

总第 27 期 Total : Volume 27

2015 年辑第 3 期 Volume III 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 07 月

July 2015 Guangzhou

目录与摘要

- 1.柯布-道格拉斯生产函数之暗含前提研究.....刘巍 经孝芳 3
Analysis of Implicit Assumptions on Cobb-Douglas production function.....Liu Wei Jing Xiaofang

摘要: 本文从总供求态势角度讨论了柯布-道格拉斯生产函数暗含的前提假设,认为该函数在供给约束型经济态势有效,在需求约束型经济态势无效。只有在“供给约束型经济”态势下,才可能保证统计数据中的K全部参与生产,即统计数据中的资本可视为百分之百的“有效资本”。当经济社会已经进入了“需求约束型经济”态势时,如果有效需求不足,厂商就会缩减产量甚至停业。于是,全社会必有比例不断变化的存量资本是“无效资本”。我们虚拟了中国、美国和日本进入需求约束型经济后的资本闲置率,发现在不同的“有效资本”条件下拟合的各要素产出弹性均不相同。因此,在需求约束型经济态势下以C-D生产函数为基础的经济增长要素分析结论是不可靠的。

Abstract: This paper discusses the implicit assumption of C-D production function from supply-demand economic situation. It is considered that the function is effective in the supply-constrained economy, and not valid in demand-constrained economy. Only in the supply-constrained economy, can it be possible to ensure that Capital in statistical data all in the process of production, that is, the capital can be regarded as one hundred percent of the "effective capital". When the economy has entered a demand-constrained economic situation, if the effective demand is insufficient, manufacturers will reduce production and even out of business. So, the whole society will have a constantly changing proportion of capital which is the "invalid capital". We hypothesize the idle rate of capital in China, the United States and Japan when they enter the demand-constrained economy, and find that the output elasticity of each situation is different under different "effective capital" conditions. Therefore, the analytic result of economic growth factor based on C-D production function is not reliable in demand-constrained economic situation.

- 2.从“异域”到“新疆”:清代“改土归流”对西南地区经济发展影响的实证分析.....李楠 林友宏 21
From the "Exotic" to "Xinjiang": Qing Dynasty, "Chieftain" on the Southwest Empirical Analysis of the impact of economic development.....Li Nan Ling Youhong

摘要: 本文以西南边疆少数民族地区统治方式演变为基础,考察了清代“改土归流”政策(即从土司制度向郡县制度转变)对当地经济发展的短期与长期影响。研究发现:清代对西南边疆地区实施的“改土归流”政策对改流地区经济发展具有显著影响。“改土归流”后改流地区比未改流地区拥有更高的人口密度和人力资本(进士度量)数量。而且还发现该影响直到现在依然存在,样本地区改流时间距现在时间越长,当地的人口密度、识字率、农村人均纯收入水平越高,而婴儿死亡率则越低。之所以改流对经济发展起到以上影响,本文发现主要通过移民实边和公共物品提供两个主要途径得以实现的。本文不仅为马基雅维利《君主论》中有关文化异质性国家治理提供了相应实证证据,也为理解中国民族多样性以及地区发展不平衡提出了新的方向和经验。

Abstract: Take Southwest Frontier Ethnic Areas of rule based on the evolution investigated Qing Dynasty, "Chieftain" policy (ie shift to the system of prefectures and counties from Chieftain System) Short-term and long-term impact on local economic development. The study found: "Chieftain" policy of the Qing Dynasty to the southwest border areas have implemented a significant impact on economic development to change the flow area. After the "Chieftain" change flow area than the

unmodified stream area has a higher population density and human capital (Scholars measure) number. But also found that the impact until now still exists, change the flow of samples from the area longer time now, local population density, literacy rate, the higher the per capita net income in rural areas, while the infant mortality rate is lower. The reason to change the flow of the play over the impact of economic development, we find mainly by the Immigration and provision of public goods can be achieved in two main ways. This paper not only for Machiavelli "The Prince" is provided in the corresponding empirical evidence about the cultural heterogeneity of national governance, but also for understanding the uneven development of China's national and regional diversity presented a new direction and experience.

3.出口商品结构变动对日本投资影响的统计分析(1958-2013).....张乃丽 曲迪 47
Statistical analysis of the impact of export commodity structural changes on Japanese investment
(1958-2013).....Zhang Naili Qudi

摘要: 本文认为,总需求结构中的各部分并非完全相互独立,除出口额计入总需求之外,出口商品生产所拉动的投资增量也应该是出口对经济增长的贡献。因此,我们认为的投资应该是消费、出口和市场利率的函数。用日本宏观经济数据基本证实了日本民间消费和出口是拉动日本国内投资的主要影响因素。同时,在不同历史时期,由于日本大宗出口商品结构的变化,影响投资的主要出口商品类别也不尽相同。1958-1971年,民间消费、机械设备、金属及其制品、纤维及其制品出口是拉动投资增长的主要影响因素;1972-1998年,民间消费、普通机械、电子器械、运输用机械出口是拉动投资增长的主要影响因素;1999-2013年,民间消费和消费品出口是拉动投资增长的主要因素。

Abstract: This paper argues that, each part of the total demand structure is not completely independent of each other, except the exports are included in the total demand, the export commodity production that stimulate the investment-increment should also be the exports contributing to economic growth. So, we believe that the investment should be a function of consumption, exports and market interest rates. We use the Japan's macro-economy datum basically confirmed that the Japanese private consumption and exports are the main factors that stimulate the domestic investment. Meanwhile, because of the changes in the structure of Japan's commodities, the main export commodities are not the same in the different historical periods. 1958-1971, the private consumption, mechanical equipment, metal and related products, fiber and related products are the main factors that stimulate the domestic investment; 1972-1998, the private consumption, standard machinery, electron instrument, transport machinery are the main factors that stimulate the domestic investment; 1999-2013, private consumption, consumer product exporting are the main factors that stimulate the domestic investment.

柯布-道格拉斯生产函数之暗含前提研究^①

刘巍 经孝芳

(广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心 广东广州 510420)

内容提要: 本文从总供求态势角度讨论了柯布-道格拉斯生产函数暗含的前提假设, 认为该函数在供给约束型经济态势有效, 在需求约束型经济态势无效。只有在“供给约束型经济”态势下, 才可能保证统计数据中的 K 全部参与生产, 即统计数据中的资本可视为百分之百的“有效资本”。当经济社会已经进入了“需求约束型经济”态势时, 如果有效需求不足, 厂商就会缩减产量甚至停业。于是, 全社会必有比例不断变化的存量资本是“无效资本”。我们虚拟了中国、美国和日本进入需求约束型经济后的资本闲置率, 发现在不同的“有效资本”条件下拟合的各要素产出弹性均不相同。因此, 在需求约束型经济态势下以 C-D 生产函数为基础的经济增长要素分析结论是不可靠的。

关键词: C-D 生产函数 供给约束 需求约束 资本闲置率

柯布-道格拉斯生产函数是美国数学家 Charles W. Cobb 和经济学家 Paul H. Douglas (1928) 合作的研究成果, 该函数可用于国家(地区)工业系统或企业的产量的预测, 以及分析产量增长的影响因素, 简称生产函数。后来, 柯布-道格拉斯生产函数被学界广泛用于经济增长研究, 文献汗牛充栋, 恕不逐一推敲。但是, 认真研读后我们发现, 大多数文献都没有讨论 C-D 函数的前提假设, 仿佛在任何总供求态势下该理论模型都有效。我们认为, 弄清特定时空的市场条件与理论框架暗含的前提假设是否一致, 是经济分析过程中相当重要的环节, 不可逾越。正如美国经济学家埃德温·查理(1990)所说:“任何理论对于经济现实是否具有可用性, 取决于这些理论所赖以存在的假设在多大程度上反映了现实情况。如果假设与实际基本相符, 则通过对某一‘理论’的运用可以帮助我们理解和预测大量复杂的现实经济的变化。但如果所做的假设与实际不一致, 那么, 依靠这种理论会把我们引入歧途, 从而使经济现实更为神秘莫测。”本文拟从前提假设层面讨论一下 C-D 生产函数的适用条件, 就教于学界方家。

一、对柯布-道格拉斯生产函数暗含前提的考察

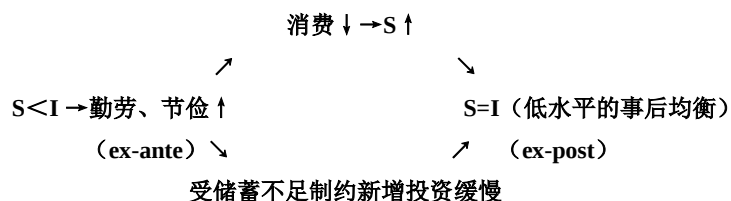
(一) 对 C-D 生产函数暗含前提的讨论

本文要讨论的前提是指总供求态势, 从经济史角度观察, 主要发达国家的总供求态势先后经历了“供给约束型”和“需求约束型”。我们先对供给约束型经济态势做个简单定义: 总需求被迫适应总供给, 经济增长的发动机在总供给一方。也可以这样理解, 总需求能够消化任何数量的供给。通俗地说, 厂商只要生产出产品, 哪怕是残次品, 都不愁销路。于是, 只要国民经济各部门的厂商们投入资本和劳动力, 并且不断提高效率, 在市场上一定能实现的产量就会增长。

供给约束型经济的基本机理可用图 1 说明:

^① 本文是教育部重大项目《国际金融危机后全球需求结构变化研究》(项目编号: 11JZD021) 的子项目《需求结构演变与经济危机发生的机理》(编号: 11JZD021-1) 的中期研究成果, 项目负责人: 刘巍。

图1 “供给约束型经济”从事前不均衡到事后均衡



从 C-D 生产函数变量设置的角度来看,该函数暗含的上位前提应该是“供给约束型经济”,即短缺经济——需求没有问题,就看厂商能不能生产出来。只有在事前需求远大于供给的“供给约束型经济”态势下,才可能保证统计数据中的 K 全部参与生产,即统计数据中的资本可视为百分之百的“有效资本”,除正常保养维修之外基本上没有闲置的部分。当我们用柯布-道格拉斯生产函数来研究生产总量时,其实暗含了这样一个假设:K 的开工率达到 100%,所有的资本存量都是“有效资本”。只有当这个条件成立时,经济学意义的生产函数方能顺畅运行。那么,什么样的市场条件才能保证所有的存量资本都是有效资本呢?显然,只有产品出清——都能顺利卖出去(包括厂商合意库存)、不发生积压。也就是说,潜在供给都能被需求覆盖。显然,必须在“短缺经济”或“供给约束型经济”态势下,才有这样的市场条件,即事前总需求大于事前总供给。否则,如果产品卖不出去,理性的厂商势必减产或停产,部分存量资本或全部存量资本处于闲置状态,成了“无效资本”,统计数据中的资本存量数额不等于有效资本,柯布-道格拉斯生产函数的数学逻辑将远离实际市场状态。

柯布-道格拉斯生产函数的“上位前提”——供给约束型经济态势——与亚当·斯密、大卫·李嘉图以及萨伊时代的古典经济学暗含的上位前提是一致的。18 世纪中叶之后,欧洲分工程度加深,市场进一步扩大,为经济增长提供了客观条件。为了获得更多的价值,产量增长和国民财富积累成为全社会关心的问题。但是由于供给不足,亚当·斯密时代的有识之士都在如何增加资本积累和提高生产效率大伤脑筋。亚当·斯密在《国富论》中首次完整分析了如何选择经济增长最快的路径。他认为,增加地区经济增长和提高居民收入的主要途径是加大劳动者投入、资本投入,通过加强分工和改良机器来提高劳动生产率。亚当·斯密强调积累的作用,积累才能产生资本。“资本增加的直接原因是节俭,不是勤劳。诚然,未有节俭以前,须先有勤劳。节俭所积蓄的物,都是由勤劳得来。但是若只有勤劳,无节俭,有所得而无所储,资本决不能增加”。为使有更多的资本用来雇佣生产性劳动,斯密提倡节俭:“资本的增减,自然会增减真实劳动量,增减生产性劳动者的人数,因而,也会促使一国土地和劳动的交换价值增减,以及一国人民的真实财富与收入的增减。”“资本增加,由于节俭;资本减少,由于奢侈与妄为。”“节省了多少收入,就增加了多少资本。这个增多的资本,他可以亲自抽下来雇佣更多的生产性劳动者,抑或以有利息地借给别人,使其能雇佣更多的生产性劳动者”^①。亚当·斯密之所以提倡节俭,是因为节俭产生储蓄,储蓄可转化为投资。亚当斯密倡导节俭和资本积累,说明经济增长的发动机在供给一端。亚当斯密认为“有两种方法可以增加一国土地和劳动的年产品的价值,一是增加生产性劳动者的数量,一是提高受雇者的生产能力。很明显,要增加生产性劳动者的数量必须先增加资本,增加维持生产性劳动者的资金。要增加同等量受雇者的生产能力必须增加方便劳动、节约劳动的机械和工具,或者对它们改良。不然就是使工作的分配更为合适。但无论

^①亚当·斯密著,唐日松译:《国富论》,华夏出版社,2005 年 1 月北京第一版,第 247 页。

如何，都有必要增加资本”^①。

可见，亚当·斯密几乎用语言表达了柯布-道格拉斯生产函数。足以见，亚当·斯密时代的总供求态势应该是供给约束型的。一般情况下，处于供给约束型经济态势的国家人均收入较低，绝大部分社会公众不可能将有大量的收入储蓄起来。中低收入者即使是挣多少花多少，也未必达到了温饱水平。在供给约束型经济态势中，理性的厂商必然满负荷生产，资本存量充分发挥作用，即资本存量都是“有效资本”。一个显著的案例是，在中国计划经济时期大多数工厂都是“三班倒”工作的，资本存量的开工率甚至规律性地大于100%。即使是这样，当时中国的产品还是凭票供应的，物资极度短缺，卖货根本不是问题，而能买到想买的物品是当时的一种大本事。因此，用柯布-道格拉斯生产函数研究供给约束型经济态势下经济增长问题是有效的。

当然，19世纪以来欧洲市场也出现过某种结构性的商品滞销，著名经济学家萨伊提出了“供给自动创造需求”的理论命题。这个命题清楚地说明，国民财富的增长在于供给而不在于需求，即使有暂时的商品滞销，应该是结构性的，换言之是其他商品少了。萨伊认为，市场的实质是产品和产品的交换，一旦其他产品的生产跟上来，积压就会消除。在供给约束型经济态势下，总体生产过剩是不可能的，市场出现问题，要从供给方面治理，而不是需求方面。

（二）对C-D生产函数两个变量产出弹性的讨论

众所周知，柯布-道格拉斯生产函数是个指数方程：

$$Y = A(t) L^{\alpha} K^{\beta} \quad (1)$$

柯布-道格拉斯生产函数有三种类型：

1. $\alpha + \beta > 1$ ，称为递增报酬型，即按现有技术扩大规模来增加产出是有利的。
2. $\alpha + \beta < 1$ ，称为递减报酬型，即按现有技术扩大规模来增加产出是得不偿失的。
3. $\alpha + \beta = 1$ ，称为不变报酬型，即生产效率并不会随着生产规模增加而提高，只有提高技术水平，才会提高经济效益。

我们尝试从宏观经济层面讨论一下规模报酬的三种情况。规模报酬>Returns to scale是指在其他条件不变的情况下，经济中各种生产要素按相同比例变化时所带来的产量变化。

当 $\alpha + \beta > 1$ 时，净收益的增长速度超过其生产规模的扩大速度。既有的经济学文献都从企业或行业等微观层面探讨原因，但从宏观经济层面讨论，这应该是处于供给约束型经济的发展时期。在这一时期，全社会的各种配套设施不健全，分工协作的基础薄弱，扩大生产规模可以节约各种成本，提高效益。一国若处于规模报酬递增阶段，表明宏观经济的发展空间很大，一些潜在的效能尚待发挥。随着生产规模的扩大，当市场的软硬件建设基本完善时，潜在的效能挥发到了极值，经济效益不再随着生产规模得扩大而提高， $\alpha + \beta = 1$ ，供给约束型经济基本上成熟了。当 $\alpha + \beta < 1$ 时，规模报酬递减。从微观层面探讨，其主要原因是由于厂商生产规模过大，使得生产的各个方面难以得到有效的协调，从而降低了生产效率。从宏观经济层面讨论，在供给约束型经济态势下似乎不存在这种可能，除非市场经济不完善。如果在市场经济条件下，当经济规模宏大、潜在供给能力远超总需求时，宏观经济态势已转化为需求约束型，柯布-道格拉斯生产函数的解释能力已经不存在了。

二、供给约束型经济态势下C-D生产函数的有效性检验

在供给约束型经济态势中，经济增长的发动机在总供给一端，当时的学界着力研究如

^①亚当·斯密著，唐日松译：《国富论》，华夏出版社，2005年1月北京第一版，第251页。

何在生产一端投入，基本上属于新古典主义的研究模式，承认萨伊的“供给可以自动创造需求”的金律。在大萧条爆发之前，虽然有些国家进入了需求约束型经济态势，但统治经济学论坛的新古典学派对经济增长的动力发生了转换这一事实基本上视而不见。柯布-道格拉斯生产函数清晰地说明，只要投入资本要素和劳动力要素，就会产生实现了的产品，即总需求是没有问题的，可以吸纳一国资源瓶颈出现之前的所有资本与劳动组合生产的产品。在供给约束型经济态势下，当 $\alpha + \beta > 1$ 时，C-D 生产函数的数学形式可用式（1），若 $\alpha + \beta = 1$ ，式（1）则变为：

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

两边除以 L，取对数得

$$\ln \frac{Y}{L} = \ln A + (1 - \alpha) \ln \frac{K}{L} \quad (3)$$

K 的弹性系数为 $1 - \alpha$ ，L 的弹性系数为 α 。

1. 美国为例

我们（2010）曾对美国总供求态势的转变做过初步考察，结论是，美国两种经济态势转变的发生在 1919 年，即 1919 年之前的美国经济是供给约束型的。我们用柯布和道格拉斯提供的数据做一实证检验。

表 1 美国 1899~1916 年劳动、资本存量、产出指数 1899 年=100

年份	资本存量指数 (K)	劳动力指数 (L)	产出量指数 (Y)
1899	100	100	100
1900	107	105	101
1901	114	110	112
1902	122	118	122
1903	131	123	124
1904	138	116	122
1905	149	125	143
1906	163	133	152
1907	176	138	151
1908	185	121	126
1909	198	140	155
1910	208	144	159
1911	216	145	153
1912	226	152	177
1913	236	154	184
1914	244	149	169
1915	266	154	189
1916	298	182	225

资料来源：Charles W. Cobb and Paul H. Douglas, A Theory of Production, The American Economic Review, Vol. 18, No. 1, Supplement, Papers and Proceedings of the Fortieth Annual Meeting of the American Economic Association (Mar., 1928), 139~165。资本存量数据见145页，劳动数据见148页，产量数据见149页。

根据表 1 的数据得出来的回归函数为：

$$\ln Y = 0.7 \ln L + 0.3 \ln K \quad (4)$$

$$(4.68) \quad (10.35)$$

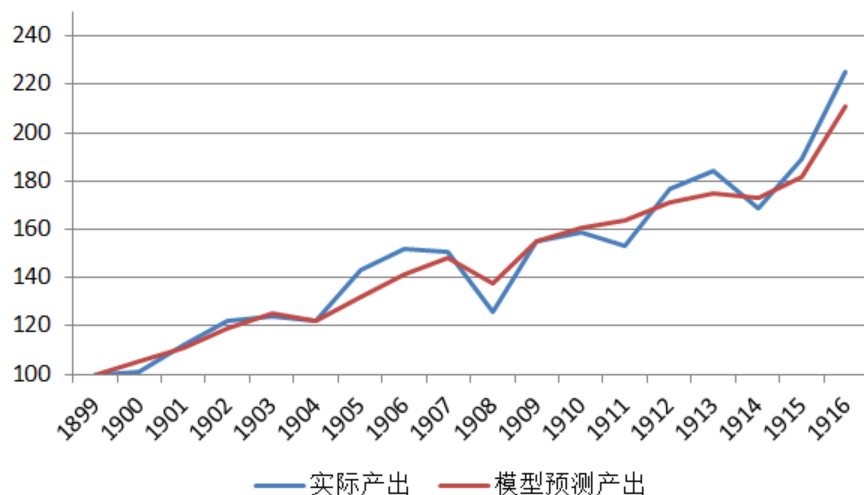
$$R^2 = 0.9578 \quad DW = 1.604 \quad S.E = 0.047 \quad F = 363.4 \quad T = 18$$

表2 美国1899~1916年实际产出和模型预测产出及相对误差

年份	实际产出 (1)	模型预测产出 (2)	相对误差 (3) = $\frac{(1)-(2)}{(1)}$
1899	100	100	0
1900	101	105.6	0.045545
1901	112	111.2	-0.00714
1902	122	119.2	-0.02295
1903	124	125.3	0.010484
1904	122	122.2	0.001639
1905	143	131.8	-0.07832
1906	152	141.4	-0.06974
1907	151	148.4	-0.01722
1908	126	137.4	0.090476
1909	155	155.3	0.001935
1910	159	160.8	0.011321
1911	153	163.4	0.067974
1912	177	171.2	-0.03277
1913	184	175.0	-0.04891
1914	169	172.8	0.022485
1915	189	181.4	-0.04021
1916	225	211.0	-0.06222

资料来源：实际产出来自表1，模型预测产出根据表1和公式(4)。

图2 美国1899~1916年实际产出和模型预测产出



数据来源：表2

图2说明，美国1899~1916模型预测产出值非常接近这18年的实际值，柯布一道格拉斯生产函数在在供给约束型经济态势中有效。同时，由于存量资本全部参与了生产过程，两个变量的产出弹性也是真实的。

2. 以中国为例

我们(2011)先前的一项研究曾有尝试性的结论，中国由供给约束型经济向需求约束型经济的转变发生在1995-1996年这一时段。即自改革开放到这一时段，存量资本是满负荷开工的。因此，我们用1980-1995年的数据拟合数量方程。

表3 中国1978~1995年实际GDP、资本存量、劳动力

年份	Y(亿元) (以1952年不变价格)	K(亿元) (以1952年不变价格)	L(万)	Y/L	K/L
----	--------------------	--------------------	------	-----	-----

