

近代中国若干年度政府购买时序 数据的估算(1903—1936)*

陈 昭 邓颖杰 杨广超

内容提要:本文利用近代中国若干年度已有的宏观经济数据——GDP、消费、进出口以及对外投资数据的估算,引入柯布—道格拉斯生产函数和国民收入核算方法估算出政府购买的时间序列数据,首次估算出我国1903—1936年的投资额并据此得到政府购买长序列数据,实证分析了近代中国财政收入与政府购买的关系,通过价格指数和进口额验证了投资数据的准确性。本文认为,通过柯布—道格拉斯模型中的人口、资本、GDP等数据得出的近代中国传统产业的投资额存在一定可信度,从而保证了政府购买时序数据估算的可靠性。

关键词:近代中国 政府购买 传统投资

近年来,中国学者对清末至民国初期经济数据的估算取得了一定成就,各种宏观经济指标皆有了参照系,由此对这一时间段的历史便可以从经济学的角度重新审视。尤其是1903—1936年34年间的经济数据相对较为齐全,就国民收入核算方法所需数据而言,只缺少政府购买(G)和投资总额(I),本文拟就这两个数据的估算问题做初步探讨,求教于方家。

一、文献综述

鸦片战争拉开了中国近代史的序幕,到1936年,先后经历了清政府、北洋军阀政府和国民政府的更替,时局的动荡必然对经济产生严重影响。人们通常都会认为那段时期的经济发展低迷甚至倒退,但叶孔嘉研究发现1936年与1911年相比,总产出有了明显可辨的增长。^①王玉茹也认为,中国经济在两次世界大战期间实力增强,且1920—1936年是中国近代经济史上增长速度最快的时期。^②这表明,近代中国的经济在半殖民地半封建社会的历史背景下仍然是不断发展的。

诸多学者对近代中国经济数据的估算都有较为深入的研究。在国民收入的研究方面,叶孔嘉估算了1931—1936年的GDP数值,^③巫宝三编制了1933年的国民生产所得,^④刘佛丁、王玉茹、于建玮估算了1850年、1887年和1914年的国民收入,^⑤张仲礼估计了19世纪80年代年度国民生产

[作者简介] 陈昭,广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心教授,广东,510006,邮箱:chenzhao2002@126.com。邓颖杰、杨广超,广东外语外贸大学硕士研究生,广东,510006。

* 本文为国家社会科学基金重大项目“近代中国经济指数资料整理及数据库建设”(批准号:16ZDA132)及广东省教育厅特色创新项目“近代中国50年货币供应量的估算与不可控外生机制研究(1887—1936年)”(批准号:2016WTSCX030)阶段性成果。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

① K. C. Yeh, “China’s National Income, 1931 – 1936”, in Chi-ming Hou and Tzong-shian Yu, eds., *Modern Chinese Economic History*, Taipei: The Institute of Economics, Academia Sinica, 1979.

② 王玉茹:《论两次世界大战之间中国经济的发展》,《中国经济史研究》1987年第2期。

③ K. C. Yeh, “China’s National Income, 1931 – 1936”, in Chi-ming Hou and Tzong-shian Yu, eds., *Modern Chinese Economic History*, Taipei: The Institute of Economics, Academia Sinica, 1979, pp. 95 – 128.

