目　　录

总报告：宏观经济分析与预测：**2007-2008**

——财富结构快速调整中的中国宏观经济……

报告 **1**：中国宏观经济形势与政策：**2007-2008** 年……

报告 **2**：中国经济增长的速度、结构与效益……

报告 **3**：中国经济中资产结构的变化及其对货币政策的含义……

报告 **4**：流动性过剩条件下货币政策选择……

报告 **5**：中国金融部门和实体经济的分离：原因、可能的结果与对策……

报告 **6**：股权分置改革对股票市场效率和宏观经济的影响分析……

报告 **7**：金融动荡下的世界经济与中国失衡调整与中国经济的外生风险……

报告 **8**：调整转移支付制度，优化财政支出结构……

报告 **9**：财政分权、公众偏好和环境污染：

——来自中国省级面板数据的证据……

报告 **10**：能源价格调整对产业、物价与长期增长的影响

——基于投入产出方法的定量分析与测算……

报告 1：

中国宏观经济形势与政策：2007-2008 年

China's Macroeconomic Situation & Policies：2007-2008

内容摘要:

2007 年，中国经济将继续保持高速增长与低通货膨胀的良好配合格局，在将核心 CPI 指数上涨率控制在 2%以下的同时实现 11%以上的实际 GDP 增长速度。中国宏观经济管理应该继续实行稳健的财政政策与货币政策，采取中性的需求管理政策取向，在总体经济景气进入收缩阶段后延续其繁荣形态。

关键词：指标预测、反向软着陆

一、中国宏观经济指标预测

中国经济在经历 1991-2001 年间的完整波谷—波谷经济周期后，从 2002 年起重新进入本次经济周期的扩张阶段，并且在 2004 年完成从经济萧条到经济繁荣的总体经济景气周期形态转换。2005 年与 2006 年，中国宏观经济运行呈现高经济增长与低通货膨胀的良好配合格局，投资需求、消费需求与净出口需求平衡增长，重要原材料、能源、交通运输的瓶颈制约得到有效缓解。

中国经济在 2007 年继承 2006 年的强劲扩张趋势。随着实际经济增长率在 2007 年上半年逐季加速，固定资产投资增长过快、国际贸易顺差过大以及银行体系流动性过剩问题更加突出，最终消费品价格受粮食及其他农产品价格的成本推动而明显上涨。不过，2006 年以来逐步实行的加强和改善宏观调控政策，特别是稳中适度从紧的货币政策以及人民币实际汇率的持续升值，其选择性的需求紧缩政策效应已经显现，导致总体经济景气从 2007 年下半年起转折下行。2007 年，中国经济将继续保持高经济增长与低通货膨胀的良好配合格局，在将核心 CPI 指数上涨率控制在 2%以下的同时实现 11%以上的实际 GDP 增长速度。在增长型经济周期的位势上，2007 年构成本次经济周期的波峰年度。

2008 年，中国宏观经济管理应该继续实行稳健的财政政策与稳健的货币政策，采取中性的需求管理政策取向，兼顾经济稳定的内部平衡目标与外部平衡目标，进一步促进国内需求与国外需求以及投资需求与消费需求对经济增长的全面拉动，在总体经济景气进入本次经济周期收缩阶段后延续其繁荣形态。这样，在 2007 年实际 GDP 水平高于潜在 GDP 水平的基础上，2008 年实际 GDP 增长速度将向潜在 GDP 增长速度回归，使得实际 GDP 水平相应向潜在 GDP 水平回归。

依据中国人民大学中国宏观经济分析与预测模型—CMAFM 模型，分年度预测 2007-2008 年间中国宏观经济运行的基本形势，其主要预测结果如表 1 所示。其中，2008 年预测的主要宏观经济政策假设包括：（1）2008 年中央财政预算赤字为 1950 亿元；（2）2008 人民币与美元的平均兑换率为 7.00:1。

表 1　2007 年与 2008 年中国宏观经济指标预测

预测指标		2007年	2008年
1、国内生产总值（GDP）增长率（%）		11.44	10.50
其中：第一产业增加值		4.7	5.0
第二产业增加值		13.4	11.8
第三产业增加值		11.0	10.4
2、全社会固定资产投资	总额（亿元）	138158	171454
	增值率（%）	25.6	24.1
全社会消费品零售	总额（亿元）	88788	103971
	增值率（%）	16.2	17.1
3、出口	总额（亿美元）	12174	15095
	增值率（%）	25.6	23
进口	总额（亿美元）	9576	11606
	增值率（%）	21.0	21.2
4、狭义货币供应（M1）增长率（%）		20.7	18.5
广义货币供应（M2）增长率（%）		17.4	16.8
5、居民消费价格指数（CPI）上涨率（%）		4.5	3.7
GDP平减指数上涨率（%）		3.2	2.9

预测日期：2007 年 11 月

二、中国宏观经济形势分析

1．经济波动的周期形态

依据中国潜在国民收入的增长过程 $Y_t = \prod^{k}_{i=1} (Y_{t-i} \cdot (1 + \delta)^{i})^{w(i)}$，选择时滞阶数 $k = 5$ 与余弦权数系列 $w(i) = \cos((i-1) \cdot (\pi/2k))$，静态预测实际国民收入而建立 1983-2006 年间潜在国民收入时间序列，由此计算国民收入绝对缺口与相对缺口，如图 1 所示。按照增长型经济周期的标准波动形态，图 2 分年度定性 2001 年以来中国经济波动的周期位置。

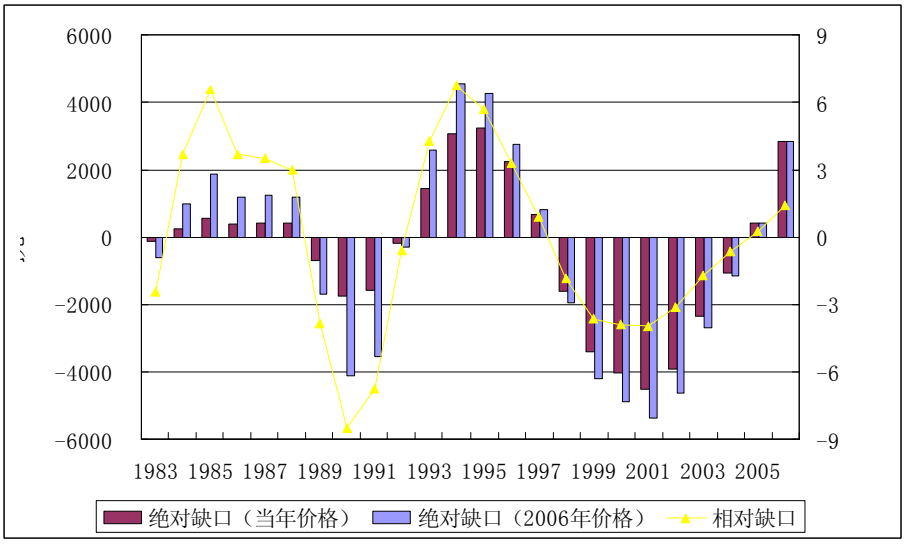


图 1　国民收入绝对缺口与相对缺口

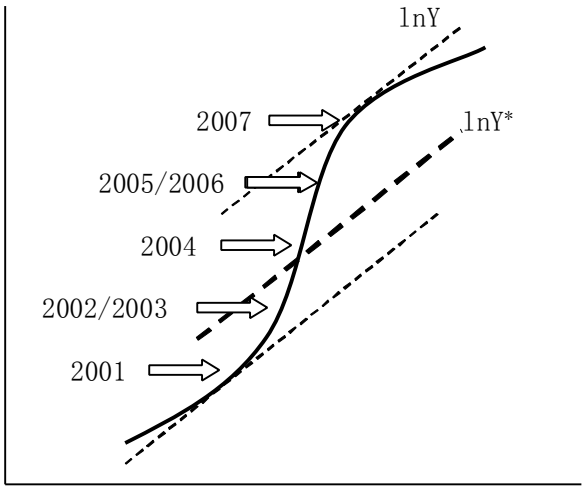


图 2　经济扩张过程与经济周期相位

在波谷年度 2001 年，国民收入相对缺口接近-4%。经过 2002 年与 2003 年补偿性高速增长，国民收入相对缺口至 2005 年仅略高于零基准。在连续 4 年实现两位数实际经济增长速度后， 2006 年国民收入相对缺口接近 1.5%。依据表1预测结果，若 2007 年与 2008 年实际经济增长速度分别为 11.42%与 10.17%，2007 年与 2008 年国民收入相对缺口将分别为 2.357%与 1.981%，在波峰年度 2007 年达到极大值后向零基准收敛并未过度偏离零基准状态。

2．定态通货膨胀率的历史趋势

从 1990 年代后期起，中国定态通货膨胀率已经显示低通货膨胀率的历史趋

势。以 1997 年为界对 GDP 平减指数与商品零售价格指数的自回归过程分期，区别 1993-1996 年间与 1997-2006 年间而测度中国动态通货膨胀率，其核算结果如图 3 所示。

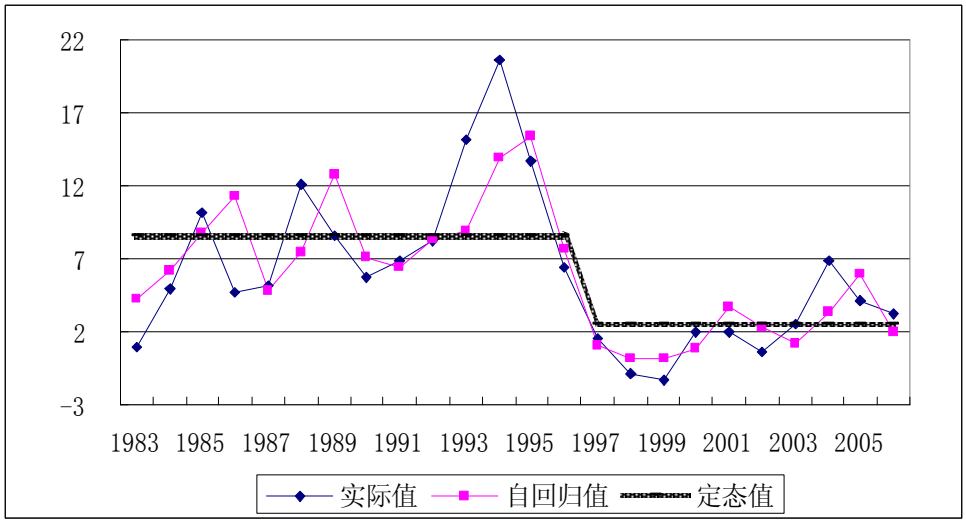


图 3（a） 通货膨胀率的时间途径及其定态值：GDP 平减指数

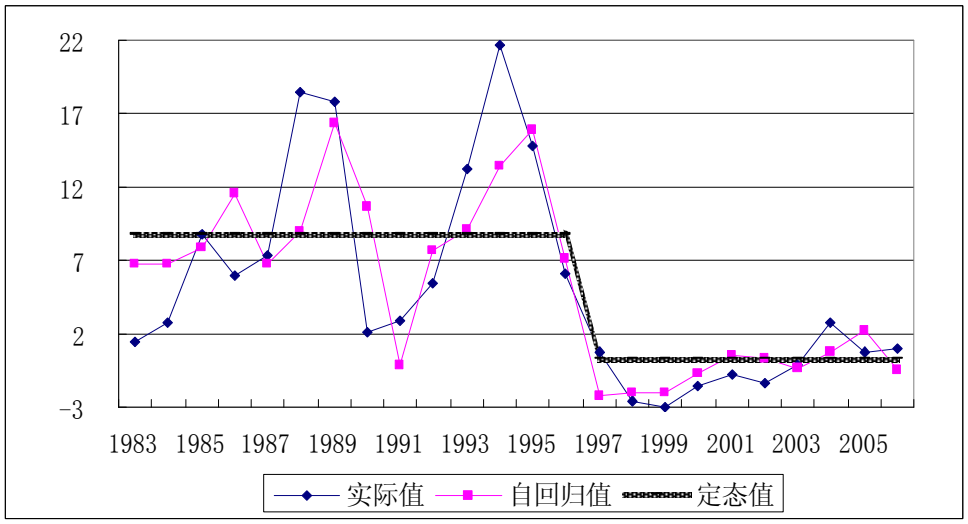


图 3（b）通货膨胀率的时间途径及其定态值：商品零售价格指数

中国经济已经达到中等国家收入水平，其二元结构特征尚未根本改变，然而其发展经验开始修正刘易斯二元经济模型：（1）在生存工资水平上，存在近似无穷的剩余劳动力。不过，生存工资水平具有自然和历史意义，必然随着继续城市化和工业化而上升；（2）随着人均收入水平上升，居民消费的恩格尔系

数下降。不过，在城市化和工业化过程中，粮食及其他农产品的需求规模不断扩大，而且较低的粮食价格刺激对粮食及其他农产品的替代性需求。

2007 年以来中国粮食及其他农产品价格上涨，主要反映农业生产条件的实质变迁。。有必要继续转移农村剩余劳动力和提高农产品价格，在农产品实物产量增长有限的条件下，提高农业生产的劳动生产率和保持农业生产的比较收益。农业生产无法长久建立在廉价劳动力的密集使用基础上，不应该而且也不可能抑制农产品价格的结构性上升。由于以名义（headline）CPI 指数度量的价格稳定目标对应非合意的需求紧缩和通货紧缩状态，中国货币政策的短期价格稳定目标应该以核心 CPI 指数度量，其实现有赖于非农业劳动生产率对工资食物成本的充分吸收从而抑制单位（非农业）产品劳动成本上升。

3．均衡化的短期调整过程

中国宏观经济分析方法存在着结构主义与货币主义的类型区别。结构主义假设国有企业和地方政府以及非国有企业存在非理性的投资行为，而货币主义假设人民币汇率相对于国际收支平衡目标低估。结构主义与货币主义同样认为，固定资产投资、银行体系流动性与国际贸易顺差相互激发，最终形成如图 4 所示的不稳定循环过程。

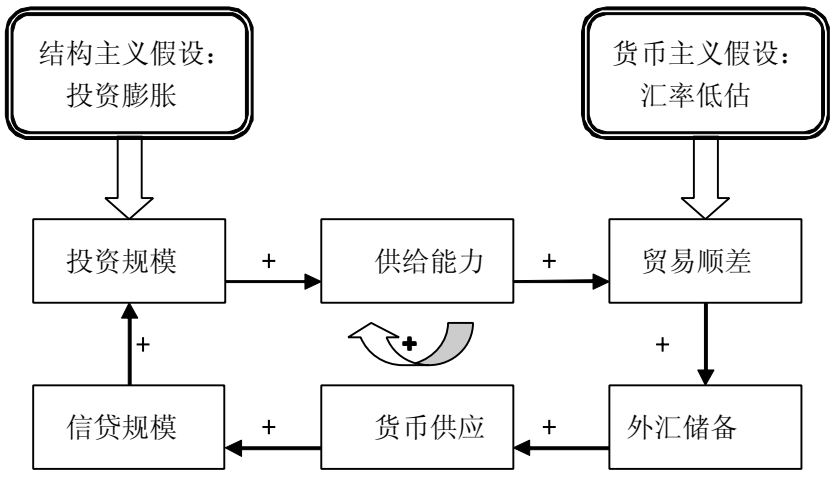


图 4　结构主义观点与货币主义观点：正反馈过程

结构主义从固定资产投资规模膨胀起始，描述中国宏观经济的链式运行过

程：“投资规模增加 → 国内供给能力增加（超过国内吸收能力） → 净出口增加（吸收国内供给能力） → 外汇储备增加 → 货币供应增加 → 信贷规模增加 → 投资规模增加”；相应地，提出控制固定资产投资规模的基本政策主张。货币主义从人民币汇率低估起描述，中国宏观经济的链式运行过程：“净出口增加 → 外汇储备增加 → 货币供应增加 → 信贷规模增加 → 投资规模增加 → 国内供给能力增加（超过国内吸收能力） → 净出口增加（吸收国内供给能力）”；相应地，提出升值人民币汇率的基本政策主张。

中国国民收入的高储蓄倾向可以从经济体制转型、生命周期阶段以及经济波动形态多层面进行解释。虽然固定资产投资规模增长较快，但是巨额国际贸易顺差表明国内投资需求相对于国内储蓄能力仍然不足；虽然中国国际贸易顺差有着包括国内贸易方式、国际贸易趋势和全球经济结构调整在内的多种结构性原因，无法唯一通过人民币汇率升值消除国际贸易顺差，但是巨额国际贸易顺差反映人民币汇率相对于国际收支平衡目标明显低估。基于这样的推论前提，在固定资产投资、银行体系流动性与国际贸易顺差的链式作用过程中，凯恩斯主义认为存在如图 5 示的缩小国内储蓄剩余和升值人民币汇率的均衡化调整机制。

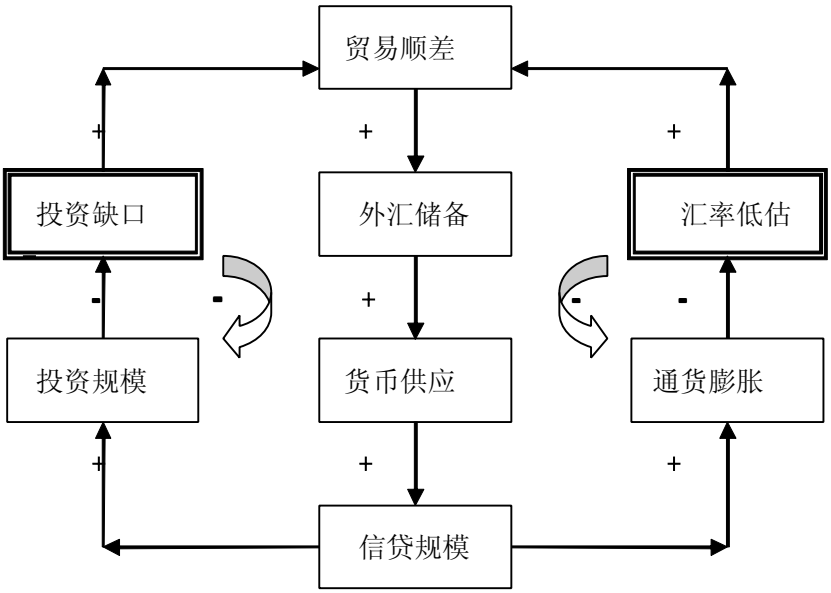


图 5　凯恩斯主义观点：负反馈过程

从国内投资缺口促进国际贸易顺差起始，凯恩斯主义分析方法揭示缩小国内

储蓄剩余的稳定循环过程：“投资需求不足 → 国内吸收能力不足(低于国内供给能力）→ 净出口增加(吸收国内供给能力）→ 国际贸易顺差增加 → 外汇储备增加 → 货币供应(以及信贷规模)增加 → 投资规模增加 → 投资需求增加”。从人民币汇率低估促进国际贸易顺差起始，凯恩斯主义分析方法揭示升值人民币汇率的稳定循环过程:“汇率低估 → 净出口增加（吸收国内供给能力）→ 国际贸易顺差增加 → 外汇储备增加 → 货币供应(以及信贷规模)增加 → 投资规模增加 → 有效需求增加 → 通货膨胀率上升 → （实际）汇率升值”。

三、中国宏观经济政策评论

1．需求管理的中性取向与积极政策

面临高储蓄倾向的国民收入分配结构，中国宏观经济政策设计应该遵循凯恩斯主义研究路线，建立以投资需求管理为轴心的政策体系，实现高储蓄向高投资的有效转化，以充分积累的资本存量与相对短缺的劳动力互补而支持未来老龄社会。中国经济失业问题包含古典型失业与凯恩斯型失业，需要分别通过增加资本积累途径解决和通过增加有效需求途径解决。向投资需求倾斜的国民收入支出结构在短期内增加有效需求而在长期内增加资本积累，同时实现长期就业目标和短期就业目标。

费尔普斯的经济增长黄金律理论，描述高储蓄行为和高投资行为最终降低居民消费水平的动态无效率现象，在净资本边际生产率低于人口增长率与技术进步率总和的条件下发生。对于中国经济体系，没有观察到其净投资收益率低于人口增长率与技术进步率总和的普遍现象；同时，其人均资本存量向发达国家水平收敛的发展中国家性质，也是与黄金律加以比较并且选择最优国民收入储蓄比率的定态（steady state）模型对象不一致的。

罗斯托的经济发展阶段理论和库茨涅茨的现代经济增长理论，均认为国民收入投资比率提升是从传统经济向现代经济转变的前提条件和现代经济区别于传统经济的典型特征。对于日本和韩国这样的后发国家，由国民收入高储蓄比率驱动的大规模资本积累以及相应的体现型（embedded)技术进步，构成其成功赶超战略的核心部分。即使作为先发国家的美国经济，其在信息技术革命中的

领先优势同样依赖大规模资本积累。美国经济的贸易和财政双赤字以及居民收入高消费倾向，给出其国内投资不足的扭曲印象而低估其国民收入投资比率。

由于重型化经济结构特点，中国经济承受石油和原材料产品价格大幅度上涨的严重逆向供给冲击，然而在保持价格稳定的同时实现快速经济增长，其动态效率和弹性表现优异。在本次经济周期的扩张阶段，高投资行业的（事后）产能平衡和高投资回报显示中国经济市场机制效率与分散投资理性。高投资行业的产品价格首先因需求增加而上升、随后因供给增加而下降的超调现象，属于需求拉动型产品投资周期的典型价格行为。

2. 微撞操作与反向软着陆

20 世纪 80 年代以来，中国经济在体制改革、对外开放与经济发展三重协同转型方面取得长足进步，奠定持续高速增长的资源、技术和制度基础。中国宏观经济管理应该建立最高可持续经济增长率目标（HSGR），作为需求管理的政策指导线，避免政策偏好从计划经济时代的速度饥渴逆转为市场经济时代的速度恐慌而导致非理性经济萧条。同时，抑制微观税收负担的过度累进趋势和宏观税收负担的过快增加趋势，在保持财政预算的中性需求管理取向同时确立税收政策的经济增长支持（pro-growth）倾向。

在本次经济周期的扩张阶段，对中国经济增长潜力及其可持续性的事前估计是普遍保守的，不仅事前核算的潜在 GDP 增长速度极限被实际 GDP 增长速度连续突破，而且事前预测的实际 GDP 增长速度拐点时刻由于实际 GDP 加速增长而反复延迟。面临持续扩展而实时未知的潜在总供给能力，中性取向的需求管理操作有必要采取微撞（fine-tapping）模式，即重复“小幅度增加总需求 → 等待并且观测通货膨胀反应 → （若无通货膨胀加速反应）小幅度增加总需求/（若有通货膨胀加速反应）小幅度减少总需求”的操作过程，通过间歇增加总需求而探索潜在总供给前沿。

在新古典主义与新凯恩斯主义以后进行的宏观经济学实用综合，倾向于肯定凯恩斯定理的短期正确性与萨伊定理的长期正确性。然而，由于总供给对总需求的灵敏响应以及实际总供给在短期内形成潜在总供给的滞后效应，凯恩斯定理能够在短期和长期同时成立，在相当范围内需求能够在长期内创造自己的供给。2002 年以来中国经济扩张过程提供总供给与总需求的反向软着陆（reverse soft-landing）范例，即通过扩张有效需求增加实际总供给，进而通过增加实际总供给在短期内增加潜在总供给能力，最终在较高的潜在总供给

水平上实现总供给总需求平衡。

在中国经济成长过程中，资本市场能够适度超前发展，积极引导实体经济发展而使其与虚拟经济相适应，同样存在实体经济与虚拟经济反向软着陆的现实可能性。特别是在人民币升值和上市公司股权投资过程中，本币升值降低国内利率水平，而交叉持股使得上市公司分享资产价值重估收益，共同推动股票价格并且相应提高以生产性利润度量的市盈率指标，却能够在相当长时期内维持较低的以生产性利润和投资性利润度量的市盈率指标。

人民币渐进而坚定的可预期升值节奏，相当于为国内产业的汇率保护政策退出设立外部时间表，促进劳动力工资、人力资本投资与劳动生产率的良性互动。人口资源禀赋优势对于启动出口导向的经济发展模式是必要的，然而过分低廉的劳动力成本导致劳动力对资本的过度替代而阻止资本深化过程。动态购买力平价理论情景预测2006-2010年间人民币实际汇率年均升值6%而累计升值25%，其间中国货币政策应该与汇率政策相协调而符合政策目标算术：年度的通货膨胀率国内国际差距（$\pi^N - \pi^W$）与人民币名义汇率升值率（$-e$）的总和为6%，即（$\pi^N - \pi^W$）$- e = 6\%$。

技术附录一　潜在国民收入与定态通货膨胀率

1．容纳滞后效应的潜在国民收入

中国经济增长具有类似 AK 模型的结构性质而中国总量生产函数 $Y_t = \Phi \cdot K_t$。建立投资生产率的制造期投资（vintage investment）模型，假设 t 时期投资 I_t 按分布概率 $w(i)$ 在（t+i）时期形成资本存量 K_{t+i}，而资本存量生命周期为 k，从而 $\sum^{k}_{i=1} w(i) = 1$，$\log K_t = \sum^{k}_{i=1} (w(i) \cdot \log I_{t-i})$。对规模变量进行自然增长率 δ 的正规化处理，存在 $Y_t = \prod^{k}_{i=1} (Y_{t-i} \cdot (1 + \delta)^i)^{w(i)}$。

中国潜在国民收入容纳滞后效应（hysteresis），具有可变（不同于 δ 的）年度增长速度和固定时滞阶数。选择半周期长度时滞阶数 k = 5 与代表性余弦权数系列 $w(i) = \cos((i-1) \cdot (\pi/2k))$，使用 OLS 方法在 1978-2006 年间拟

合中国实际 GDP 自回归方程 $Y_t = \prod^{k}_{i=1} (Y_{t-i} \cdot (1 + \delta)^{i})^{w(i)}$，静态预测中国实际 GDP 时间序列而建立中国潜在 GDP 时间序列，由此计算 1983-2006 年间中国国民收入的绝对缺口指标与相对缺口指标，其计算结果如附表 A1 所示。

$$\mathrm{Log}Y_t = \sum^{5}_{i=1}(w(i) \cdot \mathrm{log}Y_{t-i}) + (1 + 0.099414) \cdot \sum^{5}_{i=1}(i \cdot w(i))$$

(26.67869)

$R^2 = 0.995977$，SE = 0.041887，DW = 0.560391。

附表 A1　中国国民收入缺口

年度	绝对缺口（亿元）		相对缺口（%）
	当年价格	2006 年价格	
1983	-147.83	-578.58	-2.4193
1984	258.22	962.84	3.7154
1985	555.99	1880.74	6.5719
1986	365.40	1180.71	3.6873
1987	408.26	1254.18	3.5043
1988	441.27	1209.08	3.0220
1989	-677.35	-1709.84	-3.8334
1990	-1731.32	-4130.62	-8.4872
1991	-1574.28	-3514.99	-6.7404
1992	-154.59	-319.00	-0.5709
1993	1445.96	2590.61	4.2669
1994	3059.30	4544.07	6.7776
1995	3251.95	4248.08	5.6515
1996	2265.48	2780.86	3.2875
1997	676.33	817.69	0.8638
1998	-1605.09	-1957.96	-1.8662
1999	-3397.05	-4197.79	-3.6498
2000	-4031.48	-4881.90	-3.9047
2001	-4510.09	-5351.80	-3.9505
2002	-3918.13	-4621.89	-3.1534
2003	-2344.97	-2696.36	-1.6972
2004	-1067.49	-1147.91	-0.6633
2005	417.56	431.04	0.2276
2006	2855.97	2855.97	1.3730

2．通货膨胀自回归过程与动态通货膨胀率

通货膨胀自回归过程 $\pi_t = C(0) + \sum_i(C(i) \cdot \pi_{t-i})$，在 $\sum_i C(i) < 1$ 必要条件下是历时稳定的，而实际拟合的 $(C(0) + \sum_i(C(i) \cdot \pi_{t-i}))$ 为通货膨胀率时间序列 π_t 的持久运动（persistent movement）成分，存在定态解 $\pi^* = C(0)/(1 - \sum_i C(i))$。

作为最终产品价格代表的中国商品零售价格指数与作为全部产品价格代表的中国 GDP 平减指数，其通货膨胀率（分别以变量 RPI 与 GDPPI 表示）在 1983-2006 年间为稳定的二阶自回归过程。

$GDPPI_t = 0.979166 \cdot GDDPI_{t-1} - 0.409525 \cdot GDPPI_{t-2} + 2.638199$

(5.02011) (-2.11511) (2.31556)

$R^2 = 0.582785$，adj $R^2 = 0.543050$，SE = 3.615186。

$RPI_t = 0.969081 \cdot RPI_{t-1} - 0.426315 \cdot RPI_{t-2} + 2.389496$

(4.90612) (-2.14723) (1.82211)

$R^2 = 0.559019$，adj $R^2 = 0.517021$，SE = 4.932708。

设立虚拟变量 DUM，1983-1996 年间 DUM = 0，1997-2006 年间 DUM = 0，以指示可能的时间趋势变迁。使用 OLS 方法在 1983-2006 年间重新拟合中国 GDP 平减指数通货膨胀率与商品零售价格指数的通货膨胀率，其附加时间趋势变迁的二阶自回归过程仍然历时稳定，并且拟合能力改善。

$GDPPI_t = 0.788133 \cdot GDDPI_{t-1} - 0.405333 \cdot GDPPI_{t-2} + 5.293250 - 3.735356 \cdot DUM$

(4.011874) (-2.295405) (3.400930)(-2.291211)

$R^2 = 0.669528$，adj $R^2 = 0.619957$，SE = 3.296952，DW = 1.921599。

$RPI_t = 0.709568 \cdot RPI_{t-1} - 0.461254 \cdot RPI_{t-2} + 6.586834 - 6.360877 \cdot DUM$

(3.631890) (-2.664595) (3.487309)(-2.787636)

$R^2 = 0.682415$，adj $R^2 = 0.634778$，SE = 4.289434，DW = 1.947802。

虚拟变量的负值回归系数，证实中国名义通货膨胀率从 1980 年代以及 1990 年代初中期的高通货膨胀阶段向 1990 年代后期以来的低通货膨胀阶段的演化过程，伴随着定态通货膨胀率的相应缓和化。依据公式 $\pi^* = C(0)/(1 - \sum_i C(i))$，分时期计算中国定态通货膨胀率： GDP 平减指数的定态通货膨胀率在 1983-1996 年间为 8.576%，在 1997-2006 年间为 2.524%；商品零售价格指数的定态通货膨胀率在 1983-1996 年间为 8.763%，在 1997-2006 年间为 0.301%。

技术附录二　需求管理的微撞操作

1．经典需求管理问题

原始菲利浦斯曲线 $\pi = \alpha \cdot U$ 经过弗里德曼和菲尔普斯的重新阐述，附加适应性通货膨胀预期而采取加速主义形式 $\pi = \alpha \cdot U + L[\pi]$，进而附加供给冲击而发展为所谓三角模型（triangle model）$\pi = \alpha \cdot U + L[\pi] + z$。其中，U 项、$L[\pi]$ 项与 z 项分别代表国民收入缺口、通货膨胀惰性与供给冲击。

经典菲利浦斯曲线倾向于假设潜在国民收入按固定速度自然增长，潜在国民收入形成因而无滞后效应。依据中国实际 GDP 指数与 GDP 平减指数年度数据，使用 OLS 方法在 1984-2006 年间估计菲利浦斯曲线 $\Delta \log P = \alpha \cdot \Delta \log Y + L[\log P]$，取得经典形式的中国菲利浦斯曲线 $\pi = \alpha \cdot (y - y^*) + L[\pi]$。

$$\Delta \log P_t = 0.146747 + 0.422931 \cdot \log P_{t-1} - 0.463124 \cdot \log P_{t-2}$$
$$(2.585716)\quad (3.497845)\qquad (-4.087011)$$
$$+ 1.186706 \cdot \Delta \log Y_t + [MA(2) = -0.954851]$$
$$(4.146570)\qquad (-29.27352)$$

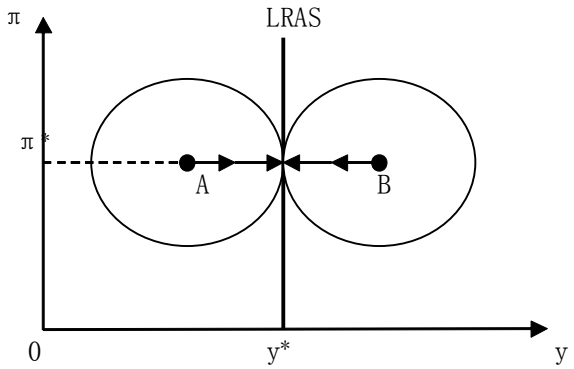
$R^2 = 0.833492$，$\text{adj } R^2 = 0.796491$，$SE = 0.022302$，$DW = 1.898354$。

对应于经典菲利浦斯曲线 $\pi = \alpha \cdot (y - y^*) + L[\pi]$，总供给函数采取卢卡斯供给函数形式 $y - y^* = \lambda \cdot (\pi - L[\pi])$。以二次型损失函数 $V = \theta \cdot (y - y^T)^2 + (\pi - \pi^T)^2$ 体现对经济增长目标 y^T 与通货膨胀目标 π^T 的保守型政策偏好，稳定取向的需求管理决策能够表述为极值问题。

$$\min \quad V = \theta \cdot (y - y^T)^2 + (\pi - \pi^T)^2$$
$$\text{s.t.} \quad y - y^* = \lambda \cdot (\pi - L[\pi])$$

在 y-π 平面上，保守型需求管理政策探索与总供给曲线 $y - y^* = \lambda \cdot (\pi - L[\pi])$ 相切的损失椭圆 $V = \theta \cdot (y - y^T)^2 + (\pi - \pi^T)^2$。建立通货膨胀率目标 $\pi^T = \pi^*$，若经济增长目标正确设定从而 $y^T = y^*$，保守型需求管理政策将同时实现价格稳定与持续经济增长目标。潜在国民收入的实时预测误差是无法避免的。然而，即使经济增长目标暂时错误设定从而 $y^T \neq y^*$，$V = \theta \cdot (y^* - y^T)^2 > 0$，损失椭圆也与长期总供给曲线 LRAS：$y = y^*$ 相切于点 (y^*, π^*)。通过预测事后学习而使得中心 (y^T, π^*) 趋近点 (y^*, π^*)，损失椭圆逐渐收缩而退化为点 (y^*, π^*)。

如附图 A1 所示，以点 A 与点 B 为中心的损失椭圆分别低估与高估潜在国民收入，随着经济增长目标校正而分别向左与向右收缩，然而与 LRAS 曲线长期在点 (y^*, π^*) 相切。在保守型政府的需求管理问题中，潜在国民收入固定而经济增长目标按照定性规则 $\Delta y^T \cdot (y^T - y^*) < 0$ 跨时调整，存在唯一的稳定均衡位置 (y^*, π^*)。



附图 A1　保守型政策的单一均衡

2．中国菲利浦斯曲线与保守型政策的多重均衡

附加容纳滞后效应的潜在国民收入变量，使用 OLS 方法在 1984-2006 年间重新估计菲利浦斯曲线 $\Delta \log P = \alpha \cdot \Delta \log(Y/Y^F) + L[\log P]$，取得修正形式的中国菲利浦斯曲线 $y - L[y] = \lambda \cdot (\pi - L[\pi])$。

$$\Delta \log P_t = 0.202594 + 0.638890 \cdot \log P_{t-1} - 0.671656 \cdot \log P_{t-2}$$

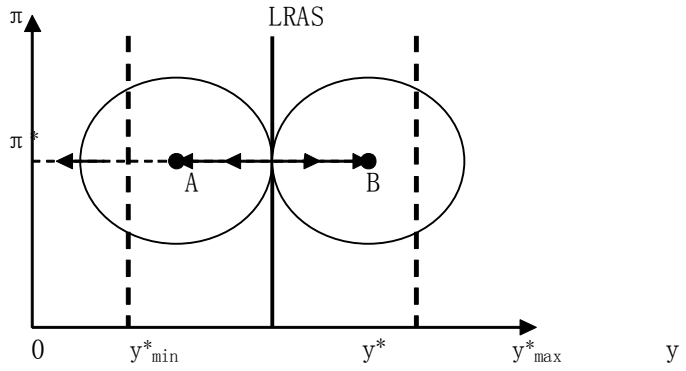
(4.229831) (6.819895) (-7.621481)

$+ 0.833224 \cdot \Delta \log(Y_t/Y^F_t) + [MA(2) = -0.905011]$

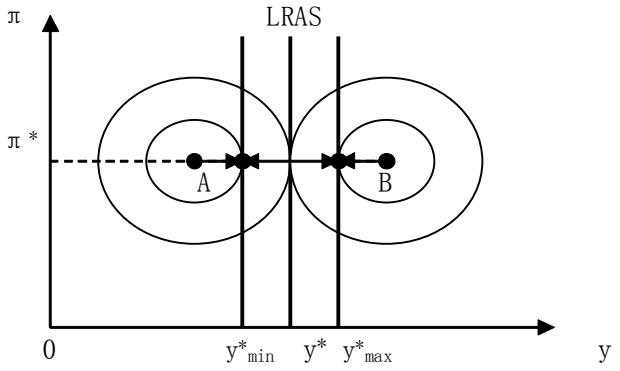
(4.519828) (-17.49174)

$R^2 = 0.861542$， adj $R^2 = 0.830774$， SE = 0.020337， DW = 2.332491。

修正形式的菲利浦斯曲线对于中国通货膨胀过程有良好的描述性能，支持可变的潜在国民收入时间趋势。假设滞后分布函数 L[y]是一次齐次的，潜在国民收入方程 $y^* = L[y^*]$ 有多重均衡解，存在潜在国民收入分布的技术可行区间 $y^* \in [y^*_{min}, y^*_{max}]$。在潜在国民收入的调整速度慢于通货膨胀预期的调整速度的经典假设基础上，假设经济增长目标的调整速度受公共决策过程影响而慢于潜在国民收入的调整速度。除初始经济增长目标恰巧设定于初始潜在国民收入的特殊情形外，最终实现的经济增长与通货膨胀均衡状态依存初始经济增长目标,如附图 A2 所示。



附图 A2（a） 保守型政策的多重均衡：$y^*_{min} < y^T < y^*_{max}$ 情形



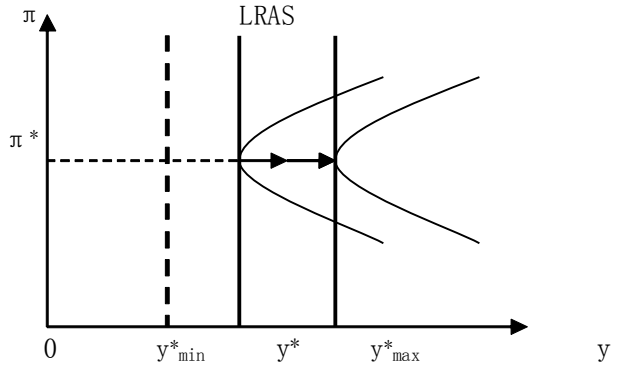
附图 A2（b） 保守型政策的多重均衡：$y^T < y^*_{min}$ 或者 $y^T > y^*_{max}$ 情形

在经济增长目标的初始设定相对温和而 $y^*_{min} < y^T < y^*_{max}$ 的附图 A2（a）情形下，以点A与B为中心而分别低估与高估潜在国民收入的损失椭圆，与LRAS曲线首先在点(y^T, π^*)相切，随后因潜在国民收入调整从而 LRAS 曲线移动，围绕原中心收缩而退化为点(y^T, π^*)。此时，经济增长目标固定而潜在国民收入按照定性规则 $\Delta y^* \cdot (y^* - y^T) < 0$ 跨时调整，虽然其稳定均衡位置是唯一的，然而依存初始经济增长目标而在区间 $[y^*_{min}, y^*_{max}]$ 随机分布。

在经济增长目标的初始设定相对极端从而 $y^T < y^*_{min}$ 或者 $y^T > y^*_{max}$ 的附图 A2（b）情形下，以点 A 与 B 为中心的损失椭圆与 LRAS 曲线首先相切于点(y^T, π^*)，并且随着 LRAS 曲线移动而围绕原中心收缩。在 LRAS 曲线到达极限位置 $y = y^*_{min}$ 或者 $y = y^*_{max}$ 而停止移动后，中心(y^T, π^*)分别趋近点(y^*_{min}, π^*)与点(y^*_{ax}, π^*)，而损失椭圆收缩而分别退化为点(y^*_{min}, π^*)与点(y^*_{ax}, π^*)。在调整前期，经济增长目标固定而潜在国民收入按照定性规则 $\Delta y^* \cdot (y^* - y^T) < 0$ 跨时调整；在调整后期，潜在国民收入到达技术极限而经济增长目标按照定性规则 $\Delta y^T \cdot (y^T - y^*) < 0$ 跨时调整。稳定均衡位置是唯一的，依存初始经济增长目标 $y^T < y^*_{min}$ 或者 $y^T < y^*_{max}$ 而分别位于技术上限 y^*_{min} 与技术下限 y^*_{max}。

3．进取型政策的单一均衡与反向软着陆

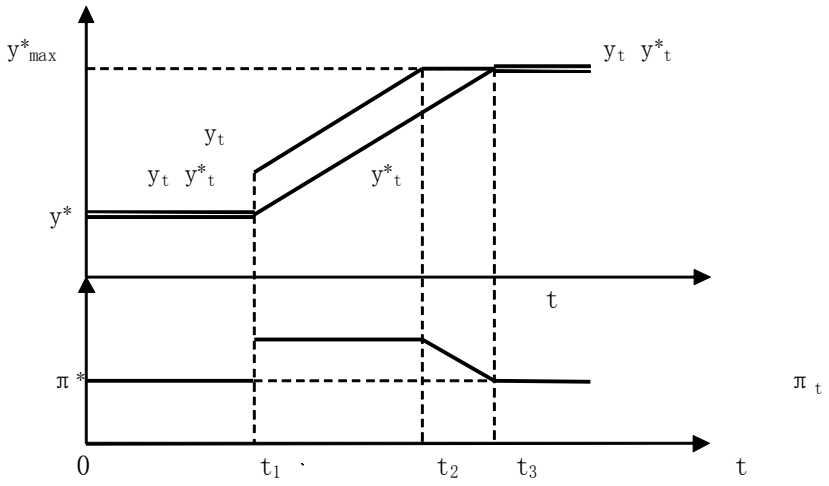
以抛物线 $V = (\pi - \pi^T)^2 - \theta \cdot y$ 体现对价格稳定目标与经济增长目标的进取型政策偏好，在 $y - \pi$ 平面上稳定取向的需求管理相应转化为探索与总供给曲线 AS：$y - y^* = \lambda \cdot (\pi - L[\pi])$相切的损失抛物线 $V = (\pi - \pi^T)^2 - \theta \cdot y$ 的优化过程，如附图 A3 所示。



附图 A3　进取型政策的单一均衡

损失抛物线与 LRAS 曲线首先在潜在国民收入初始水平 y* 上相切。随着潜在国民收入调整，损失抛物线引导 LRAS 曲线向右移动而到达极限位置 $y = y^*_{max}$ ，切点(y^*, π^*)沿轴线 $\pi = \pi^*$ 向右移动而最终稳定于均衡点(y^*_{max}, π^*)。在保守型需求管理问题中，潜在国民收入与经济增长目标同时跨时增长，稳定均衡位置(y^*_{max}, π^*)是唯一和确定的，能够实现最大可持续增长率目标(HSGR)。在实际国民收入以及潜在国民收入从历史均衡水平 y* 向生产可能性前沿 y^*_{max} 扩展的动态调整过程中，进取型需求管理政策能够通过微撞方式实现总供给与总需求的反向软着陆。。

如附图 A4 所示，总需求在时刻 t_1 增加而通货膨胀加速，拉动实际国民收入增长进而通过滞后效应促进潜在国民收入增长。从时刻 t_2 起，总需求保持稳定而潜在国民收入继续增长，国民收入缺口缩小而通货膨胀减速。至时刻 t_3，国民收入缺口消失而实际国民收入以及潜在国民收入扩展至生产可能性前沿 y^*_{max}，通货膨胀恢复至合意通货膨胀率目标 π^*。



附图 A4　国民收入与通货膨胀的时间路径

若社会可承受通货膨胀率上限为（π*+ ▽）而国民收入滞后分布函数 y* = L[y*] 的最大调整速率为 v，能够依据总供给函数 y－y* = λ·(π－L[π])刻划最快速动态调整过程的线性近似特征：（1）t_1 与 t_2 期间通货膨胀率为(π*+ ▽)，从而 t_1 与 t_2 期间实际国民收入线 y 与潜在国民收入线 y* 的垂直距离为(λ·▽)；（2）t_1 至 t3 的时间跨度为 $(y^*_{max} - y^*)/v$，t_2 至 t3 的时间跨度为(λ·▽)/v，从而 t_1 至 t_2 的时间跨度为 $(y^*_{max} - y^* - \lambda \cdot \triangledown)/v$；（3）$t_2$ 与 t_3 期间通货膨胀减速速率为(v/λ)。

技术附录三　响应本币升值和交叉持股的股票价格动态

1．股票价格与市盈率的基础均衡解

面向中国经济体系，修正股票定价的无风险套利方程 $P_t = (D_t + P_{t+1})/(1 + R^N)$，假设：（1）利率平价条件 $1 + R^N = (1 + R^W) \cdot (1 + \Delta E/E) = (1 + R^W) \cdot (1 + e)$，在本币升值过程中 $e < 0$;（2）上市公司利润包括不变的生产性利润以及比例于股票价格的投资性利润，即 $D_t = \bar{D} + \kappa \cdot P_{t+1}$，由于交叉持股 $\kappa > 0$。股票定价的无风险套利方程进化为 $P_t = (\bar{D} + (1 + \kappa) \cdot P_{t+1})/((1 + R^W) \cdot (1 + e))$，从而股票价格基础均衡解 $P^* = \bar{D}/((1 +$

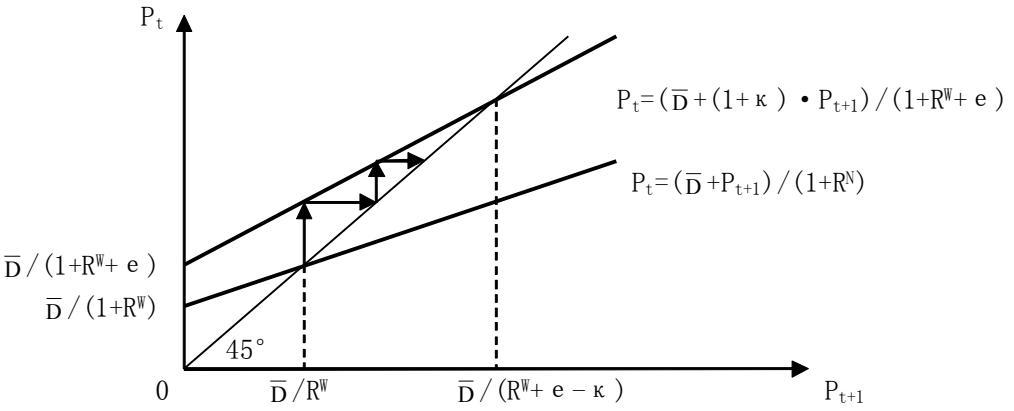
R^W)·(1 + e) − (1 + κ)) ≈ $\bar{D}/(R^W + e - \kappa)$。

在无本币升值和交叉持股的原始情形下，e = 0 而 κ = 0，利润 $D_t = \bar{D}$，股票价格基础均衡解 $P^* = \bar{D}/R^W$，从而市盈率基础均衡值 $P^*/\bar{D} = 1/R^W$。

在 e < 0 而 κ > 0 现实情形下，股票价格基础均衡解 $P^* = \bar{D}/(R^W + e - \kappa) > \bar{D}/R^W$，利润基础均衡值 $D^* = \bar{D} + \kappa \cdot P^* = \bar{D} \cdot ((R^W + e)/(R^W + e - \kappa))$。以生产性利润度量的市盈率 $P^*/\bar{D} = 1/(R^W + e \cdot (1 + R^W) - \kappa) \approx 1/(R^W + e - \kappa)$，$P^*/\bar{D} > 1/R^W$；以生产性利润与投资性利润共同度量的市盈率基础均衡值 $P^*/(\bar{D} + \kappa \cdot P^*) = 1/(R^W + e \cdot (1 + R^W)) \approx 1/(R^W + e)$，$P^*/\bar{D} > P^*/D > 1/R^W$。

2．股票价格与市盈率的动态调整过程

如附图 A5 所示，在 $P_{t+1} - P_t$ 平面上，直线 $P_t = (\bar{D} + P_{t+1})/(1 + R^N)$ 与 45° 线交点决定 e = 0 而 κ = 0 原始情形下的股票价格基础均衡解 $\bar{D}/R^N$。$1/(1 + R^N) < 1$，保证股票价格沿直线 $P_t = (\bar{D} + P_{t+1})/(1 + R^N)$ 稳定地前向收敛。



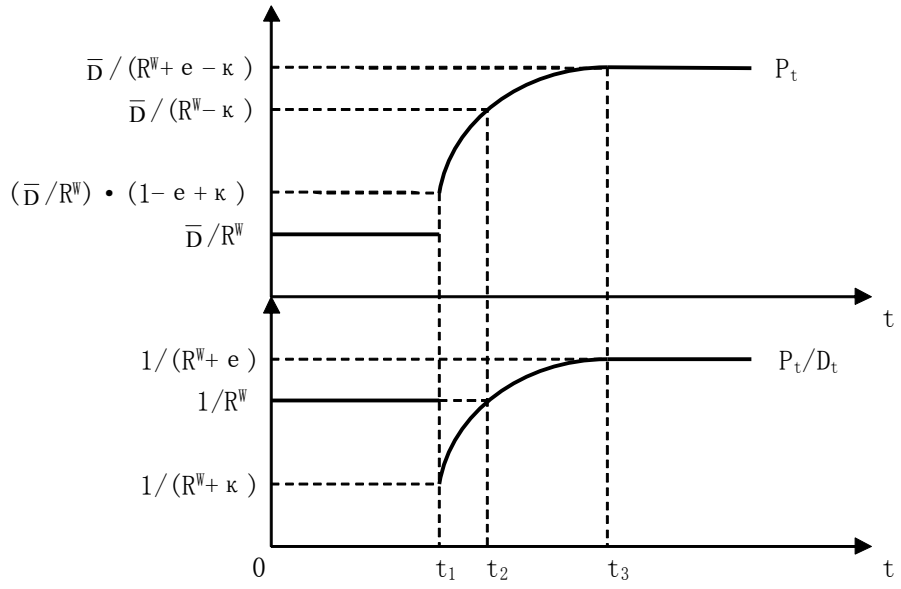
附图 A5　股票价格的动态调整

直线 $P_t = (\bar{D} + (1 + \kappa)\cdot P_{t+1})/((1 + R^W)\cdot(1 + e))$ 为 e < 0 而 κ > 0 现实情形下的股票价格无风险套利方程，其与 45° 线交叉而决定股票价格基础均衡解 $\bar{D}/(R^W + e - \kappa)$。假设 e 与 κ 数值微小，$(1 + \kappa)/((1 + R^W)\cdot(1 + e)) < 1$，从而仍然能够保证股票价格沿直线 $P_t = (\bar{D} + (1 + \kappa)\cdot P_{t+1})/((1 + R^W)\cdot(1 + e))$ 的前向收敛稳定性。

面临本币升值和交叉持股冲击，股票价格首先从原始均衡解 $\bar{D}/R^N$ 向上跳跃而到达直线 $P_t = (\bar{D} + (1 + \kappa)\cdot P_{t+1})/((1 + R^W)\cdot(1 + e))$，随后沿直线

调整而趋向基础均衡解 $\bar{D}/(R^W + e - \kappa)$。由 $P_t = (\bar{D} + (1 + \kappa) \cdot P_{t+1})/((1 + R^W) \cdot (1 + e))$ 可知，与 $P_{t+1} = \bar{D}/R^N$ 对应，$P_t = (\bar{D}/R^W) \cdot (1 + R^W + \kappa)/((1 + R^W) \cdot (1 + e))$，从而 $P_t/D_t = 1/(R^W \cdot (1 + R^W) \cdot (1 + e)/(1 + R^W + \kappa) + \kappa)$。此时，$\bar{D}/(R^W + e - \kappa) > P_t > \bar{D}/R^W$，$P_t \approx (\bar{D}/R^W) \cdot (1 - e + \kappa)$；$P_t/D_t < 1/R^W$，$P_t/D_t \approx 1/(R^W + \kappa)$。

股票价格与市盈率响应非预期的本币升值和交叉持股冲击，依据附图 5 而动态调整，最终形成附图 A6 的时间路径；其中，时刻 t_1 为本币升值和交叉持股的发生时间，而时刻 t_2 为动态调整的完成时间。股票价格与市盈率在时刻 t_1 分别向上跳跃与向下跳跃，随后均单调上升，直至时刻 t_3 达到超越原始情形的基础均衡解，而市盈率动态调整具有超调特征。



附图 A6　股票价格与市盈率的时间路径

由等式 $P_t/D_t = 1/R^W$ 确定股票价格临界值 $P_t = \bar{D}/(R^W - \kappa)$。如附图 A6 所示，市盈率在时刻 t_1 从原始均衡值 $1/R^W$ 向下跳跃至 $1/(R^W + \kappa)$，随后在股票价格上升的推动下持续增加，在时刻 t_3 收敛至目标均衡值 $1/(R^W + e)$。在时刻 t_2，当股票价格增加至临界值 $\bar{D}/(R^W - \kappa)$ 时，市盈率从期初水平 $1/(R^W + \kappa)$ 回复至原始均衡值 $1/R^W$。在本币升值和交叉持股发生后的时 t_1 至 t_2 调整期间，股票价格持续上升而市盈率低于原始均衡水平，出现上市公司

股票价格与市盈率配合的黄金时期。

报告 2：

中国经济增长的速度、结构与效益

Speed, Structure & Efficiency of China's Economic Growth

内容摘要:

中国经济具有投资驱动和资本深化的内生性增长特征，其容纳滞后效应的潜在国民收入能够较为准确度量实际经济周期和解释实际经济波动。由于经济增长速度部门分布的离散性是与总体经济增长速度正向相关的，中国经济的高速增长必然伴随着各经济部门的非平衡增长。中国能源使用效率持续改善，然而服务业与非服务业的生产过程在能源使用密集方面无明显差异。

关键词：经济增长、结构、能源效率

一、投资驱动的经济增长模式

在二元结构条件下，中国经济体系存在近似无穷的剩余劳动力供应。如图 1 所示，劳动供给曲线 L^S 以 $L = L^{max}$ 为渐近线，在 L**水平以下有近似无穷的供给弹性，而工资率在 L**水平以下处于由社会和历史因素决定的生存工资水平 $\bar{w}$。对于科布-道格拉斯型总量生产函数 $Y = F(K, L) = A \cdot K^{\alpha} \cdot L^{1-\alpha}$，其劳动边际产品 $MPL = dY/dL = (1-\alpha) \cdot A \cdot (K/L)^{\alpha}$。依据劳动需求均衡条件 $MPL = \bar{w}$，就业水平为 L*，从而相对过剩劳动力为 (L**-L*)。因此，均衡资本-劳动比率 (K/L)* 为工资参数 $\bar{w}$ 与技术参数 A 的时间函数，$(K/L)^* = (\bar{w}/(A \cdot (1-\alpha)))^{1/\alpha}$。

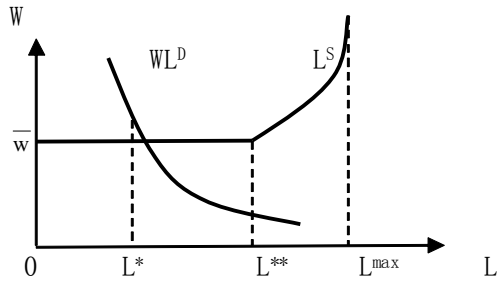


图 1　劳动供给、劳动需求与劳动就业

中国总量生产函数 $Y = A \cdot K^{\alpha} \cdot L^{1-\alpha} = A \cdot K \cdot (\omega(\bar{w}, A))^{\alpha-1}$。为描述生存工资与技术的历时变化，定义时间函数 $\Phi(t) = A \cdot (\omega(\bar{w}, A))^{\alpha-1}$，从而 $Y = \Phi(t) \cdot K$，资本边际产品 $MPK = \Phi(t)$。总量生产函数 $Y = \Phi \cdot K$ 蕴涵在短期内固定而在长期内随时间变化的边际资本产品，资本收益因而在短期内是非递减的。中国经济具有类似 AK 型经济增长模型性质，不仅资本积累对于中国经济增长过程是充分的，而且非递减的资本积累收益保证中国经济增长过程的内生性质。

由于初始资本存量数据缺乏，中国总量生产函数一般形式是无法估计的。中国总量生产函数 $Y = \Phi \cdot K$ 的时间微分方程 $dY/dt = \Phi \cdot (dK/dt) + (d\Phi/dt) \cdot K$，从而 $dY/dt = \Phi \cdot (dK/dt) + (d\Phi/dt) \cdot (Y/\Phi)$，即 $Y' = \Phi \cdot K' + (\Phi'/\Phi) \cdot Y$。在 $\alpha = \beta'/\beta$ 系数约束条件下，能够无需初始资本存量

数据，间接估计中国总量生产函数 $Y = \phi \cdot K$ 的差分隐函数形式 $\Delta Y_t = \alpha \cdot Y_{t-1} + \beta \cdot \Delta K_{t-1}$。

使用 LS 方法在 1981-2006 年间估计方程 $\Delta Y_t = \alpha \cdot Y_{t-1} + \beta \cdot \Delta K_{t-1}$，取得中国总量生产函数 $Y = \phi \cdot K$ 的差分隐函数形式，其计量结果如表 1 所示；其中，实际 GDP 指数与资本形成总额是以 2006 年价格核算的，均未经周期平滑处理，其周期波动因素由附加的自回归过程体现。定义时间变量 T，1981 年 T = 1，2006 年 T = 26。

表1　中国总量生产函数估计

$\Delta Y_t = C_1 \cdot Y_{t-1} + EXP(C_1 \cdot T) \cdot \Delta K_{t-1} + C_2 + [AR(1)= C_3]$				
系数	**估计值**	**标准差**	**t-检验值**	**P＞|t|**
C_1	-0.037005	0.002365	-15.64679	0.0000
C_2	-1177.586	287.1631	-4.100758	0.0004
C_3	0.657323	0.160510	4.095223	0.0004
R^2 = 0.937007　adj R^2 = 0.931530　SE = 318.4800　DW = 1.374352				

依据中国总量生产函数 $\Delta Y_t = C_1 \cdot Y_{t-1} + EXP(C_1 \cdot T) \cdot \Delta K_{t-1} + C_2$，时间函数 $\phi(t) = EXP(C_1 \cdot T) = EXP(-0.037005 \cdot T)$，从而资本-产量比率 $K/Y = 1/\phi(t) = EXP(-C_1 \cdot T)$，其在 1981-2006 年间按年平均速度 3.7005%指数增长。由资本积累驱动的中国经济增长过程表现出持续的资本深化特征。

二、经济增长的潜在能力

1．制造期投资模型

与资本生产率的制造期资本（vintage capital）模型相对应，建立投资生产率的制造期投资（vintage investment）模型。放弃有关技术进步嵌入资本存量的制造期资本模型经典假设，而假设投资在多时期形成资本存量，并且资本具有生命周期，其生产率在存续期间自然增长。

t 时期投资 I_t 按分布概率 w(i)在（t+i）时期生产资本存量 K_{t+i}，资本生命周期为 k，从而 $\sum^{k}_{i=1} w(i) = 1$，$\log K_t = \sum^{k}_{i=1}\{w(i) \cdot \log I_{t-i}\}$。基于 AK 型中国总量生产函数 $Y_t = \phi \cdot K_t$ 与投资-储蓄函数 $I_t = s \cdot Y_t$，对 K、Y 与 I 规模

变量进行自然增长率 δ 的正规化处理，存在 $\log Y_t = \sum^{k}_{i=1}\{w(i)\cdot(\log Y_{t-i} + i\cdot\log(1+\delta))\}$，从而 $Y_t = \prod^{k}_{i=1}\{Y_{t-i}\cdot(1+\delta)^{i}\}^{w(i)}$。

在制造期投资模型的分析框架下，潜在国民收入的增长过程容纳滞后效应（hysteresis），具有可变（不同于 δ）的年度增长速度和固定时滞阶数。各制造期投资对于既定时刻资本形成的生产率依密度函数 w(i)是有差异的，经过自然增长率 δ 修正后对于既定时刻国民收入形成的生产率却是无差异的。

