来源: 名义 GDP 数据来自附表 1、其他需求数据来自附表 2。

表 7 数据其实印证了我们前面对统计现象的揣测: 第一, 1960~1990 年日本实际 GDP 与外需率相关系数为 0.44, 即实际 GDP 与外需占比走势是相同的。第二, 实际 GDP 与国货内需率以及民间需求率之间的相关系数均为负, 分别达 -0.84 与 -0.64, 说明在经济高速增长过程中, 国内市场对本国产品的购买占比和民间需求占比都是明显下降的, 进而反映出外需因素对高速增长有较大作用。第三, 实际 GDP 和内需率之间的相关系数仅为 -0.17, 基本上可以视为不相关, “内需率”(CIGY)和“国内市场对本国产品的购买占比”(CIGMY)这两个统计量在分子中只差一个进口额, 走势差距竟如此之大, 这一统计现象比较耐人寻味, 若做深入的经济分析或许会有所发现。

表 8 1991~2008 年日本其他需求变量与实际 GDP 的相关系数

|       | CIGMY   | CIGY    | CIY     | RY      | XY      |
|-------|---------|---------|---------|---------|---------|
| CIGMY | 1.0000  | -0.1103 | -0.2390 | -0.9318 | -0.9809 |
| CIGY  | -0.1103 | 1.0000  | 0.1764  | 0.4070  | 0.3016  |
| CIY   | -0.2390 | 0.1764  | 1.0000  | 0.1124  | 0.2636  |
| RY    | -0.9318 | 0.4070  | 0.1124  | 1.0000  | 0.9736  |
| XY    | -0.9809 | 0.3016  | 0.2636  | 0.9736  | 1.0000  |

数据来源: 名义 GDP 数据来自附表 1、其他需求数据来自附表 2。

表 8 数据反映了这样几个问题: 第一, 1991~2008 年日本的实际 GDP 与国货外需率相关系数较高, 达 0.97, 即外需率增长与实际 GDP 增长几乎同步, 都呈低迷状态。第二, 实际 GDP 与国货的内需率之间的相关系数为 -0.98, 二者呈反向变化, 考虑到日本经济增长的低迷, 二者变化都不大。第三, 实际 GDP 与国内需求率和民间需求率之间的相关系数仅为 0.3 和 0.26, 即由高度负相关转为低度正相关, 倒是这两个统计量出现了不规则变化, 为更深入的经济分析提供了研究对象。

## ②各变量增长率和实际 GDP 增长率相关系数

表 9 1961~1990 年日本总需求结构变量增长率和实际 GDP 的增长率相关系数

|          | CG      | GG      | IG      | M1G     | M2G     | NXG     | RYGROWTH |
|----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|
| CG       | 1.0000  | 0.6027  | 0.4003  | 0.6047  | 0.4308  | -0.3249 | 0.4850   |
| GG       | 0.6027  | 1.0000  | 0.1932  | 0.5192  | 0.4633  | -0.2795 | 0.2905   |
| IG       | 0.4003  | 0.1932  | 1.0000  | 0.0221  | 0.0323  | -0.0864 | 0.6500   |
| M1G      | 0.6047  | 0.5192  | 0.0221  | 1.0000  | 0.8631  | -0.0628 | 0.4885   |
| M2G      | 0.4308  | 0.4633  | 0.0323  | 0.8631  | 1.0000  | -0.0071 | 0.3950   |
| NXG      | -0.3249 | -0.2795 | -0.0864 | -0.0628 | -0.0071 | 1.0000  | 0.2244   |
| RYGROWTH | 0.4850  | 0.2905  | 0.6500  | 0.4885  | 0.3950  | 0.2244  | 1.0000   |

数据来源：附表 1、附表 2。

从表 9 观察可以看出，第一，1961~1990 年日本的实际 GDP 增长率与投资增长率之间的相关系数为 0.65，与消费增长率相关系数达 0.49，与政府支出增长率和净出口增长率分别达 0.29 和 0.22。几个结构性统计量的增长率与经济增长均为正数相关，投资增长率与经济增长的相关度最强。考虑到政府支出、消费、出口等变量最终都要通过投资促进经济增长，这样的统计现象是正常的。第二，经济增长率与 M1 和 M2 增长率之间的相关系数分别达 0.49 和 0.40，也都属正常范围。

表 10 1991~2008 年日本总需求结构变量增长率和实际 GDP 的增长率相关系数

|          | CG      | GG      | IG      | M1G     | M2G    | NXG     | RYGROWTH |
|----------|---------|---------|---------|---------|--------|---------|----------|
| CG       | 1.0000  | 0.8339  | -0.0286 | -0.0697 | 0.3497 | 0.1470  | 0.1629   |
| GG       | 0.8339  | 1.0000  | -0.3287 | -0.1579 | 0.2780 | -0.0600 | -0.0791  |
| IG       | -0.0286 | -0.3287 | 1.0000  | -0.0834 | 0.0139 | -0.0946 | 0.8488   |
| M1G      | -0.0697 | -0.1579 | -0.0834 | 1.0000  | 0.2355 | 0.4728  | -0.1381  |
| M2G      | 0.3497  | 0.2780  | 0.0139  | 0.2355  | 1.0000 | 0.3738  | 0.0824   |
| NXG      | 0.1470  | -0.0600 | -0.0946 | 0.4728  | 0.3738 | 1.0000  | -0.0392  |
| RYGROWTH | 0.1629  | -0.0791 | 0.8488  | -0.1381 | 0.0824 | -0.0392 | 1.0000   |

数据来源：附表 1、附表 2。

再看表 10，1991~2008 年日本的实际 GDP 增长率与投资增长率的相关系数高达 0.85，这充分反映了低速增长时期日本企业投资的重要性，低迷的消费增长和净出口增长最终都要体现为企业订单的增长，进而企业投资的增长。这一时期，日本的政府支出颇具“逆风向”调节的味道，其增长率与经济增长率负相关很正常。但是，从相关系数的绝对值很小这一点来看，政府调节经济的作用并不显著。

表 11 1961~1990 年日本其他需求变量增长率和实际 GDP 的增长率相关系数

|       | CIG    | CIGG   | CIGMG  | RYG     | XG      |
|-------|--------|--------|--------|---------|---------|
| CIG   | 1.0000 | 0.9762 | 0.9561 | 0.6795  | 0.3962  |
| CIGG  | 0.9762 | 1.0000 | 0.9633 | 0.6555  | 0.4620  |
| CIGMG | 0.9561 | 0.9633 | 1.0000 | 0.7177  | 0.2100  |
| RYG   | 0.6795 | 0.6555 | 0.7177 | 1.0000  | -0.0161 |
| XG    | 0.3962 | 0.4620 | 0.2100 | -0.0161 | 1.0000  |

数据来源：附表 1、附表 2。

表 11 的数据反映出,从增长率的角度观察,1961~1990 年日本实际 GDP 增长率与国货内需增长率之间相关系数达 0.72,与民间需求增长率和内需增长率之间增长率分别为 0.68 和 0.66。经济增长率与外需增长率之间相关系数为-0.02,表明出口增长与经济增长并不同步,而且还有些背离。根据我们先前的研究,日本的出口增长实际上是通过投资增长影响经济增长的,于是,这种统计现象也不足为怪。

表 12 1991~2008 年日本其他需求变量增长率和实际 GDP 的增长率相关系数

|       | CIG    | CIGG   | CIGMG   | RYG    | XG      |
|-------|--------|--------|---------|--------|---------|
| CIG   | 1.0000 | 0.9165 | 0.7033  | 0.7719 | 0.4984  |
| CIGG  | 0.9165 | 1.0000 | 0.9002  | 0.6010 | 0.2338  |
| CIGMG | 0.7033 | 0.9002 | 1.0000  | 0.2727 | -0.2009 |
| RYG   | 0.7719 | 0.6010 | 0.2727  | 1.0000 | 0.7030  |
| XG    | 0.4984 | 0.2338 | -0.2009 | 0.7030 | 1.0000  |

数据来源:附表 1、附表 2。

表 12 的数据表明,在 1991~2008 年日本低速增长时期,经济增长率与国货内需增长率降至 0.27,几乎不同步了。经济增长率与民间需求增长率和国内需求增长率之间相关系数分别为 0.77 和 0.6,与外需增长率之间相关系数为 0.7,存在着同升同降的趋势,但都比较低迷。

### 三、结论

综合前文的统计分析,我们得出以下几个主要结论:

1.在 1960~1990 年阶段,日本的实际 GDP 与政府支出率之间的相关系数较高。二者高度相关的走势表明,政府支出在 GDP 中占比扩大与经济增长是同步的,政府主导经济的迹象比较清楚。

2.实际 GDP 与 M2/Y 之间的相关系数高达 0.99,说明日本的 M2 需求量的增长与 GDP 增长同步,M1/Y 与实际 GDP 之间的相关系数仅为 0.36,说明 M1 需求量的增长与 GDP 增长的差异较大。从 M2 与 M1 的差额角度推测,可能反映了日本民众的货币储蓄额随收入增长而增长。

3.实际 GDP 与净出口率之间的相关系数为 0.46,说明日本净出口增长虽不与经济增长完全同步,但方向还是一致的,这也反映了日本经济增长是依赖海外市场的。

4.实际 GDP 与消费率和投资率之间的相关系数分别为-0.58 和-0.46,说明在日本经济增长的同时,消费和投资在 GDP 中的占比有缩小的趋势,进而印证了日本经济的政府主导型特征和对海外市场的依赖。不能不说,这样的动态经济结构暗藏着风险,一旦政府财力不支或国际市场风云变幻,日本的高速增长将难以为继。

5.“经济泡沫”崩溃之后,日本的总需求结构有了较大变化,实际 GDP 与消费率之间的相关系数高度相关,达 0.76,即日本实际 GDP 随消费占比扩大而增长,虽然增长率比较低迷;同时,实际 GDP 与净出口率之间的相关系数则由正转负,为-0.41,即经济增长与净出口占比下降两个趋势并存。先不讨论这是主动的还是被迫的,但可以看出,“泡沫”崩溃之后的日本经济增长主要靠消费拉动的。

6.实际 GDP 与投资率的相关系数较之前面 30 年变化较小,为-0.48。这表明,在经济低迷增长的过程中,投资占比仍在缓慢缩小。

7.随着经济总量的攀升,政府干预经济的力度大不如前,实际 GDP 与政府支出率之间

相关系数降至 0.09，相比前一阶段，变化较大。

8.实际 GDP 与 M1/Y 之间的相关系数达 0.91，而与和 M2/Y 变量之间的相关系数降至 0.05。这种统计现象可能反映了这样一个问题：随着经济增长速度严重放缓和轻微负增长的出现，日本民众货币储蓄余额走势出现了较大变化，致使实际 GDP 与 M2/Y 之间的关系变得极不显著。同时，由于收入增长放缓或下降，准货币转为货币的趋势扩大，致使实际 GDP 与 M1/Y 之间的相关关系愈发显著。

#### 参考文献：

- [1]陈立新：《论战后日本经济增长的赶超因素》，《日本问题研究》1998 年第 4 期。
- [2]朱宏飞、张季风：《90 年代以后日本设备投资低迷的原因》，《现代日本经济》2010 年第 4 期。
- [3]张季风：《重新审视日本“失去的二十年”》，《日本学刊》2013 年第 6 期。
- [4]刘培青：《战后日本对外贸易发展的动态比较优势分析》，《现代日本经济》2004 年第 5 期。
- [5]张琚：《日本收入分配制度分析》，《当代亚太》2005 年第 4 期。
- [6]李远：《二战后日本对外贸易政策的变迁》，《经济体制改革》2005 年第 6 期。
- [7]王厚双、安江、王锦红：《论日本政府应对贸易摩擦的策略》，《现代日本经济》2008 年第 5 期。
- [8]平利群、刘轩：《从战后日本经济波动解读日本经济体制的变迁》，《现代日本经济》2009 年第 3 期。
- [9]张乃丽、刘巍：《日本“经济泡沫”成因的逻辑判断与统计分析（1895~1991）》，《现代日本经济》2013 年第 2 期。
- [10]张乃丽、蔡俏：《“安倍经济学”传递机制中的企业投资研究》，《国际经贸探索》2013 年第 10 期。
- [11]刘巍、蔡俏：《新供给约束型经济：日本经济低迷的逻辑与前景分析》，《现代日本经济》2014 年第 1 期。
- [12]高桥龟吉：《战后日本经济跃进的根本原因》 宋绍英等译，辽宁人民出版社 1984 年版。
- [13]杨栋梁：《日本近现代经济史》，北京知识出版社 2010 年版。
- [14]Paul Herbig, Laurence Jacobs, (1997), "A historical perspective of Japanese innovation", Management Decision, Vol. 35 Iss10 pp. 760 - 778.
- [15]Peter M. Leitner, (1999), "Japan's post-war economic success: Deming, quality, and contextual realities", Journal of Management History, Vol. 5 Iss 8 pp. 489 - 505.
- [16]Kaiji Chen, Ayse Imrohoroglu, Selahattin Imrohorolu, (2007), "Economic Theory" Vol. 32 pp. 87-104.

#### 作者简介：

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

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

手机：13929525214

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

2. 倪坤(1989-), 男, 安徽六安人, 广东外语外贸大学经贸学院计量经济史专业研究生。

通信地址: 广州市番禺区小谷围岛广州大学城广东外语外贸大学经贸学院。

电子邮箱: [2854959069@qq.com](mailto:2854959069@qq.com)

联系电话: 18819477027

## Statistical Analysis of Japan's Aggregate Demand Structure Change After the World War II(1955~2008)

Liu Wei      Ni Kun

**Abstract:** We use Japan's macroeconomic data to structure several statistics and make a statistical description and preliminary statistical analysis for Japan's total demand structure from 1955 to 2008 in this article. Main conclusion is: in the stage from 1960 to 1990, Japan's economic growth is dependent on overseas markets, and signs of government's dominating economic are clear. At the same time of rapid growth, consumption and investment's proportion in GDP has a tendency to shrink. After the collapse of "economic bubble", Japan brought about major changes on the demand structure. Weak economic growth was highly correlated with consumption rate. Meantime, real GDP has a reverse change trend with net exports and government's intervention in the economy lost its touch.

**Key words:** Japan; aggregate demand structure; economic growth rate; domestic demand rate; external demand rate

附表 1

1955~2008 年日本名义 GDP 和实际 GDP

单位：十亿日元

| 年份   | 名义 GDP   | 实际 GDP   | 年份   | 名义 GDP   | 实际 GDP   |
|------|----------|----------|------|----------|----------|
| 1955 | 8369.5   | 50856.59 | 1982 | 274086.6 | 332791.8 |
| 1956 | 9422.2   | 54670.84 | 1983 | 285058.3 | 338551.6 |
| 1957 | 10858.3  | 58224.44 | 1984 | 302974.9 | 348408.7 |
| 1958 | 11538.3  | 62474.83 | 1985 | 325401.9 | 365788.3 |
| 1959 | 13190.3  | 68284.99 | 1986 | 340559.5 | 375914.7 |
| 1960 | 16009.7  | 77366.89 | 1987 | 354170.2 | 389887.1 |
| 1961 | 19336.5  | 86573.55 | 1988 | 380742.9 | 415067.3 |
| 1962 | 21942.7  | 94018.87 | 1989 | 410122.2 | 435131.9 |
| 1963 | 25113.2  | 102292.5 | 1990 | 442781   | 457552.8 |
| 1964 | 29541.3  | 113749.3 | 1991 | 469421.8 | 470205.6 |
| 1965 | 32866    | 120233   | 1992 | 480782.8 | 473810.9 |
| 1966 | 38170    | 132496.8 | 1993 | 483711.8 | 473713.4 |
| 1967 | 44730.5  | 147203.9 | 1994 | 495743.4 | 477366.2 |
| 1968 | 52974.9  | 164721.2 | 1995 | 501706.9 | 484364.1 |
| 1969 | 62228.9  | 184487.7 | 1996 | 511934.8 | 495096.8 |
| 1970 | 73344.9  | 203490   | 1997 | 523198.3 | 501516.3 |
| 1971 | 80701.3  | 212443.5 | 1998 | 512438.6 | 491066   |
| 1972 | 92394.4  | 230288.8 | 1999 | 504903.2 | 489828   |
| 1973 | 112498.1 | 248711.9 | 2000 | 509860   | 503075   |
| 1974 | 134243.8 | 245727.3 | 2001 | 505543.2 | 504079.9 |
| 1975 | 148327.1 | 253344.9 | 2002 | 499147   | 505369.6 |
| 1976 | 166573.3 | 263478.7 | 2003 | 498854.8 | 513898.8 |
| 1977 | 185622   | 275071.7 | 2004 | 503725.3 | 529807.5 |
| 1978 | 204404.1 | 289650.5 | 2005 | 503903   | 542249   |
| 1979 | 221546.6 | 305581.3 | 2006 | 506687   | 552221.8 |
| 1980 | 242838.7 | 314137.6 | 2007 | 512975.2 | 572618.1 |
| 1981 | 261068.2 | 323670.5 | 2008 | 501209.3 | 574707.3 |

数据来源：名义 GDP 来自 wind 全球宏观经济数据库。1955-1979 年实际 GDP 数据根据实际 GDP 环比增长率（日本经济财政白皮书 2000-2001）表格推算而来。白皮书 2000-2001 增长率数据下载网址：<http://www5.cao.go.jp/zenbun/wp-e/wp-je01/wp-je01-000i3-01.html>，1980~2008 年实际 GDP 数据来自日本内阁府官网：[http://www.esri.cao.go.jp/en/sna/data/kakuhou/files/2009/23annual\\_report\\_e.html](http://www.esri.cao.go.jp/en/sna/data/kakuhou/files/2009/23annual_report_e.html)

