

# 股票收益与通货膨胀：近代中国的长期视角<sup>\*</sup>

赵留彦 隋福民

**内容提要：**本文使用近代中国抗日战争之前的年度数据(1871—1936年)，以长期视角研究了上海股市的收益率与通货膨胀率之间的关系。在银本位下的温和通胀环境中，上海股市的实际收益与通货膨胀之间存在强烈的负相关关系。当通货膨胀预期提高时，股市不仅实际收益在下降，甚至名义收益也在下降。在高通胀环境中，尽管股市名义收益随通货膨胀而提高，但是实际收益下降幅度更大。与费雪效应的主张相反，近代中国的上海股市并没有对冲通货膨胀风险的功能。

**关键词：**股票收益 通货膨胀 近代中国

## 一、引言

根据著名的“费雪效应”，资产的事前(*ex ante*)名义收益率等于实际收益率加上预期通货膨胀率。如果股票的实际收益率取决于实际经济因素，而与货币因素独立，则股票实际收益不受预期通货膨胀影响。费雪效应意味着，预期的名义收益率应该与预期通货膨胀率一对一地变动。古典投资理论一般也假定通货膨胀导致所有价格和名义收入同比例增长，因而投资的实际收益并不受通货膨胀影响。这样，股票便是通货膨胀时期良好的保值品。然而，关于成熟市场的经验证据表明，股票实际收益与通货膨胀负相关，甚至名义收益也与通货膨胀负相关。<sup>①</sup>这似乎出乎研究者的意料，因为股票作为企业实际资产的所有权理应能对冲通货膨胀，因而被称作“股价一通胀之谜”。

关于负相关现象，现有文献给出了多种解释。“替代假说”(proxy hypothesis)认为股票收益与通货膨胀的负相关性本质上体现的是股票收益与未来实体经济的正相关性。一方面，股票实际价格由未来实际经济决定，股票高的实际收益预示着未来经济繁荣；另一方面，高通货膨胀则预示着未来经济衰退，因为预期经济衰退时实际货币需求下降，导致通货膨胀上升。这样给定对未来经济周期的预期，股票收益和通货膨胀将反向变动。如果忽略实际经济变量，直接回归股票收益和通货膨胀率，这相当于是以通货膨胀率替代了(反向的)实际经济。因而这种负相关性并不是因果关系。<sup>②</sup>“不确定性假说”是另外一个影响广泛的解释，它认为高的通货膨胀率会造成更大的通货膨胀不确定性，而通胀不确定性不利于企业经营，还会导致高贴现率。现金流减少和贴现率提高的共同结果是降低股票收益，

---

[作者简介] 赵留彦，北京大学经济学院副教授，北京，100871，邮箱：zhly@pku.edu.cn；隋福民，中国社会科学院经济研究所副研究员，北京，100836，邮箱：suifumin@163.com。

\* 本文为北京市哲学社会科学规划研究基地项目“市场整合与经济发展：近代京津都市圈实证研究”(批号：13JDJGB039)和国家自然科学基金项目“国际资本流动、货币国际化与货币政策：基于中国的理论与经验研究”(批号：71373011)的阶段成果之一。赵留彦感谢北京大学经济学院中青年教师科研种子基金的资助。感谢两位审稿人富有建设性的修改建议，所有文责由作者承担。

① Eugene Fama and William Schwert, “Asset Returns and Inflation”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, No. 2 (Nov. 1977), pp. 115 - 146.

② Eugene Fama, “Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money”, *American Economic Review*, Vol. 71, No. 4 (Sep. 1981), pp. 545 - 565.

所以股票收益与通货膨胀负相关。<sup>①</sup> 莫迪利亚尼 (Modigliani) 和科恩 (Cohn) 则通过“货币幻觉”来解释这种负相关。<sup>②</sup> 投资者使用的是加入通货膨胀后的名义利率来贴现未来股息,然而通货膨胀也降低了公司的实际债务负担,如果仅使用名义利率贴现就会导致股价下跌过度。坎贝尔 (Campbell) 和沃尔泰那霍 (Vuolteenaho) 证实美国股市存在货币幻觉效应,但不支持替代效应与不确定性假说。<sup>③</sup>

然而目前实证文献一般研究的是股市的短期收益。例如,作为早期一篇极有影响力的研究,法马 (Fama) 和施沃特 (Schwert) 使用的是月度、季度和半年度数据。<sup>④</sup> 关于当代中国股市的研究也是如此——这自然是因为当代中国股市的历史很短。<sup>⑤</sup> 尽管费雪效应本身并没有限定时间域,不过相比短期而言我们对长期数据的结果更感兴趣,这是出于以下原因:第一,从实践的视角,尽管市场中不乏短线交易者,然而大量投资者(例如公司管理者和控股股东)持股的时间非常长,他们关心的是长期股票对冲通货膨胀风险的能力而不是短期的波动。第二,从理论视角,短期中股票收益受随机冲击的影响很大,往往大幅偏离其基本面价值,因而短期股票收益和通货膨胀相关性的结论可能不稳健。事实上,研究者使用不同国家数据得到的结论并不完全一致。<sup>⑥</sup> 保德霍赤 (Boudhouch) 和理查森 (Richardson) 考察美国 1800 年之后长期时序数据也认为,股票实际收益率和通货膨胀率尽管在短期是负相关的,在长期中却是正相关的。<sup>⑦</sup> 在当坦 (Danthine) 和唐纳森 (Donaldson) 的理性预期均衡模型中,股票收益与实际产出冲击所导致的通货膨胀负相关,而与货币冲击导致的通货膨胀正相关。因而股票投资可用于对冲单纯由于货币扩张形成的通货膨胀风险。<sup>⑧</sup> 该理论结果并不排除通货膨胀和股票收益正相关的可能性,二者的相关性取决于通货膨胀的成因。

本文使用近代抗日战争以前中国大约 70 年间的年度数据,以长期视角研究股票收益与通货膨胀的关系。尽管这一时期上海股市在中国以及国际金融市场上都占有重要地位,然而研究者对其关注尚显不足。现有文献多是运用历史学、文献学方法,追求还原当时的市场形态,我们尚未见到系统的量化分析。事实上,对这一样本期的实证研究,除了可以弥补使用当代数据样本期过短的不足之外,还具有特殊的意义。当代经济中货币政策“相机抉择”而具有明显的内生性,因而通货膨胀和股票收益一样,一定程度上都是对实体经济的被动反映,因此将二者的相关性解释为因果性时应十分谨慎。而近代中国施行银本位制,同时欧美主要经济体均施行金本位制。在中国用作货币的白银在国际市场上只是普通商品。这样,中国的物价水平主要由国际银价决定,加之中国没有旨在执行货币政策的中央银行,因而货币供给和通货膨胀外生性特征明显。这样将二者相关性解释成通货膨胀对股票收益的影响相对可靠。

对近代中国的研究面临两个难点。一是有必要整理长期的股市和物价指数时间序列数据。因

① Burton Malkiel, “The Capital Formation Problem in the United States”, *Journal of Finance*, Vol. 34, No. 2 (May 1979), pp. 291 - 306; Michael Brandt and Kevin Wang, “Time-Varying Risk Aversion and Unexpected Inflation”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, No. 7, 2003, pp. 1457 - 1498.

② Franco Modigliani and Richard Cohn, “Inflation, Rational Valuation and the Market”, *Financial Analysts Journal*, Vol. 35, No. 2 (Mar. 1979), pp. 24 - 44.

③ John Campbell and Tuomo Vuolteenaho, “Inflation Illusion and Stock Prices”, *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 94, No. 2 (May 2004), pp. 19 - 23.

④ Eugene Fama and William Schwert, “Asset Returns and Inflation”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, No. 2 (Nov. 1977), pp. 115 - 146.