选择半周期长度的时滞阶数 k = 5，分别在分布概率 w(i)为线性权数系列与余弦权数系列的代表性情形下，使用 OLS 方法在 1978-2006 年间依次拟合幂乘积形式的中国实际 GDP 指数自回归方程 $Y_t = (\prod^{5}_{i=1} Y_{t-i})^{1/5}\cdot(1+\delta)^{3}$ 与对数线性形式的中国实际 GDP 指数自回归方程 $\log Y_t = \sum^{5}_{i=1}\{w(i)\cdot\log Y_{t-i}\} + \log(1+\delta)\cdot\sum^{5}_{i=1}\{i\cdot w(i)\}$。其中，线性权数系列 w(i) = 1/k = 1/5；余弦权数系列 $w(i) = \cos((i-1)\cdot(\pi/2k)) = \cos((i-1)\cdot(\pi/10))$，在 $\sum^{k}_{i=1} w(i) = 1$ 正规化约束条件下其实际赋值如图 2 所示。

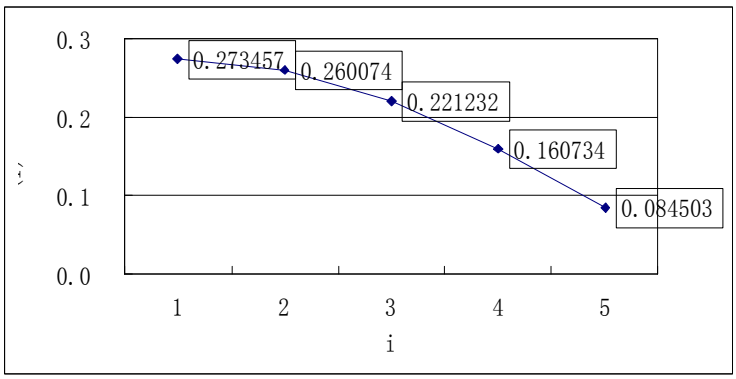


图 2　余弦权数：w(i) = cos((i - 1)·(π/10))

$$Y_t = \prod^{5}_{i=1}(Y_{t-i})^{1/5}\cdot(1 + 0.095895)^{3}$$

(40.54286)

R^2 = 0.996476，SE = 20.73975，DW = 0.376479。

$$\log Y_t = \sum^{5}_{i=1}\{w(i)\cdot\log Y_{t-i}\} + (1 + 0.099421)\cdot\sum^{5}_{i=1}\{i\cdot w(i)\}$$

(26.67886)

R^2 = 0.995977，SE = 0.041890，DW = 0.560367。

2．国民收入缺口与菲利浦斯曲线

在线性权数情形下静态预测中国实际 GDP 指数，在余弦权数情形下静态预测与动态预测中国实际 GDP 指数，建立 1983-2006 年间中国潜在国民收入时间序列，进而计算中国国民收入相对缺口。1983-2006 年间中国国民收入相对缺口的时间途径如图 3 所示。

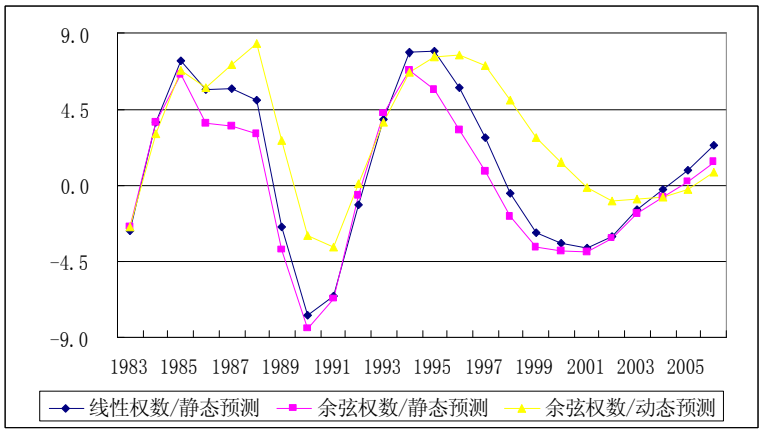


图 3　中国国民收入相对缺口的时间途径

在中国经济加速增长的历史背景下，由于线性权数系列历时平均分配而余弦权数系列向近时期倾斜，余弦权数情形比线性权数情形指示较为严重的经济收缩过程与较为缓和的经济扩张过程。同时，由于动态预测方法在实际国民收入 1982 年以前历史数据的支持下滚动模拟实际国民收入 1983-2006 年间历史数据，倾向于保持经济增长的历史惯性，动态预测方法比静态预测方法指示较为滞后的经济周期相位与较为缓和的经济萧条程度。

中国国民收入自回归方程的幂乘积形式和对数线性形式，其 OLS 方法拟合残差代表实际国民收入的经济波动成分，无法依据常规的拟合效果和显著性基准，评价并且选择潜在国民收入增长过程。为此，在经典菲利浦斯曲线 $\pi = \theta \cdot (y - y^*) + L[\pi]$ 的基础上，放弃潜在国民收入自然增长的经典假设而容纳其滞后效应，附加 $y^* = L[y]$而在 1984-2006 估计修正形式的中国菲利浦斯曲线 $\pi = \theta \cdot (y - y^*) + L[\pi]$，观察中国菲利浦斯曲线的修正形式相对于其经典形式的可能进步，如表 2 所示。除余弦权数的动态预测情形外，容纳滞后效应的潜在国民收入能够改善中国菲利浦斯曲线的总体拟合程度，并且在加剧通货膨胀自回归过程跨时波动的同时，减弱通货膨胀对国民收入缺口即期反应的敏

感性。

表 2　中国菲利浦斯曲线估计

$\Delta \log P_t = C_1 + C_2 \cdot \log P_{t-1} + C_3 \cdot \log P_{t-2} + C_4 \cdot \Delta \log(Y_t/Y^*_t) + [MA(2) = C_5]$				
类别	y* = const.	y* = L[y]		
		线性权数/静态预测	余弦权数/静态预测	余弦权数/动态预测
C_1	0.145685	0.224046	0.202027	0.264154
	(2.565120)	(4.471886)	(4.216622)	(4.255682)
C_2	0.426357	0.584128	0.639814	0.412482
	(3.512857)	(6.052765)	(6.822612)	(3.372834)
C_3	-0.039889	-0.620081	-0.672492	-0.453429
	(-4.062537)	(-6.850799)	(-7.621784)	(-3.958508)
C_4	1.177605	0.816652	0.830682	1.206017
	(4.093684)	(4.653028)	(4.497807)	(4.154909)
C_5	-0.952985	-0.920963	-0.903343	-0.958001
	(-29.08225)	(-23.60328)	(-17.21302)	(-31.43248)
R^2	0.832185	0.863771	0.860665	0.830726
adj R^2	0.794893	0.833498	0.829702	0.793109
SE	0.022391	0.020174	0.020402	0.022488
DW	1.906100	2.370973	2.333612	1.942421

三、经济增长速度的结构行为

1．经济增长速度部门分布模型

假设国民收入 Y 按速度 g 经历时间 ΔT 从 Y_0 增长至 Y_1，而 i 部门国民收入 Y^i 相应按速度 g^i 从 Y^i_0 增长至 Y^i_1，$Y_1 = EXP(g \cdot \Delta T) \cdot Y_0$，$Y^i_1 = EXP(g^i \cdot \Delta T) \cdot Y^i_0$。对于既定的国民收入水平初始 Y_0 与目标水平 Y_1，增长速度 g 与增长时间 ΔT 构成双曲线函数关系 $g \cdot \Delta T = \log(Y_1/Y_0)$。

假设国民收入部门结构由同时期国民收入水平决定。对应于初始国民收入水平 Y_0，初始国民收入部门结构 $S_0 = \{s^i_0\}$，从而 i 初始部门国民收入 $Y^i_0 =$

$s^i_0 \cdot Y_0$；对应于目标国民收入水平 Y_1，目标国民收入部门结构 $S_1 = \{s^i_1\}$，从而 i 部门目标国民收入 $Y^i_1 = s^i_1 \cdot Y_1$。因此，$s^i_1 = Y^i_1/Y_1 = EXP((g^i - g)\cdot \Delta T)\cdot(Y^i_0/Y_0) = EXP((g^i - g)\cdot \Delta T)\cdot s^i_0$，从而 $g^i - g = \log(s^i_1/s^i_0)/\Delta T$。

对于 i 部门国民收入增长弹性 $e^i = g^i/g$，$e^i = 1 + \log(s^i_1/s^i_0)/(g\cdot \Delta T)$，从而 $e^i = 1 + \log(s^i_1/s^i_0)/\log(Y_1/Y_0)$。各部门弹性系数 e^i 由初始国民收入水平 Y_0 与目标国民收入水平 Y_1 决定，而不单独依存其间增长速度 g 或者增长时间 ΔT。

设立国民收入增长速度的部门离散系数 X，以度量各部门增长速度 g^i 对总体增长速度 g 的离散程度，$X = (\Sigma_i\{s^i_0 \cdot (g^i - g)^2\})^{1/2}$，从而 $X = (\Sigma_i\{s^i_0 \cdot \log^2(s^i_1/s^i_0)\})^{1/2}/\Delta T$。由于分子项 $\Sigma_i\{s^i_0 \cdot \log^2(s^i_1/s^i_0)\}$ 仅决定于国民收入水平初始水平 Y_0 与目标水平 Y_1，$dX/d(\Delta T) < 0$，从而 $dX/dg > 0$，即预测国民收入增长速度的部门离散程度与总体增长速度是正相关的。

2．经济增长速度部门离散系数的协整分析与相关分析

按第一产业、工业、建筑业、交通运输仓储邮政业、批发零售业、住宿餐饮业、金融业、房地产业以及第三产业其他部门共 9 部门，分解并且计算 1978-2006 年间中国实际 GDP 增长速度的部门离散系数，其时间途径如图 4 所示，1978-2006 年间中国实际 GDP 增长速度的部门离散系数是与总体实际 GDP 增长速度相亲和的，并且与 2000 年以来总体经济波动的缓和化趋势相一致，其部门离散系数波动性历时下降。

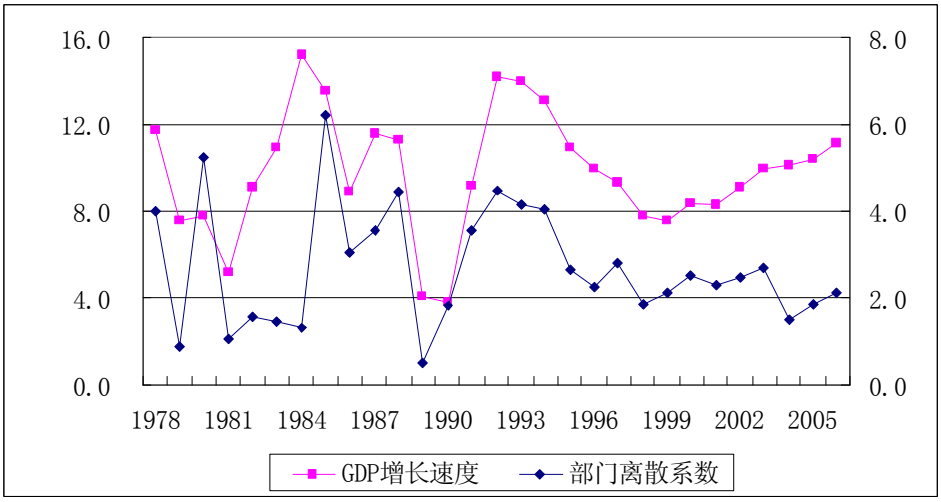


图 4　中国经济增长速度及其部门离散系数的时间途径

表 3 对 1978-2006 年间中国实际 GDP 增长速度与其部门离散系数的协整检验，证明二者在 5%统计显著水平上存在一次正向协整关系，其包含确定性线性趋势的正规化一阶协整方程为 X - 1.361598 • g + 0.017547 • T + 10.21942。

表 3　中国经济增长速度协整检验

零假设：协整方程次数	**特征值**	**似然比率**	**临界值：**5%
无	0.438764	26.86539	25.32
最多 1	0.341243	11.26982	12.25

如表 4 所示，1978-2006 年间中国 GDP 增长速度与其部门离散系数是正向相关的，然而从 2000 年起二者负向相关。使用 H-P 滤波离析中国实际 GDP 增长速度及其部门离散系数的历史趋势，进而对中国实际 GDP 增长速度的周期波动成分(g - g_HP)及其部门离散系数周期波动成分（X - X_HP）进行交叉相关分析。1978-2006 年间中国 GDP 增长速度与其部门离散系数的周期波动成分正向相关，但相关性并不显著。以 1992 年为界区分中国经济体系的计划机制主导时期与市场机制主导时期，中国 GDP 增长速度与其部门离散系数的周期波动成分在 1978-1991 年间仅微弱正向相关，而在 1992-2006 年间高度正向相关。

表 4　中国经济增长速度与其部门离散系数相关性：ρ(x，y)

x \ y	时期	g i = -1	g i = 0	g i = 1
X	1978-2006	0.2810	0.5174	-0.0149
	1978-1999	0.2864	0.5482	-0.0101
	2000-2006	-0.4687	-0.4621	-0.4496
x \ y	时期	g - g_HP(i) i = -1	g - g_HP(i) i = 0	g - g_HP(i) i = 1
X-X_HP	1978-2006	0.2407	0.5342	-0.0472
	1978-1991	0.2143	0.4803	-0.2316
	1992-2006	0.3956	0.8082	0.63565

四、能源消费需求与能源使用效率

1．能源消费需求函数

科布-道格拉斯型中国总量生产函数 $Y = F(K,L,E) = K^{\alpha} \cdot L^{\beta} \cdot (A \cdot E)^{1-\alpha-\beta}$，同时使用资本 K、劳动 L 与能源 E 三种投入因素，并且采取能源节约型技术进步而以参数 A 度量能源使用效率。资本边际产品 $MPK = dY/dK = \alpha \cdot (Y/K)$，劳动边际产品 $MPL = dY/dL = \beta \cdot (Y/L)$，能源边际产品 $MPE = dY/dE = (1-\alpha-\beta) \cdot (Y/E)$。

对于中国经济体系，假设：（1）在世界经济范围内，其经济影响仍然是小国经济，利率因而被国际资本市场外生决定在 $\overline{R}$ 水平；（2）在经济发展阶段上，其经济结构仍然是二元经济，工资率因而被社会和历史因素外生决定在 $\overline{w}$ 水平。依据资本需求均衡条件 $MPK = \alpha \cdot (Y/K) = \overline{R}$，$K = (\alpha Y)/\overline{R}$；依据劳动需求均衡条件 $MPL = \overline{w}$，$L = \beta \cdot (Y/L) = (\beta Y)/\overline{w}$。分别以 $(\alpha Y)/\overline{R}$ 与 $(\beta Y)/\overline{w}$ 代换变量 K 与 L，中国总量生产函数因而在 $Y = K^{\alpha} \cdot L^{\beta} \cdot (A \cdot E)^{1-\alpha-\beta}$ 的基础上具体化为 $Y = (\alpha Y)/\overline{R})^{\alpha} \cdot ((\beta Y)/\overline{w})^{\beta} \cdot (E \cdot M)^{1-\alpha-\beta}$，从而 $Y^{1-\alpha-\beta} = (\alpha/\overline{R})^{\alpha} \cdot (\beta/\overline{w})^{\beta} \cdot (E \cdot M)^{1-\alpha-\beta}$，由此取得中国能源消费需求函数的结构

方程 $E = (Y/A) \cdot ((\overline{R}/\alpha)^{\alpha} \cdot (\overline{w}/\beta)^{\beta})^{1/(1-\alpha-\beta)}$。

为容纳产业结构演化对能源消费需求的动态影响，扩展中国经济体系为由服务部门与非服务部门组成的两部门经济，并且假设服务部门与非服务部门的生产过程在资本-劳动相对密度以及能源使用效率方面无差异，然而二者在能源使用密集方面可能是有差异的。引入能源使用密度控制参数 k，$0 < k < 1/(\alpha+\beta)$，以下标“I”与“S”分别标志非服务部门与服务部门的规模变量，存在 $Y = Y_I + Y_S$，$E = E_I + E_S$。中国非服务部门生产函数 $Y_I = K_I^{\alpha} \cdot L_I^{\beta} \cdot (A \cdot E_I)^{1-\alpha-\beta}$，中国服务部门生产函数 $Y_S = K_S^{k\alpha} \cdot L_S^{k\beta} \cdot (A \cdot E_S)^{1-k\alpha-k\beta}$，从而中国非服务部门能源消费需求函数 $E_I = (Y_I/A) \cdot ((\overline{R}/\alpha)^{\alpha} \cdot (\overline{w}/\beta)^{\beta})^{1/(1-\alpha-\beta)}$。

基于能源价格 p，非服务部门能源需求均衡条件 $MPE_I = (1-\alpha-\beta) \cdot (Y_I/E_I) = p$，服务部门能源需求均衡条件 $MPE_S = (1-k\alpha-k\beta) \cdot (Y_S/E_S) = p$。因此，$(1-k\alpha-k\beta) \cdot (Y_S/M_S) = (1-\alpha-\beta) \cdot (Y_I/M_I)$，从而 $M_S = M_I \cdot (Y_S/Y_I) \cdot (1-k\alpha-k\beta)/(1-\alpha-\beta)$。

定义国民收入的服务部门产值比重 s，$s = Y_S/Y$。中国（总体）能源消费需求 $E = E_I + E_S = (1 + (s/(1-s)) \cdot (1-k\alpha-k\beta)/(1-\alpha-\beta)) \cdot ((\overline{R}/\alpha)^{\alpha} \cdot (\overline{w}/\beta)^{\beta})^{1/(1-\alpha-\beta)} \cdot (1-s) \cdot (Y/A)$，即 $E = (Y/A) \cdot (1 - s \cdot (k-1) \cdot (\alpha+\beta)/(1-\alpha-\beta)) \cdot ((\overline{R}/\alpha)^{\alpha} \cdot (\overline{w}/\beta)^{\beta})^{1/(1-\alpha-\beta)}$。

2. 能源消费需求与国民收入生产的结构性质

使用 OLS 方法在 1984-2006 年间估计中国（总体）能源消费需求函数 $Log(E_t/Y_t) = C_1 + C_1 \cdot T + \log(1 - C_3 \cdot \Delta s_{t-1}) + C_4 \cdot \log(1 + R_{t-1}) + C_5 \cdot \log(W_t/P_t)$，其计量结果如表 5 所示。其中，服务业国民收入比重系数 s 以其时间差分形式 Δs 出现，以强化中国经济服务化过程中产业结构的统计变异性。

表5　中国能源消费需求函数估计

$Log(E_t/Y_t) = C_1 + C_1 \cdot T + \log(1 - C_3 \cdot \Delta s_{t-1}) + C_4 \cdot \log(1 + R_{t-1}) + C_5 \cdot \log(W_t/P_t)$				
系数	**估计值**	**标准差**	**t-检验值**	**P>|t|**

C_1	4.797926	0.632977	7.579942	0.0000
C_2	-0.098483	0.021480	-4.584948	0.0002
C_3	0.023823	0.013696	1.739424	0.0990
C_4	2.329151	1.204831	1.933175	0.0691
C_5	0.729841	0.304534	2.396581	0.0276
R^2 = 0.963157 adj R^2 = 0.954970 SE = 0.067308 DW = 0.714298				

依据中国能源消费需求函数 $Log(E_t/Y_t) = C_1 + C_1 \cdot T + \log(1 - C_3 \cdot \Delta s_t) + C_4 \cdot \log(1 + R_t) + C_5 \cdot \log(W_t/P_t)$，$E_t/Y_t = e^{4.797926 - 0.098483 \cdot T} \cdot (1 - 0.098483 \cdot \Delta s_t) \cdot (1 + R_t)^{2.329151} \cdot (W_t/P_t)^{0.729841}$。除常规的替代性投入要素价格效应 $dE/d\overline{R} > 0$ 与 $dE/d\overline{w} > 0$ 外，中国能源消费需求的定性微积分包括经济规模效应 $dE/dY > 0$、使用效率效应 $dE/dA < 0$ 与产业结构效应 $dE/ds < 0$。

与理论模型 $E = (Y/A) \cdot (1 - s \cdot (k-1) \cdot (\alpha+\beta)/(1-\alpha-\beta)) \cdot ((\overline{R}/\alpha)^{\alpha} \cdot (\overline{w}/\beta)^{\beta})^{1/(1-\alpha-\beta)}$ 对照，中国能源消费需求函数结构方程的可计算形式揭示中国能源消费需求以及国民收入生产的经验性质：（1）$\Delta A/A = -C_1 = 0.098483$，中国能源使用效率因而在 1984-2006 年间按年平均速度 9.8483%指数增长；（2）$\alpha/(1-\alpha-\beta) = C_4 = 2.329151$，$\beta/(1-\alpha-\beta) = C_5 = 0.729841$，从而 $\alpha:\beta = 3.191313$，符合中国经济资本要素短缺而劳动要素过剩从而资本贡献超过劳动贡献的发展中国家特征；（3）$(k-1) \cdot (\alpha+\beta)/(1-\alpha-\beta) = C_3 = 0.023823$，由 $(\alpha+\beta)/(1-\alpha-\beta) = 3.058992$ 可知 $k - 1 = 0.007788$，中国非服务业部门的生产过程因而较服务业的生产过程并非明显能源密集。

数据资料附表

依据《中国统计年鉴》基础数据，附表 A1、A3 与 A4 核算中国 GDP 平减指数、居民储蓄存款年平均利率以及 GDP 增长速度部门离散系数，附表 A2 计量中国潜在国民收入与国民收入缺口。

附表 A1　中国国民收入、通货膨胀与资本形成

年度	GDP 总额			GDP 平减指数	资本形成总额	
	当年价格 亿元	1978 = 100	2006 年价格 亿元	1978 = 100	当年价格 亿元	2006 年价格 亿元
1978	3645.2	100.0	3645.20	100.0	1377.9	1377.90
1979	4062.6	107.6	3922.24	103.6	1478.9	1427.80
1980	4545.6	116.0	4228.43	107.5	1599.7	1488.08
1981	4891.6	122.1	4450.79	109.9	1630.2	1483.29
1982	5323.4	133.1	4851.76	109.7	1784.2	1626.12
1983	5962.7	147.6	5380.32	110.8	2039.0	1839.85
1984	7208.1	170.0	6196.84	116.3	2515.1	2162.24
1985	9016.0	192.9	7031.59	128.2	3457.5	2696.51
1986	10275.2	210.0	7654.92	134.2	3941.9	2936.68
1987	12058.6	234.3	8540.70	141.2	4462.0	3160.29
1988	15042.8	260.7	9503.04	158.3	5700.2	3601.01
1989	16992.3	271.3	9889.43	171.8	6332.7	3685.60
1990	18667.8	281.7	10268.53	181.8	6747.0	3711.30
1991	21781.5	307.6	11212.64	194.3	7868.0	4050.27
1992	26923.5	351.4	12809.23	210.2	10086.3	4798.70
1993	35333.9	400.4	14595.38	242.1	15717.7	6492.51
1994	48197.9	452.8	16505.47	292.0	20341.1	6965.85
1995	60793.7	502.3	18309.84	332.0	25470.1	7671.08
1996	71176.6	552.6	20143.38	353.3	28784.9	8146.29
1997	78973.0	603.9	22013.36	358.8	29968.0	8353.44
1998	84402.3	651.2	23737.54	355.6	31314.2	8806.89
1999	89677.1	700.9	25549.21	351.0	32951.5	9387.96
2000	99214.6	759.9	27699.87	358.2	34842.8	9727.81
2001	109655.2	823.0	30000.00	365.5	39769.4	10880.30
2002	120332.7	897.8	32726.61	367.7	45565.0	12392.21
2003	135822.8	987.8	36007.29	377.2	55963.0	14836.06
2004	159878.3	1087.4	39637.90	403.3	69168.4	17148.61
2005	183867.9	1200.8	43771.56	420.1	80646.3	19198.64
2006	210871.0	1334.0	48626.97	433.7	94103.2	21700.25

附表 A2　中国潜在国民收入与国民收入缺口

年度	潜在 GDP（2006 年价格，亿元）			国民收入缺口 （%）		
	线性权数静态预测	余弦权数静态预测	余弦权数动态预测	线性权数静态预测	余弦权数静态预测	余弦权数动态预测
1983	23966.31	23910.60	23910.60	-2.6477	-2.4209	-2.4209
1984	25907.08	25910.37	26084.59	3.7269	3.7137	3.0210
1985	28388.72	28612.59	28562.13	7.4107	6.5703	6.7586
1986	31428.28	32015.61	31375.29	5.6233	3.6856	5.8017
1987	35028.48	35783.42	34550.03	5.7333	3.5027	7.1976
1988	39222.94	40001.73	38018.30	5.0659	3.0204	8.3950
1989	43949.21	44595.75	41763.17	-2.4202	-3.8349	2.6874
1990	48256.00	48660.10	45909.62	-7.7223	-8.4887	-3.0062
1991	52052.57	52138.76	50480.50	-6.5875	-6.7419	-3.6784
1992	56181.80	55867.10	55504.55	-1.1294	-0.5725	0.0770
1993	60925.84	60703.76	61021.13	3.8852	4.2652	3.7230
1994	66385.33	67033.87	67084.86	7.8190	6.7759	6.6947
1995	73546.74	75154.60	73755.33	7.9595	5.6498	7.6542
1996	82565.52	84572.83	81089.05	5.7970	3.2859	7.7233
1997	92828.99	94644.98	89150.94	2.8354	0.8622	7.0780
1998	103446.61	104897.18	98013.96	-0.4917	-1.8678	5.0237
1999	114014.56	114993.02	107758.49	-2.8245	-3.6514	2.8172
2000	124425.75	125003.54	118472.07	-3.4600	-3.9062	1.3915
2001	135166.45	135448.00	130250.66	-3.7519	-3.9520	-0.1194
2002	146374.93	146542.35	143200.19	-3.0442	-3.1549	-0.8947
2003	158456.34	158844.07	157437.20	-1.4582	-1.6987	-0.8203
2004	172226.73	173040.33	173089.71	-0.1956	-0.6648	-0.6932
2005	188038.68	189338.49	190298.39	0.9449	0.2519	-0.2537
2006	206058.27	207993.10	209217.94	2.3356	1.3837	0.7901

附表 A3　中国经济增长速度与国民收入构成

（a）部门增长速度（%）										实际 GDP
年度	g^1	g^2	g^3	g^4	g^5	g^6	g^7	g^8	g^9	g
1978	4.1	4.1	16.4	-0.6	8.9	23.1	18.1	9.8	5.7	11.7
1979	6.1	6.1	8.7	2.0	8.3	8.7	11.1	-2.8	4.1	7.6
1980	-1.5	-1.5	12.7	26.7	4.3	-1.9	3.9	6.6	7.9	7.8
1981	7.0	7.0	1.7	3.2	1.9	29.5	17.5	4.3	-3.5	5.2
1982	11.5	11.5	5.8	3.4	11.4	-0.7	31.6	44.6	9.1	9.1
1983	8.3	8.3	9.7	17.1	9.5	21.2	19.4	27.0	5.2	10.9
1984	12.9	12.9	14.9	10.9	14.9	24.7	8.1	31.1	27.7	15.2
1985	1.8	1.8	18.2	22.2	13.8	33.5	6.3	16.9	25.0	13.5
1986	3.3	3.3	9.6	15.9	13.9	9.4	15.6	31.6	25.9	8.8
1987	4.7	4.7	13.2	17.9	9.6	14.7	9.7	23.3	29.3	11.6
1988	2.5	2.5	15.3	8.0	12.5	11.8	25.1	19.5	12.7	11.3
1989	3.1	3.1	5.1	-8.4	4.2	-10.7	9.9	25.9	15.9	4.1
1990	7.3	7.3	3.4	1.2	8.3	-5.3	3.5	1.9	6.2	3.8
1991	2.4	2.4	14.4	9.6	10.6	5.2	8.2	2.3	12.0	9.2
1992	4.7	4.7	21.2	21.0	10.1	10.5	27.0	8.0	34.7	14.2
1993	4.7	4.7	20.1	18.0	12.5	8.6	8.2	10.9	10.8	14.0
1994	4.0	4.0	18.9	13.7	8.5	8.2	27.1	9.4	12.0	13.1
1995	5.0	5.0	14.0	12.4	11.0	8.2	10.2	8.5	12.4	10.9
1996	5.1	5.1	12.5	8.5	11.0	7.6	6.8	7.5	4.0	10.0
1997	3.5	3.5	11.3	2.6	9.2	8.8	10.9	8.5	4.1	9.3
1998	3.5	3.5	8.9	9.0	10.6	6.5	11.1	4.9	7.7	7.8
1999	2.8	2.8	8.5	4.3	12.2	8.7	7.7	4.8	5.9	7.6
2000	2.4	2.4	9.8	5.7	8.6	9.4	9.3	6.5	7.1	8.4
2001	2.8	2.8	8.7	6.8	8.8	9.1	7.6	6.4	11.0	8.3
2002	2.9	2.9	10.0	8.8	7.1	8.8	12.1	6.9	9.9	9.1
2003	2.5	2.5	12.8	12.1	6.1	9.9	12.4	7.0	9.8	10.0
2004	6.3	6.3	11.5	8.1	14.5	6.6	12.3	3.7	5.9	10.1
2005	5.2	5.2	11.6	12.6	11.3	7.8	12.3	14.1	8.7	10.4
2006	5.0	5.0	12.9	13.7	8.3	10.9	13.6	18.5	9.1	11.1
（b）国民收入部门构成（%）										离散系数
年度	s^1	s^2	s^3	s^4	s^5	s^6	s^7	s^8	s^9	X
1978	28.2	44.1	3.8	4.99	6.65	1.22	1.87	2.19	7.01	3.9974
1979	31.3	43.6	3.5	4.77	4.94	1.08	1.65	2.13	7.07	0.8820
1980	30.2	43.9	4.3	4.69	4.26	1.04	1.65	2.12	7.83	5.2309
1981	31.9	41.9	4.2	4.51	4.72	1.11	1.63	2.04	7.99	1.0407
1982	33.4	40.6	4.1	4.64	3.22	1.17	2.16	2.08	8.58	1.5699
1983	33.2	39.9	4.5	4.61	3.33	1.22	2.50	2.04	8.74	1.4652
1984	32.1	38.7	4.4	4.70	5.04	1.34	2.83	2.25	8.62	1.3020

1985	28.4	38.3	4.6	4.68	8.90	1.53	2.88	2.39	8.29	6.2046
1986	27.2	38.6	5.1	4.85	8.30	1.59	3.47	2.90	8.03	3.0485
1987	26.8	38.0	5.5	4.71	8.79	1.55	3.73	3.17	7.68	3.5676
1988	25.7	38.4	5.4	4.56	9.86	1.61	3.89	3.15	7.45	4.4418
1989	25.1	38.2	4.7	4.78	9.04	1.63	5.67	3.33	7.60	0.5157
1990	27.1	36.7	4.6	6.25	6.80	1.62	5.45	3.55	7.88	1.8169
1991	24.5	37.1	4.7	6.52	8.42	2.03	4.85	3.51	8.36	3.5722
1992	21.8	38.2	5.3	6.27	8.93	2.17	4.85	4.09	8.44	4.4874
1993	19.7	40.2	6.4	6.15	7.97	2.02	4.73	3.90	8.95	4.1532
1994	19.8	40.4	6.2	5.78	7.83	2.09	4.64	3.96	9.27	4.0370
1995	19.9	41.0	6.1	5.34	7.86	1.97	4.60	3.87	9.22	2.6429
1996	19.7	41.4	6.2	5.31	7.87	1.88	4.51	3.68	9.52	2.2381
1997	18.3	41.7	5.9	5.25	8.01	1.98	4.57	3.70	10.67	2.7842
1998	17.6	40.3	5.9	5.52	8.19	2.12	4.38	4.07	11.95	1.8531
1999	16.5	40.0	5.8	5.76	8.33	2.16	4.24	4.09	13.09	2.0990
2000	15.1	40.4	5.6	6.21	8.22	2.16	4.12	4.18	14.12	2.5205
2001	14.4	39.7	5.4	6.27	8.32	2.19	3.97	4.30	15.41	2.2913
2002	13.7	39.4	5.4	6.23	8.31	2.26	3.83	4.44	16.39	2.4851
2003	12.8	40.5	5.5	5.83	8.22	2.30	3.67	4.54	16.66	2.6969
2004	13.4	40.8	5.4	5.82	7.79	2.29	3.37	4.49	16.62	1.4876
2005	12.5	42.0	5.5	5.91	7.38	2.29	3.44	4.49	16.53	1.8460
2006	11.7	43.3	5.6	5.71	7.19	2.29	3.60	4.50	16.07	2.0966

注释：产业 1：第一产业；产业 2：工业；产业 3：建筑业；产业 4：交通运输、仓储和邮政业；产业 5：批发和零售业；产业 6：住宿和餐饮业；产业 7：金融业；产业 8：房地产业；产业 9：第三产业其他部门。

附表 A4　中国利率、工资与能源消费

年度	居民储蓄存款利率	平均工资	能源消费总量
	（一年期，%）	（当年价格，元）	（标准煤，万吨）
1983	5.760		66048.6
1984	5.760	973.7	70936.2
1985	6.720	1148.0	76682.0
1986	7.200	1329.0	80850.0
1987	7.200	1459.0	86632.0
1988	7.680	1747.0	92997.0
1989	11.115	1935.0	96934.0
1990	9.928	2140.0	98703.0
1991	7.890	2340.0	103783.0
1992	7.560	2711.0	109170.0
1993	9.423	3371.0	115993.0
1994	10.980	4538.0	122737.0
1995	10.980	5500.0	131176.0
1996	9.172	6210.0	138948.0
1997	7.130	6470.0	137798.0
1998	5.035	7479.0	132214.0
1999	2.930	8346.0	133831.0
2000	2.250	9371.0	138552.6
2001	2.250	10870.0	143199.2
2002	2.018	12422.0	151797.3
2003	1.980	14040.0	174990.3
2004	2.027	16024.0	203226.7
2005	2.250	18364.0	224682.0
2006	2.349	21001.0	246270.0

报告 3：

中国经济中资产结构的变化
及其对货币政策的含义

内容提要:

2001年加入WTO后，外部需求带来的大量贸易顺差导致了中国经济外部不平衡，外部不平衡和金融控制政策两者共同导致了中国金融资产结构的不平衡。资产结构的改变使资产价格的波动对宏观经济的影响主要体现在:（1）由于金融机构的资金来源与资金运用结构性的不匹配，导致金融机构资产的市场价值对利率变化更为敏感，金融机构资产的市场价值存在越来越严重的利率风险暴露;（2）固定资产投资开始对利率敏感，尤其是近两年城镇住房固定资产投资对利率相当敏感;（3）尽管目前股票市场财富变化对城镇居民的实际消费影响不大，但股票市场的财富效应开始出现。

在综合考虑上述因素后，本报告认为不应当采取过急的货币政策来快速消除资产价格的上升，从而导致金融机构资产质量恶化和固定资产投资下降，尤其是城镇住房投资的显著下降，而住房投资的下降又会进一步推高城镇住房价格。谨慎的办法是采取小幅多频收紧的货币政策和金融管制及创新并举的金融政策来应对当前和未来一段时间内经济存在的潜在风险。对于房地产资产价格和股票市场的价格波动应该从局部市场入手来消除资产价格的大幅度波动。对于房地产市场，要加强从供给和需求双方制定针对性的政策。在供给方，由于强劲的需求，仍需加大供给，可在货币小幅多频紧缩的同时着手降低成本，如对土地购置费用实施管制，并规范需求，尤其是要大幅度提高对多套住房需求的边际成本，降低住房投资的预期收益，从而减缓拉动住房价格持续上升的动力。对于股票的价格波动要进一步发挥市场的定价机制，要通过股指期货来发展卖空机制，并在通过约束机构持有单家公司股票比例的基础上逐步引入单只股票的卖空机制，让对未来持有悲观预期的投资者能够有足够的权利来参入股票定价的形成机制。

关键词：资产结构变化、货币政策

一、导言

仅仅花了 10 年的时间，中国的外汇储备就从 1996 年的突破 1 千亿美元（1050.5 亿美元）到 2006 年的突破 1 万亿美元（1.07 万亿美元）。进一步看 90 年代以来的情况，1991-2000 年中国外汇储备累计仅为 1655.74 亿美元，而自 2001 年加入 WTO 到今年上半年，中国的外汇储备高达 13326.25 亿美元。可见，中国的外汇储备快速增加发生在加入 WTO 之后。在资本账户尚未完全自由兑换的汇率制度安排下，激增的外汇储备本身极大地改变了中国经济的资产结构，国家主权资产相当殷实。同时，在现有的汇率制度下，大量的外汇储备导致了宏观流动性问题。尽管中央银行通过发行央行票据来对冲外汇储备带来的货币被动投放数量并提高商业银行准备金率来收缩流动性，但由于贸易顺差的强劲增长，宏观流动性仍保持持续增长的态势。相比 2000 年末，2006 年底中国经济中 M2/GDP 的比例增加了 21.6%，M2/GDP 的比例达到 165%，经济中的金融负债已显著超过经济产出。过高的宏观流动性在资本追逐收益的驱使下，流向了房地产市场和股票市场，导致了房地产价格的快速上升和股票价格大幅度波动。在 2000-2006 年住房实际投资以年均 21.3%的速度增长的同时[1]，城市商品房价格以年 10.6%的速度逐年上升[2]；尤其最近两三年，北京、上海等大城市的住房价格成倍增长，住房价格上涨呈现区域不平衡态势。股票市场价格更是呈现急剧上升并大幅波动的特征。上市和深市的 A 股月均市盈率分别由 2005 年 11 月的最低值 15.63 和 2005 年 9 月的 16.45 急剧上升到 2006 年 8 月的最高值 59.24 和 71.49。中国经济中的宏观流动性的作用开始逐步得到释放。由贸易顺差带来的宏观流动性导致的资产价格变化进一步改变了中国经济中的资产结构，使股票资产和房地产资产在中国经济中的重要性快速增加。2006 年底股票市值/GDP（SC/GDP）已达到 43%；城市住房市场价值/GDP（HV）达到 168%[3]。

因此，在既有的汇率制度安排下，外贸顺差的强劲增长带来了宏观流动性的累积，宏观流动性的累积导致了全社会资产结构的显著变化。这种资产结构变化将显著改变资产的风险暴露路径，突出体现在利率变化将影响投资者持有

[1] 这里的增长率是 2001-2006 年各年度增长率的简单算术平均值。

[2] 按照中宏数据库提供的来源于国家计委（现发改委）、国家统计局和国家信息中心的数据，2000-06 年全国住房平均价格的年几何增长率为 10.6%。

[3] 股票市值/GDP 依据《中国统计年鉴 2007》数据计算；住房价值的计算方法参见本报告的第二部分。

的资产价值，资产价值的改变以及这种改变了的资产价值会以投资者负债价值变化的形式反映到金融机构的资产质量上，进而可能影响整个社会的投资和消费，这就是宏观流动性累积给中国宏观经济带来的潜在风险。

二、中国经济中资产结构的变化

（一）、贸易顺差的快速增长和人民币升值预期导致的资金流入共同导致了中国外汇储备资产的大幅度上升。其中，贸易顺差在储备资产增加中起到了最重要的作用。

2001 年底中国的外汇储备只有 2121.7 亿美元，而 2006 年底则达到 1.07 万亿美元，2007 年 6 月进一步上升到 1.33 万亿美元。外汇储备资产的快速增加本身显著改变了中国经济中的资产结构，表现为储备资产/GDP 逐年快速上升（图 1）。同时在资本账户非完全自由兑换的汇率制度下带来了基础货币的增长，引发了宏观流动性过剩的问题，从而引起了其他资产价格的快速上升，进一步改变了中国经济中的资产结构。

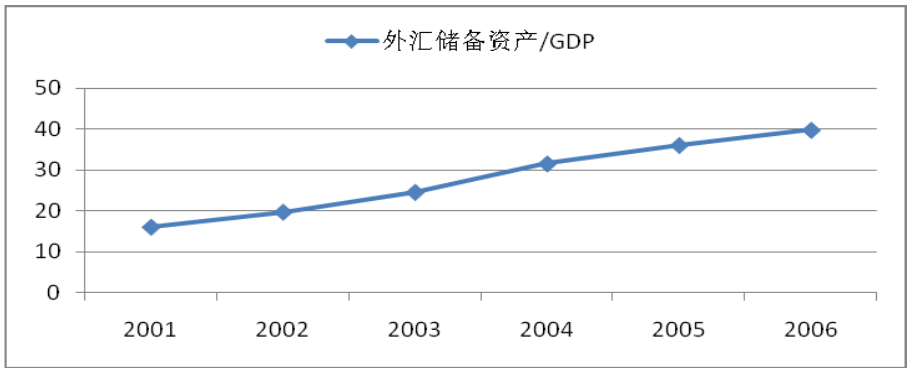


图 1　中国经济中的外汇储备资产/GDP 的变化（%）

资料来源：《中国统计年鉴》历年。

推动中国外汇储备增加的主要原因是外贸顺差的快速增长，人民币升值预期导致的非贸易、非 FDI 资金流入也起到了相当大的作用。1996-2006 年中国外汇储备的增加额为 9613 亿美元，而 1997-2006 年累计的贸易顺差额为 5270 亿美元。可见，这一时期外汇储备增加额中的 55%来自贸易顺差。在加入 WTO 之后，贸易顺差对外汇储备增加额的贡献率有所下降。2001-2006 年中国外汇储备增加额为 8541.8 亿美元，2002-2006 年贸易顺差的累计额为 3672.3 亿美元，这一时期外汇储备增加额中的 43%来自贸易顺差。事实上，2001 年以来是中国贸易顺差快速增长时期，贸易顺差在外汇储备增加额中所占份额下降的主要原

因是来自非贸易、非 FDI 资金的流入的快速上升，尤其表现在 2002-2005 年期间。2002-2005 年中国外汇储备增加额达到 5324.7 亿美元，而 2003-05 年的贸易顺差累计为 1593.3 亿美元。而到了 2006 年，这一情况发生了显著变化。2006 年的外汇储备比 2005 年增加了 2474.7 亿美元，同时，2006 年贸易顺差额为 1774.7 亿美元，当年贸易顺差占当年外汇储备增加额的 71.7%。贸易顺差成为影响外汇储备增长最重要的因素。

（二）、高投资提高了中国经济中资本存量价值的上升。由于对折旧率估算存在不同的观点，固定资产存量的市场价值也因此存在不同的估算结果。但总体上，中国经济中固定资产的市场价值是不断增加的。

高投资一直是中国经济增长的主要动力之一。1991-2006 年，中国经济固定资产占 GDP 的份额的年平均水平达到 36.3%,而且一直呈现出逐步增加的态势,到 2006 年达到最高值(52.5%)(图 2)。

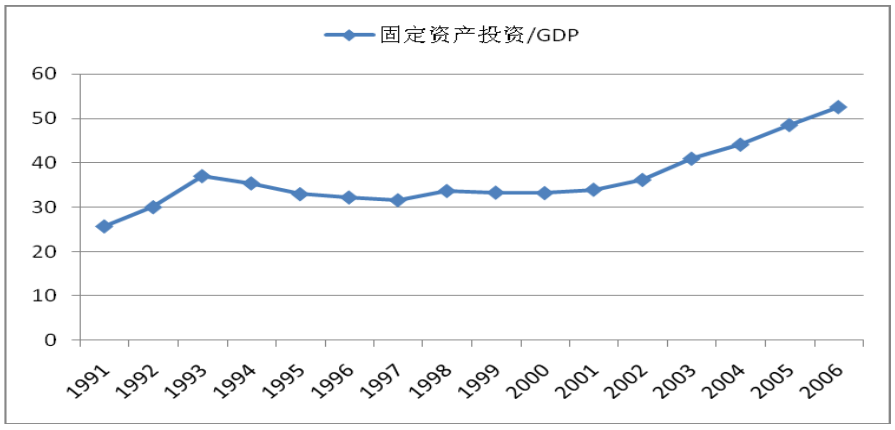


图 2　中国经济固定资产投资/GDP 的变化(%)

资料来源：《中国统计年鉴》历年。

尽管高固定资产投资导致了全社会固定资产的增加,但要估算总量上的固定资产存量的现有市场价值涉及到折旧问题。同时，也可以采用分省固定资产总量折旧再加总的方法。由于对于折旧率的估算存在分歧，因此，不同的研究对于中国固定资产存量的市场价值的估计存在较大差别。本报告这里使用固定资本形成总额来表示年度固定资产价值。依据《中国统计年鉴 2007》年提供的数据，可以看出自 1997 年以来中国经济中固定资本形成/GDP 是逐年上升的。2006 年底这一数值为 43.05%。

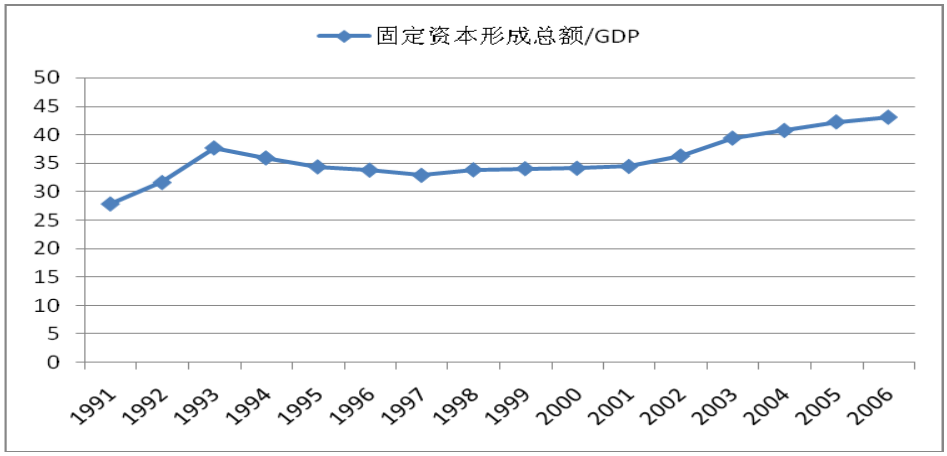


图 3　中国固定资本形成总额/GDP 的变化（%）

资料来源：《中国统计年鉴》历年。

如此高的投资率，但固定资本形成总额/GDP 并没有快速增加。原因有二：其一，存在比较高的折旧率；其二，有些固定资产投资并没有形成有效的资本形成，存在投资浪费问题。按照既有的一些研究，可以假定折旧按照 GDP 的增长率来粗略计算，那么可以推断后一点是最主要的原因。因此，中国经济仍存在投资效率不高的问题。

（三）、城市住房市场价值的变化

以 2000 为例,我们首先粗略估算 2000 年全国住房的市场价值。2000 年城市住房存量为 93.19 亿平方米,其中新建面积为 5.49 亿平方米。对于新增面积按照当年商品房价格计算市场价值；而对于原有的 87.7 亿平方米的住房存量市场价值的计算存在很大的难度。因为一方面要考虑到住房本身的折旧问题，而且这些住房是历史很多年累计而来；另一方面要考虑非新建住房的市场价格也是在不断上升的。由于无法得到准确的折旧率和非新建住房市场价格，我们只能够采用一些有一定合理性的假定，得到粗略的估计结果。按照官方统计的城市商品房价格的变化，1997-06 年城市商品房价格上升的几何增长率约为 10%。可以假定非新建住房价格增长趋势与新建住房价格增长趋势一致，并假定住房折旧也为 10%，那么就折旧与非新建住房价格上升相互抵消；同时假定非新建住房市场价格是当时新建商品房价格的 80%,就可以近似计算 2000 年城市住房的市场价值。2000 年城市住房当时的市场价值=5.49*2112+87.7*2112*0.8=159772.8 亿元，这一数值是当年 GDP 的 161.04%。而 2001 年城市住房市场价值就是在 2000 存量的基础上按照 2001 年的商品房价格的 80%计算市场价值，加

上 2001 年新增部分的价值；依此类推。按照这种计算方法，我们发现住房市场价值总量上升了 1 倍多，由 2001 年底的 17.4 万亿元逐步上升到 2006 年底的 35.2 万亿元。但由于 GDP 从 2001 年的约 11 万亿元上升到 2006 年的约 21 万亿元，城市住房价值/GDP 变化并不大，2006 年上升到 168%（图 4）。



图 4　中国城市住房市场价值/GDP 的变化（%）

资料来源：城市住房面积和新增面积来自《中国统计年鉴》历年；当年商品房价格来自中宏产业数据库。

进一步考虑每年新增住房市场价值/GDP 比例的变化，我们同样发现这一比例没有显著的变化，而是相对比较平稳的（图 5）。

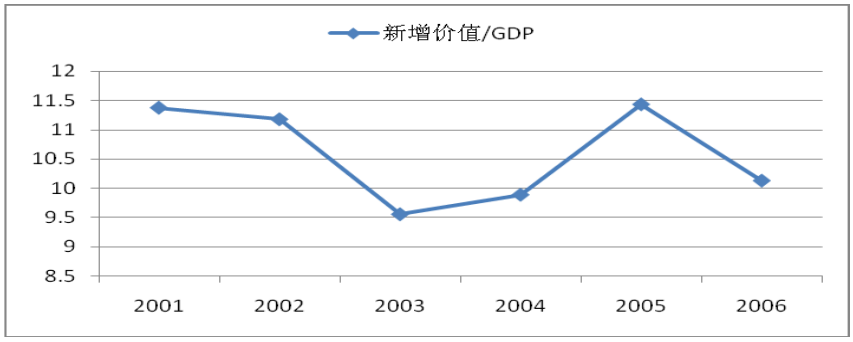


图 5　城市住房新增部分的市场价值/GDP 的变化（%）

这里我们没有考虑农村住房价值的变化，主要原因是农村住房的流动性差，宏观流动性过剩带来的资金还没有发展到流向农村住房市场的地步。如果考虑到农村住房市场价值，那么 2006 年底中国经济中住房市场价值/GDP 约为 200%。因此，即使不包括农村住房的价值，城市住房资产也是中国经济中目前最大的资产。

（四）、金融资产结构的变化

1996 年中国经济中的 M2/GDP 首次突破 100%（106.9%），此后基本是逐年上

升的态势，到 2006 年底达到 165.04%。随着 M2/GDP 的逐年上升和金融改革的逐步深化，金融系统的金融产品逐步增加、信贷链逐步加长，中国经济中金融资产结构也因此发生了变化。

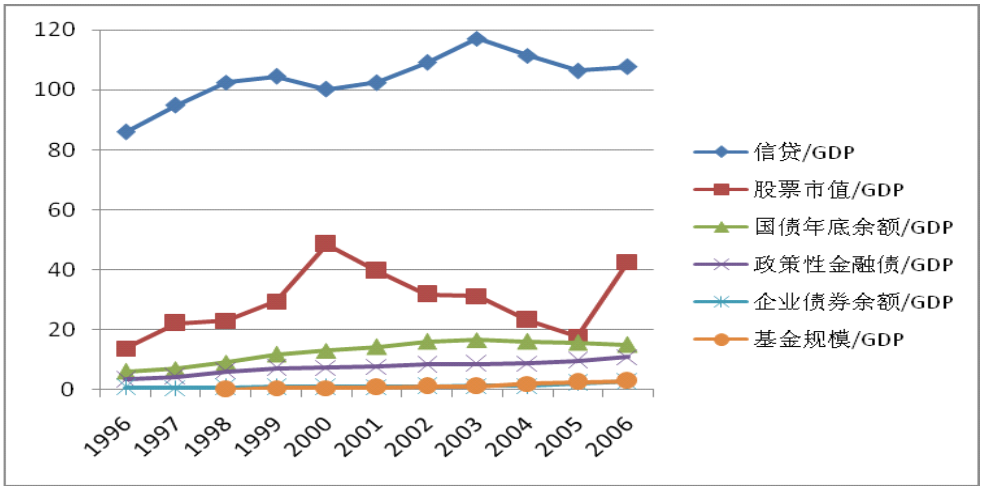


图 6　中国主要金融资产结构的变化（%）

资料来源：中国人民银行统计季报；2006 年数据来自《中国统计年鉴 2007》。

图 6 给出了 1996-2006 年中国经济中主要金融资产结构的变化情况。可以看出，信贷资产一直是最大的金融资产，2000 年时信贷资产约占 GDP 的 100%，在 2003 年达到高峰（117%），2006 年为 107.6%（22.5 万亿元）。股票市值是第二大金融资产。随着股票市场的逐步发展，到 2006 年底，境内上市公司达到 1434 家。随着年度股票价格的大幅度波动，股票市值/GDP 的比例也呈现出大幅度波动的态势。2006 年底股票市值/GDP 的比例约为 43%。国债和政策性金融债券一直是第三大金融资产，两者合计占 GDP 的比例由 1996 年的 9.5%上升到 2006 年的 25.9%。自 1998 年引入基金后，基金规模得到了快速发展，1998 年基金规模仅 120 亿元，2006 年底达到 6020.67 亿元，但在 GDP 中所占比例仍然较小，仅为 2.88%。另一项金融资产是企业债券，尽管有所增长，由 1996 年底 598 亿元上升到 2006 年底的 5532.9 亿元，但在 GDP 中仅占 2.64%。

上述数据表明，与发达地区和国家的金融资产相比，中国的金融资产结构是极不平衡的。信贷资产（或储蓄）占据了过高的比重，而债券市场价值占 GDP 中的比例过低。即使在 2006 年底国债、政策性金融债和企业债券之和占 GDP 的比例也只有 28.6%，这一比例不仅低于发达国家和地区的水平（工业国 2005 年为 166%），也低于亚洲或新兴市场国家的水平（2005 年为 53%）。进一步从结构

上看，企业债券市场价值的比例更低，企业债券市场极不发达。

三、中国经济中资产结构变化与宏观经济的关联

（一）、金融资产结构的变化，使金融机构的资产价值对利率变化将更加敏感，金融机构资产的市场价值将面临越来越严重的利率风险暴露。

首先，在金融机构资金来源保持相对平稳的状态下，资金运用（资产结构）发生了显著的变化。图 7 显示的金融机构资金来源于企业和居民储蓄比例的变化表明，1996 年城乡储蓄和企业存款占金融机构资金来源的比例为 77.1%，到了 2006 年这一比例为 75.2%。这也就是说，10 年来中国金融机构资金来源基本没有变化。

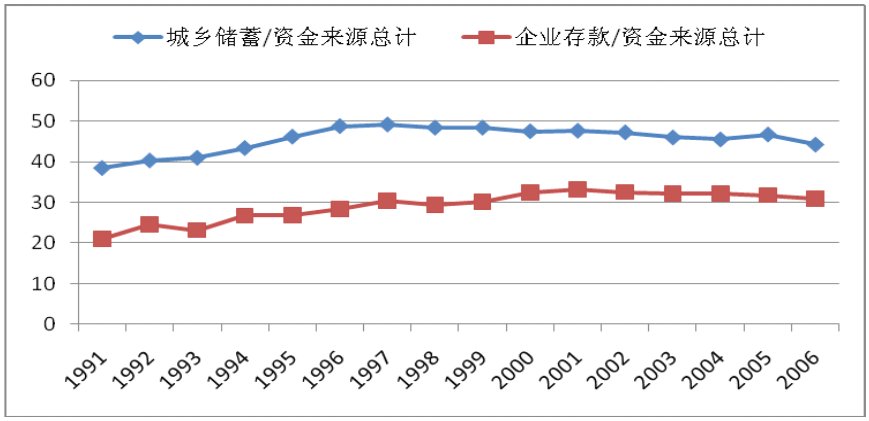


图 7　金融机构资金来源的变化（%）

资料来源：《中国统计年鉴》历年。

图 8 表明，在金融机构资金来源基本无变化的背景下，金融机构资金运用发生了显著的变化。贷款在资金运用中的比例逐步下降，由 90 年代初期的约 90%下降到 2006 年的 61.7%；有价证券及其投资由 90 年代初期的不足 1%上升到 2006 年底的 10.8%，并在 2002 年达到最高值 14.6%；而外汇占款的比例则由 2000 年底的 10.5%快速上升到 2006 年底的 27.1%。最新的数据显示，2007 年 9 月份，信贷资金、有价证券及投资和外汇占款在总资金运用中的比例分别 59.2%、11.7%和 28.8%。由于这三项资金运用一直占资金运用总计的约 95%的比例，因此，这三项资金运用的变化能基本完整地反映了中国金融机构资产结构的变化。

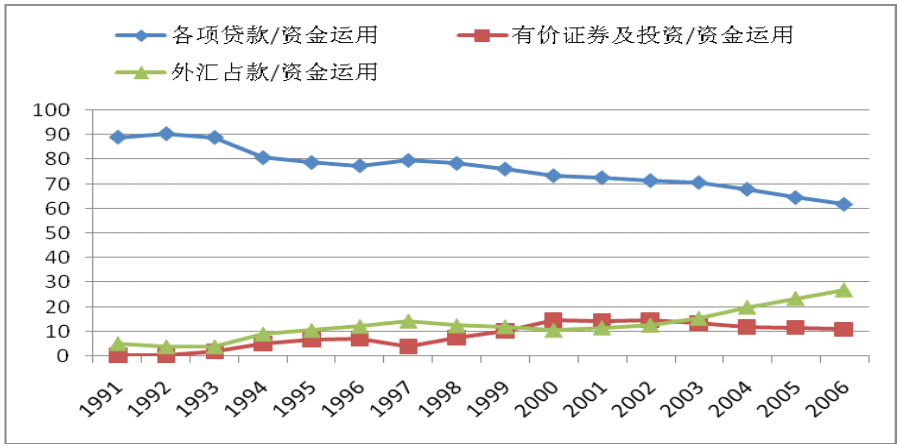


图 8　金融机构资产结构的变化（资金运用）（%）

资料来源：《中国统计年鉴》历年。

信贷资产在资金运用中比重的下降，反映了全社会融资结构发生了显著的变化，企业可以通过股票和债券市场来筹集资金。但实际上通过股票市值和债券市场的筹资额是较小的，1991-2006 年通过 A 股的筹资额为 11254.59 亿元，同期 B 股的筹资额仅为 355.81 亿元，两者之和也只有 1.16 万亿元，仅占同期金融机构中长期贷款的 2.1%。而 1993-2006 年企业通过债券市场的筹集资金额为 8753.43 亿元，仅占同期中长期贷款的 1.6%。因此，金融机构持有的有价证券占资金运用比例的上升主要体现在股票类资产价格的上升以及国债和政策性的金融债券价格的变化上。信贷资金占资金运用比例的下降的另一个重要原因是金融机构持有大量的外汇占款。2007 年 9 月金融机构持有的外汇占款高达 12.5 万亿元。因此，金融机构的资金运用和资金来源结构的不匹配，导致金融机构金融资产的价值变化将更多地取决于有价证券价值和外汇占款价值的变化，而这两种资产的市场价值对利率变化是高度敏感的。因此，金融机构资金运用结构的变化带来的资产价值的变化将越来越依赖于利率的变化。

进一步分解信贷资产的结构，可以发现信贷资金中短期贷款在各项贷款中的比例是逐步下降的，与此同时中长期贷款在各项贷款中的比例是逐步上升的。图 9 给出了 1991-2006 年金融机构信贷期限结构的变化。1991-1999 年短期贷款占各项贷款比例变化不大（不到 4%）。2000 年短期贷款和中长期贷款占各项贷款的比例分别为 66.2%和 28.1%，2006 年分别为 43.7%和 47.3%。可见，在过去的几年中，金融机构短期贷款比例大幅度下降，而同时中长期贷款比例大幅度上升。因此，信贷期限的延长表明了利率变化将显著影响金融机构

信贷资产的市场价值。

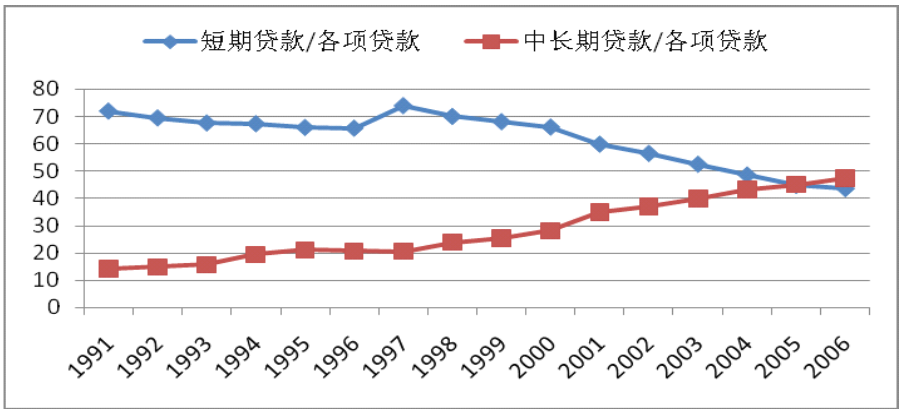


图 9　短期贷款和中长期贷款占各项贷款比例的变化（%）

资料来源：国泰安研究服务中心；2006 年数据来自《中国统计年鉴 2007》。

（二）、从长期来看，利率与投资之间的关联不大，但近几年固定资产投资对利率的敏感性增强，尤其是房地产业的固定资产投资对利率变化相当敏感。

利率是决定投资的重要因素，当然投资也取决于企业对未来的预期。从中国固定资产投资的资金来源来看，1995-2006 年，固定资产投资来源于国内信贷的比例约为 19.1%；来源于外商直接投资的部分较小，约为 5.6%；国家预算内资金的比例为 4.8%；而绝大部分固定资产投资资金来源于企事业单位的自筹资金和其他资金，比例高达 73.5%，因此，中国经济中的固定资产年度投资资金来源的 70%以上来自自筹资金和其他资金，其中自筹资金的比例约为 56%。在自筹集资金来源中只有不到 1%是通过股票和债券市场来筹集的，因此，约有 55%的固定资产投资资金来自企业的内部盈余。