附表 2

名义 GDP 结构变量

单位: 十亿日元

| 年份   | 消费       | 总投资     | 政府<br>购买 | 净出口     | 年份   | 消费       | 总投资      | 政府<br>购买 | 净出口     |
|------|----------|---------|----------|---------|------|----------|----------|----------|---------|
| 1955 | 5501.9   | 1287.8  | 1534.9   | 44.9    | 1982 | 151010.8 | 58470    | 62756.6  | 1849.3  |
| 1956 | 6061.3   | 1837.5  | 1567.1   | -43.6   | 1983 | 158991.4 | 56492.9  | 64706.9  | 4867.2  |
| 1957 | 6788.4   | 2612.9  | 1683.5   | -226.5  | 1984 | 167154.9 | 60458.9  | 67325.2  | 8036.1  |
| 1958 | 7277.1   | 2202.3  | 1897.7   | 161.2   | 1985 | 176706.7 | 70025.5  | 67630.6  | 11039.4 |
| 1959 | 8150.8   | 2800.2  | 2096.1   | 143.2   | 1986 | 184028.2 | 72744.2  | 70506.4  | 13280.9 |
| 1960 | 9395.4   | 4099.1  | 2442.8   | 72.3    | 1987 | 192604.2 | 77702.1  | 73302.8  | 10561.1 |
| 1961 | 11030.9  | 5674.4  | 2939.8   | -308.7  | 1988 | 203368   | 92419.8  | 76717    | 8239.2  |
| 1962 | 12653.4  | 5585.8  | 3668.2   | 35.2    | 1989 | 217529.3 | 105020.1 | 81337.8  | 6237.1  |
| 1963 | 14772.4  | 6274.6  | 4271.8   | -205.5  | 1990 | 234703.9 | 115697.6 | 88206.4  | 4173.2  |
| 1964 | 17028.1  | 7747.2  | 4817.7   | -51.8   | 1991 | 246499.3 | 121748.1 | 93627.4  | 7547    |
| 1965 | 19239.2  | 7587.8  | 5579.4   | 459.5   | 1992 | 255975.9 | 111857.9 | 102551.4 | 10397.6 |
| 1966 | 22142.1  | 8744.3  | 6686.6   | 596.8   | 1993 | 261255.9 | 102602.9 | 109087.5 | 10765.5 |
| 1967 | 25405.1  | 11774.9 | 7450.5   | 100     | 1994 | 273994.8 | 95828.6  | 116058.3 | 9861.7  |
| 1968 | 28973.6  | 14792.1 | 8619     | 590.2   | 1995 | 277744.1 | 98337.4  | 118825.2 | 6800.4  |
| 1969 | 33299.8  | 18307.3 | 9630.1   | 991.5   | 1996 | 284070.9 | 101651.4 | 123849.4 | 2363    |
| 1970 | 38332.5  | 22786.8 | 11284.9  | 940.8   | 1997 | 289981.1 | 105076.3 | 122514.9 | 5626.1  |
| 1971 | 43230    | 22011.8 | 13261.4  | 2198.1  | 1998 | 287545   | 94824.6  | 120506.5 | 9562.5  |
| 1972 | 49900.9  | 24145.6 | 16213.7  | 2134.3  | 1999 | 288877.1 | 85149.9  | 122846.4 | 8029.8  |
| 1973 | 60307.8  | 32154.6 | 20005.5  | 30.2    | 2000 | 288167.2 | 91962    | 122344.4 | 7386.4  |
| 1974 | 72912.1  | 37888.4 | 24442.6  | -999.3  | 2001 | 289787.9 | 89048.4  | 123472.7 | 3234.2  |
| 1975 | 84762.7  | 34956.9 | 28545.2  | 62.4    | 2002 | 289038.3 | 80587.7  | 122823.6 | 6697.3  |
| 1976 | 95783.7  | 38221.2 | 31233.1  | 1335.1  | 2003 | 287514.2 | 83169.3  | 119914.2 | 8257.1  |
| 1977 | 107076.2 | 40031.8 | 35473.7  | 3040.3  | 2004 | 288599.3 | 86743.6  | 118523   | 9859.5  |
| 1978 | 117923.1 | 42627.6 | 40298.9  | 3554.7  | 2005 | 291132.6 | 88937.1  | 116739.7 | 7093.7  |
| 1979 | 130077.9 | 49809.9 | 43660.2  | -2001.3 | 2006 | 293433.3 | 91557.6  | 115328.3 | 6367.7  |
| 1980 | 132246.8 | 55877.5 | 56933.7  | -2219.1 | 2007 | 294122   | 95075.1  | 115104.8 | 8673.2  |
| 1981 | 140698.1 | 57503.6 | 60947.5  | 1919.3  | 2008 | 292055.4 | 93699.3  | 114482.2 | 972.4   |

数据来源: wind 全球宏观经济数据库

## 近当代银行股价波动及其稳定性分析：基于股利分红策略的角度

郑恒 兰日旭

**摘要：**基于股利分红策略的角度，本文对近当代银行的股价波动及其稳定性做了深入系统分析。近代部分，在中国近代银行业发展梳理基础上，对11家主要华资银行进行股价估计，进而建立时间序列计量模型，得出近代华资银行的股价波动与现金股利存在显著的负相关性。当代部分，统计分析A股上市银行的股价波动及股利分配，建立现金股利对股价波动的面板计量模型，对A股16家上市银行2007-2013年数据进行实证检验发现，现金股利与股价波动的相关性并不显著，而商业银行的风险准备、资产规模及市场对企业的认可度与股价波动存在显著负相关性。当代银行业股利分配带有较强随意性，现金股利支付率以及分红频率均处于较低水平，导致投资者对股利分红的关注度下降，现金股利无法发挥对股价波动的稳定性作用。

**关键词：**近当代银行 股利分红 股价波动 稳定性

近年来我国A股上市银行经过不断改革、创新，实现较快发展，但其股票价格却出现频频破发现象。股价偏离内在价值出现异常波动，将不能真实反映企业的实际，从而导致股票市场作为经济晴雨表的功能无法正常发挥。对投资者而言，在无法进行价值投资或者长期投资的情况下，必将过分关注市场上的各类“消息”，选择在二级市场频繁交易以获取资本利得，这反过来加剧了股价波动，形成恶性循环。股利分红作为企业对外部市场进行信息沟通的重要桥梁，能够帮助股东了解企业真实情况，进而引导投资者理性投资，并通过直接或间接传导而稳定股价波动。本文尝试从股利分红策略的角度，深入分析近当代银行股价波动与其稳定性之间的关系，从而说明股利分红在银行股价波动中的稳定作用，为今后股市改革及其机制的完善提供借鉴。

### 一、近代银行股价波动及其稳定性

对中国近代华资新式银行的历史梳理基础上，通过建立股价估算模型对11家主要华资新式银行进行股价估计。对股价估计结果及现金股利分红进行统计分析，进而建立时间序列计量模型，选取中南银行作为案例进行实证检验，探究了近代银行业现金股利对股价波动的稳定作用。

#### （1）中国近代银行业发展及股利分配机制

对中国近代银行业的发展进行历史梳理，统计分析1912-1925年及1926-1937年新式银行的新设、停业及现存家数，并介绍近代华资银行所采取的股利分配机制。

##### ①中国近代银行业发展简况

在中国近代银行业发展的历程中，出现过典当、票号、钱庄、外资银行、华资银行等多种银钱业形式。其中华资银行最早出现于晚清时期，在民国以后实现了高速发展，华资银行的兴起对票号业造成巨大冲击并致使其日益衰落，而这一时期的钱庄业则不断发展，逐渐形成了华资银行、钱庄和外资银行三足鼎立的局面。华资银行以其信用中介的身份帮助包括工商业、农业在内的实体经济实现了资本融通，同时华资银行也通过成立研究会或者设立自己

的经营管理公司改善了企业经营管理状况，因此虽然华资银行的资本运作效率存在诸多问题，但其对经济发展仍然起到了重要的促进作用。

中国历史上第一家新式银行—中国通商银行在上海于1897年5月57日成立，它采用了汇丰模式。晚清时期，华资新式银行业发展缓慢。民国之后，快速发展，并大批设立。对1912-1925及1926-1937年华资银行的设立、倒闭及现存数统计如下：

表1 1912-1925年华资银行新设、停业及期末现存统计

| 年份        | 新设 | 停业 | 期末现存 |
|-----------|----|----|------|
| 1912      | 23 | 2  | 37   |
| 1913      | 11 | 6  | 42   |
| 1914      | 8  | 3  | 47   |
| 1915      | 10 | 4  | 53   |
| 1916      | 10 | 4  | 59   |
| 1917      | 11 | 5  | 65   |
| 1918      | 16 | 22 | 103  |
| 1919      | 22 |    |      |
| 1920      | 22 |    |      |
| 1921      | 33 | 69 | 159  |
| 1922      | 36 |    |      |
| 1923      | 30 |    |      |
| 1924      | 13 |    |      |
| 1925      | 10 |    |      |
| 1921-1925 | 2  |    |      |

注：1918-1920年和1921-1925年的停业银行数，因资料不全，故未分年统计；数据来源：唐传泗、黄汉民：《试论1927年以前的中国银行业》

表2 1926-1937年华资银行新设、停业及期末现存统计

| 年份   | 新设  | 停业  | 期末现存 |
|------|-----|-----|------|
| 1926 | 13  | 7   | 177  |
| 1927 | 6   | 12  | 171  |
| 1928 | 22  | 8   | 185  |
| 1929 | 15  | 8   | 192  |
| 1930 | 23  | 8   | 207  |
| 1931 | 19  | 11  | 215  |
| 1932 | 21  | 26  | 210  |
| 1933 | 24  | 8   | 226  |
| 1934 | 35  | 14  | 247  |
| 1935 | 31  | 24  | 254  |
| 1936 | 16  | 13  | 257  |
| 1937 | 5   | 16  | 246  |
| 合计   | 487 | 270 | 246  |

注：原统计为中国银行所作，见《全国银行年鉴》，1937年，第7-8页。原统计1926-1930年数据部分停业银行无法确定停业年份和按年一一列出名单，但停业银行数已计入本表。数据来源：刘克祥，《1927-1937年中资银行再统计》，《中国经济史研究》2007年第1期。

从这一统计分析可以看出,自 1912 年至 1937 年期间,华资银行累计现存数除少数几年的负增长外基本保持较快增长。到 1937 年底,虽然华资银行现存数相对于 1936 年下降较多,但已达到 246 家。这一时期华资银行发展的另一个特点就是,伴随着新银行的设立也出现多家银行倒闭,在个别年份倒闭数超过新设数,形成负增长局面。这些倒闭的银行多数是出于投机目的成立的,因此经营上缺乏稳定性,而采取较为稳健经营策略的华资银行则实现了较长时间的发展。在众多兴起的新式银行中,小银行在家数上占到大多数,但是由于资本多数集中在大银行手中,因此主要的几家大银行才是近代银行业的主要力量。根据中国银行经济研究室出版的《中国重要银行最近十年营业概况研究》的统计,共有 28 家华资银行被选为近代中国重要银行,这些银行中抛去四行联营事务所等特殊银行在近代银行业占有重要地位,因此本文选取了其中包括三大官办银行、最著名的私人商业银行“南三行”和“北四行”以及近代第一家新式华资银行在内的 11 家主要华资银行,研究这些银行的情况对近代华资银行业有较强的代表性。

## ②近代银行股利分配机制

近代中国股份制企业普遍采取的股利分配机制是支付固定的官利加上不固定的现金股利分红。其中官利是基于官利制度的股利分红,而官利制度是企业无论经营状况如何都必须向股东进行固定股利支付的股利分红制度,一般以年利计算。官利制度的股利分红不取自企业税后利润,而是属于企业的一项必须开支,而在支付官利后企业在结转当期的税后利润。这就保证了股东在对银行进行投资后,每年可以保证收到固定的官利回报。官利制度的存在,是近代中国社会资本较为缺乏,成为一个高利贷社会的性质所决定。由于民间的借款利率普遍偏高,企业采取官利制度,以做出对股东收益的事先承诺。

固定的官利和不固定现金股利分红的股利分配机制,首先保证了股东每年都会收到一定的官利收入,由于这项收入如此稳定,股东可以此作为对银行投资后固定回报的衡量。其次官利与不固定的现金股利加在一起形成了一笔可观的收入,一些投资者会出于获取这笔现金股利而对企业进行投资。以近代华资银行为例,其股利支付率大部分维持在较高水平。按照财务成本理论,企业在不弥补亏损的情况下,净利润扣除留存收益可以得到当期分配的现金股利,本文根据中南银行 1921-1934 年资产负债表基础数据推算了其股利支付情况:

表 3 中南银行 1923-1933 年股利支付情况

| 年份  | 1923   | 1924    | 1925    | 1926   | 1927   | 1928   |
|-----|--------|---------|---------|--------|--------|--------|
| 股利  | 786563 | 970581  | 1175119 | 894949 | 612253 | 715781 |
| 支付率 | 0.87   | 0.86    | 0.86    | 0.79   | 0.77   | 0.86   |
| 年份  | 1929   | 1930    | 1931    | 1932   | 1933   | 1934   |
| 股利  | 769573 | 1017069 | 1019864 | 633720 | 755228 | 768280 |
| 支付率 | 0.88   | 0.88    | 0.87    | 0.68   | 0.80   | 0.80   |

注:基础数据取自中国银行经济研究室出版的《中国重要银行最近十年营业概况研究》(1937 年版)、《民国二十一年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十二年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十三年度中国重要银行营业概况研究》

从表中数据可以看出,中南银行 1921-1933 年期间的股利支付率最低也有 68%,而在个别年份现金股利支付率高达 80%以上,整体的股利支付率处于较高水平,而通过计算其他主要银行的股利支付率也普遍处于较高水平。固定官利加不固定现金股利分红的分配机制提供了一种可循的收益途径,使投资者在对银行投资成为股东后每年可获得一笔稳定并且较高的收入,因此成为投资者投资的重要考量。除此之外,股利收入的来源又与银行当年的盈利情

况相关，这促使投资者关注银行的经营状况等基本面情况。

## （二）股价估算模型及近代银行股价估计

由于近代银行业的股价数据保存不完整，因此本文从财务管理的角度通过建立股价估算模型，并对民国以后的几家主要银行进行了股价估计。

### ①建立股价估算模型

从财务成本管理的角度以相对价值法为基础建立股价估算模型，对近代银行的股价进行估算。相对价值法是指根据某一可以决定企业价值的变量估算上市企业股价的方法，股价与这一变量的比值在类似企业之间被认为是类似的而不影响股价。在选取估值模型时，考虑到相对价值法中常用的模型有市净率每股净资产模型、市盈率每股收益模型、市销率每股销售收入模型，而最终选择了市净率模型，原因如下：1.由于银行业不存在市场占有率问题，所以不涉及市销率的概念；2.银行业是资产类企业只从资产估值、接盘、转让获得收益因此也不涉及市盈率的概念。在对实际股票价格进行估值时我们选取市净率每股净资产模型为：

$$\text{每股实际价格}(P) = \text{市净率} \left( \frac{P}{B} \right) * \text{每股净资产}(BV)$$

考虑到模型中市净率(P/B)由所处行业的市场环境和公司经营情况决定，一般认为同一行业中市净率大体相同，并且银行业的市净率接近于1。因此本文的股价估算模型中，将市净率(P/B)设定为常数1。继续考虑模型中的另外一个变量每股净资产(BV)：

$$\text{每股净资产}(BV) = \frac{\text{股东权益}}{\text{总股数}} = \frac{\text{股本} + \text{公积金及盈余滚存}}{\text{股本}/\text{股价}}$$

由于银行业股票发行价为每股100元，因此每股净资产(BV)由股本与公积金及盈余滚存之和决定，而这些关于20世纪初我国上市银行的这些数据可通过参考各自的资产负债表得出，保存相对完整，具备估算的可行性，故本文建立了上述的股价估算模型。

### ②近代主要银行股价估计

在上述股价估算模型的基础上，根据上文选取的11家主要银行进行了股价估计。按照财务成本理论，企业在不弥补亏损的情况下，净利润扣除留存收益可以得到当期分配的现金股利，本文在此也计算了各家上市银行当期的现金股利，结果如下：

#### （1）中央银行

根据中央银行1928年至1936年资产负债表，代入上述估计模型对股票实际价格进行估计，估计结果及实发现金股利分红如下：

表4 中央银行1928-1936年股票估值及现金股利

| 年 | 1928   | 1929   | 1930   | 1931   | 1932   | 1933   | 1934   | 1935   | 1936   |
|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 股 | 100.00 | 101.19 | 106.76 | 117.48 | 137.02 | 179.23 | 103.69 | 103.84 | 109.24 |
| 股 | —      | —      | 161347 | 272617 | —      | —      | 269701 | 890173 | 116981 |

注：基础数据取自中国银行经济研究室出版的《中国重要银行最近十年营业概况研究》（1937年版）、《民国二十一年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十二年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十三年度中国重要银行营业概况研究》，汪敬虞《中国近代经济史1895-1927》[M].北京：经济管理出版社，2007:1670-1681。

## (2) 中国银行

根据中国银行 1913 年至 1936 年资产负债表,代入上述估计模型对股票实际价格进行估计,估计结果及当年现金股利分红如下:

表 5 中国银行 1913-1936 年股票估值及现金股利

|   |         |         |         |         |         |         |         |          |
|---|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|
| 年 | 1913    | 1914    | 1915    | 1916    | 1917    | 1918    | 1919    | 1920     |
| 股 | 100.000 | 100.000 | 101.230 | 106.614 | 115.308 | 122.109 | 143.469 | 163.485  |
| 股 | —       | 1246000 | 2839000 | 1864000 | 1251000 | 1167000 | 998000  | 3394000  |
| 年 | 1921    | 1922    | 1923    | 1924    | 1925    | 1926    | 1927    | 1928     |
| 股 | 155.878 | 149.008 | 149.195 | 149.919 | 137.393 | 137.216 | 137.591 | 120.523  |
| 股 | —       | —       | 1473285 | 1140597 | —       | —       | 1492412 | —        |
| 年 | 1929    | 1930    | 1931    | 1932    | 1933    | 1934    | 1935    | 1936     |
| 股 | 109.218 | 110.159 | 111.453 | 111.888 | 112.366 | 113.000 | 108.634 | 112.2848 |
| 股 | —       | 1816786 | 1517677 | 1740341 | 1805845 | 1739196 | 3496607 | 2689457  |

注:基础数据取自中国银行经济研究室出版的《中国重要银行最近十年营业概况研究》(1937年版)、《民国二十一年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十二年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十三年度中国重要银行营业概况研究》,汪敬虞:《中国近代经济史 1895-1927》[M].北京:经济管理出版社,2007:1670-1681。

## (3) 交通银行

根据交通银行 1912 年至 1936 年资产负债表代入上述估值模型对股票实际价格进行估计,估计结果及当年现金股利分红如下:

表 6 交通银行 1912-1936 年股票估值及现金股利

|   |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 年 | 1912   | 1913   | 1914   | 1915   | 1916   | 1917   | 1918   | 1919   | 1920   |
| 股 | 106.09 | 115.72 | 134.50 | 155.34 | 162.09 | 156.34 | 143.93 | 147.24 | 152.16 |
| 股 | —      | 717000 | 110600 | 144000 | 975000 | 233300 | 538100 | 186000 | 263900 |
| 年 | 1921   | 1922   | 1923   | 1924   | 1925   | 1926   | 1927   | 1928   | 1929   |
| 股 | 152.16 | —      | —      | 100.87 | 166.86 | 173.76 | 177.59 | 164.69 | 172.11 |
| 股 | —      | —      | —      | —      | —      | 84786  | 252527 | —      | —      |
| 年 | 1930   | 1931   | 1932   | 1933   | 1934   | 1935   | 1936   | —      | —      |
| 股 | 173.77 | 176.01 | 180.07 | 179.57 | 184.82 | 139.88 | 136.36 | —      | —      |
| 股 | 574554 | 573789 | 177405 | 944865 | 536071 | 930791 | 212003 | —      | —      |

注:基础数据取自中国银行经济研究室出版的《中国重要银行最近十年营业概况研究》(1937年版)、《民国二十一年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十二年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十三年度中国重要银行营业概况研究》,汪敬虞:《中国近代经济史 1895-1927》[M].北京:经济管理出版社,2007:1670-1681。

## (4) 浙江兴业银行

根据浙江兴业银行 1920 年至 1934 年资产负债表代入上述估值模型对股票实际价格进行估计,估计结果及当年现金股利分红如下:

