

目 录

- 分报告 1: 中国宏观经济形势与政策: 2009-2010 年
- 分报告 2: 后危机时代全球失衡的调整趋势分析
- 分报告 3: 经济周期、通胀周期与股市周期
- 分报告 4: 反衰退的财政政策——中国模式的经验和教训
- 分报告 5: 经济复苏预期下的财政政策调整
- 分报告 6: 全球货币政策调整与中国货币政策协调
- 分报告 7: 对外贸易与中国的就业调整——以制造业为例
- 分报告 8: 碳密度减排目标与经济增长
——从国际比较视角对中国的分析
- 分报告 9: 技术进步、技术效率与中国经济增长分析
- 分报告 10: 全要素生产率、技术效率与经济增长的可持续性

分报告 1

中国宏观经济形势与政策：2009-2010 年

China's Macroeconomic Situation and Policies: 2009-2010

2009 年，中国经济在扩张性需求管理政策的有效支持下初步复苏，将在核心 CPI 指数通货紧缩的条件下实现超过 8% 的实际 GDP 增长速度。2010 年，中国宏观经济管理应该继续实行积极的财政政策和适度宽松的货币政策，促进中国经济景气从萧条到繁荣的周期形态转换。适应中国经济发展的高储蓄-高投资-高增长模式，中国宏观经济管理应该逐渐形成以增加国内投资需求为轴心的政策体系。

一、中国宏观经济指标预测

中国经济经历 2002-2007 年间的完整波谷一波谷经济周期，呈现高经济增长与低通货膨胀的良好运行格局，在 2005 年完成从萧条到繁荣的经济周期形态转换，并且在 2007 年达到经济周期波峰。从 2007 年下半年起，中国经济周期的内在收缩倾向叠加美国次贷危机的外部紧缩效应，导致中国经济景气转折下行。2008 年，美国次贷危机严重冲击中国出口需求，中国经济增长速度逐季迅猛回落。在进入经济周期收缩阶段的当年度内，中国经济景气已经完成从繁荣到萧条的经济周期形态转换。

2009 年，中国经济的扩张性需求管理政策效应显现，通过积极的财政政策和适度宽松的货币政策，促进国内需求的强劲增长而补偿大幅度萎缩的外部需求，有效逆转悲观经济预期。中国经济增长速度逐季加速，能够实现 8% 以上的年度实际 GDP 增长速度，但无法超越 2008 年经济增长速度。中国经济景气在 2009 年处于通货紧缩的经济萧条状态，将从 2010 年起重新进入经济周期的扩张阶段，而波谷年度 2009 年构成本次经济周期的历史起点。

2010 年，中国宏观经济管理应该继续实行积极的财政政策和适度宽松的货币政策，保持扩张性需求管理政策的连续性和稳定性，同时启发国内需求与国外需求、投资需求与消费需求以及民间投资需求与政府投资需求对中国经济增长的平衡拉动作用，促进中国经济景气复苏而完成从萧条到繁荣的周期形态转换。这样，在 2009 年中国实际 GDP 增长速度低于潜在 GDP 增长速度而中国实际 GDP 水平低于潜在 GDP 水平的基础上，使得 2010 年中国实际 GDP 增长速度接近并且超过潜在 GDP 增长速度，逐步缩小通货紧缩缺口而使得实际 GDP 水平回归潜在 GDP 水平。

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 2009 年与 2010 年中国宏观经济形势，其主要指标预测结果如表 1 所示。2010 年中国宏观经济指标预测的主要宏观经济政策假设包括：（1）2010 年中央财政预算赤字为 7500 亿元；（2）2010 人民币与美元的平均兑换率为 6.60:1。

表 1 2009 年与 2010 年中国宏观经济指标预测

预测指标	2009年	2010年
1、国内生产总值（GDP）增长率（%）	8.57	9.42
其中：第一产业增加值	5.1	4.9
第二产业增加值	9.1	10.2
第三产业增加值	8.9	9.7
2、全社会固定资产投资总额（亿元）	229840	286380
社会消费品零售总额（亿元）	125410	148240
3、出口（亿美元）	11990	13450
进口（亿美元）	9910	11040
4、狭义货币供应（M1）增长率（%）	26.6	17.1
广义货币供应（M2）增长率（%）	24.8	18.3
5、居民消费价格指数（CPI）上涨率（%）	-0.7	2.4
GDP平减指数上涨率（%）	-2.5	2.9

预测日期：2009 年 11 月

二、中国宏观经济形势分析

1. 经济周期相位与经济复苏过程

在二元结构条件下，中国经济具有类似 AK 模型的投资驱动内生增长性质，其潜在国民收入增长过程 $Y_t = \prod_{k=1}^k \{(Y_{t-i} \cdot (1 + \delta)^i) w(i)\}$ 容纳滞后效应 (hysteresis)。选取朱拉格半周期长度的时滞阶数 $k = 5$ ，分别在几何级数权数系列与余弦函数权数系列的代表性情形下，使用 OLS 方法在 1978-2008 年间拟合中国实际 GDP 指数的对数线性自回归方程 $\log Y_t = \sum_{k=1}^k \{w(i) \cdot (\log Y_{t-i} + i \cdot \log(1 + \delta))\}$ ，如表 2 所示。其中，几何级数 $w(i) = q^i$ ，余弦函数 $w(i) = \cos((i-1) \cdot (\pi/2k))$ ，在 $\sum_{k=1}^k w(i) = 1$ 正规化约束条件下的实际赋值如图 1 所示。

表 2 中国潜在国民收入自回归方程

$\log Y_t = \sum_{i=1}^k \{w(i) \cdot (\log Y_{t-i} + i \cdot \log(1+\delta))\}$		
$w(i)$	q^i	$\cos((i-1) \cdot (\pi/2k))$
δ	0.100980 (25.74374)	0.100524 (28.51927)
R^2	0.997789	0.996709
SE	0.033770	0.041198

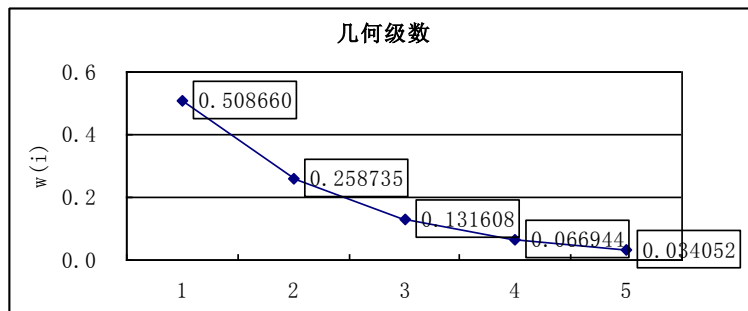


图 1 (a) 分布概率函数: $w(i) = q^i$

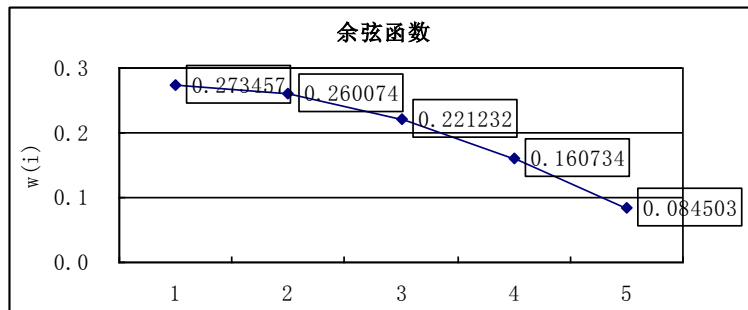


图 1 (b) 分布概率函数: $w(i) = \cos((i-1) (\pi/2k))$

中国潜在国民收入自然增长率在几何级数权数情形下 $\delta = 10.0980\%$ ，在余弦函数权数情形下 $\delta = 10.0524\%$ 。同时静态预测与动态预测 1983-2009 年与 1983-2010 年中国实际 GDP 指数，分情形建立中国潜在国民收入时间序列。参照 1983-2008 年间实际 GDP 指数与 2009-2010 年间预测 GDP 增长速度，计算 1983-2010 年间中国国民收入绝对缺口与相对缺口，如图 2 所示。

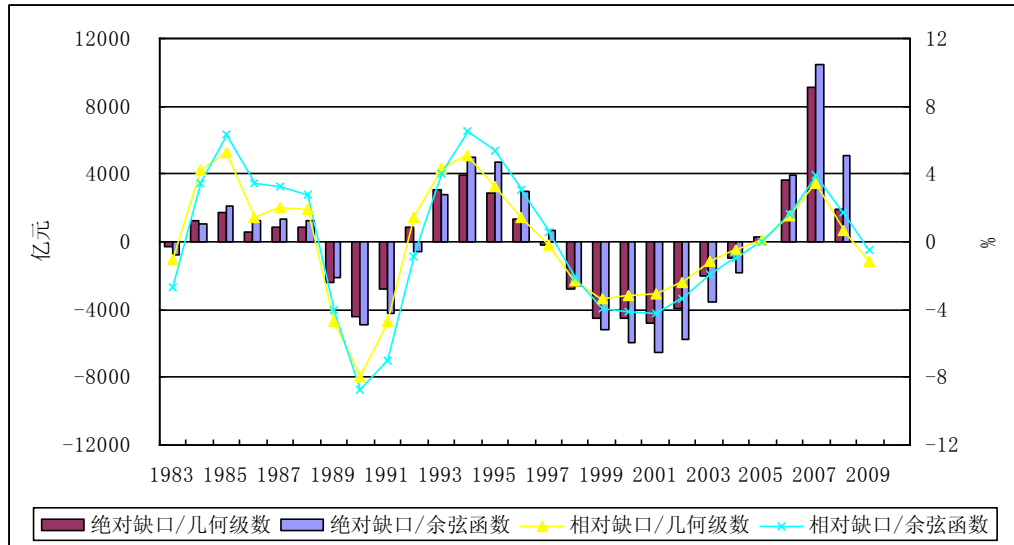


图 2 (a) 中国国民收入缺口：静态预测

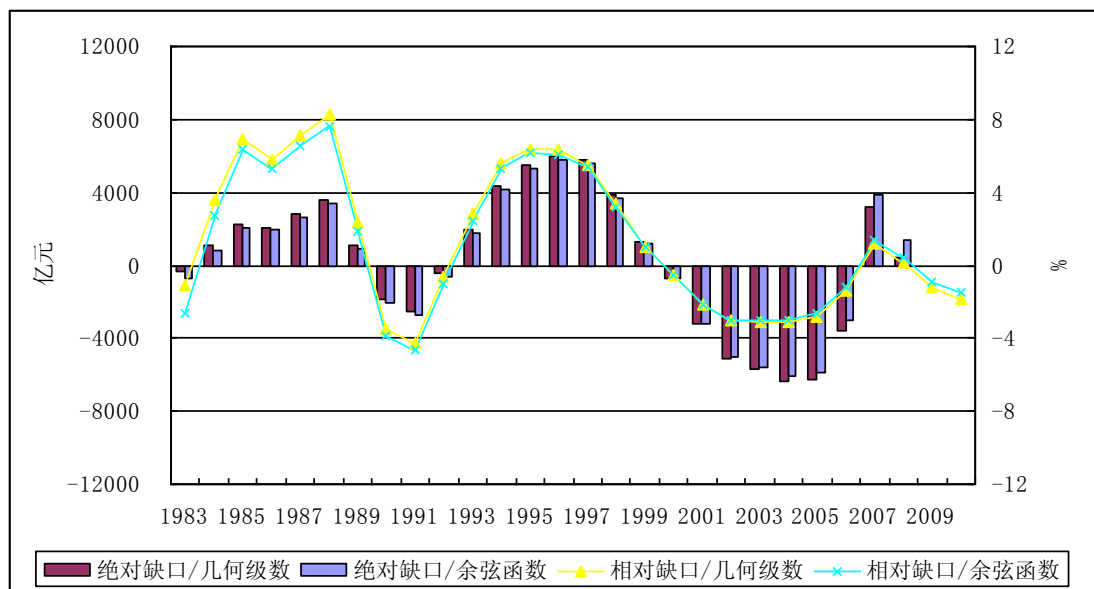


图 2 (b) 中国国民收入缺口：动态预测

由于几何级数的分布概率比余弦函数的分布概率更加向近时期倾斜，几何级数情形超过余弦函数情形的国民收入自然增长率指示中国经济加速增长的历史趋势；由于动态预测方法保持 1978-1982 年间的历史惯性而忽略 1983-2008 年间的实际形势，动态预测情形的经济周期相位滞后于静态预测情形的经济周期相位。2007 年中国国民收入相对缺口未指示严重经济过热危险，而 2008 年中国国民收入相对缺口未过度偏离零基准线。可能主要是中国经济景气从 2007 年波峰的急剧下滑以及在 2008 年从繁荣状态的萧条状态的迅速转换，导致过度

悲观经济预期。

中国经济的增长型周期，同时包含经济繁荣状态下的经济收缩过程与经济萧条状态下的经济扩张过程。如图 3 所示，中国经济景气随着 $\ln(Y/Y^*)$ 下降至负值而进入萧条状态，其经济复苏过程将顺序通过：（1）第一转折点 $tp1$ ， $d(\Delta \ln Y)/dt = 0$ ，从此经济增长速度停止降而开始回升；（2）第二转折点 $tp2$ ， $d(\ln(Y/Y^*))/dt = 0$ ，从此国民收入缺口停止扩大而开始缩小；（3）第三转折点 $tp3$ ， $\ln(Y/Y^*) = 0$ ，国民收入（通货紧缩）缺口消失而进入经济繁荣状态。2009 年中国经济景气处于从第一转折点到第二转折点的复苏前期，国民收入缺口将继续扩大。从 2010 年起，中国经济景气将跨越第二转折点而进入从第二转折点到第三转折点的复苏后期，逐步缩小国民收入缺口。由于第二转折点为对应于最大国民收入缺口的经济波谷，在实际经济增长速度回归潜在经济增长速度的同时生产能力利用程度最为不足，容易产生宏观效益向好与微观效益向差对立或者无就业的经济增长这样的悖论现象。

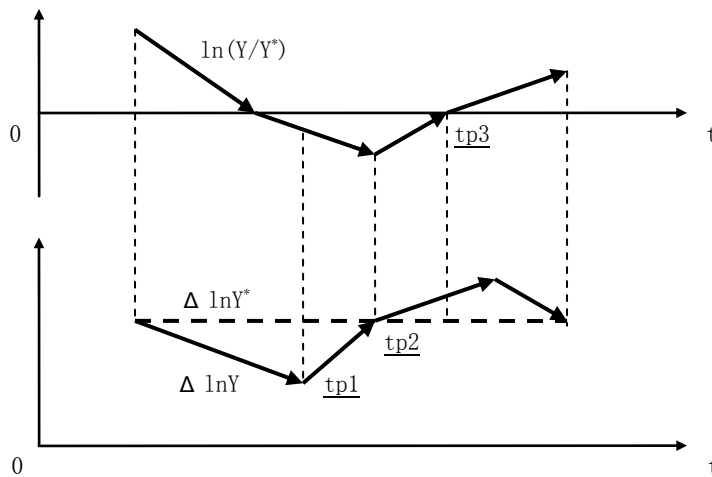


图 3 中国经济复苏过程

2. 经济增长前景

综合考量中国经济增长阶段及其政治经济周期特征，以中国共产党召开第 18 次全国代表大会时间 2012 年为界限，将 2009-2032 年间中国经济增长预测期划分为 2008-2012 年前 5 年近期阶段与 2013-2038 年后 20 年远期阶段。图 4 的中国经济增长速度预测研究方案，区别从 2009 年起温和复苏而平稳扩张波动形态（正 S 型）、缓慢复苏而强劲扩张波动形态（反 J 型）与迅猛复苏而快速回落波动形态（倒 U 型），逐年预测 2009-2012 年间中国经济增长速度；细分 2013-2022 年间前 10 年与 2023-2032 年间后 10 年，分阶段预测中国经济年均

增长速度的历史趋势 (T) 及其置信区间上边界 (max) 和下边界 (min), 如表 3 所示。2009-2012 年间正 S 型经济波动形态与 2013-2032 年间经济增长速度历史趋势 T, 组成 2009-2032 年间中国经济增长速度预测的基准情形。在先行时期正 S 型经济波动与经济增长速度历史趋势 T 的基础上, 滚动预测后续时期经济增长速度历史趋势 T 及其上下边界 max 与 min。

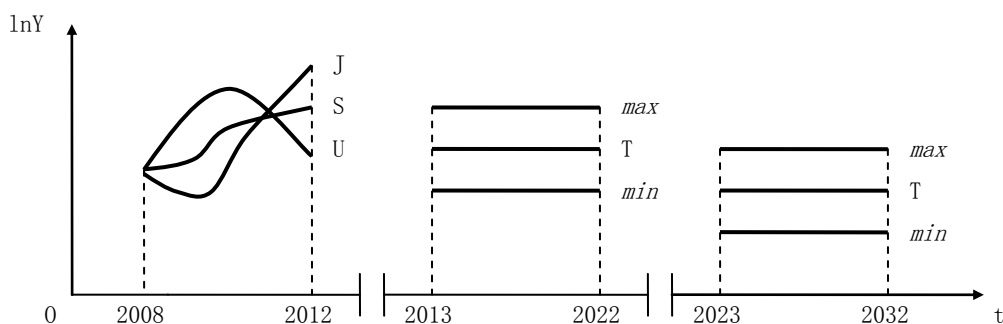


图 4 中国经济波动形态与经济增长趋势

表 3 中国实际 GDP 增长速度预测 (%)

2008-2012 年					
波动形态	2009	2010	2011	2012	2008-2012
正 S 型	8.57	9.42	10.29	10.62	9.68
反 J 型	8.00	9.39	10.34	11.01	9.54
倒 U 型	9.50	10.94	9.67	9.06	9.63
2013-2032 年					
置信区间	2013-2022			2023-2032	
上边界 (max)	8.82			7.65	
趋势 (T)	8.54			7.48	
下边界 (min)	8.26			7.31	

使用总量生产函数 $Y = A \cdot K^\alpha \cdot L^{1-\alpha}$ 核算中国经济增长的要素贡献, 在加速技术进步假设的基础上以递减参数 α 赋值体现中国经济集约增长的历史趋势, 如表 4 所示。同时, 按农业、工业与服务业的国民收入产业分类法, 分析中国经济增长的供给因素结构; 按消费、投资与净出口的国民收入支出分类

法，分析中国经济增长的需求因素结构，进而从供给因素方与需求因素方分解 2008--2032 年间中国实际 GDP 增长速度百分数点位，如图 5 所示。

表 4 中国经济增长要素核算 (%)

情景 要素	正 S 型 / 趋势 T		反 J 型 / 上边界 <i>max</i>		倒 U 型 / 下边界 <i>min</i>	
	增长速度	贡献率	增长速度	贡献率	增长速度	贡献率
2008-2012 年						
GDP	9.68	100.00	9.54	100.00	9.63	100.00
劳动	1.22	5.04	1.10	4.61	1.15	4.78
资本	11.07	68.62	11.02	69.29	11.10	69.16
技术	2.55	26.34	2.49	26.10	2.51	26.06
2013-2022 年						
GDP	8.82	100.00	8.54	100.00	8.26	100.00
劳动	1.02	5.97	1.05	5.95	1.00	6.05
资本	10.36	60.66	10.51	59.58	10.12	61.26
技术	2.85	33.37	3.04	34.47	2.70	32.69
2023-2032 年						
GDP	7.48	100.00	7.65	100.00	7.31	100.00
劳动	0.92	7.38	0.94	7.37	0.91	7.46
资本	9.45	50.52	9.62	50.29	9.27	50.70
技术	3.15	42.10	3.24	42.34	3.06	41.84

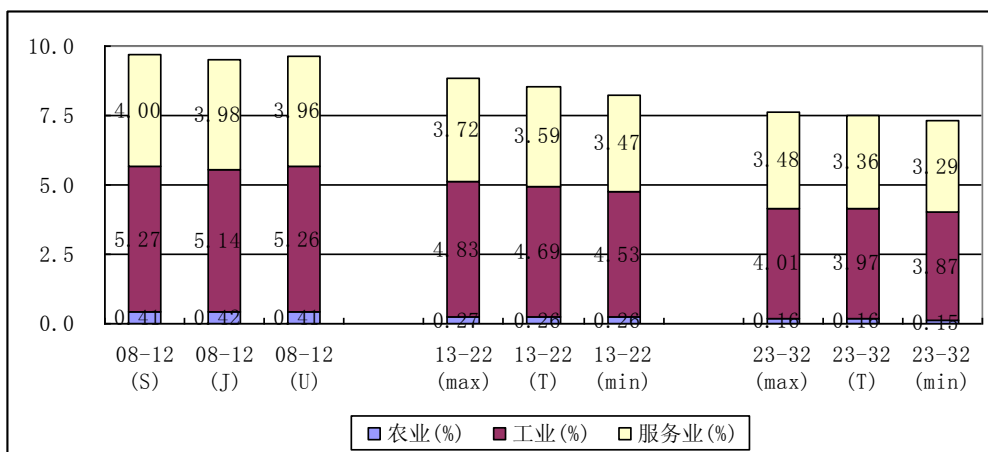


图 5 (a) 中国经济增长供给结构

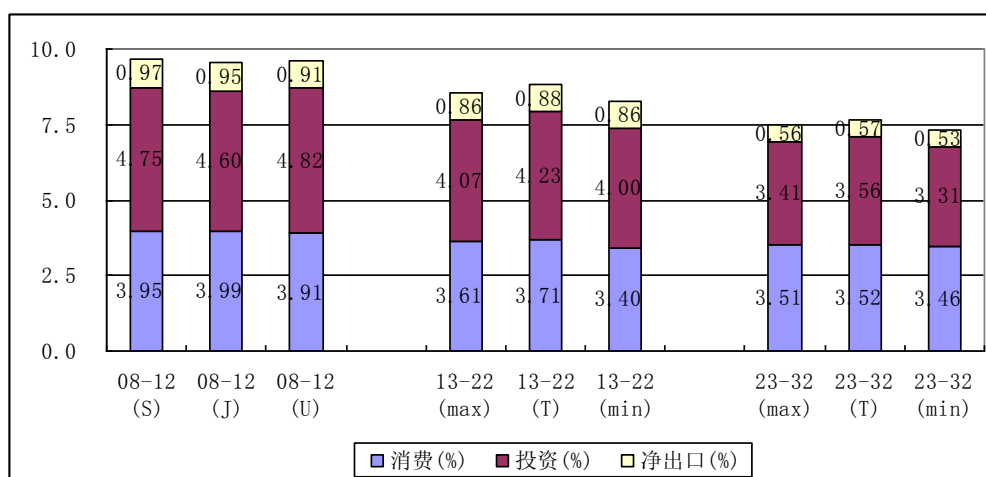


图 5 (b) 中国经济增长需求结构

3. 价格形成机制与成本推动型通货膨胀

与中国经济体制的市场化转型对应，中国通货膨胀机制经历三阶段的结构演化而完成从高核心通货膨胀率向低核心通货膨胀率的历史性转变，如表 5 所示。依据表 4 的理论假说建立中国价格形成模型，进而预测中国工业部门的动态通货膨胀率。

表 5 中国通货膨胀演化历史

	阶段 I:	阶段 II:	阶段 III:
	1980 年代中后期	1990 年代初中期	1990 年代后期以来
1、历史特征	高通货膨胀	高通货膨胀	低通货膨胀

2、作用机制			
驱动力量	价格自由化	工资完全化	市场竞争化
表现形式	隐蔽通货膨胀公开化	实物工资货币化	技术进步
3、制度基础	产品市场改革	劳动力市场改革	市场经济框架形成

中国价格形成模型包括工资调整方程 $W = W(C, \rho, y)$ 、价格联系方程 $C = C(P, t)$ 与收入分配系数定义式 $\rho = W/(P \cdot y)$ ，其控制论图式如图 6 所示。其中，货币工资率 W 由于生活费用 C 的补偿原因、由于收入分配系数 ρ 的再分配原因或者由于劳动生产率 y 的生产原因而调整，产品价格 P 为生活费用 C 的成本构成要素。使用 OLS 方法在 1985-2007 年间直接拟合中国工业 GDP 平减指数的价格决定方程 $P = (\rho \cdot y) \cdot W(C, \rho, y)$ 及其与 CPI 指数价格联系方程 $C = C(P, t)$ ，取得有时间趋势的中国工业部门价格形成模型可计算形式。

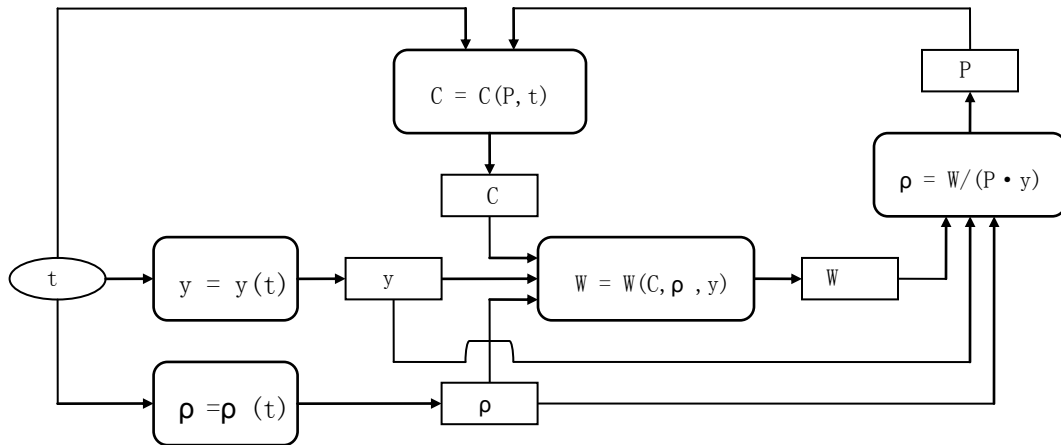


图 6 中国价格形成模型

$$\ln P_t = 0.897434 + 0.715958 \cdot \ln C_t + 0.194663 \cdot \ln \rho_{t-1} + 0.086573 \cdot \ln y_{t-1} + [\text{AR}(1) = 0.781979]$$

(2.283587) (9.477616) (2.143170) (3.633342) (7.765735)

$$R^2 = 0.996211, \text{adj } R^2 = 0.995369, \text{SE} = 0.020419, \text{DW} = 1.641776;$$

$$\ln C_t = 1.055998 + 1.298800 \cdot \ln P_{t-1} - 0.471710 \cdot \ln P_{t-2} + 0.074463 \cdot T - 0.002211 \cdot T^2$$

(2.527847) (8.317597) (-3.115920) (8.534573)

(-9.169611)

$R^2 = 0.995744$, $\text{adj } R^2 = 0.994798$, $\text{SE} = 0.032191$, $\text{DW} = 1.675472$ 。

在劳动生产率时间趋势 $\Delta \ln y_t = 4.569808 + 0.740283 \cdot \Delta \ln y_t + 0.035189 \cdot T + 0.0048811 \cdot T^2$ 与分配系数时间趋势 $\Delta \ln p_t = -1.752161 + 0.632170 \cdot \Delta \ln p_{t-1} + 0.074392 \cdot T - 0.013228 \cdot T^2 + 0.000389 \cdot T^3$ 的共同驱动下，外推预测 2008-2012 年间中国工业 GDP 平减指数。由于中国工业部门价格形成模型仅以价格联系方程 $C = C(P,t)$ 的时间变量隐含粮食、能源及原材料价格的成本推动作用，其预测的 5 年期内单调收敛的工业 GDP 平减指数通货膨胀率能够，能够近似在无外部供给需求扰动条件下的中国工业部门定态通货膨胀率，如表 6 所示。

表 6 中国工业部门定态通货膨胀率 (%)

外插年度	1	2	3	4	5
GDP 平减指数	0.5969	1.5662	5.1861	7.7207	7.7172

三、中国宏观经济政策评论

1. 高储蓄-高投资-高增长模式

中国国民收入的高储蓄倾向是能够依据高成长与年轻人口的生命周期模型充分解释的。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路线，建立以促进国内投资需求为轴心的积极需求管理体系，实现高储蓄向高投资的有效转化。在经济结构变革和经济景气转换时期，中国需求管理应该建立最高可持续增长率目标 (HSGR) 的政策指导线，采取微调 (fine-tapping) (而不是微调) 的需求管理操作模式，通过间歇性增加总需求而跟踪持续扩展而实时未知的潜在总供给前沿。

回归凯恩斯主义的反危机宏观经济政策，积极吸取大萧条以及凯恩斯革命的历史经验，进一步发展有实际操作意义的问题导向宏观经济学研究纲领。非均衡学派不可能随凯恩斯主义复兴而复兴，其 BGM 模型 (Barro-Grossman-Malinvand 模型) 的非瓦尔拉均衡状态类型学，对于认识中国经济均衡的结构性质与周期性质却具有重要启示意义，如表 7 所示。在古典失业均衡的结构基础上，中国经济将在凯恩斯失业均衡与消费不足均衡间循环交替。

表 7 中国经济均衡特征

均衡层面	市场经济体制		计划经济体制
	萧条阶段	过热阶段	
周期性	凯恩斯失业	消费不足	抑制性通货膨胀
结构性	古典失业		
非瓦尔拉斯均衡类型		产品市场	劳动力市场
凯恩斯型失业 (Keynesian Unemployment)		$Y^d < Y^s$	$L^d < L^s$
消费不足 (Under-consumption)		$Y^d < Y^s$	$L^d > L^s$
古典失业 (Classical Unemployment)		$Y^d > Y^s$	$L^d < L^s$
抑制性通货膨胀 (Repressed Inflation)		$Y^d > Y^s$	$L^d > L^s$

在中国经济均衡的结构层面，二元结构意味着长期的超额劳动力供给与超额资本需求，集合农业部门与非农业部门的古典失业因而是与经济体制和经济景气无涉的结构层面均衡状态。在中国经济均衡的周期层面，价格自由化改革以公开通货膨胀释放计划经济体制下强制储蓄的过剩购买力，脱离抑制性通货膨胀均衡状态。

凯恩斯失业与消费不足均衡状态是就中国经济的非农业部门而言的，其劳动力市场的超额供给与超额需求主要表现为农村剩余劳动力转移方向的迁出与回流或者农村剩余劳动力转移速度的快速与迟缓。依据国民收入核算双缺口等式 $S - I = X - M$ ，国内生产过剩或者映射为过度储蓄与国内投资不足，或者映射为贸易顺差与国际投资。消费不足均衡状态的超额产品供给只是反映非农业部门产品生产超过国内需求，在包含国际需求时却供给不足，从而在国内市场产品过剩的条件下导致超额劳动力需求。

大规模农村剩余劳动力转移与大规模人力资本积累，大规模（物力）资本积累及其体现的快速伴技术进步，以及充分利用后发优势的快速赶超型技术进步，已经并且将继续支持高储蓄-高投资-高增长的中国经济发展模式。需要特别指出的是，中国经济向发达国家趋同的发展中国家性质，与黄金律理论加以比较和选择国民收入储蓄比率的经济增长稳态是不一致的，不存在过度储蓄和过度投资的动态无效性；同时，中国经济发展过程中的结构变迁以各经济部门不等速增长为前提，其部门增长速度差异是顺周期的，所谓经济增长速度与经济结构协调置换性的中国准菲利普斯曲线因而是并不存在的。

2. 货币政策规则与核心通货膨胀率目标

为直接测度中国货币政策的经济稳定效应，建立作为货币供应管理标准的政策规则体系，如表 8 所示。依据表 8，计算 1992-2008 年间中国 M1 与 M2 货币供应年均余额的增长速度目标，如图 7 所示。

表 8 货币政策规则体系

卢卡斯中性规则	$gM^{Locus} = \pi^E + gY^* - gV^E$
凯恩斯主义规则	$gM^{Keynesism} = \pi^T + gY^T - gV^*$
货币主义规则	$gM^{Monetarism} = \pi^* + gY^* - gV^*$
$\pi^E / \pi^* / \pi^T$	预期/核心/目标通货膨胀率
Y^E / Y^*	预期/潜在国民收入
V^E / V^*	预期/趋势货币流通速度

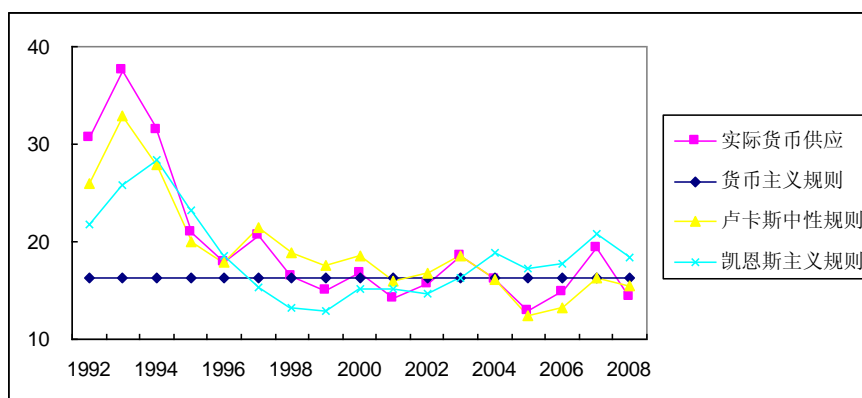


图 7 (a) 中国货币供应增长速度：M1

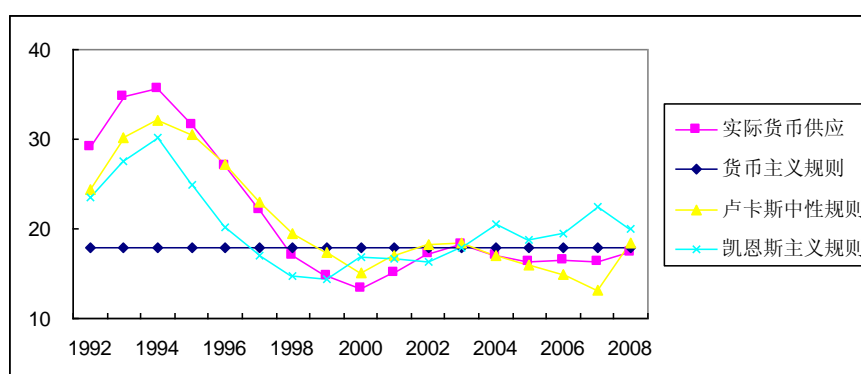


图 7 (b) 中国货币供应增长速度：M2

这里，中国潜在 GDP 增长速度为几何级数情形与余弦函数情形国民收入自然增长率的算术均值，中国货币流通速度的历史趋势增长率 $gV1^* = -3.0450\%$ 而 $gV2^* = -4.3644\%$ ，并且利用协整关系 $\Delta \ln(GDPPI) = 1.2211455266 \cdot \Delta \ln(CPI)$

将泰勒规则的 2% CPI 指数通货膨胀率目标转化为中国经济的 2.4423% GDP 平减指数通货膨胀率目标。采取完全理性预期假说，假设凯恩斯主义货币政策采取渐进的二年期反周期操作模式，即 $Y_T = gY - \lambda \cdot (gY - gY^*)$ ， $\pi_T = \pi - \lambda \cdot (\pi - \pi^*)$ ， $\lambda = 0.5$ 。

货币主义单一规则作为货币供应管理的长期参照系，其参照作用是前向的，不应该记忆货币供应历史。至于货币供应增长速度超过经济增长速度与通货膨胀率之和的百分点距指标 $(gM - gY - \pi)$ ，只是对货币流通速度下降率的事后度量，实际百分点差距扩大既可能指示货币供应过度而银行体系流动性过剩，也可能指示货币供应不足而实际经济景气萧条。2008 年中国实际 M1 与 M2 货币供应增长速度接近货币主义单一规则与卢卡斯中性规则，却低于凯恩斯主义规则。2009 年中国货币供应与信贷规模的高速增长反映中国扩张性货币政策从数量宽松 (QE) 阶段到信贷宽松 (CE) 阶段的成功进展，在国民收入 (通货紧缩) 缺口继续扩大的现实条件下是经济稳定政策必需的而无通货膨胀危险。

中国货币政策应该建立以 CPI 指数核心通货膨胀率度量的价格稳定目标，在容纳粮食产品价格结构性上涨的同时，分离粮食产品价格随机波动而避免过度政策反应。在一般 CPI 指数会计等式 $C = \alpha \cdot C_{Food} + (1 - \alpha) \cdot C_{Core}$ 的基础上，假设非食品核心 CPI 指数的部分调整方程 $C_{Core,t} - C_{Core,t-1} = \beta \cdot (C_t - C_{Core,t-1})$ ，从而 $C_t = \alpha \cdot C_{Food,t} - \alpha \cdot (1 - \beta) \cdot C_{Food,t-1} + (1 - \alpha \beta) \cdot C_{t-1}$ 。使用 OLS 方法在 1996-2008 年间拟合一般 CPI 指数价格方程 $C_t = \alpha \cdot C_{Food,t} - \alpha \cdot (1 - \beta) \cdot C_{Food,t-1} + (1 - \alpha \beta) \cdot C_{t-1}$ ，可以识别一般 CPI 指数的食品价格权重 α 与核心 CPI 指数的均衡调整速度 β ，如表 9 所示。依据由一般 CPI 指数价格动态方程 $C_t = \alpha \cdot C_{Food,t} - \alpha \cdot (1 - \beta) \cdot C_{Food,t-1} + (1 - \alpha \beta) \cdot C_{t-1}$ 与核心 CPI 指数价格动态方程 $C_{Core,t} = (\alpha \beta) \cdot C_{Food,t-1} + (1 - \alpha \beta) \cdot C_{Core,t-1}$ 组成的递归系统，动态模拟一般 CPI 指数与核心 CPI 指数对食品价格冲击的响应过程，如图 8 所示。

表 9 中国 CPI 指数价格方程

$C_t = (c_1 - c_2 \cdot T) \cdot C_{Food,t} - (c_1 - c_2 \cdot T) \cdot (1 - c_3) \cdot C_{Food,t-1} + (1 - (c_1 - c_2 \cdot T) \cdot c_3) \cdot C_{t-1}$				
系数	估计值	标准差	t-检验值	$P > t $
c_1	0.714916	0.091556	7.808494	0.0000

c_2	0.035564	0.013713	2.593530	0.0268
c_3	0.471782	0.238445	1.978579	0.0761
$R^2 = 0.850651$ $adj R^2 = 0.820782$ $SE = 1.215976$ $DW = 2.325287$				

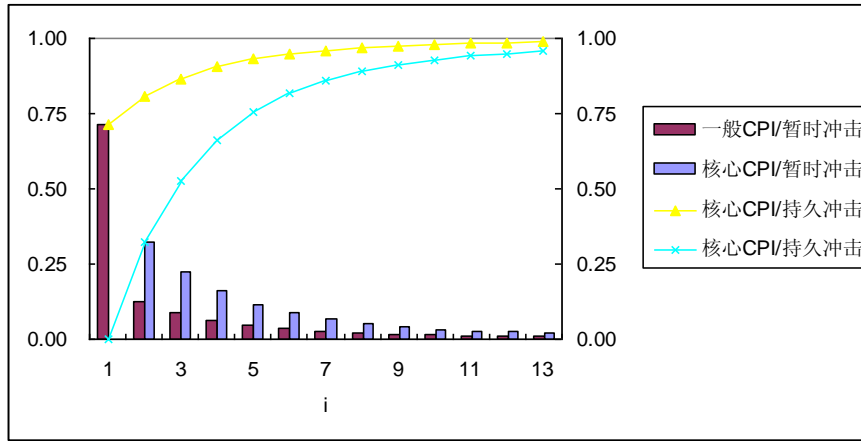


图 8 中国食品价格冲击动态影响

由于食品价格的随机性质，无法依据定义方程 $C = \alpha \cdot C_{Food} + (1 - \alpha) \cdot C_{Core}$ 计算核心 CPI 指数。在 13 年模拟期内，食品价格指数 1% 暂时通货膨胀率的动态影响是逐渐减弱的，期末接近完全消失；食品价格指数 1% 持久通货膨胀率的动态影响是逐渐累积的，期末接近完全传递。

数据附录

附表 1 中国国民收入绝对缺口与相对缺口

年度	绝对 GDP 缺口 (2008 年价格, 亿元)				相对 GDP 缺口 (%)			
	几何级数		余弦函数		几何级数		余弦函数	
	静态预测	动态预测	静态预测	动态预测	静态预测	动态预测	静态预测	动态预测
1983	-298.3728	-298.3728	-736.5254	-736.5254	-1.098	-1.098	-2.668	-2.668
1984	1245.2828	1077.9671	1032.7335	810.6967	4.192	3.608	3.452	2.690
1985	1761.9870	2264.3664	2081.8634	2089.3285	5.282	6.891	6.301	6.325
1986	548.0568	2084.3161	1265.7080	1914.0341	1.454	5.765	3.424	5.270
1987	827.0178	2854.5702	1339.2487	2621.3536	1.977	7.171	3.241	6.547
1988	896.2165	3630.2038	1274.9286	3362.5341	1.924	8.281	2.760	7.624
1989	-2437.8208	1135.8230	-2100.0495	901.1730	-4.703	2.353	-4.078	1.858

1990	-4430.5364	-1842.7592	-4899.8045	-2073.3718	-7.951	-3.468	-8.720	-3.885
1991	-2789.9862	-2492.0345	-4201.0483	-2729.8331	-4.745	-4.260	-6.978	-4.648
1992	884.2052	-424.6144	-531.4410	-665.6679	1.401	-0.659	-0.824	-1.030
1993	3049.3584	1993.1332	2805.1279	1759.5110	4.365	2.811	4.002	2.473
1994	3975.2248	4373.4943	5036.1739	4152.3278	5.066	5.602	6.506	5.304
1995	2892.9133	5502.7115	4671.4625	5293.8659	3.266	6.402	5.383	6.144
1996	1388.8154	5981.4704	2954.1169	5789.7320	1.400	6.321	3.025	6.106
1997	-239.1281	5765.8168	663.7195	5598.0342	-0.217	5.534	0.607	5.364
1998	-2752.0331	3856.8813	-2562.8920	3720.2773	-2.268	3.362	-2.116	3.239
1999	-4468.6001	1322.5076	-5171.9706	1224.6010	-3.383	1.047	-3.895	0.969
2000	-4516.5406	-688.2703	-5989.2081	-738.6011	-3.161	-0.495	-4.149	-0.531
2001	-4812.3793	-3240.3661	-6561.0250	-3232.3401	-3.112	-2.117	-4.195	-2.112
2002	-3946.6553	-5080.0440	-5753.0261	-5001.2826	-2.357	-3.014	-3.400	-2.969
2003	-2051.1305	-5713.2137	-3571.6796	-5549.5870	-1.128	-3.079	-1.947	-2.993
2004	-950.6565	-6317.1386	-1830.1409	-6052.4004	-0.478	-3.092	-0.916	-2.966
2005	280.8723	-6300.6518	-3.1407	-5916.0814	0.129	-2.801	-0.001	-2.635
2006	3649.4568	-3542.4626	3927.7548	-3016.5753	1.518	-1.430	1.635	-1.221
2007	9103.0749	3183.8194	10430.0180	3875.5943	3.413	1.168	3.930	1.425
2008	1892.7587	476.4817	5121.5127	1362.2241	0.634	0.159	1.733	0.455
2009					<i>-1.127</i>	<i>-1.231</i>	<i>-0.438</i>	<i>-0.898</i>
2010						<i>-1.840</i>		<i>-1.467</i>

附表 2(a) 中国经济增长供给结构 (%)

情景 部门	正 S 型 / 趋势 T		反 J 型 / 上边界 <i>max</i>		倒 U 型 / 下边界 <i>min</i>	
	增长速度	贡献率	增长速度	贡献率	增长速度	贡献率
2008-2012 年						
GDP	9.68	100.00	9.64	100.00	9.63	100.00
农 业	4.08	4.28	4.12	4.40	4.05	4.27
工 业	10.12	54.39	9.91	53.92	10.11	54.65
服务业	9.41	41.33	9.34	41.68	9.32	41.08
2013-2022 年						
GDP	8.54	100.00	8.82	100.00	8.26	100.00
农 业	3.91	3.04	4.06	3.03	3.82	3.11
工 业	9.01	54.93	9.28	54.75	8.71	54.83
服务业	8.72	42.03	9.03	42.22	8.44	42.06
2023-2032 年						
GDP	7.48	100.00	7.65	100.00	7.31	100.00
农 业	3.62	2.12	3.71	2.11	3.47	2.08
工 业	7.47	53.02	7.58	52.43	7.29	52.92
服务业	7.90	44.86	8.15	45.46	7.74	45.00

附表 2(b) 中国经济增长需求结构 (%)

情景 部门	正 S 型 / 趋势 T		反 J 型 / 上边界 <i>max</i>		倒 U 型 / 下边界 <i>min</i>	
	增长速度	贡献率	增长速度	贡献率	增长速度	贡献率
2008-2012 年						
GDP	9.68	100.00	9.64	100.00	9.63	100.00
消费	9.51	40.84	9.55	41.80	9.41	40.55
投资	10.67	49.09	10.38	48.24	10.78	50.05
净出口	5.25	10.07	5.12	9.96	4.92	9.40
2013-2022 年						
GDP	8.54	100.00	8.82	100.00	8.26	100.00
消费	8.87	42.27	9.12	42.01	8.43	41.15
投资	9.01	47.61	9.35	48.01	8.82	48.43
净出口	6.13	10.12	6.29	9.98	6.04	10.42
2023-2032 年						
GDP	7.48	100.00	7.65	100.00	7.31	100.00
消费	8.18	46.96	8.24	45.97	8.05	47.39
投资	7.43	45.61	7.71	46.56	7.23	45.34
净出口	5.02	7.43	5.17	7.47	4.82	7.2

附表 3 中国货币供应增长目标 (%)

年度	M1 货币供应年均余额			M2 货币供应年均余额		
	货币主义规则	卢卡斯中性规则	凯恩斯主义规则	货币主义规则	卢卡斯中性规则	凯恩斯主义规则
1992	16.31	25.91	21.81	17.91	24.47	23.49
1993	16.31	32.88	25.74	17.91	30.13	27.47
1994	16.31	27.95	28.36	17.91	32.09	30.14
1995	16.31	20.00	23.16	17.91	30.61	24.86
1996	16.31	17.97	18.52	17.91	27.16	20.16
1997	16.31	21.52	15.38	17.91	22.99	16.97
1998	16.31	18.90	13.23	17.91	19.43	14.79
1999	16.31	17.53	12.91	17.91	17.39	14.46
2000	16.31	18.52	15.20	17.91	15.15	16.79
2001	16.31	16.05	15.15	17.91	16.97	16.73

2002	16.31	16.74	14.75	17.91	18.27	16.33
2003	16.31	18.60	16.35	17.91	18.38	17.95
2004	16.31	16.18	18.87	17.91	17.00	20.51
2005	16.31	12.50	17.23	17.91	15.94	18.85
2006	16.31	13.17	17.77	17.91	14.91	19.40
2007	16.31	16.32	20.73	17.91	13.24	22.39
2008	16.31	15.55	18.43	17.91	18.46	20.06

附表 4 中国食品价格冲击动态影响 (%)

滞后期	食品价格 1%暂时通货膨胀		食品价格 1%持久通货膨胀	
	一般 CPI 指数	核心 CPI 指数	一般 CPI 指数	核心 CPI 指数
1	0.7149		0.7149	
2	0.1269	0.3205	0.8063	0.3205
3	0.0884	0.2232	0.8651	0.5269
4	0.0630	0.1591	0.9038	0.6626
5	0.0460	0.1161	0.9298	0.7538
6	0.0343	0.0867	0.9476	0.8162
7	0.0262	0.0662	0.9600	0.8597
8	0.0205	0.0516	0.9688	0.8905
9	0.0163	0.0412	0.9751	0.9128
10	0.0133	0.0335	0.9798	0.9290
11	0.0110	0.0278	0.9832	0.9410
12	0.0093	0.0236	0.9858	0.9500
13	0.0081	0.0204	0.9877	0.9568

分报告 2

后危机时代全球失衡的调整趋势分析

内容摘要： 本文通过对全球失衡和美国贸易赤字调整趋势的分析，得出如下几个结论：1) 在金融危机和实体经济衰退的双重冲击下，国际贸易增长速度加速下滑，全球失衡加速调整。但是必须注意到，国际贸易增速下降和全球失衡的调整趋势始于 2004 年左右。即便危机后的国际金融供给条件能够恢复危机前的水平，由于发达国家潜在经济增长速度的下降，国际贸易实际增长速度在未来几年中将明显下降。在 90 年代以来所形成的新型国际分工格局和全球化生产体系中，贸易失衡规模的增长与贸易规模增长的必然结果。所以，随着国际贸易实际增速的下降，全球失衡规模的增长速度将加速下降，并低于世界 GDP 的实际增速，由此导致全球失衡占 GDP 的比重不断降低。2) 未来美国贸易赤字的可能调整路径是，利用多边和双边范围内各层次的国际磋商机制，推动国际贸易和投资体制的转变，特别是在投资保护、服务市场开放、知识产权保护和规范市场秩序等方面的协议，大量增加与美国资源禀赋和竞争优势相适应的生产型服务和高端制成品的出口。3) 随着美国家庭消费行为、消费信心和消费融资模式的转变，消费支出的减少自然会导致进口的减少，但是这不会成为美国贸易赤字调整的主要力量。非耐用品的相对供给不足和贸易逆差根植于美国国内供给和需求之间的结构性差异，在非耐用品方面的贸易赤字会持续存在。

一、 导言

迄今为止，关于全球经济失衡的原因、影响和可持续性问题，在国内外理论研究中依然存在诸多争议。¹但是，毋庸置疑的是，2000年以来全球失衡状况的持续存在和不断积累，为我国出口的迅速增长、非均衡增长战略的成功实施，创造了有利的外部市场环境，是我国整体经济超高速增长的外部基础。²基于此，金融危机以后全球经济失衡的调整和演变趋势，自然也就成为影响我国经济稳定和增长的重大问题。

进入2009年以来，各国持续、大规模的协同刺激政策的影响逐步显露，推动全球金融形势趋于稳定和好转，世界经济也逐步摆脱了全面衰退状态。为了支撑当前的复苏趋势，以及构建全球经济在长期中平衡和可持续增长的基础，各国政府在维持危机应对政策的同时，开始关注更为长远的问题，特别是在退出危机应对政策的过程中，如何重新平衡全球总需求构成的问题。³全球总需求构成的重新平衡，意味着全球失衡调整过程的加速。这将对中国经济构成巨大挑战，无论是短期宏观经济管理政策的选择，还是中长期经济增长前景的判断和增长战略的调整，都需要准确把握全球失衡调整的趋势与特征。

我们之所以持续关注全球失衡问题，在很大程度上是因为它会从需求层面对我国的出口产生重大影响，并通过出口的变动影响我国国内投资、生产、收入和消费。基于这样的目的，考虑到美国既是全球失衡中最大的赤字国，也是我国最大的出口对象国，所以，本文在对全球失衡调整趋势进行整体性分析的

¹ 参见：Dooley, Folkerts-Landau and Garber (2004); Bernanke (2005); Blanchard, Giavazzi and Sa (2005); Obstfeld and Rogoff (2005, 2007); IMF (2007); Caballero, Farhi and Gourinchas (2008); Cooper (2008); Faruqe and Lee (2008);

² 关于外需在中国经济中的作用以及全球失衡对中国经济的巨大影响，过去几年中有大量的分析和研究。参见：中国人民大学经济学院经济研究所2007年3季度的《中国宏观经济分析与预测》。

³ 全球总需求结构的调整和重新平衡涉及两个方面的问题。首先是国内总需求中公共需求和私人需求的关系。在应对危机的过程中，无论是美欧发达国家、还是新兴和发展中经济体，为了弥补出口和私人需求下降所带来的总需求缺口，大幅度增加政府公共支出。危机后如何降低公共需求的比重和提高私人需求的比重，成为目前政策考量的重大问题。其次是全球总需求的国别结构的调整。危机以前，新兴和发展中经济体对外需具有较高的依赖性，特别是过于依赖发达国家提供的外部需求。由此导致的全球经济失衡不仅是危机的原因，也使得新兴和发展中经济体对外需冲击具有较大的脆弱性。危机后如何重新平衡全球总需求的国别结构，降低对赤字国国内需求的依赖，提升顺差国的国内需求，这些问题也成为全球范围内政策考量的重点。相关分析参见：IMF (2009); Blanchard (2009)。

基础上，还将重点关注美国可能的调整路径与趋势。

二、全球失衡的总体走势分析

1) 次贷危机以来，在金融和实体经济冲击的双重打击下，全球贸易规模的增长速度大幅下降。但是，国际贸易实际增长速度的下降趋势，始于 2004 年全球失衡调整的多边政策行动的实施。2) 即便金融体系的供给条件能够恢复危机前的水平，由于发达国家潜在经济增长速度的下降，国际贸易实际增长速度在未来几年中将明显下降。3) 在新型国际分工格局和全球化生产体系中，贸易失衡规模的增长与贸易规模增长的必然结果。随着国际贸易实际增速的下降，全球失衡规模的增长速度将加速下降，并低于世界 GDP 的实际增速，由此导致全球失衡占 GDP 的比重不断降低。

2007 年以来的次贷危机及其引发的全球系统性金融动荡，使得全球实体经济遭受严重冲击，世界经济结束了 2006 年以前的高增长态势，发达经济体、新兴和发展中经济体以及全球经济整体的实际增长率都大幅降低。与 2007 年 5.2% 的峰值相比，世界经济在 2008 年的实际增长率下降了 2.2 个百分点，降至 3%。根据 IMF2009 年 10 月的预测，世界经济在 2009 年的实际增长率为-1.1%，发达经济体将出现 3.4% 的负增长。见图 1。

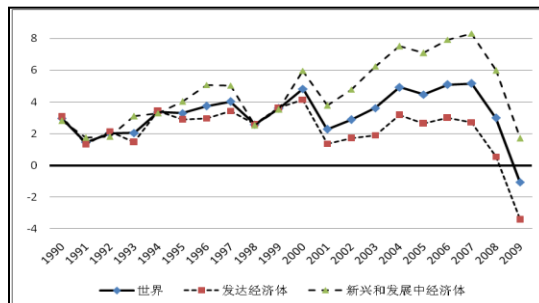


图 1 世界经济的实际增长率⁴

随着世界经济增长速度的下降，全球贸易规模的增长速度大幅下降。与 2007 年相比，2008 年全球贸易量的增长速度下降了近 4 个百分点，从 2007 年的 7.2% 将为 2008 年的 3.3%。根据 IMF 的预测，全球贸易量的增长率在 2009 年将会出现 11% 的负增长，这是 20 世纪 70 年代以来所没有出现过的情况。全球贸易增长速度的下滑趋势已经非常明显。但是需要注意的是，这种趋势并不是从危机爆发会开始的，而是从 2004 年就已经开始。在经历 2001 年的短暂衰退之后，

⁴ 2009 年为预测数，数据来自 IMF2009 年 10 月的《世界经济展望》。

无论是世界经济整体，还是发达经济体与发展中经济体，GDP 实际增长速度持续攀升，这种趋势一直延续到 2007 年。此后在金融危机的冲击下，这一趋势被逆转。在这个过程中，全球贸易增长速度的变化与世界经济增长速度的变化并不完全同步。2005 年之前，全球贸易实际增长速度不断提高；2005 年之后，虽然全球经济继续保持高速增长态势，但是全球贸易的实际增长速度开始呈现不断下降的趋势，从 2004 年 10.7% 的峰值一路下降到 2007 年的 7.2%，此后在金融危机和实体经济衰退的共同影响下呈现加速下滑的趋势。详见图 2。