因此，在信贷资金仅占固定资产投资资金来源不到 20%的比例来看，信贷利率难以起到明显调控企业固定资产投资的作用。在固定资产投资主要来源于企业内部资本市场时，投资主要取决于未来的经济预期。按照最通常的适应性预期方法，在近三十年的时期中，中国经济一直保持高增长，在这样的情形下，利率对企业内部资本市场的调控作用是极为有限的。

回归结果证实了这一判断。使用 1995 年 8 月-2007 年 6 月月度固定资产投资额和滞后 6 个月和 12 个月的中长期贷款实际利率数据（月度名义年利率-月度同比 CPI 指数）来分析投资对利率的弹性。由于固定资产和真实利率的月度增长率的自然对数形式均是平稳序列（所有计量方程的变量的单位根 ADF 检验

结果参见附表 1-5）,计量结果如下：

$$\ln\frac{FA_t}{FA_{t-1}} = 0.023 + 0.0053\ln\frac{RR_t}{RR_{t-1}}(-6) + \varepsilon_t \qquad (1)$$

（0.982） R^2=0.001 DW=2.96

$$\ln\frac{FA_t}{FA_{t-1}} = 0.022 - 0.059\ln\frac{RR_t}{RR_{t-1}}(-12) + \varepsilon_t \qquad (2)$$

（0.814） R^2=0.004 DW=2.97

方程（1）中滞后 6 个月的真实利率的弹性系数为正值，显然不符合常理，而且括号内的 p 值显示没有通过显著性检验。方程（2）中的投资的利率弹性系数约为-0.06，但括号内的 p 值显示没有通过显著性检验。因此，从 1995 年以来的长期趋势来看，固定资产投资与真实的中长期利率之间没有关联。

依据最近几年的数据，2001-2006 年固定资产投资资金来源结构只有很小的变化。这一时期，国家预算内资金占固定资产投资资金比例约为 4.9%，国内信贷占据了 18.8%的比例，外资比例下降到 4.3%，而来源于企业自筹资金的比例上升到 57.8%。尽管资金来源渠道没有发生很大的变化，但发现滞后 12 个月的固定资产投资变化对真实利率的变化具有敏感性。方程（3）中的弹性系数为-0.152，但没有通过显著性检验；但方程（4）中的弹性系数为-0.697，且的 p 值为 0.100，可以认为在 10%的显著性水平下，中长期利率对固定资产投资有显著影响。

$$\ln\frac{FA_t}{FA_{t-1}} = 0.029 - 0.152\ln\frac{RR_t}{RR_{t-1}}(-6) + \varepsilon_t \qquad (3)$$

（0.758） R^2=0.002 DW=2.81

$$\ln\frac{FA_t}{FA_{t-1}} = 0.035 - 0.697\ln\frac{RR_t}{RR_{t-1}}(-12) + \varepsilon_t \qquad (4)$$

（0.100） R^2=0.05 DW=2.65

中长期利率对固定资产投资的影响明显地体现在住房固定资产投资上。依据现有数据，我们使用 2004 年-2007 年 6 月的月度数据，我们发现中长期信贷利率与住房固定资产投资之间的存在投资利率弹性，弹性系数为-0.796(方程 5)。这一弹性系数的绝对值大于全社会固定资产投资的利率弹性，这是因为房地产企业存在较高的资产负债率。1997-2006 年房地产企业的年均资产负债率

高达 75.06%%，即使在 2004-2006 年年均资产负债率也高达 73.6%[1]。因此，中长期贷款利率的上升将会明显降低城镇住房投资。

$$\ln\frac{HFA_t}{HFA_{t-1}} = 0.05 - 0.796\ln\frac{RR_t}{RR_{t-1}}(-12) + \varepsilon_t \qquad (5)$$

（0.056）　R^2=0.171　　DW=2.23

上述短期研究表明了，近几年固定资产投资开始对利率敏感，但由于模型的可决系数较低，预测的准确性较低，但可以肯定的是中长期利率的变化将逐步对中国经济中固定资产投资行为产生影响。

（三）、从长期来看，利率与居民消费之间不存在关联，决定实际消费的核心因素仍然是居民实际可支配收入。但在 2005 年之后，股票市场的财富效应开始出现，但总体上股票市场财富变动对消费变动的影响不大。

利率变化对消费的影响存在收入效应和替代效应。利率上升收入效应使居民倾向于增加当前的消费，但替代效应使居民倾向于降低当前消费并增加储蓄。只有在替代效应足够大的条件下，利率上升才会降低居民当前的消费。同时，现代经济理论表明储蓄具有预防性动机的成分，那么预防性动机通过影响储蓄来影响消费。为了纳入不确定性因素，本报告构建了通过如下的方法来确定居民储蓄应对不确定性的动机。我们可以合理的假定居民持有活期存款在总存款中的比例以保持流动性应对可预期的风险在长期中具有稳定性，那么这一比例超过平均值部分可以视为这部分增加的活期存款是为了应对不确定性的增加，由此可以构造一个虚拟变量来处理不确定性问题。分析的结果表明，从长期来看，中国经济中的消费对利率不敏感。结合一些经验性的研究，（6）和（7）式的计量结果表明了 1 年期存款实际利率（ *RIR* ）与居民消费之间不存在显著的相关关系，农村居民人均纯收入和城镇居民人均可支配收入是决定消费的基本因素。其中： *PC* 为年人均消费（元）； *PCI* 为城镇人均可支配收入； *PRI* 为农村人均纯收入； *Un* 是不确定性变量。

$$PC = -62.61 - 1.288RIR + 0.533PCI + 0.346PRI + \varepsilon_t \qquad \textbf{(6)}$$

$\overline{R}^2 = 0.998$　　**(-0.436)**　　**(9.840)**　　**(4.690)**

[1] 数据来源于中宏产业数据库。

$$PC = -69.29 - 1.207RIR + 0.568PCI + 0.333PRI + 27.840Un + \varepsilon_t \quad \textbf{(7)}$$

$$\overline{R}^2 = 0.998 \qquad \textbf{(-0.403)} \qquad \textbf{(8.102)} \qquad \textbf{(4.465)} \qquad \textbf{(0.649)}$$

为了考察近两年以来的城镇居民消费与利率和股票市值变动（财富变化）之间的关系，我们使用月度数据来分析这些变量之间的关系。方程给出了 2005-2006 年的月度数据分析结果（方程 8）。结果表明城镇居民实际消费的收入弹性高达 0.778（p 值=0.001），城镇居民实际可支配收入仍然是决定实际消费的最重要的因素；1 年期的定期存款真实利率没有通过显著性检验（p 值=0.607）；但股票市场财富变化对城镇居民实际消费有影响，但影响不大，股票市场财富的实际消费弹性系数仅为 0.031。

$$\ln\frac{PC_t}{PC_{t-1}} = -0.005 - 0.778\ln(\frac{PCI_t}{PCI_{t-1}}) + 0.047\ln\frac{RR_t}{RR_{t-1}} + 0.031\ln\frac{MC_t}{MC_{t-1}} + \varepsilon_t \quad （8）$$

$$\overline{R}^2 = 0.579 \quad \textbf{\textit{DW}=2.433} \quad \textbf{(0.001)} \qquad \textbf{(0.607)} \qquad \textbf{(0.097)}$$

四、简要结论与政策建议

上述分析表明，近几年中国经济中的资产结构发生了显著的变化。尤其在2001年加入WTO后，外部需求带来的大量贸易顺差导致了中国经济的外部不平衡，外部不平衡和金融控制政策两者共同导致了的中国金融资产结构的不平衡，不平衡的金融资产结构带来的流动性过剩导致了房地产和股票市场资产价格的显著波动，显著波动的资产价格则为依靠金融资产收益的投资者带来了高风险，进而对宏观经济的稳定性产生了潜在的显著影响。资产结构的改变使资产价格的波动对宏观经济的影响主要体现在：（1）由于金融机构的资金来源与资金运用结构性的不匹配，导致金融机构的资产市场价值对利率变化更为敏感，金融机构资产的市场价值存在越来越严重的利率风险暴露；（2）固定资产投资开始对利率敏感，尤其是近两年城镇住房固定资产投资对利率相当敏感；（3）尽管目前对城镇居民的实际消费影响不大，股票市场的财富效应开始出现。

由于利率是影响资产价格最重要的变量，利率变化将对金融机构持有的资产价值产生显著影响。同时，由于利率已逐步成为影响固定资产投资的重要的变量，但利率带来的股票资产价格对消费影响不大。在综合考虑上述因素后，不应当采

取过急的货币政策来快速消除资产价格的上升，从而导致金融机构资产质量和固定资产投资，尤其是城镇住房投资的显著下降，而住房投资的下降又会进一步推高城镇住房价格。谨慎的办法是应该采取小幅多频收紧的货币政策和金融管制及创新并举的金融政策来应对当前和未来一段时间内经济存在的潜在风险。小幅多频收紧的货币政策，如小幅多频提高利率的货币政策有助于避免货币紧缩带来的资金成本快速上升而引起的企业流动性恶化和投资的快速下滑，既能够维持经济中的正利率，又能够降低资产价格大幅度下降造成的不良资产累积风险，从而避免为经济长期增长带来显著的负面影响。对于房地产资产价格和股票市场的价格波动应该从局部市场入手来消除资产价格的大幅度波动。对于房地产市场，要加强从供给和需求双方制定针对性的政策。在供给方，由于强劲的需求，仍需加大供给，可在货币小幅多频紧缩的同时着手降低成本，如对土地购置费用实施管制，并规范需求，尤其是要大幅度提高对多套住房需求的边际成本，降低住房投资的预期收益，从而减缓拉动住房价格持续上升的动力。对于股票的价格波动要进一步发挥市场的定价机制，要通过股指期货来发展卖空机制，并在通过约束机构持有单家公司股票比例的基础上逐步引入单只股票的卖空机制，让对未来持有悲观预期的投资者能够有足够的权利来参入股票定价的形成机制。同时，为防止小幅多频收紧的货币政策带来的企业融资约束，可以考虑快速推进企业债券市场的发展，达到缓解企业融资约束、强化债券市场的纪律约束（破产机制）、改善不平衡的金融资产结构和帮助投资者形成理性投资收益率的多重目的。

附表 1　计量方程（1）和（2）所有变量的单位根 ADF 检验（$(0,c,0)$）

	$\ln\frac{FA_t}{FA_{t-1}}$	$\ln\frac{RR_t}{RR_{t-1}}$
ADF	-26.61262***	-10.33720***
	(0.0001)	(0.0000)

注：括号中值为p值，以下同。

附表 2　计量方程（3）所有变量的单位根 ADF 检验（$(0,c,0)$）

	$\ln\frac{FA_t}{FA_{t-1}}$	$\ln\frac{RR_t}{RR_{t-1}}$
ADF	-10.62460***	-3.874664***
	(0.0000)	(0.0037)

附表 3　计量方程（4）所有变量的单位根 ADF 检验（$(0,c,0)$）

	$\ln\frac{FA_t}{FA_{t-1}}$	$\ln\frac{RR_t}{RR_{t-1}}$
ADF	-6.611150***	-6.063207***
	(0.0000)	(0.0000)

附表 4　计量方程（5）所有变量的单位根 ADF 检验（$(0,c,0)$）

	$\ln\frac{HFA_t}{HFA_{t-1}}$	$\ln\frac{RR_t}{RR_{t-1}}$
ADF	-8.967711***	-4.016944***
	(0.0000)	(0.0023)

附表 5　计量方程（8）所有变量的单位根 ADF 检验（$(0,c,0)$）

	$\ln\frac{PC_t}{PC_{t-1}}$	$\ln(\frac{PCI_t}{PCI_{t-1}})$	$\ln\frac{RR_t}{RR_{t-1}}$	$\ln\frac{MC_t}{MC_{t-1}}$
ADF	-4.672191***	-5.189639***	-8.063062***	-3.365616*
	(0.0019)	(0.0006)	(0.0000)	(0.0861)

报告 4：

流动性过剩条件下货币政策选择

内容提要：

2006年以来中国货币当局为缓和流动性过剩和通货膨胀问题采取了包括央行票据、存款准备金率和存贷款利率在内的数量工具和价格工具。本文研究发现，在外汇储备快速增长的背景下，数量型工具的作用有限，其紧缩效果在较短时间内即被外汇占款增长所抵消。真实利率对中国总需求和宏观经济波动有明显的推动作用。由于名义利率调整滞后于价格水平上涨导致真实利率下降，这不仅在一定程度上抵消了货币当期通过数量工具收缩流动性的效果，而且可能推动波动加剧。因此本文认为为了弥补数量型工具作用效果有限的问题，需要对利率政策进行调整。为了保证利率政策的有效性，本文专门论证了国际环境对中国货币政策选择的影响。

关键词：货币政策、真实利率

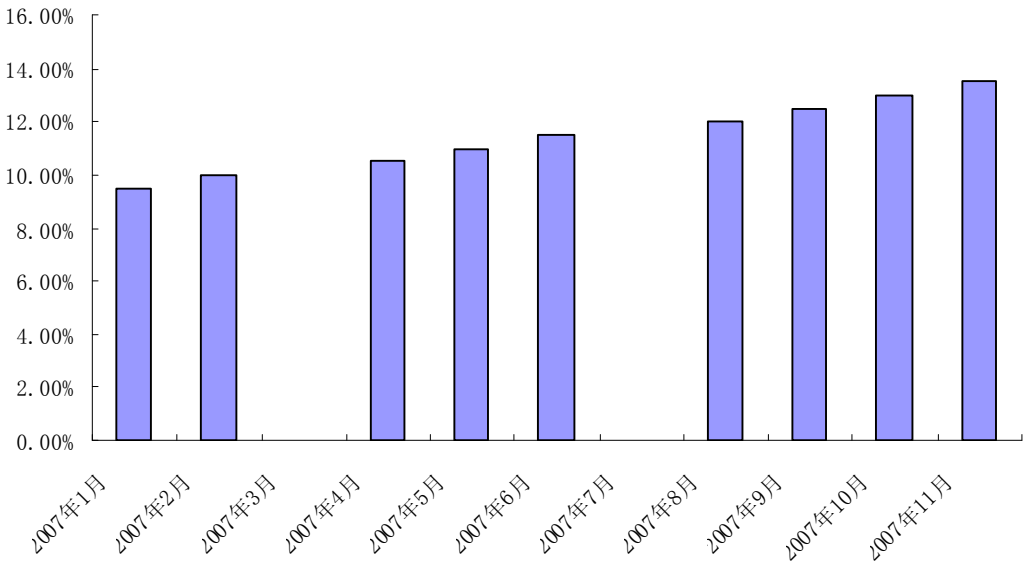
自 2006 年以来，中国货币当局为缓和流动性过剩和通货膨胀问题采取了包括央行票据、存款准备金率和存贷款利率在内的数量工具和价格工具。从货币政策实施的效果来看尚未达到货币当局的目标，问题究竟是货币政策效果有限还是不同货币政策工具在力度和搭配不协调。本文首先对比研究了存款准备金利率调整和央行票据的冲销效果，结果发现在外汇储备快速增长的背景下，存款准备金利率调整和央行票据发行的收缩效果在短期内即可被外汇占款增长所抵消，因此在贸易顺差造成外汇储备不断增加的情况下，存款准备金利率调整和央行票据发行已经成为央行被动收缩流动性的日常工具。其次通过货币条件指数（MCI）对中国实际货币政策环境进行评价。通过对真实货币（信贷）供给、真实利率和实际有效汇率等指标的研究发现，自 2006 年以来由于真实利率下降，抵消了实际货币（信贷）供给增长率下降和人民币实际有效汇率小幅度升值的效果，造成中国货币政策环境在 2007 年以来实际货币政策处于由紧变松的过程之中，这与货币当局的目标不一致。第三，本文重点研究了真实利率对中国宏观经济波动以及货币数量工具效果的影响，结论表明真实利率不仅对于中国宏观经济有显著的影响，还可以通过货币流通速度影响货币数量工具的政策效果。第四，基于上述分析，我们发现在在流动性过剩背景下，数量型工具的紧缩效果有限；同时研究利率政策，特别是真实利率对中国经济有显著的影响。显然在经济存在潜在过热风险条件下，真实利率应该维持在比较高的水平以实现稳定宏观经济的目的，但是真实利率不断下降，甚至出现负利率的显示表明货币当局在利率政策方面出现了问题。第五，为了保证利率政策的有效性，本文专门论证了利率调整的效果不会被投资资本流入所抵消。影响投机资本流动性的主要因素不是利差而是中国国内的资产泡沫，而加息本身可以在一定程度上抑制资产泡沫，并可能对投机资本有一定的抑制作用，因此美国利率也不会也不应构成中国利率政策调整的上限。根据研究的结果，我们认为中国的货币政策选择除了继续通过数量工具继续收缩流动性之外，在短期内政策调整的方向应该是加快名义利率调整，提高真实利率抑制经济出现过热，长期内则应该遵循泰勒规则，逐步实现利率市场化，同时进一步加速汇率升值过程。

一、持续贸易顺差下，数量型工具收缩效果有限

在本研究报告的上一期当中，我们对中国经济内外部失衡的状况和未来发展趋势进行了详细的分析。我们所得到的一个基本结论是，在当前国际分工格局下，双顺差将是中国未来相当长时间里经济发展的基本特征之一。由双顺差所造成的外汇占款增加将持续推动国内基础货币供给快速增加。既然短期内尚无法从根本上解决双顺差所带来的流动性过剩问题，货币政策更需要在此基础上积极操作。货币政策工具可以区分为数量型工具和价格型工具，数量型工具包括存款准备金率和央行票据等等，直接调节流动性数量。价格型工具主要包括利率，通过调节资金的价格间接影响经济主体的最优化行为，从而将流动性过剩的影响传递到真实经济中去。通过下文的研究我们发现，在持续双顺差的背景下，数量型工具只能起到“扬汤止沸”的作用，因此利率政策就显得更加重要。

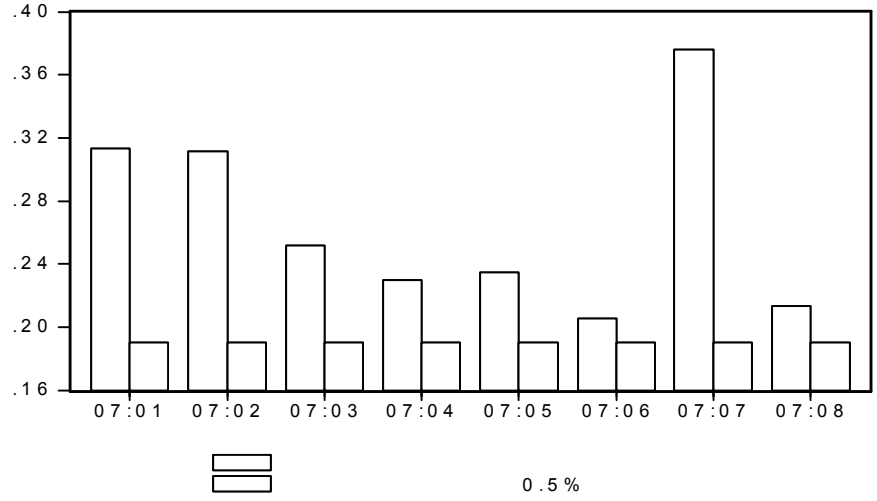
1、存款准备金率上调对流动性的收缩作用有限

理论上存款准备金率政策被认为是中央银行效果最为明显的货币政策工具。中国人民银行自 2007 年以来九次上调存款准备金率，2007 年 11 月 26 日上调后的存款准备金率目前已经达到 13.5%。可以说在中国目前的环境当中，上调存款准备金率已成为央行进行流动性管理的常规工具。



（图 1）2007 年以来历次存款准备金率调整

导致出现这种情况的原因在于我国的流动性过剩问题比较突出，央行始终处于被动投放基础货币的状态，有效冲销过剩流动性已经成为央行的主要任务之一。

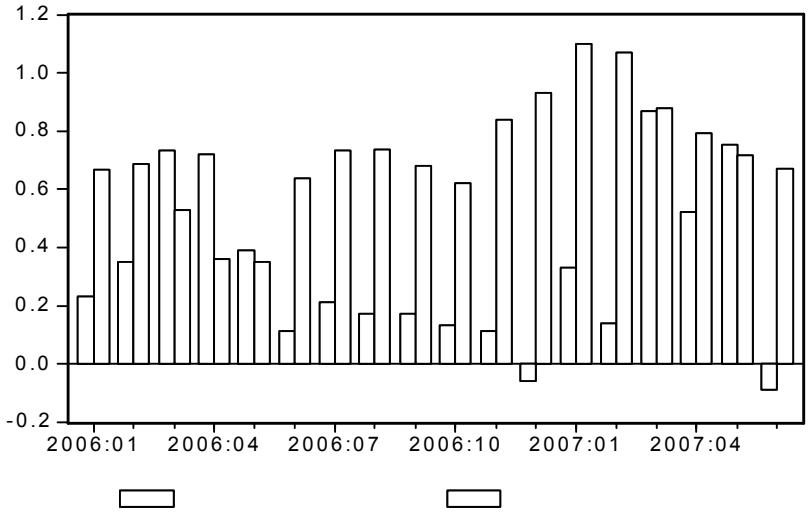


（图 2）外汇占款增量与准备金率冻结基础货币量比较（单位：万亿）

然而调高商业银行存款准备金率的实际效果如何呢？假设存款总量以 2007 年 8 月的数据 37.74 万亿计算，各种类型的存款准备金率均提高 0.5%，那么约冻结基础货币约为 0.19 万亿。为了准确的理解 0.19 万亿的意义，我们对比了 2007 年以来外汇占款月度增量， 我们计算 2007 年以来发现外汇占款月度增量最低为 0.21 万亿，最高约为 0.38 万亿。通过对比可以发现，如果按照 2007 年以来外汇占款的增长速度，存款准备金率提高 0.5%的收缩效果大约 1 个月就可以被外汇占款的增加所抵消。

2、中央银行票据发行部分冲销外汇占款

除了提高存款准备金率之外，央行票据发行目前也成为货币当局收缩流动性的日常工具之一。同样我们对比了自 2006 年 1 月份至 2007 年 6 月份外汇占款增量与央行票据净增量之间的关系。为了消除月度之间数据的波动性，我们选取三个月环比增长额作为比较对象。除了 2006 年 3 至 5 月和 2007 年 5 月之外，外汇占款的三个月环比增长额均高于同期央行票据的同期净增额。平均而言，外汇占款三个月环比增长额为 0.72 万亿，而央行票据三个月环比增长额仅为 0.32 万亿，远低于外汇占款的增长速度。



（图 3）外汇占款三月增量与央行票据三月增量比较（单位：万亿）

通过上述比较，我们可以发现在贸易顺差造成外汇储备不断增加的情况下，存款准备金利率调整和央行票据发行已经成为央行被动收缩流动性的日常工具，并且收缩的效果在较短的时间内及被外汇增长所抵消。当然央行票据的冲销数量还要考虑到外汇占款作为主要的货币发行渠道，货币供给必须要满足经济增长的基本要求。但是总体来看单纯的数量型工具不足以回收由于外汇占款快速增展造成的流动性过剩问题。

二、近期实际货币政策环境由紧转松

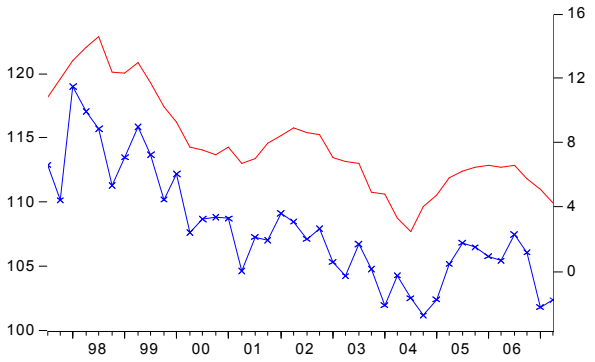
在当前宏观经济流动性过剩和通过膨胀率相对较高的背景下，货币当局倾向于通过货币政策收缩流动性、抑制通货膨胀。然而货币政策实施的实际效果又如何呢？我们通过货币条件指数（MCI）对中国近期的货币政策环境进行评估。货币条件指数考察了货币政策的主要传到渠道，在计算不同货币变量对真实经济影响力的基础之上编制货币条件指数。货币条件指数上升表明货币政策在收紧，而货币条件指数下降则表明货币政策环境相对宽松。目前中国对货币条件指数的研究尚处于初始阶段，运用不同的方法得到结论存在一定的差异。在真实利率、实际有效汇率和实际货币（信贷）三组指标中，卜永祥、周晴（2004）认为对产出影响力最强的指标是实际货币，而真实利率的影响最弱；彭文生、梁伟耀（2005）则认为真实利率的影响力最强，而实际有效汇率的影响力最差；与上述两项研究采取的单方程方法不同，陈建斌、龙翠红（2006）通过向量自

回归方法发现对产出影响力最强的指标是实际有效汇率，最弱的指标是实际贷款，见（表 1）。

（表 1）中国货币条件指数研究结论

文献	方法	各变量所占权重			
		真实利率	实际有效汇率	实际贷款	实际货币
卜永祥、周晴（2004）	单方程	0.014	0.357		-1
彭文生、梁伟耀（2005）	单方程	1	0.249	-0.400	
陈建斌、龙翠红（2006）	向量自回归	0.29	0.56	-0.14	

利用卜永祥、周晴（2004）和彭文生、梁伟耀（2005）的估计参数，我们对当前中国的货币政策环境进行模拟，[1]结果见（图 4）。从（图 4）中，我们可以发现，无论是参照卜永祥、周晴（2004）的估计参数还是彭文生、梁伟耀（2005）的估计参数，2006 年下半年以来货币条件都呈现出下降的趋势。货币条件指数上升表明货币政策环境趋紧，而货币条件指数下降则表明货币政策环境由紧变松。这表明货币当局的政策目标尚未实现，而且有进一步恶化的倾向。



（图 4）中国货币条件指数（MCI）[2]

货币条件指数是综合了实际货币供给、真实利率和实际有效汇率变化的加权平均指标。因此对中国货币政策环境进行深入分析，找到导致中国货币政策环境相对宽松的真正原因，我们必须对包括实际货币供给、真实利率和实际有效汇率的状况进行研究。

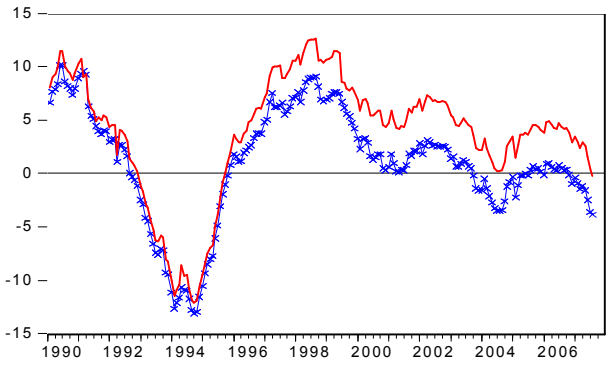
[1]陈建斌、龙翠红（2006）并未给出 VAR 脉冲响应各期的系数，因此无法利用该模型进行政策模拟。

[2] 其中 MCI_B 为根据卜永祥、周晴（2004）计算的 MCI 指数，MCI_P 为根据彭文生、梁伟耀（2005）计算的 MCI 指数，本图由作者计算得到。



（图 5）货币供给季度环比增长率

从货币供给增长率上来看，2005 年初到 2006 年上半年，货币供给增长速度呈现下降趋势，有利于货币条件指数上升。剔除价格因素之后，2005 年 1 季度实际货币环比增长率为 4.15%，2006 年 3 季度下降至 2.39%，2007 年 1 季度再次出现反弹至 4.36%。然而 2007 年 2 季度出现回落的事实表明，2006 年下半年以来货币增长率总体呈现出下降的趋势，有利于营造相对紧缩的货币政策环境。虽然 2007 年 1 季度有所反弹，但这并不是导致货币政策环境宽松的原因。对于人民币实际有效汇率的研究也可以发现，2006 年 2 季度以来人民币实际有效汇率指数处于加速上述状态表明通过实际汇率衡量的人民币在加速升值，因此汇率因素不是导致近期货币政策环境宽松化的原因。既然在构成货币条件指数的三大组成部分当中，实际货币供给和实际有效汇率都有利于紧缩货币政策环境，因此导致货币政策环境宽松化的原因必然是真实利率的变化。



（图 6） 中国真实利率[1]

我们通过一年期真实利率来考察近期中国真实利率的走势。（图 6）表明 1990

[1] 在本文中，真实存款利率和贷款利率分别根据上年同期 1 年期定期存贷款利率与当期 CPI 指数进行计算。

年以来中国真实利率存在较强的波动性。自 1996 年以来中国真实利率总体呈现出下降趋势。2004 年上半年真实利率出现负利率，导致经济过热和宏观调控政策出台，2004 年下半年到 2005 年之际利率上升，同期货币条件指数也在同期上升。然而自 2006 年之后真实利率呈现下降趋势，以一年期真实存款利率和贷款利率为例，真实贷款利率接近于 0，而真实存款利率接近-4%。低利率甚至是负利率有利于导致较为宽松的货币政策环境。

总结起来，在流动性充斥的经济背景下尽管货币当局倾向于实行稳健或者紧缩的货币政策，但是数据表明事实上货币政策环境正在逐步变得宽松，这与货币当局紧缩流动的初衷是相违背的。宽松的货币政策环境，特别是负的真实利率会对宏观经济稳定产生不良影响。

三、低利率可能推动中国宏观经济出现过热

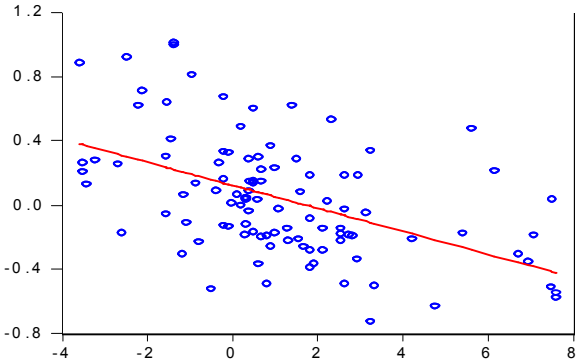
通过上文分析，我们发现导致实际货币政策环境由紧趋松的主要原因是由于真实利率下降造成的。那么较低的真实利率，甚至负的真实利率会对中国宏观经济和货币政策传导造成什么样的后果呢？由于中国目前从计划经济向市场经济的转型过程尚未完成，因此关于利率对于抑制宏观经济波动是否有效尚存在争议。为了支持利率，特别是真实利率能够对宏观经济产生显著影响 ，在本节中我们重点研究真实利率和其他宏观经济变量之间的关系。经济学理论认为真实利率对宏观经济有扩张效应，利率下降有利于促进消费和投资，我们将其概括为扩张效应。然而在动态经济环境中，真实利率还可以通过影响货币流通速度来扩张和收缩名义货币对总需求的影响，在本文中称为加速效应。

（一）低利率的扩张效应

我们选取消费、投资和工业增加值三个变量来研究真实利率与宏观经济之间的关系，通过相关系数以及简单的回归方法来验证真实利率与宏观经济之间是否存在显著的负相关关系。值得说明的是，我们在本文中主要关注消费、投资、工业增加值和真实利率的相关性，而非解释影响消费、投资和工业产出的因素，因此 OLS 回归的 R 平方指标较低，当仍能表明真实利率与上述变量之间的负相关关系。

1、真实利率与消费负相关

真实利率可以看作是用下一期消费品表示的当期消费品所的价格。真实利率越高表明当前消费越昂贵，因此低利率往往会刺激当期消费增长。我们选取1999 年到 2007 年的月度数据，通过研究发现，真实利率与消费品零售总额环比增长率之间的相关系数达到-0.50。（图 7）表明真实利率与消费增长率之间存在明显的负相关关系。



（图 7）消费与真实利率的相关性[1]

为了进一步研究消费增长率和真实利率的关系，我们通过 OLS 方法对二者进行回归，回归结果表明，消费增长率与当月真实利率负相关，而与上月真实利率正相关，但是由于当期真实利率的系数绝对值较大，因此真实利率总体上与消费呈现负相关关系，再次印证了相关系数的结论，回归方程见方程（1），详细结论见（表 2）。当期每下降 1%，消费品零售额增长率将上升 0.38%。

$$Cons_Growth_t = 0.04 - 0.38R_t + 0.31R_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (1)^{[2]}$$

（表 2）实际社会零售总额增长率与真实利率

变量	参数	标准差	t统计量	Prob.
C	0.0829	0.0331	2.5039	0.0139
真实利率	-0.3787	0.0405	-9.3508	0.0000
真实利率 (-1)	0.3146	0.0403	7.8041	0.0000
MA(1)	0.2561	0.0986	2.5986	0.0108
调整R平方	0.579	Akaike 信息条件		0.043
对数似然函数	1.790	Schwarz信息条件		0.145
D-W统计量	2.046	F统计量		45.337

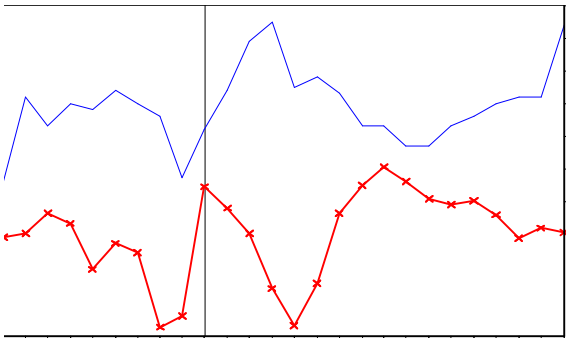
2、真实利率与投资负相关

投资可以区分为固定资本形成和存货投资两部分，无论对于固定资产投资

[1] 横轴为真实存款利率，纵轴为剔除季节和春节因素之后的真实消费月度环比增长率。

[2] 其中 $Cons_Growth$ 为真实消费增长率，R 为真实利率。

还是对于存货投资，真实利率都构成了相应的投资成本。在利率与投资相关性问题上，部分学者认为利率与投资需求的关系不明显，理由是一些投资者在从银行贷款时就没打算还本付息，或者说目前国有企业预算“软约束”的现象依然严重。但是随着中国经济市场化程度不断上升，投资对利率的敏感度必然会有所提高。



（图 8） 资本形成与真实利率

我们研究了 1981 年到 2006 年期间中国固定资本形成与真实利率之间的相关关系。 对于年度数据而言，我们发现 1990 年之前固定资本形成与真实利率之间的相关性不明显，但是 1990 年之后固定资本形成增长率与真实利率呈现显著的负相关关系。简单计算 1990 年之后固定资本形成和真实利率的相关系数达到－0.64，由此可见真实利率对于调节投资具有较强的影响。利用 1990 年之后中国真实资本形成增长率与真实利率进行简单回归，我们可以发现资本形成增长率与真实利率之间具有以下关系：

$$Inv_Growth_t = 28.004 - 1.386 R_t + \varepsilon_t \qquad (2)^{1}$$

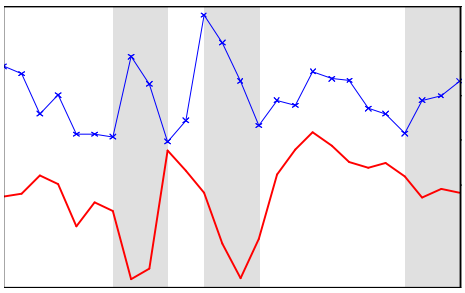
（表 3）真实资本形成增长率对真实利率回归

变量	参数	标准差	t统计量	Prob.
C	28.0037	2.9361	9.5378	0.0000
真实利率	-1.3858	0.4307	-3.2173	0.0058
调整R平方	0.369	Akaike 信息准则		7.405
对数似然函数	-60.938	Schwarz 准则		7.503
D-W 统计量	1.303	F统计量		10.351

OLS 回归表明真实利率每上升 1%，真实资本形成增长率将下降 1.38%。

[1] Inv_Growth_t 真实资本形成增长率，R_t 是真实利率。

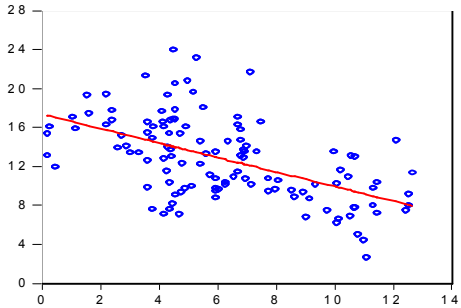
真实利率降低将进一步推动资本形成增长，造成总需求过热。总投资中除了资本形成之外尚包括存货投资。改革开放以来，存货投资波动是造成中国经济波动的重要因素。通过对 1981 年以来存货投资的波动状况进行研究，可以发现存货投资占 GDP 比例的缺口分别在 1988 年和 1993 年出现峰值，而同期正是中国出现严重负利率的时期。由此我们可以判断，真实利率特别是当真实利率偏低甚至为负时真实利率与存货投资呈现出较强的负相关关系。2006 年以来真实利率逐步下降，而存货投资也呈现出逐步上升的趋势。



（图 9） 存货投资与真实利率

3、真实利率与工业产出负相关

工业产出是反映宏观经济周期变化状况的主要指标。实证研究表明在不同国家和地区，真实利率和经济周期之间的关系并不稳定。Neumeyer 和 Perri（2004）研究了小型开放经济体中真实利率和经济周期的相关性，并对开放型发展中国家和发达国家的情况进行比较后发现，在发展中经济体中真实利率变化是逆周期的，并领先于经济周期波动；而真实利率变化在发达经济中顺周期，并滞后于经济周期波动。Uribe 和 Yue（2003）研究了国际利率、国别利差和 7 个发展中国家真实经济波动的关系，结论表明真实利率和产出之间存在显著的负相关关系。



（图 10） 工业增加值三月增长年率与真实利率[1]

[1] 横轴为真实利率，纵轴为工业增加值三月增长年率。

（图 10）表明中国真实利率与工业增加值三月增长年率之间存在明显的负相关关系，相关系数达到－0.55。OLS 估计发现，真实利率每下降 1%,实际工业增加值增长率提高 0.36%，具体结果参见方程（3）和（表 4）。

$$Ind_Growth_t = 8.78 + 0.49 Ind_Growth_{t-1} - 0.36 R_t + \varepsilon_t \qquad (3)^1$$

（表 4）工业增加值三月增长年率与真实利率回归

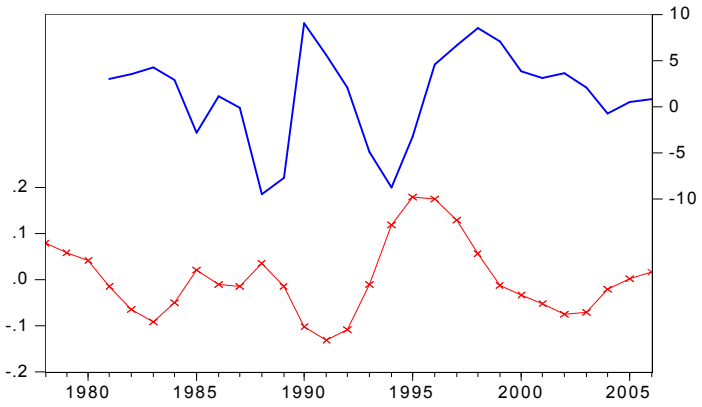
变量	参数	标准差	t统计量	Prob.
C	8.7804	1.5887	5.5266	0.0000
工业增加值增长率(-1)	0.4889	0.0830	5.8915	0.0000
真实利率	-0.3618	0.1126	-3.2130	0.0017
调整R平方	0.460	Akaike 信息条件		5.133
对数似然函数	-302.436	Schwarz信息条件		5.203
D-W统计量	2.045	F统计量		49.429

通过上文对消费、投资、工业增加值和真实利率之间关系的研究，我们发现真实利率与上述各变量之间均呈现负相关关系。真实利率下降，甚至为负，将会进一步导致消费、投资较快增长，工业产出快速增长，推动经济过热。因此在流动性过剩、通货膨胀率升高的背景下，低利率不利于降低通货膨胀和收缩流动性。

（二）低利率推动名义总需求加速

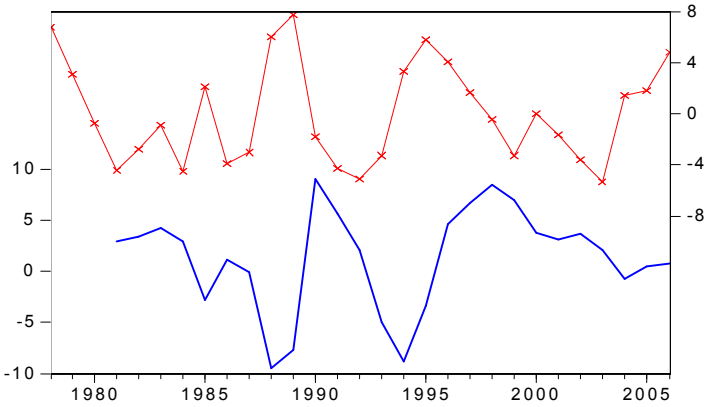
研究中国名义总需求缺口和真实利率之间的相关性可以发现两者之间存在负相关性，见（图 11）。名义总需求缺口和真实利率之间的相关系数为－0.3，这表明真实利率下降有利于推动名义总需求上升。造成名义总需求上升的因素有两个来源，首先在于货币存量上升，其次是货币流通速度变化，名义总需求偏差为货币存量偏差和货币流通速度偏差的总和。事实上在 1978 年以来，中国货币流通速度一直存在较强的波动性。

[1] Ind_Growth_t 工业增加值三月增长年率, R_t 是真实利率。



（图 11） 名义总需求缺口与真实利率

利用1979年－2006年中国名义GDP和M2存量数据计算M2流通速度，我们可以发现M2层次货币的流通速度总体上呈现下降趋势，但是下降速度逐渐减慢。进一步分析货币流动速度的特征，我们发现中国货币流通速度波动性较大，并且具有明显的顺周期特征。所谓顺周期现象在本文中是指在剔除货币流通速度长期变化趋势之后，货币流通速度波动与通货膨胀率正相关。相对稳定的名义利率和剧烈波动的通货膨胀率导致了真实利率的剧烈变化。在名义利率相对稳定的条件下，通货膨胀变化导致真实利率剧烈波动，居民根据收益率变化决定对货币和实物资产的需求，从而导致货币流通速度出现波动，并表现出顺周期现象。金融资产的收益率为名义利率，而实物资产的收益率是预期通货膨胀。名义利率和预期通货膨胀之比构成真实利率，因而真实利率决定居民持有金融资产和实物资产的比例。当预期真实利率较低时，居民消费需求和存货需求会相应的增加，从而在产品市场上表现为购买商品时的“买涨不买跌”。真实利率波动导致居民对金融资产和实物资产需求发生变化，进一步推动了实物资产价格、通货膨胀和货币流通速度发生波动。



（图 12） 货币流通速度偏差与真实利率

研究改革开放以来货币流通速度偏差的波动情况，我们发现 1998－1999 年货币流通速度偏差达到 8%，对应的真实利率为－10%；1994－1995 年货币流通速度偏差达到 6%，对应的真实利率为－8%左右。2006 年以来真实利率处于较低水平推倒货币流通速度偏差达到 5%，推动总需求上升。我们用真实利率对货币流通速度偏差进行回归，可以得到方程（4）

$$\widehat{V}_t = 0.6776 + 0.5932\widehat{V}_{t-1} - 0.5362R_t + \varepsilon_t \qquad (4)$$

（表 5）货币流通速度偏差与真实利率

变量	参数	标准差	t 统计量	Prob.
C	0.6776	0.5376	1.2606	0.2201
真实利率	-0.5362	0.1075	-4.9866	0.0000
货币流通速度偏差(-1)	0.5932	0.1439	4.1231	0.0004
调整 R 平方	0.555	Akaike 信息准则		4.846
对数似然函数	-59.993	Schwarz 信息准则		4.991
D-W 统计量	1.893	F-statistic		16.621

真实利率每下降 1%，货币流通速度偏差上升 0.53%，从而造成名义总需求在货币存量变化的基础上出现更大程度的波动。总结上文的研究，我们可以发现真实利率降低不仅可以直接推动名义总需求，还可以通过货币流通速度渠道放大货币存量所造成的冲击。利率政策，特别是真实利率的变化对中国宏观经济是有显著影响的。当前低真实利率甚至是负真实利率的现状不仅与货币当局抑制通货膨胀的目标相背离，并且在事实上可能导致宏观经济波动进一步加剧。因此利率政策调整应该是未来货币政策调整的选择之一。

四、持续双顺差背景下，利率工具是关键

通过上文的分析，我们可以发现单纯的数量型工具不足以回收由于外汇占款快速增长造成的流动性过剩问题。在流动性过剩背景下，如果利率政策偏松将会加剧流动性过剩所造成的潜在经济过热风险。货币政策的中介目标可以被分为数量型指标和价格型指标两大类。自1996年起，中国人民银行取消了信贷规模的控制，将货币供应量M1、M2作为货币政策调控目标。然而央行确定的人民币贷款指标与实际执行情况往往会出现了重大偏差[1]。一部分学者提出货币供应量已不宜作为当前我国货币政策的中介目标，利率作为中介目标更符合中国客观实际。

从长期货币政策目标来看，Taylor（1993）提出的泰勒规则可以为利率政策选择提供了理论支持。Taylor 认为在各种影响物价水平和经济增长率的因素中，真实利率是惟一能够与物价和经济增长保持长期稳定关系的变量。调整真实利率，应当成为货币当局的主要操作方式。Taylor（1999）通过下述模型对货币政策规则进行更进一步的说明[2]

$$\begin{cases} x_t = -\varphi(i_t - \pi_t - r) + u_t \\ \pi_t = \pi_{t-1} + \lambda x_{t-1} + e_t \qquad \varphi, \lambda > 0 \\ i_t = g_0 + g_\pi \pi_t + g_x x_t \end{cases}$$

当 $g_\pi < 1$ 将会导致经济系统存在内部不稳定性，一次正的通货膨胀冲击 $e_t > 0$ 通过降低真实利率 $i_t - \pi_t$ 来扩张通货膨胀。泰勒规则描述了短期利率如何针对通胀率和产出变化调整的准则。根据这个原则，当存在一个冲击可能导致通胀率大幅变化时，中央银行必须调整名义利率，并且名义利率的调整幅度应超过通胀率的变化幅度，改变人们的通胀预期。这才可以确保真实利率的变动对应经济状况，达到恢复物价稳定的目的。泰勒规则具有明确的政策含义，名义利率要顺应通货膨胀率的变化，以保持真实均衡利率的稳定性。如果产出的增长率超过潜在水平，或失业率低于自然失业率，以及预期通货膨胀率超过目标通货

[1] 2006年央行将2006年的人民币贷款目标定为2.5万亿，但仅9个月就突破了这个目标，全年增长达到了3.18万亿。

[2] 其中 i_t 为名义利率，r 为实际利率，π_t 为通货膨胀，x_t 是产出缺口。第一方程表示 IS 曲线，将产出缺口与真实利率联系在一起；第二个方程表示 Phillips 曲线，将产出缺口与通货膨胀联系在一起；第 3 个方程即为中央银行的反应函数。

膨胀率，则使真实利率 偏离真实均衡利率，货币当局就应运用政策工具调节名义利率，使真实利率恢复到真实均衡利率。

中国数据的研究发现，名义利率的调整不仅滞后于通货膨胀，并且在调整幅度上亦不能满足经济体系的稳定要求。 在（表6）中，我们计算了中国实际利率的均值及其波动性，1980年－2006年真实利率年率平均为0.02，而同期标准差为0.037，真实利率的标准差达到均值的1.85倍。同时（表6）还对比了主要国家货币同期真实利率波动性的主要特征。用真实利率标准差与真实利率均值的比例衡量真实利率的波动性可以发现，在7个国家中，中国真实利率的波动性最大，其次是韩国0.85和印度0.60，而成熟市场经济国家中，真实利率标准差与真实利率均值的比例均在0.5以下，日本最低为0.34。（表 6）进一步印证了中国由于名义利率调整滞后所造成的真实利率波动。

（表6）各国货币流通速度波动统计特征[1]

国家	英国	韩国	美国	日本	印度	法国	中国
真实利率均值	0.04	0.04	0.05	0.038	0.06	0.05	0.02
标准差	0.020	0.035	0.019	0.013	0.036	0.025	0.037
标准差/利率均值	0.5	0.85	0.38	0.34	0.60	0.5	1.85

造成真实利率波动性的主要原因在于名义利率调整滞后。谢平，罗雄（2002）运用历史分析法与反应函数法将中国货币政策运用于检验泰勒规则，发现中央银行名义利率调整对 CPI 的系数为 0.81。当通货膨胀上升时，利率的调整幅度小于通货膨胀的增加幅度，结果造成真实利率进一步下降。谢平和袁沁敖（2003）研究发现，中国的利率调整属于典型的滞后调整，决策时滞约为6－10 个月。王建国（2006）同样发现，虽然中国名义利率调整的灵活性在 1997 年之后有所加强，但是名义利率对通货膨胀的反应程度依然不足。

要想改变中国真实利率高波动性的现状，长期的政策选择应当是逐步向实现利率市场化方向努力。名义利率根据众多市场参与者的通货膨胀预期进行调整，从而保证真实利率的平稳性。在短期来看，为了抑制潜在经济过热风险，加快生息是一项可以考虑的选择。然而中国货币政策选择不能不考虑国际因素，在目前的国际环境下，货币政策选择应该着重考察哪些国际经济因素呢？

[1]各变量的计算区间为 1980 年－2006 年。

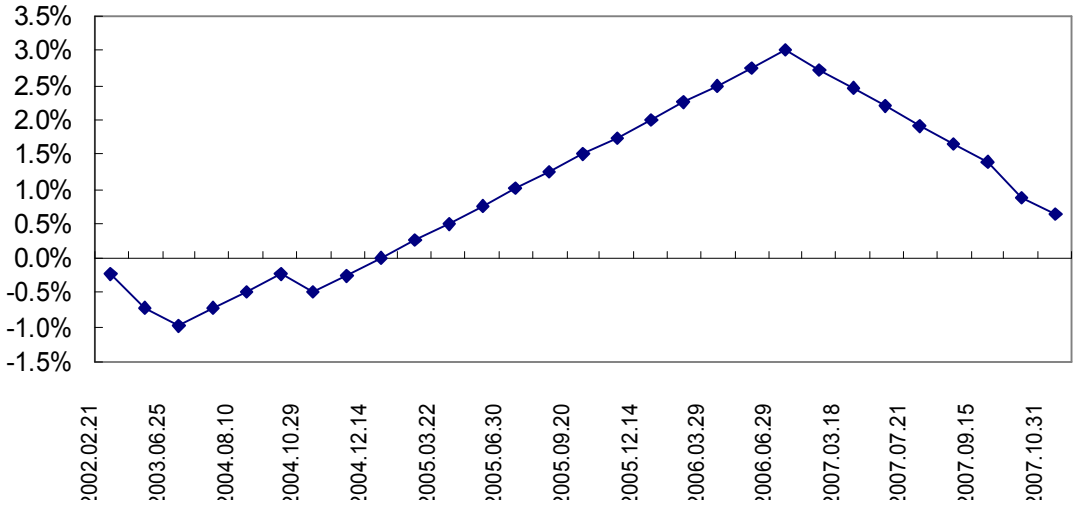
五、国际经济形势对中国货币政策的影响

在上文中，研究结果表明目前较为可行和有效的货币政策是进一步提高利率。然而部分学者对进一步提高利率持保留意见，理由是目前世界经济大环境，特别是美国经济政策调整不利于中国实行加息政策。

2007 年美国次级债危机爆发，到 8 月达到顶峰。由于部分对冲基金、房贷公司和投资银行过度扩张信贷和风险管理失控，引发全局性流动性短缺危机，并波及其他国家。为防止危机扩散和波及实体经济部门，挽救金融系统，美联储不顾通胀上升的危险，于 9 月 18 日、10 月 31 日连续两次把联邦基金利率降低 75 个基点至 4.5%。金融界预测，年内美联储进一步减息的可能性相当大。欧元区和英国也效法美联储，不顾通胀威胁，放缓了加息步伐。在中国处于加息通道、货币政策偏紧时，欧美等国却进入减息通道或是暂不加息。中美两国执行完全不同的货币政策，直接导致了美元和人民币利差快速下降。图 10 显示了 2002 年以来美国联邦基金目标利率和中国一年期定期存款利率之差的变化过程。从图中可以看出，自从 2005 年 7 月汇率改革直到 2006 年 6 月前中美利差逐渐扩大。此后美联储暂停加息而中国从 2006 年 8 月后多次加息，中美利差迅速收窄。美联储最近的减息政策更使中美利差在汇率改革以后首次低于 1%。

中美利差收窄是否会对中国实施稳健性货币政策产生不利影响呢？有一种观点认为，中美利差下降将加速外资流入，增大人民币升值压力，因此中国的加息进程需要放缓或是减弱力度，人民币利率不能高于美元利率，否则可能引发货币投机，人民币升值速度可能会失控。我们认为，这种判断值得商榷，在目前的环境下，中国仍需加快加息进程，人民币升值并不会失控。

认为中美利差收窄或是人民币利率高于美元会加大升值压力的主要理论依据是投机者套利，即投机者可通过借入美元——兑换为人民币——人民币升值后兑换回美元进行套利。套利过程中投机者需要支付美元借款利息，获得人民币存款利息，当中美利差收窄后，投机者投机成本下降，因此投机可能加剧。然而我们认为，至少存在以下三点原因使得中美利差收窄对人民币升值直接影响不大，美元利率并不构成人民币利率的上限，中国仍可实施独立的货币政策。



（图 13） 美元与人民币基准利率差

资料来源：根据中国人民银行和美联储网站资料整理

首先，虽然蒙代尔—弗莱明理论认为，在其他条件不变时，一国利率上升将吸引外资流入，引起本币升值。但这一理论的前提是假设本国是一个开放经济体，资本可以自由跨国流动，且本国货币自由可兑换。然而中国并不符合这些假设，到目前为止中国资本项目尚未完全开放，人民币也不是自由可兑换货币，资本跨国流动受到严格限制。虽然中国承诺将逐步减少资本项目的管制，人民币自由可兑换也是未来发展的方向，但并无实施时间表。如果国际金融资本不能自由流入，中美利差收窄对人民币升值并不会直接构成压力，而只能通过经常项目收支产生间接影响。

一种观点认为，中国虽然名义上仍然实施较为严厉的资本管制，但事实上已有大量热钱通过各种方式如虚假贸易、虚假直接投资和其它途径流入中国，资本管制的实际效果已经严重弱化，投机资本能够规避管制流入中国。另外，虽然人民币尚不是自由可兑换货币，但通过外汇交易中心买卖外汇已经相当便利。因此，中国事实上是符合弗莱明——蒙代尔模型假设的。对于以上观点，我们认为虽然不能排除投机资本通过各种方式流入中国，但热钱流入的规模应是有限的。2004 年—2006 年，外商直接投资流入量基本保持稳定，扣除物价上涨因素，中国吸引的外商直接投资实际有所减少，直到 2007 年才有所回升。中国对外商直接投资的政策有所调整，审批手续日趋严格，热钱通过这一渠道大规模流入的可能性不大。通过虚假贸易的方式输入热钱曾经是投机资本进入中国的重要方法，但由于中国调整了出口退税政策，减少了对三资企业的税率

优惠，这种操作方式的成本越来越高。据研究[1]，目前中国 43 个资本交易子项目中基本没有管制的有 8 项，较少管制的有 13 项，较多管制的有 13 项，严格管制的有 9 项，资本账户的名义开放度为 0.512（-1 代表完全开放，1 代表完全管制），资本管制仍然较为严格。虽然近年来部分外资通过 QFII 方式进入中国市场，但规模和业务受到严格限制。此外，从中国的国际收支平衡表来看，2005 年以来误差与遗漏项均为负数，这意味着存在着一定规模的资本净流出而不是净流入。综合来看，中国目前的资本管制措施仍然是比较有效的，投机资本不太可能迅速大规模流入。至于人民币兑换，目前虽然进行小规模外汇兑换难度不大，但有关部门仍然对外汇交易进行有效监控，投机资本要想大规模换汇仍然是很困难的。所以我们认为，目前中国的现实状况仍然与蒙代尔—弗莱明模型的基本假设存在较大差异，即使利差缩小，由于套利成本较高，外资也不可能大量涌入。

第二，在中国目前的环境下，加息有助于抑制资产泡沫，事实上反而可能减轻升值压力。传统理论认为人民币利率上调将增加投机者收益，吸引投机资本流入，加大升值压力。然而，如果我们仔细分析相关数据，就会发现这种套利方式实际上并不可行。根据近两年的经验来看，人民币每年升值约为 5%，也就是说，即使中美两国利率相等，投机的净收益也不过 5%左右。由于中国的资本管制措施，投机资本流入中国还需付出额外成本，投机的实际净收益还要更低。对比同期欧元市场可以发现，自从汇率改革以来欧元对美元升值速度高于人民币，基准利率与人民币利率接近，且为自由可兑换货币，交易成本低，因此投机欧元的收益大于投资人民币收益。除了外汇交易市场外，美国证券市场的平均回报率也显著高于投机人民币的回报率。表 7 列出了 2006 年 11 月 1 日到 2007 年 11 月 1 日对各主要货币和道琼斯指数投资的净收益率(扣除利率成本)。可以看出，除日元外，对各主要货币及道琼斯指数投机收益率都显著高于对人民币投机收益。因此上述套利模式实际上并不可行。事实上，只要人民币升值幅度不超过每年 10%，这种套利方式所获利润都非常有限。

那么人民币是否就不存在投机套利机会呢？答案是否定的。实际上投机资本仍然存在很大的盈利空间，但套利方法有所不同。投机商把美元兑换为人民

[1] 请参阅《2007 年 2 季度中国宏观经济报告》子报告《中国资本账户开放程度的测度》

币后，不是存入银行而是投入证券市场和房地产市场。从2005年以来，中国证券市场和房地产市场都持续大幅上涨，年投资回报率超过50%。在真实利率为负的形势下，持有各种资产平均回报会高于存款利率。如表7所示，如果投机者把兑换的人民币投入证券市场，2006年11月1日到2007年11月1日，平均收益率可达186.81%，足以补偿任何交易成本和风险溢价。目前，是资产的高额回报而不是利差和升值幅度成为吸引国际投机资本的主要因素，热钱流入导致流动性泛滥，反过来又加剧了资产泡沫化。日本和东南亚各国在上个世纪80-90年代货币升值时期都经历过由于货币政策过于宽松而导致的资产泡沫，当泡沫破灭时，投机外资迅速逃离，引发金融危机甚至经济崩溃。

（表7）各国货币和道琼斯指数投机收益率 2006年11月1日-2007年11月1日

货币名	人民币	英镑	日元	欧元	印度卢比	道琼斯指数	上证指数
收益率(%)	3.39	9.47	-1.10	14.58	16.41	7.15	186.81

数据来源：根据各国央行数据计算而得

因此，要抑制货币投机，目前真正需要控制的不是中美利差而是防止流动性过剩引起资产泡沫过度膨胀，而解决这一问题的最有效的政策就是调整货币政策，收缩流动性，实现正的真实利率。只有加息才能避免资产泡沫过度过快膨胀，降低投机资本的收益率，抑制热钱涌入，从而降低升值压力。