表 7 浙江兴业银行 1920-1934 年股票估值及现金股利

|   |         |         |         |         |         |         |         |         |
|---|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 年 | 1920    | 1921    | 1922    | 1923    | 1924    | 1925    | 1926    | 1927    |
| 股 | 113.560 | 122.662 | 132.411 | 134.880 | 150.779 | 155.762 | 172.223 | 178.757 |
| 股 | —       | 238950  | 268541  | 884441  | —       | 686486  | 112724  | 176304  |
| 年 | 1928    | 1929    | 1930    | 1931    | 1932    | 1933    | 1934    |         |
| 股 | 180.683 | 184.916 | 191.203 | 152.037 | 162.024 | 164.073 | 166.675 |         |
| 股 | 366292  | 402503  | 460815  | 1209427 | 153018  | 490840  | 466278  |         |

注：基础数据取自中国银行经济研究室出版的《中国重要银行最近十年营业概况研究》（1937 年版）、《民国二十一年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十二年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十三年度中国重要银行营业概况研究》。

#### （5）浙江实业银行

根据浙江实业银行 1921 年至 1934 年资产负债表代入上述估值模型对股票实际价格进行估计，估计结果及当年现金股利分红如下：

表 8 浙江实业银行 1921-1934 年股票估值及现金股利

|    |          |          |          |          |          |          |          |
|----|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 年份 | 1921     | 1922     | 1923     | 1924     | 1925     | 1926     | 1927     |
| 股价 | 113.3084 | 120.4892 | 124.5146 | 128.3318 | 133.2625 | 138.6702 | 154.9637 |
| 股利 | —        | 258651   | 246612   | 313879   | 305145   | 296603   | 48774    |
| 年份 | 1928     | 1929     | 1930     | 1931     | 1932     | 1933     | 1934     |
| 股价 | 157.6956 | 156.7110 | 197.3090 | 204.0216 | 233.2157 | 241.6833 | 249.9879 |
| 股利 | 309170   | 439263   | —        | 344977   | —        | 354303   | 361255   |

注：基础数据取自中国银行经济研究室出版的《中国重要银行最近十年营业概况研究》（1937 年版）、《民国二十一年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十二年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十三年度中国重要银行营业概况研究》。

#### （6）上海商业储蓄银行

根据上海商业储蓄银行 1915 年至 1934 年资产负债表代入上述估值模型对股票实际价格进行估计，估计结果及当年现金股利分红如下：

表9 上海商业储蓄银行 1915-1934 年股票估值及现金股利

|    |          |          |          |          |          |          |          |
|----|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 年份 | 1915     | 1916     | 1917     | 1918     | 1919     | 1920     | 1921     |
| 股价 | 100.0000 | 100.3333 | 104.3333 | 102.2147 | 103.6000 | 113.6000 | 113.0925 |
| 股利 | —        | —        | 38000    | 95000    | 206000   | 307000   | 294994   |
| 年份 | 1922     | 1923     | 1924     | 1925     | 1926     | 1927     | 1928     |
| 股价 | 116.9698 | 118.8799 | 120.8341 | 122.2511 | 123.9985 | 128.0038 | 129.2292 |
| 股利 | 366067   | 392355   | 340320   | 433259   | 371776   | 12044    | 392244   |
| 年份 | 1929     | 1930     | 1931     | 1932     | 1933     | 1934     |          |
| 股价 | 132.4273 | 178.3760 | 140.7407 | 152.6594 | 154.7591 | 245.2991 |          |
| 股利 | 451852   | —        | 499405   | 269049   | 732019   | —        |          |

注：基础数据取自中国银行经济研究室出版的《中国重要银行最近十年营业概况研究》（1937年版）、《民国二十一年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十二年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十三年度中国重要银行营业概况研究》。

#### （7）盐业银行

根据盐业银行 1921 年至 1934 年资产负债表代入上述估值模型对股票实际价格进行估计，估计结果及当年现金股利分红如下：

表10 盐业银行 1921-1934 年股票估值及现金股利

|    |          |          |          |          |          |          |          |
|----|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 年份 | 1921     | 1922     | 1923     | 1924     | 1925     | 1926     | 1927     |
| 股价 | 153.0333 | 150.5937 | 155.5755 | 159.9976 | 161.1526 | 162.9505 | 161.0428 |
| 股利 | —        | 1043247  | 1311355  | 1165256  | 1510920  | 1006679  | 1046150  |
| 年份 | 1928     | 1929     | 1930     | 1931     | 1932     | 1933     | 1934     |
| 股价 | 162.5508 | 164.2281 | 166.0479 | 167.8215 | 169.549  | 171.2390 | 173.1599 |
| 股利 | 1085060  | 1230223  | 1279916  | 668281   | 526396   | 663653   | 391817   |

注：基础数据取自中国银行经济研究室出版的《中国重要银行最近十年营业概况研究》（1937年版）、《民国二十一年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十二年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十三年度中国重要银行营业概况研究》。

#### （8）金城银行

根据金城银行 1921 年至 1934 年资产负债表代入上述估值模型对股票实际价格进行估计，估计结果及当年现金股利分红如下：

表 11 金城银行 1921-1934 年股票估值及现金股利

| 年份 | 1921     | 1922     | 1923     | 1924     | 1925     | 1926     | 1927     |
|----|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 股价 | 108.0591 | 112.0279 | 115.4927 | 118.2131 | 121.7630 | 123.9872 | 125.0378 |
| 股利 | —        | 975892   | 1114024  | 1103719  | 1052204  | 1005157  | 797137   |
| 年份 | 1928     | 1929     | 1930     | 1931     | 1932     | 1933     | 1934     |
| 股价 | 127.0326 | 129.2965 | 131.6292 | 134.4111 | 137.1512 | 140.0222 | 142.8917 |
| 股利 | 869159   | 856222   | 741718   | 642945   | 639161   | 629900   | 630273   |

注：基础数据取自中国银行经济研究室出版的《中国重要银行最近十年营业概况研究》（1937年版）、《民国二十一年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十二年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十三年度中国重要银行营业概况研究》。

#### （9）中南银行

根据中南银行 1921 年至 1934 年资产负债表代入上述估值模型对股票实际价格进行估计，估计结果及当年现金股利分红如下：

表 12 中南银行 1921-1934 年股票估值及现金股利

| 年份 | 1921     | 1922     | 1923     | 1924     | 1925     | 1926     | 1927     |
|----|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 股价 | 100.0000 | 101.3350 | 103.7663 | 104.5900 | 107.0856 | 110.1852 | 112.6388 |
| 股利 | —        | —        | 786563   | 970581   | 1175119  | 894949   | 612253   |
| 年份 | 1928     | 1929     | 1930     | 1931     | 1932     | 1933     | 1934     |
| 股价 | 114.1607 | 115.5066 | 117.3115 | 119.4008 | 123.4436 | 126.0083 | 128.6139 |
| 股利 | 715781   | 769573   | 1017069  | 1019864  | 633720   | 755228   | 768280   |

注：基础数据取自中国银行经济研究室出版的《中国重要银行最近十年营业概况研究》（1937年版）、《民国二十一年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十二年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十三年度中国重要银行营业概况研究》。

#### （10）大陆银行

根据大陆银行 1921 年至 1934 年资产负债表代入上述估值模型对股票实际价格进行估计，估计结果及当年现金股利分红如下：

表 13 大陆银行 1921-1934 年股票估值及现金股利

| 年份 | 1921     | 1922     | 1923     | 1924     | 1925     | 1926     | 1927     |
|----|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 股价 | 114.6873 | 119.0672 | 123.3227 | 124.7783 | 130.1535 | 135.1496 | 138.2590 |
| 股利 | —        | 254030   | 573371   | 738372   | 629632   | 412815   | 337773   |
| 年份 | 1928     | 1929     | 1930     | 1931     | 1932     | 1933     | 1934     |
| 股价 | 140.8564 | 143.6217 | 144.8995 | 146.1086 | 152.0834 | 156.0068 | 192.4764 |
| 股利 | 366594   | 366324   | 450771   | 369689   | 288261   | 370958   | 652384   |

注：基础数据取自中国银行经济研究室出版的《中国重要银行最近十年营业概况研究》（1937年版）、《民国二十一年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十二年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十三年度中国重要银行营业概况研究》。

#### （11）中国通商银行

根据中国通商银行 1921 年至 1931 年资产负债表代入上述估值模型对股票实际价格进行估计, 估计结果及当年现金股利分红如下:

表 14 中国通商银行 1921-1931 年股票估值及现金股利

| 年份 | 1921     | 1922     | 1923     | 1924     | 1925     | 1926    |
|----|----------|----------|----------|----------|----------|---------|
| 股价 | 164.9780 | 170.9833 | 173.4582 | 175.4814 | 176.0014 | 176.499 |
| 股利 | —        | 211738   | 238710   | 187420   | 199438   | 222414  |
| 年份 | 1927     | 1928     | 1929     | 1930     | 1931     |         |
| 股价 | 177.8931 | 178.365  | 178.6798 | 178.9229 | 179.0363 |         |
| 股利 | 176943   | 196076   | 179705   | 196760   | 199789   |         |

注: 基础数据取自中国银行经济研究室出版的《中国重要银行最近十年营业概况研究》(1937 年版)。

至此, 本文对在 20 世纪初具有代表性的 11 家主要华资银行进行了股价估计及现金股利分红的计算, 其中部分年限因资料保存不完整或者出现重大财务变动无法准确推算其现金股利数据。上述股价估计结果受原始资料所限, 时间跨度在 1912-1936 年之间不等。这一时期内的 1927 年国民党反叛革命使民族资产阶级利益受损, 1931 年“九一八事变”后的日本侵略, 1933 年的废两改元的币值改革, 1935 年法币政策的正式实施, 从战争、财政金融改革等方面影响着华资银行的发展。如果剔除掉这些偶然因素, 并结合华资银行的自身发展来看, 上述股价估计结果能较好的反应这些主要银行的真实情况, 同时也反映出华资银行在这一期间整体较为稳定, 并且发展迅速的黄金期。

### ③估计结果描述性说明

为了刻画各家银行股价波动及现金股利与股价波动之间的关系, 在此对于已有现金股利数据及当年纯益计算当期的现金股利支付率, 对于现金股利支付率及股价估计结果进行描述性统计:

表 15 11 家主要华资银行股价估计及股利支付率的描述性统计

| 名称      | 均   | 标准   | 均值    | q.25% | q.50% | q.75% | 最小     | 最大     | 样  |
|---------|-----|------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|----|
| 浙江实业银行  | 0.6 | 47.8 | 168.1 | 127.3 | 155.8 | 211.3 | 113.31 | 249.99 | 1  |
| 上海商业储蓄银 | 0.6 | 34.0 | 131.6 | 113.0 | 122.2 | 140.7 | 100.33 | 245.30 | 1  |
| 中央银行    | 0.7 | 25.8 | 117.6 | 103.7 | 106.7 | 127.2 | 100.00 | 179.24 | 9  |
| 浙江兴业银行  | 0.7 | 23.3 | 157.5 | 134.8 | 162.0 | 178.7 | 113.56 | 191.20 | 1  |
| 交通银行    | 0.7 | 23.7 | 154.4 | 139.8 | 156.3 | 173.7 | 100.87 | 184.83 | 2  |
| 中国银行    | 0.7 | 21.0 | 127.0 | 110.4 | 117.9 | 147.6 | 100.00 | 170.10 | 2  |
| 大陆银行    | 0.7 | 15.6 | 133.5 | 122.2 | 136.7 | 145.2 | 100.00 | 156.01 | 1  |
| 盐业银行    | 0.7 | 6.63 | 162.7 | 158.8 | 162.7 | 168.2 | 150.59 | 173.16 | 1  |
| 金城银行    | 0.8 | 10.4 | 126.2 | 117.5 | 126.0 | 135.1 | 108.06 | 142.89 | 1  |
| 中南银行    | 0.8 | 9.17 | 113.1 | 104.3 | 113.4 | 120.4 | 100.00 | 128.61 | 1  |
| 中国通商银行  | 0.8 | 4.30 | 175.4 | 173.4 | 176.5 | 178.6 | 164.98 | 179.04 | 11 |

上述描述性统计按均支付率从低到高进行了排序, 其中均支付率是指各期股利分红与当年纯益比值及股利支付率的平均数, 标准差是银行股价在样本范围内的离散程度, 反应样本

范围内股价的波动性。根据描述性统计结果可以看出,这11家主要银行基本呈现了随着股利支付率的升高,股价波动降低的趋势。股东在获得高额的现金股利回报后,倾向于长期持股,降低了股价波动程度。描述性统计在大体上刻画了现金股利分红对股价波动的稳定作用,下面通过计量方法进一步分析现金股利对股价波动的稳定作用。

### (三) 近代银行现金股利对股价波动稳定机制的实证分析

选取股价滚动标准差为被解释变量衡量股价波动程度,选取股利支付率作为解释变量衡量股利支付水平,建立时间序列模型。并以中南银行作为案例,对其1921-1934年股价数据及现金股利数据进行实证检验及结果分析发现,其股价波动与现金股利存在显著的负相关关系,以此探究近代银行业现金股利对股价波动的稳定性影响。虽然案例分析法并不能实现对近代银行业的全面研究,但是选取有近代银行的典型代表中南银行作为案例,已对全行业有较强说明性<sup>2</sup>。

#### ①研究假设

假设:现金股利支付水平与股价波动呈负相关关系,提高现金股利支付率可以降低股价波动程度。

根据现金股价对股价波动的直接作用和间接传导的稳定机制,企业采取较高的现金股利可以通过降低股票久期及影响投资者投资策略进而稳定股价波动。现金股利政策作为企业与外界信息沟通的重要途径,帮助投资者了解企业的真实情况,减少信息不对称引起的非理性投资。

#### ②研究方法

由于股价及现金股利分红数据是随时间变化的序列,因此可以选取时间序列模型进行实证检验,在进行平稳性检验及协整检验后建立误差修正模型,探究现金股利对股价波动的长期均衡关系及短期动态关系。同时采用案例分析法,选取北四行的典型代表的中南银行作为案例,对其1921-1934年数据进行实证检验,进而探究近代华资银行现金股利分红对股价波动的稳定性影响。

#### ③数据来源与样本选择

按照财务理论中企业在不弥补亏损的情况下,净利润扣除留存收益可以得到当期分配的现金股利,本文中现金股利及现金股利支付率数据通过对中国银行经济研究室出版的《中国重要银行最近十年营业概况研究》、《民国二十一年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十二年度中国重要银行营业概况研究》、《民国二十三年度中国重要银行营业概况研究》中各家银行资产负债表中的本年纯益、公积金及盈余滚存计算得。而上述股价估计结果在剔除了战争、改革等偶然因素后与近代华资银行的真实价值能较好吻合,因此选取上述股价估计结果作为股价数据来源。

选取中南银行进行案例分析,主要是由于中南银行是当时最著名的民营银行“北四行”之一,其总行设立在上海,先后在天津、北京、厦门、汉口等地开设分支机构覆盖了当时华资银行的主要聚集地区,主营一般商业银行业务,无论是从规模、地域还是经验特点来讲都具有较强的代表性。因此本文以中南银行为例,通过案例分析的方法探究现金股利对股价波动的稳定性影响,实际上对其余近代主要银行进行实证分析也可得出与本文相似的结果。

#### ④变量选择与回归模型

##### (1) 变量选择<sup>3</sup>

被解释变量:股价滚动标准差(rollstd),指对样本范围内时间序列数据按固定长度求标

<sup>2</sup>为了使论证更为充分,本文在附录部分对中国通商银行1921-1931年股价数据及现金股利数据进行实证检验及结果分析发现,其股价波动与现金股利存在显著的负相关关系。事实上在对其他各家银行进行实证检验后也有得到类似的结论。

<sup>3</sup>进行选取变量时因其他历史数据保存不完整,因而仅考虑现金股利支付率(divratio)对股价滚动标准差(rollstd)的影响。

准差，并逐期递延得到每期的标准差序列。本文选取3年为固定长度，计算各期股价滚动标准差，用以衡量股价波动程度。

解释变量：股利支付率（divratio），指当期现金股利与当期净利润的比值。本文选取近代主要银行的现金股利分红与本年纯益的比值作为股利支付率，用以衡量企业的股利支付水平。

### （2）回归模型

为了检验假设是否成立，本文在现金股利对股价波动稳定机制的基础上，建立以下回归模型进行实证分析：

$$\text{rollstd} = \beta_0 + \beta_1 \text{divratio} + u_t$$

其中 rollstd 是股价滚动标准差，divratio 是股利支付率， $\beta_0$ 、 $\beta_1$  是偏回归系数， $u_t$  是残差项。变量定义如上所述，根据本部分的研究假设，我们预期 divratio 对 rollstd 呈现出显著的负相关性。

### （3）实证结果与分析

首先对变量数据进行相关性检验、单位根检验及协整检验，然后在协整关系的基础上建立误差修正模型（ECM）。

#### 一是相关性检验

本文采用双边检验的相关系数方法来分析变量之间的相关性，对股价滚动标准差（rollstd）与股利支付率（divratio）样本数据进行了 Pearson 相关性检验，并绘制附回归曲线的散点图如下：

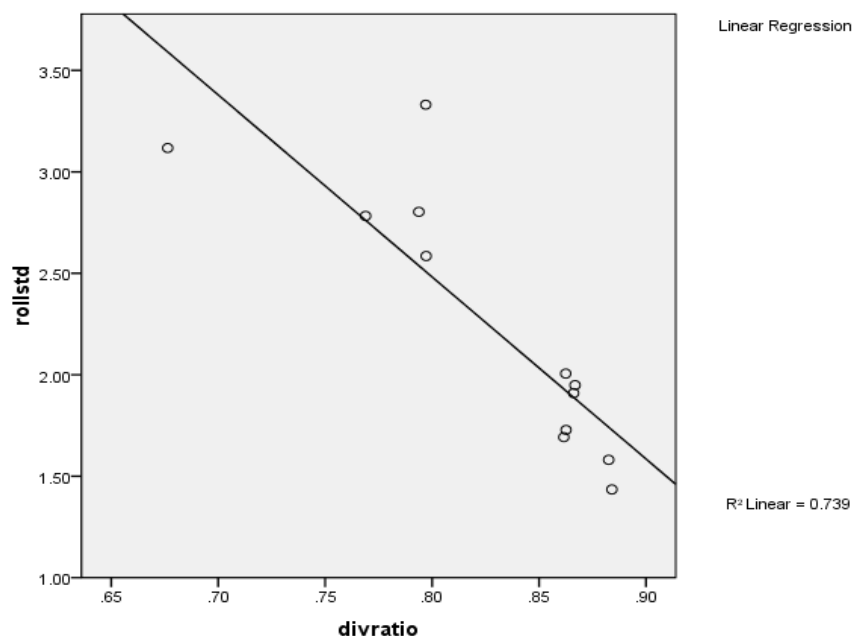


图1 滚动标准差(rollstd)与股利支付率(divratio)散点图

Pearson 检验结果显示股价滚动标准差(rollstd)与股利支付率(divratio)之间的线性关系显

著,并且散点图中可以看出呈现负向关系,因此我们以这种显著的相关性为基础,通过建立时间序列模型的计量方法对两者关系做进一步分析。

## 二是单位根检验

在建立时间序列模型之前,首先应对股价滚动标准差(rollstd)和股利支付率(divratio)两组数据取对数进行单位根检验,这是为了避免回归的结果是伪回归所致。单位根检验的结果显示两组数据不平稳,而在进行一阶差分后继续进行单位根检验,单位根检验过程如下:

表 16 样本数据 ADF 单位根检验过程

| 变量          | 检验形式 (C,T,K) | ADF 值  | 5%显著水平 | 10%显著水平 | 判断结论 |
|-------------|--------------|--------|--------|---------|------|
| rollstd     | (C,N,1)      | -3.145 | -3.260 | -2.771  | 不平稳  |
| D(rollstd)  | (N,N,0)      | -3.410 | -1.996 | -1.599  | 平稳   |
| divratio    | (C,N,1)      | -3.106 | -3.260 | -2.771  | 不平稳  |
| D(divratio) | (N,N,0)      | -4.017 | -1.982 | -1.601  | 平稳   |

注:检验形式(C, T, K)所代表的是 ADF 检验方程中的截距项、趋势项以及滞后阶数, N 指代表不存在该项;这里的滞后阶数是系统按照 AIC 准则选取的;显著性水平是 MacKinnon (1996) 的临界值。

经过一阶差分后的单位根检验发现两组数据在 5%的显著水平下显著,两组数据都为 I (1) 即一阶单整序列,而同阶单整的序列可以进行协整检验。本文为防止出现伪回归的情况,此处在此协整检验的基础上建立误差修正模型(ECM),这既能克服 OLS 回归发生伪回归的问题,又可以克服建立差分模型忽视水平变量信息的弱点。

## 三是协整检验(E-G 两步法)

根据上述单位根检验结果显示两组样本数据均为一阶单整序列,本文选择 E-G 两步法对协整回归的结果进行协整检验,对生产残差的序列 $e_0$ 进行单位根检验,选用既不含趋势项也不含截距项的 ADF 检验模型进行检验,结果如下:

表 17 协整回归残差 ADF 单位根检验过程

| 变量    | 检验形式 (C,T,K) | ADF 值  | 5%显著水平 | 10%显著水平 | 判断结论 |
|-------|--------------|--------|--------|---------|------|
| $e_0$ | (N,N,0)      | -4.262 | -1.978 | -1.602  | 平稳   |

注:检验形式(C, T, K)所代表的是 ADF 检验方程中的截距项、趋势项以及滞后阶数, N 指代表不存在该项;这里的滞后阶数是系统按照 AIC 准则选取的;显著性水平是 MacKinnon (1996) 的临界值。

根据检验结果,在 5%的显著性水平下,可以拒绝序列存在单位根的原假设,即协整回归产生的残差序列符合平稳的随机过程条件。股价滚动标准差(rollstd)和股利支付率(divratio)之间存在协整关系可以建立误差修正模型(ECM)。

## 四是建立误差修正模型(ECM)

误差修正模型(ECM)可以通过长期均衡模型及短期动态模型研究变量之间的长期均衡关系及短期动态关系。现金股利对股价波动的稳定性影响是一种长期作用,通过现金股利的信号作用引导投资者进行理性投资将在长期内起到稳定股价波动的作用,而现金股利的发放在短期对股价波动的影响也是我们要考虑的问题,而误差修正模型(ECM)正好满足了我们的需求。因此本文选取误差修正模型,探究现金股利对股价波动的稳定机制。

首先建立长期均衡模型,根据上述回归模型将样本数据进行代入,进行 OLS 回归分析,得到如下回归结果:

表 18 协整回归结果

| 变量        | 偏相关系数  | 标准误差  | t 值    | P 值   |
|-----------|--------|-------|--------|-------|
| $\beta_0$ | 9.659  | 1.395 | 6.922  | 0.000 |
| divratio  | -8.971 | 1.684 | -5.328 | 0.000 |

拟合优度 $R^2=0.739$ ，由于长期关系模型的变量选择合理，回归系数具有实际经济意义，因此股价滚动标准差（rollstd）对股利支付率（divratio）的长期均衡模型为：

$$rollstd_t = 9.659 - 8.971 * divratio_t + e_0$$

根据这一长期均衡模型，发现股利支付率（divratio）与股价滚动标准差（rollstd）在长期中表现为负相关性，这意味着提高股利支付率在长期中将降低股价滚动标准差，提高股利支付水平在长期中有助于稳定股价波动。

然后考虑序列相关问题，对回归结果进行拉格朗日乘数检验（LM检验），输出结果如下：

表19 误差修正模型序列相关的拉格朗日检验结果

| 统计量    | 数值    | p值    |
|--------|-------|-------|
| F      | 0.562 | 0.591 |
| $nR^2$ | 1.479 | 0.477 |

F统计量以及 $nR^2$ 的p值在5%显著水平下均不能拒绝原假设，因此说明这一回归模型不存在序列相关问题。

最后建立短期动态关系模型，由于长期稳定的关系是对两组数据短期动态过程不断的调整得以维持的，而误差修正项将两者对长期均衡关系的偏离进行拉回。建立短期动态关系模型如下：

$$\Delta rollstd_t = \beta_2 + \beta_3 \Delta divratio_t + \beta_4 ECM_{t-1} + \mu_2$$

其中误差修正项为 $ECM_{t-1} = rollstd_{t-1} - 9.659 + 8.971 * divratio_{t-1} = e_{0,t-1}$ 是协整回归结果滞后一期的残差项， $\mu_2$ 是短期动态关系模型的残差项，其余各项均为常数系数。以此做回归模型进行 OLS 回归，在对两组样本数据进行差分后将数据代入得到结果：

表 20 误差修正模型回归分析结果

| $\Delta rollstd_t$  | 偏回归系数  | 标准误差  | t 值    | P 值   |
|---------------------|--------|-------|--------|-------|
| C                   | -0.012 | 0.090 | 0.139  | 0.893 |
| $\Delta divratio_t$ | -6.484 | 1.188 | -5.458 | 0.000 |
| $ECM_{t-1}$         | -1.173 | 0.278 | -4.215 | 0.003 |

根据回归分析结果显示，拟合优度 $R^2=0.833$ ，并且由于短期关系模型的变量选择合理，回归系数具有实际经济意义，因此股价滚动标准差（rollstd）对股利支付率（divratio）的短

期动态模型为:

$$\Delta rollstd_t = 0.012 - 6.484 * \Delta divratio_t - 1.173(rollstd_{t-1} - 9.659 + 8.971 * divratio_{t-1}) + e_1$$

上述误差修正模型估计结果的拟合优度较高,能很好的刻画被解释变量和解释变量之间的关系。根据误差修正模型的回归结果,股利支付率(*divratio*)对股价滚动标准差(*rollstd*)长期弹性为-8.971,短期弹性为-6.484。

综上所述,从财务成本管理的角度建立股价估算模型,并对近代11家主要华资银行进行了股价估计,在此基础上选取中南银行为案例,对其1921-1934年股价及现金股利数据进行了实证分析。选择股价滚动标准差(*rollstd*)作为被解释变量来衡量股价波动,选择股利支付率(*divratio*)作为解释变量来衡量现金股利支付水平,经过显著性检验后发现两组样本存在显著的相关关系,并继续进行了单位根检验及协整检验后发现两者存在稳定的长期均衡关系,进而建立误差修正模型(ECM)对两者的短期动态关系做了进一步的分析。根据上述实证检验结果,股利支付率(*divratio*)对股价滚动标准差(*rollstd*)的长期弹性为-8.971,短期弹性为-6.484。这意味着股利支付率与股价滚动标准差在长期以及短期中均表现为负相关性,并且如果两者在短期中偏离了长期均衡关系,误差修正项(ECM)将会以1.173的速度将两者拉回长期均衡。这说明现金股利与股价波动不仅在短期中表现为负相关性,而且经过短期的不断调整,在长期中也呈现出显著的负相关关系。因此原假设成立,现金股利支付水平与股价波动呈负相关关系,提高现金股利支付率可以降低股价波动程度。

根据这一实证分析结果,并且结合11家主要银行现金股利及股价的统计分析结果显示,现金股利支付率与股价标准差呈现出相反的变化趋势,本文认为近代银行业现金股利起到了稳定股价波动的作用。对于投资者而言,近代银行采取的固定官利加上不固定现金股利的股利分配机制为其提供了一种可循并且有收益保障的获利途径。投资者可以根据这项收益来制定投资策略,进行长期投资或者价值投资。投资者关注企业制定的股利分红政策,保证了现金股利对股价波动的稳定性作用得以发挥。除此之外,现金股利促使投资者关注企业的盈利能力等基本面信息,也保证了股价对企业基本面信息的反映。在剔除掉来自战争、财政金融改革等各方面的偶然因素后,近代主要银行的股价估计结果较好地反应了这些华资银行在20世纪初经历了迅速成长并且整体稳定的蓬勃发展阶段,而这一局面与其所采取的合理、可行并且有效的股利分配机制显然是分不开的。

## 二、当代银行股价波动及其稳定性

简要介绍我国当代上市银行业的发展及股利分配现状,并将行业发展状况与股价波动进行了统计分析。进而建立面板计量模型,以A股16家上市银行2007-2013年股票交易数据作为基础,进行实证分析探究当代上市银行股价波动及其稳定性,尤其是现金股利分红对股价波动的稳定性影响。

### (一) 中国当代上市银行业发展及股利分配现状

#### ①中国当代上市银行业简介

我国的当代银行业经过不断发展,到目前已经形成中央银行、政策性银行以及商业银行并存的局面,其中商业银行以其信用中介、支付中介、金融服务及信用创造等功能在整个现代银行体系中占有重要地位。在众多商业银行中,自1991年平安银行(前身深圳发展银行)率先上市以来,共有16家商业银行先后在我国A股市场上市,下面对这16家上市银

行的上市日期、首发价格及历史最低价进行了统计：

表 21 A 股上市银行上市日期、首发价格及历史最低价统计

| 股票简称 | 上市日期       | 首发价格  | 历史最低价 | 股票简称 | 上市日期       | 首发价格  | 历史最低价 |
|------|------------|-------|-------|------|------------|-------|-------|
| 兴业银行 | 2007-02-05 | 15.98 | 8.60  | 北京银行 | 2007-09-19 | 12.50 | 6.42  |
| 光大银行 | 2010-08-18 | 3.10  | 2.33  | 浦发银行 | 1999-11-10 | 10.00 | 6.41  |
| 中国银行 | 2006-07-05 | 3.08  | 2.44  | 中信银行 | 2007-04-27 | 5.80  | 3.39  |
| 民生银行 | 2000-12-19 | 11.80 | 3.48  | 华夏银行 | 2003-09-12 | 5.60  | 3.53  |
| 宁波银行 | 2007-07-19 | 9.20  | 5.80  | 招商银行 | 2002-04-09 | 7.30  | 5.86  |
| 工商银行 | 2006-10-27 | 3.12  | 3.12  | 建设银行 | 2007-09-25 | 6.45  | 3.46  |
| 农业银行 | 2010-07-15 | 2.68  | 2.27  | 交通银行 | 2007-05-15 | 7.90  | 3.59  |
| 平安银行 | 1991-04-03 | 40.00 | 5.05  | 南京银行 | 2007-07-19 | 11.00 | 7.29  |

注：数据来源于 Wind 数据库及巨潮资讯网 <http://www.cninfo.com.cn>

根据上述统计结果显示，浦发银行、华夏银行、民生银行、招商银行、平安银行这五家银行上市时间相对较早，其余大部分银行的上市时间集中在 2006 年、2007 年，而光大银行和农业银行上市较晚。除此之外，经过统计还发现大多数银行出现了跌破发行价的情况。商业银行上市后通过公开募集资金，实现了进一步的发展，并且强化了商业银行的各项金融职能。不仅如此，这 16 家上市银行在证监会按行业分类中被分类为货币金融服务板块，对整个金融行业也具有很强的代表性。

## ②当代上市银行业股价波动

对这 16 家 A 股上市银行进行股价统计分析发现，自上市以来整个板块出现了股价的大幅波动，呈现整体向下的趋势，并发现其股票价格频频出现破发情况。其中除了中国工商银行以外的 15 家银行都出现过跌破发行价的情况，其中北京银行自 2011 年 4 月 11 日起以 12.17 元跌破发行价 12.50 元后，连续 705 个交易日持续跌破发行价。虽然破发现象在股票市场中时有发生被视为正常现象，但多数情况是由于公司的经营状况不佳或者股市整体出现重大波动导致，而股票上市后连续多年持续破发一般被认为是不正常的。将这 16 家上市银行所在的货币金融服务板块 2007 年底至 2014 年底板块平均股价及板块平均每股净资产进行统计<sup>4</sup>：

4. 数据源自 wind 资讯金融数据库数据浏览器及行情序列。

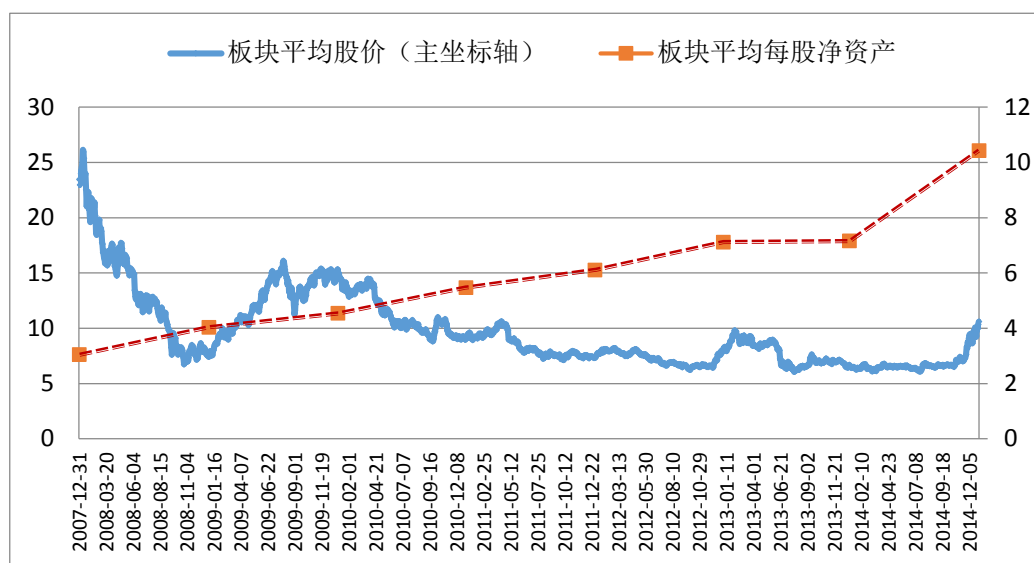


图 2 上市银行每股净资产与股价走势

在上图的统计中，平均每股净资产是 16 家上市银行每股净资产的算数平均值，而每股净资产是每股股票代表的资产现值即每股股票的内在价值，板块平均每股净资产的变化趋势可以用来反映上市银行整体的发展趋势。板块平均股价指上市银行每日股价的算术平均值。从统计结果可以发现，上市银行每股净资产呈现逐年上升的趋势，而其股价却呈现出伴随波动的下降趋势，形成了鲜明对比。这说明上市银行的股价并没有真实反映企业的内在价值，股价的波动与基本面相脱钩，甚至频频出现了跌破发行价的现象，股破发的原因可能是市场持续低迷导致，但更深层次的原因是投资者对股票的长期投资价值不看好所致。股票是股份制公司为筹集资金而发行给股东作为持股凭证并借以取得股息和红利的一种有价证券，一经申购不得要求公司返还其出资，因此投资者购买股票的重要投资目的之一就是通过发行者日后的股利分红获得收益。

上市公司一旦采取较低的股利分红策略甚至选择不进行股利分红，那么投资者就更倾向于选择在二级市场中不断交易获得资本利得，无法获得正常的股利分红势必导致投资者对股票的预期下降，不仅如此这种只有通过转手才能实现购买股票收入的行为可能会导致二级市场中股票的频繁换手，投资者过分关注市场中的各种“消息”，将不利于资本市场的稳定发展。破发现象的本质上是投资者的资金投向对股票内在价值的偏离，没有进行价值投资或者长期投资。而根据现金股利贴现模型<sup>5</sup>，对股票内在价值的估值中便选取了现金股利分红作为日后各期的现金流入，所以说股票内在价值的重要来源就是企业所发放的现金股利分红。

### ③当代上市银行业股利分配现状

我国的股利分配采取了股票股利、现金股利、公积金转增股本及衍生的各种形式相结合的分配方式。其中现金股利是指企业在将税后利润中一部分用于留存收益后，剩余的以货币形式对持股股东进行分派的股利。本文对这 16 家上市银行上市以来的现金股利分红历史数据进行了包括分红均值、支付率均值、支付率标准差在内的统计分析：

<sup>5</sup>此处现金股利贴现模型指威廉姆斯现金股利贴现模型。

表 22 上市银行现金股利发放的统计分析

| 股票简称 | 分红           | 均值支付率 | 标准差   | 股票简称 | 分红           | 均值支付率 | 标准差   |
|------|--------------|-------|-------|------|--------------|-------|-------|
|      |              |       |       |      |              |       |       |
| 兴业银行 | 415,735.18   | 18.55 | 2.45  | 北京银行 | 155,788.13   | 20.14 | 5.62  |
| 光大银行 | 489,424.51   | 24.92 | 9.98  | 浦发银行 | 264,882.74   | 23.70 | 10.78 |
| 中国银行 | 3,646,296.01 | 38.63 | 8.43  | 中信银行 | 616,978.89   | 26.21 | 3.25  |
| 民生银行 | 247,669.23   | 24.02 | 18.36 | 华夏银行 | 121,790.60   | 28.73 | 13.35 |
| 宁波银行 | 64,685.88    | 29.79 | 12.59 | 招商银行 | 513,242.13   | 28.11 | 11.43 |
| 工商银行 | 5,904,014.11 | 37.82 | 13.19 | 建设银行 | 5,170,908.09 | 37.02 | 8.57  |
| 农业银行 | 4,214,203.67 | 30.78 | 8.20  | 交通银行 | 1,100,257.03 | 27.70 | 9.16  |
| 平安银行 | 21,833.72    | 20.77 | 38.82 | 南京银行 | 76,304.12    | 32.02 | 14.83 |

根据上述统计分析发现, A 股上市银行业股利支付率均值较低, 并且大多数处在 30% 以下的水平, 股利支付率的标准差较大, 这说明各家银行采取的股利分红策略差异较大。就分红频率而言, 最高的为每年一次, 低的甚至连续几年不进行现金股利分红, 如平安银行 2003-2006 年、2009-2011 年连续多年未进行股利分红; 就股利支付率而言, 部分银行仍处于较低的支付水平, 如民生银行 2001-2013 年期间只有一次股利支付率刚刚超过 30%, 浦发银行 2002-2013 年期间也基本上处于 30% 及以下水平, 个人年份甚至低于 20%, 因此上市银行整体的现金股利分配表现为分红频率不高, 股利支付率较低的状况。

