总第 16 期　Total :Volume 16

2012 年辑　第 4 期　Volume Ⅳ 2012

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

广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心
China Centre for Cliometrics Studies　GDUFS

广州·2012 年 10 月
October　2012　　Guangzhou

目录与内容提要

1.外部有效需求不足与内部有效供给不足——1929-1933 年日本宏观经济运行研究 ..... 张乃丽 3
Foreign Demand Shortage and Deficiency of Domestic supply ——The Research on Japan's Macroeconomic Operation from 1929 to1933 Zhang Naili
内容提要：两次世界大战之间，日本的宏观经济运行基本规律是：出口决定进口，进口决定固定资本形成，固定资本形成决定总供给曲线右移的幅度；货币流量决定总需求，总需求和总供给的焦点决定均衡产出和均衡价格。世界经济大萧条期间，日本没有发生经济衰退，只是经济增长幅度变小，价格降幅更大而已。经济增长幅度变小的原因在于世界经济危机背景下外需不足导致的国内有效供给不足,价格下降幅度变大的原因在于日本在错误的时机恢复了金本位制。昭和恐慌期间，日本的财政支出不仅没有增加，受财政收入下降的影响反而减少，高桥财政和罗斯福新政不可同题并论。

Abstract: The basic rule of Japan's macroeconomic operation between the two world wars is: the export decide the import and the import decide the fixed capital formation which then determine the right shift amplitude of the aggregate supply curve；the money flow decide the aggregate demand, the intersection of aggregate demand and aggregate supply define the equilibrium output and equilibrium price. During the Japan Showa panic period, Japan did not fall in economic recession but just have decreasing rate of economic growth and greatly reduction of price. Under the background of world crisis, the foreign demand shortage bring about the deficiency of domestic supply, which made the economic growth rate became smaller, the reason of substantial drop in price is that Japan choose the wrong time to recover the gold standard system. During the Japan Showa panic period, Japan's financial expenditure did not increase instead of decreasing due to it's fiscal revenue decline. Japan Takahashi Finance and Roosevelt Finance, he two cannot be mentioned in the same breath.

2.文化差异与移民：中国历史上文化因素对移民长期影响的考察（960-1982）..... 李楠 12
Cultural difference and Migration: The Long-Term Effect of Culture on migration in China's History, 960-1982 Li Nan
内容提要：文化作为影响移民活动的重要决定因素已不是一个新的视角，然而对两者关系进行定量分析并揭示其因果关系目前依然缺乏。本文将通过中国历史上的移民数据，采用新的文化差异度量指标，考察地区间文化差异对移民数量的影响。研究发现：采用基因距离度量的地区间文化差异对移民行为具有较强的负向影响，即移民数量随着地区间文化差异的缩小而增加。并且这一结果具有一定稳定性，即使在控制其他社会、经济、地理因素以及采用地区间战争频率差异作为工具变量进行两阶段回归后估计结果依然稳定显著。本研究不仅为理解文化差异与移民之间关系提供了扎实的实证证据，同时对理解中国自十世纪以来移民特征及其决定因素有所帮助。

Abstract: Culture as the determinant of migration is not new. However, the empirical evidence for a causal relationship between culture and migration is lacking. Using new measure on cultural distance (measured by genetic distance) and the unique historical dataset, this paper examines the long-term effect of cultural distance on migration in China. Our main finding indicates that the cultural distance has a strong negative association with migration. Even through, controlling a series of variables (includes socio-economic, geographical factors) which are connected with migration and exploiting one-period lag of difference in war frequency between regions as an instrument for cultural difference, we still find that cultural distance plays an important role in long-term migration. This study not only provides causal empirical evidence on the long-term effect of culture distance on migration, but also helps us to understand the determinants and characteristics of migration since the tenth century in China.

3.新供给约束型经济：日本经济低迷的逻辑与前景分析.....刘巍　蔡俏 28
The new supply-constraint economy: the logic and prospect analysis of Japanese economy downturn　Liu Wei　Cai Qiao

内容提要：至少从 20 世纪 80 年代起，日本绝大部分产能对内需而言成了“无效供给”，经济增长由外需拉动，经济进入了“新供给约束型经济”。基本特征是：第一，经济总量和人均量都位居世界前茅，且收入分配没有太大问题，消费基本稳定；第二，经济高涨主要依赖出口，投资的主要影响因素是出口；第三，经济低迷主要是出口受阻造成的，且积极的财政政策和货币政策或诱发经济泡沫或基本上无效。由于日本不可能以新科技革命发动“有效供给”以引领内需，外需又受到不利的国际经济环境制约，因此，日本近期的经济前景仍将持续低迷。

Abstract: At least since the 1980s of last century, the majority of Japanese production capacity was“inefficient supply”to the domestic demand, the increasing of economy was motivated by the overseas market demand. Then, Japanese entered the“ supply-constraint economic situation”.During this period, Japanese basic characteristic were: firstly, the total economic output and per capita quantity of Japan stood on the top of the list among the world. Meanwhile, the residents income distribution was in a good condition and the residents consumption was stable always; secondly, it’s economic expansion was mainly dependent on export which was also an important factor to affect the domestic investment; thirdly, the economic downturn of Japan was primarily due to the export stumble, apart from it, the consequence of implementing positive fiscal policy and monetary policy to solve the economic downturn was either generally useless or to stimulate the economic foam. On one hand ,it was impossible for Japan to create“effective supply”through a new technological revolution to boost domestic demand; On the other hand, the overseas demand of Japan was restricted by the unfavorable international economic environment. Accordingly, the Japanese recent economic outlook are more likely to continue to slump.

外部有效需求不足与内部有效供给不足
——1929~1933 年日本宏观经济运行研究

张乃丽

（山东大学　经济学院，山东　济南　250100）

内容提要：两次世界大战之间，日本的宏观经济运行基本规律是：出口决定进口，进口决定固定资本形成，固定资本形成决定总供给曲线右移的幅度；货币流量决定总需求，总需求和总供给的焦点决定均衡产出和均衡价格。世界经济大萧条期间，日本没有发生经济衰退，只是经济增长幅度变小，价格降幅更大而已。经济增长幅度变小的原因在于世界经济危机背景下外需不足导致的国内有效供给不足，价格下降幅度变大的原因在于日本在错误的时机恢复了金本位制。昭和恐慌期间，日本的财政支出不仅没有增加，受财政收入下降的影响反而减少，高桥财政和罗斯福新政不可同题并论。

关键词：昭和恐慌　经济增长　价格下跌　外需不足　供给不足

1936 年，新兴的凯恩斯经济学在逻辑上将 1929~1933 年大萧条判断为“有效需求不足”所致，并根据胡佛—罗斯福的政策经验开出了积极的财政政策和积极的货币政策药方。显然，凯恩斯药方是对美国经验的总结与抽象，其前提假设应该是美国式的（在一定层面上也适用于欧洲发达国家），但绝不是放之四海而皆准的灵丹妙药。从实际国民收入角度观察，当时的中国不仅没有发生经济衰退，且经济增长率不低（Yeh, 1977；刘巍，1998）；日本经济增长速度有所放缓，但未发生严重的美欧式经济大衰退（见本文表 1）。这一事实应该说明，“有效需求不足”引发的大萧条应该在需求约束型经济体发生，而供给约束型经济体则没有发生这种类型萧条的基本前提。刘巍和陈昭的研究（2010）指出，英国在 19 世纪 50 年代、美国在第一次世界大战之后就进入了需求约束型经济时代，具备发生生产过剩危机的前提；刘巍（2011）和笔者（2012）的研究指出，日本至少在 1937 年之前仍处于供给约束型经济中，不具备发生生产过剩危机的前提。然而，自凯恩斯经济学普及之后，许多学者习惯性地套用凯恩斯的逻辑，在没有弄清凯恩斯逻辑框架的基本前提和日本宏观经济运行的基本条件是否一致（或接近）时，就匆忙做出判断，因此得出了内部逻辑不一致的结论。例如，有些研究将日本昭和恐慌与美国大萧条同题并论（吕万和，1993），甚至有研究认为日本当局实际上实行了后来凯恩斯经济学的调控政策，奉高桥是清为日本的凯恩斯（Masataka Matsuura & Richard J Smethurst, 2000）。本文拟从供给约束型经济的基本条件出发，对日本 1929~1933 年宏观经济运行做初步的逻辑分析和统计验证，求教于学界前辈和同仁。

一、两次世界大战之间日本宏观经济运行的基本逻辑关系

19 世纪末以来，供给约束型经济中的日本有较快的经济增速。据刘巍和陈昭（2012）计算，从 1887 到 1936 年，日本年均经济增长率为 3.35%，美国为 2.78%，中国为 2.48%，英国为 1.5%。由此可见，日本的经济增长率是居 4 国之首。在供给约束型经济态势下，经济增长是供给一端发动的，总供给曲线的右移和斜度变缓都会产生经济增长的效果。

在图 1 上，总供求初始位置是 AS1 和 AD1，如果总供给曲线 AS1 斜度不变，只是向右移动到 AS2 的位置，那么，总需求曲线 AD1 如果相应上升到 AD2 的位置，则有产出从 Y1 增长到 Y2，价格从 P1 上涨到 P2；如果总需求下降到低于 AD1 的位置，则有经济增长依然增长到 Y2 和价格下降（低于 P1）的局面出现。在图 2 上，总供求初始位置是 AS2 和 AD2、产出是

Y1，如果总供给曲线的位置不变斜度变缓呈 AS2 的形状（设价格弹性小于 1），若总需求曲线上升到 AD3，则价格上升到 P3、产出从 Y2 增长到 Y3；若总需求曲线下降到 AD1，则产出增长到 Y2（＜Y3），价格下降到 P1（＜P2）。由此看来，总供给曲线在供给约束性质范围内斜度变缓时，总需求是能够发挥一些作用的，但重要的变量仍然是总供给（通过 Beta 系数可以算出来重要性）。总之，在供给约束型经济中，经济增长可能伴随着价格上升，也可能伴随着价格下降。在供给约束型经济实际运行中，图 1 和图 2 的情况可能同时发生，可能交替发生，也可能在某一时段内以某一种情况为主。用柯布—道格拉斯生产函数的逻辑来解释，固定资本增长的作用是推动总供给曲线右移，而效率参数和人力资本质量提高的作用则应是将总供给曲线变缓。于是，从经济运行实践来看，应该是总供给曲线右移发生的频率高于斜度变缓。

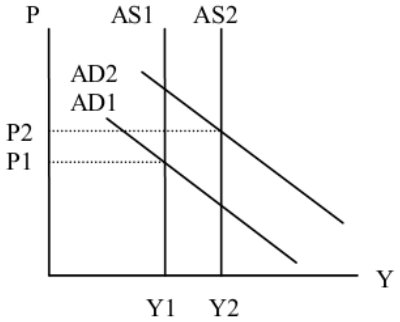


图 1　总供给曲线右移

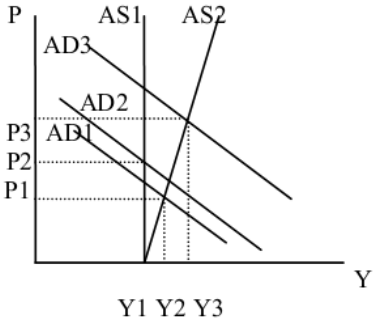


图 2　总供给曲线斜度变缓

从表 1 和表 2 观察，日本的国际收支基本为逆差走势，净出口始终为逆差，由此可以得出结论：投资大于储蓄，至少是投资加政府支出大于储蓄。根据大川一司的研究，1920~1925 年、1926~1930 年，实际发生的毛投资都小于计划投资，缺口分别是 13.6%和 6.4%。[①]日本学者中村隆英也认为，“1914~1950 年间，日本依靠供给因素的工业增长远远高于依赖总需求上升因素的增长。”[②]从日本的历史经济数据来看，日本的总供给曲线应该是图 2 中的 AS2 形态而不是图 1 中 AS 的形态，因为价格变动（总需求变化）对产出是有影响的。长期中，有一定斜度的 AS 曲线不断右移，且逐渐放缓。我们用资本形成额（I）表示 AS 曲线的移动，用价格指数（P）表示总需求曲线的移动，便可以用函数形式描述图 1~图 2 的逻辑：

$$Y = f(\mathrm{I}, \mathrm{P}) \qquad (1)$$

在实证分析中，我们用表 1 中的实际国民收入和实际固定资本形成的统计数据、价格用表 2 中的批发价格指数，配二元方程得[③]：

$$\mathrm{Y} = 101.4 + 0.483\mathrm{I} - 0.436\mathrm{P} \qquad (2)$$

(16.2)　　(13.2)　　(-11.3)

R^2=0.98　　DW=1.38　　F=433.3

式（2）说明，其他条件不变时，AS 曲线每移动一个单位（百万日元），实际国民收入指数（1922 年=100）就增长 0.48 点；价格指数变动一个点，实际国民收入指数就反向变动 0.44 点。

笔者先前的一项对日本 50 年经济史研究（2011）结论是，日本的进口是资本形成的重要影

[①]中村隆英、尾高煌之助：《日本经济史 6：双重结构》，三联书店 1997 年，第 104 页。
[②]中村隆英、尾高煌之助：《日本经济史 6：双重结构》，三联书店 1997 年，第 12 页。
[③] 本文实证所用数据经单整和协整检验均为平稳系列，限于篇幅，恕不列出各项检验指标。

响因素之一，数量关系相当显著。日本学者中村隆英也认为，“日本的进口多为资本品，构成了资本形成的中坚力量。”[①]我们将这一逻辑用函数表达，则有：

$$I = f(\mathrm{IM}) \qquad (3)$$

式（3）中，I 表示资本形成，IM 表示进口，从逻辑角度判断，自变量与因变量应为正相关。用表 1 和表 2 中的相关数据实证，得回归方程：

$$I_t = 0.124\mathrm{IM_t} + 0.824\mathrm{I_{t-1}} \qquad (4)$$
$$(4.64) \qquad (15.29)$$
$$R^2 = 0.93 \quad DW=1.76 \quad F=179.54$$

式（4）说明，日本的固定资本形成依靠进口，同时，投资本身具有一定的惯性，当年的固定资本形成和上年在建规模有关，尤其在日本发展重工业的时期，投资都不可能是一年完成的。

日本固定资本形成的物质载体——资本品主要是进口获得的，那么，稳定的进口资金来源对日本经济增长来说就是相当重要的。日本学者认为，明治时期的经济增长需要依靠国外有效需求的带动。这是因为，通过出口获得本位币（在金本位制下为黄金或金币），用于进口各种商品特别是金属制品和机械制品，近代经济才能发展。[②]日本学者看到了一个重要的进口资金来源——出口收益，当然，他们论述的是出口对于进口的重要性，不是讨论进口函数。若从进口函数角度研究，结合表 2 所列数据中每年都发生的贸易收支逆差和表 1 所列数据中绝大多数年份都发生的国际收支逆差来分析，那么，包括掠夺所获在内的货币化储蓄应该是另一个重要的影响因素。我们以商业银行活期存款表示货币化储蓄因素，则可得到日本进口和主要影响因素的函数关系：

$$\mathrm{IM} = f(\mathrm{EX},\ \mathrm{Dd}) \qquad (5)$$

用相关数据做实证分析，得下列回归方程：

$$\mathrm{IM} = -72.3 + 0.84\mathrm{EX} + 0.06\mathrm{Dd} \qquad (6)$$
$$(-4.73)\ (43.76)\ (5.97)$$
$$R^2 = 0.99 \quad DW=1.59 \quad F=1078.2$$

式（6）表明，实际出口指数变动一个点，实际进口指数就同向变动 0.84 个点；商业银行活期存款变动一百万日元，实际进口指数就同向变动 0.06 个点。

至此，我们可以将日本宏观经济运行的基本逻辑做如下描述：

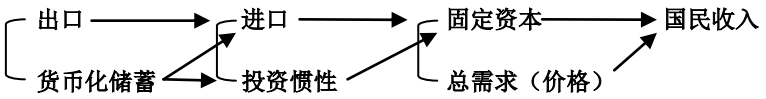


图 3　　日本宏观经济运行的基本逻辑

表 1　　日本国民收入及其构成　　单位:百万日元（1934-1936 年价格)

年份	国民收入	居民消费	政府消费	固定资本形成	国际收支差额	国外收入*	国外支出**

[①]中村隆英、尾高煌之助：《日本经济史 6：双重结构》，三联书店 1997 年，第 12 页。
[②]中村隆英、尾高煌之助：《日本经济史 6：双重结构》，三联书店 1997 年，第 14 页。

1922	11959	9698	1113	2381	-1233	1199	2432
1923	11504	9867	1097	1883	-1343	1056	2399
1924	11840	10073	1113	2052	-1398	1306	2704
1925	12521	10271	1000	2225	-975	1549	2524
1926	12616	10417	1079	2338	-1218	1643	2861
1927	13298	10718	1303	2395	-1118	1857	2975
1928	13918	11030	1594	2368	-1074	1967	3043
1929	13903	10956	1532	2504	-1089	2186	3275
1930	14137	11005	1476	2430	-774	2211	2985
1931	14194	11247	1843	2197	-1093	2269	3362
1932	14682	11085	1982	2302	-687	2728	3415
1933	15971	11842	2175	2565	-611	2911	3522
1934	17349	12589	2062	2955	-275	3569	3826
1935	18382	12580	2103	3355	344	4259	3951
1936	18875	12910	2135	3559	271	4508	4237
1937	19610	13567	2442	4327	-726	4608	5334

资料来源： 日本统计协会：《日本长期统计总览・第 1 卷》（光盘），2006 年，表 13-03,

注：*Exports of goods and services and factor income received from abroad；**(Less) Imports of goods and services and factor income paid abroad

表 2 日本宏观经济数据

年份	批发物价指数	出口（当年价千日元）	进口（当年价千日元）	实际出口指数	实际进口指数	商业银行活期存款（百万日元）
1922	100.0	1600907	1884014	100.0	100.0	1446
1923	102.0	1412615	1978221	86.5	103.0	1578
1924	102.0	1764222	2450075	108.1	127.5	1538
1925	97.5	2222330	2569938	142.4	139.9	1578
1926	93.5	1976006	2373937	132.0	134.7	1565
1927	90.5	1914137	2176772	132.0	127.6	1532
1928	87.6	1911766	2193694	136.4	133.0	1448
1929	87.1	2103719	2213421	150.9	134.9	1368
1930	78.1	1434645	1542094	114.7	104.8	1207
1931	61.2	1121580	1231735	114.5	106.8	1083
1932	49.3	1365812	1427458	173.2	153.8	1185
1933	42.8	1832315	1912130	267.5	237.2	1292
1934	40.3	2139195	2277112	331.6	299.9	1399
1935	38.8	2460313	2465640	396.0	337.2	1348
1936	40.3	2641489	2753347	409.4	362.7	1479
1937	53.2	3131542	3776321	367.5	376.5	1962

资料来源：米切尔：《帕尔格雷夫世界历史统计》，亚洲、非洲和大洋洲卷，经济科学出版社 2002，第 872、969、981 页；日本统计协会：《新版日本长期统计总览》（光盘），（日）总务省统计局 2006 年，表 10-03-a、10-04-a。