1980	3786	7221	41693	0.090807	0.173195
1981	3985	7790	43045	0.092578	0.180973
1982	4346	8354	44511	0.097639	0.187684
1983	4817	9005	45867	0.105021	0.196329
1984	5549	9823	47316	0.117275	0.207604
1985	6296	10858	49036	0.128395	0.221429
1986	6853	12052	50579	0.135491	0.238281
1987	7646	13416	52031	0.146951	0.257846
1988	8508	14948	53557	0.158859	0.279105
1989	8855	16262	54830	0.161499	0.296589
1990	9194	17308	60036	0.153141	0.288294
1991	10039	18507	65121	0.154159	0.284194
1992	11468	20165	65821	0.17423	0.306361
1993	13069	22496	66483	0.196577	0.338372
1994	14778	25494	67131	0.220137	0.379765
1995	16393	29013	67758	0.241935	0.428186

资料来源：转引自章上峰：《时变弹性生产函数生产率分解公式及其政策含义》，载于《数量经济技术经济研究》2011年第7期。^①

经过 ADF 检验、协整检验后，根据最小二乘法回归得：

$$\ln \frac{Y}{L} = -0.492 + 1.075 \ln \frac{K}{L} + [\text{AR}(1) = 1.17 + \text{AR}(2) = -0.754] \quad (5)$$

(-10.12) (31.296) (5.52) (-3.62)

$$R^2 = 0.9964 \quad DW = 1.978 \quad S.E = 0.012 \quad F = 1110.952 \quad T = 16$$

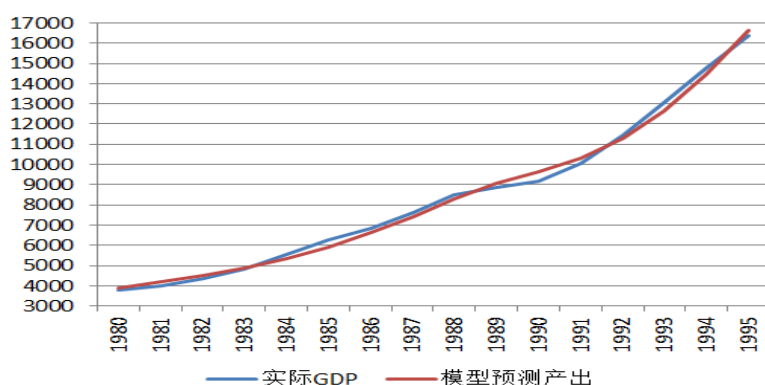
表 4 中国 1980~1995 实际产出和模型预测产出及相对误差

年份	实际 GDP (亿元) (1)	模型预测产出(亿元) (2)	相 对 误 差 (3) $\frac{(1)-(2)}{(1)}$
1980	3786	3868.4	-0.02176
1981	3985	4186.97	-0.05068
1982	4346	4502.4	-0.03598
1983	4817	4869.7	-0.01093
1984	5549	5334.3	0.03869
1985	6296	5924.9	0.058936
1986	6853	6612.7	0.035058
1987	7646	7404.9	0.031539
1988	8508	8299.6	0.024495
1989	8855	9070.4	-0.02433
1990	9194	9633.3	-0.04778
1991	10039	10289.6	-0.02496
1992	11468	11274.8	0.016851
1993	13069	12672.2	0.030364
1994	14778	14485.8	0.019772
1995	16393	16634.4	-0.01472

资料来源：实际产出来自表 3，模型预测产出根据表 3 和式 (5)。

^① 原文中，作者对中国 1978-2008 年的统计数据做了这样的说明：“(1) 国内生产总值 Y (单位：亿元)：以 1952 年为基期的实际国内生产总值表示；(2) 资本存量 K (单位：亿元)：1952 年资本存量采纳张军 (2004) 的估算结果为 807 亿元，经济折旧率采纳张军 (2004) 方法取 9.6%，参考曹吉云 (2008) 研究方法，法定残值率取 4%，以年初固定资本存量和年末固定资本存量的简单算术平均作为资本投入量；(3) 劳动力投入 L (单位：万人)：以年初和年底就业人员数的平均值表示。以上数据来自《中国统计年鉴 2009》、《中国国内生产总值核算历史资料》和《新中国五十五年统计资料汇编》。”

图3 中国1980~1995年实际产出和模型预测产出



数据来源：表4

图3表明，中国1980~1995年实际产出和模型预测产出相差很小，柯布-道格拉斯生产函数在这一阶段是有效的。显然，中国的劳动产出弹性为负值，说明当时的就业结构存在较大的问题，这是计划经济遗留的问题，急待改革。由于这一问题与本文关系不大，暂不讨论。

美国和中国在供给约束型经济态势下，应用柯布-道格拉斯生产函数解释经济增长，其检验结果是显著的，模型预测产出结果和实际产出数据是比较接近的。

三、C-D 生产函数失效的条件——需求约束型经济

（一）需求约束型经济态势下柯布-道格拉斯生产函数的无效性分析

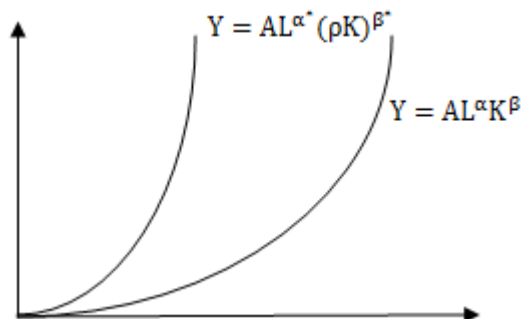
随着生产力水平不断提高，科学技术不断进步，劳动效率不断提高，可以生产出来的产品越来越多，越来越快。供给曲线的斜度不断地放缓，宏观经济逐渐从供给约束型态势转变为需求约束型态势。随着收入的增长，储蓄在所占比例逐渐提高，事前总供给大于事前总需求成为常态，销售成为厂商最重要的问题了。刘巍、陈昭（2010）曾从三个实证路径做了相应的数量分析，计算出了一些国家经济态势的时间转折点。中国在1996年、日本在1950年、美国在1919年就进入了需求约束型经济态势，英国则更早，不晚于19世纪70年代。需求约束型经济态势是指，总供给被迫适应总需求，经济增长的发动机在总需求一端。从宏观经济角度观察，极端的供给的弹性为无穷大。通俗地说，只要客户提供有支付能力的订单，厂商就能满足其任何数量的货物，生产的潜力巨大。在这样的经济态势下，厂商们面临的问题已不再是自己的供给能力，而是消费者的有效需求大小。

当经济社会已经进入了“需求约束型经济”态势时，绝大多数厂商都是根据订单来生产的，如果订单不足或没有订单——有效需求不足，厂商就会缩减产量甚至停业。于是，在一个时段之内，全社会必有比例不断变化的存量资本是“无效资本”，即统计数据中的K和生产中的K会发生一定的或较大幅度的偏差——“有效资本”不规律地小于统计资本，因此，在“需求约束型经济”态势下，用C-D生产函数解释或预测经济增长应该是有较大偏颇的。换言之，在“需求约束型经济”态势下，C-D生产函数是不适用的。在需求约束型经济态势中，资本大量闲置。一个极端的案例是，美国大萧条最悲惨的1932年钢铁工业的开工率只有19.1%，即资本存量统计数据的80.9%都是“无效资本”。^①如果用C-D生产函数做数量模型的话，统计资料中的资本存量数据和胡编的数据有什么区别呢？当然，在

^①威廉·曼彻斯特著，朱协译：《大萧条与罗斯福新政》，海南出版社2009年版，第38页。

需求约束型经济常态中，“无效资本”的比例不会像大萧条时期那样极端，但无非是“量”的区别，从“质”的角度看，数量分析结果应该是一样荒谬的。

图4 资本完全利用和资本存在闲置率的C-D生产函数



如图4所示， $\rho(0 < \rho < 1)$ 为资本的利用率，当资本的利用率不是100%时，即使产出额一致， α^* 与 α 是不一样的， β^* 与 β 也不一样。所以在需求约束型经济态势中，我们必须注意在不同的开工率下，得到的劳动和资本的产出弹性是不一样的。

古典经济学家西尔蒙第似乎先知先觉，在1819年年出版的《政治经济学新原理》中首次提出普遍生产过剩的必然性。紧接着，马尔萨斯在他的《政治经济学原理》一书中提出了有效需求不足可能造成普遍商品过剩的推论。1936年，凯恩斯的《通论》系统阐述了大萧条是有效需求不足的结果，然而，这种危机只发生在需求约束型经济的国家。大萧条爆发之前，世界主要国家先后进入了需求约束型经济态势。针对大萧条，凯恩斯经济学认为，经济增长的发动机不再是总供给而是总需求了，宏观经济中的主要问题是有效需求不足，而非有效供给不足，萨伊定律已经失去了发挥作用的前提。随着凯恩斯主义成为主流经济学，各国宏观经济调控的对象基本上都指向了总需求方面的要素，如利率、汇率、税率等。这一思路的经济学意义就是，一国经济的总产出是总需求的函数，只要有足够的订单，就有经济增长。

综上所述，在需求约束型经济的大前提之下，采用柯布-道格拉斯生产函数分析经济增长显然是不合适的，恰好与需求约束型经济的要义南辕北辙。从极端的现象上看，大萧条期间，各国当年的资本存量未必少于上年，但产量锐减，主要是需求不足导致的资本大量闲置，相当一部分资本已不是“有效资本”了。但是，在统计数据上却难以反映资本的闲置率，于是，在这种情况下使用柯布-道格拉斯生产函数分析产出显然是有问题的。许多文献在没有对宏观经济态势做任何分析的情况下使用柯布—道格拉斯生产函数分析当代经济增长问题，数量模型拟合的似乎也很显著，但他们的结论是有很大偏颇的，因为前提如果消失了，结论自然是不成立的。

（二）存量资本不同闲置率的模拟数量分析

1. 中国为例

虽然中国已经在1995年后由供给约束型转为需求约束型经济态势，但我们还是先按既有文献的做法，先假定在需求约束型经济态势中的资本存量是100%开工的，用1998~2008的数据，最小二乘法回归得（由于大量研究中国经济增长的文献都做了平稳性检验，所以本文略去检验过程）：

$$\ln \frac{Y}{L} = -0.7875 + 0.788 \ln \frac{K}{L} \quad (6)$$

$$(-393.17) \quad (134.58)$$

$$R^2 = 0.9995 \quad DW = 1.775 \quad S.E = 0.0066 \quad F = 18111.06 \quad T = 11$$

表5 中国1998~2008年实际GDP、资本存量、劳动力(1952年不变价格)

年份	Y(亿元)	K(亿元)	L(万)	Y/L	K/L
1998	21254	41328	70228	0.302643	0.588483
1999	22875	45899	71019	0.322097	0.646292
2000	24803	50762	71740	0.345735	0.707583
2001	26863	56129	72555	0.370243	0.773606
2002	29302	62336	73380	0.399319	0.849496
2003	32238	69996	74087	0.435137	0.944781
2004	35490	79229	74817	0.474357	1.058971
2005	39191	90084	75516	0.518976	1.192913
2006	43739	102816	76115	0.574644	1.350798
2007	49424	117231	76696	0.644414	1.528515
2008	53874	132999	77234	0.697543	1.722027

资料来源：同表3。

式(6)虽然看似拟合得不错,但是,在需求约束型经济态势下,资本存量的开工率显然不是100%。尤其是1998年开始的在亚洲金融危机过程中,和2008年开始的金融海啸过程中,中国企业经历的煎熬是有目共睹的,工业企业减产停产的诸多案例也是人所共知的。由于无法得到资本存量的闲置率数据,我们做如下虚拟:1998~2001年资本闲置率为20%、2002~2003年资本闲置率为10%、2004~2007年资本闲置率为5%、2008年资本闲置率为25%。于是,虚拟的开工生产资本存量数据见表6。

表6 中国1998~2008年资本利用率及有效资本

年份	资本利用率% (1-资本闲置率)	K _i (亿元)	K _i /L
1998	80	33062.4	0.470787
1999	80	36719.2	0.517033
2000	80	40609.6	0.566066
2001	80	44903.2	0.618885
2002	90	56102.4	0.764546
2003	90	62996.4	0.850303
2004	95	75267.55	1.006022
2005	95	85579.8	1.133267
2006	95	97675.2	1.283258
2007	95	111369.5	1.452089
2008	75	99749.25	1.29152

资料来源: K_i根据K和虚拟的资本利用率计算而得, K、L来自表5。

经过ADF检验、协整检验后,最小二乘法回归得:

$$\ln \frac{Y}{L} = -0.691 + 0.686 \ln \frac{K_i}{L} \quad (7)$$

$$(31.375) \quad (-13.89)$$

$$R^2 = 0.956 \quad DW = 0.922 \quad S.E = 0.063 \quad F = 191.93 \quad T = 11$$

由式(7)得, K的弹性系数为0.686, L的弹性系数为0.314。显然,这与式(6)得出的两个弹性系数显著不同。如果依据式(6)的两个弹性做进一步分析,则会与实际经济运行中的真实数量关系渐行渐远。需要说明的是,我们虚拟资本闲置率只是为了讨论资本闲置条件下的柯布-道格拉斯生产函数的数量方程,不是武断地认定在各个时段上就是闲置了那么多存量资本,换个闲置率也可以讨论。

上述讨论表明, 中国在需求约束经济态势下, 若不考虑资本闲置率即资本全部被利用, 1998~2008 数据的实证分析可以得到资本的产出弹性为 0.788, 劳动的产出弹性为 0.212, $A(t)=0.455$ 。考虑资本闲置率后资本的产出弹性为 0.686, 劳动的产出弹性为 0.314, $A(t)=0.50$ 。可以看出, 没有考虑资本闲置率的话资本的产出弹性是被高估了, 而劳动的产出弹性被低估, $A(t)$ 被低估了。我们用随意给定的资本闲置率拟合方程, 其用意在于, 如果资本存量不是 100%参与生产, 那么, 按统计数据做出的资本产出弹性和劳动产出弹性都是不准确的。

2.以美国为例

(1) 统计数据平稳性检验

表 7 美国 1948~1979 年实际 GDP、资本存量、劳动力

年份	GDP (90 年 10 亿美元不 变价)	劳动力 L (万 人)	资本存量 K (10 亿, 美元)	Y/L	K/L
1948	1335.896	61622	730.75	0.021679	0.011859
1949	1341.076	60131	771.632	0.022303	0.012833
1950	1457.624	61669	829.066	0.023636	0.013444
1951	1601.107	64258	949.464	0.024917	0.014776
1952	1669.482	64963	1013.656	0.025699	0.015604
1953	1731.641	65962	1054.83	0.026252	0.015991
1954	1719.727	64426	1097.737	0.026693	0.017039
1955	1816.591	66144	1164.328	0.027464	0.017603
1956	1852.85	67737	1289.248	0.027354	0.019033
1957	1888.592	67917	1386.912	0.027807	0.020421
1958	1879.268	66331	1452.728	0.028332	0.021901
1959	1981.83	67959	1519.012	0.029162	0.022352
1960	2022.233	68715	1581.384	0.029429	0.023014
1961	2072.996	68796	1643.235	0.030133	0.023886
1962	2200.422	70102	1711.579	0.031389	0.024416
1963	2296.768	70786	1781.738	0.032447	0.025171
1964	2434.553	72269	1874.087	0.033687	0.025932
1965	2587.36	74557	1987.393	0.034703	0.026656
1966	2755.189	77494	2136.13	0.035554	0.027565
1967	2826.672	78978	2300.065	0.035791	0.029123
1968	2954.097	81012	2488.332	0.036465	0.030716
1969	3045.781	83381	2708.225	0.036528	0.03248
1970	3045.781	83476	2943.877	0.036487	0.035266
1971	3147.826	83678	3164.523	0.037618	0.037818
1972	3326.014	86103	3466.49	0.038628	0.04026
1973	3519.224	89587	3930.665	0.039283	0.043875
1974	3499.023	91138	4622.961	0.038393	0.050725
1975	3468.461	89582	5229.177	0.038718	0.058373
1976	3657.01	91855	5687.09	0.039813	0.061914
1977	3845.558	95236	6334.997	0.040379	0.066519
1978	4043.948	99577	7265.061	0.040611	0.072959
1979	4161.014	102540	8334.971	0.040579	0.081285

资料来源: 游宪生, 《经济增长研究》, 立信会计出版社, 2000 年 3 月第一版 152~153

分别对 $\ln \frac{Y}{L}$, $\ln \frac{K}{L}$ 进行 ADF 检验, 检验结果表明对 $\ln \frac{Y}{L}$, $\ln \frac{K}{L}$ 是二阶单整变量。ADF 检验结果如表 8。

表 8 ADF 检验结果

变量	差分次数	(C,T,K)	DW 值	ADF 值	5%临界值	1%临界值	结论
$\ln \frac{Y}{L}$	2	(C, 0, 2)	2.02	-5.33	-1.95	-2.65	I(2)*

$\ln \frac{K}{L}$	2	(0, 0, 1)	1.91	-5.58	-1.95	-2.65	I(2)*
-------------------	---	-----------	------	-------	-------	-------	-------

对 $\ln \frac{Y}{L}$ 、 $\ln \frac{K}{L}$ 进行协整检验，协整检验的结果如表 9 所示。

表 9 协整检验的结果

特征根	迹统计量 (P 值)	$\lambda - \max$ 统计量 (P 值)	5%临界值	结论
0.26	14.03 (0.026)	9.2 (0.11)	12.32	无
0.15	4.83 (0.033)	4.83 (0.033)	4.13	至少 1 个

检验结果表明 $\ln \frac{Y}{L}$ 、 $\ln \frac{K}{L}$ 之间存在协整关系，因此按照计量经济基本理论可以直接运用最小二乘法回归。

(2) 最小二乘法回归

$$\ln \frac{Y}{L} = -2.23 + 0.338 \ln \frac{K}{L} \quad (8)$$

(-53.35) (29.22)

$$R^2 = 0.972 \quad DW = 1.672 \quad S.E = 0.033 \quad F = 327.661 \quad T = 32$$

$$MA(1) = 1.279 (t=6.486) \quad MA(2) = 0.621 (t=3.269)$$

由式 (8) 得，K 的弹性系数为 0.338，L 的弹性系数为 0.662。

(3) 虚拟数据分析

和前面对中国数据的分析一样，我们也对美国该时段的有效资本数据做个虚拟：1948~1965 年资本闲置率为 15%、1966~1973 年资本闲置率为 25%、1974~1979 年资本闲置率为 10%。由此计算的存量资本数据见表 10。

表 10 美国 1948~1979 年资本利用率及有效资本

年份	资本利用率 (1-资本闲置率)	K1	K1/L
1948	85	621.1375	0.01008
1949	85	655.8872	0.010908
1950	85	704.7061	0.011427
1951	85	807.0444	0.012559
1952	85	861.6076	0.013263
1953	85	896.6055	0.013593
1954	85	933.07645	0.014483
1955	85	989.6788	0.014962
1956	85	1095.8608	0.016178
1957	85	1178.8752	0.017358
1958	85	1234.8188	0.018616
1959	85	1291.1602	0.018999
1960	85	1344.1764	0.019562
1961	85	1396.7498	0.020303
1962	85	1454.8422	0.020753
1963	85	1514.4773	0.021395
1964	85	1592.974	0.022042
1965	85	1689.2841	0.022658
1966	75	1602.0975	0.020674

1967	75	1725.0488	0.021842
1968	75	1866.249	0.023037
1969	75	2031.1688	0.02436
1970	75	2207.9078	0.02645
1971	75	2373.3923	0.028363
1972	75	2599.8675	0.030195
1973	75	2947.9988	0.032907
1974	90	4160.6649	0.045652
1975	90	4706.2593	0.052536
1976	90	5118.381	0.055722
1977	90	5701.4973	0.059867
1978	90	6538.5549	0.065663
1979	90	7501.4739	0.073157

资料来源：K₁根据表7和虚拟的资本利用率计算而得、L来自表7。

分别对 $\ln \frac{Y}{L}$ 、 $\ln \frac{K_1}{L}$ 进行 ADF 检验，检验结果表明对 $\ln \frac{Y}{L}$ 、 $\ln \frac{K_1}{L}$ 是二阶单整变量。ADF 检验结果如表 11。

表 11 ADF 检验结果

变量	差分次数	(C,T,K)	DW 值	ADF 值	5%临界值	1%临界值	结论
$\ln \frac{Y}{L}$	2	(C, 0, 2)	2.02	-5.33	-1.95	-2.65	I(2)*
$\ln \frac{K_1}{L}$	2	(0, 0, 1)	2.1	-5.88	-1.95	-2.65	I(2)*

对 $\ln \frac{Y}{L}$ 、 $\ln \frac{K_1}{L}$ 进行协整检验，协整检验的结果如表 12 所示。

表 12 协整检验的结果

特征根	迹统计量 (P 值)	$\lambda - \max$ 统计量 (P 值)	5%临界值	结论
0.54	26.95 (0.037)	23.18 (0.013)	25.87	无
0.12	3.77 (0.77)	3.77 (0.77)	12.52	至少 1 个

检验结果表明 $\ln \frac{Y}{L}$ 、 $\ln \frac{K_1}{L}$ 之间存在协整关系，因此按照计量经济基本理论可以直接运用最小二乘法回归。

$$\ln \frac{Y}{L} = -2.248 + 0.318 \ln \frac{K_1}{L} \quad (9)$$

$$(-40.33) \quad (21.78)$$

$$R^2 = 0.954 \quad DW = 1.50 \quad S.E=0.043 \quad F=194.63 \quad T=32$$

$$MA(1)=0.954 \quad (t=5.903) \quad MA(2)=0.514 \quad (t=2.709)$$

由 (9) 得：K₁的弹性系数为 0.318，L 的弹性系数为 0.682 这与式 (8) 得出的两个弹性系数显著不同。美国在需求约束经济态势情况下，若不考虑资本闲置率即资本全部被利用，1948~1979 年的实证分析可以得到资本的产出弹性为 0.338，劳动的产出弹性为 0.662，A(t)=0.107；考虑资本闲置率后资本的产出弹性为 0.318，劳动的产出弹性为 0.682，A(t)=0.105。可以看出没有考虑资本闲置率的话资本的产出弹性是被高估了，而劳动的产出弹性被低估，A(t) 被高估。