④ 巫宝三:《中国国民所得(一九三三年)》,商务印书馆2011年版,第727页。

⑤ 刘佛丁、王玉茹、于建玮:《近代中国的经济发展》,山东人民出版社1997年版,第90、95、101页。

总值,^①根据这些虽不连续但有一定时间跨度的 GDP 数值,刘巍和刘丽伟运用柯布—道格拉斯生产函数(以下简称 C—D 生产函数)估算出了 1927—1936 年的 GDP 数值,使其形成了连续的时间序列。^② 并且由于近代中国在国际贸易方面的资料最为完整,如进出口、汇率、关税等,刘巍利用这些资料分别从供求角度和进出口角度对 1913—1926 年和 1888—1912 年的 GDP 数值进行了估算,最终构成 1888—1936 年近 50 年间的连续时间序列。^③ 在消费的研究方面,张东刚对 1887 年、1917 年、1922—1925 年、1926 年、1927—1928 年、1929 年、1930 年、1931—1936 年的全国消费需求总额进行了估计,^④崔文生对 1887—1936 年的消费需求进行了估算,使其形成了完整的 50 年消费需求的时间序列数据。^⑤ 王玉茹将唐启宇和沃尔塞姆指数连接,得到 1867—1937 年(1913 年 = 100)的物价指数。^⑥ 这些近代中国宏观经济运行中主要变量的长时间序列资料,为之后近代中国的价格机制、货币理论和国民消费额等方面的研究奠定了坚实的数据基础和科学依据。在进出口数据的研究方面,南开经济研究所对中国在 1864—1936 年间的进出口净值进行了完整的汇编。^⑦ 关于投资额的研究方面,中国近代经济发展中传统生产部门投资的统计资料十分缺乏。罗斯基对 1903—1936 年中国近代化固定资本投资数据做出了估计,并对非近代化固定投资额也进行了一番探讨。虽然罗斯基利用 1895—1935 年日本农业支出与投入的数据对中国的农业投资进行了简单估算,但是由于缺乏相关材料,其投资数据的估算忽略了道路修筑业和房屋建筑业等固定投资的类别。^⑧ 尽管如此,陶一桃认为,由于罗斯基所估算的全国投资数据是近代唯一的 34 年连续数据,因而依然具有重大的研究意义。^⑨ 张东刚对中国 1887 年、1907 年、1922 年、1927 年、1931—1936 年国民生产中最大部门——农业投资的数值进行了估算,^⑩刘巍和刘丽伟还估算了 1927—1936 年的中国工农业固定资本。^⑪

至此,1903—1936 年间的 GDP、消费额、进出口净值和近代化性质的投资额数据已基本完整,只要估算出 1903—1926 年间的投资额数据,根据 GDP 的计算方法——支出法,便可得到政府消费支出。本文的组织结构如下:在第二部分,对 1903—1926 年投资数据以及 1903—1936 年政府消费数据进行估算;在第三部分,主要从财政收入和价格指数两个方面,对所估算的数据进行验证;最后是本文的结论。

二、近代中国若干年度经济数据分析与估算

(一) 1903—1926 年投资的数据

首先,利用 C—D 生产函数对人口、劳动力和固定资本存量进行估算,倒推出投资数据。C—D 生产函数的形式为:

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

(1)式中, Y 为产出,我们用 GDP 表示; L 为劳动力; K 为资本;参数 α 和 β 分别为 GDP 对劳动力的弹性与 GDP 对资本的弹性; A 可以视为效率参数,当 K 与 L 固定的时候, A 的大小直接影响 GDP。一般地,劳动力投入既可以用每年消耗的人时数度量,也可以用就业人数度量;资本投入既可以用固定资产净值度量,也可以用固定资产原值或资金投入度量。本文用就业人数来表示 L ,用 1933 年币

① 张仲礼著,费成康、王寅通译:《中国绅士的收入》,上海社会科学院出版社 2001 年版,第 281—323 页。

② 刘巍、刘丽伟:《1927—1936 年中国柯布—道格拉斯生产函数初探》,《求是学刊》1998 年第 3 期。

③ 刘巍:《对中国 1913—1926 年 GDP 的估算》,《中国社会经济史研究》2008 年第 3 期。

④ 张东刚:《近代中国国民消费需求总额估算》,《南开经济研究》1999 年第 2 期。

⑤ 崔文生:《近代中国 50 年居民消费数据估计(1887—1936)》,《广东外语外贸大学学报》2012 年第 2 期。

⑥ 王玉茹:《近代中国价格结构研究》,陕西人民出版社 1997 年版,第 23 页。

⑦ 南开大学经济研究所编印:《南开指数年刊,1936 年》,1936 年印刷,第 60 页。

⑧ 托马斯·罗斯基著,唐巧天等译:《战前中国经济的增长》,浙江大学出版社 2009 年版,第 243—258 页。

⑨ 陶一桃:《中国的近代化性质投资影响因素分析(1903—1936)》,《广东外语外贸大学学报》2015 年第 2 期。

⑩ 张东刚:《近代中国农业投资的估算与分析》,《南开经济研究》1996 年第 5 期。

⑪ 刘巍、刘丽伟:《1927—1936 年中国柯布—道格拉斯生产函数初探》,《求是学刊》1998 年第 3 期。

值的固定资产存量表示 K 。

我们设定(1)式为一次齐次的,则为:

$$Y = AL^\alpha K^{1-\alpha} (0 < \alpha < 1) \quad (2)$$

再设定生产技术规模报酬不变,则有:

$$A(\lambda L)^\alpha (\lambda K)^{1-\alpha} = \lambda AL^\alpha K^{1-\alpha} = \lambda Y \quad (3)$$

将(2)式两端取对数,得:

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \ln A + (1 - \alpha) \ln\left(\frac{K}{L}\right) \quad (4)$$