二、“昭和恐慌”分析：经济增速与价格同时走低

学界通常认为 30 年代初日本经济发生了“昭和恐慌”，似乎和美国一样发生了严重的经济危机。但是，从实际国民收入角度观察（数据见表 4），1929~1933 年日本经济仍是增长的，只是年增长率有所下降而已，这和美国欧洲的经济危机根本不是一个层面问题。从表 3 数据来看，1929~1933 年日本的主要产业部门并未产生衰退。日本学者中村隆英认为，“这种萧条的性质简而言之就是价格萧条，产量基本上没有减少，物价却出人意料之低，农户、企业为此跌入苦难的深渊，另一方面，产量与经济危机以前相比基本上未变，不少产业产量甚至增加。”[①]中村隆英所说的“价格萧条”，是一个经济学文献中不常见的概念，用地道的中文表述大概是通货

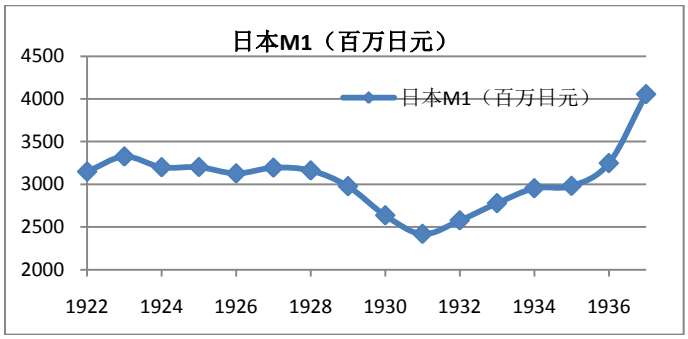
[①]中村隆英、尾高煌之助：《日本经济史 6：双重结构》，三联书店 1997 年，第 333 页。

紧缩。从图 3 绘制的日本 M1 曲线的走势来看，自 1923 年之后，M1 一直就呈缓慢下跌走势，1929~1931 三年跌幅更大。

表 3　　日本主要产业生产指数

年份	工业	农业	林业	渔业
1929	100.0	97.0	84.8	79.2
1930	100.0	104.3	80.5	84.6
1931	96.7	93.5	83.7	84.9
1932	103.3	97.8	87.4	85.0
1933	116.7	110.3	92.9	101.4

日本统计协会：《新版日本长期统计总览》（光盘），（日）总务省统计局 2006 年，表 4-15A、表 4-23-A、表 4-33-A；米切尔：《帕尔格雷夫世界历史统计》，亚洲、非洲和大洋洲卷，经济科学出版社 2002，第 359 页。



数据来源：表 3

图 3　日本狭义货币走势

众所周知，货币的 M1 层次可以视为社会购买力，它与货币流通速度的乘积——货币流量——就是国内需求，在 20 世纪初的开放经济中也是一国总需求中具有压倒优势的重要部分。由于日本的供给约束型经济不是极端形态的，而是总供给曲线有一定斜度，所以，在货币存量不断下降导致的国内需求有所萎缩时，事前总供给缺口不断缩小，出现了价格下跌与经济增长率下跌并行的局面。我们将图 2 修正为图 4，用解析几何方法描述一下日本经济中价格下跌与经济增长率下跌并行局面的逻辑：[①]

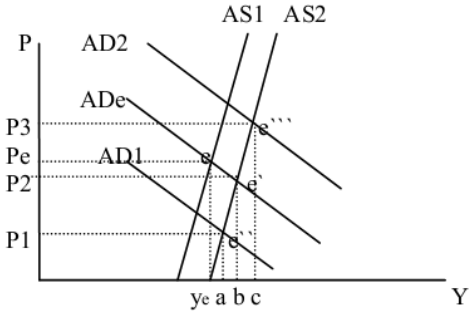


图 4　日本有斜度的 AS 与变动的 AD

[①] 图 4 中，AS2 曲线的斜度有可能是比 AS1 平缓的，为简化分析，图 4 中的 AS2 与 AS1 斜率相同，在固定资本形成额的影响下平行右移。

图 4 中，初始的总供给曲线在 AS1 的位置，初始的总需求曲线在 ADe 的位置，总供求均衡点为 e，均衡价格为纵轴的 Pe，均衡产出为横轴的 ye。当投资导致的生产能力增长，AS1 右移至 AS2 时，若总需求曲线的位置仍为 ADe，则新的总供求均衡点为e`，均衡价格为 P2，低于先前的价格水平 Pe；均衡产出为 b，高于先前的产出 ye。若总需求下降到 AD1 的位置，与 AS2 相交于e``，则新的均衡价格为 P1，既低于 Pe 也低于 P2；均衡产出为 a，虽高于 ye 但低于 b。观察日本 1922~1937 年的批发价格指数和实际国民收入指数数据，这一时段的大多数年份数据都是这样的情形。若总需求曲线上升到 AD2 的位置，总供求曲线相交于e```，则均衡价格为 P3，均衡产出为 c，显然，价格上涨，产出增幅加大。数据说明，1922~1937 时段内年这样的情形是少见的。

从数量关系角度考察，用交易方程式框架比较合适：

$$MV = PY \qquad (7)$$

式（7）中，V 为货币的收入流通速度；MV 为货币流量，代表总需求；PY 为名义总供给。将等式变形、取对数，则有：

$$P = \frac{MV}{Y}$$

$$\ln P = \ln M + \ln V - \ln Y \qquad (8)$$

用滞后价格（P_{t-n}）代表预期因素（$P^{exp.}$），将其作为货币流通速度的主要影响因素，则有方程：

$$\ln P = a_1 \ln M + a_2 \ln P_{t-n} - a_3 \ln Y \qquad (9)$$

利用表 1 和表 2 的相关数据，得回归模型：

$$\ln P = \underset{(4.19)}{0.87 \ln M1} + \underset{(4.16)}{0.49 \ln P_{t-1}} - \underset{(-3.71)}{1.01 \ln Y} \qquad (10)$$

$R^2 = 0.987$　　DW=1.48　　ar(1)=1.23　ar(2)=-0.73

式（10）可以证实图 4 逻辑框架中总需求与价格的关系，M1、P_{t-1}与 P 都是正相关，二者的乘积与价格也必定正相关。因此，当总供给曲线的位置变动不大时，价格水平的高低是总需求决定的。在样本区间内，M1 和P_{t-1}均呈下降趋势，用 M1 可以代表总需求做逻辑关系分析应该是没有问题的。

在我们考察的 1922~1937 年时段内，从数据观察，日本宏观经济运行的基本特征是经济增长与伴随着批发价格走低。1929~1933 年的总供求关系在整个时段内并无质的特别之处，从量上看，不过是价格下降幅度更大和经济增长率更低。我们从供给和需求两个方面分别对此做初步的讨论：

第一，1929 年末，席卷欧美的大萧条爆发，当时全世界物价大跌。次年 1 月，日元恢复金本位制日元绑定黄金就无法随行就市地调整汇率，日本出口受到了巨大的负面影响。日本的实际出口指数从 1929 年的 150.9 下降到 1930 年的 114.7，1931 年又微跌至 114.5。出口收入下降造成了进口负增长，实际进口指数从 1929 年的 134.9 下降到 1930 年的 104.8，次年微涨到 106.8。根据前面勾勒的日本宏观经济运行逻辑，直接的影响就是固定资本形成从 1929 年的 2504 百万日元下降到了 1930 年的 2430 百万日元，次年又下降到了 2197 百万日元。这样一来，日本的总供给曲线向右移动的幅度就急剧减小了。在总需求不变的条件下，总供给一端可以提供的产出能力变小，经济增长率下降。1931 年“9·18”事变之后，日本占领了中国东北全境，出口到

中国东北的商品激增，加之这一年日本脱离了金本位制，日元贬值对出口有利，于是，指数上升到 173.2，超过了 1929 年的水平。这样一来，进口有了资金来源，指数也猛增到 153.8。1932 年，日本在进口资本品的保证下，固定资本形成额增长到了 2302 百万日元，1933 年达到了 2565 百万日元，超过了 1929 年。

第二，纽约股市在 1929 年 10 月大崩盘时，日本恰好推出新的金融政策。1929 年 7 月，民主党执政，由滨口雄幸出任首相。在日本价格冲高回落的过程中，他决定推行两个政策：一个是平抑第一次世界大战后期以来的高物价，目的是刺激出口，方式是紧缩货币供应量和削减政府开支，这无疑是压迫总需求曲线向下移动的政策。另一个是恢复固定汇率制，目的是消除出口和对外投资的汇率风险。日本和欧美列强都是在第一次世界大战期间脱离金本位制的，所以，恢复固定汇率就是回到金本位制的轨道上去。滨口雄幸首相先做的是财政紧缩政策。到 1929 年下半年，该项政策进行顺利，批发价格下跌了 6%。1930 年 1 月，日元恢复金本位制，这成了大祸临头的标志，本位币外流，货币供给下降。1931 年，为防止黄金外流，商业票据贴现率、政府债券担保贷款利率、定期存款利率和优惠贷款利率均有不同程度的提高（数据见表 5）。但是，提高利率也无济于事，货币量萎缩，总需求曲线再度下移。无奈之余，日本只好又于 1931 年宣布脱离金本位制，M1 从 1932 年开始增长。但是，日本的 M1 直到 1935 年才恢复到 1929 年的水平，所以，在总需求低迷状态下，价格一直是下跌的。由于 1932 年之后总供给曲线右移的幅度逐渐增大，因此，日本经济仍保持着低速和低价的状态。

在世界经济大萧条期间，日本政府的财政支出实现了如滨口雄幸内阁所希望的紧缩。从表 4 所列日本的财政收支数据来看，日本的财政支从 1929 年的 4117 百万日元下降到了 1931 年的 3509 百万日元。但这种紧缩的财政政策是有原因的，因为 1930~1931 年的财政收入较前有一定幅度的下降。从财政收支率角度来看， 1930 年达到了 94%，是考察时段内收支率最高的一年。但无论如何日本在世界经济大萧条期间也没有动用赤字财政政策，这和美国胡佛总统和罗斯福总统的财政政策有实质性区别。因此，有文献认为，大藏大臣高桥是清在凯恩斯的《通论》出版之前就实行了凯恩斯式的经济政策，[①]数据说明，经验是不支持这一结论的。

表 4　　日本的财政和货币数据　　单位：百万日元

年份	财政支出（a）	财政收入（b）	财政收支率（a/b）	M1
1922	3473	4737	0.73	3148
1923	3665	4771	0.77	3325
1924	4020	5159	0.78	3199
1925	3683	4499	0.82	3201
1926	3509	4276	0.82	3127
1927	3949	4542	0.87	3194
1928	3917	4471	0.88	3161
1929	4117	4557	0.90	2977
1930	4001	4261	0.94	2636
1931	3509	3804	0.92	2418
1932	4279	4689	0.91	2577
1933	5080	5482	0.93	2778
1934	5710	6238	0.92	2953
1935	5817	6334	0.92	2980
1936	8432	9046	0.93	3247
1937	9196	10865	0.85	4055

资料来源：米切尔：《帕尔格雷夫世界历史统计》，经济科学出版社 2002 年版，亚洲、非洲和大洋洲卷，第 853、855、871~872、923~924、946、949 页。

注释：M1 由相关数据加总而得：M1=流通中的现金+商业银行活期存款。

[①]安德鲁·戈登：《日本的起起落落——从德川幕府到现代》，广西师范大学出版社 2008 年版，第 236~237 页

表 5　　日本的利率　　%

年份	商业票据贴现率	政府债券担保贷款利率	活期存款利率	定期存款利率	普通存款利率	贷款利率	优惠利率
1928	5.48	5.84	3.29	5.00	4.80	9.89	9.16
1929	5.48	5.84	2.92	4.50	4.80	9.60	8.50
1930	5.11	5.48	2.92	4.50	4.20	9.71	8.76
1931	6.57	6.94	2.92	4.70	4.20	9.42	8.91
1932	4.38	4.75	2.56	4.20	3.00	9.31	8.61
1933	3.65	4.02	2.19	3.70	3.00	8.80	8.03

资料来源：日本统计协会：《新版日本长期统计总览》（光盘），（日）总务省统计局 2006 年，表 11-7。

三、结论

1.在两次世界大战之间，日本的宏观经济运行基本规律是：出口和活期存款决定进口，进口和投资惯性决定固定资本形成，固定资本形成决定总供给曲线右移的幅度；货币存量和货币流通速度决定总需求，总需求和总供给的焦点决定均衡产出和均衡价格。这一逻辑带有显著的供给约束型经济特征，用日本 1922~1937 年数据所做的实证研究结果充分支持这一逻辑判断。

2.世界经济大萧条期间，日本没有发生经济衰退，只是经济增长幅度变小，价格降幅更大而已。

（1）经济增长幅度变小的原因在于世界经济危机背景下外需不足导致的国内有效供给不足：1930~1931 年日本出口下降，活期存款受恢复金本位制影响而萎缩，两个因素导致了进口大幅下降。于是，经济传递机制接下来产生的效应就是固定资本形成下降，总供给曲线右移的幅度变小。

（2）价格下降幅度变大的原因在于日本在错误的时机实行了错误的恢复金本位制政策：日本在欧美大萧条的局面下回复金本位制，除了对资本形成产生了负面影响之外，还造成了本位币外流，货币供给下降。政府提高利率意在阻止黄金外流，非但不成功，而且还造成了贷款下降，进一步压迫货币供给量下降。连年的价格下跌使社会公众形成了进一步下跌的心理预期，在恢复金本位制政策的冲击下，货币流通速度急剧下降。于是，货币流量显著下降，总需求曲线下移幅度加大，与总供给曲线相交后的均衡价格下降幅度必然加大。

3.昭和恐慌期间，日本的财政支出不仅没有增加，受财政收入下降的影响反而减少，高桥财政和罗斯福新政不可同题并论，一些文献奉高桥是清为日本的凯恩斯不仅逻辑不通顺，而且证据不足。

4.1931 年日本占领了中国东北，获得了一个重要的出口市场；重新放弃了金本位制，使得汇率有了充分的弹性。于是，出口大幅上扬，进口大幅增长，资本形成额冲高，总供给曲线右移幅度加大。但由于昭和恐慌期间银行倒闭和大量不良债务需要恢复和处理，货币量增长缓慢，总需求直至 1936 年也未能恢复到 1929 年的水平。于是，经济增长和价格下降并行。

参考文献：

1.Yeh, K.C., 1977, “ China’s National Income,1931-1936”, in “ Modern Chinese Economic History”, The Instittute of Economics Academia Sinica, p.127.

2. Masataka Matsuura , Richard J Smethurst, *Politics and the Economy in Pre‐War Japa*n, LSE STICERD Research Paper No. 381(2000)(http://sticerd.lse.ac.uk/dps/js/js381.pdf)

3.刘巍：《大萧条前后日本的进出口结构与总供求态势》，《国际经贸探索》2011 年第 4 期。

4.刘巍：《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。

5.刘巍、陈昭：《近代中国 50 年 GDP 的估算与经济增长研究》，经济科学出版社 2012 年，第 198 页。

6.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.

7.吕万和：《高桥新政与罗斯福新政》，《日本学刊》1993 年第 2 期。
8.张乃丽：《从国外部门角度对战前日本总供求态势的研究——基于 M-L 条件和贸易条件学说的分析》，《国际经贸探索》2012 第 7 期。
9.张乃丽：《战前日本的经济成长路径研究——跳出贫困陷阱的另类模式初探》，《广东外语外贸大学学报》2011 年第 2 期。
10. 中村隆英、尾高煌之助：《日本经济史 6：双重结构》，三联书店 1997 年，第 12 页、第 14 页。

Foreign Demand Shortage and Deficiency of Domestic supply
——The Research on Japan's Macroeconomic Operation from 1929 to1933

Abstract: The basic rule of Japan's macroeconomic operation between the two world wars is: the export decide the import and the import decide the fixed capital formation which then determine the right shift amplitude of the aggregate supply curve；the money flow decide the aggregate demand, the intersection of aggregate demand and aggregate supply define the equilibrium output and equilibrium price. During the Japan Showa panic period, Japan did not fall in economic recession but just have decreasing rate of economic growth and greatly reduction of price. Under the background of world crisis, the foreign demand shortage bring about the deficiency of domestic supply, which made the economic growth rate became smaller, the reason of substantial drop in price is that Japan choose the wrong time to recover the gold standard system. During the Japan Showa panic period, Japan's financial expenditure did not increase instead of decreasing due to it's fiscal revenue decline. Japan Takahashi Finance and Roosevelt Finance, he two cannot be mentioned in the same breath.