3.以日本为例

(1) 统计数据平稳性检验

表 13 日本 1969~2011 年实际 GDP、资本存量、劳动力

年份	Y(十亿日元 90 为基)	劳动 (万人)	净固定资本存量 (十亿 90 为基)	Y/L	K/L
1969	170764.5	5040	213847.7	33.88185	42.4301
1970	188323.1	5094	246356.8	36.96959	48.36215
1971	196588.9	5121	284877.3	38.38877	55.62923
1972	213129	5126	326349.3	41.57803	63.66549
1973	230248.8	5259	369926.1	43.78186	70.34153
1974	227427.7	5237	405731.1	43.4271	77.47395
1975	234458.7	5223	442840.1	44.88966	84.78654
1976	243778.5	5271	475746	46.249	90.25726
1977	254481.2	5342	507852.6	47.63781	95.06788
1978	267897.5	5408	542854.8	49.53726	100.38
1979	282588.9	5479	579499.1	51.57673	105.7673
1980	290551.1	5536	611757.5	52.48394	110.5053
1981	299762.6	5581	644909.1	53.71127	115.5544
1982	308927.2	5638	675422.5	54.79376	119.7982
1983	316100.7	5733	702416.6	55.13705	122.5216
1984	328483.5	5766	729924.1	56.96904	126.5911
1985	342950.3	5807	762917.1	59.05809	131.3789
1986	352879.9	5853	793761.3	60.29043	135.6161
1987	367555.7	5911	830376.9	62.18164	140.4799
1988	390325.3	6011	875141.9	64.93517	145.5901
1989	409183.5	6128	925087.7	66.77276	150.9608
1990	429985.5	6249	981266.2	68.80869	157.0277
1991	446315.1	6369	1035807.9	70.07617	162.6327
1992	450876.5	6436	1083291.8	70.05539	168.3176
1993	452281.5	6450	1124153.6	70.12116	174.2874
1994	470926	6453	1161075.8	72.97784	179.9281
1995	476434	6457	1188051.9	73.78566	183.9944
1996	486814.2	6486	1233760.7	75.05615	190.219
1997	493890.5	6557	1272872.1	75.32263	194.1242
1998	483830.7	6514	1298327.1	74.27551	199.3133
1999	481488.9	6462	1326948.1	74.51082	205.3463
2000	491530.8	6446	1356859.9	76.25361	210.4964
2001	493176.8	6412	1378164.2	76.91466	214.9352
2002	494175.8	6330	1389119.9	78.06885	219.4502
2003	500173.7	6316	1401348.4	79.19153	221.8728
2004	510941.1	6329	1415247.1	80.73015	223.6131
2005	517898.4	6356	1428197.1	81.48181	224.7006
2006	526765.2	6389	1440102.4	82.44877	225.4034
2007	538870.9	6427	1452013.1	83.84486	225.9239
2008	534373.5	6409	1458659	83.37861	227.5954
2009	505858.5	6314	1442843.1	80.11696	228.5149
2010	539726.7	6298	1433717.9	85.69811	227.6465
2011	540770.6	6289	1424297.2	85.98674	226.4744

资料来源: Y 见日本内阁府网站 <http://www.cao.go.jp/>《1998 年国民账户》《2011 年国民账户》, K 由根据日本内阁府网站发布的《1998 年国民账户》、《2009 年国民账户》、《2011 年国民账户》整理得出, L 来自日本统计局 <http://www.stat.go.jp/>。

分别对 $\ln \frac{Y}{L}$ 、 $\ln \frac{K}{L}$ 进行 ADF 检验, 检验结果表明对 $\ln \frac{Y}{L}$ 、 $\ln \frac{K}{L}$ 是二阶单整变量。ADF 检验结果如表 14。

表 14 ADF 检验结果

变量	差分次数	(C,T,K)	DW 值	ADF 值	5%临界值	1%临界值	结论
$\ln \frac{Y}{L}$	1	(C, T, 1)	1.85	-4.79	-3.53	-4.21	I(1)*
$\ln \frac{K}{L}$	1	(0, 0, 3)	2.04	-2.40	-1.95	-2.63	I(1)*

对 $\ln \frac{Y}{L}$ 、 $\ln \frac{K}{L}$ 进行协整检验, 协整检验的结果如表 15 所示。

表 15 协整检验的结果

特征根	迹统计量 (P 值)	$\lambda - \max$ 统计量 (P 值)	5%临界值	结论
0.347	21.52 (0.001)	17.44(0.0036)	12.32	无
0.095	4.079 (0.05)	4.079 (0.05)	4.13	至少 1 个

检验结果表明 $\ln \frac{Y}{L}$ 、 $\ln \frac{K}{L}$ 之间存在协整关系, 因此按照计量经济基本理论可以直接运用最小二乘法回归。

(2) 最小二乘法回归

$$\ln \frac{Y}{L} = 1.394 + 0.554 \ln \frac{K}{L} \quad (10)$$

$$(36.59) \quad (72.225)$$

$$R^2 = 0.992 \quad DW = 1.478 \quad S.E=0.023 \quad F=2632.19 \quad T=43$$

$$MA(1)=0.886 (t=5.616)$$

由 (10) 得: K 的弹性系数为 0.554, L 的弹性系数为 0.446。

(3) 虚拟数据分析

假设: 1969~1973 年资本闲置率为 10%、1974~1978 年资本闲置率为 15%、1979 年闲置率 20%, 1980~1991 年资本闲置率为 30%, 1992~1993 年资本闲置率为 25%, 1994~1996 年资本闲置率为 30%, 1997~1998 年资本闲置率为 35%, 1999~2001 年资本闲置率为 30%, 2002 年资本闲置率为 20%, 2003~2004 年资本闲置率为 15%, 2005~2006 年资本闲置率为 14%, 2007~2009 年资本闲置率为 30%, 2010~2011 年资本闲置率为 20%。由此计算的存量资本数据见表 16。

表 16 日本 1969~2011 年资本利用率及有效资本

年份	资本利用率 (1-资本闲置率)	K1	K1/L
1969	90	192462.9	38.18709
1970	90	221721.1	43.52594
1971	90	256389.6	50.06631
1972	90	293714.4	57.29894
1973	90	332933.5	63.30738
1974	85	344871.4	65.85286
1975	85	376414.1	72.06856

1976	85	404384.1	76.71867
1977	85	431674.7	80.8077
1978	85	461426.6	85.32296
1979	80	463599.3	84.61385
1980	70	428230.3	77.35373
1981	70	451436.4	80.88808
1982	70	472795.8	83.85877
1983	70	491691.6	85.76515
1984	70	510946.9	88.61375
1985	70	534042	91.96521
1986	70	555632.9	94.9313
1987	70	581263.8	98.33595
1988	70	612599.3	101.913
1989	70	647561.4	105.6726
1990	70	686886.3	109.9194
1991	70	725065.5	113.8429
1992	75	812468.9	126.2382
1993	75	843115.2	130.7155
1994	70	812753.1	125.9496
1995	70	831636.3	128.7961
1996	70	863632.5	133.1533
1997	65	827366.9	126.1807
1998	65	843912.6	129.5537
1999	70	928863.7	143.7424
2000	70	949801.9	147.3475
2001	70	964714.9	150.4546
2002	80	1111296	175.5602
2003	85	1191146	188.5919
2004	85	1202960	190.0711
2005	86	1228250	193.2425
2006	86	1238488	193.8469
2007	70	1016409	158.1468
2008	70	1021061	159.3168
2009	70	1009990	159.9604
2010	80	1146974	182.1172
2011	80	1139438	181.1795

资料来源：K₁根据表 13 和虚拟的资本利用率计算而得、L 来自表 13。

分别对 $\ln \frac{Y}{L}$ 、 $\ln \frac{K_1}{L}$ 进行 ADF 检验，检验结果表明对 $\ln \frac{Y}{L}$ 、 $\ln \frac{K_1}{L}$ 是二阶单整变量。ADF 检验结果如表 17。

表 17 ADF 检验结果

变量	差分次数	(C,T,K)	DW 值	ADF 值	5%临界值	1%临界值	结论
$\ln \frac{Y}{L}$	1	(C, T, 1)	1.85	-4.79	-3.53	-4.21	I(1)*
$\ln \frac{K_1}{L}$	1	(0, 0, 1)	2.08	-3.33	-1.95	-2.63	I(1)*

对 $\ln \frac{Y}{L}$ 、 $\ln \frac{K_1}{L}$ 进行协整检验，协整检验的结果如表 18 所示。

表 18 协整检验的结果

特征根	迹统计量 (P 值)	$\lambda - \max$ 统计量 (P 值)	5%临界值	结论
0.409	24.13 (0.0004)	21.59(0.0006)	12.32	无
0.06	2.533 (0.132)	2.533 (0.132)	4.13	至少 1 个

检验结果表明 $\ln \frac{Y}{L}$ 、 $\ln \frac{K_1}{L}$ 之间存在协整关系，因此按照计量经济基本理论可以直接运用

最小二乘法回归。

$$\ln \frac{Y}{L} = 1.30 + 0.606 \ln \frac{K_1}{L} \quad (11)$$

(21.065) (45.932)

$$R^2 = 0.9825 \quad DW = 1.904 \quad S.E=0.036 \quad F=731.212 \quad T=43$$

$$MA(1) = 1.182 (t=7.354) \quad MA(2) = 0.602 (t=3.767)$$

由(11)得, K的弹性系数为0.606, L的弹性系数为0.394, 这与式(10)得出的两个弹性系数显著不同。和前面对中国和美国的讨论一样, 按资本存量统计数据做出的方程夸大了劳动的产出弹性, 低估了资本的产出弹性。日本在需求约束经济态势情况下, 若不考虑资本闲置率即资本全部被利用, 1969~2011年的实证分析可以得到资本的产出弹性为0.554, 劳动的产出弹性为0.446, $A(t)=4.03$; 加上资本闲置率后资本的产出弹性为0.606, 劳动的产出弹性为0.394, $A(t)=3.67$ 。可以看出没有考虑资本闲置率的话资本的产出弹性是被低估了, 而劳动的产出弹性被高估。 $A(t)$ 被高估了。

(三) 对柯布道格拉斯生产函数修正的思路

目前, 由于C-D生产函数分析经济问题存在不足, 不少学者对C-D生产函数提出了修正。胡海波(2004)对C-D生产函数适用性提出了质疑, 并引入了管理要素对其进行了修正。何予平(2006)将企业家精神纳入到C-D生产函数中, 并对其进行了修正。吴海明(2006)认为现实中还有许多未知的因素以不同的方式左右经济增长, 通过引入制度因素对C-D生产函数进行了修正。但是, 这些文献在修正过程中均忽略了C-D生产函数暗含的前提假设。如前所述, 只有在供给约束型经济态势中C-D生产函数中的资本存量利用率才是100%, 在需求约束型经济态势中由于生产要素不能充分利用, 因此, 必须先剔除资本要素的闲置部分。在不同的资本闲置率下, 有效资本是不一样的, 不一样的有效资本导致劳动和资本的弹性系数不一样。在需求约束型经济态势下, 要准确的计算这两者的弹性, 必须知道有效资本是多少, 否则根据统计上的数据算出来的弹性与实际弹性是有差别的。

于是我们认为, 在需求约束型经济大前提下, 应该将CD生产函数修正如下:

$$Y = AL^\alpha(\rho K)^\beta \quad (12)$$

式中, ρ 为资本存量的开工率, 或“资本有效率”。这样一来, 模型的逻辑意义或许更为严谨。但是, 式(12)仍然缺乏实证价值, 因为 ρ ($0 < \rho < 1$)的数据实在难以获得。

四、结论

本文从总供求态势这一角度讨论了柯布-道格拉斯生产函数暗含的前提假设, 认为该函数在供给约束型经济态势有效, 在需求约束型经济态势无效。同时, 在需求约束型经济态势下使用C-D生产函数做经济增长要素分析可能会产生一些不良后果。

只有在“供给约束型经济”态势下, 才可能保证统计数据中的K全部参与生产, 即统计数据中的资本可视为百分之百的“有效资本”, 除正常保养维修之外基本上没有闲置的部分。当我们用柯布-道格拉斯生产函数来研究生产总量时, 其实暗含了这样一个假设: K的开工率达到100%, 所有的资本存量都是“有效资本”。只有当这个条件成立时, 经济学意义的生产函数方能顺畅运行。显然, 必须在“短缺经济”或“供给约束型经济”态势下, 才有这样的市场条件。否则, 如果产品卖不出去, 理性的厂商势必减产或停产, 部分存量

资本或全部存量资本处于闲置状态，成了“无效资本”，统计数据中的资本存量数额不等于有效资本，柯布-道格拉斯生产函数的数学逻辑将远离实际市场状态。

当经济社会已经进入了“需求约束型经济”态势时，绝大多数厂商都是根据订单来生产的，如果订单不足或没有订单——有效需求不足，厂商就会缩减产量甚至停业。于是，在一个时段之内，全社会必有比例不断变化的存量资本是“无效资本”，即统计数据中的 K 和生产中的 K 会发生一定的或较大幅度的偏差——“有效资本”不规律地小于资本的统计数据，因此，在“需求约束型经济”态势下，用 C-D 生产函数解释或预测经济增长应该是有较大偏颇的。换言之，在“需求约束型经济”态势下，C-D 生产函数是不适用的。在需求约束型经济态势中，资本有时会大量闲置，如美国大萧条时期。如果用 C-D 生产函数做大萧条时期的数量分析模型，统计资料中的资本存量数据和胡编乱造的数据几乎没有区别当然，在需求约束型经济常态中，“无效资本”的比例不会像大萧条时期那样极端，但也无非是“量”的区别，从“质”的角度看，数量分析结果应该是一样荒谬的。

至此，我们的结论已经非常清晰，柯布-道格拉斯生产函数只适用于供给约束型经济态势。而在当今需求约束型经济体中用它来分析产出问题是有较大问题的，进而，在此基础上所做的深入分析也是不能正确反应经济现实的。

参考文献：

- [1]Charles W. Cobb and Paul H. Douglas. “A Theory of Production”[J].America Economic Review Vol.18, No.1 Supplement, Paper and Proceedings of the Fortieth Annual Meeting of the American Economic Association, 1928, 18: 139~165
- [2]埃德温·查理.发展中国家宏观经济学[M].商务印书馆，1990年。
- [3]胡海波.对 C-D 生产函数的修正及再思考[J]. 郑州航空工业管理学院学报(管理科学版)，2004，(4)，111~112
- [4]何予平.企业家精神与中国经济增长——基于 C-D 生产函数的实证研究[J].当代财经，2006，(7)：95~100
- [5]刘巍、陈昭：大萧条中的美国、中国、英国和日本[M].经济科学出版社，2010年。
- [6]刘巍.从供给约束型经济向需求约束型经济的转变——1952 年以来中国经济态势初探[J].广东外语外贸大学学报，2011 年 3 月，第 22 卷，(2)：5~9
- [7]吴海明.基于新 C-D 生产函数的广东省经济增长实证研究[J].南方经济，2006，(7)，75~86

作者简介：

1. 刘巍，男，1960 年出生，黑龙江哈尔滨人，经济学博士，广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心教授。研究方向为计量经济史和宏观经济学。

电话：13929525214

邮箱：13929525214@139.com

地址：广州市白云区白云大道北 2 号广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心

邮编：510420

2. 经孝芳，女，1990 年出生，广西桂林人，广东外语外贸大学经贸学院 2013 级研究生。研究方向为计量经济史。

电话：18819477025

邮箱：jing_xiaofang@163.com

地址：广州市番禺区大学城外环东路 178 号广东外语外贸大学
邮编：510006

Analysis of Implicit Assumptions on Cobb-Douglas production function

Liu Wei Jing Xiaofang

(Center for cliometrics studies ,Guangdong University of Foreign
studies ,Gunagzhou510420 China)

Abstract: This paper discusses the implicit assumption of C-D production function from supply-demand economic situation .It is considered that the function is effective in the supply-constrained economy, and not valid in demand-constrained economy. Only in the supply-constrained economy, can it is possible to ensure that Capital in statistical data all in the process of production ,that is, the capital can be regarded as one hundred percent of the "effective capital". When the economy has entered a demand-constrained economic situation, if the effective demand is insufficient, manufacturers will reduce production and even out of business. So, the whole society will have a Constantly changing proportion of capital which is the "invalid capital". We hypothesize the idle rate of capital in China, the United States and Japan when they enter the demand-constrained economy, and find that the output elasticity of each situation is different under different "effective capital" conditions. Therefore, the analytic result of economic growth factor based on C-D production function is not reliable in demand-constrained economic situation.

Keywords: Cobb-Douglas production function, supply-constrained economy, demand-constrained economy, idle rate of capital

从“异域”到“新疆”：清代“改土归流”对西南地区 经济发展影响的实证分析

李楠 林友宏*

上海财经大学经济学院 经济史学系

摘要：本文以西南边疆少数民族地区统治方式演变为基础，考察了清代“改土归流”政策（即从土司制度向郡县制度转变）对当地经济发展的短期与长期影响。研究发现：清代对西南边疆地区实施的“改土归流”政策对改流地区经济发展具有显著影响。“改土归流”后改流地区比未改流地区拥有更高的人口密度和人力资本（进士度量）数量。而且还发现该影响直到现在依然存在，样本地区改流时间距现在时间越长，当地的人口密度、识字率、农村人均纯收入水平越高，而婴儿死亡率则越低。之所以改流对经济发展起到以上影响，本文发现主要通过移民实边和公共物品提供两个主要途径得以实现的。本文不仅为马基雅维利《君主论》中有关文化异质性国家治理提供了相应实证证据，也为理解中国民族多样性以及地区发展不平衡提出了新的方向和经验。

关键词：边疆治理，改土归流，经济发展

民族国家如何实现对文化异质性边疆地区进行有效控制与发展一直是社会科学家与政策制定者思考的重要问题。这一问题不仅是多数发展中多民族国家经济与制度发展的障碍（如 Alesina and Ferrara, 2005; Montalvo and Reynal-Querol, 2005; Li and Lin, 2015 等），也成为这些国家内战冲突、国家分裂与恐怖主义滋生的温床（如 Fearon and Laitin, 2003; Hippel, 2002; Janus and Riera-Crichton, 2015; Montalvo and Reynal-Querol, 2005, 2010 等）。^①

在现有文献中，对这一问题系统化的讨论最早可以追溯到 15 世纪 Machiavelli (1532) 《君主论》(*The Prince*) 中的论述。他不但认为不同统治方式对君主国政治绩效会产生较大影响，而且着重强调在那些文化、语言、习俗等具有显著差异被征服地区不同统治方式的差异将对国家稳定与统一产生巨大影响。^②但是在 Machiavelli(1532)之后，现代学者学者对此问题的考察多体现在近代欧洲殖民历史经验的研究中。特别是考察殖民时期不同殖民政策差异对那些具有文化异质性殖民地经济社会的长期影响。如 Acemoglu et al. (2001, 2002) 发现由地理环境因素导致的欧洲殖民国家在殖民地采取的殖民政策差异（掠夺性或建设性）对这些地区制度形成与经济发展具有显著影响。另外，Iyer (2010) 在就英国对印度殖民历史经验考察时也发现，在印度英国进行直接统治的地区与其间接统治的地区相比，统治政策差异对经济的发展有着显著的负向影响。此外，Michalopoulos and Papaioannou (2011) 分别考察了欧洲殖民者对非洲的瓜分掠夺政策所导致的非洲民族分割结果对当前非洲经济社会发展的影响。

然而在人类历史进程中，中国的历史经验似乎是一个特例。虽然中国是一个多民族国家，但民族分布具有显著的区域分布特征。汉族占有全国人口的多数且分布在华北、华东、华南地区大部分地区，而占人口比重较少部分的少数民族分散分布在东北、西北、西南等

^① Montalvo and Reynal-Querol (2005) 发现民族极化程度 (polarization) 较高的地区更易发生战争冲突，从而导致投资的下降和经济发展的落后。其他相关文献综述参见 Alesina and Ferrara (2005)。

^② 参见 Machiavelli (1532) 关于混合君主国以及总结亚历山大大帝征服大流士王国通知经验的论述 (chapter 3 and 4)。

边疆地区 (Diamond, 1997; 李楠、林友宏, 2014)。面对这些边疆文化异质性地区, 中国历代王朝都注意对其进行有效管理与统治。特别是自明代以来, 中央政府通过对边疆文化异质性地区实行统治方式变革, 即从之前的羁縻或土司制度向郡县制转变, 将其纳入到中央集权统治范围, 使这些地区得到有效的控制与管理。本文正是基于中国西南边疆少数民族地区统治政策演化的历史经验, 考察这一统治政策变化对文化异质性边疆地区政治经济绩效的影响。

自秦汉时期以来, 历代王朝就通过郡县制度对国家进行直接统治。该制度不仅有利于国家政治整合与大一统国家的形成, 而且对经济发展与民族融合也产生了重要作用 (Fukuyama, 2011; Wong, 1997; 李楠、林友宏, 2014 等)。但在其边疆地区, 特别是少数民族聚居地区, 由于边疆民族地区文化异质性以及地理等特殊问题使郡县制度推行受到影响。国家只能通过羁縻、土司等制度进行间接的管理 (严耕望, 1961; 陆韧, 2013; 周振鹤, 2005)。但随着封建社会后期三个大一统王朝 (即元、明、清) 的出现, 边疆文化异质性地区相继被纳入到其直接统治的范围。特别是在 16 世纪后, 清王朝在西南地区实施了大规模的“改土归流”运动, 通过革除元代确立的土司制度, 采用任命流官的方式, 将西南边疆地区纳入了王朝的直接统治。从而使得西南地区完成了从“异域”到“新疆”的转变。然而, 改土归流政策变化是否对改流地区与未改流地区经济社会有何影响? 而且, 这一政策变化是否成为当前西南地区经济发展不平衡的一个历史根源?