因此, $\ln A$ 和 $1 - \alpha$ 可以用最小二乘法进行估计。显然,我们必须掌握几组 Y 、 L 、 K 的数据才能进行估计。

1. 就业人数。根据刘大中和叶孔嘉对 1933 年人口职业分布所作的估计,就业总人数占总人口的 52% 左右。^① 费维恺和姜涛认为,这一分布情况在整个民国时期基本上没有变化。^② 基于此,刘巍根据 7.5‰ 的人口增长率和 1933 年大约 5 亿人口这两个数字,推出了 1927—1936 年的人口数和就业总人数。^③ 本文采用刘巍的方法,估算得到 1903—1926 年就业人数的数据,如表 1 所示。

表 1 1903—1926 年就业人数估算 单位:百万人

年份	1903	1904	1905	1906	1907	1908
就业人数	196.49	198.00	199.57	201.21	202.93	204.72
年份	1909	1910	1911	1912	1913	1914
就业人数	206.60	208.56	210.52	212.49	214.47	216.46
年份	1915	1916	1917	1918	1919	1920
就业人数	218.46	220.46	222.47	224.48	226.51	228.77
年份	1921	1922	1923	1924	1925	1926
就业人数	230.62	232.75	234.94	237.19	239.49	241.86

2. 产业的固定资本存量。罗斯基利用海关等机构所记载的水泥、钢铁和机械年消费量,估算了 1914—1936 年的近代方向固定资本投资额,参见表 2。吴承明也估算了若干年份中国产业固定资本的存量,参见表 3。

表 2 1914—1936 年中国近代方向的固定资本投资(1933 年币值) 单位:百万元

年份	1914	1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927
投资额	267	476	560	639	486	523	514	634	590
年份	1928	1929	1930	1931	1932	1933	1934	1935	1936
投资额	746	893	848	843	865	1 034	1 271	1 287	1 398

资料来源:托马斯·罗斯基著,唐巧天等译:《战前中国经济的增长》,浙江大学出版社 2009 年版,第 246 页。

表 3 1933 年币值的近代产业固定资产存量 单位:亿元

年份	1894	1914	1920	1936
资本额	2.50	25.62	29.93	86.82

资料来源:吴承明:《中国近代资本集成和工农业及交通运输业产值的估计》,《中国经济史研究》1991 年第 4 期。

显然,两位学者估计的投资额和固定资本存量存在着统计口径的差额,根据罗斯基的估算,1920—1936 年,近代方向固定资本投资额累计为 131.31 亿元;同时期,吴承明估计的固定资本存量

① Ta-chung Liu, Kung-chia Yeh and Twanmo Chong, *The Economy of the Chinese Mainland: National Income and Economic Development, 1933 - 1959*, Volume I, Santa Monica, CA: RAND Corporation, 1963, pp. 96, 269.

② 费正清主编,杨品泉等译,谢亮生校:《剑桥中华民国史》(上),中国社会科学出版社 1993 年版,第 42—44 页;姜涛:《近代乡村人口阶级结构稳定性初探》,《近代史研究》1994 年第 3 期。

③ 刘巍、刘丽伟:《1927—1936 年中国柯布—道格拉斯生产函数初探》,《求是学刊》1998 年第 3 期。

仅增长 56.89 亿元。因为吴承明的“产业资本”指近代化工业和交通运输业的资本；而罗斯基则是按水泥、钢铁和机械等资本货物的实际消费量来计算年投资额，因此有相当部分不在吴承明统计的产业资本额中。按照吴承明的资本统计口径计算资本存量，罗斯基的投资额则每年平均有 $\frac{56.89}{131.31} = 43.3\%$ 落入吴承明的产业资本额中，另 56.7% 大概落入农业、住宅、军事、手工业等部门。据此，我们将每年投资额的 43.3% 加在上年资本存量中，即 $K_t = K_{t-1} + 0.433I_t$ (K 为资本额， I 为投资额， t 为当期， $t-1$ 为上期，下同)，从 1936 年推向 1920 年。同理在 1914—1920 年间，罗斯基的投资额的 21.09% 落入产业资本额中，即 $K_t = K_{t-1} + 0.211I_t$ ，可推至 1914 年的固定资本存量。吴承明还估算出 1894 年的固定资本存量，我们用复利公式推算至 1903 年的固定资本存量为 17.92 亿元（1933 年币值），随后利用罗斯基 1903—1914 年的投资额数据得知，有 45.72% 落入了产业资本额中，此段时间即 $K_t = K_{t-1} + 0.457I_t$ ，最后得出 1903—1926 年固定资本存量的数据，如表 4 所示。