Key words: Japan Showa panic; economic growth; drop in price; overseas market demand shortage; deficiency of domestic supply

作者简介：
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、山东大学经济学院教授、博士生导师，日本大学经济学博士，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

文化差异与移民：中国历史上文化因素对移民长期影响的考察（960-1982）

李　楠

（上海财经大学　经济史学系，上海　200433）

内容提要：文化作为影响移民活动的重要决定因素已不是一个新的视角，然而对两者关系进行定量分析并揭示其因果关系目前依然缺乏。本文将通过中国历史上的移民数据，采用新的文化差异度量指标，考察地区间文化差异对移民数量的影响。研究发现：采用基因距离度量的地区间文化差异对移民行为具有较强的负向影响，即移民数量随着地区间文化差异的缩小而增加。并且这一结果具有一定稳定性，即使在控制其他社会、经济、地理因素以及采用地区间战争频率差异作为工具变量进行两阶段回归后估计结果依然稳定显著。本研究不仅为理解文化差异与移民之间关系提供了扎实的实证证据，同时对理解中国自十世纪以来移民特征及其决定因素有所帮助。

关键词：文化扩散、文化差异、移民、中国

一、引　言

大规模的人口迁移作为影响人类社会发展的重大现象已被社会科学家关注了很久。[①] 特别是近代工业革命以来，随着工业化和贸易的发展，大规模的移民运动不仅改变了劳动力和财富的地理分布，也促进了许多新兴大国的出现和多民族国家的形成。然而在现有有关移民决定因素的讨论中，多数学者（如 Carrington et al, 1996; Hatton and Williamson, 1994; Lewis,1954; Sjaastad, 1962; Todaro,1969 等）将经济因素作为解释移民的主要原因忽略了对他非经济因素的关注，而在这些被忽略的因素里文化便是其中之一。

文化作为影响移民行为的决定因素已不是一个新的话题，但无论在理论还是在实证研究方面，对两者关系的讨论依然相当脆弱（Epstein and Gang, 2010）。[②]这一方面固然有文化定义广泛、抽象且难以量化的原因（Guiso et al,2006）；另一方面则是缺乏可以反映文化变迁的长期数据（Grosjean, 2011; Roland, 2004）。因此，本文将采用遗传生物学的工具作为地区间文化差异的指标，并结合中国历史上的长期移民数据来揭示文化差异与大规模人口迁移之间的因果关系。最终希望本研究可以丰富现有文献，同时克服现有研究的局限为揭示文化差异对移民影响提供扎实的实证证据。

选择中国作为研究对象的理由是：首先，中国幅员辽阔，地理环境复杂，地域文化的多元性为考察地区间文化差异对移民的影响提供了机会。其次，中国历史的连续性、长期性和稳定

① 正如Zimmermann and Bauer (2002）所说，人类历史就是一部移民史，移民对经济社会发展具有重要的影响。故在过去的二十年里，有关移民的研究不断涌现，其中具有代表性的如Hatton and Williamson (1994)、Lewis (1954)、O'Rourke and Williamson (1999)、Ranis and Fei (1961)、Sjaastad (1962)、Todaro (1969)等。

② Epstein and Gang (2010)在名为 "Migration and Culture"的文章中强调了文化对移民行为的重要性，但同时也指出在现有移民的研究中，文化同移民之间的关系依然是一个"黑箱"（black box），缺乏讨论。

性可以对文化变迁过程更好的考察。再次，尽管中国历史上的移民活动多数是在省际之间进行，但无论从移民规模还是空间距离，这些移民活动都远远超过历史上欧洲和美洲的移民活动。中国历史上的大规模人口迁移不仅具有代表性，而且是移民研究中不能忽略的问题。[①]最后，对中国移民的研究对理解整个中国社会经济发展起到了非常重要的作用（葛剑雄等，1992）。中国历史上的移民活动不仅导致了人口重心和财富分布在空间上从北（黄河流域）向南（长江流域）的转换；而且随着移民活动（特别是边疆移民），使中国的疆土得以开拓，最终导致了一个东方大国的产生。因此，对中国历史移民的分析，不仅可以揭示文化差异同移民的关系，也可以帮助我们进一步理解不同时期的移民特征。

文化差异对移民行为的作用主要体现在文化差异所产生的经济外部性对迁移预期的影响。一方面地区间文化差异可能造成移民的障碍。特别是迁出地同迁入地之间由于宗教矛盾与价值观差异可能阻碍两地间的人口流动，比如以色列与阿拉伯国家或者冷战时期西方世界同前东欧国家间的移民等（Dustmann and Preston, 2001; Dustmann and Preston, 2004; Dustmann et al., 2004 等）。而另一方面地区间文化趋同又会促进两地间人口的流动。这主要是因为相似的地域文化可以帮助迁移者降低由于语言、信息不对称等所造成的交易成本和迁移风险，从而增加迁移福利的预期(Akerlof , 1997; Stark, 1991; Taylor, 1986)。例如，Chiswick and Mill（1995）研究发现在迁入地有相似宗教、语言的移民在劳动力、房屋租赁等市场上获得较多的收益，更容易找到工作和住房。

尽管在理论方面有关于文化差异与移民关系的讨论，但是在实证方面却较少足够的实证证据加以证明，特别是可以揭示文化差异与移民之间的因果关系。故本文将采用 Carrington 等（1996）、Epstein and Gang (2010)等学者的理论框架，结合中国的历史移民经验来讨论文化差异对移民的影响。本文的假说认为：随着历史上文化在地域间不断扩散，地区间的文化差异被改变；而作为结果，当受到促使人口流动的外力（主要是北方游牧民族入侵）作用时，地区间文化差异对地区间移民呈现较为显著的负向影响，即人口将会流向具有相似文化的地区，地区间较小的文化差异将会导致较大规模的移民。

为检验该假说，中国科学院遗传与发育生物研究所根据不同时期中国人姓氏分布构造的古代移民率和地区间基因距离，分别用来衡量了中国古代地区间的移民程度和文化差异，并且通过移民双边模型来识别地区间文化差异对人口迁移的影响。估计结果表明：利用基因距离度量的文化差异同地区间移民率有显著的负向关系，即随着文化差异的缩小促进了人口迁移的增加。并且这一结果在控制地区间发展水平、地理因素等差异以及两阶段回归后依然稳定，而且与其他稳定性检验结果相一致。

本研究的实证结果不仅揭示了文化差异同移民之间关系，同时也对认识中国历史上长期移民特征有所帮助。首先，从移民的方向来看，在一千年的大规模人口迁移过程中，人口的主要流动方向是从北到南方，但是随着统一帝国的出现（特别是明代之后）边疆移民成为移民的主要内容。其次，在移民规模方面，中国历史上分裂割据时期的移民规模要大于统一时期的移民规模。这些发现进一步支持了历史学家（如葛剑雄等，1992；曹树基，1997a, 1997b；吴松弟，1997）对中国历史上移民特征的论断，并为其提供了实证证据。

本研究的价值体现在以下几方面：首先，与以往只关注经济因素或较少采用实证方法的研究不同，这里不仅关注非经济因素的文化对移民的影响，同时提供了检验两者因果关系的实证证据。其次，本研究为理解中国历史上如何实现财富和人口重心从北向南转移以及为何中国可以成为一个幅员辽阔的国家提供了一个机会。最后，在实证研究方面，本文不仅提供了一个新的文化差异度量指标，同时这一尝试也为讨论历史上文化差异与经济发展之间关系的相关研究提供了可行的实证工具。

本文结构安排如下：在文章的第二部分，主要对历史背景及中国历史上文化扩散现象进行简要介绍，并且结合这些背景给出基本假说；在第三部分，主要对实证模型、变量设定及数据

① 例如，仅在明朝初期的移民活动中，规模就超过了一千万人（参见，曹树基，1997）；而在十九世纪中叶到二十世纪初的满洲移民，规模更大，超过了欧洲爱尔兰大移民和美国“西进运动”（参见，Gottschange, 1987; Gottschang and Lary, 2000）。

来源、实证策略等进行介绍；在第四部分，相应的估计结果及稳定性检验将被给出并讨论；最后是本文的总结。

二、历史背景：中国历史上的移民与文化扩散

（一）“流动”的国家：中国历史上的移民

大规模的人口流动在中国历史发展过程中扮演着十分重要的角色，甚至可以说中国的历史就是一部移民史（范玉春，2005；葛剑雄等，1992）。尽管在先秦时期（公元前 220 年前），中国土地上就有了最早的移民活动[①]，但在中国历史上影响最重要的几次大规模人口迁移事件都发生在公元四世纪以后。[②]主要原因主要体现在：首先是人口压力迫使人口迁移的结果。随着北方经济中心地位的加强和政治中心的确立，北方中原地区成为经济政治中心，人口密度超过其他地区。据汉代人口记录，在全国近 3000 万人口中，约五分之四的人口生活在秦岭淮河以北的地区，仅五分之一人口居住在南方地区（邹逸麟，2007）。即使到隋唐时期，北方人口的优势依然十分突出，北方地区人口约占全国总人口的 75%左右（冻国栋，2000）。人口密度的增加在古代社会以农业为中心的经济模式作用下，人口压力必然迫使北方农民外迁寻找更多生存机会。其次是持续不断的战争和社会动荡的结果。在中国历史上，汉代以前汉族农耕文明同草原文明虽然有冲突，但是大致双方可以达到平衡状态，但是在接下来的一千年里（从公元四世纪到十四世纪），中原王朝实力衰弱，双方进行了旷日持久的战争。而战争的主要发生地点在北方人口密集的地区。为躲避战祸，大量北方农民逃离家园选择南方定居，如江西、福建等。截止到十四世纪，仅 20%的人口生活在中国北方，而其余将近 80%人口生活在南方，这与秦汉乃至隋唐时期的人口分布形成了鲜明的对比（范玉春，2005；葛剑雄等，1993）。又如，由于元末明初，大部分战争发生在中国的北方和西南地区，这些地区人口迅速下降。在南宋嘉定十六年（1223 年），四川全境约有 259 万户，而到元末则不足 10 万户，下降了 96.1%（吴淞弟，1997）。

（二）移民中的文化扩散

人口的流动及交往的结果必然是地区间文化交流与融合出现，文化扩散现象产生。文化扩散一直被用来描述文化在地区或人群之间传播的现象，比如宗教、技术、语言的扩散等（Kroeber, 1940）。然而对历史上文化扩散现象本身是难以观察的，因为文化本身难以识别的原因。因此这里只能按照某些历史学家和生物学家（如葛剑雄等，1992；Cavalli-Sforza and Feldman, 1981 等）的建议，选择一些具有代表性的文化元素（如方言、宗教、价值观等）来观察地区间的文化交流。

例如，作为中国最基本文化特征的儒教，虽然起源于山东、河南一带并在秦汉以后进一步在北方地区发展，但是在宋代“靖康之难”以后，随着北方文人涌入南方，儒教的中心也从北方迁移到了南方，并在这里获得了新的发展，促进了新儒学的产生。在明代，这一变化更加突出，近 76%的新儒家思想家来自东南四省（包括福建、江苏、江西、浙江），其余约 16%的思想家从北方四省（包括河北、河南、山东、山西）产生（谭其骧，1994；邹逸麟，2007）。可见，战争和社会动荡引起了文化的流动，从而改变了文化在地理空间的分布，地区间的文化差异也被改变。由于方言也是重要的文化元素，因此语言学家通常通过地区间语言距离来展现文化差异的变化。在晋代以前，中国的汉语言边界以秦岭、淮河为主要分界线，但这一界线在经历了晋代“八王之乱”、唐代“安史之乱”、宋代“靖康之难”三次大规模移民后迁移到了长江中下游地区（邓晓华，王士元，2009）。以上这些均反映出在传统社会中，文化扩散对地区间文化差异的影响。

（三）文化扩散与移民的假说

地区间文化的交流必然改变地区间的文化差异，而这种新形成的文化差异又将对下一期的移民活动产生影响。例如，在明末清初四川饱受战争蹂躏，人口大幅度削减，因此四川成为江西、湖南、湖北移民的主要迁入地。明末清初连续的大规模人口迁移使四川与这些地区的生活

① 较有影响如殷商从商汤到盘庚时期一系列的迁都活动等。

② 这些大规模人口迁移主要包括西晋“八王之乱”、唐代“安史之乱”、宋代“靖康之难”的大规模人口流动，同时也包括明代洪武大移民以及近代东北大移民等。

习惯、语言、宗教信仰等非常接近。而相似的文化为这些地区在清代中期继续向四川移民提供了的可能。

根据中国的历史的经验，本文力图揭示受文化扩散影响的地域间文化差异对移民行为的影响。本文的基本假说是：在移民的过程中文化因素对移民的决定扮演了重要的角色，文化的外部性对移民决定具有很强的负向影响，在其他条件不变的情况下，两地区间较近的文化差异将导致更多的移民。

三、模型设定及实证策略

（一）双边模型的设定

为考察文化差异对移民的影响，移民重力模型将作为实证模型的基本框架。然而在传统的移民重力模型中未考虑文化差异对移民的影响，因此新修正的移民重力模型设定为：

$$\ln mig_{ij} = \alpha \ln cult_{ij} + \beta X_{ij} + \varepsilon_{ij} \ldots\ldots（1）$$

这里 $\ln mig_{ij}$ 为从地区 i 到地区 j 的移民数量的对数值； $\ln cult_{ij}$ 为两个地区之间的文化差异；x 为一组与移民行为相关的控制变量，包括地区间的人口规模、经济发展水平的差异以及地理距离等。$\alpha, \beta, \varepsilon$ 为估计系数和随机扰动项。这里关心的是系数 α 的变化，该系数直接体现文化差异对移民的影响。根据假说该系数的符号预期为负，即 $\frac{\partial \ln mig_{ij}}{\partial \ln cult_{ij}} < 0$ 。

（二）变量及数据来源

为检验本文的假说，我们根据中国历史上的移民和社会经济信息构造了唯一一套跨时约一千年（从十到二十世纪，约 1000 年）的省际面板数据。选择这一时期作为主要观察时段的原因主要是：首先，中国历史上大规模的移民都发生在这一时期里，例如宋代“靖康之难”后的移民、明清时期的边疆移民等；其次，该时期也是中国历史上文化扩散最活跃的时期；最后则是在这一千年里中国经历了一个由分裂到统一的交替过程，这为讨论中国历史上的移民特征提供了较好的机会。

1、被解释变量

由于古代社会在人口流动方面的统计制度不完善和数据缺乏，地区间移民数量的直接数据不能获得。因此，通过历史文献中保存的大量姓氏资料构建的移民率来近似度量不同地区间的移民差异。[①] 这里使用的移民率数据来自于中国科学院遗传和发育生物研究所。该所科学家根据中国历史文献所记录的姓氏信息和现代人口普查资料分别构建了从宋代到明代和从明代到 1982 年地区间移民率。[②]

2、解释变量

由于文化非常难以度量，所以社会科学家经常通过不同的变量作为文化的代理变量。如多数经济学家和历史学家往往采用滞后一期的移民存量、方言以及宗教作为文化的度量。[③]虽然这

① 最早强调用姓氏来研究移民的是 Charles R. Darwin 的儿子 George Darwin。他于 1857 年第一次强调姓氏可以作为一种基因符号可以被用来考察近亲结婚以及地区之间移民等问题(Darwin, 1875)。因此，自从十九世纪中叶以来，姓氏群体遗传学称为生物学的一个重要的分支，并且大量生物学家从事通过姓氏来研究近亲婚姻和移民问题。

② 上世纪末，中科院遗传与发育生物研究所沿袭 Bodmer 和 Cavalli-Sforza (1968) 以及 Wijsman et al. (1984) 的方法，通过宋代到现今（1982）的人物传记和人口普查资料计算出从宋代至1982年的地区之间的迁移率 (袁义达，张诚，2002)。

③ 例如 Hatton and Williamson (1994) 利用滞后一期的移民存量作为文化因素的度量指标，而其他经济学家(参见, Barro and McCleary, 2003, 2006; Falck et al., 2010; Guiso et al., 2003, 2006 and 2009; McCleary and Barro, 2006; Tabellini, 2007, 2010)采用宗教、方言及价值观和信仰作为文化的度量指标。

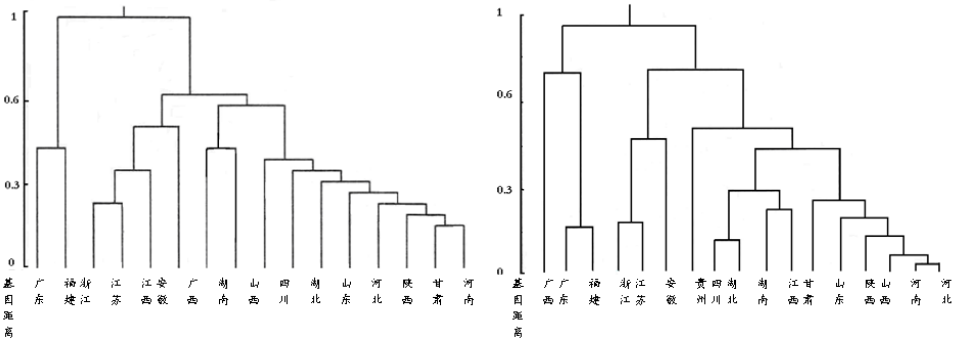
些指标可以捕捉部分文化特征，但是这些指标依然存在一定的局限，例如不能对历史上长期文化变迁过程进行有效度量。

最近一部分经济学家开始注意基因距离在理解文化差异与经济发展之间关系的重要性（如 Ashraf and Galor, 2012; Giuliano 等，2006; Spolaore and Wacziarg, 2009 等）。因此，本文将采用基因距离作为地区间文化差异的度量。但与其他研究不同的是，本研究将根据遗传学的一个分支即姓氏群体遗传学的相关理论，通过姓氏在不同历史时期的地域分布差异构建姓氏基因距离用来度量地区间的文化差异。

姓氏群体遗传学主要是认为姓氏与 Y 染色体遗传方式一致，特别是在父姓社会中，一个群体或地区的不同姓氏的分布就相当于同一基因座上等位基因的分布。因此比较不同群体之间姓氏的分布可以知道不同群体之间的基因距离。本研究所采用的基因距离也来自中科院遗传与发育生物研究所。该所的生物学家利用保存在《宋人传记资料索引》和《明人传记资料索引》两个文献，通过计算不同时期不同省份之间同姓率的概率分布，分别得到了宋代和明代各省之间的基因距离。①

图 1 描述了宋代和明代地区间的基因距离。在宋代（见图 1.A)，河南与甘肃之间具有最短的基因距离（=0.06），而山西同福建具有最长的基因距离（=0.93）。但是到了明代（见图 1.B), 河北和河南具有最近的基因距离（=0.01)，而广西和陕西具有最远的基因距离。这种基因距离的改变不是外生的，正是长时期文化流动和扩散的结果（范玉春，2005）。

图 1：宋代和明代各省之间的基因距离



A. 宋代各省际之间的基因距离　　B. 明代各省际之间的基因距离

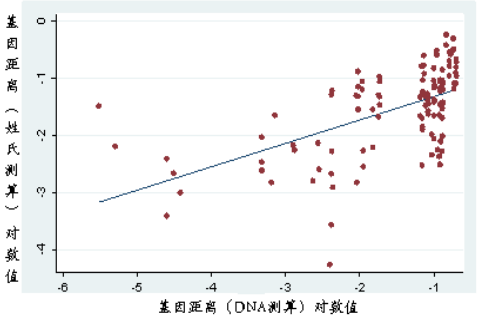
资料来源：袁义达等（1999）“宋朝中国人的姓氏分布与群体结构分布”,《遗传学报》，26（3）：187-197；袁义达等（2000）“中国人群体遗传 II：姓氏传递的稳定性与地域人群的亲缘关系”,《遗传学报》，27（7）：565-572。

尽管许多实证研究表明根据 Y 染色体（姓氏）构建的基因距离同文化差异具有较强的相关性（Battaglia et al.,2009；Sokal, 1988；Sokal,1990；Wen, et al. 2004 等），但是这里仍然要提供相应的证据证明姓氏基因距离是文化差异的有效代理变量。首先，采用姓氏基因距离同 DNA 基因距离进行相关性分析，以证明利用姓氏基因距离的有效性；然后，再利用作为重要文化标志的方言构建的语言距离同利用姓氏基因距离进行相关分析，用来证明姓氏基因距离可以作为文化差异的有效代理变量。②图 2.A 和 2.B 展示了基本分析结果，从中可以看到他们之间均表现出显著的正向相关关系。这些证据进一步证明通过姓氏基因距离可以作为文化差异的有效度量。

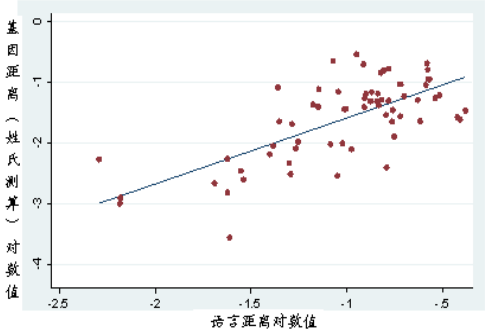
图 2：基因距离（根据姓氏和 DNA 测算）与方言距离的相关分析

① 有关宋、明时期各省份之间基因距离的计算参见袁义达等（1999）、袁义达等（2000）。

② 这里采用的姓氏和DNA测算的基因距离数据主要来自Du等（1991）；而语言距离数据则来源于陆致极（1992）中的（第四章）表 4和6。



A.采用 DNA 测算的基因距离与方言距离的相关分析关系



B. 采用姓氏测算基因距离与方言距离的相关关系

资料来源：A.有关采用 1982 年 DNA 和姓氏测算的基因距离数据主要来自 Du, et al. （1991）.“Chinese Surnames and the Genetic Differences between North and South China.” Department of Genetics, Stanford University, School of Medicine 94305, Paper number 0027; B.方言距离数据主要来自于陆致极（1992）《汉语方言数量研究探索》，北京：语文出版社。