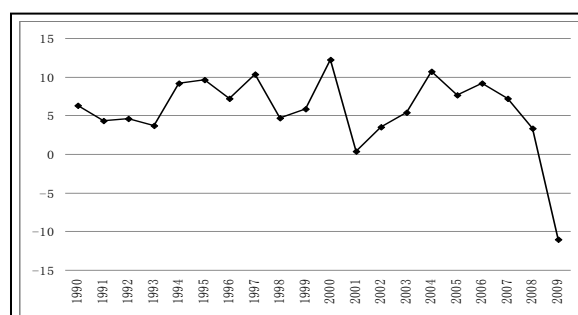


图 2 全球贸易量的增长速度 (%)⁵

从全球贸易实际增长率的月度数据来看，2002 年 1 月至 2009 年 6 月之间，全球贸易实际增长率在 2003 年底和 2004 年初达到了峰值，从 2004 年中开始呈现较为明显的下降趋势，2007 年下半年以后呈现加速下降的趋势。这与年度数据呈现的趋势基本吻合。详见图 3。事实上，2004 年刚好对应着促进全球失衡平稳调整的多边政策行动的起步。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 6 月，IMF 发起关于平稳解决全球经济失衡的多边磋商框架，希望促使全球失衡以一种有利于全球经济持续增长的方式得以解决。2006 年 9 月，在全球失衡多边磋商框架下明确了主要失衡国的调整职责。⁶基于对全球失衡不断积累的风险和负面影响的担忧，各国单独的政策调整以及全球失衡多边磋商框架下的协同调整政策，共同推动了全球贸易和全球失衡状况的缓慢调整。在全球贸易实际增长率逐步下降的同时，全球失衡占全球 GDP 的比重在 2006 年以后开始逐步下降，从 2006 年的 5.8% 降至

⁵ 2009 年为预测数，数据来自 IMF2009 年 10 月的《世界经济展望》。

⁶ 调整措施包括：1) 美国利用财政紧缩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、刺激内需增长；6) 石油出口国增加支出，提高吸收能力和宏观经济稳定性。相关讨论参见：IMF (2007)。

2008 年的 5.6%。根据 IMF2009 年 10 月的预测，2009 年这一比重会降至 3.9%。详见图 4。

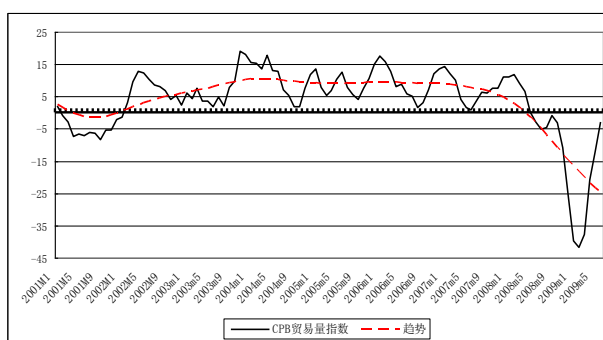


图 3 全球贸易量的月度增长率 (%) ⁷

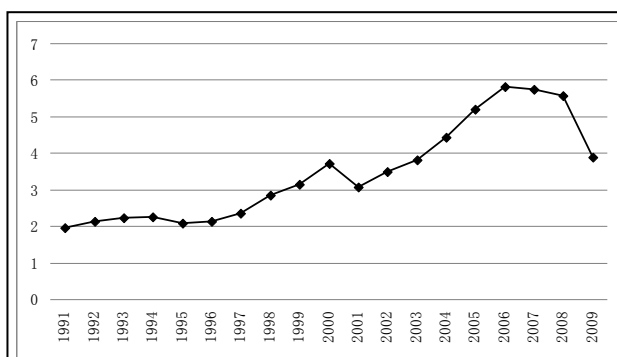


图 4 全球经常项目失衡占全球 GDP 的比重 (%) ⁸

2009 年以来，各国政府的政策性刺激和支持措施推动了全球金融形势的稳定和好转；政策性刺激以及企业存货周期的逆转推动了投资、工业生产以及经济增长等实体经济指标的好转；实体经济增长与金融形势改善之间的正反馈效应初步显露。⁹在此推动下，全球实际贸易规模迅速下滑的趋势得到遏制。虽然全球贸易的实际增长率依然为负值，但是自 2009 年 2 月以来负缺口逐步减少，并在 4 月由负转正，实际增长率超过潜在增长率，并且向上偏离的幅度不断扩大。详见图 5。

⁷ CPB 贸易量指数来自 IMF2009 年 10 月的《世界经济展望》；趋势来自原始数据的 HP 滤波， λ 值设为 1000。

⁸ 各国经常项目余额的绝对值之和占全球 GDP 的比重；2009 年是预测数；数据来自 IMF2009 年 10 月的《世界经济展望》。

⁹ 详见 IMF2009 年 10 月的《世界经济展望》的讨论。

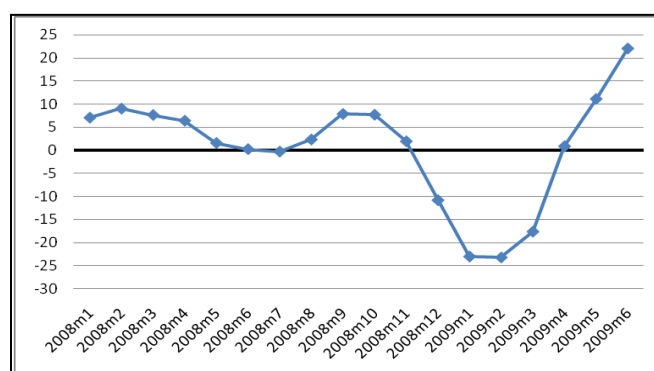


图 5 全球贸易月度增长率缺口 (%) ¹⁰

这是否意味着全球贸易的增长速度以及全球失衡的规模将会恢复到危机前的水平？影响国际贸易和全球经济失衡演变趋势的，分别有金融层面和实体经济层面的因素。在金融层面，主要是消费、投资和国际贸易的融资条件。从目前主要发达金融市场的形势来看，虽然很多市场指标在近期出现了明显的改善趋势，但是美国和欧元区银行体系对私人部门的信贷增长缓慢、甚至仍在紧缩，银行贷款条件也非常严格，低等级公司债券收益差和低质量贷款的利率仍然很高，证券化市场依然非常低迷。¹¹毋庸置疑，信贷紧缩和风险上升加大了贸易融资成本，会制约国际贸易增长速度的提高。但是，金融条件对贸易的影响应该是依附于经济增长的。在长期中，经济增长是决定收入增长以及消费和投资信心提升的关键力量，进而在根本上决定贸易的增长趋势。在此基础上，金融条件的宽松或紧缩通过影响消费、投资以及贸易融资成本，决定实际贸易增长对基本趋势的偏离程度。宽松的金融条件使得贸易增长速度超出经济增长速度，反之，贸易增长速度低于经济增长速度。

20 实际 70 年代以来，无论是发达国家的经济增长、还是新兴和发展中经济体的经济增长，都与国际贸易的增长之间存在显著的正相关性。发达经济体实际 GDP 增长率与国际贸易实际增长率的相关系数为 0.73，新兴和发展中经济体的实际 GDP 增长率与国际贸易增长率的相关系数为 0.53。进一步的因果关系分析表明，20 实际 70 年代以来，发达国家的实际 GDP 增长与国际贸易实际增长

¹⁰ 实际增长率与潜在增长的差额。实际增长率数据来自 IMF2009 年 10 月的《世界经济展望》；潜在增长率是世界增长率的 HP 滤波值。

¹¹ 此外，全球银行的资产损失减记规模高达 2.8 万亿美元，其中 1.5 万亿美元的减记有待实现。这些贷款损失的大部分归属美国、欧元区和英国的银行。相关分析参见 IMF2009 年 10 月的《世界经济展望》和《全球金融稳定报告》。

率之间存在双向因果关系，意味着两者之间存在相互促进和相互强化的关系；新兴和发展中经济体的实际 GDP 增长率与国家贸易实际增长率之间没有明显的因果联系。详见图 6 和表 1。

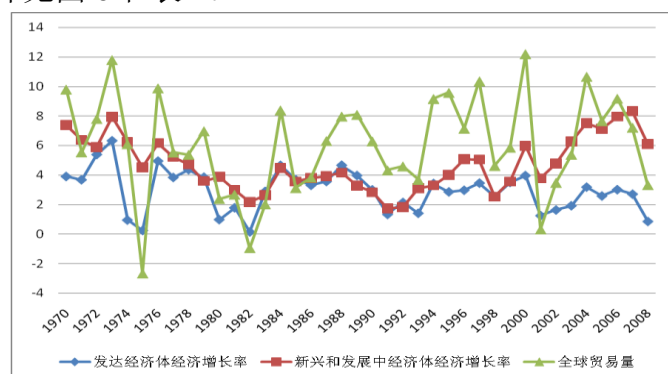


图 6 实际 GDP 增长率与国际贸易实际增长率 (%) ¹²

表 1 实际 GDP 增长率与国际贸易实际增长率的统计因果关系分析

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1970 2008			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
GROWTH_GL不是TRADE的格兰杰原因	37	9.88899	0.00045
TRADE不是GROWTH_GL的格兰杰原因		7.34206	0.00238
GROWTH_EM不是TRADE的格兰杰原因	37	0.66785	0.51981
TRADE不是GROWTH_EM的格兰杰原因		2.40588	0.10632
GROWTH_DE不是TRADE的格兰杰原因	37	7.92697	0.00160
TRADE不是GROWTH_DE的格兰杰原因		5.94745	0.00636

注：1) GROWTH_GL 代表世界的实际 GDP 增长率，GROWTH_DE 代表发达经济体的实际 GDP 增长率，GROWTH_EM 代表新兴和发展中经济体的实际 GDP 增长率，TRADE 代表国际贸易的实际增长率；

2) 数据来自 IMF2009 年 10 月的《世界经济展望》。

进一步结合危机爆发以来的情况，根据 IMF 和银行家协会的调查，从 2007 年 4 季度到 2008 年 4 季度、再到 2009 年 2 季度，贸易的下降是导致贸易融资减少的主要原因。这就意味着，制约国际贸易增长速度提高的主要因素并不是融资约束，而是需求不足。¹³所以，即便金融体系的供给条件能够很快恢复危

¹² 数据来自 IMF2009 年 10 月的《世界经济展望》。

¹³ 80%以上的受访银行认为，贸易规模的下降是贸易融资下降的原因。2008 年和 2009 年上半年，无论是欧美发达国家，还是中东欧国家、拉美国家和亚洲新兴经济体，贸易规模的下降幅度都远大于贸易融资规模的下降幅度，这显示了需求因素对国际贸易的影响。这意味着导致国际贸易下降的主要原因是需求的下降，而不是贸易融资手段的约束。详细分析参见 IMF2009 年 10 月的《世界经济展望》。

机前的水平，国际贸易能否恢复到危机前的增长速度，关键在于需求因素能否恢复到危机前的水平，特别是发达经济体的增长速度能否恢复危机以前的水平。

利用 20 世纪 70 年代以来发达经济的实际增长率和国际贸易的实际增长率数据，估算国际贸易对发达经济实际 GDP 增长率的弹性。估算结果见图×××。根据估算结果，20 世纪 70 年代国际贸易增长对发达国家实际经济增长的平均潜在弹性¹⁴为 0.8，80 年代为 0.9，90 年代为 2.4，2000 年以后达到 2.8，20 世纪 70 年代以来的整体均值为 1.7。¹⁵详见图 7。

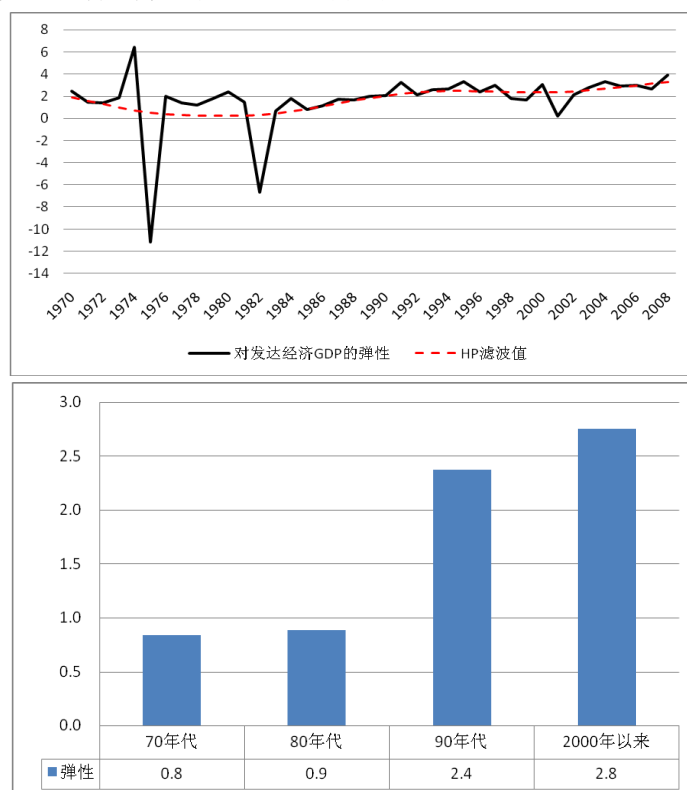


图 7 国际贸易的收入弹性¹⁶

为了预测国际贸易未来增长率，选择 90 年代以来的国际贸易弹性作为基准。90 年代以来平均的潜在贸易弹性为 2.6，标准差为 0.97。以此为基准，利用 IMF 在 2009 年 10 月的《世界经济展望》中关于发达经济体实际 GDP 增长率的预测值，对 2009 年以后国际贸易的增长率趋势进行预测。预测结果见图 8，2009 年至 2014 年，国际贸易实际增长率的基准预测值分别为-12.3%、3.4%、6.4%、6.7%、6.6%和 6.2%。进一步考虑到金融危机对贸易融资条件和私人部

¹⁴ 潜在趋势的均值。

¹⁵ 根据 Freund(2009)的研究，在过去几十年中国际贸易增长对 GDP 增长的弹性不断提高。

¹⁶ 国际贸易的收入弹性用贸易实际增长率对 GDP 实际增长率的比率来表示；H-P 滤波的 λ 值设为 100；贸易和 GDP 实际增长率数据来自 IMF2009 年 10 月的《世界经济展望》。

门支出行为的影响，贸易弹性向下偏离基本趋势的可能性较大，即在平均潜在弹性的基础上减去 1 个标准差，由此得到的预测值分别为-5.6%、2.2%、4%、4.2%、4.1%和 3.9%。与 2000 年至 2006 年之间平均 7% 的增长速度相比，国际贸易实际增长速度在未来几年中明显下降。

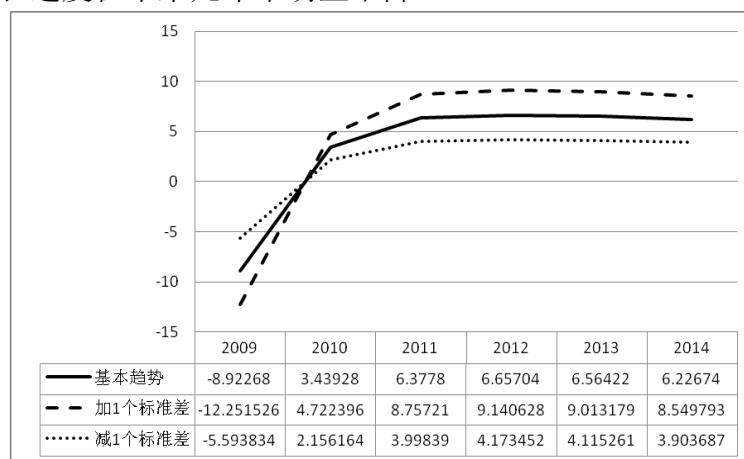


图 8 国际贸易实际增长率未来走势的预测 (%)¹⁷

20 世纪 90 年代以来，随着国际分工体系的深刻调整，全球化生产体系逐步形成和发展。根据不同的国际分工地位，各个经济体被置于全球化生产体系的不同环节。在新的国际分工格局和全球化生产体系中，生产并向全球提供最终制成品国家，无论是提供高端制成品的日本和德国、还是提供一般制成品的东亚新兴经济体，经常项目收支必然处于顺差状态。美国在 20 世纪 70 年代以来的产业结构调整过程中，不断将贸易品部门，特别是制成品部门，转移到国外。美国作为全球最大的最终制成品的吸纳国，经常项目收支必然处于赤字状态。所以，经常项目失衡是过去 10 多年中所形成的国际分工格局和全球化生产体系的必然产物。在这样的体系中，随着经济规模的扩张，贸易规模以及贸易失衡规模必然随之扩张。

1990 年至 2008 年，全球总进口规模从 42832 亿美元增至 192042 亿美元，经常项目失衡规模从 4788 亿美元增至 33652 亿美元。¹⁸ 详见图 9。在此期间，随着全球化生产体系的形成和发展，经常项目失衡对全球贸易规模 (CA/TRADE) 的比率不断提高，从 1990 年的 0.11 增至 2006 年的峰值 0.2，

¹⁷ 2009 年至 2014 年的发达经济体实际 GDP 增长率来自 IMF 的预测。预测基本趋势时所用的弹性值为 2.6；

¹⁸ 国际贸易规模是指全球进口总额；经常项目失衡规模是所有国家或地区经常项目收支余额的绝对值之和。贸易规模数据来自 EIU 数据库；经常项目失衡规模的数据是根据 IMF2009 年 10 月《世界经济展望》的统计数据计算而来。

2007 年和 2008 年分别降至 0.19 和 0.18。详见图 10。

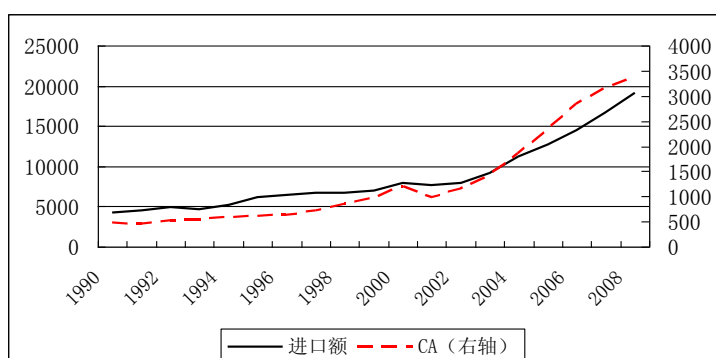


图 9 国际贸易与经常项目失衡余额 (10 亿美元)¹⁹

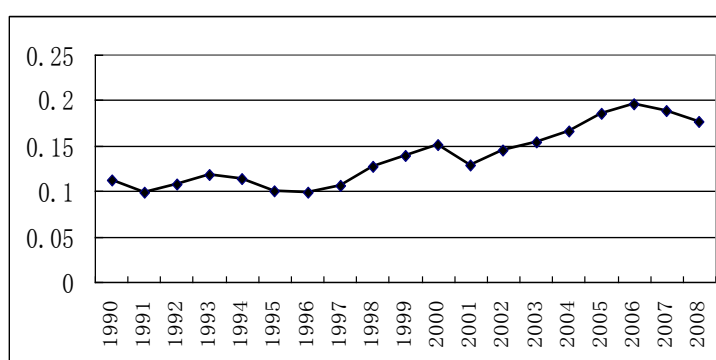


图 10 经常项目失衡规模与国际总进口的比率

考虑到新型国际分工格局和全球化生产体系刚刚形成并趋于稳定，国际贸易的加速增长将被平稳增长所替代²⁰，经常项目失衡对全球进口总额的比率将趋向稳定。取 2000 年以来的均值 0.17 作为 CA/TRADE 的基准，以 1990 年至 2008 年的标准差 0.03 为上下波动幅度，CA/TRADE 在 0.14 至 0.2 之间变动。利用前面关于国际贸易增长率的预测数据，可以得到全球失衡规模 (CA) 在未来可能的增长率。根据估算结果，2010 年之后全球经常项目失衡规模的增长率将趋向 1.1% 左右，上限在 1.8% 左右，下降在 0.6% 左右。这远低于 2000 年至 2007 之间 15.6% 的增长速度。详见图 11。经常项目失衡规模的增长率远低于全球 GDP 增长率，所以，经常项目失衡占全球 GDP 的比重将会呈现持续降低的趋势。

¹⁹ 同上。

²⁰ 对此的分析参见：中国人民大学经济学院经济研究所《中国宏观经济分析与预测》(2009 年 3 季度)。

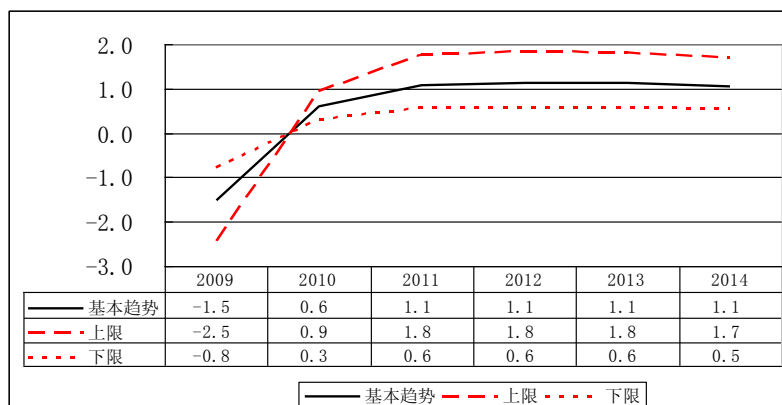


图 11 全球经常项目失衡的增长率预测 (%)

通过上面的分析可以得出，在未来数年中，国际贸易和全球失衡规模的增长速度将会明显降低，全球经常项目失衡规模占全球 GDP 的比重会呈现明显的下降趋势。那么，国际贸易整体增速下降和全球失衡状况的调整，是否必然对我国的出口产生较大的负面冲击？答案是不确定的。关键还要看我国的主要贸易伙伴国，特别是作为我国主要出口市场之一的美国，在全球失衡调整过程中所采取的调整路径。

三、美国贸易赤字调整的可能路径和趋势分析

(一) 关于美国贸易赤字可能调整路径的逻辑推演

从美国贸易赤字产生的基本逻辑出发，我们认为未来美国贸易赤字的可能调整路径是：1) 利用多边和双边范围内各层次的国际磋商机制，推动国际贸易和投资体制的转变，特别是在投资保护、服务市场开放、知识产权保护和规范市场秩序等方面的协议，大量增加与美国资源禀赋和竞争优势相适应的生产型服务和高端制成品的出口，应该是美国在次贷危机以后促进贸易赤字调整的主要方向；2) 随着美国家庭消费行为、消费信心和消费融资模式的转变，消费支出的减少自然会导致进口减少，但是这不会成为美国贸易赤字调整的主要力量；3) 非耐用品的相对供给不足和贸易逆差根植于美国国内供给和需求之间的结构性差异，在非耐用品方面的贸易赤字会持续存在。

从美国实体经济供求结构的动态特征来看，服务的国内供给远大于国内消费性服务需求和投资性服务需求。2000 年以来，服务业供求缺口占 GDP 的比重维持在 12%至 15%之间。根据开放宏观经济的基本平衡机制，国内供求缺口会表现为贸易收支的失衡。服务供给的相对过剩对应着对外服务贸易的顺差。

从 1995 年以来的情况看，供求缺口与外贸顺差的变动轨迹非常类似。详见图 12。但是对比两者的具体水平，却发现外贸顺差规模远小于供求缺口的规模。

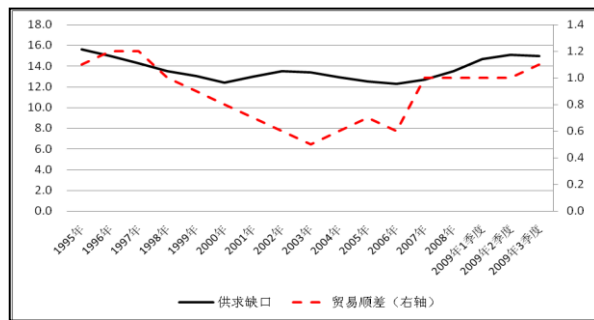


图 12 服务业的供求缺口与贸易顺差 (%) ²¹

与服务业的供求对比状况相反，在不包括建筑业的有形产品方面，美国处于国内供给小于需求的状态，由此决定了美国在产品方面必然会出现对外贸易逆差。具体来看，非耐用品的供求缺口维持在-1.8%至-3%之间，与此对应，非耐用品贸易逆差占 GDP 的比重维持在-1.6%至-3.2%之间，两者的变动轨迹非常一致。在耐用用品方面，供求缺口和贸易收支的变动轨迹也非常类似。但是，耐用用品在大部分时间内处于供给过剩的状况，缺口维持在-0.4 至 1.6 之间，而耐用用品的对外贸易却始终处于逆差状态。详见图 13 和 14。

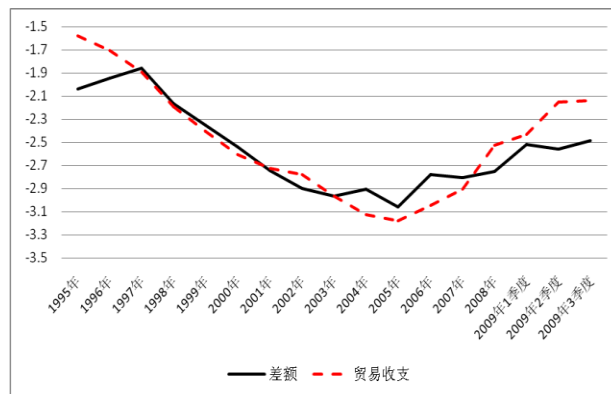


图 13 非耐用用品供求缺口与贸易收支 (%)

²¹ 供求缺口=(服务产出 - 投资性服务支出 - 消费性服务支出)/GDP。投资性服务支出是在企业投资支出中用于服务的支出占 GDP 的比重。根据 IMF (2008) 年的估算，美国企业投资支出中用服务的支出占总投资出的比重大概为 0.22。用 0.22 乘以投资支出占 GDP 的比重，即可得到投资性服务支出占 GDP 的比重。其他数据直接来自美国商务部经济分析局的统计数据。图中数据都是占 GDP 的比重。

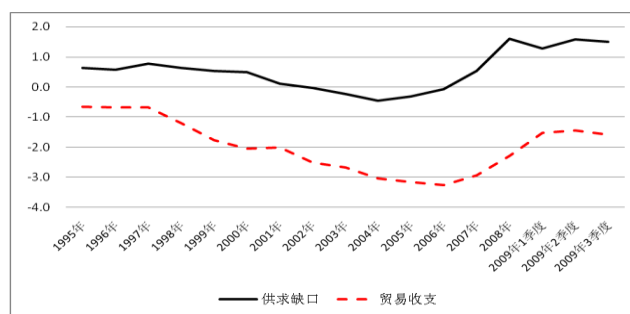


图 14 耐用品的供求缺口和贸易收支 (%) ²²

在上面的分析中，非耐用品的国内供给不足较为充分地体现为对外贸易逆差；耐用品和服务的国内供给过剩并没有充分地转变为对外贸易顺差，服务业存在较小规模的顺差，而耐用品方面却存在较大规模的逆差。除去数据统计口径的问题以及上述分析对建筑业产出和需求的忽略，更为重要的是不同产业类别所面临的国际贸易约束是不一样的。国内供给和需求之间的差异能否转变成相应的进口与出口？关键在于可贸易性的高低。在传统的国际经济分析中，影响可贸易性的关键因素是运输成本。受制于运输成本，服务业的可贸易性较低，难以进入国际交换过程。随着交通和通讯技术的发展以及服务提供方式的变化，运输成本的约束不断弱化，制度和政策层面的约束成为决定可贸易性的关键因素。特别是生产型服务业，不仅具有较高的技术含量和外部性，而且在很多国家是具有战略意义的产业。所以，生产型服务和高端制成品不仅对目标市场的知识产权保护和市场秩序具有较高要求，而且容易受到目标市场各种贸易政策壁垒的限制。90年代以来，全球多边贸易和投资体系在触及各国服务业市场开放、国内市场秩序、知识产权保护以及国内立法等问题时，进展缓慢，甚至陷于停滞。由此，美国相对过剩的服务产出受制于外部市场的政策性、法律性和制度性贸易成本，难以大规模地形成对外出口。在这种情况下，只能通过刺激国内需求来吸纳过剩的服务供给。但是，这导致国内耐用品和非耐用品需求的增加，非耐用品超额需求和贸易逆差进一步增加，耐用品供给从相对过剩变为相对不足，耐用品出现贸易逆差。²³

从上述逻辑中可以得出一个基本判断：大量增加与美国资源禀赋和竞争优势相适应的生产型服务和高端制成品的出口，应该是美国在次贷危机以后促进

²² 供求缺口=(产出 - 投资性支出 - 消费性服务支出)/GDP。图中数据都是占GDP的比重。

²³ 对上述逻辑的详细分析和数值模拟，参见于春海(2009)。

贸易赤字调整的主要方向。利用多边和双边范围内各层次的国际磋商机制，推动国际贸易和投资体制的转变，特别是在投资保护、服务市场开放、知识产权保护和规范市场秩序等方面的协议，促进美国服务业高端制成品的出口增加。随着美国家庭消费行为、消费信心和消费融资模式的转变，消费支出的减少自然会导致进口减少，但是这不会成为美国贸易赤字调整的主要力量。非耐用用品的相对供给不足和贸易逆差根植于美国国内供给和需求之间的结构性差异，在非耐用用品方面的贸易赤字会持续存在。

(二) 关于美国贸易赤字调整路径的证据

数据层面的分析表明，剔除危机期间的异常变动，美国贸易赤字的调整路径应该是以产品和服务的出口增长为主导。具体地说，1) 在进口和出口的比较中，出口增长是主导；2) 在出口方面，服务和耐用出口的增长是主导。

作为最主要的赤字国，美国贸易逆差的缓慢调整进程在危机以前就已经开始。从 1995 年以来美国季度贸易收支余额及其占 GDP 比重的变化情况来看，按年率进行季度调整后贸易逆差在 2006 年 3 季度达到 7564 亿美元，随后呈现明显的不断减少趋势；贸易逆差占 GDP 的比重在 2004 年 4 季度达到 5.9%，随后维持在-5.8%左右，2006 年 3 季度以后呈现不断减少的趋势。²⁴详见图 15。由此可以看出。美国贸易赤字的调整过程在危机爆发之前就已经开始。²⁵

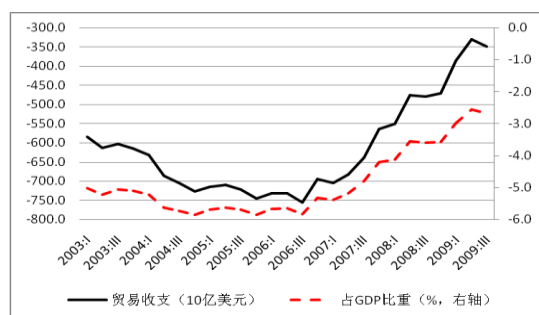


图 15 美国的贸易收支²⁶

在美国总贸易收支不断改善的过程中，产品贸易和服务贸易的相对贡献在危机爆发前后是不一样的。危机爆发以前，服务贸易收支的改善是推动美国总贸易逆差减少的主导力量，其贡献超过产品贸易；2007 年 3 季度以后，随着危

²⁴ 所有季度数据都利用年率调整成年度数据；数据来自美国商务部经济分析局。

²⁵ Milesi-Ferretti (2008)和 IMF (2009)都认为美国贸易赤字的调整过程在危机以前就已经启动。

²⁶ GDP 和贸易收支都是基于 2005 年环比美元价格的实际额，同时按年率进行季度调整后折算为年度数据。数据来自美国商务部经济分析局。

机的爆发和深化，服务贸易与产品贸易的相对贡献发生逆转，产品贸易收支的改善成为推动美国总贸易收支改善的主导力量。还必须注意到，进入 2009 年以后，随着美国金融和经济形势的稳定与好转，产品贸易收支的改善幅度开始下降，服务贸易顺差的下降趋势被逐步逆转。见图 16。

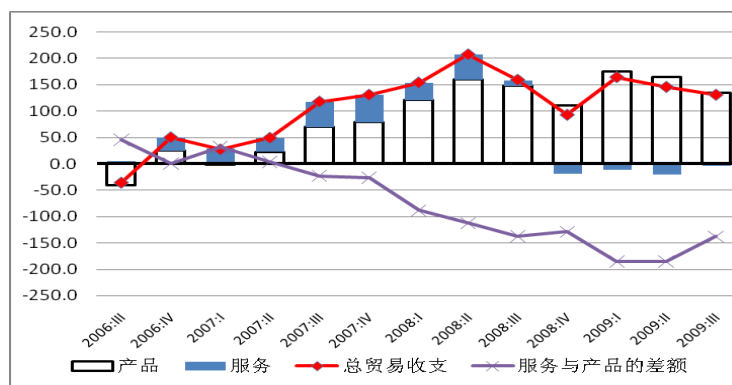
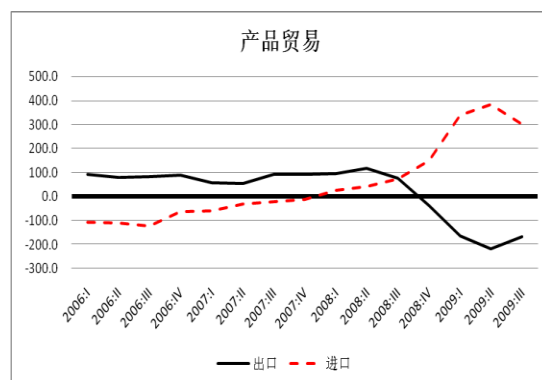


图 16 美国贸易收支增幅及构成 (%) ²⁷

2006 年 3 季度以后美国的产品贸易收支开始趋于改善，在这当中进口和出口的相对贡献是不一样的。2006 年 4 季度至 2007 年 4 季度，美国的产品出口和进口都是不断增加的，但是出口增幅超过进口增幅。所以在这段时间内，美国产品贸易逆差的减少完全来自出口的增长。2008 年 1 季度至 2008 年 3 季度，产品出口继续增长，进口则以越来越大的幅度减少。总体而言，出口和进口同时推动美国贸易逆差的减少，但是出口增幅大于进口减幅，出口增长是推动产品贸易逆差减少的主导力量。2008 年 3 季度以后，美国的产品出口开始减少，但是进口减少的幅度更大，所以，这段时间内美国产品贸易逆差的减少完全来自进口的减少。在服务贸易方面，2008 年 3 季度以前，进口和出口都是不断增加的，因为出口增幅更大，由此导致顺差的不断增长；此后，在进口减少的同时，出口大幅下降，由此导致服务贸易顺差不断减少。详见图 17。



²⁷ 服务与产品的差额是指服务贸易余额同比增幅与产品贸易余额同比增幅之差；贸易收支数据来自美国商务部经济分析局。

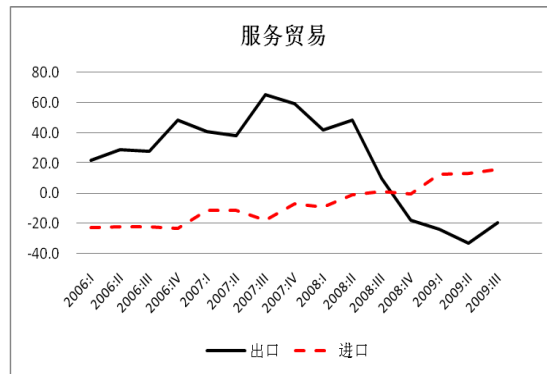


图 17 美国进口和出口增幅 (10 亿美元)

总之，无论是产品贸易还是服务贸易，在 2008 年 3 季度以前，美国逆差的减少或顺差的增加主要是出口增长的结果，所以，美国整体贸易收支的改善，或者贸易赤字的调整过程，主要表现为出口增长。2008 年 3 季度以后，进口减少成为驱动美国贸易赤字减少的主要力量。但是后一阶段的表现并不能代表长期趋势。2008 年 3 季度以后，金融危机对实体经济的负面影响全面显露，并演变为实体经济的严重衰退，美国经济出现大幅度的负增长。随着金融形势的稳定和好转，实体经济的负增长不会是一种持久现象，进口减少作为美国贸易赤字减少的主导力量的现象也不会持久。从最新的数据中也可以看出这一点。2009 年 3 季度美国经济出现了 3.5% 的正增长，与此相对应，无论是在产品贸易收支中、还是在服务贸易收支中，进口对贸易收支改善的贡献开始下降，出口的贡献开始上升。

进一步考察美国产品出口的变动及其构成。可以看出，在 2008 年 3 季度以前，出口增长作为推动美国产品贸易逆差减少的主要力量，其变动主要来自耐用品，耐用品出口增幅超过非耐用品出口增幅。2008 年 4 季度以后，全球性实体经济衰退从供给和需求两个方面对美国的出口产生冲击，美国耐用出口大幅减少。但是如果剔除危机期间的异常变动，可以认为，在常态的调整路径中，耐用品出口增长应该是美国产品贸易赤字的主要调整方向。

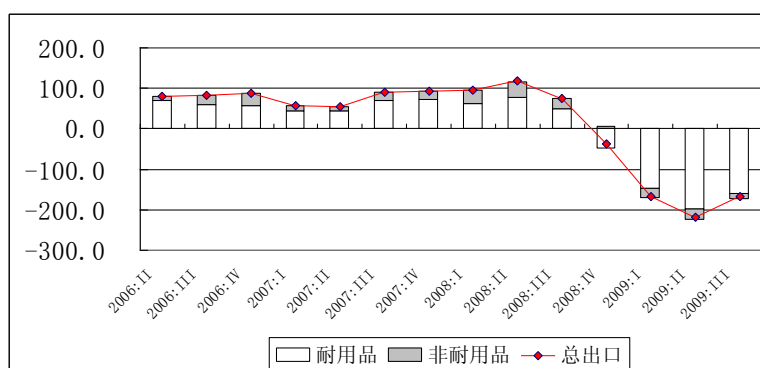


图 18 美国产品出口的同比变动及构成 (10 亿美元)

数据层面的分析表明，剔除危机期间的异常变动，美国贸易赤字的调整路径应该是以产品和服务的出口增长为主导。具体地说，1) 在进口和出口的比较中，出口增长是主导；2) 在出口方面，服务和耐用出口的增长是主导。这可以进一步支撑前面的分析逻辑，即美国贸易赤字的调整路径应该以增加生产型服务和耐用品的出口为主。

(三) 美国家庭储蓄率上升对贸易收支的可能影响

给定美国的供给结构，并且不考虑美国的外部需求约束和贸易成本约束。假定随着财政刺激的逐步退出，政府赤字能够降低到危机前的水平。那么，美国家庭储蓄率上升 3 个百分点，可以推动美国产品贸易逆差下降 1 个百分点；推动服务贸易顺差上升 2 个百分点；在美国总体贸易收支改善的背后，非耐用消费品和耐用消费品进口的减少分别贡献 0.68 和 0.32 个百分点，另外的 2 个百分点是服务出口增长带来的。所以，美国家庭储蓄上升和消费降低对美国进口施加的降低效应并不是很大，主要是推动出口的增长。

危机冲击之下，美国家庭储蓄率大幅增加。储蓄占可支配收入的比重从 2008 年 1 季度的 1.2% 升至 2009 年 3 季度的 3.3%；储蓄占 GDP 的比重从 0.9% 升至 2.5%。详见图 19。从目前的情况来看，随着经济的复苏、产出的扩张、收入的增加以及家庭信心和情绪的恢复，家庭储蓄率会随之变化。但是，即便美国家庭的财富能够恢复到危机前的水平，储蓄率也不会降到危机前的水平。²⁸但是另一方面，危机爆发以来美国政府储蓄占 GDP 的比重不断下降，从 2008 年 1 季度的 -3.2% 降至 2009 年 2 季度的 -9.3%。由此导致美国国民储蓄占 GDP 的比重从 -2.3% 降至 -5.6%。详见图 20。

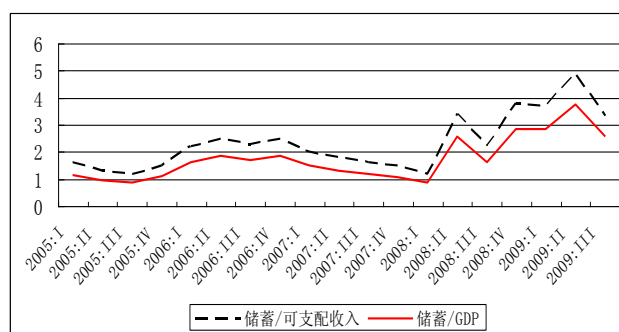


图 19 美国家庭储蓄 (%)

²⁸ 根据 IMF (2009) 以及 Blanchard (2009) 的分析，危机以一种极端的方式展示了尾部风险的毁灭性影响。为应对尾部风险，美国家庭肯定会增加储蓄。

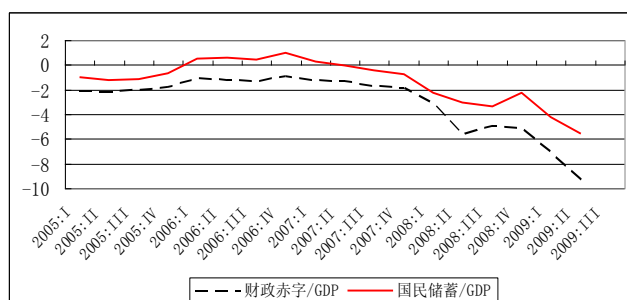


图 20 美国财政赤字和国民储蓄 (%)

在现有研究和分析中，很多人认为美国家庭储蓄占 GDP 的比重在外来较长时期内会维持在 4% 左右。与危机爆发前相比，这意味着美国家庭消费需求占 GDP 的比重降低了 3 个百分点左右。而应对危机的财政刺激是不可持续的，随着经济的复苏，财政刺激政策将逐步退出。也就是说，财政赤字水平会逐步回到危机以前的水平，甚至会进一步改善。如果假定美国财政赤字占 GDP 的比重会回到危机前的水平。那么在长期中，美国国民储蓄将会上升 2 个百分点左右，这意味着美国国内总消费需求占 GDP 的比重下降两个百分点。²⁹

家庭消费支出下降 3 个百分点会对美国贸易收支产生什么影响？取美国家庭消费支出中服务对产品的比率为 1995 年以来的均值 1.99；取耐用品对非耐用品的比率为 1995 年以来的均值 0.5。按照这样的比例关系，总消费支出下降 3 个百分点，将导致产品支出下降 1 个百分点，服务支出下降 2 个百分点；非耐用品支出下降 0.68 个百分点；耐用品支出下降 0.32 个百分点。³⁰

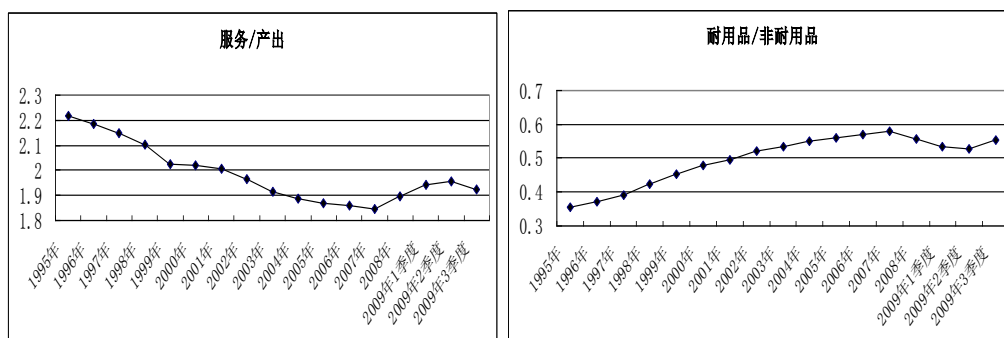


图 21 美国家庭的消费支出结构

给定美国的供给结构，并且不考虑美国的外部需求约束和贸易成本约束，与危机前相比，需求层面的这些变化可以推动美国产品贸易逆差下降 1 个百分

²⁹ 这里没有考虑政府的投资支出。

³⁰ 这里的数字都是占 GDP 的比重。

点；推动服务贸易顺差上升 2 个百分点；美国总体贸易逆差能够下降大约 3 个百分点。但是必须注意到，在这种变化的背后，只有产品贸易逆差的减少是国内需求减少和进口减少所导致的，非耐用品和耐用品进口减少分别贡献 0.68 和 0.32 个百分点；另外的 2 个百分点是服务出口增长带来的。所以，美国家庭储蓄上升和消费降低对美国进口施加的降低效应并不是很大，主要是推动出口的增长。这是由美国既有的供求结构性特征决定的。

四、结论

通过全文的分析可以得出如下结论：

1、即便金融体系的供给条件能够恢复危机前的水平，由于发达国家潜在经济增长速度的下降，国际贸易实际增长速度在未来几年中将明显下降。在 90 年代以来所形成的新型国际分工格局和全球化生产体系中，贸易失衡规模的增长与贸易规模增长的必然结果。所以，随着国际贸易实际增速的下降，全球失衡规模的增长速度将加速下降，并低于世界 GDP 的实际增速，由此导致全球失衡占 GDP 的比重不断降低。

2、未来美国贸易赤字的可能调整路径是，利用多边和双边范围内各层次的国际磋商机制，推动国际贸易和投资体制的转变，特别是在投资保护、服务市场开放、知识产权保护 and 规范市场秩序等方面的协议，大量增加与美国资源禀赋和竞争优势相适应的生产型服务和高端制成品的出口。

3、随着美国家庭消费行为、消费信心和消费融资模式的转变，消费支出的减少自然会导致进口减少，但是这不会成为美国贸易赤字调整的主要力量。非耐用品的相对供给不足和贸易逆差根植于美国国内供给和需求之间的结构性差异，在非耐用品方面的贸易赤字会持续存在。

参考文献：

1. Bems Rudolfs, Aggregate Investment Expenditures on Tradable and Nontradable Goods, IMF Working Paper, WP/08/45, February 2008.
2. Bernanke, Ben, "Remarks at the Homer Jones Lecture," St. Louis, Missouri, April 14, 2005.
3. Blanchard, O. and Giavazzi, F. "Rebalancing Growth in China: A Three-Handed Approach." MIT Department of Economics Working Paper No. 05-32, 2005.
4. Blanchard Olivier, Sustaining a Global Recovery, Finance and Development, September 2009, pp. 8-12.
5. Caballero, R., E. Farhi, and P. Gourinchas, "An Equilibrium Model of 'Global Imbalances' and Low Interest Rates," American Economic Review, Vol. 98, No. 1, 2008, pp. 358-93.
6. Cottarelli Carlo and Jose Vinals, Looking Ahead, Finance and Development, September 2009, pp.

20-23.

7. Dooley, Michael P., D. Folkerts-Landau, and Peter M. Garber, "Savings Glut and Interest rates: The Missing Link to Europe." NBER Working Paper 11520, 2005.
8. Freund, Caroline, "The Trade Response to Global Downturns: Historical Evidence," World Bank Policy Research Working Paper No. 5015 (Washington: World Bank), 2009.
9. Giavazzi Francesco, Growth after the Crisis, *Finance and Development*, September 2009, pp. 24-25.
10. IMF, *World Economic Outlook*, April 2007, Washington: International Monetary Fund.
11. IMF, *World Economic Outlook*, October 2008, Washington: International Monetary Fund.
12. IMF, *World Economic Outlook*, October 2009, Washington: International Monetary Fund.
13. IMF, *Global Financial Stability Report*, October 2009, Washington: International Monetary Fund.
14. Obstfeld, M. and Rogoff, K., The unsustainable U.S. current account revisited, NBER Working Paper 10869, 2004.
15. Obstfeld, M. and Rogoff, K., Global current account imbalances and exchange rate adjustments, *Brookings Papers on Economic Activity* 1:2005, 67-123.

分报告 3

经济周期、通胀周期与股市周期

摘要：本文研究了经济周期、通胀周期和股市周期三大周期之间的关系。在我国，通胀周期与增长周期之间存在稳定的滞后关系，据此可将经济周期分为四个阶段，目前我国处在增长上行与通胀下行的黄金时期，明年将处在增长与通胀双双上行的全面复苏阶段。2003年以来尤其本轮周期，宏观经济趋势与股市周期趋势的相关性显著增强，股市的国民经济晴雨表功能开始显现。通胀主要通过利率机制对股票市场产生影响，根据中国的历史经验，在通胀成因方面，货币主义和真实经济周期学派都缺乏解释力，高增的货币供并不必然导致通货膨胀，产能过剩也不必然抑制通货膨胀，货币供应会否引发通胀及其程度，既要看总量产出缺口，也要看结构产出缺口。综合明年的宏观环境来看，明年通胀水平最接近于2004年的水平（CPI3.9%），面临较大程度的通胀压力。

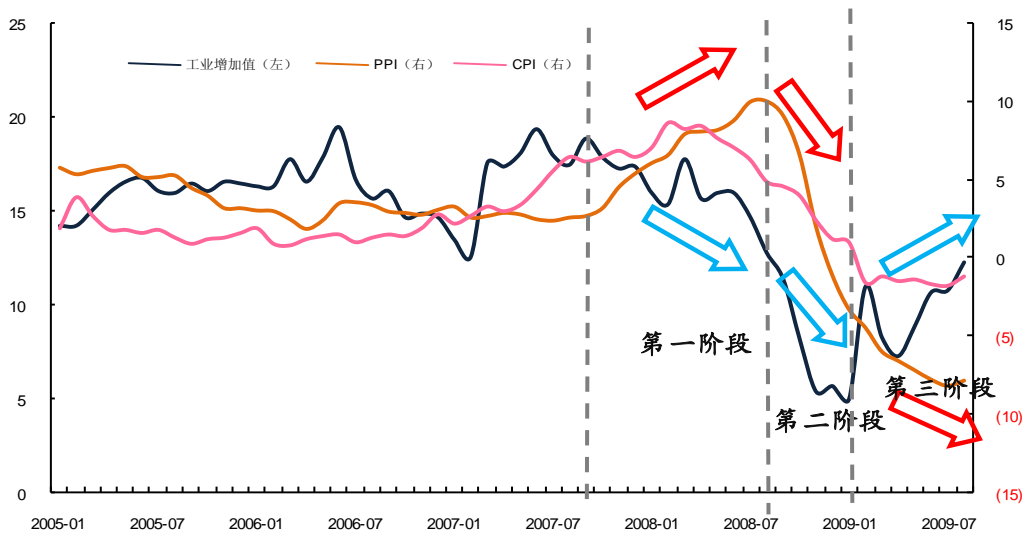
一、经济周期与通胀周期

由于价格的“粘性”，通胀周期一般滞后于增长周期。Niemi(1998)等根据 1945—1992 年美国经济增长周期的研究发现，平均通货膨胀转折点日期在增长周期转折点之后 5 个月出现。

在中国，通胀周期与增长周期具有明显的先后波动次序。

根据通胀周期与增长周期的关系，可把本轮经济周期分为四个阶段：

图 1 通胀周期滞后于增长周期：股票投资时机选择



第一阶段，经济下行与通胀上行（2007 年四季度-2008 年三季度）——在经济衰退的初期，也即增长周期从繁荣走向衰退的转折点上，“春江水暖鸭先知”，下游行业和需求敏感型行业的价格率先下调，但是上游行业和需求迟钝型行业的价格由于在建项目和前期订单的支撑则继续保持价格上升的惯性。这一阶段很多行业存在景气幻觉，政府的宏观调控在保增长和控通胀方面面临两难选择，这是股票投资最危险的时期。

第二阶段，经济与通胀双双下行（2008 年四季度-2009 年一季度）——在经济衰退的中期，即使是离终端需求最远、最不敏感的行业也已经意识到经济的冬天已经来临，这时中上游产品价格开始下调，经济的冬天全面到来。在这一阶段的后期，政府采取扩张性政策刺激经济。

第三阶段，经济上行与通胀下行（2009 年二季度-2009 年四季度）——在经济复苏初期，当消费需求和生产需求渐渐恢复的时候，生产商和贸易商由于刚刚渡过经济的冬天，出于谨慎预期往往不敢提价，这时出现“增长复苏+低通胀”的组合，这往往是经济增长和股票投资的黄金时期。同时，以可选消费为代表

的先导行业率先复苏，行业景气轮动规律开始发挥作用。

第四阶段，经济与通胀双双上行（2010年一季度-）——经济全面复苏与通胀，政策转型，黄金时期结束，景气重归上游。

不但自2007年以来的本轮经济周期表现出了增长周期与通胀周期之间的先行滞后关系，而且2004年前后和1998年前后的经济周期中，二者同样表现出了上述的稳定关系。

二、经济周期与股市周期

股票价格扮演很多角色，比如，（1）国民经济晴雨表；（2）反应利润预期；（3）及时对利率变化做出反应；（4）体现市场心理。

股市周期与经济周期在大部分时期趋势相同，但并不是全部。波尔·斯普林克尔（1964）观察到：“股票价格趋势特别难于预测，因为它看上去与一般的经济周期和利润模式之间没有密切的和简单的关系。经济活动与股票价格之间大约有三分之二的时间走势方向是一致的，这是事实，但另外三分之一的时间恰恰是最有趣和最可能获利的”。

根据美国股票市场周期的历史，有两条重要规律：

（1）股市周期一般提前经济周期6个月见底；

（2）平均而言，牛市比熊市持续的时间要长，大约比例为3:1，也就是通常所说的“熊短牛长”。这可能跟经济周期有关，平均来说，美国经济周期的扩张阶段与萧条阶段持续时间比例几乎达到4:1。

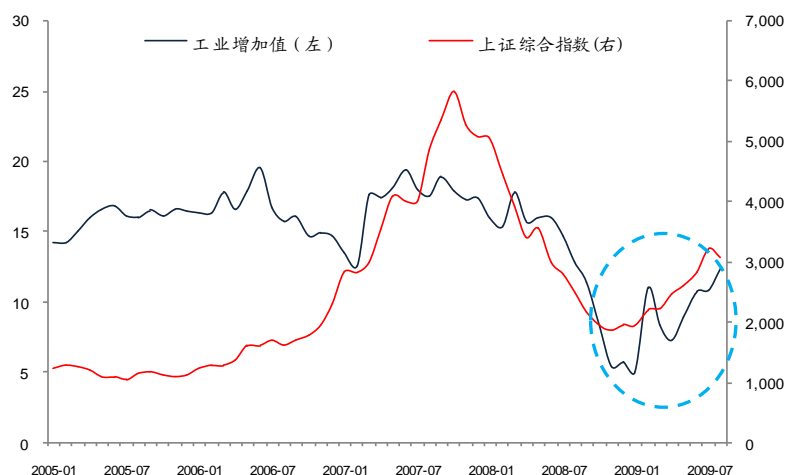
问题是，中国是否也正在进入熊短牛长的股市周期阶段？

观察中国2009年以来新一轮经济周期和股市周期，有两个重要的新特征：

（1）经济周期与股市周期的趋势相关性显著增强，经济的拐点也正是股市的拐点。

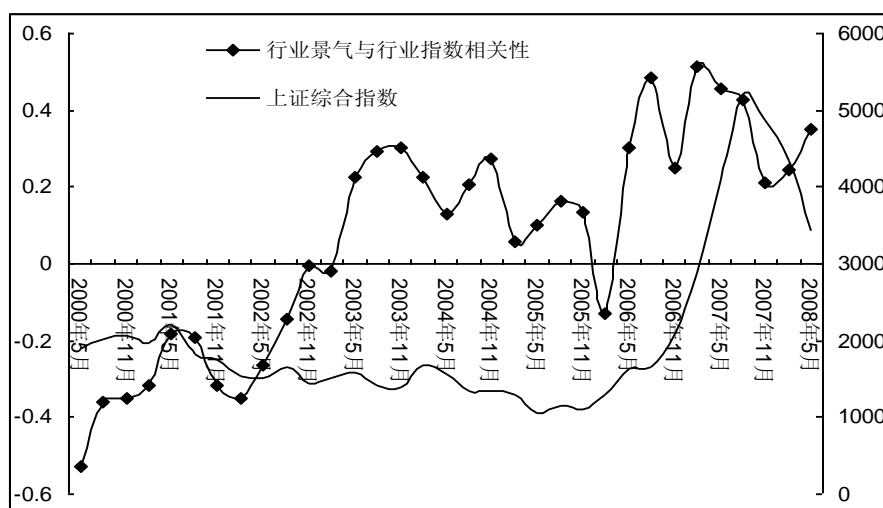
（2）实体经济的行业景气轮动与股票市场的板块轮动相关性明显增强。

图2 2009年以来的新一轮经济周期与股市周期



任泽平（《金融研究》，2009）通过实证检验，发现我国 2003 年以后行业景气指数与股市行业指数之间相关性明显增强，羊群效应在减弱，“板块轮动”现象与“行业景气轮动”的联系日益密切。随着 QFII 进入中国和股权分置改革全面启动，我国资本市场发生了本质的变化。