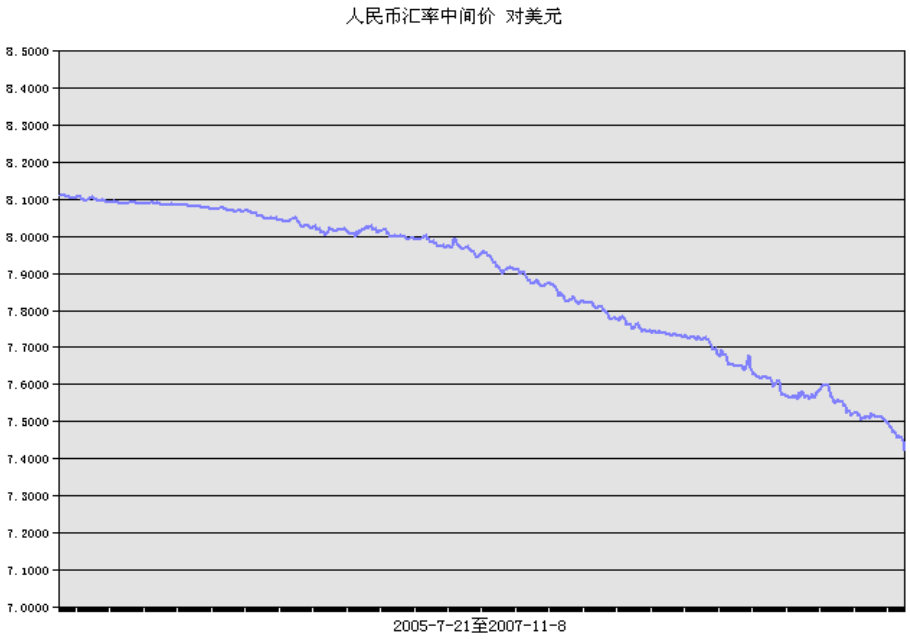
第三，目前的世界经济总体形势对中国实施加息政策有利。在中国资本流动受严格管制的环境下，外资对中国分散投资成本很高，国际中小投资者很难对人民币进行大规模投机。只有大型金融机构如各大投行、对冲基金才可能成为投机人民币的主力。美国次级债危机爆发后，美欧各大投行及旗下对冲基金都蒙受了较大损失。虽然美联储大幅减息，但投资者出于恐慌心态抽逃资本，导致金融市场流动性紧缩，拆息上升，部分老牌金融机构如美国贝尔斯登、英国北石银行面临困境甚至面临挤兑危机。在这种环境下，投机商融资能力削弱，难以筹集到大量资本对中国进行大规模投机，中国面临的投机压力有所下降，有利于中国实施加息政策。

综合以上三点，我们认为，在目前的条件下，中美利差收窄并不影响中国实施独立的货币政策，美元利率并不是人民币利率的上限，人民币有足够的加息空间，适度加息将不会引起投机资本流入。

然而，在存在通胀压力的情况下，美联储大幅降息已经引起美元对各主要货币贬值，石油、黄金等商品的美元价格持续上升。通过经常项目渠道，美元贬值的冲击将逐步对中国经济产生影响。在加息的同时，中国还需要调整现行的汇率政策。

六、汇率政策分析

2005 年 7 月人民币汇改以来，人民币对美元汇率维持稳中有升的态势。到 2007 年 11 月 8 日，汇改后累积升值 8.44%，其中 2007 年以来升值 4.90%，速度有所加快。图一为汇改后人民币对美元汇率走势图。



（图 14）人民币对美元汇率中间价

资料来源：中国人民银行网站

然而，人民币对美元升值更多的反映了美元在全球货币市场上的弱势而不是人民币的强势。事实上，汇改以后，由于欧元的强势，人民币对欧元实际上处于贬值状态，累计贬值 8.00%。

目前普遍认为，人民币实际汇率仍然存在一定程度的低估，对国民经济特别是外部均衡产生了负面影响，实际汇率需要进一步调整。随着中国经济的发展，追求汇率稳定的人民币汇率政策也不再适应经济发展的要求，需要新的人民币汇率制度。因此，目前人民币汇率改革有两个目标：建立新的汇率制度的中长期目标和恢复实际汇率均衡的短期目标。

从中长期来看，随着资本项目的进一步开放，中国不可避免的面临独立货币政策与汇率稳定的冲突。根据近年来中美经济走势来看，两国经济周期存在明显差异，作为一个经济大国，中国不可能为了维持汇率的稳定而放弃调整经济的重要工具——独立的货币政策。

从世界各主要国家的经验来看，经济大国更适于采用浮动汇率制度，但在特殊条件下可进行适度干预。由于目前中国经济对外依赖性高、金融市场发展滞后，中国尚不具备实行浮动汇率制度的客观条件，但从长远来看，中国也应采用浮动汇率制度。

在中长期目标给定的前提下，下面分析汇率改革应如何在实现短期目标的同时兼顾中长期目标。

实际汇率失衡的本质是国际国内价格水平失衡。从理论上来看，要解决人民币实际汇率低估可以有两种途径，即通过名义汇率升值调整和名义价格上涨即通货膨胀调整来实现。下面分析为什么中国不应采用名义价格上涨的方式实现实际汇率均衡。

首先，中国作为一个大国，虽然对外开放度很高，但绝大多数消费品是本地生产、本地销售的。这一点与香港、新加坡等小型开放经济体不同。这些小型开放经济体的产品大量出口，消费品大量进口。由于进出口产品价格主要由国际市场决定，因此这些小型经济体只有少量本地产销产品需要进行价格调整，调整成本较低，因此它们可以选择价格调整的方式实现实际汇率升值。但如果中国采用这种调整路径，大量价格的本地产销的产品要进行价格调整，调整成本较高。

一些学者认为，在目前特定环境下，由于美欧各主要国家通胀率都仅为 2%左右，处于较低水平，通货膨胀成本并不高，因此可以采用或部分采用通胀的方式实现实际汇率升值。但我们认为，基于两点理由，即使在目前环境下，也不宜采用通胀方式调整实际汇率。第一，从内部形势来看，由于近年来通货膨胀率一直维持在较低水平，人们形成了低通胀预期，通胀率即使仅上升到 5%左右也会引起经济波动。且目前中国经济高速增长，通胀率上升可能引起经济过热。第二，从外部环境来看，虽然美欧通胀率仍处于较低水平，但却有上升的势头。美欧各国由于受到美国次级债危机的影响，为避免进一步打击金融机

构，各国延缓了加息部分或是减息，而原油、粮食的原材料价格仍在不断上涨，这显示世界主要国家通胀率可能进一步上升。如果中国采用价格调整，将意味着货币政策独立性严重削弱，如果世界通胀形势恶化，中国通胀率可能会被推高到 10%，这将对经济稳定产生极大破坏。20 世纪 70 年代日本和德国从正反两方面提供了经验：德国在 1969 年开始让马克升值，因此当 1973 年后美国因受石油危机和越战影响、通胀率大幅上升时，德国仍能有效控制通货膨胀。日本则因为仍然采取通胀方式实现实际汇率升值，被迫维持比美国更高的通货膨胀。1974 年日本通胀率一度高达 23%。

第三，如果仍然维持汇率稳定，将不利于外汇交易市场和交易工具的发展。而成熟的外汇交易市场是实现人民币汇率自由浮动的重要条件。采用通胀方式调整实际汇率虽然有助于实现短期目标，却不利于实现汇率改革的中长期目标。

如果应当采用名义汇率升值的方式，还有一次性大幅升值和逐步升值两种方式。根据世界各国的经验来看，中国应当采用逐步升值方式。主要原因如下：

首先，从国际经济学理论来看，由于贸易品生产部门急速扩张，生产率迅速提高，根据巴拉萨——萨缪尔森效应，中国的均衡实际汇率将持续上升。从世界各国的发展经验来看，德国、日本、韩国等许多国家在经济高速增长期本币都经历了连续升值，累计升值幅度达 50%以上，甚至超过 100%。因此，即使中国通过一次性大幅升值例如 5%～10%的升值缓解了实际汇率失衡，随着经济发展，实际汇率失衡会再次出现。如果每次都采用一次性大幅升值的方式进行调整，这将加大市场的不确定性。

第二，目前名义汇率低估的幅度难以确定，即使一次性升值 10%也不能确定是否达到均衡。如果市场预期升值幅度不足，反而有可能加强再度大幅升值的预期，触发货币投机。但如果升值过度，不仅可能导致国际收支逆转，甚至可能引发货币危机，危及宏观经济的稳定。

第三，人民币一次性大幅升值对宏观经济影响较大。在实际汇率失衡下，虽然作为整体，国内价格水平低于国际价格水平，但具体到每一种物价则并非如此。人民币突然大幅升值会导致部分价格大幅波动。中国大多数企业仍然处于国际分工产业链的低端，利润率较低，且不善于利用外汇交易工具对冲汇率风险，缺乏消化汇率大幅波动的能力。如果汇率大幅波动，可能引起部分企业

利润大幅下降甚至倒闭。如果人民币汇率稳步升值，企业有较长时间调整生产计划和生产技术，逐步消化升值的影响。

最后，有人担心逐步升值是否会造成升值速度过于缓慢。我们认为，只要适当加快升值速度，逐步升值并不一定影响升值速度。从国际经验来看，一国的汇率一年升值 5%以上甚至 10%并不罕见。在没有较大外部冲击的条件下，这样的升值速度是可以接受的。

从总体上说，目前人民币名义汇率升值的方式是正确的，但仍然存在改进的空间。我们认为，汇率改革的指导思想应该是控制通货膨胀，通过人民币名义汇率升值实现实际汇率的调整。名义汇率调整速度应适度加快。

七、总结

当前我们货币经济中的主要问题是由于双顺差导致的流动性过剩问题。流动性过剩导致中国真实经济存在潜在过热风险，而真实利率偏低，甚至是负利率在很大程度上放大了由于流动性过剩造成经济过热风险。在货币政策方面，数量型指标的收缩效果在短期内即可被外汇占款增加而抵消，因此存款准备金率和央行票据已经日益成为货币当局被动冲销的日常性工具，并且冲销效果有限。在流动性过剩成为长期性问题的情况下，调整利率政策，维持实际利率稳定更加重要。从这一目标出发，短期内货币当局应加速名义利率的调整过程，长期内的目标仍然是实现利率市场化。当然提高名义利率是否会加剧国际资本的流入，特别是在美国发生次贷危机和降息的背景下，从而加剧中国的流动性过剩是一个值得关注的问题。本文分析表明，目前利差并不是影响投机资本流入中国的主要因素，相反通过提高利率反而有助于削弱投机资本流入的动机。因此美国利率并不会对中国利率政策调整构成上限。

除了利率政策之外，汇率政策也需要积极关注。首先，汇率政策大方向不变，但名义升值速度应当逐渐加快，灵活性也应加大。目前所采取的逐步升值战略是正确的，但人民币升值速度缓慢、波动性太小抑制了外汇交易及外汇衍生交易市场的发展。根据各国的经验，人民币升值幅度应当可提高至每年 5%以上，汇率波动幅度也应逐步加大，并加快外汇交易市场的建设，降低交易准入条件，从而为最终实现人民币自由可兑换创造条件。其次，在资本管制方面，

应实施严进宽出的政策。在汇率改革取得阶段性成果前，对资本流入应加强管制，打击通过假贸易、假外资等方式流入的热钱。资本项目对外开放不宜操之过急。从世界各国的经验教训来看，在金融市场不成熟的条件下，急于开放资本项目对经济发展没有明显益处，反而可能导致金融危机。此外中国目前外汇储备数量过多、增长过快，居民缺乏投资渠道，因此可考虑减少居民对外金融投资的限制，特别是加快开放对港澳地区的投资，尽早实施“港股直通车”，实现资本合理有序输出。

参考文献:

谢平、袁沁敖，《我国近年利率政策的效果分析》，《金融研究》，2003年5月，第1－13页。

谢平、罗雄，《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》，《经济研究》，2002 年 3 月，第 2－12 页。

王建国，《泰勒规则与我国货币政策反应函数的实证研究》，《数量经济技术经济研究》，2006年1月，第43－49页。

彭文生、梁伟耀，《中国内地的货币状况指数》，《香港金融管理局季报》，2005 年 6 月，第 5－14 页。

陈建斌、龙翠红，《中国货币状况指数的构建及对货币政策效果的验证》，《当代财经》2006 年 5 月，第 31－37 页。

卜永祥、周晴，《中国货币状况指数及其在货币政策操作中的运用》，《金融研究》，2004 年 1 月，第 30－42 页。

Taylor, John B., “Discretion Versus Policy Rules in Practice.” Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, December 1993, 39(0), pp. 195-214.

Taylor, John B. “The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for the Interest Rate Setting by the European Central Bank,” *Journal of Monetary Economics,* vol. 43 1999, pp. 655–79.

报告 5：

中国金融部门和实体经济的分离：原因、可能的结果与对策

内容提要:

中国经济中的金融部门和实体经济分离的原因相当复杂，但主要是由经济的基本面所推动的，是在外部需求和现行汇率制度下长期被动累积的结果。金融部门和实体经济分离带来的股票价格和房地产价格的大幅波动已成为当前经济中的重要问题；与此同时，宏观流动性过剩的态势并没有反应在微观企业层面，即没有反应在企业财务流动性的改善上，金融部门和实体经济之间存在明显的分离。在当前整体经济基本面向好的情况下，不需要采取强烈的货币政策来迅速消除这种资产价格的波动，而是需要谨慎性的货币政策来减缓局部资产价格的短期剧烈波动，以避免资产市场价值大幅度下降带来的风险。从中长期来看，金融控制政策对于中国经济中金融部门和实体经济的分离的作用存在一定的不确定性，但造成了企业融资约束，不利于改善企业成长的融资环境，因此，必须采取相应的中长期措施来逐步改善企业的融资环境，尤其是非国有企业的融资环境。非国有企业融资环境的改善会提高资本的边际生产率，有利于银行业绩的提升，从而降低金融部门与实体经济的分离程度。为平衡发展经济中的金融资产结构，可以考虑加快发展企业债券市场的发展。至于政府债务资产更应该侧重于短期国债的发行，为货币市场的操作提供工具基础，以便在汇率制度不进行大变革的前提下为货币政策对冲贸易顺差带来的宏观流动性提供操作工具。

关键词：金融部门、实体经济、分离

一、导言

1991-2006 年中国 GDP 年均增长率为 10.16%，而同期广义货币 M2 的年均增长率达到 21.83%，M2 的年均增长速度是 GDP 年均增长率的 2 倍多。与此同时，金融机构金融资产/GDP（FA/GDP）的比例由 1991 年的 110.0%上升到 2006 年的 172.4%[1]。中国经济中这种货币增长快于实体经济增长的现象可以称之为金融部门与实体经济的分离。实际上，在任何经济体中，只要金融资源的转移没有形成相应的实物资产，就会出现金融资产增加快于实物资产增加的现象；在现实经济中，金融市场上频繁出现的投机行为和某些资产价格（尤其是股价和房地产价格）存在不同寻常的波动，也表明货币与实体经济之间存在分离。在理论上，金融功能观则从金融的风险管理和资源配置等功能方面论证了金融资产增加为什么会快于实体经济的增长，因而会出现金融部门和实体部门的分离[2]。可见，货币增长率快于经济增长率是一个普遍现象，分离是常态。

金融部门和实体经济分离问题本质上是金融发展与经济增长之间关系的问题，但金融发展与经济增长之间关系在理论和实证上都是一个长期争议的话题，至今没有一致的结论（王晋斌，2007）。这也就是说，金融部门和实体经济分离是好、是坏、还是中性？并不能给出一致性的答案。同时，在实践上，我们并不清楚金融部门与实体经济分离到何种程度才会出现金融部门对实体经济产生显著的负面冲击（Menkhoff and Tolksdorf,2001）。但是我们可以分析金融部门和实体经济分离的原因，并借鉴一些重要的指标来分析经济为什么脱离由过去经济历史所可能揭示的“正常”轨迹，从而为避免金融部门“过分”脱离现实经济的政策制定提供参考依据。

本报告认为，中国金融部门和实体经济之间的分离主要是由经济基本面所

[1]这里的 FA 是金融机构的资金运用总计。从 FA/GDP 和 M2/GDP 的数据来看，中国经济的 FA/GDP 与 M2/GDP 之间存在高度相关性（相关系数为 0.89；1%的显著水平），而且两者历年数值比较接近。如 2006 年 M2/GDP 为 165.04%。因此，使用 FA/GDP 和 M2/GDP 具有相似的含义。从 M2/GDP 的数值来看，中国经济中的 M2/GDP 确实要高于其他国家。比如，2005 年中国经济 M2/GDP 为 162.73，高于日本的 143.7，英联邦国家的 108.46，欧元区的 77.18 和美国的 55.76。资料来源：IMF（2006）。

[2] “功能主义”最初起源于孔德（Auguste Comte,1798-1857）。孔德通过比较社会和生物有机体而创造了“功能主义”。斯宾塞（Herbert Spencer,1820-1903）发展了必要条件的功能主义思想，即为了使自己适合环境，有机体和超有机体必须具备某些条件，但对于什么是必要条件，存在争论。后来社会学家默顿（Robert.K.Merton）认为应该对功能的必要条件做经验性判断。金融学家默顿（1995）是否是受社会学的功能主义影响，而依据经验得出了金融中介的六个功能（具体参见其论文），这里不好推测。但最早从功能的观点来分析金融问题的是 J.Chant（1986），他在加拿大银行 1986 年的工作论文中阐述了依据功能观点进行金融管制的思想。

推动的，是在现行汇率制度下，由外部需求被动导致的，是外部需求长期累积的结果。金融控制政策在一定程度上可能扩大，也可能约束了这种分离，但存在不确定性。这两者共同导致了中国经济中的宏观流动性过剩并没有反应在微观企业财务流动性的明显改善上。与此同时，由于中国经济基本面向好，因此，更应采取小幅多频的紧缩性货币政策和行政管理政策来消除经济局部资产价格过大波动带来的潜在风险，并使货币政策能够在金融层面和实体经济层面之间取得平衡：消除资产价格大幅波动的货币政策要避免恶化企业财务的流动性以及由于企业财务流动性恶化导致的企业投资的大幅度下降。本报告分四个部分来论证上述判断。第二部分分析中国金融部门和实体经济分离的原因；第三部分讨论这种分离带来的可能结果；最后一部分是简要结论和政策建议。

二、中国金融部门与实体经济分离的原因

（一）、对外贸易顺差的强劲增长是导致中国经济中金融部门和实体经济分离的重要原因。金融部门金融资产的增加快于 GDP 的增加主要是在现行汇率制度下，由外部需求被动导致的，是外部需求长期累积的结果，尤其是 2001 年之后这种情况表现的尤为突出。但总体上，这种分离主要是以实体经济为基础的，并且是以向好的实体经济为基础的。

20 世纪 90 年代以来，中国经济中 FA/GDP 和 M2/GDP 是逐步上升的（图 1）。对于 90 年代的货币增长，一个基本判断是，与 80 年代初期中国经济货币化带来大量的货币收入来支付改革所需要的成本不同，在 80 年代中期之后，中国经济货币化进程的放慢，超额货币供给的主要结果是造成通货膨胀，发行货币收益也显著下降（易纲，1996）。而在 1992 年以后，经济货币化达到顶点，靠发行货币收入已经远远不能支付体制改革补贴（谢平，1996）。因此，90 年代以来的货币增长不是管理部门为获取铸币税收入而发行货币的结果。

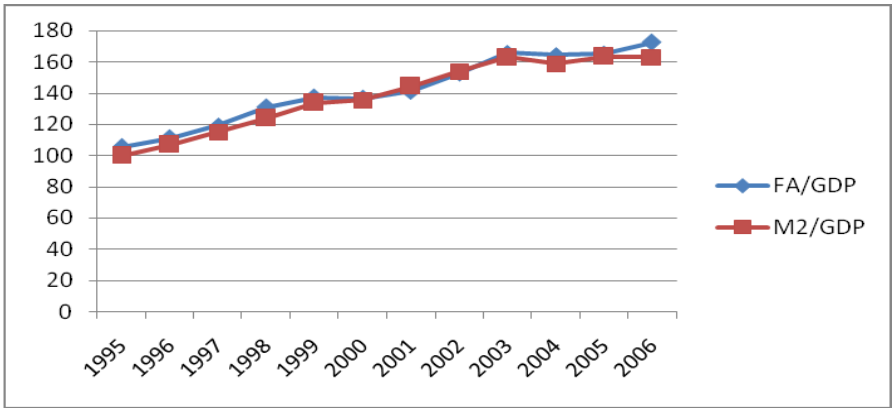


图 1　　中国经济中的 FA/GDP 和 M2/GDP 的变化：1995-2006

是什么原因导致 90 年代以来中国经济中 FA/GDP 的较快增长呢？对于这一问题，存在多种解释[1]。因此，中国经济中存在较高的 FA/GDP 的原因是复杂的。既有的研究更侧重于从金融部门本身存在的问题来讨论中国经济中的 M2/GDP 的变化。本报告要强调的是，中国经济中 M2/GDP 和 FA/GDP 的上升主要是由经济基本面所推动的，主要体现在大量的对外贸易顺差带来的外汇储备资产增加，在资本账户没有自由兑换的前提下，导致了基础货币大幅度增加。因此，对外贸易的快速发展和现有的汇率制度是导致中国经济较高的 FA/GDP 的重要原因。同时，由于中国对外贸易顺差变化幅度的轨迹表明了中国经济正在实现通过外向型政策创造比较优势向依靠国内大市场培育的规模经济和近乎无限供给的劳动力条件形成的自发的比较优势这一转变。加上中国经济的出口增长速度和 FDI 的引进速度并不快，对外开放度仍有进一步上升的空间，并且出口贸易主要是外部需求导致的。因此，贸易顺差的扩大是未来相当长时期内中国经济对外贸易的基本态势，且不存在任何低成本的快速降低贸易顺差的短期措施（王晋斌，李南，2007）。可见，在现行的汇率制度下，未来贸易顺差的进一步扩大会进一步提高中国经济的 M2/GDP 和 FA/GDP。

由于出口贸易主要是外部需求引起的，因此，在开放条件下，高储蓄更可

[1]一些相关研究，如刘明志（2001）指出由于金融系统效率偏低，金融结构不完善，居民储蓄存款的投资性质、银行等金融机构金融工具单一和银行不良资产比例高是 M2/GDP 上升的经济原因。余永定（2002）使用动态增长路径模型证明了巨额的居民储蓄存款导致了货币增长速度快于 GDP 增长速度，并形成通货膨胀压力的结论。杜子芳（2005）通过费雪方程分析了货币的超额供给和货币沉淀，并认为宏观收缩引起的银行体系惜贷现象、银行不良资产、房地产市场资金周转较慢和外汇结余等造成了货币的沉淀，并由此导致了中国经济中较高的 M2/GDP。同时，还有学者从收入分配角度给出了解释，认为由于货币的边际消费倾向递减，高收入阶层拥有超额货币，以不同形式储藏或投资金融资产，对实物部门增长的边际作用递减，间接引起货币沉淀（吴建军，2004）。

能是贸易顺差的结果，而不是产生贸易盈余的原因。由于外资企业占据了中国出口贸易额的 50%以上（2002 年外资企业的出口额在总出口额中的比重为 52.2%，2006 为 58.2%，2007 年上半年为 56.9%），因此，由 FDI 带来的外贸顺差就成为近些年来推动中国经济中 FA/GDP 增长的重要原因。而大量的研究表明，FDI 增加了中国经济中的投资和资本形成，促进了产业技术的升级，对于推动中国经济增长起到了积极的作用。因此，在这样的判断下，中国经济中较高的 M2/GDP 和 FA/GDP 是由向好的经济基本面所推动的。

为了验证对外贸易顺差带来的外汇资产增加与M2和FA之间存在的具体关系，我们使用 1995 年以来的时间序列数据，用人民币计价的外汇储备资产变化率的自然对数值对 M2 和 FA 变化率的自然对数值进行回归（方程下面括号中对应变量的 p 值）。

$$\ln\frac{M2_t}{M2_{t-1}} = 0.126 + 0.137\ln\frac{FR_t}{FR_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$(0.000) \quad (0.051) \qquad \overline{R}^2 = 0.36 \qquad DW = 1.30$$

$$\ln\frac{FA_t}{FA_{t-1}} = 0.117 + 0.172\ln\frac{FR_t}{FR_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$(0.000) \quad (0.047) \qquad \overline{R}^2 = 0.37 \qquad DW = 1.62$$

回归结果表明，美元外汇储备资产的增加是M2和FA增加的显著解释因素。外汇储备增加对 M2 增加的弹性系数为 0.14，对FA增加的弹性系数为 0.17。因此，是高投资和高外部需求造成了中国经济中 FA/GDP 的上升，高储蓄更可能是结果，而不是原因。尤其是在 2001 年中国加入 WTO 之后，高外部需求是导致中国经济中的较高的 M2/GP 和 FA/GDP 的直接原因。与此同时，金融系统本身存在一些问题，如不良资产等也是导致较高 FA/GDP 的部分原因，但主要原因来自快速上升的贸易顺差和现行的汇率制度安排。

（二）、金融控制政策导致了国有经济的信贷偏向增加了经济中 FA/GDP 的比例，但存在不确定性。同时，非国有经济的融资约束则降低了经济中 FA/GDP 的比例。金融控制政策导致的区域资金市场的分割对于经济中 FA/GDP 的变化存在不确定性，但宏观流动性过剩带来的资产价格上升进一步加剧了金融部门和实体经济的分离。

与传统的金融抑制和金融约束理论不同，中国转型时期实行的金融控制政策，这种政策的目的确保管理部门能够获得特定的金融资源来支持国有企业和其他方面的改革，同时尽可能使风险可控（王晋斌，2000）。在理论上，金融控制政策与 FA/GDP 之间存在多种可能的关系：一方面，金融控制政策确保了银行主导型的金融系统把信贷资源配给到国有企业和政府支持的产业，如果存在过度信贷，那么会增加经济中金融资产的数量，导致 FA/GDP 的上升[1]。从数据来看，私有企业贡献了 GDP 的约 50%，但只获得了 25%的银行信贷；国有企业贡献了 GDP 的 20%，却获得了 2/3 的信贷（Tran,2006）。但由于没有国有控股企业 1 年以上期限的贷款额在总贷款额中的比例数据，如果这一比例是逐步下降的，那么国有信贷偏向是否一定导致 FA/GDP 的增加就存在不确定性。但就短期贷款的数据来看，1994-2006 年非国有经济（包括乡镇企业、私营企业和三资企业）的短期贷款在银行总短期贷款中的比例从未超过 20%，这也就是说，国有控股企业一直占据了短期贷款的 80%的比例。从这个数据来看，金融控制政策一方面导致了国有企业获得更多的信贷，增加了经济中 FA/GDP 的比例；同时，这种政策使非国有经济成分面临明显的融资约束（参见下面一部分的分析），也减少了经济中 FA/GDP 的比例。

金融控制政策另一个重要的体现是区域内信贷的控制。各省区域的银行存款是决定省内银行资金信贷量的关键因素（Park and Sehrt, 2001），这种信贷政策安排——存贷比例限制，造成了区域资金市场的分割，并把信贷控制在管理部门认为的合意的范围内，但是否一定降低或提升了中国经济中的 FA/GDP 并不能够确定，因为无法知道不控制的结果。在宏观收缩时，银行可能存在惜贷行为；而在其他场景下，银行又可能存在信贷冲动，当我们考虑到银行与地方政府的关系时，尤为如此。因此，这种区域性的金融控制政策对于中国经济中 FA/GDP 的变化存在一定的不确定性。

如果我们从资本的边际生产率变化的情况来看，由于资本边际生产率在不断下降，由 1990 年的 16%下降到 2004 年的不足 13%，投资效率在下降（IMF, 2005），那么至少可以判断这种投融资体制在一定程度上造成了资本的低效率，

[1] 以 2004 年数据为例，银行信贷/GDP 的比例是 140%，这一比例远高于美国的 46%，印度的 38%，也高于亚洲国家平均水平的 104%和欧元区国家的 104%（IMF，2006）。中国的金融系统显然是银行主导性的金融系统。

导致了金融部门与实体经济的分离。

金融控制政策的第三个具体体现是：在金融控制政策下，股票市场成为管理部门支持国有企业改革的重要平台。在股改之前，国有企业一直占据上市公司中的一个较大比重，股票市场成为国有企业的主要融资渠道之一。在 2005 年底，A 股上市公司中国有股份超过 50%的上市公司就有 532 家，而国有股份超过 20%的上市公司则达到了 912 家。居民和各类投资者通过股票市场来参与管理部门主导下的各种交易以达到国有经济使用直接融资渠道和风险社会化的目的。发展股票市场改变了中国经济中的金融资产结构，增加了经济中的金融资产的数量。表 1 数据显示了中国经济中资本化比例的变化，股票资产已成为中国经济中的重要金融资产，股票市场极大地推进了中国经济中金融资产的形成。与此同时，最近的研究却表明了与股票价格直接相关的变量（Tobin's Q）不是解释上市公司投资决策的因素（王晋斌，王佳婕，2007），这导致了在金融资产增加的同时并不能形成预期对应的实物资产，从而导致了金融部门与中国实体经济的分离。

表 1　资本市场化比例（股票市值/GDP，%）

	2001	2002	2003	2004	2005	2006
世界	90	73	88	96	99	105.4
高收入 OECD 国家	102	81	97	106	108	NA
美国	138	107	131	140	137	148.3
英国	151	119	136	132	139	159.8
德国	57	34	44	43	44	56.5
欧洲货币联盟	69	51	59	71	65	95.8
日本	55	54	72	80	104	109.8
泰国	31	36	83	72	70	68
墨西哥	20	16	19	25	31	42
马来西亚	136	130	162	160	139	158
韩国	46	46	54	63	91	94
印度尼西亚	14	15	23	29	28	38
印度	23	26	46	56	69	90
中国	40	32	42	33	35	91

资料来源：Global Finance Development: The Globalization of Corporate Finance in Developing Countries, The World Bank(2007); International Finance Statistics, IMF(2006).Global Financial Stability Report, IMF(2007).注：按照《中国统计年鉴 2007》的数据，2006 年中国股票市值/GDP 约为 43%，与表中数据存在很大差异。

上述讨论表明，金融控制政策对于中国经济中的 FA/GDP 的变化存在一定的不确定性。国有经济信贷偏向提高了经济中的 FA/GDP 比例，但使非国有经济成分面临更强的融资约束，降低了经济中的 FA/GDP 比例。金融控制政策导致的区域资金市场分割对于经济中 FA/GDP 的变化是不确定的。同时，股票价格的上升并不是引导企业投资的信号，因此，由于流动性过剩带来的股价上升进一步推动了中国经济中金融部门与实体经济的分离。

（三）、金融控制政策导致企业融资结构变化——企业更加依赖内源融资，降低了经济中 FA/GDP 的比例，而政府债务和个人信贷的增加提高了经济中 FA/GDP 的比例。

1、企业内源融资和外源融资结构的变化

在剔除政府债务和个人债务的情况下，FA/GDP 的高低与企业融资的难易程度直接相关，FA/GDP 越高，企业融资越便利。但事实上，中国经济中的 FA/GDP 较高，但企业融资却存在较为严重的约束。世界银行关于企业生产率和投资环境的调查（2002）表明，40%以上的企业认为在融资上存在中等程度到严重程度的融资障碍（如融资高成本等）。利用该调查数据，Huang(2006)比较了中印企业的融资约束，认为中国企业存在更为严重的融资约束。在世界银行的调查中，在所有中国企业样本中，企业融资来源于内部盈余的比重高达 52%，来源于个人、家庭和朋友借贷的资金比例为 7%，来源于银行信贷的比例为 20%，其他渠道（其他贷款、股权融资）占 10%，来源于买方信贷等其他途径的占 10%；同时，私有企业的融资来源更侧重于内部盈余（52%）和个人、家庭及朋友的借贷（9%），而来源于银行信贷的资金只占 17%（WorldBank Enterprise Survey(2002)）。IMF（2005）的研究则表明，1999 年中国经济中固定资产投资来源是自筹资金占 45%，银行信贷占 39%，政府预算占 7%，外国资本占 8%，债券占 1.2%；而到了 2004 年，自筹资金占 51%，银行信贷占 40%，政府预算占 4%，外国资本占 4%，债券占 0.3%。 可见，企业融资中约 50%来源于内部资金。而从历年数据来看，目前 60%以上的固定资产投资来自企业的自筹资金（参见下一部分的表 3），由于债券市场不发达[1]，股票市场筹集的资金有限，因此，可以推断大量的固定资产投资来源于企业内部资本市场。

[1] 2004 年公司债务只占 GDP 的 0.7%，这一比例远低于亚洲平均水平 7%，美国的 22%和欧元区的 10%（IMF，2005）。中国的企业债券市场是非常不发达的。

对比另一项关于亚洲企业融资结构的研究，可以看出，中国企业来源内部融资的比例远高于这些国家的企业内部融资比例。Sigh and Welsse(2002)的研究表明，1992-96 年韩国、印度、马来西亚和泰国的企业融资结构中，内部盈余的比重分别为 23.10%、25.30%、13.30%和 5.70%；对应的外部融资比重分别为 76.90%、74.70%、86.70%和 94.30%。在外部融资份额中，其中外部股权融资的比重分别为 31.20%、14.60%、9.60%和 16.10%，债务部分分别为 43.30%、51%、70.80%和 80.60%。

进一步对照中国与发达国家的企业融资结构，可以发现目前中国企业内源融资的比重上升的速度很快。80 年代中国企业总投资资金中来源于内部盈余的资金部分只占 7.19%，而 2000-04 年期间达到了 25.95%。这一比例超过了 70-90 年代的英美等发达国家的企业内部融资比例（表 2）。

表 2　总投资资金来自内部盈余的融资额占 GDP 的比例（%）

国家	中国	中国	中国	德国	日本	英国	美国
时期	1980-89	1990-99	2000-04	1970-94	1970-94	1970-94	1970-94
比例	7.19	19.10	25.95	20.37	24.07	18.07	19.59

资料来源：Corbett and Jenkinson(1997) and David D.Li(2006).

与此同时，中国银行业的中长期信贷资产是逐年增加的，从 1994 年到 2007 年 6 月，银行贷款期限发生了显著的变化。银行短期贷款在信贷总额中的比例由 67.41%下降到 42.84%；而中长期贷款比例由 19.45%上升到 47.90%[1]。这本应该减缓企业依赖内源资金的程度。但事实上企业依靠内源融资的比例却在上升。这可能与两个方面有关。其一、增加的信贷量仍无法满足强劲的经济增长所需要的资金；其二、存在偏向型的融资结构，非国有经济成分贡献了 GDP 的超过 50%，但在外部融资上存在种种障碍（World Bank,2002）。在这种情况下，大量的非国有企业更加依赖企业内部资金。由于无法找到不同企业中长期信贷的数量，但从短期贷款份额中可以清楚地看出非国有经济（包括乡镇企业、私营企业和三资企业）的短期贷款在银行总短期贷款中的比例从未超过 20%（图 2）。由于 90 年代以来，银行短期贷款一直占银行贷款的约 50%左右（历年平均水平），因此，大量企业就会存在较为严重的外部融资约束。

[1] 2007 年 6 月的数据来自中诚信国际（2007），《2007-08 中国银行业展望》，P13。

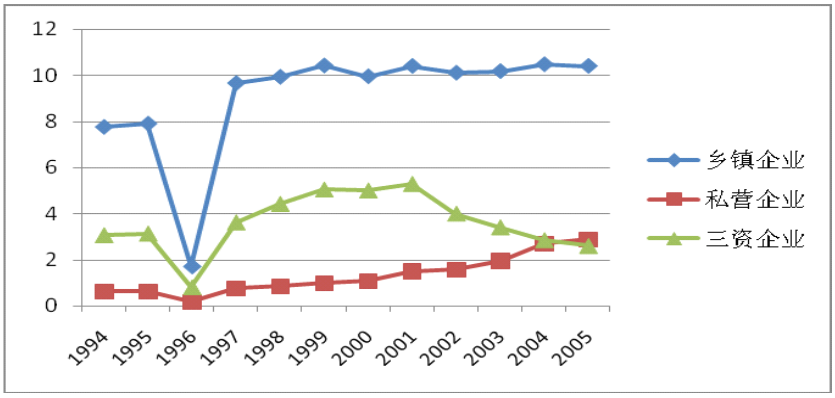


图 2　各种类型企业短期贷款占总短期贷款的比例（%）：1994-2005

资料来源：作者依据国泰安研究服务中心提供的数据绘制。

金融控制政策导致的国有企业偏向型的融资结构，造成了大量非国有企业的外部融资约束，使这些企业越来越依靠内源融资，这种融资结构的变化降低了中国经济中金融资产的数量，也因此降低了中国经济中的 FA/GDP。

2、政府债务和个人信贷的变化

在中国的经济转型时期，政府承担了公共管理支出和经济建设双重功能。在财政收入无法满足财政支出的情况下，政府就需要通过举债来融资。表 3 的数据显示，财政预算一直在全社会固定投资中占据与外资相当的比重。1990 年这一比例达到 8.70%，最近几年一直稳定在 4-5%的水平。即使在最近几年财政收入快速增加的情况下，由于公共管理和经济建设的大量支出，中央政府的财政一直处于紧运行状态。依据 IMF（2007b）的测算 2005-2008 年中央财政赤字占 GDP 的比例分别为 1.3%、0.6%、0.6%和 0.8%。这一赤字比例低于亚洲新兴市场国家的平均水平（2005-08 年分别为 1.6%、1.0%、1.2%和 1.1%），也低于亚洲工业化国家的政府赤字水平（2005-08 年分别为 4.5%、4.7%、4.8%和 4.8%）。中国政府的债务水平处于一个相当稳健的区域。

表 3　固定资产投资的资金来源渠道（%）：1990-2005

	国家预算内资金	国内贷款	利用外资	自筹投资	其他资金来源
1990	8.70	19.60	6.30	51.57	12.91
1991	6.80	23.50	5.70	51.45	11.60
1992	4.30	27.40	5.80	49.81	10.98
1993	3.70	23.50	7.30	47.57	14.86
1994	3.11	23.46	10.38	49.22	18.44
1995	3.10	20.97	11.47	53.19	13.79
1996	2.73	19.96	11.99	48.67	18.60
1997	2.79	19.18	10.76	50.34	18.20
1998	4.22	19.51	9.21	49.34	18.81
1999	6.20	19.18	6.72	49.03	18.53
2000	6.41	20.44	5.15	49.57	19.02
2001	6.84	19.45	4.65	50.83	20.30
2002	7.27	20.37	4.79	52.45	18.68
2003	4.84	21.68	4.68	56.60	17.70
2004	4.62	19.56	4.66	58.56	18.39
2005	4.68	18.38	4.48	62.07	16.93

资料来源：作者依据国泰安研究服务中心提供的数据计算。

从各种金融产品占 GDP 的比例来看，国债是仅次于银行中长期信贷和流通股价值的第三大金融资产（图 3）。1993-2005 年，中长期信贷、股票流通市值、国债发行和企业债券筹资在 GDP 中的年均比例分别为 29.54%、7.32%、3.65%和 0.36%。由于在国债发行的最高年份 2002 年，国债发行也仅占 GDP 的 4.93%，国债发行提高了中国经济中的 FA/GDP，但这种作用是相当有限的。

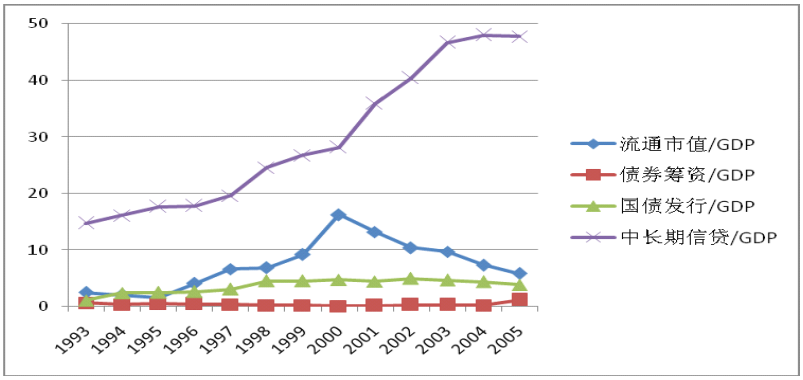


图 3　中国经济中长期金融资产结构的变化：1993-2005

注：由于短期国债占 GDP 的比例很小，这里把国债都视为长期金融资产。

资料来源：作者依据国泰安研究服务中心和《中国证券期货统计年鉴 2006》提供的相关数据绘制。

金融创新的另一种重要的资产是个人消费信贷的发展。2006 年底，个人消费信贷达到 2.4 万亿元，占全部贷款比例的 10.1%；其中 83%为住房抵押贷款

（中诚信国际，2007）。对比 2005 年个人消费信贷在全部贷款中 10.6%这一数值，发现个人消费信贷在总信贷中的比例是下降的，但经济中 FA/GDP 比例却是上升的。这至少表明个人消费信贷一方面增加了经济中的 FA/GDP，另一方面对 FA/GDP 增加的作用没有那么重要。考虑到个人消费信贷资产的质量普遍好于公司贷款的事实，个人消费信贷所导致的 FA/GDP 上升有利于提高金融系统财务的稳健性。

三、中国金融部门与实体经济分离的可能后果

（一）、宏观流动性过剩的态势并没有反应在微观企业层面，即没有反应在企业财务流动性的改善上，金融部门和实体经济之间存在明显的分离。

从中国上市公司来看，1994 年以来企业流动性比例基本是逐步下降的。1994 年所有上市公司的流动比例为 1.979%，而到了 2005 年则下降为 1.462%; 1994 年所有上市公司的速动性比例为 1.467%，而到了 2005 年下降到 1.145%。这两项指标表明了在总体上中国上市公司的财务流动性是下降的，但历年流动比例的均值达到 1.73；同时，1994-2005 年的速动比率年度均值为 1.305，这表明上市公司总体上财务的流动性处于比较稳健的状态。从股改后的 2006 年的情况来看，上市公司的流动比例和速动比例均有不同程度的上升，但由于股改导致的相互投资行为可能带来了流动性的上升，因此，总体上可以认为中国上市的流动性是逐步下降的（表 4）。另一项调查统计表明，尽管 5000 家工业企业的财务流动性比例是逐步上升的，但上升的比例也显著低于 FA/GDP 的年 20%以上的增长率（表 5），宏观流动性的快速增长并没有反应在企业财务流动性的显著改善上，中国金融部门与实体经济之间存在明显的分离。

表 4　所有上市公司财务流动比例和速动比例的变化：1994-2006

1997　1998

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006						
LR	1.98	1.45	1.65	1.97	1.81	1.82	1.86	1.86	1.64	1.64	1.61	1.46	1.64
CR	1.47	0.99	1.19	1.55	1.36	1.40	1.45	1.38	1.26	1.27	1.20	1.15	1.19

注：流动比率（LR）和速动比率（CR）的数据是所有有流动比率和速动比率报表数据的样本的简单平均值（不包括金融类企业），并剔除了没有数据相关数据的上市公司。资料来源：作者依据 Wind 资讯提供的数据计算（2006 年只有 750 家企业）。

财务流动性反应企业的投资行为决策上就表现为企业投资决策会考虑到融

资约束。在存在外部融资约束的情况下，企业会使用内部资本市场来为投资融资。考虑到上市公司绝大部分是国有企业（2005 年之前），而且即使是非国有企业，也是经过管理部门和相关机构层层筛选而来的企业，相比其他企业应该具有相对宽松的融资环境。因此，上市公司投资决策就会同时考虑内外部资本市场的融资情况。计量结果证实了这一判断（表 5）。

表 5　上市公司投资决策的财务决定因素

	截距项	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	$\overline{R}^2$	DW
投资：1998-2006	0.245 (0.00)		0.058*** (0.00)	-0.082*** (0.00)	0.035*** (0.01)		0.20	1.64
	0.221 (0.00)		0.056*** (0.00)	-0.078*** (0.00)		0.045*** (0.00)	0.19	1.63
投资：2002-2006	2.679 (0.01)	0.116 (0.17)	0.377*** (0.00)	-0.320*** (0.00)	0.229** (0.04)		0.40	2.17
	7.632 (0.00)	0.120 (0.15)	0.387*** (0.00)	-0.342** (0.00)		0.212*** (0.00)	0.44	2.44

注：（1）I：代表 t 期的固定资产投资，用 t 年末固定资产存量减去年初固定资产存量，这一简化忽略了折旧的影响。由于是同一行业，考虑折旧率是固定资产存量 K 的一个固定比例，这一简化不会影响计量结果。K：是固定资产存量；q：表示托宾 Q，即企业市场价值与重置成本的比值，q 的计算方法为：q=（流通股*年末股价+非流通股*每股净资产+负债面值）/净资产。由于 WIND 资讯数据库仅提供了 2002 年以来的上市公司股权结构。因此，在 2002-2006 的面版数据中解释变量包括 q。C：代表公司的现金流量，计算时用公司经营过程中产生的现金流代替。L：为公司的流动资产存量，用现金、银行存款及有价证券代替。D：表示企业的负债，即短期负债加上长期负债。S：表示主营业务收入。由于 C_t/K_{t-1} 和 S_t/K_{t-1} 之间存在显著相关性，分别进入计量方程，每个组别有两个计量结果。（2）计量方程为：

$$\frac{I_t}{K_{t-1}} = a + \beta_1 q_{t-1} + \beta_2\left(\frac{L_{t-1}}{K_{t-2}}\right) + \beta_3\left(\frac{D_{t-1}}{K_{t-2}}\right) + \beta_4\left(\frac{C_t}{K_{t-1}}\right) + \beta_5\left(\frac{S_t}{K_{t-1}}\right) + \varepsilon_t$$

。（3）由于是面板数据，有关 Hausman 固定和随机效果模型的检验结果参见附表 2。

从所有计量结果来看，所有解释变量中只有 Q 的系数(β_1)没有通过 p 检验，而现金流、流动资产与负债项都通过了 5%显著水平下的检验，这说明财务因素影响到制造业上市公司的投资决策，投资不仅仅由资本成本和边际收益率等外部因素决定，企业自身的资产结构也是重要的解释因素。计量结果与不完全竞争市场下的企业投资理论的推测一致，即内部现金流、流动资产存量对投资决策有正面的影响，而负债的多少则和企业投资额负相关，验证了融资约束下，负债将导致外部融资成本增高，进而对投资造成不利影响，这说明资本市场不完全下的投资理论分析框架在一定程度上能够解释我国的上市公司的投资决策行为。从回归系数值来看，内部现金流、流动资产和债务对投资的影响程度接近，这表明内源融资和外源融资对于中国上市公司的投资决策来说基本是同等重要的。

如果进一步按照上市公司所有制进行分类，我们发现非国有控股上市公司更加依靠内部资本市场来为投资融资（表 6），非国有企业的内部融资系数为 0.272，明显高于国有控股企业的 0.121。这也与第二部分的分析结论是一致的，

表明了非国有企业面临更强的信贷约束。对于国有控股上市公司来说，相比于流动资产和负债规模，内部现金流和销售收入变量对于投资的影响相对小，说明国有控股上市公司主要通过外部债务融资作为资金来源，内部资金相对不重要。同时，由于国有控股企业规模大，所有样本的固定资产投资年度均值显著高于非国有控股公司。这证实了许多学者关于国有企业受到政府非市场化的融资安排导致外部融资成本较小的推断。对于非国有企业而言，结论恰好相反。内部现金流对投资的影响最大，其次是销售收入，两者对投资的影响力都超过了流动资产与负债对投资的解释力，即对非国有上市公司来说，内部自有资金对投资决策十分重要。

对于上述问题，可能的解释是：国有控股企业相对于非国有控股企业在外部融资上有一定的优势，银行贷款有一定的政策偏向性。在面对国有企业贷款申请时商业银行很难做到完全市场化，一方面会考虑到政府对公司的扶持作用，另一方面要顾及到与地方的相互关系，由于国企的某些投资行为具备社会效应，可能因此享受优惠的贷款条件，在总体上说，相对于非国有控股公司，国有控股的上市公司的外部融资成本偏低。对于非国有企业银行更加谨慎，信贷的考察比较严格，在审核时不仅要做投资项目评估，还要涉及企业已有的资产状况，程序比较复杂，因此，非国有上市公司更大程度上依赖于内部资本市场，内源融资渠道成为非国有上市公司投资决策行为最重要的约束因素。因此，宏观流动性过剩并没有为非国有企业带来更为宽松的外部融资环境，宏观流动性与微观企业融资环境之间存在明显的分离。

表 6　国有控股和非国有控股类制造业上市公司投资决策影响因素的计量结果

	截距项	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	$\overline{R}^2$	DW
国有控股类	-0.323 (0.53)	0.109 (0.17)	0.205*** (0.01)	-0.378** (0.05)	0.098*** (0.00)		0.523	1.888
	-0.568 (0.40)	0.224 (0.53)	0.227** (0.03)	-0.365** (0.02)		0.121*** (0.00)	0.501	2.095
非国有控股类	3.125 (0.04)	0.452 (0.66)	0.116** (0.05)	-0.253* (0.09)		0.272** (0.03)	0.499	1.798
	2.011 (0.00)	0.518 (0.78)	0.104** (0.05)	-0.265* (0.06)	0.391*** (0.01)		0.446	1.802

注：由于 C_t / K_{t-1} 和 S_t / K_{t-1} 之间存在显著相关性，分别进入计量方程，每个组别有两个计量结果。为了进一步验证上市公司的外部融资约束是否与所有制有关，我们考察了两个组别：2002-06 历年国有股份占 50%以上的上市公司和国有股份低于 20%非国有控股的上市公司，来检验这两类上市公司的投资决策的财务影响因素。依据 2006 年底的股权结构，2002-2006 年历年国有股份超过 50%的制造业上市公司的数量为 81 家，依据 2002 年底的国有股份比重在 20%以下的制造业上市公司数量为 114 家。

（二）、宏观流动性体现在实体经济中主要表现为价格的波动性，尤其是股市价格和房地产价格的波动上。

由于股改题材的引发，在宏观流动性过剩和投资者投资产品选择权有限的条件下，2006 年中期以来，股票市场价格大幅度攀升，呈现出价格高波动的特征（图 4），并且是封闭条件下的高波动，与世界上其他国家或地区的股价波动几乎没有什么关联（附表 1）。2006 年 7 月-2007 年 6 月期间沪市和深市 A 股上市公司的月均市盈率均是 2005 年 7 月-2006 年 6 月期间月均市盈率的 1.8 倍。尤其是进入 2007 年以来，沪市和深市的 A 股股票的月均市盈率更是高达 43.6 和 46.9，并分别在 4 月和 5 月突破 50 倍市盈率。图 3 的市盈率变化趋势表明，与过去几年的市盈率相比，这一变化明显脱离了过去历史所能够揭示的轨迹。同时由于股改前后上市公司经营业绩没有在很短的时间发生显著性变化（宋劲松，2007）；而从未来经营业绩预期来看，假定在公司分配政策（留利比例）和风险等级不发生变化的情况下，接近 1 倍的市盈率增长要求未来资本收益率（假定不变）和公司业绩增长率之间的差额是过去的 1 倍。按照 Chong-En Bai, Chang-Tai Hsieh and Yingyi Qian（2006）的研究，1998 年之后中国经济中的投资资本收益率为 20%，那么市盈率增加 1 倍需要未来业绩增长率要在过去业绩增长率一半的基础上加上 10%；即使是资本收益率为 10%，那么也要求上市公司未来业绩达到在过去业绩增长率一半的基础上加上 5%。与上市公司过去的业绩相比，这是一个很高的、也是难以达到的增长率。因此，50 倍的市盈率意味着投资者对上市公司未来经营业绩给予了过高的增长预期，也表明了中国股市价格存在一定的泡沫。

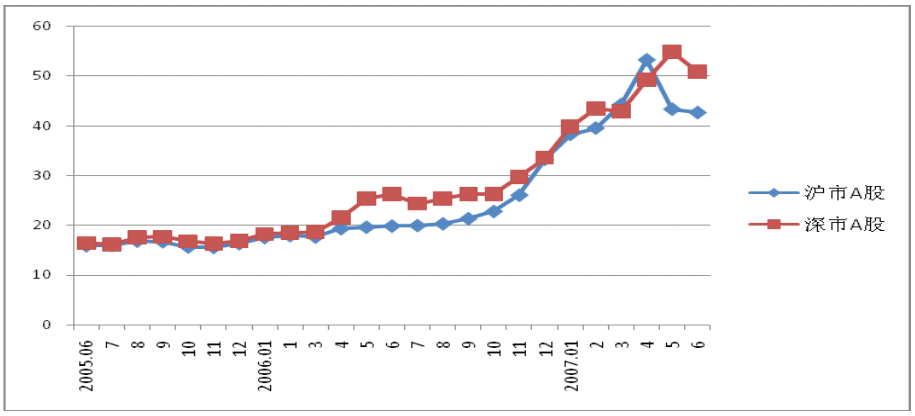


图 4　沪市和深市市盈率的变化：2005 年 6 月-2007 年 6 月。

资料来源：作者依据中国证券监督管理委员会网站上公布的数据绘制（http://www.csrc.gov.cn/）。

由于过高的股票价格主要是由于投资者预期未来业绩增长引起的，因此，在流动性过剩和资产选择有限的背景下，更应该从基本面来加强投资者教育，逐步冷却投资者过热的投资行为，并进行金融创新发展其他备择的金融产品。考虑到中国经济中极不平衡的资产结构，大力发展企业债券市场是一个切实可行的选择。与此同时，要防止股票价格上升带来的信贷加速器作用所导致信贷和投资的过快速增长。

资产价格存在急剧变化的另一个重要表现是住房市场价格的持续上涨。在过去的几年中，中国主要城市的房价几乎增长了 3 倍，而且一直呈现出上升态势。国家发展改革委、国家统计局最近的调查显示，2007 年 9 月，全国 70 个大中城市房屋销售价格同比上涨 8.9%，涨幅比上月高出 0.7%；环比上涨 1.7%，涨幅比上月高出 0.3%。住房价格的持续上升是经济中过多的流动性和人民币升值预期下资金追逐资产收益的结果。从住房供给和需求来看，居民一直对城市（尤其是大中城市）住房保持着强劲的需求。同时，由于个人住房消费信贷是银行的优质资产，银行愿意发放住房消费贷款。从最新的数据来看，2007 年 5-8 月份住房消费贷款增速分别为 21.7%、24.0%、27.0%和 30.0%，较去年同期分别上涨 16.2%、18.5%、21.2%和 23.7%；2007 年 5-7 月份商品房销售面积同比增长速度分别达到 16.6%、21.5%和 25.0%。从实际供给来看，供求矛盾进一步加剧。2007 年以来，房地产投资持续增长，但主要反映为土地购置等费用上涨，商品房竣工面积增长有限，商品房的实际供给仍然没有明显增加。2007 年 5-7 月份商品房竣工面积同比增速分别为 11.6%、11.1%和 10.0%，较去年同期分别下降了 12.4%、9.3%和 1.0%,住房供求矛盾进一步趋紧（央行课题组，2007）。另一项研究表明，2007 年 1-9 月全社会固定资产投资完成 91529 亿元，同比增长 25.7%，增速比上年同期下降 1.6 个百分点；全国商品住宅竣工面积同比增长 11%，，而销售面积同比增长 33.9%，销售面积是竣工面积的 2.15 倍（何鹏等，2007）。因此，住房供求矛盾进一步加大。

可见，住房价格上涨是多种因素导致的：成本推动和需求拉动共同导致了住房价格的持续上升。由于最近几年以来经济一直维持高位增长态势，住房投资也维持了高投资，尽管费用上涨影响了实际住房供给的增长速度，但仍可以认为住房价格变化表现为消费者周期，而不是经济周期。因此，更应采取局部

性的货币政策和行政政策来增加供给，规范需求。如进一步扩大对住房用地的供给，同时大幅度提高对多套住房需求的边际融资成本来规范需求。

（三）、中国金融部门与实体经济的分离对金融部门的稳定性造成了负面作用，并且存在潜在的高风险。

与其他国家和地区相比，中国的金融系统显然是以银行为主导的。表 7 的数据显示，90 年代以来，中国金融系统中的银行存款/GDP 的比例在所有国家和地区中是最高的，并在 2000 年之后达到了 130%左右的水平，信贷资产一直是中国经济中最重要的金融资产。

表 7　不同国家和地区金融系统的资产结构：金融资产/GDP（%）

	1990			2000			2005		
	存款银行	股票市值	债券	存款银行	股票市值	债券	存款银行	股票市值	债券
拉美地区	37	24	32	42	33	46	42	43	58
亚洲	65	22	27	103	40	35	107	54	56
亚洲其他	94	88	23	89	49	50	72	62	53
中欧地区	49	9	30	39	20	32	46	31	48
新兴市场	55	36	30	74	40	40	77	61	53
工业国	82	75	120	82	139	143	95	119	166
中国	89	6	8	133	48	18	126	35	41

注：（1）拉美国家包括阿根廷、巴西、智利、哥伦比亚、墨西哥、秘鲁和委内瑞拉。（2）亚洲是指亚洲较大经济体，包括中国、印度、韩国和中国台湾地区；亚洲其他国家是指印度尼西亚、马来西亚、菲律宾和泰国。（3）中欧地区是指捷克、匈牙利、波兰和俄罗斯。（4）工业国是指美国、英国、德国、加拿大、西班牙、比利时和澳大利亚这些工业化国家。（5）债券包括国内和国外债务证券（来自 BIS 数据库）。

资料来源：Datastream; IMF; Standard & Poor's; Working Group Survey; World Bank; BIS。转载自 BIS（2007）。

一般的观点认为中国银行业是缺乏效率的，增加的资本产出比率（ICOR）也充分表明中国银行主导型的金融系统的资源配置效率是逐步下降的。表 9 的数据显示，90 年代以来，ICOR 的比率是逐步提高的。由 1991-95 年的 2.6 提高到 2001-05 年的 4.2。2001-05 年中国的 ICOR 明显高于高速经济增长时期的日本（1971-70 年）的 3.2、韩国（1981-90 年）的 3.2 和中国台湾地区（1981-90 年）的 2.7。G. Boyreau-Debray （2005）的研究表明中国银行主导型的主要缺陷是造成了资金市场的分割和资源过度向某些部门配置，导致了资源配置的低效率。

表 8　中国增加的资本产出比率（ICOR）：1991-2005

		投资/GDP（%）	GDP 增长率（%）	ICOR
中国	1991-1995	32.2	12.2	2.6
	1996-2000	32.8	8.6	3.8
	2001-2005	40.7	9.5	4.2
	1991-2005	35.3	10.1	3.5
日本（1961-1970）		32.6	10.2	3.2
韩国（1981-1990）		29.6	9.2	3.2
中国台湾（1981-1990）		21.9	8.0	2.7

资料来源：中国的数据来自作者依据国泰安研究服务中心提供的数据计算得到，其余数据来自 Kwan(2006)。

在 ICOR 逐步上升的背景下，信贷的扩张会带来不良资产的增加和银行业绩的下滑。在 2002 年中国银行业的不良资产占总贷款的比例达到 26%，此后由于采取了国有银行不良资产核销和债务重组措施，在 ICOR 上升的背景下，银行不良资产占总贷款的比例是不断下降的（图 5）。相比其他国家，目前中国银行业的不良资产的比例与泰国接近，仍达到 7%左右的水平，远高于美国、韩国的 0.8%，也高于 2006 年底日本的 2.5%。

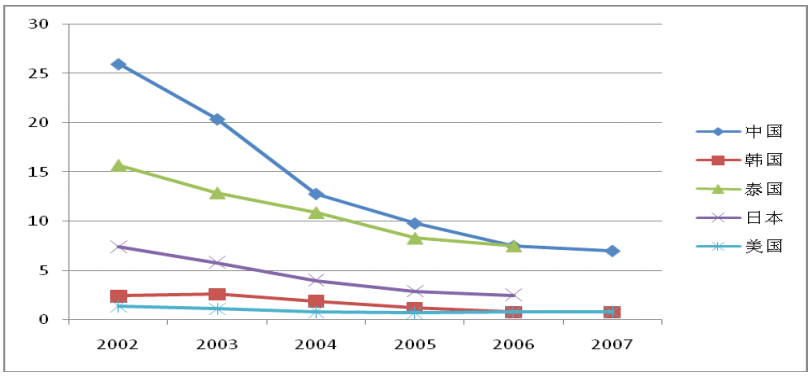


图 5　中国银行与其他国家银行不良资产占总贷款的比例（%）：2002-07

注：2007 年是指 1 季度的数据。资料来源：The World Bank and IMF(2007).