3、控制变量

除文化差异外，其他因素也可能影响移民行为，需要对这些因素进行控制。首先，人口压力是导致移民的重要因素，因此地区间的人口密度差异被作为控制变量放入模型中。这里人口和地区面积数据分别来自曹树基、谭其骧和吴松弟等历史人口地理学家的相关研究。[①]根据这些人口和地区面积数据最终计算出不同省份在不同时期的人口密度。其次，除人口密度外，战争和自然灾害也是经常被历史学家经常考虑的移民决定因素。故地区间的战争和自然灾害发生频率差异也作为控制变量。有关战争和自然灾害的数据分别来自《中国历代战争年表》(傅仲侠等，2003)和《中国古代重大自然灾害和异常年表总计》（宋正海，1992）。此外，由于文化变迁是一个缓慢的过程，而采用基因距离度量的文化差异可能相对于整个中国历史而言，仅仅是一个短时期的影响。因此为了考虑长时期文化差异对移民的影响，另外一个文化变量也被采用，即该地区是否具有文化遗址（如果有=1）作为控制变量加入模型中。文化遗址分布信息主要来自于《中国历史地图集》(Cheng and Hsu, 1980)。[②]最后，地理因素也被作为控制变量，特别是地区间地理距离在一个标准的移民重力模型中是非常重要。因此，本研究主要控制三个地理因素：第一个是移民方向虚拟变量，主要是移出地是否是北方地区（是=1)；其次是迁入地是否是边疆地区（是=1)；最后两个地区之间的欧几里德地理距离（Euclidian distance）被控制，地区之间的地理距离数据来自谭其骧主编的《中国历史地图集》。前两个虚拟变量主要考察中国历史上移民的主要特征，而空间地理距离则主要考察地区之间移民的相对成本。参与回归的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	样本容量	均值	标准差	最小值	最大值
地区之间移民率 (x 10^{-4})	480	160.4	518.2	0	1692
地区之间基因距离(采用姓氏测算) (x 10^{-4})	480	2865.9	1716.4	142	9314
该地区是否有文化遗址？（有=1）	480	0.758	0.429	0	1
移民目的地是否为边疆？（是=1）	480	0.717	0.451	0	1
移民移出地是否为北方？（是=1）	480	0.594	0.492	0	1
是否为统一时期？（是=1）	480	0.5	0.501	0	1

① 宋代的人口数据主要来自吴松弟（2000）；明清时期的人口数据则来自曹树基（2000a, 2000b）；采用的地理数据则出自谭其骧(1982)。

② 在本研究中，文化遗址仅仅包括新石器时代之前的文化遗址。

人口密度差异的对数值	312	1.134	0.841	0.026	3.947
战争频率差异的对数值	422	0.549	0413	0	2.028
自然灾害（水、旱灾）发生频率的对数值	480	1.027	0.703	0	2.779
地区间地理距离 (单位：千米)	480	1508.9	682.9	252	3240

（三）实证策略

在估计结果报告前，可能影响估计结果的实证问题需要被讨论。特别是如何纠正由于缺失变量、联立关系以及度量误差所产生的内生性估计偏差。这里将从下三个方面来克服内生性估计偏差并建立文化差异与移民之间的因果关系识别。

首先，针对联立关系所产生影响动态移民重力模型被采用。由于当期的文化差异可能是当期的移民的结果，由此造成识别文化差异与移民之间因果关系的困扰。而若采用动态模型，那么当期的移民只能受上一期文化差异的影响，而不能去影响过去的文化差异，故新的动态重力模型设定为：

$$\ln mig_{ijt} = \alpha \ln cult_{ijt-1} + \beta X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \ldots\ldots（2）$$

这里 $\ln mig_{ijt}$ 表示在时间 t 从地区 i 到地区的 j 移民率的对数值；$\ln cult_{ijt-1}$ 是两地区之间滞后一期的文化差异的对数；X_{ijt} 为一组影响移民的社会、经济和地理变量作为控制变量；$\alpha, \beta, \varepsilon$ 为估计系数和随机扰动项。

其次，为剔除缺失变量对估计结果产生的偏差，工具变量法被采用。一个有效的工具变量应该同内生变量具有很强的相关关系，但是同被解释变量没有直接的影响。对于本研究而言，有效的工具变量应该对文化差异具有较强的相关关系，但是同移民率没有直接的影响。因此，地区间滞后两期的战争频率差异被用作工具变量识别由缺失变量所产生的估计偏差。其识别逻辑是：在上千年的社会发展过程中，相对于当期移民活动滞后两期（在本研究中滞后一期即滞后 600 年）的地区间战争频率差异对当前的移民率没有直接影响，但是却对滞后一期的文化差异产生影响。[①]如果这个假说成立，那么滞后两期的地区间的战争频率差异将外生于当期的移民率。两阶段回归方程设定如下：

$$\ln mig_{ijt} = \alpha \ln \hat{cult}_{ijt-1} + \beta X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \ldots\ldots（3）$$

$$\ln cult_{ijt-1} = \gamma \ln warfreq_{ijt-2} + \varphi X_{ijt} + \sigma_{ijt-1} \ldots\ldots（4）$$

这里方程（3）同方程（2）基本相同，所不同的是作为核心被解释变量的 $\ln cult_{ijt-1}$ 是通过第一阶段回归方程（4）获得的估计值。而在第一阶段方程（4）中，$\ln cult_{ijt-1}$ 是两地区之间 $t-1$ 期的文化差异的对数即所需处理的内生变量；而 $\ln warfreq_{ijt-2}$ 为相对于 $t-1$ 期文化差异滞后一期的地区间战争频率差异，是识别文化差异内生变量的工具变量。

最后，两方面的度量误差对估计结果的影响也被考虑。一方面度量误差是来自解释变量。尽管姓氏基因距离是一个衡量历史上地区间文化差异的有效变量，但是同其他指标一样不能完全反应文化特征。因此另外两个同用姓氏基因距离具有高度相关性的变量被用来度量文化差异，即根据 DNA 计算的基因距离和语言距离。另外，由于缺乏历史移民数据，尽管本文使用移民率作为移民程度的度量，但是被解释变量依然可能存在一定的度量误差。因此，这里不仅采用全样本进行考察，同时也采用小样本进行估计一致性检验；与此同时，本文根据曹树基（1997a）整理的移民宗族和移民村庄的迁移信息重新构建两个数据库，利用地区间移民宗族和移民村庄

① 工具变量有效性考察以及第一阶段回归结果在表 A.1 (见附录)给出。在表 A.1 前两列中，工具变量对移民率没有直接的影响，但是在表 A.1 后两列（第一阶段回归）中，滞后两期的战争频率同滞后一期的文化差异（内生变量）具有显著的正向相关关系 。所有的回归结果表明在本研究中战争频率是一个有效的工具变量。

数量差异作为新的被解释变量，考察被解释变量的度量误差是否对估计结果产生影响。

四、实证结果

（一）OLS 估计结果

表 2 报告了根据回归方程（2）采用最小二乘法（OLS）的估计结果。[①]在第一列对移民率同地区间文化差异进行回归，在没有控制任何控制变量的情况下，回归结果显示用姓氏基因距离度量的文化差异对移民率有较强负向影响。回归系数表明基因距离的对数值每增加一个单位，移民率将会减少 0.22%。而在接下来的第二和第三列，给出了添加控制变量的估计结果。其中在第二列分别控制住地区间的战争和自然灾害频率、人口密度、地理因素等的差异以及时间虚拟变量（用来度量统一和分裂时期移民的差异（统一时期=1））等。此时，基因距离的估计系数依然为负且统计上显著（显著水平小于 1%）。而在第三列，两个地理因素虚拟变量被加入模型，即迁入地是否为边疆地区（是=1）和迁出地区是南方还是北方（是北方=1）。控制这些变量后，回归结果依然同前两列一致，估计系数无显著差异。

表 2: 文化差异对移民的影响：OLS 回归结果

被解释变量	地区间移民率的对数值				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
解释变量					
基因距离对数值	-0.220***	-0.338***	-0.436***	-0.357***	-0.658***
	(0.081)	(0.120)	(0.115)	(0.122)	(0.140)
控制变量					
人口密度差异的对数值		0.206***	0.210***	0.214***	0.138**
		(0.047)	(0.049)	(0.049)	(0.067)
战争频率差异的对数值		0.306*	0.377**	0.324*	0.840**
		(0.157)	(0.162)	(0.165)	(0.358)
自然灾害差异的对数值		-0.001	0.017	0.024	0.118
		(0.096)	(0.097)	(0.097)	(0.146)
移民目的地是否是边疆地区？（是=1）			0.033	0.008	0.418*
			(0.150)	(0.150)	(0.226)
移民出发地是否为北方地区？（是=1）			0.433***	0.487***	0.559***
			(0.142)	(0.147)	(0.204)
地理距离的对数值		-0.115	-0.083	-0.309	0.006
		(0.232)	(0.228)	(0.245)	(0.338)
是否为统一时期（是=1）		-0.732***	-0.728***	-0.729***	
		(0.151)	(0.148)	(0.148)	
是否有文化遗址（有=1）				0.349*	0.853***
				(0.187)	(0.262)
常数项	6.098***	7.500***	7.870***	7.340***	8.024***
	(0.630)	(0.860)	(0.823)	(0.876)	(1.005)
观测值	480	312	312	312	156
F-统计量	7.36	17.7	10.32	9.68	9.65
R-squared	0.013	0.177	0.202	0.210	0.288

① 由于本研究采用移民重力模型作为主要的实证框架，因此在模型估计中，带有多边聚类调整后的稳定性标准误差被给出（相关方法参见Cameron, Gelbach, and Miller, 2011）。

注释：1. 第一至第五列的被解释变量为通过姓氏计算的移民率；2. 第一到第五列解释变量为姓氏基因距离度量的文化差异；3. 第一到第四列给出了全样本的估计结果，即从宋代到 1982 年；4. 第五列 仅仅给出了小样本的估计结果，即仅包括从明代到 1982 年的样本；5. 根据 Cameron et al. (2011)的多边聚类方法调整的标准误差被给出。6. 括号内为稳定性标准误差。7. *** 显著水平为 1%; ** 显著水平为 5%; * 显著水平为 10%.

在表 2 的最后两列中，作为控制长期文化扩散影响的虚拟变量被加入模型中，即迁出地是否有新旧石器文化遗址（有=1）。同时，为了提供更加可靠的估计结果，使用全样本和小样本（仅包括明代以后的数据）的估计结果分别给出。此时表 2 中第四和五列回归系数依旧表明姓氏基因距离对移民率有显著的负向影响。同时发现文化虚拟变量对移民也有较强的影响，即具有文化遗址的地方，越容易移民。这一点恰恰支持了 Zimmerman 和 Bauer（2002）有关文明通过移民扩散的观点。

此外，从表 2 的回归结果也可以得到其他有效信息。首先，与传统有关移民决定因素认识一致的是地区间的人口密度和战争、自然灾害频率差异对移民有显著的影响，成为引起移民的主要动力。其次，根据时间虚拟变量系数结果显示，分裂时期更容易导致移民，其原因在于分裂时期战争不断，这样会更加促进农民背井离乡躲避战争的威胁。最后，比较小样本（仅用明代后期数据）和全样本的估计结果时，地理虚拟变量表明：总体上看，在中国历史上移民的主要方向是从北向南，但是明代之后，特别是随着大一统国家的形成，边疆移民成为主要的移民方向。所有这些特征均与历史学家的考察基本一致（曹树基，1997a, 1997b）。

（二）工具变量回归结果

表 2 的回归结果仅展示了文化差异与移民之间的相关关系而非因果关系的考察，而且这些结果还可能受到潜在缺失变量所引起的内生性估计偏差的威胁。因此，地区间滞后两期的战争频率差异作为滞后一期的地区间文化差异的工具变量用来识别文化差异同移民之间的因果关系。

带有工具变量的两阶段估计结果在表 3 给出。从表 3 第一列未加入任何控制变量的估计结果看，使用工具变量后，文化差异对移民影响的系数依然为负数并且统计显著，并且用姓氏基因距离度量的文化差异系数表明文化差异的对数值每增加一个单位，地区间的移民率将会减小 0.21%。而在第二和第三列控制住地区间人口密度、战争频率、自然灾害频率等差异以及地理因素后，该系数依然为负数且在统计上显著。未得到最终一致的估计结果，同表 2 识别策略一样，在表 3 最后两列分别检验了长期文化扩散对移民的影响以及分别用全样本和小样进行估计。估计结果均表明：在采用了带有工具变量的两阶段回归后，地区间基因距离依然同移民率呈现显著地负向相关关系，而且将表 3 同表 2 的回归系数进行对比发现，采用工具变量后基因距离的系数有所增加但估计系数无显著差异。这表明内生性估计偏差未对估计结果产生致命影响。所有证据都表明，地区间文化差异越小，移民数量越多，并且通过这一千年的数据分析，在中国历史上文化对移民具有持续的作用。

（三）稳定性检验

为进一步获得稳定的估计结果，这一部分对解释变量和被解释变量中存在的度量误差进行考察。为了消除解释变量中可能存在的度量误差，两个新的数据被用来替代姓氏基因距离作为文化差异新的代理变量。第一个是采用 DNA 计算的基因距离作为文化差异度量指标，数据来自 Du et al (1991)在上个世纪初的研究；另一个则是根据陆致极(1992)提供的中国地区间语言距离作为文化差异的度量。由于期望这些指标可以替换前面所采用明代的姓氏基因距离所测算的文化差异，因此在得到正式估计结果之前先将三个变量之间相关关系进行讨论，结果在附表 A.2 给出。附表 A.2 表明姓氏基因距离与 DNA 基因距离、语言距离之间存在较强的正向相关关系。因此，采用 DNA 基因距离和语言距离可以替代姓氏基因距离作为文化差异的代理变量。

表 3: 文化差异与移民率：工具变量回归结果

	地区间移民率的对数值				
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
解释变量					
基因距离对数值	-0.207*	-0.286*	-0.441***	-0.319*	-0.748***

	(0.114)	(0.170)	(0.168)	(0.184)	(0.166)
控制变量					
人口密度差异的对数值		0.206***	0.210***	0.213***	0.137**
		(0.047)	(0.049)	(0.049)	(0.067)
战争频率差异的对数值		0.298*	0.378**	0.315*	0.860**
		(0.157)	(0.163)	(0.167)	(0.360)
自然灾害差异的对数值		0.002	0.017	0.025	0.121
		(0.097)	(0.097)	(0.097)	(0.146)
移民目的地是否是边疆地区？（是=1）			0.033	0.009	0.414*
			(0.149)	(0.150)	(0.226)
移民出发地是否为北方地区？（是=1）			0.434***	0.480***	0.581***
			(0.143)	(0.147)	(0.205)
地理距离的对数值		-0.168	-0.078	-0.356	0.140
		(0.265)	(0.257)	(0.289)	(0.371)
是否为统一时期（是=1）		-0.726***	-0.728***	-0.725***	
		(0.151)	(0.149)	(0.148)	
是否有文化遗址（有=1）				0.370*	0.803***
				(0.196)	(0.270)
常数项	6.339***	7.181***	7.898***	7.106***	8.535***
	(0.909)	(1.136)	(1.109)	(1.231)	(1.144)
观测值	480	312	312	312	156
F-统计量	13.64	9.61	9.67	9.16	10.09
R-squared	0.076	0.177	0.202	0.209	0.286

注释：1. 第一列至第五列的被解释变量为通过姓氏计算的移民率；2. 第一到第五列解释变量为姓氏基因距离度量的文化差异；3. 第一到第四列给出了全样本的估计结果，即从宋代到 1982 年；4. 第五列 仅给出了小样本的估计结果，即仅仅包括从明代到 1982 年；5. 工具变量为之后两期的各地战争频率的差异； 6. 根据 Cameron et al. (2011)的多边聚类方法调整的标准误差被给出。6. 括号内为稳定性标准误差。7. *** 显著水平为 1%; ** 显著水平为 5%; * 显著水平为 10%.

表 4 提供了仅采用明代以后数据分析的稳定性检验结果。在表 4 前两列，分别报告了仅控制了地区间地理距离情况下，采用 DNA 基因距离和方言距离对地区间移民率的影响。估计系数进一步确认了文化差异与移民具有显著的负向相关关系。在接下来的第三和第四列控制了一系列社会、经济以及地理因素后，采用 DNA 基因距离与方言距离度量的文化差异系数依然与前两列估计结果相一致。在最后的两列带有工具变量的两阶段回归结果被给出，估计结果也皆与前面的估计结果相同。

表 4: 文化差异与移民：稳定性检验结果

被解释变量	地区间移民率的对数值（明代到 1982 年）					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
解释变量						
基因距离对数值 (DNA)	-0.163***		-0.170*		-0.430**	
	(0.094)		(0.078)		(0.206)	
语言距离对数值		-1.151*		-1.284**		-1.105*
		(0.581)		(0.594)		(0.694)
控制变量						
人口密度差异的对数值			0.137**	0.133*	0.131*	0.136**
			(0.062)	(0.081)	(0.072)	(0.059)
战争频率差异的对数值			0.727***	0.967*	0.779**	0.950**
			(0.197)	(0.499)	(0.351)	(0.330)
自然灾害差异的对数值			0.064	0.078	0.008	0.091
			(0.130)	(0.199)	(0.161)	(0.203)

移民目的地是否是边疆地区？			0.479**	0.670**	0.522**	0.662**
（是=1）			(0.209)	(0.303)	(0.243)	(0.294)
移民出发地是否为北方地区？			0.412*	0.630**	0.434**	0.606**
（是=1）			(0.292)	(0.257)	(0.216)	(0.242)
是否有文化遗址？			1.091***	0.883**	0.886***	0.901**
（有=1）			(0.272)	(0.346)	(0.311)	(0.297)
地理距离的对数值	0.174	-0.735**	-0.652**	-0.201	-0.153	-0.250
	(0.258)	(0.334)	(0.298)	(0.442)	(0.516)	(0.295)
常数项	4.298***	6.871***	4.386***	3.725***	4.581***	3.697***
	(0.393)	(0.688)	(0.514)	(0.693)	(0.542)	(0.711)
观测值	240	132	156	110	156	110
F-statistic	5.12	8.16	12.78	5.56	8.51	18.53
R-squared	0.013	0.559	0.217	0.257	0.190	0.257

注释：1. 第一至第六列的被解释变量为通过姓氏计算的从明代到 1982 年的移民率；2. 第一、第三和第五列解释变量为 DNA 基因距离度量的文化差异，而第二、第四和第六列解释变量为根据方言距离计算的文化差异；3. 第一、第四列给出了 OLS 估计结果，带有工具变量的 2SLS 估计结果在第五和第六列给出；4. 第五和第六列中的工具变量为滞后两期的各地战争频率的差异；5. 根据 Cameron et al. (2011)的多边聚类方法调整的标准误差被给出；6. 括号内为稳定性标准误差；7. *** 显著水平为 1%; ** 显著水平为 5%; * 显著水平为 10%.