表 4 1903—1926 年中国产业固定资本存量（1933 年币值） 单位：亿元

年份	1903	1904	1905	1906	1907	1908
固定资本存量	17.92	18.21	18.68	19.01	19.78	20.44
年份	1909	1910	1911	1912	1913	1914
固定资本存量	21.21	22.17	22.88	23.58	24.47	25.62
年份	1915	1916	1917	1918	1919	1920
固定资本存量	26.01	26.52	26.96	27.43	28.36	29.93
年份	1921	1922	1923	1924	1925	1926
固定资本存量	32.36	35.13	37.24	39.51	41.74	44.49

3. 农业的固定资本存量。根据张东刚汇总的有关数据和刘巍的推算，^①有如下结论：1920 年的农业固定资本（不包括土地）为 81.418 亿元；每年农业投资总额中，约 30% 用于固定资本投资（包括农具、役畜、房屋、仓囤圈栏等），并认为当年全部转化为资本；1920 年，农业固定资产折旧率为 6%（此折旧率的估算还使用了吴承明估算的农业生产总值），考虑到近代中国农业部门整体的技术水平并无较大差异，因此这一时期每年的折旧率都可近似看作为 6%。如表 5 所示。

表 5 1907—1936 年农业投资额（1933 年币值） 单位：亿元

年份	1907	1922	1927	1931	1932
投资额	12.24	27.32	29.88	30.15	29.72
年份	1933	1934	1935	1936	
投资额	24.79	22.30	25.11	32.76	

资料来源：张东刚《近代中国农业投资的估算与分析》，《南开经济研究》1996 年第 5 期。

由于张东刚估计的投资额不完全连续，我们以 1907 年和 1922 年的平均数作为 1914—1921 年每年的投资额，以 1922 年和 1927 年的平均数作为 1923—1930 年每年的投资额。将上述数字换算为 1933 年币值，推算出 1914—1927 年的农业资本存量。如表 6 所示。将近代产业和农业固定资产合并在一起，便可得 1914—1926 年中国工农业固定资本。

表 6 1914—1927 年中国工农业固定资本存量（1933 年币值） 单位：亿元

年份	1914	1915	1916	1917	1918	1919	1920
固定资本存量	59.47	63.72	67.71	71.46	74.99	78.31	81.42
年份	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927
固定资本存量	84.35	87.87	91.18	94.29	97.21	99.96	101.87

① 张东刚：《近代中国农业投资的估算与分析》，《南开经济研究》1996 年第 5 期；刘巍、刘丽伟：《1927—1936 年中国柯布—道格拉斯生产函数初探》，《求是学刊》1998 年第 3 期。

4. 近代中国的总投资。将表 4 与表 6 的数据合并,便可得到 1914—1936 年的中国固定资本存量,至此 1914—1936 年的 Y 、 K 、 L 值都已掌握,带入(4)式线性方程估计 $\ln A$ 和 $(1 - \alpha)$ 值,得到如下的计量模型:

$$Y = 1.49L^{0.16}K^{0.84}$$

$$s_1 = 0.0444 \quad s_2 = 0.0897 \quad t_1 = 8.97 \quad t_2 = 9.36$$

$$R^2 = 0.86 \quad DW = 0.99 \quad F = 128.40$$

$\ln A$ 的标准差为 0.044,即 A 值是在一定范围内进行变化的, A 较小的变化便会导致固定资本存量和 GDP 较大的变化,由于吴承明估算出 1894 年的产业固定资本存量为 2.5 亿元(1933 年币值),再由 1894 年到 1903 年的 GDP 是增加的,按照模型修正后,我们根据 GDP 的增减,可以得到 1903—1913 年 A 的值,参见表 7。

表 7 1903—1913 技术进步 A 数值估算

年份	1903	1904	1905	1906	1907	1908
A 值	2.077	2.081	2.091	2.103	2.054	1.996
年份	1909	1910	1911	1912	1913	
A 值	1.999	2.007	1.906	1.801	1.871	

据此,我们计算出 1903—1913 年的中国固定资本存量总额,最终得到农业固定资本存量的时间序列。如表 8 所示。

表 8 1903—1913 年中国农业固定资本存量总额(1933 年币值) 单位:亿元

年份	1903	1904	1905	1906	1907	1908
资本额	42.96	43.35	44.10	44.22	45.24	46.31
年份	1909	1910	1911	1912	1913	
资本额	46.77	48.09	51.65	54.39	57.09	