这一现状反映了我国上市银行更倾向于将净利润用做留存收益, 以补充充足资本、日后投资或者扩充资本所用。企业在制定股利分配政策时, 将现金股利支付率拟定在降低的水平, 或者选择股票股利等其他分配形式进行股利分红。如果将中美商业银行进行对比, 国内包括工商银行、建设银行、中国银行、交通银行、农业银行在内的五大行与美国四大商业银行发现, 我国上市银行的现金股利分红频率远低于美国每季度一次的频率, 而现金股利支付率仅为美国商业银行的一半, 并且股利分红形式相对于美国商业银行仅采取现金股利分红形式, 也表现多种分红形式并用的情况 (廖艳平, 2014)。加之各家上市银行的股利支付率均呈现出较大的波动性, 说明我国 A 股上市银行业并未具备成熟的股利分红机制。

## (二) 当代上市银行现金股利对股价波动稳定机制的实证分析

根据上述现金股利分红对稳定股价波动的理论基础, 选取股票收益率波动率作为对一段时期内股价波动的衡量, 选取上市银行股利支付率作为股利分红支付水平的衡量, 同时引入了各项可能对银行股价波动造成影响的指标作为控制变量, 建立面板计量模型对现金股利对股价波动的稳定机制进行了实证分析。

### ① 研究假设

假设: 现金股利支付水平与股价波动呈负相关性, 提高现金股利支付率可以降低股价波动程度。

根据现金股价对股价波动的稳定机制, 企业采取现金股利政策向市场进行信息公开可以帮助投资者了解企业真实信息, 从而有效地引导投资者进行理性投资。企业采取较高的现金股利支付水平, 可以有效降低股价波动程度。

### ② 研究方法

面板计量模型可以用来研究一段时间内一组个体数据各变量的相关关系, 这组数据既有横截面的维度也有时间维度。本文旨在研究一段时期内, A 股各家上市银行股利分红对股票收益率波动率的影响, 因此可以选取面板计量模型, 在经过 F 检验及 Hausman 检验后, 通过建立固定效应模型探究 A 股上市银行现金股利对其股价波动的稳定性影响。

### ③数据来源与样本选择

本文选取全部 16 家上市银行 2007 年 12 月 31 日至 2013 年 12 月 31 日的股票数据作为样本,主要是考虑到这些上市银行大部分到 2007 年才完成上市,而 2014 年及以后的现金股利分红数据尚未公布。样本的全部数据均源自 Wind 资讯金融数据库。

### ④变量选择与回归模型

#### 一是变量选择

被解释变量:股票收益率波动率 (stkyvol),是将指定区间内按照设定的周期即一年分割为若干个样本区间,然后分别计算各周期的平均收益率标准差得出,股票收益率波动是在静态下衡量股票价格波动的常用指标。

解释变量:股利支付率 (divratio),是指现金股利分红在当期税后利润中所占的比重。一般用来衡量企业股利分红政策即股利支付水平,并在一定程度上反映企业的股利支付能力。

#### 控制变量:

(1) 拨备覆盖率 (pcratio),是一般风险准备、专项风险准备、特殊风险准备之和与次级贷款、可疑类贷款、损失类贷款之和的比值。拨备覆盖率用来衡量商业银行风险控制能力,风险控制能力越强股票收益率波动越小,是商业银行的重要指标。

(2) 资产负债率 (debtratio),是企业总负债和总资产的比值,用来衡量企业的资本结构及财务杠杆即资产偿还债务的能力。资产负债率越高,财务杠杆比例越高,财务稳健性差,并且平均回报率越大,会加剧股票收益波动 (Bhandari, 1988)。商业银行由于各类存款的存在,资产负债率长期处于较高水平,这是比较特殊的情况。

(3) 净资产规模 (netassets),是股东在总资产中的享有的自有资本。一般认为企业的资产规模越大,能够缓解外界对股价的干扰 (Campbell, 2001)。由于商业银行高负债率的特性,选取净资产规模更能反映上市公司的经济实力及对股票收益率波动的影响。

(4) 市净率 (pb),市净率是股价与每股净资产的比值,即是股价与真实价值的比例,代表着投资愿意为净资产付出的对价,可以用来衡量投资者对企业的认可程度。市净率越高的企业,越受到投资者追捧,其中机构投资者的进入可以起到稳定股价波动的作用,因此股票收益率波动率越小。

(5) 资产报酬率 (roa),衡量公司的经营状况和盈利能力,资产收益率越高的企业,说明获利能力越强,吸引投资资金进入,因此会降低股票收益率的波动程度。

#### 二是回归模型

根据上述选择的各项变量构建回归模型,分析股利支付率 (divratio)、拨备覆盖率 (pcratio)、资产负债率 (debtratio)、净资产规模 (netassets)、市净率 (pb)、资产报酬率 (roa) 与股票收益率波动率 (stkyvol) 的相关关系,建立回归模型如下:

$$\text{stkyvol}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{divratio}_{it} + \beta_2 \text{pcratio}_{it} + \beta_3 \text{debtratio}_{it} + \beta_4 \text{netassets}_{it} + \beta_5 \text{pb}_{it} + \beta_6 \text{roa}_{it} + \varepsilon_{it} \\ (i = 1 \dots N, t = 1 \dots T)$$

其中 t 表示各期数, i 表示各组别,在此按不同上市银行进行分组。该面板计量模型可以对一段时期内,对各家 A 股上市银行每年的截面数据进行跟踪。以此面板计量为基础,同时对其他变量施加控制,可以分析出股利支付率对股票收益率波动率的相关关系。此处所建立的面板计量模型不仅可以观察股利支付率对被解释变量的影响,而且可以分析其他控制变量对股票收益率波动率的相关关系。

### ⑤实证结果及分析

首先通过 F 检验、Hausman 检验在固定效应模型、混合效应模型和随机效应模型中确定本文应当选取固定效应模型，然后以固定效应模型为基础建立了面板计量模型。

#### 一是 F 检验

F 检验又叫方差齐性检验，通过确定不同横截面数据截距项是否相同，来确定应当选用固定效应模型还是混合效用模型。F 统计量公式为：

$$F = \left[ \frac{SSEr - SSEu}{T - 2} \right] / [SSEu / (NT - T - k)]$$

其中 SSEr, SSEu 分别表示混合估计模型和固定效应模型的残差平方和；k 为因变量；T 为年份；N 表示上市银行家数。本文利用经过 F 检验的结果为 P=0.000，拒绝原假设，应当选用固定效用模型。

#### 二是 Hausman 检验

固定效应模型区别于随机效应模型是认为个体范围内因素导致结果的不同是由内生性造成，而不是外生性因素。介于这种内生性固定效应模型不可以推广样本以外的范围，随机效应模型则可以，Hausman 检验是用来检验确定固定效应模型和随机效应模型的常用方法，原假设为系数不存在系统性差异，Hausman 检验结果如下：

表 23 ausman 检验结果

|             | 固定效应(b)  | 随机效应(B) | 差值(b-B)  | 标准误差   |
|-------------|----------|---------|----------|--------|
| divratio    | -0.003   | -0.005  | 0.002    | -      |
| pcratio     | -7.846   | -7.909  | 0.063    | 0.838  |
| pb          | -1.989   | 0.591   | -2.580   | 0.201  |
| roa         | 3.403    | 6.739   | -3.336   | 2.731  |
| debtratio   | -130.169 | 209.752 | -339.921 | 28.538 |
| lnnetassets | -16.816  | -6.020  | -10.796  | 2.922  |

根据上述 Hausman 检验的结果，p 值为 0.000，拒绝原假设，因此存在系统性差异，应采取固定效应模型，即上市银行的现金股利政策对股价波动的稳定性影响不能推广到其他行业。而本文的研究方法在其他行业不一定适用，因此固定效应模型也满足了我们这一需求。

综上，相对于混合效应模型和随机效应模型，本文应选取固定效应模型，进而建立面板计量模型更适合本文的研究性质。

#### 三是建立面板计量模型

本文选取 A 股 16 家上市银行 2007 年 12 月至 2013 年 12 月的股票收益率波动率 (stkyvol)、股利支付率 (divratio)、拨备覆盖率 (pcratio)、资产负债率 (debtratio)、净资产规模 (netassets)、市净率 (pb)、资产报酬率 (roa) 数据，在上述回归模型以及 F 检验、Hausman 检验的基础上，建立固定效应面板计量模型，进行实证检验，通过剔除其他指标对股票收益率波动率的影响，考察现金股利对股价波动的稳定性影响，回归分析结果如下：

表 24 面板计量模型回归结果

| 变量          | 偏相关系数    | 标准差     | t 值    | P 值   | [95%置信区间] |         |
|-------------|----------|---------|--------|-------|-----------|---------|
| divratio    | -0.003   | 0.030   | -0.090 | 0.926 | -0.063    | 0.057   |
| pb          | -1.989   | 0.700   | -2.840 | 0.006 | -3.381    | -0.597  |
| roa         | 3.402    | 6.364   | 0.530  | 0.594 | -9.258    | 16.064  |
| pcratio     | -7.845   | 1.501   | -5.230 | 0.000 | -10.833   | -4.858  |
| debtratio   | -130.169 | 87.176  | -1.490 | 0.139 | -303.621  | 43.283  |
| lnnetassets | -16.8156 | 3.033   | -5.540 | 0.000 | -22.850   | -10.782 |
| _cons       | 604.738  | 117.393 | 5.150  | 0.000 | 371.164   | 838.313 |

由以上面板计量模型回归结果显示,股利支付率(divratio)对股票收益率波动率(stkyvol)的负向影响并不显著,因此原假设不成立。而拨备覆盖率(pcratio)、市净率(pb)、净资产规模(netassets)对股票收益率波动率有显著的负相关性。资产报酬率(roa)和资产负债率(debtratio)对股票收益率波动率(stkyvol)的影响并不显著。

#### 四是稳健性检验

为了确保上述研究结论可靠。考虑将变量替换掉,进行稳健性检验,观察结论是否依然成立。将股利支付率(divratio)替换为每股股利(divps),每股股利(divps)是指每股流通股获得的现金股利分红。企业通常以公布每股股利(divps)的形式公布股利分配方案,投资者通过股利分配方案推测企业的股利支付水平并将其作为选股的重要考量。替换变量后的回归估计结果如下:

表 25 替换变量后的回归估计结果

| 变量          | 偏相关系数    | 标准差     | t 值    | P 值   | [95%置信区间] |         |
|-------------|----------|---------|--------|-------|-----------|---------|
| divratio    | 3.220    | 3.547   | 0.910  | 0.367 | -3.838    | 10.278  |
| pb          | -2.220   | 0.742   | -2.990 | 0.004 | -3.696    | -0.744  |
| roa         | 2.422    | 6.405   | 0.380  | 0.706 | -10.321   | 15.166  |
| pcratio     | -7.784   | 1.494   | -5.210 | 0.000 | -10.757   | -4.810  |
| debtratio   | -120.936 | 87.016  | -1.390 | 0.168 | -294.071  | 52.198  |
| lnnetassets | -17.311  | 3.063   | -5.650 | 0.000 | -23.404   | -11.217 |
| _cons       | 609.003  | 116.850 | 5.210  | 0.000 | 376.508   | 841.498 |

根据替换变量后的回归估计结果,每股股利(divps)对股票收益率波动率(stkyvol)的相关性依然不显著,原假设依然不成立。拨备覆盖率(pcratio)、市净率(pb)、净资产规模(netassets)仍然保持对股票收益率波动率有显著的负相关性,资产报酬率(roa)、资产负债率(debtratio)与被解释变量之间的相关性不显著。

根据上述实证检验结果,股利支付率对股票收益率波动率的相关性不显著,说明无论企业采取何种股利支付水平的现金股利分红政策并不能明显起到稳定股价波动的作用,其通过影响投资策略进而稳定股价波动的机制已经失效。继续观测其他变量对被解释变量的影响发现,其中拨备覆盖率对股票收益率波动率有显著的负向关系。商业银行的拨备是对各类

不良贷款计提的风险准备,是重要的财务指标,这一回归结果说明对于商业银行而言,高拨备覆盖率能够明显的提高财务稳健性以应对各种市场冲击,从而提高其股票收益率的稳定性。市净率与股票收益率波动率有显著的负向作用,这一结果符合现实情况,市净率是投资者愿意为每股净资产支付的股票价格,代表着投资对企业的认可程度。市净率越高的企业,说明投资者对其越看好,投资者尤其是机构者的进入起到了稳定股价波动的作用。净资产规模对被解释变量有显著的负相关关系,说明具有较高净资产规模的企业能够更好的抵御外界因素对股票收益率的冲击,从而对股价波动起到了明显的稳定作用。

除此之外,实证检验的结果还显示资产报酬率和资产负债率对股票收益率波动率的影响并不显著。其中企业具有高资产报酬率代表着其运用资产的盈利能力较强,同样也会使股票受到投资者的青睐,从而可能导致收益率波动。而这一作用机制并不明显,本文猜测是为实现监管套利而迅速发展的影子银行业务成为商业银行的重要收入来源,银行大量资产被转移到表外,投资者对银行运用自身资产获利能力的关注度下降。资产负债率对被解释变量的影响不明显,可能是长期处于较高的负债水平已经成为投资者对银行业的共识,从而淡化了这一指标对投资者投资 A 股上市银行投资策略的影响。这两个指标对收益率波动没有明显的稳定作用,都是由于商业银行的特殊性造成的。

金融是国民经济的枢纽,银行是经济的脉络,我国自建国初建立单一的银行体制,到改革开放之初邓小平提出“要把银行建成真正的银行”,如今已初步构建起一个相对完善的银行体系<sup>6</sup>。其中当代上市银行业一直保持着稳步上升的发展势头,但是反观其股价却表现出整体向下的异常波动趋势,说明其股价已经不能正确反映企业的真实价值。而现金股利作为企业对外信息沟通的重要手段,可以帮助投资者了解企业的真实情况,促使股市重新回归宏观经济晴雨表的功能。但是 A 股上市银行所采取的现金股利分红政策表现为股利支付水平不高、频率较低并且缺乏必要的连续性的,投资者无法通过可循的股利分配机制从上市公司得到满意的股息回报,导致投资者对现金股利分红的关注度逐渐下降,企业也将无法利用现金股利引导投资进行价值投资。部分投资者被迫转向买卖股票以获得资本得,这些投资者往往开始关注各类“消息”,选择在二级市场频繁交易无形中加剧了股票价格的波动,形成了恶性循环。

### 三、结论与启示

通过对近当代银行股价波动及其稳定性的分析,得到以下结论:(1)关于股价的波动,在近代部分通过建立股价估算模型,对 11 家主要华资银行进行股价估计,剔除掉战争、自然灾害等偶然因素对股价的影响后发现,近代银行业的股票价格表现为整体稳定趋势;而 A 股上市银行股价却呈现为破发现象引起的较大波动;(2)关于股价对宏观经济的反映,近代银行业股价整体上升较好地反映了行业的发展趋势,而当代上市银行业虽然近年来实现了行业的稳步发展,资产规模也呈现出整体上升的趋势,而其股价却表现为伴随波动的下降趋势,股价偏离真实价值出现异常波动,并不能反映其行业发展的真实情况;(3)关于现金股利对股价波动的稳定性影响,经过统计发现近代主要华资银行的股价波动与现金股利支付率呈相反变化趋势,并对中南银行 1921-1934 年数据进行实证检验发现其现金股利与股价波动在短期的不断调整过程中,长期表现为显著的负相关性。而通过建立面板计量模型,对 A 股 16 家上市银行 2007-2013 年数据进行实证分析发现,A 股上市银行的现金股利分红对股价波动的相关性并不显著,而包括净资产、市净率及拨备覆盖率在内的各项指标表现为对股价波动

6. 兰日旭,《建国 60 年以来中国国有银行制度变迁分析》,中国特色社会主义研究,2009(4)

的显著负相关性,说明A股上市银行可以通过增加风险准备、扩大净资产规模及提高市场对企业的认可程度起到对股价波动的稳定作用。

显然,近代华资银行采取固定官利加不固定现金股利分红的分配机制,为投资者提供了有保证并且可观的股息回报。在这种高收益且可行的分配机制下,企业可以影响投资者策略,进而引导其进行价值投资,现金股利对股价波动的稳定性作用也得以发挥。因此认为近代银行业实现了整体稳定并且较为迅速的发展,与采取这样的股利分红机制是分不开的。反观A股上市银行,其现金股利分配情况表现为支付水平低、分红频率低并且分红较为随意导致的连续性差等特征。在这样的股利分配现状下股利分红逐渐受到了投资者的“冷落”,现金股利对股价波动的稳定性影响并不显著。投资者倾向于选择在二级市场进行交易获取资本利得的非理性投资,无形中也加剧了股价波动,同时股市作为经济晴雨表的功能也不能正常发挥。我国A股上市银行出现了股价偏离真实价值的异常波动,在无法进行价值投资或者长期投资的情况下,导致了市场上充斥着过分关注各类“消息”的非理性投资现象。虽然我国采取过有关行政手段来改善这种现象,但收效欠佳,加之整体监管水平仍与国际水平差距较大,因而仅仅依赖各种宏观调控手段并不能收到满意的效果。因此应加强微观调节机制建立,配合宏观调控手段共同构建稳定的资本市场。现金股利分红作为企业对外部市场进行信息沟通的重要桥梁,能够帮助股东了解企业的真实情况,进而引导其进行理性投资,是建立微观调节机制的重要环节。

显然,建立一套合理、可行并且有效的股利分红制度对于发挥现金股利对股价波动的稳定性影响至关重要。股票市场通过微观调节的方式缓解或者消除市场中的异常波动,从而具备良好的稳定性,这是股票市场进入成熟资本市场的重要前提。

### 参考文献:

- [1]成九雁.中国近代股市监管的兴起与演变\_1873\_1949年[J].经济研究,2006(12):114-123.
- [2]陈晓、陈小悦、倪凡.我国上市公司首次股利信号传递效应的实证研究[J].经济科学,1998(5):33-43.
- [3]陈国威.中国近代银行体系的建立及思考[J].江苏教育学院学报,2012(9):75-78.
- [4]陈浪南、姚正春.我国股利政策信号传递作用的实证研究[J].金融研究,2000(10):69-77.
- [5]何涛、陈晓.现金股利能否提高企业的市场价值\_1997-1999年上市公司会计年度报告期间的实证分析[J].金融研究,2002(8):26-38.
- [6]李光香.试论中国近代银行的发展[J].云南财经学院学报,2000(12):94-97.
- [7]李常青、魏志华、吴世农.半强制分红政策的市场反应研究[J].经济研究,2010(3):144-155.
- [8]刘志英.我国上市公司现金股利分配问题研究[D].学位论文,2006.
- [9]吕长江、王克敏.上市公司股利政策的实证研究[J].经济研究,1999(12):31-39.
- [10]廖艳平.中美商业银行股利分红比较研究[J].财务与金融,2014(4):14-19.
- [11]李刚、张海燕.解析机构投资者的红利甄别能力[J].金融研究,2009(1):165-178.
- [12]马军伟、熊华.银行类上市公司股利分红政策对股价影响的实证分析[J].金融纵横,2009(10):34-38.
- [13]苏月中.股利代理理论研究综述[J].经济学动态,2004(10):87-92.
- [14]孙水泉.现金股利对股价稳定机制的研究[D].上海:东华大学,2014.
- [15]盛军锋、邓勇、汤大杰.中国机构投资者的市场稳定性影响研究[J].金融研究,2008(9):

143-151.