⑤ 雷明国:《通货膨胀、股票收益与货币政策》,博士学位论文,中国社会科学院研究生院,2003年。

⑥ 文献综述见 Peter Sellin “Monetary Policy and the Stock Market: Theory and Empirical Evidence”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 15, No. 4 (Sep. 2001), pp. 491 - 541.

⑦ Jacob Boudoukh and Matthew Richardson, “Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective”, *American Economic Review*, Vol. 83, No. 5, 1993, pp. 1346 - 1355.

⑧ Jean-Pierre Danthine and John Donaldson, “Inflation and Asset Prices in an Exchange Economy”, *Econometrica*, Vol. 54, No. 3 (May. 1986), pp. 585 - 605.

时隔太久,且当时并没有系统的股价指数编制,今天只能基于当时的个股价格和分红记录,重新编制股价指数。二是并没有现成的模型可以用来度量预期的长期通货膨胀率,因此我们采用工具变量方法。我们选择具有理论关系的工具变量——事后(*ex post*)通货膨胀滞后值以及长期利率——作为事前通货膨胀的代理工具,这样可以得到股票和通货膨胀事前关系的一致估计。

本文以下内容的结构安排是:第二部分是数据说明,介绍中国近代的股票、物价和利率数据;第三部分是模型以及股票收益和通货膨胀的关系;第四部分是总结。

## 二、数据说明

### (一)近代上海股票交易所简介

清末民国时期,上海证券交易所是远东最大的证券中心之一。清末随着洋务运动的兴起,一些中国企业也开始发行公众股筹集资金,用以扩大生产规模。19世纪60年代上海已有证券交易市场。例如,包括汇丰银行在内的13家公司名录出现在1866年6月上海报纸的“股份与股票”栏目中,这可视作正规的股票交易机制出现的大致时间。<sup>①</sup>早在1882年上海就出现了第一家股票经纪公司。1891年矿业股兴盛之际,一批来自欧美的股票经纪人成立了“上海股份公所”,这是上海最早的股票交易所(1905年更名为上海众业公所)。民国初年上海华商证券交易也得到发展,1914年上海的本国股票掮客成立“上海股票商业公会”,设立证券交易市场。关于交易场所、交易时间、交易方法、佣金等都有了制度化规定,已经具备交易所职能。<sup>②</sup>上海股票商业公会于1920年5月领到营业执照,获准成立“上海华商证券交易所”。而几乎同时(1920年7月),由虞洽卿牵头设立的“上海证券物品交易所”也正式开幕。这样上海的本国证券市场便有两处。1933年5月,“上海证券物品交易所”之证券部分并入“上海华商证券交易所”,上海的本国证券市场统一。1914年中国政府颁布了第一部《证券交易法》。清末民国时期,在北方的天津和北京也设立有小规模的证券交易市场,但是上海的主板交易所一直占据着主导地位,上海的股票发行和交易在20世纪二三十年代达到空前繁荣。1937年日本入侵上海后,依赖租界庇护上海股票交易仍得以继续。不过1941年12月8日因美日战争爆发、日本占领公共租界,上海股票交易所终被取缔。正式的交易所关闭后,股票交易黑市便产生了。1943年11月,敌伪政府又重新设立了“(伪)上海华商证券交易所”。该所存续时间不足两年,1945年8月伪政府解体,该所同时停业。

图1是样本期内上海股票市场的市值变动情况。晚清相当长时间内,股市规模总体上处于较低水平,不过增长速度较快。1871年底上海股票市值仅0.16亿两白银,清末1910年达到3亿两白银。20世纪20年代上海股市规模进一步迅速扩张。1921—1936年间,尽管市值波动很大,年均市值仍高达16亿两白银。为了能够给读者以股市规模的直观认识,表1列出了上海股市市值与同期中国货币存量的比值。进入民国之后,上海股市规模已经相当大。总体而言,上海股票市值与同期中国货币存量比率不低于20%,1920年代中期甚至超过70%。1935年受白银危机影响,尽管股市低迷,这一比率仍高达30%。可以对比今天中国股市的规模来认识该比率。2013年底中国沪深两市股票总市值与日本接近,在全世界仅小于美国。此时,沪深两市股票总市值占中国广义货币存量的比率为21.5%,占中国狭义货币存量的比率为72%。<sup>③</sup>尽管当代中国经济的货币化程度远高于民国时期,而且今天的货币统计口径与民国时期并不一致,不过这一对比仍能粗略说明民国时期上海股市的相

<sup>①</sup> Wenzhong Fan, “Construction Methods for the Shanghai Stock Exchange Indexes: 1870 – 1940”, <http://som.yale.edu/sites/default/files/files/SSE-CC.pdf>.

<sup>②</sup> 《上海证券交易所概述》,上海市档案馆编:《旧上海的证券交易所》,上海古籍出版社1992年版,第207页。

<sup>③</sup> 2013年底中国狭义货币存量(流通中货币加企业活期存款)为33万亿元人民币,广义货币存量(狭义货币存量加上企业定期存款、个人储蓄存款)为110.7万亿元人民币;沪深两市股票总市值23.76亿元人民币。数据来源:《中国统计年鉴(2014)》。

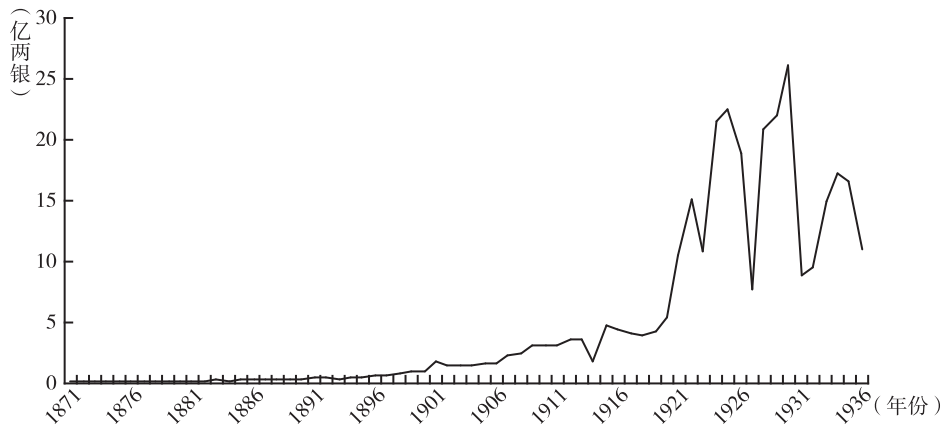


图1 上海股票市场市值

注:市值以上海两(即上海规元)计,1上海两合纯银1.08023盎司。1933年“废两改元”之后,货币单位改用元,我们以1元=0.72两兑换比率将此后的市值统一折算为银两。

数据来源:上海股价指数来自于耶鲁管理学院国际金融中心金融史项目,其中上海个股数据来自于1871年至1936年间的《字林西报》(The North China-Herald),采用每年12月底最后一个交易日的股价数据构建年度的市场指数。

对规模并不小,在当时中国的金融市场中占有举足轻重的地位,从而也不应将其简单视为一个完全投机性的市场。有研究者认为,20世纪20年代以后近代上海的金融市场完全变成了“公债市场”,只有在投机高潮时市场交易的股票数才较多。<sup>①</sup>这一论断或许还得进一步讨论。<sup>②</sup>

表1 上海股票市值与中国货币存量(年底数值)

年份	I 上海股票市值(亿两银)	II 中国货币存量(亿两银)	III 股票市值/货币存量(I/II)
1910	3.19	15.23	0.21
1915	4.81	16.24	0.30
1920	5.36	20.74	0.26
1925	22.56	28.98	0.78
1930	26.24	44.11	0.59
1935	16.65	55.92	0.30