图 3 中国行业景气指数与股票市场行业指数的时间相关性趋势

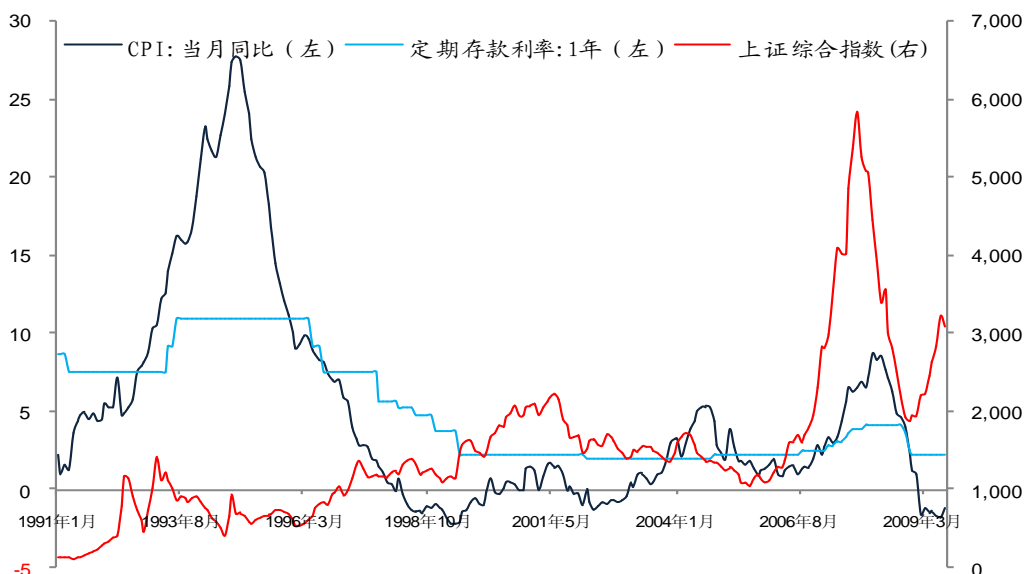


三、通胀周期与股市周期

利率周期主要由通货膨胀预期所驱动，而股票市场依赖于利率周期。由于通货膨胀压力会对利率形成压力，进而会使股票价格下跌。

因此，通过观察指示通货膨胀的先行指标可以预测利率和股票价格的趋势。

图 2 通胀周期与股市周期方向相反



由于全球流动性和今年基数效应，各界对明年通货膨胀普遍存在着较强的预期，明年通胀预期会否变成真实的通胀？通胀水平会有多高？成为判断明年宏观形势的关键问题。

1、高增的货币供并不必然导致通货膨胀，产能过剩也不必然抑制通货膨胀
关于对未来通胀形势的判断，有两种典型的观点：

一种观点认为明年通胀压力较大，主要是从货币的角度，认为今年票子发多了很快会导致通胀，1-9月份新增人民币贷款8.67万亿，9月份M1增速达到29.5%，M0增速达到16%。这种观点的理论基础是货币主义的，认为“通货膨胀在任何时候、任何地方都是一种货币现象”（弗里德曼，1963）。货币学派认为通货膨胀率等于货币供应量的趋势增长率，因此通过观测反应货币供应量方面的指标，如M1、M0、信贷投放等来预测通货膨胀。

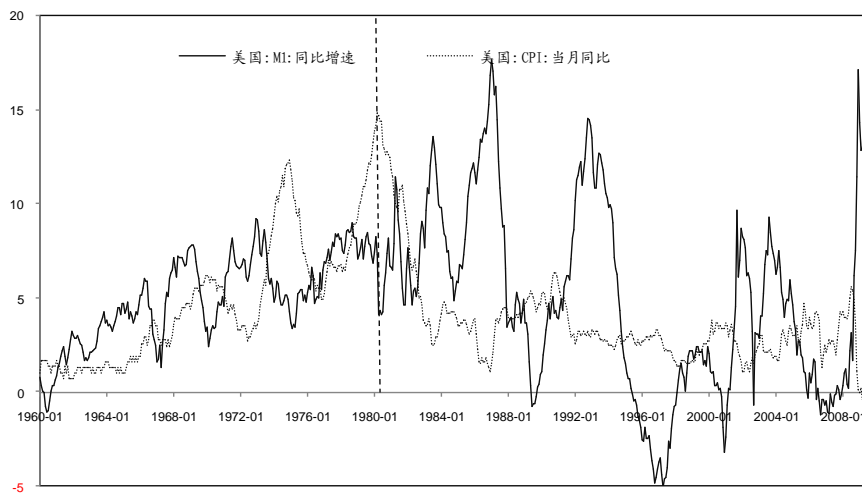
在我国，尤其2000年以来，无论波谷还是波峰，M1与CPI之间存在着较为稳定的先行关系。

但是货币主义在国内外都有很多反面例子：

货币主义无法解释我国2000年的情况，M1增速在2000年6月份达到23.7%的峰值，但是2000-2001年CPI同比增速却始终在2%以下，2001年5月份CPI仅达到1.7%的峰值。

即使在美国，M1也是通货膨胀的一个蹩脚的领先指标，指标信号错误百出（H.罗斯，1986）。在美国，1980年以前M1对CPI的领先迹象比较明显，但是近30年以来，二者的先行滞后关系很不显著。我们认为，1980年是美国经济结构的重要转折点，1980年美国完成了重化工的发展阶段，由机电工业时代向信息产业和服务业时代转型，进入后工业化阶段。因此，煤电油运等传统的瓶颈部门在美国已经不再构成瓶颈约束，货币供应不再直接通过瓶颈部门沿着产业链条对实体经济产生直接影响，而主要通过大宗商品和虚拟经济间接产生影响，因此M1向CPI和实体经济的影响模式和传导机制发生了根本性的改变。

图5 美国的M1和CPI关系：1960-2009



另一种观点是认为明年通胀压力不大的，主要是从供求的角度，认为当前

中国严重的产能过剩对通胀会产生抑制作用。这种观点的理论基础是真实经济周期学派，把通货膨胀看成实体经济中的供求不平衡所致，具体可分为需求拉动型通胀、成本推动型通胀和结构性通胀，观测指标有产能利用率、产出缺口、部门生产率等。

同样，真实经济周期学派也无法解释很多现实问题，比如产能严重过剩的行业同样可能具有高度的价格敏感性和超过平均水平的价格振幅，冶金行业就是这类行业的典型，作为当前中国产能最为过剩的行业之一，该行业价格的振幅远远超过作为综合指标的PPI振幅（见图4），而且仅次于石油和煤炭工业。

这固然跟冶金行业的周期性特征和铁矿石成本的周期大幅波动有关，但更主要的是，当行业的景气趋势出现，产能利用率提升时，产能过剩的行业同样具有涨价的空间和可能，尤其是成本传导能力强的行业。可见，产能过剩是一个动态的相对概念，在经济低谷时产能过剩的行业，在经济繁荣时期则可能并不过剩。

总体来看，几百年来，国内外关于通胀成因的争论一直存在，但目前尚没有一个令人满意的具有普适性的理论，已有的理论在解释现实问题时都存在这样或那样的缺陷。

2、历史经验：1996-2007年4次M1高速增长所对应的物价水平差异很大

从中国的情况来看，M1的波谷其后对应的一般都是通货紧缩，但是M1的波峰其后却不一定对应着通货膨胀。

历史上1996-2007年M1共出现过4次高速增长，峰值基本相同，22%左右，但是，同一水平的M1增速，所引发的CPI波动幅度却差别极大。

第一次是1997年1月份，M1达到阶段峰值22.2%，但是其后对应的CPI趋势却一路下滑，1998年甚至出现了通货紧缩，1998年通缩最深处CPI-1.5%（9月份），PPI-5.7%（10月份）；

第二次是2000年6月份，M1达到阶段峰值23.7%，但是其后对应的2001年CPI却始终在2%以下，2001年5月份CPI仅达到1.7%的峰值。

第三次是2003年6月份，M1达到阶段峰值20.2%，其后对应的是2004年的温和通胀，2004年8月CPI峰值达到5.3%，10月份PPI峰值达到8.4%；

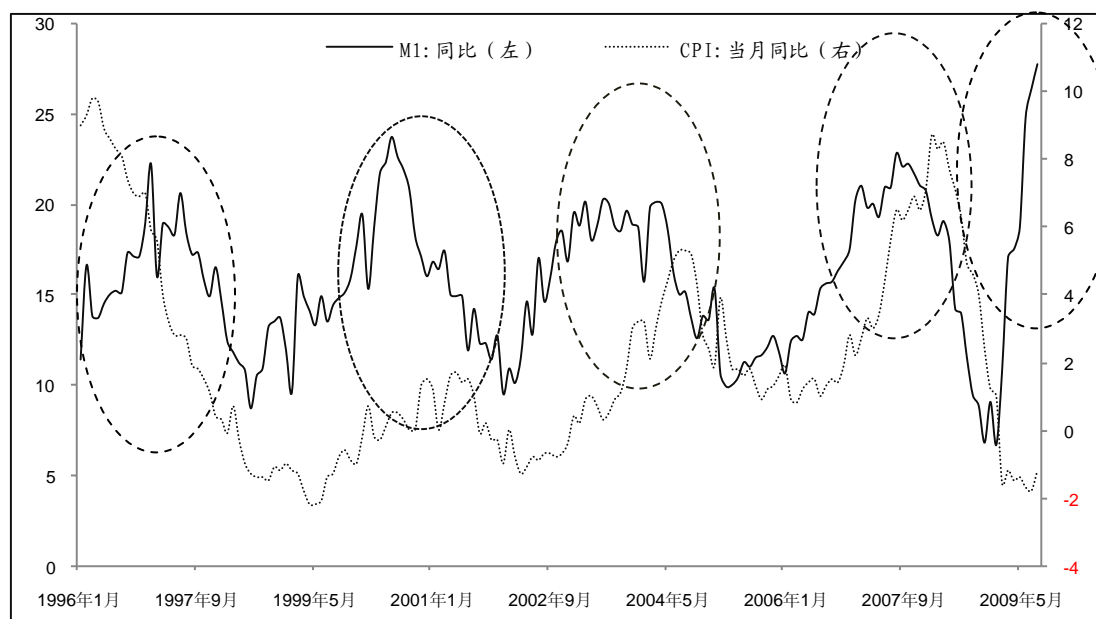
第四次是2007年8月份，M1达到阶段峰值22.8%，其后对应的是较高的通胀水平，2008年2月份CPI峰值达到8.7%，8月份PPI峰值达到10.1%；

第五次就是2009年以来的情况，9月份M1增速达到29.5%，目前仍处于通缩，CPI-0.8%，PPI-7%。

历史上的四次 M1 高速增长（1997、2000、2003、2007），峰值都差不多（在 20%-24% 之间），但是其后却分别对应着通货紧缩、无通胀、温和通胀、较高通胀这四种差别极大的物价水平（CPI-1.5%-8.7%）。

可见，拉长历史的视野，高增的 M1 与通货膨胀之间并不存在必然的因果联系，M1 能否引发通胀是有条件的。

图 6 中国的 M1 与 CPI 关系：1996-2009



3、货币供应和供求基本面共同影响物价运行的方向和幅度

货币供应在短期主要从需求侧产生影响，并通过各产业链条向实体经济进行传导，其引发通胀的程度还要取决于供给状况，即产能利用率、产出缺口情况。

货币供应会否引发通胀及其程度，既要看总量产出缺口，即实际经济增长水平离潜在经济增长水平有多大差距，也要看结构产出缺口，即各产业的实际增长水平离潜在增长水平有多大差距。如果是总供求的链条绷得较紧，则会引发全面性的通胀，如果只是部分链条绷得较紧，则会引发结构性的通胀。

(1) 总量产出缺口与通胀水平

1996-2007 年 4 次高增的货币供应之所以引发了差异极大的物价水平，主要是因为 4 次高增的货币供应分别对应着经济周期阶段的衰退中期、复苏初期、复苏中期和经济繁荣末期，分别是在不同的经济增长水平、产出缺口和供求背景。

1997-1998 年我国正处于经济周期的下行阶段，产出缺口在低谷，所以这次

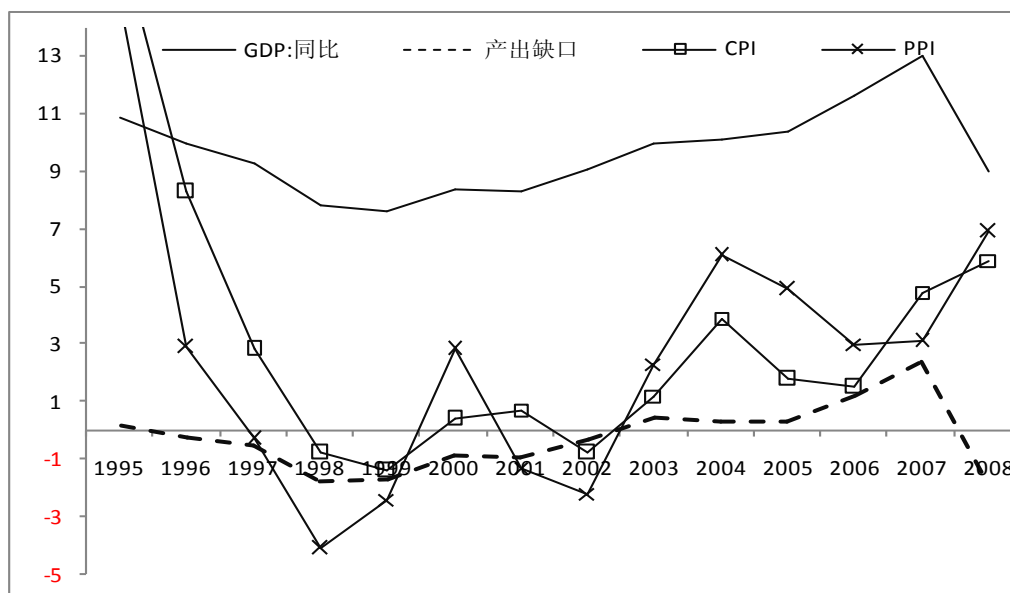
高增的 M1 并没有改变物价的下行方向；

2000-2001 年我国正处于经济复苏的初始阶段，刚刚结束自 1993 年以来长期的经济不景气，产出缺口仍在底部，所以这次高增的 M1 虽然改变了物价的运行方向，但是并没有引发通胀；

2003-2004 年我国处于经济复苏的中期，产出缺口明显收窄，所以这次高增的 M1 引发了温和的通胀；

2007-2008 年我国正处于经济繁荣的波峰，供求链条明显绷紧，所以引发了较高水平的通货膨胀。

图 7 中国的产出缺口与通货膨胀



注：产出缺口=实际经济增速—潜在经济增速

(2) 结构产出缺口与通胀水平

高增的货币供应出来以后，总要寻找突破口，货币天然具有追逐那种供给弹性小或需求弹性大的瓶颈品种的属性。瓶颈部门的供给短板程度与货币供应引发的需求冲击程度共同决定了物价的波动水平。

从结构的角度，1997-1998 年和 2000-2001 年，宏观经济经历了从 1993 年以来长达 8 年的调整和 2 次外部经济危机（1998 年亚洲金融危机和 2000 年全球网络泡沫），各部门的产能都存在严重过剩，对货币供应的吸纳能力较强。

2003-2004 年，在内需带动下经济从 2001 年启动以来，内需部门的链条逐渐绷紧。

2007-2008 年，外需经过 2005 年以来的爆发式增长，外需部门的链条也已

经绷紧。

4、从结构的角度看通胀：分行业产出缺口与价格波动

PPI 的 15 个大类行业构成中，波动幅度较大的行业排序为：石油工业、煤炭工业、冶金工业、化学工业、食品工业、建材工业、电力工业，其它的行业基本不波动，比如造纸、机械、纺织、皮革等。

其中，波动幅度超过 PPI 总指数的有：石油、煤炭和冶金。

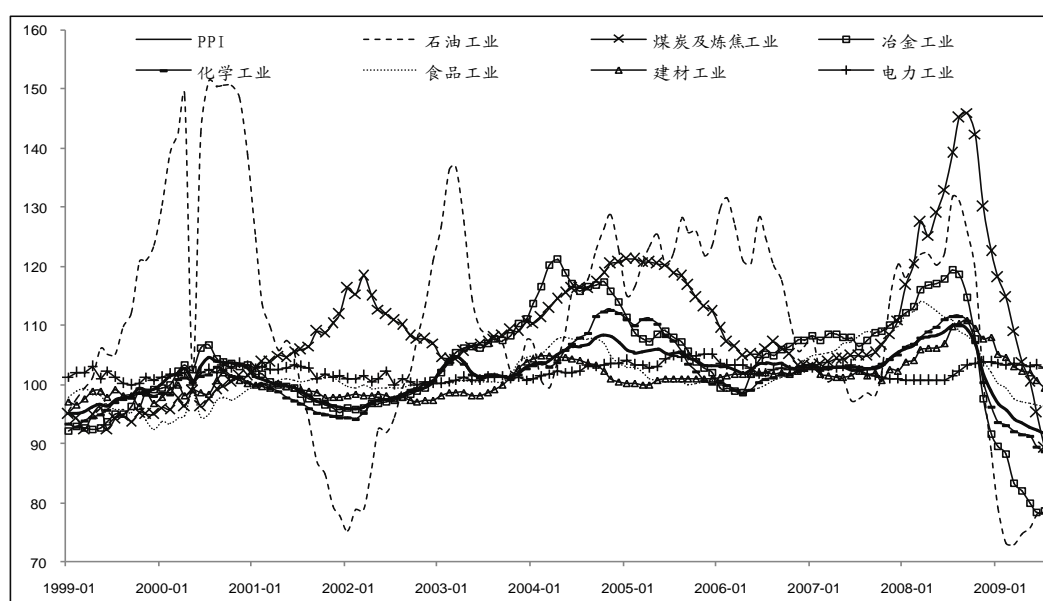
波动幅度与 PPI 基本相同的有：化工、食品、建材和电力。

总体来看，波幅较大的行业有两类，第一类是供给弹性小的瓶颈行业，比如石油、煤炭、电力、食品；第二类是需求弹性大的周期性行业，比如冶金、化工、建材。

其中第一类行业，往往是历次通货膨胀的激发因子，第二类行业则是由第一类行业涨价带动的扩散效应传导。

第一类行业是国民经济上游的基础资源能源部门，往往供给弹性小，当经济景气周期来临时，需求上升，产出缺口迅速扩大，供求矛盾突出。第二类行业是国民经济中游的重化工部门，需求的周期性特征明显，当经济景气周期来临时，需求弹性大，这类行业由经济低谷时的产能过剩很快转化为供不应求，而且第二类行业具备较强的成本传导能力，价格敏感性和成本敏感性高。

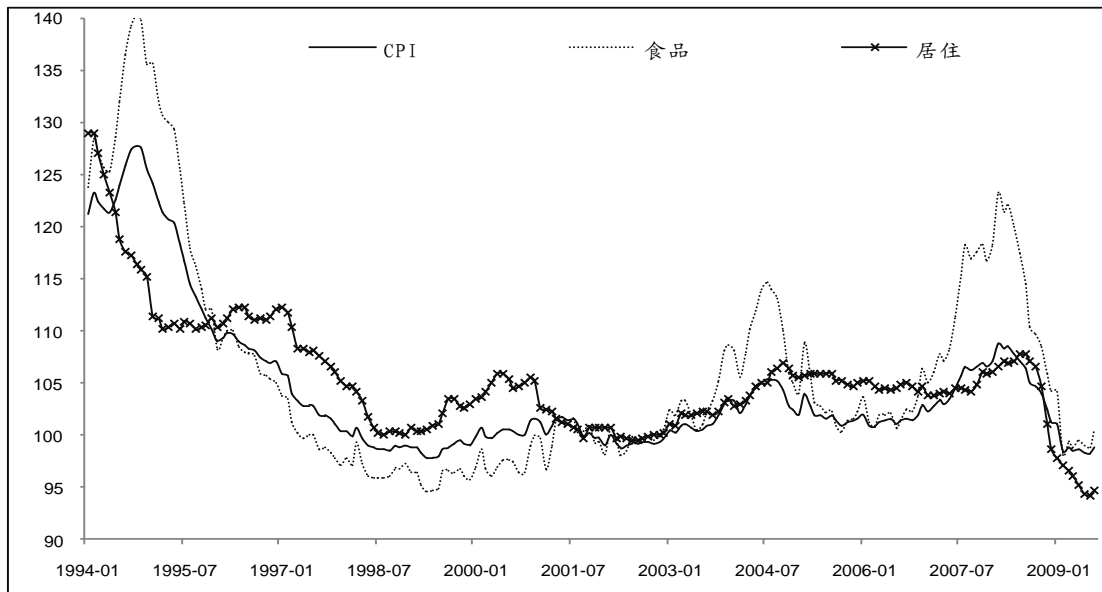
图 8 PPI 分行业价格指数波动



CPI 的八大类构成中，只有食品和居住波动较大，其它各类基本没变化，食品和居住类消费品主要受能源价格的波动影响，受 PPI 分行业中的第一类行

业驱动。

图 9 CPI 构成价格指数波动



5、对明年通货膨胀形势的预测

综合来看，判断明年的通胀形势应该采取“综合派”的观点：一要看当前的货币供应对短期需求的冲击程度；二要看当前供求状况，包括总量产出缺口和分行业的结构产出缺口情况；三要看国外大宗商品走势、美元贬值等因素。

从经济周期的角度，我国目前处于经济周期性复苏的初始阶段，与 2001 年前后的情形相似。

从货币供应的角度，当前无论从信贷投放还是从 M1、M0 增速，都远远超出了 20 年来历次的程度。

从供求状况的角度，明年如果出口达到 8-10% 的增速，外需与 2001 年的水平差不多，但是远小于 2004 和 2007 年的水平；如果投资达到 17% 左右的增速，内需略高于 2001 年的水平，但低于 2004 和 2007 年的水平。综合内外需的情况，明年总体需求水平将介于 2001 年和 2004 年的水平之间。

从国际环境的角度，目前美元贬值和国家大宗商品价格上涨仍在继续。明年通胀形势最大的风险来自于国际大宗商品价格，国际大宗商品受美元、全球经济复苏进程、多元政治等多重因素影响，尤其是通货膨胀的两大激发因子能源和食品价格充满不确定性。根据测算，全球生物能源技术在原油 80 美元左右具有成本优势，目前原油价格 60 多美元，如果明年石油价格攀上 80 甚至 100 美元，对明年通胀形势的预测逻辑显然要重新改写。

综合明年的宏观环境来看，明年通胀水平最接近于 2004 年的水平（CPI3.9%），面临较大程度的通胀压力。

6、政策建议：

（1）明年通胀压力较大，全年将在 3.5%左右的水平，要防范物价过快上涨，做好通胀预期管理。

（2）重点关注瓶颈部门，提前做好应对明年可能的煤电油运紧张状况的预备性政策手段。

（3）对需求弹性大的周期性行业，在治理其产能过剩时要把握度，适当为明年留有余地。要客观地历史地看待产能过剩问题，产能过剩是市场经济的必然结果，在某种程度上它起到了经济缓冲带的作用，有利于发挥市场的定价机制和竞争机制，提高市场化的生产效率和产品质量。

（4）对受通胀冲击较大、承受能力较弱，同时成本传导能力较差的环节应重点予以补贴和关注，以润滑通胀给企业和居民带来的困难和矛盾，减少社会的不稳定因素。

分报告 4

反衰退的财政政策——中国模式的经验和教训

内容摘要：本报告试图将财政安排的特征和我国现阶段特定的制度和政策安排结合在一起，实证检验中国模式下的财政政策和经济波动之间的关系。研究发现，预算内的财政收支都是逆周期的，因而明显地降低了经济波动；来自中央政府的转移支付和经济周期无关，对抑制经济波动没有影响；而预算外收支都是顺周期的，加大了经济波动。这些发现具有重要的政策含义。

关键词：自动稳定器、相机抉择政策

一、引言

过去的三十年中，中国经济的高速增长给世人留下了深刻影响，研究者和政策制定者投入了大量的精力研究背后的原因。对中国的研究似乎证明了一些过去在东亚地区的政策继续发挥作用。例如，出口导向、政府、银行和企业之间关系、政府控制利率和汇率等有利于经济增长。另外，一些研究者将中国的经济增长归结为中国特有的一些制度和政策安排，如国有企业制度、中央和地方关系、地区差别等；认为正是这些中国特有的因素决定了中国的经济增长，并冠之以“中国模式”。

增长之外，宏观经济研究的一个重要内容就是经济波动的预防和治理。在这方面，中国 1998 年反衰退的实践和 2009 年的快速复苏给研究者提出了一个有趣且重要的问题——中国独特的制度和政策安排减少了经济波动，并给政策制定者强而有力的工具来反衰退？最近有研究者从这个角度分析了中国经济快速走出衰退的原因，并明确将中国模式和经济快速复苏联系在一起。

将经济波动和中国模式联系在一起的分析给人们理解经济波动和经济复苏提供了新的视角。其逻辑分析令人信服。但是，这里有两个事情需要关注。第一，对中国财政中自动稳定器和相机抉择政策的分析和案例研究都表明，1998 年财政政策并对当年的经济复苏贡献不大。第二，到目前为止，中国模式和经济复苏关系的研究仍然处于逻辑分析阶段，所提出的一些假说需要实证检验。

本报告试图将财政安排的特征和我国现阶段特定的制度和政策安排结合在一起，实证检验中国模式下的财政政策和经济波动之间的关系。研究发现，预算内的财政收支都是逆周期的，因而明显地降低了经济波动；来自中央政府的转移支付和经济周期无关，对抑制经济波动没有影响；而预算外收支都是顺周期的，加大了经济波动。这些发现具有重要的政策含义。

本报告结构如下。在简单分析财政制度和经济波动之间关系后，我们在第二部分讨论了我国的财政安排，以及那些和预防治理经济波动相关的制度安排。第三部分将实证检验财政制度各个组成部分和经济波动之间的关系。最后提出若干政策建议。

二、反衰退视角下的中国财政政策

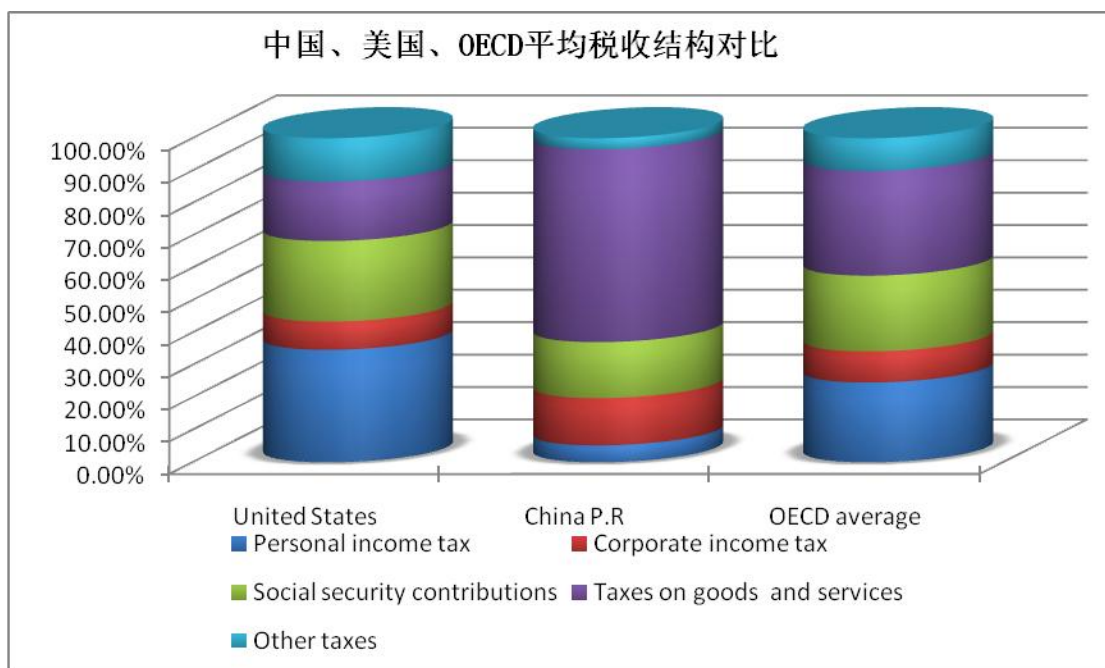
一个国家财政的规模和结构，从本质上讲，取决于其经济发展水平、经济结构和民众对公共物品的需求水平。一个经济体预防和治理经济波动的能力不仅取决于其财政的规模和结构，也高度依赖于其财政职能和工具在中央和地方之间的配置。在这部分，我们首先以国际比较的形式简要讨论中国财政政策的规模、结构以及中央和地方财政关系。以此为基础，我们讨论这样一个中国模式下财政体制对衰退预防和治理的政策含义。

1、中国财政收入的规模和结构

(1) 收入规模和结构

数据显示，我国公共部门收入规模较大的。首先比较 OECD 平均水平，欧盟十五国以及美国的情况。可以看出，这三种指标都呈现 2005 年最低，2006 年稍高，2000 年最高的情况，且各自纵向比较即使相隔多年也变化不大。这显示发达国家公共部门相对收入规模稳定，而收入相对稳定是经济情况、公共收入法规与结构相对稳定的综合体现。相比于发达国家水平，中国与 OECD 太平洋国家的公共部门相对收入规模都呈现上升趋势，特别是作为发展中国家的中国，上升的比例在一年内就超过 2%，且 2006 年比 2000 年高出 12 个百分点。这显示我国的公共部门在 20 世纪迅速膨胀发展，且在 2006 年接近 OECD 平均水平，甚至高于美国和太平洋 OECD 国家平均水平。

政府规模会透过自动稳定器部分和相机抉择政策影响经济波动。在总量之外，收入的结构也会对经济波动的预防和治理产生影响。这是因为，政府收入中不同部分对经济波动的反应时不同。通过将中国的税收结构与美国、OECD 平均水平进行比较，就会有如下发现。第一，人所得税与企业所得税相比，OECD 平均水平是前者高于后者，而我国这一关系恰好倒置；第二，中国社会保障基金收入比 OECD 平均水平低大约 10%，这显示出我国社会保障力度的相对低下；第三，中国产品服务税（主要包括营业税、增值税还有国有资产资源收入）占总收入的比例非常高（超过 50%），这大概是美国比例的一倍（18.3%），也大大高于 OECD 平均水平（32.3%）。第四，中国财产税（5.1%）大大低于美国（13.4%），当然，美国的财产税是高于 OECD 平均水平的（低于 10%）。



(2) 公共部门支出规模和结构

数据显示，中国公共部门支出相对规模于 2007 年达到 29.77%，虽然近年来变化不大，但总体趋势是有所增加。对比 2006 年中国公共部门相对规模与 OECD 各国的情况，我们可以看出，我国公共部门支出规模相对较小，低于 OECD 平均水平约 6%，与欧盟国家平均水平的差距更大，达到 13%，从与收入规模排名相比，可以看出我国的负债还是相对较低的。

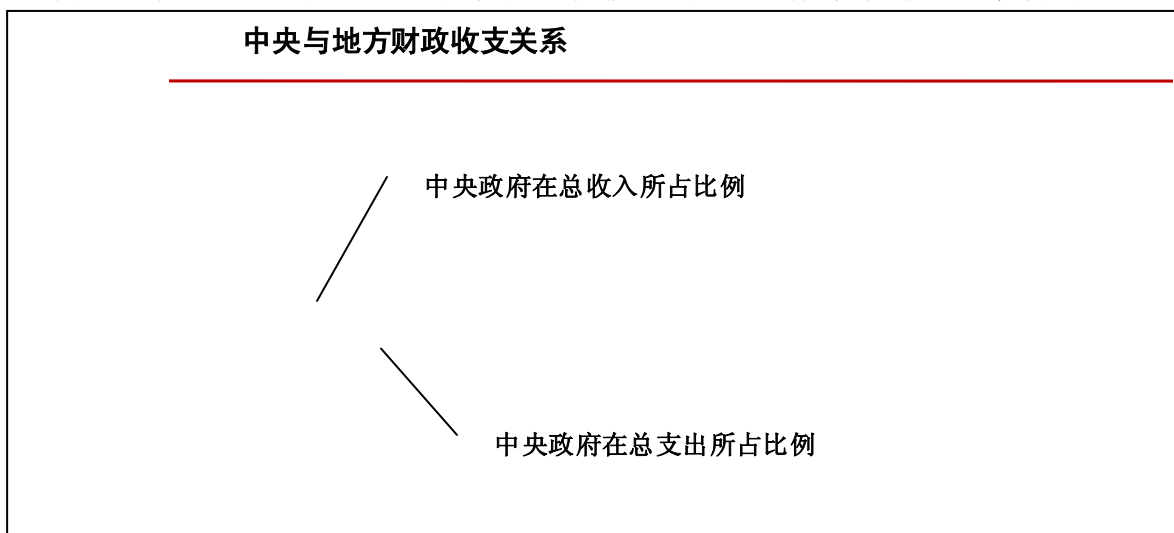
和收入结构一样，政府的开支项目中不同部分对波动的预防和治理效果也有很大差别。而在支出方面，我们这里只重点考察社会保障支出、医疗卫生支出、教育支出这三大类。第一，社会保障支出分为社会保障基金支出与政府对社会保证基金的补贴。具体分为行政事业单位离退休费、自然灾害生活救助、丧葬抚恤支出、就业补贴、职业培训和职业介绍补贴支出、城镇居民最低生活保障等财政补贴项目以及五大类社会保障基金支出。自 2003 年到 2007 年，社会保障支出在公共部门支出中占比相当稳定，一直在 17.2%-17.4% 之间。第二，医疗卫生支出分为预算内基本建设经费、卫生事业费、中医事业费、医学科研经费以及食品和药品监督管理费。在公共部门开支中占比自 2003 年以来始终维持在 8.6%。第三，教育支出包括教育事业费、教育基本建设投资、各部门事业费中用于教育的支出、城市教育费附加以及支援不发达地区资金用于教育的支出。自 2003 年以来始终维持在 2.9%。对比中国与美国这三项的支出比例，分别是 24.63%、

16.73%以及16.66%。都远高于中国。另外，政府开支项目中具反衰退性质的开支所占比重过小。我们所选的社保、福利开支、医疗、教育、国防等六项在美国公共部门的支出总额中已经占到了77%，也就是绝大部分，但是这几项在我国的公共部门支出中仅为30%，剩余的用于经济建设和行政管理费用占了公共部门开支的大部，但从这个方面，我们就可以看出我国公共开支与美国等发达国家的巨大差异；

2、财政政策工具在中央和地方之间配置

(1) 收入上移和开支下放

数据显示，1994年的财政改革，使得财权更加集中，中央政府掌握更多的收入，但是承担的责任却在逐年下降。这一点，下图中可以清楚地看出来。从预算内的角度来看，如果不考虑转移支付与上缴收入，那么中央政府的收入在全国收入中占比超过55%，且有略微上升的趋势，而支出则仅占全国财政支出的22%，而且这一比例在不断下降。但从这个意义上来看，中央政府的财权与事权的确不匹配，且有财权不断增大，而事权不断减小的趋势，且中央政府收入占比超过50%，可以说相对于地方政府而言，中央政府的规模是比较大的。但是，如果将转移支付与上缴收入一并考虑在内，则中央政府相对地方政府的规模进一步增大，收入占比55.75%，支出占比59.42%，都超过地方政府的相对规模，但是这一趋势近几年有略微下降的走势。而且从一般财政收支的角度，中央政府每年都会出现赤字。



(2) 中央和地方关系：收入角度

如前所述，各个税种和经济波动的关系是不同的。不仅如此，税种在中央和地方之间的不同配置对经济波动的影响也是不同的。和美国比较，中国的税收配置有很大的不同。如社保收入（social security

contributions)，美国基本上皆为联邦政府收入，而中国则完全由地方政府收缴。再如产品服务税项，在中国，中央政府收入占本项的70%左右，中央政府控制着增值税、消费税、关税等大部分收入，而地方只有数额相对较小的营业税与资源税等，相比之下，美国联邦政府本项收入还不足20%。

(3) 中央和地方关系：支出角度

我们将2006年中国中央公共部门的规模与OECD平均水平、欧盟平均水平、美国进行横向对比，我们可出以下结论。第一，从直接支出来看（无转移支付），中央直接负责的支出项目非常少，仅为25%，虽然也比地方政府小，但是与其在公共部门收入中所占的份额很不相符（相差12%左右），这显示出我国在财权匹配上的不相符。第二，全部支出上来看（包括转移支付），中央政府向地方政府转移的规模太过庞大，这使得中央政府总支出占比提高近22个百分点，达到46%。第三，对比中美两国直接的支出与全部支出我们可以看出，美国联邦这两种口径下的差额仅仅不到10%，而我国这一差额达到22%。第四，我国中央政府的规模与OECD国家横比较小。通过观察可知，欧盟中发达国家平均中央政府规模在公共部门总支出占82.75%，高于OECD所有发展国家的平均值（74.18%），高于美国（56.45%）。而中国与这三个指标相比还要低，仅为45%。

3、中国模式的财政体制对波动治理和预防的意义

上述分析表明，和国际上多数国家相比，中国的财政制度在政府收入规模、结构，以及各种政策工具在中央和地方之间的配置都具有独特的特征。一个重要的问题是，这样的安排对预防和治理衰退具有何种政策含义？

无论是自动稳定器，还是相机抉择政策，我国现有的安排似乎都不利于波动的治理。我们知道，自动稳定器的规模大小以及对经济的稳定作用取决于若干条件。事实上，自动稳定器是政府调节收入分配的副产品。对多数经济体而言，提高公共物品和收入再分配是政府的主要功能。如前所说，政府收入方面，累进的所得税使得政府收入和经济周期处于相反情况。经济繁荣时，政府收入增加、企业和个人可支配的资源减少，从而减缓总需求的增长。反之则反是。在开支方面，由于失业是反周期的，在经济繁荣时，失业补偿少；经济衰退时，失业补偿水平就高。失业补偿因此自动地起到了稳定经济作用。从这样的逻辑中，我们不难看出，税率越累

进、失业保险补偿水平越高，自动稳定器的作用就越大。从这个角度看，我国 1998 年自动稳定器作用不明显的原因有以下几个。

上述分析表明，我国财政体制安排使得收入一侧的所得税和开支一侧的失业保险补偿占 GDP 的比重太小。这样，即便自动稳定器的弹性很大，由于其规模太小，稳定经济的能力因而大下降。我们知道，个人所得税是自动稳定器重要内容，但是我国个人所得税在财政收入中所占比重长期偏低，经济周期因此难以透过这个渠道影响消费者的消费决策。数据显示，1994 到 2007 年间，美国个人所得税占 GDP 的比重在 2000 年时高达 10% 以上。反观我国，从 1994 年至今，所得税的规模一直上升，但占 GDP 的比重仍然远远低于美国等国家的水平。由此可见，即便中美两国个人所得税对 GDP 变动的弹性是一样，两国自动稳定器的稳定经济的作用因所得税的规模差异而相距甚远。

在开支一侧，我们首先注意到，由于统计的原因，1998 年和 1999 年部分失业者被定义为下岗人员，因而被统计到下岗人员再就业中心。如果将下岗人员和失业者合并在一起，我们就会发现失业和 GDP 增长率之间存在明显的反向关系。但庞大的失业人口并没有透过失业补偿这个渠道给来达到稳定经济作用。从历史上看，失业保险占 GDP 比重最高年份是 2003 年的 0.099%。这以数字不仅远远低于荷兰的 2.43% 和德国的 2.27%，甚至连美国的 5 五分之一都不到。

造成这一现象背后的原因是我国失业保险覆盖面低，补偿标准过低、领取失业保险时间过短，且由地方政府负责等。和国际上其他国家比较，我们不难发现大多数国家中失业保险给付都以失业前工资为基数。例如，丹麦的失业补偿为失业前工资的 90%。美国的补偿标准较低，即便如此，美国的失业补偿也是失业前工资的 53%。我国各地补偿标准差别甚大，相当部分省市是以最低工资比例的 60%—80% 作为支付标准。西藏、黑龙江和吉林等地甚至以最低生活保障为标准。

我国中央地方见财政关系是造成自动稳定器作用甚微的第二个原因。和大多数国家不同的是，在财政安排方面，中国的个人所得税和企业所得税都由地方政府负责征收。另外，直到 2003 年之前，这两个税种都是由地方独享税种。2003 年之后变为中央和地方对半分，仍然由地方政府负责征收。给定这样一个安排，当经济下滑时，地方政府面临着收入下滑，

开支增加的局面。更为困难的是，预算法要求的平衡预算，以及对地方政府举债的限制。地方政府既不能举债，还必须平衡预算。一个合理的结果就是地方政府的预算是顺周期的。事实上，自动稳定器帮助抑制衰退的前提是政府赤字具有反周期的特征。而我国的现实情况是自动稳定器职能赋予了地方政府，却有限制了其举债能力。

我国的现行财政安排使得反衰退的财政政策工具单一。毫无疑问，1998年政策制定者是指望财政政策来治理衰退。但研究表明98年积极性财政政策并不“积极”，若干具体政策甚至还带有一定程度的紧缩性质。显然，政策制定者的愿望和目的存在冲突。而冲突背后是政府相机抉择政策工具匮乏这样一个事实。和全球其他国家相比，我国政策制定者对付衰退的武器是数量少，且品种单一。下表是美国政府反衰退武器库中的武器，以及各种武器的“性能”和政策时滞。对照我国1998年财政政策的内容，我们不难发现中国相机抉择政策工具匮乏问题多么严重。在收入方面，美国政府的政策工具，我们几乎都不能使用。无法使用的原因或者是这些税收在总收入所占比重太小、或者是缺少实施的基础设施。例如，美国的“全部纳税者退税”这一政策对GDP的影响系数为1.22，但我国并没有一个覆盖全国的纳税人号码系统，政府因而缺少必要的基础设施来实施这一退税计划。在开支方面，我国的失业保险和救助项目都是由地方政府负责。中央政府提高在这些方面的标准立即面临一个需要解决的问题是：已经非常困难的地方财政缺少资金。我国政府真正能用的是对地方政府的转移支付和基础设施开支。但前者只能用于弥补地方政府因衰退引发的财力缺口；而后者又因时滞问题无法帮助经济及时复苏。

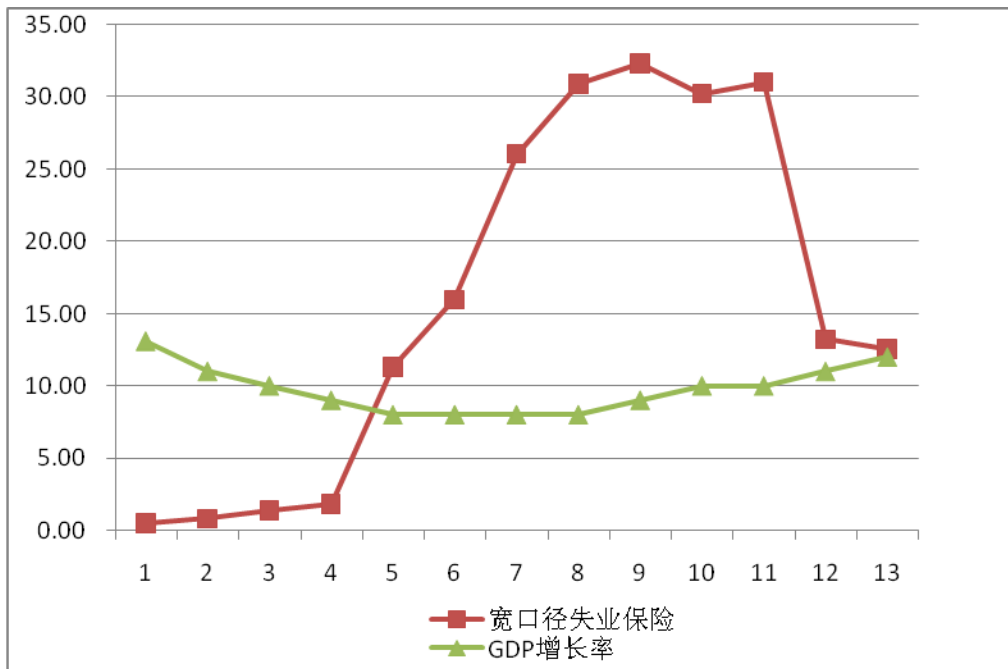
逻辑分析表明我国财政政策在治理衰退方面存在明显不足。案例研究也表明财政政策对98年经济衰退中作用有限。例如，1998年财政政策实践的分析表明，财政自动稳定器对经济复苏贡献甚微。从98、99年的财政赤字及其变化、政府转移支付的规模、减税情况和基建投资中央项目情况分析表明，相机抉择财政政策也没有起到扩张经济的作用（郑新业2009）。

需要强调的是，上述分析着重强调财政安排中对不利于政府治理衰退的方面；案例研究也仅仅针对1998年的分析。因此，上述研究和分析对我们认识财政体制和波动的预防和治理之间关系具有重要意义，但它并不

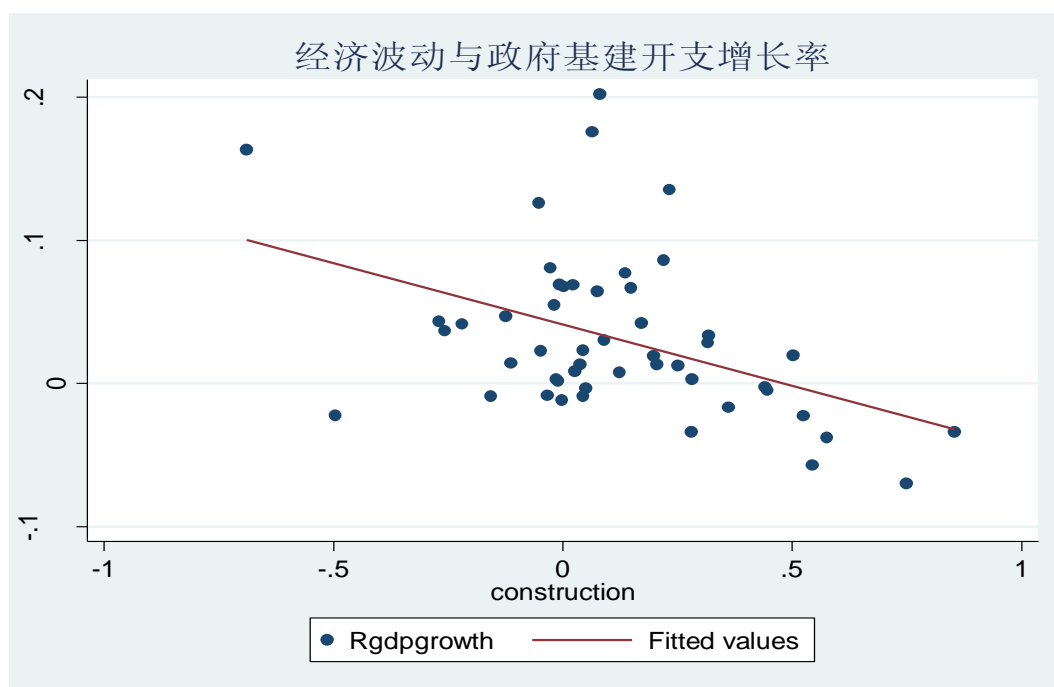
意味着中国的财政政策无法预防和治理经济衰退。道理很简单，财政安排是一个国家中政府和市场关系的一个组成部分。其预防和治理经济波动的功能需要和其他制度安排结合在一起才能发挥作用。

不难发现，中国模式中的若干特征会改变财政制度预防和应付衰退的能力。例如，我国的中央和地方关系有别于大多数联邦制国家。我国的中央可以制定政策影响地方政府行为，也可以直接干预地方政府的税收和开支行为。更为重要的是，上级政府还可以影响政府首长的升迁。另外，户籍制度对自动稳定器作用的发挥也会有重要影响。

中国模式中的这些特征和财政制度安排相结合，对财政政策预防和应付衰退的能力产生了重要影响。在自动稳定器方面，户籍制度的存在使得地方政府能够提高本地失业保险、社会救助水平，而无需要担心其他地方的人涌入本地。以失业保险为例，衰退时期地方政府对失业保险的投入明显扩大。数据显示，我国失业保险发放水平和 GDP 增长速度存在较为明显的反差（见下图）。



而上级政府对下级政府政策制定的影响，对下级政府首长升迁的影响，使得我国反衰退实践中很少出现西方国家中常见的地方政府策略行为。以相机抉择政策为例，研究发现，我国地方政府的基建开支大多数时候具有逆周期的性质。经济增长速度下滑伴随着基建开支的上升（见下图）。



到目前为止，我们看到的证据似乎不一致。一方面，财政体制中存在不利于波动治理和预防的因素；另一方面，中国模式中的某些特定因素作用下，财政体制预防和治理的能力似乎又得到提升。如何看待貌似相互冲突的逻辑和证据，有必要系统地分析政府的规模和结构对经济波动的影响。

三、财政政策与经济波动：实证研究

1. 相关文献

自动稳定器和相机抉择政策是政府对付衰退的两道防线。前者其实是政府提供公共服务和进行收入再分配的副产品；后者是政府有目的地实施反危机的政策选择。自动稳定器功能的发挥和相机抉择政策，实际上是透过赤字变动表现出来。政府预算赤字可以表示为：

$$\text{赤字} = \text{开支} - \text{收入} = (\text{政府购买} + \text{转移性支出}) - \text{收入}$$

一般来说，政府购买的规模对GDP变动不敏感。而转移性支出的失业保险、收入中的所得税等和GDP变动密切相关。以失业保险为例，当经济下滑时，失业人数增加，领取失业保险的人数增加，政府的失业保险开支增加。从政府的收入方面看，个人所得税和公司所得税都是累进的，经济发展快的时候，人们的收入被课以更高的税率。我们因此可以将政府赤字看作GDP的函数。其斜率取决于税率和转移性支出的给付率。

Gali(1994)明确研究了考察了财政变量与经济波动之间的关系。利用 22 个 OECD 国家 1960 到 1990 年间的数据库，Gali(1994)考察了所得税收入、购买支出政府规模与经济波动之间的关系。结果表明，政府规模与产出波动程度之间是负相关的，即政府规模越大的经济体（如荷兰、挪威和瑞士）其经济波动幅度越小；并且即使用其他的指标来测度政府规模和产出波动程度，这一结论也同样成立。

基于 20 个 OECD 国家 1960 到 1997 年数据，Fatas 和 Mihov(2001) 选取政府支出占 GDP 比例（log 形式）作为政府规模的指标，而用同期实际 GDP 增长率的标准差作为衡量经济波动的指标，同样发现了政府规模和经济波动之间的负相关关系。Kim 和 Lee(2007)则在凯恩斯框架下估计了政府规模（用政府支出占 GDP 比例衡量）对经济不确定性（用跨区收入波动衡量）的影响，根据 15 个 OECD 国家 1981 到 1998 年间的数据库并对内生性问题进行处理后，也证实了较大的政府规模会降低经济不确定性的结论。

Buti et al(2003)研究了税收组成和政府开支的作用，指出自动稳定器不仅仅通过影响可支配收入来影响需求，还会通过影响生产性税收来影响供给。扭曲性税收往往会增加均衡时的失业率从而导致潜在产出下降，而且现在扭曲性税收会影响供给对经济冲击的变动方式：税收系统的累进程度越高，供给的反映越不明显，因为为了应对更高的税收，工人们会要求更高的工资。Buti 等人研究表明：经济规模越大，相对于对供给的影响，自动稳定器对需求的影响越大。

Martinez-Mongay 和 Sekkat(2005)试图验证税收扭曲程度高的国家，其经济波动程度更大。其背后的逻辑是实际税率越高，税收对劳动的扭曲就越严重。他们的研究并不支持其假说。

Darby 和 Melitz(2007)用 1980 到 2001 年间 20 个 OECD 国家的数据库来考察各个税收项目和政府支出项在自动稳定器系统中所起的作用。Darby 和 Melitz 回归了两组等式：一组采用的是预算项的绝对值，另一组是用的使它们对 GDP 的比例。两组的回归结果差异很大：当用绝对水平时，税收起主要的稳定功能，而当用比例时，政府支出则在稳定经济中发挥几乎全部的作用。

我国独特的财政体制给研究财政自动稳定器的作用 提供了独特的视角。财政自动稳定器的两大支柱：累进的 CIT、PIT 有 40%归地方； 失业

保险由地方政府负责。另外，地方政府不能借债；没有相机抉择财政政策。容易区分自动稳定器效果和财政政策效果；已有研究（Gali, 1994; Kim and Lee, 2007; Darby and Melitz; 2007)使用 OECD 数据，以能使用相机抉择财政政策的国家为观察值；存在内生性问题。例外，省际之间开放程度差异，可以控制经济开放影响（Rodrik, 1998）。

2. 财政政策能减少产出的波动吗？

(1) 预算内收支、转移支付和预算外收支：规模、趋势和地区差异

为了研究政府财政政策对经济波动的影响，我们首先将政府能控制的财政变量分为预算内、预算外和中央转移支付。值得注意的是，预算内收入和预算外收入的变化在很大程度上都体现了自动稳定器的影响。政府开支一侧的情况较为复杂：既有自动稳定器的影响，也体现了反周期的财政政策，如衰退时期的基本建设开支大量增加）。

表 1 是各个地区 1994-2004 年间预算内、预算外和中央转移支付占 GDP 的比重。

表 1 财政政策的规模和结构

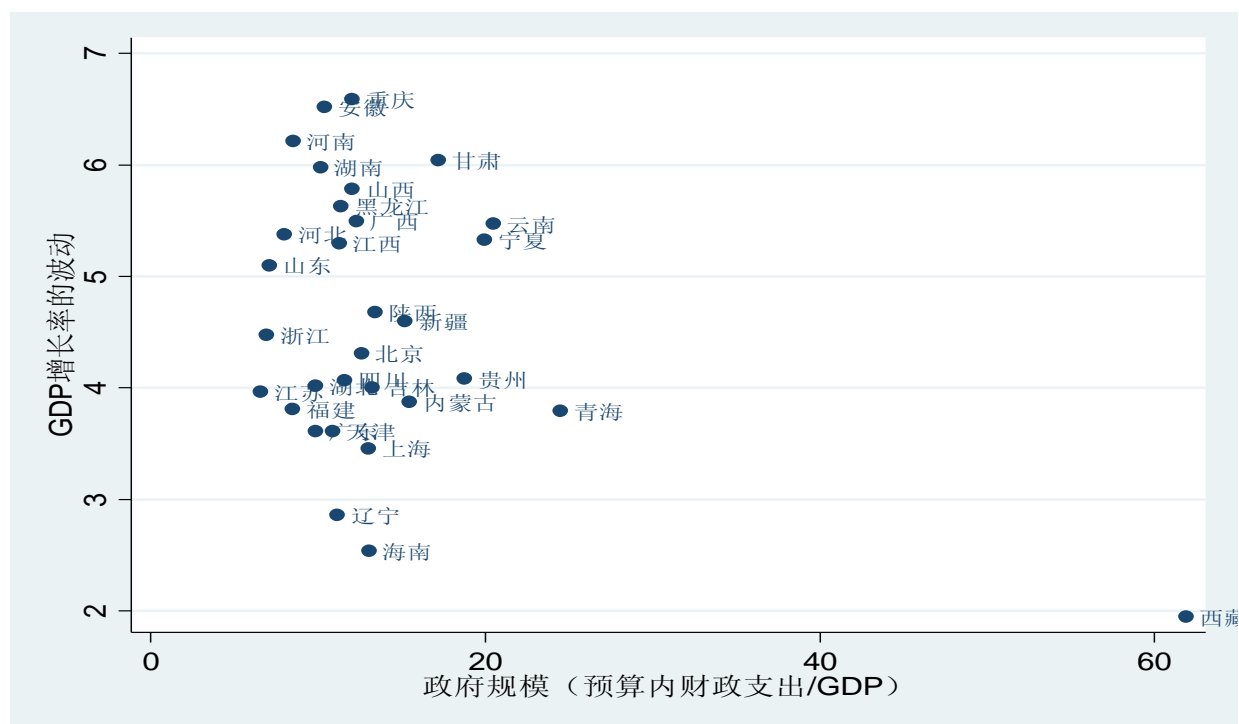
地区	财政收入		财政支出		中央转移支付		预算外收入		预算外支出	
	94-99	94-04	94-99	94-04	94-99	94-04	94-99	94-04	94-99	94-04
北京	8.17	9.87	10.96	12.62	1.33	1.22	5.00	4.19	4.40	3.73
天津	7.09	7.52	10.03	10.90	1.47	1.59	3.67	3.03	3.36	2.79
河北	4.54	4.72	7.08	8.02	0.81	1.69	3.10	2.71	2.86	2.50
山西	6.51	6.54	10.44	12.05	1.37	3.11	6.07	5.44	5.43	4.89
内蒙古	5.68	5.83	13.00	15.48	2.78	5.85	3.16	2.65	2.92	2.43
辽宁	6.57	6.89	9.90	11.16	1.52	2.46	4.20	3.79	3.82	3.40
吉林	5.73	5.65	11.69	13.27	2.67	4.83	4.02	3.47	3.77	3.22
黑龙江	5.40	5.75	9.32	11.40	2.22	4.00	3.04	2.66	3.02	2.56
上海	9.42	10.70	11.43	13.03	1.26	0.93	3.04	2.86	2.76	2.41
江苏	3.81	4.83	5.45	6.60	0.47	0.45	3.73	3.80	3.45	3.51
浙江	3.65	5.09	5.50	6.95	0.35	0.34	4.62	4.36	4.13	3.94
安徽	5.49	5.64	8.68	10.38	1.40	2.96	4.27	3.53	3.92	3.29
福建	5.78	5.97	8.11	8.49	0.45	0.56	5.16	4.74	4.65	4.31
江西	5.50	5.66	9.87	11.28	2.31	3.82	4.48	4.37	4.09	3.99
山东	4.35	5.02	6.31	7.10	0.53	0.69	3.35	3.07	3.10	2.85
河南	4.54	4.71	7.44	8.53	1.06	2.09	3.40	3.17	3.08	2.95
湖北	5.10	5.40	8.49	9.89	1.50	2.75	3.05	2.95	2.78	2.77
湖南	5.10	5.27	8.80	10.16	1.39	2.83	5.17	4.64	4.93	4.41
广东	7.12	7.78	9.26	9.85	0.24	0.22	2.96	3.07	2.52	2.61
广西	5.72	6.43	10.04	12.30	1.27	2.99	5.13	4.51	4.68	4.08