为揭示历史上西南民族地区统治制度变迁对于当地经济社会发展的影响, 本文根据相关历史文献与当代经济发展数据构建了唯一的反映西南地区改土归流时空变化与经济发展数据库, 用以检验改土归流对于西南经济发展的影响。研究发现: 清初土司区的人口密度和进士数量都要显著地低于清初的流官控制地区, 这充分反映了土司制度对经济发展的负向影响。然而, 随着改土归流的进行, 已改流的土司区域要比未改流的土司区域获得更快的经济发展。特别在晚清时期, 一个完全改流的区域要比一个尚未改流的区域在人口密度上高出 86.5%, 在以进士数量为代理变量的人力资本上高出 40.7%。此外, 我们研究进一步发现, 改土归流不仅在清朝对经济发展产生短期显著的影响, 而且该影响还延续到民国时期。即使在改革开放以后, 这一影响依然存在, 即在 1990 年清代改流时间越长的地区拥有着更高的人口密度和识字率 (1950 年前出生组别); 并且通过分位数回归, 我们发现改流会显著地提高位于低条件分位数上 (35%) 的农村居民纯收入水平, 并降低位于高条件分位数上 (65%) 的婴儿死亡率。

本研究的主要贡献有以下几个方面: 首先, 本文研究了国家对于边疆少数民族地区所实施的统治方式变革对于经济发展的重要影响。即通过对中国清代西南边疆地区“改土归流”政策的实施, 考察了清朝政府对西南地区的政治整合以及其对该地区经济发展的影响。进一步为 Machiavelli (1532) 关于少数民族边疆统治问题提供了实证证据。其次, 本文丰富了制度与经济发展相关的文献 (Engerman et al., 1997; Sokoloff et al., 2000; Acemoglu et al., 2001; Acemoglu et al., 2002; Rodrik et al., 2004)。尽管西南边疆地区地理自然条件恶劣, 且地区文化差异较大, 成为阻碍当地经济发展的重要因素。但通过改土归流制度的实施, 特别是改流后, 科举教育与公共物品等通过郡县制度得以提供, 有效地促进了地区的经济发展。再次, 本文也丰富了关于民族多样性与经济发展的研究 (Easterly et al., 1997; Alesina et al., 1999; Fearon et al., 2003; Montalvo et al., 2005)。尽管西南地区分布着众多的少数民族^①, 但统治制度的变革使得公共物品的提供得到保障, 因而潜在地削弱了民族多样性对于经济发展的负面影响。最后, 本文发现了改土归流对于西南社会经济长期影响, 解释了中国当前东西部经济发展不平衡的历史成因^②。

本文的组织结构如下: 第二部分对改土归流的历史背景进行简要介绍, 回顾土司制度的形成, 改土归流的过程及其对经济发展的影响。第三部分主要对本文所采用的实证模型、变量以及数据来源进行说明。第四部分给出改土归流对于清代经济发展影响的实证结果, 并在第五部分考察改土归流对经济发展的长期影响。接下来第六部分则是对改土归流影响经济发展的机制给予分析。最后是本文的总结。

^① 例如, 仅云南一省便生活着 25 个少数民族, 共占总人口数的 38%。

^② 例如, 在 2014 年中国大陆 31 个省级行政区人均 GDP 排名中, 广西、云南和贵州分列第 27、29 和 31 位。

一、 历史背景：从“羁縻统治”到“改土归流”

在中国历史上，西南边疆地区历来是少数民族主要聚居地区。尽管目前，西南边疆地区是我国领土的重要组成部分，但在历史上历代中原王朝对其行政管理的方式不尽相同。先后经历了一个从“羁縻统治”到“土司管理”，再到“郡县制度”的演变过程。在这一部分，我们主要对这一历史制度演化背景进行介绍。

（一）西南地区的“羁縻统治”

在元朝以前，西南地区^①一直是中原王朝行政版图上的“异域”。秦汉时期（公元前221年至公元220年），西南地区分布着被称为“西南夷”的诸多互不统属的小国^②。由于道路险阻，自然条件恶劣，中原王朝只能通过羁縻手段，即军事威慑或定期贸易依赖，使西南夷在形式上臣服于中原王朝中央统治^③。虽然汉朝在西南地区设置了犍为、粤、牂牁等郡县，但并不能实行真正意义上的行政管理。即使到了唐、宋时期，中原王朝对“西南夷”的羁縻政策及其象征性的统属关系依然没有改变，甚至在云南地区相继出现了与中原王朝相抗衡的南诏国和大理国两大政权^④。由此可见，虽然元以前的历代中原王朝已经同西南边疆地区建立起军事或者贸易上的羁縻关系，并且将西南地区视为自己的属国，但西南地区从未真正纳入中原王朝郡县制度的行政管理之下。西南地区始终作为与中原王朝实行郡县制度的地区的“异域”而长期存在。

（二）“土司制度”的建立

西南地区真正受到中原王朝实际的行政控制是在元世祖忽必烈率大军征服西南以后。一方面，元朝通过军屯的方式加强了对西南地区的军事控制^⑤；而另一方面，元朝在西南地区推行了一套更为有效的行政制度，在经济较发达的地区，同样设立了府、州、县等行政单位；而在边缘地区，则设立了宣慰司、宣抚司、长官司等军事行政一体的组织机构。然而，与中原地区通过科举选拔任用地方官员的方式不同，在西南地区，元朝主要通过任命当地具有影响力的贵族或首领对地方进行统治，并且这些官员的官职往往是世袭的，相比流官地区的官员拥有更大的行政与军事权力，因而被称为土官或土司。元朝的土司制度使得中原王朝能够对西南地区施以更大的影响。元朝灭亡之后，明朝继续在西南推行土司制度，并对土司的职衔、隶属、承袭与升迁的相关制度进行了完善，土司制度在明朝达到鼎盛。据龚荫（2012）统计，明朝共在云南、贵州、广西三省设立了武职土司410家，文职土司605家。相比羁縻制度，土司制度促进了中原王朝对于西南地区的统治。

土司制度作为一种间接的统治方式，其弊端也随着土司地区社会经济的发展而逐渐显现。土司虽然有听从中原王朝军事调遣的义务，但在行政上却拥有对管辖地区极大的权力。在流官地区，地方官员需要依据国家的税收、司法等法律对民众进行管理，并负有兴修水利、赈济灾民、科举教育的义务；而在土司地区，土司对于社会的管理并不受到国家法律的约束，土司可以任意地对土民进行征税，一些地区的土民甚至没有基本的人身自由，而只是依附于土司的奴隶。例如，蓝鼎元（1723）在其上书雍正的《论边省苗蛮事宜书》中记载了贵州土司的情况：“黔省土司，一年四小派，三年一大派，小派计钱，大派计两。土民岁输土徭，较汉民丁粮加多十倍”；又如，《明史·土司传》记载贵州水西土司对土民掌有生杀大权，土司“游猎酒酷，辄射人为戏”。土司制度下，不仅民众的土地财产权和人身权力是缺失的，土司还为了维护自身的封建割据统治，采取了一系列限制地区间经济

^① 主要指云南、贵州、广西以及部分湖南西部、四川南部山区地区。

^② 据《汉书·西南夷两粤朝鲜传》记载，“南夷君长以十数”，其中较大的政权有夜郎、滇、邛都、徙、笮、冉駹、白马。也有许多民族不受任何政权的管辖，“亡常处，亡君长”，如犍、昆明、编发。

^③ 例如，元封二年（公元前109年），天子发巴、蜀兵击灭劳深、靡莫，以兵临滇。滇王始首善，以故弗诛。滇王离西夷，滇举国降，请置吏入朝，于是以为益州郡，赐滇王王印，复长其民（见《汉书·西南夷两粤朝鲜传》）。

^④ 南诏（738年-902年），由蒙舍诏首领皮罗阁在738年建立，政治中心位于洱海地区，主要族属为乌蛮和白蛮，极盛时的统治范围包括云南全境和贵州、四川、西藏、越南、老挝、缅甸的部分地区，后期由于清平官郑买嗣垄断大权，于902年建立大长和国，南诏灭亡（见《新唐书·南诏传》）。大理国（937年-1094年；1096年-1253年），由白族人段思平建立，政治中心同样位于洱海地区，统治范围比南诏略小，1253年被蒙古忽必烈大军征服（见《宋史·大理国传》）。

^⑤ 见《元史·兵志三》。

文化交流的措施。例如,赵翼在《黔中俚俗》中记载了广西田州“土民虽读书,不许应试,恐其出仕而脱籍也”。此外,土司之间时常为争权夺利而爆发战争,也阻碍了地区的社会 and 经济发展。面对土司制度的诸多弊端,明朝采取了小规模改土归流措施,用流官取代当地的土司土官,力图将西南地区纳入中原王朝的直接管控之下。明朝的改土归流是缓慢进行的,主要是对反叛、犯罪的土司以及无人承袭的土司地区进行小规模改流,并且通过众建诸蛮,削弱了大土司的势力。明朝的这些举措为清代的大规模改土归流奠定了基础。

(三)“改土归流”的实施

清朝推行了大规模的改土归流,使得西南地区完成了从“异域”到“旧疆”的转变。清初,明末西南地区的大部分土司归附了清朝,这些土司广泛分布在贵州、广西西部和云南的边缘地带(图1)。其中,府州县一级的文职土司共有57个(13个土府、39个土州、5个土县),而安抚使级别以上的武职土司共有54个。顺治康熙两朝(1644~1722年)为谋求西南地区的稳定,主要对反抗清廷的土司进行了改流,共陆续废除土司数十家^①,设立流官府州厅县27个,使得清朝对西南地区的控制得到加强。相比清初零散的改流措施,雍正时期大规模的改土归流使得西南地区的土司制度发生了根本的转变。在清朝统治者稳固了对国家的统治之后,对西南地区进行全面的改土归流便被提上议程。雍正四年(1726年),云南巡抚鄂尔泰向雍正上疏,指出了改土归流的迫切性:“云贵大患,无如苗蛮。欲安民必先制夷,欲制夷必改土归流。”^②,并设计了详细的改土归流方案。雍正四年至雍正九年(1726~1731年),鄂尔泰采用招抚和武力征剿的方式对西南土司地区进行了大规模改流,“蛮悉改流,苗亦归化,间有叛逆,旋即平定”^③,贵州的长寨、八寨、丹江、清江、古州,云南的东川、乌蒙、镇雄、镇沅,以及广西的泗城、镇安、东兰、归顺等地被相继改流^④。雍正一朝共革除土府州县17个,长官司18个,西南土司的势力被极大削弱。雍正之后,西南地区依然存在着许多势力较小的土司,但大部分地区已经纳入了中原王朝的行政版图。这些土司一部分在清朝后期被陆续改流,一部分一直延续至清末,最终在民国和新中国成立之初被悉数革除。^⑤

^①主要包括元江土司、贵州的水西、乌撒土司等。元江土司为顺治十六年(1659年)改流,参见《清史稿》卷四百七十四,《吴三桂传》;水西、乌撒土司为康熙三年(1664年)改流,参见《清史稿》卷五百十五,《土司四》。

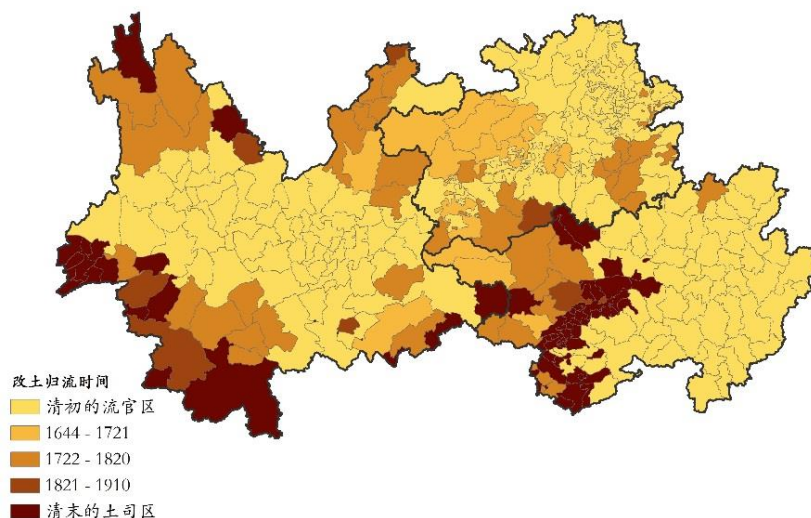
^②《清史稿·土司传》

^③《清史稿·土司传》

^④关于雍正改土归流的详细经过,参见李世愉《清代土司制度论考》中国社会科学出版社1998年版,第52页至第66页。

^⑤参见《清史稿·地理志》和《清史稿·土司传》。

图1：西南三省（云南、贵州、广西）清代改土归流时间



资料来源：各地区设立流官府、州、厅、县的时间根据《清史稿·地理志》、《清史稿·土司传》、《续云南通志稿（光绪）·土司传》、《贵州通志（民国）·土司传》、《广西通志（嘉庆）·土司传》、《明史·地理志》、《明史·土司传》、《土官底簿》等整理得出，并采用 CHGIS V5.0 绘制。

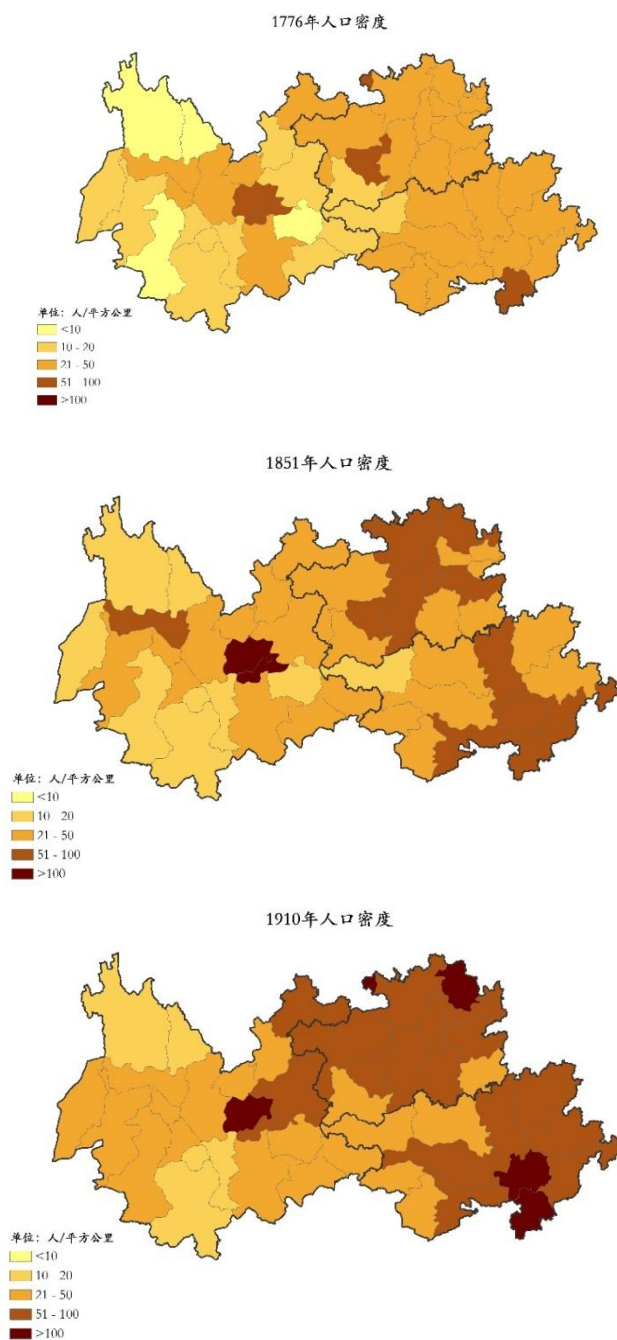
清朝的改土归流加强了国家对于西南地区的统治，深刻地促进了改流地区的社会经济发展。在雍正大规模改土归流之后，改流地区的人口出现了快速增长（图2），人口密度由1776年的每平方公里15.1人上升至1910年的每平方公里29.05人（曹树基，2001）；而反映改流地区人力资本水平的进士数量也有了较大的提高（图3），清前期（1644~1722年）未改流时这些地区尚无进士，至清后期（1821~1905年）雍正改流地区平均每科中进士数上升至0.778人（朱保炯，1980）。之所以改土归流能够促进西南经济发展，可能是由于以下几个原因所致。首先，改土归流结束了土司的封建统治，使得土民不再依附于土司，获得了更多的人身自由和的财产权力。清朝在对土司地区进行改流后，对有田的土民发给印照，而对无田的土民则分与土司的田地，并将土民编番入册，将改流地区的民众至于国家统一的行政控制和法律规范之下。例如，云南丽江土府雍正元年（1723年）改流之后，“出良民之在庄院为奴者五百余户，均平赋役、招徕劝垦”^①，使得依附于土司的土民变为自由的农业生产者。其次，改土归流结束了西南地区土司割据的局面，并且通过部署绿营兵，保障了社会的稳定和各地区的交通联系，从而促进了移民和农业开发。例如云南普洱地区于雍正七年（1729）设立流府，“由临元分拨营兵驻守，并江左、黔、楚、陕各省贸易之客民，家于期焉”^②，普洱府在外省移民之后，“人烟稠密，田土渐开”，获得了经济的发展。最后，改流地区的官员承担起了为民众提供公共物品的责任，通过兴修水利、提供教育，促进了改流地区经济的发展。例如，昭通府在雍正（1728年）改流之后在短短8年时间内便兴修了十项水利工程，灌溉农田数千余亩^③；而贵州在雍正年间共建义学二十四所，其中的十四所均设在八寨、丹江等改流地区。因而，许多历史证据都表明改土归流通过革除土司、建立流官州县，深刻地影响了改流地区的社会与经济发展进程。本研究则期望通过严谨的计量分析，对改土归流的影响进行系统化的考察。

^① 乾隆《丽江府志略》卷下，杨秘：《建丽江府治记》

^② 道光《普洱府志》卷七

^③ 民国《昭通县志稿》卷二，水利。

图2：西南三省（云南、贵州、广西）清代人口密度分布的变化



资料来源：根据曹树基（2002）《中国人口史·清时期》绘制。

二、 实证模型、变量选择与数据来源

（一）模型设定

为准确度量改土归流政策效应对边疆文化异质性地区经济发展的影响，这里实证模型的设定如下：

$$y_{it} = \beta_1 tusi_{it_0} + \beta_2 tusi_{it_0} \times change_{it} + \gamma X + \varepsilon_{it} \dots (1)$$

其中 y_{it} 是衡量第 i 个地区在时间 t 的经济发展水平； $tusi_{it_0}$ 为清初地区 i 是否土司地区的虚拟变量（如果是土司地区为 0，流官地区为 1）或土司地区占地区 i 的比例； $change_{it}$ 是地区 i 在时间 t 是否改流（如果是为 1，否为 0）或改流地区占地区 i 的比例；因此， $tusi_{it_0} \times change_{it}$ 用以度量清初地区 i 是土司地区（ $tusi_{it_0}=1$ ）在时间 t 时进行“改土归流”的程度； X 是一组除改土归流政策效果以外可能影响到经济发展水平的经济社会与地理环境的控制变量。 β_1 ， β_2 ， γ ， ε_{it} 分别为带估计系数与随机扰动项。其中， β_1 识别了在清初土司地区与流官地区经济发展水平的差异； β_2 识别了在清初土司区中，随着改流不断深入，改流地区与未改流地区在经济发展水平上的差异，反映了清代改土归流政策对当地经济发展的影响。

（二）变量选择及数据来源

1、被解释变量

为了考察改土归流对于清代经济发展的影响，我们选取人口密度和进士数作为核心被解释变量。这里之所以采用人口密度作为经济发展代理变量的原因在于：一是前工业社会没有类似人均 GDP 的经济指标可以较好的衡量地区之间的经济发展差异；二是因为前工业化社会人口密度与经济发展之间具有显著的正向相关关系。^①因此，人口密度被许多经济学家、经济史学家作为传统社会经济发展的代理变量（Acemoglu et al., 2002）。其中人口数量来自曹树基（2001）《中国人口史》中提供的含 1776、1851 和 1910 三个时期的府级人口数据。^②然后根据谭其骧（1982）编著的《中国历史地图集》提供的各府面积，最终计算出各府的人口密度。

另外，在发展经济学文献中，人力资本一直被认为是决定经济发展的重要因素（Romer, 1990; Becker, 1994; Barro, 2001）。而在中国传统社会中，科举人才被认为是中国传统社会人力资本的具体表现。^③因此，科举人才在地区之间数量上的差异可以成为地区间识字率或教育水平发达与否的重要标志。本文主要采用科举人才中进士的数量作为人力资本的代理变量，这主要是因为作为科举考试最高层级的人才可以摆脱地区之间学额的束缚，进而进士人数上的差异可以更好地反应地区间教育水平的差异。清代不同时期进士数据来自朱保炯等人（1980）编著的《明清进士题名碑录索引》。^④

2、解释变量

本文的核心解释变量是清初土司地区及改土归流程度。因此，通过参考《清史稿·地理志》、《清史稿·土司传》、《续云南通志稿（光绪）·土司传》、《贵州通志（民国）·土司传》、《广西通志（嘉庆）·土司传》等历史资料，我们还还原了西南地区（云、贵、广西三省）清初流官区与土司区的地理分布，以及在土司区内各流官府、州、厅、县的设立时间，即改流时间。从而在被解释变量的每个观测时间点上，我们都可以得到每个县级行政区域在清初是否为土司区，以及该清初土司区是否改流的信息。

3、控制变量

除了改土归流，其他一些地理环境和社会历史因素也可能影响到一个地区的经济社会发展。首先，中国西南地区多山的地貌特征与较高的海拔差异会对经济发展产生重要影响，因此，地形崎岖程度和海拔作为地理环境作为控制变量加入到模型中。其中，地形崎岖程

^①Acemoglu(2002)发现人口密度与经济发展的指标城市化率之间具有显著的正向关系，人口密度高于中位数的地区要比低于中位数的地区在城市化率上高出 4 倍。

^②曹树基（2001）通过利用《大清一统志》以及其他地方志中的人口数据，利用 1953 年人口普查数据向信息，对清代中期（1776）以后各省府级人口数进行了考证和重建，因而数据具有较高可靠性。

^③科举制度始于隋唐时期，是一项通过考试选择官吏的制度。清代科举考试主要分为童试、乡试、会试、殿试四个环节；应试者首先要通过童试进入府州县学成为“生员”，“生员”通过乡试成为“举人”，再进京参加会试和由皇帝亲自主持的殿试，考中殿试者便具有最高的科举功名，被称之为“进士”（邓嗣禹，1982）。此外，朝廷通过对府州县学录取“生员”的名额（即学额）进行控制，以分配各地区的教育资源。