根据计算结果再计算出 1903—1926 年农业的总投资额,换算成 1933 年币值。由于近代中国经济以农业经济为主,在非近代化投资中农业投资占据较大的比重,农业之外,包括手工业、道路修筑业和房屋建筑业在内的非近代化投资,由于相关材料实在匮乏,只能忽略其他固定投资类别,其中道路修筑业和房屋建筑业的投资也许很大。因此,得出的农业投资总额与近代方向的投资额的总和可近似看为近代中国总投资额,参见表 9、表 10。

表 9 1903—1914 年中国农业总投资额(1933 年币值) 单位:亿元

年份	1903	1904	1905	1906	1907	1908
投资额	11.38	9.89	11.17	9.22	12.24	12.61
年份	1909	1910	1911	1912	1913	1914
投资额	10.80	13.75	21.48	19.46	19.88	19.35

表 10 1903—1936 年中国总投资额(1933 年币值) 单位:亿元

年份	1903	1904	1905	1906	1907	1908
投资额	12.19	10.61	12.27	10.42	14.04	14.15
年份	1909	1910	1911	1912	1913	1914
投资额	12.58	15.98	23.14	21.09	21.95	22.02
年份	1915	1916	1917	1918	1919	1920
投资额	27.88	28.48	28.15	28.28	30.47	30.81
年份	1921	1922	1923	1924	1925	1926
投资额	31.65	33.71	33.46	33.83	33.74	34.94

续表 10

年份	1927	1928	1929	1930	1931	1932
投资额	35.78	36.06	37.53	37.08	38.58	38.37
年份	1933	1934	1935	1936		
投资额	35.13	35.01	37.98	46.74		

(二) 1903—1936 年政府购买的数据

根据 1903—1936 年间投资额数据,用国民收入核算方法 $GDP = C + I + G + (EX-IM)$, (C 为消费总额, I 为投资总额, G 为政府支出, $EX-IM$ 为净出口) 及已有的国民消费和进出口数据可估算出政府购买时序数据, 如表 11。

表 11 1903—1936 年中国的政府购买 (1933 年币值)

单位: 亿元

年份	1903	1904	1905	1906	1907	1908
政府购买	38.85	33.45	43.99	30.50	35.35	35.60
年份	1909	1910	1911	1912	1913	1914
政府购买	32.72	22.83	23.79	23.86	19.07	29.53
年份	1915	1916	1917	1918	1919	1920
政府购买	22.77	15.45	21.39	19.24	9.20	23.54
年份	1921	1922	1923	1924	1925	1926
政府购买	13.24	6.40	13.96	7.39	9.42	11.82
年份	1927	1928	1929	1930	1931	1932
政府购买	10.08	16.33	14.01	26.29	8.06	11.85
年份	1933	1934	1935	1936		
政府购买	19.66	20.17	14.62	8.65		

三、政府购买时序数据的实证分析

本部分将根据所得数据对模型进行修正,以得出合理数据。本文采用 1903—1936 年间政府税收、财政支出、政府盈余或赤字情况和物价指数等数据进行验证,政府购买可看作政府总收入与赤字减去转移性支出。根据对政府经济政策一般情况分析,通常政府税收越多,政府的可支配财政收入就越多,因此财政支出就会变多,相应的政府购买支出也会变多。其次,通货膨胀率也影响着政府投资或购买,通货膨胀意味着产出不变的条件下,货币购买力下降,物价上涨势头增大。因此,通货膨胀率与政府购买应该是正相关的。

理论函数表达如下:

$$G = f(R, P) \quad (5)$$

$$\frac{\partial G}{\partial R} > 0; \frac{\partial G}{\partial P} > 0$$

其中, G 为政府购买; R 为政府税收; P 为物价指数。

(一) 近代中国若干年度财政收入数据分析

1903—1911 年间,清政府财政收入膨胀的趋势十分明显。清前期,财政收入总量虽不断上升,但增长幅度不大,鸦片战争后,财政收入一直呈快速增长趋势。据记载,光绪二十九年(1903 年)岁入为 10 492 万两,光绪三十四年突破 2 亿两大关,达到 23 482 万两,宣统三年(1911 年)接近 3 亿两大关,达到 29 696 万两,与 1894 年甲午战争时期的 8 103 万两相比,增长了 2 倍多,而与鸦片战争时期 1841 年的 3 903 万两相比,增长了 6 倍多。据汤象龙记载,晚清关税在