此外，为了纠正被解释变量的误差，从地方志整理出来移民宗族和移民村落两个微观数据也被采用。这里分别采用两地之间移民村落数量差异以及移民族谱中的迁出地和迁入地信息同采用姓氏和 DNA 测算的文化差异进行相关分析。[①]结果在附图 A.1 和 A.2 给出。所有的回归结果表明文化差异与移民之间存在显著的负向相关系。因此，可知估计误差对先前估计结果没有影响。

五、结论

文化差异作为影响大规模移民的决定因素已经被给予了长期的关注。但由于文化本身难于识别和量化的原因，最终导致有关文化差异与移民之间关系的定量实证研究比较缺乏。因此，本研究使用唯一一套中国历史上的长时期人口迁移数据，通过构建移民重力模型并采用新的文化度量指标（即基因距离）检验文化差异对移民的因果影响。

研究发现在控制住一系列社会、经济、地理等因素后，采用基因距离度量的文化差异对移民有显著的负向影响，即文化差异越小，地区间的移民率越大。并且在通过工具变量法剔除了潜在内生性偏差对估计结果的影响后，该结果依然稳定。由此使我们相信文化差异是影响地区间移民的一个重要决定因素。

此外，本研究的发现不仅为识别文化对移民的影响提供了扎实的实证证据，同时也为理解中国历史上的大规模移民活动提供了一个量化的动态图景。实证结果揭示了中国历史移民的一下特征：首先，人口密度和战争对移民有显著的影响是移民的主要动力；其次，分裂时期与统一时期相比更容易导致大规模的移民活动；最后，就移民方向来看，总体上中国的移民方向是从北向南，但是在明代之后随着大一统国家的形成，边疆移民成为主要的移民方向。所有这些均为今天中国的地理疆域以及人口分布格局的形成奠定了基础。

参考文献：

Akerlof, G. A. 1997: “Social Distance and Social Decisions.” *Econometrica*, 65 (5): pp. 1005-27.

Ashraf, Quamrul, and Oded Galor,“The ‘Out of Africa’ Hypothesis, Human Genetic Diversity, and Comparative Economic Development.” *American Economic Review*, forthcoming.

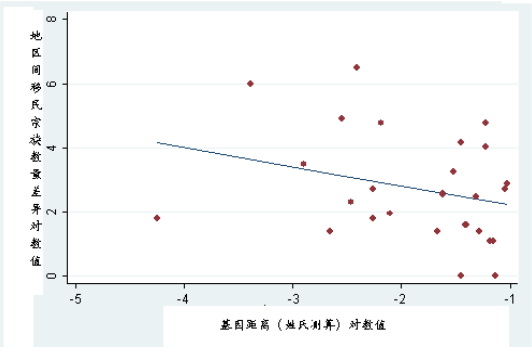
① 由于微观移民族谱和移民村落信息获得有限，总共获得了不足 30 个样本，因此不能进行有效的回归分析，只能进行叫粗略的相关关系检验。

Barro and McCleary, 2003: “Religion and Economic Growth.” *American Sociological Review*. Oct., 68: pp. 760-81.
Battaglia, V., Fornarino, S. et al., 2009: “Y-chromosomal Evidence of the Cultural Diffusion of Agriculture in Southeast Europe.” *European Journal of Human Genetics* 17: pp. 820-30.
Bodmer, W. F. and Cavalli-Sforza, L. L., 1968: “A Migration Matrix Model for the Study of Random Genetic Drift.” *Genetics* 59: pp. 565-92.
Cameron, C., Gelbach, J. B., and Miller, D. L. 2011. “Robust Inference with Multi-way Clustering.” *Journal of Business and Economic Statistics*.）。
Carrington, William J., Detragiache, Enrica, and Tara Vishwanath., 1996: “Migration with Endogenous Moving Costs” *American Economic Review*, Sept.: 909-30.
Cavalli-Sforza, L. L. and Feldman, M. W., 1981: *Cultural Transmission and Evolution: A Quantitative Approach*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
Cheng, K. Y. and Hsu, S. M., 1980: *Historical Atlas of China*, Taiwan: Chinese Culture University Press.
Chiswick, B. C. and P. W. Miller., 1995: “The Endogeneity between Language and Earnings: International Analyses.” *Journal of Labor Economics*, Vol. 13 (2): pp. 246-88.
Darwin, C. R.., 1875.*Insectivorous Plants*. London: John Murray.
Du, Roufu, Yuan Yida, Juliana Hwang, Joanna Mountain, and Li Luca Cavalli-Sforza., 1991: “Chinese Surnames and the Genetic Differences between North and South China.” Department of Genetics, Stanford University, School of Medicine 94305, Paper number 0027.
Dustmann, C. and Preston, I., 2001: “Attitudes to Ethnic Minorities, Ethnic Context and Location Decisions.” *Economic Journal*, 111 (470): pp. 353-73.
Dustmann, C. and Preston, I., 2004: “Racial and Economic Factors in Attitudes towards Migration.” London: University College London, Center for Research and Analysis of Migration, Discussion Paper 0104.
Dustmann, C., Francesca, F. and Preston, I., 2004: “Ethnic Concentration, Prejudice and Racial Harassment of Minorities.” CReAM Discussion Paper 05/04.
Epstein, Gil S, Ira N. Gang., 2010: “Migration and Culture,” IZA working paper, DP No. 5123.
Falck et al., 2010: “Dialects, Cultural Identify, and Economic Exchange.” IZA, working paper.
Giuliano, Paola, Spilimbergo, Antonio, and Tonon, Giovanni., 2006: “Genetic, Cultural and Geographical Distances.” IZA working paper, DP No. 2229.
Gottschange, T., 1987: “Economic Change, Disasters and Migration: The Historical Case of Manchuria.” *Economic Development and Cultural Change* 35 (3), pp. 461-90.
Gottschang T., and Lary, D., 2000: *Swallows and Settlers: The Great Migration from North China to Manchuria*, Ann Arbor: Center for Chinese Studies, the University of Michigan.
Grosjean, P. 2011: “The Weight of History on European Cultural Integration: A Gravity Approach.” *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 101 (3): 504-508.
Guiso, L., Sapienza, P., and L. Zingales., 2006: “Does Culture Affect Economic Outcomes?” *Journal of Economic Perspectives*, 20 (2): pp. 23-48.
Guiso et al., 2003: “People’s Opium? Religion and Economic Attitudes.” *Journal of Monetary Economics*, 50: pp. 225-82.
Guiso et al., 2009: Does Cultural Affect Economic Outcome?” *Journal of Economic Perspectives*, 20 (2): pp. 23-48.
Hatton, T. J. and J. G. Williamson., 1994: “What Drove the Mass Migrations from Europe in the Late Nineteenth Century?” *Population and Development Review* 20: pp. 1-27.
Kroeber, Alfred L., 1940: "Stimulus diffusion." *American Anthropologist* 42 (1), Jan. - Mar.: pp. 1–20.
Lewis, W. A. 1954: “Economic Development with Unlimited Supplies of Labor.” *The Manchester School of Economic and Social Sties* 22: pp. 139-91.
O’Rourke, K. H. and Williamson, J. 1999: *Globalization and History: The Evolution of A Nineteenth-Century Atlantic Economy*, Chapter 7, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
Ranis, G. and J. C. H. Fei.. 1961; “A Theory of Economic Development.” *American Economic Review* 51: pp. 533-565.
Roland, Gerard., 2004: “Understanding Institutional Change: Fast-Moving and Slow-Moving

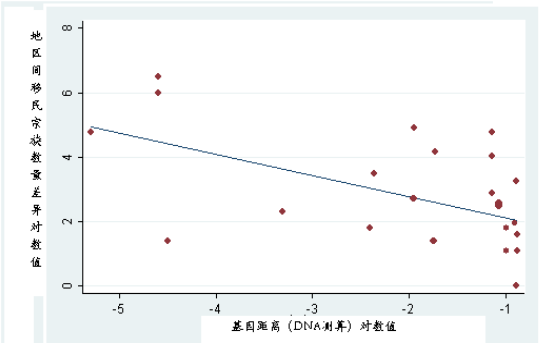
Institutions." *Studies in Comparative Institutional Development*, 38 (4): pp. 109-31.
Sjaastad, Larry A. , 1962; "The Costs and Returns of Human Migration." *Journal of Political Economy*, Vol. 70, No. 5: 80-93
Sokal, Robert R., 1988: "Genetic, Geographic and Linguistic Distances in Europe." *Proceedings of the Natural Academy of the United States of America*, Vol. 85: pp. 1722-6
Sokal, Robert R. et al., 1990: "Genetics and Language in European Populations." *American Naturalist*, Vol. 135: pp. 157-175.
Spolaore, Enrico and Romain Wacziarg., 2009: "The Diffusion of Development." *Quarterly Journal of Economics*, 124 (2): pp. 469-529.
Stark, O., 1991. *The Migration of Labor*. Oxford: Basil Blackwell.
Taylor, J. E., 1986: "Differential Migration, Networks, Information, and Risk." In Stark, O. (ed.) *Migration, Human Capital and Development*. Greenwich, CN: JAI Press, pp. 147-71.
Tabellini, Guido. 2010: "Culture and Instiution: Economic Development in the Regions of Europe." *Journal of the European Economic Association*, June 8 (4): pp. 677-716.
Wen, Bo, Li, Hui, Lu, Daru, et al., 2004: "Genetic Evidence Supports Demic Diffusion of Han Culture." *Letters to Nature* 431(16): pp. 302-5.
Wijsman, E., Zei, G., Moroni, A., Cavalli-Sforza, L. L., 1984: "Surnames in Sardinia II. Computation of Migration Matrices from Surname Distributions in Different Periods." *Annual of Human Genetics* 48: pp. 65-78.
Todaro, M. P., 1969: "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Development Countries." *American Economic Review* 59: pp. 138-48.
Zimmerman, K. F., and Bauer, T., 2002: *The Economics of Migration*, Mass. Northampton: Edward Elgar Publishing Inc..
曹树基，1997a:《中国移民史》（明時期），福州：福建人民出版社。
曹树基，1997b：《中国移民史》（清时期），福州：福建人民出版社。
曹树基，2000a:《中国人口史》（第四卷），上海：复旦大学出版社。
曹树基，2000b：《中国人口史》（第五卷），上海：复旦大学出版社。
邓晓华，王士元，2009：《中国的语言及方言的分类》，北京：中华书局。
冻国栋，2000：《中国人口史》（第二卷），上海：复旦大学出版社。
范玉春，2005：《移民与中国文化》，南宁：广西师范大学出版社。
傅仲侠，田昭林，张醒，杨伯时，2003：《中国历代战争年表》，北京：解放军出版社。
葛剑雄，曹树基，吴松弟，1992：《移民与中国》，香港：中华书局出版社。
葛剑雄，曹树基，吴松弟，1993：《简明中国移民史》，福州：福建人民出版社。
何炳棣，1969：《黄土与中国农业的起源》，香港：香港中文大学出版社。
陆致极，《汉语方言数量探索》，北京：语文出版社，1992。
宋正海，1992：《中国古代中大自然灾害和异常年表总集》，广州：广东教育出版社。
谭其骧，1982：《中国历史地图集》，上海：地图出版社。
谭其骧，1994：《中国文化的时代差异和地域差异》，《长水集》，北京：人民出版社。
吴松弟，1997:《中国移民史》（宋辽金元时期），福州：福建人民出版社。
吴松弟，2000：《中国人口史》（第三卷），上海：复旦大学出版社。
袁义达，金锋，张诚，斋藤成也，1999：《宋朝中国人的姓氏分布与群体结构分化》，《遗传学报》，26 (3): 187-97。
袁义达，张诚，杨焕明，2000：《中国人群体遗传 II：姓氏传递的稳定性与地域人群的亲缘关系》，《遗传学报》27 (7): 565-72。
袁义达，张诚，2002：《中国姓氏：群体遗传和人口分布》，上海：华东师范大学出版社。
赵文林，谢淑君，1988：《中国人口史》，北京：人民出版社。
邹逸麟，2007：《中国历史地理概述》，上海：上海教育出版社。

附　　录

图 A.1 地区间移民宗族数量差异同文化差异之间的相关分析



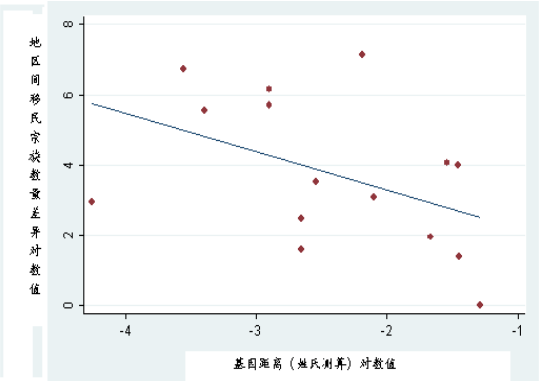
A. 基因距离（姓氏）同移民宗族数量的相关分析



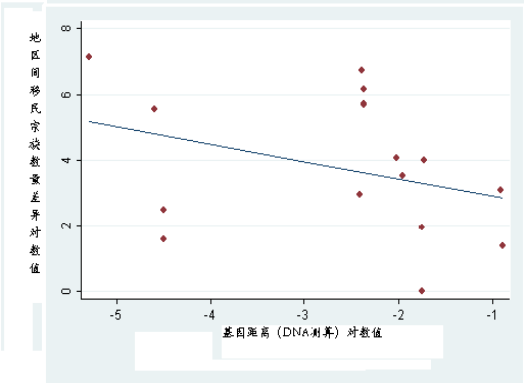
B. 基因距离（DNA）与移民宗族数量的相关分析

资料来源：A. 地区间移民宗族数量差异数据主要来自曹树基（1997a）《中国移民史》，福州：福建人民出版社；B. 姓氏测算和 DNA 测算的基因距离数据分别来自袁义达等（2000）《中国人群体遗传 II：姓氏传递的稳定性与地域人群的亲缘关系》，《遗传学报》，27（7）：565-572 和 Du, et al. （1991）“Chinese Surnames and the Genetic Differences between North and South China.” Department of Genetics, Stanford University, School of Medicine 94305, Paper number 0027.

图 A.2 地区间移民村落数量差异同文化差异的相关分析



A. 基因距离（姓氏）与移民村数量的相关分析



B. 基因距离（DNA）与移民村数量的相关分析

资料来源：A. 地区间移民宗族数量差异数据主要来自曹树基（1997a）《中国移民史》，福州：福建人民出版社；B. 姓氏测算和 DNA 测算的基因距离数据分别来自袁义达等（2000）“中国人群体遗传 II：姓氏传递的稳定性与地域人群的亲缘关系”，《遗传学报》，27（7）：565-572 和 Du, et al.（1991）“Chinese Surnames and the Genetic Differences between North and South China.” Department of Genetics, Stanford University, School of Medicine 94305, Paper number 0027。

表 A.1 工具变量有效性检验及第一阶段回归结果

			第一阶段回归
	移民率对数值	移民率对数值	基因距离
被解释变量	(1)	(2)	(3)
解释变量			
滞后两期的战争频率差异对数	-0.049	-0.041	0.237***
	(0.133)	(0.138)	(0.057)
控制变量			
移入地区是否为边疆（是=1）	0.408***	0.373***	-0.091
	(0.135)	(0.133)	(0.067)
移出地是否为北方地区（是=1）	0.274**	0.438***	0.427***
	(0.126)	(0.128)	(0.059)
地理距离对数值	-0.265	0.011	0.723***
	(0.182)	(0.187)	(0.083)
是否为统一时期（是=1）	-0.642***	-0.663***	-0.055
	(0.152)	(0.151)	(0.065)
基因距离对数值		-0.382***	
		(0.100)	
常数项	5.047***	7.593***	5.942***
	(0.284)	(0.782)	(0.129)
观测值	422	422	422
F-统计量	8.57	9.8	38.36
R-squared	0.096	0.123	0.346

注释：1. 第一和第二列被解释变量是从宋代到 1982 年用姓氏计算的移民率；2. 第三列被解释变量是宋代和明代姓氏基因距离；3. 第一至第三列估计方法是固定效应的 OLS，但固定效应系数未报告；4. 根据 Cameron et al. (2010)的多边聚类方法调整的标准误差被给出；5. 括号内为稳定性标准误差；6. *** 显著水平为 1%; ** 显著水平为 5%; * 显著水平为 10%。

表 A.2: 明代基因距离（姓氏）、基因距离（DNA）、语言距离的相关系数

	基因距离 1982 (DNA)	语言距离 1982	明代基因距离 (姓氏)
基因距离 1982 (DNA)	1.000		
语言距离	0.327***	1.000	
	（0.000）		
明代基因距离 (姓氏)	0.598***	0.535***	1.000
	(0.000)	（0.000）	

注释：1. 括号内为 p-值；2. *** 显著水平为 1%; ** 显著水平为 5%; * 显著水平为 10%.

Cultural difference and Migration: The Long-Term Effect of Culture on migration in China's History, 960-1982

Nan Li

Department of Economic History,

Shanghai University of Finance and Economics

Abstract: Culture as the determinant of migration is not new. However, the empirical evidence for a causal relationship between culture and migration is lacking. Using new measure on cultural distance (measured by genetic distance) and the unique historical dataset, this paper examines the long-term effect of cultural distance on migration in China. Our main finding indicates that the cultural distance has a strong negative association with migration. Even through, controlling a series of variables (includes socio-economic, geographical factors) which are connected with migration and exploiting one-period lag of difference in war frequency between regions as an instrument for cultural difference, we still find that cultural distance plays an important role in long-term migration. This study not only provides causal empirical evidence on the long-term effect of culture distance on migration, but also helps us to understand the determinants and characteristics of migration since the tenth century in China.