^④明清进士题名碑是明清两朝用于记载着进士姓名、籍贯和名次的碑刻，现保存于北京孔庙院内。朱保炯等人对进士题名碑进行了校订补充，制作了《明清进士题名碑录索引》。

度根据 Riley (1999) 的计算方法利用高程数据 GTOPO30^①得出, 而海拔为观察区域内高程数据的平均值。其次, 不同行政区划面积大小往往会影响一个地区的要素禀赋结构, 进而对该地经济发展产生影响。因此, 不同地区行政区域面积也作为控制变量加入模型中, 数据来自 CHGIS V.5^②。此外, 不同地区距离当地省会距离远近也可能对经济发展产生影响, 这里利用谭其骧《中国历史地图集》(1982) 对清代不同行政单位距离本省督抚衙门所在地的距离加以控制。最终, 主要变量统计描述在表 1 给出。

表 1: 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
清初土司地区 (1=是)	299	0.492	0.501	0.000	1.000
清代改土归流实施时间 (公元)	147	1806.844	99.586	1649.000	1911.000
清代人口密度 (1776、1851、1910, 单位: 人/平方公里)	150	44.099	27.601	7.400	162.400
清代进士数量 (1644~1722、1723~1820、1821~1905)	897	2.026	8.133	0.000	128.000
人口密度 (1930s 年, 单位: 人/平方公里)	282	41.483	38.213	0.455	304.161
人口密度 (1982 年, 单位: 人/平方公里)	276	133.550	89.390	6.656	798.852
人口密度 (1990 年, 单位: 人/平方公里)	297	176.723	180.945	7.665	1522.977
农村识字率 (1990)	276	0.673	0.168	0.155	0.963
农村 1950 年前出生个体的识字率 (1990)	276	0.369	0.175	0.000	0.843
农村 1950 年后出生个体的识字率 (1990)	276	0.637	0.152	0.149	1.000
农村人均纯收入 (2000 年, 单位: 元)	287	1627.056	588.818	474.000	3082.000
婴儿死亡率 (2000 年, 单位: ‰)	280	57.361	36.860	6.291	272.260
清代移民会馆数量	180	0.567	1.419	0.000	13.000
清乾隆时期水利数量	302	3.487	6.436	0.000	45.000

数据来源: 1. 清初土司地区、改土归流实施时间: 根据《清史稿·地理志》、《清史稿·土司传》、《续云南通志稿 (光绪)·土司传》、《贵州通志 (民国)·土司传》、《广西通志 (嘉庆)·土司传》整理得到; 2. 人口密度 (1776、1851、1910): 根据《中国人口史·清时期》; 3. 进士数量: 根据《明清进士题名碑录》; 4. 人口密度 (1930s): 根据民国二十一年民政厅调查 (广西)、民国二十二年民政厅调查 (云南)、民国二十六年保甲户口调查 (贵州); 5. 人口密度 (1982、1990): 根据第三、第四次人口普查资料; 6. 农村识字率 (1990) 和 1950 年前、后出生个体的识字率 (1990): 根据 1990 年第四次人口普查 1% 微观抽样数据汇总得到; 7. 农村人均纯收入 (2000 年): 根据《2001 年广西统计年鉴》、《2001 年云南统计年鉴》、《2001 年贵州统计年鉴》; 8. 婴儿死亡率 (2000 年) 根据 CIESIN (2005) Poverty Mapping Project 中的中国县级数据; 9. 移民会馆数量: 根据李中清《中国西南边疆的社会经济: 1250-1850》中对于地方志的统计; 10. 清乾隆时期水利数量: 根据广西、云南两省地方志统计得到。

三、 改土归流对于清代西南地区经济的影响

(一) 初步回归结果

^①该数据为全球 30 秒度高程数据由 U.S. Geological Survey (USGS) 所提供 (<https://lta.cr.usgs.gov/GTOPO30>)。

^②该数据是由 Harvard Yenching Institute 根据各省通志舆图制作的 China History GIS - Version 5 - 1911 County Boundaries 数据集 (http://chgis.hmdc.harvard.edu/v5_stats/click.php?id=50)。

首先表 2 给出了西南地区“改土归流”对当地府级人口密度影响的回归结果。但由于清代西南地区可靠的人口数据仅在府级层次，因此在给出回归结果之前，这里先对回归方程（1）中核心解释变量 $tusi_{it_0}$ 与 $change_{it}$ 进行重新设定。此时， $tusi_{it_0}$ 与 $change_{it}$ 分别为所在府清初土司地区占该府面积比例，以及改流地区占土司地区的比例，而 $tusi_{it_0} \times change_{it}$ 的交互项，相应为改流地区占该府面积比例。这里根据新设定回归方程（1）结合曹树基（2001）《中国人口史》所提供的府级人口数据采用最小二乘法（OLS）得到的回归结果如表 2 所示。

在表 2 的第 1 列首先给出了西南地区“改土归流”对于清代中期（1776 年）该地区人口密度的影响。从估计结果可以看到，清初土司区占该府面积比例的回归系数显著为负，表明土司区比例越高的府，其人口密度越低。而且估计系数表明，该比例每上升 1%，人口密度将显著地下降 1.028%。而另一核心解释变量反映改流效果的改流地区占该府面积比例（即清初土司地区占该府比例与改流地区占土司地区比例的乘积交互项）的回归系数显著为正，其回归结果显示改流地区占该府面积比例每上升 1%，则人口密度将显著地上升 0.681%。这表明改土归流政策的确对西南地区的经济发展具有显著的促进作用。在接下来的表 2 第 2 列和第 3 列又相继给出了清后期（1851 年）和清末（1910 年）“改土归流”政策对西南地区人口密度的影响。与第 1 列清中期回归结果类似，无论在 1851 年还是 1910 年，清初土司地区占该府比重越高，当地人口密度越低；而且改流地区占该府比例越大，当地人口密度越高。而且通过比较前三列清初土司地区占该府比例与改流地区占土司地区比例的乘积交互项系数时发现，该系数从 1776 年的 0.681 逐渐增加到 1910 年的 0.865，有逐渐增大的趋势。这一变化恰恰反映了土司控制地区与流官员地区在人口密度上的差距不断扩大，“改土归流”政策对经济发展起着巨大的促进作用。最后，为提供更加可靠的估计结果，我们将以上三个时期的截面数据构建成面板数据，利用随机效应模型对“改土归流”的政策影响进行估计。第 4 列估计结果表明，尽管我们采用了随机效应模型对面板数据进行估计，但估计结果与之前三列采用横截面数据估计结果一致。清初所在府土司地区比重越大，当地人口密度越低；而随着“改土归流”政策的实施，改流地区占该府面积比例越大，人口密度也相应越高。

表 2：改土归流对于西南地区清代人口密度的影响

被解释变量：	分府清代人口密度（log）			
	OLS 1776	OLS 1851	OLS 1910	RE 1776~1910
	(1)	(2)	(3)	(4)
核心解释变量：				
清初土司区比例	-1.028*** (0.270)	-1.141*** (0.245)	-1.216*** (0.200)	-1.419*** (0.253)
土司区域比例×改流比例	0.681* (0.340)	0.685** (0.288)	0.865*** (0.300)	1.122*** (0.263)
控制变量				
行政区域面积	-0.269** (0.129)	-0.208 (0.126)	-0.164 (0.118)	-0.254* (0.133)
至省会的距离(log)	-0.087** (0.040)	-0.089** (0.042)	-0.061* (0.034)	-0.076* (0.044)
地形崎岖程度	-0.047 (0.125)	-0.134 (0.122)	-0.111 (0.111)	-0.080 (0.091)
海拔(log)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
省份固定效应	是	是	是	是
R-squared	0.633	0.653	0.675	0.407

观测值	50	50	50	150
-----	----	----	----	-----

注：前三列采用线性回归模型进行估计，最后一列采用面板随机效应模型进行估计。清代人口密度：根据《中国人口史·清时期》。

前三列括号中为稳健标准误统计量。第四列括号中为标准误统计量。

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

接下来在表 3，我们将方程（1）中被解释变量替换成进士数量作为教育发展水平的代理变量，考察“改土归流”政策对西南地区县级教育发展的影响。首先在第 1 列给出了在雍正时期大规模改土归流政策实施之前清初“改土归流”对于教育影响的回归结果。清初是否为土司地区虚拟变量系数显著为负，且土司地区与流官地区进士人数差异近 21%左右。这表明在清代早期土司地区在教育水平上远远落后于流官区。但是否为土司地区与是否已经改流的交互乘积项系数显著为正，这恰恰反映了改土归流就已经对改流地区的人力资本积累起到了一定的促进作用。其回归系数进一步表明，尽管清初都是土司区，但在改流的过程中一个改流的县要比未改流的地区在进士数量上显著地高出 32.8%。接下来，我们在表 3 第 2、3 列分别考察雍正之后大规模“改土归流”政策对清朝中晚期人力资本的政策影响。回归结果表明，无论是清中期（1723-1820）还是清晚期（1820-1905），用来测量“改土归流”政策效果的是否为土地地区与是否改流地区的乘积交互项估计系数均显著为正，并且随着时间越接近晚清政策效果越大，政策效果越明显。最后，与表 2 实证策略类似，我们也给出了将以上三个截面数据合并为面板数据的随机效应估计结果，新结果在表 3 最后一列给出。新回归结果基本与前三列相同，表明改土归流政策的实施对西南地区人力资本教育的发展具有显著的促进作用。

表 3：改土归流对于西南地区清代人力资本分布的影响

被解释变量：	分县清代进士数（log）			
	OLS	OLS	OLS	RE
	1644~ 1722	1723~ 1820	1821~ 1905	1644~1905
	(1)	(2)	(3)	(4)
核心解释变量：				
清初土司区域（1=是）	-0.219*** (0.051)	-0.925*** (0.099)	-0.908*** (0.127)	-0.658*** (0.080)
土司区域×改流与否	0.328*** (0.092)	0.312*** (0.104)	0.407*** (0.112)	0.303*** (0.081)
控制变量				
行政区域面积	-0.005 (0.024)	-0.015 (0.053)	0.086 (0.059)	0.029 (0.041)
至省会的距离(log)	-0.095* (0.051)	-0.208*** (0.068)	-0.209** (0.099)	-0.172*** (0.036)
地形崎岖程度	0.010 (0.032)	0.007 (0.064)	-0.026 (0.074)	-0.006 (0.054)
海拔(log)	0.069 (0.063)	0.119 (0.100)	0.025 (0.124)	0.073 (0.093)
省份固定效应	是	是	是	是
R-squared	0.168	0.317	0.255	0.135
观测值	298	298	298	891

注：前三列采用线性回归模型进行估计，最后一列采用面板随机效应模型进行估计。清代进士数：根据《明清进士题名碑录》。

前三列括号中为稳健标准误统计量。第四列括号中为标准误统计量。

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

（二）稳健性检验

1、选择偏差

由于改土归流的过程可能并非是一个随机过程，那些经济地理条件较好的地区可能最

先成为“改土归流”政策实施的对象。由此产生的样本自选择偏差可能对以上估计结果造成影响。因此,为解决这一潜在的选择偏差问题,我们将不同地区的地理崎岖程度与其“改土归流”政策实施先后次序与时间进行回归。回归结果在附表1给出。从回归结果可以看见,被解释变量无论是改土归流的次序还是改土归流的时间,地理崎岖程度对其均无显著影响。根据这一结果可以推断,认为尽管改土归流存在潜在的选择偏差问题,但这一影响并不严重,不会影响本文的估计结果。

2、内生性估计偏差

除选择偏差外,另一个对估计结果产生潜在威胁的是来自缺失变量所产生的内生性估计偏差。为解决内生性估计偏差对估计结果产生的影响,我们这里选择带有工具变量的两阶段最小二乘法进行重新估计,以期获得最终稳健研究结果。

在我们的回归方程(1)中,内生变量是所观测样本何时进行改土归流。因此,我们选取的土司地区距离明朝卫所的距离作为其改土归流先后可能性的工具变量。其背后的逻辑是“改土归流”需要依靠武力对土司控制地区进行军事威慑或征服,而明朝通过设立军事卫所,加强了对于卫所周边区域的军事控制,因而降低了清朝改土归流的困难程度。而且明朝卫所的设置多出军事角度的考虑,并非由当地经济发展所决定。因此,土司地区距离明朝卫所的距离可以作为该地改土归流内生变量的工具变量。接下来带有工具变量的两阶段回归方程设定如下:

$$\text{第二阶段: } y_{it} = \beta_1 tusi_{it_0} + \beta_2 tusi_{it_0} \times \hat{change}_{it} + \gamma X + \varepsilon_{it} \dots \dots (2)$$

$$\text{第一阶段: } tusi_{it_0} \times \hat{change}_{it} = \alpha_1 tusi_{it_0} + \alpha_2 tusi_{it_0} \times dist_i + \gamma X + v_{it} \dots \dots (3)$$

其中,方程(3)为第一阶段回归。这里被解释变量 $tusi_{it_0} \times change_{it}$ 是不同时期地区 i 改流程度,即内生变量。解释变量为是否为土司地区与当地距离明朝卫所的地理距离的交互项 $tusi_{it_0} \times dist_i$ 。^①这里 α_2 反映了土司区距离明朝卫所的远近对于“改土归流”政策实施程度的影响。这里预期估计系数显著小于0,即距离明朝卫所越远,改流难度越大,政策实施越靠后。第二阶段回归方程在方程(2)给出,其设定与方程(1)相同,但此时的解释变量 $tusi_{it_0} \times change_{it}$ 有所不同,是通过第一阶段回归得到 $tusi_{it_0} \times change_{it}$ 的估计值。新得到的两阶段回归结果在表4中给出。

其中表4前三列分别给出了1776、1851、1910三个时期“改土归流”政策对西南地区府级人口密度影响的两阶段回归结果。首先,第一阶段回归结果在表4面板A中给出。可以清楚的看到,作为工具变量的土司地区距离明朝卫所距离与内生变量之有着显著的负向关系,即土司地区距离明朝卫所的距离每增加1%,土司地区改流面积下降11%至18%左右。而在表4面板B给出了第二阶段的回归结果。从第二阶段回归结果可以看到,即使采用带有工具变量的两阶段回归,作为“改土归流”政策效果的土司地区占该府比例与改土归流地区占土司地区比例的乘积交互项对不同时期人口密度的影响系数依然显著为正,这进一步证明了“改土归流”政策对经济发展所起到的促进作用。而且与表2采用OLS估计结果对比发现,系数有所变大。这恰恰说明原有采用OLS的估计结果地区收到了缺失变量所引起的内生性估计偏差的影响,表2的估计结果有所低估。

而在表4最后三列,我们则给出了基于县级数据考察的“改土归流”政策对西南地区人力资本(用进士人数度量)的两阶段回归结果。其中,在表4面板A最后三列给出了第一阶段的回归结果。我们发现明代卫所距离与改土归流过程存在显著的负向关系,即距离明代卫所越近的地方,越可能最先进行“改土归流”。接下来在面板B与表3一样,我们给出了“改土归流”政策对清初、清中、清晚期进士数量的影响。新获得的两阶段回归结果基本与表3采用OLS获得的回归结果一致,“改土归流”政策促进了当地的人力资本发展。但通过比较表3的回归系数,我们也发现两阶段回归系数大于OLS的结果,这表明表3的确收到内生估计偏差的影响。而通过带有工具变量的两阶段回归获得的新回归结果进一步肯定了改土归流对于经济的发展起到了显著的促进作用。

^① 西南明代卫所的分布由谭其骧《中国历史地图集》(明时期)提供。

表 4：改土归流对于西南地区清代经济发展的影响：工具变量方法

面板 A：第一阶段回归						
被解释变量：	土司区域比例×改流面积比例 (分府)			土司区域×改流区域（分县）		
核心解释变量：						
土司区域至明朝卫所距离 (log)	- 0.186*** (0.042)	- 0.169*** (0.046)	-0.117** (0.051)	- 0.090*** (0.016)	- 0.053*** (0.013)	- 0.052*** (0.012)
控制变量：	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.812	0.815	0.877	0.500	0.604	0.632
观测值	50	50	50	298	298	298
面板 A：第二阶段回归						
被解释变量：	人口密度			进士数		
	1776 (1)	1851 (2)	1910 (3)	1644~ 1722 (4)	1723~ 1820 (5)	1821~ 1905 (6)
核心解释变量：						
土司区域比例×改流面积 比例	1.216** (0.583)	1.300** (0.628)	2.550** (1.033)			
土司区域×改流地区				0.382** (0.187)	2.608*** (0.788)	2.513*** (0.831)
控制变量：	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.601	0.609	0.483	0.167	-0.233	-0.128
观测值	50	50	50	298	298	298

注：控制变量包括清初土司区比例、至省会的距离、清朝行政区面积、地形崎岖程度、海拔。

括号中为稳健标准误统计量。

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

五、“改土归流”对西南地区经济发展的长期影响

尽管以上实证证据揭示了“改土归流”政策对清代西南地区经济发展的影响，发现通过“改土归流”政策的实施的确促进了当地人口密度的增加和人力资本的增加。但在揭示其短期影响的同时，我们不禁要问这一制度的影响是否具有持续性？是否对西南地区的长期经济发展产生影响？甚至是否对于理解当前西南地区经济发展有所帮助？

近期在发展经济学文献中，越来越多的学者开始关注制度对经济发展的持续影响。如 Acemoglu et al. (2001) 在考察制度与经济发展之间关系时发现，各个国家殖民地时期所采取的制度差异对当前制度的形成产生重要的影响，而当前制度又会对当前经济发展产生决定性的影响。而类似的 Dell (2010) 在对秘鲁矿区西班牙殖民时期实施的强制劳动政策进行考察发现，尽管强制劳动政策发生在 1573 至 1812 年，但其对当前居民消费与儿童健康有显著的影响。其中矿区居民消费比非矿区居民消费低 25%，相应的儿童发育不良增加 6 个百分点。

因此，我们相信“改土归流”政策导致清代西南地区经济发展和人力资本等初始条件的差异，而这种差异又可能对清代以后民国乃至当前经济发展产生持续影响。所以在接下来这一部分，我们将对“改土归流”政策对西南地区经济发展的长期影响进行考察。

（一）初步回归结果

为考察“改土归流”政策对西南地区经济发展的长期影响，实证模型设定如下：

$$y_{it} = \beta_1 tusi_{it_0} + \beta_2 tusi_{it_0} \times duration_{it} + \gamma X + \varepsilon_{it} \dots \dots (4)$$

与回归方程（1）一样， y_{it} 是第 i 个行政区域在 t 时期经济发展的代理变量； $tusi_{it_0}$ 是该地区在清初时是否是土司控制地区或土司控制地区占该地区的面积比例。 $duration_{it}$ 是土司地区从改流开始至样本观测时间的持续时间。其与是否为土司地区或土司控制地区占

该地区面积的交互项 $tusi_{it_0} \times duration_{it}$ 反映了清代“改土归流”政策对该地区长期影响的程度。 X 是一组除改土归流政策效果以外可能影响到经济发展水平的经济社会与地理环境的控制变量。 β_1 , β_2 , γ , ε_{it} 分别为带估计系数与随机扰动项。其中, 预期 β_2 系数大于 0, 这意味土司控制地区改土归流持续时间越长, 改土归流政策的影响可能越大。新的回归结果在表 5 给出。

表 5 前三列分别汇报了清代“改土归流”政策对民国时期以及改革开放之后人口密度的影响。其中民国时期人口数据来自 20 世纪 20 和 30 年代国民政府民政厅在西南地区的户口调查^①, 而 1982 年和 1990 年的人口密度分别来自第三次和第四次人口普查数据资料。新获得的回归结果表明, 清代“改土归流”政策对清代之后的人口密度依然有着持续的影响。无论是民国时期 (第 1 列), 还是改革开放之后的 1982 年和 1990 年 (第 2、3 列), 回归结果均表明清代“改土归流”政策越早的地区, 拥有更高的人口密度, 平均“改土归流”持续时间每上升 1%, 人口密度将显著地升高 0.1% 左右。

此外, 在表 5 最后三列我们给出了清代“改土归流”政策对当前西南地区农村人力资本影响的回归结果。这里被解释变量为该县 1990 年农村平均识字率, 数据来自“1990 年人口普查 1% 微观抽样数据”提供的人力资本信息。新的结果表明清代“改土归流”政策对于 1990 年农村识字率并没有显著的影响 (第 4 列)。出现这一估计结果可能是因为 1990 年人口多数收到建国后扫盲运动以及“九年义务教育”的影响, 因而导致地区之间识字率没有显著差异。因此, 为了进一步识别清代“改土归流”政策对人力资本的长期影响, 我们将观察地区人口按照 1950 年前后出生分为两组分别进行回归分析, 新的回归结果在表 5 最后两列给出。其中第 5 列报告了县级在 1950 年前出生年龄组别的平均识字率, 回归系数表明清代“改土归流”政策对该县 1950 之前出生人群识字率有着显著的正向影响, 其中“改土归流”持续时间每上升 1%, 该年龄组别的平均识字率显著地上升 0.16%。而对于该县 1950 年以后出生的年龄组别, 清代“改土归流”政策并没有有显著的影响。此外, 为提供进一步的稳健性回归结果, 附表 2 给出了采用随机效应模型对县级改流持续时间对微观个体识字率的影响。基于微观个体人群的回归结果与采用县级数据得到的回归结果基本相同。在未分组之前, “改土归流”持续时间对全样本识字率无显著影响。而对年龄分组后, 仅 1950 年之前出生的人群有显著影响 (附表 2 第 2、3 列), 而对于 1950 年之后出生的人群的识字率却无显著影响。

表 5: 改土归流对于西南地区经济发展的长期影响

被解释变量:	人口密度 (log)			农村 1990 年识字率 (0~1)		
	1930s	1982	1990 年	全样本	1950 年前 出生	1950 年后 出生
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
核心解释变量:						
清初土司地区 比例	-0.665*** (0.128)	-0.664*** (0.115)	-0.696*** (0.101)	-0.152*** (0.050)	-0.175*** (0.041)	-0.143*** (0.048)
清初土司地区 比例×清朝改流持 续时间	0.107*** (0.028)	0.110*** (0.025)	0.118*** (0.023)	0.009 (0.010)	0.016* (0.008)	0.006 (0.010)
控制变量:						
清朝行政区域 面积	-0.486*** (0.048)	-0.190*** (0.047)	-0.173*** (0.051)	-0.048*** (0.013)	-0.050*** (0.011)	-0.050*** (0.013)
至省会的距离 (log)	-0.052* (0.028)	-0.028 (0.025)	-0.060*** (0.023)	-0.008*** (0.010)	-0.003 (0.008)	-0.010*** (0.010)