- [16]王国刚.中国 A 股上市公司现金分红的效应分析[J].经济学动态, 2012 (12): 32-37.
- [17]汪敬虞.《中国近代经济史 1895-1927》[M].北京: 经济管理出版社, 2007:1670-1681.
- [18]魏刚.我国上市公司股利分配的实证研究[J].经济研究, 1998 (6):30-36.
- [19]魏刚.非对称信息下的股利政策[J].经济科学, 2002 (2): 69-76.
- [20]肖珉.现金股利、内部现金流与投资效率[J].金融研究, 2010 (10): 117-134.
- [21] 薛文忠.机构投资者持股与股票收益波动性\_基于机构重仓股的分阶段实证研究[J].经济与管理, 2012 (6): 78-83.
- [22]原红旗.中国上市公司股利政策分析[M].北京: 中国财政经济出版社: 2004.
- [23]姚颐、刘志远、相二卫.中国基金在投资中是否追求了价值[J].经济研究, 2011 (12): 45-58.
- [24] 姚颐、刘志远.震荡市场、机构投资者与市场稳定[J].管理世界, 2008 (8): 22-32.
- [25]俞乔、程滢.我国公司红利政策与股市波动[J].经济研究, 2001 (4):32-40.
- [26]余静文.信贷约束、股利分红与企业预防性储蓄动机\_来自中国 A 股上市公司的证据[J].金融研究, 2012 (10):97-110.
- [27]苑德军、陈铁军.经济学动态国外上市公司股利政策的理论与实践[J].经济学动态, 2001 (8): 64-67.
- [28]张纯、吕伟.信息环境、融资约束与现金股利[J].金融研究, 2009 (7): 81-94.
- [29]Aharony,Joseph and Swary ,1980,“Quarterly Dividend and Earnings Announcements and Stockholder’s Return:An Empirical Analysis,”Journal of Finance 35,March,P1-P2.
- [30]Bhattacharya,S. ,1979,“Imperfect Information ,Dividend Policy,and ‘The Bird in the Hand’s Fallacy”,Bell Journal of Economics,10(1):259-270.
- [31]Brennan,J.A.,Shareholder Wealth ,Information Signaling and the Socially Designated Dividend ,Journal of Financial Economics,12.1983:187-209.
- [32]Easterbrook,F.H.1984,Two Agency-Cost Explanations of Dividends,American Economic Review 74(4):650-659.
- [33]Farrar. D. andSelwyn,L., Taxes,Corporation FinancialPolicy and Return to Investment .National Taxes Journal Dec.1967:444-454.
- [34]Gordon,M.,1962“‘The Savings ,Investment and Valuation of a Corporation ”,Review of Economics and Statistics,Feb.
- [35]Jensen,M.C.,1978,“Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency”Journal of Financial Economics,6th,Jun-Sept.
- [36]Lintner,J.,1962,“Dividend, Earnings, Leverage, Stock Prices and the Supply of Capital to Corporation ”,Review of Economics and Statistics ,Aug.
- [37]Miller,M.H.,and Modigliani,F.,1961,“Dividend Policy ,Growth and the Valuation of Business’Shares”,Journal of Business.

作者简介:

1.兰日旭, 中央财经大学经济学院教授、博士生导师、经济史系主任, 研究方向: 中外经济关系、金融理论与近现代金融史; 邮箱: [galenlan@163.com](mailto:galenlan@163.com)。

2.郑恒, 中央财经大学经济学院 2013 级硕士研究生, 研究方向: 金融理论与近现代金融史, 邮箱: [840782003@163.com](mailto:840782003@163.com)。

# **Analysis on Stock Price Volatility and Stability of Modern and Contemporary Bank: Based on the Perspective of Dividend Strategy**

**ZhengHeng    Lan Rixu**

**Abstract:** Based on the angle of dividend strategy, combining the analysis of Chinese modern banking's stock price volatility and stability with the Chinese contemporary banking's, try to find out from a historical perspective. In the analysis of Chinese modern banking, the development of Chinese modern banking was generalized, and the eleven major Chinese endowment banks' share prices were estimated, thus establishing a time series econometric model to carry on the empirical analysis, found that the modern Chinese endowment bank's share price was negatively correlated with cash dividend. In the part of Chinese contemporary banking, we statistically analyzed the contemporary banks' share price volatility and the present situation of dividend distribution, through the establishment of panel econometric model of cash dividend and share price volatility, empirically analyzed sixteen listed banks in 2007-2013, and found that the correlation between cash dividends and share price volatility is not significant, and the ready to risk, asset size and degree of market recognition of commercial banks significantly influenced the share price volatility. The contemporary banks made dividend policy with strong randomness, and the cash dividend payout ratio and dividend frequencies were at a low level, which made investors' attention on dividend decreases, and cash dividends cannot play a stabilizing role on the stock price volatility.

**Keywords:** modern banks and contemporary banks, dividends, stock price volatility, stability

## 附录

## 关于对中国通商银行 1921-1931 年数据的实证检验及结果

在此对中国通商银行数据进行单位根检验及协整检验,然后在协整关系的基础上建立误差修正模型 (ECM)。

## 1.单位根检验

在建立时间序列模型之前,首先应对股价滚动标准差 (rollstd) 和股利支付率 (divratio) 两组数据取对数进行单位根检验,这是为了避免回归的结果是伪回归所致。单位根检验的结果显示两组数据不平稳,而在进行一阶差分后继续进行单位根检验,单位根检验过程如下:

表 26 样本数据 ADF 单位根检验过程

| 变量       | 检验形式 (C,T,K) | ADF 值  | 5%显著水平 | 10%显著水平 | 判断结论 |
|----------|--------------|--------|--------|---------|------|
| rollstd  | (N,N,0)      | -7.163 | -1.996 | -1.599  | 平稳   |
| divratio | (C,T,0)      | -5.562 | -4.450 | -3.702  | 平稳   |

注: 检验形式 (C, T, K) 所代表的是 ADF 检验方程中的截距项、趋势项以及滞后阶数, N 指代表不存在该项; 这里的滞后阶数是系统按照 AIC 准则选取的; 显著性水平是 MacKinnon (1996) 的临界值。

经过一阶差分后的单位根检验发现两组数据在 5% 的显著水平下显著, 两组数据为同阶单整序列, 可以进行协整检验。本文为防止出现伪回归的情况, 此处协整检验的基础上建立误差修正模型 (ECM), 这既能克服 OLS 回归发生伪回归的问题, 又可以克服建立差分模型忽视水平变量信息的弱点。

## 2.协整检验 (E-G 两步法)

根据上述单位根检验结果显示两组样本数据均为一阶单整序列, 本文选择 E-G 两步法对协整回归的结果进行协整检验, 对生产残差的序列  $e_0$  进行单位根检验, 选用既不含趋势项也不含截距项的 ADF 检验模型进行检验, 结果如下:

表 27 协整回归残差 ADF 单位根检验过程

| 变量    | 检验形式 (C,T,K) | ADF 值  | 5%显著水平 | 10%显著水平 | 判断结论 |
|-------|--------------|--------|--------|---------|------|
| $e_0$ | (C,T,0)      | -4.698 | -4.247 | -3.590  | 平稳   |

1 注: 检验形式 (C, T, K) 所代表的是 ADF 检验方程中的截距项、趋势项以及滞后阶数, N 指代表不存在该项; 这里的滞后阶数是系统按照 AIC 准则选取的; 显著性水平是 MacKinnon (1996) 的临界值。

根据检验结果, 在 5% 的显著性水平下, 可以拒绝序列存在单位根的原假设, 即协整回归产生的残差序列符合平稳的随机过程条件。股价滚动标准差 (rollstd) 和股利支付率 (divratio) 之间存在协整关系可以建立误差修正模型 (ECM)。

## 3.建立误差修正模型 (ECM)

首先建立长期均衡模型, 根据上述回归模型将样本数据进行代入, 进行 OLS 回归分析, 得到如下回归结果:

表 28

协整回归结果

| 变量        | 偏相关系数   | 标准误差  | t 值    | P 值   |
|-----------|---------|-------|--------|-------|
| $\beta_0$ | 13.819  | 3.411 | 4.051  | 0.005 |
| divratio  | -13.860 | 3.750 | -3.696 | 0.008 |

由于长期关系模型的变量选择合理，回归系数具有实际经济意义，因此股价滚动标准差（rollstd）对股利支付率（divratio）的长期均衡模型为：

$$rollstd_t = 13.819 - 13.860 * divratio_t + e_0$$

根据这一长期均衡模型，发现股利支付率（divratio）与股价滚动标准差（rollstd）在长期中表现为负相关性，这意味着提高股利支付率在长期中将降低股价滚动标准差，提高股利支付水平在长期中有助于稳定股价波动。

然后考虑序列相关问题，对回归结果进行拉格朗日乘数检验（LM检验），输出结果如下：

表29

误差修正模型序列相关的拉格朗日检验结果

| 统计量    | 数值    | p值    |
|--------|-------|-------|
| F      | 0.393 | 0.694 |
| $nR^2$ | 1.222 | 0.543 |

F统计量以及 $nR^2$ 的p值在5%显著水平下均不能拒绝原假设，因此说明这一回归模型不存在序列相关问题。

最后建立短期动态关系模型，由于长期稳定的关系是对两组数据短期动态过程不断的调整得以维持的，而误差修正项将两者对长期均衡关系的偏离进行拉回。建立短期动态关系模型如下：

$$\Delta rollstd_t = \beta_2 + \beta_3 \Delta divratio_t + \beta_4 ECM_{t-1} + \mu_2$$

其中误差修正项为 $ECM_{t-1} = rollstd_{t-1} - 13.819 + 13.860 * divratio_{t-1} = e_{0,t-1}$ 是协整回归结果滞后一期的残差项， $\mu_2$ 是短期动态关系模型的残差项，其余各项均为常数系数。以此做回归模型进行 OLS 回归，在对两组样本数据进行差分后将数据代入得到结果：

表 30

误差修正模型回归分析结果

| $\Delta rollstd_t$  | 偏回归系数  | 标准误差  | t 值    | P 值   |
|---------------------|--------|-------|--------|-------|
| C                   | -0.348 | 0.085 | -4.087 | 0.010 |
| $\Delta divratio_t$ | -7.428 | 1.241 | -5.988 | 0.002 |
| $ECM_{t-1}$         | -1.026 | 0.117 | -8.740 | 0.003 |

根据回归分析结果显示，拟合优度 $R^2 = 0.942$ ，并且由于短期关系模型的变量选择合理，回归系数具有实际经济意义，因此股价滚动标准差（rollstd）对股利支付率（divratio）的短期动态模型为：

$$\Delta rollstd_t = -0.348 - 7.428 * \Delta divratio_t - 1.026(rollstd_{t-1} - 13.819 + 13.860 * divratio_{t-1}) + e_1$$

上述误差修正模型估计结果的拟合优度较高,能很好的刻画被解释变量和解释变量之间的关系。根据误差修正模型的回归结果,股利支付率(*divratio*)对股价滚动标准差(*rollstd*)长期弹性为-13.860,短期弹性为-7.428。因此对中国通商银行 1921-1931 年数据进行实证检验得到,股价波动率与股利支付率之间存在显著的负相关关系,即现金股利分红能够起到稳定股价波动

## 近代中国工业化进程中童工使用与绩效研究 ——基于民国时期工业行业数据的考察

李楠\*

上海财经大学 经济史学系

**摘要：**本文利用20世纪30年代工业调查数据，对中国工业化早期童工使用及其对所在行业经济绩效的影响进行考察。研究发现：近代中国童工的使用具有普遍性特点，而且具有显著的地域性和行业性特征。其中，上海、江苏、四川、河北成为童工主要分布地区；而从行业来看，纺织工业、造纸印刷业是童工绝对人数较多的行业部门。此外，就童工使用对经济绩效影响的实证研究发现：总体而言，童工对工业行业绩效提高无显著影响。但如果童工占总劳动力比重超过10%时，童工数量每增加1%，商品总值增加0.07%左右，对行业商品产值的贡献率仅为3%。本文不仅对近代中国童工地域、行业分布进行详细的考察，而且就童工使用对行业绩效的影响进行实证分析，进一步丰富了近代中国童工问题的研究与认识。

**关键词：**民国时期 工业化 童工 经济绩效

童工问题是世界近代工业化与经济发展过程中不可避免的现象。不仅在西方国家工业化发展中大量出现，而且也是发展中国家也是普遍存在的问题。<sup>7</sup>因此，对于童工问题历史与现实的研究是经济学家与政策制定者关心的重要议题。

在近代中国，随着鸦片战争以后新式工业产生，特别是1895年清政府允许民间设厂以来，童工身影也出现在近代中国工业化过程之中。如1878年，在开平煤矿就有关于童工使用的相关记载（孙毓堂，1957）。然而截至目前，虽有部分学者，如鲁运庚（2004）、丁勇华、吕佳航（2008）等，对近代中国童工问题有所讨论。但总体上，存在研究较少，且有较强地域的局限。如尹明明、鲁运庚（2003）、丁勇华、吕佳航（2008）等利用《第一次中国劳动年鉴》（1928）、《第二次中国劳动年鉴》（1932）等历史资料对20世纪20、30年代上海地区童工使用的特征以及决定因素进行考察。鲁运庚（2004）则对中国共产党对近代工业化中童工问题的早期认识与主张进行研究。此外，童工的收入与消费也是众多学者关注的一个重要问题，刘媛（2014）利用民国时期社会调查以及《中华民国统计提要》等资料对1927-1937年上海童工的收入与消费特征进行考察。在童工立法保护方面，尹明明（2005）侧重就清末民初各类组织如中华全国基督教协进会、北京政府农商部等出台的各类涉及童工保护的法规进行分析，重点对童工雇用年龄、工作时间、安全卫生、童工教育以及伤害保险抚恤进行整理。另外，鲁运庚、尹明明（2003）对工业化时期东西方童工问题进行了比较分析，考察了工业化进程中东西方不同国家之间童工使用的异同。

\*本研究感谢“上海财经大学创新团队”项目“中国经济转型的历史与思想研究”及教育部人文社会科学研究项目“中国早期工业化中童工问题的理论及实证研究（1840-1936）”（编号：14YJC79006）的资助。

<sup>7</sup> 在西方世界工业革命初期，童工作为重要劳动力就登上英国的历史舞台。不仅出现了童工交易的专门市场，9岁以上的男儿童在那里被出租给伦敦的丝织工厂（马克思，1972）；而且在19世纪中叶，童工占劳动力的比重达到15%左右（Ralph et al., 1997）。在19世纪上半叶大西洋对岸的美国，童工也被广泛使用。1820年美国东北工业化较为集中地区，根据Goldin and Sokoloff（1982）的研究，当时童工比例占劳动力总数的23.1%。即使在现在，依然有大量童工加入劳动力大军中。根据2013年世界劳工组织统计，广大发展中国家童工数量大约在左右1.6亿，其中8500万人从事恶劣劳动（ILO, 2013）。

从以上内容可以看出,一方面研究关注的区域较为局限,对童工的考察主要集中在上海地区,缺乏对全国童工使用的行业部门和空间地理分布的考察。<sup>8</sup>二是现有研究多数认为童工的使用对经济发展具有较大的危害。不仅对社会带来较强的负面影响,而且影响了近代化进程(丁勇华、吕航佳,2008)。但这些判断均无严格的实证证据加以支持。出现以上研究局限的一个主要原因可能是,可以考察近代工业行业中童工使用的数据较为缺乏。特别是可以反映全国各行业部门和空间地理特征的数据不足。为了克服此局限性,本文采用20世纪30年代《中国工业调查报告》(刘大均,1938)中有关不同地区和各行业部门童工使用的统计信息,对近代中国童工使用进行全面的概括与描述。并且就其对不同工业部门的绩效影响进行分析。研究发现:近代中国童工使用呈现出显著的地域性和行业性特征。在童工的空间地理分布方面,上海、江苏、四川、河北成为童工主要分布地区,累计童工占全国童工比重的63.7%;而从行业分布来看纺织工业、造纸印刷业是童工使用较多的行业,两行业累计约占全部童工人数的70.4%。此外,通过构建Cobb-Douglas生产函数就童工使用对工业行业绩效影响的实证研究发现:总体上看,童工使用不能提高工业行业的经济绩效。但当童工占总劳动力比重超过10%时,童工使用数量每增加1%,商品总值增加0.07%左右,而对产出的贡献率仅为3%。

本文不仅丰富了现有关于近代中国童工问题的研究文献,从全国视角对近代中国童工使用给出一个地理与行业空间分布的整体描述;而且首次也对近代童工使用对行业绩效的影响进行了分析,提供相关实证证据。进一步加深了我们对民国时期作为主要剥削受害者童工的认识。

本文的基本结构安排如下:在接下来的第二部分,根据现有历史资料对近代中国工业化早期的童工使用情况进行介绍,侧重对民国时期童工的空间地理以及行业分布进行描述。在第三部分,主要就童工对行业绩效的实证模型设定及数据来源。而实证结果在第四部分给出。最后为本文的结论。

## 一、近代中国工业化过程中的童工问题

在近代中国,童工使用的最早记录,见于始创于1878年开平煤矿(鲁运庚,2004)。在开平煤矿的《煤窑条规33则》中,第28则条款就指出“窑里工作,所有13岁以下之男童及大小妇女,一概不准雇佣;其13岁至18岁之幼童,虽准其雇佣,仍须分别管束”(孙毓堂,1957)。甲午战争后,民族资本工矿企业获得较快发展。<sup>9</sup>从1895年至第一次世界大战前的20年间,厂矿数量累计增加549个,资本达1.2亿元(许涤新,吴承明,2003)。而第一次世界大战后,截至1920年工厂比战前又增加1061家,资本额增加1.7亿元(陈真,1961)。随着厂矿工业的发展,无论在外资企业还是在中资企业,童工使用的数量和规模都不断的增加。外资企业如1899年上海租界内,缫丝厂、织布局、榨油厂等共43家,工人约3万多人,童工约占4.9%(汪敬虞,1957)。又如1920年,青岛日本钟渊纱厂,童工比重甚至达到工人总数的70%(山东省总工会工运史研究室,1985)。内资企业如1924年上海中国纱厂中12岁以下男童工占总工人数量比重的0.4%,而12岁以下女童工比重则为15.5%,两者共计占比为15.9%。

尽管有关童工保护的规定在清末民初就在各种劳工立法中不断体现。如1923年北洋政

<sup>8</sup> 仅丁勇华、吕佳航(2008)在其研究中根据国民政府工商部对中国南方8省29个市的简单的描述。

<sup>9</sup> 关于近代中国工矿业发展情况的具体介绍,参见许涤新、吴承明编著的《中国资本主义发展史》(第二卷)(2003),杜恂诚撰写的《民族资本主义与旧中国政府(1840-1937)》(2014)。

府《农商部暂行工厂通则》规定：“男子未满10岁，女子未满12岁，厂主不得雇佣之”，“男子未满17周岁，女子未满18周岁为幼年工”（何德明，1936）。但无论北洋政府与民国政府还是企业制定禁止使用童工或限制使用童工的法令与规则，童工依然广泛使用在各地和各工业部门中。