Keywords: Cultural Diffusion, Cultural Distance, Migration, China

作者简介：

李楠，1980 年 8 月，黑龙江省密山人。现为上海财经大学经济学院经济史学系副教授。主要研究方向为经济增长与发展、计量经济史。

Email: li.nan@mail.shufe.edu.cn

Tel. +86+21+65903836

地址：上海市杨浦区武川路 111 号经济学院楼 517 室

邮编：200433

新供给约束型经济：日本经济低迷的逻辑与前景分析[①]

刘巍　　蔡俏

（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：至少从 20 世纪 80 年代起，日本绝大部分产能对内需而言成了“无效供给”，经济增长由外需拉动，经济进入了“新供给约束型经济”。基本特征是：第一，经济总量和人均量都位居世界前茅，且收入分配没有太大问题，消费基本稳定；第二，经济高涨主要依赖出口，投资的主要影响因素是出口；第三，经济低迷主要是出口受阻造成的，且积极的财政政策和货币政策或诱发经济泡沫或基本上无效。由于日本不可能以新科技革命发动“有效供给”以引领内需，外需又受到不利的国际经济环境制约，因此，日本近期的经济前景仍将持续低迷。

关键词：日本　货币政策　财政政策　新供给约束型经济

在 20 世纪最后的十年，随着日本泡沫经济的破灭，经济和社会陷入“长期停滞”。在此期间，日本政府采取了一系列宏观经济政策试图把日本经济拉出低迷的沼泽，但效果大都不如人意。众多学者对日本政策失败的原因进行了研究。林直道（2003）认为日本政府错误的恢复景气政策——低利率和公共投资是致使日本经济长期停滞的原因。小川一夫、竹中平藏（2001）认为日本大藏省“护送舰队式”的金融行政失败导致了不良债权处理上的拖延，进而对日本经济的复苏产生了极大的消极影响。大田弘子（2000）认为日本政府在 90 年代的财政政策曾经出现前后矛盾的非一致性，日本出现了“政策危机”，不仅对经济病根判断失误，而且在政策形成能力方面也出现了“病态”。宫川努（2003）认为，90 年代日本的供给结构已经不能适应经济环境的变化，而且供给结构改革又被推延搁置，这才是 90 年代日本经济长期停滞低迷的原因。小峰隆夫（2006）认为凯恩斯的扩张性财政政策对 90 年代的日本仍然是有效的，多次实施扩张性财政而未能见效是因为“在应该刺激的时候未刺激”，也就是说在规模和时机上出现了失误。张季风（2006）认为日本政府对不良贷款问题处理不力以及急于推行金融体制改革加速了经济萎缩的进一步恶化。蔡林海、翟锋（2007）认为日本政府对宏观经济形势判断失误和实施扩张性财政的失败导致了“凯恩斯主义失灵”。陈作章（2011）认为日本货币供应量的增加并没有发挥拉动经济的作用，这是日本货币政策失效的重要原因。江瑞平（2008）认为，政府债务过大与民间消费不足是制约日本经济回升的两个主导因素。

国内外学者的研究多是在凯恩斯经济学框架下寻找日本经济长期低迷的政策原因，而日本经济是否具备凯恩斯经济学的前提？文献却很少对其深入分析，研究结论大都是对日本政府经济调控政策实施的时机、力度、组合结构等技术性原因的批评，或者是对凯恩斯经济学理论给予口号式的批判。我们的疑问是，若日本政府的经济调控政策及时、轻重适度且组合结构等当，日本就可以避免“失去的十年”吗？本文拟从日本经济的总供求态势层面出发，对日本经济长期低迷问题做初步的逻辑判断。

[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）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。

一、需求管理手段之一：财政政策无效

在经济泡沫破裂之初，日本政府轻视了泡沫破裂对实体经济造成影响，直到 1992 年方意识到经济真的开始萎缩了，于是，一系列救治日本经济的财政政策和金融政策陆续出台，详见表 1。

表 1　　90 年代以来日本的主要宏观经济政策

	财政政策（事业规模）	金融政策	90 年代的主要减税项目	公债发行
1992	10.7 万亿	4 月：再贴现率（4.5%-3.75%） 7 月：再贴现（3.25%）		2 兆以上
1993	19.35 万亿	2 月：再贴现率（2.5%） 9 月：再贴现率（1.75%）		5 兆以上
1994	15.25 万亿		5.5 万亿日元的特别减税	2 兆以上
1995	21.22 万亿	4 月：再贴现率（1%） 9 月：再贴现率（0.5%）	①3.5 万亿日元的永久性减税，其余的 2 万亿日元继续进行特别减税 ②从 1997 年度起提高消费税税率	4 兆以上
1996			①继续进行 2 万亿特别减税停止 ②下调有价证券交易税税率（0.3%-0.21%）	
1997		6 月：国会通过新日本银行法	①2 万亿日元特别减税停止 ②提高消费税（3%-5%） ③实施财政结构改革法	
1998	40.55 万亿	3 月：向银行注入公共资金 10 月：稳定金融秩序对策	①4 万亿日元的特别减税 ②下调法人税（实效税率 49.98%→46.36%） ③下调有价证券交易税、交易所税 ④财政结构改革法冻结	18 兆以上
1999	18 万亿	2 月：实行零利率 3 月：向银行注入公共资金	①4 万亿日元的特别减税 ②下调法人税（实效税率 46.36%→40.87%） ③废除有价证券交易税、交易所税 ④发行区域振兴券	7 兆以上
2000	11 万亿	8 月：零利率解除		
2001	9.9 万亿	3 月：再贴现率（0.25%），央行备付金 5 万亿日元 8 月：央行备付金 6 万亿日元 9 月：再贴现率（0.1%） 12 月：央行备付金 10-15 万亿日元		
2002	4.4 万亿			

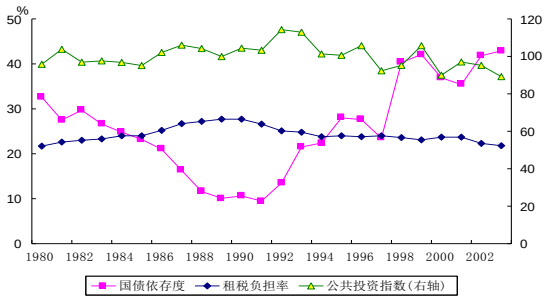
资料来源：张季风：《挣脱萧条：1990-2006 年的日本经济》，社会科学文献出版社 2006，第 65 页

观察表 1 中日本政府采用的各种宏观经济政策，不难发现这是一张典型的凯恩斯式医治

经济的药方。按照凯恩斯的理论，在萧条经济中，用扩张性财政政策这条“绳子”拉车会非常有效，若再搭配上适合的货币政策，那么解决经济问题的前景将很乐观。但是，本文数据显示，1992-2002 年间，在日本政府不断实施各种宏观政策刺激经济下，日本的主要经济指标数据却不容乐观，这意味着日本经济并未在政府的救治下变好。本节首先从分析财政政策角度入手，讨论一下宏观经济调控无效的问题。

为摆脱经济的长期萧条，20 世纪 90 年代以来日本投入大量财政资金用于刺激景气，主要表现在三个方面：扩大公共投资、减税、发行公债。日本政府从 1992 年到 2000 年实施了 11 次经济景气对策,共动用了 130 兆日元的财力来刺激经济增长,平均每年近 19 兆日元,高达 GDP 的 3.7%。其中用于公共事业投资的预算高达 70 兆日元[①]。

图 1　1980-2003 年间日本若干经济指标指标变动情况



注：税收负担率为税收收入与国民收入的比；国债依存度为当年国债发行额占当年中央财政支出的比。
数据来源：　附表 1 和附表 2.

从图 1 可以看到，日本的税收在 1990 年以后开始逐步下降，之后一直维持降低的趋势；国债的发行很明显从 1991 年起激增，2003 年的国债发行额达到 1991 年国债发行额的 5 倍；1990—2003 年间日本的公共投资虽然处于波动起伏的状态，但是，80 年代十年间公共投资年平均增长率为 0.87%，而 90 年代的十年间其公共投资年平均增长率却达到 2.97%，可见日本政府在公共投资上也是相当下功夫的。

随着财政支出规模不断扩大，日本政府负债累累。到 2005 年度末，日本中央政府和地方政府的长期债务余额达 774 万亿日元，与 GDP 之比超过 150%，单年度财政赤字与结构性财政赤字均为 6.4%，基础财政平衡赤字为 4.7%，在主要发达国家中都是最高的，在日本的债务构成中，主要是普通国债，其中绝大部分是建设国债和赤字国债[②]。不断增加的财政赤字使得日本仅用于支付国债利息的费用就占到财政预算的 10.6%。其财政状况已经非常严重，可以说日本已经陷入了借新债还旧债，致使债务越滚越多的负债陷阱。然而，日本政府以债台高筑的代价却没能换来期待的日本经济走出低迷陷阱。整个 90 年代的日本经济景气回升势头极度乏力，步履极其艰难。民间消费和企业投资停滞不前，以往公共投资带动景气回升的主要项目大多处于低迷状态。那么，这只“看的见的手”在频繁地干涉日本经济后，日本经济为什么没有达到凯恩斯扩张性财政政策应该有的效果呢？

其实，在日本的历史上，除了此次日本政府大规模财政支出刺激景气以外，上世纪 70 年代日本政府也采用过财政手段来扩大需求，我们可以先来简单地回顾一下这段时期内日本的经济状况。

[①]庞德良：《论日本公共投资困境与经济衰退长期化》，载《财贸经济》，2002 年第 2 期。
[②]张季风：《挣脱萧条：1990-2006 年的日本经济》，社会科学文献出版社 2006 年版，第 110 页。

表 2　　日本 1970—1980 年主要经济事件

年份	主要经济事件
1971	“尼克松冲击”导致日元升值，美元兑换日元由 1：360 变为 1:308
1972	公布日本列岛改造计划
1973	日元实行浮动汇率（1973 年 5 月）；第一次石油危机（1973 年 10 月）；物价暴涨（1973 年—1974 年）
1974	实行抑制总需求政策，出现战后第一次真正危机，通货膨胀，谷物自给率降到 40%以下
1976	超大型集成电路研究成功；日本 GNP 超过苏联居美国之后第二位
1978	爆发第二次石油危机
1979	金属加工数控化日本为世界第一
1980	日本产业用机器人占世界 70%，日本汽车产量居世界第一位

资料来源：林直道：《怎样看日本经济》，中国对外经济贸易出版社 2003，第 4 页。

“尼克松冲击”之后，日本政府果断采取了扩张政策来抑制日元升值。其具体措施，一是由日本银行降低利率；二是由大藏省扩大国债发行，并辅之以减税，编制大量预算等。这种财政金融双松政策的实施导致日本爆发了 1971 年以来最恶性的通货膨胀。日本著名财政学家和田八束把 70 年代出现的通货膨胀直言为：“财政通货膨胀”。[①]

表 3　　1971—1980 年间日本若干经济指标

项目＼年份	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
GDP 实际增长率	5	9.1	5.1	-0.5	4	3.8	4.5	5.4	5.1	2.6
零售物价上涨率	6.3	4.9	11.7	23.2	11.7	9.4	8.1	4.2	3.7	7.7
国债依存度	12.4	16.3	12	11.3	25.3	29.4	32.9	31.3	34.7	32.6
公共投资增长率	22.2	12	-7.3	0.1	5.6	-0.4	13.5	13	-1.8	-1.7

资料来源：日本经济蓝皮书（2011），社会科学文献出版社 2011 年版，第 333~375 页。

表 3 中，日本国债依存度 1975 年开始迅猛增长，这十年间公共投资平均增长率达到 5.52%。在此期间日本政府所实施的扩张财政政策一方面着实拉动了日本的 GDP，但另一方面也使得日本 70 年代的物价上涨。同一个国度，不同年代里实施相似的扩张财政政策，为什么在 70 年代政策有效，而在 90 年代政策实施后日本经济却连回暖的迹象都不明显呢？我们试图主要从以下三个方面做些探讨。

1.民间设备投资低迷，公共投资陷入困境

20 世纪 90 年代，在日本政府的扩张财政政策中，有很大一部分的财政支出是投入到了公共投资中，日本政府的意图是利用公共投资来拉动民间设备投资。在日本经济增长过程中，民间设备投资充当着“引擎”的作用，以往当“引擎”遇到经济萧条而“熄火”时，财政政策的作用就是“打火”。然而在 90 年代尽管日本财政一而再、再而三地增大公共投资，民间设备投资一直在低位徘徊，其结果就是日本政府实施的财政刺激措施最终也未能将“熄火”的“引擎”重新发动起来。这其中主要原因是日本民间设备投资受制于日本出口状况（张乃丽、刘巍，2012b），还另有一个原因是由于 90 年代日本民间设备大量过剩。因此对于政府扩大公共投资带来的需求增加，民间企业只需动用闲置设备或提高设备开工率就可以应付，而不必增加设备投资，因而，增大公共投资是不能激活民间投资的。上述情况表明，在日本由

[①]高长春：《经济增长与财政政策》，黑龙江出版社 2003 版，第 132 页。

于“外需不足”造成的经济萧条时期，由于扩大公共投资并不能带来外需，所以对诱发民间设备投资没有效果，至少是效果不显著。

日本陷于公共投资困境，除了上述原因之外，还有一个方面是由于日本政府没有意识到 90 年代的日本公共投资结构与日本经济增长结构已经脱节。在经济运行中，国民消费支出与企业设备投资是驱动经济增长的两大动力。但两者在经济增长中的角色与地位以及作用在不同时期存在差异，下表 4 是日本经济企划厅的测算。

表 4　　不同增长时期民间设备投资与个人消费的关系

需求项目间的波及关系	高速增长期	低速增长期
民间最终消费支出—→GDP	3.11	4.33
GDP—→民间最终消费支出	0.13	2.57
民间设备投资—→GDP	9.8	4.29
GDP—→民间设备投资	1.97	4.77
民间设备投资—→民间最终消费支出	5.13	2.25
民间最终消费支出—→民间设备投资	0.67	4.78
出口—→GDP	0.47	5.96
GDP—→出口	3.12	2.93

资料来源：庞德良：《论日本公共投资困境与经济衰退长期化》，《财贸经济》，2002 年第 2 期。转引自：［日］日本经济企划厅《日本经济现状》，2000 年版。

在日本经济高速增长期间，日本大企业的设备投资对 GDP 的影响最大，因此以基础建设为中心的生产性公共投资作为民间设备投资的补充对经济增长有很大的推动作用。政府加大公共基础设施投资，可使民间蕴涵的增长潜力充分发挥出来，在这一阶段，公共投资不仅是景气调节的工具，而且建成的基础设施发挥了巨大的社会效益。但随着经济追赶期的结束，日本的经济结构也在发生着变化，从表 4 中可以看出，到了经济低速增长期，民间消费支出对 GDP 的影响已经上升到与民间设备投资几乎同等重要的位置了，而对 GDP 影响最为显著的是出口。在这种经济增长结构下，社会保障、教育等生活型的公共投资作为民间消费的补充对经济增长将会起到更大的作用。R・A・马斯格雷夫（1960）与 W・W・罗斯托（1971）在建立政府支出增长的发展模型中也解释到，在一国经济发展初期，政府部门应该为经济提供基础设施，如道路、运输系统、环境卫生系统等投资；一旦经济达到成熟经济后，政府支出结构将发生变化，应由基础设施的住处转向对教育、保健与社会福利等方面的服务性支出。

然而 90 年代日本政府的公共投资依然停留在生产基础建设，公共投资增加的主要是对水泥、钢铁等建筑材料和建筑机械的需求。根据日本建筑业事业公司协会统计，1994 年日本生产型公共投资占公共投资的 49.7%，1998 年增加到 55.6%，1999 年为 55.3%,其中属于产业基础配套的道路投资更是不断增加，由 1994 年的 23.3%增加到 1998 年的 25.9%和 1999 年的 26.2%。与此同时，国民生活型的公共投资则由 1994 年的 50.3%下降到 1998 年的 44.4%和 1999 年的 44.7%。其结果是日本公共投资乘数不断减小，据日本经济企画厅经济研究所测算，1957~1971 年的公共投资乘数为 2.27，1966~1982 年为 1.47，1983~1992 年为 1.32，到 90 年代中期已降为 1.21[①]。显然，在经济停滞中，日本政府把公共投资的重点继续置于生产扩大型的投资领域从而导致的公共投资过剩和公共投资的低效率是 90 年代日本巨额公共投资难以发挥功效的一个重要原因。

2.财政政策难以引致消费的增长

（1）市场需求不同

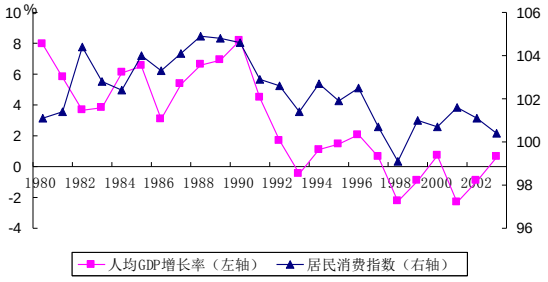
[①]庞德良：《论日本公共投资困境与经济衰退长期化》，《财贸经济》，2002 年第 2 期。

20 世纪 70 年代，日本经济借助于出口贸易的力量迅速发展，日本虽然 GNP 跃居发达资本义国家的第二位，但在公共基础设施，特别是社会福利等方面，与发达国家还有很大差距，因此，经济还是处于追赶期，居民的消费结构和消费水平尚处在较低层次，消费具有巨大的增长潜力。当传统消费品市场趋于饱和，新的更高层次消费品涌现出来时，市场就在消费结构不断升级中得到扩大。如 1976 年日本超大型集成电路研究成功、1979 年日本金属加工数控化日本为世界第一以及 1980 年日本产业用机器人占世界 70%、日本汽车产量居世界第一位等等，这些新产品在市场上的投放都会极大的刺激日本居民的购买，消费需求的增长会带动一系列良性的经济增长循环。退一步说，就算在此时经济出现了需求不足也只是暂时而已，只要财政政策稍一刺激,就可以打开需求不足的局面，使经济恢复增长。但是，随着经济赶超阶段的结束，居民消费需求就相对稳定了，同时，由于科技创新的约束，消费结构难以像以前那样快速升级。因此，无论政府使出什么招数刺激需求，在边际消费倾向趋于稳定的情况下，居民消费难以大幅提升，除非极具吸引力的新一代高科技产品上市能够刺激居民的购买欲。

（2）居民收入下降导致消费减少

财政投资能否拉动民间消费，取决于政策的实施能否增加国民的纯收入以及这种收入是否具备持久收入的性质。

图 2　　1980—2003 年日本居民消费指数和人均 GDP



数据来源：　附表 1 和附表 2.

从图 2 中，我们可以看到日本居民人均 GDP 自萧条经济之初开始锐减，在整个 90 年代尽管日本政府投入大量财力，但国民收入并无显著增加，尤其是 1992~2003 年间人均 GDP 几乎零增长，有些年份甚至负增长。在这种情况下，家庭未来收入不确定性增大，出于谨慎动机的需要，增加储蓄、减少当期消费成为家庭的首要选择。日本居民这种缩减消费的趋势在图 2 中得到充分的反映，日本居民人均 GDP 和居民消费指数同升同降的趋势非常明显。

（3）对未来产生的增税预期使得居民减少消费

日本政府在萧条经济期间大量发行公债来解决公共投资的资金来源，同时辅以减税政策，在这种情况下，理性的个人无疑会产生一种预期——即在将来的某一时点上政府必然会以征税作为公债本息的偿还财源。这样一来，当期减税的优势将被未来增税所抵消，个人一生的预算收入并没有发生变化。其结果就是居民的消费行为不会发生变化，甚至这种增税预期会使日本国民减少当期消费支出来预防未来的增税损失。从这个意义上讲，以巨额财政赤字来支撑的巨额公共投资从长期看不利于消费支出的增长。

综上所述，在上世纪日本经济低迷期间，日本政府所动用的财政支出并未产生较大的效用。为了进一步检测日本扩张财政政策的有效性，我们利用日本 1980—2003 年的相关数据拟合了数量模型。

$$GDP = 0.57C_1 + 0.17I_1 + 0.2C_2 + 0.06I_2 + [ma(1) = -1.81] + [ma(2) = 0.83] \quad (1)$$

（12.73）（16.98）（7.48）　（6.80）　（-60.07）　　（30.09）

R^2 =0.98　　DW=2.13

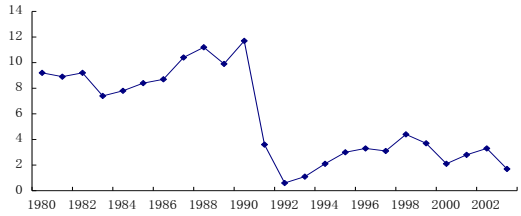
式（1）中，C_1 表示居民消费，C_2 表示政府消费，I_1 表示民间设备投资，I_2 表示公共投资。从式（1）中可以看出，在 20 世纪的后 20 年里，对日本 GDP 贡献力量最大的是居民消费，而且同政府消费相比，居民消费对 GDP 的拉动力度将近是政府消费的三倍；而公共投资所起的作用比较微弱，政府用于公共投资的财政支出每增加一个单位，日本 GDP 只增加 0.06 个单位。因此，模型结果也从一方面证实了日本财政政策的低效[①]。

二、需求管理手段之二：货币政策无效

1.货币供给量变动趋势

我们首先考察 1980-2003 年间日本货币供给量年增长率的变化情况。

图 3　1980-2003 年间日本货币供应量的年增长率



数据来源：　附表 1 和附表 2.