从资产回报率来看，中国银行业也是这些国家中也是较低的。2004-2006 年期间大约维持在 0.8%左右，低于同期韩国的 1.1%，泰国的约 2%，美国的 1.3%，仅高于日本的 0.37%。从净资产回报率来看，由于政府型的银行重组、核削不良资产等措施，净资产回报率在这些国家中处于中等水平（参见附表 3b）。因此，总体上中国银行业的经营绩效是较低的。考虑到国有企业一直占据了信贷总额资金的 60-70%，那么可以认为这种偏向型的资金配置格局导致了资金使用

边际生产率的下降。因此，资金偏向型的信贷体制一方面扩大了中国经济中FA/GDP，另一方面由于资金边际生产率的下降，导致了金融部门与实体经济的分离，不利于银行业经营业绩的改善。同时，由于过高的资产价格，如不防止信贷加速器导致的信贷扩张，在资产价格急剧下滑时，将给银行业的财务稳健性带来极大的破坏。这要求消除资产价格的货币政策和行政管理政策要从供求双方入手，减缓甚至避免资产价格进一步高攀，消除资产价格的剧烈波动给银行业带来的高潜在风险。

四、简要结论与政策建议

如上所述，中国经济中的金融部门和实体经济的原因相当复杂，但主要是由经济的基本面所推动的，是在外部需求和现行汇率制度下被动累积的结果。金融部门和实体经济分离带来的股票价格和房地产价格的大幅波动已成为经济中的重要问题，因为在努力工作的报酬和储蓄不能够成为居民应对未来不确定性（如退休）的主要手段时，就会进一步导致在整个社会滋生投机心理，从而导致资产价格不断攀升，为金融系统的财务稳健性埋下隐患。但在当前整体经济基本面向好的情况下，不需要采取强烈的货币政策来迅速消除这种资产价格的波动，而是需要谨慎性的货币政策来减缓局部资产价格的短期剧烈波动。如在住房供给层面上仍采取适度的信贷政策，促进供给，而在需求层面上则要通过提高需求者的边际资本成本来规范城市居民住房数量需求等。从中长期来看，金融控制政策对于中国经济中金融部门和实体经济的分离的作用存在一定的不确定性，但造成了企业融资约束，不利于改善企业成长的融资环境，因此，必须采取相应的措施来逐步改善企业的融资环境，尤其是非国有企业的融资环境。非国有企业融资环境的改善会提高资本的边际生产率，有利于银行业绩的提升，从而降低金融部门与实体经济的分离程度。考虑到中国目前的金融资产结构，与发达国家和地区以及发展中国家的情况相比，银行信贷/GDP 和股票市值/GDP 的比例均已达到相当高的水平。为了平衡发展经济中的金融资产结构，可以考虑加快发展企业债券市场的发展。债券市场的发展能够在缓解企业融资约束上起到重要的作用，有利于企业形成严格的市场纪律。至于政府债务资产更应该侧重于短期国债的发行，为货币市场的操作提供工具基础，以便在汇率制

度不进行大变革的前提下为货币政策对冲贸易顺差带来的宏观流动性提供操作工具。

表 9　中国金融部门与实体经济分离的原因、可能的结果与对策

类别	具体动因	与 FA/GDP 关系	经济影响	政策建议
以实体经济为基础的分离	贸易顺差和汇率制度安排	增加	过多流动性追逐收益带来局部资产价格过大波动	小幅多频的货币政策和行政管理措施
以金融控制政策为基础的分离	国有信贷偏向	增加，但存在不确定性	减低资金配置效率	逐步放松信贷资金流向非国有经济
	区域资金分割	不确定	降低资金配置效率	减少造成区域资金市场分割的管理办法
	企业融资约束	降低	约束了投资行为	发展企业债券市场
	政府债务	增加	政府投资替代民间投资	侧重于货币政策工具的发展
	个人信贷	增加	风险社会化	商业银行自身行为，提倡发展
	金融创新	增加	不确定	发展企业债券市场

参考文献:

杜子芳，2005，“货币流通速度、货币沉淀率与货币供给量——我国货币供应量过大的原因分析”，《管理世界》，第 1 期。

何鹏 薛黎 李和裕，2007，“市场供求矛盾突出，房地产开发投资继续“高歌猛进””，上海证券报，10 月 31 日。

刘明志，2001，“中国的M2/GDP（1980-2000）：趋势、水平和影响因素”，《经济研究》，第 2 期。

谢平，1996，《中国金融制度的选择》，上海远东出版社。

宋劲松，2007，“股改前后上市公司业绩变化”，中国人民大学经济研究所宏观经济形势分析报告（第 4 季度）。

易纲，1996，“中国金融资产结构分析及其政策含义”，《经济研究》，第 12 期。

王晋斌，2000，“金融控制、风险化解与经济增长”，《经济研究》，第 4 期。

——2007，“金融控制政策下的金融发展与经济增长”，《经济研究》，第 10 期。

王晋斌，李南，2007，“中国进出口贸易顺差的原因、现状及未来的展望”，《经济理论

与经济管理》，第 11 期。

王晋斌，王佳婕，2007，“上市公司投资决策的财务决定因素”，中国人民大学宏观经济论坛，第二季度工作论文。

余永定，2002，“M2/GDP 的动态增长路径”，《世界经济》，第 10 期。

吴建军，2004，“我国 M2/GDP 过高的原因：基于收入分配差距的分析”，《经济学家》，第 1 期。

央行课题组，2007，“当前价格走势与未来趋势分析”，9 月 28 日。

中诚信国际信用评级有限公司，2007，中国银行业展望 2007-2008。

BIS，2007，“Financial Stability and Local Currency Bond Markets”,CGFS Papers,no.28.

C.H.Kwan,2006,“Improving Investment Efficiency in China through Privation and Financial Reform”,*Nomura Capital Market Review*,vol.9,no.2,pp33-43.

Chong-En Bai, Chang-Tai Hsieh and Yingyi Qian,2006,“The Return to Capital in China”,NBER, Working Paper,no.12755.

Corbett,Jenny and Tim Jenkinson,1997,“How Is Investment Financed? A Study of Germany, Japan, the United Kingdom and The United states”， *The Manchester School Supplement*.

David D.Li,2006,“Financing Rapid Growth: Challenge of China’s Financial Reform”*Tsinghua University*, *Working Paper*.

Frederic S.Mishkin,2007,“Housing and the Monetary Transmission Mechanism”, *papers Prepared for Federal Reserve Bank of Kansas City’s 2007 Jackson Hole Symposium.*

Geneieve Boyreau-Debray and Shang-Jin Wei,2005,“Pitfall of State-dominated Financial System: The Case of China ”, The World Bank and IMF, Working Paper.

Huang,Yasheng,2006,“Assessing Financing Constraints for Domestic Private Firms in China and India: Evidence from the WBES Survey Evidence”,*Indian Journal of Economics &Business*.

IMF,2005, People’s Republic of China:2005 Article IV Consultation,IMF Country Report, no.05/411,November.

——2006, Asia &Pacific Regional Economic Outlook.

——2007a, *Financial Markets Turbulence: Causes, Consequences, and Policies*, Global Financial Stability Report.

——2007b,Regional Economic Outlook: Asia and Pacific.

Jahangir Aziz and Li Cui,2007,“Explaining China’s Low Consumption: The Neglected Role of Household Income”,I*MF, Working Paper*,no.181.

John Chant,1986,“Regulation of financial institutions: a functional analysis”,*Technical reports*, Bank of Canada.

L.Menkhoff and N.Tolksdorf,2001, *Decoupling of the Financial Sector from the Real Economy*? Springer-Verlag Berlin Heidelberg.

Merton,R.C.,1995,“A functional perspective of financial intermediation”,*Financial Management* 24,pp23-41.

Olivier Blanchard and Francesco Giavazzi,2005,“Rebalancing Growth in China: A Three-handed Approach”,*MIT, Working Paper,*no.32.

Park, A. and K. Sehrt, 2001, “Tests of Financial Intermediation and Banking Reform in China”, *Journal of Comparative Economics*, vol. 29, pp. 608-644.

Singh Ajit and Bruce Weisse,2002,“Corporate Governance, Competition, the new International Financial Architecture and Large Corporations in Emerging Markets”,*CBR Working Ppaer,no.250*.

Tran,H.,2006,“Financial Sector Reforms in China and India”,*Remarks at Conference on Recent Research on Hedge Funds*, Northwestern University, August.

附表 1　各国股票市场收益率的相关性：2000-2006

	美国	英国	德国	智利	马亚	中国	印度	匈牙	俄罗	墨西	泰国	巴西	南非
美国	1.00	0.85	0.75	0.37	0.22	0.02	0.39	0.39	0.33	0.55	0.41	0.58	0.52
英国		1.00	0.77	0.36	0.17	-0.06	0.46	0.45	0.38	0.58	0.37	0.55	0.57
德国			1.00	0.35	0.37	0.17	0.42	0.43	0.29	0.56	0.22	0.54	0.50
智利				1.00	0.43	0.02	0.33	0.40	0.21	0.28	0.40	0.39	0.35
马亚					1.00	0.13	0.32	0.36	0.23	0.34	0.22	0.27	0.22
中国						1.00	0.05	0.03	0.18	0.04	-0.08	0.13	0.09
印度							1.00	0.73	0.58	0.67	0.32	0.58	0.47
匈牙								1.00	0.61	0.66	0.29	0.63	0.44
俄罗									1.00	0.67	0.33	0.60	0.41
墨西										1.00	0.37	0.72	0.60
泰国											1.00	0.49	0.62
巴西												1.00	0.62
南非													1.00

注：表中 “马亚”是指马来西亚。资料来源：Global Development Finance2007, The World Bank.

附表 2a　所有 A 股上市公司跨部门企业的随机效应检验结果

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random1998-2006(C)	177.344243	3	0.0000
Cross-section random1998-2006(S)	117.912624	3	0.0000
Cross-section random2002-2006(C)	131.108985	4	0.0000
Cross-section random2002-2006(S)	231.665521	4	0.0000

附表 2b　国有控股和非国有控股类制造业样本的随机效应检验结果

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random2002-2006(a)	103.113504	4	0.0000
Cross-section random2002-2006(b)	55.730657	4	0.0000

注：(a)代表国有控股类样本；(b)代表非国有控股类样本。

附表 3a　不同国家银行不良资产占总贷款的比例比较(%)：2002-2007

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
中国	26.0	20.4	12.8	9.8	7.5	7.0(三月)
韩国	2.4	2.6	1.9	1.2	0.8	0.8(三月)
泰国	15.7	12.9	10.9	8.3	7.5	
日本	7.4	5.8	4.0	2.9	2.5	
美国	1.4	1.1	0.8	0.7	0.8	0.8(三月)

资料来源：IMF（2007），WB（2007）。

附表 3b　不同国家资产回报率的比较(%)：2002-2007

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
中国			0.8	0.8	0.9	
韩国	0.6	0.2	0.9	1.3	1.1	1.1(三月)
泰国			1.7	1.9	2.3	
日本	-0.7	-0.1	0.2	0.5	0.4	
美国	1.3	1.4	1.3	1.3	1.3	1.2(三月)

注：中国 2004 年 2 家已改革的国有商业银行;2005-06 年是三家已改革的国有商业银行。

附表 3c　不同国家银行业股权报酬率的比较：2002-2007

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
中国			13.7	15.1	14.8	
韩国	10.9	3.4	15.2	18.4	14.6	
泰国	4.2	10.5	16.8	14.2	15.1	
日本	-19.5	-2.7	4.1	11.3	18.5	
美国	14.1	15.0	13.2	12.7	12.3	11.4（三月）

报告 6：

股权分置改革对股票市场效率和宏观经济的影响分析

内容摘要:

本文用融资额与股票市值之比、新股 IPO 发行上市后一定时间的收益率的方差分析和上市公司的收购兼并及控制权转移行为对股权分置改革前后股票市场的融资、定价和资源配置功能进行了比较研究;也对近年来上市公司的经营绩效进行了研究,以进一步分析股权分置改革后的公司治理和资源配置能力; 最后通过对居民股票财富的增长和上市公司股东财务状况改变的分析,探讨股权分置改革对我国宏观经济的影响。

关键词: 股权分置改革、宏观经济

2005 年 6 月 10 日，在上市公司“三一重工”董事长梁稳根的“大猪拱食，小猪别闹”的股改方案备受市场责骂之后，“每 10 股赠送 3.5 股并补偿 8 元”新的股改方案获得股东会的通过，开始了我国股权分置改革试点。根据 WIND 统计，截至 10 月 17 日，深沪两市仍有 31 家上市公司未提出股改方案，除去 27 家“披星戴帽”公司外，尚有 4 家非 ST 类公司。已经完成或者正在进行股改的公司 1063 家，有 58 家方案为“送股+资产注入”，两家为“送股+注资”，14 家为“缩股+回购股份”，其余为送股+派现或+权证（认购或认沽）。送股方案为非流通股东向流通股东 10 股送 3 股居多。

股权分置改革是我国股票市场近年来最重大的制度变革，其对我国股票市场效率和宏观经济的影响是学术界非常关注的问题，本文试图分析对此进行探讨。

一、股权分置改革对我国股票市场效率影响的分析

股票市场主要有三大功能：融资功能、定价功能和资源配置功能，以下就股权分置改革前后这三大功能的效率进行比较。

1、股权分置改革前后股票市场融资功能比较

我国股票发行审核制度的演变，总体来看经历了从审批制到核准制的转变过程。这一过程又分别或同时并行着“额度管理”、“指标管理”、“通道制”和“保荐制”四个阶段，其中额度管理和指标管理属于审批制，通道制和保荐制属于核准制。

我国股票市场在股权分置改革启动一年后，于 2006 年 5 月恢复了一度被中止的新股发行工作，伴随着 2006 年初以来的大牛市行情，中国银行、工商银行等超级大盘股在 A 股上市，仅 2007 年上半年就有中国人寿、中国平安、兴业银行、中信银行、交通银行、中国铝业、中国远洋等融资额较大的金融企业和央企上市。A 股在 2006.5.8-2007.9.28 的牛市行情中融资额为 7538.93 亿元，年均融资额为 5321.60 亿元，为我国 A 股市场历年之最。而上一次大牛市的年均融资额仅为 1525.77 亿元。与此同时，我国 A 股市场总市值由 2001 年 6 月 14 日上次牛市结束时的 51840 亿元增加到 2007 年 9 月 28 日的 313911 亿元，增加 5 倍多。见表 1-1。

然而，从股票融资额与股票市场市值之比来看（见图 1-1），两次牛市行情年均融资额股与牛市期初的股票市值相比，股改后的比例高；两次牛市行情年均融资额与牛市期中和期末的股票市值比，则股改前的高于股改后的。这表明，以股票融资额与股票市值之比测定的股票市场融资功能在股权分置改革后没有得到提高。

与海外主要市场同期股票融资情况相比较来看（见图 1-2），2006.5.8-2007.9.28 期间，我国 A 股股票融资额排在美国、英国、日本、德国之后，列第五。从股票融资额与期初股票市场总市值的比例来看，我国排第二，仅次于香港；从股票融资额与期末股票市场总市值的比例来看，我国在九个国家和地区中排倒数第一（见图 1-3）。因此，从目前的股票市场总市值来看，我国 A 股市场的融资功能与国际相比，还有一定差距。

从我国间接融资与直接融资比例情况来看，2004 年末金融机构人民币各项贷款余额为 177363.49 亿元，当年新增人民币贷款为 18367.26 亿元，证券市场股票发行融资 835.71 亿元，间接融资和股票市场直接融资比例为 95.65：4.35，2006 年金融机构各项贷款为 225285.28 亿元，当年新增人民币贷款为 30594.89 亿元，证券市场股票发行融资 2463.7 亿元，间接融资和直接融资比例为 92.55:7.45。由于我国股票市场总市值与 GDP 之比值已经达到部分发达国家的水平，我国的直接融资与间接融资比例得到一些改善，但与国外发达市场相当还有相当的差距。

表 1-1、我国 A 股市场最近两次大牛市融资情况比较

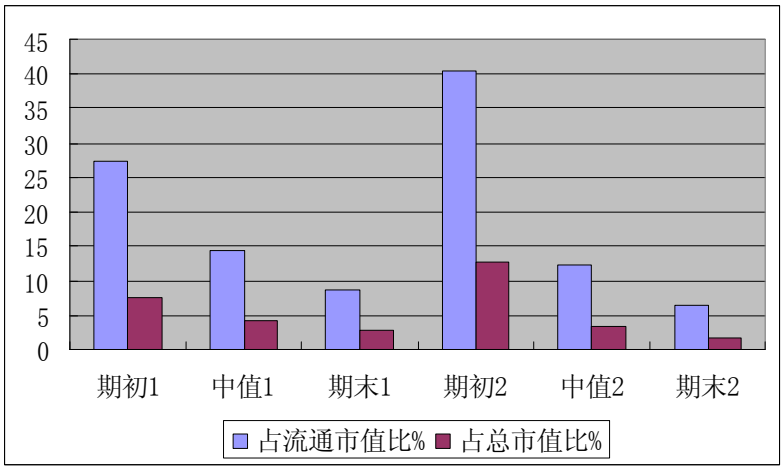
	大牛市（1999.5.19-2001.6.14）				大牛市（2006.5.8-2007.9.28）			
	股数(亿股)	金额(亿元)	占比%	公司数	股数(亿股)	金额(亿元)	占比%	公司数
IPO	217.43	1548.08	52.60	256	674.89	4625.84	61.36	159
配股	105.08	975.84	33.16	319	8.30	39.81	0.53	5
增发	30.63	418.92	14.24	43	30.63	2873.28	38.11	166
合计	353.14	2942.84	100.00	612	713.82	7538.93	100.00	330
年均	182.42	1412. 56			503.87	5321.60		

注：1、2006 年 5 月 8 日为股权分置改革后恢复新股发行的日期

2、2006.5.8-2007.9.28 增发理论募资为 2873.2831 亿元，但实际募资为 1833.5256 亿元，差额部分为向特定投资者发行，或收购资产。

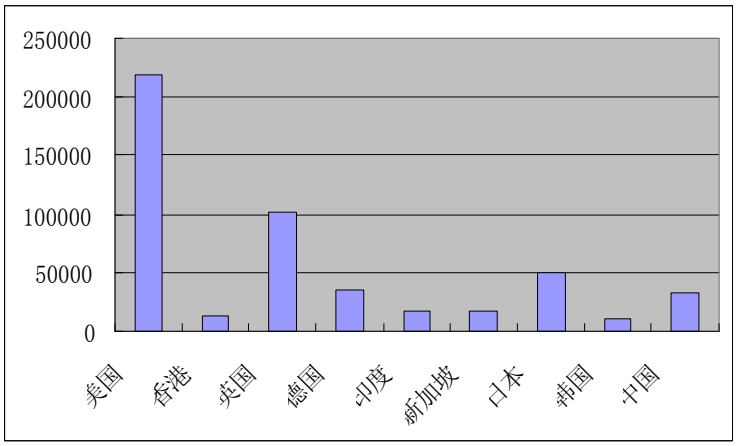
3、资料来源于 wind 资讯，本文以下如非特别注明，均来自 wind 资讯。

图 1-1、两次牛市年均融资额与股票市值比例分析



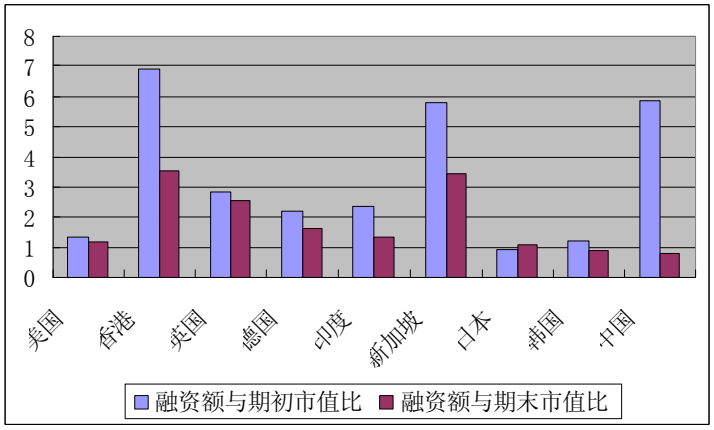
注：期初 1、中值 1 和期末 1 分别指 1999.5.19、2000.2.21 和 2001.6.14 三个时间点；
期初 2、中值 2 和期末 2 分别指 2006.5.8、2007.4.12 和 2007.9.28 三个时间点。

图 1-2、各主要国家股票融资额（2006.5.8-2007.9.28，百万美元）



注：1、中国融资 242889.77 百万元人民币按 2007 年 9 月 28 日外汇中间价 100 美元兑 751.08 元人民币换算；香港融资 90836 百万港元按 1 港元兑 0.96834 元人民币间接换算成美元。
2、资料来源：bloomberg 资讯

图 1-3、各主要国家股票融资额（2006.5.8-2007.9.28）与股票市值之比（%）



资料来源：bloomberg 资讯

2、股权分置改革前后股票市场定价功能比较

由于上市公司信息不对称的影响，股票市场的定价功能很难进行测度。但新股 IPO 发行上市后一定期时间内股票的市场价格受信息不对称的影响相对较小。因此，以新股上市后一定时期内的收益率为指标对股票市场的定价功能进行测度具有一定的合理性。我国股票 IPO 定价经历了以下几个阶段：固定价格（90 年代初）、相对固定市盈率定价方法（1996～1999 年）、累积投标定价（1999-2001 年和控制市盈率定价（2001 年以后）。

Larry Li和Martin Hovey(2007.8)[1]研究了中国IPO低价发行的市场表现，研究结果表明，在1999年至2001年的311家新股发行中，新股上市首日平均收益率（新股上市首日收盘价与发行价的变化率）为135.53%，若用A股指数进行调整后的平均收益率为134.44%，用综合指数进行调整后的收益率为134.43，用相应工业指数进行调整后的指数为132.98%（调整方法为新股上市首日收盘价/新股发行价-新股上市时交易所指数/新股发行时交易所指数），用指数调整的收益率与没有调整过的收益率没有显著差异。基于对新股上市后10天和21天的研究结果也同样如此。

Jay R.RITTER(1987)[2]研究了美国 1977-1982 年间 1028 家新股发行上市首

[1] Does IPO Underpricing in China Explain a Firm’s Long-Term Performance? By Larry Li and Martin Hovey, Draft: August 2007, Electronic copy available at: http://ssrn.com/abstract=1009417

[2] THE COSTS OF GOING PUBLIC, Jay R.RITTER, Journal of Finance Economics 19(1987)269-

日收益率表明，664 家采用包销的新股上市首日收益率为 14.8%，而 364 家采用承销的收益率为 47.78%。

本文选取股权分置改革后恢复新股发行的 2006.6.19-2007.9.28 期间和股权分置改革前的熊市 2001.6.15-2005.6.7 期间与牛市 1999.5.19-2001.6.14 期间共 696 家公司 IPO 的发行价，上市首日、5 日、10 日、20 日、3 个月、6 个月和一年的收盘价进行新股上市后收益率分析，新股上市后收益率与流通股数有一定的负相关关系，但两次牛市中这种相关性比熊市期间的大，股改后的比股改前的大，见表 1-2。新股发行上市首日收益率与发行市盈率（摊薄）有正相关性，但相关性不高，见表 1-3。

表 1-2　两次牛市和其间的次熊市三个时期新股上市一定时间点的收益率

新股发行时间	项目	上市后首日	上市后 5 日	上市后 10 日	上市后 20 日	上市后 3 个月	上市后 6 个月	上市后 1 年	公司数
1999.5.19	收益率均值（%）	139.76	138.95	140.94	142.14	161.33	163.69	143.78	256
-2001.6.14	与流通股数的相关性	-0.4082	-0.4167	-0.4126	-0.4299	-0.3899	-0.2729	-0.2433	
2001.6.15	收益率均值（%）	91.5	87.8	85.77	82.78	68.13	56.83	54.16	281
-2005.6.7	与流通股数的相关性	-0.1531	-0.1289	-0.1183	-0.1076	-0.0514	-0.0375	-0.0340	
2006.6.19	收益率均值（%）	151.11	145.55	145.67	144.96	159.37	237.24		159
-2007.9.28	与流通股数的相关性	-0.2475	-0.2260	-0.2259	-0.2112	-0.1352	-0.1593		

表 1-3 新股发行上市首日收益率与发行市盈率（摊薄）

新股发行时间	相关系数	公司数
1999.5.19-2001.6.14	0.1454	191
2001.6.15-2005.6.7	0.2207	278
2006.6.19-2007.9.2	0.0958	156
1999.5.19-2007.9.28	0.2515	625

用 SAS9.0 软件对表 1-3 的三个时期的新股上市后不同时间的收益率均值进行方差分析（在 0.05 水平下），1999.5.19-2001.6.14 和 2006.6.19-2007.9.2

281.North-Holland

两次大牛市期间新股上市后的收益率没有显著差异，而在 2001.6.15-2005.6.7 熊市期间新股收益率与其前后两大牛市期间的新股收益率有显著差异。

进一步用 SAS9.0 软件对表 1-3 的三个时间段的上市首日收益率进行方差分析（在 0.05 水平），1999.5.19-2001.6.14 和 2006.6.19-2007.9.2 两次大牛市期间新股上市后首日的收益率没有显著差异，而在 2001.6.15-2005.6.7 熊市期间新股上市首日收益率与其前后两大牛市期间的新股上市首日收益率有显著差异。上市后 5 日、10 日、20 日、3 个月、6 个月的方差分析也与新股上市首日收益率有同样的结论。

3、股权分置改革前后股票市场资源配置情况

从股权分置改革前后两年时间上市公司资产收购兼并等交易情况来看，股权分置改革前两年内共发生 2323 家次，交易金额 2533 亿元，股权分置改革开始实施后的两年内，发生 2453 家次，交易金额 7629 亿元（见表 1-4），这表明，股权分置改革后上市公司资产整合规模在加大，资源配置功能在加强。改革前的交易额占 2004 年底上市公司净资产 26034.72 亿元的 16.55%，改革后的交易额占 2006 年底上市公司净资产 33350.79 的 26.01%。

从上市公司控制权转移情况来看，股权分置改革前 28 个月 122 家上市公司发生控制权转移，股权分置改革开始后 28 个月内 210 家上市公司发生控制权转移。但在控制权转移方式上，股权分置改革开始后市场化程度降低了（如表1-5）。

表 1-4　股权分置改革以来上市公司资产收购兼并情况

单位：次，亿元

	资产交易		资产置换		兼并		股权转让		资产剥离		合计	
	公司数	金额	公司数	金额	公司数	金额	公司数	金额	公司数	金额	公司家次	金额
2003.7.1-2005.6.30	689	1422	184	301	441	568	981	1777	28	242	2323	4310
2005.7.1-2007.6.30	592	3152	306	2149	454	896	1055	2396	46	83	2453	8676

表 1-5　股改前后 28 个月上市公司控制权转移

	股改前 2003.1.1-2005.4.30		股改后 2005.5.1-2007.8.30	
转移方式	公司数	比例%	公司数	比例%
拍卖执行	7	5.74	17	8.10
协议转让	88	72.13	115	54.76
行政划拨	28	22.95	78	37.14
合计	122	100.82	210	100

综上所述，对股票融资额与股票市值之比这一指标的研究表明，我国股权分置改革后的该指标并不比 1999 年至 2001 年牛市期间的高；与国外主要国家股票市场同时期的该指标相比，也还处于比较低的水平。因此，股权分置改革并未明显提高我国股票市场的融资功能；从新股 IPO 发行后上市的首日、5 日、10 日、20 日、30 个月、6 个月和 1 年的收益率来看，股权分置改革后的牛市期间的新股上市收益率与 1999-2001 年牛市期间的新股上市收益率无显著差异，但与 2001-2005 年间的熊市期间的新股上市收益率有显著差异。这表明以新股发行上市的收益率测定的股票市场定价功能没有得到明显改善；从上市公司整合资产的资源配置能力来看，股权分置改革后上市公司资源配置功能得到提高，但是行政手段得到强化，市场化程度并没有得到提高。

二、股权分置改革对上市公司经营绩效的影响分析

随着我国的大型企业和特大型企业在我国 A 股市场的上市，上市公司已经逐步成为我国国民经济发展的最重要组成部分，其经营绩效对我国宏观经济具有重要的影响。以下分析股权分置改革对上市公司经营绩效的影响。

为使分析可比性更强，我们选择 2007 年以前上市的 1427 家上市公司近四年业绩进行分析（2007 年上半年上市共 50 家企业，其利润率高，且规模大，这 50 家公司的利润占全部 1477 家公司利润的 1/6，见表 2-1 和表 2-2）。

表 2-1　2007 年上半年新上市企业 50 家利润

	2007a	2006b	2005b
净利润（亿元）	511.55	528.68	349.66
利润率%	8.58	16.35	13.61
扣除非经常性损益利润（亿元）	501.11	475.11	343.42
扣除非经常性损益利润率%	8.41	14.69	13.36

注：2007 年上半年上市 50 家企业中包括有中国人寿、中国平安、兴业银行、中信银行、交通银行、中国铝业、中国远洋等。

2006a 表示 2006 年 6 月 30 日数据，2006b 表示 2006 年 12 月 31 日数据，余类推，以下各表相同。

从表 2-2 来看，上市公司在 2004、2005 和 2006 年上半年的净利润率在 5%左右，而 2007 年上半年利润率为 7%以上；2004、2005 和 2006 年上市公司年报的净利润率分别约为 13%、9%和 10%；2005 年半年报以前，上市公司的非经常性损益占净利润比例较小，而在 2005 年年报以后，该比例在扩大，2007 年上半年非经常性损益为 175.22 亿元，占净利润的 6.42%。

1427 家上市公司扣除非经常性损益后的净利润 2006 上半年比 2005 年上半年增长 53.2%，2007 上半年比 2006 上半年增长 75.38%。而全国规模以上工业企业实现利润 2006 年比 2005 年利润增长 31.05%，2007 年比 2006 年利润增长 37.93%（2005、2006 年、2007 年 1-8 月份全国规模以上工业企业实现利润分别为 8643 亿元、11327 亿元、15623 亿元）。这说明宏观经济持续快速增长对上市公司近两年的业绩大幅增长的贡献在 50%左右。

从表 2-3 的 234 家在 2005 年底完成股权分置改革的上市公司（这段时间完成股权分置改革的上市公司一般是资产状况良好的公司）业绩来看，2006 年的业绩并没有比 2005 年得到提高，这说明股权分置改革还没有明显改善上市公司的治理。

从表 2-4 的 13 家利润增长最大的、且在 10 亿元以上公司的情况来看，利润增长主要集中在金融、钢铁和石化行业（这三个行业占上市公司净资产的权重在 50%以上），有 4 家的利润增长是由于集团公司整体上市，1 家是由于大规模的资产处置。

因此，从上市公司经营绩效来看，股权分置改革对上市公司的经营没有明显的直接效应，公司的治理没有得到明显改善。但 2007 年上半年上市公司业绩

较 2006 年上半年有大（约 75%）的提升，这一方面有宏观经济快速增长（特别是金融、钢铁和石化行业的快速增长）的原因，上市公司大股东优质资产的注入也是重要的原因。这也表明，通过股权分置改革，法人股流通带来的财富效应使上市公司的资产质量得到明显改善。

表 2-2　2007 年前上市的 1427 家 A 股上市公司半年报和年报业绩比较

项目	2007a	2006a	2005a	2004a	2006b	2005b	2004b
净利润(亿元)	2,728.54	1,555.55	990.72	947.49	3,390.79	2,357.38	1,635.90
利润率%	7.58	5.44	5.08	5.32	10.17	9.05	8.72
扣除非经常性损益利润(亿元)	2,583.32	1,473.01	961.51	942.69	3,145.79	2,236.72	1,417.36
利润率%	7.17	5.15	4.93	5.29	9.43	8.59	7.56

表 2-3　2005 年底完成股权分置改革公司（234 家）的经营业绩

	2007a	2006a	2005a	2004a	2006b	2005b	2004b
净利润（亿元）	594.25	309.07	320.82	254.11	738.23	589.04	516.6
利润率	8.88	6.42	7.53	7.24	12.72	13.02	13.33
扣除非经常性损益的利润（亿元）	559.66	291.74	312.82	249.9	703.79	570.85	501.71
利润率	8.36	6.06	7.34	7.12	12.13	12.62	12.95

表 2-4 2007 年上半年比 2006 年上半年扣除非经常性损益的利润增长 10 亿元以上公司

公司名称	利润增加（亿元）	利润增长率（%）	利润增长原因
中国石化	140	68	公司充分利用国内经济稳步增长的有利形势，积极开拓市场，扩大油气资源、优化原油加工结构，提高化工产品产量和成品油经营量
宝钢股份	38	85	一方面 2006 年 1 季度钢材市场价格总体处于低位，另一方面公司通过提高优势产品销量、改善产品实物质量、强化用户服务等措施，品种结构进一步优化，碳钢产品综合价格同比上升
中信证券	36	572	证券市场行情向好导致经纪和自营业务收入大幅增长，同时还将中信基金公司和华夏基金公司纳入合并报表范围
招商银行	33	119	一是业务规模增长、资产结构调整及利差扩大；二是非利息净收入继续保持高速增长；三是费用管理成效显著，费用投入转化为收入的能力不断提高；四是资产质量持续保持优良；五是计税工资同比增加及低税率地区利润占比提高使实际所得税率有所降低
武钢股份	22	177	营业收入大幅增长及毛利率增加
太钢不锈	21	303	收购太钢集团钢铁主业资产，扩大了生产经营规模，延长了价值链
海通证券	21	3656	借壳上市
浦发银行	18	115	主营业务收入增长，主营业务利润贡献
上海汽车	18	363	收购大股东资产，由零部件生产向整车与销售转型
鞍钢股份	17	57	产品销量增加、产品价格上升、调整品种结构和加大成本控制降低成本因素影响
上港集团	13	228	整体上市
*ST 东方 A	11		主产品售价提高，出售港股金额 22 亿港元，持广发证券投资收益大增
民生银行	11	62	营业收入增长及所得税费用减少

三、股权分置改革所引致的财富效应与宏观经济增长

由于我国近年宏观经济持续快速增长，货币流动性充足，以及股权分置改革后，上市公司资源配置功能加强这一内在原因。我国股票市场迎来了一波我

国股票市场历史上最大的牛市行情，实现了巨大的财富增长，并有可能出现一定的财富效应，通过影响居民消费和企业投资对我国的宏观经济产生影响。

1、股票市场财富效应与居民消费支出

从短期来看，如果股市的繁荣发展不能持续，则其财富效应是有限的，因为财富总量增加或者结构调整，即使存在，也仅仅是暂时的，它会很快被随后而来的股市萧条引致的财富减少所抵销。例如 Sydney Ludvigson and Charles Steindel[1]研究发现今天股票市场的变化会影响今天的消费，而不会影响明天的消费，因此，这个季节的股票市场变化不会影响下个季节及以后消费的变化。但是，如果股市繁荣能够持续，即从长期来看，财富效应肯定会随之而来。80 年代的日本股市以及目前的美国股市持续了多年的繁荣，具有的财富效应，均证明了这一点。在日本上世纪 80 年代的大牛市中，股市巨大的财富效应使得居民个人消费心理膨胀，人们争相购买新车、高尔夫会员证和名牌产品等，民间消费支出连年增长，新建住宅大量增加，整个日本岛都沉浸在富足之中。

但股票市场财富在多大程度会影响消费？由于消费、财富和劳动收入的关系相当不稳定，这个问题在某种程度上难以回答。有学者对此进行了研究，Maria Ward Otoo[2]用美国密执安的调查的个体数据研究股票价格与消费意愿的关系发现，人们用股价变化作为一个领先指标。Ricardo M.Sousa[3]用 1953 年 1 季度至 2001 年 4 季度的数据分析消费与财富的长期关系：股票市场 1 美元的额外财富引致 3.7 美分的个人消费，直接持有股票时 1 美元的增加财富引致 5.8 美分的个人消费，间接持有股票时 1 美元的财富增加引致 1.7 美分的个人消费。对两者间的短期关系研究表明，消费者有一种向前看的行为；受信心影响，已经实现的资本利得比潜在的资本利得的影响大得多；与消费者决策规则有关。作者指出他只研究了股票市场财富效应对经济的影响，而没有研究经济反过来影响股票市场的关系，只研究了股票市场对个人消费的影响，没有研究股票市场对个人投资的影响。Roland Daumont[4]用 16 个新兴市场的数据研究发现，股票市

---

[1] How Important Is the Stock Market Effect on Consumption? *Sydney Ludvigson and Charles Steindel*, FRBNY ECONOMIC POLICY REVIEW / JULY 1999

[2] CONSUMER SENTIMENT AND THE STOCK MARKET, Maria Ward Otoo,Board of Governors of the Federal Reserve System, Novermber 1999, *FEDS Working Paper No. 99-60*

[3] (Property of stocks and wealth effects on consumption, Ricardo M.Sousa 2003.5, *NIPE Working Paper No. 2/2003*

[4] Stock Market Developments and Private Consumer Spending in Emerging Markets Prepared by Norbert Funkel Authorized for distribution by Roland Daumont December 2002 IMF Working

场对消费支出的效应比较小，但在统计上是显著的。在短期内，股票市场收益率一年下降 10%会引起实际私人消费下降 0.1-0.3%，但在 90 年代以来，随着新兴市场资本市场的广化和深化（broadened and deepened），有证据表明，股票市场的波动与私人消费间的关系更强了，但没有显著证据表明这种影响是非对称的，股票价格下跌与股票价格上涨对消费没有不同的影响。

Alexander Ludwig and Torsen Slok[1]用16个OECD国家的数据研究股价与房价对消费的不同影响，研究表明，1、股票市场财富对私人消费有重要的长期影响。2、收入、股价和房价对对消费有显著的短期调整，即，消费调整与其长期调整有延迟性，恢复长期均衡半个调整过程大约是5个季度，3、股价变化对消费的影响在以市场为基础的金融系统中比以银行为基础的金融系统更大一些，4、按80年代和90年代分析样本数据表明，以市场为基础的金融系统国家和以银行为基础的金融系统国家对股价和房价的消费反应越来越强了。5、房价对消费的影响不明确，但财富效应变得越来越重要了，1985-2000年期间的样本表明，房价对消费的影响是显著正相关的，在以市场为基础的金融系统中，房价对消费影响的弹性是股价对消费影响的弹性的两倍（股票财富的变化对消费的影响是房屋财富变化对消费的影响的两倍）。

我国的一些学者对股权分置改革前的股票市场的财富效应进行了研究（朱文晖[2]、陈红和田农[3]、卢嘉瑞和朱亚杰[4]等），研究表明，我国股票市场的财富效应对居民的消费影响还不显著。但股权分置改革后，一方面我国股票市场的总市值已经从5万多亿元上升到30万亿元左右，超过了我国GDP总量，居民股票财富迅速增长；另一方面，我国居民投资股票从以往的个人投资逐渐转为通过基金投资，投资收益较以前稳定。虽然由于目前的经验数据时间较短，还很难作定量分析，但根据发达国家的经验，我国的股票市场财富效应对我国居民的消费影响将逐渐显现。

Paper

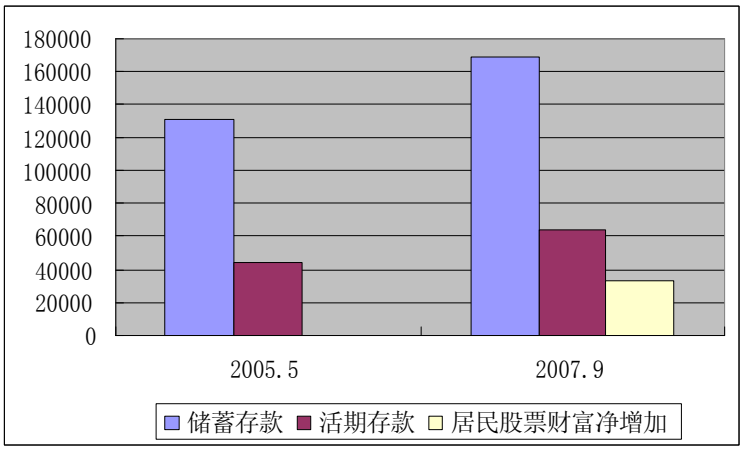
[1] The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Contries,Prepared by Alexander Ludwig and Torsen Slok, Authorized for distribution by Ramim Bayoumi,January 2002,IMF Working Paper

[2]朱文晖，《股票市场与财富效应：生成脉理、传导机制及其国际比较》，复旦大学博士论文，2004年4月

[3]中国股市财富效应:理论与实证，陈红和田农，广东金融学院学报 Vol . 22 ,No.4，2007 年 7 月

[4]股市财富效应及其传导机制,卢嘉瑞,朱亚杰,经济评论,2006 年第 6 期

图3-1　股权分置改革前后居民股票财富增加与居民储蓄增加比较



2005 年我国城镇居民人口 56212 万人，人均收入 11320.77，可支配收入 10493.0，城镇居民人年均消费支出为 7942.88。2005 年 5 月我国储蓄存款 130577.44 亿元，其中活期存款 44106.42 亿元，2007 年 9 月我国储蓄存款 168973.00 亿元，其中活期存款 64464.30 亿元。

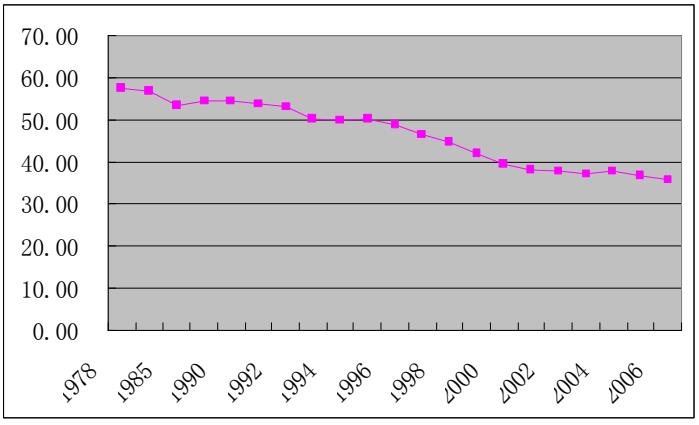
2005 年 5 月初上证指数为 1130.83 点，到 2007 年 9 月 28 日为 5552.30 点。上证指数上涨 391%。2005 年 5 月初流通市值为 9989.17 亿元，占总市值 31330.34 亿元的 31.88%。2007 年 9 月底我国股票市场流通市值为 82916 亿元，占总市值 313911 亿元的 26.41%，流通市值增加 72926.83 亿元，扣除这期间的融资额 7538.93 亿元，流通股票持有者财富净增加 65387.9 亿元，按目前机构投资者持有流通市值比例约 50%计算[1]。居民股票财富增加 32693.95 亿元（考虑到基金的持有人大都为居民，居民财富增加值应比这个数据还高）。达居民正常收入（储蓄存款的增加额）的 51%以上（见图 3-1）。2005 年我国居民证券开户口数为 7000 万户左右，据统计其中 3000 万户为机构用于申购新股所用，真实证券户为 4000 万户左右，至 2007 年 9 月我国证券开户人数达 1.3 亿户，扣除 3000 万休眠账户，实际证券户为 1 亿户，户均增加财富 32694 元。按照平均每户 3 人计算，城镇家庭人均股票财富净增加额与同期城镇居民可支配收入相当。

截至 2007 年 9 月 21 日，我国基金业资产总规模为 18962 亿份，基金资产总值达到 30228 亿元。基金资产规模已经超过当时沪深两市 A 股流通市值的 35%。我国基金业资产总规模仅仅用了 6 个月时间便完成了从 1 万亿元到 3 万亿元的历史性突破。这也说明我国股票市场传统的以中小投资者为主体的投资者

[1]张育军:机构投资者持有流通市值比例近五成，来源:经济参考报，2007-11-06，记者:胡梅娟　张建新

格局得到根本的转变，以往的中小投资者投资盲目性高、投资收益不稳定的现象会有所改变，这会给投资者产生相当丰厚和稳定的预期收入，改变我国股票市场财富增加与消费支出关联度小的局面。股权分置改革以来的两年多，人均城镇居民股票财富的增加额与同期城镇居民可支配收入相当，居民股票财富增加总额为我国同期活期存款的一半。这无疑会对我国居民的消费产生巨大的影响。由于我国目前股票投资者主要为城镇居民，随着我国城镇居民恩格尔系数的逐步降低，城镇居民在高端商品上的消费支出有望得到较大提高。在目前牛市阶段，这一影响将进一步推动我国宏观经济高速发展。然而，一旦宏观经济出现调整，股票市场的财富效应对消费的影响将是负面的，这又会加大宏观经济的调整幅度。

图 3-2 改革开放以来我国城镇居民恩格尔系数变化



2、股票市场财富效应与企业投资

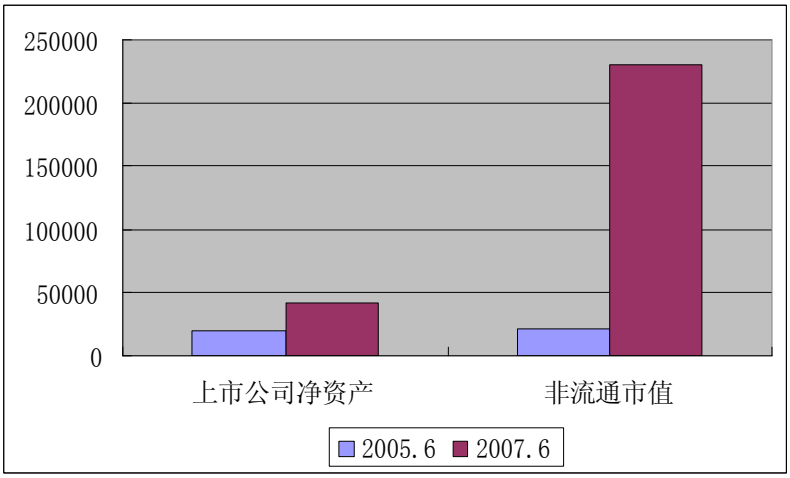
托宾的Q理论（也称为Q效应。托宾把Q定义为企业的市场价值除以资本的重置成本。）认为，如果Q值很高,那么企业的市场价值要高于资本的重置成本,新厂房和设备的资本要低于企业的市场价值。这种情况下,公司可发行股票,而且能在股票上得到一个比他们正在购买的设施和设备要高一些的价格。由于厂商可以发行较少股票而买到较多新的投资品,投资支出就会增加。相反的,当Q值很低时,由于企业的市场价值低于资本的成本,他们不会购买新的投资品,且可以低价购买其他企业而获得已经存在的资本。

王晋斌[1]用2003-2006年计量研究表明，Tobin’s Q值不是解释我国上市公司投资决策的因素，表明股价对我国上市公司投资决策没有影响。

[1]王晋斌,拓宽再融资渠道解决宏观流动性过剩与微观流动性约束并存的困境，中国宏观经济分析与预测，2007年中期，中国人民大学经济研究所，2007.7

Samuel B B. Bulmash[1]研究了股票市场与商业投资的交互影响，表明企业投资对股票市场变化的反应比消费者更快些。当股票市场能维持比较长时间（企业能进行新的投资所需时间）较强的上升（或下降），全部的国内投资（Gross Domestic Investments)在头 5 个月没反应（在头三个月有小的正相关的反应），在 6 个月后或更长的时间有上升（或下降）的反应。这表明企业比消费者更有机会主义倾向，试图在上升的股票市场提高资本，为新的支出融资。经济的恢复可能比以前所了解的（传统观念集中在企业投资与消费支出的关系上）更依赖于股票市场的力量。

图 3-3　股权分置改革前后非流通股东资产增值情况



2005 年 6 月底我国上市公司净资产为 19491.66 亿元，2007 年 6 月底 41964.82 亿元，上市公司净资产增加 22473.16 亿元，非流通股票市值增加 209654.83 亿元，非流通股东账面资产浮盈 187180.67 亿元。由于股权分置改革带来的非流通股在一定的锁定期后可以流通，这会对企业投资带来两方面的影响，一方面，由于法人股的流动性和价格提高，这会提高上市公司企业法人股东的融资能力，即企业可资抵押的资产价值增加了，另一方面，在锁定期结束后上市公司企业法人股东可逐年买出一定比例的股票变现，这会大大改善其财务负债结构和现金流，加强其投资能力。特别是在股市上涨期间，由于资本市场所特有的“炼金术”功能，即以企业盈利的若干倍市盈率进行估值，激励上市公司大股东不断投资新项目，并注入上市公司，获得超额的资本利得，股

[1] The interaction between the stock market and business sector, investments and the economy, By Samuel B. Bulmash, May 6, 2003, Working Paper Series Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=463641

改后的两年来上市公司大股东不断地向上市公司注入优良资产已经显现出这种“炼金术”的端倪。由于我国目前仍然是以银行融资为主的金融体系，托宾的Q效应可能短期内还不会显著。

随着我国股票市场的总市值的增加，并超过 GDP 值，我国的直接融资与间接融资的比例已经得到一定的改善，这一方面会改善我国企业的融资环境，降低融资成本，另一方面也会降低银行业的金融风险。对我国宏观经济产生积极的影响。

另外，已有不少证据表明，随着股票财富的增加，一些私募基金正在加速发展，这些私募基金沿用发达国家资本市场的模式，进行产业投资和风险投资，以期在被投资企业上市后卖出套现获得高额利润。这也将极大地促进我国高科技产业和朝阳产业的发展，对宏观经济产生积极作用。

四、结论

本文研究表明：①在股权分置改革后，我国股票市场的融资与定价功能没有得到改善，上市公司资源配置功能得到一定的提高，但在上市公司资源配置过程中，行政手段得到强化，市场化程度并没有得到提高；②股权分置改革对上市公司的治理改善还未显现出来，但上市公司的资产通过资源配置功能得到较大幅度的优化。③股票市场的财富效应会通过影响居民消费和企业投资对我国宏观经济产生影响：随着我国股票市值的增加，股票市场财富大幅增长，两年多来居民股票财富的增长达到可支配正常收入，随着基金业的快速发展，我国居民股票财富的增长会比以前稳定，这有可能会加强我国股票市场的财富效应，加大股票财富增加与消费支出的关联度；股票财富效应也会通过改善上市公司大股东的负责结构和现金流状况影响其投资，并通过股票市场“炼金术”进一步促进股票市场财富的膨胀。随着股票市场总市值的增加，我国的直接融资与间接融资比例得到改善，企业融资环境得到改善，银行业风险降低。

报告 7：

金融动荡下的世界经济与中国

失衡调整与中国经济的外生风险

内容摘要:

从历史经验中可以发现， 90 年代后期的两次金融动荡推动了全球经济失衡的积累，为中国经济的非均衡增长模式创造了极其有利的条件。所以，2007 年以来的金融动荡是否会对中国经济带来风险，关键就在于当前的全球经济失衡状态是否会因为金融动荡而出现调整或逆转。作为全球经济失衡关系最重要的一极，美国在贸易失衡中有其自身的内在维持和强化机制。目前的金融动荡并没有显著提高美国净资本流入的易变性，不会对美国贸易赤字产生系统性冲击。近期美国净投资收益向潜在趋势的回归也有助于维持美国净资本流入和贸易逆差的稳定，抑制美国经常项目逆差的急剧调整风险。由此可以认为世界经济失衡状态在未来一段时间不会出现大的调整，所以，过去几年中支撑着中国经济强劲增长势头的外项发展战略和失衡环境，在未来一段时间内仍然可以延续。但是，2006 年以来的各种指标初步显示出美国贸易逆差进入一个缓慢的平稳调整期的迹象，这要求中国适应这种趋势，逐步调整增长模式和基础。

关键词：金融动荡、全球经济失衡、中国经济、贸易失衡

一、金融动荡与世界经济前景：目前的流行观点

始于 2006 年的美国房产市场的调整，在 2007 年上半年引发了美国次级抵押贷款市场和相关证券市场的危机。由于欧美许多银行通过各种复杂的结构性产品参与了美国的次贷市场或次贷支持证券市场，美国次贷危机的影响很快就扩散到欧美主要的成熟金融市场。随着资产支持证券价格的下跌，损失逐步在资产负债表上表现出来，对银行的贷款能力构成现实制约。更为严重的是，关于损失的程度和次贷支持证券的市场分布，并没有准确的统计数据。缺乏透明度和信息导致了很大的不确定性，这在资产价格面临向下调整压力的过程中，使得来自交易对手的风险和不确定性大幅增加，并严重制约银行和其他金融机构提供信贷的意愿。在这种背景下，美、欧等发达金融市场的流动性似乎在一夜之间就丧失，持续多年的流动性过剩状况突然逆转流动性不足。

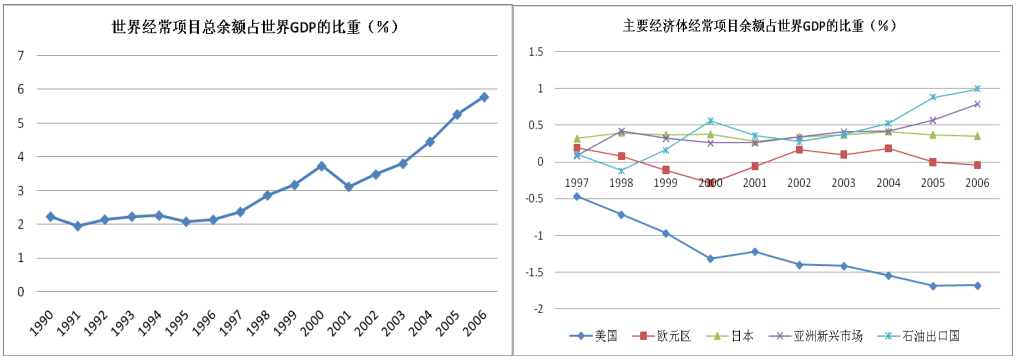
美国、日本和欧元区欧央行为了避免整个金融体系遭受系统性冲击，从 2007 年 8 月开始大规模干预市场，希望以此增强投资者信心和保持金融市场稳定。但是，在金融全球化和证券化的大背景下，银行和其他金融机构对资产支持证券市场的风险暴露隐藏在表外业务中，这就导致风险和损失的程度与承担主体的不确定性和不透明性。这导致市场风险和投资者风险厌恶程度的急剧调整，资金大规模撤出风险资产。美国和欧元区等成熟金融市场进入了一个对风险进行重新定价的过程，资产价格急剧调整、美元加速贬值，并引发全球范围内资金跨境流动规模、方向和结构的调整。在这种背景下，主要国家央行的干预行动并没有能够平抑金融市场的动荡，国际金融体系面临“金融全球化和证券化的第一次危机”[1]。

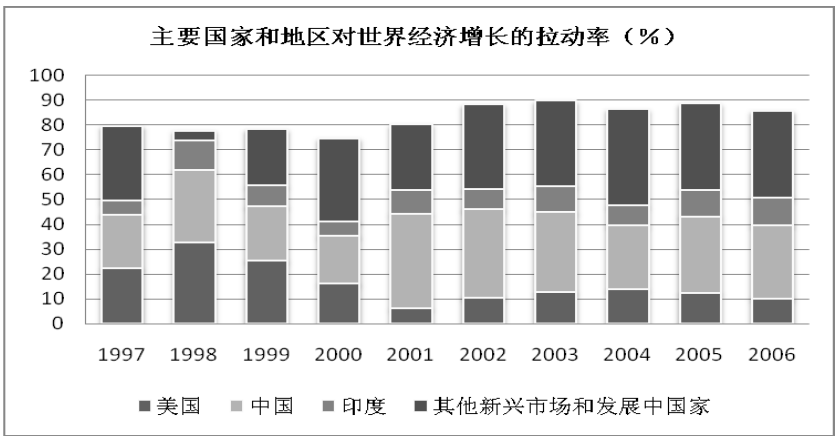
金融动荡对美国乃至整个世界经济的增长前景产生了很大的影响。2000 年以来，以美国和欧洲新兴市场经济国家为逆差方，以东亚新兴市场经济体和石油出口国为顺差方，全球经济处于一种失衡状态，并且失衡的规模不断增长和积累。世界经济的高速增长正是这种失衡状态下实现的。在 2000 年以来的世界经济高速增长期中，美国、中国和印度三国对世界经济增长的贡献程度超过了 40%。如果再加上其他新兴市场和发展中国家，对世界经济增长的贡献程度超过了 80%。而美国、中国、印度、亚洲新兴市场和欧洲新兴市场是目前全球经济

[1] IMF, Turmoil Could Prompt Markets Rethink, Oct. 17, 2007.