注:股票市值和货币存量以上海两(即上海规元)计,1上海两合纯银1.08023盎司。货币存量是中国流通中货币(包括银两、银元、铜币和银行券)和银行存款的加总。

数据来源:股票市值数据来源见图1;货币存量来自 Brandt Loren and Thomas Sargent,“Interpreting New Evidence about China and U. S. Silver Purchases”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, No. 1 (Jan. 1989), pp. 31 - 52, Table 2,其中货币存量单位为元,我们以1元=0.72两兑换比率折算为银两。

鉴于上海股票市场规模较大,尽管当时中国的金融深化程度不足,却也没有理由将上海股票市场仅视作一个地方性的股权交易场所。事实上,当时市场上交易的股票既有华资股,又有外资股。股票的计价币种上,中国货币(银两)占主导地位,不过也有百分之三十左右的股票是以外币计价(见表2)。这也提供了该市场开放性的证据。虽然作者未获得当时投资者的结构特征的详细数据,不过

① 例如,成九雁、朱武祥:《中国近代股市监管的兴起与演变:1873—1949年》,《经济研究》2006年第12期;叶世昌等:《中国近代金融史》,上海:复旦大学出版社2001年版,第250—252页。

② 这一判断的重要依据是当时上海证券市场上股票的成交额远小于债券。然而,股票的换手率远低于债券是常见的现象。例如,2013年上交所债市为证券总规模的1/10,却贡献了证券成交额的3/4(2013年12月底,上交所市场股票市值15.1万亿元,债券托管量1.7万亿元;当年股票成交金额22.96万亿元,债券成交金额62.6万亿元)。数据来源:大智慧网站,http://www.gw.com.cn/news/news/2014/0226/200000317729.shtml。

有理由认为,至少在民国时期上海股票市场已经具有一定的国际化程度。近代中国传统农业经济占据优势,总体经济落后、货币化程度低,毫无疑问,绝大多数国人并不会参与到股市中去。不过,我们认为这并不会构成资产定价规律发挥作用的障碍。

表 2 上海股票交易所股票的计价币种

年份	股票总数	计价货币				
		银两 (Tael)	英镑 (Sterling Pounds)	美元 ( \$ )	港元 (Hkg \$)	其他币种
1910	119	87	3	29	/	/
1915	98	80	2	16	/	/
1920	105	77	4	9	14	1
1925	110	78	4	9	15	4
1930	135	86	6	17	22	4
1935	119	78	13	23	2	3

注:股票总数是当年底有交易记录的各种货币计价的股票数目加总。

数据来源:同图 1。

## (二) 上海股市指数和收益率

本文采用的是 1871—1936 年的年度数据。尽管上海股票交易所一直持续到 1941 年,然而,1937 年抗日战争爆发初期中国现代工业相对发达的上海以及华东地区便被日本侵占,毫无疑问,战争会对上海上市公司经营以及物价水平造成重大影响,因此我们排除了战时样本。上海股市数据来自于耶鲁管理学院威廉·高兹曼(William Goetzmann)教授主持的国际金融中心(International Center for Finance)金融史项目。该项目建立了 19 世纪以来全球多个市场(含上海)的个股价格数据库。<sup>①</sup> 其中上海个股数据来自于 1871 年至 1936 年间的《字林西报》(*The North China-Herald*),这是一家上海出版的最有影响力的英文报纸。该报纸每周都列有详细的股票清单,其信息来源于经纪商比赛特(J. P. Bisset)公司。该数据库使用所能获得的所有个股价格和分红信息,构建了年度的股价指数和收益序列。样本期内绝大部分时间,该报纸记录了每周的交易价格、买卖报价(bid-ask prices)及数量。该数据库采用每年 12 月底最后一个交易日的股价数据构建年度的市场指数。当最后一个交易日没有成交记录时,则使用之前最近的买卖报价均值。当时上海股票的计价币种并不相同,有的用中国货币(银两)计价,有的则使用美元、英镑或者港元计价。该数据库通过当时的汇率均折算为银两计价。另外,当股票拆分或者增发时,股价进行了相应的调整。这样,可构建上海股票交易所年度  $t$  的价值加权总收益率:

$$TR_t = \sum_{i=1}^n w_{i,t-1} \frac{P_{i,t} + D_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}}$$

其中  $P_{i,t}$  是  $t$  年末个股  $i$  的价格,  $D_{i,t}$  是年度  $t$  内个股  $i$  的分红。以滞后一期的个股市值作为权重:

$$w_{i,t-1} = \frac{P_{i,t-1} S_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^n P_{i,t-1} S_{i,t-1}}$$

其中  $S_{i,t-1}$  是滞后一期的个股  $i$  总股数。

记 1870 年股价指数为 100,考虑红利复权后的 1871 年的股价指数为  $100 \times (1 + TR_{1871})$ ,以此类推,红利复权后的年份  $t$  股价指数为  $100 \times (1 + TR_{1871})(1 + TR_{1872}) \cdots (1 + TR_t)$ 。红利复权后的股价指数见图 2。总收益率可分解为资本利得率(Capital Appreciation Return, CAR)和红利收益率(Dividend Return, IR)。其中,资本利得率为:

<sup>①</sup> <http://som.yale.edu/faculty-research/our-centers-initiatives/international-center-finance/data/historical-financial-research-data/shanghai-stock-exchange-project>.

$$CAR_t = \sum_{i=1}^n w_{i,t-1} \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}}$$

红利收益率  $IR_t = TR_t - CAR_t$ 。收益率的基本特征见表3,这将在下文详加说明。

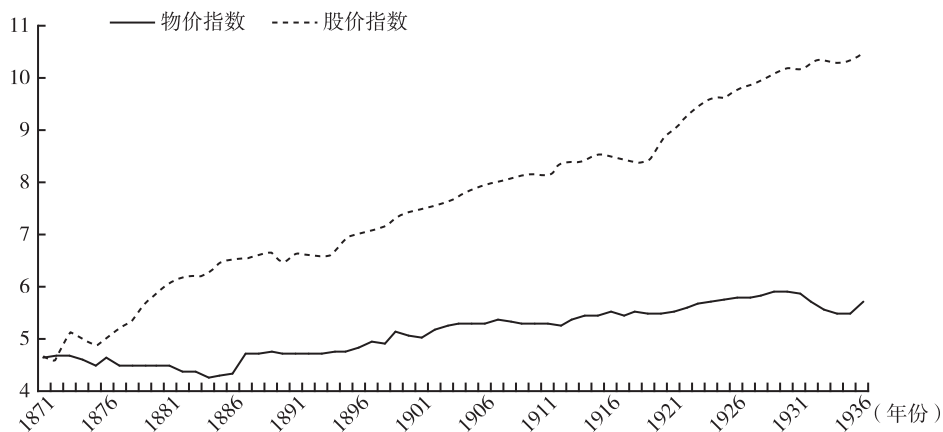


图2 年度股价指数与物价指数(对数值,1871—1936)

数据来源:上海股价指数来自于耶鲁管理学院国际金融中心金融史项目;上海个股数据来自于1871年至1936年间的《字林西报》(*The North China-Herald*),采用每年12月底最后一个交易日的股价数据构建年度的市场指数;物价指数为中国的出口物价指数,来自南开大学经济研究所编《南开指数年刊(1936年)》,第37—38页。