从图 3 可以看出 1980—1990 年，日本货币供给量年增长率几乎是年年攀升，其平均值为 10.2%。而泡沫破灭之后的两年里，其货币供给量增长率锐减，从 1990 年的 11.7%下降至 1992 年的 0.6%，虽说之后有所增长但一直维持在较低水平上，1990-2003 年间日本货币供给量的平均增长率仅为 3%左右。

1991~2001 年，日本的基础货币增长了 95%，但货币供应量（M_2+CD）增长率仅为 30%；2001 年 3 月至 2002 年 6 月，日本基础货币从 1.2%增至 27.6%，而其货币供应量由同期的 2.5%仅增加至 3.4%[②]。显然，问题出在了货币乘数上面。日本货币乘数在 1991 年 2 月达到 13.2%的最高记录以后，2002 年末下降到 7.2。这说明日本银行采取积极地扩大基础货币的政策，但由于货币乘数的下降使其对货币供应量的增加作用不显著。20 世纪 90 年代后日本银行实施货币政策的经验表明，货币供应量不是一个简单的外生政策变量，货币乘数也不是个常数，甚至连基础货币在一定条件下也不是中央银行所能控制的，特别是中央银行的扩张性货币政策和紧缩性货币政策的控制能力是不对称的。中央银行的货币政策工具在实行紧缩性货币政策时较为有效，而在推行扩张性货币政策时则不一定有效。

2.货币政策传导机制分析

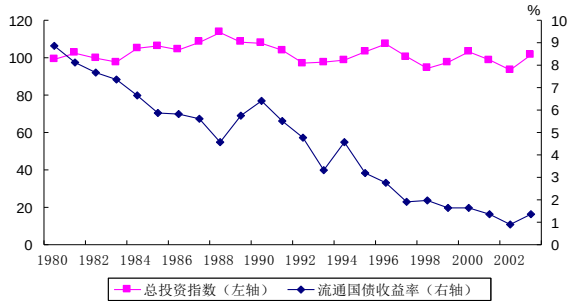
（1）利率传导途径

[①] GDP 数据见附表 2 第 2 列，居民消费数据见表 2 第 3 列，政府消费数据见附表 2 第 4 列，公共投资数据见附表 2 第 6 列，民间设备投资数据见附表 2 第 7 列。

[②]陈作章：《日本货币政策问题研究》，复旦大学出版社 2005 版，第 108 页。

日本在 1980~2003 年时段里，消费率相当稳定，均值是 0.55。泡沫经济时期，收入增长消费率仅微微下降，经济泡沫破裂后，即使是在 1998~1999 经济负增长期间，为不使生活水平下降，消费率不过有些许提升而已（张乃丽、刘巍，2012b）。日本经济处于发达国家的前列，消费在高水平上达到了稳定状态，加之人口老龄化时代来临，在无重大意外时，消费需求大起大落的可能性几乎不存在。在消费达到高水平稳定的前提下，日本国内投资应该是经济增长的重要影响因素之一。凯恩斯理论认为，投资是利率的函数，二者成反向变动关系，$M_d = f(Y, i)$，其中，i 表示证券市场有价证券收益率。那么日本的投资利率函数是什么样的呢？是否符合这一关系呢？我们试图绘制日本的投资和利率的变化趋势图以观察。下图中，我们用日本流通国债收益率替代有价证券收益率。

图 4　　1980-2003 年日本总投资指数和有价证券收益率



数据来源：　附表 1 和附表 2.

图 4 显示，自 1990 年以后，有价证券收益率整体呈下降的趋势，但是投资却并未持续增加，由此我们可以猜测日本的投资和有价证券收益率可能并不符合$I = f(i)$的函数关系。从表 5 可以看出，从 1965~1984 年，在日本的整个资金筹措中，间接融资占 85—90%，直接融资只占 5~10%，日本这种以银行为主的金融机构形成的间接金融是由日本的国情和其历史环境所决定的。日本的证券市场并不发达，在日本经济高速增长时期，日本的企业部门在筹资中对银行贷款的依存度非常高，随着日本金融市场的发展，虽然大企业借款正日趋减少，但日本众多中小企业依靠银行贷款的状况却并没有发生改变。日本的中小企业占企业总数的 98%以上，中小企业工人占整个社会劳动力的 80%左右，其产值占制造业产值一半以上，零售额占社会总零售额的 80%，而日本银行对地方中小企业的贷款占到其贷款总 70~80%[①]。

表 5　　通过广义金融市场的资金供给

项目 \ 年份		1965—1969 年度平均	1970—1974 年度平均	1976—1979 年度平均	1980—1984 年度平均
构成比（%）	金融机构	63.1	60.7	52.7	45.4
	【银行】	40.5	38.0	32.2	29.5
	【其他民间金融机构】	22.6	22.7	20.5	15.9
	信托、保险等	12.1	12.3	11.3	16.6
	政府金融	17.6	18.7	25.5	27.3
	证券市场	5	5.4	8.1	7.6
	外资市场	2.3	2.9	2.5	3.2

资料来源：阎坤：《日本金融研究》，经济管理出版社 1996，第 5 页。

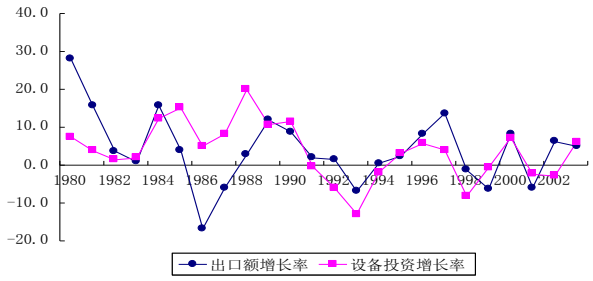
[①]阎坤：《日本金融研究》，经济管理出版社 1996 年版，第 41 页。

综上所述，日本的投资需求受出口萎缩而产生链式下降，而利率的降低无法解决这一问题，因此，日本投资长期处于低迷状态中。

（2）信贷途径

由于日本特殊的“主银行”制度，日本企业的融资方式主要是依赖银行贷款的间接融资，尤其是对资金并不雄厚的日本中小企业而言，银行贷款几乎是它们能得到资金的唯一方式，因此在经济萧条期间日本银行对中小企业的贷款态度就显得尤为重要。那么，日本的商业银行体系对企业提供信贷或不提供信贷主要依据何种经济变量呢？从图 5 中我们可以看到日本出口增长率和企业设备投资增长率的波形变动很相似，二者同升同降的走势表现得非常显著，这与日本经济的特点非常吻合。

图 5　1980—2003 年日本出口和企业设备投资增长率（%）



数据来源：　附表 1 和附表 2.

经计算，日本实际投资指数与出口物量指数之间的相关系数为 0.8065。从图 5 我们可以看到，从 1985 年开始，受出口下降影响，日本企业的设备投资需求开始减少，于是企业纷纷开始寻找出路，他们的策略主要是采用是合理化措施（包括削减雇佣人员和对关联企业采购物品压力价格）和向海外转移策略以降低生产成本增加出口。因此在 1988~1997 年的十年里，除了 1993 年出口出现了负增长以外，在其它年份里日本的出口还是保持着缓慢的增长。1997 年的亚洲金融危机显然降低了日本贸易伙伴国的进口需求，与此伴随着的是日本的出口再次减少。投资依赖出口的日本，没有了国外的订单，生产需求随着减少，企业的投资需求自然也跟着减少。

国外需求下降导致日本的出口大企业投资不振，同时，对日本国内附属于出口企业的中小企业的投资需求也有较大负面影响。日本以制造业著称，在日本巨大的贸易额中，52%是汽车、电子机械、产业机械、电子设备等 30 家大型企业生产的产品。而日本制造业普遍的生产方式是大企业（母工厂）将加工、装配型产业的配件大部分委托下属中小企业生产，制成后再交给大企业，因此在日本，大企业对受委托的下属企业掌握着生存权。20 世纪 80 年代中期，日本的出口遭遇打击后，许多日本大企业加速向海外转移生产和订货，这直接导致了日本中小企业失去大量订单。中小企业在日本经济中占有很大的比重，因此中小企业的大量倒闭无疑带来失业的增加和普通居民工作收入的减少，从而造成消费停滞。根据日本总务厅家庭开支调查，日本家庭实际消费总支出 1993 年比上年减少 0.8%，1994 年减少 1%，1995 年减少 1.2%，1996 年减少 0.2%[①]。

表 6　　日本 1990—1999 年银行贷款余额（同比增长额百分比%）

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999

[①]林直道：《怎样看日本经济》，中国对外经济贸易出版社 2003 版，第 40 页。

银行贷款余额	5.1	—	—	0.5	0.1	1	-0.1	-0.8	-1.1	-2.6

资料来源：张捷：《日本的银行不良资产与通货紧缩型经济萧条》，《日本学刊》，2000 年第 3 期

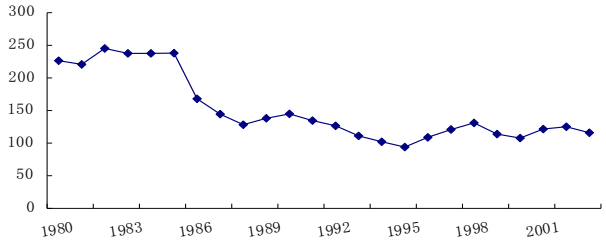
从表 6 中可以看出，日本银行对于企业贷款是逐年减少的，至 2003 年银行贷款达到最低点的-6.5%，直到 2006 年才开始转变为正增长。在萧条经济中，银行减少信用比利率不降对经济造成的伤害更大。此外，日本银行减少对企业的贷款，拥有国债数量却稳步上升。因此，在零利率政策下日本银行大量供应资金并不是直接通过银行贷款实现信用供给，而是通过银行购买国债增加财政赤字的方式来增加货币供应量的[①]。所以从这个角度看，日本银行实施放松银根的货币政策对扭转日本经济萧条局面没有起到多大的积极作用。

（3）汇率传导途径

1985 年的“广场协议”后，日元大幅升值，图 6 显示，20 世纪 90 年代以来，日元币值一直在处于高位波动中。日本的货币政策对汇率几乎无可奈何，一直没有出现过趋势性的日元贬值。由此，我们可以结合日本 10 年来的经济走势分析，对日本的汇率传导做一个大致归纳：货币量无法影响币值——日元币值居高不下——抑制出口——抑制国内投资——银行信贷缩减——生产低迷——GDP 低位徘徊。在日本上世纪后十年经济低迷期间，一方面由于日元币值居高不下，另一方面由于东亚其他国家生产的质优价廉的商品在国际市场上开始排挤日本商品，致使日本外需长期不振，企业的投资需求随之减少。同时，在日本政府实施货币政策治理萧条时，日本银行出于自保而惜贷，进一步削弱了投资带动 GDP 的效应。

综上所述，20 世纪末日本经济的长期停滞是多种因素综合作用的结果，从货币政策传导机制角度观察，利率传导途径、信贷传导途径以及汇率传导途径的不畅都在不同程度上造成了日本货币政策的失效。

图 6　1980—2003 年直接标价法的日元汇率



数据来源：　附表 1 和附表 2

三、新供给约束型经济与日本经济几种可能的出路分析

在“失去的十年”里，日本政府从内需角度对宏观经济做了大量的调控工作，但几乎没有效果，这对我们形成了一个暗示，日本经济态势可能已经不是“需求约束型”了。凯恩斯主义经济理论和政策的基本前提是“需求约束型经济”态势下的“有效需求（内需）不足”，如果这一前提不存在了，调控政策必然无效。前面提到的日本学者宫川努（2003）已经在总供给结构方面做了初步研究，但没有做更深层次的探讨。我们从日本经济史角度出发，对日本经济从“供给约束型”到“需求约束型”，再到泡沫经济以来的经济态势尝试做一个纵向考

[①]陈作章：《日元升值的命运》，复旦大学出版社 2011 版，第 120 页。

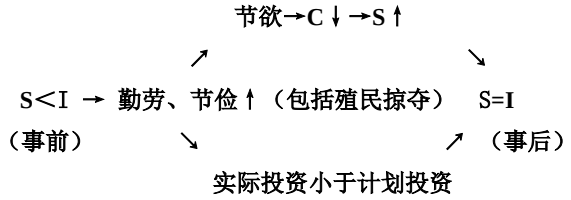
察，尝试厘清日本总供求态势的演变脉络。在此基础上，分析一下日本经济几种可能的出路。

（一）总供求态势转变的历史与逻辑

1.供给约束型经济

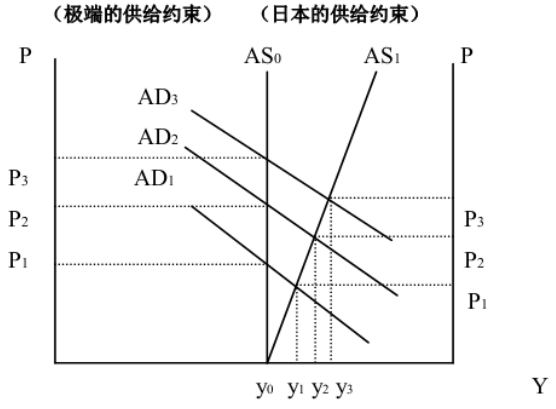
近代以来，随着新的自由土地的开发和技术进步，对资本利用的可能性迅速增加，工业社会对资本的需求迅速超过了资本供给。工业社会中最重要的生产要素就是资本，早期工业社会收入偏低导致的储蓄不足，即资本供给不足，使得经济态势呈现了供给约束型特征，即通常所说的短缺经济。见图 7。由于日本近代化起步晚于大多数西方国家，虽有发动战争掠夺来的大量资金和资源，但经济发展水平仍远低于欧美列强，在发动全面侵华战争之前，仍处于供给约束型经济中（刘巍，2011；张乃丽、刘巍，2012a）。

图 7　“供给约束型经济”从事前不均衡到事后均衡



如图 8 所示，供给曲线 AS_0 是典型的或极端的供给约束型经济的总供给曲线（虽有一些新古典理论假设收入不变，但实际经济中应该少有这种极端现象），供给曲线与横轴垂直，当总需求曲线从 AD_1 运动到 AD_3 的位置时，导致价格由 P_1 上升到 P_3，而总产出 y_0 纹丝不动。我们假定日本的总供给曲线为 AS_1，即虽不像 AS_0 那样极端，但其斜度也是非常陡峭的。在总需求曲线向上移动时，AS_1 释放更多的产出也是比较艰难的（仅从 y_1 增长到 y_3），因此对价格上涨的抑制作用不大。

图 8　　供给约束型经济的逻辑



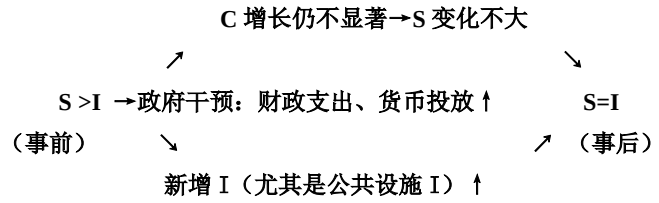
在 1929 年美国和欧洲的大萧条发生时，日本所受的影响只是出口下降，而进口自己不能生产的制造业装备却节省了不少资金，使得 AS_1 的斜度进一步放缓。

2.需求约束型经济

第一次世界大战之后，以美国为首的西方国家收入快速增长导致储蓄大幅增长，经济呈

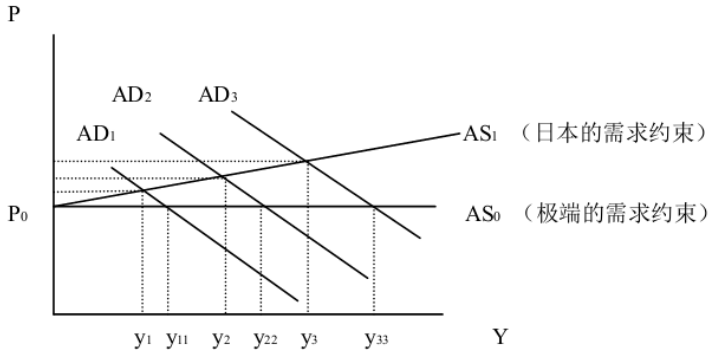
现出需求约束型经济态势（刘巍、陈昭，2010）。在消费需求相对稳定的前提下，投资需求是否能够吞噬不断增长的储蓄成了经济中最为关键的问题。根据凯恩斯的理论，经济危机与就业不足都归结为有效需求不足，主要是投资需求不足。从短期静态看，投资增加的确可以消除失业问题；然而从长期动态看，只能使失业问题更为严重。因为今天产出和消费之间的差距除非通过增加投资来弥补，否则今天的充分就业均衡就无法实现，然而由于今天投资增加所引起的明天产出增大，使收入和消费之间的差距比今天更大，弥补起来更加困难。凯恩斯实际上承认了增加投资的两难处境，从市场真实情况抽象出来的凯恩斯投资理论存在动态困境。这就预示着一旦投资者对前景不看好，累积的矛盾就将爆发，于是萧条的出现就顺理成章，商业周期循环就将不可避免（见图 9）。大萧条过后，由于各国政府的强势干预，周期动荡的幅度大大缩小，但政府干预只能缓解病痛而不能治愈。况且，用凯恩斯投资理论来解释，政府的每一次强势干预事实上都为下一次萧条按下了伏笔。世界规模的储蓄大于投资态势是压在世界经济上的一座间歇性火山，无论规模大小，无论时间长短，危机总是要爆发的。

图 9　封闭条件下“有政府干预的需求约束型经济”从事前不均衡到事后均衡



据陈昭（2012）的研究结论，日本于 20 世纪 50 年代开始进入需求约束型经济，如图 10 所示。在极端的需求约束型经济中，总供给曲线 AS_0 是与横轴平行的，总需求在政策干预下依次由 AD_1 上升到 AD_3 时，价格不变（P_0），对应的产出水平为 y_{11}、y_{22} 和 y_{33}。在日本的需求约束型经济中，总供给曲线 AS_1 的斜度非常平缓，但不是与横轴平行的。在政策干预下总需求依次由 AD_1 上升到 AD_3 时，价格是小幅上升的，对应的产出水平为 y_1、y_2 和 y_3，产出的增幅小于极端状态，但远大于价格涨幅。日本经济的总需求中，出口需求占比较大，而且，20 世纪 80 年代之后投资需求在很大程度上是出口需求拉动的（张乃丽、刘巍，2012b）。因此，日本总需求中与出口直接和间接联系的数量份额较大。