^① 包括民国十六年民政厅调查 (广西), 收录于《广西年鉴》(第一回), 广西省政府统计局 1933 年版; 民国二十二年民政厅调查 (云南), 收录于张肖梅:《云南经济》, 中国国民经济研究所 1942 年版; 民国二十六年保甲户口调查 (贵州), 收录于张肖梅:《贵州经济》, 中国国民经济研究所 1939 年版。

	(0.027)	(0.038)	(0.012)	(0.003)	(0.002)	(0.002)
地形崎岖程度	-0.130**	-0.285***	-0.297***	-0.020	-0.000	-0.020
	(0.059)	(0.053)	(0.049)	(0.014)	(0.011)	(0.013)
海拔(log)	-0.061	-0.160**	-0.213***	-0.006	-0.055***	0.027
	(0.108)	(0.067)	(0.078)	(0.019)	(0.017)	(0.017)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.736	0.521	0.522	0.487	0.616	0.409
观测值	275	275	296	271	271	271

注：采用最小二乘法进行估计。人口密度（1930s）：根据民国二十一年民政厅调查（广西）、民国二十二年民政厅调查（云南）、民国二十六年保甲户口调查（贵州）；4. 人口密度（1982）：根据第三次人口普查资料；5. 人口密度（2010）：根据第六次人口普查资料；6. 进士数量：根据《明清进士题名碑录》；7. 识字率（1990年）：根据第四次人口普查百分之一数据集汇总得到。

括号中为稳健标准误统计量。

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

最后，除了给出人口密度和识字率这两个经济发展度量指标外，我们还选取了2000年的农村居民人均纯收入与婴儿死亡率作为当前经济发展水平的度量。之所以选择农村居民纯收入，是因为相比受工业化和政策因素影响的人均GDP、城镇居民收入等指标，农村居民纯收入的高低更能反映一个地区基层经济发展的状况。而婴儿死亡率的高低由于主要取决于低收入家庭的经济状况和占人口的比重，因而能够反映了一个地区的贫困程度。2000年农村居民人均纯收入数据来自广西、云南、贵州三省《2001年统计年鉴》；2000年婴儿死亡率数据来源于根据世界卫生组织数据绘制的全球婴儿死亡率地图CIESIN（2005）^①。“改土归流”对于2000年农村居民收入和婴儿死亡率影响的回归结果在表6中给出。

其中表6面板A的第1列报告了清代“改土归流”对于2000年农村居民收入影响的回归结果。但用以度量“改土归流”政策影响的交互项估计系数并不显著，这一结果表明从均值来看“改土归流”时间较长的地区并不会比“改土归流”时间较短的地区拥有更高的农村居民纯收入。然而，虽然“改土归流”政策可能在条件均值比较中无法得到其对农村居民纯收入的影响，但“改土归流”政策的作用可能仅对经济条件更差的地方有影响，更能促进这些地方的经济发展。为此，我们采用分位数回归方法识别清代“改土归流”对于农村居民收入在不同条件分位数下的影响。表6面板A的第2至4列给出了在35%、50%、65%三个条件分位数下的回归结果。结果表明，清代“改土归流”会使2000年农村居民纯收入在35%的低条件分位数下的群体产生显著的影响，“改土归流”持续时间每增长1%，2000年农村居民收入将显著地上升0.414%。然而，对于50%和65%的高条件分位数，“改土归流”政策对于农村居民纯收入没有显著的影响。因而，分位数回归结果进一步证明“改土归流”政策主要对于那些经济发展水平位于较低条件分位数下的地区产生显著的正向影响。

在接下来表6面板B，我们进一步给出了清代“改土归流”对于2000年西南地区县级婴儿死亡率的影响。第1列给出了采用全样本进行的回归结果。与面板A第1列类似，我们并没有发现“改土归流”政策对婴儿死亡率有显著的影响。同样，尽管“改土归流”对总体样本没有影响，但“改土归流”政策可能仅仅对于那些婴儿死亡率较高的地区产生了影响。因此，与面板A一样，分位数回归被采用。新的回归结果（第2至4列）表明“改土归流”对于婴儿死亡率降低作用在50%和65%较高条件分位数上统计显著，而在35%的低条件分位数上则显著性水平较低。因而，分位数回归结果揭示了“改土归流”政策对于长期经济发展的影响。

表6：改土归流对于西南地区经济发展的长期影响

面板A：				
被解释变量：	2000年农村居民人均纯收入（log）			
	OLS	分位数回归		
		35%	50%	65%

^① 中国2000年县级婴儿死亡率数据来自Center for International Earth Science Information Network (CIESIN)。项目名称为Poverty Mapping Project: Global Subnational Infant Mortality Rates (<http://dx.doi.org/10.7927/H4PZ56R2>)。

	(1)	(2)	(3)	(4)
核心解释变量:				
清初土司地区比例	-0.204**	-0.414***	-0.253	-0.217
	(0.089)	(0.122)	(0.162)	(0.133)
清初土司地区比例× 清朝改流持续时间	-0.006	0.042*	-0.001	0.000
	(0.018)	(0.023)	(0.033)	(0.027)
控制变量:	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观测值	286	286	286	286
面板 B:				
被解释变量:	2000 年婴儿死亡率			
	OLS	分位数回归		
		35%	50%	65%
	(1)	(2)	(3)	(4)
核心解释变量:				
清初土司地区比例	12.630*	28.487***	32.672***	28.442***
	(7.260)	(10.561)	(7.243)	(7.487)
清初土司地区比例× 清朝改流持续时间	-1.062	-3.521*	-4.774***	-3.634**
	(1.701)	(1.997)	(1.242)	(1.463)
控制变量:	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观测值	278	278	278	278

注: 被解释变量 2000 年农村居民人均纯收入来自广西、云南、贵州三省 2001 年统计年鉴中的县级数据; 2000 年婴儿死亡率来自 CIESIN (2005) Poverty Mapping Project 中的中国县级数据。控制变量包括清初土司区比例、至省会的距离、清朝行政区面积、地形崎岖程度、海拔。

括号中为稳健标准误统计量。

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

(二) 稳健性检验: 工具变量方法

尽管以上实证结果揭示了清代“改土归流”政策对当前经济发展的长期影响, 但以上实证结果可能受到由于缺失变量所导致的内生性估计偏差的影响。因此, 我们同样选择土司地区至明朝卫所的距离作为“改土归流”持续时间的工具变量进行两阶段回归分析, 进而提供更加稳健的实证结果。带有工具变量的两阶段回归方程设定如下:

$$\text{第二阶段: } y_{it} = \beta_1 tusi_{it_0} + \beta_2 tusi_{it_0} \times \hat{duration}_{it} + \gamma X + \varepsilon_{it} \dots \dots (5)$$

$$\text{第一阶段: } tusi_{it_0} \times \hat{duration}_{it} = \alpha_1 tusi_{it_0} + \alpha_2 tusi_{it_0} \times dist_i + \gamma X + v_{it} \dots \dots (6)$$

其中, 第一阶段回归在方程 (6) 给出。其中, 方程 (3) 为第一阶段回归。被解释变量 $tusi_{it_0} \times \hat{duration}_{it}$ 为清初土司区和土司区改流持续时间的乘积项, 用以度量不同时期地区 i 改流程度。解释变量与方程 (3) 一致, 即土司地区与当地距离明朝卫所的地理距离的交互项 $tusi_{it_0} \times dist_i$, 即工具变量。这里 α_2 反映了土司区距离明朝卫所的远近对于“改土归流”政策实施程度的影响。这里预期 $\alpha_2 < 0$, 即距离明朝卫所越远, 改流难度越大, 政策实施越靠后。第二阶段回归结果在方程 (5) 给出。这里模型设定与 (1) 相同, 但此时的解释变量 $tusi_{it_0} \times \hat{duration}_{it}$ 是通过方程 (6) 得到的估计值。

带有工具变量的两阶段回归结果在表 7 给出。其中表 7 面板 A 给出了第一阶段的线性回归结果。工具变量与内生变量的估计结果显著为负与预期相符。而最重要的两阶段估计结果在表 3 面板 B 给出。其中前三列报告了清代改土归流对于 1930 年、1982 年以及 1990 年府级人口密度的影响, 回归结果表明尽管“改土归流”政策发生在清代, 但即使到了民

国和改革开放的今天，这一政策对当地人口密度依然有着显著的正向影响。而且我们发现两阶段的回归估计系数比采用 OLS 估计结果要大，这意味着原有采用 OLS 方法的估计结果的确存在内生性估计偏差，系数被低估。在接下来的三列，我们又分别给出了“改土归流”政策实施持续时间对于 1950 年前出生年龄组别的识字率、2000 年位于低条件分位数（35%）地区农村居民纯收入以及对于 2000 年高条件分位数（65%）地区婴儿死亡率等进行回归。采用工具变量回归的结果依然肯定了改土归流对于长期经济发展存在或多或少的促进作用。

表 7：改土归流对于西南地区经济发展的长期影响：工具变量方法

面板 A：第一阶段回归						
被解释变量：	清初土司地区比例×清朝改流比例					
核心解释变量：						
清初土司地区比例×土司 区距离明朝卫所的距离 (log)	-0.240***	-0.537***	-0.729***	-0.650***	-0.241***	-0.255***
	(0.061)	(0.170)	(0.184)	(0.182)	(0.069)	(0.072)
控制变量：						
R-squared	0.761	0.843	0.821	0.856	0.799	0.796
观测值	275	275	296	271	286	278
面板 B：第二阶段回归						
被解释变量：		人口密 度		识字率 (1950 年前 出生)	农村居 民纯收入 (35%分位 数)	婴儿死 亡率 (65% 分位数)
	1930s	1982	1990	1990 年	2000 年	2000 年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
核心解释变量：						
清初土司地区比例×清朝 改流持续时间	0.356***	0.285**	0.237**	0.039*	0.162***	-1.447*
	(0.114)	(0.125)	(0.094)	(0.024)	(0.079)	(0.756)
控制变量：	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.659	0.450	0.491	0.600	-	-
观测值	275	275	296	271	287	280

注：前四列采用两阶段回归方法进行估计；而最后两列采用 Lee（2007）分位数工具变量回归方法进行估计。控制变量包括清初土司区比例、至省会的距离、清朝行政区面积、地形崎岖程度、海拔。面板 A 各列和面板 B 前四列的括号中为稳健标准误估计值；面板 B 后两列括号中为 Bootstrap 方法估计的标准误。

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

六、为什么“改土归流”措施会促进西南地区经济发展？

清朝的改土归流是对西南地区统治方式的一项重大变革，通过革除传统土司治理方式，进而实现流官管理模式的转变，从而将西南地区纳入到国家郡县制度的直接管理统治之下（李世愉，1998；龚荫，2012）。而随着统治方式上从间接管理到直接管理的转换，西南地区同中原地区的联系也变得更加紧密，而且随着郡县制度的确立，很多通过郡县制度可以获得的公共福利渐渐在西南地区建立起来。而这些恰恰成为“改土归流”政策促进经济发展的重要途径。在接下来两部分，我们主要就“改土归流”如何影响清代和当前西南地区经济发展的机制进行分析。

（一）汉族移民、公共物品与清代西南地区经济发展

改土归流促进经济发展的一个重要动力是来自内地的汉族移民。改土归流改变了土司割据的局面，增强了原有土司控制地区与中原地区之间经济文化联系，从而促进其他省份由于人口压力和生存危机而到西南地区谋求生存机遇（葛剑雄等，1997）。改土归流之后，

清朝在改流地区部署了汛塘哨所等军事力量，从而维护了地区的稳定（秦树才，2004）；并通过开辟水路修建驿站的方式，改善了改流地区的交通状况^①。这些举措推动了内地汉族移民西南新疆的进程，从而有力地促进了改流地区的经济开发。

为检验改土归流、移民活动与经济发展三者的联系，我们根据 Lee（2000）从西南地区地方志^②所整理的汉族移民会馆数作为汉族移民的代理变量，构建了包含 180 个观测样本的县级截面数据。表 8 的面板 A 给出了相应的回归结果。其中面板 A 第 1 列显示了改土归流对于清代汉族移民的影响。回归结果表明，“改土归流”政策实施越长的地区拥有更多的移民会馆数量，反映了改土归流对内地汉族移民的影响^③。而在第 2 列，我们进一步考察了汉族移民对 1910 年人口密度的影响。从回归结果来看，在清初土司区内部如果移民会馆越多的地区其在 1910 年的人口密度将会越高。这一结果恰恰反映了汉族移民对于西南地区经济发展的促进作用。此外，在面板 A 的第 3 列作为稳健性检验，我们进而考察汉族移民对于清代进士数量的影响。实证结果依然表明汉族移民越多的地区对当地进士数量有较强的促进作用，这也进一步反映了汉族移民对于人力资本积累的促进作用，为其后的经济发展奠定了人力资本基础。

另外一个“改土归流”后促进西南地区经济发展的重要因素可能来自公共物品的提供。现有文献指出，中央集权制所采用的郡县制度管理模式，使地方官员能够有效地为底层民众提供诸如水利、仓储等公共物品（Chi, 1936; Will, 1991）。而与这种流官制度相比，土司制度并没有为当地提供公共物品的责任。因而这种制度上的差异成为“改土归流”影响当地经济发展的又一重要机制。

为检验“改土归流”政策通过改流后郡县制度提供公共物品进而影响经济发展这一渠道，我们根据雍正、乾隆时期云南、贵州、广西三省通志中有关水利工程与设施的记载^④，构建了西南地区在清朝中期修建水利设施的数量作为公共物品的代理变量，进而对公共物品假说进行检验。回归结果在表 8 面板 B 给出。其中，在面板 B 第 1 列考察了“改土归流”政策对清朝中期水利设施的影响。回归结果表明，清中期改流地区比未改流地区拥有更多的水利数量，因而改土归流显著地促进了改流地区的公共物品的提供。在接下来的第 2 和第 3 列我们进一步考察了公共物品对于清代经济发展的影响。回归结果显示，清初土司区随着改土归流的实施，其内部水利设施越多的地区，其在清后期的进士数量有显著提高，但水利建设对 1910 年人口密度的影响并不显著，表明公共物品提供主要对人力资本的积累产生了促进作用。这些结果正好反映了“改土归流”政策通过公共物品提供的途径对经济发展产生促进作用。

表 8：改土归流对清代经济发展影响机制的分析结果

面板 A: 改土归流、移民与经济发展			
被解释变量:	清移民会馆数	1910 人口密度	清代进士数
	(1)	(2)	
清初土司区比例×改流持续时间	0.077***		
	(0.026)		
清初土司区比例×清代移民会馆数		0.696***	0.661***
		(0.113)	(0.173)
控制变量	是	是	是
R-squared	0.136	0.785	0.346
观测值	180	38	181

^① 例如据[清]爱必达《黔南识略》记载：“清水江旧陷苗境，舟楫未通。雍正七年，总督鄂尔泰、巡抚张广泗始开新疆，题请开浚，自都匀府至黔阳一千一百二十余里，舟行无阻，今称便焉”。

^② 包括康熙《云南通志》、康熙《贵州通志》、乾隆《贵州通志》、光绪《云南通志》以及清代云贵地区的府、州、县志。

^③ 为更好地识别改土归流对于移民的促进作用，在附表 1 第一列中我们给出了采用双重差分策略进行估计的结果。

^④ 《云南通志·水利》（乾隆元年；1736 年）；《贵州通志·山川》（乾隆六年；1741 年）；《广西通志·沟洫》（雍正十一年；1733 年）。

面板 B: 改土归流、公共物品提供 与经济发展			
被解释变量:	1736 水利数量	1910 人口密度	1820~1905 进士数
	(1)	(2)	(3)
清初土司区比例×改流比例	0.527***		
	(0.143)		
清初土司区比例×水利数量		0.156	0.359***
		(0.197)	(0.132)
控制变量	是	是	是
R-squared	0.370	0.637	0.268
观测值	301	50	298

注: 控制变量包括清初土司区比例、至省会的距离、清朝行政区面积、地形崎岖程度、海拔。

括号中为稳健标准误统计量。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

(二) 初始发展条件差异与西南地区长期经济发展

以上分析揭示了“改土归流”政策通过移民和公共物品提供对清代西南地区短期经济发展的影响;然而,为何“改土归流”政策也能够对当前西南地区经济发展如人口密度、识字率和农村居民收入等产生影响呢?一个可能的原因是“改土归流”在清代农业社会所造成的地区之间初始经济发展水平差异可能对清代以后的经济持续发展有着重要的影响。

现有许多“先发优势”理论的支持者都认为,农业社会在人口密度、人力资本等因素上的差异决定了经济起飞快慢,进而影响了经济的长期增长。例如,在 Becker (1990) 构建的经济增长模型中,初始人力资本水平直接决定了一个地区是否能取得较好地长期经济发展绩效。这是因为在那些初始人力资本水平较高的地区,人力资本的回报率也会更高,从而更容易摆脱贫困的陷阱,取得经济的持续发展。而 Becker (2011) 则利用普鲁士的县级数据,发现了前工业时期的人力资本水平对于之后的工业化有着重要的作用。除了初始人力资本差异对于经济起飞的重要影响外,Comin (2010) 在考察了初始技术水平对经济发展的长期影响中发现,1500 年时以技术使用衡量的初始经济发展水平与当前世界各国的经济发展有着显著的正向关系。因此,我们认为清代的“改土归流”造成的清代人力资本、人口密度等初始经济发展条件的差异,很可能是其影响当前经济发展的重要原因。

表 9 对“改土归流”政策通过改变地区之间初始经济条件而对长期经济发展产生影响的过程进行了验证。首先,在表 9 第 1 列给出了“改土归流”政策对于 1990 年人口密度的长期影响,我们发现“改土归流”政策对 1990 年人口密度有显著的正向影响。而在第 2 列给出了清末人口密度(1910)与清代进士数这两个衡量地区间初始经济发展水平变量对长期经济发展即 1990 年人口密度的影响。回归系数表明,地区间初始经济发展差异的确对长期经济发展有着显著的影响。在接下来的第 3 列,我们给出了同时控制改土归流持续时间与地区间初始经济发展差异变量,此时与第 1 列相比,第 3 列中改土归流持续时间变量的估计系数出现了显著的下降,而初始经济条件变量依旧显著。此结果表明“改土归流”政策的确是通过影响初始经济条件进而对长期经济发展产生了显著的影响。与前三列类似,后三列(第 4 至第 6 列)给出了以 1990 年识字率(1950 年前出生组别)作为长期经济发展水平的被解释变量的回归结果。新得到的回归结果同样肯定了我们的假说,“改土归流”政策通过影响初始经济条件进而对作为长期经济发展代理变量的 1990 年识字率(50 年前出生人群)产生影响。

表 9: 改土归流对长期经济发展影响机制的分析结果

被解释变量:	1990 年人口密度			1990 年识字率(1950 年前出生)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
清初土司区比例×改流持续 时间	0.118***		0.051*	0.016*		0.009
	(0.023)		(0.026)	(0.008)		(0.009)

清初土司区比例×1910人口 密度		0.467**	0.430**		-0.012	-0.017
		(0.203)	(0.202)		(0.016)	(0.016)
清初土司区比例×清代进士 数		0.177***	0.151***		0.052***	0.047***
		(0.052)	(0.050)		(0.011)	(0.012)
控制变量	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.522	0.576	0.581	0.616	0.632	0.634
观测值	296	296	296	271	271	271

注：控制变量包括清初土司区比例、至省会的距离、清朝行政区面积、地形崎岖程度、海拔。

括号中为标准误统计量。*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$

七、结 论

如何对边疆民族文化异质性地区进行有效控制与管理，一直是困扰着经济学家、政治学家与政策制定者的难题。然而截至目前，现有关于此问题的相关理论与实证研究还十分有限。本文基于中国清代对西南地区大规模“改土归流”的历史经验，即从土司间接管理到流管直接管理政策的变化，考察这一统治政策变化对西南民族地区经济发展的影响。

研究发现：“改土归流”对于西南的经济发展产生了显著正向影响。改流地区的人口密度和进士数要比未改流地区显著提高。一个清初的府级土司地区在 1910 年时的改流面积比例每升高 1%，则人口密度将显著地上升 0.865%。而且，我们还发现，“改土归流”不仅对清代的经济发展产生了显著的短期影响，而且这种影响直至民国和当代依然存在。清朝改流持续时间越长的地区，其在 1930 年、1982 年和 1990 年时都拥有更高的人口密度，且 1990 年时该地区在 1950 年前出生年龄组别的识字率要显著地更高。另外，“改土归流”政策对 2000 年位于低条件分位数地区的农村居民收入和低位于高条件分位数地区的婴儿死亡率有显著的影响。因而，改土归流不仅对清代而且对当前的经济发展产生了深远影响。而究其影响机制来看，“改土归流”政策之所以对经济发展产生以上影响，主要通过移民实边和公共物品提供两个主要途径得以实现的。

本文不仅在于发现了国家统治方式对边疆民族文化异质性地区经济发展有重要作用，为马基雅维利《君主论》中有关理论以及如何处理当前的民族问题提供了历史经验和实证证据，也为理解中国民族多样性以及地区发展不平衡提出了新的方向。

参考文献：

- [1]曹树基，2001：《中国人口史·清时期》，复旦大学出版社 2001 年版。
- [2]邓嗣禹，1982：《中国考试制度史》，台北学生书局。
- [3]葛剑雄、曹树基、吴松弟，1997：《中国移民史》，福建人民出版社。
- [4]龚荫，2012：《中国土司制度史》，四川人民出版社。
- [5]李楠、林友宏，2014：《中国如何成为以汉族为主体的国家？基于地理环境与政治整合的考察》，工作论文。
- [6]陆韧、凌永忠，2013：《元明清西南边疆特殊政区研究》，人民出版社。
- [7]李世瑜，1998：《清代土司制度论考》，中国社会科学出版社。
- [8]秦树才，2004：《清代云南绿营兵研究：以汛塘为中心》，云南教育出版社。
- [9]谭其骧、中国社会科学院，1982，《中国历史地图集》，中国地图出版社。
- [10]严耕望，1961，《秦汉地方行政制度》，《中央研究院历史语言研究所专刊》。

- [11]朱宝炯、谢沛霖, 1980:《明清进士题名碑录索引》, 上海古籍出版社。
- [12]周振鹤, 2005:《中国地方行政制度史》, 上海人民出版社。
- [13]Acemoglu, Daron and James A Robinson, 2001, “The Colonial Origins of Comparative Development, An Empirical Investigation”, *The American Economic Review*, Vol. 91, 1369–1401.
- [14]Acemoglu, Daron, Simon Johnson, and James A Robinson, 2002, “Reversal of Fortune, Geography and Institutions In The Making of The Modern World Income Distribution”, *Quarterly Journal of Economics*, 1231–1294.
- [15]Alesina, Alberto¹¹, Reza Baqir, and William Easterly, 1999, “Public Goods and Ethnic Divisions”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, 1243–1284.
- [16]Alesina, EL Ferrara, 2005, “Ethnic Diversity and Economic Performance”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 43.
- [17]Barro, R. J., 2001, “Human Capital and Growth”, *American Economic Review*, Vol.91, 12-17.
- [18]Becker, Gary S., Kevin M. Murphy, and Robert Tamura, 1994, *Human Capital, a Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education* (3rd Edition), The University of Chicago Press.
- [19]Becket, G. S., Murphy, K., and Tamura, R., 1990, “Human Capital, Fertility, and Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, Vol. 98.
- [20]Becker, Sascha O., Erik Hornung, and Ludger Woessmann, 2011, “Education and Catch-up in the Industrial Revolution”, *American Economic Journal, Macroeconomics*, 92-126.
- [21]Chi, Ch'ao-ting, 1936, *Basic Economic Zone and Water Utilities in the History of China Development*, London.
- [22]Comin, Diego, William Easterly, and Erick Gong, 2010, “Was the Wealth of Nations Determined in 1000 BC?”, *American Economic Journal, Macroeconomics*, Vol. 2, 65-97.
- [23]Diamond, Jared M and Doug Ordunio, 1997, *Guns, Germs, and Steel*, NY, WW Norton and Company.
- [24]Dell, Melissa, 2010, “The Persistent Effects of Peru's Mining Mita”, *Econometrica*, Vol. 78, 1863-1903.
- [25]Easterly, William and Ross Levine, 1997, “Africa's Growth Tragedy, Policies and Ethnic Divisions”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, 1203–1250.
- [26]Engerman, Stanley L and Kenneth L Sokoloff, 1997, “Factor Endowments, Institutions, and Differential Paths of Growth among New World Economies”, *How Latin America Fell Behind*, 260–304.
- [27]Fearon, James D., and David D. Laitin, 2003, “Ethnicity, Insurgency, and Civil War”, *American Political Science Review*, Vol. 97, 75-90.
- [28]Fukuyama, F., 2011, *The Origins of Political Order, From Prehuman Times to the French Revolution*, Profile books.
- [29]Iyer, L., 2010, “Direct Versus Indirect Colonial Rule in India, Long-term Consequences”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 92, 693-713.
- [30]Janus, Thorsten, and Daniel Riera-Crichton, 2015, “Economic Shocks, Civil War and Ethnicity”, *Journal of Development Economics*, Vol. 115, 32-44.
- [31]Lee, J. Z., 2000, *The Political Economy of a Frontier, Southwest China, 1250-1850*, London, Harvard University Press
- [32]Machiavelli, Niccolo, 1532, *The Prince*, Trans. WK Marriott, Heritage Cross Classics.