### (三) 中国物价指数

民国时期,唐启宇根据海关报告册中的商品价格记录编制了1867—1922年的中国物价指数。这是国人编制的最早且跨期较长的物价指数,不过仅涵盖28种商品。<sup>①</sup>中国官方编制指数始于1919年9月。当时财政部在上海设立驻沪调查货价局并编制上海物价指数。自1928年全国政局统一之后,指数编制日渐完善,然而官方指数跨度很短。近代中国物价指数跨期最长且涵盖商品种类较多、相对可靠者,当为南开大学经济研究所编制的中国进出口物价指数(跨度为1867—1936年)。该指数与唐启宇指数性质相同,取自海关报告册。但其优势在于涵盖全部进出口商品种类;另外该指数还细分为进口物价指数和出口物价指数。相比而言,中国的出口物价指数能够更好地衡量中国的大宗商品批发价格水平,因此本文的价格指数采用这里的中国出口物价指数。<sup>②</sup>1867—1936年间的中国出口物价指数来自南开大学经济研究所编制的《南开指数年刊(1936年)》第37—38页。物价指数见图2。

样本期内中国基本处于银本位制度。<sup>③</sup>中国货币供给不能无限扩张,因而通货膨胀率会受到约束,不过并非没有通货膨胀。事实上,中国1936年的价格指数是1871年的2.61倍,折合通货膨胀年率为1.5%。中国的物价上涨很大程度上可以通过国际银价的下跌(即中国货币的贬值)来解释。<sup>④</sup>图3是中国物价指数和国际金银比价指数对数值的对照(1871年作为基期,两个指数均标准化为

① 最早的中国物价指数可追溯至英国人韦特莫尔(W. C. Wetmore)根据中国海关报告册编制的1873—1892年批发物价指数,日本币制委员会编制的中国批发物价指数起讫日期分别比Wetmore指数晚一年,即1874—1893年。然而这两种指数跨期很短,所涵盖商品种类也少。民国时期的研究者便认为,这种指数缺乏应用价值。“以上二种均为外国人代我编制之指数,其历史上之价值大于实用上之价值,吾人以历史上之纪念品目之可也”。冯年华:《中国之指数》,《经济统计季刊》第1卷第2期(1932年6月),第661—717页。

② 该指数与唐启宇指数均自1867年始,这是因为关册从该年开始用关银作为计价单位,全国各海关的货币单位才得以统一。关于该指数的详细介绍见何廉《中国六十年进出口物量指数物价指数及物物交易指数》,《经济统计季刊》第1卷第1期(1932年3月),第128—149页。

③ 1935年11月法币改革,中国由银元制度改行不可兑换的法币制度,这标志着过去长期施行的银本位制在中国的终结。

④ 关于国际银价变动对中国物价的影响机制,学术界的争议可概括为两类:货币渠道和汇率渠道。前者认为,国际银价下降→银流入→中国货币供给增加→中国价格水平上升;后者认为,国际银价下降→中国货币贬值→国际贸易中中国大宗商品价格提高→中国价格水平上升。见 Tai-kuang Ho and Cheng-chung Lai, “Silver Fetters? The Rise and Fall of the Chinese Price Level 1928 - 34”, *Explorations in Economic History*, Vol. 50, No. 3 (July 2013), pp. 446 - 462.

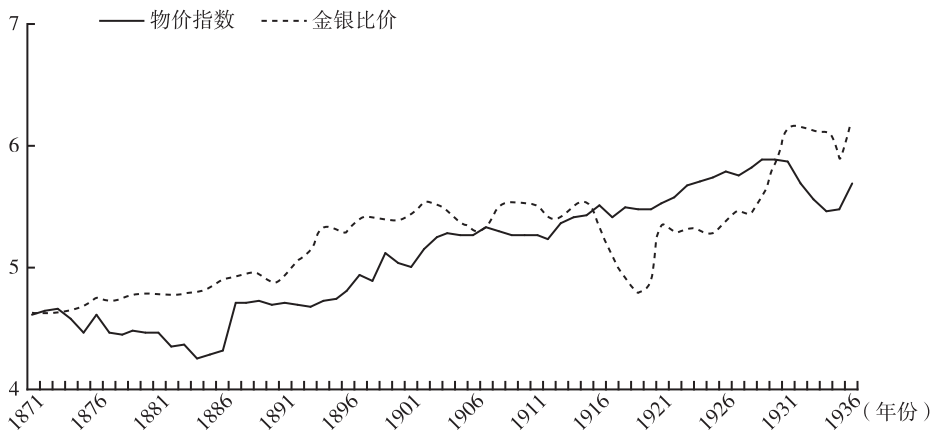


图3 中国的物价指数与国际金银比价指数(对数值,1871—1936)

数据来源:图中物价指数为中国的出口物价指数,来自南开大学经济研究所编《南开指数年刊(1936年)》,第37—38页;国际金银比价来自网站,<http://www.measuringworth.com/datasets/gold/result.php>。

100)。除了第一次世界大战之后白银的短暂升值之外,总体上白银的购买力相对于黄金具有明显的下降趋势,或者说中国货币相对于国际主要货币持续贬值。19世纪70年代之前,国际上金银比价长期处于15—16之间(即1盎司纯金约等于16盎司纯银),<sup>①</sup>但是在19世纪70年代之后,随着欧美主要经济体陆续改行金本位,金需求增加而银需求减少,金银比价开始迅速提高。至1936年高达77,银的购买力大幅贬值。1871—1936年间,以白银计价的中国商品价格累积上涨了161%,而金的价格相对于银上涨了380%。晚清民国时代金在防范通货膨胀风险方面的功能胜于银。<sup>②</sup>

#### (四) 主权债券收益率

除了股票收益和通货膨胀数据之外,我们还用到主权债券的名义利率作为通货膨胀预期值的工具变量。要搜集样本期内中国主权债券的名义收益率序列并不容易。相比对内债务,当时对外债务的记录相对完整。1861年清政府为平定太平天国而向外商借款,这开了举外债的先河,此后因战争政府频繁举外债成为常态。1900年之前清政府的外债一般以海关税收作担保。1901年庚子赔款之后,因清政府债务规模骤然扩大,海关税收不足以提供担保,新增债务一般以国内盐税和厘金收入为担保。<sup>③</sup> Goetzmann等整理了1861—1937年中国每笔外债(包括向外国银行借款以及在国外市场发行债券融资)的规模和利率。<sup>④</sup>不过这只是债务发行时的票面利率(或者银行贷款时确定的利率),并非基于实际筹资额的成本,因为当时中国政府的债券普遍折价发行。即使假设债券平价发行,那么发行时的票面利率反映了当年市场名义收益率水平,这一数据集的使用仍然并不完美。有时连续多年没有一笔新增债券发行(或银行借款),这时便无法衡量利率水平。

全球金融数据库(Global Financial Database)整理了1880—1940年中国政府债券的季度收益率序列。这是伦敦市场上中国政府债券的收益率,该数据初始记录于经济学家(The Economist)杂志月度出版的“投资者月度手册”(Investors Monthly Manual)之中。使用的债券包括1874年发行的票面利率为

① 例如在美国金银复本位制时期,1837年和1878年美国国会法案两次均规定,1金元含纯金23.22格令(grains),而1银元含纯银371.25格令,美国法定的金银比价即为15.99。见 Officer Lawrence, *Between the Dollar-Sterling Gold Points: Exchange Rates, Parity, and Market Behavior*, Cambridge: Cambridge University Press, 1996, p. 15.

② 不过,黄金的作用也仅局限于保值,并没有高收益。中国的投资者如果购买黄金,这一时期的年化实际收益率仅为0.7%。

③ 清政府在1901年与西方十一国签订的《辛丑条约》中规定,中国向西方列强赔款关平银四亿五千万两,年息4%,分39年还清。这次赔款的本息以中国海关税收担保,基本耗尽了中国未来的关税。

④ Goetzmann William, Ukhov Andrey and Zhu Ning, “China and the world financial markets 1870 - 1939: Modern lessons from historical globalization”, *Economic History Review*, Vol. 60, No. 2(Spring 2007), pp. 267 - 312.