3 000 万—3 600 万两左右,所占财政收入比重逐年增加,根据其占比能够得出晚清年间的财政收入总额。^①

经过北洋政府的改革,财政状况显然比清政府改善很多,根据孙文学的整理,千家驹记载 1913—1916 年北洋政府中央岁入分别为 41 267 万元、25 474 万元、13 067 万元、31 578 万元,1919 年为 49 042 万元,1925 年为 46 164 万元。^② 根据杨荫溥的资料,1917—1926 年的关税数据较为齐全,且较为可靠。^③ 由于北洋政府时期,关税依然是属于税收收入中占比较大的部分,且占比逐年增多,通过复利公式计算 1917—1925 关税在总岁入中的占比,从而得到 15 年间的财政收入大致数额。

南京国民政府财政制度的改革,对这一时期的社会经济发展的促进作用明显。根据孙文学的资料汇总,杨荫溥就这一时期的财政收入做了具体的分析,参见表 12。

表 12 1927—1936 年国民政府初期财政收入情况 单位:百万元

年度	1927	1928	1929	1930	1931	1932	1933	1934	1935	1936
收入总额	150.8	429.2	533.7	723.4	681.7	673.3	801.6	1 207	1 328.5	1 972.6

资料来源:杨荫溥:《民国财政史》,第 45 页。

(二) 单位根检验

大多数时间序列的经济数据都是不平稳的,如若把非平稳的时间序列当作平稳序列,实际上会破坏经典线性回归模型的基本假定,用这样的模型进行回归分析,得到的 t 、 F 、 R^2 都是失效的,分析、检验和预测的结果是无效的,会出现伪回归的问题。时间序列的平稳性是时间序列计量分析有效性的基础,因此在进行模型回归前要先检验时间序列的平稳性,时间序列数据的单位根检验常用方法是 ADF 检验,检验结果如表 13。

表 13 单位根检验结果

变量	ADF 统计量	1% 显著水平	5% 显著水平	10% 显著水平	P 值	结论
$\ln G$	-2.916	-3.646	-2.954	-2.616	0.054	非平稳
$\ln P$	-0.653	-3.646	-2.954	-2.616	0.845	非平稳
$\ln R$	-2.526	-4.263	-3.553	-3.210	0.315	非平稳
$\Delta \ln G$	-7.490	-3.662	-2.960	-2.619	0.000	平稳
$\Delta \ln P$	-5.368	-3.654	-2.957	-2.617	0.000	平稳
$\Delta \ln R$	-6.507	-4.273	-3.558	-3.212	0.000	平稳

从单位根的检验结果来看原序列 ADF 检验统计量的 P 值大于 0.05 的显著水平,也就是在 5% 的显著性水平上变量 $\ln G$ 、 $\ln P$ 和 $\ln R$ 的 ADF 检验均接受了“存在单位根”的原假设,说明 $\ln G$ 、 $\ln P$ 和 $\ln R$ 均是非平稳的。对各变量序列进行一阶差分运算进行平稳性检验,进行一阶差分之后序列在 1% 的显著水平上通过显著性检验,检验 P 值均小于 1% 的显著性水平,说明一阶差分后的变量是平稳的。结论表明各变量均是一阶单整的序列,即 $I(1)$ 序列。

(三) 协整检验

很多经济时间序列是非平稳的,如若对该序列进行差分,会导致变量间信息的破坏。当各个变量是非平稳的一阶单整序列,但是变量的线性组合是平稳的,说明他们具有协整关系。这些变量之间的关系是协整的,可以描述原变量间的均衡关系,对模型进行回归分析是正确的。

由单位根检验可知,各变量序列均是 $I(1)$ 序列,达到协整分析的条件。本文用 Johansen 协整检

① 汤象龙:《中国近代海关税收和分配统计》,中华书局 1992 年版,第 20 页。

② 孙文学编:《中国财政思想史》,上海交通大学出版社 2008 年版,第 571 页;千家驹:《最近三十年的中国财政》,《东方杂志》1934 年第 1 期。

③ 杨荫溥:《民国财政史》,中国财政经济出版社 1985 年版,第 7 页。

验法对 $\ln G$ 和 $\ln P$ 、 $\ln R$ 进行协整检验,在 VAR 系统下用极大似然估计来检验变量之间的协整关系。首先由水平 VAR 模型确定最优滞后阶数。

表 14 水平 VAR 模型的最佳滞后阶数检验结果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-22.639	NA	0.001341	1.900	2.043	1.942
1	14.171	62.714	0.000172	-0.161	0.415	0.010
2	20.057	8.720	0.000223	0.070	1.078	0.370
3	39.791	24.850	0.000109	-0.725	0.715	-0.297
4	51.125	11.754	0.000106	-0.898	0.974	-0.342
5	83.204	26.138	0.000025	-2.608	-0.304	-1.923
6	119.474	21.494*	0.000005	-4.628	-1.892	-3.814
7	160.531	15.206	0.000001	-7.002*	-3.835*	-6.060*