失衡的主体。这些国家和地区的经济增长基本都是在失衡背景下实现的，逆差国在国内储蓄不足的情况下，借助于经常项目赤字和国际资本流入，实现了经济的增长和稳定；顺差国在国内储蓄过剩或储蓄向投资转化困难的情况下，借助于经常项目顺差、私人资本流入和官方资本流出这样的循环机制，维持了经济增长和稳定。所以，可以说全球经济失衡本身就是主要国家经济增长的主要动力来源，进而也是世界经济整体增长的主要动力来源。

图 1 世界经济失衡状态的演变[1]





当前的金融动荡，首先可能通过如下渠道影响美国等主要逆差国的经济增长和稳定：1）货币和信贷条件紧缩使得家庭借款人的信贷约束强化，可能会加剧美国房地产市场的低迷状态；2）资产价格下降通过财富效应和消费者信心下降，使得家庭的整体支出减少；3）资本成本的上升导致企业部门的资本支出下降；4）信贷资金市场的混乱会降低整体的信贷提供和分配速度。美国作为世界最大的经济体，占全球进口的 20%，并且拥有全世界最为发达的金融市场，其经济减速必然会通过如下渠道影响顺差国的增长和稳定：1）主要出口市场需求

[1] 世界总经常项目余额是指所有国家经常项目余额的绝对值之和。
亚洲新兴市场包括：中国、中国香港特别行政区、印度尼西亚、韩国、马来西亚、菲律宾、新加坡和中国台湾省。

下降，导致其出口增长速度下降，使得国内生产结构被动调整；2）国际金融市场特别是美欧成熟金融市场的风险重新定价，导致顺差国特别是东亚新兴市场的过剩储蓄无法实现其向国内投资的“迂回”转化过程。最后，在这两方面变化的共同作用下，世界经济失衡状态可能会进入急剧调整过程。各国经济和世界经济赖以实现增长和稳定的机制或动力受到破坏，而且，金融动荡会引发国际金融市场的无序调整和波动，进而对国际金融和经济稳定性构成威胁。在这样的背景下，包括 IMF 在内的国内外机构和组织纷纷下调对世界以及主要国家经济增长前景的预测。

表 1 IMF 关于世界经济及主要国家和地区经济增长前景的预测[1]

	2007 年 4 月的预测		2007 年 7 月的预测		2007 年 10 月的预测	
	2007	2008	2007	2008	2007	2008
世界	4.9	4.9	5.2	5.2	**5.2**	**4.8**
发达国家	2.5	2.7	2.6	2.8	2.5	2.2
欧元区	2.3	2.3	2.6	2.5	2.5	2.1
美国	2.2	2.8	2.0	2.8	1.9	1.9
日本	2.3	1.9	2.6	2.0	2.0	1.7
亚洲新兴工业化经济体	4.6	4.6	4.8	4.8	4.9	4.4
中国	10.0	9.5	11.2	10.5	11.5	10.0
欧盟	2.8	2.7	3.1	2.8	3.0	2.5

目前，以 IMF 为代表的流行观点认为，尽管受到金融市场动荡的影响，短期中世界经济增长速度会放缓，全球经济下滑的风险加大，但是，受到基本面因素的支撑和新兴市场与发展中国家经济强劲增长的支撑，全球经济的强劲增长势头可以继续。目前有三个因素支撑着金融全球化趋势和全球经济的强劲增长势头：1）主要发达国家央行承诺为金融系统提供流动性；2）仍然有大量的资本在国际范围内寻找投资机会；3）在发展中国家和新兴市场经济强劲增长的带动下，世界经济仍然保持相对强劲的增长。

二、世界经济失衡有利于中国非均衡增长战略的实施

（一）中国与世界经济的联系机制分析

在外向型发展模式之下，世界经济的变动必然要对中国经济增长过程产生深刻的影响。但是，历史经验告诉我们，主要经济体乃至世界经济整体增长速度的变化与中国经济增长之间并不存在简单的线性关系。90 年代以来在金融动

[1] 资料来源：IMF《世界经济展望》2007 年 4 月、7 月、10 月。

荡影响下的世界经济减速，因其推动了全球经济失衡的积累，为中国经济的非均衡增长模式创造了极其有利的条件，进而为中国经济走上目前的高速增长路径提供了难得的机遇。

20 世纪 90 年代以来，中国经济发展战略的外向性越来越明显。在内、外失衡不断加剧的过程中，借助于内部失衡和外部失衡之间的联系机制，中国经济实现了高速增长。通过外资和外贸等渠道，世界经济走势对于我国宏观经济的影响不断上升。对于这一点判断，中国经济改革开放以来的发展历程已经提供了足够的证据，已经不需要更多的佐证。从这样的判断出发，可以得出两种可能的结论：1）如果世界经济继续保持其强劲的增长势头，那么，在未来的几年中，中国宏观经济运行过程中来自世界经济总体形势变化的风险并不是很大；2）如果在目前支撑全球经济强劲增长势头的三个因素中，某一个出了问题，世界经济的增长趋势可能会逆转，进而导致中国经济的强劲增长趋势无法持续。

但是事实上，世界经济与中国经济之间的联系机制并非如此简单。首先考察中国和美国以及世界经济增长率之间的关系。可以发现，中国经济增长与美国以及世界经济之间的相关性非常小。单纯从数量指标上很难看出美国以及世界经济的增长情况对中国经济具有显著影响。其次，考察中国、美国以及世界经济潜在增长趋势之间的关系，可以发现，中国与美国之间存在较小的正相关性，而中国与世界经济之间却存在负相关性。

图 2 中国、美国和世界经济的增长情况[1]

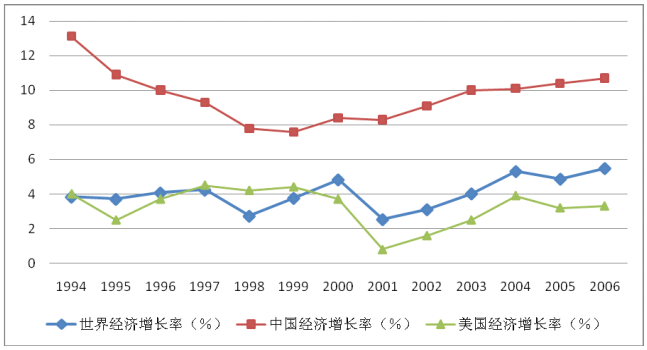


表2 中国、美国和世界经济增长的相关性

	中国经济增长率	美国经济增长率	世界经济增长率
中国经济增长率	1	0.17	0.01
美国经济增长率	0.17	1	0.59
世界经济增长率	0.01	0.59	1

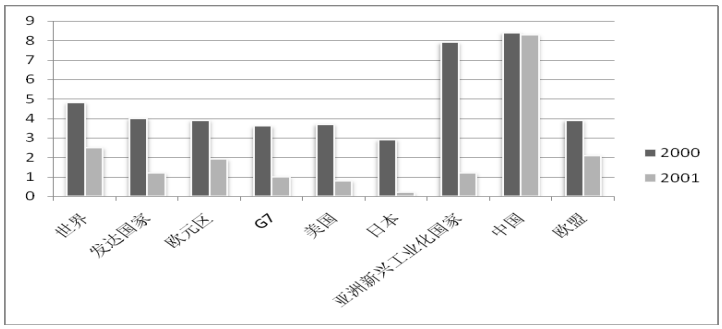
[1] 中国经济增长率数据来自国家统计局，美国经济增长率数据来美国商务部经济分析局，世界经济增长率数据来自 IMF2007 年 10 月的《世界经济展望》。

表3 中国、美国和世界经济潜在增长率的相关性[1]

	世界经济增长趋势	美国经济增长趋势	中国经济增长趋势
世界经济增长趋势	1	-0.76	-0.33
美国经济增长趋势	-0.76	1	0.14
中国经济增长趋势	-0.33	0.14	1

从1994年以来的年度增长率数据中我们没法确定中国、美国以及世界经济之间的固定联系。通过对比中国、美国和世界经济的增长轨迹，可以发现，1999年以后，中国经济摆脱东亚金融危机的影响而呈现开始加速增长，这种加速增长的趋势在2001年以后变得更加明显。与这两个时点相对应的刚好是两次重大的金融动荡，即1998年美国长期资本公司破产引发的金融动荡和2000年美国IT泡沫破灭引发的金融动荡。这两次金融动荡虽然使得世界经济增速下降，特别是2000年美国IT泡沫破灭及其引发的NASDAQ市场危机，使得世界经济以及包括美国在内的主要经济体的增长速度大幅下降，但是，从中国经济的增长轨迹来看，这两次危机却成为中国经济加速增长的转折点。

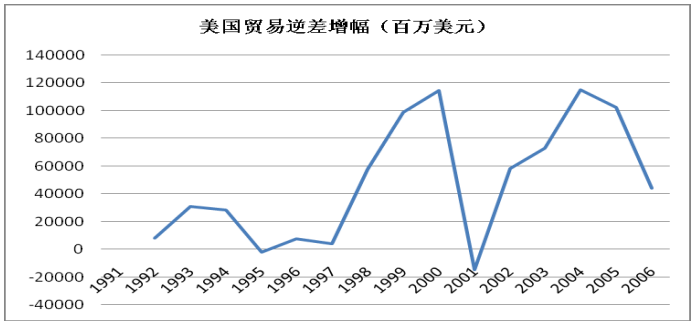
图3 美国NASDAQ市场危机对世界及主要经济体的影响



2000年至2001年，美国IT泡沫的破灭导致美国经济陷入衰退，并导致全球经济增长速度大幅下降。但是中国经济受此影响似乎不大。为什么？这对于我国分析目前世界经济形势和美国经济形势变化对中国宏观经济的影响，有重要启示作用。对于这一问题，需要首先考察外部经济影响中国经济的机制和渠道。从数字中看，受美国IT泡沫破灭冲击最大的是亚洲新兴工业化经济体，原因是该地区是全球最主要的IT产品生产和供应方。此后，IT产业的低端生产环节大规模向中国转移。在IT低端产业逐步向中国的转移过程中，美国国内政策扩张带动了房地产市场的高涨，并引领美国国内消费和投资行为以及整体经济的恢复。此后，中国的出口高速增长，伴随国内投资的高涨，共同带动整体经济的高速增长。

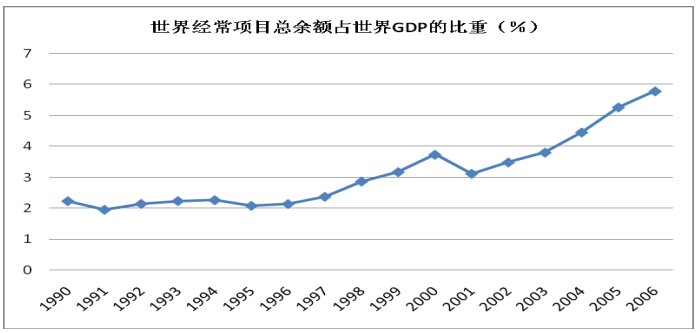
[1] 对原始增长率数据进行H-P滤波，得出潜在增长率。

图 4 美国贸易逆差的年度增幅[1]



结合美国贸易逆差的变动情况，可以看出，中国经济增长轨迹上的两个关键转折点刚好对应着美国贸易逆差加速积累的两个转折点。由于美国是当前世界经济失衡状态中的主要逆差国，所以，美国贸易逆差的加速积累也意味着世界经济失衡状态的加速积累。由此可以认为，联系世界经济与中国经济的关键环节在于全球经济失衡状况的演变。各种外生冲击在影响世界经济的同时，如何影响中国经济增长前景，关键就在于这一过程中世界经济失衡状况如何变动。通过分析发现，中国当前外部失衡和内部失衡之间存在双向因果关系，并且在过去几年的特定环境下，在外部失衡与内部失衡的相互联系中，外部失衡起到了主导作用。[2]正是在内外失衡以及两者的相互联系中，中国经济实现了持续多年的高速增长。这是中国目前的外向型经济发展模式得以实施并取得成效的基础。如果在世界经济变动的背后是全球经济失衡状况的演变，那么中国经济延续多年的外向型发展模式就将面临困境和挑战，进而使得在此基础上实现的高速增长态势难以持续。

图 5 世界经济失衡状况的演变[3]



（二）以贸易失衡为纽带的中美经济联系机制分析

中美贸易失衡在 2000 年以来的全球经济失衡问题中处于中心位置，中美之

[1] 数据来自美国商务部经济分析局。

[2] 在中国人民大学经济学院经济所 2007 年第三季度的《中国宏观经济分析和预测报告》中，对于中国内部均衡和外部均衡之间的关系进行了详尽的分析。

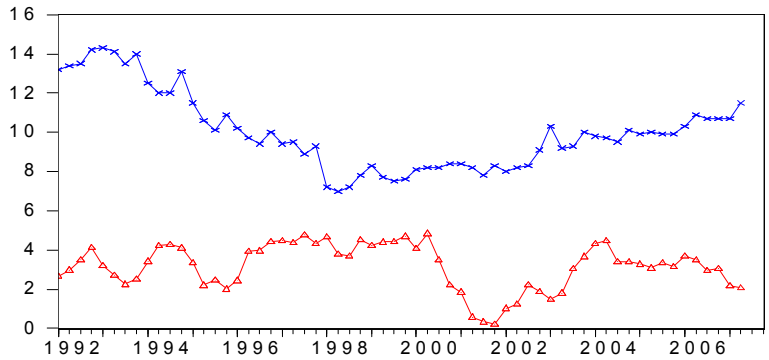
[3] 数据来自 IMF2007 年 10 月《世界经济展望》。

间的经贸关系是世界经济与中国经济的最重要的联系渠道。所以对于中美贸易失衡以及经济增长之间的关系分析，是分析世界经济对中国的影响的关键环节。

20 世纪 90 年代以来，以 1998 年和 2000 年发源于美国的两次金融动荡为转折点，美国经济增长与贸易逆差的联系机制发生了显著的变化，从双向因果关系演变成从经济增长到贸易逆差的单向因果关系。与此同时，美国经济增长和外部失衡对于中国经济的影响也发生了显著变化。2000 年以后，美国经济增长通过推动美国贸易逆差的增长，带来了中国对美贸易顺差和整体对外贸易顺差的增加，中国贸易顺差的增加，特别是对美贸易顺差的增加，推动了中国经济的增长。由此，可以认为，中美贸易失衡作为全球经济失衡问题的集中体现，从外部对中国经济增长施加了极大的推动力，并成为联系中美两国经济增长过程的纽带。

作为中国最主要贸易伙伴国和最大的贸易顺差来源国，美国是 90 年代后期以来几次金融动荡的发源地。1998 年和 2001 年源于美国金融动荡以及随后的经济调整，为中国在外向型发展战略之下实现高速经济提供了难得的机遇。为此，有必要具体分析在过去几次金融动荡之后中美两国的经济增长和对外贸易以及相互之间的联系。

图 6 中国和美国的季度实际产出增长率[1]

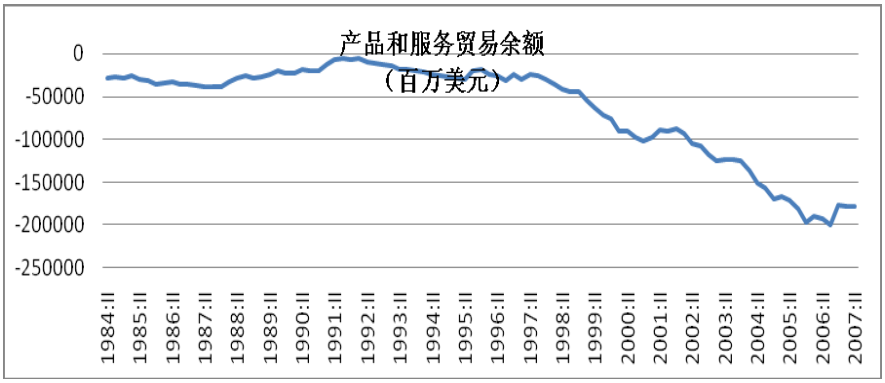


1987 年美国股票市场崩溃，随后美国实际产出增长率不断下降，直到 1991 年实际产出增长速度才重新上升；1998 年俄罗斯债务危机和美国长期资本公司破产，美国实际产出增长率并没有受到明显的影响；2001 年美国 IT 泡沫破灭，

[1] 数据来自美国商务部经济分析局。

美国实际产出增长率经历了 1 年多的下降过程，到 2001 年下半年“9.11”之后，在美国宏观经济政策的刺激下，美国实际产出增长率开始提高。2003 年之后，美国实际产出增长率有所降低。

图 7 美国季度贸易逆差的变化



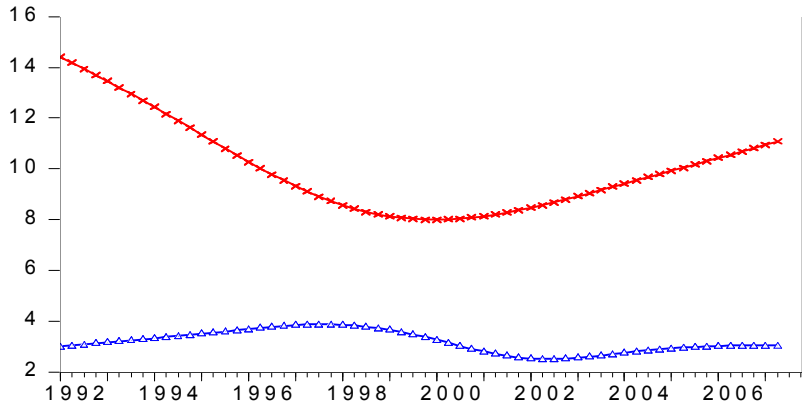
1987 年美国股灾后，美国实际产出增长率不断下降，美国经济经历了较为严重的衰退，与此伴随的是美国贸易收支的不断改善。1987 年三季度，美国贸易逆差为 384 亿美元；1992 年第一季度，美国贸易逆差降至历史低点，只有 55 亿美元。1998 年的金融动荡对美国实际产出增长的影响不大，对美国贸易逆差的持续增加趋势也没有明显影响。2000 年 IT 泡沫破灭后，美国实际产出增长率显著降低，美国经济进入短暂的衰退期，贸易收支也出现了暂时的改善。

从 1992 年以来的季度产出增长情况看，在 1992 年一季度至 2007 年二季度之间，中美两国的经济增长具有微弱的负相关性（-0.02）；在两国的季度经济增长之间，也没有明显的因果关系。

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1992Q1 2007Q4			
Lags: 3			
	Obs	F-Statistic	Probability
美国经济增长不是中国经济增长的格兰杰原因	59	0.99888	0.40079
中国经济增长不是美国经济增长的格兰杰原因		0.27552	0.84279

用 H-P 滤波分离两国经济增长的基本趋势和周期波动，并分析分析两国经济增长趋势之间的关系。在剔除周期波动以后，在中美两国的经济增长趋势之间存在微弱的正相关性，相关系数为 0.04；从格兰杰因果检验结果看，两国经济增长趋势之间存在双向因果，即在统计上是相互影响的。

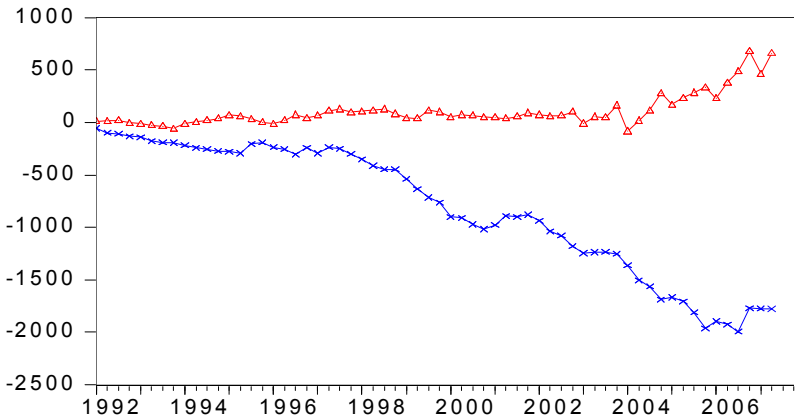
图 8 中国和美国的季度产出增长趋势



Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1992Q1 2007Q4			
Lags: 3			
	Obs	F-Statistic	Probability
美国经济增长不是中国经济增长的格兰杰原因	59	52.1225	1.1E-15
中国经济增长不是美国经济增长的格兰杰原因		52.4872	9.4E-16

中国外贸收支与美国外贸收支之间存在明显的负相关性，相关系数为-0.69。也就是说，美国贸易逆差的增加和中国贸易顺差的增加是同步的。格兰杰因果分析的结果表明，在 1992 年以来的整个样本中，中国贸易顺差对美国贸易逆差的影响不明确；美国贸易逆差却构成了中国贸易顺差的格兰杰原因。

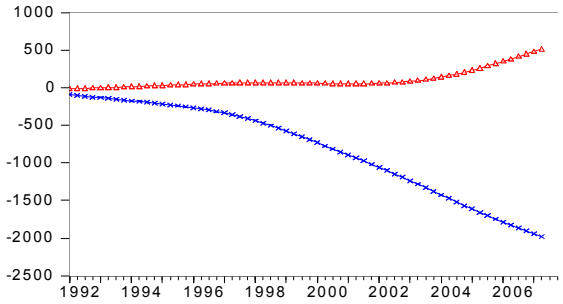
图 9 中美两国的贸易收支（亿美元）



Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1992Q1 2007Q4			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
中国贸易顺差不是美国贸易逆差的格兰杰原因	60	2.20164	0.12028
美国贸易逆差不是中国贸易顺差的格兰杰原因		2.67572	0.07782

为了剔除周期波动的影响，对中国和美国的贸易收支数据进行 H-P 滤波处理，从中分离出各自的发展趋势。利用简单的相关性分析和格兰杰因果关系分析，可以发现，两者之间的相关系数达到-0.86，并且两者之间存在双向因果关系。

图 10 中国和美国的贸易收支余额的趋势（亿美元）

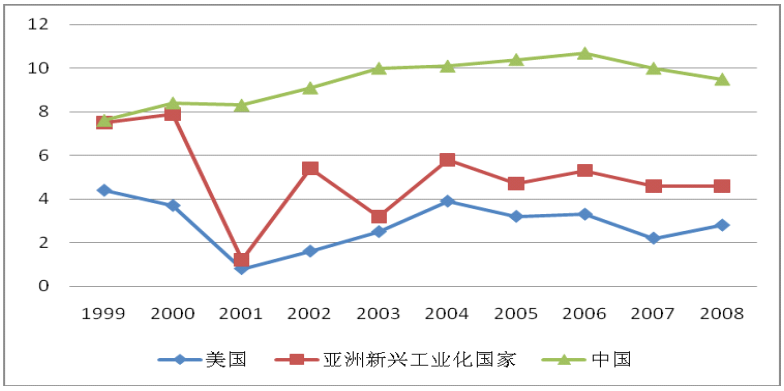


Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1992Q1 2007Q4			
Lags: 2			
	Obs	F-Statistic	Probability
中国贸易顺差不是美国贸易余额的格兰杰原因	60	5.98736	0.00444
美国贸易余额不是中国贸易余额的格兰杰原因		1253.64	1.3E-46

20 世纪 90 年代，美国经济在以 IT 产业为核心的高新技术产业的带动下高速增长。在此期间，以 1997 年的东南金融危机为转折点，中国经济经历短暂的调整和增长速度下降，从 1999 年开始，中国经济进入一个新的加速增长通道。2000 年 NASDAQ 市场的崩溃和美国 IT 泡沫的破灭，不仅使美国经济经历了短暂的衰退，而且对整个世界经济也产生了非常大的影响。特别是 IT 产业泡沫破灭所导致的新一轮产业结构调整，改变了中国在世界经济和国际分工体系中的地位。2000 年以后，亚洲新兴工业化经济体[1]的总体增长速度显著降低，与此同时，中国作为其中的一员，却进入了高速经济增长期。

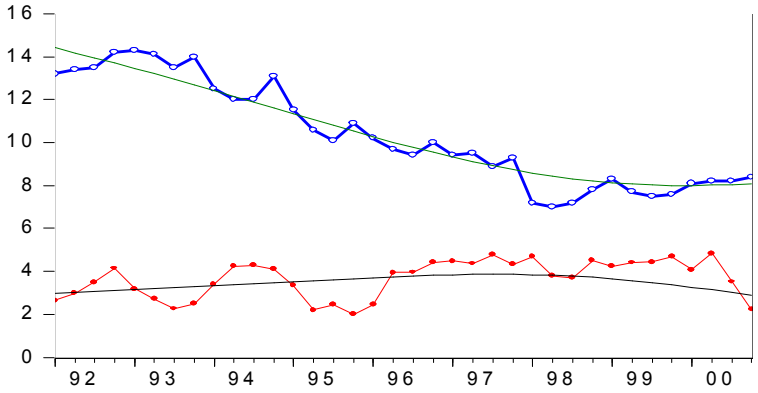
[1] 包括中国、中国香港地区、印度尼西亚、韩国、马来西亚、菲律宾、新加坡、泰国和中国台湾省。

图 11 2000 年前后主要经济体的增长差异[1]



以 2000 年美国 IT 泡沫崩溃为转折点，把 1992 年至 2007 年分为两个子样本，分别进行分析。可以发现，1992 年一季度至 2000 年四季度，中美两国经济增长之间具有负相关性，实际经济增长率的相关系数为-0.5，潜在经济增长率的相关系数为-0.29。

图 12 2001 年以前中国和美国的实际经济增长与潜在经济增长



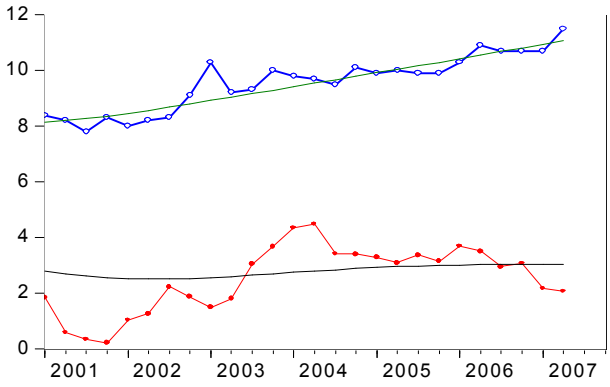
	中国产出增长率	中国贸易顺差增长率	美国产出增长率	美国贸易逆差增长率
中国产出增长率	1	**-0.02**	**-0.5**	0.18
中国贸易顺差增长率	-0.02	1	0.05	**-0.13**
美国产出增长率	-0.5	0.05	1	-0.06
美国贸易逆差增长率	0.18	-0.13	-006	1
	中国潜在产出增长率	中国贸易顺差潜在增长率	美国潜在产出增长率	美国贸易逆差潜在增长率
中国潜在产出增长率	1	**-0.5**	**-0.29**	0.78
中国贸易顺差潜在增长率	-0.5	1	0.83	**-0.89**
美国潜在产出增长率	-0.29	0.83	1	**-0.03**
美国贸易逆差潜在增长率	0.78	-0.89	-0.03	1

在 2001 年一季度至 2007 年 2 季度，中美两国经济增长之间出现一定程度

[1] 数据来自 IMF2007 年 10 月《世界经济展望》。

的的正相关性，实际经济增长率的相关系数为 0.09，潜在经济增长率的相关系数为 0.88。

图 13 2001 年以后中国和美国的实际经济增长与潜在经济增长



	美国贸易逆差增长率	美国产出增长率	中国贸易顺差增长率	中国产出增长率
美国贸易逆差增长率	1	0.4	**-0.08**	0.09
美国产出增长率	**-0.4**	1	0.24	**0.62**
中国贸易顺差增长率	-0.08	0.24	1	**0.14**
中国产出增长率	0.09	0.62	0.14	1
	美国潜在贸易逆差增长率	美国潜在产出增长率	中国潜在产出增长率	中国潜在贸易顺差增长率
美国潜在贸易逆差增长率	1	-0.85	**-0.99**	-0.93
美国潜在产出增长率	**-0.85**	1	0.88	**0.86**
中国潜在产出增长率	-0.99	0.88	1	**0.96**
中国潜在贸易顺差增长率	-0.93	0.87	0.96	1

对比 2001 年前后两个样本的统计特征，可以发现：1）在 2001 年之前，中国和美国无论是实际经济增长率还是潜在经济增长率，都表现出明显的负相关性，分别为-0.5 和-0.29；2）在 2001 年之后，中国和美国的实际经济增长率具有微弱的正相关性（0.09），潜在经济增长率之间则表现出明显的正相关性（0.88）。

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1992Q1 2000Q4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
美国经济增长不是美国贸易逆差的格兰杰原因	34	2.64276	0.08824
美国贸易逆差不是美国经济增长的格兰杰原因		2.86591	0.07315
中国贸易顺差不是美国贸易逆差的格兰杰原因	34	1.16077	0.32738
美国贸易逆差不是中国贸易顺差的格兰杰原因		0.94740	0.39942
中国贸易顺差不是美国经济增长的格兰杰原因	34	0.23649	0.79090
美国经济增长不是中国贸易顺差的格兰杰原因		3.10579	0.05996
中国经济增长不是美国经济增长的格兰杰原因	34	1.43299	0.25499
美国经济增长不是中国经济增长的格兰杰原因		0.42124	0.66019
中国经济增长不是中国贸易顺差的格兰杰原因	34	2.24691	0.12382
中国贸易顺差不是中国经济增长的格兰杰原因		0.08353	0.92008

1992年至2000年底，美国经济增长和美国对外贸易逆差之间存在较为明显的双向因果关系，美国经济增长是中国贸易顺差增加的格兰杰原因。但是中美两国的对外贸易收支状况、经济增长状况以及中国对外贸易与中国经济增长之间都没有显著的因果联系。2001年至2007年间，美国经济增长导致美国贸易逆差规模扩大，美国贸易逆差规模的扩大进一步导致中国贸易顺差的增加，其中主要是导致中国对美贸易顺差的增加。中国贸易顺差与中国经济增长之间不存在明显的因果联系。但是在中国对美贸易顺差与中国经济增长之间，却存在显著的双向因果联系。通过这样的联系机制，从美国经济增长和美国贸易逆差到中国的贸易顺差，最终再到中国的经济增长，几个环节之间存在较为显著的因果联系。

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 2001Q1 2007Q4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
美国经济增长不是美国贸易逆差的格兰杰原因	26	5.05358	0.03446
美国贸易逆差不是美国经济增长的格兰杰原因		0.03785	0.84745
中国贸易顺差不是美国贸易逆差的格兰杰原因	26	2.66660	0.11609
美国贸易逆差不是中国贸易顺差的格兰杰原因		6.09447	0.02142
中国对美贸易顺差不是美国贸易逆差的格兰杰原因	26	0.01376	0.98634
美国贸易逆差不是中国对美贸易顺差的格兰杰原因		8.36436	0.00213
中国贸易顺差不是美国贸易逆差的格兰杰原因	26	1.07856	0.35819
美国贸易逆差不是中国贸易顺差的格兰杰原因		2.46672	0.10909
中国贸易顺差不是中国对美贸易顺差的格兰杰原因	26	5.45576	0.01236
中国对美贸易顺差不是中国贸易顺差的格兰杰原因		9.55306	0.00112
中国经济增长不是美国贸易逆差的格兰杰原因	26	0.08248	0.92112
美国贸易逆差不是中国经济增长的格兰杰原因		1.76718	0.19528
中国经济增长不是中国贸易顺差的格兰杰原因	26	1.95947	0.16586
中国贸易顺差不是中国经济增长的格兰杰原因		1.22627	0.31355
中国经济增长不是中国对美贸易顺差的格兰杰原因	26	5.98297	0.00878
中国对美贸易顺差不是中国经济增长的格兰杰原因		3.76171	0.04015

从上面的对比分析中可以发现，90 年代以来，随着中国经济开放程度的提高，对外贸易在中国整体经济的比重不断上升，外贸发展对于中国经济增长的推动作用逐步显现，并且不断增加。20 世纪 90 年代末期和 21 世纪初期的两次金融动荡所引发美国经济调整和国际分工体系的调整，为中国经济增长提供了难得的机遇。2000 年 IT 泡沫的破灭和 NASDAQ 市场的调整，使得美国经济增长模式从新经济初期的“投入驱动型增长”转向“需求拉动型增长”。这意味着高新技术产业等新兴产业的生命周期逐步从投入期过渡到大规模产出期，IT 产品以及其他高新技术产品，逐步成为整个社会的生产和生活投入。这种转变首先改变了美国贸易逆差与美国经济增长之间的因果联系。其次，凸显了中国的劳动成本优势和规模优势，使得中国的重化工业和高新技术产业加速发展，相关产品的出口高速增长，并在国际分工体系中逐步替代东亚其他国家。

图 14 中国在美国贸易逆差中的地位变化[1]

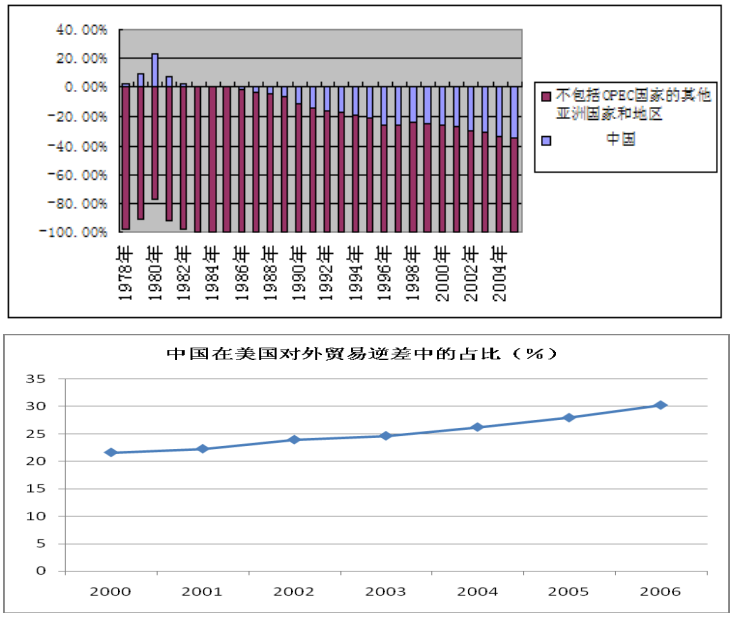
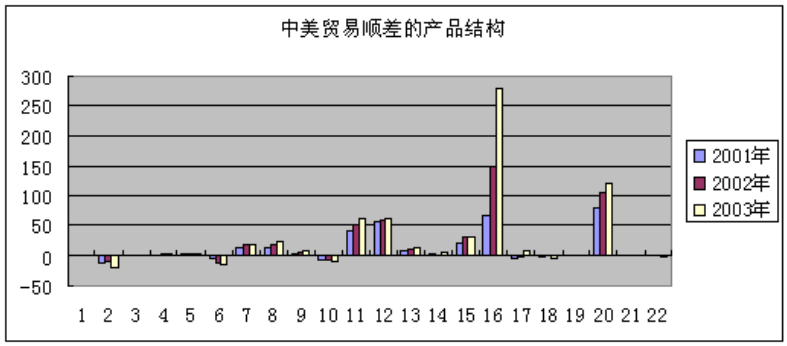


图 15 中国对美贸易顺差的产品结构



2001 年以后，中国对美贸易顺差增长最快的我国外贸统计中的第 16 类产品，即机器、机械器具、电气设备及其零件，录音机及放声机、电视图像、声音的录制和重放设备及其零件和附件。对美主要贸易品部门结构的变化、在整体经济中相对规模的提高以及出口增长速度的提高，使得对美贸易顺差与中国经济增长的联系不断增强，前者对后者的推动作用不断增强。

三、美国贸易逆差的演变趋势与中国经济的外部风险分析

从前文的分析中我们可以得出这样的基本判断：对于中国经济而言，2007 年以来的金融动荡可能带来的外部风险，主要并不是世界经济或主要经济体增长速度上升或下降一两个百分点，而是世界经济失衡状况的演变趋势。

目前比较关注的一个问题金融市场动荡是否会增加全球失衡无序调整的风

[1] 数据来自美国商务部经济分析局。

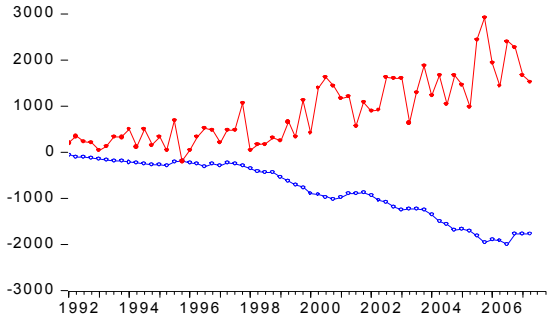
险。维持美国经常项目逆差的是大规模的国际资本流入。吸引国际资本的是美国高度发达的金融体系以及美国经济的基础实力。在有序调整路径上，一方面需求重新调整、美元汇率逐步变化；另一方面国际资本平稳流入，促使美国经常项目赤字逐步下降。但是，过去几年中随着美元贬值以及美国资产价格增值率的降低，美国资产收益率下降。在这种背景下，流入美国的资金转向高收益、高风险的资产[1]。在最近的金融动荡中，国际投资者大规模撤出高风险资产，重新转向安全性更高、流动性更高的美国政府债券。风险重新定价以及对资产支持的结构性信贷产品的重新认识，如果改变了国际投资者对美国资产的偏好，并导致资金大规模流出美国，那么，全球经济失衡的无序调整就将开始。所以，接下来必须结合历史经验，分析金融动荡所引发的美国跨境资本流动的变化及其对美国贸易赤字的影响。

（一）美国贸易赤字的自我维持机制

美国贸易赤字的根源在于金融层面以外的因素，即美国的生产和消费行为。所以，在贸易逆差和资本净流入的关系中，贸易逆差主要受实体经济中生产和消费行为的影响，具有外生性，资本净流入作为贸易逆差的结果而出现，并在贸易逆差的推动下发生变化。贸易赤字与美国高度发达的金融市场结合在一起，可以吸引和推动外资净流入的增加，从而形成贸易赤字的自我维持和积累机制。

20 世纪 90 年代以来，大规模的净资本流入是支撑美国贸易赤字的基础，这就是人们通常所说的美国贸易赤字的国际融资问题。只有持续不断的大规模国际资本流入，美国的贸易赤字状态才能够维持下去。

图 16 美国贸易赤字与金融项下净资本流入的关系



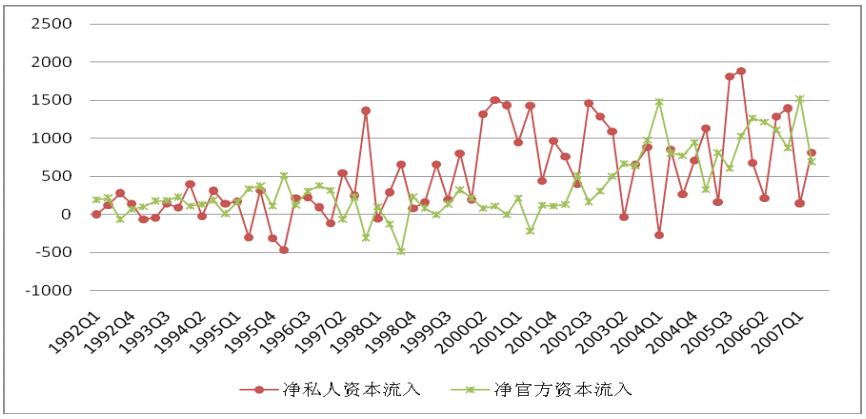
[1] 流向美国的资金有很大一部分是官方储备资金。随着各种主权财富基金的出现，各国官方当局的投资战略也越来越积极，对收益率的关注也越来越大。

Pairwise Granger Causality Tests Sample: 1992Q1 2007Q4 Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
美国净资本流入不是美国贸易赤字的格兰杰原因	60	0.54100	0.58523
美国贸易赤字不是美国净资本流入的格兰杰原因		20.6724	2.0E-07

但是对美国贸易赤字和净资本流入所进行的格兰杰因果分析表明，美国的贸易赤字是资本净流入的格兰杰原因。这就说明，美国贸易赤字的根源在于金融层面以外的因素，即美国的生产和消费行为。所以，在贸易逆差和资本净流入的关系中，贸易逆差主要受实体经济中生产和消费行为的影响，具有外生性，资本净流入作为贸易逆差的结果而出现，并在贸易逆差的推动下发生变化。

在美国的资本流入结构中，从 1997 年开始，私人资本净流入超过官方资本流入，成为美国贸易赤字融资的主要来源；2003 年以后，私人资本的地位有所下降，官方资本净流入在美国赤字融资中的地位上升。进一步分析私人资本净流入、官方资本净流入与贸易逆差之间的关系。可以发现，贸易逆差是私人资本净流入和官方资本净流入的格兰杰原因；私人资本净流入是官方资本净流入的格兰杰原因。

图 17 美国金融项下净资本流动规模和结构（亿美元）



Pairwise Granger Causality Tests Sample: 1992Q1 2007Q4 Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
私人资本净流入不是贸易逆差的格兰杰原因	60	0.11584	0.89084
贸易逆差不是私人资本净流入的格兰杰原因		8.95436	0.00043
官方资本净流入不是贸易逆差的格兰杰原因	60	0.07387	0.92888
贸易逆差不是官方资本净流入的格兰杰原因		5.80112	0.00518
官方资本净流入不是私人资本净流入的格兰杰原因	60	1.81961	0.17171
私人资本净流入不是官方资本净流入的格兰杰原因		4.65615	0.01355

从上面分析中可以看出，美国的贸易赤字具有一定程度的自我维持能力。贸易赤字产生于美国生产和消费行为的结构性特征，与美国高度发达的金融市场结合在一起，可以吸引和推动外资净流入的增加，从而形成贸易赤字的自我维持和积累机制。

（二）美国净资本流入和净投资收益的动态特征与贸易逆差

随着官方和私人资本流动的波动性不断降低，美国净资本流入的波动性显著降低。与 1998 和 2000 年左右的情况相比，目前的波动性处于历史上较低的水平。2007 年上半年以来的金融动荡还没有对美国跨境资本流动的易变性产生显著影响。所以，美国跨境资本流动性的变化在近期还不会对贸易赤字产生系统性冲击。

美国净投资收益的变化一方面对美国官方资本流入和私人资本流入产生差异性影响，使得官方资本流入和私人资本流入之间出现相互替代性，进而有助于维持美国净资本流入规模的稳定。另一方面，净收益流入可以推动美国资产价格的上升，通过财富效应和托宾 Q 效应推动美国消费需求和投资需求的增加，进而带动经济增长，经济增长又会推动美国贸易逆差的增加。所以，近期美国净投资收益向潜在趋势的回归将有助于维持美国净资本流入和贸易逆差的稳定，抑制美国经常项目逆差的急剧调整风险。

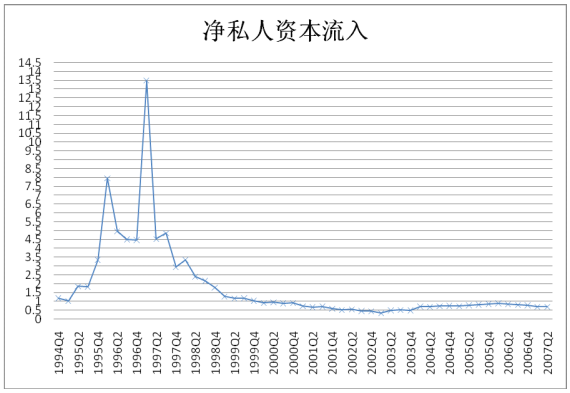
目前所存在的一个担忧是，发源于特定领域中的金融动荡可能会导致资本跨境流动的易变性增加，进而影响和扩散到整个美国金融市场，导致美国金融市场的系统性危机。而美国金融市场的系统性危机必然影响美国的生产和消费行为，最终可能会打破前面所说的贸易赤字的自我维持机制。对于这种可能性，

由于缺乏关于美国金融市场与美国国内生产和消费行为以及跨境资本流动性之间的关系的细致分析，目前还无法做出全面的分析和判断。但是可以通过分析美国净资本流入易变性的变趋势，做出初步的判断。

1998 年以前，美国净资本流动具有较高的波动性，这主要来自与私人资本流动的不稳定性。1998 年以后，虽然官方资本流动的波动性上升，但是由于官方资本净流入所占的比重较低，所以，私人资本流入波动性的大幅下降导致美国净资本流入的波动性显著降低。2000 年以后，随着官方和私人资本流动的波动性不断降低，美国净资本流入的波动性被控制在较低的水平上。从目前的情况来看，无论是总资本的净流入还是私人资本和官方资本的进流入，虽然近期的波动性有所上升，但是与过去相比，特别是与 1998 和 2000 年左右的情况相比，目前的波动性处于历史上较低的水平。也就是说，美国资本净流入在目前较为稳定，2007 年上半年以来的金融动荡还没有对美国跨境资本流动的易变性产生显著影响。所以，美国跨境资本流动性的变化在近期还不会对贸易赤字产生系统性冲击。

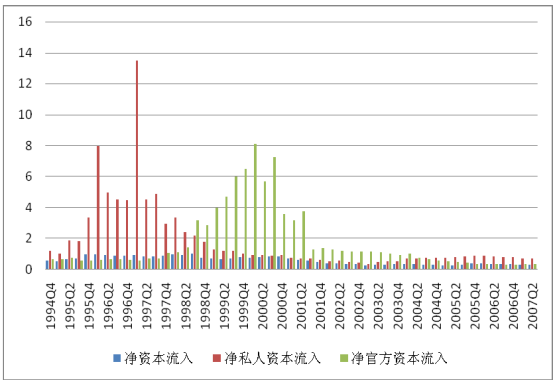
图 19 美国净资本流入的波动性[1]





[1] 用移动标准差对均值的比率表示波动性，数据来自美国商务部经济分析局的国际收支统计。





贸易逆差的不断积累导致美国对外净债务和债务负担不断增加，这就带来人们对于美国偿债能力的担忧。2007 年以来的金融动荡，改变了市场风险和市场参与者的风险厌恶程度，引发风险重新定价的过程。在这个过程中，如果美元资产的风险溢价上升，那么，美国贸易赤字的国际融资成本将上升。为此，有必要分析美国经常项下的净收益与贸易赤字之间的关系。格兰杰因果检验表明，美国的净投资收益是贸易逆差的格兰杰原因。两者之间还存在较为明显的负相关性，相关系数为-0.62。所以，净投资收益的增加推动美国贸易逆差的增加。其中的原因是，净收益流入可以推动美国资产价格的上升，通过财富效应和托宾 Q 效应推动美国消费需求和投资需求的增加，进而带动经济增长，经济增长又会推动美国贸易逆差的增加。

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1992Q1 2007Q4
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
美国净投资收益不是其他收益的格兰杰原因	60	2.56635	0.08599
美国其他投资净收益不是净收益的格兰杰原因		0.58882	0.55844
美国FDI投资收益不是其他收益的格兰杰原因	60	2.56635	0.08599
美国其他投资收益不是FDI收益的格兰杰原因		2.12404	0.12925

美国贸易逆差不是其他投资收益的格兰杰原因	60	3.82051	0.02795
美国其他投资收益不是贸易逆差的格兰杰原因		1.44781	0.24390
美国贸易逆差不是净投资收益的格兰杰原因	60	2.29240	0.11060
美国净投资收益不是贸易逆差的格兰杰原因		7.16631	0.00171
美国贸易逆差不是FDI投资收益的格兰杰原因	60	11.5101	6.7E-05
美国FDI投资收益不是贸易逆差的格兰杰原因		6.46550	0.00301

投资收益变动还会影响美国净资本流入。利用相关性分析和格兰杰因果检验，可以发现其他投资净收益是私人资本净流入和净资本流入的格兰杰原因，并且两种之间的相关系数分别为-0.49 和-0.77。其他投资收益主要是证券投资收益，净流入的增加意味着美国国内证券收益率相对于国外证券收益率降低，这会使得国际投资者从美国证券转向其他国家的证券，导致美国资本净流入减少。官方净资本流入是其他净投资收益的格兰杰原因，并且两者之间的相关系数为-0.64。这意味着，随着官方资本净流入的增加会导致美国其他投资收益的下降。结合前面的分析，其他净投资收益的下降会导致净私人资本流入的减少。所以，在美国的净资本流动中，官方资本流动与私人资本流动之间具有一定的替代关系。也正是这种替代关系，使得美国净资本流入的易变性降低，也降低了资本流动的变化对美国金融市场、经济增长以及贸易逆差的冲击。

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1992Q1 2007Q4
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
净资本流入不是其他投资净收益的格兰杰原因	60	0.98718	0.37913
其他投资净收益不是净资本流入的格兰杰原因		3.24822	0.04641
私人资本净流入不是其他投资净收益的格兰杰原因	60	0.11264	0.89367
其他投资净收益不是私人资本净流入的格兰杰原因		4.42972	0.01645
其他净投资收益不是净官方资本流入的格兰杰原因	60	1.55617	0.22009
官方净资本流入不是其他净投资收益的格兰杰原因		2.66222	0.07878

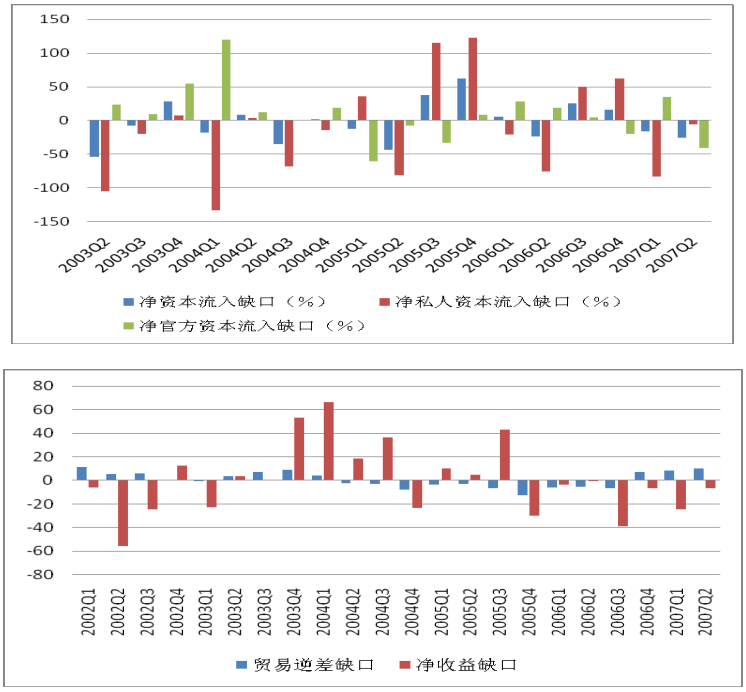
（三）美国贸易失衡的走势及其对中国经济增长的影响

从近期美国贸易逆差、净资本流动和净收益状况来看，虽然 2006 年以来的房产市场和金融市场的调整对美国经济产生了很大影响，使得美国经济增长前景的不确定性增加。但是在历史惯性、内在维持机制的作用下，加之主要失衡国家在 IMF 的多边磋商框架下的协调干预和调整，美国贸易逆差和失衡经济失衡在短期内发生急剧调整的可能性不大。中国经济增长的外部环境尚未出现质变。

从近年来美国贸易余额、净收益以及净资本流动缺口的变动缺口来看，美国净投资收益从 2005 年以来一直处于低于潜在趋势的缺口状态；净资本流动则围绕其潜在趋势频繁波动；贸易逆差规模在 2004 和 2005 两年中一直是大于潜在趋势的缺口状态，在 2005 年四季度缺口达到最大；2006 年初，贸易逆差规模超过潜在趋势的程度逐步减少，到四季度转变为小于潜在趋势的缺口状态。但是由于净投资收益逐步回归潜在趋势，并且净资本流入的稳定性提高，美国贸易逆差并没有表现出明显的规模减少的趋势。所以在近期，美国贸易逆差在历史惯性和内在维持机制的作用下，以及 2006 年在 IMF 多边磋商机制下对主要失衡国调整责任的具体化[1]，这些因素有助于美国贸易失衡的有序调整，抑制全球经济失衡急剧调整风险。中国经济非均衡增长模式所要求的外部失衡环境在短期内仍然可以延续，在此基础上的高速增长在短期内不会遭受过大的外部冲击和风险。

[1] 2004 年 4 月，国际货币和金融委员会提出促使全球经济失衡有序调整的政策措施。2006 年 9 月，IMF 明确提出主要失衡国在全球经济失衡调整中的职责：1）美国利用财政紧缩（减少财政赤字）等措施促进国民储蓄率的提高；2）欧洲实施促进经济增长的结构性改革；3）日本实施包括财政改革（降低财政赤字）在内的结构性改革；4）新兴市场实施刺激内需的改革；5）盈余国增加汇率弹性；6）石油出口国增加支出，提高吸收能力和宏观经济稳定性。2006 年 6 月 5 日，IMF 首次发起关于平稳解决全球经济失衡的多边磋商框架，希望促使全球经济失衡以一种有利于全球经济增长的方式得以解决。

图 20 美国经常项目和金融项目收支余额缺口[1]



2006 年以来，美国实际贸易逆差项下偏离潜在趋势的缺口不断减小，并在 2007 年转变成向上偏离潜在趋势。这意味着始于 2003 年的美国贸易逆差快速扩张和积累的时期以及过去，初步显示出美国贸易逆差正在进入一个缓慢的平稳调整期的迹象。这同时也就意味着全球经济失衡的调整过程已经启动。这对未来更长时期内的中国经济增长构成了挑战，要求中国适应这种趋势逐步调整增长模式和基础。

（四）中国跨境资本流动波动性加大及其对宏观经济稳定性的影响

金融动荡时期，美国金融市场上的风险重新定价过程使得大量国际资本在美国以外寻找投资机会。这与中国宏观经济的过热趋势结合在一起，导致中国跨境资本流动规模的增长和波动性的加大，特别是非贸易非 FDI 资本流动。这对中国宏观经济的稳定构成了现实挑战。

前文的分析表明，美国贸易赤字在近期不会出现急剧调整。以此为基点，可以认为世界经济失衡状态也不会出现大的调整。所以，过去几年中支撑着中国经济强劲增长势头的外项发展战略和失衡环境，在未来一段时间内仍然可以延续。金融动荡给中国经济带来的最大不确定性是中国跨境资本流动的变化。

---

[1] 缺口等于 $100\times\frac{\text{实际值}-\text{潜在趋势}}{\text{潜在趋势}}$，潜在趋势利用 H-P 滤波方法计算而来。数据来自美国商务部经济分析局。

2002 年以来，中国非贸易非 FDI 资金流动的季度波动幅度明显加大。从实际净流入规模对潜在趋势的偏离情况看，2003 年以来，不仅偏离幅度加大，而且波动频率也加大。1995 年 1 季度到 2001 年 1 季度，缺口的标准差为 0.49；2001 年 2 季度至 2007 年 2 季度，缺口的标准差达到 2.8。2006 年至今，在外部金融动荡不断发展和扩散的过程中，我国非贸易非 FDI 资金流动的季度波幅进一步加大，既出现过单季净流入 471 亿美元的情况，也出现过单季净流出 188 亿美元的情况。

图 21 中国非贸易非 FDI 的净资本流入（亿美元）

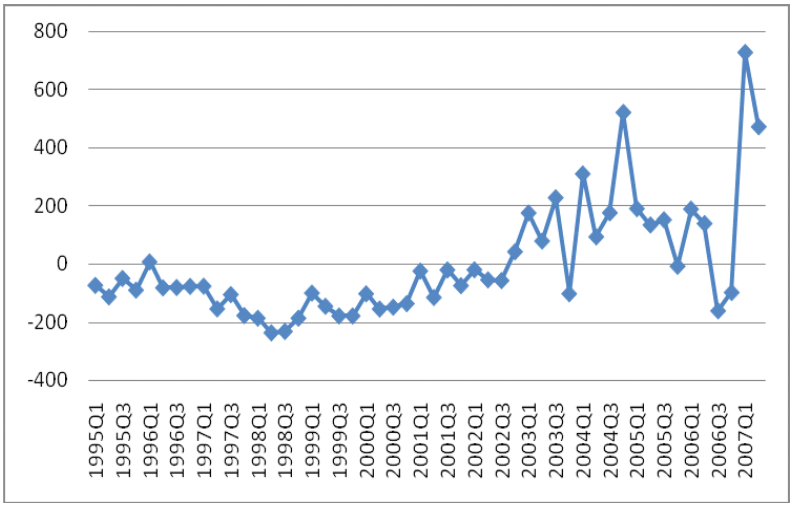
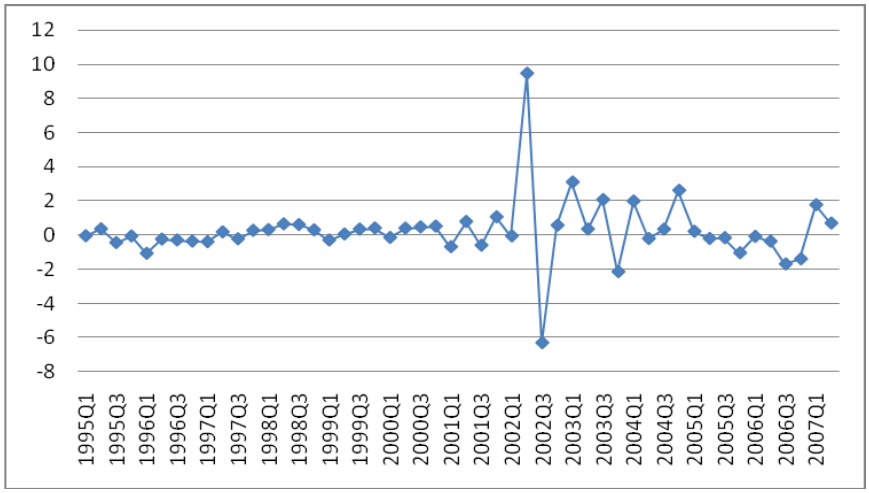


图 21 中国非贸易非 FDI 净资本流入缺口的变动



由于缺乏必要的数据和资料，目前还无法对波动性的影响因素进行全面的分析，只能做一些简单的推断和分析。主要成熟金融市场的金融动荡导致风险和不确定加大，并引发风险的重新定价。在国际资金撤离美国高风险资产的过程中，美联储的降息政策使得美国国债收益率进一步降低，导致大量国际资本

在美国以外寻找更好的投资机会。中国资产市场的价格膨胀、通货膨胀、加息预期以及人民币升值压力结合在一起，导致中国的净资本流入增加，并形成一个恶性循环，对中国宏观经济的稳定性构成潜在威胁。

四、结论

1、在外向型发展模式之下，世界经济的变动必然要对中国经济增长过程产生深刻的影响。但是，历史经验告诉我们，主要经济体乃至世界经济整体增长速度的变化与中国经济增长之间并不存在简单的线性关系。90 年代以来在金融动荡影响下的世界经济减速，因其推动了全球经济失衡的积累，为中国经济的非均衡增长模式创造了极其有利的条件，进而为中国经济走上目前的高速增长路径提供了难得的机遇。

2、中美贸易失衡在 2000 年以来的全球经济失衡问题中处于中心位置，中美之间的经贸关系是世界经济与中国经济的最重要的联系渠道。所以对于中美贸易失衡以及经济增长之间的关系分析，是分析世界经济对中国的影响的关键环节。

20 世纪 90 年代以来，以 1998 年和 2000 年发源于美国的两次金融动荡为转折点，美国经济增长与贸易逆差的联系机制发生了显著的变化，从双向因果关系演变成从经济增长到贸易逆差的单向因果关系。与此同时，美国经济增长和外部失衡对于中国经济的影响也发生了显著变化。2000 年以后，美国经济增长通过推动美国贸易逆差的增长，带来了中国对美贸易顺差和整体对外贸易顺差的增加，中国贸易顺差的增加，特别是对美贸易顺差的增加，推动了中国经济的增长。由此，可以认为，中国贸易失衡作为全球经济失衡问题的集中体现，从外部对中国经济增长施加了极大的推动力。

3、美国贸易赤字的根源在于金融层面以外的因素，即美国的生产和消费行为。所以，在贸易逆差和资本净流入的关系中，贸易逆差主要受实体经济中生产和消费行为的影响，具有外生性，资本净流入作为贸易逆差的结果而出现，并在贸易逆差的推动下发生变化。贸易赤字与美国高度发达的金融市场结合在一起，可以吸引和推动外资净流入的增加，从而形成贸易赤字的自我维持和积累机制。

随着官方和私人资本流动的波动性不断降低，美国净资本流入的波动性显著降低。与 1998 和 2000 年左右的情况相比，目前的波动性处于历史上较低的水平。2007 年上半年以来的金融动荡还没有对美国跨境资本流动的易变性产生显著影响。所以，美国跨境资本流动性的变化在近期还不会对贸易赤字产生系统性冲击。

美国净投资收益的变化一方面对美国官方资本流入和私人资本流入产生差异性影响，使得官方资本流入和私人资本流入之间出现相互替代性，进而有助于维持美国净资本流入规模的稳定。另一方面，净收益流入可以推动美国资产价格的上升，通过财富效应和托宾 Q 效应推动美国消费需求和投资需求的增加，进而带动经济增长，经济增长又会推动美国贸易逆差的增加。所以，近期美国净投资收益向潜在趋势的回归将有助于维持美国净资本流入和贸易逆差的稳定，抑制美国经常项目逆差的急剧调整风险。

4、在历史惯性、内在维持机制和国际协调干预政策的作用下，美国贸易赤字在近期不会出现急剧调整。以此为基点，可以认为世界经济失衡状态也不会出现大的调整。所以，过去几年中支撑着中国经济强劲增长势头的外向型发展战略和失衡环境，在未来一段时间内仍然可以延续。

但是，2006 年以来美国贸易逆差、净资本流动缺口的变化，显示出美国外外部失衡正在进入一个缓慢调整期的迹象，世界经济失衡的调整过程出现了启动的迹象。这对于中国经济更长时期的增长构成了挑战，要求中国逐步改变现有的非均衡增长模式和基础。

金融动荡给中国经济带来的最大不确定性是中国跨境资本流动的变化。金融动荡时期，美国金融市场上的风险重新定价过程使得大量国际资本在美国以外寻找投资机会。这与中国宏观经济的过热趋势结合在一起，导致中国跨境资本流动规模的增长和波动性的加大，特别是非贸易非 FDI 资本流动。这对中国宏观经济的稳定构成了现实挑战。

报告 8：

调整转移支付制度，优化财政支出结构

内容摘要:

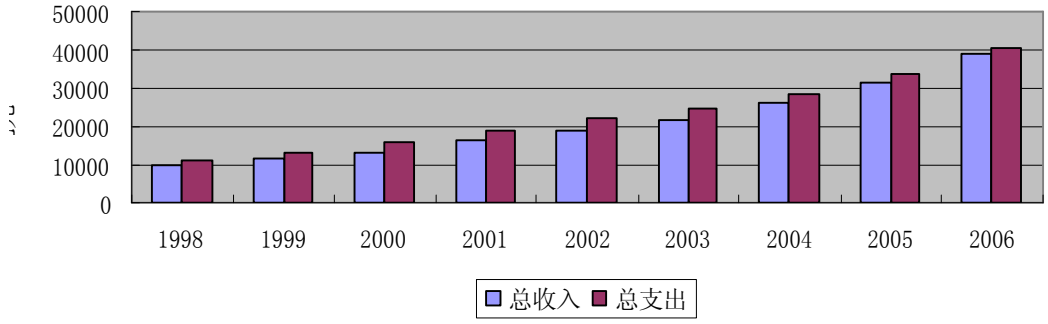
我国财政收支经历了多年的高速增长，但支出结构不合理，导致财政资金的利用效率不高。当前我国财政支出结构的不合理主要体现在三个方面，一是财政支出在各个项目之间的分配不合理，基础教育、社会保障等重要领域的财政投入长期不足；二是财政资金在中央与地方间的分配不合理，中央与地方的财权与事权不匹配；三是财政资金在地方间的分配不平等，人为地扩大了地区间的经济差距。财政支出结构所存在的上述三方面不合理现象，都与我国现行支付制度有着密切的联系，现行财政转移支付制度的不合理是我国财政支出结构不合理的关键原因。因此，要从根本上优化我国的财政支出结构，必须大力调整现有的财政转移支付制度，在中央和地方之间合理地划分财权和事权，适度加大中央对地方财政的转移支付力度，并适当调整转移支付在地区间的分配。

关键词：财政支出结构，转移支付制度

一、引言

近年来，在国民经济平稳较快增长的大背景下，我国的财政总收入和财政支出呈现出较高速度的增长。2006 年我国财政总收入达 38760.2 亿元，同比增长 22.47%，总支出达 40422.73 亿元，同比增长 19.30%；2007 年上半年，这一高速增长的趋势得到了进一步的延续，1—6 月份我国财政预算收入 26117.8 亿元，同比增长 30.6%，预算总支出 17920.0 亿元，同比增长 22.7%。从总量上看，我国财政收支的增长速度要高于同期我国 GDP 的增长速度。

图1. 1998-2006年我国财政总收支情况



数据来源：根据历年《中国财政统计年鉴》数据计算。

我国财政收支在总量上经历了多年的高速增长，财政资金的这种高速增长为我国的基础设施建设和经济社会发展提供了重要的支持，同时也是我国财税体系逐渐走向成熟的标志。但到目前为止，我国的财政支出结构还很不合理，这就导致了我国财税体系在支出方面的低效率，因此即使在税收收入连年大幅超收的情况下，很多公共领域仍然存在资金短缺的现象。具体说来，我国财政支出结构的不合理主要体现在如下几个方面，一是财政支出在各个项目之间的分配不合理，基础教育、医疗卫生、社会保障等重要领域的财政投入长期不足；二是财政资金在中央与地方间的分配不合理，中央与地方的财权和事权不平衡，制约了地方政府的发展动力和潜力；三是财政资金在地方间的分配不平等，人为地扩大了地区间的经济差距。