图 10　　需求约束型经济的逻辑

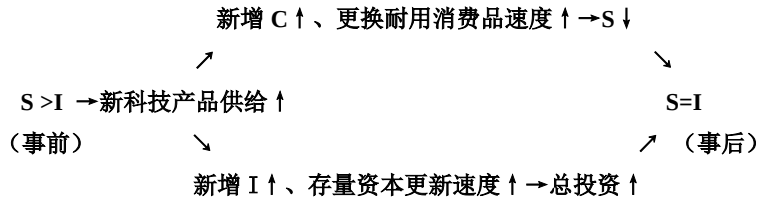


3.新供给约束型经济[①]

[①] 目前学界对总供求态势的分类只有“供给约束”和“需求约束”两种，“新供给约束型”是我们对日本经济分析过程中得出的一个新的类型，可能表述不够准确，暂时使用，有待日后进一步斟酌。

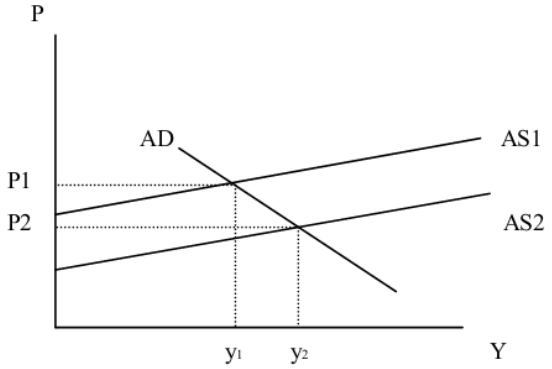
随着经济快速增长，经济强国在旧有科技平台上制造的资本品和耐用消费品对内需而言都变成了“无效供给”，经济增长越来越依赖于外需。世界经济发展进程表明，革命性的科技创新能创造出前所未见的新产品，于是，新科技拉动新型的投资、新科技造就新的消费热点。同时，新科技还无情地淘汰着老旧的存量生产资本和耐用消费品。由新科技发动的“有效供给”会从消费和投资两个角度消化储蓄，不仅使平均消费倾向大大提高，也会加速资本折旧，从而使投资高速增长。因此，新的经济态势不是传统的生产者主导的供给约束型或消费者主导的需求约束型，而应该是领先科技主导的新供给约束型经济，或称领先科技约束型经济。见图 11。

图 11　封闭条件下“新供给约束型经济”从事前不均衡到事后均衡



从图 11 来看，若想实现储蓄和投资从事前不均衡到事后均衡，最关键的因素在于“新科技产品的供给”，它取代了需求约束型经济态势下政府的干预。与原来国家干预不同的是，新科技产品供给不是将储蓄与投资的矛盾顺延，而是在当期内解决二者的均衡问题。从罗斯福新政以来，国家干预大都是在增加投资上不遗余力，而对促进当期消费无能为力。新科技产品供给在促进消费方面将大有作为，同时，在淘汰旧有存量资本方面也是不可抗拒的。因此，将政府调节的任务转向鼓励、扶持和奖励领先科技的发展上来是最优的选择。如图 12 所示，在新的科技平台上，总供给曲线从 AS1 下降到 AS2 的位置，效率高、功能新、价格合理的产品将总需求（投资、消费、出口）从 AD1 引领到 AD2 的位置，总供求在合意的产出 y_2 上实现新的均衡。

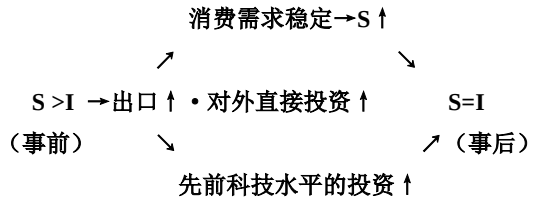
图 12　新供给约束型经济的增长



一个国家的经济态势处于“新供给约束型经济”中，不等于这个国家一定能发动“有效供给”。在开放条件下，若国际环境有利，大量出口在既有科技平台上制造的产品，可以释放远超国内需求的产能和诱发投资需求，同时辅之以对外投资释放储蓄，从而达到经济均衡。因此，这种“新供给约束型”经济态势就会隐藏在需求约束型经济的表象下，不被当局和学

界所认识。见图 13。

图 13　开放条件下“新供给约束型经济”从事前不均衡到事后均衡



至少从 20 世纪 80 年代起，日本经济就应该进入了新供给约束型经济。新供给约束型经济的基本特征有以下几个：第一，经济总量和人均量都位居世界前茅，且收入分配没有太大问题；第二，经济高涨主要依赖出口，投资和进口的主要影响因素都是出口；第三，经济低迷主要是出口受阻造成的，且财政政策和货币政策或诱发经济泡沫或基本上无效。根据图 12 的逻辑机制，在经济低迷时，总需求必须由总供给引领，方可重拾经济升势。在这样的经济态势下，总供给方面需要重新搭建区别于过去的创新性科技平台，而不是发明一两件无关大局的新产品。从日本经济正在忍受着划时代意义的折磨这一事实来看，当代世界经济的领先国家正在从“需求约束型经济”向“新供给约束型经济”（领先科技约束型经济）过渡。日本的经验表明，如果新科技产品供给一旦卡壳且出口严重受阻，政府在凯恩斯思想指导下强势干预经济只能有两个结果：第一，导致经济泡沫；第二，经济陷入长期低迷，在零增长左右徘徊。

（二）日本经济几种可能的前景

1.冲破领先科技约束，构建“有效供给”平台。

日本若能达到图 11 和图 13 描述的境界——成功构建高新科技平台，则可在内需方面有固定资本更新和耐用消费品更新两个方面的持续大动作，有效供给会在较长的时间里引领内需，形成经济增长的新格局。在外需方面，日本的出口也会有质的突破，重新引领技术潮流，再享昔日“产品唯我独精”的辉煌。考虑到日本是一个资源贫乏的国家，若重拾经济高速增长之势，会对世界经济有较大的拉动。

然而，日本虽是一个技术强国，但不是科学强国，日本人的强项是“学习—消化—吸收—创新”，却难以在科学层面领导新潮流。因此，率先实现高新科技供给的境界恐力所不及，这一出路比较遥远。

2.国际经济环境转向有利，继续大量出口。

日本在泡沫经济发生之前，就已经进入了新供给约束型经济时代。由于当时国际经济环境有利，能够以出口消化国内巨大的产能，且在原有的科技平台上不断新增投资。同时，日本必须看着美国的脸色行事，一旦得罪美国和欧洲，出口带动经济的模式便难以为继。广场协议之后，日本的本币升值、利率走低和金融自由化进程开始，这一重大变化迅速导致了两个先前不可能看到的事实：第一，日本出口受阻导致了投资受阻，进而使总产出低位徘回；第二，积极的财政政策和货币政策除了可以造成经济泡沫之外，基本上无效，这说明日本经济已经失去了凯恩斯经济学的“充要条件”——不是有效内需不足，而是有效外需不足和有效供给不足。解决有效供给不足的途径前面已有所分析，在此路不通的情况下，则势必纠缠于扩大出口的老路。日本如果能在扩大出口方面杀出一条血路，虽不能治病但可以救命，走出经济低迷也是没有问题的。

然而，日本能够扩大出口的重要前提是要有一个有利的国际经济环境。当前，欧美都陷于经济低迷之中，日元大幅度贬值的可能性不大，日本产品的价格就不可能下降；欧美经济

不振，来自日本的进口就不可能大幅增长。更为雪上加霜的是，亚洲新兴国家物美价廉的同类产品大面积地占据了原先属于日本产品市场，使日本重振出口的难度更大了。因此，日本从出口之路冲出低迷也是不容易的。

3.忍受长期经济低迷，或爆发深度萧条。

从 1991 年算起，至今日本经济低迷已逾 20 年，在前面讨论过的两条出路均走不通的情况下，日本经济低迷仍将继续，生产和研发中心逐步外移，产业空心化进程加剧。如果日本有关当局放任不干预，经济低迷的累积效应必将使日本经济发生深度萧条，退回到标准的需求约束型经济中，凯恩斯经济学的前提重现——有效内需不足，积极的财政政策和货币政策有效，日本经济在低谷中借助旧有的科技平台重新增长。但是，日本政府不会放弃凯恩斯主义的干预。正如美联储主席伯南克所说，1929~1933 年时没有凯恩斯，现在人人都是凯恩斯。因此，在日本有关当局的不断干预下，将来一段时间内的日本经济应既无大的起色，也难以发生深度萧条，继续在零增长水平附近徘徊。

四、结论

1.自 20 世纪 80 年代以来，日本进入了新供给约束型经济态势，大部分产能对内需而言属“无效供给”。由于缺乏“有效供给”，日本总供给无法引领国内需求增长，经济增长只能依赖出口。根据张乃丽（2012b）所做的统计分析和我们对日本财政政策与货币政策无效性的讨论，我们判断日本新供给约束型经济的基本特征有以下几个：第一，经济总量和人均量都位居世界前茅，且收入分配没有太大问题；第二，经济高涨主要依赖出口，投资和进口的主要影响因素都是出口；第三，经济低迷主要是出口受阻造成的，且财政政策和货币政策或诱发经济泡沫或基本上无效。

2.在新供给约束型经济态势下，日本经济的出路大致有如下几种：

第一，冲破领先科技约束，构建“有效供给”平台。但是，日本虽是一个技术强国，但不是科学强国，日本人的强项是“学习—消化—吸收—创新”，却难以在科学层面领导新潮流。因此，率先实现高新科技供给的境界恐力所不及，这一出路比较遥远。

第二，国际经济环境转向有利，继续大量出口。然而，日本能够扩大出口的重要前提是要有一个有利的国际经济环境。当前，欧美都陷于经济低迷之中，日元大幅度贬值的可能性不大，同时，亚洲新兴国家物美价廉商品的强劲出口使日本重振出口的难度更大了。因此，日本从出口之路冲出低迷也是不容易的。

第三，忍受长期经济低迷，或爆发深度萧条。在前面讨论过的两条出路均走不通的情况下，日本经济低迷仍将继续。如果日本有关当局放任不干预，经济低迷的累积效应必将使日本经济发生深度萧条，退回到标准的需求约束型经济中，日本经济在低谷中借助旧有的科技平台重新增长。但是，日本政府不会放弃凯恩斯主义的干预，因此，将来一段时间内的日本经济应既无大的起色，也难以发生深度萧条，继续在零增长水平附近徘徊。

参考文献：

[1] R.A.Musgrave,“Fiscal policy for industrization and development in Latin America”,Cainesville: University of Florida press,1960.
[2] W.W.Rostow,“Politics and stage of Growth”,Cambridge:University press,1971.
[3] 蔡林海、翟锋.日本的经济泡沫与失去的十年[M].经济科学出版社 2007 年版.
[4] 大田弘子.经济财政咨询会议的斗争[M].日本东洋经济新报社 2006 年版.
[5] 宫川努.长期停滞的经济学[M].日本东京大学出版会 2005 年版.
[6] 小川一夫、竹中平藏.政策危机和日本经济[M].日本评论社 2001 年版.
[7] 陈昭.日本从供给约束型经济向需求约束型经济转变研究[J].广东外语外贸大学学报，

2000(3).
[8] 陈作章.日元升值的命运[M].复旦大学出版社 2011 版.
[9] 陈作章.日本货币政策问题研究[M].复旦大学出版社 2005 版.
[10] 高长春.经济增长与财政政策[M].黑龙江出版社 2003 版.
[11] 何正斌.经济学 300 年，上册[M].湖南科学技术出版社 2000 年版.
[12] 江瑞平.激变重的日本经济[M].世界知识出版社 2008 年版.
[13] 林直道.怎样看日本经济[M].中国对外经济贸易出版社 2003 版.
[14] 刘巍.大萧条前后日本的进出口结构与总供求态势[J].国际经贸探索，2011(4).
[15] 刘巍、陈昭.大萧条中的美国中国英国与日本[M].经济科学出版社 2010 版.
[16] 庞德良.论日本公共投资困境与经济衰退长期化[J].财贸经济，2002(2).
[17] 日本经济蓝皮书（2011）[M].社会科学文献出版社 2011 年版.
[18] 阎坤.日本金融研究[M].经济管理出版社 1996 年版.
[19] 张捷.日本的银行不良资产与通货紧缩型经济萧条[J].日本学刊，2000(3).
[20] 张季风.挣脱萧条：1990—2006 年的日本经济[M].社会科学出版社 2006 年版.
[21] 张乃丽、刘巍（a）.从国外部门角度对战前日本总供求态势的研究——基于 M-L 条件和贸易条件学说的分析[J].国际经贸探索，2012(7).
[22] 张乃丽、刘巍（b）.外需不足、拉动内需与经济泡沫[J].中国计量经济史研究动态，2012(3).见 http://www2.gdufs.edu.cn/wtoresearch/xueshuchengguo/dongtai15.pdf
[23] 张淑英.从日本的实践看财政调节景气的局限性与副作用[J].世界经济，2000(9) .

附表 1　　国民经济若干指标（1）

年份	国债依存度	租税负担率	人均 GDP 增长率	货币供应量年增长率	流通国债收益率	日本汇率（直接标价法）	出口额增长率	设备投资增长率
1980	32.6	21.7	7.93	9.2	8.86	226.45	28.1	7.5
1981	27.5	22.6	5.79	8.9	8.12	220.83	15.7	3.8
1982	29.7	23	3.65	9.2	7.67	245.26	3.7	1.4
1983	26.6	23.3	3.82	7.4	7.36	237.61	0.9	1.9
1984	24.8	24	6.08	7.8	6.65	237.61	15.7	12.3
1985	23.2	24	6.51	8.4	5.87	238.05	3.9	15.1
1986	21	25.2	3.08	8.7	5.82	168.03	-16.8	5.0
1987	16.3	26.7	5.33	10.4	5.61	144.52	-6.0	8.2
1988	11.6	27.2	6.58	11.2	4.57	128.2	2.8	19.9
1989	10.1	27.7	6.9	9.9	5.75	138.11	11.9	10.7
1990	10.6	27.7	8.2	11.7	6.41	144.88	8.8	11.5
1991	9.5	26.6	4.46	3.6	5.51	134.59	1.9	-0.4
1992	13.5	25.1	1.7	0.6	4.77	126.62	1.5	-6.1
1993	21.5	24.8	-0.46	1.1	3.32	111.06	-6.9	-12.9
1994	22.4	23.8	1.11	2.1	4.57	102.18	0.5	-1.9
1995	28	24	1.46	3	3.19	93.97	2.3	3.1
1996	27.6	23.8	2.07	3.3	2.76	108.81	8.2	5.7
1997	23.5	24	0.64	3.1	1.91	120.92	13.7	4.0
1998	40.3	23.6	-2.26	4.4	1.97	131.02	-1.3	-8.2

1999	42.1	23.1	-0.93	3.7	1.64	113.94	-6.3	-0.6
2000	36.9	23.7	0.71	2.1	1.64	107.79	8.1	7.2
2001	35.4	23.7	-2.32	2.8	1.36	121.58	-5.9	-2.4
2002	41.8	22.3	-0.95	3.3	0.9	125.17	6.2	-2.9
2003	42.9	21.8	0.6	1.7	1.36	115.93	5.0	6.1

资料来源：日本经济蓝皮书（2011），社会科学文献出版社 2011 年版，第 333~375 页。

附表 2　　国民经济若干指标（2）　　上年=100，可比价格

年份	GDP 指数	居民消费指数	政府消费指数	总投资指数			
				总投资指数	公共投资指数	民间投资指数	
						设备投资指数	住宅投资指数
1980	102.8	101.1	103.1	99.1	95.8	107.9	90.8
1981	102.9	101.4	105.0	102.4	103.8	102.7	97.4
1982	102.8	104.4	104.7	99.7	96.9	101.1	98.8
1983	101.6	102.8	104.7	97.7	97.6	97.9	95.2
1984	103.1	102.4	102.8	105.0	96.8	108.5	97.0
1985	105.1	104.0	100.8	106.3	95.1	116.4	103.3
1986	103.0	103.3	103.7	104.2	102.1	106.2	119.9
1987	103.8	104.1	103.7	108.2	106.0	103.9	112.8
1988	106.8	104.9	103.6	113.4	104.2	117.1	98.4
1989	105.3	104.8	102.9	108.3	99.9	115.7	104.9
1990	105.2	104.6	103.2	107.7	104.4	110.1	94.6
1991	103.4	102.9	104.1	104.0	103.3	104.3	94.1
1992	101.0	102.6	102.5	97.1	114.3	92.9	98.9
1993	100.2	101.4	103.0	97.6	112.9	89.7	101.1
1994	101.1	102.7	103.2	98.7	101.3	94.3	107.2
1995	102.0	101.9	103.9	103.1	100.6	103.0	95.2
1996	102.7	102.5	102.9	107.3	105.7	101.6	111.8
1997	101.6	100.7	100.8	100.6	92.3	108.4	87.9
1998	98.0	99.1	101.8	94.3	95.2	93.5	85.3
1999	99.9	101.0	104.2	97.5	105.7	95.7	100.2
2000	102.9	100.7	104.3	103.1	90.0	107.5	100.9
2001	100.2	101.6	103.0	98.8	97.0	101.3	94.7
2002	100.3	101.1	102.4	93.4	95.2	94.8	96.0
2003	101.4	100.4	102.8	101.5	89.2	104.4	99.0

资料来源：日本经济蓝皮书（2011），社会科学文献出版社 2011 年版，第 333~375 页。

The new supply-constraint economy: the logic and prospect analysis of Japanese economy downturn

Liu wei Cai Qiao

Abstract: At least since the 1980s of last century, the majority of Japanese production capacity was "inefficient supply" to the domestic demand, the increasing of economy was motivated by the overseas market demand. Then, Japanese entered the " supply-constraint economic situation".During this period, Japanese basic characteristic were: firstly, the total economic output and per capita quantity of Japan stood on the top of the list among the world. Meanwhile, the residents income distribution was in a good condition and the residents consumption was stable always; secondly, it's economic expansion was mainly dependent on export which was also an important factor to affect the domestic investment; thirdly, the economic downturn of Japan was primarily due to the export stumble, apart from it, the consequence of implementing positive fiscal policy and monetary policy to solve the economic downturn was either generally useless or to stimulate the economic foam. On one hand ,it was impossible for Japan to create "effective supply" through a new technological revolution to boost domestic demand; On the other hand, the overseas demand of Japan was restricted by the unfavorable international economic environment. Accordingly, the Japanese recent economic outlook are more likely to continue to slump.

Key Words: Japan; monetary policy; fiscal policy; the new supply-constraint economy

作者简介：

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

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

手机：13929525214

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

2. 蔡俏，女，1987 年出生，湖北黄冈人。广东外语外贸大学国际经贸学院世界经济专业研究生，主要研究领域为日本经济。

电子邮箱：267004294@qq.com

手机：13560241674

邮政地址：广州市大学城广东外语外贸大学北苑 1 栋 528 510006