从表 14 可知,在最大滞后阶数 7 期的情况下, $\ln G$ 和 $\ln P$ 、 $\ln R$ 依据多数准则结果选取最优滞后阶数为 7。因为协整检验进行回归的序列不是原序列而是原序列的差分序列,因此协整检验的最优滞后阶数为 VAR 的最优滞后阶数减去 1,得到协整最优滞后阶数为 6。

表 15 协整检验结果

CE 的个数	特征值	Trace 统计量	5% 显著性水平	P 值
不存在协整关系	0.963	114.633	35.193	0.000
存在 1 个协整关系	0.544	25.970	20.262	0.007
存在 2 个协整关系	0.161	4.745	9.165	0.313
CE 的个数	特征值	Max-Eigen 统计量	5% 显著性水平	P 值
不存在协整关系	0.963	88.663	22.300	0.000
存在 1 个协整关系	0.544	21.225	15.892	0.007
存在 2 个协整关系	0.161	4.745	9.165	0.313

从 Johansen 的迹统计量检验结果可以看出,在 5% 的显著性水平上,拒绝了“存在 0 个协整关系”和“存在 1 个协整关系”的原假设,接受了“存在 2 个协整关系”的原假设,表明 $\ln G$ 和 $\ln P$ 、 $\ln R$ 之间存在 2 个协整向量。从 Johansen 的最大特征根统计量检验结果可以看出,在 5% 的显著性水平上同样接受了“存在 2 个协整关系”的原假设,与 Johansen 的迹统计量检验结果是一致的。说明了政府购买与价格指数、财政收入之间存在长期稳定的均衡关系。

根据回归结果,我们得到政府购买与价格指数、财政收入之间标准化的协整关系,方程描述了被解释变量与解释变量的长期关系,得到协整关系的协整方程为:

$$\ln G = 0.219 \ln P - 4.727 \ln R + 10.147$$

通过协整关系可以看出,价格指数的系数为 0.219,说明价格指数与政府购买之间存在长期同向的变动关系,而财政收入的系数为 -4.727,说明了财政收入与政府购买之间存在长期反向的变动关系。在其他条件不变的情况下,价格指数每增加 1%,政府购买就会随之增加 0.219%;而财政收入每增加 1%,反而会引引起政府购买下降 4.727%。

(四) 格兰杰因果检验

格兰杰最早提出了一种检验变量间因果关系的方法,这种方法更适合于检验变量之间的短期因果关系。格兰杰因果检验法要检验的是一个变量的过去值能否引入到其他变量方程中,并对其他变量产生影响,如果可以,则称这两个变量间存在格兰杰因果关系,格兰杰因果检验主要是用来检验内生变量是否可以作为外生变量对待。

为了进一步检验政府购买与价格指数、财政收入之间是否存在因果关系,各变量变为平稳序列之后,对平稳序列进行检验。本文借助格兰杰因果关系分析,对各序列进行格兰杰因果检验,变量之

间的 F 统计量越显著, P 值越小, 则说明了自变量可以显著较好地解释因变量。根据 EViews 9.0 输出的结果进行整理得到检验结果如表 16 所示。

表 16 因果关系检验结果

原假设	统计量	P 值	结论
价格指数不是政府购买的格兰杰原因	25.116	0.001	拒绝原假设
政府税收不是政府购买的格兰杰原因	30.583	0.000	拒绝原假设
政府购买不是价格指数的格兰杰原因	15.907	0.026	拒绝原假设
政府税收不是价格指数的格兰杰原因	4.962	0.665	接受原假设
政府购买不是政府税收的格兰杰原因	18.917	0.009	拒绝原假设
价格指数不是政府税收的格兰杰原因	19.489	0.007	拒绝原假设

在 5% 的显著性水平上, 原假设为“价格指数不是政府购买的格兰杰原因”被拒绝, 说明了价格指数是政府购买的格兰杰原因, 即价格指数能够提供预测政府购买的有效信息。在 5% 的显著性水平上, 原假设为“财政收入不是政府购买的格兰杰原因”被拒绝, 说明了财政收入是政府购买的格兰杰原因, 即财政收入能够提供预测政府购买的有效信息。在 5% 的显著性水平上, 政府购买是价格指数的格兰杰原因, 同时也是财政收入的格兰杰原因。