二、当前我国财政支出结构存在的问题

（一）财政支出在各个项目间的分配不合理

从近年来我国财政支出的主要项目及其开支情况来看（详见表 1），我国当前财政支出结构存在诸多不合理之处。

一是财政对教育事业的支持长期不足，教育资金缺口大。2006 年我国财政共投入教育经费 4780.41 亿元，占我国当年财政支出的 11.83%，从总量上看，我国财政对教育事业的投入似乎并不少。但是，我国人口基数巨大，目前中西部尤其是农村地区的基础教育还很落后，在基础教育方面有着巨大的资金缺口。Martinez-Vazquez & Zheng（2006）曾经以 2004 年我国广东佛山市为基准模拟计算过我国的教育经费缺口[1]，结果发现，在 2004 年如果要想使我国所有的省份对教育的财政投入都在平均意义上达到佛山的水平，我国财政对教育的投入还必须增加 3738.43 亿元，这个增量相当于我国 2004 年财政总收入的 14.16%和当年财政总支出的 13.12%，由此可见，我国在基础教育方面的资金缺口是十分巨大的。另一方面，从财政教育资金占 GDP 的比重来看，我国财政对教育的支持也是长期偏低的。近几年来我国财政教育资金占 GDP 的比重一般在 2.8%左右，并且近两年还有下降的趋势，而美国用于基础教育的财政支出在 2003 年即已占到其 GDP 的 7.0%，英国的该比例达 5.7%，德国、意大利和日本基本都在 4.5%左右，都要远远高于我国的水平。并且，如果将我国的人口因素考虑在内的话，这一问题就显得尤其严重，2006 年我国教育经费仅占全球总教育经费的 0.78%，而我国人口占世界总人口的比例接近 20%。所以，在我国特殊的国情下，目前的教育支出规模还无法满足我国发展中西部经济、缩小地区间差距的现实要求，并且长期以来的投入不足已经对我国基础教育造成了比较严重的影响。

表 1.　2000—2006 年我国财政支出主要项目及其占比　　（单位：%）

年度	基本建设支出	挖潜改造资金和科技三项费用	支农支出	文教、科学、卫生支出	抚恤和社会福利救济费	国防支出	行政管理费	政策性补贴支出
2000	13.19	5.45	4.83	17.23	1.34	7.60	11.25	6.56
2001	13.28	5.25	4.86	17.78	1.41	7.63	11.63	3.92
2002	14.25	4.39	5.00	18.04	1.69	7.74	13.51	2.93
2003	13.91	4.43	4.60	18.28	2.02	7.74	13.95	2.50

[1] Martinez-Vazquez & Zheng（2006）选择广东佛山作为模拟计算的基准城市是因为，已有的多种调查显示，佛山的人均 GDP、生活水平、教育硬件设施和教学质量等都处于我国的中等水平，并且已有的调查表明，佛山的教育体系运转比较良好。

2004	12.07	4.37	5.95	18.06	1.98	7.72	14.25	2.79
2005	11.91	4.40	5.28	17.99	2.11	7.29	14.25	2.94
2006	10.86	4.32	5.35	18.37	2.25	7.37	8.30	3.43

数据来源：根据历年《中国财政统计年鉴》数据计算。

二是财政对社会保障事业的支持力度不够，不利于经济社会的和谐发展。伴随着社会主义市场经济的确立和完善，市场在我国经济生活中的主导地位日益突出。与此同时，收入不平等和贫困问题也越来越明显。而我国财政对社会保障事业的支持力度长期偏低，无法满足当前我国建设“和谐社会”的要求。我国财政支出中社会保障支出项目包括“抚恤和社会福利救济费”和“社会保障补助支出”两项。以2006年为例，“抚恤和社会福利救济费”为795.02亿元，“社会保障补助支出”为1996.25亿元，两项合计2797.27亿元，占当年财政支出的比重为6.9%，占当年我国GDP的比重仅为1.33%。从社会保障投入的国际比较来看，绝大多数国家财政对社会保障的支持力度都要高于我国，2003年美国社会保障资金占其财政支出总量的10.6%，欧洲大陆平均占到17.6%，法国、德国、瑞典等国家该比例更是超过了20%；而从社会保障资金占GDP的比重来看，OECD国家平均为3.1%，绝大部分发达国家该比例高于5%，发展中国家也基本在1.5%以上。所以，我国财政对社会保障事业的支持力度还处于一个较低的水平，而这种低支持力度的直接后果就是，社会保障事业的覆盖面低、救助力度小，无法满足低收入群体基本生活保障的要求。以我国最主要的社会保障项目——最低生活保障制度为例，截止到2006年年底，全国共有2240.9万（1028万户）城市居民享受了城市最低生活保障，共有1509.1万（743.4万户）农村人口享受了农村最低生活保障，两者合计仅占我国人口总量的约2.7%；保障力度方面，2006年我国城市最低保障的平均保障标准为162.23元/人、月，而实际上我国的低保采取的是“补差”的方式，所以2006年城市最低生活保障的实际情况是人均补差仅82.9元/人、月，农村的保障力度则更低，2006年我国农村最低生活保障的平均保障标准为70.37元/人、月，而最终实际补差仅人均33.2元/人、月。由此可见，目前我国财政对社会保障事业的支持力度偏低，无论是保障的覆盖面还是力度都难以满足低收入群体的基本生活需要。

三是“基本建设支出”占比过高，建国以来基本建设支出占我国财政总支出的比例一直很高，这是我国财政参与和干预投资行为的一个表现，近年来虽

然有着不断下将的趋势，但到 2006 年仍然占到总支出的 10.86%。大量的财政资金转化为资本而不是投向公共服务领域是我国财政的一大特色，在世界上的其他国家中并不多见。根据可比的统计口径，2003 年美国政府投资占财政总支出比例为 3.3%，欧洲大陆平均为 2.5%，其中法国较高为 3.2%，德国和瑞典都在 2%左右，英国的该比例甚至仅为 1.1%。

四是“行政管理费”占比重过高，我国财政支出中行政管理费占比重较高，2000 年该比例为 11.25%，此后几年内该比例还在不断上升，到 2005 年最高达到 14.25%，但 2006 年有较大幅度的下降，为 8.30%。行政管理费的高占比和上升说明我国行政管理费用使用的低效率，行政管理部门的投入产出比率较低。

财政支出在各个项目间的分配不合理有其深层的经济和政治原因。那就是，县乡一级财政直接负担着基础教育、医疗卫生、社会保障等公共服务方面的重要支出责任，但以目前的情况来看，县乡一级财政的自有收入和从中央财政接受的转移支付之和仍然无法向这些领域提供足够的资金，所以县乡一级财政选择将资金更多的用作政府的“行政管理费”和与政绩直接挂钩的“基本建设支出”，而削减在基础教育、医疗卫生、社会保障等关乎民生方面的支出。这就导致我国财政支出在“基本建设支出”和“行政管理费”方面的投入明显偏高，而在基础教育、医疗卫生、社会保障等方面的支出比例偏低。

（二）财政支出在中央与地方之间的分配不合理——纵向不平衡

我国从 1994 年的分税制改革后系统地引入了现行的财政转移支付制度。根据财政部的统计，到 2006 年我国中央对地方财政转移支付已经达到了 9143.55 亿元，比 1994 年增加 8682.8 亿元，增长 18.8 倍，年均增长 28.3%，2006 年，中央对地方财政转移支付占地方财政支出总额的比重达 30%；其中，中部地区由 14.7%提高到 47.2%，西部地区由 12.3%提高到 52.5%。转移支付制度使一部分财政收入从中央政府转移到地方政府，在一定程度上弥补了地方政府的财政收入不足，但是，到目前为止，中央财政对地方财政的转移支付额度仍然偏低，而地方政府所负担的财政支出责任偏高，中央与地方之间仍然存在财权与事权不匹配的问题。

从财政资金的支出责任角度来看，地方政府在教育、医疗卫生、社会保障、公检法司等诸多公共领域承担了重要的支出责任，在财政支出的总体支出责任

方面，地方财政也要高于中央财政。以 2003 年为例，我国中央政府支出占我国总财政支出的 30%，省级政府支出占总财政支出的 18%，市级政府占 22%，县乡级政府占 30%，也就是说，2003 年我国市级及以下政府承担了超过一半的支出责任，县乡一级地方政府承担的支出责任与中央政府承担的总体支出责任基本相当。（详见下表 2）而具体到教育、医疗卫生、社会保障、公检法司等诸多公共服务项目，地方政府更是承担了绝大多数的支出责任，中央政府承担的部分相对就要小很多。2003 年我国县乡级政府承担的财政教育经费占全国该项支出的比例高达 60%，而中央政府在该项目中承担的支出责任仅为 8%；县乡级政府承担了医疗卫生支出的 43%，而中央政府仅承担了 3%。类似的情况也出现在社会保障、公检法司、支农支出等项目中。而美国的情况则与我国截然相反，据统计，美国在 1999 年联邦和州政府的财政支出占全部支出的 72.1%，而地方政府则仅需负责全部支出的 27.9%。与美国相比，我国地方政府的责任明显偏高，这也充分说明我国地方政府的财政支出负担较重。

表 2：我国财政支出在各级政府间的划分：2003 年　　（单位：%）

项目	中央政府	省级政府	市级政府	县乡级政府
总财政支出	30	18	22	30
基本建设支出	44	23	22	11
支农支出	12	46	11	30
教育支出	8	15	18	60
科学支出	63	23	9	5
医疗卫生支出	3	22	32	43
社会保障支出	11	39	32	18
政府开支	19	11	22	48
公检法司支出	5	25	34	35
国防支出	99	1	0	0
外交外事支出	87	13	0	0
对外援助支出	100	0	0	0
其他支出	29	16	25	31

另一方面，从中央政府与地方政府的财政收入及其分割来看，地方政府自有财政收入较低，中央对地方的财政转移支付额度无法满足地方政府的开支要求。1994 年分税制改革的目标之一便是提高中央财政收入占总财政收入的比重，因此，分税制改革后各年中央财政收入占我国总财政收入的比重基本在 60%左右，而地方政府的自有收入占全国总财政收入的比例偏低，对中央政府的“税收返还和转移支付”依赖程度很高。以 2006 年为例，我国中央政府财政收入为

21243.89 亿元，占全国财政总收入的 54.81%；地方政府自有收入为 18303.58 亿元，占全国财政总收入的比例约为 47.22%，并且地方政府自有收入的一部分还必须上交给中央财政作为“上解中央支出”，2006 年我国地方政府的该项目合计 787.27 亿元，约占地方政府自有收入的 4.1%；中央向地方转移的“税收返还和转移支付”共计 13501.45 亿元，占地方政府总收入的 42.45%。而事实上，这里的地方政府收入包括了省、市和县乡三级政府的财政收入。转移支付制度虽然在一定程度上缓解了地方政府的资金短缺问题，但由于转移支付制度本身存在的缺陷，资金的使用往往不规范，并且缺乏有效监督与制约机制。在地方财力吃紧的情况下，转移支付资金在执行中被挤占和挪用的现象十分严重，部分转移支付资金成了地方政府的“吃饭”钱，出现了所谓专项转移支付财力化倾向。同时我国财政转移支付制度缺乏有效约束和效益评估，转移支付资金的运行效率不高。这些问题都使地方政府的资金短缺问题无法得到有效的解决。据统计，在 2003 年，我国有 749 个县（占总数的 26.7%）的自有财政收入甚至无法满足其仅教育一项开支的需要，有 534 个县（总数的 19%）需要将其自有收入的 70%—100%用于应付其教育开支，还有占总体达 39.58%的 1111 个县，需要将其自有收入的 30%—70%投入教育才能满足该项资金的需要。

从我国中央与地方政府之间在财政支出责任和财政收入方面的对比分析可知，我国地方政府承担了重要的财政支出责任，而可以运用的财政收入相对较少，但中央财政的情况则恰好相反。因此，我国中央政府对地方政府的转移支付额度仍然不够，中央政府与地方政府之间存在较为严重的财权和事权不匹配的问题。

（三）财政支出在地区间的分配不合理——横向不平等

我国财政支出结构的第三个问题是支出的地区结构不合理，财政支出在地区之间相差较大，存在较为严重的横向不平等问题。

如表 3 所示为 2003 年我国主要省市财政在基本建设支出、教育支出、医疗卫生支出、一般公共服务支出和支农支出五个项目上的人均支出情况。由表 3 的数据我们不难发现，我国主要财政支出项目的人均水平在各省份之间存在这巨大的差别，以基本建设支出为例，2003 年我国该项目人均支出水平最高的省级单位为上海，人均基本建设支出为 1430.4 元，同年我国人均基本建设支出最

低的省为湖北省，人均支出仅 51.2 元，两者相差近 28 倍。

表 3：人均财政支出的省际不平等：2003 年　　（单位：元）

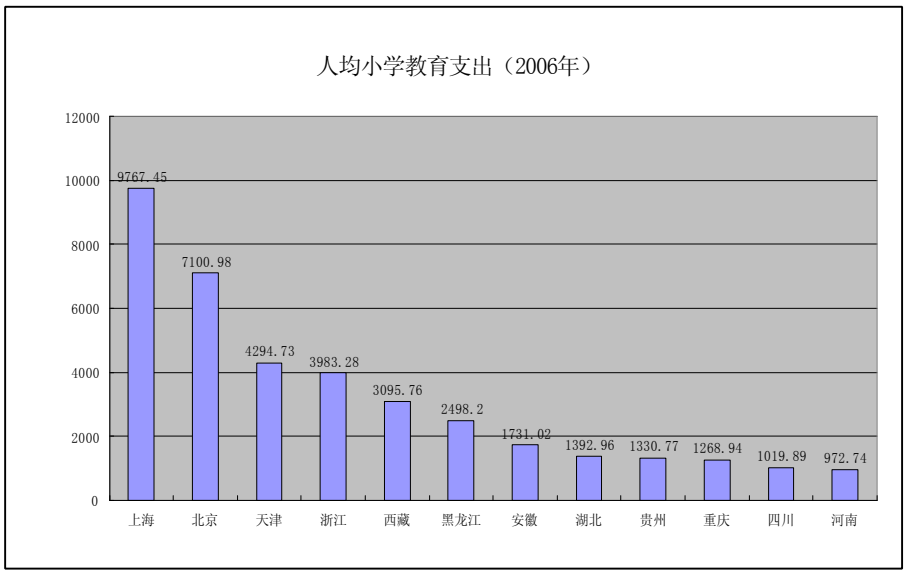
地区	基本建设支出	教育支出	医疗卫生支出	一般公共支出	支农支出
北京	494.3	678.5	340.8	268.4	179.8
天津	518.4	470.5	151.4	173.5	79.5
河北	61.4	175.9	51.5	99.0	45.2
山西	111.2	203.4	61.3	137.1	79.0
内蒙古	328.3	228.4	71.8	191.9	149.4
辽宁	161.6	233.6	59.8	147.9	104.0
吉林	117.8	198.6	59.7	115.5	80.5
黑龙江	101.6	212.6	60.5	128.3	116.6
上海	1430.4	767.8	213.0	261.8	138.8
江苏	102.6	241.8	75.0	144.7	89.0
浙江	135.3	350.9	97.0	203.5	127.9
安徽	74.0	131.9	26.7	80.0	50.9
福建	107.4	266.5	59.4	105.1	77.8
江西	79.7	151.5	35.4	84.5	55.2
山东	69.8	196.3	43.4	123.1	67.7
河南	52.0	135.7	31.2	86.0	37.3
湖北	51.2	148.4	40.4	95.1	47.3
湖南	77.1	135.2	25.3	88.8	54.3
广东	302.8	333.5	92.5	220.6	120.7
广西	82.4	162.9	43.3	95.4	61.6
海南	165.9	182.6	57.3	129.6	86.5
重庆	204.7	137.2	34.6	117.7	54.3
四川	86.2	125.2	36.1	108.7	55.8
贵州	81.8	155.4	44.7	112.0	63.7
云南	161.1	212.9	74.8	126.7	112.0
陕西	125.4	179.8	45.3	127.2	78.8
甘肃	126.7	182.7	45.3	120.3	79.3
青海	553.2	236.6	99.2	208.3	140.2
宁夏	350.8	237.5	77.2	133.3	149.0
新疆	330.9	274.2	94.2	197.1	120.0
最大值	1430.4	767.8	340.8	268.4	179.8
最小值	51.2	125.2	25.3	80.0	37.3
平均值	221.5	244.9	74.9	141.0	90.1
变异系数	1.2	0.6	0.8	0.4	0.4

数据来源：《中国统计年鉴—2004》，国家统计局。

从财政教育支出的人均水平来看，我国省际之间同样存在着严重的不平等

问题，2003 年，我国人均财政教育支出最高的是上海，人均教育支出 767.8 元，最低的为四川省，人均教育支出 125.2 元，两者相差约 6.2 倍。当然，要想知道教育经费在省际的实际差别，我们还必须考虑各省在学生数量方面的差别，也就是看财政花在每个学生身上的支出平均是多少，这一数据直接与教学条件和质量挂钩，能够更进一步的反映教育投入在省际之间的实际差距。图 3 为 2006 年我国 12 个代表性省级单位小学生生均财政支出情况，不难看出，教育经费对于每个学生而言的实际差别要远大于前面分析的人均差异。在这 12 个省级单位中，上海的小学生的生均财政支出最高为 9767.45 元，河南省的生均支出为 972.74 元，仅为上海支出水平的 9.96%，由此可见省际之间在财政教育经费方面的巨大差异。

图 2：财政支出的省际不平等：以各省小学教育生均支出为例（2006）

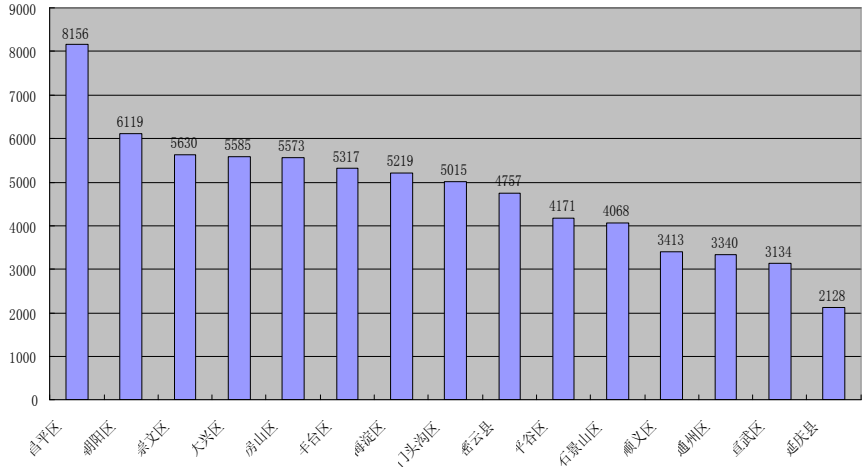


数据来源：《中国教育经费统计年鉴—2006》

值得注意的是，前面分析的还只是省际之间在财政支出方面的平均差距，如果进一步考虑各省内部不同县乡之间财政支出的差距，我们会发现，全国两千多个县级行政单位之间在财政支出水平方面的差距还远不止上面这个水平。如图 3 所示为 2005 年北京市各区县的人均财政支出情况，其中 2005 年人均财政支出水平最高的为昌平区为 8156 元，最低的为延庆县，人均支出为 2128 元，前者为后者的 4 倍左右。从人均支出的总体分布情况看，2005 年北京市人均财政落在 6000 元—7000 元区间的区县为 1 个，在 5000 元—6000 元之间的为 6 个，

在 4000—5000 元之间的为 3 个，在 3000—4000 元之间的也为 3 个。这说明，即使像北京这样区县之间经济地理差距相对较小的省级单位内部财政支出也有着巨大的差异。事实上，在这里我们选择北京市作为例子来分析省内财政支出差距主要是出于数据的可获性和便利性，在一些区域较广，县际之间经济差距较大的省份中，这种县际之间的差距必然要大得多，如西藏、内蒙古和河南省等。因此，我国财政资金在县乡一级政府之间的分配有着巨大的差异，这种财政支出的差异进一步人为地拉大了我国经济发展的区域差距，不利于我国经济的区域协调发展。

图 3. 北京市各区县人均财政支出情况：2005 年



数据来源：《2005 年北京市区县财政统计资料》

如前所述，当前我国财政支出结构存在三个方面的不合理，也就是财政支出在各个项目之间的分配不合理，财政资金在中央与地方间的分配不均衡，财政资金在各地方间的分配不平等。我国财政支出结构在这三方面的不合理都与我国现行支付制度有着重要的联系，现行财政转移支付制度的不合理是我国财政支出结构不合理的关键原因。我国目前的财政转移支付的额度过低，导致中央财政和地方财政在支出责任和收入上的不对称；来自中央的转移支付是地方政府财政收入的重要来源，占到地方财政收入的接近一半，而目前转移支付在地区间的分配并不合理，人为地扩大了地区间的经济差距。更重要的是，地方财政在财政资金不足的情况下，地方政府往往选择将资金更多的用作政府的“行政管理费”和与政绩直接挂钩的“基本建设支出”，削减在基础教育、医疗卫生、社会保障等方面的财政开支，这就导致了我国财政支出在各个项目之间的分配

不合理，制约了我国经济社会的持续健康发展。

三、我国转移支付制度的实证研究：基于县级面板数据的分析

为了进一步说明上述财政支出结构上存在的问题，我们利用县级面板数据对目前我国的转移支付进行实证研究。我们所感兴趣的问题是：我国目前的转移支付制度合理吗？转移支付有没有对贫困地区倾斜？到底是哪些因素决定了各个地方政府获得的转移支付额度？换句话说，中央或上级政府在给下级政府分配转移支付时到底遵循了何种标准？

（一）模型与数据

大部分有关转移支付制度问题的文献往往都局限于对省级数据的考查，如前所述，利用省级数据进行研究忽略了省内各县乡政府财政数据方面的巨大差异，难以对转移支付制度进行深入的研究。与已有研究的最大区别在于，本文利用的是县级面板数据，充分挖掘了省级数据所无法反映的信息。

在模型的选取上，我们充分借鉴已有相关研究的成果，主要考察如下几个因素对财政转移支付的影响：富裕程度（代表变量为“人均 GDP”）、地方政府自有财政收入水平（代表变量为“人均自有财政收入”）、地方政府的上一期财政支出状况（代表变量为“人均财政支出的滞后值”）、城镇化水平（代表变量为“农村人口比例”）。具体说来，本文所构建的模型表达式分别为：

$$\mathrm{TTF}=\beta_0+\beta_1 pgdp+\beta_2 pop+\beta_3 ple+\beta_4 srp+\beta_5 prve+\sum\beta_i DT_i \qquad (1)$$

$$\mathrm{TR}=\beta_0+\beta_1 pgdp+\beta_2 pop+\beta_3 ple+\beta_4 srp+\beta_5 prve+\sum\beta_i DT_i \qquad (2)$$

$$\mathrm{ETF}=\beta_0+\beta_1 pgdp+\beta_2 pop+\beta_3 ple+\beta_4 srp+\beta_5 prve+\sum\beta_i DT_i \qquad (3)$$

其中各变量的具体含义详见表 4 的说明。

表 4. 对模型中各变量的说明

TTF	Total Transfer	总转移支付
TR	Tax Rebate	税收返还
ETF	Equalization Transfer	平衡性转移支付
pgdp	Per Capita GDP	人均 GDP
pop	Population	人口
ple	Lag of Per capita Exp	人均财政支出滞后值
srp	Share of Rural Population	农村人口比例
prve	Per Capita Own Revenue	人均自有财政收入
DT	Dummy of Time	时间虚拟变量

此外，为了考查公职人员占人口比例等变量对转移支付的影响，我们还对模型（1）—（3）进行了扩展，在对这三个模型进行回归之后，在各模型中加入了“公职人员比例”变量，再一次进行回归，各次回归的结果详见表 5。

（二）回归结果及其分析

首先我们对“总转移支付”进行分析，然后分别考察“税收返还”和“其他形式的转移支付”，并希望通过我们的实证研究来考察它们对平衡地区间差距产生的影响[1]。我们利用固定效应模型对模型进行回归，具体结果详见下表 5。从表中可以看出，在回归（3a）和（3b）中，人均 GDP 与平衡性转移支付之间存在负相关关系，也就是说，一个地区越富裕，其所得到的平衡性转移支付就越少。但与此同时，我们发现，一个地区人均 GDP 水平越高，其所得到的税收返还就越高。并且，两者的影响叠加之后，总转移支付与人均 GDP 之间是正相关的，也就是说，税收返还的作用要超过平衡性转移支付而占主导地位。

相似地我们来看另一个解释变量——人均自有财政收入，对税收返还和总转移支付这两个变量的系数均为正，而对平衡性转移支付的系数为负，并且所有这些结果都在 1%的水平下显著。人均平衡性转移支付的数目与人均自有收入呈负相关，同时人均本级财政收入和人均税收返还成正相关。当我们把这两种对抗性的力量进行加总时，税收返还的作用再次占了主导。

而当我们来考察“人均财政支出”的滞后值这一变量，情况就完全相反了。不论我们是否将税收返还的部分考虑在内，这一变量总是与转移支付正相关，一个地区上期财政支出越多，本期所分配到的转移支付显著地越多。但是，对于人均税收返还来说，这种相关性变为负的并且是显著的。

[1] 出于这点考虑，我们用“平衡性转移支付(equalization transfers)”来指代税收返还以外的所有的转移支付形式。

另外，人口与除税收返还外的其他两个被解释变量呈负相关关系，不过这种相关性并不显著。但是，农村人口占该地区总人口的比例与平衡性转移支付显著正相关，这意味着农村人口比例愈高，该地区分配到的平衡性转移支付越多。这证实了平衡性转移支付是对农村倾斜的，从某种意义上说也是对较穷的地区有利。但是对于税收返还就不是很明显了，在回归（2b）中，符号甚至变成了负号。幸运的是，此时平衡性转移支付的穷人受益因素占了支配地位，因为对于总转移支付来说，农村人口比例与其显著正相关。

从时间虚拟变量来看，平衡性转移支付和总转移支付的数目每年都在上升，但是税收返还直到 2002 年都没有显示出显著的上升趋势。

表 5　　基于总样本的分析

	(1a)	(1b)	(2a)	(2b)	(3a)	(3b)
人均量	总转移支付	总转移支付	税收返还	税收返还	平衡性转移支付	平衡性转移支付
人均 GDP	0.006	0.006	0.007	0.006	-0.001	-0.001
	(19.54)***	(17.90)***	(46.61)***	(44.54)***	(2.21)**	(2.75)***
人口	-0.176	-0.106	0.045	0.115	-0.221	-0.220
	(1.13)	(0.69)	(0.63)	(1.64)	(1.54)	(1.57)
人均财政支出的滞后值	0.221	0.233	-0.019	-0.011	0.241	0.244
	(33.73)***	(35.37)***	(6.27)***	(3.70)***	(39.91)***	(40.15)***
农村人口比例	1.412	1.086	0.090	-0.129	1.323	1.214
	(4.59)***	(3.54)***	(0.63)	(0.91)	(4.68)***	(4.29)***
公职人员比例		2,020.958		1,428.969		591.989
		(12.27)***		(18.90)***		(3.89)***
人均自有财政收入	0.137	0.126	0.172	0.164	-0.035	-0.039
	(18.83)***	(17.24)***	(51.16)***	(49.14)***	(5.28)***	(5.75)***
98 年	-251.241	-252.900	-19.486	-20.802	-231.754	-232.098
	(44.32)***	(44.92)***	(7.43)***	(8.05)***	(44.54)***	(44.65)***
99 年	-232.032	-225.391	-24.435	-20.173	-207.597	-205.218
	(42.72)***	(41.82)***	(9.72)***	(8.16)***	(41.64)***	(41.24)***
00 年	-188.288	-183.891	-27.493	-24.621	-160.795	-159.270
	(36.17)***	(35.54)***	(11.41)***	(10.37)***	(33.65)***	(33.34)***
01 年	-114.737	-111.275	-36.732	-34.464	-78.004	-76.811
	(22.90)***	(22.34)***	(15.84)***	(15.08)***	(16.96)***	(16.70)***
02 年	-24.783	-24.001	4.315	4.794	-29.098	-28.795
	(5.26)***	(5.12)***	(1.98)**	(2.23)**	(6.72)***	(6.66)***
总财政扶持	0.000		0.001		-0.000	
	(0.35)		(2.03)**		(0.65)	
常数项	178.276	137.010	3.802	-22.236	174.474	159.247
	(6.86)***	(5.34)***	(0.32)	(1.89)*	(7.32)***	(6.72)***
可观测数据	14433	14433	14433	14433	14433	14433
样本数目	2703	2703	2703	2703	2703	2703
拟合优度	0.52	0.53	0.46	0.48	0.45	0.45

因此，从我们回归分析的结果来看，转移支付中“平衡性转移支付”确实有缩小地区间差距的作用，但是，由于税收返还的存在，这种为地区间平衡所做的努力被抵消了，转移支付制度所带来的总体后果仍然是对富裕地区有利，加剧了财政收支上的地区间不平等。

四、结论

综上所述，我们至少可以得到如下结论：

1．近年来，我国财政总收入和总支出都经历了高速的增长，财政资金的高速增长为我国的基础设施建设和经济社会发展提供了重要的支持。但与此同时，当前我国财政资金的支出结构还很不合理，导致了财政资金使用的低效率。我国财政支出结构的不合理主要体现在三个方面：财政支出在各个项目之间的分配不合理，基础教育、社会保障等重要领域的财政投入长期不足；财政资金在中央与地方间的分配不合理，中央与地方的财权和事权不匹配；财政资金在地方间的分配不平等，人为地扩大了地区间的经济差距。

2．我国财政资金在各个支出项目之间的分配不合理。财政资金在支出项目间分配的不合理主要包括，我国财政对教育事业的投入不足，教育资金缺口巨大，制约了我国经济的持续健康发展；财政对社会保障事业的投入过低，社会保障事业的覆盖面低、救助力度小，无法满足低收入群体基本生活保障的要求，不利于“和谐社会”的全面构建；“基本建设支出”占比过高，财政资金过多的转化为资本而不是投向公共服务领域；“行政管理费”占比过高，行政管理费使用效率低，行政管理部门的投入产出比率低。

3．财政资金在中央与地区间的分配不合理。中央与地方的财权和事权不匹配，财政收入在各级财政之间出现了严重的纵向不平衡问题。地方政府承担了大部分支出责任，中央政府集中了较多的收入，制约了地方政府的发展经济的动力和潜力。中央政府在分税制财政体制下向地方政府转移一定额度的财政资金，但转移的资金额度过低，在很大的程度上导致地方财政没有足够的资金提供应有的基础教育、医疗卫生、社会保障等基本社会服务。

4．财政资金在地方间的分配不合理。在我国中央财政对地方财政的转移支付中，“税收返还”部分是与地方的经济发展水平和税收总量成正比的，“平衡性转移支付” 具有缩小地区间差距的作用，但目前“平衡性转移支付”力度不够，“税收返还”在转移支付中占了主导地位，“平衡性转移支付”没有发挥调节地区间不平衡的作用。当前转移支付制度的总体后果是对富裕地区有利，人为地加剧了财政收支上的地区间不平等。

5．我国财政支出结构不合理的关键原因是现行转移支付制度的不合理。转

移支付的额度过低，导致中央财政和地方财政在支出责任和收入上的不对称；转移支付在地区间的分配不合理，人为地扩大了地区间的经济差距；更重要的是，地方政府在财政资金不足的情况下，往往选择将资金更多的用作政府的“行政管理费”和与政绩直接挂钩的“基本建设支出”，削减在基础教育、医疗卫生、社会保障等方面的财政开支，这就导致了我国财政支出在各个项目之间的分配不合理，制约了我国经济社会的持续健康发展。

因此，我们认为，要从根本上优化我国的财政支出结构，必须大力调整现有的财政转移支付制度。

1．进一步在中央和地方之间合理划分财权和事权。明晰政府间事权的划分，明确各级政府的职责，是建立规范的政府间转移支付制度的前提。我国目前在政府间职责划分上，宪法有一个原则性规定，一些事务的支出责任在具体操作中不易把握，尤其是省级以下财政的支出责任和财政资金还很不对称。因此必须明确地将属于地方政府事权范围但由中央财政安排的支出，下划给地方财政；将本该属于中央政府事权范围但由地方财政承担的支出，上划给中央财政。同时，尽快制订调整中央与地方在事权划分与财权收支等方面的法律规范，以法律的形式保证中央和地方在事权和财权上的匹配。

2．适度加大中央对地方财政的转移支付力度。目前转移支付的关键问题之一还是中央对地方财政的转移支付力度不够，地方政府在不少重要的公共领域存在资金缺口。近年来我国财政收入连年大幅超收，这正是改善我国财政转移支付制度的一个契机。目前，中央一方面应该加大在转移支付总量上的投入力度，尤其是推进省以下财政转移支付制度的建设，从体制上保证基层财政有比较充实的财源基础；另一方面对地方在转移支付的投向问题上应该进行合理的监督和规范，严格保证地方财政资金在基础教育、医疗卫生、社会保证等重要领域的投入力度，改善我国财政资金在各个支出项目之间的分配。

3．调整转移支付在地区间的分配，发挥转移支付在调节地区间经济差距的重要作用。目前的转移支付总体上有利于发达地区和富裕地区，不利于落后地区和收入较低地区，人为地扩大了我国地区间的收入分配差距。因此，必须进一步提高“平衡性转移支付”的比例，进一步提高转移支付对中西部地区和农村地区的倾斜程度，充分发挥财政在调节地区间收入分配，缩小区域间经济差距

的重要作用。

参考文献:

[1]Bahl, Roy and Christine Wallich. 1992. Intergovernmental Fiscal Relations in China. World Bank, WPS 863.

[2]Bahl, R. 1999. Fiscal Policy in China: Taxation and Intergovernmental Fiscal Relations. Washington, DC: The 1990 Institute.

[3]Bahl, Roy (2000). Intergovernmental Fiscal Transfers in Developing Countries: Principles and Practice. Urban and Local Government Background Series 2. Washington, DC: The World Bank.

[4]Bird, Richard and M. Smart. 2002. Intergovernmental Fiscal Transfers: International Lessons for Developing Countries. World Development 30 (6): 899–912.

[5]Chen Xiwen. 2003. Chinas' County and Township Public Finance and Farmer Income Growth. Shanxi Economic Press: Taiyuan, China.

[6]Jorge Martinez-Vazquez and Xinye Zheng, The Impact of the Tax-for-Fee Reform on Education Finance in Rural China, Working paper, 2006.

[7]Ravallion, Martin and Shaohua Chen. 2004. China's (Uneven) Progress Against Poverty. WPS3408. World Bank

[8]Xinye Zheng, Jorge Martinez-Vazquez, Li Zhang, Intergovernmental transfer in China, Working paper, 2006.

[9]国家统计局,《中国统计年鉴》,2000—2006 年;

[10]教育部财务司,《中国教育经费统计年鉴—2006》,中国统计出版社,2007 年;

[11]内部资料,《2005 年北京市区县财政统计资料》,2006 年

报告 9：

财政分权、公众偏好和环境污染

——来自中国省级面板数据的证据

内容摘要:

本文首次考察中国分权式改革对环境质量的影响。已有研究强调中国分权式改革对地方政府的激励作用，从而促进地区经济的发展。但经济发展带来的严重环境污染问题，要求全面评估分权式改革的环境成本。本文采用动态面板数据模型，利用中国 1996－2004 省级面板数据，对财政分权和中国环境质量关系进行检验，发现两点结论。首先是财政分权度的提高对环境质量具有显著的负面影响，说明分权式改革可能会导致地方政府降低环境管制的努力。同时，一些变量如人口年龄分布、居民教育水平、城市化进程的推进等因素也对环境质量产生影响。作为可以部分代理潜在公众环境偏好的变量，这些证据表明公众偏好的表达会对地方政府环境管制产生影响。这一发现无论对于环境政策的制定，还是未来改革路径的安排都具有积极意义。

关键词：财政分权 公众偏好 环境污染 动态面板模型

一、引言

改革开放以来，中国经济的持续高速增长固然令世界惊讶，但大规模和高速度的工业化带来的环境问题同样引人注目。尽管人均排放废水、废气的数量并不过高，但从绝对数来看，中国已成了世界第二大温室气体排放国，并有多个城市加入全球污染最严重城市的行列。环境污染不仅对我国居民健康产生极大危害，影响中国经济的可持续增长，某些恶意环境污染事件，甚至导致社会冲突，不利于社会稳定和和谐。另外，国际上要求发展中国家，特别是中国这样的发展中大国承担减排义务的压力越来越大，对全球环境问题及履约问题处理的好坏直接影响中国的国际关系和形象[1]。因此，研究环境质量的决定因素，对于保持经济发展的同时维护环境质量至关重要。

关于环境质量决定因素的经济学研究，目前主要沿着两条脉络发展。一类研究从分析经济发展对环境质量的影响入手，侧重于检验“环境库兹列兹假说”（EKC）及其作用途径。EKC 假说认为环境质量指标和国民收入之间存在倒“U”关系（Grossman and Krueger, 1991,1993,1995；张晓，1999；宋涛，2006）。而经济发展对环境产生这种影响的渠道，主要集中于几点。（1）本国产业结构的转变。从农业向工业和服务业过渡；（2）对外经济合作的影响；（3）技术进步;（4)收入增加带来改善环境需求的上升（Anderson and Cavendish, 2001; Ansuategi and Escapa, 2002；Grossman and Krueger, 1995；Heerink et al., 2001；Panayotou, 1997；应瑞瑶等，2006；张连众等，2003）

经济因素对环境质量的影响不能独立于制度因素的作用。另一类研究着眼于制度安排对环境管制偏好的作用，从而对环境质量的影响。Lopez和Mitra（2000）认为腐败和寻租行为会提高环境库兹列兹曲线的拐点水平，影响经济活动和环境质量的关系。而明晰产权界定和民主投票系统，有助于集体协作提高环境政策制定效率，改善环境质量（Magnani , 2000）。民主制度也更有助于居民表达自己的环境偏好，影响环境政策制定（Fazin and Bond, 2006）。本文也从这一类文献的角度出发，侧重用实证方法回答财政分权改革对环境质量的影响。

在研究中国经济增长的众多文献中，政治集权下的财政分权改革被认为是

[1] 中国环境和发展国际合作委员会在《给中国政府的环境与发展政策建议》中，对此有详细阐述。

一个十分重要的制度因素。财政分权改革为地方政府发展本地区经济提供动力，不仅硬化了中央政府对国有企业的预算约束，而且还促进了地区之间的竞争，导致中国经济持续增长（Shah，1994；Qian and Roland ,1998）。实证研究中，尽管 Zhang 和 Zou（1998）发现财政分权对地区经济增长产生不利的影响，但是大多数文献结论还是支持分权式改革尤其是财政分权改革对经济增长的促进作用（Lin and Liu，2000；Jin, Qian and Weingast，2005；张晏和龚六堂，2006；史宇鹏、周黎安，2007）。不过近年来，财政分权改革的成本或负面影响开始逐渐受到重视。周业安等（2004）认为，在财政分权改革下，地方政府为了吸引外地资源展开的竞争，会导致市场秩序的扭曲，产生地方保护和恶意竞争现象。沈坤荣和付文林（2006）发现不恰当的分权会加剧地区间的税收竞争，导致目前地方政府对公共产品的偏好降低。周黎安（2004）进一步指出，中国地方政府表面上为经济发展展开的竞争，其动机来源地方官员的政治晋升激励。而这种晋升锦标赛的地方官员治理模式，其本身的缺陷会导致激励官员的目标和政府职能的合理设计存在严重冲突（周黎安，2007）。王永钦等（2007）在一篇综述文章中，把中国分权式改革的负面激励归结为三点，认为会导致城乡收入差距扩大、地区市场分割和公共事业的公平缺失。

不过，既然分权改革会影响地方政府官员的激励，扭曲地方政府的竞争行为。那么人们不禁要问，这种分权式改革制度会如何影响地方政府的环境保护政策偏好，对地方环境又将产生何种性质的影响呢？从现有的研究来看，既并没有针对中国财政分权对环境政策的理论分析，也没有就财政分权与环境质量的关系进行实证检验。

本文关注重点在于财政分权对环境质量的影响性质，以及这种影响程度，试图为国内该领越的相关研究填补空白。我们认为，目前中央提出的贯彻科学发展观，构建和谐社会的努力，实际上代表民众向地方政府表达了经济增长和社会发展等多种维度的偏好。但目前 GDP 为主要考核指标的官员政绩考核机制，却仅仅传递着经济增长单一维度的偏好。财政分权改革使的地方政府官员既有政治激励，又有足够资源来实施这种偏好，通过地区间相互竞争推动经济增长。但是地方政府这种单一纬度的偏好会削弱它在民众环境保护偏好上本应付出的努力，晋升激励下的地方政府恶意竞争可能导致环境的严重破坏。因为地方政

府官员可能会以本地资源的过渡耗竭换取任期中的经济增长，或为了本地经济发展而损害其他地区的环境。最后中央政府承担了全部的环境保护责任。如果这一假设成立，可以预见，财政分权度与环境质量存在负相关关系。当然，尽管公众的环境偏好无法通过直接参与环境管制来实现，但是可以通过其他途径进行表达，如媒体呼吁、人大提案等。鉴于此，我们同样可以预见，如果公众的环境偏好能够得到很好的表达，将有助于环境质量的改善。

本文利用中国省级面板数据，利用动态面板数据模型，研究财政分权对各地区废水排放量、废气排放量和固体废弃物排放量的影响，检验财政分权改革对环境质量的影响。发现财政分权程度的提高，明显带来地区环境质量的恶化，而公共偏好的表达会有利于环境治理的改善。全文安排如下。第 2 部分回顾财政分权与环境质量关系的相关研究成果；第 3 部分讨论公众偏好对环境管制的影响；第 4 部分简述计量方程和估计方法；第 5 部分说明数据来源和指标选取；第 6 部分给出实证结果和解释。最后是本文的结论和政策建议。

二、财政分权和地方环境保护

环境保护作为一个纯公共物品，具有非竞争性和非排他性两大特征，导致市场机制发生失灵，需要政府加以提供。公共选择理论认为，公共品的上述特征正构成了集体选择存在的理由。个人对公共物品的偏好，不是通过价格机制传导给生产者，而是政治程序转化为集体行动。从这一点来看，环境保护这种产品不能根据个人偏好，而应该根据集体偏好提供。不过就分权对环境管制的影响来说，尽管关于一个国家中各级政府结构与环境产出的关系正受到广泛关注（Oates，2002），但何种分权水平有利于居民环境偏好得以表达，从而获得较好的环境产出问题依然未解。

早先支持联邦政府提供环境集权管制的观点认为，由于工业利益群体偏好与一般个体在环境质量标准严格性中存在分歧，为了环境团体更好的表达普罗大众的环境偏好，应该由联邦政府集权管制环境。但后来主流的财政分权理论认为，中央对地方的财政放权有利于环境管制的有效实施。因为地方政府对当地信息的了解比联邦政府更充分（Oates，1972），可以根据当地居民的偏好提供更有效的环境保护政策。同时，联邦制国家的地方政府之间主要是竞争关系（Tiebout，

1956)，迫于选民和市场主体的压力，地方政府必须提供合意的公共品和服务，以此吸引自由流动的居民和资源。另外，如果不同地区之间存在异质性，那么集权的环境政策是并非上佳（Peltzman and Tideman, 1972)。由于地区间存在环境异质性，代表地区利益的地方政府的环境政策偏好会有所不同。当采取集权性政策时，谈判力较小的地区将会面临重要的效率损失（Burtraw and Porter, 1991；Dinan et *al.*, 1999)。

从财政分权观点出发，中国实施的政治集权下的财政分权改革，尽管是促进经济增长的一个十分重要的制度因素。不过财政分权对地方政府环境规制行为的正面激励效果远未得到发现[1]，其原因主要在于以下几点。第一，中国财政分权作为激励地方政府提供居民公共物品（如教育、医疗和环保等）的机制，其发挥作用的前提在中国并不存在。在 Tiebout 与 Oates 的思想中，财政分权之所以可以发挥地方政府在提供地方公共产品方面的信息优势，改善社会福利状况，其前提条件是居民“用脚投票”和“用手投票”两种机制表达自己的偏好（乔宝云等，2005)。但目前中国的户籍管理制度使得西方“用脚投票”的机制并不存在。

第二，从地方政府承担的任务来看，对当地公众提供的服务是多任务和多纬度的。而 GDP 为主的官员政绩考评机制作为一种“高能激励”方式，会导致地方政府官员的努力向经济增长这一维度倾斜，造成努力配置扭曲（Holmstrom and Milgrom, 1991），不利于中央政府传递的民众公共品需求偏好。如张军等（2007）发现上世纪 90 年代中国各地区基础设施投资增长过快，很大程度上得益于中央向地方财政上的分权。徐现祥等（2007）对地方官员任职交流和经济增长之间的关系分析时，发现在现行政绩观和财政体制安排下，地方官员交流后，通常采取在流入地大力发展第二产业的方针来推动流入地的经济增长。而以发展工业和建筑为主的产业发展取向，无疑不利于环境质量的改善。另外，乔宝云等（2005）以小学义务教育为例，证实中国财政分权没有带来地方小学义务教育水平的提高，揭示出中国财政分权可能忽视了地方的社会福利。

第三，地方政府就经济增长展开的破坏性竞争（destructive competition）行为会导致环境质量严重降低。破坏性竞争观点认为，如果没有市场不完备或再

[1] 事实上，教育产业化和医疗市场化改革的负面影响正日益受到政府和学者的广泛思考。

分配性公共政策，福利最大化的地方政府会针对各种环境污染问题选择有效的环境政策，就不会导致破坏性竞争行为（Oates and Schwab, 1988; Wilson, 1996）。然而，由于市场失灵和再分配政策司空见惯，破坏性竞争也就难以避免（Oates, 2002；Kunce and Shogren, 2005）。就中国目前地方政府官员的政绩评价来说，尽管民众观点某种程度上会影响上级对地方政府政绩的判断，但考核地方政府政绩的仍然以GDP作为主要指标。在这一指挥棒引导下，地方政府的目标相对于社会目标更加短期化（王永钦等，2007），地方政府会基于政治晋升激励展开种种竞争来吸引外地资源，导致市场秩序的扭曲，产生地方保护和恶意竞争现象，同时地方政府对公共产品的偏好也会降低（周业安等，2004；周黎安，2004；沈坤荣和付文林，2006）。从中国地方政府恶性竞争的主要表现来说，无论是大规模的重复建设，还是为了吸引资源而降低环境标准的税收竞争，某种程度上都是以过渡牺牲当地资源为代价换取短期的GDP增长时，会对环境造成严重破坏。

第四，由于环境破坏具有负的外部性，而环境保护的努力具有正的外部性，这种特征导致地方政府可能存在“免费乘车”行为，会导致环境质量下降。对于大部分联邦制国家来说，如果地方政府不考虑邻区的福利，或者地方政府的造成污染会由中央政府转移支付进行治理，地方政府就可能采取高污染的发展经济行为（Silva and Caplan, 1997），保护环境的工作也疏于努力[1]。所以，Oates（2002）认为如果一个地区的环境政策影响另一个地区，那么由中央政府制定环境标准更为适合[2]。在中国财政分权制度下，由于环境污染的来源难以得到有效的界定，地方政府没有激励提供环境保护的公共服务。同时即使环境保护的责任得以界定，由于缺乏有效的惩罚措施，在地方政府之间的竞争行为中，环保部门的制约措施也难以得到有效的执行。地方政府环保服务的免费乘车行为不可避免。而中央政府提供的种种专项环境治理活动，虽然短期使得环境质量得到有效改善，但某种程度上反而加剧了地方政府的免费乘车行为，影响环境质量的长期改善。

三、公众偏好对环境管制的影响

从根本上来说，实施有效的环境管制是解决环境污染问题的关键，而一个有

[1] 已有研究发现美国各州之间存在免费乘车问题（Fazin and Bond，2006）。

[2] Shapiro and Petchey （1997）证明在一系列的条件下，地方政府的相互合作也能达到相同的效果。这些条件包括地区间彼此互信、政策相互告知和合作收益大于违约成本等。

效环境管制的基础是这项管制能够传递公众的环境偏好。尽管任何一种政治体制下，公众的环境偏好可能都无法通过直接参与环境管制来实现，不过可以通过间接途径对政府决策产生影响，表达的自己的环境偏好。中国也不例外，由于党和政府长期以来非常关注民生问题[1]，在干部选拔也非常“群众公认”的原则[2]。因此分权式改革虽然赋予地方政府较大的自主权，但这种基于民意调查基础的官员任免制度（王永钦等，2007），使得公众偏好日益影响地方政府的变量选择。在环境保护问题上，如果公众能够通过多种渠道——如媒体呼吁、政治参与（人大、政协提案等途径）表达自己的观点，那么必然有利于政府治理绩效的改进，从而有利于环境质量的改善。

不过，从实证角度来看，寻找度量公众偏好的合适指标，无庸置疑是一个极大的挑战。在本文中，我们延续前人的研究，使用一些替代指标这些来衡量公众偏好传递效果。另外，为了正确分析财政分权制度对环境质量和经济发展关系的影响，我们还必须考虑分离出其他影响环境质量的供求因素。这些因素包括人口年龄分布、地区教育水平、地区城市化进程、外商直接投资、和人口密度等[3]。

1．人口年龄分布与环境质量

人口年龄分布情况会影响居民的环境偏好，对环境政策产生影响。不过人口年龄分布对环境质量的影响效果存在争议（Ono and Maeda，2001）。

一种看法认为，首先，随着社会的不断进步，年轻人受到的教育水平越来越高，环境保护意识会更强。同时，年轻人生命预期不断提高，热衷的户外活动需要良好的环境等等。所以，年轻人对环境质量标准要求更高，其人口比重将会与环境质量之间存在正相关。与此相反的观点认为，由于年轻人和老年人抵抗能力的差异，老年人相对于年轻人对环境质量的恶化更加敏感，而且老年人也有较好的资源储备和更多的闲暇时间去影响环境政策的制定。因此年轻人口与环境质量之间会存在负相关关系。就这两方面观点而言，人口年龄分布对环境质量的具体影响需要通过实证来检验。

2．教育水平与环境质量

---

[1] 如胡锦涛同志在《中国共产党第十七次全国代表大会上的报告》中，在第七部分重点阐述未来将“加快推进以改善为民生为重点的社会建设”。

[2] 见中共中央组织部《党政领导干部选拔任用工作条例》（2002）第二条。

[3] 尽管环境库兹列兹假说的检验可以获悉经济活动对环境质量的影响，但是加入各种经济政策变量可以有效分析出影响环境质量的途径。

现有的研究大都认为教育水平和环境质量存在正相关关系。因为随着教育水平的提高，人们对环境危害的认识会比较充分，环保意识会更加强烈，也会愿意为环境保护工作出力。同时，教育水平较高的群体不仅有意愿，又有能力通过多种渠道表达自己的环境偏好，对政府环境政策施加影响。比如，网络技术的运用、各种媒体的传播和加入环保NGO组织等等。高校的环保社团和环保组织的教育水平就明显说明这一点。因此，可以预期教育水平的提高有利于民众表达环境偏好，对环境质量会产生正的影响。

3．城市化水平和环境质量

尽管对于中国现实来说，由于城市化带来的工业化进程不断加快，在这个过程中会消耗大量的燃料和化学物质，产生大量有害物质，形成种种污染。各地区曾引为自豪的经济开发区大都成为污染大户。但从理论上来说，城市化水平的提高会降低市民向政策制定者表达环境偏好的成本（Rivera-Batiz，2002）。随着城市化水平提高，会涌现各种市民的环保行动，这些行动将对政府决策产生影响，政策制定者会更多考虑城市居民的利益诉求采取种种环保措施。何况现阶段采取的具有城市倾向的经济政策（陆铭和陈钊，2004），城市化水平的提高也会存在治理环境污染的规模效应。因此，如果控制其他经济活动的影响，城市化水平提高对环境质量的影响有待检验[1]。

4．外商直接投资和环境质量

关于外商直接投资和环境质量之间的关系，主要来源于“污染天堂假说”。该假说认为，由于不同国家的环境标准不同，那些环境标准较低国家，企业承受的环境成本较低。这种成本的差异会吸引环境敏感性的跨国企业，将具有高污染性质的产品转移到环境保护程度较低的不发达国家。不过，尽管这一假说从理论上得到说明,但并没有得到太多的经验验证[2]。

四、模型设定和估计方法

（一）计量模型

[1] 当然，具有城市倾向的经济政策虽然可能导致城市环保努力的加强，但却可能出现污染源由城市向农村的转移现象（事实上，这一现象已不足为奇），这将导致环境保护的不公平问题。不过，这并非本文的讨论重点。

[2] 应瑞瑶和周力（2006）利用中国数据检验发现，外商直接投资是中国工业污染的格兰杰原因，各地区的FDI水平与工业污染程度正相关。不过由于控制的因素过少，这一结论难以具有说服力。

关于估计方程，我们主要估计以下两种计量模型。首先，现有文献研究指出，居民收入和人口密度对环境质量产生影响（Grossman and Krueger,1995）。参照现有研究的通行做法，我们首先估计仅包含人均收入、人口密度和财政分权的如下基准模型。

$$En_{it}=\alpha_i+\gamma En_{it-1}+\sum_{j=1}^{3}\beta_j Y_{it}^{j}+\sum_{k=1}^{3}\beta_{k+3}P_{it}^{k}+\beta_7 Fisdec_{it}+c_i+u_{it} \qquad (1)$$

其中，En_{it} 是第 i 省份 t 年的环境质量，Y_{it} 第 i 省份 t 年的人均实际 GDP，P_{it} 表示人口密度，$Fisdec_{it}$ 度量 i 省份 t 年的财政分权程度，c_i 表示不可观测的省或直辖市的特质，u_{it} 是随机扰动项，假设与解释变量无关。

其次，根据第三部分的分析，多种社会结构因素和经济活动会影响地方政府环境管制偏好，从而决定环境质量的变化，我们又估计了扩展模型。

$$En_{it}=\alpha_i+\gamma En_{it-1}+\sum_{j=1}^{3}\beta_j Y_{it}^{j}+\sum_{k=1}^{3}\beta_{k+3}P_{it}^{k}+\beta_7 Fisdec_{it}$$

$$+\beta_8 youth_{it}+\beta_9 liter_{it}+\beta_{10} urban_{it}+\beta_{11} fdi+c_i+u_{it} \qquad (2)$$

其中，$youth_{it}$ 表示第 i 省份 t 年的年龄分布，$liter_{it}$ 表示教育水平，$urban_{it}$ 代表城市化水平，fdi 表示外商直接投资。

值得一提的是，上述模型我们都是采用退化式方程（reduce-form），这意味着我们估计解释变量的系数是一种净效应，这种方程形式也隐含假设财政分权与环境质量之间只存在单向关系，环境质量对财政分权程度并无反馈作用[1]。

（二）估计方法

在估计方法选择上，我们采取系统广义矩方法（system GMM）来估计上述动态面板数据模型。这一模型由Arellano和Bond（1991）、Arellano和Bover（1995）以及Blundell和Bond（1998）发展起来。而在方差计算上，Windmeijer（2005）指出通过有效的GMM两步（GMM two- step）估计法计算出来的标准误，能显著降低小样本情况下的估计偏差。因此，我们采用稳健（robust）二步法计算标准误。

[1] 尽管中国政府对环境问题日益重视，倡导贯彻科学发展观和构建和谐社会，在此过程中对环保的重视态度会影响中央对地方政府的权力配置，但作为实证中的一个假设，不失为一个简化手段。

之所以采取这一估计方法，主要基于三点理由。首先，由于我们采用年度数据度量环境污染程度，考虑到环境质量在时间上可能存在一定程度的持续性，先前年份的环境污染程度可能影响后来年份的地区环境质量。当因变量滞后项作为解释变量之一，会导致解释变量与随即扰动项的相关，出现解释变量的内生问题。其次，各省、直辖市本身可能存在不可观测的固定效应 c_i，如果这些不可观测的固定效应与被解释变量相关，将会影响我们估计的一致性。另外比较重要的是，我们采用的度量公众偏好的经济社会指标中，存在相互决定的可能（如教育水平、人口密度和城市化水平）。因此，控制这些解释变量潜在的联合内生性（joint endogeneity）显得比较必要[1]。

五、数据来源和变量说明

本文所用数据主要来源于《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》和《中国财政年鉴》，其中环境的指标主要来自于《中国环境统计年鉴》，各省财政指标则来自于《中国财政年鉴》，其余数据均来自于历年的《中国统计年鉴》。由于无法得到重庆市 1997 年之前的环境质量数据，样本包括了除重庆外的内地省、直辖市和自治区，共 30 个观测单位。作为面板数据的实证研究，尽管我们希望获得较长的时间跨度，以便得到富有说服力的结论。但由于缺乏 2005 年外商直接投资的统计数据，1996 年以前关于年龄分布的统计数据也无法获得，充分考虑这些因素的影响后，我们采用数据的时间跨度为 1996－2004 年。

本文衡量环境质量的因变量指标有三个，分别是各省历年人均工业废水排放量、工业废气排放量和工业固体废弃物排放量，利用各省历年的工业废水排放量、废气排放量和固体废弃物排放量除以地区年底总人口得到。尽管有研究用“三废”排放量和地区面积的比率衡量污染程度，但是为了更好的刻画环境污染对居民的健康影响，我们认为采用人均“三废”作为度量指标更为合适[2]。

作为本文研究的主要解释变量，文献中讨论财政分权的度量指标选择较多，并不统一。如有的采用省级政府在本省预算收入中的边际分成率来衡量财政分权（Ma，1997），有的以省级政府在预算收入中保留的平均份额来代表（Lin and

[1] 值得注意的是，国内不少研究财政分权或城市化水平影响的文章较少考虑这些问题。

[2] 当然，很多国内外研究采用人均二氧化硫、二氧化氮和二氧化碳等人均排放量作为环境质量指标度量，但是鉴于统计数据的可得性和延续性，我们无法获得更多的合适度量指标。

Liu，2000），Zhang 和 Zou (1998) 以人均省级政府支出与中央总支出的比值等来衡量财政分权水平等等，不同研究根据研究的侧重点选择了不同的度量标准。不过，无论选择什么指标来度量中国各省的财政分权度，有两个问题需要重点考虑：各省人口规模和中央的转移支付。因为中国省级政府支出水平与其辖区的人口和经济规模有关，地方政府支出大并不一定就说明其财政分权水平高。同时，如果不能排除中央政府的转移支付，我们也会错误的度量不同地区的财政分权水平，如我们可能高估中西部地区的财政分权水平。因此，我们在这里采取用人均各省本级财政支出占总财政支出的比值度量[1]，用以刻画地方的财政自主权，其中总财政支出等于人均各省本级财政支出与人均中央本级财政支出总和。这一指标既剔除了人口规模的影响，又排除了中央对地方的转移支付的影响。由于我们认为目前官员的政绩考核前提下，财政分权改革使得地方政府偏好于发展经济而忽视民众的环境保护偏好，我们预测 β_7 的数值为正[2]。

另外，人均实际 GDP 的数据可通过历年各地区人均 GDP 数据和人均 GDP 指数相比得到。如果中国地区经济发展与环境质量之间关系符合环境库兹列兹假说，那么可以预测 β_1 的符号为正、β_2 的符号为负和 β_3 的符号为正。人口密度数据用各地区年底总人口数据和地区国土面积的比值得到[3]。显然，如果人类活动越频繁，那么对环境的破坏越大。因此，我们预测 β_4 的符号为正，如果这种效应边际上是递减的，那么 β_5 的符号为负，而 β_6 符号为正。

我们还控制的其他变量指标分别包括如下内容。其中 $youth_{it}$ 表示第 i 省份 t 年的年龄分布，我们用各地区 15 岁以下人口占地区总人口的比重得到，根据上文的理论分析，这一变量的系数只能通过实证结果来得到。$liter_{it}$ 是各地区在 t 年份的成人识字率，来衡量不同地区人群在不同年份的受教育水平，根据前面理论分析，预计这一变量的系数为负。$urban_{it}$ 代表非农业人口占地区年度总人口的比重，是我们衡量各地区城市化水平的指标。由于我们认为虽然中国城市化步伐带来的工业化进程加快，会导致环境质量的持续下降，但城市化会使民

[1] 这也是国际通行的做法，国内研究中乔宝云（2002）和殷德生（2004）也采取类似的处理。
[2] 因变量是人均“三废”排放量，越多表示环境恶化程度越高。下面变量系数的解释同样需要注意。
[3] 其中各地区国土面积的数据，来源于中国中央政府网站 http://www.gov.cn/。

众的环境偏好更容易得到传递，同时控制经济活动的影响，这一变量的系数符号也需要实证得到。*fdi*度量对外经济合作的环境影响，用当年按美元和人民币中间价计算的外商直接投资占 GDP 的比重。如果“污染天堂假说”成立，这一变量的系数将为正。