8%的台湾战争借款,1885年由巴林兄弟投资银行(Baring Brothers)做承销商发行的票面利率为6%的英镑债券,以及1912—1913年在伦敦、巴黎、法兰克福和圣彼得堡发行的“善后借款”,票面利率5%。前两种债券以中国的海关税收担保,而后者以中国盐税、关税以及税源较丰富的直隶、山东等四省的中央税作担保。本文采用这一数据序列作为中国主权债券的名义收益率。这一序列为季度频率,而本文使用的为年度频率,我们将一年内各季度值平均作为年度值。因该序列自1880年起,此前1871—1879年数据则采用Goetzmann等整理的中国当年新借外债的票面利率,若某年有多笔新借外债,则使用这些外债票面利率的均值;若某年没有新借外债,则使用最近的前后两笔外债票面利率均值。数据见图4。

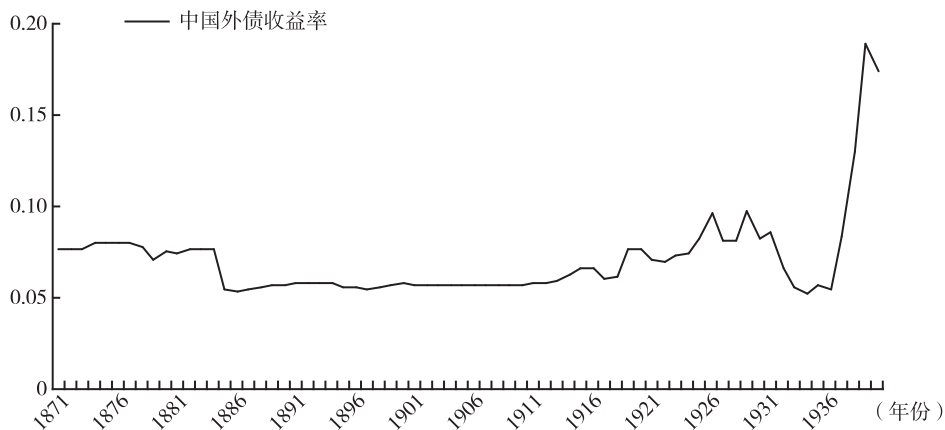


图4 中国主权外债收益率(1871—1940)

数据来源:1880年之后数据来自全球金融数据库(Global Financial Database);1871—1879年数据采用Goetzmann等整理的中国当年新借外债的票面利率。

### 三、股票收益与通货膨胀

#### (一)初步分析

投资者关注的重点不是名义货币价值的增长,而是购买力的增长,即根据通货膨胀进行调整后的货币价值。图2是股价指数与物价指数的对比。显然,从整个样本期来看,股票的收益远超过了通货膨胀。上海股市的收益率见表3。抗战之前,中国股票的年均名义收益率为8.98%,扣除1.66%的通货膨胀后,实际收益率为7.32%。这意味着投资上海股票市场的实际购买力平均约每10年翻一番。近代上海股市的收益率尽管不及同时期的美国纽约股市,不过相差并不悬殊。<sup>①</sup>

尽管年度之间股票市场的短期波动剧烈,然而长期来看股票市场的实际收益仍然是比较稳定的。将1936年前的样本等分成3段:1871—1893年实际收益率最高,年均8.68%;其次是1916—1936年,年均8.21%;最低是1894—1915年,年均6.06%。3个时期通货膨胀率的排序则正相反。仅从3个时段粗略来看,随着通货膨胀率提高,虽然股票的名义收益率有所提高,实际收益率却在下降。股票并不能完全对冲通货膨胀风险。换言之,股票名义收益与通货膨胀并非一对一地变动,费雪效应在中国这段历史上可能并不成立。这一特征在抗战时期的数据上体现得更为明显。作为对照,我们还考虑了1937—1940年抗日战争期间的数据。股市数据的来源与战前数据来源相同;因为战争南开大学经济研究所的“中国进出口物价指数”已经在1937年终止编制,我们采用上海批发物

<sup>①</sup> 1872—1936年间,美国标准普尔(S&P)综合指数的实际收益率(实际资本利得率与红利收益率之和)为8.73%。数据源自罗伯特·席勒(Robert Shiller)个人主页, <http://aida.wss.yale.edu/~shiller/data.htm>。



价指数来代表价格水平。<sup>①</sup> 1937—1940年间的年均通货膨胀率高达45%，尽管股票的名义收益率也有大幅提高，年均实际收益却为-19%，1940年的股票实际价格仅相当于战前1936年的42%。不过，对这一时期通货膨胀与股票收益因果关系的解释应当谨慎。显然外敌入侵才是同时导致高通胀和股市崩溃的根源。

表3 股票市场的年化收益率与通货膨胀率

时期	名义总收益率 (%)	资本利得率 (%)	红利率 (%)	通货膨胀率 (%)	实际总收益率 (%)
全样本					
1871—1936	8.98	6.46	2.52	1.66	7.32
1871—1940	9.98	7.57	2.40	4.20	5.78
子样本					
1871—1893	8.56	4.28	4.28	-0.12	8.68
1894—1915	9.30	7.25	2.05	3.24	6.06
1916—1936	9.08	7.91	1.17	0.87	8.21
1937—1940	26.21	25.68	0.53	45.46	-19.26

注：名义总收益率为股市资本利得率和红利率之和，实际总收益率为名义总收益率减去通货膨胀率。

数据来源：上海股市数据来自于耶鲁管理学院的国际金融中心 (International Center for Finance) 金融史项目；物价指数来自南开大学经济研究所编《南开指数年刊(1936年)》，第37—38页。

1871—1936年间中国股市的年度实际收益率以及5年滚动实际收益率见图5。1年期的实际收益率波动极为剧烈，约有1/3的年份里实际收益率是负值。不过，连续5年的平均实际收益却极少落在0以下。在抗战期间中国的股市表现极其糟糕，其负收益不必解释。而在抗战之前，尽管中国经历了多次影响深远的政局动荡——例如甲午中日战争的惨败、八国联军占据北京、清朝与民国的政权更迭、军阀混战等，不过上海的股市仍然有不错的表现。期间仅有三个时段的5年平均实际收益是负值：1890年前后、第一次世界大战期间和白银危机时期(1933—1935年)。第一个时段与一场起源于香港并很快波及上海的银行业危机有关。最后一个时段则是因为美国政府的白银收购政策导致了国际银价暴涨，并引起中国白银流出和货币升值，引起了中国严重的通货紧缩和经济衰退，并最终迫使中国在1935年11月放弃了银本位。<sup>②</sup>

不过，第一次世界大战期间中国股市的负收益则可能有点令人意外。毫无疑问，这是因为战争的影响，上海虽然远离一战的中心欧洲，经济金融方面也不可避免地受到战争的负面冲击。<sup>③</sup> 然而，传统观念认为，第一次大战期间由于帝国主义忙于战争而放松了对中国的经济侵略，因此中国的工业发展迎来了一个短暂的“黄金时期”。<sup>④</sup> 如果我们接受股价近似反映了企业的盈利能力的命题，那么上海股市的表现便不太容易解释。尤其是我们注意到，一战之前上海股市并没有大幅度的上涨——1909—1913年间上海股市年化实际收益率为5.12%，低于样本均值。因此一战期间上海股市的下跌不应通过泡沫破灭来解释。事实上，一战期间中国经济“黄金时期”的流行观点是有争议的。例如，费维恺 (Feuerwerker) 认为第一次世界大战使外国对中国的直接投资骤减，而中国经济严重依赖外国直接投资，因此很多工业项目因缺乏所急需的设备而不得不停工或者延后。<sup>⑤</sup> 根据罗斯基

① 数据来源：中国科学院上海经济研究所、上海社会科学院经济研究所编：《上海解放前后物价资料汇编》，上海人民出版社1958年版，第47页。

② Milton Friedman, “Franklin D. Roosevelt, Silver, and China”, *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 1 (Feb. 1992), pp. 62–83.