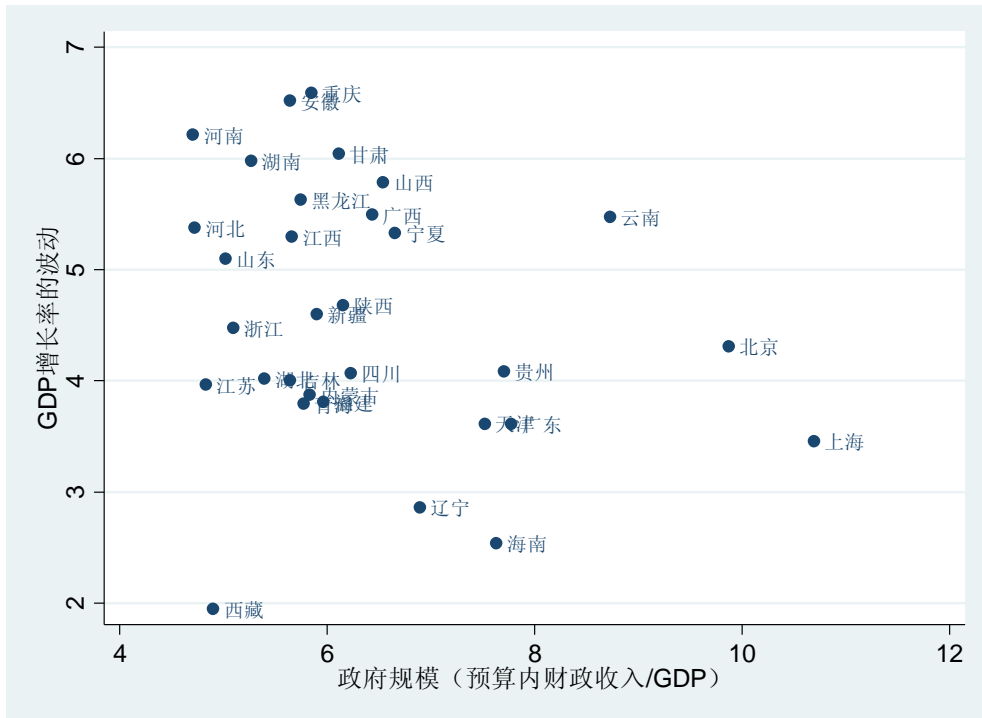
海南	7.79	7.64	11.88	13.05	1.60	3.52	4.36	3.65	4.06	3.42
重庆	4.81	5.85	8.74	12.06	1.93	4.02	1.93	3.73	4.30	3.55
四川	6.29	6.23	9.91	11.59	1.11	3.08	5.35	4.62	4.72	4.17
贵州	6.89	7.71	14.82	18.77	2.49	6.36	4.30	3.96	3.95	3.58
云南	8.61	8.73	19.04	20.49	1.52	3.89	4.11	3.67	3.71	3.34
西藏	5.29	4.90	55.66	61.88	15.96	28.36	2.20	1.74	1.90	1.40
陕西	5.71	6.15	10.76	13.40	2.02	4.61	3.69	3.62	3.42	3.33
甘肃	6.10	6.11	14.31	17.22	2.92	6.50	3.91	3.73	3.55	3.45
青海	5.41	5.77	19.08	24.52	6.31	12.82	3.09	2.82	2.93	2.64
宁夏	6.21	6.66	15.66	19.94	4.60	9.56	4.10	4.00	3.84	3.72
新疆	5.28	5.90	12.44	15.21	3.01	5.79	4.26	3.81	3.88	3.41

来源：《中国统计年鉴》和《地方财政统计资料》

为了给一个较为直观的印象，图 1 给出了中国大陆 31 个地区 GDP 增长率波动对政府规模（以预算内支出和开支占 GDP 的比重为指标）的散点图。图可以清楚的看出，政府规模和经济产出的波动之间存在负相关关系。

图 1 政府规模和产出波动





(2) 财政变量与经济波动

为了考察财政对经济波动的影响，我们以各个地区的经济增长率 1994-2004 年间的标准差为被解释变量，分别以预算内开支、预算外开支和转移支付为解释变量，来考察财政变量对经济波动的影响。我们建立的估计方程为：

$$\sigma(gdprate)_i = \alpha + \beta Gov.size + \varepsilon_i;$$

$$(2) \sigma(gdprate)_{it} = \alpha + \beta Gov.size_{it} + \varepsilon_i + v_{it}$$

其中 $\sigma(gdprate)$ 是 GDP31 增长率的标准离差，来衡量经济增长的波动。

表 2 分别给出了 1994-2004 截面回归、面板回归固定效应、随机效应估计值，最后一列是 hausman 检验值。从表 2 的截面回归估计值，可以看出一个有趣的事实，对于预算内财政收入、支出、中央政府转移支付来说，他们的增加会有助于降低经济增长的波动，尽管后者并不显著。但是对于预算外资金收入、支出来说，他们的增长则会显著导致经济的波动。这个问题可能原因在于，对于预算外支出来说，地方政府具有绝对的自由裁量权，在中国 GDP 为主的政绩考核制度下，地方政府预算外收入的主要来源和支出的主要去处都是基于经济增长的目的，这会加重经济的波动。

表 2 的面板数据固定效应和随机效应估计值也得到类似的结论，预算内财政收入、预算外财政支出、中央政府对地方政府的转移支付的增加会

³¹这里的 GDP 都是实际 GDP，以 1978 年为基期的 GDP 指数平减得到实际 GDP。

显著降低经济增长的波动，同时 hausman 检验值支持固定效应估计值。而对于预算外资金收入、预算外财政支出来说，他们的增长对经济波动的影响并不显著。

表 2 财政变量和波动

变量	1994-2004 截面回归		面板回归：固定效应		面板回归：随机效应		Hausman
	系数	R 平方	系数	R 平方	系数	R 平方	检验值
rev	-2.01	0.14	-9.28	0.35	-3.57	0.13	25.39***
	(0.92)**		(1.36)***		(0.76)***		
exp	-0.86	0.10	-5.99	0.29	-1.06	0.02	29.95***
	(0.48)*		(0.99)***		(0.40)***		
transfer	0.00	0.00	-1.32	0.16	-0.25	0.03	15.45***
	(0.25)		(0.32)***		(0.17)		
extrabudge inc	1.90	0.15	1.85	0.03	1.15	0.04	0.71
	(0.79)**		(1.03)*		(0.62)*		
extrabudge exp	2.01	0.20	0.66	0.01	0.69	0.06	0
	(0.56)***		(0.98)		(0.57)		

注：①样本时间 1994-2004，括号内是标准误。本文涉及截面回归分析时，标准误都以稳健（sandwich）标准误计算，下文相同。②面板回归中分别以 1994-1996，1997-1999，2000-2002，2003-2004 四个时期 GDP 增长率的标准离差作为被解释变量。③N=30，截面回归中都剔除了西藏的样本。④*，**，***分别表示 10%，5%，1%显著性水平。

（3）财政变量与消费波动

考虑到政府的收入政策和开支政策与对居民的预算约束有重要影响，我们以各个地区的消费增长率 1994-2004 年间的标准差为被解释变量，分别以预算内开支、预算外开支和转移支付为解释变量，来考察财政变量对消费波动的影响。我们建立的估计方程为：

$$\sigma(\text{consumerate})_i = \alpha + \beta \text{Gov.size} + \varepsilon_i;$$

$$\sigma(\text{consumerate})_{it} = \alpha + \beta \text{Gov.size}_{it} + \varepsilon_i + v_{it}$$

表 5 估计了财政变量对于消费波动的影响，其中 *consumerate* 表示消费的增长率，给出了 1994-2004 截面回归、面板回归固定效应、随机效应估计值，最后一列是 hausman 检验值。左边公式是消费在 1994-2004 之间增长率的标准离差，衡量消费增长的波动程度。

从表 5 的截面回归估计值可以看出，总的来说政府规模对于消费的波动都呈现促进作用，但仅仅在政府支出和转移支付方面影响显著。不过，从回归的拟合程度来看，并不理想。而面板回归估计值中，固定效应估计值显示预算内收入、预算内支出、中央政府的转移支付对于消费的波动程

度具有显著的抑制作用，但随机效应估计值并不显著，不过 Hausman 检验值拒绝随机效应和固定效应没有系统性差异的假说，支持模型采取固定效应估计法。

表 3 财政变量对消费波动的影响

变量	1994-2004 截面回归		面板回归：固定效应		面板回归：随机效应		Hausman 检验值
	系数	R 平方	系数	R 平方	系数	R 平方	
rev	0.25 (1.63)	0.00	-6.33 (1.80)***	0.12	-1.58 (1.11)	0.02	11.16***
exp	0.93 (0.45)**	0.07	-4.68 (1.26)***	0.13	0.03 (0.56)	0.10	17.55***
transfer	0.60 (0.20)***	0.17	-0.79 (0.37)**	0.05	0.08 (0.21)	0.11	8.04***
extrabudget inc	1.02 (1.53)	0.15	2.26 (1.24)*	0.04	1.04 (0.94)	0.01	2.23
extrabudget exp	1.20 (1.51)	0.02	1.93 (1.23)	0.03	0.87 (0.93)	0.01	1.74

注：①样本时间 1994-2004，括号内是标准误。②面板回归中分别以 1994-1996，1997-1999，2000-2002，2003-2004 四个时期 GDP 增长率的标准离差作为被解释变量。③N=30，截面回归中都剔除了西藏的样本。④*,**,***分别表示 10%，5%，1%显著性水平。

(4) 财政变量与私人 GDP

为了更准确地估计政府财政政策对 GDP 影响，我们将政府本身的行为从 GDP 的构成中剔除——形成私人 GDP 这个指标。我们以各个地区的私人 GDP 增长率 1994-2004 年间的标准差为被解释变量，分别以预算内开支、预算外开支和转移支付为解释变量，来考察财政变量对私人 GDP 波动的影响。我们建立的估计方程为：

$$\sigma(\text{privategdprate})_i = \alpha + \beta \text{Gov.size} + \varepsilon_i;$$

$$\sigma(\text{privategdprate})_{it} = \alpha + \beta \text{Gov.size}_{it} + \varepsilon_i + v_{it}$$

表 4 估计了政府规模对于私人 GDP（GDP 减去政府支出）波动的影响，与前文类似，分别采取了 1994-2004 年间的截面回归估计和分区间的面板数据估计法。

截面回归中，回归式的左边被解释变量是私人 GDP 增长率在 1994-2004 年之间的离差，以此度量私人 GDP 在这段期间增长率波动程度。从表 6 的截面回归我们看出，与政府规模对 GDP 增长波动类似，从不同政府规模度量指标对于私人 GDP 影响来看，以政府预算内收入、支出为政府规模指标是，政府规模对于私人 GDP 增长的波动呈现负相关关系，表明政府规模有

助于平抑私人 GDP 增长的波动性，获得经济增长的稳定。而当以预算外资金收入、支出为政府规模的度量指标时，政府规模对于私人 GDP 增长呈现正相关关系，表明政府规模会导致私人 GDP 增长波动性上升，会不利于经济的稳定增长。

从分区间得到的面板数据模型估计值可以看出，不论是固定效应模型，还是随机效应模型，预算内财政收入和预算内财政收入支出对于私人 GDP 的波动具有显著的抑制作用。当然，Hausman 检验支持固定效应估计法。而对于中央政府对于地方政府的转移支付来说，尽管估计值并不稳健，但固定效应估计值表明其对私人 GDP 波动具有显著的抑制作用，同时，Hausman 检验拒绝固定效应和随机效应估计值无系统差异的假说，支持固定效应估计法。就预算外资金收入和预算外资金支出而言，在不同模型中均表现出促进经济波动的特征，但后者的结果并不显著。

表 4 财政变量对私人 GDP 波动的影响

变量	1994-2004 截面回归		面板回归：固定效应		面板回归：随机效应		Hausman 检验值
	系数	R 平方	系数	R 平方	系数	R 平方	
rev	-0.86	0.10	-9.28	0.35	-3.57	0.13	25.39***
	(0.48)**		(1.36)***		(0.76)***		
exp	-2.01	0.14	-5.99	0.29	-1.06	0.02	29.95***
	(0.78)*		(0.99)***		(0.40)***		
transfer	0.00	0.00	-1.32	0.16	-0.25	0.03	15.45***
	(0.25)		(0.32)***		(0.17)		
extrabudge inc	1.90	0.15	1.85	0.03	1.15	0.04	0.71
	(0.79)**		(1.03)*		(0.62)*		
extrabudge exp	2.01	0.20	0.66	0.01	0.69	0.06	0.00
	(0.56)***		(0.98)		(0.57)		

注：①样本时间 1994-2004，括号内是标准误。②面板回归中分别以 1994-1996，1997-1999，2000-2002，2003-2004 四个时期 GDP 增长率的标准离差作为被解释变量。③N=30，截面回归中都剔除了西藏的样本。

四 若干政策含义

运用 1994-2004 年的面板数据，我们估计了若干财政变量对 GDP，以及 GDP 中的消费和私人 GDP 波动的影响。研究发现，预算内的财政收支都是逆周期的，明显地降低了经济波动；来自中央政府的转移支付和经济周期无关，对抑制经济波动没有影响；而预算外收支都是顺周期的，加大了经济波动。

这些发现具有一定的意义。在理解财政政策作用上，我们的研究结果表明，一些独特的制度安排的确大大提高了财政制度预防和治理经济衰退的能力。中央政府对预算内开支的影响力，结合对地方政府首长升迁的决定权，大大缓解了地方政府在制定经济刺激计划中常见的策略性行为，从而大大提高了地方政府在反衰退方面的努力程度。这在很大程度上缓解了财政自动稳定器归地方引起的问题。

对政策制定者而言，我们的发现也有一定的意义。

从预防和治理波动的角度考虑，将地方政府的预算外收支划归预算内有其必要性。换句话说，预算的规范化管理对预防和治理经济波动亦有积极意义。

现阶段我国转移支付的确定因素是：历史情况、现在的财力需要和收入能力之间缺口；而较少考虑地方经济波动情况。将来的改革中，应该进一步将地方经济体的波动程度作为一个决定因素。

地方政府的相机抉择政策中基建开支逆周期的特征最为明显。例如，1998年的政府开支中，27个省市基本建设支出的增长率超过了全部财政支出的平均增长率，只有一个省的基建支出较1997年下降。对于中央政府来说，为了充分发挥中央资金对经济的刺激作用，应改革现行的将资金投向基本建设方面，而应选择将资金投向那些地方政府开支意愿较低的项目。

参考文献：

1. 《中国人民大学宏观经济分析与预测》，2009年第一季度；
2. 《中国人民大学宏观经济分析与预测》，2009年第二季度；
3. 1998年反衰退措施效果研究，《经济理论与经济管理》，2009年第6期。
4. Buti, Marco, Carlos Martinez-Mongay, Khalid Sekkat, and Paul van den Noord (2003), 'Automatic fiscal stabilizers in EMU: A conflict between efficiency and stabilization?', *CESifo Economic Studies*, 49: 123-140.
5. Buti, Marco, and André Sapir, eds., (1998). *Economic Policy in EMU—A Study by the European Commission Services*, Oxford: Oxford University Press.
6. Darby, Julia, and Jacques Mélitz (2007), 'Labor market adjustment, social spending and the automatic stabilizers in the OECD', Discussion Paper No. 6230, Centre for Economic
7. Policy Research, London.
8. Martinez-Mongay, Carlos, and Khalid Sekkat (2005), 'Progressive taxation, macroeconomic stabilization and efficiency in Europe,' Economic Paper No. 233, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, European Commission.

经济复苏预期下的财政政策调整

内容提要： 以应对 2007 年开始的席卷全球的金融海啸为目的，我国于 2008 年 11 月 9 日宣布将在 2009、2010 两年推出总额高达 4 万亿元人民币的一揽子经济刺激计划，其主要内容是以大规模政府投资为核心的积极的财政政策和与此配套的适度宽松的货币政策。在这些政策的影响下，从 2009 年第 3 季度开始，我国宏观经济出现了明显的复苏迹象。本文根据 2009 年前三季度的主要宏观经济数据，对我国当前经济形势进行了分析，分析表明，积极财政政策的目标已基本达到，当前财政政策执行的经济环境已发生根本改变。同时，本文还分析了在我国固定资产投资领域中政府投资与社会投资的关系，研究表明，从长期来看，由财政主导的政府公共投资与社会投资并没有良性互动关系。最后，我们对财政政策的几个相关问题进行了进一步的讨论。在这些研究结论的基础上，我们提出了在经济复苏预期下财政政策调整问题的相关政策思考。

一、引言

我国目前积极的财政政策是在“金融海啸”爆发，国际经济形势恶化，我国宏观经济面临巨大下行压力的情况下出台的。2007年4月，华尔街突然爆发金融危机，美国经济随即陷入危机，并迅速席卷欧洲，在全球范围内广泛传播，世界经济面临全面衰退的压力。2008年，随着“金融海啸”的深化，我国也未能幸免，宏观经济面临巨大的严峻的考验。我国GDP同比增长率从2008年3季度开始出现下滑，外贸进出口增幅快速回落，工业生产显著放缓，原材料价格和运输市场需求下降，规模以上工业增加值增速逐月回落，全社会发电量和用电量明显萎缩，就业形势严峻，城镇新增就业人数增速下降，农民工提前返乡增多。在严峻的经济形势下，我国政府采取果断措施，于2008年11月9日宣布将在2009、2010两年推出总额高达4万亿元人民币的一揽子经济刺激计划，其主要内容是积极的财政政策和适度宽松的货币政策，核心是积极的财政政策。

积极财政政策的提出，其主要目的是避免经济衰退，以确保2009年全年GDP增速不低于8%。根据财政部公布的2009年财政工作要点，积极财政政策的具体内容主要包括“扩大政府公共投资，实行结构性减税，调整国民收入分配格局”三个方面。扩大政府公共投资主要表现为增加中央基建投资，主要用于基础设施及保障性住房建设；实行结构性减税主要内容包括降低部分居民和企业税赋，减免行政事业收费，同时提高成品油消费税；调整国民收入分配格局包括税收和转移支付等内容，主要体现在强化各项强农惠农财税政策，多渠道促进农民增收；提高城乡低保补助水平，增加低收入群体收入；实施积极的就业政策，努力扩大就业；进一步优化财政支出结构，优先保障和改善民生，重点加大对保障性安居工程、教育、医疗卫生、社会保障和就业等民生领域的支出。

在采取积极财政政策的同时，我国采取适度宽松的货币政策。中国人民银行2008年下调了法定准备金率和超额准备金率，并三次下调再贴现率以及对金融机构贷款利率，五次下调了金融机构人民币贷款基准利率，五年以上长期贷款利率从2007年12月21日的7.83%下调至2008年12月23日的5.94%，下调幅度超过24.1%。2009年9月末，广义货币供应量M2

余额为 58.5 万亿元，同比增长 29.3%，增速比上年同期高 14.1 个百分点。³²

对于我国这样一个外贸依存度很大的国家，全球性金融危机的最直接影响就是外需不足，出口乏力，因此，面对出口迅速下降的严峻局面，我们必须采取积极的财政政策，加大政府公共投资支出以带动私人投资、增加转移性支出以提高居民消费，从而实现保增长和保就业的目标。从当前的经济形势看，这些措施取得了积极的成效。2009 年前三季度的宏观经济数据显示，今年前三季度 GDP 增速平均达到了 7.7%。2009 年 1-10 月，城镇固定资产投资 150710 亿元，同比增长 33.1%，比上年同期加快 5.9 个百分点。³³2009 年上半年城镇居民人均可支配收入 8856 元人民币，同比增长 9.8%，扣除价格因素实际增长 11.2%。上半年城镇居民人均消费性支出 5979 元，同比增长 8.9%，扣除价格因素实际增长 10.3%。³⁴这些数据显示，我国经济复苏的迹象明显，积极财政政策的目标已经基本达到。

然而，在经济迅速复苏的同时，我国房地产价格迅速上涨。2009 年 9 月，全国 70 个大中城市房屋销售价格同比涨幅扩大，我国二手住宅销售价格比 2008 年同期上涨的城市有 50 个，其中涨幅最大的城市，二手住宅销售平均价格涨幅达到 16.6%。³⁵国际原油价格也出现飞速上扬，WTI 国际原油期货价格从 2009 年 2 月 13 日的 37.51 美元/桶，涨至 2009 年 10 月 21 日的 81.37 美元/桶，半年多的时间涨幅 116.9%。³⁶能源价格的快速上涨使我国面临输入型通货膨胀压力，而房地产等资本市场价格的快速上涨，则酝酿这泡沫的风险。

因此，在财政政策保增长的短期目标已基本实现的情况下。如何有前瞻性地提出对现行财政政策进行调整之主题，避免财政支出效率下降，防止出现资产泡沫和通货膨胀等负面影响，是当前我国政策制定者需要重视的问题。本文将结合我国实际，在辩证吸收国内外研究成果的基础上，通过实证分析，以探讨经济复苏预期下我国财政政策的调整问题。

³² 数据来源于中国人民银行网站及财汇金融分析平台。

³³ 数据来源国家发改委固定资产投资司子站

³⁴ 数据来源国家统计局网站。

³⁵ 数据来源国家发改委价格司子站。

³⁶ 数据来源财汇金融分析平台。

二、文献综述

财政政策对宏观经济的影响是现代经济学研究的热点问题之一。1929年资本主义世界性经济危机的爆发，打破了市场机制可以完全有效配置资源的神话，以凯恩斯为代表的国家干预主义登上历史舞台，主张在经济萧条时，政府应通过加大财政支出，以扩大社会总需求，从而实现经济复苏的目的。1970年代以前，凯恩斯主义的思想被西方发达国家广泛接受，成为政府调控经济的圣经。此后，由于西方国家经济滞胀的出现，关于政府是否应当干预经济，以及如何干预经济的理论争论成为学术界的焦点，并诞生了货币主义、理性预期学派、供给学派等反对国家干预主义的理论学派。

尽管如此，但从经济实践来看，无论是1929年的全球经济大萧条，还是上世纪七十年代的石油危机和经济滞胀、八十年代纽约股票市场“黑色星期一”股灾给美国、日本及主要发达国家带来的经济冲击，以及1998年亚洲金融危机给东南亚国家金融及经济体系带来的危害，各国政府均采取了不同的国家干预政策以恢复经济。对这些政策的效果总是仁者见仁、智者见智，相关的实证研究也就由此盛行起来。

（一）国外政府应对危机的财政政策及其效果

在20世纪爆发的几次经济危机中，以20世纪30年代的经济大萧条和80年代日本泡沫最为典型。在这两次危机中，美国政府和日本政府采取的政策也是实证研究的热点之一。

1929年全球经济大萧条爆发之后，世界经济陷入严重衰退。1933年美国新当选总统罗斯福实施了新政，其核心内容就是通过以政府公共投资为主导的财政政策来恢复濒于崩溃的经济。对于罗斯福新政的政策影响，几十年来学界一直争论不断。。Blinder和Solow(1974)提到财政政策存在内部滞后和外部滞后，其中内部滞后是指财政政策出台的时间受政府决策机制的影响财政滞后，外部滞后指财政政策从执行到最终影响总需求所需的时间，财政政策的滞后会直接影响政策效率。Romer(1992)认为，美国1933—1942年期间的经济复苏，主要归功于货币供应的增加，财政政策没有起到实质性作用。Baxter和King(1993)的研究发现，政府公共投资会在短期对产出产生积极的影响，前提是政府公共投资增加了私人资本的边际产出。Vernon(1994)认为，20世纪30年代大萧条期间，美

国的财政政策对经济复苏作用不大，但是政府在 1940 年为第二次世界大战进行的大规模国防和军备支出却是美国走出经济大萧条的重要因素。Devereux, Head 和 Lapham (1996) 认为，政府购买的永久性改变比短期改变的产出效应更大，原因在于政府短期内增加的政府购买会产生挤出效应，而政府购买长期的改变会增加库存并在短期推动投资快速增加。Ramey 和 Shapiro(1997)的实证研究发现总产出对财政政策的响应在两期后达到峰值，之后就持续下降，其原因主要在于财政政策对私人消费产生的负面影响。Eggertsson (2008) 认为在大危机时期，罗斯福新政的重点在于改变了公众对财政政策模式的预期，使公众相信大规模政府支出以及通货膨胀是可信的，这种预期的改变使人们更多消费和投资，从而推动了经济的复苏。在这种预期下，财政政策的微小变化能够产生巨大影响。

20 世纪 70 年代的两次“石油危机”使西方众多发达国家出现了滞涨问题。日本在 1985 年遭遇“高日元萧条”和 1987 年欧美股市“黑色星期一”引起的金融动荡时，多次采取大规模的扩张性财政政策，结果使日本的房地产和证券等虚拟经济部门出现泡沫。随着泡沫的破灭，日本从 20 世纪 90 年代开始陷入长期的经济衰退，至今未能走出危机的泥潭。对于日本这段时间财政政策的效果，西方学界也进行了广泛的研究。Kuttner 和 Posen (2001, 2002) 用 SVAR 方法估计了日本财政政策的影响，发现日本政府减税的乘数效应略高于财政支出。Bayoumi (2001) 也用 SVAR 方法估计日本财政政策的效果，发现减税和增加财政支出均对经济有积极影响，但前者的影响比后者更持久。郑明慧和吴宇 (2004) 认为，日本 20 世纪 90 年代前期出现的长期的经济萧条与日本经济政策滞后有关，虽然日本在 90 年代中期采取积极的财政政策应对亚洲金融危机取得一定效果，但是日本政府的高负债给日本经济加上了沉重的包袱。Caballero 和 Pyndick (1996) 认为，如果财政扩张伴随着经济不确定性的增长，家庭可能增加预防性储蓄，企业可能推迟不可逆转的投资，家庭和企业的谨慎行为会降低财政乘数，并可能使之变负。

(二) 我国 1992 年以来的财政政策及其效果

1990 年代以来，我国财政政策主要经历了四个阶段：从 1992 年到 1998 年，以控制通胀为主基调的紧缩的财政政策；1998 年到 2002 年，以扩大内需为目标的积极的财政政策；2003 年到 2007 年，以防止经济过热的稳健的财政政策为主；2008 年底开始是第四阶段，以遏制经济危机的积极的

财政政策。

我国从 1992 年开始有意识地采取财政政策加强对宏观经济的干预。1992 年，我国出现经济过热的现象。为此，我国采取了“适度从紧”的财政政策，其首要目标是遏制通货膨胀，同时保证国民经济适度增长。事实证明，我国的财政政策是成功的，经济实现了“软着陆”，实现了低通胀下国民经济高速增长的双赢局面（中国社会科学院财政与贸易经济研究所，2004）。

1997 年亚洲金融危机爆发后，出口需求和外商投资迅速下滑，国内有效需求不足的问题日益凸显。为此，中国人民银行从 1996、1997 年连续 3 次降低利率后，1998 年-1999 年又连续 4 次降低利率，法定存款准备金率从 13% 下调至 8%，同业拆借利率自 1996 年开始到 1998 年 7 月，从 13% 左右下降到 5% 作用。但是事实证明货币政策效果并不明显，1998 年上半年贷款和各层次的货币供应量增长率没有上升，反而出现下降的趋势。在这种情况下，1998 年 7 月，我国正式实施旨在扩大内需的积极的财政政策，增发 1000 亿元国债，全部用于基础设施专项建设。这一阶段积极的财政政策从 1998 年启动，一直持续到 2002 年，其实，其影响到 2005 年才真正结束。

从财政实施效果来看，较成功地启动了消费、投资和出口三大需求（中国社会科学院财政与贸易经济研究所，2004），通过在基础设施领域的作用，为我国经济持续发展提供不可或缺的动力（周建安，2009）。郑明慧和吴宇（2004）认为，中国在 1998 年至 2003 年的积极的财政政策中，大规模财政投资扩张并未取得预期效果，民间投资乏力，投资乘数较小甚至变小。林跃勤（2005）认为，期间积极的财政政策在扩大内需带动经济增长的同时，存在国债资金边际投资效率下降，对民间投资形成挤压并诱发通货膨胀的问题。张勇（2007）对中国财政政策的需求效应进行实证检验，认为 1998 年至 2005 年旨在扩大内需的财政政策总体上是显著的，但是却造成内需结构失衡不断加剧，财政支出的方向和领域值得商榷。

此外，国内学者还对此次“金融海啸”之前我国的财政政策效果进行长周期、全面的分析。毛定祥（2006）的实证分析表明我国货币政策和财政政策对宏观经济的短期调控效果较显著，且财政政策的调控能力更强；作为货币政策核心指标的货币供应量具有明显的内生性，在很大程度上被

动地适应财政政策，而财政政策具有较大的独立性。李生祥、丛树海(2004)认为 1985 年到 2000 年期间财政政策的挤出效应不明显，但实际作用乘数不大，其原因是我国的税收乘数不到理论乘数的 1/6。赵国旭、郭华明(2008)对我国 1978—2005 年的数据进行实证研究，认为在开放经济条件下，我国的财政政策总体是有效的，但财政明显的时滞和挤出效应，由于财政政策对于经济的平衡有脉冲作用，因此财政政策主要适用于经济周期性波动，同时我国的财政政策结构还有待于优化。

表 1 1998-2002 年国债投资总额（亿元）

时间	合计	拨款	转贷
1998	1000	420	580
1999	1100	800	300
2000	1500	1000	500
2001	1500	1100	400
2002	1500	1250	250
五年合计	6600	4570	2030

注：数据来源中经网数据中心

2007 年“金融海啸”爆发后，我国政府采取了一揽子经济刺激计划。针对目前施行的一揽子经济刺激计划，沈铭辉、李淑娟(2009)认为从目前的经济形势看，在投资方面，扩大政府投资效果日益显现，国家对基础设施的大规模投资使投资成为推动经济的推动力之一；在消费方面，政府实施的消费补贴效果明显；在国际贸易方面，退税政策对出口方面的推动有限。王学东(2009)认为当前的财政政策存在对民生的投入不够，政府直接和隐性负债过高以及地方政府投资配套压力大等问题，建议加大对社会保障的投入，激发民间投资和消费。朱青(2009)则认为目前我国通过扩大内需应对危机，应采取财税政策，加强对社会保障支出力度，完善个人所得税制度以加强其收入再分配功能。

总之，国内外的实践和实证研究表明：通过财政来治理经济问题的关键在于政策实施的时机、力度以及支出的结构和方向。它需要根据不同国家，不同时期的国内外经济形势来确定，既要有利于解决短期经济衰退的问题，又要兼顾整个宏观经济的长期稳定性，避免出现经济在衰退和泡沫两极之间大幅震荡。

三、财政政策的影响分析

(一) 积极财政政策的短期影响

1、对当前我国宏观经济的整体影响

今年前三季度 GDP 增速平均达到了 7.7%，第三季度 GDP 增速达到 8.9%。³⁷ 消费者信心指数、预期指数和满意指数从 2009 年 6 月起连续 2 个月回升（见图 1）；宏观经济指数从 2009 年 4 月起连续 4 个月回升（见图 2）。另外，从国家统计局对宏观经济景气指数预警信号的监测中可以发现，工业生产指数、消费品零售总额、工业企业利润、居民可支配收入指标均保持稳定，固定资产投资甚至出现偏热的迹象。中国社科院举办发布的 2009 年秋季报告指出，2009 年我国 GDP 增长速度将达到 8.3% 左右，如果 2010 年世界金融危机不再进一步恶化，国内不出现大范围严重自然灾害和其他重大问题，GDP 增长率将稳步回升到 9% 左右的水平。

从国有企业的经营情况看，2009 年 1-9 月，国有企业累计实现营业收入 158361 亿元，同比下降 1.7%，降幅比 1-8 月减小 1.8 个百分点，9 月比 8 月环比增长 9.1%，其中中央企业（包括中央管理企业和部门所属企业，下同）累计实现营业收入 99669.8 亿元，同比下降 0.5%，9 月比 8 月环比增长 8.3%。中央管理企业累计实现营业收入 85205.4 亿元，同比下降 2.8%，9 月比 8 月环比增长 7.4%；地方国有企业累计实现营业收入 58691.2 亿元，同比下降 3.7%，9 月比 8 月环比增长 10.5%。国有企业累计实现利润 9366.1 亿元，同比下降 17.6%，降幅比 1-8 月减小 2 个百分点，9 月比 8 月环比下降 12%，其中中央企业累计实现利润 6796.8 亿元，同比下降 13%，9 月比 8 月环比下降 17.1%。中央管理企业累计实现利润 5286.8 亿元，同比下降 14%，9 月比 8 月环比下降 16.2%；地方国有企业累计实现利润 2569.3 亿元，同比下降 27.8%，9 月比 8 月环比增长 1.1%。石化、汽车、施工房地产等行业利润增幅较大，电网企业和海运企业实现减亏，石油、钢铁、有色、电子等行业利润降幅进一步减缓，煤炭行业利润降幅持续扩大。³⁸

上述数据说明，在积极的财政政策的作用下，2009 年前三个季度 GDP 的几个主要组成部分，消费、投资、政府购买和净出口，均呈现良好的复苏态势，GDP 出现加速增长的势头，财政政策的短期目标已基本实现。

³⁷ 国家统计局 2009 年 10 月 22 日公布。

³⁸ 数据来源中华人民共和国财政部网站。

图 1 2008 年 8 月-2009 年 9 月消费者信心指数、预期指数和满意指数

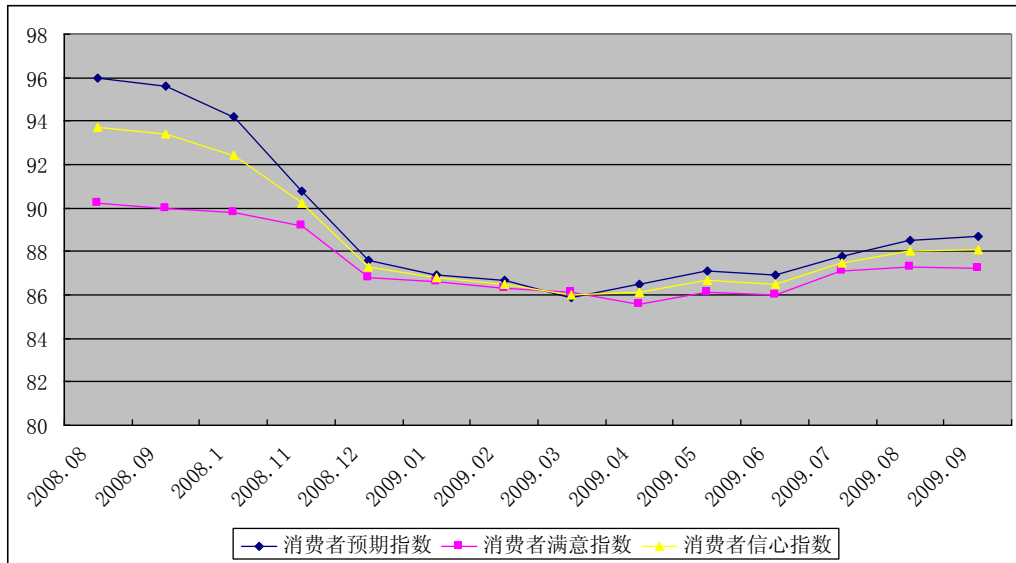
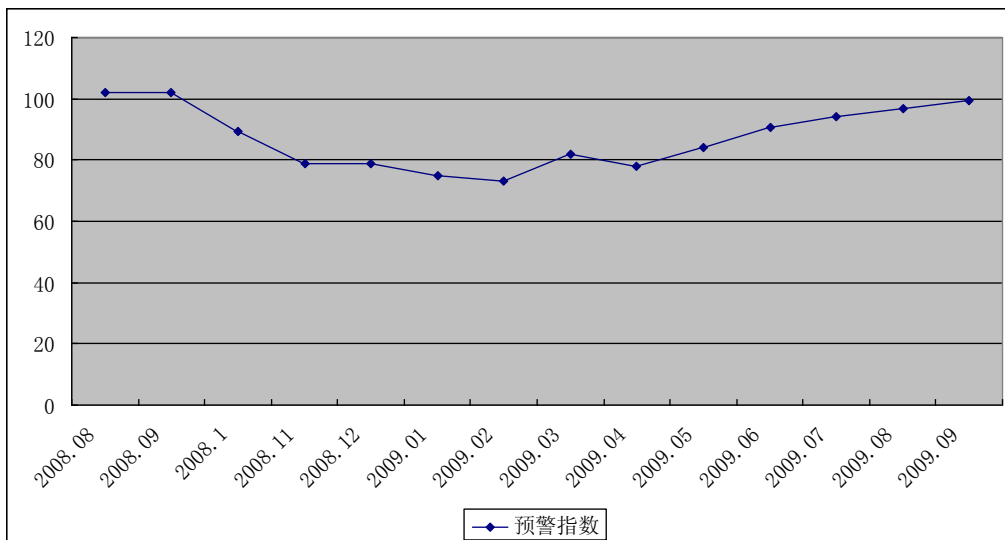
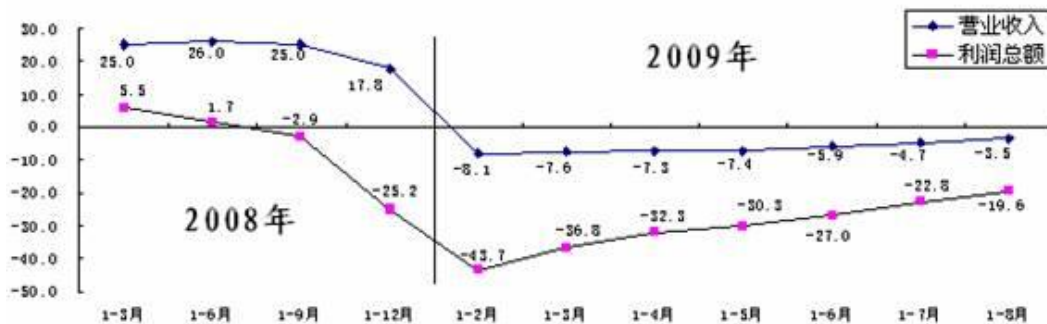


图 2 2008 年 8 月-2009 年 9 月宏观经济景气指数



注：以上数据均来源于国家统计局网站。

图 3 中央企业营业收入及利润总额



注：数据来源于中华人民共和国财政部网站

2、对当前经济中消费、投资、净出口的影响

从 GDP 的构成来看，消费出现增长。2009 年上半年城镇居民人均消费性支出 5979 元，同比增长 8.9%，扣除价格因素实际增长 10.3%。³⁹净出口依然负增长，2009 年 1-9 月，全国进出口总值为 15578.2 亿美元，同比下降 20.9%，其中出口 8466.5 亿美元，下降 21.3%；进口 7111.8 亿美元，下降 20.4%。9 月当月，全国进出口总值为 2189.4 亿美元，同比下降 10.1%，其中：出口 1159.4 亿美元，下降 15.2%；进口 1030.1 亿美元，下降 3.5%（见表 2）⁴⁰。

表 2 2009 年 1—9 月我国进出口数据

项目	2009 年 1—9 月累计	
	绝对值（亿美元）	同比（%）
进出口总值	15578.2	-20.9
出口总值	8466.5	-21.3
进口总值	7111.8	-20.4
进出口差额	1354.7	-26.0

注：数据来源于中华人民共和国商务部网站

在积极财政政策作用下，城镇固定资产投资继续快速增长。2009 年 1-10 月，城镇固定资产投资 150710 亿元，同比增长 33.1%，比上年同期加快 5.9 个百分点。从施工和新开工项目情况看，2009 年 1-10 月，全国累计施工项目 402204 个，同比增加 95435 个；施工项目计划总投资 375859 亿元，同比增长 36.6%；新开工项目 293412 个，同比增加 85329 个；新开工项目计划总投资 124610 亿元，同比增长 81.1%。⁴¹2009 年前三季度，东部地区投资增长 28.1%，增速比去年同期加快 5.4 个百分点。中部地区投资增长 38.3%，增速同比加快 2.9 个百分点。西部地区投资增长 38.9%，增速同比加快 9.4 个百分点。中西部地区投资占全国城镇投资比重为 50.9%，同比上升 2.0 个百分点。⁴²

从运输、能源、电力、水泥、钢铁和有色等宏观经济重要支柱产业的 投资看，2009 年 1 至 8 月，全社会货运量 177.71 亿吨，同比增长 4.3%。全国原煤产量 18.75 亿吨，同比增长 9.7%；全社会用电量同比增长 0.4%，其中，第一产业用电量增长 6.3%，增幅同比提高 3.2 个百分点；第三产业、

³⁹ 数据来源国家统计局网站。

⁴⁰ 数据来源于中华人民共和国商务部网站。

⁴¹ 数据来源国家统计局网站。

⁴² 数据来源国家发改委固定资产投资司子站。

居民生活用电量分别增长 10.7%和 11.4%；工业用电量同比下降 3%，降幅比 1-7 月缩小 1.4 个百分点；电力行业实现利润 517.6 亿元，同比增长 158.6%；全国粗钢产量 36965 万吨，同比增长 5.2%；建材行业实现利润 833.7 亿元，同比增长 20.9%。2009 年前三季度，全国水泥产量 118486 万吨，同比增长 18.2%，增速同比加快 11.3 个百分点；化工行业增加值同比增长 11.7%，增幅同比回落 1.3 个百分点；⁴³

综上所述，积极财政政策虽然有效地遏制了我国经济下滑的态势，但并没有扭转国际金融危机导致的外需下降趋势，出口目前尚不足以成为带动我国经济复苏的动力，固定资产投资增长强劲仍然是当前我国经济复苏中最大的亮点。

(二) 政府公共投资与社会固定资产投资 — 财政政策的长期影响

财政是我国固定资产投资中的重要资金来源之一。根据上述分析结论，政府投资是当前财政政策的核心内容，本文选择国家统计局《2008 年中国统计年鉴》中全社会资本形成总额增长率（用 $DLNFC$ 表示）、全社会固定资产投资资金来源中的国家预算内资金的增长率（用 $DLNI1$ 表示）和自筹资金的增长率（用 $DLNI2$ 表示），用 VAR 方法对上述三个变量进行分析，研究积极财政政策对固定资产投资的长期影响。⁴⁴⁴⁵

表 3 全社会固定资产投资资金来源和按构成成分固定资产投资

年份	投资资金来源比例 (%)				年份	投资资金来源比例 (%)			
	国家预算内资金	国内贷款	利用外资	自筹和其他资金		国家预算内资金	国内贷款	利用外资	自筹和其他资金
1981	28.1	12.7	3.8	55.4	1995	3.0	20.5	11.2	65.3
1982	22.7	14.3	4.9	58.1	1996	2.7	19.6	11.8	66.0
1983	23.8	12.3	4.7	59.2	1997	2.8	18.9	10.6	67.7
1984	23.0	14.1	3.9	59.0	1998	4.2	19.3	9.1	67.4
1985	16.0	20.1	3.6	60.3	1999	6.2	19.2	6.7	67.8
1986	14.6	21.1	4.4	59.9	2000	6.4	20.3	5.1	68.2

⁴³ 数据来源国家发改委经济运行调节局网站。

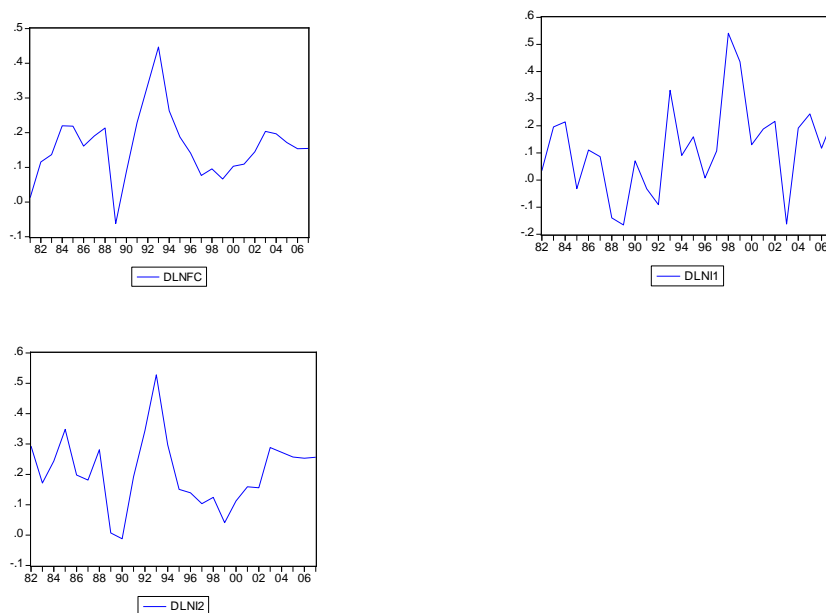
⁴⁴ 《2008 年中国统计年鉴》中，全社会固定资产投资的资金来源共四类，除了本文 VAR 模型中采用的两个以外，另外两个分别为国内贷款和利用外资。作者认为，国内贷款部分受货币政策，特别是信贷政策影响较大；利用外资部分受汇率波动、国际经济形势及我国资本项下资本管理制度等因素影响较大，这些都属于本文分析框架以外的因素，因此本文建模分析时排除这两个变量。

⁴⁵ 经过协整检验，全社会资本形成总额、全社会固定资产投资资金来源中的国家预算内资金和自筹资金存在长期稳定关系， $DLNFC$ 、 $DLNI1$ 和 $DLNI2$ 是一阶平稳的时间序列数据。

1987	13.1	23.0	4.8	59.1	2001	6.7	19.1	4.6	69.6
1988	9.3	21.0	5.9	63.8	2002	7.0	19.7	4.6	68.7
1989	8.3	17.3	6.6	67.8	2003	4.6	20.5	4.4	70.5
1990	8.7	19.6	6.3	65.4	2004	4.4	18.5	4.4	72.7
1991	6.8	23.5	5.7	64.0	2005	4.4	17.3	4.2	74.1
1992	4.3	27.4	5.8	62.5	2006	3.9	16.5	3.6	76.0
1993	3.7	23.5	7.3	65.5	2007	3.9	15.3	3.4	77.4
1994	3.0	22.4	9.9	64.7					

注：相关数据来自《2008年中国统计年鉴》

图 4 固定资本形成总额增长率、国家预算内资金增长率和自筹资金增长率数据



1、模型建立

根据 EViews 软件提供的滞后期选择标准，本文对 $DLNFC$ 、 $DLNI1$ 和 $DLNI2$ 建立滞后 1 期的 VAR 模型（见表 4）。模型的稳定性检验证明是本模型满足稳定性条件（见表 5）， $VAR(-1)$ 模型及相关统计结果见表 6。

表 4 VAR 模型滞后期选择分析结果

信息标准	$LogL$	LR	FPE	AIC	SC	HQ
滞后期						
0	61.08500	NA	1.02e-06	-5.280454	-5.131676*	-5.245406
1	73.13863	19.72413*	7.84e-07*	-5.558058	-4.962944	-5.417867*
2	80.97681	10.68842	9.21e-07	-5.452437	-4.410987	-5.207103
3	92.12420	12.16079	8.78e-07	-5.647654*	-4.159869	-5.297177
4	99.55176	6.077095	1.39e-06	-5.504705	-3.570585	-5.049085

* 代表按照不同的信息标准选择的滞后期

表 5 VAR(-1) 稳定性检验结果

VAR(-1) 模型平稳性检验	
单位根	模
0.980696	0.980696
0.946413	0.975339
0.946413	0.975339
0.224686	0.545309
0.224686	0.545309
0.197657	0.197657
结论：模型符合稳定性标准	

表 6 VAR 模型及系数

VAR(-1) 模型系数			
	<i>DLNFC</i>	<i>DLNI1</i>	<i>DLNI2</i>
<i>DLNFC</i> (-1) 系数 (标准差) [<i>t</i> 统计]	1.075471 (0.34696) [3.09973]	-1.256382 (0.72420) [-1.73487]	1.088785 (0.41001) [2.65553]
<i>DLNI1</i> (-1) 系数 (标准差) [<i>t</i> 统计]	-0.073724 (0.09640) [-0.76478]	0.284621 (0.20121) [1.41453]	-0.052599 (0.11392) [-0.46173]
<i>DLNI2</i> (-1) 系数 (标准差) [<i>t</i> 统计]	-0.511663 (0.28529) [-1.79349]	0.959197 (0.59548) [1.61080]	-0.305125 (0.33713) [-0.90506]
C (标准差) [<i>t</i> 统计]	0.102327 (0.03588) [2.85213]	0.103854 (0.07489) [1.38682]	0.089184 (0.04240) [2.10353]

对 *DLNFC*、*DLNI1* 和 *DLNI2* 三个变量进行 Granger 因果检验，结果显示在 5% 的置信区间下，只有 *DLNFC* 与 *DLNI2* 之间存在单向格兰杰因果关系（见表 7），其余变量之间不存在显著的格兰杰因果关系。

表 7 格兰杰因果检验

原假设	F 统计	P 值
<i>DLNI1</i> 不是 <i>DLNFC</i> 的原因	0.22335	0.64115
<i>DLNFC</i> 不是 <i>DLNI1</i> 的原因	0.42397	0.52171
<i>DLNI2</i> 不是 <i>DLNFC</i> 的原因	2.93292	0.10085
<i>DLNFC</i> 不是 <i>DLNI2</i> 的原因	7.10813	0.01411
<i>DLNI2</i> 不是 <i>DLNI1</i> 的原因	0.03630	0.85064
<i>DLNI1</i> 不是 <i>DLNI2</i> 的原因	0.01196	0.91389

2、计量分析

本文分别对 *DLNI1* 和 *DLNI2* 进行脉冲响应分析，结果如下。

图 5-1 DLNI2 对 DLNI1 的脉冲响应

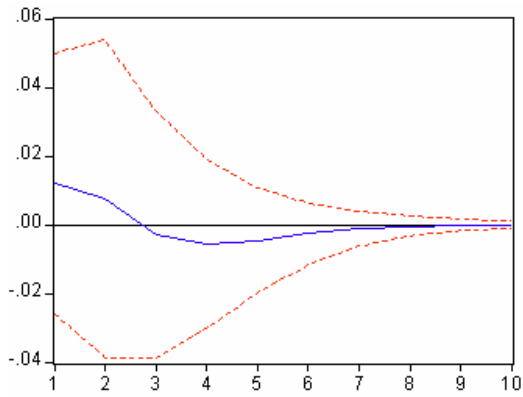


图 5-2 DLNFC 对 DLNI1 的脉冲响应

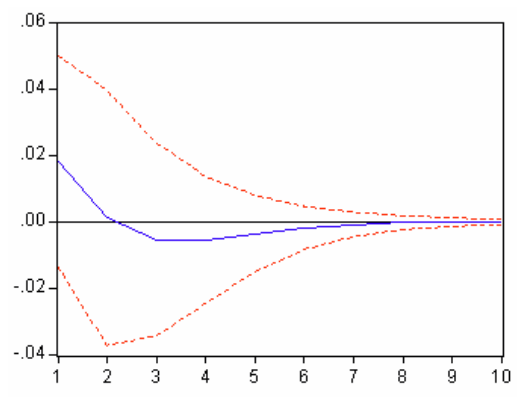


图 5-3 DLNI1 对 DLNI1 的脉冲响应

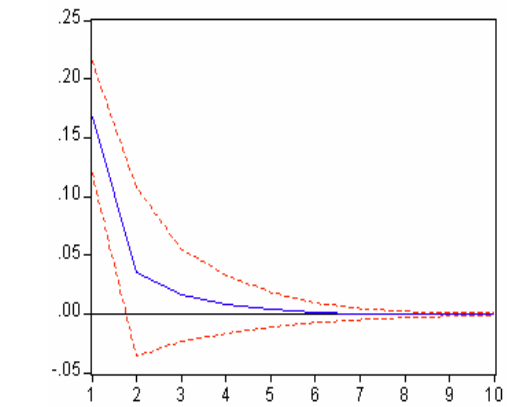


图 6-1 DLNI1 对 DLNI2 的脉冲响应

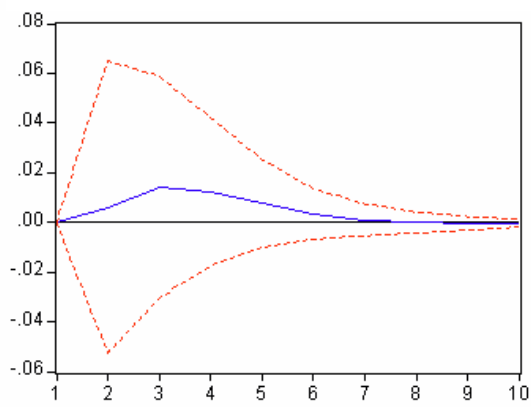


图 6-2 DLNFC 对 DLNI2 的脉冲响应

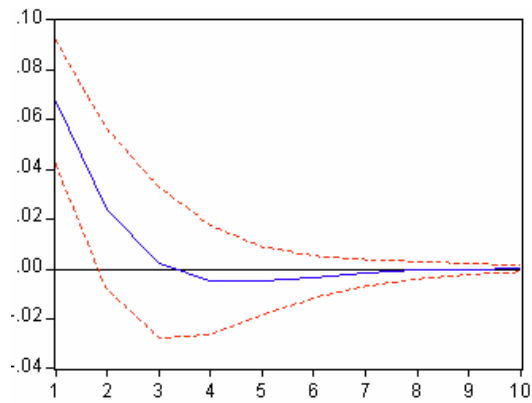


图 6-3 DLNI2 对 DLNI2 的脉冲响应

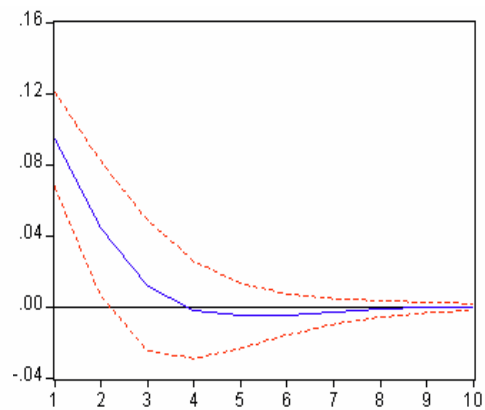


表 8 DLNI1 脉冲响应的累积影响

观察期	DLNFC	DLNI1	DLNI2
1	0.018544	0.168198	0.012008
2	0.019944	0.204289	0.019687
3	0.014859	0.220170	0.016970
4	0.009611	0.228471	0.011428
5	0.006189	0.232112	0.006967
6	0.004524	0.233169	0.004412