然而，截止目前现有研究仅对上海当地童工数量以及行业内部分布进行分析，如尹明明、鲁运庚（2003）、丁勇华、吕佳航（2008）等。然而对全国而言，童工规模有多大？呈现什么样的地理空间和行业分布特征？对这些问题现有研究均未能给出详细说明。因此，为了对近代中国童工使用的整体情况进行一个深入了解，这里采用《中国工业调查报告》（刘大钧，1938）中相关信息进行描述。

《中国工业调查报告》（刘大钧，1938）始于民国22年至民国23年（1933-1934年），由中国经济统计研究所主持。调查的目的是为了预防潜在战争的爆发，作为军事动员的基础需要对当时国家工业情况进行摸底调查。因此，该调查范围较广，可信度较高。调查区域总共包括华北、华中、华南地区共17个省<sup>10</sup>，符合工厂法的工厂1206家。调查内容包括工厂组织情况、场地面积、动力能源、原料、产品、工人、工资等171项内容。所以该项调查是民国时期最具权威性、可靠性反应当时工业发展情况的调查报告。<sup>11</sup>

根据《中国工业调查报告》所给出的17个省劳动力使用情况来看。在被调查的1206家企业中，劳动力总数为77.3万人。其中，成年男工与女工人数分别为33.2万和32.7万人，占工人总数的42.9%和42.3%。童工共计11.5万人，占全部工人总数的14.8%。由此可见，当时童工在劳动力中占有相当大的比重。此外，为了进一步了解童工在不同地区空间地理分布上的差异，图1根据调查报告提供的各省劳动力数据信息首先绘制了各省童工占全国童工总数比重的空间地理分布信息。<sup>12</sup>从图1可以看到上海、四川、江苏、河北四省市各省童工占全国童工比重均超过10%，累计四省市童工使用数量占全国童工人数比重超过63.7%。其次童工比重较高的省份分别为北京、山东，童工使用数量分别为8.16%和7.55%。而广西、福建、察哈尔、绥远、陕西等五省童工占全国童工总数的比重均低于1%。

尽管童工占全部童工比重可以反映出各地童工使用的总体规模，但并不能反映出各地劳动力构成中童工的使用强度，即童工占当地劳动力的比重。<sup>13</sup>因此，在图2给出了基于各地不同性质劳动力比重的空间地理分布信息。我们发现图2与图1童工使用空间地理分布有显著差异。在图2中北京、山东、陕西、四川等省市童工占当地劳动力比重均超过30%，明显高于其他省份。特别是北京当地童工占劳动力比重达52.4%。<sup>14</sup>相继的该比重达到20%但小于30%的省份分别为绥远、河北、湖南、广西等省。而上海、浙江、湖北、山西、察哈尔、福建、广东等省，童工占当地劳动力比重较小，均低于10%。

<sup>10</sup> 未包含进调查范围的省份仅为西北、西南边疆地区，如甘肃、新疆、宁夏、青海、云南、贵州、西藏等。以及当时在日本统治下的中国东北四省，即黑龙江、吉林、辽宁、热河等。

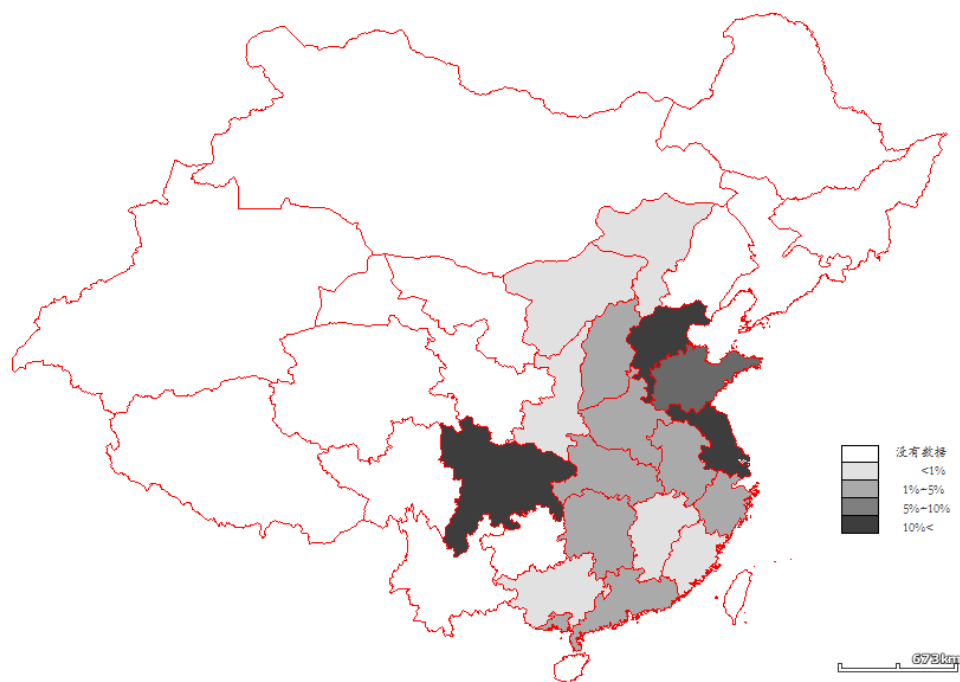
<sup>11</sup> 尽管在北洋政府时期，农商部有过相关的农工商调查，但统计信息全由地方政府人已填报，因此数字较不可靠。此外，国民19年工商部也就全国工人生活及工业生产等进行了相关调查，调查城市多达33个，但此次调查重点在于反应工人生活，工业信息较少，仅有两三项。因此，《中国工业调查报告》是民国时期最能反应我国工业经济发展状况的调查资料。

<sup>12</sup> 计算公式为：童工占全国童工总数比重=当地童工数量/全国童工总数

<sup>13</sup> 计算公式为：童工占劳动力比重=当地童工数量/当地劳动力总数。

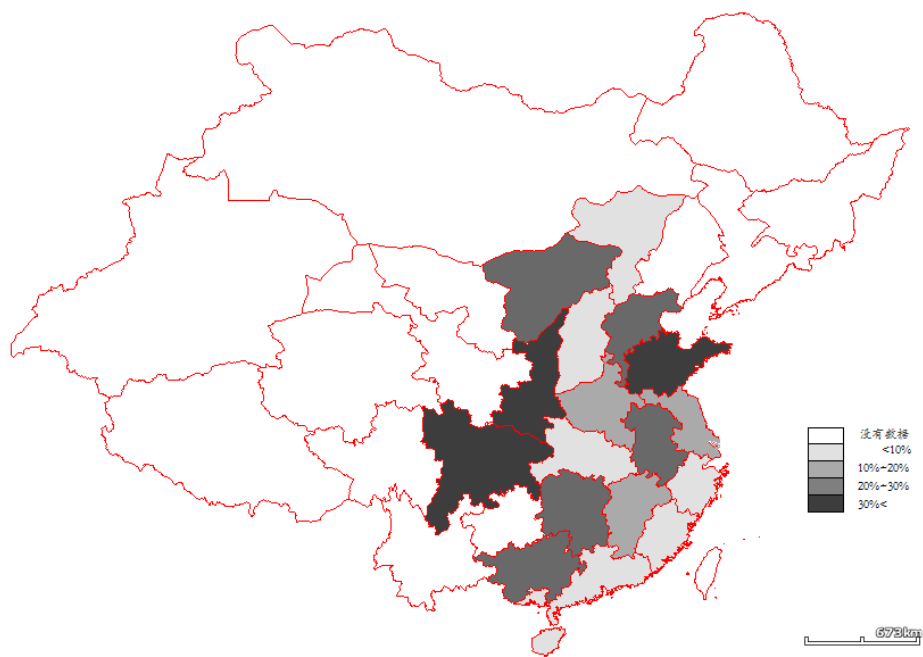
<sup>14</sup> 原有研究认为上海童工问题严重，仅是基于上海童工占全国童工总人数比重得出的结论，但如果我们采用童工人数占当地劳动力比重来看，北京反而成为全国童工使用最多的地区。

图 1：20 世纪 30 年代全国童工空间地理分布情况



数据来源：根据附表 1 绘制。

图 2：20 世纪 30 年代各省童工占当地劳动力比重分布情况



数据来源：根据附表 1 和附表 2 绘制。

以上童工使用之所以在不同地区之间存在较为显著的差异,这一方面自然同当地人口年龄结构、劳动力市场成熟与否等要素禀赋条件有关;但另一方面也与当地产业结构和产业空间地理分布有较密切的关系。例如纺织业较为集中的地方,童工与女工的使用会比男工有所增加,而当地以机械、化学工业为主的地方,童工与女工的比重可能有所下降。因此,在给出民国时期童工各地区空间地理分布的同时,分别在表1和表2给出了国民政府时期童工在不同工业部门中的使用情况。

其中表1展示了1933年基于17个省16个工业部门童工使用情况。从中可以看到,在16个工业部门中,童工在纺织业中较为集中,童工占全国童工总数比重为60.1%。而且我们比较男工、女工发现,纺织业也是这两种劳动力主要集中的行业部门。这主要因为纺织业是工业中最重要的部门的缘故据巫宝三等(2011)研究1933年中国国民所得中的估计,纺织业产值占工业总产值的28%。其次,童工较为集中的部门为造纸印刷业、服务用品制造业以及机械及金属制品业,童工人数均占全国童工总数的10%左右。而其他产业童工使用占比均低于5%。另外,在表2给出了不同行业不同类型劳动力比重的统计描述。我们发现在所有16个行业中,机械及金属制品业和冶炼业童工比重最高超过了30%,接下来是造纸印刷业与家具制造业,童工人数比例基本上在20%以上。剩下的行业童工使用不足10%。

表1 1933年各行业部门不同种类劳动力分布情况

| 行业部门     | 男工     | 女工     | 童工     |
|----------|--------|--------|--------|
| 纺织工业     | 39.9%  | 67.7%  | 60.1%  |
| 服用品制造业   | 6.5%   | 13.9%  | 8.9%   |
| 化学工业     | 5.8%   | 5.5%   | 3.4%   |
| 机械及金属制品业 | 6.9%   | 0.7%   | 9.7%   |
| 家具制造业    | 0.5%   | 0.0%   | 0.4%   |
| 建筑材料业    | 0.2%   | 0.0%   | 0.1%   |
| 交通用具制造业  | 4.7%   | 0.0%   | 1.0%   |
| 木材制造业    | 0.4%   | 0.0%   | 0.0%   |
| 皮革及橡胶制造业 | 2.7%   | 2.9%   | 0.9%   |
| 造纸印刷业    | 8.4%   | 0.8%   | 10.3%  |
| 饰物仪器制造业  | 0.8%   | 0.1%   | 0.3%   |
| 水电业      | 0.4%   | 0.0%   | 0.0%   |
| 土石制造业    | 7.9%   | 0.3%   | 2.0%   |
| 冶炼业      | 1.1%   | 0.0%   | 1.5%   |
| 饮食品制造业   | 13.2%  | 8.0%   | 1.2%   |
| 其他工业     | 0.5%   | 0.1%   | 0.2%   |
| 总计       | 100.0% | 100.0% | 100.0% |

资料来源:根据《中国工业调查报告》计算得出。

表2 1933年不同种类劳动力各行业部门分布情况

| 行业部门     | 男工    | 女工    | 童工    |
|----------|-------|-------|-------|
| 纺织工业     | 31.4% | 52.2% | 16.3% |
| 服用品制造业   | 27.9% | 58.8% | 13.2% |
| 化学工业     | 46.9% | 43.7% | 9.4%  |
| 机械及金属制品业 | 62.8% | 6.5%  | 30.7% |
| 家具制造业    | 78.9% | 0.0%  | 21.1% |
| 建筑材料业    | 82.1% | 0.0%  | 17.9% |
| 交通用具制造业  | 92.9% | 0.0%  | 7.1%  |
| 木材制造业    | 95.8% | 3.7%  | 0.5%  |
| 皮革及橡胶制造业 | 46.2% | 48.6% | 5.2%  |
| 其他工业     | 72.5% | 19.9% | 7.6%  |
| 饰物仪器制造业  | 82.7% | 8.2%  | 9.1%  |
| 水电业      | 99.1% | 0.0%  | 0.9%  |
| 土石制造业    | 89.1% | 3.0%  | 7.9%  |
| 冶炼业      | 68.0% | 0.0%  | 32.0% |
| 饮食品制造业   | 61.4% | 36.7% | 1.9%  |
| 造纸印刷业    | 66.0% | 6.2%  | 27.8% |
| 总计       | 43.0% | 42.2% | 14.8% |

资料来源：根据《中国工业调查报告》计算得出。

从以上统计描述中可以看到，童工是普遍存在的社会现象。基本上在各个地区、各个行业均有童工的身影。不同之处仅是各地区和各工业部门间表现程度有所差异而已。那么，在民国时期，这么大规模的使用童工会给雇佣童工的工业部门带来经济绩效上的提高吗？因此，在接下来的部分里，本文将考察的重点放在童工使用对不同工业部门经济绩效的影响上。

## 二、童工对行业绩效影响的实证模型

为了考察近代工业化进程中童工使用对不同工业部门经济绩效的影响，本文通过构建 Cobb-Douglas 生产函数进而测算童工使用对产出的投入产出弹性的方法考察童工对不同工业部门经济绩效的影响。这里生产函数设定如下：

$$Y_{ij} = AK_{ij}^{\alpha} L_{maleij}^{\beta_1} L_{femaleij}^{\beta_2} L_{childij}^{\beta_3} \dots \quad (1)$$

其中， $Y_{ij}$  为第  $i$  个省份  $j$  个工业部门的工业产值， $K_{ij}$  表示第  $i$  个省第  $j$  个工业部门的资本投入； $L_{maleij}$ 、 $L_{femaleij}$ 、 $L_{childij}$  分别为第  $i$  个省第  $j$  个工业部门的男工、女工与童工的投入数量； $A$  为技术水平。其余  $\alpha, \beta_1, \beta_2, \beta_3$  分别为资本、男工、女工与童工的投入产出弹性系数。

但是由于方程（1）为非线性函数，不能直接用于计量分析，因此需要对方程（1）两边同时取对数进行线性化处理。此外，为了得到更加稳健的估计结果，我们在获得新的线性对数回归方程基础上增加了一系列与工业部门绩效有关的控制变量。新得到的回归方程如下：

$$\ln Y_{ij} = \ln A + \alpha \ln K_{ij} + \beta_1 \ln L_{maleij} + \beta_2 \ln L_{femaleij} + \beta_3 \ln L_{childij} + \gamma X + \varepsilon_{ij} \dots (2)$$

这里  $\ln Y_{ij}$  为第  $i$  个省份  $j$  个工业部门的产品产值的对数值,  $\ln K_{ij}$  表示第  $i$  个省第  $j$  个工业部门资本投入的对数值;  $\ln L_{maleij}$ 、 $\ln L_{femaleij}$ 、 $\ln L_{childij}$  分别为第  $i$  个省第  $j$  个工业部门的男工、女工与童工投入数量的对数值。以上变量数据均来自《中国工业调查报告》中的相关信息。这里  $X$  为一组与工业行业绩效有关的控制变量, 主要包括当地人口数量、是否拥有通商口岸 (是=1)、工业产品出口比重、是否沿海地区 (是=1) 以及地区固定效应等。其中, 各地人口数量为 1931 年各地人口, 数据来自国民政府内政部统计司《全国各县市土地人口调查》(1935); 是否拥有通商口岸数据来源严中平 (1955) 主编的《中国近代经济史统计资料选辑》; 工业产品出口比重数据也来自《中国工业调查报告》中的相关内容。 $\alpha, \beta_1, \beta_2, \beta_3$  分别为资本、男工、女工与童工的投入产出弹性系数,  $\varepsilon_{ij}$  为随机扰动项。

所有主要参与回归的变量统计描述在表 3 中给出。从表 3 可以看到, 本文根据《中国工业调查报告》所提供的信息, 共获得 17 个省市 16 个行业共 906 个有效样本。其中, 在 906 观测值中, 工业平均商品总值为 173.8 万元, 平均资本存量为 51.9 万元, 平均雇佣劳动力为 845.7 人。在不同性质的劳动力中, 男性劳动力依然占有重要地位, 平均比重为 66.26%, 女工与童工相当, 占劳动力总数的 17.3% 和 16.4%。接下来, 在本文的第四部分, 我们将展示利用生产函数方法给出童工投入对产出的分析结果。

表 3 主要变量统计描述

| 变量名称            | 观测值 | 均值       | 标准差      | 最小值    | 最大值      |
|-----------------|-----|----------|----------|--------|----------|
| 商品产值 (万元)       | 906 | 173.818  | 808.311  | 0.002  | 16227.64 |
| 资本 (万元)         | 906 | 51.933   | 241.203  | 0.0150 | 5773.11  |
| 男性工人 (人)        | 906 | 363.585  | 1002.336 | 0      | 16214    |
| 女性工人 (人)        | 906 | 355.654  | 2305.446 | 0      | 50801    |
| 童工人数 (人)        | 906 | 126.508  | 613.024  | 0      | 11650    |
| 劳动力总数 (人)       | 906 | 845.748  | 3358.236 | 0      | 68732    |
| 平均每厂男性工人数 (人)   | 906 | 81.302   | 278.14   | 0      | 3475     |
| 平均每厂女性工人数 (人)   | 906 | 55.918   | 233.172  | 0      | 3195     |
| 平均每厂童工人数 (人)    | 906 | 12.388   | 49.876   | 0      | 762.5    |
| 男性工人比重 (%)      | 904 | 66.260   | 31.713   | 0      | 100      |
| 女性工人比重 (%)      | 904 | 17.311   | 28.486   | 0      | 97.355   |
| 童工人数比重 (%)      | 904 | 16.428   | 22.920   | 0      | 96.774   |
| 工业商品出口比重 (%)    | 906 | 2.535    | 13.784   | 0      | 100      |
| 1931 年各省人口 (万人) | 906 | 2349.604 | 1193.082 | 39.078 | 4267.935 |
| 是否有通商口岸 (是=1)   | 906 | 0.475    | 0.499    | 0      | 1        |
| 是否是沿海地区 (是=1)   | 906 | 0.710    | 0.453    | 0      | 1        |

### 三、实证结果

根据回归方程 (2), 估计结果在表 4 中给出。表 4 前两列 (第 1 列和第 2 列) 给出了采用全样本数据得到估计结果。其中第 1 列展示了仅加入地区固定效应的估计结果。这里发现资本、男女工人数量的回归系数均统计显著, 但童工数量的估计系数不仅为负而且统计不显著。这意味着从总体上来看, 童工的使用对民国时期工业经济整体绩效的提高没有显著影响。另外, 即使在第 2 列, 我们加入了一系列与工业部门绩效有关控制变量, 如当地人口数量、产品出口比例以及地理因素等, 发现童工使用依然对总体产出绩效的提高无显著影响。接下来, 在表 4 最后两列 (第 3 列和第 4 列), 我们将童工使用数量为 0 的行业剔除, 留下仅有童工使用的企业, 继而考察童工使用对产出的影响。我们发现, 此时无论是否加入其它控制变量, 童工使用对总产出有显著的影响。其中童工使用数量每增加 1%, 商品总产值将增加 0.08% 左右。但与男工与女工相比, 童工对产出的影响依然较小, 仅是男工投入产出弹性的三分之一, 略比女工低 3 个百分点左右。