- [33]Michalopoulos, S., and Papaioannou, E., 2013, "Pre-Colonial Ethnic Institutions and Contemporary African Development", *Econometrica*, Vol. 81, 113-152.
- [34]Montalvo, Jose G., and Marta Reynal-Querol, 2005, "Ethnic Diversity and Economic Development", *Journal of Development Economics*, Vol. 76, 293-323.
- [35]Montalvo, Jose G., and Marta Reynal-Querol, 2010, "Ethnic Polarization and the Duration of Civil Wars", *Economics of Governance*, Vol. 11, 123-143.
- [36]Riley, S. J., Degloria, S. D., and Elliot, R., 1999, "A Terrain Ruggedness Index that Quantifies Topographic Heterogeneity", *Intermountain Journal of Sciences*, Vol. 5, 23-27.
- [37]Rodrik, Dani, Arvind Subramanian, And Francesco Trebbi, 2004, "Institutions Rule, The Primacy of Institutions Over Geography And Integration In Economic Development", *Journal of Economic Growth*, Vol. 9, 131-165.
- [38]Romer, Paul M., 1990, "Human Capital and Growth, Theory and Evidence", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 32.
- [39]Sokoloff, Kenneth L And Stanley L Engerman, 2000, "History Lessons, Institutions, Factors Endowments, And Paths of Development In The New World", *The Journal of Economic Perspectives*, 217-232.
- [40]Von Hippel, Karin, 2002, "The Roots of Terrorism, Probing the Myths", *The Political Quarterly*, Vol. 73, 25-39.
- [41]Will, P. E., and Wong, R. B., 1991, *Nourish The People, The State Civilian Granary System In China, 1650-1850*, Center For Chinese Studies, University of Michigan.
- [42]Wong, R. B., 1997, *China Transformed, Historical Change And The Limits of European Experience*, Cornell University Press.

作者简介:

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

2.林友宏, 上海财经大学经济学院经济史学系博士候选人, Email: lin.youhong@foxmail.com, 地址: 上海市杨浦区武川路 111 号, 上海财经大学经济学院楼 725 室, 200433。感谢“上海财经大学创新团队”项目(2014110309)以及“上海市浦江人才计划”(14PJC042)的资助。

From the "Exotic" to "Xinjiang": Qing Dynasty, "Chieftain" on the Southwest Empirical Analysis of the impact of economic development

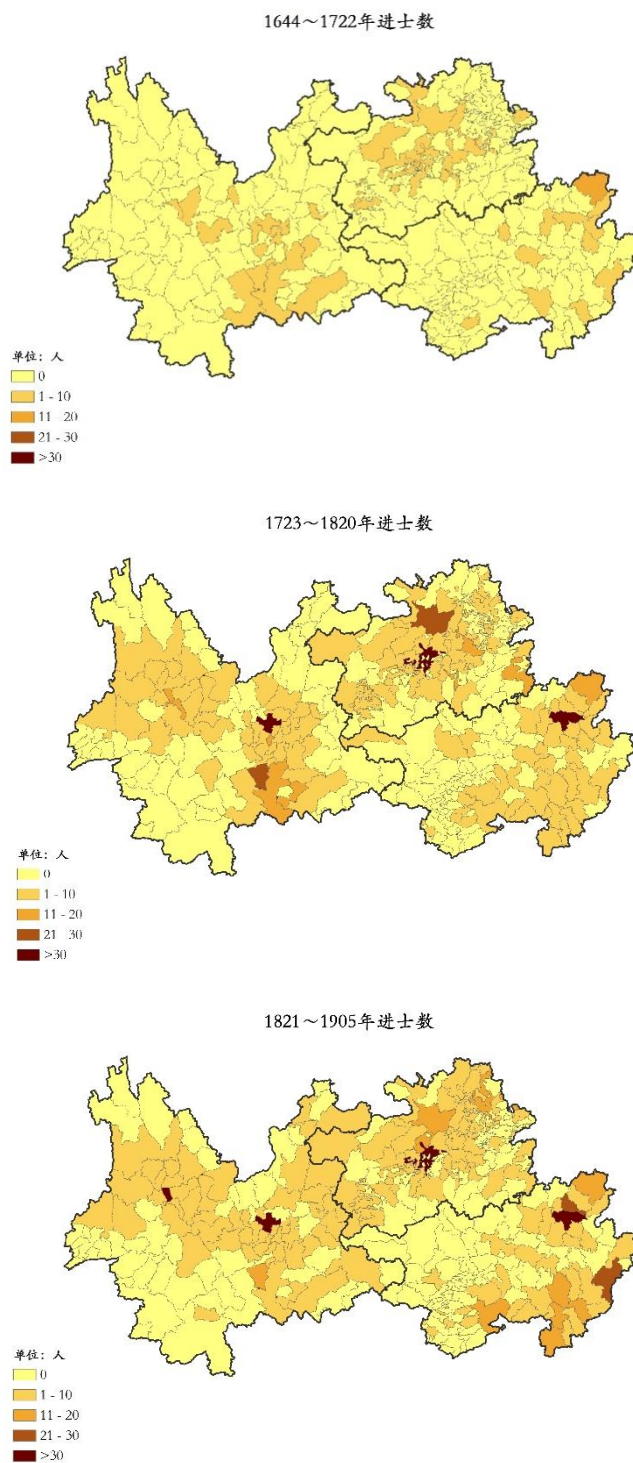
Li Nan Ling Yonghong

Abstract: Take Southwest Frontier Ethnic Areas of rule based on the evolution investigated

Qing Dynasty, "Chieftain" policy (ie shift to the system of prefectures and counties from Chieftain System) Short-term and long-term impact on local economic development. The study found: "Chieftain" policy of the Qing Dynasty to the southwest border areas have implemented a significant impact on economic development to change the flow area. After the "Chieftain" change flow area than the unmodified stream area has a higher population density and human capital (Scholars measure) number. But also found that the impact until now still exists, change the flow of samples from the area longer time now, local population density, literacy rate, the higher the per capita net income in rural areas, while the infant mortality rate is lower. The reason to change the flow of the play over the impact of economic development, we find mainly by the Immigration and provision of public goods can be achieved in two main ways. This paper not only for Machiavelli "The Prince" is provided in the corresponding empirical evidence about the cultural heterogeneity of national governance, but also for understanding the uneven development of China's national and regional diversity presented a new direction and experience.

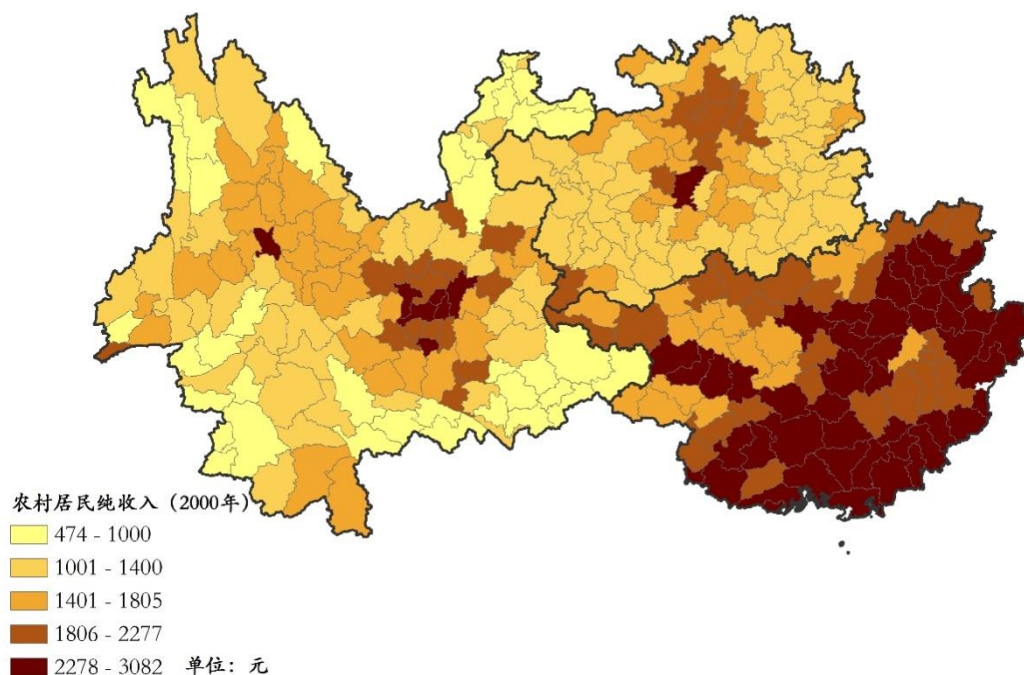
Keywords: frontier governance, Chieftain, economic development

图 5：西南三省（云南、贵州、广西）清代进士数分布的变化



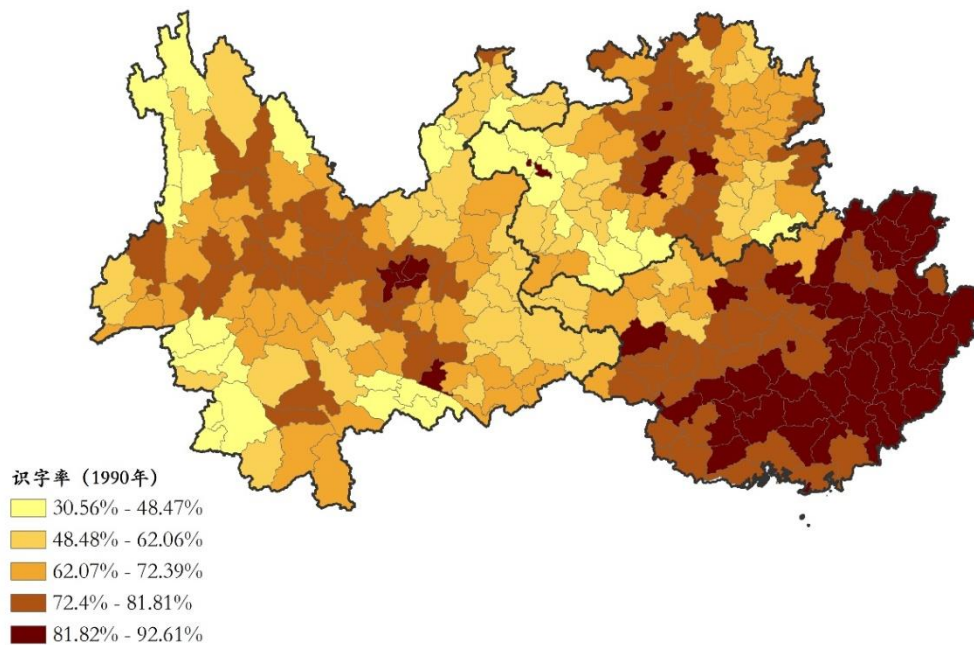
资料来源：根据朱宝炯、谢沛霖《明清进士题名碑录索引》绘制。

图8：西南三省（云南、贵州、广西）2000年农村居民纯收入水平



资料来源：《2001年云南统计年鉴》、《2001年贵州统计年鉴》、《2001年广西统计年鉴》。

图9：西南三省（云南、贵州、广西）1990年识字率



资料来源：《中国1990年人口普查资料》

附录:

附表 1: 改土归流的选择性问题与工具变量的有效性检验

被解释变量:	改流次序 (土司区内)	改流时间 (土司改流区)
	(1)	(2)
核心解释变量:		
地形崎岖程度	-0.117	8.238
	(0.096)	(8.333)
控制变量:		
省份固定效应	是	是
R-squared	0.444	0.203
观测值	147	89

注: 改流次序分为 4 级, 1 代表清初 1644 年至 1722 年间改流、2 代表清中 1723 至 1820 年间改流、3 代表清后期 1820 年至 1910 年改流、4 代表清末尚未改流。

括号中为稳健标准误统计量。

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

附表 2：改土归流对于西南地区经济发展的长期影响：基于农村地区个体识字率的考察

被解释变量	识字率				
	全样本	1930 年前 出生	1930~1950 出生	1950~1970 出生	1970~1984 出生
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
核心解释变量：					
清初土司地区比例	-0.133*** (0.037)	-0.114*** (0.027)	-0.199*** (0.040)	-0.125*** (0.044)	-0.117*** (0.038)
清初土司地区比例×清朝改流持续时间	0.003 (0.008)	0.011* (0.006)	0.016** (0.008)	-0.001 (0.009)	0.000 (0.008)
区域控制变量					
历史上行政区域管辖面积	-0.040*** (0.013)	-0.033*** (0.010)	-0.062*** (0.014)	-0.040*** (0.015)	-0.038*** (0.013)
至省会的距离(log)	-0.008* (0.004)	0.002 (0.003)	-0.006 (0.005)	-0.009* (0.005)	-0.008* (0.005)
地形崎岖程度	-0.024** (0.012)	-0.001 (0.009)	-0.004 (0.013)	-0.023 (0.014)	-0.034*** (0.012)
海拔(log)	0.000 (0.019)	-0.049*** (0.014)	-0.047** (0.020)	-0.004 (0.023)	0.032* (0.019)
省份固定效应					
个体控制变量					
年龄	0.012*** (0.000)	-0.033*** (0.003)	-0.019*** (0.003)	0.011*** (0.001)	0.254*** (0.001)
年龄的平方	-0.027*** (0.000)	0.018*** (0.002)	-0.003 (0.003)	-0.036*** (0.002)	-0.855*** (0.004)
性别	-0.214*** (0.001)	-0.315*** (0.003)	-0.357*** (0.002)	-0.236*** (0.001)	-0.118*** (0.001)
AIC	789619.820	51849.627	148829.345	202167.153	242658.205
BIC	789783.055	51978.123	148968.155	202315.426	242808.549
Log Likelihood	-394795.910	-25910.814	-74400.672	-101069.577	-121315.102
观测值	855675	71557	149499	293873	340746
地区数	275	274	275	275	275

注：以 1990 年人口普查 1%抽样数据为样本，采用县级聚类随机效应模型进行估计。

括号中为标准误统计量。

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

出口商品结构变动对日本投资影响的统计分析（1958-2013）^①

张乃丽 曲迪

（山东大学日本经济研究中心 山东济南 250100

广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心 广东广州 510420）

内容提要：本文认为，总需求结构中的各部分并非完全相互独立，除出口额计入总需求之外，出口商品生产所拉动的投资增量也应该是出口对经济增长的贡献。因此，我们认为的投资应该是消费、出口和市场利率的函数。用日本宏观经济数据基本证实了日本民间消费和出口是拉动日本国内投资的主要影响因素。同时，在不同历史时期，由于日本大宗出口商品结构的变化，影响投资的主要出口商品类别也不尽相同。1958-1971年，民间消费、机械设备、金属及其制品、纤维及其制品出口是拉动投资增长的主要影响因素；1972-1998年，民间消费、普通机械、电子器械、运输用机械出口是拉动投资增长的主要影响因素；1999-2013年，民间消费和消费品出口是拉动投资增长的主要因素。

关键词：日本；出口结构；投资；大宗出口

既有文献对日本战后的贸易与经济增长有诸多研究。神津多可思 中山興（2002）研究了日本进出口贸易结构的变化，通过对棉纱、棉纺织品、丝织品、铁和铜、机械、汽车等贸易产品的进出口趋势分析，提出了刺激经济增长的有效贸易政策。Sato、Kasou（1990）通过研究日本国际贸易结构，指出日本高度依赖几个主要大宗商品的进出口，当日本的进出口贸易被严重破坏，日本将陷入可怕的经济混乱。渡部 福太郎（2003）认为日本经济增长高度依赖于出口，随着市场垄断和贸易摩擦的加剧，出口环境恶化，以出口为主的产业结构转换不可避免。Yamada, Yoshimi（2011）研究“失去的十年”认为从金融危机中衍生的经济衰退，是随着出口的增加有所回升的。由于亚洲国家的崛起、日元升值和国际贸易竞争的加剧，恢复的进度有所放缓。Ippei Yamazawa（1975），研究了20世纪50年代到70年代独特的“日本高速增长”现象，分析日本产业结构、国际贸易环境、国内贸易政策等变化的过程，分析进出口结构变化对经济增长的影响。刘培青（2004）通过战后日本贸易的动态分析，研究了战后日本经济迅速崛起的影响因素。论文认为，日本出口商品结构沿着劳动密集型、资本密集型、知识和技术密集型的轨迹发展，通过逐步升级顺应了世界经济产业结构调整的步伐，为日本对外贸易的持续发展奠定了坚实的基础。

综上所述，文献大多是研究日本贸易与经济增长的关系，从进出口到GDP的传递机制似不甚完整。本文拟沿着出口和消费拉动投资，进而提升总需求的分析路径，先对日本主要出口商品的贸易结构变化做适当的统计分析，再用数量分析工具分析探寻各时期对投资起拉动作用的主要大宗出口品。

一、日本出口与投资的关系分析

^①本文是教育部重大项目《国际金融危机后全球需求结构变化研究》（项目编号：11JZD021）的子项目《需求结构演变与经济危机发生的机理》（编号：11JZD021-1）的中期研究成果，项目负责人：刘巍。

日本在 20 世纪 50 年代中期进入了“需求约束型经济”态势（刘巍、陈昭，2010），经济增长的发动机由供给端转到了需求端，总产出的增长取决于总需求总需求的增长。按照宏观经济学的逻辑，总需求结构如下：

$$AD = C + I + X - M \quad (1)$$

为简化分析，式（1）把政府支出分解消费和投资两部分，分别计入 C 和 I。长期以来，日本经济研究文献对出口与经济增长的关系的研究通常都有一个暗含的假设——总需求结构中各个变量都是完全相互独立的，即消费变动不会影响投资和出口变动，出口变动不会影响投资和消费变动。我们认为，这个假设不能成立，总需求结构中的各部分并非完全相互独立。从出口角度观察。出口商品必为厂商制造，因此，除出口额计入总需求之外，生产出口商品拉动的投资增量也应该是出口对经济增长的贡献。本节我们将对出口与投资的逻辑关系和数量关系做一初步考察。

1.对日本出口总量与投资关系的逻辑分析

我们尝试用箭头图来说明出口（EX）与投资（I）之间的逻辑关系，详见图 1。

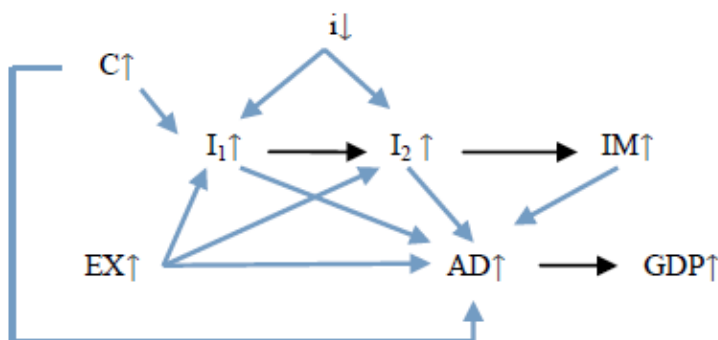


图 1 日本出口与投资之间的逻辑关系

图 1 中的符号意义分别为：C 表示民间消费需求；EX 表示出口需求； I_1 表示消费品生产厂商投资需求； I_2 表示资本品厂商投资需求；IM 表示资源进口需求；AD 表示总需求； i 表示市场利率。消费和出口在起点上拉动消费品生产厂商的投资，消费品生产厂商的投资和出口一起拉动了资本品生产厂商的投资，进而资源品进口需求增长。当然，从一般规律角度分析，这需要资本市场以降低市场利率 i 的动作配合投资。于是，消费、出口、投资和净出口互相促进着形成了不断增长的总需求，在需求约束型经济态势下，拉动总产出增长。