7	0.003962	0.233111	0.003322
8	0.003920	0.232755	0.003046
9	0.004042	0.232442	0.003103
10	0.004167	0.232254	0.003235

表 9 DLN12 脉冲响应的累积影响

观察期	DLNFC	DLN1	DLN12
1	0.067141	0.000000	0.094466
2	0.091015	0.006256	0.138744
3	0.093573	0.020514	0.150898
4	0.089055	0.033015	0.149225
5	0.084131	0.040646	0.144159
6	0.080864	0.044145	0.139941
7	0.079250	0.045200	0.137487
8	0.078693	0.045174	0.136424
9	0.078640	0.044846	0.136143
10	0.078750	0.044551	0.136188

图 7 DLNFC 的方差分解

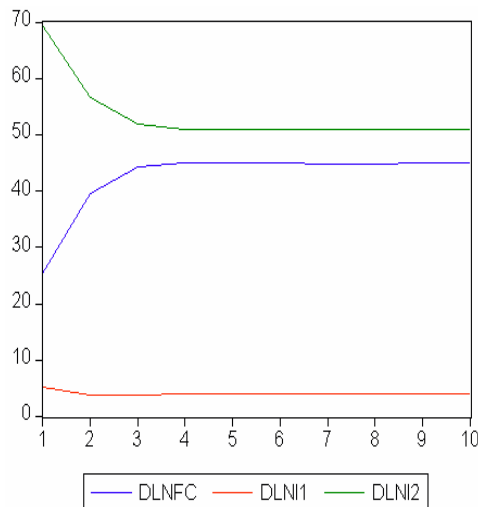


表 10 DLNFC 的方差分解

观察期	标准差	DLNFC (%)	DLN1 (%)	DLN12 (%)
1	0.080582	25.28205	69.42201	5.295933
2	0.094680	39.49613	56.64576	3.858113
3	0.098910	44.22965	51.97092	3.799433
4	0.100052	45.01637	50.99522	3.988408
5	0.100326	44.95864	50.95840	4.082966
6	0.100393	44.89883	50.99613	4.105031
7	0.100413	44.89220	51.00130	4.106497
8	0.100420	44.89685	50.99721	4.105937
9	0.100423	44.89919	50.99491	4.105897
10	0.100423	44.89960	50.99439	4.106001

为研究影响 $DLNFC$ 波动的因素，本文对 $DLNFC$ 进行方差分解。考虑到第一期 $DLN1$ 的波动更多取决于其自身的扰动项，本文进行基于 Cholesky 因子的方差分解时，VAR 模型中各变量的顺序依次为 $DLN1$ 、 $DLN12$ 和 $DLNFC$ （图 7 和表 10），观察期为十期，分析结果如下。从分析结果中可以看出， $DLN1$ 的相对方差贡献率 RVC 最大，达到 69.42% 左右，并在 T3 期后逐步稳定在 50.95%-51.97% 之间。 $DLN12$ 的相对方差贡献率 RVC 相对较小，最大值仅为 5.29% 左右。

3、计量结果分析

从脉冲响应分析中可以看出，政府投资在长期对社会投资和全社会固定资本形成总额的增长几乎没有影响。从方差分析中可以看出，社会投资对全社会固定资本形成总额增长率波动的贡献度最大，相比而言，政府投资对全社会固定资本形成总额波动的贡献度较小。从格兰杰因果分析可以看出，社会投资和政府投资之间不存在因果关系。这说明了固定资产投资领域存在的问题，即目前我国尚未建立促进全社会固定资本形成的长效机制，尚未建立政府投资与社会投资的良性互动。

上述结论为下一步财政政策的制定和调整提供重要依据。如果延续目前的财政政策，那么当前固定资产投资的高速增长是低效率、不可持续的，因此，有必要根据宏观经济形势的变化，对现行以政府投资为主的财政政策进行结构性调整。

四、财政政策相关问题的进一步讨论

（一）现有财政体制要求政策调整必须有提前量

目前，我国财政采取分税制管理，是一种中央集中和地方适度分权的体制。这种财政体制在提高了中央政府的宏观调控能力的同时，又兼顾了地方政府的积极性。分税制施行十几年来，我国财力明显向中央集中，中央政府的宏观调控能力显著增强，上级政府有权制定下级政府的财政管理体制，决定下级财政收入和支出责任的划分。在这种财政体制下，财政收入不断向上级财政和中央财政集中，财政支出则呈现较明显的“向下挤压”效应，特别是在教育、卫生、文化、环境保护、社会保障和城乡社区建设等方面，财政支出的责任主要在地方。这种收入和支出的不对称，导致地方政府提供公共投资的能力相对不足。

按目前我国的财政体制，中央决定实施积极财政政策后，会对地方财政产生重要影响。一方面，中央财政决定投资规模及投资项目，同时决定地方财政的配套投资规模，直接影响了地方政府的预算，在地方财政收入不变的情况下，挤占了其他由地方政府负责的项目支出。另一方面，在中央积极财政政策大方针的指引下，地方政府也倾向于扩大财政支出，不仅要保证原投资计划不变，甚至倾向于增加政府投资项目以彰显政绩。在上述双重支出扩张压力下，处于收入和支出不对称地位的地方财政必然会更多地使用金融工具，以各自借债的形式筹措所需的资金。这样一来，短期

的财政支出大幅度上升，特别是地方财政支出部分，其上升幅度甚至会超出中央预期。事实上，在 2009 年初中央宣布 4 万亿投资的经济刺激计划后，各地政府出台的地方经济刺激计划总涉及规模超过 13 万亿，相当于 2007 年全年 GDP 的一半多，由此可见积极财政政策对地方政府行为的影响。

因此，财政体制要求财政政策的调整必须有提前量，特别是积极财政政策的调整，要充分考虑到地方政府在积极财政政策下的反应，特别是“跟风上”的短期投资冲动和投资惯性，避免出现“一哄而上”，“放易收难”的被动局面。

（二）积极财政政策的特点要求政策调整必须有前瞻性

我国目前的积极财政政策的突出表现是政府投资。政府投资分中央政府投资和地方政府投资两部分。中央政府投资项目主要由中央财政出资，涉及地方部分由地方政府配套项目资金，其中比较典型的是像铁路、高速公路和水利设施等。地方政府的配套资金主要来源于地方财政，地方政府投资、融资平台公司，或以财政为最终还款来源的银行借款和各种债券。这种投资模式意味着，中央政府投资项目一旦立项，中央财政的投资可能意味着地方财政 2 倍甚至更高的资金投入，具有天然的“放大”效应。

地方政府投资项目主要由地方财政出资，主要包括地方的区域基础设施，城乡基础设施，市政建设以及其他涉及地方教育、卫生等民生项目的支出。这些项目本是现行财政体制下，由地方财政承担的公共服务职能。但在积极财政政策的号召下，地方政府出于业绩考核的考虑，存在较强的投资冲动，加快实施项目建设计划，凸显短期政绩。在这种情况下，地方政府大量上马脱离地方经济实际情况的投资项目，将不可避免地会出现公共物品供给过剩的问题，其结果是投资迟迟无法收回，地方财政的资金使用效率大打折扣。地方财政为此大量举债产生的利息不仅加大了当前财政的支出压力，而且为未来财政预算埋下隐患。

从投资项目的类型上看，我国政府投资主要集中于大型基础设施建设。这些投资项目往往表现出投资规模大，周期长，持续影响的特点。政府投资项目一旦立项，往往涉及三年甚至更长时间的持续投资。此外，政府投资不仅可以在短期内快速带动 GDP 增长，而且能够创造大量的就业岗位，地方政府有更大冲动投资于固定资产。这从客观上要求我国财政政策应该具有预见性和前瞻性，要充分考虑到项目投资周期和地方政府的投资行

为的影响，既要确保能持续投入完成投资，又要兼顾未来的财政收支平衡，既要保增长，又不能为将来资产泡沫埋下隐患。

（三）政策调整滞后将对经济产生严重的负面影响

历史上不乏由于财政政策调整滞后给经济造成严重负面影响的反面案例。日本上世纪 80 年曾持续十几年施行大规模、长期的扩张性财政政策，结果是日本的房地产和证券市场价格快速上涨，形成严重的资产泡沫。随后日本房地产和证券市场泡沫的破灭，给日本经济造成严重冲击，让日本陷入连续十几年的经济衰退，至今未能走出经济危机的阴影。

我国从 1998 年开始的积极的财政政策，其主要目的在于扩大内需，以应对亚洲金融危机导致的内需不足。1998 年积极财政政策的主要内容是通过大规模发行国债，加大政府对基础设施建设的投资力度。1998 年开始的积极的财政政策连续施行了五年。2003 年，我国的宏观经济事实上出现了偏热的迹象，其中以房地产为代表的固定资产投资出现较明显过热的迹象，钢铁、水泥等原材料价格不断上涨。到 2004 年，全社会各项投资膨胀呈现出较大的惯性，钢铁、水泥和电解铝行业过度投资迹象明显，与此同时煤、电、油、运全面告急，通货膨胀压力凸显。为此，2004 年 10 月央行上调了存贷款基准利率，2005 年初，我国正式确立将积极的财政政策调整为稳健的财政政策，同时配套稳健的货币政策，试图控制经济过热。随后，央行在 2006 年两次上调存贷款基准利率，2007 年连续六次上调存贷款基准利率，但是 CPI 却一直上升，并在 2007 年和 2008 年上半年达到顶峰（见表 11、表 12）。从 1998 年开始到 2002 年，连续五年积极的、以政府投资为主的财政政策的结果是，全社会投资过热，房地产和证券市场存在较明显的资产泡沫，通货膨胀压力明显，货币政策失去对通货膨胀的调控作用。2007 年的爆发的金融海啸加速了我国资产泡沫的破灭，我国在 2008 年宏观经济遭遇的挑战，既有来自于外部需求下降的冲击，又有来自内部的资产泡沫破灭对实体经济带来的负面影响。可以说，1998 年到 2005 年积极的财政政策的惯性是导致资产泡沫和经济过热的主要原因之一。

表 11 2004 年 10 月 29 日至 2008 年 12 月 23 日金融机构人民币贷款基准利率（%/年）

时间	六个月以内 (含六个月)	六个月至一年 (含一年)	一至三年 (含三年)	三至五年 (含五年)	五年以上
2004. 10. 29	5. 22	5. 58	5. 76	5. 85	6. 12
2006. 04. 28	5. 4	5. 85	6. 03	6. 12	6. 39

2006.08.19	5.58	6.12	6.3	6.48	6.84
2007.03.18	5.67	6.39	6.57	6.75	7.11
2007.05.19	5.85	6.57	6.75	6.93	7.2
2007.07.21	6.03	6.84	7.02	7.2	7.38
2007.08.22	6.21	7.02	7.2	7.38	7.56
2007.09.15	6.48	7.29	7.47	7.65	7.83
2007.12.21	6.57	7.47	7.56	7.74	7.83
2008.09.16	6.21	7.2	7.29	7.56	7.74
2008.10.09	6.12	6.93	7.02	7.29	7.47
2008.10.30	6.03	6.66	6.75	7.02	7.2
2008.11.27	5.04	5.58	5.67	5.94	6.12
2008.12.23	4.86	5.31	5.4	5.76	5.94

表 12 2004 年 10 月——2008 年 12 月 CPI 数据 (上年同期=100)

时间	当期值	累计值	时间	当期值	累计值	时间	当期值	累计值
2004.10	104.27	104.13	2006.5	101.38	101.23	2008.1	107.08	107.08
2004.11	102.85	104.01	2006.6	101.51	101.27	2008.2	108.74	107.92
2004.12	102.42	103.88	2006.7	101.03	101.24	2008.3	108.31	108.04
2005.01	101.91	101.91	2006.8	101.32	101.25	2008.4	108.48	108.15
2005.2	103.95	102.93	2006.9	101.51	101.28	2008.5	107.72	108.07
2005.3	102.69	102.85	2006.10	101.41	101.29	2008.6	107.08	107.90
2005.4	101.83	102.59	2006.11	101.88	101.34	2008.7	106.30	107.67
2005.5	101.76	102.42	2006.12	102.81	101.47	2008.8	104.90	107.32
2005.6	101.60	102.29	2007.1	102.17	102.17	2008.9	104.64	107.01
2005.7	101.80	102.22	2007.2	102.71	102.44	2008.10	103.97	106.70
2005.8	101.26	102.10	2007.3	103.28	102.72	2008.11	102.43	106.30
2005.9	100.88	101.96	2007.4	103.03	102.80	2008.12	101.20	105.86
2005.10	101.22	101.89	2007.5	103.39	102.91	2009.1	101.00	101.00
2005.11	101.31	101.83	2007.6	104.36	103.15	2009.2	98.40	99.70

2005.12	101.56	101.81	2007.7	105.62	103.50	2009.3	98.80	99.40
2006.1	101.89	101.89	2007.8	106.52	103.88	2009.4	98.50	99.20
2006.2	100.86	101.37	2007.9	106.24	104.14	2009.5	98.60	99.10
2006.3	100.80	101.18	2007.10	106.50	104.40	2009.6	98.30	98.90
2006.4	101.21	101.19	2007.11	106.94	104.61	2009.7	98.20	98.80
			2007.12	106.51	104.77	2009.8	98.80	98.80

注：数据来源财汇金融分析平台

（四）当前经济环境要求财政政策不能照搬 98 模式

从财政政策的背景和政策目标的角度说，1998 年亚洲金融危机时期，我国的基础设施的底子相对薄弱，住房和汽车消费市场还未形成（见表 13）。因此，1998 年的积极的财政政策从基础设施投资入手，极大地促进了我国基础设施发展。同时，我国启动了住房商品化改革等措施，较好地拉动了固定资产投资，带动上下游产业迅速发展，为我国经济增长提供重要动力。但这一阶段的财政政策调整滞后也为宏观经济带来一定的负面影响。

当前的宏观经济背景与 1998 年的时候不同。经过近十年的努力，我国基础设施已取得巨大进步。全国铁路营业里程和公路里程从 1998 年的 6.64 万公里和 127.85 万公里，发展到 2007 年底的 7.8 万公里和 358.37，分别增加了 17.5%和 180%。全国高速公路从 1998 年的 0.87 万公里发展到 2007 年 5.39 万公里，增加 520%。房地产市场从 1998 年开始住房商品化改革以来，全社会住宅投资已从 1998 年的 6393.8 亿元增长至 2007 年底的 25005 亿，增长了 291%，相应的全国商品房平均销售价格从 1998 年的 2063 元上涨至 2007 年底的 3864 元，涨幅超过 87%。

目前，汽车消费已越来越普及，住宅已成为居民最重要的消费支出之一。在现在的经济条件下，如果延续 1998 年的方法，依靠基础设施投资拉动经济，必然会产生财政资金使用效率下降的问题，甚至有可能导致重复建设，设施闲置的问题。从促进消费的角度看，现在居民住房和汽车消费对经济的刺激作用不如 1998 年，而除此之外，很难找到其它像住房和

汽车市场这样有效启动居民消费的切入点。

在这种情况下，如果采取 98 模式，连续长期施行积极财政政策，不仅政府投资效率可能下降，而且可能会推动固定资产价格快速上升甚至导致资产泡沫。因此有必要对现有的财政政策的调整进行思考和准备。

表 13 1998 年-2008 年全国机车生产量和商品房销售额

时间	机车累计生产值(辆)	商品房销售额(亿元)
1998 年	277.83	2513.30
1999 年	299.71	2987.87
2000 年	243.41	3935.44
2001 年	302.83	4862.75
2002 年	335.79	6032.34
2003 年	322.84	7955.66
2004 年	329.20	10375.71
2005 年	838.00	17576.13
2006 年	984.00	20825.96
2007 年	1002.00	29603.90
2008 年	1059.00	24071.40

注：数据来源财汇金融分析平台

（五）当前货币政策环境要求财政政策要适时调整

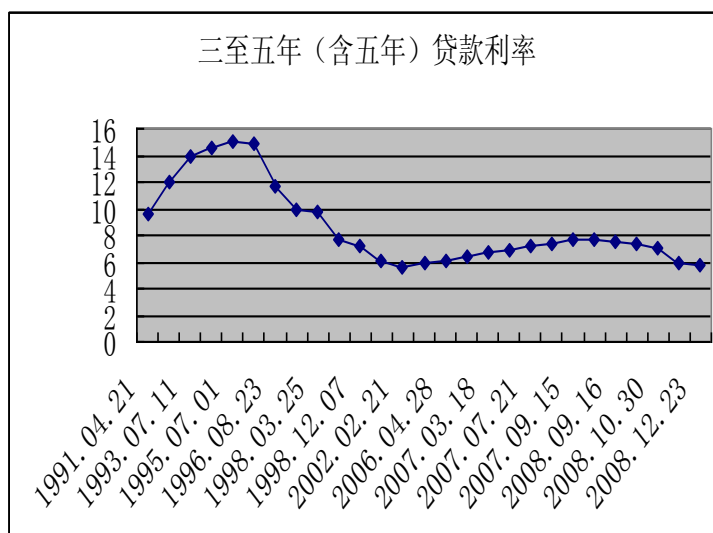
我国在采取积极财政政策的同时，采取了适度宽松的货币政策。目前的货币政策是一篮子经济刺激计划中的一部分，虽然是积极财政政策的配套政策，但是货币政策会对财政政策会产生反作用，处理不好两者的关系，就将影响财政政策的效果以及调整方向。

总体看来，我国货币信贷保持快速增长，有力支持了经济企稳回升。货币总量持续快速扩张，货币流动性增强。2009 年 9 月末，广义货币供应量 M2 余额为 58.5 万亿元，同比增长 29.3%，增速比上年同期高 14.1 个百分点；狭义货币供应量 M1 余额为 20.2 万亿元，同比增长 29.5%，增速比上年同期高 20.1 个百分点。贷款总量保持快速增长，9 月末人民币贷款余

额为 39.0 万亿元，同比增长 34.2%，增速比上年同期高 19.6 个百分点，比年初增加 8.7 万亿元，同比多增 5.2 万亿元。9 月末，全部金融机构本外币贷款余额为 41.4 万亿元，同比增长 33.8%，增速分别比上年同期和第二季度末高 19.0 个和 1.1 个百分点，比年初增加 9.3 万亿元，同比多增 5.6 万亿元。⁴⁶

但从另一个角度看，目前适度宽松的货币政策以及市场流动性充裕的现状，要求财政政策应该根据经济实际情况进行适时调整。从目前的利率水平看，已处于历史最低点，利率下调空间有限（见图 8）。因此，通过进一步放松货币政策来刺激经济的空间和效果将十分有限。在这种情况下，财政政策应注重长远和效率，不能只看重短期 GDP 增长率而影响了未来财政对宏观经济的调控能力，在关注经济增长的时候，警惕资产泡沫和通货膨胀的压力。

图 8 3-5 年期贷款基准利率历史数据



五、结论与政策含义

通过上述实证分析和讨论，本文得出如下结论：

1、我国以政府投资为核心的积极财政政策已达到其保增长的短期目标。在积极财政政策作用下，我国居民消费得到有效促进，全社会各项投资增长迅速。虽然净出口仍未扭转下降局面，但 2009 年前三季度 GDP 增速不断加快，宏观经济形势整体向好，全年 GDP 增速超过 8% 已基本确定，积极财政政策已经有效的遏制了经济衰退。

⁴⁶ 中国人民银行货币政策分析小组：《中国货币政策执行报告——二〇〇九年第三季度》，2009 年 11 月 11 日。

2、财政政策应在固定资产投资领域进行调整。通过对我国固定资产投资领域的实证分析，发现单方面增加政府投资既没有调动社会投资，也没有提高全社会固定资本的长期增长率。社会投资是解释固定资本形成变动的重要因素，但是我国政府公共投资与社会投资尚未形成良性互动的关系。可见，缺乏促进固定资本形成的长效机制，是我国目前固定资产投资领域存在的急需解决的问题，也是目前财政政策调整需要考虑的重要因素。

3、财政政策调整是现阶段国情的客观要求。在我国当前的财政体制下，积极财政政策容易引发地方政府盲目扩大投资；我国当前的经济环境和积极财政政策出台时已大不相同，与1998年大规模施行积极财政政策时期的经济环境也大不相同；适度宽松的货币政策环境，使我国出现流动性过剩，积极财政政策的作用环境发生变化；现阶段政府投资项目规模大、周期长的特点，使得积极财政政策影响下的投资惯性难以遏制，这在出现投资偏热的情况下对催生资产泡沫将产生推波助澜的作用。

根据以上实证结论，对2010年财政政策的力度、方向等问题我们进行了如下思考。

1、结构性调整原则（短期），即根据目前的经济复苏态势，及时对财政支出进行结构性调整。目前经济复苏的基础还不够稳固，国际经济形势进一步下滑的危险尚没有完全消除，因此，还必须保持政策的连续性，继续坚持实施积极的财政政策。但为了防止资产泡沫和防范通胀的风险，我们又有必要对财政政策、尤其是财政支出进行结构性调整。具体来说：

（1）在经济复苏预期明显、增长提速的情况下，及时调整财政投资规模，加强财政对固定资产投资的调控，同时，进一步调整财政支出结构，将财政支出更多地转向社会保障和民生等非经济领域，从促进投资逐渐转移到促进消费，改善人民生活水平上来。

（2）对政府投资支出进行结构性调整，严格控制政府在重复建设、过度投资的产业，以及高能耗、高污染等不符合产业政策的投资。把财政投资的重点从直接投资逐渐转移到调动社会投资，促进全社会资本形成上来。同时，对于现有政府投资项目，应加大社会投资的参与力度，通过市场手段组织投资，努力营造政府投资和社会投资良性互动的格局。

（3）在目前的税制改革方面，为促进社会投资和技术进步，当务之

急是尽快改革增值税，将生产型增值税逐步转变为消费型增值税；为节约资源和保护环境，重点是改进资源税，近期择机出台燃油税，开征环保税。

2、适时调整原则（中长期），即根据经济进一步复苏的具体情况和宏观经济的走势，对政府支出、税收等财政政策进行适时调整，逐步将积极财政政策转变为稳健的财政政策。具体来说：

（1）稳步推进财政体制改革，不断改革和完善现有财政体制。在保持分税制财政体制基本稳定的前提下，健全中央和地方财力与事权相匹配的体制，逐步提高基层政府提供公共服务的能力，同时加强对地方财政资金使用效率的监督，适时取缔地方政府现有的财政融资平台，严格控制地方政府过度负债，避免财政资金滥用。

（2）注重财政政策与货币政策的协调，适时调整财政政策。面对流动性过剩和日益显现的通货膨胀压力，适时压缩各项财政支出的比例，严格控制各种财政转移性支出的盲目扩张，高度警惕由政府投资和经济复苏可能引发的非理性投资和非理性消费，避免产生资产泡沫，缓解通货膨胀压力。

（3）加快现有税收改革的步伐。进一步完善消费税制度，将部分严重污染环境、大量消耗资源的产品纳入征收范围，加大财政政策对经济结构调整的调控力度。为调节收入分配和存量财产，重点是完善个人所得税，适时推出物业税等新税种，通过税收杠杆刺激民间投资、增进出口、鼓励居民消费，抑制经济进一步复苏过程中资产价格出现不合理上涨而可能引发的资产泡沫，进一步发挥税收政策对经济增长的推动作用。

参考文献

- [1] 郭景平:《亚洲金融危机治理研究》, 博士论文, 2006年。
- [2] 李生祥、丛树海:《中国财政政策理论乘数和实际乘数效应研究》, 财经研究, 2004年1月。
- [3] 林跃勤:《积极财政政策回顾与评价》, 中国金融, 2005年第1期。
- [4] 毛定祥:《我国货币政策财政政策与经济增长关系的协整性分析》, 中国软科学, 2006年第6期。
- [5] 沈铭辉、李淑娟:《中国应对金融危机的政策组合效果评估》, 武汉金融, 2009年第7期。
- [6] 王小林、徐丽萍:《中国财政体制改革: 制度演进与优化》, 经济研究参考, 2009年第45期。
- [7] 王学东:《金融危机下的宏观经济政策反思》, 中共中央党校学报, 2009年8月。
- [8] 解保华:《美国“金融海啸”背景下中国经济政策取向的冷思考》, 中央财经大学学报, 2009年第8期。
- [9] 张勇:《以内需结构调整为导向的财政政策转型研究》, 西北大学博士学位论文, 2007。
- [10] 赵国旭、邬华明:《开放经济下我国财政政策的有效性分析》, 财经问题研究, 2008年6月。
- [11] 郑明慧、吴宇:《20世纪末中日积极财政政策比较》, 经济论坛, 2004年第9期。
- [12] 中国社会科学院财政与贸易经济研究所:《中国财政政策10年回顾——从“适度从紧财政政策到积极财政政策”》, 经济研究参考, 2004年第2期。
- [13] 周建安:《我国积极财政政策的投资效应研究》, 湖南师范大学社会科学学报, 2009年第4期。
- [14] 朱青:《我国应对国家金融危机的财税政策研究》, 经济理论与经济管理, 2009年第8期。
- [15] 于国安:《当前财税改革的基本思路及政策趋向》, 经济研究参考, 2008年第56期。
- [16] 贾康:《我国财税改革的进展情况、经验、问题和深化改革的建议》, 审计与理财, 2009年第8期。
- [17] Alan. J. Auerbach, and William G. Gale, 2009, “Activist Fiscal Policy to Stabilize Economic Activity”, *NBER working paper* No.15407 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research)
- [18] Bayoumi, Tamim. 2001. “The Morning After: Explaining the Slowdown in Japanese Growth in the 1990s”, *Journal of International Economics* 53, 241-259.
- [19] Baxter, Marianne, and Robert G. King, 1993, “Fiscal Policy in General Equilibrium”, *American Economic Review*, 83(June), 315-34.
- [20] Blinder, Alan S. and Rober M. Solow, 1974, “Analytical Foundations of Fiscal Policy”, *The Economics of Public Finance: Essays*, Washington: Brookings Institution.
- [21] Caballero, Ricardo J. and Robert S. Pindyck, 1996 “Uncertainty, Investment, and Industry Evolution”, *International Economic Review*, 37, 641-662
- [22] Devereux, Michael B., Allen C. Head, and Beverly J. Lapham, 1996, “Monopolistic Competition, Increasing Returns, and the Effects of Government Spending”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28(2), 233-54.
- [23] Eggertsson, Gauti B. 2008. “Great Expectations and the End of the Depression”, *American Economic Review*, 98(4), September, 1476-1516.
- [24] Kuttner, Kenneth N., and Adam S. Posen. 2001. “The Great Recession: Lessons for Macroeconomic Policy from Japan”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 93-160.
- [25] Kuttner, Kenneth N., and Adam S. Posen. 2002. “Fiscal Policy Effectiveness in Japan”, *Journal of the Japanese and International Economics*, 16(4), December, 536-558.
- [26] Ramey, Valerie A., and Matthew D. Shapiro, 1997, “Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending”, *NBER working paper* No.6283 (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research)
- [27] Romer, Christina D. 1992. “What Ended the Great Depression”, *Journal of Economic History*, 52(4), 757-784
- [28] Verrnon, J.R. 1994. “World War II Fiscal Policies and the End of the Great Depression”, *Journal of Economic History*, 54(4), 850-868.

分报告 6

全球货币政策调整与中国货币政策协调

摘要：进入 2009 年下半年之后世界各国关于经济“已经复苏”的呼声越来越高；各国政府和央行都传达出经济危机治理政策收效显著的信号。随着经济形势转好，以及全球大宗商品价格不断上涨，引发了学术界和各国政策制定部门关于是否应该收紧货币政策的争论。随着澳大利亚央行在 2009 年 10 月上调基准利率之后，这个争论更加激烈。本研究主要在分析全球货币政策可能发生调整的潜在背景下，考察中国货币政策可能面临的挑战，已经货币政策可能的调整路径。

自从 2007 年底美国爆发“次贷”危机以来，全世界在金融领域和实体经济都受到剧烈冲击。相当多的经济学家认为，这次世界性的经济危机已经超过了 1929-1933 年全球经济大萧条的严重程度。在这种背景下，各国政府和央行纷纷出台了一系列宽松的财政和货币政策以应对危机。以降息和央行注资为主要特点的宽松货币政策基本成为各国宏观调控政策的重要组成部分。

进入 2009 年下半年以来，世界经济显示出温和复苏的趋势。虽然各国政府尚没有确认实体经济彻底复苏，但都传达出经济危机治理政策颇有成效的信号。随着经济形势的逐渐转好，以及日益上涨的全球大宗产品价格引发了学术界和政策制定部门关于是否应该收紧货币政策的争论。伴随着澳大利亚央行于 2009 年 10 月 6 日突然宣布上调基准利率 0.25 个百分点至 3.25% 之后，这个争论更是到了白热化阶段。在下文中我们首先探讨一下当前世界主要经济体关于货币政策转向的争论。

一、经济危机后全球宽松货币政策的特点

美国是此次“次贷危机”的源头，在此次经济危机中受到比较严重的直接冲击。面对此次危机，美国政府和货币当局动用了几乎全部，甚至是一系列“非常规”政策来应对危机。从货币政策角度来说，美联储宽松的货币政策也代表了金融危机后各国货币政策调整的主流方向。对于货币政策而言，2008 年 12 月美联储已经把联邦基金利率（Federal Funds Rate）的目标利率降到 0-0.25% 之间，实际上就是要维持接近零的低利率水平。同时美联储也向面临融资压力的机构提供大量的流动性。

在这次应对危机的货币政策中，世界上多数国家的央行都从两个层面来放松货币政策，刺激实体经济恢复的。⁴⁷一是传统的货币政策，即根据经济产出（就业）水平和通货膨胀率的信息来选择相应的目标利率，这类传统的货币政策一般遵循泰勒规则。另一类就是所谓的“非传统”货币政策，主要是指美联储在最大程度放松利率工具之后，所采取的额外对付这次危机的政策。这类“非传统”货币政策主要是指向很多新的市场参与者提供信贷，比如采用大规模的购买中期和长期的国债、公司债、公司担保证券来压低借贷成本。⁴⁸之所以要如此

⁴⁷ Donald L Kohn (Nov.19, 2008) : Monetary policy and asset prices revisited, BIS Review 144/2008;

⁴⁸ Donald L Kohn (2009, a) : Interactions between monetary and fiscal policy in the current situation, BIS Review 63/2009;

“激进”的放松货币政策，一方面是由于金融危机导致的大规模萧条严重偏离了传统经济学所定义的充分就业状态；另一方面，央行的有效承诺和沟通可以成功地将公众对于通货膨胀的预期维持在一个较低水平。这两方面的原因给利用利率工具刺激经济提供了较大空间，甚至让联邦基金利率在相当长一段时间内维持了接近零的低利率状态。另外 Williams (2009) 通过对泰勒规则建立模型进行模拟发现，在这次危机中由于名义利率已经接近零，无法继续下调而减缓了经济复苏。按照传统的泰勒规则框架，现行经济无法继续通过降息来进一步推动经济的。这也正是为什么要采取“非常规”货币政策的原因。除此之外，美联储政策所关注的另外一个重心则是货币政策与财政政策的配合。Kohn (2009, a) 认为，正是由于货币政策的低利率状态，才给美国持续的财政刺激提供了可操作性，提高了财政刺激拉动经济增长的效率。

根据美联储副主席 Kohn (2009, b) 的观点，到 2009 年第三季度美国经济已经开始好转；经济形势的好转在某种程度上表明此前阻碍经济恢复的压力正在逐渐消失，从根本上说就是导致这次危机的始作俑者——金融市场的秩序正在逐步恢复。进一步，Kohn 还认为，美联储的政策对于居民风险偏好的经济稳定以及金融环境的改进起到了关键作用。

二、全球宽松货币政策真的开始转型了吗？

在“非常规”宽松货币政策推动下，全球经济已经显示复苏趋势。经济危机期间货币政策的成效和政策制定逻辑一定程度上得到检验。要对各国是否收紧货币政策以及何时收紧的问题进行研究和判断，除了了解各国央行处理这次危机的政策逻辑之外，还必须对未来全球经济状况进行判断之外。下边我们对全球主要经济体进行考察，对各国外来货币政策的趋势进行简要的分析。

1、美国仍以经济恢复为目标

从美国经济来看，金融危机发生后企业的计划外存货不断增加，这直接导致企业削减产出。2009 年三季度数据显示存货变动方向已经开始逆转，企业已经在启动生产来缓解存货的锐减。汽车行业和房地产行业等经济数据也都表明美国经济正在逐步恢复正常。这似乎成为美联储加息的一个信号，但 Kohn (2009, b) 明确提出“当前通货膨胀率下降的风险要高于上升的风险”。就美国实体经济而言，有两个问题特别值得说明。首先，从供给的角度出发，过去两年内经济累积的衰退并没有得到弥补，并且现在的经济只是从衰退中逐渐恢复，甚至还没有达到传统经济学所说的“充分就业”状态；其次从需求的角度

看，金融危机导致人们对消费和收入的预期都有很大的下调，而在经济恢复以前，这一点并没有得到缓解。Kohn（2009，b）指出“公开市场委员会的观点认为现行的经济条件很可能在较长的时间内保持非常规的低利率。”

但是从长期来看美国角度来看，随着经济的恢复长期的低利率肯定是不可行的。当经济逐步恢复到正常水平以后，产出和充分就业的缺口会缩小，根据泰勒规则，利率相应的应该进行调整。长期的低利率政策也会直接造成本币贬值压力，拉动外需增长。在此背景下，各方面的信息都会导致公众产生通货膨胀预期，而央行不可能漠视公众通胀预期的变化。一旦央行失去公众信任，那么具有自我实现和自我强化特征的通货膨胀将对经济造成更大的冲击。此外美联储实行的“非常规”货币政策也需要“反向操作”。随着各种债券的到期或者卖出部分资产，央行会减小因为“非常规”操作造成过分庞大的资产负债表。另一方面，由于货币政策和财政政策的配合使得经济危机期间货币政策不可避免的呈现出实现财政政策目标的倾向，因此货币政策也必须和财政政策协调调整。当经济回暖信号明确后，财政刺激势必逐渐退出，否则会造成较大的财政赤字和通胀压力。

综合上述观点，我们可以发现美联储短期内不会收紧货币政策，但长期内美联储收紧货币政策是必然的，问题只是在于时机选择。现在需要关注的是经济恢复到什么状态才足以让联储退出宽松的货币政策，此外美联储资产负债表中的资产负债的期限错配，庞大的长期资产等问题也对未来收紧货币政策的时间表提出挑战。

2、欧盟和日本

由次贷危机引发的金融危机和经济危机对欧盟地区各国的影响非常巨大，甚至超过世界其他任何地区，而且在欧盟内部各国受金融危机冲击的影响也存在较大差异。⁴⁹欧盟内部可以大体分为工业发达国家和新兴市场国家两个部分，因为这两部分处在不同发展阶段，这次危机的影响也显著不同。对工业发达国家，主要的负面冲击在于投资和出口的急剧减少；而欧盟的央行最关心的通货膨胀在这些国家有相当大的下降，2009年中期欧元区的通货膨胀率已经到了负值。因此，IMF（2009，c）认为在工业发达国家，可能还有进一步保持低利率和采取非常规货币政策的空间。对于新兴市场国家和新加入欧盟的一些国家而言，除了上述问题之外，可能还存在外债问题；同时这些国家的潜在产出可能

⁴⁹ MF（2009，a，b）。

受危机的打击较大，这样会导致产出缺口被高估，如果还继续维持宽松货币政策，可能就会带来通货膨胀的压力。事实上，在有些国家，比如俄罗斯和乌克兰，尽管出现了注资减少，通货膨胀仍然在一个较高水平。

在货币政策领域，经济危机爆发后欧盟各大央行，包括欧洲中央银行，都采取了高强度的宽松货币政策来刺激经济。危机开始以来，欧洲中央银行将政策利率降低到 1% 的水平。此外 2009 年 6 月份欧洲中央银行大规模注入流动性的操作也给出了一个低利率将会持续的信号。尽管如此欧洲地区货币政策收紧问题也已开始得到关注。欧盟财经首长会议轮值主席 Anders Borg (2009) 指出欧盟激进的财政刺激将逐步实行退出计划，同时还提到货币政策也应该随着经济复苏而考虑收紧的问题⁵⁰。欧洲中央银行管理委员会成员 Lorenzo Bini Smaghi (2009) 指出，欧洲中央银行应该让货币政策回到它原本的路径上来，即主要用于维持价格稳定，这样就需要货币政策在经济周期的顶点到达之前收紧，以达到中期的通货膨胀目标。另外值得关注是，德国央行官员 Hermann Remsperger (2008) 在经济形势好转之前就明确反对“宣告通胀问题死亡”的看法，强调指出尽管在国际大宗商品价格和油价下降的影响下，通胀的危险似乎弱化了，但超过一半的新兴市场国家的通胀率突然猛增到两位数。这在一定程度上表明了德国央行对待通胀问题的谨慎性，从而相应增加了可能因为通货膨胀问题而收紧货币政策的可能性。

日本作为曾经长时间使用过“零利率”货币政策的国家，在这次危机中对货币政策的选择显得更加信心十足。2009 年 10 月日本中央银行的货币政策报告中虽然肯定了日本经济回暖的事实，但表示仍然维持 0.1% 左右的利率政策不变。⁵¹日本央行行长 Masaaki Shirakawa (2009) 提到，在 90 年代的经济萧条中，日本就采用了五项包括“零利率”政策在内的非常规货币政策来刺激经济；日本央行当年的这五项政策在这次危机中都被运用到各国的货币政策中。在这五项政策中，就有一个是对“在较长时间内维持零利率政策，直到经济紧缩的顾虑打消为止”的承诺；因而日本央行短时间内不会收紧货币政策，一是因为它不会放弃 90 年代的货币政策经验，二是因为目前日本经济虽然在恢复中，但还没有到消除紧缩顾虑的地步。

⁵⁰ Anders Borg (2009): Statement by Minister of Finance Anders BORG, in his capacity as Chairman of the EU Council of Economic and Finance Ministers to the IMFC Autumn 2009 Meeting.

⁵¹ The Bank of Japan (Oct.14,2009):Statement on monetary policy;

3、澳大利亚

在全球货币政策转向的争论中，澳大利亚央行最先宣布加息。但是在借鉴澳大利亚货币政策转向问题上，我们应该注意到澳大利亚经济的特殊性，才能认清澳大利亚加息是否意味着全就货币政策的转向。

在经济危机中，澳大利亚虽然同样不可避免受到了较大的负面冲击，但总体来说，“澳大利亚的经济和金融体系比它的同伴们在金融危机爆发和随后的萧条中的情况要好的多”⁵²。首先，澳大利亚的金融体系受到的直接冲击相对较小，国内因此造成的信贷急剧萎缩和消费需求下降效应也较小。由于国内经济状况良好，澳大利亚经济在危机初期并未受到太大影响，真正把它拽进经济萧条泥潭的是糟糕的国际经济形势。其次，澳大利亚经济强烈依靠进出口，尤其是资源出口行业。因此像中国这样的需求大国经济出现问题会降低澳大利亚的总需求，而在此期间澳元升值也提高其贸易条件，进一步降低对其总产品的外部需求。进入 2009 年以来，澳大利亚的主要贸易伙伴，诸如中国和亚洲新兴市场国家经济出现较快复苏，澳大利亚的经济恢复也相应较快。澳大利亚经济的第三个特征是，危机期间澳大利亚的信贷传递渠道也没有被破坏。在美国，零利率政策并没有使信贷利率降下来，但在澳大利亚低利率可以直接拉低信贷成本，这主要归功于其运行状态相对较好的金融系统。Glenn Stevens (2009, b) 甚至认为，美国等国家实行接近零的低利率政策并不是因为货币当局认为这是一个合适的政策目标水平，而是因为利率到信贷的调控渠道根本就失效了。因此在整个宽松货币政策实行期间，尽管利率在低位运行，但远比美国等国家接近零利率水平要高。

此外直到 2008 年底，澳大利亚还存在通货膨胀的担忧，只不过全球的经济形势导致其通胀得到缓解；随着全球范围内经济的逐渐回暖，为了防止很有可能重演的通货膨胀和相应的货币政策时滞，在这样的背景下，澳大利亚央行率先提出加息，似乎也是理所当然。

通过对世界主要经济体货币政策的研究可以发现，虽然货币政策转型已经成为政策研究的对象，但是目前尚停留在研究和酝酿阶段。澳大利亚最先对宽松货币政策由其经济的特殊性，最为一个小型开放国家，其货币政策的温和调整并不能代表全球货币政策转型已经进入实施阶段。同时我们应该注意到影响各国货币政策调整的依据主要有两个，一是通货膨胀问题，而是实体经济恢复。

⁵² Glenn Stevens (2009, a) : Challenges for economic policy, BIS Review 93/2009;

未来全球通货膨胀和经济复苏的速度将决定货币政策转型的速度。值得关注的是，当通货膨胀目标和就业目标发生冲突时，不同国家关注的侧重点有所不同。以德国为代表的欧洲国家特别关注通货膨胀趋势，而美国目前仍以就业为主要目标。但是在 20 世纪 80 年代第二次石油危机之后，美国曾经有以牺牲就业降低通货膨胀的先例。特别是随着政策方向日益明确，宽松货币政策对就业的拉动作用日益下降，因此有可能以控制通货膨胀为主要目标。

三、全球宽松货币政策可能如何转型？

正如上文中所提到的，这次经济危机中各国用于应对危机的货币政策主要包括三大方面：一是常规性的，主要指降息；二是所谓的“非常规”操作，包括“数量宽松”和“信贷宽松”的货币政策，甚至包括买入一些公司债以稳定金融环境；三是一些补充性策略，包括政策决定和实施的透明化，以维持公众置信度等等。其中“数量宽松”主要是指购买一些长期的政府证券以降低长期利率；而“信贷放松”则主要是买入私人部门的资产，以降低信贷风险的溢价⁵³。相应的，收紧货币政策的策略就是所谓的“反向操作”或是“回调”。Carlo Cottarelli 和 Jose Viñals (2009) 就曾提到当前央行货币政策的核心就是减少“非常规”操作，然后逐渐反向操作；重建资产负债表；准备货币收紧的工具；确定并与公众交流政策方向和意图以锁定通货膨胀预期。货币政策的“回调”究竟有什么方法呢？⁵⁴

常规性货币政策的收紧是传统的货币政策调整，也是各国央行最直接最强劲的紧缩性手段。主要的方法是通过一些政策工具来回收市场的流动性，包括反向回购协定、发行央行票据和提高银行准备金率等。其中提高银行准备金率会通过影响银行间拆借市场的利率而逐渐扩散到整个经济领域，通常是最具成效的手段。此外收紧银行担保政策也是央行的一个重要政策工具，尤其是在这次经济危急中，央行为了刺激经济，对担保政策的放松程度相当高。

“非常规”操作的回调涉及的问题是一个新的政策问题，因为在全世界范围内央行如此激进的应用各种“非常规”操作放松货币环境是第一次。这种政策的长期影响，以及如何回调，都是摆在各国央行政策制定者面前的大问题。具体的说，非常规性操作的回调主要是央行通过“非常规性操作”放出去的流动性如何收回，如何缩小央行自身的资产负债表的问题。这个回调还必须与常

⁵³ Carlo Cottarelli and Jose Viñals (2009) .

⁵⁴ Carlo Cottarelli and Jose Viñals (2009) .

规的利率政策协调一致，不然会使央行大量的长期资产暴露在利率上升的风险当中。因此央行可能需要借更高的短期债务或者在长期利率升高的时候卖掉一部分长期资产，以此来降低这种风险⁵⁵。

最后就补充性货币政策而言，保持与公众的良好沟通和良好的公众置信度来维持稳定的预期通货膨胀率对于整个收紧政策的成功至关重要。当预期通货膨胀过高时，宽松政策的效果会被打折，甚至会造成更严重的通货膨胀；而预期的通货膨胀过低，可能会让尚在恢复中的经济受到紧缩性冲击。事实上，这正是所有关于政策是否应该收紧的关键所在。

关于货币政策到底什么时候收紧，各种理论并没有一个统一的说法。但总体来说，货币政策调整需要考虑货币政策时滞、潜在产出的变化、央行资产负债表的风险以及国际货币政策的协调等各个方面。

从国内因素来看，货币政策的时滞是安排退出宽松货币政策时最重要的因素之一。实证研究发现各国货币政策作用时滞存在较大差异，而且货币政策对通货膨胀和产出影响的时滞也不尽相同，通常会在六个月到两年之间。⁵⁶这么长的时滞显然给央行的货币政策制定带来了相当大的困难——如果央行是以治理通货膨胀，或者是应对资产价格泡沫为目的，那么很可能因为时滞的关系反而使得政策效果在经济已经紧缩的情况下才显现；反之亦然。潜在产出是否由于这次危机而下降是另外一个困扰政策制定者的问题。按照传统的泰勒规则，宏观政策就是需要在产出缺口（即潜在产出和实际产出之差）和通货膨胀率之间做一个权衡。当潜在产出本身减少的情况下，产出缺口会被高估，因而会高估通货膨胀的风险。央行资产负债表过大带来的风险，更是使得央行在经济上的独立性大大的缩减，限制了其在维持物价稳定方面的能力。

从国际因素来看，国际的货币政策协调是另一个在安排货币政策收紧时间表时需要注意的问题。通常情况下，全球的过剩流动性会限制每个国家货币政策的效率⁵⁷。因此，当一个国家单方面收紧货币政策的时候，很可能会受限于其他各国继续放松的货币政策。而由于各国在经济危机中恢复的速度不尽相同，这可能给国际政策的协调带来一定的困难⁵⁸。

⁵⁵ Glenn Stevens (Oct.15,2009) .

⁵⁶ Shin-Ichi Nishiyama(2009).

⁵⁷ Helge Berger and Thomas Harjes (2009)

⁵⁸ Carlo Cottarelli and Jose Viñals (2009)

四、中国货币政策需要调整吗？

20 世纪 70 年代，布雷顿森林体系解体之后，各国把货币政策的目标由维持汇率稳定调整为实现国内政策目标，包括充分就业和价格水平稳定。2008 年中国的货币政策目标从抑制通货膨胀转向稳定就业。在宽松货币政策和财政政策的作用下，中国经济已经较早显示出复苏趋势。在宽松货币政策作用下，中国货币和信贷供应量在 2009 年上半年出现了前所未有的快速增长。根据历史经验，尽管短期内货币政策对拉动经济增长有效，长期内货币快速增长往往伴随着未来通货膨胀上升。因此早在 2009 年上半年国内经济学家已经展开了关于货币政策调整的讨论。

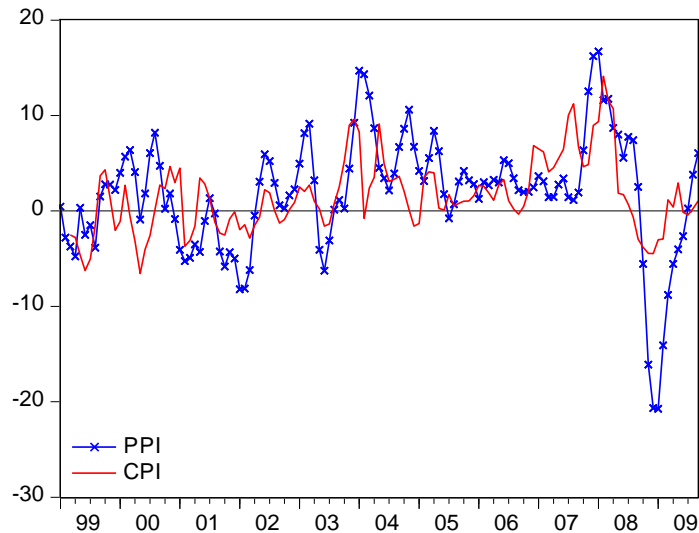


图 1 CPI 和 PPI 三个月环比增长年率

与其它国家的情况相同，讨论货币政策是否需要逆转的依据同样也是产出缺口和通货膨胀两个因素。从目前中国的情况看，在 2009 年上半年宽松货币政策的作用下，物价水平已经出现回升。（图 1）中计算了经过季节调整后的消费价格指数和生产者价格指数三个月增长年率。从消费者价格指数看，根据计算结果 2009 年三月份已经呈现正增长，尽管在 6、7 月份出现短暂下降，9 月份已经回升到年度增长率约为 1%的水平。生产者价格指数相对于消费者价格指数的变化更加显著。从三个月增长年率来看，生产者价格从 2009 年 2 月份下降速度开始变缓，7 月份出现正增长，到 9 月份三个月增长年率约为 6%的水平。因此从通货膨胀的角度来看，尽管当前生产者价格水平同比数据仍然显示为负值，但是近三个月来显示出较快的增长趋势。未来温和的通货膨胀也许并不遥远。

除了通货膨胀之外，传统的货币政策目标还关注产出缺口。在宽松财政和货币政策的作用下，2009年前3个季度国内生产总值同比增长7.7%；并且呈现出逐季度加速增长的趋势，其中一季度增长6.1%，二季度增长7.9%，三季度增长8.9%。除了GDP之外，工业增长值数据能够比较迅速的反映出生产的变化情况。

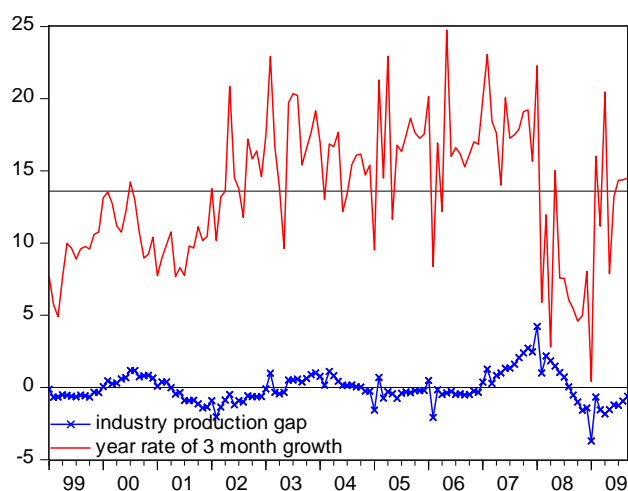


图 2 工业产出缺口和三个月增长年率

(图 2) 计算了自 1999 年以来经过春节因素和季节调整后的工业产出缺口与三个月增长年率。计算结果显示，2009 年 9 月份工业增加值增长速度折合年率约为 14.5%，增长速度已经连续 5 个月上升。在过去的 10 年间中国工业增加值的平均增长速度为 13.6%，其中包含了 1999 年到 2002 年通货紧缩时期，因此从工业增加值的增长速度来看，目前的增长速度并不算特别高。此外，我们还通过滤波的方法计算了工业增加值的缺口。从 2008 年 3 季度开始工业产出低于其潜在水平，尽管产出缺口在进一步缩小，但目前每个月仍低于趋势约 0.6%，折合成年率大约为每年工业增加值低于均衡产出 7%。因此从产出缺口的角度看，尽管近期中国经济呈现出较快速度的恢复，但从产出水平来说仍然处在低于均衡产出的水平，尚未完全弥补前期产出下降所造成的影响。

综合通货膨胀和产出缺口两个方面，尽管生产者价格指数出现了较快的上升，但消费者价格的上升相对温和得多。此外，工业生产目前仍然低于潜在水平。基于上述两个方面的考虑，目前的宏观经济现状似乎并不支持货币政策发生逆转。

五、中国未来货币政策面临的冲击

根据上文的分析，我们发现目前国际社会关于宽松货币政策逆转的讨论尚未进入实际实施阶段。澳大利亚等少数国家加息政策并不代表全球经济已经进入一个为抑制过热而紧缩货币政策的时代。未来影响全球货币政策调整方向的决定因素仍然是通货膨胀和就业或者产出缺口。随着全球经济复苏基础稳固，通货膨胀将成为影响货币政策调整更加重要的因素。

中国目前尚不具备货币政策全面调整的基础，但通货膨胀仍然是今后货币政策需要关注的重点问题。未来短期内影响中国通货膨胀的原因既来自国内因素，也来自国外的因素，因此未来货币政策的选择面临着以下几个方面的挑战。

一、从国内来看，2010年影响通货膨胀的国内因素包括：2009年上半年货币供给的效果逐步显现；扩张性财政政策在建项目投资陆续到位，事业单位工资制度改革等等。

二、从国际因素来看，随着全球经济复苏，全球扩张性货币政策将导致资源性产品价格上升。

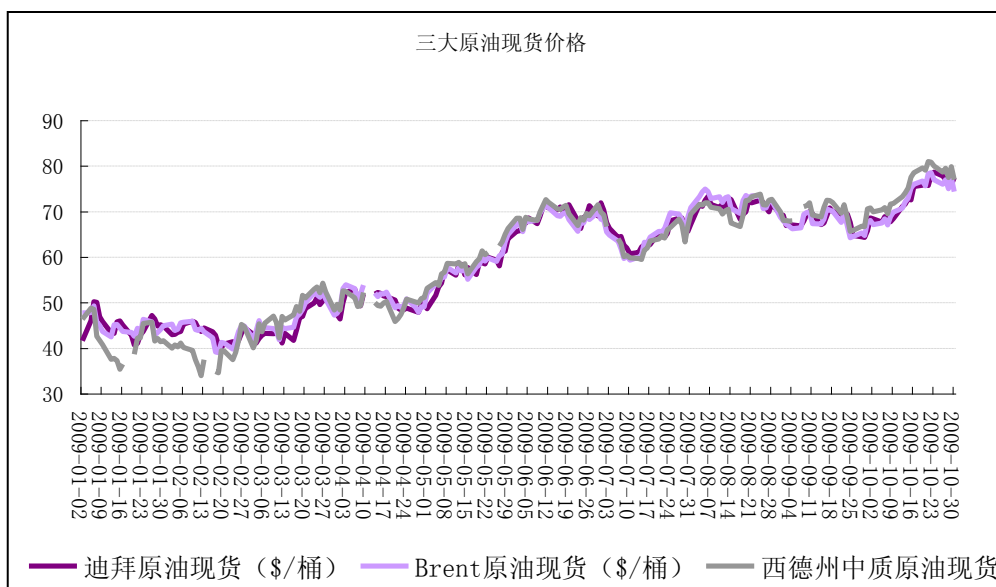


图3 国际原油价格走势

以原油价格为例，截止到2009年9月份，国际原油价格已经从2009年年初40至50美元/桶的价格上涨到80美元左右的水平。其他大宗商品价格亦呈现出类似的走势。由于中国是一个制造业大国，生产原料大量依赖进口。国际市场大宗商品价格上涨一方面可能会通过进口价格推动国内价格水平上升，另一方面通过成本影响国内产品出口竞争力。中国货币当局可能重新面临2008年下半年经济增长减速和输入型通货膨胀压力上升的压力。

三、货币政策的独立性降低可能削弱了未来货币政策的效果。

在开放条件下，随着资本流动程度的增强，小型国家货币政策的独立性不断下降。2006 年全球流动性泛滥背景下，中国紧缩货币政策所导致的热钱流入在一定程度上降低了货币政策的有效性。未来中国货币政策调整如果与世界不同步可能会导致货币政策的效果大打折扣。

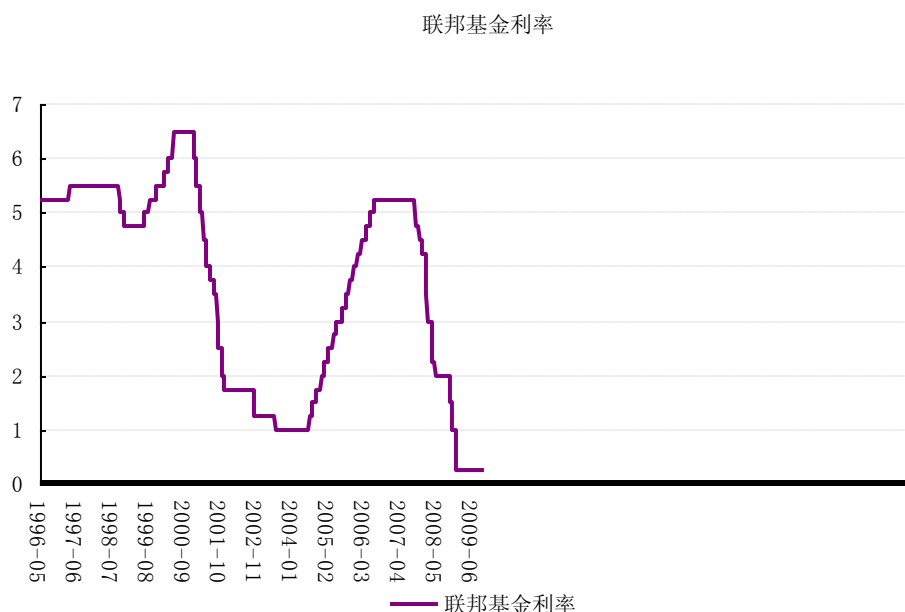


图 4 美国联邦基金利率

自 2008 年以来，美联储为了抑制金融危机对实体经济造成的冲击，不断下调利率。2009 年，联邦基金利率已经达到 0.25% 的水平。经济形势稳定条件下，国际资本开始由低利率地区流向高利率地区。从目前的经济形势来看，中国经济复苏的速度要比欧美国家更加迅速，如果未来中国通货膨胀早于其他国家，特别是欧美国家出现的话，中国货币政策调整的效果可能会由于热钱流入大打折扣，重回 2006 至 2007 年的状况。除此之外，本次全球扩张性货币政策的一个新的特点是“非常规”宽松货币政策在各国普遍被采用。“非常规”货币政策导致中央银行资产负债表发生显著变化，央行通过购买私人证券向金融机构注资，未来美国减持金融资产导致资产价格下降和长期利率上升，可能都会对中国的金融市场造成新的冲击。

参考文献：

Donald L Kohn (2009, a): “Interactions between monetary and fiscal policy in the current situation”, BIS Review 63/2009;

Donald L Kohn (b, 2009): “The economic outlook”, BIS Review, 125/2009.