附录中表 1 给出了这些变量的基本统计值。

六、实证检验

这一部分我们首先在基准模型中估计财政分权度对环境质量的影响，然后在方程（2）中估计，考察控制住其他社会结构因素和经济行为后的结果变化。

（一）基准模型的估计

我们首先估计了方程（1），估计结果见附录表 2。表 2 的（1）－（6）栏分别是废水、废气、固体废弃物排放量的估计系数和标准差。除了常数项外，所有估计值都在 1％显著性水平下显著。

首先，可以看到环境污染确实存在一定的持续性，无论以人均废水、废气还是固体废弃物作为环境质量的指标，上一期环境污染都与下一期的排放量显著相关。说明了我们采取动态面板数据的必要性。其次，就财政分权对污染物排放量的影响来说。基准模型的估计结果显示，财政分权度的提高对环境质量有显著负面影响。财政分权度提高一个百分点，人均废水排放量将提高 0.04 吨左右，人均废气排放量将提高 0.009 亿标立方米左右，人均固体废弃物排放量将提高 0.006 吨左右。

另外我们发现，当以人均废气和固体废弃物作为环境质量的指标，基准模型的估计确实验证了 EKC 的假说，因为人均收入的估计系数在 1％的显著性水平下显著为正，同时其二次项系数符号在 1％的显著性水平下显著为负。但是对于废水排放量来说，并没有验证 EKC 假说，人均收入反而和其呈现负相关关系，说明从废水排放这个指标来看，经济发展已经与其“去联系化”（delinkage）了。

人口密度对各个环境指标的影响方向不一致。对于人均工业废水排放量来说，人口密度增加显著提高人均工业废水排放量影响，但人口密度二次项的符号为负，说明这种增长趋势随着人口的增长变缓。而人口密度与人均废气排放

量、固体废弃物排放量负相关，说明人口密度对二者并未带来二者排放量上升。

（二）加入偏好变量的动态模型

根据已有文献的研究和前面的分析，代理偏好的变量如地区教育水平、地区城市化进程和一些控制变量人口密度、FDI 等因素也可能影响着环境质量。为了准确分析财政分权度对环境质量的影响程度，我们加入这些控制变量估计方程（2）。估计结果由附录表 3 给出。通过表 3 我们发现，加入控制变量之后，并不显著改变基准模型的结论，但存在些微差别。

表 3 同样显示了环境污染确实存在一定的持续性，无论以人均废水、废气还是固体废弃物作为环境质量的指标，上一期环境污染都与下一期的排放量显著正相关。进一步说明了我们采取动态面板数据的必要性。

而对于财政分权与环境质量的关系来说，财政分权度与人均工业废水、废气排放量显著呈正相关关系，财政分权度提高一个百分点，人均废水排放量上升 0.05 吨，人均废气排放量上升 0.02 亿标立方米，人均固体废弃物排放量将提高 0.006 吨左右。

我们再次发现经济发展对于不同环境指标来说，影响有所差异。对于废水排放量来说，并没有验证 EKC 假说，人均收入反而和其呈现负相关关系，说明经济发展已经与废水排放量“去联系化”（delinkage）了。但当以人均废气和固体废弃物作为环境质量的指标，依然存在人均收入和环境质量的倒“U”关系，符合 EKC 假说预测。另外，我们同样发现人口密度对各个环境指标的影响方向不一致。人口密度增加显著提高工业废水排放，但对于其余两者影响为负。

在加入的控制变量中，人口年龄分布对环境质量指标影响不同，年轻人口比重上升与废水排放量无显著关系，不过会导致工业废气增多，且与固体废弃物排放量负相关，说明人口年龄分布对环境质量影响的途径不同。人口识字率的上升显著降低工业废水和固体废气物的排放量，验证了居民平均教育水平的提高，确实对环境保护起到促进作用。因为居民教育水平的提高一方面有助于整体环境保护意识的上升，同时又有助于环境保护偏好的传递。城市化进程与工业废水排放量无显著相关关系，但与与工业废气和固体排放物排放量正相关，说明城市化进程确实导致环境的恶化。无论以人均废气还是固体废弃物作为环境质量的指标，FDI 的系数符号都为正，且在 1％显著性水平下显著。验证了“污

染天堂假说"，说明外商直接投资确实存在将高污染产业向我国转移的现象。这与应瑞瑶等（2006）发现一致，他们利用中国数据检验发现，外商直接投资是中国工业污染的格兰杰原因。

（三）稳健性检验

由于针对财政分权的度量可能存在争议，本文也采用了地方本级财政支出占中央本级财政支出的比重这一常见的指标进行了稳健性检验[1]。我们同样进行了基本模型和扩展模型的检验，具体回归检验可见表 4 和表 5。

表 4 和表 5 的结论与前面类似。尽管系数估计值不同，这是由于采取不同指标的缘故，但是系数的符号基本和前面类似。首先，表 4 和表 5 都可以看出，财政分权和环境质量指标之间存在正相关关系，说明财政分权度上升会带来环境质量的下降，进一步验证我们的结论。而人均废水排放和经济发展负相关，确实呈现“去联系化”特点，同时工业废气排放和固体废弃物排放也符合 EKC 假说的验证，存在人均收入和环境质量的倒“U”关系。但对于工业废水排放量来说，尽管人均收入的估计系数为负，没有得到这种关系，但结果并不显著。

同时我们也发现人口识字率的上升有助于减少工业废水和固体废气物的排放量，说明教育水平在传递公众环境偏好中的有效作用。当以人均废气和固体废弃物作为环境质量的指标，FDI 的系数符号都为正，再次验证了“污染天堂假说"。我们同样发现人口密度对各个环境指标的影响方向不一致。人口密度增加显著提高工业废水、废气的排放，但对于固体废弃物影响为负。

（四）进一步讨论

上述检验主要分析不同地区内部分权水平对于环境质量的影响，并没有考虑不同地区财政之间分权水平可能存在的差异。由于我国地区差距显著，东、中、西部地区经济发展程度不一，经济发展较好的地区，地方政府会不会投入更多的努力关注环境保护呢？如果这一假设成立，那么较高经济发展水平的地区，分权会有利于地方政府的环境管制。我们从两方面对这个假说进行了考虑。首先，我们在表 6 中给出了东、西部地区分权水平和环境质量的描述统计[2]。从描述统计来看，我们发现虽然东部地区的财政分权水平无论从均值，还是最小、

[1] 我们也采用人均各省本级财政收入占人均总财政收入的比重、各省本级财政收入占中央财政收入的比重两个指标进行了检验，结论并未发生明显改变。

[2] 东、中、西部省份划分标准按照国家统计局（2003）的解释，见 http://www.stats.gov.cn。

最大值都比西部地区相应的指标值要大，但是环境污染指标同样比西部地区指标值大，并没有反映出经济发达地区更好的解决环境保护问题的特点。其次，我们在上述估计模型中加入了人均 GDP 和财政分权的交叉项进行检验，结果发现这一交叉项的符号在不同的指标下并不稳定，同时统计上也不显著。因此，可以认为分权对于地方政府环境管制的负面影响在不同地区之间并无显著差异。

内生性问题是另一个潜在的可能问题。因为虽然分权改革可能影响地方政府的环境管制偏好，但中央政府也可能根据地方的环境水平调整地方的分权水平，如果这一假设成立，那么将出现内生性问题。不过，从实证方法来说，本文中使用的 GMM 估计程序考虑了所有解释变量的内生性问题。当然这一估计程序必须在解释变量满足弱外生性假设下才有效，这就要求解释变量和未来的随即误差项不相关，我们使用 Sargan 过度识别检验来验证工具变量的有效性，表 2 和表 3 的 Sargan 过度识别检验结果表明工具变量的正确性不能被拒绝。

（五）小结

比较上面模型估计的结果，下面几点结论值得关注。第一，无论是基准模型，还是扩展模型，我们都发现上一期污染物排放量显著与下一期污染物排放量正相关。说明环境污染在时间上存在持续性特点，治理环境污染需要我们付出长期的努力。

第二，财政分权的提高显著导致环境质量的恶化，并且这种影响程度在数值是相似的。财政分权度每提高一个百分点，工业废水排放量会显著提高 0.05 吨左右，工业废气排放量会显著提高 0.002 亿标立方米左右，工业废弃物排放量会显著提高 0.006 吨左右。验证了前文的理论分析，说明在 GDP 为主要政绩考核指标的前提下，中国财政分权改革导致地方政府的相互恶性竞争，忽视了居民环境保护偏好需求。而扩展模型检验中发现居民教育水平对环境积极影响，也间接说明民众的环境偏好如果能得到表达，对于政府环境管制绩效有促进作用。这一点与 Fazin 和 Bond（2006）的实证结果吻合。

第三，在我国经济发展过程中，随着国家对环境保护的重视，环境质量得到明显的改善。一个重要的特点是，工业废水排放量已经和经济发展“去联系化”（delinkage），说明国家在治理污水排放已经取得很大进展。另一方面就工

业废气和固体废弃物来说，EKC 假说得到验证，说明随着经济的不断增长，虽然环境质量不断下降，但这种下降的趋势在变缓[1]。这一结果与宋涛等（2006）的研究一致，他们利用中国省级数据验证了 EKC 假说，并且指出这种关系存在地区差异。但与张晓（1999）的结论不同，他们研究认为改革初期，虽然经济增长带来环境恶化，但这种经济增长和环境恶化之间的关系并不如环境库兹列兹曲线所描述，环境恶化速度低于 GDP 增速。此外，人口密度的增加也对环境有显著不利影响。

当然，我们的估计方法也存在不足之处。首先，由于使用动态面板数据模型会导致观测值的急剧减少。我们使用因变量的滞后期作为工具变量，导致我们观测值少了将近 60 个左右，在数据年限跨度不大的情况下，将导致大量信息的丢失。其次，如果选取的工具变量与解释变量相关性较小，那么弱（weak）工具变量的可能也将影响我们的结论。

七、结论和政策建议

本文利用 1996－2004 年省级数据，利用动态面板数据模型，分析分权式改革带来的环境成本。我们发现，发现财政分权度提高显著导致环境质量的下降，财政分权度每提高一个百分点，工业废水排放量会显著提高 0.05 吨左右，工业废气排放量会显著提高 0.02 亿标立方米左右，工业废弃物排放量会显著提高 0.006 吨左右。同时，我们发现居民教育水平提高有助于环境的改善，而人口密度对环境质量存在负面作用，FDI 的上升显著导致环境质量的下降。另外人口年龄分布对于环境质量有着不同程度的影响，不过这种影响随着环境质量度量指标的不同而有所差异。

本文的结论对于中国分权式改革得失的思考有深刻意义，也为未来环境质量的治理提供新的视角。从本文结论出发，我们认为未来研究经济发展和环境治理之间关系，有三点值得注意。首先，分权式改革作为促进经济增长的制度安排，确实起到积极的作用，但在采取 GDP 为主要考核指标的官员政绩考核机制下，这种分权制度安排对地方政府的负面激励作用应该受到重视。地方政府官员之间的竞争会可能公共品提供的缺乏，环境的严重破坏不过是其中一例。

[1] OECD 报告也证实这一点。根据新华社电载，OECD 组织 2006 年发布的《OECD 中国环境绩效评估报告》认为，中国经济增长带来的环境污染问题有缓解的趋势。

在现有制度安排下，如果想要改善环境质量，可能需要中央政府适当的财政集权。其次，为了有效的传达民众在公共物品需求方面的偏好，对于地方政府官员的政绩考核制度来说，不应再单纯以 GDP 为唯一指标，应该从多种维度完善政绩考核标准，激励地方政府官员提供公共物品。再次，解决环境问题应该同政府治理结构改革相联系，应当鼓励公众参与环境保护治理方案的调整，以便在政策制定过程中传达民众的环境偏好。保护环境质量不仅需要政府的环境管制，提高居民教育水平，加强环保意识的宣传等等也极其重要。

参考文献

陆铭、陈钊：《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》，《经济研究》2004年第6 期,第50—58 页。

乔宝云、范剑勇、冯兴元:《中国的财政分权和小学义务教育》,《中国社会科学》2005年第6期。

沈坤林、付文林:《税收竞争。地区博弈和经济绩效》,《经济研究》2006年第6期。

史宇鹏、周黎安:《地区放权和经济效率：以计划单列为例》,《经济研究》2007年第1期，第17－27页。

宋涛、郑挺国、佟连军:《基于面板数据模型的中国省区环境分析》,《中国软科学》2006年第10期，第121－127页。

王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭:《中国的大国发展之路——论分权式改革的得失》,《经济研究》2007年第1期，第4—14页。

徐现祥、王贤彬、舒元:《地方官员与经济增长——来自中国省长、省委书记交流的证据》,《经济研究》2007年第9期。

应瑞瑶、周力:《外商直接投资、工业污染和环境管制》,《财贸经济》2006年第1期，第76－81页。

殷德生:《最优财政分权和经济增长》,《世界经济》2004年第11期。

张连众、朱坦、李慕菡、张伯伟：《贸易自由化对我国环境污染的影响分析》，《南开经济研究》2003年第3期。

张军、高远、傅勇、张弘:《中国为什么拥有了良好的基础设施》,《经济研究》2007年第3期。

张晓:《中国环境政策的总体评价》,《中国社会科学》1999年第3期，第88－99页。

张晏、龚六堂：《分税制改革、财政分权与中国经济增长》，《经济学(季刊)》，2006年第5 卷第1 期,第75－108 页。

中国环境与发展国际合作委员会：《给中国政府的环境和发展政策建议》，中国环境科学出版社，2005年，第159－172页。

中共中央组织部:《党政领导干部选拔任用工作条例》，2002。

周黎安:《晋升博弈中政府官员的激励与合作———兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》2004年第6 期,第33－40 页。

周黎安:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》2007年第7期。

Anderson, D., Cavendish, W., Dynamic simulation and environmental policy analysis: beyond

comparative statistics and the environmental Kuznets curve， *Oxford Economic Papers 53 (4)*, 2001, pp.721– 746.

Ansuategi, A., Escapa, M., Economic growth and greenhouse gas emissions， *Ecological Economics 40*,2002, pp.23– 37.

Arellano, Manuel, and Stephen Bond, Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, 58:2 (April,1991), pp.277-297.

Arellano, Manuel, and Olympia Bover,Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models, *Journal of Econometrics*, 68:1 (July,1995), pp.29-51.

Blundell, Richard, and Stephen Bond, Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, *Journal of Econometrics*, 87:1 (August,1998), pp.115-143.

Bimonte, S., Information access, income distribution, and the environmental Kuznets curve, *Ecological Economics*, 41, 2002, pp.145– 156.

Burtraw, D. and Portney, P.R.,Environmental Policy in the United States, in Dieter H. (ed.), *Economic Policy Towards the Environment*, Blackwell Publishers: Oxford, U.K, 1991.

Dennis C. Mueller, Public Choice Ⅱ, Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

Dinan, T. Cropper, M. and Portney, P, Environmental federalism: welfare losses from uniform national drinking water standards, en Panagariya, A., Portney, P. y Schwab, R. (eds.), *Environmental and Public Economics: Essays in Honor of Wallace E. Oates*, Edward Elgar Publisher: Cheltenham, UK, 1999, pp.13-31.

Gene M. Grossman; Alan B. Krueger, Environmental Impact of a North American Free Trade Agreement"， *NBER Working Paper*, No.3914,1991.

Gene M. Grossman; Alan B. Krueger, Environmental impact s of a Nort h American Free Trade Agreement, In:Garber P(Ed1), *The Mexico-US Free Trade Agreement* , Cambridge :MIT Press ,1993, pp.113～561.

Gene M. Grossman; Alan B. Krueger, Economic Growth and the Environment, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 2,1995, pp. 353-377.

Holtzakin D , Selden T M，Stoking the fires ? CO2 emissions and economic growth，*Journal of Public Economics*, 1995 ,57 , pp.85～1011.

Heerink, N., Mulatu, A., Bulte, E., Income inequality and the environment: aggregation bias in environmental Kuznets curves, *Ecological Economics*, 38 (3), 2001, pp.359– 367.

Holmstrom B, Milgrom P, Multi-task principal-agent analyses: Incentive contracts, asset ownership and job design, *Journal of Law, Economics and Organization*, 1991, 7, pp.24-52.

Jin , H. , Y. Qian , and B. Weignast, Regional Decentralization and Fiscal Incentives : Federalism, Chinese Style, *Journal of Public Economics* ,89 , 2005, pp.1719-1742.

Justin Yifu Lin, Zhiqiang Liu, Fiscal Decentralization and Economic Growth in China,Economic, *Development and Cultural Change*, Vol. 49, No.1,2000, pp.1-21.

Kunce, Mitch and Jason F. Shogren, On interjurisdictional competition and environmental Federalism, *Journal of Environmental Economics and Management* ,50, 2005, pp.212–24.

Li , Hongbin and Li An Zhou, Political Turnover and Economic Performance:the Incentive Role of Personnel Control in China, *Journal of Public Economics* , 89 ,2005, pp.1743-1762.

Lopez, R., Mitra, S, Corruption, pollution, and the Kuznets environment curve, *Journal of Environmental Economics and Management* 40 (2), 2000, pp.137– 150.

Ma, Jun, *Intergovernmental Relations and Economic Management in China*, Macmillan Press

, 1997.

Magnani, E, The environmental Kuznets curve, environmental protection policy and income distribution, *Ecological Economics* 32 (3), 2000, pp.431– 443.

Oates, W.E, *Fiscal Federalism*, Harcourt Brace Jovanovich, New York,1972.

Oates, W.E, A reconsideration of environmental federalism, in List, J.A. and De Zeeuw, A. (eds.), *Recent Advances in Environmental Economics*, Edward Elgar Publisher: Cheltenham, UK, 2002, pp.1-32.

Ono, T, Maeda, Y, Is aging harmful to the environment?, *Environmental and Resource Economics*, 20 (2),2001, pp.113–127.

Panayotou, T., Demystifying the environmental Kuznets curve: turning a black box into a policy tool, *Environment and Development Economics*,2, 1997, pp.465– 484.

Peltzman, S. and Tideman, T.N, Local versus national pollution control: Note, *American Economic Review*, 62, 1972, 959-963.

Qian , Y., and G. Roland, Federalism and the Soft Budget Constraint, *American Economic Review* 88(5) ,1998, pp.1143-1162.

Qian ,Y.,and B.Weingast, Federalism as A Commitment to Preserving Market Incentives， *Journal of Economic Perspectives* 11(4) ,1997, pp.83-92.

Rivera-Batiz, F.L, Democracy, governance, and economic growth: theory and evidence,*Review of Development Economics*,6 (2), 2002, pp.225– 247.

Shah , A, The Reform of Intergovernmental Fiscal Relations in Developing and Emerging Market Economies, *Policy Research SeriesPaper* ,23,Washington , DC: World Bank, 1994.

Shapiro, P. and Petchey, J, The welfare economics of environmental regulatory: two parables on state vs federal control, in Braden, J.B. and Proost. 22S. (eds.), *The Economic Theory of Environmental Policy in a Federal System*,New Horizons in Environmental Economics, Edward Elgar Publisher:Cheltenham, UK,1997, pp.122-146.

Silva, Emilson C. D. and Arthur J. Caplan, 1997, "Transboundary pollution control in federal systems", *Journal of Environmental Economics and Management* 34 (1997), pp.173–186.

Windmeijer, Frank, A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators, *Journal of Econometrics*, 126:1 (May,2005), pp.25-51.

Y. Hossein Fazin, Craig A. Bond, Democracy and environmental quality, *Journal of Development Economics*,81,(1), 2006, pp.23-235.

Zhang , T. and Zou , H, Fiscal Decentralization , Public Spending , and Economic Growth in China, *Journal of Public Economics* 67(2) ,1998, pp.221-240.

附 录

表 1　　变量的统计描述

指标/变量	变量说明	观测值个数	均值	标准差	最小值	最大值
环境指标						
water	吨/人	278	16.27	9.95	2.27	81.83
solid	吨/人	278	0.71	0.49	0.01	3.05
gas	亿标立方米/人	278	1.37	0.94	0.04	5.67
分权指标						
fisdec	比例	278	0.71	0.10	0.52	0.93
fisdec2	百分比	278	2.27	1.39	0.36	7.65
公众偏好指标						
youth	人口百分比	278	22.86	48.99	8.8	35.14
liter	%	278	80.85	9.13	39.02	92.77
urban	%	278	34.19	17.26	13.51	84.64
其他控制变量						
fdi	%	266	3.04	3.45	0.05	16.85
pergdp	百元/人	278	91.57	7276	2093	46718
popden	百人/平方公里	278	3.64	4.59	0.02	28.1

注 1：在变量的基础统计中，我们包括了重庆、西藏和青海三个地区。

注 2：本文统计和计量结果全部由 STATA 10 版本软件给出。

表 2　　基准模型估计结果

	因变量					
	water		gas		solid	
解释变量	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
常数项	-0.0181	0.0465	-0.023***	0.0077	0.0072***	0.0039
En(-1)	0.2316***	0.0135	0.4253***	0.0161	0.5578***	0.0216
fisdec	4.2422***	0.7132	0.9281***	0.1419	0.6044***	0.1251
pergdp	-0.0248***	0.0047	0.033***	0.0016	0.0065***	0.0013
$pergdp^2$	0.0002***	2.83E-05	-0.0001***	6.11E-06	-0.00002***	5.41E-06
$pergdp^3$	-3.82E-07***	3.94E-08	1.13E-08***	7.07E-09	2.52E-08***	7.01E-09
popden	22.9221***	2.6145	-1.0445*	0.5648	-0.4761***	0.0944
$popden^2$	-2.3081***	0.1717	0.0852**	0.0403	0.0297***	0.007
$popden^3$	0.046***	0.0032	-0.0015**	0.0007	-0.0005***	0.0001
Wald 卡方检验	89867		6930		23785	
省份数	30		30		30	
观测值	209		204		204	
设定检验（p 值）						
(a) Sargan 检验	0.5140		0.5242		0.7445	
（b)序列相关检验						
二阶自相关	0.4641		0.9759		0.8125	

注 1：* （**，***）分别表示 10%、5%和 1%显著性水平下显著。下表相同。

注 2：解释变量 En(-1)表示环境质量指标的滞后期。下标相同。

表 3　　加入偏好影响的模型估计结果

	因变量					
	water		gas		solid	
解释变量	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
常数项	-0.0096	0.143	0.0641***	0.0044	0.0029	0.0041
En(-1)	0.2218***	0.0201	0.5343***	0.0296	0.5692***	0.0198
fisdec	5.4369***	1.9724	1.9646***	0.0899	0.6674***	0.1227
pergdp	-0.0183*	0.011	0.0019***	0.0005	0.0004***	0.0001
$pergdp^2$	0.0001***	5.28E-05	——	——	——	——
$pergdp^3$	-3.12E-07***	7.2E-08	——	——	——	——
popden	23.4377***	3.4305	0.0587***	0.0095	-0.054***	0.0098
$popden^2$	-2.2236***	0.2424	——	——	——	——
$popden^3$	0.04354***	0.0047	——	——	——	——
liter	-0.1015***	0.0267	-0.0043***	0.0015	-0.0031	0.0019
urban	0.0109	0.0067	0.0033***	0.0005	0.0008***	0.0002
youth	7.9497	13.1879	1.477***	0.54	-3.1599***	0.3814
fdi	-0.0077	0.0596	0.0256***	0.006	0.0169***	0.035
Wald 卡方检验	16323		42850		18690	
省份数	30		30		30	
观测值	204		204		204	
设定检验（p 值）						
(a) Sargan 检验	0.8167		0.4627		0.7445	
（b)序列相关检验						
一阶自相关	0		0.0171		0.0254	
二阶自相关	0.1316		0.4019		0.5393	

表 4　　稳健性检验（1）

	因变量					
	water		gas		solid	
解释变量	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
常数项	0.0669	0.0566	-0.0191***	0.0073	0.0059	0.004
En(-1)	0.2289***	0.0173	0.4247***	0.0229	0.5789***	0.0193
fisdec2	23.5953***	3.8114	3.1399***	0.3516	2.4046**	0.3949
pergdp	-0.0372***	0.0052	0.033***	0.0017	0.0077***	0.001
$pergdp^2$	0.0002***	0.00002	-0.0001***	6.29E-06	-0.00002***	4.89E-06
$pergdp^3$	——	——	1.14E-07***	7.38E-09	3.14E-08***	6.94E-09
popden	19.8428***	2.4235	0.1045*	0.5852	-0.6386***	0.1433
$popden^2$	-2.0351***	0.1737	0.0998**	0.0431	0.0481***	0.0086
$popden^3$	0.0405***	0.0033	——	——	-0.0009***	-0.0002
Wald 卡方检验	77697		4963		3709	
观测值	209		209		209	

表 5　　稳健性检验（2）

	因变量					
	water		gas		solid	
解释变量	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
常数项	0.0639	0.1606	-0.0075***	0.0162	-0.011*	0.0064
En(-1)	0.2184***	0.0219	0.2923***	0.0689	0.5484***	0.0325
fisdec2	28.409***	7.8642	3.5329***	0.7084	2.1562***	0.6465
pergdp	-0.2107**	0.0106	0.0292***	0.0034	0.0034***	0.0012
$pergdp^2$	0.0002***	0.0001	-0.0001***	0.00001	-0.00001*	5.67E-06
$pergdp^3$	-2.94E-07***	8.16E-08	9.05E-08***	1.14E-08	1.06E-08*	7.87E-09
popden	20.0089***	3.5705	-0.755	0.527	-0.8697**	0.3526
$popden^2$	-1.9059***	0.2631	0.0626*	0.0356	0.063***	0.0241
$popden^3$	0.0371***	0.0051	-0.0011*	0.0007	-0.0012***	0.0005
liter	-0.1002***	0.0325	-0.0059*	0.0033	0.0015	0.003
urban	0.0102	0.0068	-0.0006	0.0009	0.0001	0.0005
youth	10.9918*	15.0445	-0.0464	1.6521	-3.5957***	0.5107
fdi	-0.0347	0.0725	0.0103**	0.005	0.0101***	0.0033
Wald 卡方检验	25456		8890		5233	
观测值	204		204		204	

表 6　　东西部分权和环境指标比较

	东部					西部				
指标/变量	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
环境指标										
water	108	22.64	12.27	8.43	81.83	89	11.12	5.68	2.27	29.33
solid	108	0.71	0.5	0.09	2.46	89	0.57	0.26	0.004	1.17
gas	108	1.76	1.01	0.4	5.07	89	1.01	0.69	0.04	3.98
分权指标										
fiscalde	108	0.58	0.15	0.3	0.87	89	0.36	0.07	0.25	0.52
fiscalde2	108	3.09	1.68	0.4	7.65	89	1.41	0.91	0.36	4.12

报告 10：

能源价格调整对产业、物价与长期增长的影响

——基于投入产出方法的定量分析与测算

内容摘要:

我国能耗的上升不仅来自于工业化结构升级这一基本背景，还来自于我国现有的基于规模扩张的增长模式，但能耗总量上升不仅直接受到能源可供量的制约，而且单位产值能耗的上升必将使经济增长最终陷于不可持续；通过数据的分析表明我国能源价格的上升短期内会对能耗高的产业带来比较大的成本压力,从而对我国现有经济结构带来较大的冲击，并推动物价总水平上涨，但在长期则提供了推动产业升级和增长方式转换的契机，从而有可能不是削弱而是增强了长期增长的潜力，经济更有竞争力了，同时一个注重创新的社会将使长期增长更平稳，更加可持续。在政策方面，我们反对能源产品价格的完全市场化，而坚持采用国家定价,并在反映市场供求关系的基础上采取更为积极而非被动的价格政策。

关键词：能源价格、产业结构、物价、长期增长

在能源价格上涨对中国经济的影响方面，存在乐观与悲观两种不同看法，悲观的看法认为中国经济保持了长期的持续增长，能源价格的上涨会中断这一良好发展势头，使中国经济丧失良好发展机遇；而乐观的看法则认为，尽管短期由于成本上升，可能会对经济产生不利影响，但在长期则不仅不会削弱，反而增强了中国经济的增长潜力。尽管能源价格的市场化是一个不可逆转的目标，但仍然需要一个清晰的能源战略和能源政策，并对能源价格政策有一个方向性的看法，是倾向于尽可能长的时期内保持一种适度低价，还是鼓励适当提高能源价格，而现有的分歧显然影响到这样一个明确的战略的形成。

本文主要利用经验研究方法，在对数据分析的基础上，试图回答我国当前能源价格为什么需要调整，以及这种调整的短期与长期经济影响，并提出政策建议。

一、当前我国在能源问题上面临的严峻形势

随着我国经济总量规模迅速扩大，工业化逐步推进，能源的需求量迅速上升，经济增长正受到能源可供量的硬性制约的威胁。一组经常被提到的数据是：2006 年，我国 GDP 占世界 GDP 总额的 5.5%，而在能源消耗方面，我国每年消耗 24.6 亿吨标准煤，占世界总消耗的 15%，钢材每年消耗 3.88 亿吨，占世界的 30%，水泥每年消耗 12.4 亿吨，占世界的 54%，二氧化硫等排放物位居世界第一。

在能源消耗总量已经很大的情况下，我国人均能源消耗仍比较低，随着人均收入水平的提高，总量将急剧增长。例如，2006 年中国消费石油 34980 万吨，仅次于美国，世界排名第二，但是人均消费石油量 0.27 吨，世界排名 53 位，美国为 3.12 吨，排名第八。即使按照 1 吨的人均消费水平，在现有人口规模下，总量也将超过 13 亿吨，约为世界总石油消费量的 34%，为美国的 1.4 倍。如果按照这样一种情景来发展，那么国际能源价格将由于中国需求而日趋上升，由此中国经济成长的成果将更多被国外能源资源出口国所分享。

在能耗总量迅速增长，供求日益紧张的条件下，单位产值能耗近年来却持续上升，同发达国家相比，中国能源利用效率仍然相对较低。目前中国单位产值能耗是发达国家的 3~4 倍，主要工业产品能耗水平比国外平均高 40%，能源

平均利用率只有 30%左右，而工业发达国家均在 40%以上。

在能源价格方面，长期来我国能源价格采用国家定价，并在相当长的时间内保持不变。随着改革开放的推进，能源价格逐渐加大了市场调节步伐，并开始受到国际市场的影响。但总体上，我国能源价格特别是终端能源价格，仍然是受国家价格控制，并且同国际能源价格相比，中国长期来能源价格仍保持在比较低的水平。





图 1：能源价格历史走势（根据 EIA 数据整理）

实际上，能源价格的国际间比较并不是十分容易的。西方国家虽然基于市场原则并不直接干预能源价格，但却普遍采用征收各种税费，特别是欧洲国家与日本，征收的更多，包括环境税，因此，他们的价格中包含了各种税费在内，尽管如此 相对于西方国家我国能源价格总体上来说还是偏低的。

在这样的背景下，在逐步增强法律与行政调控措施的同时，考虑配合经济手段的调节开始提上日程。特别是考虑到长期来能源价格相对固定，在反映市场供求关系的基础上，适当提高能源价格，或者征收有关能源方面的税收，成为当前值得研究课题。

二、能耗上升背后的经济结构与增长模式的形成

我国目前阶段的能耗上升，表面上看可以归结为加速工业化过程的一个必然结果，但是，这样一种高能耗与重规模的增长模式的形成，却在一定程度上受到了相对较低能源价格的推动。从这个角度来说，适当提高能源价格的原因不仅来自于外部的约束，还来自于我国自身经济结构的升级和增强长期经济增长潜力的需要。

从现实的情况看，我国能源弹性系数自 20 世纪 90 年代以来经历了一个先持续下降，后在 2003 年起急剧上升的变动过程，前后阶段形成极大的反差。利用投入产出数据，在投入产出分析框架下，把需求面的长期效应，与供给面的短期驱动结合起来，我们分析了近年来能耗变动的原因。结果表明，在前一阶段能耗下降中起关键作用的是技术因素，能源使用效率的提高是能源下降的最主要原因；初始投入结构的变化使得能耗有比较大的上升，这被看作是来自于供给面的短期冲击；需求结构的影响总体上作为收入水平变化的一个长期效应，影响很小，而各项最终需求的构成变化对能耗强度产生显著影响，例如最终需求中出口份额的上升使能耗强度明显增加。

2002 年后，我国能耗变动的影响因素发生显著改变。与西方国家一般变动趋势不同的是，我国的生活消费能源不仅所占的比例小，而且还逐年下降，从 1993 年占总能源消费量的 14%，2002 年的 11%，一直到 2005 年的 10%，能源用于最终消费所占的份额也很小。对数据的分析也表明，我国的能源水平的提高主要是由于中间投入的扩张所带来的，最终需求结构的影响非常小，而各项最终需求中除进出口因素稍大外，消费和投资的影响也很小。因此，我们可以重点分析产业与出口变化所带来对能耗变化的影响。

我们利用统计口径而非投入产出口径的部门增加值数据，以及相应得到的部门单位增加值能耗数据，并带入到投入产出框架中，由此假定在技术和其他结构关系不变的条件下，对 2002 年后结构改变与效率改进的情况做了一个大致估算，结果表明 2002 年以后，部门能源使用效率提高的降耗效应逐年下降，而结构变动因素则 2003 和 2004 有显著提高，随着 2005 年能源消费弹性系数的下降，也相应下降。

表 1　2002 年后能耗变动的结构与效率因素

	能源使用效率变化的影响	产业结构变化的影响
2003	-0.3366	0.0293
2004	-0.0449	0.0590
2005	-0.0546	0.0000

因此，我们可以初步判断 2002 年后能源强度上升，既是因为效率改进所带来的降耗潜力逐步下降，也是因为产业结构改变带来能耗上升的综合作用的结果。

为进一步验证这一观点，我们选择了工业部门中单位增加值能耗最高的化学工业、非金属矿物制品业、金属冶炼及压延加工业、通用专用设备制造业四个部门作为高能耗部门，计算这些部门增加值与能源消费弹性系数间的相关关系。我们利用 1993 到 2005 年两者的数据计算出两者的相关关系高达 0.72，而 1993 到 2002 年间的相关系数却发现相当的低，只有 0.07。这说明高能耗部门的扩张对能源弹性系数的上升具有相当重要的推动作用。这也从另一个方面印证了我们前面所做的 2002 年前能耗系数的降低主要原因是效率而非结构的判断，同时也凸现了 2002 年后高能耗部门的扩张对能耗系数变动所产生的举足轻重的影响。

在中国能耗上升的背后，出口的推动是一个不可忽视的因素。由于出口商品的生产中必然要消耗能源，出口总量的增加固然会增加对能源的消耗，但出口规模不变的情况下，出口结构的变动也会带来能源消耗的增加或减少，而这个消耗量是为生产出口产品所直接与间接消耗的所有能源。通过计算我们发现由出口所带来的间接能源消耗 2002 年之后逐年都有大幅度增长，特别是 2004 年，相对于 2003 年急剧攀升，并在 2005 年保持在一个比较高的水平上。由此可以认为，产业国际分工及出口对我国能耗的增加起重要推动作用。

表 2　　各年度出口总量所含间接能源　　单位：万元

间接出口	2003	增长率%	2004	增长率%	2005	增长率%
煤炭采选	894774.9	8.9	1384932.8	54.8	1641671.8	18.5
石油开采	1213495.1	9.3	1733380.3	42.8	2090285.4	20.6
天然气开采	55190.3	6.6	80048	45.0	96531.1	20.6
石油加工及炼焦	1504851.8	8.9	2333186.1	55.0	2765076	18.5
电力热力生产和供应	2058218.9	9.1	3187236.2	54.9	3765602.9	18.1

注：根据规模以上工业分行业出口交货值计算

节能降耗表面上是技术问题，背后调整的实际上是经济利益关系，在现存的利益关系下，利益格局通过技术格局而固化，因此，单纯的行政措施如果不配合经济和市场的调控手段，效果将会受到局限。通过提高资源价格，切断追求规模扩张的粗放经营的利益链条，使依赖资源以规模扩张为发展模式的经济向以技术创新为主的经济转变。

三、能源价格上涨对产业的短期冲击

石油危机曾经对西方经济带来巨大冲击，那么能源价格的提高会对我国各个产业发生什么样的影响呢？实际上，能源价格上涨对经济所产生的影响，取决于产业内在结构，以及这种结构对价格冲击的承受能力。我们把投入产出中的完全消耗系数与完全分配系数结合起来，分析不同能源品种价格变动对各产业所带来的影响。

利用投入产出数据可以计算出完全需求系数，也就是各行业单位最终产品所包含的完全的能源消耗量。从分别计算出的煤炭、原油[1]、天然气、成品油和燃气[2]的这一系数可以看出哪些行业最终产品中包含的能源量大，而这些含量大的部门必然受到来自能源价格上涨的更大的冲击。完全分配系数反映哪个部门对能源的使用量大，不仅是包括直接分配得到的，还包括完全分配得到的。

我们把计算结果分为四个象限代表四种受影响的类型，其中横轴为完全消耗系数，纵轴为完全分配系数。

第Ⅰ象限中，两个系数都比较大，表明处于该象限的部门是高能耗部门，同时在经济中的使用能源的规模也比较大；第Ⅱ象限中，完全消耗系数小，而完全分配系数大，那么虽然能耗并不高，但使用能源的规模比较大；第Ⅳ象限中，完全消耗系数大，而完全分配系数小，表明该部门虽然是高能耗部门，但消耗的总能源规模并不大；第Ⅲ象限中，两个系数都小。

相应地，能源价格上涨对第Ⅰ象限中的产业影响最大，第Ⅲ象限中的产业最小；从消耗系数与分配系数的含义来看，如果单纯就对行业自身的影响而言，第Ⅳ象限中的类型要大于第Ⅱ象限中的类型，但对总体经济的影响而言显然第

[1] 这里的原油与成品油对应于投入产出分类中的石油开采与石油冶炼行业的产品。
[2] 这里的天然气与燃气对应于投入产出分类中的天然气开采与燃气生产与供应，燃气生产与供应具体指利用煤炭、油、燃气等能源生产燃气，或外购液化石油气、天然气，并进行输配，向用户销售燃气的活动。

Ⅳ象限的类型要小于第 II 象限的类型。

据此，我们利用投入产出数据对各能源产品价格变动对产业的影响计算得到如下结果（图中部门代码见附件 A）：

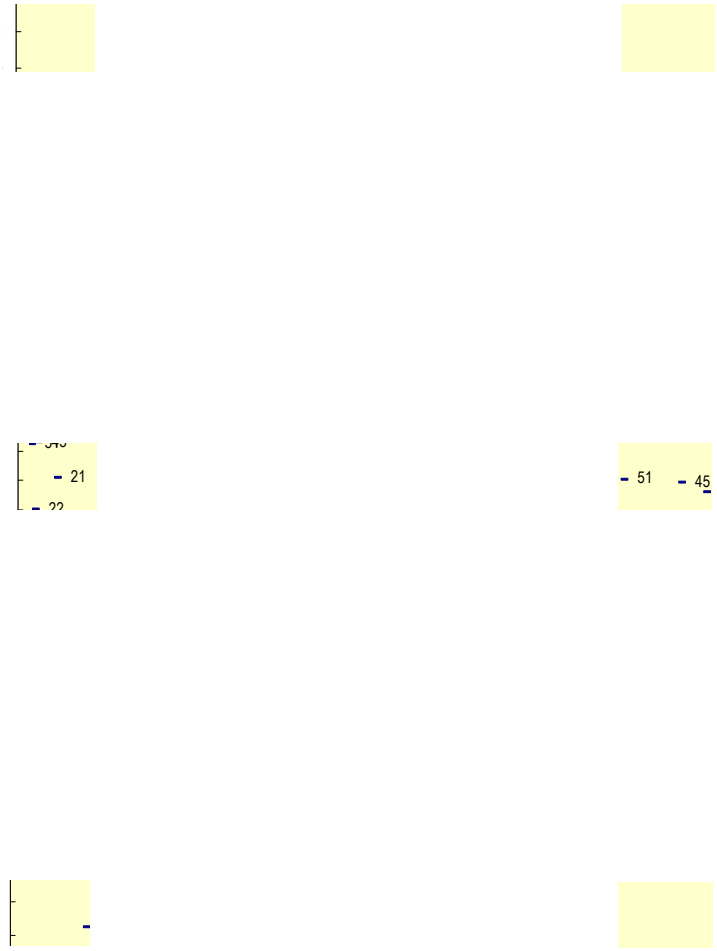


图 2　能源对各行业的影响

结果表明，对产业的影响从总体上表现有这样一些特点：

一是从上面所有能源产品的影响图中可以看出，总体上说处于第 I 象限的产业只是少数，这表明受能源价格上涨影响比较严重的只是集中于少数产业；

二是总体上来看，那些受能源影响较大的产业基本还是集中于原材料行业，如化学工业、金属冶炼与非金属矿制造、金属制品等，并对设备制造行业也产生显著影响；

三是从能源品种上看，煤炭、原油对产业的影响程度稍小，而成品油、电

力的影响程度大，对整个经济的影响面也大，天然气与燃气对产业的影响程度并不大，但对整个经济的影响面却比较大，考虑到我国煤炭资源丰富，目前过多依赖石油的产业状况是值得注意的。

具体各类能源对产业的影响结果如下：

煤炭对产业的影响主要是集中在这样一些部门：一是以煤炭为原料的能源二次加工的部门，如电力、热力部门；二是基础原材料和建筑材料部门，包括化学工业，特别是其中的化学原料与化学制品工业，金属冶炼压延加工与金属制品业，以及非金属矿制品；三是设备制造业。

石油加工自然受原油的影响最大，除此以外，受影响较大的行业集中在两个方面：一是化学工业，主要是化学原料及化学制品；二是交通运输业；而成品油的影响也包括这两个方面，并影响更多的行业，包括金属冶炼与压延加工业、非金属矿制品、通用设备制造，以及电力热力生产与供应。

天然气的影响主要是基础原材料工业，包括化学工业与非金属矿制造，纺织业，通用设备制造，以及燃气。其中特别是对化学工业中的大多部门产生影响，如化学肥料制造、化学纤维制造、化学原料与化学制品、医药制造等；燃气的影响则主要是公用事业。

受电力价格变动影响的产业非常广，但主要仍然集中于基础原材料产业和设备制造，包括化学工业中的多数行业，非金属矿制造，金属冶炼与加工、金属制品，对电器与电子设备制造、造纸印刷文教用品制造、汽车制造等行业也带来显著影响。

对产业影响分析的基础上我们可以进一步考察对出口的影响。目前我国出口结构中占份额最大的是两个部门，一个是机器、机械器具、电气设备及零件，视听设备，另一个是纺织原料及纺织制品。2005 年统计年鉴中我国这两个类别的出口就占整个出口的 56%。这两类出口产品涉及的行业主要是设备制造、电器机械器材制造和纺织。根据上面的分析，这些部门显然也是受能源影响尽管不是最大，也是相对比较大的行业。因此，能源价格的上涨必然带来这些行业出口成本的上升，并在一定程度上降低这些行业的比较优势。

以上结果表明，能源价格上涨的影响会使我国部分行业受较大的影响，特别是对我国目前迅速扩张的基础原材料行业带来较大冲击，并对设备制造和电

子电器设备制造也产生相当影响，应该说能源价格的上升对我国当前的经济结构特点构成较大的挑战。

四、能源价格调整带来的物价变动

利用投入产出价格影响模型可以计算能源价格上涨对各部门价格变动的影响。根据计算出的价格上涨情况，可以进一步计算各部门价格变动所带来的总体上对居民消费价格指数的影响。

统计部门消费价格指数的计算有一套比较固定的方法，主要是通过选择代表性商品并赋予一定的权重，来计算综合的居民消费物价指数。我们这里利用投入产出表的数据，在前面分析得出的各部门价格变动水平的基础上，用投入产出表的居民消费列向量所反映的消费结构作为各部门权重，来计算居民消费的综合物价指数。当然这种计算所得出的投入产出基础上的居民消费价格指数同统计部门公布的居民消费价格指数必然会存在差异，但是两者在方法上的基本思路相同，只不过以投入产出数据计算的指数覆盖面更广，而统计部门的指数则选择的产品更细。

以投入产出表居民消费结构为权重计算的各能源产品价格变动对价格指数的影响结果如下：

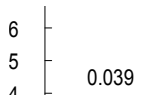


图 3　以投入产出数据计算的综合物价上涨情况

对物价变动的分析表明：对价格影响最大的是电力热力，1%的电力价格上涨将引起物价总水平 0.089%的上涨幅度，其次是成品油的价格上涨的影响，将带来物价 0.056%的上涨，原油则稍小，将带来 0.036%的上涨，煤炭的影响与

电力与成品油比相对要小一些，会带来 0.039%的物价上涨，而天然气和燃气最低，只带来 0.001%和 0.005%的物价上涨。

上面所计算的结果实际上应该说是比较大的，例如按成品油一次上调价格 10%计算，就将带来 0.56%的上涨，现在只计算煤、电、油三项能源产品同时上涨 10%，就将带来 1.84%的物价上涨，还不算其它各类产品的涨价影响。

但是，从理论上来说投入产出计算的结果比实际的变化应该偏大。因为一是投入产出所计算的居民消费价格的变化是最大的变化，没有考虑市场需求的影响，和企业对成本上升的消化能力；二是价格变动往往不是在一年或几个月之间完成的，年度或月度的价格指数只是反映完整价格变动一部分，而投入产出计算的价格指数则是最终传导完全应该达到的变动幅度。

进一步，利用 2005 年《中国价格及城镇居民家庭收支调查统计年鉴》公布的不同收入水平分组的平均每人全年消费支出数据，我们可以对能源价格上涨后，不同收入水平居民的支出将增加多少进行一个估算。结果如下：

表 3　能源价格上涨 1%平均每人全年增加支出金额（单位：元）

	不同收入全体	与总支出比%	最低收入	与总支出比%	低收入	与总支出比%	中等收入	与总支出比%	高收入	与总支出比%	最高收入	与总支出比%
全年总支出	7182		2855		3942		6498		10749		16842	
煤炭采选	3.33	0.05	1.46	0.05	1.92	0.05	3.07	0.05	4.82	0.04	7.32	0.04
石油开采	2.69	0.04	1.03	0.04	1.42	0.04	2.42	0.04	4.04	0.04	6.52	0.04
天然气开采	0.09	0.00	0.04	0.00	0.05	0.00	0.08	0.00	0.13	0.00	0.20	0.00
石油加工	4.08	0.06	1.56	0.05	2.14	0.05	3.66	0.06	6.12	0.06	9.95	0.06
水电燃料	9.78	0.14	4.56	0.16	5.89	0.15	9.13	0.14	13.95	0.13	20.46	0.12

实际上我们从家庭收支统计上所得到的数据，在能源方面的支出只有一项就是“水电燃料”，这里面包括水电和其他燃料费支出。这是需要事先加以说明的。正因为此，我们计算的结果中煤炭、石油和天然气方面的支出增加主要是通过其他消费的商品的价格上升所间接增加的能源方面的支出，而只有“水电燃料”所增加的支出既包括直接增加的水电燃料费支出，也包括通过增加其他商品消费支出而增加的部分。

计算结果同上面的价格指数存在同样的问题，初看上去好像不大，但实际上只是上涨 1%，如果按水电燃料一次上涨 10%，计算就会带来 97.8 的支出，

这只是人均支出的增加，而这才计算了仅仅一个项目的涨价影响。

因此，实际上能源价格上涨会带来消费支出的一定幅度的增加。同时我们从数据可以看出，总体上看能源价格上涨并没有带来过度的负担不均，收入水平低的群体增加的支出也低，但是“水电燃料”这部分却显现出低收入群体增加的支出占整个支出的比要高于高收入，并随收入水平的提高这个比例也下降。这反映了价格上涨可能会增加低收入群体的生活负担。

五、能源价格调整、经济结构变化与长期增长

对短期的分析表明，经济受能源价格上涨的冲击，但总体影响仍处于可接受的范围内，但是，这并不能解除人们长期来的一种隐忧，也就是中国的长期高速增长趋势是否因能源价格的上涨而终结？而这才是人们在能源价格战略上的根本分歧所在。如果能源价格上涨带来长期的负面影响，就会中断正在加速推进的中国工业化和现代化进程，从而散失宝贵的发展机遇。这种担忧部分来自于对西方国家曾经遭受的石油危机巨大冲击的深刻印象，同时其背后也潜在包含这样一种观点，正是相当长历史时期内低能源价格支持了西方国家特别是美国的经济成长。从这种观点出发，我国不仅不应该提高能源价格，反而要努力降低或者保持低的能源价格。实际上，我们下面的分析中也确实看到，在能源价格与产业发展之间确实存在着一种互动。但是，发达国家的发展过程表明，并不存在这样一种能源的低价格和高消耗，并推动经济增长的既有模式。

实际上，对长期影响的分析是十分困难的，我们只是在对美国经济面对石油价格冲击进行的比较研究中提出可供借鉴的一些观点。

1、能耗变化与产业转移

从数据上看，美国经济在经历了石油危机之后都不同程度地经历了经济的衰退，例如 1974 年实际 GDP 从上年的增长 5.8%，变为比上年下降 0.5%，1980 年从 1979 年的上升 3.2%变为下降 0.2%，如果把 90 年也看作是一次石油危机的话，从当年增长 1.9%，变为下降 0.2%。但是，我们也注意到这种衰退非常短，下降后在下一年紧接着就是回升，并且随着经济越发展，衰退的程度越小，而回升也更为迅速。此外，这种经济衰退可能也包含了美国自身经济周期的因素在内。看来，我们长期来认为的石油危机造成美国经济陷于严重衰退的看法

并不准确，同时，石油危机冲击下，美国经济在应对能源价格冲击过程中内在经济性质的变化则是需要我们进一步分析的问题。



图 4　　美国实际 GDP 增长率（来源于 BEA）

首先，美国经济消耗的能源总量自 1949 年至今总体上呈持续上升趋势，但是与总量上升趋势相反的是，美国单位 GDP 能耗基本上是持续下降的（图 5）。进一步从能源消耗的部门结构上来看，工业部门所消耗的能源占总能源的比重持续下降，而其他部门则存在上升趋势（图 6）。

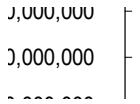


图 5　　美国能源消耗总量与单位 GDP 能耗（数据来自于 EIA）



图 6　　能源消耗部门比例（数据来自于 EIA）

仅是从这一点来看，所谓美国经济长期增长有赖于低能源价格的说法，看来只是一个似是而非的问题。与表面上的美国大量消耗能源形成反差的是美国的产业能源利用效率并不低，而且是逐渐提高的。那么，美国经济是如何实现能耗水平的下降的呢？

实际上，能耗的下降无非是两种方式，一种是把高能耗的产业转移出去，提高产业结构，另一种则是降低单位增加值能耗，提高能源使用效率。但是，我们在分析中，往往低估了产业转移对能耗变化的影响，因为，这种影响难以直接观测到，特别是在宏观上或者产业层次上，我们所得到的能源使用效率数据，它的变动中实际上往往包含了产业转移的作用在里面，比如在同一个产业中，一些高能耗的加工环节被转移出去了，这个产业整体能耗下降了，但不是能源使用效率的提高，而是转移的结果。这里，我们尝试从进出口的情况，看一国是一个间接能源进口国，还是一个出口国，从而间接反映产业转移的情况。我们利用美国投入产出表数据，考察了单位产值能耗变动比较大的阶段中，进出口变化所包含的潜在的能源变动情况，以下是我们选取能源价格变动比较大的年份，美国非能源进口所间接进口的能源总量（美元），以及单位非能源进口价值量所含的能源量（表 4）。

表 4　非能源进口产品间接能源含量

能源部门	1972 年		1977 年		1982	
	总含量	单位进口含量	总含量	单位进口含量	总含量	单位进口含量
煤炭	631.88	0.009484	2303.1	0.01827	32304	0.014619
石油和天然气	2667.5	0.040036	14965	0.118714	277039	0.125373
成品油	1508.1	0.022635	5830.3	0.046251	114494	0.051814
电力和燃气	3243.7	0.048685	9176.3	0.072794	222769	0.100813

注：由美国投入产出表计算得到，绝对量单位为百万美元。

上表反映了 1972 年到 1982 年美国非能源进口商品中所内在包含的能源总量（我们称为间接进口能源总量），以及排除进口规模影响的单位进口价值中所包含的能源量。从对比中我们看出，从 1972 年到 1982 年，美国通过其他产品所间接进口的能源占其他产品进口总量的比重在上升，也就是说，美国在这期间通过对非能源的其他产品进口，间接进口了更多的能源。

2、能源价格冲击下产业效率的提升

如果说以美国为代表的西方经济通过产业转移成功实现了能耗水平的下降和能源利用效率的提高，与此相对照的是中国经济在加速对外开放过程中成功实现了经济长期持续增长的同时，却在自身加速工业化过程和吸收大量外国直接投资的同时，承担了能耗的急剧上升和能源利用效率下降的代价，并且形成了一种规模扩张的经济发展模式，那么能源价格的提高能否使高能耗产业无法生存，从而使经济重视创新和技术进步。

从美国历史数据看，与经济增长保持一致的是，企业利润在石油价格冲击后虽经短暂下降，但随后都急剧上升，例如 1973 年价格冲击带来企业利润增长速度在 1974 年的下降，从之前上升 0.11%变为下降 0.08%，但是在 1975 年就又回升到增长 0.16%，增长速度也高于石油危机前的水平，同样在 1980 的增长速度的下降后，1981 年恢复到 0.12%比较高的增长水平，1990 年的情况也是如此。与此同时，工资与就业在石油危机前后也发生波动，但变动幅度远小于企业利润的变动幅度（图 7）。



图 7　美国 1970-2000 年公司利润、工资与就业（由 BEA 数据整理得到）

从上面这种变化中我们认为，当能源价格提高后，行业内低利润的企业将被排挤出去，只有技术水平高，利润率高的企业能够存在下去，由此行业内高利润企业的市场规模得以扩大，由此，尽管由于能源价格上涨带来利润率的下降，但低利润企业的出局，可能使整个行业的利润率与利润总额提高。与此同时，整个行业的技术水平提高了。

美国经济在石油危机过程前后的历史数据表明，石油冲击只是带来了短期的经济衰退，而长期经济增长伴随着结构调整，产业效率甚至得到极大提升。这一点对于正处于结构转变关键阶段的中国经济而言，具有借鉴意义。如果这一机制确实成立的话，能源价格上涨对中国经济长期潜在影响中，存在着提高产业技术水平的一种内在要求，而我国现有的靠资本量推动经济扩张的模式将得以改善。

六、简要结论

已有的分析带给我们这样一些观点与结论：

我国能耗的上升不仅来自于工业化结构升级这一基本背景，还来自于我国现有的基于规模扩张的增长模式，在这一模式下，单纯的总量扩张成为企业发展的唯一模式，在无自有技术创新的背景下，企业内在利益驱动推动能耗上升，但能耗总量上升不仅直接受到能源可供量的制约，而且单位产值能耗的上升必将使经济增长最终陷于不可持续；

通过数据的分析表明我国能源价格的上升短期内会对能耗高的产业带来比较大的成本压力，而这些产业在现阶段主要集中于基础能源原材料行业。同时，在短期内推动物价总水平上涨，并对群众生活带来影响；

从能源价格上涨的长期影响来看，一方面由于成本的压力而增强了企业创新的动力，另一方面也提出了对高素质劳动力的需求，从而使资本与劳动的分配关系中可能出现向有利于工资方面的转化，这又进一步推动个人进而整个社会对学习的崇尚，并有助于社会整体和谐与竞争力的培养。在这样的理解下，能源价格上涨在长期提供了推动产业升级和增长方式转换的契机，从而有可能不是削弱而是增强了长期增长的潜力，经济更有竞争力了，同时一个注重创新的社会将使长期增长更平稳，更加可持续。

在政策建议方面，我们反对能源产品价格的完全市场化，而坚持采用国家定价，并在反映市场供求关系的基础上采取更为积极而非被动的价格政策。提出这一看法主要因为下面的原因：

能源是一种特殊的商品，因为其对于生产的基础性地位，进而对经济乃至社会各个方面形成影响。在能源价格调整中，实际上调整的是短期利益与长期利益，局部利益与整体利益、中央、地方与部门利益之间的关系。改革开放以来，我们一贯推行市场化原则，成为我们经济取得成就的一个重要推动因素，但在推行市场化改革过程中，却不敢于运用经济手段，担心走上计划经济的老路。对于能源这一特殊的商品，不是敢不敢运用经济手段，特别是价格手段，而是中央政府有责任主动加以调节与控制，实现调节收入分配关系和经济发展的战略性目标。

采用国家定价之后，能源价格的提高影响其他商品价格，却反过来不受其他商品价格上升的影响，那么投入产出中价格影响模型就能测算出经济最大的价格变化，也就是说如果能源价格是固定的，那么它提价所带来的影响也是固定的，而无需担心持续的价格上升的压力。

能源价格的调整会带来各方面的影响，包括对供求两方面的协调，对新能源开发的影响，对节能技术的推行等等，但我们的分析只是局限于能源价格调整对产业和物价的短期冲击与对长期增长的影响。这一分析的意义只在于揭示通过提高价格，推动经济结构的转变，从而实现经济的可持续发展。在坚持这一个基本认识的基础上，才能更好将行政直接干预与市场调节有机结合起来，推动一个带有明确战略目标的能源价格政策的逐步形成。

附录 A：部门分类及序号

部门	序号	部门	序号	部门	序号
农业	1	化学纤维制造业	18	其他电气机械器材制造	35
煤炭采选业	2	橡胶制品业	19	电子计算机整机制造业	36
石油开采业	3	塑料制品业	20	家用视听设备制造业	37
天然气开采业	4	非金属矿制造业	21	通信及其它电子设备制造	38
金属矿采选业	5	金属冶炼及压延加工业	22	仪器仪表制造业	39
非金属采选业	6	金属制品业	23	文化、办公用机械制造业	40
食品制造与烟草加工业	7	锅炉及原动机制造业	24	其他制造业	41
纺织业	8	金属加工机械制造业	25	电力、热力的生产和供应	42
服装皮革羽绒及其制品	9	农林牧渔专用机械制造	26	燃气生产和供应业	43
木材加工及家具制造	10	其他通用设备制造业	27	水的生产和供应业	44
造纸印刷文教用品制造	11	其他专用设备制造业	28	建筑业	45
石油及核燃料加工业	12	铁路运输设备制造业	29	运输仓储业	46
炼焦业	13	汽车制造业	30	邮政业	47
化学肥料制造业	14	船舶制造业	31	商业住宿餐饮业	48
化学农药制造业	15	其他交通运输设备制造	32	金融保险业	49
其他化学原料及制品制造	16	电机制造业	33	房地产业	50
医药制造业	17	家用器具制造业	34	其他服务业	51

注：以上部门是 52 部门投入产出表去掉了“废品与废料”得到。

附录 B：关于投入产出表处理

主要的处理在于两个方面：根据分析需要对部门的合并与分解，以及对 2002 年投入产出表根据 2005 年新的数据调整以尽可能接近最新的变化。

1、首先根据本项目研究的需要，将 2002 年的 122 部门投入产出表的相关部门进行了合并，最终形成 52 部门表。

2、为分析原油与成品油的不同影响，将原表中石油和天然气开采业分解为石油开采与天然气开采两个部门。

分解的基本原则是：投入结构上参照 1997 年的投入产出表有关这两个部门的结构，行向分解利用《中国能源统计年鉴》中的数据，结合 97 年表进行处理。初始投入和最终使用部分主要根据实际的统计数据来控制。

3、利用价格指数把投入产出表的价格调整为 2005 年的价格。

调整方法是利用统计数据中的各类价格指数对投入产出表进行行向调整，然后再进行列向平衡。各部门价格调整采用的价格指数包括：

（1）、商业、餐饮业、金融业使用消费品零售价格指数。

（2）、房地产业使用居民消费价格指数。

（3）、居民服务业、公用事业等使用居民消费价格指数中的分类指数，如交通运输及仓储业使用居民消费价格指数中的“交通类”指数。

（4）、农业使用农产品收购价格指数

（5）、建筑业使用投资价格指数

（6）、工业部门使用工业品出厂价格指数。

附录 C：美国投入产出表及相关数据和计算的说明

1、美国投入产出表的数据均来源于美国经济分析局（BEA）提供的标准表数据（http://www.bea.gov/bea/dn2/i-o.htm#benchmark），首先对提供的 UV 表数据进行适当的整理，然后根据工业部门假定将 UV 表整理为标准的 80 部门的投入产出表。

2、关于间接进口能源的计算：用 A 表示能源部门直接消耗系数，B 表示能源部门完全消耗系数，M 进口各种商品的行向量，M_t 为间接进口能源总量，计算公式为：$M_t = BM = (I - A)^{-1} M$

上述公式计算了美国进口的非能源产品所完全含有的能源量，美国通过进口这些产品也间接进口了能源。

3、美国能源的相关数据均来根据美国能源信息管理部门（EIA, http://www.eia.doe.gov/）提供的数据进行相应的整理。