由于不同童工使用数量上的差异可能对工业部门之间绩效差异产生影响, 因此在表 5 分别给出不同童工使用数量占总劳动力总数比重的小样本回归结果。这里我们分别将童工占劳动力总数比重分为 3 个等级, 即 0~10%、10%~20%、大于 20% 等。<sup>15</sup> 其中表 5 第 1 列和第 2 列给出了童工人数占全部劳动力比重在 0~10% 之间的回归结果。我们发现, 尽管在这一组别中观察到的工业部门使用童工, 但童工使用数量占劳动力的比重低于 10%, 即成年男工和女工依然是主要劳动力。此时童工数量的增加不会对工业行业商品总值产生影响。童工投入对工业部门产出弹性统计上不显著。然而当童工使用人数占总劳动力人数比重超过 10% 时, 童工的估计系数不仅为正, 而且统计显著。在表 5 第 4 列和第 6 列我们发现, 此时童工使用人数每增加 1%, 商品总值分别增加 0.07% 和 0.08%。而且随着童工使用占总劳动力比重越高, 童工对产出的影响越大。

<sup>15</sup> 这里三个等级分别对应的 16 个工业部门分别为: 0~10% (木材制造业、化学工业、交通用具制造业、皮革及橡胶制造业、其他工业、饰物仪器制造业、水电业、土石制造业、饮食品制造业); 10%~20% (纺织工业、服用品制造业、建筑材料业); 大于 20% (机械及金属制品业、冶炼业、家具制造业)。

表 4 不同种类工人对企业绩效影响的估计结果

| 被解释变量         | 商品总值 (log)          |                     |                     |                     |
|---------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|               | 全样本                 |                     | 0<童工人数              |                     |
|               | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 |
| 解释变量          |                     |                     |                     |                     |
| 男工数量(log)     | 0.390***<br>(0.049) | 0.376***<br>(0.049) | 0.352***<br>(0.051) | 0.320***<br>(0.052) |
| 女工数量(log)     | 0.086***<br>(0.013) | 0.085***<br>(0.013) | 0.110***<br>(0.016) | 0.111***<br>(0.016) |
| 童工数量(log)     | -0.008<br>(0.017)   | -0.007<br>(0.017)   | 0.079**<br>(0.035)  | 0.088**<br>(0.035)  |
| 资本数量(log)     | 0.527***<br>(0.037) | 0.520***<br>(0.036) | 0.487***<br>(0.041) | 0.485***<br>(0.040) |
| 控制变量          |                     |                     |                     |                     |
| 人口数量(log)     |                     | 0.665**<br>(0.336)  |                     | 0.224<br>(0.357)    |
| 产品出口比重(%)     |                     | 0.003<br>(0.002)    |                     | 0.001<br>(0.004)    |
| 是否为沿海地区 (是=1) |                     | 0.020<br>(0.264)    |                     | 0.185<br>(0.255)    |
| 是否为通商口岸(是=1)  |                     | 0.416***<br>(0.085) |                     | 0.489***<br>(0.097) |
| 常数项           | 4.387***<br>(0.276) | -6.870<br>(5.726)   | 4.576***<br>(0.307) | 0.737<br>(6.096)    |
| 观测值           | 906                 | 906                 | 485                 | 485                 |
| R-squared     | 0.757               | 0.764               | 0.836               | 0.844               |

说明：以上估计结果均对地区固定效应进行控制。

括号内为稳健性标准误差。

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

表5 按童工占各行业劳动力投入比例估计童工对经济绩效影响的估计结果

| 被解释变量         | 商品总值 (log)          |                     |                     |                     |                     |                     |
|---------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|               | 0<童工人数<10%          |                     | 10%<童工人数<20%        |                     | 20%<童工人数%           |                     |
|               | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 | (5)                 | (6)                 |
| 解释变量          |                     |                     |                     |                     |                     |                     |
| 男工数量(log)     | 0.383***<br>(0.091) | 0.374***<br>(0.089) | 0.343***<br>(0.060) | 0.336***<br>(0.060) | 0.463***<br>(0.081) | 0.437***<br>(0.081) |
| 女工数量(log)     | 0.054**<br>(0.024)  | 0.048*<br>(0.025)   | 0.077***<br>(0.027) | 0.078***<br>(0.027) | 0.114***<br>(0.035) | 0.104***<br>(0.035) |
| 童工数量(log)     | -0.019<br>(0.033)   | -0.024<br>(0.033)   | 0.066**<br>(0.028)  | 0.065**<br>(0.028)  | 0.085**<br>(0.041)  | 0.076*<br>(0.041)   |
| 资本数量(log)     | 0.507***<br>(0.061) | 0.490***<br>(0.059) | 0.554***<br>(0.052) | 0.553***<br>(0.052) | 0.398***<br>(0.062) | 0.408***<br>(0.062) |
| 控制变量          |                     |                     |                     |                     |                     |                     |
| 人口数量(log)     |                     | 0.038<br>(0.066)    |                     | -0.062<br>(0.096)   |                     | 0.518<br>(0.475)    |
| 产品出口比重(%)     |                     | 0.002<br>(0.002)    |                     | -0.001<br>(0.004)   |                     | 0.004<br>(0.003)    |
| 是否为沿海地区 (是=1) |                     | 0.328<br>(0.337)    |                     | -0.527<br>(0.321)   |                     | 0.279<br>(0.338)    |
| 是否为通商口岸(是=1)  |                     | 0.619***<br>(0.138) |                     | 0.152<br>(0.133)    |                     | 0.294**<br>(0.115)  |
| 常数项           | 4.724***<br>(0.452) | 4.013***<br>(1.252) | 4.219***<br>(0.356) | 5.257***<br>(1.736) | 4.573***<br>(0.472) | -4.203<br>(8.190)   |
| 观测值           | 466                 | 466                 | 267                 | 267                 | 173                 | 173                 |
| R-squared     | 0.663               | 0.679               | 0.856               | 0.857               | 0.888               | 0.892               |

说明：以上估计结果均对地区固定效应进行控制。

括号内为稳健性标准误差。

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

除了以上通过生产函数方法获得要素投入产出弹性识别童工使用对工业部门产出绩效的影响外，我们又就童工投入对产出的贡献率进行测算。我们首先根据表2对不同工业部门童工使用占该行业劳动力的比重进行分组，然后按照将方程（2）两边同时除以  $\ln Y_{ij}$ ，进而得到方程（3），从而可以对不同工业部门主要生产要素投入的贡献率进行估算。

$$1 = \frac{\ln A}{\ln Y_{ij}} + \alpha \frac{\ln K_{ij}}{\ln Y_{ij}} + \beta_1 \frac{\ln L_{maleij}}{\ln Y_{ij}} + \beta_2 \frac{\ln L_{femaleij}}{\ln Y_{ij}} + \beta_3 \frac{\ln L_{childij}}{\ln Y_{ij}} \dots\dots (3)$$

从方程（3）中可以分别得到资本、男工、女工与童工各自对产值的贡献率，即  $\alpha \ln K_{ij} / \ln Y_{ij}$

资本的贡献率、 $\beta_1 \ln L_{maleij} / \ln Y_{ij}$  男工的贡献率、 $\beta_2 \ln L_{femaleij} / \ln Y_{ij}$  女工的贡献率、

$\beta_3 \ln L_{childij} / \ln Y_{ij}$  童工的贡献率。计算得出的投入要素贡献率在表 6 给出。

通过要素投入产出弹性的分析,表 6 给出了按照不同童工使用规模划分的各工业部门各种投入要素对产业绩效影响的贡献率。在童工使用比例大于 20% 的行业中,童工贡献率平均为 3.6%。其中机械及金属制品制造业童工贡献率最高为 3.97%。而在童工使用规模占全体劳动力 10%~20% 的行业中,平均童工对产出绩效的贡献率仅为 3.04% 左右。其中纺织工业最高为 3.58%,服用品制造业次之为 3.37%,最后为建筑材料业为 2.18%。其余童工使用不足 10% 的行业,童工对产出绩效的贡献度基本为 0。

由此可见,在近代中国工业化早期阶段,童工使用成为各个行业的普遍现象。但对于多数行业而言,童工并非是必须使用的重要劳动工具。多数童工使用占劳动力比重不足 10% 的行业中,童工的贡献度基本为 0。即使在那些童工使用占比超过 10% 的行业,童工的贡献度也仅有 3%。因此,可以看到童工对近代工业发展没有实际上的贡献,反而是一种对未成年人的摧残与严重剥削。

表 6 民国时期不同种类劳动力对经济绩效贡献率

| 行业部门     | 童工比重    | 资本贡献率<br>(%) | 男工贡献率<br>(%) | 女工贡献率<br>(%) | 童工贡献率<br>(%) |
|----------|---------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| 冶炼业      |         | 38.64%       | 22.55%       | 0.00%        | 3.56%        |
| 机械及金属制品业 | 大于 20%  | 38.38%       | 24.56%       | 4.53%        | 3.97%        |
| 造纸印刷业    |         | 39.16%       | 24.71%       | 4.53%        | 3.93%        |
| 家具制造业    |         | 36.96%       | 21.07%       | 0.00%        | 3.01%        |
| 建筑材料业    |         | 48.99%       | 14.79%       | 0.00%        | 2.18%        |
| 纺织工业     | 10%~20% | 52.06%       | 19.57%       | 4.74%        | 3.58%        |
| 服用品制造业   |         | 50.23%       | 18.85%       | 4.70%        | 3.37%        |
| 饰物仪器制造业  |         | 45.21%       | 19.21%       | 1.75%        | 0.00%        |
| 化学工业     |         | 46.04%       | 19.84%       | 2.53%        | 0.00%        |
| 土石制造业    |         | 48.37%       | 21.82%       | 1.87%        | 0.00%        |
| 其他工业     | 0~10%   | 47.01%       | 17.89%       | 1.90%        | 0.00%        |
| 交通用具制造业  |         | 48.45%       | 21.20%       | 0.00%        | 0.00%        |
| 皮革及橡胶制造业 |         | 43.00%       | 18.79%       | 2.43%        | 0.00%        |
| 饮食品制造业   |         | 44.63%       | 19.99%       | 2.44%        | 0.00%        |
| 水电业      |         | 50.53%       | 16.29%       | 0.00%        | 0.00%        |
| 木材制造业    |         | 44.45%       | 17.45%       | 1.24%        | 0.00%        |

#### 四、结 论

童工问题是近代工业化过程中不可避免的重要问题。童工的使用不仅对儿童身心健康造成巨大伤害,而且对未来人力资本的形成与供给也产生巨大影响。本文主要利用 20 世纪 30 年代《中国工业调查报告》提供的数据,对近代中国工业化过程中童工使用的空间地理和行业分布特征,以及这些童工使用对所在行业经济绩效的影响及贡献程度进行考察。

首先,近代中国童工使用呈现出显著的地域性和行业性特征。在地域上,上海、江苏、四川、河北成为童工主要分布地区。而从行业分布来看,纺织工业、造纸印刷业是童工使用较多的行业。其次,从童工对经济绩效影响的实证研究发现,总体上,童工使用不能提高工业行业的经济绩效,但当童工占总劳动力比重超过 10%,童工使用数量每增加 1%,商品总

值增加 0.07%左右；童工对商品产值的贡献率约为 3%。

通过以上分析，我们可见在近代中国工业化早期阶段，童工使用成为各个行业的普遍现象。但对于多数行业而言，童工并非是必须使用的重要劳动工具。虽然童工占有劳动力比重较高，但童工使用的贡献度仅有 3%。因此，可以看到童工对近代工业发展没有实际上的贡献，而大量童工的使用反而是一种对未成年人的严重剥削。

## 参考文献

- [1]陈真，1961.《中国近代工业史资料》，北京：三联书店。
- [2]丁勇华，吕佳航，2008. “试论 1920、1930 年代上海童工问题”，《上海大学学报》（社会科学版），（15）2： 91-98。
- [3]杜恂诚，2014.《民族资本主义与旧中国政府（1840-1937）》，上海：上海人民出版社。
- [4]刘媛，2014. “1927-1937 年上海童工的收入与消费研究”，《聊城大学学报》（社会科学版），2：
- [5]刘大钧，1937.《中国工业调查报告》，南京：经济统计研究所。
- [6]鲁运庚，2004. “中国共产党对童工问题的早期认识和主张”，《山东师范大学学报》（人文社会版），（49）3： 139-142。
- [7]鲁运庚，尹明明，2003. “工业化时期东西方童工问题比较研究”，《甘肃社会科学》3： 127-131。
- [8]尹明明，2005. “清末民初劳工立法中的童工保护”，《山东师范大学学报》（人文社会科学版），（50）4： 122-125。
- [9]尹明明，鲁运庚，2003. “20 世纪初中国的童工问题研究”，《山东师范大学学报》（人文社会版），（48）3： 87-89。
- [10]孙毓堂，1957.《中国近代史工业资料》第一辑，北京：科学出版社。
- [11]汪敬虞，1957.《中国近代工业是资料》（第二辑），北京：科学出版社。
- [12]王清彬，王树勋，樊弘，林松河，陶孟和，1928.《第一次中国劳动年鉴》，北平：和济印书局。
- [13]巫宝三，2011.《中国国民所得(一九三三)》，北京：商务出版社。
- [14]许涤新，吴承明，2003.《中国资本主义发展史》，北京：人民出版社。
- [15]国民政府内政部统计司《全国各县市土地人口调查》（1935）
- [16]邢必信，吴铎，林松河，张铁铮，陶孟和，1932.《第二次中国劳动年鉴》，北平：大北印书局。
- [17]严中平，1955.《中国近代经济史统计资料选辑》，北京：中国社会科学出版社。
- [18]Goldin, Claudia and Kenneth Sokoloff, 1982. “Women, Children, and Industrialization in the Early Republic: Evidence from the Manufacturing Censuses.” *Journal of Economic History*, Vol. XLII (4): 741-744.
- [19]International Labour Office (ILO), 2013. *Marking Progress against Child Labour: Global Estimates and Trends 2000-2012*. Governance and Tripartism Department, International Labour Office.
- [20]Ralph, Philip Lee, Robert E. Lerner, Standish Meacham, 1997. *World Civilizations*, 9th edition, W. W. Norton & Company

作者简介:

李楠, 上海财经大学经济史学系副教授、博士生导师, Email: li.nan@mail.sufe.edu.cn, 地址: 上海市武川路 111 号, 经济学院楼 517 室, 200433。

## **Use of Child Labor and Performance Research In the Process of Industrialization in Modern China: Research Based On the Data During the Period Of the Republic of China Industry**

**Li Lan**

**Shanghai university of finance and economic  
Department of Economic History**

**Abstract:** In this paper, we use the survey data of industry in the 1930s to have a research into the use of child labor and its impact on economic performance in the industry in early industrialization of China. The study found that: the use of child labor in modern China have the characteristics of universality, and has significantly regional and industrial characteristics. Among them, Shanghai, Jiangsu, Sichuan, Hebei became child labor's mainly distribution areas. And from the point of industry, textile industry, paper making and printing industry are sectors with much bigger absolute number of child labor. Moreover, from the empirical study of child labor use's impact on economic performance we can find: in general, child labor had no significant effect on increase of industry performance. But when the child labor accounted for more than 10% of the total workforce, if child labor quantity increases by 1%, total cost of the goods will increases by about 0.07%. Its contribution rate to the industry's commodity output value is only 3%. In this article we will not only research in detail the child labor's region but also its industry distribution in modern China. We will give empirical analysis on the impact of child labor using on industry performance, which further enriches the study and knowledge of child labor in modern China.

**Keywords:** the Period of the republic of China; Industrialization; Child labor; Economic performance

## 附录

附表 1：20 世纪 30 年代不同性质劳动力占各自全国总劳动力比重

| 地区  | 男工      | 女工      | 童工      |
|-----|---------|---------|---------|
| 南京  | 2.05%   | 0.18%   | 2.12%   |
| 上海  | 28.61%  | 37.72%  | 18.22%  |
| 青岛  | 2.10%   | 0.39%   | 1.03%   |
| 北京  | 2.56%   | 0.01%   | 8.16%   |
| 江苏  | 12.80%  | 26.35%  | 16.35%  |
| 浙江  | 6.43%   | 11.93%  | 4.34%   |
| 安徽  | 1.60%   | 0.24%   | 1.69%   |
| 江西  | 0.69%   | 1.13%   | 0.64%   |
| 湖北  | 7.80%   | 6.35%   | 3.41%   |
| 湖南  | 1.31%   | 0.27%   | 1.16%   |
| 四川  | 4.97%   | 1.91%   | 17.62%  |
| 河北  | 10.95%  | 0.76%   | 11.53%  |
| 山东  | 4.51%   | 1.00%   | 7.55%   |
| 山西  | 3.20%   | 0.42%   | 1.15%   |
| 河南  | 2.52%   | 0.83%   | 1.41%   |
| 陕西  | 0.19%   | 0.12%   | 0.47%   |
| 察哈尔 | 0.13%   | 0.00%   | 0.03%   |
| 绥远  | 0.08%   | 0.03%   | 0.10%   |
| 广东  | 6.01%   | 9.99%   | 2.64%   |
| 广西  | 0.37%   | 0.03%   | 0.36%   |
| 福建  | 1.12%   | 0.35%   | 0.03%   |
| 总计  | 100.00% | 100.00% | 100.00% |

数据来源：根据刘大均（1938）：《中国工业调查报告》（经济统计研究所）计算得出。

附表 2：20 世纪 30 年代各省不同性质劳动力占当地劳动力比重

| 地区  | 男工     | 女工     | 童工     | 总计      |
|-----|--------|--------|--------|---------|
| 南京  | 69.31% | 5.89%  | 24.80% | 100.00% |
| 上海  | 39.74% | 51.51% | 8.76%  | 100.00% |
| 青岛  | 73.92% | 13.48% | 12.59% | 100.00% |
| 北京  | 47.44% | 0.11%  | 52.45% | 100.00% |
| 江苏  | 28.85% | 58.40% | 12.75% | 100.00% |
| 浙江  | 32.70% | 59.66% | 7.63%  | 100.00% |
| 安徽  | 66.09% | 9.85%  | 24.06% | 100.00% |
| 江西  | 33.97% | 55.10% | 10.94% | 100.00% |
| 湖北  | 51.25% | 41.01% | 7.74%  | 100.00% |
| 湖南  | 66.33% | 13.36% | 20.30% | 100.00% |
| 四川  | 38.39% | 14.49% | 47.13% | 100.00% |
| 河北  | 69.79% | 4.76%  | 25.45% | 100.00% |
| 山东  | 55.64% | 12.12% | 32.24% | 100.00% |
| 山西  | 79.70% | 10.38% | 9.92%  | 100.00% |
| 河南  | 65.98% | 21.26% | 12.76% | 100.00% |
| 陕西  | 39.87% | 25.56% | 34.57% | 100.00% |
| 察哈尔 | 92.36% | 0.00%  | 7.64%  | 100.00% |
| 绥远  | 54.04% | 21.95% | 24.02% | 100.00% |
| 广东  | 35.88% | 58.66% | 5.45%  | 100.00% |
| 广西  | 70.92% | 5.76%  | 23.32% | 100.00% |
| 福建  | 76.01% | 23.32% | 0.67%  | 100.00% |

数据来源：根据刘大均（1938）：《中国工业调查报告》（经济统计研究所）计算得出。