- Donald L Kohn (Nov.19, 2008): “Monetary policy and asset prices revisited”, BIS Review 144/2008.
- John C. Williams (2009): “Heeding Daedalus: Optimal Inflation and the Zero Lower Bound”, forthcoming in Brookings Papers on Economic Activity, September 10-11, 2009
- IMF (2009, a): “World Economic Outlook”, Washington, Oct.
- IMF (2009, b): “Regional Economic Outlook: Europe”, Washington, May.
- IMF (2009, c): “Regional Economic Outlook: Europe Security recovery”, Washington, Oct.
- Hermann Remsperger (Oct.21,2008): Stabilising the economy and the financial system– lessons and challenges for monetary policy and supervision, BIS Review 129/2008;
- Glenn Stevens (2009, a): “Challenges for economic policy”, BIS Review 93/2009;
- Glenn Stevens (2009, b): “The road to recovery”, BIS Review 48/2009;
- Masaaki Shirakawa (May 27,2009): “Financial system and monetary policy implementation – long and winding evolution in the way of thinking, BIS Review 65/2009;
- Lorenzo Bini Smaghi (Oct.14, 2009): “Monetary policy and asset prices”, BIS Review 126/2009;
- Carlo Cottarelli and Jose Viñals (2009): “A Strategy for Renormalizing Fiscal and Monetary Policies in Advanced Economies”, IMF SPN/09/22;
- Shin-Ichi Nishiyama (2009): “Monetary Policy Lag, Zero Lower Bound, and Inflation Targeting”, Bank of Canada Working Paper 2009-2;
- Helge Berger and Thomas Harjes (2009): “Does Global Liquidity Matter for Monetary Policy in the Euro Area”, IMF working paper;

分报告 7

对外贸易与中国的就业调整——以制造业为例

内容摘要： 为了深入理解贸易与中国总体就业之间的关系，本文考察了进出口行业最为集中的制造业的就业与对外贸易的关系。对 2005-2008 年的数据采用直观数据分析和计量模型估算相结合的方法，本文得出了两个主要结论：1) 贸易的开展增加了制造业中出口扩张行业的就业，却并没有明显减少制造业中进口竞争行业的就业，在现有贸易格局下，发展对外贸易在稳定就业增长显然有着正面的福利含义。2) 对外贸易容易受外部冲击的特点决定了中国的制造业乃至整体就业容易出现短期波动的现象。本文从而进一步提出了相关的政策建议。

一、引言

中国的对外贸易经历了过去三十年来的快速发展，已经成为国民经济的重要组成部分。对外贸易尤其是出口不仅是经济发展的主要推动力之一，也是维护中国就业稳定增长的主要力量，因为出口行业的扩张开辟了新的就业渠道，吸纳了大量的农村和城镇剩余劳动力。然而，当对外贸易增速发生变化或者发生结构性调整时，中国的就业会受到相应的冲击，比如在全球金融危机冲击下，大量沿海外向型企业被迫减产或关闭，导致大量工人失业。由于发展对外贸易拉动增长是中国经济增长模式的重要特点，而保持就业稳定增长是中国经济发展的一个主要目标，深入研究中国对外贸易与就业之间的联系具有重要的现实意义。

传统的国际经济学理论关注的是贸易对就业在行业间调整的影响。贸易的开展引发一国资源重新分配，导致出口行业扩张和进口竞争行业收缩，从而同时创造工作机会和减少工作机会。Myint (1958) 的“vent for surplus”理论则指出贸易的开展能带来对过剩劳动力的有效需求，从而增加整个经济的就业水平。因此，贸易可能从总量上以及结构上影响就业。关于贸易与就业的实证研究虽多，但针对中国的研究很少，并且缺乏对制造业细行业级别贸易与就业关系的考察。

由于制造业作为进出口行业最为集中的行业，考察制造业中就业与对外贸易的关系有助于深入理解贸易与中国总体就业之间的关系。本文采用数据分析和计量模型估算相结合的方法，分析长期的就业格局变化趋势、2005-2007 年中国制造业分细行业就业情况的分布以及其决定因素。

本文主要有两个主要结论。首先，所使用面板数据模型的估算结果表明，贸易的开展增加了制造业中出口扩张行业的就业，却并没有明显减少制造业中进口竞争行业的就业，从一个角度证实了“vent for surplus”模型的假说。其次，估算结果意味着对外贸易容易受外部冲击的特点决定了中国的制造业乃至整体就业容易出现短期波动的现象。在劳动力市场工资具有粘性、短期雇用合同较普遍的情形下，当中国工业制品的出口会受到外部需求冲击时，会反映到对生产要素的雇佣上，导致国内就业市场的动荡。

本文因此提出了三个政策建议：1) 坚持稳定出口增长的政策取向，为农村大量剩余劳动力提供新增就业渠道；2) 扩展出口产品的品种并提高质量，从而

扩大外部需求基础和减少劳动力调整成本；3) 扩大内需总量，改善内需结构，以减轻就业市场的短期波动。

二、文献概述

1. 理论文献综述

传统的国际贸易理论-比较优势理论-不能用于分析贸易对就业总量的影响，但可以用来分析贸易对行业间就业调整的影响。主要的 H-O 模型本身假定了充分就业、要素自由流动和要素价格即时调整，无法用于考察贸易与总体就业之间的关系。H-O 模型中的 Stolper-Samuelson 定理的一个重要含义是贸易开放会导致一国资源重新配置，从经历萎缩的进口竞争行业向经历扩张的出口行业转移，因此在长期，贸易开放程度的增加会导致出口行业就业的增加，进口竞争行业就业的减少。

在 H-O 模型的短期版本特定要素模型中，假定劳动可自由流动，但资本特定于行业，那么特定要素模型的一个主要结论是在短期贸易开放程度的上升将导致出口行业的就业增加，进口竞争行业的就业减少。

贸易和总体就业之间的关系可以用 Myint (1958) 的“vent for surplus”理论来说明，具体说来，如果贸易前经济体不处于充分就业状态，存在大量过剩劳动力供给，那么贸易的开展能带来对这些过剩劳动力的有效需求，从而增加整个经济的就业水平。这种情形显然更容易在发展中国家发生。

总结起来，理论上，贸易的开展不仅可能调整行业间就业，而且可能增加发展中国家的总体就业。

2. 实证文献综述

文献中有许多针对贸易与就业关系的实证研究，但却没有什么决定性结论。比较一致的结论是贸易对就业的影响因具体国家而异，取决于各国的具体特征。针对发达国家的研究中，Gaston and Trefler (1997) 使用 1980-1993 年数据，考察了加拿大加入自由贸易协定后对就业和工资的影响，发现美国进口关税的降低增加了加拿大的出口行业的就业，而加拿大进口关税的降低则减少了进口竞争行业的就业。Slaughter (1998) 则发现贸易更多地影响美国的工资差距，而非就业水平。

针对发展中国家的研究中，Papageorgiou *et al.* (1990) 的世界银行报告发现样本中的 9 个国家中有 8 个在贸易开放后制造业就业增长。Milner and

Wright (1998) 基于特定要素模型, 认为贸易对就业和工资的影响存在短期和长期的差别, 存在行业性差别。他们对毛里求斯数据进行的实证分析结果基本支持理论。

针对中国的研究并不多。Kraay (1999) 使用 1988-1992 年期间工厂层面的数据, 发现贸易确实提高了中国企业的劳动生产率和全要素生产率, 有明显的学习效应, 因此对就业有促进作用。Fu and Balasubramanyam (2005) 基于“vent for surplus model”, 使用动态劳动需求模型, 使用 1989-1998 年 27 个省乡镇企业, 考察出口、出口集中度、以及外商直接投资对就业需求的影响, 发现出口、出口集中度、FDI 都对就业有正面效应。

然而, 现有研究中还缺乏对制造业细行业级别贸易与就业关系的考察, 缺乏总体水平上贸易导致劳动力从农业流向制造业的分析。

三、关于就业调整与对外贸易的数据分析

我们收集了 1989-2008 年中国总体就业中三大产业就业数据, 以及与对外贸易关系密切的制造业分细行业在 2005-2007 年间的变化情况。从直观的数据分析中, 我们可以总结出一些特点, 并给出一些尝试性的解释。

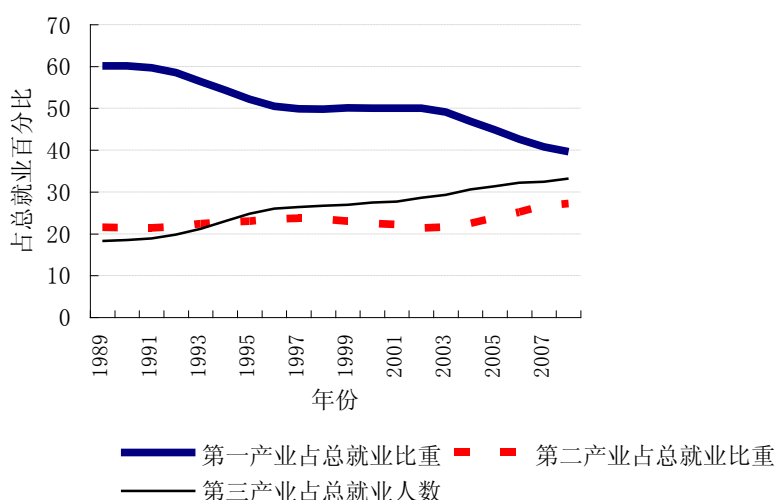
1. 过去二十年来, 中国三大产业在总体就业中所占比例呈现第一产业显著下降, 第三产业显著上升, 第二产业温和上升的趋势

图 1 描述了中国三大产业在总体就业中所占比例的时间趋势图。从 1989 年到 2008 年, 第一产业所占比例从 60% 下降到了不到 40%, 第二产业所占比例则从 20% 小幅上升到近 30%, 而第三产业所占比例显著地从不到 20% 上升到 33%。这种就业结构的显著变化从一个侧面反映了中国产业结构的重大调整, 说明中国经济经历了从倚重农业经济为主转变到农业、工业和服务业并重的过程。这样一种转变在很大程度上是借助民工潮完成的, 随着城镇化的进展和出口加工业的发展, 大量的农村闲置劳动力得以从回报较低的传统农业转移到回报较高的服务业和制造业, 导致资源的重新优化配置。由于中国第一产业就业所占比例和世界工业化国家相比仍然偏高, 应当说未来相当一段时间内, 这种变化趋势还有持续加强的空间。

图 1 也显示出从 1989 年到 2002 年第二产业就业比例相当稳定, 但 2002 年后却有显著上升。第二产业包括了制造业和采掘冶炼业, 统计年鉴的数据表明从 2000 年开始, 制造业就业人数出现持续的上升趋势, 采掘冶炼业却出现了持

续的下降趋势,说明 2002 年后第二产业所占就业比例的上升是由制造业就业增加来推动的。⁵⁹在这期间,中国的对外贸易尤其是出口经历了快速发展的时期。由于出口品主要是制成品,出口的扩张带动了制造业的扩张,应当说是制造业就业人数增加的主要原因。

图1 中国分产业就业情况,机会1989-2008年



2. 在制造业细行业水平上, 2005-2007 年的数据显示, 制造业就业整体扩张, 扩张规模大的细行业与主要出口行业高度重合

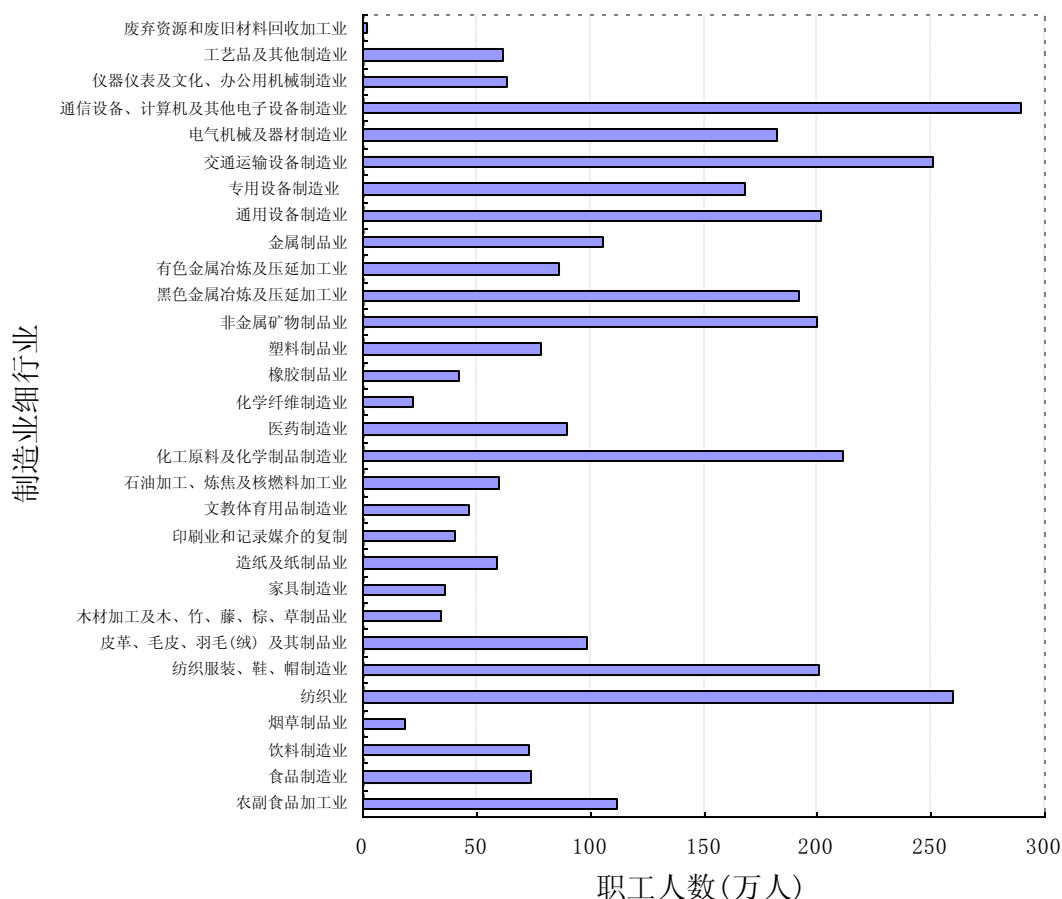
按国民经济行业分类, 制造业可以划分为 33 个细行业。图 2 绘出了 2007 年 33 个细行业就业情况的分布。其中, 就业人数最多的 5 个细行业分别是通信设备、计算机及其他电子设备制造业、纺织业、交通运输设备制造业、化工原料和化学制品制造业、通用设备制造业、以及纺织服装和鞋帽制造业。就业人数最少的 5 个细行业分别是废弃物处理业、烟草制品业、化学纤维制造业、木材加工以及竹藤制品业。

然而, 纵观 2005-2007 年数据, 可以发现在所有细行业中, 只有四个出现就业人数负增长, 它们分别是纺织业 (-11 万人)、非金属制品业 (-6.7 万人)、印刷业和记录媒介的复制 (-9 千人)、以及废弃物处理业 (-1 千人)。在其他所有细行业中, 就业增长最快的 5 个细行业是电子设备制造业 (62 万人)、纺织服装鞋帽制造业 (29 万人)、电气机械和器材制造业 (21 万人)、交通运输设备制造业 (21 万人) 以及通用设备制造业 (15 万人)。应当说, 在样本期间, 制造业全面扩张的趋势十分明显, 而扩张规模大的细行业如电子设备制造业、纺

⁵⁹ 见中国国家统计局统计年度数据 <http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2008/indexch.htm>。

织服装鞋帽制造业以及电气机械和器材制造业等也是中国的主要出口行业，二者显然具有较高的重合度。

图2 制造业细行业职工人数, 2007年



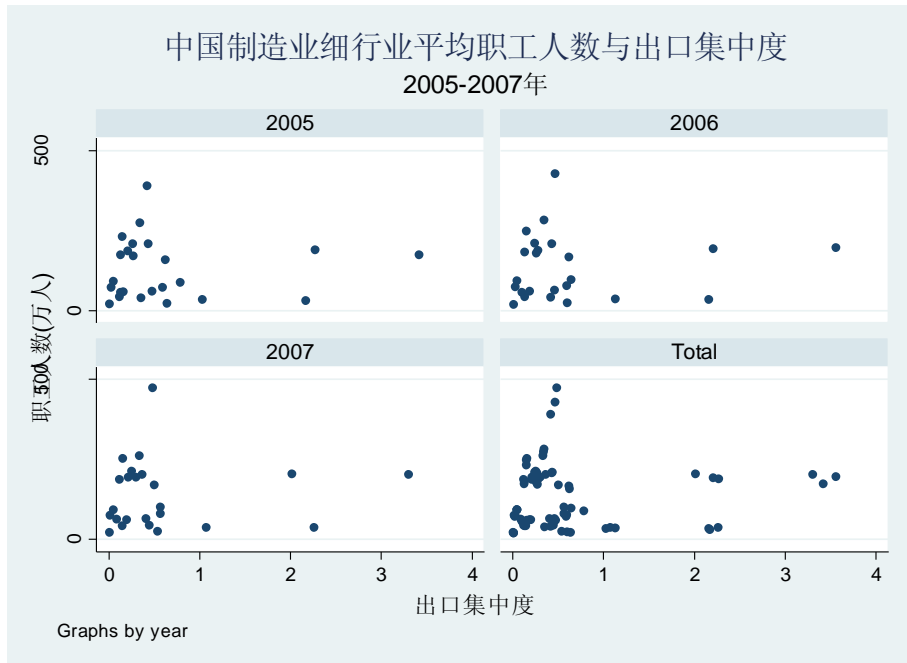
为了更进一步的考察行业性就业人数与出口扩张之间的关系，我们将 HS 分类的贸易数据转换为国民经济行业性分类的行业性贸易数据，从而计算出制造业细行业的出口集中度（出口值与产值之比），然后考察二者之间的直观联系。⁶⁰从图 3 可看出，基本上，各年的行业性就业与出口集中度呈现比较松散的正相关关系。这样的观察结果应当说是合理的，因为出口集中度可以看作是出口扩张程度的一个指标，而经历出口扩张的行业需要增加产出以满足外部需求，那么在短期生产效率改进有限的前提下增加劳动力投入就是必然的选择。

制造业行业性就业与行业性出口集中度的关联性意味着行业性就业容易随

⁶⁰ 由于缺乏国民经济行业分类法与 HS 分类法之间的转换表，作者根据两种分类法中对产品的具体描述，自创了粗略的转换表，除了少数几个异常值外，结果尚属合理。

行业性出口表现出短期波动的情况。在劳动力市场工资具有粘性、短期雇用合同较普遍的情形下，当主要出口市场进入经济衰退期时，中国工业制品的出口会收到外部需求减少的冲击，并最终反映在对生产要素的雇佣上。

图 3 中国制造业细行业平均职工人数与出口集中度，2005-2007 年



四、计量模型的设定、变量的选用和数据说明

遵循 Milner and Wright (1998)的做法，给定典型公司的生产函数和要素价格，那么可以得出满足其利润最大化条件的劳动力需求函数。具体说来，假定 Cobb-Douglas 的生产函数

$$Q_i = A^\gamma K_i^\alpha L_i^\beta \quad (1)$$

其中 Q =实际产出， K =资本存量， L =使用的劳动力数量， α, β 分别是要素比例系数， γ 是效率改进系数。给定实际工资 w 和资本的使用者成本 r ，利润最大化后的生产函数为

$$Q_i = A^\gamma \left(\frac{\alpha L_i w}{\beta r} \right)^\alpha L_i^\beta \quad (2)$$

对上式取对数，整理后可得出对数形式的劳动需求函数

$$\ln L_i = \theta_0 + \theta_1 \ln \frac{w}{r} + \theta_2 \ln Q_i \quad (3)$$

其中, $\theta_0 = -(\gamma \ln A + \alpha \ln \alpha - \alpha \ln \beta / (\alpha + \beta))$, $\theta_1 = -\alpha / (\alpha + \beta)$, $\theta_2 = 1 / (\alpha + \beta)$ 。

基于式 (3) 可以得出用于实际估算的模型。

根据上文所述, 理论上, 一国贸易的开展会导致其劳动力资源在出口扩张行业和进口竞争行业之间发生转移, 影响其就业调整。同时, 对于出口导向型的发展中国家来说, 贸易的开展会吸引现有的闲置劳动力到出口扩张行业中, 从而减少总体失业。那么, 考察制造业的劳动力需求中, 可以对式 (3) 扩展以考察贸易开展的影响。具体说来, 估算的模型如下⁶¹

$$\ln EMP_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 \ln WAGE_{it} + \beta_2 \ln OUTPUT_{it} + \beta_3 OPEN_{it} + u_{it} \quad (4)$$

其中

EMP = 行业性平均就业人数 (万人)

$WAGE$ = 行业性职工实际工资 (元)

$OUTPUT$ = 行业性实际产值 (亿元)

$OPEN$ = 行业性贸易开放度 (进出口总值与产值之比)

为了考察进口和出口对行业性就业调整的不同影响, 将贸易开放度分解成进口集中度和出口集中度, 重新估算式 (4)

$$\ln EMP_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 \ln WAGE_{it} + \beta_2 \ln OUTPUT_{it} + \beta_3 EXCON_{it} + \beta_4 IMCON_{it} + u_{it} \quad (4')$$

其中

$EXCON$ = 行业性出口集中度 (出口值与产值之比)

$IMCON$ = 行业性进口集中度 (进口值与产值之比)

2. 数据说明

本文采用面板数据, 涵盖 2005-2007 年度的按国民经济分类的 32 个制造业细行业。由于在将 HS 分类的进出口数据转换为国民经济分类的细行业进出口数据时, 按照匹配程度进行了合并和删除, 最后使用的数据涵盖 2005-2007 年度的 24 个制造业细行业, 一共 72 个观测点。

变量 EMP 度量行业性职工平均人数。变量 $WAGE$ 度量行业性职工实际平均工资, 经对行业性职工平均工资用 CPI 平减之后得出。变量 $OUTPUT$ 度量行

⁶¹ 本文使用的是面板数据, 具体设定估算模型时, 考虑到在完全资本市场的假设下, 资本的使用者成本不因行业不同而有差别, 但会随时间变化, 可将随时间变化的使用者成本纳入面板数据的可变截距项中, 从而删去该变量。

业性实际产值，经对行业性产值用 PPI 平减之后得出。变量 *OPEN* 度量行业性贸易开放度，为进出口总值与产值之比。变量 *EXCON* 和 *IMCON* 则分别为出口值与产值之比和进口值与产值之比。

表 1 变量的基本统计特征

变量名	描述	平均值	标准差	最小值	最大值
EMPt	职工数	130.43	99.85	17.40	471.49
WAGE	平均实际工资	17758.38	7272.79	9751.47	49009.71
OUTPUT	实际产值	6241.22	8021.90	571.35	41922.34
OPEN	贸易开放度	1.02	0.96	0.02	3.74
EXCON	出口集中度	0.63	0.82	0.01	3.57
IMCON	进口集中度	0.39	0.37	0.01	1.47
样本：72，24 个细行业，2005-2007 年					

表 1 给出了各变量的描述性统计特征。其中需要指出的是 *OPEN*、*EXCON* 和 *IMCON* 三个变量的特别之处。由于在将 HS 分类的进出口数据转换为国民经济分类的细行业进出口数据时，使用的是自创的转换表，难以避免不准确之处，少数几个细行业出现了贸易开放度、出口集中度和进口集中度过高的情形。不过，在没有更好的替代办法之前，我们只能姑且使用现有数据，然后对估算结果谨慎地加以解释。

五、估算方法、估算结果与解释

1. 估算方法

本文使用的面板数据具有时间跨度较短（相邻三年）和截面单位较多（24 个细行业）的特点。如果模型中存在未观测到的异质性，那么很可能来自截面效应，而非时间效应。按照面板数据的常规处理步骤，本文首先检验是否存在随截面单位变动的截距项和随时间变动的截距项。表 2 汇报的布雷殊和培根检验（BP 检验）结果表明所使用的模型存在随截面变动的截距，但不存在随时间变动的截距。然后，我们需要决定是选用截面固定效应模型还是截面随机效应模型。表 2 中的 Hausman 检验结果表明截面异质性与模型中的自变量相关，所以具有一致性优点的固定效应模型要优于随机效应模型。但是，固定效应模型估算量的一致性优点只有在大样本中才能体现，本文使用的数据只有 72 个观测点，估算众多截面单位的固定随机效应却至少会耗费 28 个自由度，可使用的观测点数目大幅减少，将会导致估算的结果极不准确。鉴于此，在小样本中方差

较小的随机效应模型 GLS 估算量是更好的选择，本文因而对式（4）和式（4'）采用截面随机效应模型进行 GLS 估算。作为参照，本文采用了混合 OLS 估算了下列模型：

$$\ln EMP_{it} = \alpha + \beta_1 \ln WAGE_{it} + \beta_2 \ln OUTPUT_{it} + \beta_3 OPEN_{it} + u_{it} \quad (5)$$

$$\ln EMP_{it} = \alpha + \beta_1 \ln WAGE_{it} + \beta_2 \ln OUTPUT_{it} + \beta_3 EXCON_{it} + \beta_4 IMCON_{it} + u_{it} \quad (5')$$

BP 检验统计量			Hausman 检验统计量	
虚拟假设	截面固定截距项	时间固定截距项	截面随机效应与自变量不相关	时间随机效应与自变量不相关
模型 1	65.23	0.43	43.78	1.29
结论	拒绝虚拟假设	不能拒绝虚拟假设	拒绝虚拟假设	不能拒绝虚拟假设
模型 2	65.39	0.46	35.9	1.21
结论	拒绝虚拟假设	不能拒绝虚拟假设	拒绝虚拟假设	不能拒绝虚拟假设

注： $\alpha=0.05$ 时的临界值： $\chi_3^2 = 7.81$ ， $\chi_4^2 = 9.48$ 。

2. 估算结果的解释

表 3 汇报了随机效应模型估算和混合 OLS 估算的结果。首先来看随机效应模型的估算结果。整体来说，式（4）和式（4'）都有相当好的拟合度，能够解释高达 74% 的行业性就业的变动。具体到单个系数，式（4）中所有偏回归系数都在 5% 的水平上具有统计显著性，式（4'）中除了进口集中度之外，其余四个偏回归系数都在 5% 的水平上具有统计显著性。

式（4）和式（4'）的估算结果表明在样本期间，制造业细行业劳动力需求的实际工资弹性约为 0.5，说明给定其他变量，行业性实际工资每上升一个百分点，行业性就业会下降约为 0.5 个百分点；在样本期间，制造业细行业劳动力需求的实际产出弹性约为 0.56，说明给定其他变量，行业性实际产值每上升一个百分点，行业性就业平均增长 0.56 个百分点。为负的实际工资弹性和为正的产出弹性都符合理论预期，并具有统计显著性，不过两个弹性都不算太高，仅分别为 0.5 和 0.56。这样的估算结果应当是合理的，因为一方面就业调整相对工资变化具有滞后性，没有反映在当期效应中，另一方面是因为由于技术进步导致效率改进，企业可能更有能力来消化实际工资上升带来的成本上升。

我们最为关注的是贸易的开展对行业性就业的影响。式（4）和式（4'）的估算结果表明在样本期间，给定其他变量，行业性贸易开放度每上升一个百分点，行业性就业会平均增加 0.1 个百分点；行业性出口集中度每上升一个百分点，行业性就业会平均增加 0.19 个百分点。同时。估算结果表明进口集中

度对行业性就业的影响不具有统计显著性。根据这些结果，可以得出几个基本判断：

首先，行业性出口扩张确实对行业性就业有正面效应，说明生产资源确实流入正在经历出口型扩张的行业，符合理论预期。其次，以进口集中度衡量的进口竞争程度的加强并没有对行业性就业造成显著性影响，并不支持进口竞争行业生产资源流出的理论预期。其原因可能在于中国进出口结构的特殊之处。由于加工贸易的迅速发展，大量半成品和部件进口直接用于出口，没有对国内市场造成太大冲击。将两个判断合在一起，我们看到贸易的开展增加了制造业中出口扩张行业的就业，却并没有明显减少制造业中进口竞争行业的就业，从一个角度证实了“vent for surplus”模型的假说，即发展中国家存在大量的潜在劳动力人口，贸易的开展能够将这些人吸入出口扩张行业，而不必减少其他行业的就业。再次，行业性出口扩张带来的就业扩张效应相当可观。虽然本身系数估算数值不是很大（0.19），但考虑到样本期间中国出口增速远高于 GDP 增速，制造业整体出口集中度增加明显，对制造业就业的拉动作用是非常重要的。

作为替代模型，表 3 中的式（5）和式（5'）汇报了混合 OLS 模型的估算结果。虽然在系数估算值的大小上有所差别，但各偏效应的正负符号以及显著程度与随机效应模型的估算结果相一致，说明式（4）和式（4'）的估算结果具有相当的稳健性。

综合起来，主要结论是，所得出的证据支持贸易的开展将资源转移入出口扩张行业的理论预期，支持贸易创造出劳动力新需求的新就业的假说。这样的结论具有重要的实际意义，中国出口行业的扩张对其制造业以及整体就业都有相当的正面效应；同时也意味着当外部需求减少而导致中国出口行业萎缩时，对制造业就业以及整体就业也会有规模相当的负面效应。

表 3 面板数据模型估算结果

因变量：行业性职工人数	混合 OLS 估算		随机效应 GLS 估算 (稳健性标准差)	
	式 (5)	式 (5')	式 (4)	式 (4')
实际工资	-1.52** (0.17)	-1.52** (0.17)	-0.49** (0.14)	-0.50** (0.14)
实际产值	0.84** (0.05)	0.85** (0.05)	0.56** (0.08)	0.56** (0.08)

贸易开放度	0.10*		0.10**	
	(0.05)		(0.05)	
出口集中度		0.12**		0.19**
		(0.06)		(0.08)
进口集中度		0.03		-0.02
		(0.13)		(0.10)
常数项	12.30**	12.36**	4.65**	4.77**
	(1.48)	(1.50)	(0.87)	(0.91)
sigma_u			0.40	0.41
sigma_e			0.04	0.04
rho			0.99	0.99
R 平方	0.82	0.82	0.74	0.74
F 检验统计量	100	74.68		
Wald 检验统计量			2600	2731
N				
	72	72	72	72

注：括号中是标准差。*表示估算值在 0.10 的显著性水平上显著，**表示估算值在 0.05 的显著性水平上显著。

六、结论与政策建议

作为经济增长的主要引擎，对外贸易的开展对中国的就业稳定有非常重要的意义。一方面，对于人口众多的中国而言，出口活动的增加能将大量农村剩余劳动力吸收入出口行业从而增加就业；另一方面，贸易的开展可能会导致劳动力在出口扩张行业和进口竞争行业之间的转移，产生就业调整成本；再一方面，当外部需求冲击导致出口活动减少时，会造成就业的短期波动和调整。由于制造业作为进出口行业最为集中的行业，考察制造业中就业与对外贸易的关系有助于深入理解贸易与中国总体就业之间的关系。

本文通过对 2005-2007 年间中国制造业分细行业就业情况的分布以及决定因素的考察，得到了两个主要结论。

首先，贸易的开展增加了制造业中出口扩张行业的就业，却并没有明显减少制造业中进口竞争行业的就业，从一个角度证实了“vent for surplus”模型的假说，即发展中国家存在大量的潜在劳动力人口，贸易的开展能够将这些人口吸入出口扩张行业，而不必减少其他行业的就业。对于第一产业就业人数仍占

总就业人数 40%的中国来说，在现有贸易格局下，发展对外贸易在稳定就业增长显然有着正面的福利含义。

其次，对外贸易容易受外部冲击的特点决定了中国的制造业乃至整体就业容易出现短期波动的现象。在劳动力市场工资具有粘性、短期雇用合同较普遍的情形下，当主要出口市场进入经济衰退期时，中国工业制品的出口会受到外部需求减少的冲击，并最终反映在对生产要素的雇佣上，导致国内就业市场的动荡。

根据以上结论，本文有如下政策建议：

- 1) 坚持稳定出口增长的政策取向，能为农村大量剩余劳动力提供新增就业渠道，进一步优化生产要素的资源配置。
- 2) 扩展出口产品的品种并提高质量，这体现在拓展出口产品的范围和增加现有出口产品的差异化程度。这样做一方面能使中国出口满足更广范围的外部需求，增加出口增长的基础；另一方面，由于差异产品的生产需要相似的要素密集度和技术水平，产品差异化程度的提高意味着劳动力在不同差异产品生产部门之间转移时，不用再经过更多的职业培训，因此会涉及到较少的调整成本。
- 3) 大力发展内需，不仅扩大内需的总量，更要改善内需的结构。由于中国的出口行业基本上是根据外部需求结构建立起来的，只有当内需结构升级到与外需结构相吻合时，面对外需冲击时强大的内需才有足够能力吸纳出口行业释放出来的劳动力，从而减轻就业市场的短期波动。

参考文献：

1. Fu, Xiaolan and V.N.Balasubramanyam, 2005, "Exports, Foreign Direct Investment and Employment: The Case of China", FED Working Papers Series No. FE20050035.
2. Kraay, Aart, 1999, "Exports and Economic Performance: Evidence from a Panel of Chinese Enterprises", <http://siteresources.worldbank.org/DEC/Resources/ExportsandEconomicPerformance.pdf>
3. Gaston, N. and Trefler, D., 1997, "The Labour Market Consequences of the Canada-US Free Trade Agreement", *Canadian Journal of Economics* 30(1): 18-41.
4. Miner, Chris and Peter Wright, 1998, "Modeling Labour Market Adjustment to Trade Liberalization in An Industrialising Economy", *The Economic Journal* 108 (March), 509-528.
5. Myint, H., 1958, "The 'Classical Theory' of International Trade and the Underdeveloped Countries", *Economic Journal*, 68, 317-337.
6. Papageorgiou, D., Choksi, A. and Michaely, M., 1990, " Liberalizing Foreign Trade in Developing Countries: The Lessons of Experience", Washington, DC: World Bank.
7. Slaughter, M. J. , 1998, " International Trade and Labor-Market Outcomes: Results, Questions, and Policy Options", *The Economic Journal* 108(450): 1452-1462.

附表 1：变量描述与数据来源

变量名	描述	单位	计算方法	数据来源
EMP	制造业细行业 平均职工数	万人	直接获取	国家统计局年度数据中就业和工资数据, 2005-2007 年, http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsjs/
WAGE	制造业细行业 平均实际工资	元	用 CPI 对制造业 细行业平均工资平减得到	平均工资和年度同比 CPI 均来自国家统计局年度数据, 年度同比 CPI 以 2004 年为基年换算成环比 CPI。
OUTPUT	实际产值	亿元	用 PPI 对制造业细行业 产值平减得到	总产值和年度同比 PPI 均来自国家统计局年度数据, 2005-2007 年, 年度同比 PPI 以 2004 年为基年换算成环比 PPI
OPEN	贸易开放度	比例	出口值与进口值之和除以总产值, 以美元计价的进出口值按当年加权 汇率换算成人民币	进出口值数据来自中经统计数据网的海关月度库, 加总后得到年度数据; 加权汇率数据来自国家统计局年度数据。
EXCON	出口集中度	比例	出口值除以总产值	同上
IMCON	进口集中度	比例	进口值除以总产值	同上

碳密度减排目标与经济增长

——从国际比较视角对中国的分析

内容摘要：在即将召开的哥本哈根全球气候会议上，中国政府可能采取的一个谈判目标就是实现发展路径上的减排，即碳密度降低目标。我们首先分析了发展中国家所面对的减排承诺压力，比较了不同的减排目标对中国的影响；然后通过跨国长时间的面板数据对人均二氧化碳排放量和碳密度随着经济发展的变化规律进行了分析，得到如下结论：（1）中国在 2000 年以前实现的非常优秀的碳效率改善绩效很大程度上是从计划经济向市场经济过渡所带来的一种制度红利，到了现在要继续通过资源配置来提高碳排放效率的空间已经有限；而中国已经进入了工业化和城市化的高速发展阶段，在短期内中国的人均碳排放量仍将有一定的增长，碳密度在短期内也不会有明显下降。（2）碳密度和经济发展水平之间存在一个倒 U 型关系，我国大约在 2008 年达到这一曲线的顶点，这意味着按照其他国家的平均历史经验，我国目前正处于碳密度最高的发展阶段，而且在短期内不会有太大的下降，这也意味着按照这一碳排放发展路径，我国关于碳密度的承诺期不能过短，而应该选择一个较长的承诺达标时间。根据我们设定的经济增长场景，中国到了 2020 年的碳密度将有望比 2005 年下降 18.5%。这可以作为中国政府制定政策目标时的一个参考。（3）和大部分发达国家的相同发展阶段相比，中国处于一条更优的碳密度变化路径上，明显优于美国的碳密度变化路径，这意味着中国实际上在已有发展路径上的减排效果就已经非常巨大了。

一、研究背景

在 2009 年第 4 季度，在全球政治经济领域将有一个非常重要的事件发生，即哥本哈根全球气候会议。在这次会议中，中国等发展中国家面临着二氧化碳减排政策的一个必然调整，那就是可能会被要求承担减排义务（尽管减排的方式和责任还不确定），这必然意味着我国在未来一段时期内环境和产业政策的一个重大转型。我国政府目前以碳密度（即单位 GDP 的二氧化碳排放量）降低作为减排路线图的目标，以实现在发展中实现减排的目标。

2009 年 12 月 7 日起，联合国气候会议将在哥本哈根召开，商讨《京都议定书》一期承诺 2012 年到期后的后续方案，就未来应对气候变化的全球行动签署新的协议。在 1997 年签订的《京都议定书》中尽管呼吁发展中国家采取行动来控制温室气体排放，但是只要求发达国家缔约方率先采取行动应对气候变化及其不利影响，而发展中国家则暂时不承担减排的义务。《京都议定书》的框架认为对发展中国家来说，经济发展仍是其主要目标，温室气体减排问题的重要性仍低于经济问题，其主要目标是在尽可能地通过与发达国家在技术与资金方面合作，在不降低经济发展的速度的情况下尽可能减少二氧化碳的排放。

但是，在《京都议定书》签订后的这 10 多年里，随着发展中国家经济的迅速发展和碳排放总量的增多（尽管其人均排放量和历史排放量依然远远低于发达国家），对于发展中国家需要承担责任的呼声越来越多。由于近年来中国、印度和巴西等发展中国家增长迅速，再加上发达国家碳密集型产品生产的转移，这些发展中国家的温室气体排放量与日俱增，导致温室气体排放总量远超计划，而且美国等发达国家也一度将发展中国家尚未参与全球减排义务分担作为一项重要理由拒绝签署该协议。联合国气候变化框架公约 (UNFCCC) 第 13 次缔约方大会制定的“巴厘岛路线图”已经将发展中国家承担具体减排义务正式纳入后京都谈判进程（李丽平，任勇，田春秀，2008）。在即将到来的这次哥本哈根谈判中，依照巴厘岛路线图，各方合作的基础和谈判的原则是“共同但有区别的责任”原则，而这次会议中最值得我们关注的就是像中国、印度这样的主要发展中国家应如何控制温室气体的排放已经成为了谈判的重要议题之一。

这也意味着像中国这样的发展中国家，在这次谈判中将很有可能从过去的无排放责任者变成了减排义务承担者（当然，减排的具体衡量和承担方法并不确定，这也正是谈判的焦点所在）。下面我们首先回顾各国目前已经提出来的一些减排目标，并分析一下这些观点和中国的关系，以及中国政府目前倾向于采取的态度。

二、各种减排目标的对比和观点产生的原因

不同的国家由于其所处的经济发展阶段、地理位置及能源结构等特点，会有不同的温室气体减排政策立场。我们首先可以关注一下各国二氧化碳排放的现状。

表 1 2005 年最大的 10 个二氧化碳排放国的排放总量和人均排放量

国家	二氧化碳排放总量(亿吨)	人均排放量(吨)
美国	57.76	19.54
中国	55.48	4.26
俄罗斯	15.03	10.50
印度	14.02	1.28
日本	12.30	9.63
德国	7.84	9.51
英国	5.46	9.07
加拿大	5.38	16.64
韩国	4.52	9.39
意大利	4.52	7.71

数据来源：世界发展指标 2009 (WDI2009) 数据库。

我们首先来看看各国 2005 年的二氧化碳排放总量及人均排放量。在 2005 年的时候，美国和中国是世界上第一和第二大的二氧化碳排放国（根据一些机构的说法，中国在这两年已经超过了美国成为了世界最大的二氧化碳排放国）；尽管这两个国家的排放总量比较接近，但是中国的人均排放实际上还没到美国的 1/4。事实上，在全世界最大的 10 个二氧化碳排放国中，中国的人均二氧化碳排放量仅高于印度，而远低于其他 8 个国家。

现在以欧盟为首的一批国家倡导“碳帽”（Carbon Cap）这样一个减排目标，即限定各国的排放总量上限，但这是一种完全不考虑历史义务的目标，因此不可能获得大多数发展中国家的同意。如 Stern(2008)认为在温室气体排放问题上，因为排放所涉及的最终政策目标——气候变化——存在太多不确定性和道德伦理的考虑，而价格对于这些因素是非常敏感

的，所以建议采用限制总量的政策来进行控制；他进而主张到 2050 年各国人均排放上限定为 2 吨。（当然，关于具体的数字也存在很多争议，如 Nordhaus (2007)和 Weitzman (2007)就都提出了不同的意见。）但是我们知道，全球大气中的二氧化碳绝大多数都是发达国家在他们的工业化进程和享受工业化成果中所排放的，这些国家应该对全球气候变化承担最主要的责任。（从 1775—1950 年，发达国家排放二氧化碳占总二氧化碳排放的 95%，而从 1950 年到 2000 年，发达国家排放了 77%的二氧化碳。）而发展中国家仍处于工业化和城市化的进程之中，他们的首要任务仍是发展经济、消除贫困和改善民生，因此如果对中国、印度这样的后发型发展中国家提出苛刻的总量控制要求，那就是一种淡化历史责任的歧视，是发展中国家所不可接受的。更合理的方法应该是让发展中国家根据本国国情，在发达国家资金和技术转让支持下，努力适应气候变化，尽可能减缓温室气体排放。

另一方面，印度等发展中国家强烈提倡采用“人均累计排放指标”作为谈判目标，但这是一种完全不考虑现状的理想谈判目标，不利于达成谈判结果。而且，如果真的实施这一方案，那就意味着控制全球排放总量的激励将会受到严重扭曲，那些人口增长迅速的发展中国家由此可以享受更为宽松的碳排放环境，可以躺在海滩上享受其他国家带来的福利，而不用从自己的角度出发来努力控制排放；而那些人口增长控制得较好，因此实际上对于全球减排做出了重大贡献的发展中国家如中国却因此而背上沉重的包袱，其努力没有得到回报。这种场面的出现将是对全球控制二氧化碳排放努力的一大讽刺。

在其他国家中，巴西提出根据发达国家的历史排放来确定其减排义务分担，美国则提出减排义务分担应以能源强度为核心，而且兼顾经济规模（潘家华，郑艳，2008）

随着中国二氧化碳排放总量的增加，中国政府也日益关注减排这一问题，开始主动做出行动。作为履行《联合国气候公约》的一项重要义务，中国已经制定和开始实施《应对气候变化国家方案》（发改委, 2007），明确提出 2005 年到 2010 年降低单位国内生产总值能耗和主要污染物排放、提高森林覆盖率和可再生能源比重等有约束力的国家指标。如果这一方案实现，仅通过降低能耗一项，中国 5 年内可以节省能源 6.2 亿吨标准煤，

相当于少排放 15 亿吨二氧化碳。另外，在方案中还提出争取到 2020 年单位国内生产总值二氧化碳排放比 2005 年有显著下降，并包括了大力发展可再生能源和核能，通过植树造林来增加森林碳汇等具体举措。与此呼应，在 2009 年 9 月召开的联合国气候峰会上，中国国家主席胡锦涛(2009)也进一步强调了中国的上述立场。

这些文件和讲话的出台，意味着我国开始倾向于采用“碳密度标准”作为我国控制二氧化碳排放的重要谈判依据。碳密度，即单位经济产出的二氧化碳排放量。这一减排标准体现了中国“在发展中控制碳排放”的理念，也符合“共同但有区别的国际义务”的这一谈判大原则，是一个将国际责任同发展权利相结合的一种办法，也是拉近谈判各方立场的一个好办法。

下面我们将通过国际比较分析一下碳密度和经济发展之间的关系，并基于实证研究的结果来对中国的历史减排路径和碳密度减排潜力进行评价。

三、二氧化碳排放和碳密度变化规律：简单文献回顾

在关于二氧化碳排放的研究中，有一部分文章来自环境相关方面的研究。在这一类研究中，环境库兹涅茨曲线(Environmental Kuznets Curve)则经常被提到。也说是说，一种污染物的人均排放量会随着经济的发展上升到一个最高值，之后则会随着经济的发展而下降。

一般认为，随着一个国家的发展，在工业化的过程中，包括能源在内的各种资源的消耗也随之增加，在经济初级发展阶段人们首先考虑的是生产更多的产品，与经济发展相伴随的环境污染等问题也随之而来，这时环境污染以及各种有害物质的排放量也会随之增加。随着经济进一步发展成熟，民众对环境的要求也随之提高，社会对环境质量更加重视，对环境保护的投资也随之增长，各种污染及有害物的排放会随着经济进一步的发展而减少，所以观察环境污染与经济发展的关系就会出现一条倒 U 型曲线，这就是环境库兹涅茨曲线。这一理论被称为环境库兹涅茨曲线(Environmental Kuznets Curve)理论。(最先发现这一现象的是 Grossman 和 Krueger[1991])

尽管环境库兹涅茨曲线在一些污染物的排放规律上得到了验证，但是

在二氧化碳排放上是不是也存在这样的现象还未可知，因为二氧化碳的性质跟其他污染物不一样，他不会造成直接污染，直接导致本地生活质量的下降，因此其排放规律跟其他污染物是否一样并不可以早下结论。如 World Bank(1992)和 Shafik (1994)的文章就认为二氧化碳的排放随收入的增长是单调增加的，认为并没有证据表明二氧化碳的排放会出现拐点。在国内，韩玉军和陆旸(2009)把世界各国分成四类，发现在不同类别的国家中人均二氧化碳排放量和经济发展水平之间存在不同的发展规律。

在一篇关于能源消费规律的研究中，李稻葵、汪进和冯俊新(2009)从理论和实证的角度分别证明了能源消费和经济发展之间存在一个 S 型关系，即当经济发展到中等收入水平的时候，会存在一个能源消费加速增长的阶段，这是由于在这一阶段人们对于能源密集型产品的偏好导致的（这种偏好很大程度上是因为这一阶段正处于高速工业化和城市化过程中，对于重化工业产品的需求较大带来的）。我们知道，在现代经济中，二氧化碳的排放主要来自于化石燃料的燃烧，因此二氧化碳的排放规律也应该类似于能源消费的增长规律。基于这个想法，汪进(2009)也利用主要大国 1980-2005 年的二氧化碳排放数据进行了实证研究，发现二氧化碳排放和经济发展水平之间存在一个 S 型关系。另外，如果二氧化碳排放和经济发展水平之间存在一个 S 型关系，那也间接意味着碳密度和经济发展水平之间可能存在一个倒 U 型关系，即碳密度在经济发展的中期会达到最高，此后缓慢下降。这也意味着我们在预测一个国家的碳密度变化前景的时候，必须结合这个国家所处的经济发展阶段来分析。

下面，我们将使用长时间序列的跨国面板数据来对上述两个规律进行检验，并在此基础上在对中国人均二氧化碳排放和碳密度的变化路径进行分析。

四、变量选取、数据来源及回归方程

主要变量

在下面的实证分析中，我们分别使用人均二氧化碳排放量和碳密度（碳密度即单位 GDP 的二氧化碳排放量，并且需要注意的是我们这里所使用的 GDP 数据为购买力平价 GDP 数据，因为在国际比较中不同国家之间的价格差异往往导致我们无法对不同国家的数据进行直接比较，而购买力平

价法得到的 GDP 数据正好可以解决这个问题) 作为被解释变量; 而在解释变量方面, 主要的解释变量——经济发展水平——上, 我们也是选取购买力平价的人均 GDP 来衡量不同国家的经济发展水平。

控制变量选取

我们知道, 一个国家的能源消耗水平除了跟经济发展水平直接相关外, 还会受到其它因素的影响。这些因素包括:

(1) 产业结构差异。即使两个国家的经济发展水平相同, 但是如果他们的产业结构存在差异, 他们的能源消耗水平也肯定不一样。比如一般都认为服务业对于碳排放的需求将对较小, 而工业的发展则是相对碳排放密集型的, 所以我们需要考虑不同经济体之间的三产结构差异。在这里, 我们选取了两个代表产业结构的变量: 非农产业比重和服务业比重。一般认为, 非农产业比重代表了产业结构第一次变迁(工业化)的程度, 而服务业比重而代表了产业结构第二次变迁(后工业化)的程度。

(2) 政府支出规模。政府的投资往往用于基础设施等公共品的建设, 而这些建设项目都是碳排放密集型的; 因此, 政府支出规模的大小也可能影响碳排放。

(3) 贸易。由于贸易品的生产过程可能会产生大量碳排放(内涵排放), 因此贸易也可能会对一个国家的碳排放产生影响。一个国家贸易顺差很多往往也意味着这个国家的碳排放也越多。如陈迎, 潘家华, 谢来辉(2008)利用投入产出表研究发现, 随着中国近几年贸易顺差的扩大, 中国内涵能源净出口也在不断增加, 到了 2006 年这个数字更是达到了 6.3 亿吨标准煤。Shui 和 Harriss(2006)建立了贸易额与排放的投入产出关系, 估计了中美两国的贸易排放, 发现 1997-2003 年中国约有 7%-14%的排放是由出口到美国的商品导致的。Peters 和 Hertwich(2008)进行了最为系统的研究, 利用 GTAP 数据计算了 2001 年 87 个国家和地区的贸易排放, 发现贸易排放量已占到世界总排放的四分之一强, 其中中国的出口排放占其国内实际排放的 24%, 进口排放则占 7%; Weber 等(2008)则利用该方法系统研究了中国的贸易排放, 发现中国的出口产品的排放占国内排放的比重已从 1978 年的 12%增加到 2005 年的三分之一强。我们预期贸易顺差应该跟碳排放量和碳密度成正向关系。

(4) 固定资产投资水平。固定资产投资涉及到钢铁、水泥等排放密

度大的产品，因此，固定资产投资比例越高，我们就可以预期二氧化碳的排放数量也越大。

(5) 城市化水平。由于建筑和交通用能等因素的影响，城镇居民的人均能源消耗要高于农村居民，所以城市化水平的高低会影响能源消耗。

除了上面这些宏观经济方面的变量以外，还有一些国家个体特征将会影响到能源消耗的水平。这些特点一般来说不随时间而发生变化或者随时间所发生的变化较小，我们统称为国家的个体特征。这些个体特征可能包括自然条件、能源政策等其他相对较为稳定的因素。

数据来源及处理

数据来源：温室气体排放数据来自世界资源署(WRI, 2007)，其中，温室气体中包括了二氧化碳(CO₂)、氮氧化物(NO_x)、甲烷(CH₄)以及其他温室气体的排放，并按照这些气体的温室效应折算成二氧化碳当量。部分发达国家的数据可以追溯到1850年，而大部分国家的数据可以追溯到20世纪初。购买力平价GDP数据来自Maddison(2008)，所有独立国家的数据均可追溯到1820年。其他控制变量数据均来源于WDI2009数据库，只能追溯到1960年。

样本选择

在研究中，我们使用的是既有横截面差异又有时间序列差异的面板数据。在跨国比较的实证研究中，只利用截面数据，我们只能分析不同国家特征对能源消耗及二氧化碳排放的影响；如果只利用时间序列数据，我们只能分析不同国家的能源消耗及二氧化碳排放随经济增长的路径规律，无法分析不同的国家特征的影响。而利用平行数据模型，在不同的时间点上可以选择不同的国家数据作为样本观测值，则可以同时分析国家特征及经济增长对一个国家的能源消耗及二氧化碳排放的影响。下面我们分别对横截面和时间序列的样本处理分别进行分析。

横截面样本处理——国家选择。一般来说，大国和小国之间在经济发展规律上存在一定的差异。大国往往都建立了相对完善的工业体系，因此彼此之间的经济发展规律相似性比较大，具有比较强的可比性；而对于小国来说，因为在经济上依赖性比较强，因此经济发展很容易受到外界的各种干扰而产生剧烈波动，而且相互之间在发展模式上也存在较大的差别。因此，在这里我们只选择具有长时间序列完整数据的大国作为研究对象。

我们定义的大国是指那些在 1960 年人口超过 1000 万国家，这样的国家一共有 41 个；而在这些国家中，朝鲜因为数据缺乏被删掉，最后剩下 40 个国家。（这些国家的具体情况详见附录表 1。）

时间序列样本选择——样本年份选择：由于转轨国家（前计划经济国家）在计划经济时代都片面强调重工业的优先发展，而且在实际经济运行中更多的是政府的规划而不是自然的经济力量起作用，使得这些国家在计划经济时代的经济表现跟其他大国之间的可比性不强，因此，我们把这些国家计划经济时代的数据删去。另外，我们还注意到，战争期间的能源消耗和二氧化碳排放状况也跟平时时期有很大的不同，因此，我们把两次世界大战时期的数据删去。另外，由于中国 1997 年以后的能源使用量大幅下降，而同期经济则保持高速增长，这一现象引起了很多人的质疑，认为期间数据可能存在问题（关于这个问题的讨论见施发启[2005]），因此为了顾及这一问题，我们还对中国数据设置了一个后 1997 年哑变量（1997 年以后的年份取 1），如果这一变量的回归系数显著即认为 1997 年前后的数据之间可能存在不一致性。