③ 类似地，美国虽然也远离一战的中心，其股市在一战期间(1914—1918年)也是负收益，5年间累计下跌15% (数据来源自Robert Shiller个人主页，<http://aida.wss.yale.edu/~shiller/data.htm>)。

④ 例如，中学教科书《中国历史(八年级上册)》，北京：人民教育出版社2006年版，第101页。

⑤ Albert Feuerwerker, “Economic Trends in the Republic of China, 1912–1949”, in Denis Twitchett and John King Fairbank, eds., *The Cambridge History of China*, Vol. 13, Taipei: Caves Books Ltd., 1983, p. 42.

(Rawski)的测算,1918年中国(不含东北三省)的生产投资指数相比1914年下降了40%。<sup>①</sup>上海股市的表现显然并不支持一战期间中国工业“黄金时期”的命题。

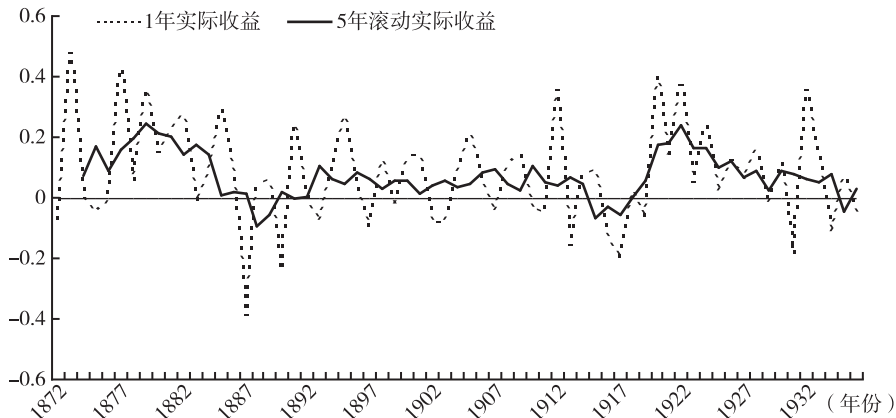


图5 股市1年实际收益率与5年滚动实际收益率(年化)

注:图中为连续复利实际年化收益率,其中5年滚动实际收益率(年化)是当年与此前2年和此后2年实际总收益率的均值。

数据来源:作者根据图2中股价指数和物价指数计算。

## (二) 股票收益与通货膨胀:事后关系

费雪效应有不同的表述形式。本文考虑最常用的形式,即资产预期的名义收益率与预期通货膨胀率一对一地变动。或者说,事前实际收益率与预期通货膨胀率不相关。公式表示为:

$$\sum_{i=1}^n r_{t+i} = \alpha_n + \beta_n E_t \left[ \sum_{i=1}^n \pi_{t+i} \right] + \varepsilon_{nt} \quad (1)$$

其中  $r_t$  是连续复利法计算的  $t$  期资产的名义收益率,  $\pi_t$  是连续复利法下的通货膨胀率,  $E_t(\cdot)$  是代理人在  $t$  期信息集下的条件期望值,  $\varepsilon_t$  是名义收益率的预期误差。正如法马(Fama)和施沃特(Schwert)指出的,费雪效应对于所有资产、所有时域都成立。<sup>②</sup> 因此  $n$  可取任意值。费雪效应意味着  $H_0: \beta_n = 1$ 。如前所述,关于成熟市场的多数经验文献并不认为事前名义利率和预期通货膨胀率之间存在正相关关系,更不用说更强的约束条件  $\beta_n = 1$  了。不过这些文献多数研究的是短期关系,我们则关注的是中国近代史上的长期数据关系。

我们分别将一年期、三年期和五年期股票名义收益率对同期的通货膨胀率进行回归:

$$\begin{aligned} r_t &= \alpha_1 + \beta_1 \pi_t + \varepsilon_{1t} \\ \sum_{i=1}^3 r_{t+i} &= \alpha_3 + \beta_3 \sum_{i=1}^3 \pi_{t+i} + \varepsilon_{3t} \\ \sum_{i=1}^5 r_{t+i} &= \alpha_5 + \beta_5 \sum_{i=1}^5 \pi_{t+i} + \varepsilon_{5t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中  $r_t$  和  $\pi_t$  分别是第  $t$  年股市名义收益率和通货膨胀率,  $\varepsilon_{it}$  是扰动项。如果事后来看,股市能够完全对冲通货膨胀风险,那么应有  $\beta_1 = \beta_3 = \beta_5 = 1$ , 即名义收益随通货膨胀一对一变化,或者说实际收益不受通货膨胀影响。否则,如果三个系数小于1,则股票并不能充分对冲通货膨胀风险。另外,由于股价短期波动的随机性极大,即使股票收益受通货膨胀影响,二者的关系在短期中也可能并不强。股票对冲通货膨胀的功能——如果有的话——在长期中可能体现得比短期中更为明显。于是,我们

① Thomas Rawski, *Economic Growth in Prewar China*, Berkeley: University of California Press, 1989, p. 245.

② Eugene Fama and William Schwert, "Asset Returns and Inflation", *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, No. 2 (Nov. 1977), pp. 115 - 146.

将对两个原假设  $\beta_1 = \beta_3$  和  $\beta_1 = \beta_5$  进行显著性检验。

为了进行  $\beta_1$ 、 $\beta_3$  和  $\beta_5$  的比较,我们联合估计模型(2)以得到系数的方差协方差矩阵。这等同于分别使用最小二乘法估计系统中的两个线性方程,然后使用正规方程的方差协方差矩阵计算参数估计值的相关系数。由于三年期和五年期的系数是根据交叠年度数据估计的,第二个和第三个方程的残差很可能存在较强的序列相关性,故被设定为 AR(1)过程。系统的估计结果见表4。

1871—1936年样本期,三个方程中,通货膨胀率的系数估计值都落在 0.05 至 0.2 的狭窄区间内,且与零无显著差异。参数约束检验表明, $\beta_1$ 、 $\beta_3$  和  $\beta_5$  的估计值也无统计上的显著差异。如果以股市实际收益率替换名义收益率,则三个方程中通货膨胀率系数的估计值分别为 -0.86、-0.80 和 -0.95,均显著小于零。也就是说,股市的名义收益与通货膨胀同向变化的程度很弱,更没有达到一对一的变化程度。平均而言,通货膨胀率提高一个百分点,股票的实际收益(相对于均值)将损失超过 0.8 个百分点。股市对冲通货膨胀的功能几乎不存在。

表 4 股票名义收益与同期的通货膨胀

	1 年期 ( $i = 1$ )	3 年期 ( $i = 3$ )	5 年期 ( $i = 5$ )
$\alpha_i$	0.088 (0.016 ***)	0.083 (0.019 ***)	0.091 (0.018 ***)
$\beta_i$	0.143 (0.205)	0.197 (0.189)	0.049 (0.262)
AR(1)	-0.185 (0.125)	0.603 (0.105 ***)	0.678 (0.098 ***)
$SE_i$	0.150	0.059	0.044
$R_i^2$	0.043	0.366	0.452
$DW_i$	1.808	2.073	2.118
$\beta_3 - \beta_1$		0.054 (0.278)	
$z_{\beta_3 - \beta_1}$		0.037 [0.845]	
$\beta_5 - \beta_1$		-0.093 (0.332)	
$z_{\beta_5 - \beta_1}$		0.079 [0.778]	