格兰杰因果关系检验表明政府购买与价格指数之间存在双向的格兰杰因果关系, 政府购买与财政收入之间也存在双向的格兰杰因果关系。

四、结论

根据对 1903—1936 年政府购买时序数据的估算可看出, 晚清时期的政府购买支出数额较大, 至民国初期政府购买数据下降基本趋于平稳。陈锋对晚清财政的研究指出, 军费、外债与赔款成为晚清最主要的三项支出, 这一结构的变化不仅使财政支出变态膨胀, 也导致列强对中国财政经济的掠夺日益加深。^① 从清后期开始, 国家财政就已经出现严重困难, 为了应付大量军费需要与支付巨额赔款, 清政府不得不以丧权辱国为条件而大量举借外债, 并发行内债以救一时之急。但借债必须清偿, 不仅要还本, 还须付息, 这又成为沉重的财政负担。鸦片战争以来, 清政府的财政支出结构发生了明显的变化, 究其原因, 一是政府财政能力有限, 而且支出结构不合理; 二是民间社会资金对官办的事业、产业不信任, 不愿或不敢投资。鸦片战争以后, 中国的社会经济和财政收支状况发生了极大变化, 其突出表现在财政支出中原有的非经常性支出不断增多, 尤其是战时军费开支这一过去的临时性支出已基本成为经常性支出, 而且数额巨大, 再靠临时开支难应付。同时, 除原有的战时军费支出数额剧增外, 又新出现了巨额的赔款和外债支出, 每年还有开支不菲的洋务费用, 因此, 晚清时期的财政状况已经达到捉襟见肘的地步。

北洋政府为了加强中央政府的权力, 挽救财政局面, 便开始采取了一系列的措施以扭转局面。相比清政府, 北洋政府时期的财政改革进行得比较顺利, 首先中央政府的购买数额不再像晚清时期那么巨大, 总体呈现降低的趋势。从 1915 年的收支情况来看, 岁入实收银元 130 678 127 元, 支出银元 139 036 454 元。^② 改革后中央政府的经费支出和地方政府的经费支出有所减少, 并且向外举债也比以前减少。1915 年外债仅 6 笔, 不及 1913 年的 3%。^③ 虽然北洋政府开启了现代财政支出改革的先河, 然而在当时的社会历史条件下, 北洋政府为实现与清政府的顺利交接并保持社会秩序的稳定, 其财政支出很大一部分还是用于了平衡各方和国防支出, 对于社会建设和发展的支出少之又少。同

① 陈锋:《清代财政支出政策与支出结构的变动》,《江汉论坛》2000 年第 5 期。

② 贾德怀:《民国财政简史》(上),商务印书馆 1946 年版,第 13 页。

③ 马金华:《中国外债史》,中国财政经济出版社 2005 年版,第 240 页。

时也显示出当时中央财政的不断削弱和地方财政的不断膨胀,这是导致后期地方与中央形成分庭抗礼局面的原因之一。

国民政府汲取了北洋政府财政改革失败的教训,重新理顺中央和地方的财政关系。这一新的财政关系不仅缓和了一直以来存在于中央与地方收支划分之间的矛盾,而且有利于国民政府解决中央财政困难的问题。总体来看,1927—1937年间,在不考虑战乱影响的情况下,中国经济较之前有了快速增长。从1923年到1936年,包括东北在内的中国现代工业的发展就是一个很好的例子,其工业增长率为8.7%。^①

通过从财政收入和价格指数两方面的验证,可以对1903—1936年的政府购买数据作出初步认定,然而随着对近代中国经济数据的不断挖掘和验证,本文所得出的结论一定存在着可进一步修正的空间,望学界前辈和同仁对本文所做工作批评指正。

Several Years Estimation of Time Series Data of Government Purchase in Modern China(1903 – 1936)

Chen Zhao Deng Yingjie Yang Guangchao

Abstract: Using the macroeconomic data already available in modern China for several years, GDP, consumption, import and export, and estimation of investment data, the Cobb—Douglas production function and national income accounting method were used to estimate the time series data of government purchase. The long-term series of government purchase data is obtained for the first estimation of national investment from 1903 to 1936. It empirically analyzes the relationship between financial revenue and government purchase in modern China, and verifies the accuracy of investment data by using price index and imports. The result indicate that there is a credibility in the investment of traditional industry in modern China based on the data of population, capital, GDP and so on in Cobb—Douglas model, which ensures the reliability of the estimation of time series data of government purchase.

Key Words: Modern China, Government Purchase, Traditional Investment

(责任编辑:高超群)

^① John K. Chang, *Industrial Development in Pre—Communist China: A Quantitative Analysis*, Chicago: Aldine Pub. Co., 1969, pp. 20 – 74.