表 2 变量的统计性质

变量	样本数	均值	标准差	最大值	最小值
人均 CO ₂ 排放量(吨/人年)	3722	3.59	4.55	22.47	-0.33
碳密度(千克 CO ₂ /GDP)	3488	0.70	0.66	3.06	-0.19
人均 GDP(1990G-K 美元)	3996	4002	4809	31049	206
非农产业比重(%)	1476	80.59	16.03	99.15	28.24
第三产业比重(%)	1476	49.36	12.13	77.29	20.07
政府消费占 GDP 比重(%)	1597	13.93	4.98	28.22	2.98
净出口占 GDP 比重(%)	1694	-1.52	5.65	34.61	-29.72
资本形成总额占 GDP 比重(%)	1634	22.21	7.06	52.22	1.76
城镇人口比重(%)	1999	49.17	23.25	92.00	3.50

从上表和附录表 1 我们可以看出，样本国家存在很大的差异。我们所包括的样本国家既包括美、日、德等世界上最发达的一批发达国家，也包括像埃塞俄比亚、孟加拉国等到今天依然是世界上最贫穷的国家，当然也包括了像韩国、土耳其和西班牙这样的在几十年中迅速的完成了工业化的国家。可以说，我们的样本国家具有足够的代表性，代表了处于不同发展阶段的国家，这也使得我们可以充分发挥面板数据优势，利用处于不同发展阶段的国家来探寻一条具有相对普遍性的发展规律。

回归公式

在前面我们已经知道，经济发展水平和人均二氧化碳排放量之间可能会存在某种非线性关系，在回归中，为了检验是否这种非线性关系，我们使用了经济发展水平的一到三次幂作为控制变量。此外，我们还控制了其他诸如产业结构、政府支出、贸易结构、城市化水平等变量。回归方程见式（1）。

$$\ln(\text{人均CO}_2\text{排放量})_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^3 \beta_j [\ln(\text{人均GDP})_{it}]^j + \sum_{k=1}^M \gamma_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad \text{回归式 (1)}$$

在前面我们已经知道，经济发展水平和人均二氧化碳排放量之间可能会存在倒U型关系，在回归中，为了检验是否这种非线性关系，我们使用了经济发展水平的一次项和平方项作为控制变量。其他控制变量在实际回归过程中也会依次加入。回归方程见式（2）。

$$\ln(\text{碳密度})_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^2 \beta_j [\ln(\text{人均GDP})_{it}]^j + \sum_{k=1}^M \gamma_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad \text{回归式 (2)}$$

在上面的这两个回归方程中， α_i 为某个国家的固定效应项，即在控制了其他变量以后，因为这个国家固有的某些特征而使之与其他国家不同的因素。我们使用 $\ln(\text{人均GDP})$ 来代表经济发展水平， X_k 为除经济发展水平以外的其他控制变量， ε_{it} 代表除固定效应以外的其他残差。

五、实证分析 I：人均二氧化碳排放量和经济发展水平关系

使用回归式（1）对人均二氧化碳排放量和经济发展水平之间的关系进行固定效应回归，回归结果见表 3。

表 3 人均温室气体排放量的发展规律回归结果

	Ln(人均温室气体排放量)				
	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)	回归(5)
Ln(人均 GDP)	-10.621 (1.695)***	-9.336 (0.976)***	-9.540 (0.959)***	-5.018 (1.003)***	-6.199 (0.997)***
[Ln(人均 GDP)] ²	1.904 (0.211)***	1.402 (0.126)***	1.468 (0.124)***	0.902 (0.129)***	1.067 (0.128)***
[Ln(人均	-0.094	-0.063	-0.067	-0.044	-0.052

GDP)] ³	(0.009)***	(0.005)***	(0.005)***	(0.005)***	(0.005)***
非农产业比重 (%)		0.015	0.009	0.005	0.003
		(0.002)***	(0.002)***	(0.002)**	(0.002)*
服务业比重(%)		-0.003	-0.002	-0.004	-0.003
		(0.001)**	(0.001)	(0.002)***	(0.002)*
政府消费比重 (%)			-0.001	0.001	0.000
			(0.002)	(0.002)	(0.002)
净出口比重(%)			0.001	0.001	0.001
			(0.001)	(0.002)	(0.002)
资本形成总额 比重(%)				0.003	0.003
				(0.002)**	(0.002)*
城市化率(%)				0.014	0.014
				(0.001)***	(0.001)***
中国后 97 年哑 变量					-0.562
					(0.079)***
常数项	11.859	16.646	16.500	4.748	7.448
	(4.515)***	(2.500)***	(2.471)***	(2.589)*	(2.566)***
样本总数	3053	1310	1236	1231	1231
国家数	41	39	37	37	37
组内 R-sq	0.74	0.77	0.78	0.79	0.80

注：(1) 括号内的为估计系数的标准差；*代表在 10%下显著，**代表在 5%下显著，***代表在 1%下显著。

(2) 关于样本数变化的说明。WRI(2007)和 Maddison(2008)提供的数据均可以上溯到 1850 年；而 WDI2009 中的数据只能上溯到 1960 年，这使得加入了其他控制变量后回归样本数大为减少。此外，因为某些国家的数据缺失，在加入一些控制变量后样本国家数量也会有所变化，这些变化情况如下：在 WDI2009 数据库中，澳大利亚没有产业结构相关变量，使得回归(2)中的样本国家数量变成 39 个；缅甸、尼日利亚没有政府支出和进出口变量，这使得回归(3)-(5)中的样本国家进一步减少为 37 个。

各主要变量的方向与我们预期相同。经济发展水平和人均二氧化碳排放量之间存在一个明显的非线性关系(具体的曲线形状见图 1-1 和图 1-2)。

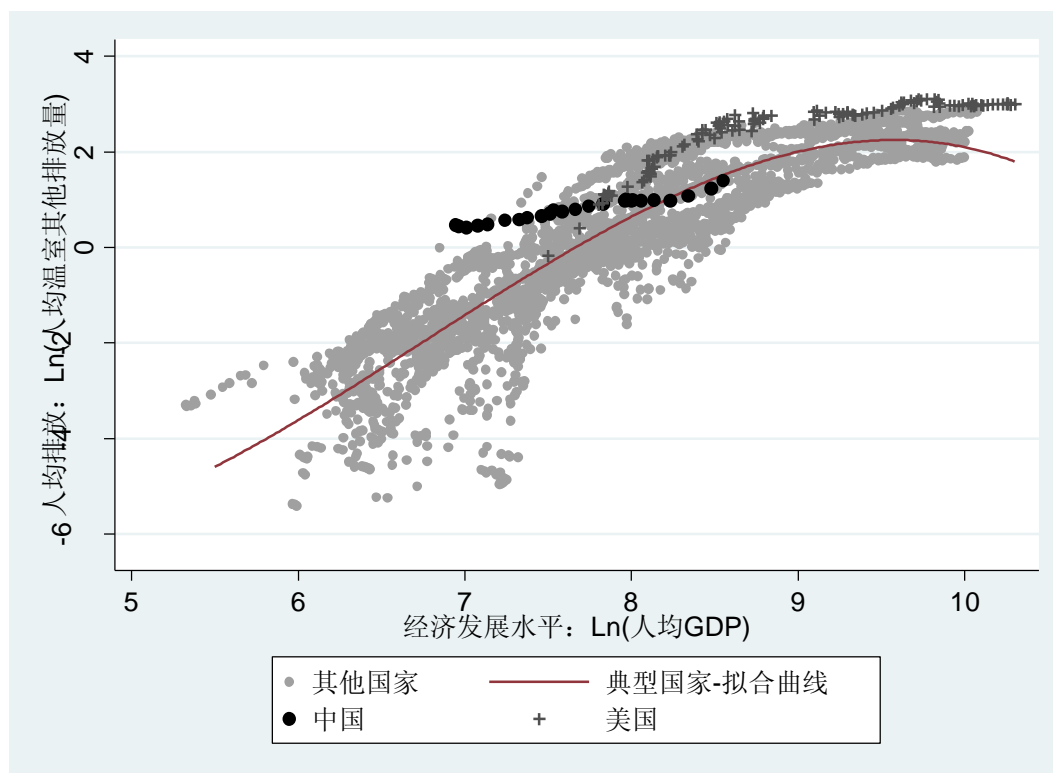
在其他控制变量方面，非农产业比重越高，人均排放越多；而服务业比重越低，人均排放越少；政府消费的比重并没有显著影响；而净出口比重的系数尽管在方向上是正的，和前面很多文献的预期一致，但是在统计上并不显著，这可能跟那些同样拥有顺差的不同国家的出口产品结构不同有关；资本形成总额和城市化率越高，人均排放也就越多，这也是跟我们的预期相一致的。最后，我们还发现，中国后 1997 年哑变量在统计上非常显著，这意味着 1997 年前后的中国排放服从的规律可能存在显著不同。

下面我们对中国的情况进行比较分析。首先，我们假设有这样一个国家，这个国家在回归方程(1)和(2)中的个体特征项均为 0，于是，这个国家在回归中就代表了全部样本国家的平均水平，我们这样一个国家称之为典型国家。然后我们就拿中国和典型国家之间的排放路径进行对比。

图 1-1 同时列举了中国、美国 and 典型国家的人均二氧化碳排放路径。我们发现在 2000 年以前，中国的曲线一直高于典型国家，而到了 2000 年左右，中国到达了典型国家的路径上，以后的几年中，中国开始沿着典型国家的路径上升。而美国的路径则一直稳定的位于典型国家路径之上，并没有明显地向这条路径靠拢。通过上面的分析，我们认为，从 1978 年到 2000 年，中国从远高于样本国家平均水平的路径上一路改善碳效率，到了 2000 年左右已经达到了平均碳效率水平；中国目前正处于一条比美国更优的碳排放路径上，中国的碳排放效率基本上已经达到了样本国家的平均水平，而美国则要远高于这个平均水平。

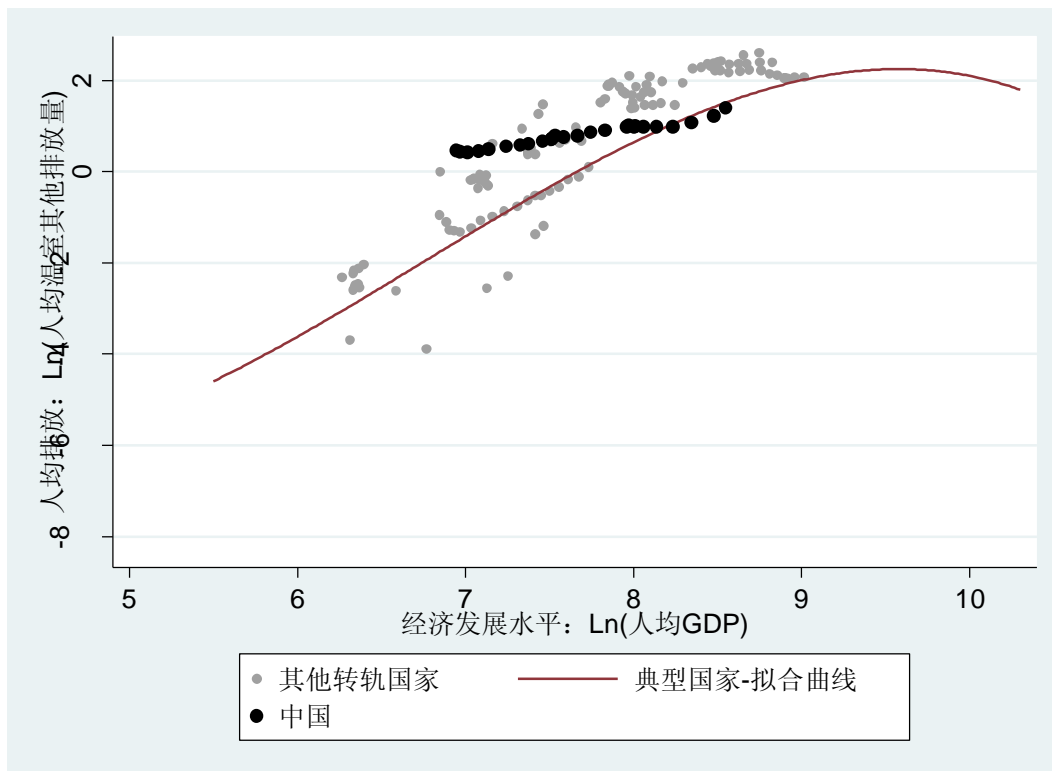
我们知道，自从改革开放以来，中国实现了从强调重工业优先发展的计划经济体制向市场经济体制的转变，在这个过程中，中国的资源配置方式发生了很大的改变，这很可能是导致中国碳效率提高的重要原因，为了验证这一猜测，我们还比较了中国和其他转轨国家的情况，结果见图 1-2。我们发现，跟中国的情况类似，这些国家在从计划经济向市场经济过渡的过程中，都在开始的时间里向典型国家的碳排放路径靠近，碳排放效率得到了提高，而在靠近这条路径以后，意味着这些国家通过资源优化配置进一步降低碳效率的空间已经缩小，这些国家的人均碳排放量则都开始跟着这条排放路径变化。

图 1-1 中、美与典型国家的碳排放路径对比



注：上图中的拟合曲线为根据回归结果(1)作出，数据更新至 2004 年。

图 1-2 中国及其他转轨国家排放路径与典型国家对比



注：上图中的拟合曲线为根据回归结果(1)作出，数据更新至 2004 年。

本节的回归结果具有如下政策含义：

(1) 中国在 2000 年以前实现的非常优秀的碳效率改善绩效（从 1978 年到 2000 年人均 GDP 获得了长足发展而人均二氧化碳排放量并没有同步大幅上升）很大程度上是因为我们正处于一个经济转轨阶段所带来的，从计划经济向市场经济的过渡很大程度上提高了资源的配置效率，从而使得碳排放效率得到了很大的提高，属于一种制度红利；而从 2000 年以来，中国的市场经济体系已经比较完善，通过资源配置来提高碳排放效率的空间已经有限，而随着经济的自然发展，中国进入了工业化和城市化的高速发展阶段，这一阶段对于碳密度较高的产品会有更强的偏好，因此中国跟其他处于相同发展阶段的国家一样开始了较快的人均碳排放量的增长。

(2) 在中国跟美国的对比方面，中国处于一条比美国更优的碳排放路径上，在相同的发展阶段，中国具有更高的碳排放效率（用更少的人均排放达到了同样的人均收入水平）。

(3) 我们预期在其他条件（能源政策和能源技术）等不变的情况下，中国的人均碳排放量还将沿着典型国家的碳排放路径有一段较长时间的增长，而（相对于典型国家）碳利用效率继续提高的空间有限；当然，如

果在能源政策和能源技术方面出现了某种大发展，中国还是有可能处于一条更优的碳排放路径上的。

六、实证分析 II：碳密度和经济发展水平关系

使用回归式（2）对碳密度和经济发展水平之间的关系进行固定效应回归，回归结果见表 4。

表 4 碳密度和经济发展水平关系回归结果

	Ln(碳密度)				
	回归(6)	回归(7)	回归(8)	回归(9)	回归(10)
Ln(人均 GDP)	6.641 (0.201)***	0.922 (0.179)***	1.378 (0.207)***	2.001 (0.197)***	2.103 (0.195)***
[Ln(人均 GDP)] ²	-0.377 (0.012)***	-0.071 (0.011)***	-0.094 (0.012)***	-0.142 (0.012)***	-0.147 (0.011)***
非农产业比重 (%)		0.021 (0.002)***	0.016 (0.002)***	0.007 (0.002)***	0.006 (0.002)***
服务业比重 (%)		-0.010 (0.001)***	-0.010 (0.001)***	-0.010 (0.002)***	-0.009 (0.002)***
政府消费比重 (%)			-0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.000 (0.002)
净出口比重 (%)			0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
资本形成总额比重 (%)				0.004 (0.002)**	0.004 (0.002)**
城市化率 (%)				0.018 (0.001)***	0.018 (0.001)***
中国后 97 年哑变量					-0.419 (0.081)***
常数项	-29.416 (0.833)***	-4.666 (0.703)***	-6.403 (0.816)***	-8.523 (0.769)***	-8.983 (0.766)***
样本总数	3053	1310	1236	1231	1231
国家数	40	39	37	37	37
组内 R-sq	0.33	0.22	0.21	0.33	0.35

注：（1）括号内的为估计系数的标准差；*代表在 10%下显著，**代表在 5%下显著，***代表在 1%下显著。

(2)关于样本数变化的说明。WRI(2007)和 Maddison(2008)提供的数据均可以上溯到 1850 年;而 WDI2009 中的数据只能上溯到 1960 年,这使得加入了其他控制变量后回归样本数大为减少。此外,因为某些国家的数据缺失,在加入一些控制变量后样本国家数量也会有所变化,这些变化情况如下:在 WDI2009 数据库中,澳大利亚没有产业结构相关变量,使得回归(2)中的样本国家数量变成 39 个;缅甸、尼日利亚没有政府支出和进出口变量,这使得回归(3)-(5)中的样本国家进一步减少为 37 个。

各主要变量的方向与我们预期相同。经济发展水平和人均二氧化碳排放量之间存在一个明显的倒 U 型关系(具体的曲线形状见图 2-1)。

在其他控制变量方面,非农产业比重越高,碳密度越高;而服务业比重越低,碳密度就越低;政府消费的比重并没有显著影响碳密度;而净出口比重的系数尽管在方向上是正的,和前面很多文献的预期一致,但是在统计上并不显著;资本形成总额和城市化率越高,碳密度就越高,这也是跟我们的预期相一致的。最后,我们还发现,中国后 1997 年哑变量在统计上非常显著,这也意味着 1997 年前后的中国碳密度的变化规律可能存在显著不同。

碳密度拐点的计算:

既然我们从前面已经知道了随着经济发展,碳密度的变化将会存在一个拐点,那么我们首先要看一下这个拐点在什么地方,中国是否已经达到了这个拐点。

根据回归结果(6),碳密度的拐点在人均 GDP 为 6700 美元(Maddison 口径)左右时达到,按照 Maddison(2008)的购买力平价 GDP 统计口径,我国大约在 2008 年达到这一顶点。这意味着按照其他国家的平均历史经验,我国目前正处于碳密度最高的发展阶段,从 2005 年到 2008 年,碳密度甚至出现了提高,此后才开始缓慢下降。这也意味着按照这一碳排放发展路径,我国关于碳密度的承诺期不能过短,而应该选择一个较长的承诺达标时间。根据我们设定的经济增长场景,在我国的其他条件(能源政策和能源技术)等不变的情况下,中国到了 2020 年的碳密度将有望从 2005 年的 0.81 kg CO₂/pppGDP 下降为 0.66 kg CO₂/pppGDP,下降幅度为 18.5%。

表 5 预测经济发展水平和对应的碳密度水平

	人均 GDP (Maddison[2008]口径)	人均 GDP (联合国口径 2005 年国际元)	模型预测的典型国家 碳密度(kg CO ₂ /pppGDP)
2005	5500	4076	0.81
2008	6928	5135	0.83

2010	8081	5989	0.81
2015	10815	8015	0.75
2020	14472	10725	0.66

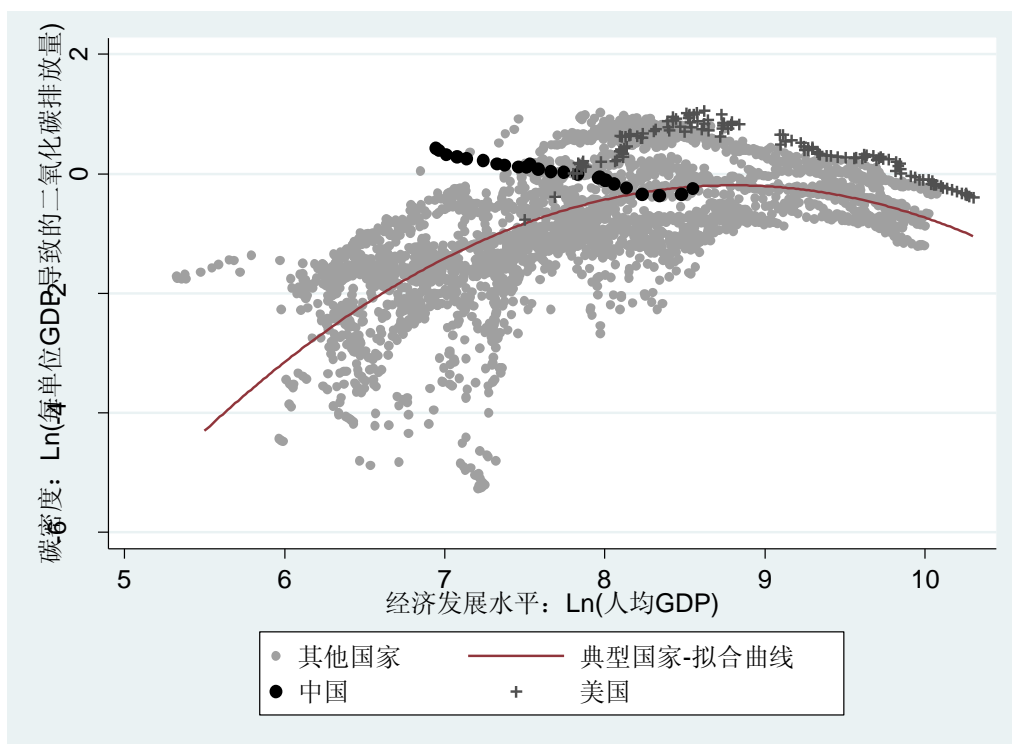
注：经济发展速度设定为 2005-2010 年人均 GDP 年均增长 8%，2010-2020 年人均 GDP 年均增长 6%。因为在 2005 年联合国对人民币的购买力进行了调整，而 Maddison(2008)没有接受这种调整，所以联合国口径和 Maddison (2008) 的口径存在差异。为了方便起见，这里把两种情况下的人均 GDP 水平列举出来。（实际上，具体数字为多少并不影响碳密度降低的幅度。）

但是我们必须看到，即使到了 2020 年，中国的城市化水平也大概只有 59%左右(冯俊新, 2009)，只能说是处于城市化的中后期，还远远没到城市化完成的阶段，所以碳密度虽然会下降，但是下降速度仍将缓慢，所以中国政府的减排承诺必须保持一定的调整空间。

跟上一节的分析方法类似，下面我们对中国碳密度的发展路径情况进行比较分析。同样的，我们通过假设某样本的个体特征项为 0 得到一个典型国家的路径。然后我们就拿这个典型国家和中国以及其他国家的情况进行对比，结果见图 2-1 到图 2-3。在图 2-1，我们发现在 2000 年以前，中国的曲线一直高于典型国家，而到了 2000 年左右，中国到达了典型国家的路径上，以后的几年中，中国开始沿着典型国家的路径有所上升。而美国的路径则一直稳定的位于典型国家路径之上，并没有明显地向这条路径靠拢。通过上面的分析，我们认为，中国正处于一条比美国更优的碳密度变化路径上，中国的碳排放效率基本上已经达到了样本国家的平均水平，而美国则要远高于这个平均水平，这个结果跟前面的结果一样。

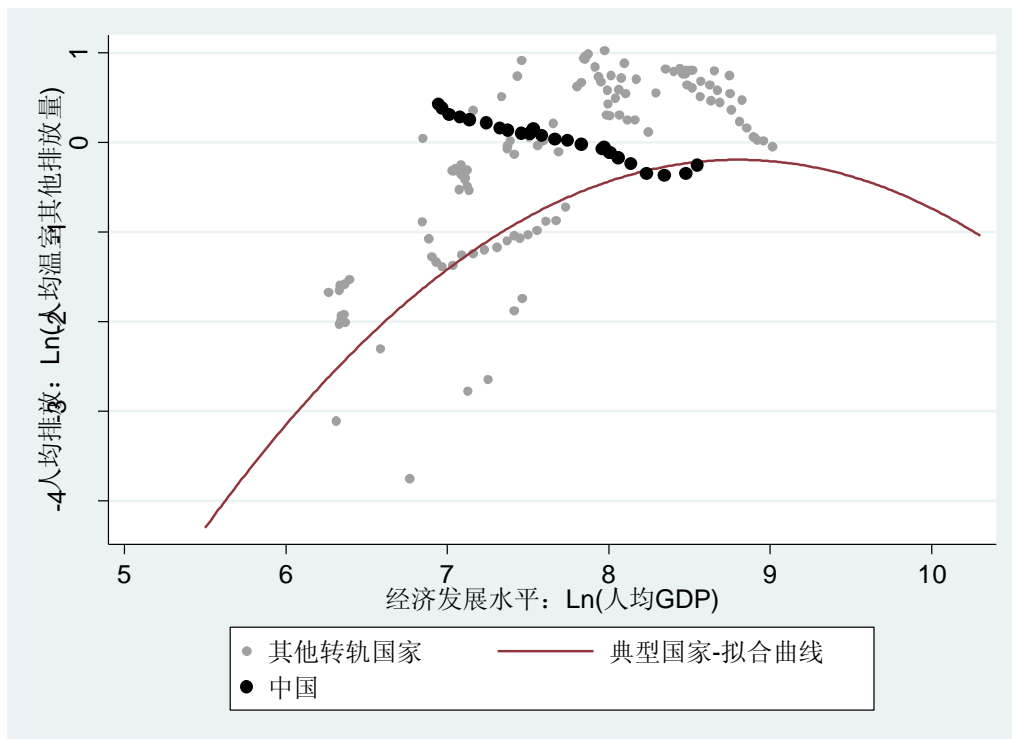
运用同样的方法，我们比较了中国和其他转轨国家以及一些发达国家之间的路径。跟前面的结论一样，这些国家在从计划经济向市场经济过渡的过程中，都在开始的时间里向典型国家的碳排放路径靠近，碳排放效率得到了提高，而在靠近这条路径以后，意味着这些国家通过资源优化配置进一步降低碳效率的空间已经缩小，这些国家的人均碳排放量开始跟随着这条排放路径变化。而跟发达国家的相同经济发展阶段相比，中国的碳密度要优于其中的大多数国家，这可能是由于中国能够采用更好的技术（如更好的火力发电技术）所带来的。

图 2-1 中、美与典型国家的碳密度变化路径对比



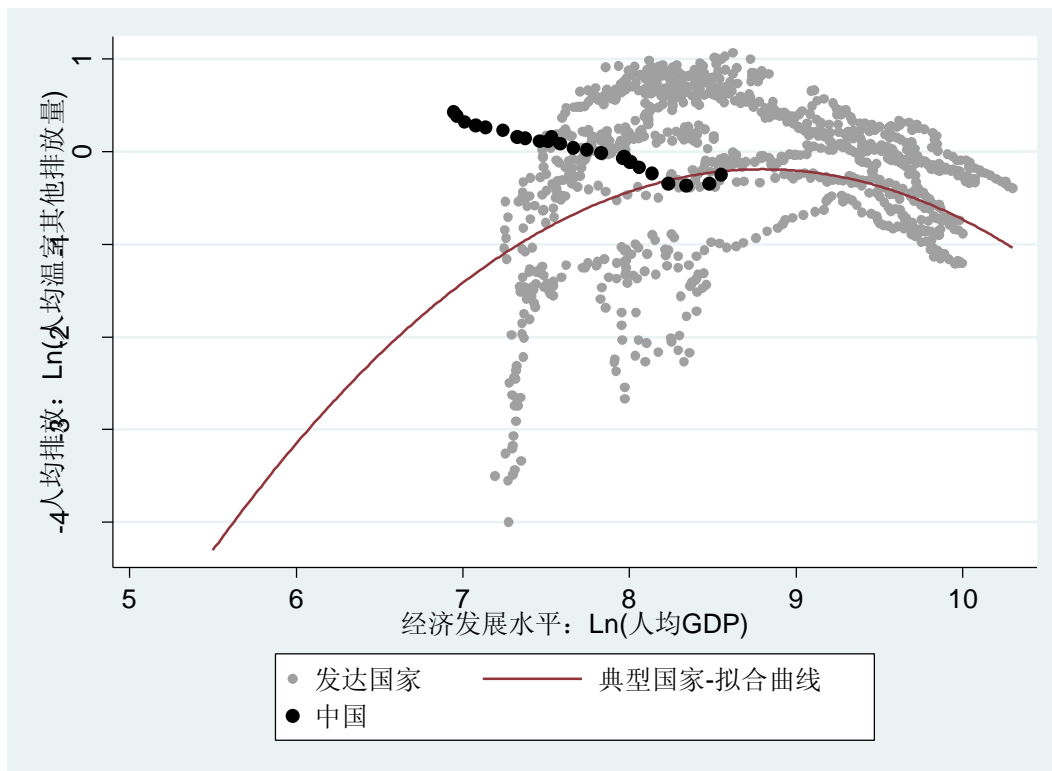
注：上图中的拟合曲线为根据回归结果(6)作出，数据更新至 2004 年。

图 2-2 中国及其他转轨国家碳密度变化路径与典型国家对比



注：上图中的拟合曲线为根据回归结果(6)作出，数据更新至 2004 年。

图 2-3 中国及发达国家的碳密度变化路径和典型国家对比



注：上图中的拟合曲线为根据回归结果(6)作出，数据更新至 2004 年。

本节回归结果的政策含义：

(1) 碳密度和经济发展水平之间存在一个倒 U 型关系，我国大约在 2008 年达到这一曲线的顶点，这一意味着我国在目前阶段已经开始进入了碳密度降低的路径上。根据我们设定的经济增长场景，在我国的其他条件（能源政策和能源技术）等不变的情况下，中国到了 2020 年的碳密度将有望比 2005 年下降 18.5%。这可以作为中国政府制定政策目标时的一个参考。

(2) 即使到了 2020 年，中国的城市化水平也大概只有 59%左右，只能说是处于城市化的中后期，还远远没到城市化完成的阶段，所以碳密度虽然会下降，但是下降速度仍将缓慢，所以中国政府的减排承诺必须保持一定的调整空间。

(3) 和大部分发达国家的相同发展阶段相比，中国处于一条更优的碳密度变化路径上，明显优于美国的碳密度变化路径。这意味着中国实际上在已有发展路径上的减排效果已经非常巨大了。

七、小结

在即将召开的哥本哈根全球气候会议上，中国政府可能采取的一个谈判目标就是实现发展路径上的减排，即碳密度降低目标。通过跨国面板数据的分析，我们得到如下结论：

中国在 2000 年以前实现的非常优秀的碳效率改善绩效（从 1978 年到 2000 年人均 GDP 获得了长足发展而人均二氧化碳排放量并没有同步大幅上升）很大程度上是因为我们正处于一个经济转轨阶段所带来的，从计划经济向市场经济的过渡很大程度上提高了资源的配置效率，从而使得碳排放效率得到了很大的提高，属于一种制度红利；而从 2000 年以来，中国的市场经济体系已经比较完善，通过资源配置来提高碳排放效率的空间已经有限，而随着经济的自然发展，中国进入了工业化和城市化的高速发展阶段，这一阶段对于碳密度较高的产品会有更强的偏好，因此中国跟其他处于相同发展阶段的国家一样开始了较快的人均碳排放量的增长，在短期内中国的人均碳排放量仍将有较大的增长，碳密度在短期内也不会有明显下降。

碳密度和经济发展水平之间存在一个倒 U 型关系，我国大约在 2008 年达到这一曲线的顶点，这意味着按照其他国家的平均历史经验，我国目前正处于碳密度最高的发展阶段，从 2005 年到 2008 年，碳密度甚至出现了提高，此后才开始缓慢下降。这也意味着按照这一碳排放发展路径，我国关于碳密度的承诺期不能过短，而应该选择一个较长的承诺达标时间。根据我们设定的经济增长场景，在我国的其他条件（能源政策和能源技术）等不变的情况下，中国到了 2020 年的碳密度将有望比 2005 年下降 18.5%。这可以作为中国政府制定政策目标时的一个参考。

和大部分发达国家的相同发展阶段相比，中国处于一条更优的碳密度变化路径上，明显优于美国的碳密度变化路径。这意味着中国实际上在已有发展路径上的减排效果就已经非常巨大了。

目前已经进行的研究仍然是初步的，有待进一步的细化和加强。在未来的研究中，将进一步比较和分析是哪些因素（自然因素、政策因素、技术因素等）导致了不同国家之间在碳密度和碳效率上存在的固有差距，并以此分析什么政策有助于改善碳效率；另外，还可以分析碳密度减排目标一旦实施，将会对宏观经济和具体的产业部门产生什么影响。

参考文献:

- [1] Grossman, G M and A B Krueger. 1991. Environmental Impacts of the North American Free Trade Agreement. NBER Working Paper, No. 3914.
- [2] Maddison A, 2008. Historical Statistics for the World Economy: 1-2006 AD. 2008.
- [3] Nordhaus W D. A Review of the Stern Review on the Economics of Climate Change. Journal of Economic Literature, 2007, 45(3): 686-702.
- [4] Peters, G. P. and Hertwich, E.G., 2008, "CO2 Embodied in International Trade with Implications for Global Climate policy", Environmental Science and Technology, 2008, 42: 1401-1407.
- [5] Shafik, N, 1994. Economic development and environmental quality: An econometric analysis. Oxford Economic Papers, 1994, 46: 757-773.
- [6] Shui, B. and Harriss, R. C., 2006, "The Role of CO2 Embodiment in US-China Trade". Energy Policy, 2006, 34: 4063-4068.
- [7] Stern N, 2008. Richard T. Ely Lecture: The Economics of Climate Change. American Economic Review, 2008, 98(2): 1-37.
- [8] Weber, C. L., Peters, G. P., Guan, D. and Hubacek, K., 2008, "The Contribution of Chinese Exports to Climate Change", Energy Policy, 36:3572-3577
- [9] Weitzman M L, 2007. A Review of the Stern Review on the Economics of Climate Change. Journal of Economic Literature, 2007, 45(3): 703-724.
- [10] World Bank, 1992. World Bank Development Report 1992: Development and the Environment. World Bank, Washington, DC, 1992.
- [11] WRI, 2007, Climate Analysis Indicators Tool (CAIT) Version 5.0. World Resources Institute, Washington D. C.
- [12] 陈迎,潘家华,谢来辉.2008.中国外贸进出口商品中的内涵能源及其政策含义.经济研究, 2008(7), 11-25.
- [13] 冯俊新,2009. 经济发展与空间布局: 城市化、经济聚集和地区差距.清华大学博士学位论文,2009年6月.
- [14] 韩玉军,陆旸.2009.经济增长与环境的关系——基于对 CO2 环境库兹涅茨曲线的实证研究.经济理论与经济管理, 2009(3), 5-11.
- [15] 胡锦涛,2009.携手应对气候变化挑战——在联合国气候变化峰会开幕式上的讲话.美国纽约:2009年9月22日.
- [16] 李稻葵,汪进,冯俊新.2009. 中国能源消耗路径探讨: 理论模型及跨国经验研究.清华大学中国与世界经济研究中心工作论文.
- [17] 李丽平,任勇,田春秀.2008.国际贸易视角下的中国碳排放责任分析.环境保护.2008(3), 62-64.
- [18] 潘家华,郑艳.2008.碳排放与发展权益.世界环境,2008(4), 58-63.
- [19] 施发启,2005. 对我国能源消费弹性系数变化及成因的初步分析.统计研究,2005(5), 8-11.
- [20] 汪进,2009. 能源消耗及二氧化碳排放路径规律: 理论与经验研究.清华大学博士学位论文,2009年6月.
- [21] 中国国家发展与改革委员会.2007.中国应对气候变化国家方案.北京:2007年6月.

附录表 1 样本国家温室气体排放及碳密度情况

国家	人均温室气体排放量 (吨 CO ₂ /人年)		碳排放密度(千克 CO ₂ /GDP)	
	1960	2004	1960	2004
阿根廷	2.430	3.720	0.437	0.454
澳大利亚△	9.101	17.622	1.035	0.743
孟加拉国	0.048	0.265	0.087	0.271
巴西	0.685	1.880	0.293	0.326
加拿大△	10.412	16.891	1.190	0.714
中国◇	1.179	4.017	1.781	0.777
哥伦比亚	1.072	1.458	0.429	0.270
德国△	11.438	10.393	1.484	0.539
阿尔及利亚	0.614	2.851	0.294	0.876
埃及	0.637	2.000	0.642	0.641
西班牙	1.795	8.816	0.584	0.501
埃塞俄比亚	0.016	0.076	0.035	0.116
法国△	5.897	6.565	0.781	0.298
英国△	10.952	9.147	1.267	0.414
印尼	0.227	1.704	0.222	0.459
印度	0.287	1.126	0.381	0.494
伊朗	1.752	6.038	0.813	1.091
意大利△	2.197	8.306	0.371	0.430
日本△	2.943	10.242	0.738	0.474
韩国	0.516	10.470	0.421	0.628
摩洛哥	0.314	1.195	0.236	0.393
墨西哥	1.675	3.957	0.531	0.550
缅甸	0.118	0.219	0.210	0.103
尼日利亚	0.088	0.677	0.103	0.485
荷兰△	6.120	11.466	0.739	0.507
尼泊尔	0.010	0.115	0.016	0.112
巴基斯坦	0.240	0.786	0.371	0.398
菲律宾	0.308	0.931	0.209	0.351
波兰◇	6.955	7.880	2.164	0.958
罗马尼亚◇	2.983	4.299	1.618	1.127
俄罗斯◇	7.784	10.942	1.973*	1.607
苏丹	0.132	0.276	0.129	0.245
泰国	0.145	3.742	0.135	0.493
土耳其	0.645	3.327	0.287	0.459
坦桑尼亚	0.078	0.125	0.170	0.198
乌克兰◇	5.668	6.967	1.437*	1.739
美国△	15.890	20.096	1.403	0.674

越南◇	0.243	1.111	0.304	0.485
南非	5.696	9.627	1.873	2.189
刚果（金）	0.144	0.037	0.193	0.171

注：（1）△代表发达国家，◇代表转轨国家；（2）*俄罗斯和乌克兰 1960 年的碳排放密度使用了前苏联全国的人均 GDP 数据计算得到。

分报告 9

技术进步、技术效率与中国经济增长分析

内容摘要：本文利用数据包络分析（Data Envelopment Analysis, DEA）的 Malmquist 生产率指数分析法和随机前沿分析法（Stochastic Frontier Analysis, SFA）研究以我国 28 省为生产单元，1970-2004 年间我国大陆各省 TFP 增长差异产生的主要成因，以及影响技术无效率（技术效率损失）的主要因素。实证结果表明：1）中国各省全要素生产率在 1979-1999 年平均增长 2%，全要素生产率在 90 年代后期以递减的速度增长。其中，技术进步和技术效率在 90 年代后期虽然呈现增长趋势但增长趋于减缓；2）全要素增长的主要动力为技术进步而不是规模效率或技术效率；3）生产中存在技术效率损失，并且有一组变量为影响技术效率的决定因素；4）拥有更高人力资本水平、更开放、更进一步的户口制度改革的省份更接近于生产前沿；5）研究发现公共设施的建设对生产效率不具促进作用；6）此文的实证发现不能支持国有企业比非国有企业效率相对低下这一普遍的观点。

一、引言

经济改革和对外开放 30 年以来,中国取得了令人瞩目的经济增长。中国的国民生产总值增长率一直保持在 8-9% 的高水平。但是,区域间的差距也在不断的扩大。在全国各省区的 GDP 中,广东、江苏、浙江等省在全国位居前列,广东一个省的 GDP 就占全国总额的 10%,而经济水平相对落后的云南、新疆、贵州、甘肃、宁夏、西藏的 GDP 还不足广东一个省的 GDP。经济增长并非均衡地分布在全国各地,而增长的不均衡更多的是由于生产效率的不均衡 (Hu,1996)。影响生产效率的因素很多,其中包括政府政策。这些政策包括:70 年代末期实施的旨在吸引国外投资的经济改革;1997 年实施的旨在减少政府干预和增加生产效率的国有企业改革;90 年代晚期实施的旨在放松城乡间自由迁移的户口改革制度;2000 年实施的旨在促进落后西部地区的西部大开发项目等政策。

研究中国地区差异成因的文献总的说来可以分为两大类,第一类使用增长核算 (growth accounting) 方法将经济的增长分解为劳动力、资本和全要素生产率(TFP)的增长,以此获得劳动力、资本积累和 TFP 对经济增长的贡献率(例如,王小鲁和樊纲,2000; Chow and Lin, 2002; 张军和施少华,2003; 彭国华,2005; 李静等,2006; 傅晓霞和吴利学,2006; 岳书敬,2008 等); 第二类使用随机前沿分析和(或)数据包络分析对 TFP 变化及其组成部分-技术变化、技术效率变化、规模效率变化进行测算和分解,以此推断出技术进步和技术效率等对经济增长的作用以及在形成地区差异中的影响 (王燕超等,2007; 王农跃和李杰航,2007; 薛俊波,2008)。

Lovell(1993)定义每生产单元的生产力为其产出对投入的比率。因此,生产力的差异来源于三种因素的影响:生产技术的差异、生产进程中效率的差异和生产中环境的差异。各生产单元的效率被定义为实际的产出对在给定的投入要素下最大可能的产出的比值。这篇文章假定存在一理想化的全国生产前沿。任何偏离生产前沿的行为被认为是因为技术无效造成的(技术无效率项)或者是因为随机波动造成的(随机误差项)。因此,沿着生产前沿的经济个体最有效的利用了现有的资源来提供商品和服务,而偏离生产前沿的经济个体在生产过程中浪费了一些现有的资源。

从计量经济学的角度上讲,有很多方法可用来测量技术效率。其中广泛应用的方法包括非参数类数据包络分析法(Data Envelopment Analysis, DEA)和

参数类随机前沿分析法 (Stochastic Frontier Analysis, SFA)。这篇文章的第一部分是使用 DEA 的 Malmquist 指数法对中国各省 TFP 增长进行测算和分解, 通过将 TFP 变化分解为技术进步变化和技术效率变化来考察这两个因素对中国各省生产的贡献。第二部分, 也是本文的重心部分, 在于使用后一种方法 (SFA 方法) 来测量各省生产过程中的技术无效率指数, 并以其为度量指标来对各个相关变量进行多元回归。这两种方法各有利弊, DEA 方法利用线性规划技术能够直接估算多个决策单元效率之间的相对关系 (或相对有效性) 而无需进行参数估计, DEA 的使用不需要预先知道投入产出指标间的具体函数形式和特定的行为假设, 从而避免了因为主观的人为因素导致的误差。DEA 模型作为一种确定性 (或非参数) 前沿模型, 它无法对技术有效性 (或技术无效率) 的存在与否和生产函数的结构做统计假定检验 (Coelli et al., 1998)。SFA 方法可以让我们将随机前沿分析模型中的误差项分解为统计误差和技术无效误差。换句话说, SFA 方法假定了测量误差 (measurement error) 的存在, 而 DEA 则把所有偏离前沿的行为都归结为技术无效误差。因此, 基于此假定下的 DEA 法对非有效性的估计会产生向上偏差 (upward bias)。

本文的主旨在于: 1) 利用 1970-2004 年省际面板数据和基于 DEA-Malmquist 指数法研究我国各省的全要素生产效率变化 (TFP 变化) 及其影响因素-技术变化和技术效率变化; 2) 利用 SFA 方法对我国各省的技术效率差距及其影响因子进行实证分析。

本文其余部分的结构安排如下: 第二部分介绍 DEA 模型, 数据来源, 并对影响我国各省生产效率进行实证分析; 第三部分介绍和建立效率分析的随机前沿理论模型和实证模型, 分析和讨论影响各省技术效率变化的一些可能的决定因素; 汇报并分析计量结果。最后一部分总结本文的主要发现及提供相关政策建议。

二、数据包络分析法 (Data Envelope Analysis, DEA)

(一) DEA 方法

DEA 方法最早由美国运筹学家 Charnes, Cooper and Rhodes (1978) 创建。它是一种使用数学规划模型评价具有多个输入和输出的“部门”或“决策单元” (Decision Making Unit, DMU) 间的相对有效性的非参数统计估计方法。根据对各 DMU 观察的数据判断 DMU 是否为 DEA 有效, 从而在决策单元之间进行

比较（魏权龄，2004）。按照研究角度的不同，DEA 方法可以分为基于产出和基于投入两种。产出导向的模型为在给定产出水平下使投入最小化，投入导向的模型则为在给定投入要素下追求产出最大。传统的 DEA 模型有很多种，其中包括 Charnes, Cooper and Rhodes(1978) 提出的 CCR 模型和 Banker, Charnes and Cooper (1984)提出的 BCC 模型。CCR 模型假定生产技术存在不变规模报酬，然后对下面线性规划问题进行求解， $\max_{\theta, \lambda} \theta, s.t. -\theta y_i + y\lambda \geq 0, x_i - x\lambda \geq 0, \lambda \geq 0$ ，其中 x_i 和 y_i 分别是第 i 个生产决策单位的投入和产出向量， x 和 y 分别是所有生产决策单位的总投入和产出量。经过求解， θ 的值就是第 i 个生产决策单位的效率值。如果 $\theta = 1$ ，则说明其具有完美的技术效率，否则就说明其位于生产前沿之下，存在着 $1-\theta$ 的技术效率损失。BCC 模型延伸了 CCR 模型的思想，只是剔除了 CCR 模型中规模报酬不变的假设，而以规模报酬变动取代。BCC 模型能将纯粹技术效率和规模效率区分开来，可以衡量受评估单位在既定的生产技术情况下，是否处于最适生产规模状态。最后 CCR 模型下计算的技术效率除以 BCC 模型下计算的纯技术效率值，得到单个决策单元的规模效率值。

（二）Malmquist 生产率指数的分解

Malmquist 指数最先由 Malmquist (1953) 提出，Cave et al. (1982) 首先将该指数应用于生产率变化的测算。此后与 Charnes et al. (1978) 建立的 DEA 理论相结合，在生产率测算中的应用日益广泛。在实证分析中，学者普遍采用 Fare et al. (1994) 构建的以产出为基础的 Malmquist 生产率指数。从 t 期到 $t+1$ 期，全要素生产率增长的 Malmquist 指数可以表示为：

$$M_0(x_t, x_{t+1}, y_t, y_{t+1}) = \left[\frac{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^t(x_t, y_t)} \times \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{1/2} = \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^t(x_t, y_t)} \times \left[\frac{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \times \frac{d_0^t(x_t, y_t)}{d_0^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{1/2} = Ech \times Tch$$

其中 (x_t, y_t) 和 (x_{t+1}, y_{t+1}) 分别表示 t 期和 $t+1$ 期的投入和产出向量； d_0^t 和 d_0^{t+1} 分别表示以 t 期技术 T_t 为参照， t 期和 $t+1$ 期的距离函数。Ech（公式中第一项）和 Tch（公式中第二项）分别代表技术效率变化指数和技术变化指数。其中综合技术效率变化指数（Ech）又可进一步分解为纯技术效率指数(Pech)和规模效率指数(Sech)。即，

$$Ech = \frac{(\text{技术效率} \times \text{规模效率})_{t+1}}{(\text{技术效率} \times \text{规模效率})_t} = \frac{(\text{技术效率})_{t+1}}{(\text{技术效率})_t} \times \frac{(\text{规模效率})_{t+1}}{(\text{规模效率})_t} = Pech \times Sech。$$

所以 Malmquist 生产率指数最终可以分解为技术进步变化指数(Tch)、纯技术效率变化指数 (Pech) 和 规模效率变化指数 (Sech), 即 :

$$M_0(x_t, x_{t+1}, y_t, y_{t+1}) = TFPch = Tch \times Ech = Tch \times Pech \times Sech$$

。通过测算生产单元和生产前沿的平均距离得出技术效率值, 对其进一步分解, 可计算出纯技术效率和规模效率值。限于本文篇幅考虑, 这里没有对 DEA-Malmquist 方法的详细数学过程进行介绍, 62而是重点考虑各省生产效率与它的影响因子之间的实证分析。

(三) DEA-Malmquist 分析所需相关数据

这篇文章用的数据为 1970-s2004 年间 28 个省 (包括三个直辖市, 北京、天津和上海) 的面板数据。海南和西藏因为数据缺失而排出在样本外。生产函数中的产出 *PGDP* 为省的 *GDP*。生产过程中使用三种投入要素: 劳动力 (*L*)、人均物资资本 (*K*) 和人力资本 (*H*)。 *PGDP*、*K*、*L* 数据来自于中国经济研究中心 (CCER) 数据库。CCER 的数据库主要来源于国家统计局出版物, 比如《中国统计年鉴》、《新中国五十五年统计资料汇编》、《中国工业交通能源 50 年统计资料汇编 1949-1999》、《中国工业经济统计年鉴》和《中国人口统计年鉴》等。表 1 给出了这篇文章分析所需要变量的统计描述。*H* 代表的是初等、中等、及高等教育学生入学的平均数, 用来作为人力资本库存的代理变量, 其中初等、中等、及高等教育学生入学数据来自《新中国五十五年统计资料汇编》。

表 1 随机前沿模型变量的统计描述

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值
ln(PGDP)	950	5.6508	1.4537	1.8752	9.0439
ln(L)	950	15.5615	1.0639	12.7543	18.6044
ln(K)	950	7.1483	0.8477	4.7238	9.0454
ln(H)	950	5.2572	1.1407	2.2083	10.2142

注:*PGDP*(1 亿人民币);*K*(人均人民币);*L*(万人);*HIGHWAY* 和 *RAILWAY*(公里/平方公里,km/km²);70 年代出的一些 *H* 数据缺失。

(四) DEA-Malmquist 实证分析结果

使用 DEAP 软件, 对 1979-1999 年我国大陆各省市自治区全要素生产率的变化进行估计, 并将 TFP 变化指数 (Malmquist 生产率指数) 分解为技术效率变化指数和技术变化指数, 其中技术效率变化指数有进一步分解为纯技术效率变

⁶²有兴趣者可以参考 Farrel (1957), Fare(1994), Coelli (1996)。

化指数和规模效率指数。结果见表 2。图 1 对应的是各个指数变化趋势图。总的看来，中国各省全要素生产率呈现增长趋势，全要素生产率在 1979-1999 年平均增长 2%，这个数值与 Maddison(1998)得出的中国在 1978-1995 年间 TFP 平均增长率为 2.23%是相一致的。但低于郑京海和胡鞍钢（2004）实证分析得出的增长率值（4.6%）。虽然技术进步和技术效率在 90 年后虽然呈现增长趋势但长速变得越来越缓慢。规模效率除了 90 年代末有下降趋势外，其它年份都呈现正的增长。并且，我们可以看到全要素增长的主要动力为技术进步而不是规模效率或技术效率。TFP 增长速度的放慢和技术进步是推动 TFP 增长的重要因素这两个发现是跟 Zheng and Hu（2004）相一致的。

表 2 1979-1999 年度平均 Malmquist 指数变化及其分解结果

Year (年份)	Tfpch (全要素增长率)	Techch (技术进步)	Effch (综合技术效率)	Pech (纯技术效率)	Sech (规模效率)
1979	1.022	1.001	1.020	1.017	1.003
1980	1.019	1.010	1.009	1.006	1.002
1981	1.015	1.000	1.014	1.010	1.004
1982	1.019	0.997	1.022	1.020	1.001
1983	1.025	1.003	1.022	0.992	1.030
1984	1.023	1.018	1.005	1.033	0.973
1985	1.030	1.020	1.010	1.003	1.007
1986	1.015	1.007	1.008	1.006	1.002
1987	1.024	1.023	1.000	1.003	0.997
1988	1.035	1.033	1.002	0.999	1.003
1989	1.018	1.015	1.003	0.999	1.003
1990	1.016	1.009	1.006	1.000	1.006
1991	1.017	1.021	0.996	0.995	1.000
1992	1.025	1.026	0.999	0.996	1.002
1993	1.035	1.031	1.004	0.997	1.007
1994	1.034	1.027	1.007	1.000	1.007
1995	1.026	1.021	1.005	1.005	1.000
1996	1.017	1.010	1.006	1.004	1.002
1997	1.009	1.009	1.000	1.000	1.000
1998	1.005	1.005	1.000	1.000	1.000
1999	1.002	1.003	0.998	1.000	0.999
均值	1.020	1.014	1.007	1.004	1.002

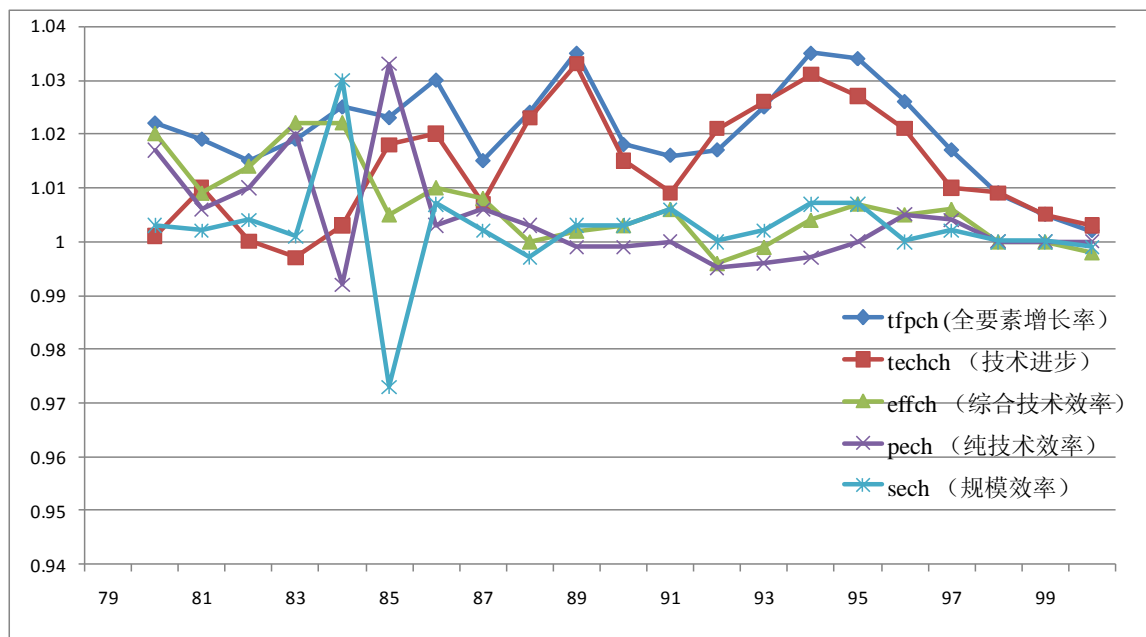


图 1 1979-1999 年度平均 Malmquist 指数变化及其分解趋势图

表 3 是中国 28 省市 1979-1999 年平均全要素生产率变化及其分解。从表 3 可以看出，中国 28 省市在 1979-1999 年平均全要素生产率增长 2%，技术进步为 1.4%，综合技术效率为 0.7%。北京、吉林、安徽、广西和云南生产的规模效率增长呈放慢趋势。表明在本研究的时段内全要素增长主要是技术进步在起作用。

表 3 1979-1999 年度中国各省平均 Malmquist 指数及其分解结果

province (省)	tfpch (全要素增长率)	techch (技术进步)	effch (综合技术效率)	pech (纯技术效率)	sech (规模效率)
北京	1.021	1.021	1.000	1.000	1.000
天津	1.022	1.018	1.004	1.000	1.004
河北	1.017	1.013	1.004	1.001	1.003
山西	1.019	1.013	1.006	1.005	1.001
内蒙古	1.022	1.012	1.009	1.008	1.001
辽宁	1.016	1.013	1.004	1.001	1.003
吉林	1.020	1.013	1.007	1.007	0.999
黑龙江	1.016	1.012	1.004	1.002	1.001
上海	1.016	1.016	1.000	1.000	1.000
江苏	1.015	1.013	1.001	1.001	1.001
浙江	1.020	1.013	1.008	1.007	1.001
安徽	1.019	1.013	1.006	1.007	0.999
福建	1.024	1.012	1.012	1.000	1.012
江西	1.020	1.013	1.007	1.006	1.001