注:本表是使用 1871—1936 年样本期,关于股票名义收益率与同期的通货膨胀率关系的估计结果。三个方程分别是一年期数据、三年期数据(连续三年平均的年化名义收益率与同期的平均通货膨胀率)和五年期数据(连续五年平均的年化名义收益率与同期的平均通货膨胀率)的回归结果。 $SE_i$  是  $i$  期数据回归方程残差的方差。 $\beta_3 - \beta_1$  是使用三年期数据估计的通货膨胀率系数( $\beta_3$ )估计值与使用一年期数据估计的通货膨胀率系数( $\beta_1$ )估计值之差。 $z_{\beta_3 - \beta_1}$  是关于原假设  $\beta_3 = \beta_1$  检验的 Wald 统计量。 $\beta_5 - \beta_1$  和  $z_{\beta_5 - \beta_1}$  作类似解释。() 中是标准误,[] 中是 p 值。\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。考虑到方程残差可能存在序列相关性,我们设定其一阶自回归过程,AR(1) 是一阶自回归系数。DW 是残差的 Durbin-Watson 统计量。

模型(2)回归中使用的是事后实现的通货膨胀率,而费雪效应则强调的是事前的预期通货膨胀率。由于事后通货膨胀率等于其事前值加上预期误差,表 4 也可视作是自变量为含有测量误差的事前通货膨胀率的回归结果。这便导致有名的“自变量含测量误差”(errors-in-variables)的问题,此时理论上  $\beta_j$  的估计值是渐进有偏的。然而困难之处在于我们无法确定有偏的程度,于是接下来的问题便是如何对这种偏误进行修正,从而获得  $\beta_j$  的无偏估计量。

### (三) 股票收益与通货膨胀:事前关系

有两类方法可获得费雪方程中  $\beta_j$  的一致估计量。第一类是测量出通货膨胀预期,然后直接估计模型(2)。当代文献中,通过对厂商和家庭的随机抽样调查可以直接获得价格预期,<sup>①</sup>然而这一方法

① 例如,密歇根大学社会研究院(Institute for Social Research, ISR)定期发布 1948 年以来家庭对未来一年通货膨胀率预期的月度抽样调查数据。也有研究通过金融市场的某些指标来间接测量通货膨胀与此,因为一些金融指标——例如利率期限结构——具有经济“晴雨表”功能,一定程度上反映了对未来通胀的预期。

在本文并不可行。或者,设定通货膨胀预期的计量模型,该模型所产生的通货膨胀的统计预测值即可视为事前通货膨胀。近年来,随着理性预期理论和宏观计量技术的发展,该方法也广泛地为研究者采用。然而,其困难在于通货膨胀预期模型的设定,如果模型存在误设,估计量仍然可能不一致。

利用工具变量(IV)是解决“自变量含测量误差”问题,从而获得 $\beta_j$ 一致估计量的另一种方法。相比第一类方法,IV方法的优势在于不必设定通货膨胀预期模型,考虑到我们的问题中时间序列数据获取方面的困难,这一优势显得尤为重要。将模型(2)导出的正规方程写成如下形式:

$$\begin{aligned} E[(r_{t+1} - \alpha_1 - \beta_1 \pi_{t+1}) \otimes z_{1t}] &= 0 \\ E[(\sum_{i=1}^3 r_{t+i} - \alpha_3 - \beta_3 \sum_{i=1}^3 \pi_{t+i}) \otimes z_{3t}] &= 0 \\ E[(\sum_{i=1}^5 r_{t+i} - \alpha_5 - \beta_5 \sum_{i=1}^5 \pi_{t+i}) \otimes z_{5t}] &= 0 \end{aligned} \quad (3)$$

其中 $z_{1t}$ 、 $z_{3t}$ 和 $z_{5t}$ 分别为三个方程所使用的工具变量集。记工具变量的估计值为 $\beta_j^{IV}$ ,这便是模型(2)中 $\beta_j$ 的一致估计。为了提高参数估计的有效性,选择的工具变量要尽可能与现实中的通货膨胀预期相关,当然,还须与未预期到的通货膨胀不相关。另外一个假定是,工具变量与模型(2)中回归的误差项不相关。这是假定工具变量与股市的预期实际收益率不相关。这一假定在文献中并不鲜见。<sup>①</sup>下文中我们通过过度识别约束条件对这一假定进行检验。

我们尝试使用不同的工具变量估计模型(3)。第一类工具变量是期初主权债券的名义到期收益率。使用一定期限的无违约风险债券利率作为同期通货膨胀预期的度量指标是金融学文献中的通行做法。这是因为,无违约风险债券的名义收益率等于预期实际收益率加上预期通货膨胀率。如果债券的预期实际利率是常数并且市场是有效的,那么无违约风险债券的名义收益率和同期限的预期通货膨胀率的相关系数为1。尽管现实中并没有充分的理由保证预期实际利率是常数,不过只要预期实际利率波动相对预期通货膨胀率的波动较小,名义利率和预期通货膨胀率就会高度相关,从而可以作为预期通货膨胀的有效工具变量。因此,我们使用图4中的中国主权债券的名义到期收益率。<sup>②</sup>

第二类工具变量包括滞后的通货膨胀率。在实证文献中,习惯上使用过去通货膨胀率作为对未来通货膨胀率的预测值。例如早期的文献中,尼尔森 Nelson 在关于股票收益和事前通货膨胀关系的研究中,便应用了过去的通货膨胀率替代事前通胀率。<sup>③</sup>我们分别使用如下两组工具变量估计模型(3)。

$$\text{第一组工具变量: } z_{1t} = (1, R_t), z_{3t} = (1, R_t), z_{5t} = (1, R_t)$$

其中 $R_t$ 是 $t$ 期主权债的名义到期收益率。考虑到滞后的通货膨胀可能对于未来通货膨胀预期也有预测意义,第二组工具变量尝试加入滞后的通货膨胀率。

$$\text{第二组工具变量: } z_{1t} = (1, R_t, \pi_t), z_{3t} = (1, R_t, \pi_{t-3}), z_{5t} = (1, R_t, \pi_{t-5})$$

模型(3)有6个待估参数。采用第一组工具变量时,模型(3)有6个方程,与参数数目相同,模型是恰

① Eugene Fama and William Schwert, "Asset Returns and Inflation", *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, No. 2 (Nov. 1977), pp. 115 - 146.

② 有必要说明的是,这里我们使用的主权债券收益率作为工具变量并非完美,它存在着两方面的问题。一是模型(3)的三个方程中,分别以1年期、3年期和5年期债券的名义收益率作为工具变量方能与通货膨胀预期的期限匹配,然而我们使用的债券均为长期债,并没有短期债的详细数据。二是主权债务也不是完全无违约风险。图4显示,1916年之前中国外债的收益率一直很稳定,尽管这是中国政治的动荡时期。甲午战争后的《马关条约》(1894年)以及义和团运动后的《辛丑条约》(1901年)巨额赔款并未影响到中国政府债券的收益率,甚至1911年辛亥革命和清政府垮台背景下,债券的收益率仍旧波澜不惊。原因是这些债券以海关税、盐税等稳定的中央政府税收担保,并且这种税收一定程度上受外国人控制。而军阀割据时期(1916年袁世凯死至1930年蒋介石统一全国)外债收益率则有明显提高。事实上,整个20世纪20年代,中国的债务违约(包括外债和内债)时有发生,能够继续按期偿付本息的仅有直接由海关税收支持的少数外债(包括“善后借款”)。很显然,军阀割据导致了我国债务违约风险的增大。

③ Charles Nelson, "Inflation and Rates of Returns on Common Stock", *Journal of Finance*, Vol. 31, No. 2 (May 1976), pp. 471 - 483.