通过上述逻辑分析，我们进一步构造了以投资为被解释变量，民间消费、出口、利率为被解释变量的三元函数模型，用以研究投资与出口的关系：

$$I = f(C, EX, i) \quad (2)$$

式（2）中， i 表示市场利率，其它符号同上。投资是民间消费、出口的增函数，投资是市场利率的减函数。但是，从日本资金充裕的情况来看，影响因素中最不重要的可能就是市场利率。

2.对日本出口总量与投资关系的实证分析

我们对表 1 中 1955-2013 年的资本形成、民间消费、出口数据，做了单位根检验和协整检验，见表 2 及表 3。然后，拟合了二元回归方程（括号内为 t 统计量）：

$$I = -516518.39 + 40533.511 \ln C + 11138.795 \ln EX + [ar(1) = 1.605] + [ar(2) = -0.642] \quad (3)$$

(2.29) (2.16) (3.16) (15.49) (-6.22)

$$R^2 = 0.995 \quad DW = 1.84 \quad F = 3203.34$$

式(3)是一个半对数方程,各项检验指标都比较显著。方程中解释变量系数表明,二战后日本民间消费和出口是拉动日本国内投资的主要影响因素,基本上可以证实前面的逻辑分析。

表1 日本 1955~2013 年宏观经济数据 单位: 10 亿日元

年份	民间消费	资本形成	出口	汇率
1955	5501.9	1625.6	921.2	360
1956	6061.3	2150	1128.2	360
1957	6788.4	2797.6	1277.2	360
1958	7277.1	2868.0	1269.2	360
1959	8150.8	3375.9	1480.6	360
1960	9395.4	4637.6	1713.7	360
1961	11030.9	6166.7	1791.3	360
1962	12653.4	7064.8	2066.2	360
1963	14772.4	7929.0	2265.7	360
1964	17028.1	9362.0	2800.1	360
1965	19239.2	9782.3	3450.9	360
1966	22142.1	11561.7	4031.2	360
1967	25405.1	14287.4	4310.8	360
1968	28973.6	17567.0	5347.5	360
1969	33299.8	21440.6	6558.0	360
1970	38332.5	26043.2	7926.1	360
1971	43230.0	27637.2	9452.4	350.678
1972	49900.9	31523.6	9779.3	303.172
1973	60307.8	40938.4	11291.3	271.702
1974	72912.1	46694.8	18257.6	292.082
1975	84762.7	48135.7	18981.8	296.787
1976	95783.7	51945.2	22582.0	296.552
1977	107076.2	55982.0	24307.6	268.510
1978	117923.1	62146.6	22728.5	210.442
1979	130077.9	70170.7	25627.3	219.140
1980	141324.3	75820.9	32886.5	226.741
1981	149996.7	78908.3	37976.8	220.536
1982	160833.5	79734.6	39390.7	249.077
1983	169687.4	78880.7	39274.5	237.512
1984	178631.3	83251.3	45066	237.552
1985	188759.5	88039.5	46307.1	238.536
1986	196711.8	91499.1	38089.9	168.520

1987	205956.2	99151.9	36209.6	144.638
1988	217839.5	110856.4	37483.2	128.152
1989	232890.2	122273.6	42351.8	137.964
1990	249288.5	136466.6	45919.9	144.792
1991	261890.9	143997.8	46722.3	134.707
1992	255975.9	146848.8	47288.1	126.651
1993	261255.9	142042.6	44109	111.198
1994	273994.8	139956.9	44627.3	102.208
1995	277744.1	139228	45417.4	94.060
1996	284070.9	144070.4	49660.3	108.779
1997	289981.1	144229.6	56146.8	120.991
1998	287545.0	132283.5	55227.9	130.905
1999	288877.1	128679.8	51365.7	113.907
2000	288167.2	128515.4	55459.4	107.765
2001	289787.9	122836.0	52823.3	121.529
2002	289038.3	114211.5	56168.2	125.388
2003	287514.2	112223.8	59227.8	115.933
2004	288599.3	111786.9	66543.8	108.193
2005	291132.6	112573.9	72121.9	110.218
2006	293433.3	114896.0	81939.4	116.299
2007	294122.0	115781.2	91036.5	117.754
2008	292055.4	112462.2	88770	103.359
2009	282941.7	97990.5	59814.2	93.570
2010	285867.1	96431.0	73182.5	87.780
2011	284244.3	97107.0	71297.8	79.807
2012	287696.8	100067.7	69774.8	100.00
2013	296576.3	101654.2	72657.4	116.652

资料来源: www.esri.cao.jp/jp/sna/data.

表2 ADF单位根检验结果

变量	差分次数	(C,T,K)	DW	ADF	5%	结论
lnI	0	(C,0,1)	1.8	-3.52	-2.91	I(0)*
lnEX	0	(C,0,1)	1.98	-3.07	-2.91	I(0)*
lnC	0	(C,0,1)	2.1	-3.09	-2.91	I(0)*

*表示变量差分后的序列在5%的显著水平上通过ADF平稳性检验。

表3 协整检验结果

特征根	迹统计量(P值)	5%临界值	$\lambda - \max$ 统计量(P值)	5%临界值	原假设
0.35	39.17 (0.02)*	35.19	24.09(0.03)*	22.29	0个协整向量
0.17	15.08(0.22)	20.26	10.69(0.27)	15.89	最多1个协整向量
0.07	4.39(0.35)	9.16	4.29(0.36)	9.16	最多2个协整向量

*表明在5%的娴熟水平下拒绝原假设, P值为伴随概率。

二、日本出口结构变动对投资影响的分析

1.1955-1971年日本大宗出口结构与投资

根据日本贸易振兴机构的数据资料, 本文将 1958-2013 年分为两个子时段, 统计日本出口的大宗商品。1958-1971 年, 日本主要大宗出口品为 6 类: 食品、纤维及其制品、化学制品、非金属矿物制品、机械设备 (包括普通机械、电子器械、运输用机械、精密仪器)、其它 (家庭用品、家用电器、玩具)。

表 4 1958~1971 年日本主要出口大宗贸易品 单位: 10 亿日元

年份	食品	纤维及其制品	化学制品	非金属矿物制品	金属及其制品	机械设备	其它
1958	81.86	321.03	52.51	42.94	134.94	250.09	152.20
1959	90.20	371.13	63.74	51.62	146.35	322.71	198.59
1960	92.14	440.41	65.19	60.84	204.62	372.63	223.81
1961	90.55	415.99	72.82	60.83	203.98	447.95	232.69
1962	122.23	452.38	93.95	67.73	267.29	506.56	259.68
1963	104.16	448.87	113.38	76.45	339.96	607.51	272.44
1964	116.30	513.53	138.07	87.10	433.03	800.33	313.99
1965	123.78	569.43	196.89	95.44	618.54	1071.18	367.37
1966	137.75	634.47	240.99	102.49	640.17	1352.51	411.13
1967	134.07	613.31	246.35	106.91	641.31	1582.17	434.83
1968	155.44	711.82	289.88	118.51	844.88	2036.10	513.16
1969	205.78	817.42	365.73	139.98	1056.67	2564.17	606.66
1970	233.19	866.71	444.41	134.06	1369.92	3218.86	687.23
1971	238.22	973.02	521.50	136.89	1604.12	4167.78	789.11

资料来源: www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data

从表 4 数据来看, 1958-1971 年, 日本的几项大宗出口商品都呈增长趋势。其中, 1971 年的食品出口额是 1958 年的 2.91 倍, 纤维及其制品为 3.03 倍, 化学制品为 9.93 倍, 非金属矿物制品为 3.19 倍, 金属及其制品为 11.89 倍, 机械设备为 16.67 倍, 其他类为 5.18 倍。机械设备和金属制品增长速度最快, 食品和纤维及其制品增速最慢。各类大宗出口商品虽然绝对数额都在增长, 但数据显示他们在出口总额中所占比例却发生了较大变化。机械设备在大宗出口总额中的占比增长最快, 纤维及其制品的占比下降最快。具体来说, 在这一时段中, 食品类出口占比从 7.9% 下降到 2.8%, 纤维及其制品类从 31% 下降到 11.5%, 化学制品类从 5.1% 上升到 6.2%, 非金属矿产品从 4.1% 下降到 1.6%, 金属及其制品从 14.1% 上升到了 19%, 机械设备从 31.2% 上升到了 49.4%, 其他类从 14.7% 下降到了 9.4%。

利用表 1 数据, 我们将主要出口大宗贸易品进一步分类, 从而分析哪些大宗出口品是影响投资的主要因素。我们拟合的回归方程见式 (3), 数据通过了单位根检验和协整检验 (略去检验过程, 方法同前):

$$\ln I = 0.72 \ln C + 0.29 \ln X_1 + [\text{ar}(3) = -0.5] \quad (4)$$

(29.95) (9.01) (-2.96)

$$R^2 = 0.992 \quad DW = 1.84 \quad F = 483.31$$

式 (4) 中, I 表示投资, C 表示消费, X_1 = 机械设备 + 金属及其制品 + 纤维及其制品。该式表明, 日本在经济高速增长时期, 民间消费、机械设备、金属及其制品、纤维及其制品出口是拉动投资增长的主要影响因素。

2.1972-1998 年日本大宗出口结构与投资

1972年之后,日本的贸易统计数据分类细化,从这一时段起,我们按新口径分类,即1972-1998年划分为15个大宗类别:食品类、粗原料、矿物性燃料、化学制品、金属、纤维、普通机械、电子器械、运输用机械、纤维制品、家庭用品、家电仪器、汽车、二轮车、玩器类。

表5 1972~1998年日本主要出口贸易品A 单位:10亿日元

年份	食品类	粗原料	矿物性燃料	化学制品	金属	纤维	普通机械	电子器械
1972	201	144	22	536	1,174	621	934	568
1973	228	184	25	578	1,521	630	1175	700
1974	248	321	72	1,181	3,475	862	1737	998
1975	226	245	66	1,150	3,183	827	1999	1092
1976	264	265	35	1,107	3,308	929	2298	1673
1977	235	267	42	1,152	3,069	937	2706	1819
1978	223	222	55	1,071	2,708	760	2982	1900
1979	267	252	78	1,326	3,339	832	3250	2197
1980	364	308	114	1,534	3,951	1,090	4091	2897
1981	384	304	121	1,489	3,998	1,223	4984	3493
1982	351	287	102	1,565	4,189	1,183	5041	3624
1983	331	283	103	1,642	3,429	1,203	5488	4135
1984	343	296	120	1,788	3,643	1,202	6609	5341
1985	317	297	128	1,823	3,603	1,123	7040	5315
1986	249	239	100	1,585	2,413	889	6465	4867
1987	222	217	114	1,675	2,089	777	6492	5081
1988	214	224	82	1,765	2,241	676	7117	5771
1989	225	249	142	2,004	2,343	726	8404	6596
1990	228	261	192	2,262	2,161	811	9181	7028
1991	231	253	188	2,316	2,154	844	9370	7483
1992	223	268	217	2,379	2,012	859	9672	7578
1993	198	237	237	2,204	1,917	715	9226	7560
1994	183	252	254	2,374	1,842	662	9523	8252
1995	167	279	252	2,780	2,045	639	10031	9191
1996	189	319	234	3,080	2,090	718	11072	9551
1997	236	352	263	3,548	2,453	780	12161	10635
1998	239	365	193	3,477	2,487	745	11431	10366

资料来源: <http://www.jetro.go.jp/world/japan/stats/trade/abstract>.

表6 1972~1998年日本主要出口贸易品B 单位:10亿日元

年份	运输用机械	纤维制品	家庭用品	家电仪器	汽车	二轮车	玩器类
1972	1141	171	111	546	677	327	367
1973	1521	134	114	565	718	310	392
1974	2516	134	136	694	1025	512	432
1975	2869	139	131	717	1195	413	396
1976	3447	174	173	1171	1799	441	579
1977	3790	182	198	1184	2149	551	677

1978	3223	149	168	993	2253	505	720
1979	2666	122	178	989	2614	537	898
1980	3621	175	260	1290	3648	815	1363
1981	4458	192	290	1423	4042	930	1948
1982	4455	213	342	1242	4468	818	2239
1983	4303	216	269	1266	4638	714	2434
1984	5293	240	274	1553	5184	696	2918
1985	5357	222	263	1738	6047	698	3009
1986	4231	155	191	1073	5563	526	2572
1987	3939	125	161	815	5191	442	2101
1988	3373	100	145	678	4952	378	1970
1989	3744	105	151	667	5322	410	2053
1990	4237	110	163	772	5969	519	2296
1991	4216	105	157	838	6017	583	2189
1992	4552	111	147	784	6151	650	2001
1993	4469	98	113	641	5250	675	1628
1994	4600	85	93	546	4599	564	1470
1995	4272	76	81	446	3907	544	1325
1996	4543	81	77	369	4351	609	1350
1997	4933	84	85	369	5765	672	1532
1998	4917	78	80	337	6550	739	1,615

资料来源: <http://www.jetro.go.jp/world/japan/stats/trade/abstract>.

从表 5 和表 6 的数据观察, 虽然各类大宗出口商品都呈增长趋势, 但与 1958-1971 年比较, 显然比较曲折, 时常发生负增长。从各类大宗出口品的增长势头来看, 普通机械、电子机械和汽车增长率最高。由于各类出口品的增率变化不一, 所以, 各类出口品的占比变化也必然随之发生较大变化。

用表 5 和表 6 数据, 对各类大宗出口品对投资的关系做了数量判断, 最终拟合了回归方程 (5)。

$$\ln I = 0.35C + 1.3X_2 + [\ar(1) = 1.65] + [\ar(2) = -0.82] \quad (5)$$

(6.31) (2.81) (8.56) (-4.25)

$R^2 = 0.990$ $DW = 1.46$ $F = 706.51$

式 (5) 中, I 表示投资, C 表示消费, X_2 =普通机械+电子器械+运输用机械。该式表明, 这一时期民间消费、普通机械、电子器械、运输用机械出口是拉动投资增长的主要影响因素。

3.1999-2013 年日本大宗出口结构与投资

表 7

1999~2013 年日本主要出口贸易品

单位: 百万美元

年份	食品类	粗原料	矿物性燃料	化学制品	金属	纤维	普通机械
----	-----	-----	-------	------	----	----	------

1999	214123	320633	170388	3422796	2045399	715557	10176801
2000	212589	341884	188063	3731998	2171947	723392	11172994
2001	339816	397945	208567	3678686	2223531	722993	10347538
2002	242698	432115	203377	4058957	2500358	713313	10589676
2003	244331	479844	203042	4412235	2626156	702247	11029835
2004	257841	615024	267537	5091146	3189204	728527	12601792
2005	292987	727957	502727	5733466	3857046	722372	13388240
2006	333351	881057	686882	6634352	4732533	763868	14794695
2007	392769	1028710	1082400	7594591	5610834	795455	16687448
2008	376102	1017480	1886400	6988801	5974161	715179	15757169
2009	345727	812999	998030	5653897	3975049	540692	9761142
2010	384622	924608	1164600	6733340	5016811	586858	13369352
2011	336994	950003	1308500	6594422	5010770	610384	13833514
2012	419524	1306100	1362200	7752420	5987696	745157	16171742
2013	472066	134209	1809900	8265358	5925288	719286	15167076

资料来源: <http://www.jetro.go.jp/world/japan/stats/trade/abstract>.

表 8

1999~2013 年日本主要出口贸易品

单位: 百万美元

年份	电子器械	运输用机械	纤维制品	家庭用品	家电仪器	汽车	二轮车
1999 年	10371189	4286910	77416	69077	274110	6226890	675785
2000 年	12578960	4367879	84012	68117	244744	6157626	721519
2001 年	10665407	4374173	82343	57651	207440	6475434	745115
2002 年	10900953	4840544	83648	55543	254145	7804710	722913
2003 年	11837769	5110248	84775	54296	267055	7883213	705580
2004 年	13216590	5714449	92189	53871	301913	8058935	782783
2005 年	13549083	6129026	82214	54558	275474	8798803	859904
2006 年	14941191	6963777	83923	56584	253477	10943244	915577
2007 年	15862667	7947493	90002	62896	240469	12718089	934047
2008 年	14191113	7926817	89577	65193	186620	11770666	793460
2009 年	10192933	6190888	72382	52922	99144	5858424	440156
2010 年	11909716	7553187	70663	59959	110702	7915486	418595
2011 年	10903290	7352313	68909	61476	101605	6980760	422292
2012 年	13454552	9404152	82932	69978	127712	9763377	508729
2013 年	12781435	8739411	78446	70858	139437	10121072	491829

资料来源: <http://www.jetro.go.jp/world/japan/stats/trade/abstract>.

表 7 和表 8 的数据显示,这一时期主要出口贸易品为化学制品、机械设备、汽车。食品类、纤维制品出口占比呈稳定趋势,约占 2%。粗原料出口占比虽有些许波动,但呈上升趋势。矿物性燃料出口占比呈上升趋势约占 5%,但 2008 年之后有所波动。化学制品出口占比呈波动上升趋势,约占 10%。金属出口占比呈上升趋势约占 7%,纤维、家庭用品出口占比呈稳定趋势约占 3%。家电仪器出口占比呈下降趋势约占 3%。汽车出口占比呈先升后降趋势,拐点在 2007 年。机械设备(普通机械、运输用机械、电子器械)出口占比呈稳定趋势约占 60%,电子设备出口占比呈下降趋势。

用表 4 和表 5 的数据,我们对各类大宗出口品对投资的关系做了数量判断,最终拟合了回归方程(6)。

$$\ln I = 0.82 \ln C + 0.11 \ln X_3 + [\ar(1) = 0.81] \quad (6)$$

(25.45) (3.07) (6.89)

$$R^2 = 0.923 \quad DW = 1.78 \quad F = 66.31$$

式(6)中, X_3 =纤维制品+家庭用品+家用电器+二轮车, 其它符号表示同前。该式表明, 日本在第二个“失去的十年”时期, 民间消费和消费品出口是拉动投资增长的主要因素。

三、结论

1. 总需求结构中的各部分并非完全相互独立, 从出口角度观察, 出口商品必为厂商制造, 因此, 除出口额计入总需求之外, 生产出口商品拉动的投资增量也应该是出口对经济增长的贡献, 即没有出口就没有这部分投资发生。我们建立了日本的投资函数 $I = f(C, EX, i)$, 并用日本宏观经济数据拟合了一个半对数方程, 各项检验指标都比较显著。方程中解释变量系数表明, 二战后日本民间消费和出口是拉动日本国内投资的主要影响因素。

2. 在不同历史时期, 由于日本大宗出口商品结构的变化, 影响投资的主要出口商品类别也不尽相同。1958-1971年, 民间消费、机械设备、金属及其制品、纤维及其制品出口是拉动投资增长的主要影响因素; 1972-1998年, 民间消费、普通机械、电子器械、运输用机械出口是拉动投资增长的主要影响因素; 1999-2013年, 民间消费和消费品出口是拉动投资增长的主要因素。

参考文献:

- [1] 神津多可思·中山興..わが国の輸出入構造の変化について[J].総合研究機構研究プロジェクト研究成果報告, 2002(2):280-241.
- [2] Sato, Kazuo .Japan's resource imports[M].一橋大学経済研究所『経済研究』,1990(3):38
- [3] 渡部 福太郎.Stagnation of the World Economy and Free Trade System[M]. 学習院大學經濟論集,2003:19-35.
- [4] Yamada, Yoshimi.日本經濟の競争力について[J]. みずほ學術振興財団懸賞論文,2011:52.
- [5] Ippei Yamazawa.TRADE POLICY AND CHANGES IN JAPAN'S TRADE STRUCTURE [J] .Developing Economies,1975:13.
- [6] 刘培青..Analysis of the Dynamic Comparative Superiority of Post-war Japan's Foreign Trade Development[M].Contemporary Economy of Japan, 2004 (5) :34.
- [7] 刘巍, 陈昭:《大萧条中的美国、中国英国与日本》经济科学出版社 2010年, 第193-197页。
- [10] 日本通商产业省.通商白皮书[M].日本,2005,(4):345.
- [11] 日本银行调查统计局编印:《以日本经济为主的国际比较统计》, 1982年版, 第17-18页。
- [12] 中国驻日经参处:日本经济结构调整与提高产业竞争力的战略对策[J]. 世界经济, 2002, (10): 56- 59.

作者简介:

1. 张乃丽, 女, 1962年出生, 山东济南人。山东大学日本经济研究中心主任、教授, 博士生导师, 日本大学经济学博士, 中国经济史学会外国经济史分会理事, 全国日本经济

学会理事，山东省世界经济学会常务理事。主要研究领域为日本经济、经济史。

电子邮箱：naili@sdu.edu.cn

邮政地址：济南市山大南路27号 山东大学经济学院 250100

2. 曲迪，女，1990年出生，黑龙江齐齐哈尔人，广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心计量经济史专业研究生。研究方向：日本计量经济史。

Statistical analysis of the impact of export commodity structural changes on Japanese investment (1958-2013)

Zhang Naili Qu Di

Abstract: This paper argues that, each part of the total demand structure is not completely independent of each other, except the exports are included in the total demand, the export commodity production that stimulate the investment-increment should also be the exports contributing to economic growth. So, we believe that the investment should be a function of consumption, exports and market interest rates. We use the Japan's macro-economy datum basically confirmed that the Japanese private consumption and exports are the main factors that stimulate the domestic investment. Meanwhile, because of the changes in the structure of Japan's commodities, the main export commodities are not the same in the different historical periods. 1958-1971, the private consumption, mechanical equipment, mental and related products, fiber and related products are the main factors that stimulate the domestic investment; 1972-1998, the private consumption, standard machinery, electron instrument, transport machinery are the main factors that stimulate the domestic investment; 1999-2013, private consumption, consumer product exporting are the main factors that stimulate the domestic investment.

Keywords: Japanese, export structure, investment, mainstay for export