好可以识别的;采用第二组工具变量时,模型(3)有9个方程,这样便出现三个过度识别约束条件。这种约束可以通过GMM的 $J$ 统计量进行检验。<sup>①</sup>

使用1871—1936年的年度观测数据,两组不同的工具变量得到的估计结果见表5。使用第二组工具变量估计模型时,GMM的过度识别检验统计量并不显著。使用两组工具变量得到的结果没有实质差别,并且,每组工具变量条件下,一年期、三年期和五年期事前通货膨胀的系数也接近。使用第一组工具变量时, $\beta_1$ 、 $\beta_3$ 和 $\beta_5$ 的估计值均接近于-1(分别为-1.295,-1.017和-1.274)。通货膨胀预期每提高1个百分点,股市名义收益率将下降1个百分点,或者说实际收益率将下降2个百分点。应该说明的是,由于标准差较大,参数的估计值并不是十分精确。 $\beta_3$ 和 $\beta_5$ 估计值并不显著, $\beta_1$ 估计值也仅在10%水平上显著。<sup>②</sup>不过可以确信的是,这三个系数估计值都显著小于1。这意味着,通货膨胀预期提高时,股市收益率并不能同步地提高,因而股市的实际收益受到侵蚀。不仅如此,甚至股市的名义收益率也会下降。关于原假设 $\beta_5 = \beta_1$ 和 $\beta_3 = \beta_1$ 检验的Wald统计量都不显著,表明通货膨胀预期对股票收益率的效应在长短期并没有根本的差异。使用第二组工具变量的结果基本一致。此时,三个 $\beta_i$ 的估计值变化不大,仍然只有 $\beta_1$ 是显著的负值,并且三个系数都显著小于1。另外,关于原假设 $\beta_5 = \beta_1$ 和 $\beta_3 = \beta_1$ 检验的Wald统计量同样都不显著。

表5 股票名义收益与事前通货膨胀,GMM估计

	第一组工具变量			第二组工具变量		
	1年期 ( $n=1$ )	3年期 ( $n=3$ )	5年期 ( $n=5$ )	1年期 ( $n=1$ )	3年期 ( $n=3$ )	5年期 ( $n=5$ )
$\alpha_i$	0.109 (0.027***)	0.103 (0.024***)	0.108 (0.015***)	0.109 (0.026***)	0.098 (0.021***)	0.104 (0.016***)
$\beta_i$	-1.295 (0.696*)	-1.017 (0.710)	-1.274 (0.824)	-1.285 (0.625**)	-0.618 (0.456)	-0.829 (0.525)
$\chi^2$					5.466 [0.140]	
$\beta_3 - \beta_1$		0.278 (0.684)			0.667 (0.658)	
$z_{\beta_3 - \beta_1}$		0.165 [0.684]			1.028 [0.310]	
$\beta_5 - \beta_1$		0.021 (0.951)			0.456 (0.801)	
$z_{\beta_5 - \beta_1}$		0.001 [0.981]			0.323 [0.569]	

注:本表是使用1871—1936年度样本,关于股票名义收益率和事前通货膨胀率关系的广义矩估计结果,即估计方程系统:

$$E\left[\left(\sum_{i=1}^n r_{t+i} - \alpha_n - \beta_n \sum_{i=1}^n \pi_{t+i}\right) \otimes z_{nt}\right] = 0, \quad n=1,3,5$$

左侧栏是使用第一组工具变量的估计结果,三个方程所使用的工具变量分别是:

$$z_{1t} = (1, R_t), z_{3t} = (1, R_{t-3}), z_{5t} = (1, R_{t-5})$$

右侧栏是使用第二组工具变量的估计结果,三个方程所使用的工具变量分别是:

$$z_{1t} = (1, R_t, \pi_{t-1}), z_{3t} = (1, R_{t-3}, \pi_{t-3}), z_{5t} = (1, R_{t-5}, \pi_{t-5})$$

$\beta_5 - \beta_1$ 是两个参数估计值之差, $z_{\beta_5 - \beta_1}$ 是关于原假设 $\beta_5 = \beta_1$ 检验的Wald统计量。使用第二组工具变量时,系统存在三个过度识别约束条件,我们使用 $J$ 统计量对这种约束进行检验,该统计量渐进服从自由度为3(即约束条件数目)的 $\chi^2$ 分布。()中是标准误,[ ]中是p值。\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

<sup>①</sup> Lars Hansen, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, Vol. 50, No. 4 (June 1982), pp. 1029—1054.

<sup>②</sup> 这与表4中事后通货膨胀系数有所差别——事后通货膨胀系数的估计值十分接近于零。不过一致的是,事前和事后通货膨胀系数估计值的显著性不强。

## 四、结论

本文使用晚清至民国70年间的年度数据,以长期视角研究了上海股票收益与通货膨胀的关系。1937年日本入侵给上海股市带来致命性的打击,不仅抗日战争初期上海股票实际价格暴跌,而且股票市场也在二战开始之后被关闭。上海股票交易所重新设立则是半个世纪之后的事。尽管如此,抗战之前总体上上海股市的名义收益率远超过通货膨胀率。作为远东的重要新兴市场的上海股市的表现甚至相比美国纽约股市也并不逊色太多。

然而,战前上海股市的实际收益与通货膨胀之间却存在强烈的负相关关系。一方面,股市名义收益几乎不随事后通货膨胀而同向变化,即股票名义收益与事后通货膨胀之间相关性不强。另一方面,股市的名义收益反而随通货膨胀预期而反向变化,即股票名义收益与通货膨胀预期之间负相关——或者说,通货膨胀预期提高时,股市不仅实际收益在下降,甚至名义收益也在下降。这意味着,股市并没有对冲通货膨胀风险的功能,这一结论并不支持费雪效应。考虑到抗战爆发后的观测数据,股市的实际收益与通货膨胀之间仍存在强烈的负相关关系。不过,名义收益与通货膨胀却呈正相关,即股市具备了一定程度的对冲通货膨胀的功能,尽管这种对冲是不完全的。这意味着,在温和通胀环境中,名义收益与通货膨胀不相关或者负相关;在高通胀环境中,名义收益与通货膨胀正相关。尽管如此,股市实际收益与通货膨胀之间的负相关关系仍是稳健的。

近代中国施行银本位制,而同时世界主要经济体均施行金本位制。在中国用作货币的白银在国际市场上只是普通商品,中国的价格水平主要由国际银价决定,并且中国没有旨在执行货币政策的中央银行,因而中国的通货膨胀具有外生性特征。<sup>①</sup>这样,近代中国银本位下通货膨胀与股票收益的负相关性便可理解为通货膨胀对股票收益的负面影响。从这个意义上,我们的结论并不支持著名的“替代假说”。通货膨胀对股票市场的作用机制仍是一个值得进一步研究的课题。

### Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective in Prewar China

Zhao Liuyan Sui Fumin

**Abstract:** The extent to which the stock market provides a hedge against inflation is examined for the stock market in prewar China. We provide strong support for a negative relation between real stock returns and inflation over long horizons. In moderate inflation environment, when inflation was expected to increase, not only did the real returns decline, but also the nominal returns. It implies that stock investments provide no hedge against inflation. The result is inconsistent with the predictions of Fisher hypothesis. In high inflation period, the nominal returns moved with inflation, although the negative relationship between the real returns and inflation rates were robust. This suggests that it is important to distinguish the severity of inflation in the empirical research.

**Key Words:** Stock Return; Inflation; Prewar China

(责任编辑:王小嘉)

<sup>①</sup> 中国只是世界银市的需求方之一,国际银价并不为中国的需求所左右,而是由各种与中国经济无关的因素所决定。见 Tai-kuang Ho and Cheng-chung Lai, "Silver Fetters? The Rise and Fall of the Chinese Price Level 1928 - 34", *Explorations in Economic History*, Vol. 50, No. 3 (July 2013), pp. 446 - 462.