山东	1.017	1.013	1.004	1.001	1.003
河南	1.018	1.013	1.006	1.003	1.002
湖北	1.019	1.014	1.005	1.003	1.002
湖南	1.018	1.013	1.006	1.006	1.000
广东	1.019	1.014	1.005	1.003	1.002
广西	1.022	1.013	1.009	1.010	0.999
四川	1.018	1.013	1.005	1.000	1.005
贵州	1.024	1.013	1.011	1.017	0.994
云南	1.024	1.013	1.011	1.011	0.999
陕西	1.019	1.012	1.007	1.007	1.000
甘肃	1.019	1.012	1.007	1.010	0.997
青海	1.029	1.017	1.012	1.000	1.012
宁夏	1.031	1.019	1.012	1.000	1.012
新疆	1.028	1.015	1.012	1.002	1.011
平均值	1.020	1.014	1.007	1.004	1.002

表 4-6 分别是中国各省在 1979-1999 全要素增长率、技术进步和规模效率的排名。从表 4-6 的结果我们可以得到如下结论：

全要素生产率提高速度最快的省为经济相对落后的宁夏、青海、贵州和云南省。宁夏和青海的长速最快，在 3%左右。长速最慢的为江苏省，在 1.5%。

中国各省技术进步的差异较小，技术进步最快的是北京、宁夏，在 2%左右。技术进度最慢的在甘肃、陕西等省，在 1.2%。

技术效率提升最快的省为青海、宁夏、新疆、贵州。江苏、上海和北京的技术效率较之以前没有提高。

表 4 1979-1999 年度中国各省全要素增长率排名

Province (省)	Tfpch (全要素增长率)	Rank (排名)
宁夏	1.031	1
青海	1.029	2
新疆	1.028	3
福建	1.024	4
贵州	1.024	4
云南	1.024	4
天津	1.022	7
内蒙古	1.022	7
广西	1.022	7
北京	1.021	10
吉林	1.020	11

浙江	1.020	11
江西	1.020	11
山西	1.019	14
安徽	1.019	14
湖北	1.019	14
广东	1.019	14
陕西	1.019	14
甘肃	1.019	14
河南	1.018	20
湖南	1.018	20
四川	1.018	20
河北	1.017	23
山东	1.017	23
辽宁	1.016	25
黑龙江	1.016	25
上海	1.016	25
江苏	1.015	28

表 5 1979-1999 年度中国各省技术进步排名

Province (省)	Techch (技术进步)	Rank (排名)
北京	1.021	1
宁夏	1.019	2
天津	1.018	3
青海	1.017	4
上海	1.016	5
新疆	1.015	6
湖北	1.014	7
广东	1.014	7
河北	1.013	9
山西	1.013	10
辽宁	1.013	10
吉林	1.013	10
江苏	1.013	10
浙江	1.013	10
安徽	1.013	10
江西	1.013	10
山东	1.013	10
河南	1.013	10

湖南	1.013	10
广西	1.013	10
四川	1.013	10
贵州	1.013	10
云南	1.013	10
内蒙古	1.012	24
黑龙江	1.012	24
福建	1.012	24
陕西	1.012	24
甘肃	1.012	24

表 6 1979-1999 年度中国各省综合效率排名

Province (省)	Effch (综合技术效率)	Rank (排名)
福建	1.012	1
青海	1.012	1
宁夏	1.012	1
新疆	1.012	1
贵州	1.011	5
云南	1.011	5
内蒙古	1.009	7
广西	1.009	7
浙江	1.008	9
吉林	1.007	10
江西	1.007	10
陕西	1.007	10
甘肃	1.007	10
山西	1.006	11
安徽	1.006	11
河南	1.006	11
湖南	1.006	11
湖北	1.005	12
广东	1.005	12
四川	1.005	12
天津	1.004	13
河北	1.004	13
辽宁	1.004	13
黑龙江	1.004	13
山东	1.004	13

江苏	1.001	26
北京	1.000	27
上海	1.000	27

虽然在本研究的这段时间 1979-1999 内全要素生产率、技术进步及技术效率都较之以前有呈现上升趋势，但 DEA 研究只能给出在这段时间内各省生产的相对有效性(相对效率)，它并不能告诉我们各省的生产是否都处于最佳生产前沿或最佳有效状态(有效性)。为此，我们需借助于随机前沿分析法(Stochastic Frontier Analysis, SFA)来确定生产中可能出现的技术效率损失(技术无效率)及其产生的主要因素。

三、随机前沿分析法 (Stochastic Frontier Analysis, SFA)

(一) SFA 理论模型

早在 30 年前，Aigner, Lovell and Schmidt (1977) 和 Meeusen and van den Broeck (1977) 用随机前沿模型来研究横截面数据，直至近期 Battese and Coelli (1995) 延伸了他们的模型，得以使技术非效率因素纳入面板数据形式的随机前沿生产函数。这篇文章采用的是 Battese and Coelli (1995) 模型，该模型中技术的非效率被设定为一系列解释变量的方程。具体的讲，面板形式的随机前沿生产函数形式为：

$$Y_{it} = f(X_{it}; \beta) \exp(\varepsilon_{it}) = f(X_{it}; \beta) \exp(V_{it} - U_{it}) \quad (1)$$

其中 Y_{it} 是省 i ($i = 1, 2, \dots, N$) 在 t 期 ($t = 1, 2, \dots, T$) 的实际产出； X_{it} 为投入向量； β 是我们要估计的参数； ε_{it} 为误差项且由两个独立的元素组成 V_{it} 和 U_{it} 。它们相互独立且都独立于 X_{it} 。 X_{it} 进一步假定为等同步分布 (independently and identically distributed, i. i. d) 变量且服从零均值、不变方差的正态分布，即 $V_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ 。 U_{it} 为非负随机变量且用来解释生产中的技术非效率部份。也就是说我们假定 U_{it} 服从均值 $z_{it}\delta$ 、方差 σ_u^2 和零处截尾 (truncated at zero) 的正态分布，即 $U_{it} \sim N^+(z_{it}\delta, \sigma_u^2)$ 。(1) 示中的技术非效率指数 (U_{it}) 可表示成，

$$U_{it} = z_{it}\delta + W_{it} \quad (2)$$

其中 z_{it} 为导致生产无效率的解释向量， δ 是我们要估计的参数。 W_{it} 定义为均值为零、不变方差 σ^2 和在 z_{it} 截尾的正态分布。

有很多的研究 (Page, 1981; Pitt and Lee, 1981; Kalirajan, 1981; Kalirajan and Shand, 1985; Jaforullah, 1999) 采用的是二阶段估算法, 单独估计生产前沿 (公式 (1) 和技术效率的影响因素 (公式 (2))。即在第一阶段根据生产函数测度出效率的估计值, 然后在第二阶段用一系列解释变量 (zit) 对其进行回归分析。很显然这种二阶段估算法犯有自相矛盾的错误, 因为效率值的估计是建立在它们在第一阶段是等同步分布的基础之上的, 但是在第二阶段估计出的效率值却被假定为一些变量的函数。这就意味着它们并不是等同步分布, 除非这些解释变量同时等于零 (Coelli et al., 1988)。而且在第二阶段用 OLS 做回归分析无法反映因变量 (Uit) 被限定为非负数这一事实。这种二阶段分析法不大可能得出跟一阶段分析法一样的有效估计值 (Coelli, 1996)。鉴于这些原因, 我们利用 Battese and Coelli (1995) 的模型和一阶段的、极大似然估计法 (MLE) 来同时估计前沿生产函数和效率模型中的参数。极大似然函数为 σ^2 和 γ 的方程。其中 $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ 。即 σ^2 测度的是复合误差 (Vit - Uit, 或 ε_{it}) 的总方差, γ 测度的是两个误差的相对重要性。那么, 技术非效率公式表达为:

$$TE_{it} = \frac{Y_{it}}{Y_{it}^*} = \frac{F(X_{it}; \beta) \exp(V_{it} - U_{it})}{F(X_{it}; \beta) \exp(V_{it})} = \exp(-U_{it}) = \exp(-z_{it} \delta - W_{it})$$

(3)

其中 Y_{it} 为观察到的产出, Y_{it}^* 为前沿产出。技术非效率的预测则基于条件期望值 $E(TE_{it}) = E(\exp(-U_{it}) | \varepsilon_{it})$ 。关于 MLE 方法及技术效率的具体计算和推导方法读者可参考 Battese and Coelli (1993)。这部份计量的运算使用的是 FRONTIER 4.1 (Coelli, 1996) 软件。

(二) SFA 实证模型

这篇文章首先把式 (1) 作为超越对数形式来考虑, 进而检验我们是不是应该用柯布-道格拉斯函数。这种灵活的函数形式提供了一种对未知生产函数的二阶近似 (Christensen et al., 1973)。一般地, 超越对数函数写成:

(4)

$$\begin{aligned} \ln(PGDP_{it}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(K_{it}) + \beta_2 \ln(L_{it}) + \beta_3 \ln(H_{it}) + \beta_4 T + \beta_5 \ln(K_{it})^2 + \beta_6 \ln(L_{it})^2 \\ & + \beta_7 \ln(H_{it})^2 + \beta_8 T^2 + \beta_9 \ln(L_{it}) \ln(K_{it}) + \beta_{10} \ln(L_{it}) \ln(H_{it}) + \beta_{11} \ln(L_{it}) T \\ & + \beta_{12} \ln(K_{it}) \ln(H_{it}) + \beta_{13} \ln(K_{it}) T + \beta_{14} \ln(H_{it}) T + (V_{it} - U_{it}) \end{aligned}$$

其中 PGDP 表示省的 GDP, K 和 L 分别表示物质资本和劳动力投入。H 表示人力资本。T 为时间变化趋势，它作为额外的投入包括到函数中，代表随着时间变化的技术变化。

我们使用广义似然比检验 (Generalized Likelihood Ratio Test, GLR) 来决定选择柯布-道格拉斯还是超越对数函数形式以及来检验时间变化趋势是否存在。GLR 检验定义为: $LR = -2[LR-LU]$ ，其中 LR 和 LU 分别为约束模型和无约束模型的对数似然函数值 (log 函数值)。GLR 检验统计量近似地服从自由度为约束数目的卡方分布 (χ^2 分布)。参考以往的经验分析文章，我们选取的跟示 (4) 中的无效性 (U_{it}) 相关的变量有：人力资本 (H) (Huffman, 1977; Benhabib and Spiegel, 1994; Adkins, Moomaw, and Savvides, 2002); 交通变量 - 高速公路的密度 (HIGHWAY) 和铁路密度 (RAILWAY); 开放程度 (FDI) (Yao and Zhang, 2001; Fleisher and Chen, 1997)。而且我们包括一些被认为可能对技术效率影响很大的变量。这些变量是：

户口制度 (URBAN)：户口制度实施于 50 年代，它用来限制城乡间的劳动力和资本的自由移动。户口制度造成的扭曲阻碍了劳动力市场的发展，以至于导致劳动力分配的无效率 (Cai, wang and Du, 2002; Au and Henderson, 2004)。正是因为城乡间的劳动力分配不平衡这一结果，和同等发展水平的国家相比，中国拥有最高比例的农村劳动力和最低的劳动生产力 (Cai et al., 2002)。同样地，由户口制度引起的对劳动力迁移的限制导致了非最优的城市规模 (Au and Henderson, 2004)，这就潜在地限制了对区域经济增长影响至关重要的集聚外部性 (agglomeration economics) - Jacobs 外部性的强度 (Jacobs, 1969)。为了反映户口制度这一变量对技术效率的影响，这篇文章把城市人口的比例 (URBAN) 这一变量纳入计量模型中来侧面研究户口制度的技术有效性，我们的初始预计是这个变量会提高效率，即在技术无效性回归分析中系数为负值。

国有企业的规模 (SOE)：自从 80 年代企业改革以来国有企业的表现一直成为一个热门话题。一些实证研究发现国有企业的生产效率在 80 年代有实质性的提高 (Chen, Wang, and Zheng, 1988; Jefferson and Rawski, 1994)，但

是 Chen and Feng (2000) 的发现正好与其相反。另外, Raiser (1997), Bouin (1998), 和 Diwan and Chen (1999) 的实证分析发现国有企业在 90 年代表现欠佳。一般共识似乎是国有企业的效率低于非国有企业, 并且变现出的低效率是由于所有权和控制权的分离、预算软约束及其它问题 (Lin and Tan, 1999)。因此, 我们定义变量 SOE 为国有企业的产出占该省的 GDP, 且把它作为国有企业规模大小的代理变量用于计量模型中。我们的预计是这个变量降低效率, 即在技术无效模型中估计出的系数为正。

政府大小 (GOVT): 我们用政府的消费支出占省 GDP 的份额 (GOVT) 来作为政府规模大小的代理变量。有分析表明政府支出跟产出呈倒 U 关系 (Barro, 1990; Armev, 1995)。根据 Armev 的说法, 政府支出从零水平开始起初会增加总产出, 但到某一点政府支出的增加会产生挤出效应, 从而导致产出较少。鉴于政府大小和经济产出的不确定关系, 我们对它的符号不做预测。

区域固定效应 (COASTAL, NORTHEAST, CENTRAL, and WESTERN): 上述建议的解释变量也许非常有限, 而且区域的某些特有特征有可能没有被上述变量所体现到但却有可能会影响到某该区域的产出表现。因此有必要在技术无效模型中包括三个虚拟变量 (COASTAL, CENTRAL, and WESTERN) 来控制观测不到的区域异质性。以往的经验分析文章发现沿海地区的表现相对于中西部地区更有效 (Tong, 1997; Shiu, 2002; Yang, 2002)。

定义完所有变量后, 技术无效模型 ((2) 式) 可具体表示成:

$$U_{it} = \delta_0 + \delta_1 URBAN_{it} + \delta_2 HIGHWAY_{it} + \delta_3 RAILWAY_{it} + \delta_4 H_{it} + \delta_5 FDI_{it} + \delta_6 SOE_{it} + \delta_7 GOVT_{it} + \delta_8 COASTAL_{it} + \delta_9 CENTRAL_{it} + \delta_{10} WESTERN_{it} + \delta_{11} T$$

(5)

在此模型设定下我们进行三类检测。第一类检测我们对零假设 $H_0: \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_{11} = 0$ 进行检测。换言之, 我们检测模型生产中是否存在技术损失 (技术无效率), 如果不存在技术损失, 那么我们将一切偏移与生产前沿的误差都归之为统计误差。第二类检测我们将检验我们选择的上述解释变量能否能够解释这些技术无效效应 (如果存在的话), 也就是说我们检测零假设 $H_0: \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_7 = 0$ 。第三类检测我们对零假设 $H_0: \delta_8 = \delta_9 = \delta_{10} = 0$ 进行检测, 换句话说我们检测是否存在区域固定效应。

(三) SFA 所需相关数据

在技术无效模型中，URBAN 被定义为城市人口占全省人口的比例。HIGHWAY 和 RAILWAY 分别表示为每平方公里高速公路和铁路的公里数。FDI 为省的外商直接投资占 PGDP 的比例。GOVT 为省政府消费支出在省 GDP 的份额。技术无效函数中的变量 URBAN、HIGHWAY、RAILWAY、FDI 和 GOVT 来自于中国经济研究中心 (CCER) 数据库。表 7 给出了这篇文章分析所需要变量的统计描述。包含在无效函数的变量还有 SOE。定义为国有企业占省 GDP 的产出份额。这个变量来自《新中国五十五年统计资料汇编》。由于 70 年代初内蒙古、湖北和广东的 H、HIGHWAY 和 RAILWAY 的部分数据缺失。这篇文章采用线性趋势插值法将这些数据补齐，所以有可能产生测量误差 (measurement error)。

表 7 随机前沿模型变量的统计描述

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
URBAN	950	0.2441	0.1492	0.0734	0.7475
HIGHWAY	950	0.2036	0.1299	0.0021	0.7984
RAILWAY	950	0.0235	0.0560	0.0002	0.3856
FDI	950	28.7968	102.3543	0.0000	994.056
SOE	950	0.6636	0.21090	0.0487	0.979
GOVT	950	0.1028	0.0464	0.0000	0.2856
COASTAL	950	0.3182	0.4668	0.0000	1.0000
CENTRAL	950	0.2149	0.4209	0.0000	1.0000
WESTERN	950	0.3552	0.4850	0.0000	1.0000

注：PGDP (1 亿人民币)；K (人均人民币)；L(万人)；HIGHWAY 和 RAILWAY (公里/平方公里，km/ km²)；70 年代初的一些 H、HIGHWAY 和 RAILWAY 数据缺失。

我们在无效函数中包括三个区域虚拟变量 (COASTAL、CENTRAL 和 WESTERN) 来反应无效函数中无法捕捉到的区域异质性。我国政府把经济地区分为沿海地区、东北地区、中部地区和西部地区。沿海地区覆盖 9 个省 (其中包括 3 个直辖市)。这 9 个省为北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东和广东。作为我国旧工业基地的东北部地区包含黑龙江、吉林和辽宁省 3 个省。中部地区包括 6 个省 - 山西、河南、安徽、湖北、湖南和江西。欠发达西部地区包括 9 个省 (含 3 个自治区) - 甘肃、贵州、青海、陕西、四川、云南、广西、内蒙古和宁夏。

(四) SFA 实证分析结果

本文的实证分析利用 Coelli (1996) 开发的 FRONTIER 4.1 软件，这个软件应用最大似然估计 (Maximum Likelihood Estimation, MLE) 法联立估计随机生产前沿模型和技术无效模型。我们采用了一系列的统计检测来检验模型的设定 (model specification) 问题、技术无效性是否存在以及是否存在技术变化等问题。表 8 给出了广义似然比检验 (GLR) 结果。

第一类检验利用 GLR 检验统计量判断在 5% 显著水平上拒绝“生产函数为柯

布-道格拉斯形式”这一零假设。对应的检验统计量 607.77 大于 χ^2 的临界值 17.67，故拒绝柯布-道格拉斯函数而采用我们先前提出的超越对数函数。第二类检验结果表明我们在 5%显著水平上拒绝“生产函数无技术变化”这一零假设。第三类检验结果表明“无效率效应”零假设被拒绝，意味着我们使用随机生产前沿方法是合理的且技术效率损失（技术无效率）确实存在于生产中。第四类检验在 5%显著水平上拒绝“所选的解释变量不能够解释技术无效率”零假设。第五类检验旨在检验“区域固定效应同时等于零”零假设。同样，零假设在 5%显著水平上被拒绝，表明技术无效率模型应该考虑区域固定效应。

表 8 前沿函数模型及技术效率模型参数假设检验的 GLR 检验结果

检验	零假设 (L_R)	Log 函数	$\chi^2_{0.95}$ 临界值	统计检验量
1	$\beta_5 = \beta_6 = \dots = \beta_{14} = 0$	72.81	17.67	610.56*
2	$\beta_4 = \beta_8 = \beta_{11} = \beta_{13} = \beta_{14} =$	-154.94	10.37	1072.83*
3	$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_{11} =$	-278.82	21.74	1287.46*
4	$\delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_7 = 0$	-80.37	17.67	923.71*
5	$\delta_8 = \delta_9 = \delta_{10} = 0$	268.46	7.05	202.42*

注：星号 (*)表示在 5%水平上统计显著。参数 γ 服从混合卡方分布。5% 显著性水平对应的单边广义似然比检验的临界值取自 Kodde and Palm (1986)。

这五类检验的结果表明合理可靠的最终模型形式应该为包括时间趋势的超越对数生产函数（示（4））和包括 10 个外生变量的技术无效函数（示（5））。表 9 给出各参数估计的结果。参数 γ ，被定义为 $\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ ，为 0.7692 且在 5%水平上统计显著，表明生产函数中的误差有 76.92%来自于区域的效率因素，较高的 γ 值也体现了无效率因素能够解释模型总误差的重要性和随机前沿模型设定的合理性和可靠性。

总的说来，无效函数中的参数估计符号跟我们预计的符号相吻合。变量 H, URBAN 和 FDI 的符号都为负且在统计上显著，支持了人力资本、城市化进度（或户口制度的松弛度）和开放程度是提高技术效率的重要因素这一假说。GOVT 的符号为负，意味着目前的政府大小已经达到了它的最佳规模水平，进一步的增加政府规模将降低生产效率，这个结果和财政地方分权（fiscal decentralization）的假说是一致的(Qian and Roland 1998; Lin and Liu 2000)。SOE 的符号为负但统计上不显著。在这篇实证分析中我们发现交通变量 HIGHWAY 和 RAILWAY 的系数为正，暗示了高速公路和铁路设施的建设对生产的无效性。出现这种情况的原因在于，根据 Boarnet (1995)的解释 “...（公共资本）有可能在小于省的划分单元下是有效的。公共资本有可能通过经济行为从一个地方移到附近的地方而促进该地方私有部门的生产率...公共资本在小的

地理划分（比如大都市或城市）表现出有效性，但在大一点的地理划分（比如说省一级）下无效率…公共资本的重要影响是赋予某一地方相对于同一个省下的其它地方的地方优势。那么这些地方优势在省一级的汇总效应就等于零（zero-sum）…”。

表 9 生产前沿函数和技术无效函数模型的最大似然估计（MLE）结果

生产前沿函数			技术无效函数		
变量	系数	t 值	变量	系数	t 值
常数项	-10.2461	-4.98*	常数项	4.2581	28.48*
ln(L)	2.2349	6.48*	URBAN	-2.5609	-29.64v
ln(K)	1.2678	-4.87*	HIGHWAY	0.2350	2.72*
ln(H)	1.0347	2.96*	RAILWAY	0.8207	5.12*
T	0.0021	0.05	H	-0.4420	-27.20*
[ln(K)] ²	0.0865	-5.41*	FDI	-0.0013	-21.65*
[ln(L)] ²	0.0724	2.51*	SOE	-0.0162	-0.37
[ln(H)] ²	0.0259	3.41*	GOVT	0.5789	2.89*
T ²	0.0028	14.77*	COASTAL	-0.2358	-6.78*
ln(L) ln(K)	0.1578	5.81*	CENTRAL	0.0017	0.09
ln(L) ln(H)	-0.0065	-0.78	WESTERN	0.1315	5.26*
ln(L) T	-0.0056	-2.49*	T	-1.3871	7.25*
ln(K) ln(H)	0.0473	-3.57*	σ^2	0.0298	17.08*
ln(K) T	0.0538	-2.21*	γ	0.7761	16.49*
ln(H) T	0.0137	5.65*			

注：技术无效率函数中的参数表示的是无效率效应。因此参数为正表示负的产出效应；*表示在 5%水平上统计显著，**表示在 1%水平上统计显著。

图 2 给出的是随着时间变化的技术效率均值走势图，从图上可以看到技术效率呈缓慢上升趋势。平均效率从 70 年代早期的最低水平升至 90 年代中期的最高值，之后呈现下降趋势，这个结果跟在 DEA 分析中发现的现象是相吻合的。模型得出的平均效率值为 38.18%，表明在样本所在的这段时间内，平均来讲，根据现有的投入量省的生产量只达到了最大可能产出的 38.18%。

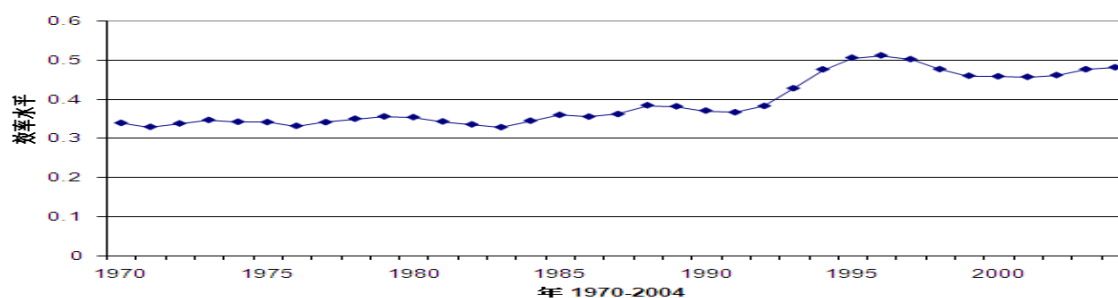


图 2 均值效率水平走势 (1970-2004)

表 10 比较了各个省在各个时间的效率值，并且对各省的平均效率值进行了排序。我们可以看到有些省份像上海、江苏、广东、山西和山东它们的效率水平波动非常大。而且，省际间的效率差异也相当的大。比如说，在 1970、1980、1990 及 2000 这四个年份，最大效率值出现在上海市或山西省，分别为 0.951、0.973、0.975 和 0.977。而宁夏或青海的效率最低，分别为 0.078、0.113、0.170 和 0.121。此外，表 10 给出了根据 1970-2004 年间各省平均效率值的省排名。山西和上海排在最前，宁夏和青海排在最后。

表 10 基于平均效率水平的省际排名，各省的效率最大值和最小值和各年的效率最大值和最小值

按省份					按年份		
省	最小值	最大值	平均值	排名	年	最小值	最大值
<i>沿海地区</i>					1970	0.078	0.951
上海	0.544	0.988	0.917	1	1971	0.087	0.928
广东	0.381	0.973	0.636	3	1972	0.086	0.929
江苏	0.487	0.942	0.551	6	1973	0.093	0.925
山东	0.323	0.824	0.51	7	1974	0.106	0.867
天津	0.31	0.812	0.452	8	1975	0.117	0.873
北京	0.321	0.621	0.443	9	1976	0.11	0.796
附件	0.287	0.684	0.411	11	1977	0.113	0.872
河北	0.314	0.584	0.41	12	1978	0.112	0.954
浙江	0.321	0.675	0.397	13	1979	0.109	0.974
<i>东北地区</i>					1980	0.113	0.973
辽宁	0.471	0.698	0.573	4	1981	0.107	0.975
黑龙江	0.489	0.708	0.559	5	1982	0.109	0.976
吉林	0.321	0.432	0.373	15	1983	0.112	0.97
<i>中部地区</i>					1984	0.12	0.987
山西	0.325	0.95	0.796	2	1985	0.131	0.986
湖北	0.295	0.565	0.416	10	1986	0.135	0.981
河南	0.301	0.456	0.348	16	1987	0.138	0.977
湖南	0.302	0.428	0.346	17	1988	0.146	0.978
安徽	0.28	0.389	0.325	18	1989	0.141	0.977
江西	0.261	0.33	0.272	21	1990	0.17	0.975
<i>西部地区</i>					1991	0.129	0.96
四川	0.221	0.52	0.376	14	1992	0.131	0.965
内蒙古	0.259	0.326	0.282	19	1993	0.134	0.986

新疆	0.171	0.412	0.276	20		1994	0.144	0.984
广西	0.177	0.376	0.251	22		1995	0.143	0.988
陕西	0.311	0.301	0.245	23		1996	0.135	0.987
云南	0.142	0.296	0.217	24		1997	0.128	0.985
甘肃	0.117	0.213	0.169	25		1998	0.12	0.983
贵州	0.099	0.209	0.168	26		1999	0.12	0.979
宁夏	0.078	0.173	0.128	27		2000	0.121	0.977
青海	0.081	0.158	0.119	28		2001	0.123	0.981
						2002	0.134	0.983
						2003	0.136	0.98
						2004	0.133	0.984

与此同时，为便于直观的观察技术效率的分布情况我们把每个省估计出来的平均效率值显示在图 3 上。从图上我们可以清楚的看到沿海地区的省份相对于中西部省份更有效率。这个发现是跟 Tong (1997), Yang (2002) 和 Shiu (2002) 的发现是一致的。西部省份像青海、宁夏、云南和贵州的效率排在了 28 省的最底端。四川是个例外，排在了第 15 名。中部地区比沿海地区表现的要差一点。山西省是个例外，这篇文章发现它是最有效的一个省。排在第二名的是沿海城市上海。

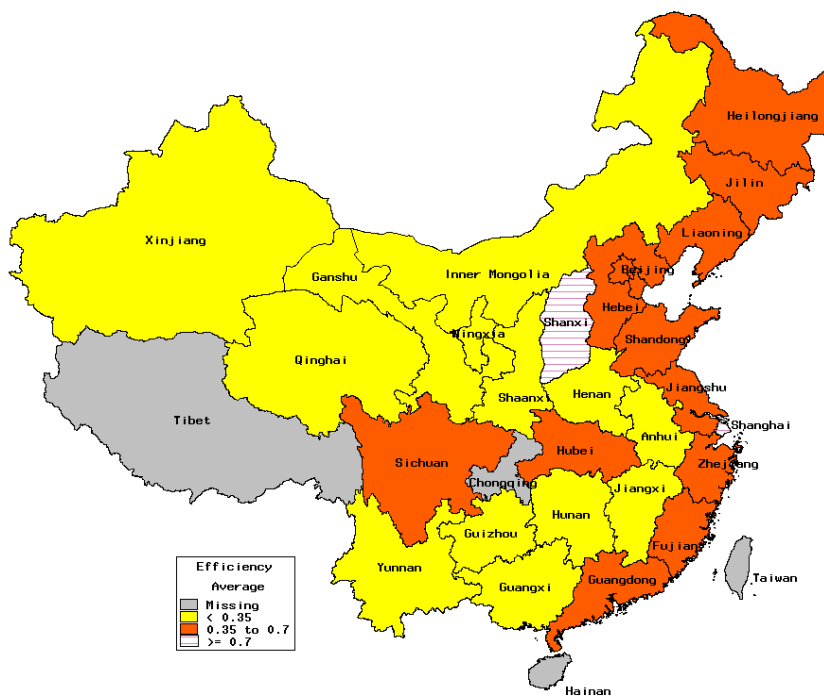


图 3 区域效率的不平衡

五、结论及政策建议

本文利用数据包络分析 (Data Envelopment Analysis, DEA) 的 Malmquist 指数分析法和随机前沿分析 (Stochastic Frontier Analysis, SFA) 法研究以我国 28 省为生产单元, 1970-2004 年间我国大陆各省 TFP 增长差异产生的主要成因, 以及影响技术损失 (技术无效率) 的主要因素。DEA 结果表明: 1) 中国各省全要素生产率在 1979-1999 年平均增长 2%, 全要素生产率在 90 年代后期以递减的速度增长; 2) 生产技术和技术效率在 90 年代后期虽然呈现增长趋势但长速变得越来越缓慢, 直至 90 年后后期技术效率水平呈现恶化趋势。SFA 结果同样表明生产中存在技术效率损失, 并且有一些重要变量能解释无效率产生的原因。从这篇计量分析文章中我们试图作一下几个暂时性的结论和政策建议。

本文研究发现人力资本的投资促进了生产的有效性。地方政府和中央政府应该把重心放在人力资本的双重作用上, 它在生产函数中被作为生产的投入品, 同样它在技术无效函数中也被作为影响效率的一个因素来纳入此文的实证分析模型。

规模小的政府倾向于提高效率, 这一发现支持了 Tibout's (1956) 的假说 - 地方政府 (小的政府) 在资源分配及提供满足当地需求的公共商品和服务方面比更高一级的政府 (大的政府) 更有效率。

有一些经验分析文章普遍发现国有企业比非国有企业效率差。但本文的发现没能够支持这一普遍观点。与此同时, 我们发现高速公路和铁路基础设施的建设不具生产性。这一结果跟 Holtz-Eakin (1994) 和 Kelejian and Robinson (1994) 的对美国各省的实证分析发现是一致的。出现这种情况的原因, 根据 Boarnet (1995) 的解释, “可能在于基础设施只在小的地理划分 (比如大都市或城市) 有效率。公共资本有可能通过经济行为从一个地方移到附近的地方而促进该地方私有部门的生产率, 公共资本的重要影响是赋予某一地方相对于同一个省下的其它地方的地方优势。那么这些地方优势在省一级的汇总效应等于零。”

尽管农村劳动力由于 80 年代实施的农村改革被更多的被解放出来, 现在劳动力迁移仍然存在很大的障碍, 劳动市场仍然是分割的。由于户口制度引起的

无效率劳动力和资本分配表明应该实施进一步的户口制度改革来提高经济效率。

各省应该继续推进对外贸易。国际贸易理论表明，当国内市场变得更自由化后，国际竞争将促使国内企业采用更有效的生产技术来降低生产成本。这个理论同样适用于各省的生产和贸易情况。

最后，研究发现沿海省份比中西部省份更具生产效率。为了缩小地区效率的不平衡，西部地区需要更多的教育投入和更进一步的开放。

总之，这份研究对如何提高生产效率提供了一些有用的信息。这份研究发现拥有更高人力资本水平、更开放、更进一步的户口制度改革的省份更接近于生产前沿。但是，这篇文章中用的随机前沿回归实证分析中有可能产生变量遗漏偏差和变量测量误差，因此，我们应该谨慎地解释本研究中的非效率估计值。这些因素也将成为本文未来进一步研究的方向。

参考文献

- 傅晓霞、吴利学， 2006， 全要素生产率在中国地区差异中的贡献：兼与彭国华和李静等商榷， 第 9 期， 12-22。
- 李静、孟令杰， 2006， 中国地区发展差异的再检验：要素积累抑或 TFP， 世界经济， 第 1 期， 12-22。
- 彭国华， 2005， 中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析， 经济研究， 第 9 期， 19-29。
- 王农跃、李杰航， 2007， 基于 DEA 模型的区域技术效率评定与实证研究， 集团经济研究， 第 1 期， 300-302。
- 王小鲁、樊纲， 2000， 中国经济增长的可持续性。经济科学出版社。
- 王燕超、马晓冬、边美婷， 2007， 基于 DEA 的苏北与鲁南地区经济效率评价， 经济问题探索， 第 12 期， 50-54。
- 魏权龄， 2004， 数据包络分析。科学出版社。
- 岳书敬， 2008， 中国省级区域经济增长及差距的经验研究， 财经科学， 第 3 期， 108-116。
- 张军和施少华， 2003， 中国经济全要素生产率变动：1952-1998， 世界经济文汇， 第 3 期， 17-24。
- 郑京海、胡鞍钢， 2004， 中国改革时期省际生产率增长变化的实证分析， 经济学（季刊）， 第 4 期， 263-296。

- Adkins, L. C., R. L. Moomaw and A. Savvides, 2002, Institutions, freedom and technical efficiency. *Southern Economic Journal*, 69, pp. 92-108.
- Aigner, D., C. A. K Lovell and P. Schmidt, 1977, Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6, pp. 21-37.
- Armev, D., 1995, *The Freedom Revolution*. Regnery Publishing, Washington, DC.
- Au, C. C. and V. Henderson, 2004, How migration restrictions limit agglomeration and productivity in China. *Journal of Development Economics*, 80, pp. 350-388.
- Banker, R. D., A. Charnes, and W. W. Cooper, 1984, Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, 30, pp. 1078 - 1092.
- Barro, R. J., 1990, Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, 98, pp. 103-125.
- Battese, G. E. and T. J. Coelli, 1993, A stochastic frontier production incorporating a model for technical inefficiency effects. University of New England Working Papers in Applied Statistics No. 69. Department of Economics, University of New England, Armidale, New South Wales, Australia.
- Battese, G. E. and T. J. Coelli, 1995, A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20, pp. 325-332.
- Benhabib, J. and M. Spiegel, 1994, The role of human capital in economic development. *Journal of Monetary Economics*, 34, pp. 143-174.
- Boarnet, M. G., 1995, Transportation infrastructure, economic productivity, and geographic scale: Aggregate growth versus spatial redistribution. University of California Transportation Center working paper No. 255. Berkeley, California: University of California Transportation Center.
- Bouin, O., 1998, Financial discipline and state enterprise reform in China in the 1990s. In *Different Paths to a Market Economy: China and European Economies in Transition* (eds Bouin O., Coricelli F. and Lemoine F.), OECD, Paris.
- Cai, F., D. Wang and Y. Du, 2002, Regional disparity and economic growth in China: The impact of labor market distortions. *China Economic Review*, 13, pp. 197-212.
- Charnes, A., W.W. Cooper and E. Rhodes, 1978, Measuring the efficiency of decision-making units. *European Journal of Operational Research*, 2, pp. 429-444.
- Chen, B. and Y. Feng, 2000, Determinants of economic growth in China: Private enterprise, education, and openness. *China Economic Review*, 11, pp. 1-15.
- Chen, K., H. Wang and Y. Zheng, 1988, Productivity change in Chinese industry: 1953-1985. *Journal of Comparative Economics*, 12, pp. 570-591.
- Chow, G. C. and A. Lin, 2002, Accounting for economic growth in Taiwan and mainland China: A comparative analysis. *Journal of Comparative Economics* 30, pp. 507-530.
- Christensen, L. R., D. W. Jorgenson, and L. J. Lau, 1973, Transcendental logarithmic production frontiers. *Review of Economics and Statistics*, 55, pp. 28-45.
- Coelli, T. J., 1996, A guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis (Computer) Program. Centre for Efficiency and Productivity Analysis Working Paper No. 96/08, Department of Economics, University of New England, Armidale, New South Wales, Australia.
- _____, 1996, A guide to FRONTIER 4.1: A computer program for stochastic frontier production and cost estimation. Centre for Efficiency and Productivity Analysis Working Paper No. 96/07, Department of

- Economics, University of New England, Armidale, New South Wales, Australia.
- Coelli, T. J., D. S. P. Rao, and G. E. Battese, 1998, *An Introduction to Efficiency and Productivity analysis*, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- Diwan, I. and Y. Chen, 1999, When the bureaucrats move out of business: A cost-benefit assessment of labor retrenchment in China, World Bank Policy Research Working Paper No. 2354.
- Fare, R., S. Grosskopf and C.A.K Lovell, 1994, *Production Frontiers*, Cambridge University Press. UK.
- Farrell, M. J., 1957, The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, 120, pp. 253-290.
- Fleisher, B. M. and J. Chen, 1997, The coast-noncoast income gap, productivity, and regional economic policy in China. *Journal of Comparative Economics*, 25, pp. 220-236.
- Holtz-Eakin, D., 1994, Public-sector capital and the productivity puzzle. *Review of Economics and Statistics*, 76, pp. 12-21.
- Hu, A., 1996, A report on China's regional disparity. *Economic Highlights*, pp. 180-194.
- Huffman, W. E., 1977, Allocative efficiency: the role of human capital. *The Quarterly Journal of Economics*, 91, pp. 59-79.
- Jacobs, J., 1969, *The Economy of Cities*. Random House, New York.
- Jaforullah, M., 1999, Production technology, elasticity of substitution and technical efficiency of the handloom textile industry of Bangladesh. *Applied Economics*, 31, pp. 437-442.
- Jefferson, G. H. and T. G. Rawski, 1994, Enterprise reform in Chinese industry. *Journal of Economic Perspectives*, 8, pp. 47-70.
- Kalirajan, K. P., 1981, An econometric analysis of yield variability in paddy production. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 29, pp. 283-294.
- Kalirajan, K. P. and R. T. Shand, 1985, Types of education and agricultural productivity: A quantitative analysis of Tamil Nadu rice farming. *Journal of Development Studies*, 21, pp. 222-243.
- Kelejian, H. H. and D. P. Robinson, 1994, Infrastructure productivity: A razor's edge. Working Paper, University of Maryland.
- Kodde, D. A. and F. C. Palm, 1986, Wald criteria for jointly testing equality and inequality. *Econometrica*, 54, pp. 1243-1248.
- Lin, J. Y. and Z. Liu, 2000, Fiscal decentralization and economic growth in China. *Economic Development and Cultural Change*, 49, pp. 1-22.
- Lin, J. Y. and G. Tan, 1999, Policy burdens, accountability, and the soft budget constraint. *American Economic Review*, 89, pp. 426-431.
- Lovell, C. A. K., 1993, Production frontiers and productive efficiency. In *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications* (eds. Fried H., Lovell C. A. K, and Schmidt S. S.), Oxford University Press, New York.

- Maddison, S., 1998, *Chinese Economic Performance, The Long Run*. OECD, Paris.
- Meeusen, W. and J. van den Broeck, 1977, Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed errors. *International Economic Review*, 18, pp. 435-444.
- NSU (National Statistical Bureau), 2005, *Comprehensive statistical data and materials on 55 years of new China 1949-2004*, Finance and Economic Public House, Beijing.
- NSU (National Statistical Bureau), various issues, *Statistical Yearbook of China*. China Statistical Press, Beijing.
- NSU (National Statistical Bureau), 1992, *Population Yearbook of China*. China Statistical Press, Beijing.
- NSU (National Statistical Bureau), 2000, *Compilation of 50 Years Statistics Data of China Industry, Traffic and Energy (1949-1999)*. China Statistical Press, Beijing.
- Page, J. M., 1981, Efficiency and choice of technique, experience from Ghana. *Oxford Economic Papers*, 33, pp. 318-331.
- Pitt, M., and L. F. Lee, 1981, The measurement of sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9, pp. 43-64.
- Qian, Y. and G. Roland, 1998, Federalism and the soft budget constraint. *American Economic Review*, 88, pp. 1143-1162.
- Raiser, M., 1997, How are China's state-owned enterprises doing in the 1990s? Evidence from three interior provinces. *China Economic Review*, 8, pp. 191-216.
- Shiu, A., 2002, Efficiency of Chinese enterprises. *Journal of Productivity Analysis*, 18, pp. 255-267.
- Tiebout, C., 1956. A pure theory of local expenditures. *Journal of Political Economy*, 64, pp. 416-24.
- Tong, C. S. P., 1997, China's spatial disparity within the context of industrial production efficiency: a macro study by the data-envelopment analysis (DEA) system. *Asian Economic Journal*, 11, pp. 207-217.
- Wu, Y., 2000, Is China's growth sustainable? A productivity analysis, *China Economic Review*, 11, pp. 278-296.
- Yang, D. T., 2002, What has caused regional inequality in China? *China Economic Review*, 13, pp. 331-334.
- Yao, S. and Z. Zhang, 2001, Regional growth in China under economic reforms. *Journal of Development Studies*, 38, pp. 167-186.
- Zheng, J. and A. Hu, 2004, An empirical analysis of provincial productivity in China (1979-2001), Working Papers in Economics 127, Göteborg University, Department of Economics,

全要素生产率、技术效率与经济增长的可持续性

摘要：本文以 1994-2008 年主要工业行业的投入产出数据为样本，使用修正的时间序列 DEA 方法对工业行业的 TFP 进行估计和分解，并通过对技术效率影响因素的面板回归分析来讨论影响工业 TFP 变化趋势的主要因素，进而结合产业结构性因素对 TFP 增长率与经济增长可持续性的关系进行分析。本文的分析表明，工业行业 TFP 的年均增长率在 2001-2008 年之间较 1994-2001 年有显著的上升，并且在此期间，技术效率变化对 TFP 的影响程度要显著高于技术进步。对技术效率影响因素的分析表明，市场化改革对技术效率的影响并不显著，总需求的变化是影响技术效率波动的主要原因。在此基础之上，本文进一步讨论了全要素生产率变化趋势的影响因素以及经济增长的可持续性。

一、引言

改革开放之后，中国经济呈现出长时期的高速增长。从 1978 年至 1995 年，中国经济（GDP）的年均增长率为 10.11%，取得了令世界瞩目的成就（Zheng, Bigstern 和 Hu, 2008）。与此增长过程相对应的，是对中国经济增长源泉和模式的深入讨论。在这一时期，中国经济增长的主要动力被归结为全要素生产率的提高，而非任意单项要素投入的积累。尽管 Chow（1993）指出，在 1952-1980 年之间，中国经济增长主要来自资本积累，但 Hu 和 Khan（1997）的研究表明，改革开放之后，中国经济增长模式发生了较大的变化。他们的研究表明，在 1979-1994 年之间，中国 TFP 年均增长为 4%，对经济增长的贡献超过 40%。Maddison（1998）的研究也得出了类似的结果。他的测算表明，在 1978-1995 年之间，TFP 增长对中国经济增长的贡献率在 30-58% 之间，并保持着 2.23% 的年均增长速度，与 1952-1978 年 -0.78% 的年均增长率相比有显著的提高。

这种 TFP 的显著提升被很多学者归结于市场化改革的逐步深化，以及随之产生的企业生产和经营效率的提升（如 Goodhart 和 Xu, 1996；Zheng, Liu 和 Bigsten, 1998）。换言之，如果中国不能持续深入地推进其改革，这种全要素生产率的的增长趋势就会发生改变（Maddison, 1998；Liu, 2000；Heytens 和 Zebregs, 2003）。1997 年的亚洲金融危机使开放程度日益增长的中国经济不可避免地遭受冲击，并表现出较为显著的经济增长速度的下降。这一经济增长趋势的短期变化不可避免地影响了 TFP 的测算结果，从而进一步引发了人们对中国经济增长可持续性的质疑。Jefferson 和 Rawski 等（2000）、Zhang（2002）、Zheng 和 Hu（2006）以及 Zheng、Bigstern 和 Hu（2008）的研究表明，自 1995 年后，我国的长期全要素生产率增长速度出现了大幅下降；中国经济增长的特征开始重新表现为投资拉动。Zheng、Bigstern 和 Hu（2008）进一步指出，这种经济增长模式的改变所产生的两个直接后果是行业的重复建设以及对出口的较大依赖。由于要素投入的边际报酬是递减的，因此这些分析实际上对中国经济增长的可持续性提出了怀疑。

以上研究主要讨论的是我国 2000 年之前全要素生产率的变化趋势。在这些分析中，Zheng 和 Hu（2006）与其它研究的最大区别在于他们使用了数据包络分析（DEA）方法。这种分析的优点在于估计的结果不依赖于具体的参数设定。他们使用中国 1978-2000 年的省际投入产出的面板数据研究了中国 TFP 的变化趋势，并将 TFP 分解为技术进步和技术效率。不过，他们并没有继续深入

讨论技术效率的影响因素。

本文选择从行业角度研究我国 TFP 的变化趋势以及影响因素，并以此为基础讨论中国经济增长的可持续性。为此，本文以 1994-2008 年主要工业行业的投入产出数据为样本，使用修正的时间序列 DEA 方法对工业行业的 TFP 进行估计和分解，并通过对技术效率影响因素的面板回归分析来讨论影响工业 TFP 变化趋势的主要因素，进而结合产业结构性因素对 TFP 增长率与经济增长可持续性的关系进行分析。这一分析的基本逻辑顺序如下：首先，在估计 TFP 的基础上将技术进步和技术效率从 TFP 中分解出来，以便确定何者是影响 TFP 趋势的主要因素；其次，进一步研究 TFP 主要影响因素受哪些变量影响，从而寻找出 TFP 变化趋势的决定因素；最后，在前两步分析的基础上，分析全要素增长率的长期变化趋势，从而进一步讨论经济增长的可持续性问题。与之前的研究相比，本文不仅拓展了研究样本的时间范围，并且还从产业层面定量地讨论了技术效率（进而 TFP）变化趋势的影响因素。

本文结构安排如下：第一部分将简要介绍本文估计和分解全要素生产率所使用的基本方法；第二部分对我国主要工业行业全要素生产率进行估计和分解；第三部分进一步使用面板计量分析了技术效率的主要影响因素；第四部分以本文定量分析结果为基础讨论了工业全要素生产率的影响因素以及经济增长的可持续性；第五部分总结。

二、研究方法

对生产前沿面的数据包络分析（DEA）为生产效率的测算提供了一种可行的非参数方法。在假设投入产出样本（决策单元，DMU）符合同一生产技术特征的前提下，DEA 可以使用基于线性规划的包络分析方法模拟实际的生产可能性前沿，并由此比较实际生产样本较生产可能性前沿面的相对效率。由于这种分析方法无须以特定的生产函数形式假设为前提，因此它的估算结果不受参数人为设定的影响。

当投入产出的面板数据可得时，DEA 分析所测算出的生产效率即表现为全要素生产率。正如前文所提及的，TFP 除了体现生产的技术因素外，还包含其它生产效率的影响因素。在采用 DEA 的 Malmaquist 指数分析方法处理投入产出的面板数据时，该数据包络过程会使用横截面数据估算各时点的生产前沿面，并通过这些生产前沿面在不同时点上的移动来测算技术进步幅度，从而将 TFP 分解为技术进步和技术效率两个组成部分。然而，就本文所要分析的问题而言，

Malmaquist 指数法不具有应用上的合理性。由于本文所要使用的投入产出面板数据来自我国工业部门内的不同行业，因此在不施加很强假设限制的前提下，很难认为这些行业的投入产出符合同一种技术特征。在这种情况下，就不应该使用跨行业的横截面数据去估计生产前沿面。

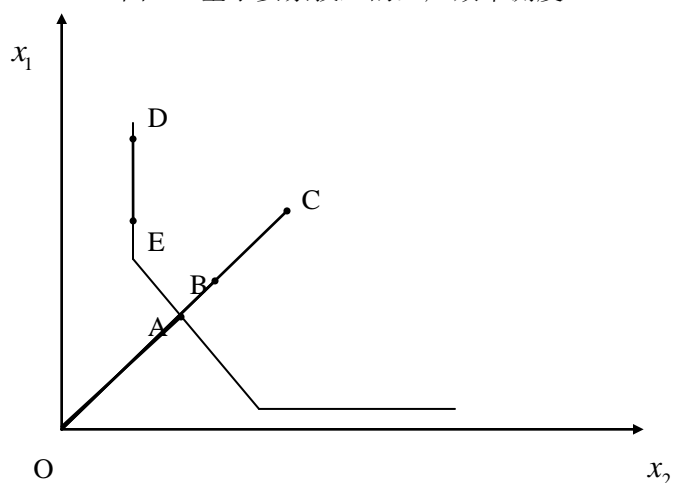
鉴于以上原因，本文只能使用行业的时间序列数列来模拟各个行业的生产前沿面，并由此计算行业全要素生产率。当然，运用时间序列数据进行 DEA 分析同样需要对标准的分析方法进行修正，因为标准 DEA 分析以同一技术特征的横截面数据为基础，而行业的时间序列数据虽然具有相似的技术特征，但由于技术进步的存在，因此不能假设所有时点的生产技术是完全相同的。为了解决这一问题，Lynde 和 Richmond (1999) 对传统 DEA 方法进行了修正，以便使其能够应用于对行业时间序列数据的分析。

本文的分析采用了 Lynde 和 Richmond (1999) 的修正方法。具体地，假设 $y(t)$ 和 $x(t)$ 分别表示时点 t 某行业的产出和投入向量。由于本文所选择的样本只包括 1994-2008 年总产值这一种产出以及资本和劳动两种投入，因此可以令 $y(t) \in R$ ， $x(t) \in R^2$ ， $t=1, \dots, 15$ 。如果存在一个单调递增的一次齐次凹函数 $f: R^2 \rightarrow R$ ，以及参数 $\eta_t \in R$ ， $A_t \in R$ ， $s_t \in R^m$ ，则生产过程可以表示为：

$$y_t = f(\eta_t A_t (x_t - s_t)), \quad t=1, \dots, 15 \quad (1)$$

在上式中， $\eta_t \in [0, 1]$ 反映了实际生产过程中的技术效率， s_t 为要素投入的松弛变量， A_t 则表示时点 t 的生产技术。由于技术进步过程通常被假设为非可逆的，那么如果 A_{15} 被标准化为 1，则 A_t 必须满足 $A_1 \leq A_2 \leq \dots \leq A_{14} \leq A_{15} = 1$ 。

图 1 基于要素投入的生产效率测度



(1) 式所界定的生产过程可以用图 1 来描述。图 1 给出了一条等产量曲线，以及连接原点和 C 点的线段 OC。线段 OC 经过 B 点，并与等产量曲线相交于 A 点。假定等产量曲线所对应的产出水平为 \bar{y} ，那么它便描述了一个特定的基于投入的前沿生产面：它描述了为了生产产量 \bar{y} 所需要的最小要素投入组合。当生产在该等产量曲线上进行时，便被认为是有效率的。相反，如果生产产量 \bar{y} 所对应的要素投入组合为 C 点，那么生产便处于无效率的状态，相应的生产效率可以用线段长度之比 OA/OC 来反映。当我们使用时间序列数据来估计图 1 中的等产量曲线时，该等产量曲线便反映了与最高技术水平和技术效率相对应的前沿生产面。当实际生产在该前沿面上进行时，有 $\eta=1$ ， $A=1$ ，并且 $y_t = f(x_t - s_t)$ 。C 点之所以位于等产量曲线的右上方，是因为它对应着较低的技术水平和效率。如果 B 点的生产是在与 C 点相同的技术效率下展开的，且在该点 $A=1$ ，那么 OB/OC 便反映了生产技术的相对比值 A_t ，而 OA/OC 则反映了实际的技术效率 η_t 。显然，如果总的生产效率为 θ_t ，那么 $\theta_t = \eta_t A_t$ 。要素投入的松弛向量 s_t 则是用来区分 D 点和 E 点的生产效率的。尽管 D 点和 E 点都处于生产前沿面上，但是显然 E 点比 D 点更有效率，因为两者对应的产出水平相同，且 E 点使用了更少的 x_1 投入。因此，一个完全有效率的生产状态对应于 $\eta=1$ ， $A=1$ ，且松弛向量 $s=0$ 。

由于 f 被假定为一阶次的，因此有：

$$y_t = f(\eta_t A_t (x_t - s_t)) = \eta_t A_t f(x_t - s_t) = \theta_t f(x_t - s_t) \quad (2)$$

由 (2) 式不难发现， θ_t 实际上反映了行业生产的全要素生产率，它由行业生产技术 A_t 和实际生产的技术效率 η_t 两部分所组成。在实际生产过程中，当要素投入为 x_t 时，由于生产要素与要素松弛向量的影响，实际的有效要素投入为 $z_t = \eta_t A_t x_t - \eta_t A_t h_t$ 。令 $s_t \equiv \eta_t h_t$ ，则使用 DEA 分析可以直接对 θ_t 和 s_t 进行估计，相应的线性规划问题可以写为：

$$\begin{aligned} \min_{\theta_t, \lambda_t} & \theta_t & (3) \\ \text{s.t.} & e' \lambda_t \leq 1 \\ & y' \lambda_t \geq y_t \\ & X' \lambda_t \leq \theta_t x_t \\ & \lambda_t \geq 0 \end{aligned}$$

其中， λ_t 为 15×1 阶向量， $e = (1, 1, \dots, 1, 1)_{15 \times 1}$ ， $y = (y_1, \dots, y_{15})$ ， $x_t = (x_{1t}, x_{2t})'$ ， $X = (x_1, \dots, x_t, \dots, x_{15})'$ ， θ_t 为标量。求解 (3) 式的线性规划问题可以解出 θ_t^* 和 λ_t^* 。

在这一过程中，为不等式约束所引入的松弛变量 s_t 亦可确定。考虑（3）式的第三个不等式约束，当 θ_t^* 和 λ_t^* 的值被确定时，为该不等式约束引入的松弛向量 s_t 需要满足：

$$X' \lambda_t^* + s_t = \theta_t^* x_t \quad (4)$$

由此可以确定（3）式最优化下 s_t 的取值 s_t^* 。

与此同时， $X' \lambda_t^*$ 实际上反映了时点 t 最有效率的要素投入向量的估计值，从定义上来说，它也等于在生产过程实际发挥作用的要素投入量的估计值，即：

63

$$\hat{z}_t = \theta_t^* x_t - s_t^* = \hat{\eta}_t \hat{A}_t x_t - \hat{\eta}_t \hat{A}_t \hat{h}_t \quad (5)$$

由于 θ_t^* 和 s_t^* 的取值可以确定，因此可以通过 $\theta_t^* = \hat{\eta}_t \hat{A}_t$ 以及 $s_t^* = \hat{\eta}_t \hat{A}_t \hat{h}_t$ 这两个等式来确定 $\hat{\eta}_t$ 、 \hat{A}_t 以及 \hat{h}_t 的数量关系。需要注意的是，尽管向量 \hat{h}_t 可以解出，但是 $\hat{\eta}_t$ 和 \hat{A}_t 的取值可能性却是无限多的。在使用面板数据进行分析时，我们可以通过横截面来构造生产前沿面，并使用时间序列数据来比较不同时点间前沿面的移动（即技术进步）。但由于这里我们只能使用时间序列一个纬度的数据进行分析，因此无法实现对技术效率和技术进步的精确分解。

然而，由于技术进步通常是不可逆的，因此 \hat{A}_t 必须满足 $\hat{A}_1 \leq \dots \leq \hat{A}_{15} = 1$ 。使用这一约束条件，我们可以进一步缩小 \hat{A}_t 的取值区间。显然，在技术不可逆约束下，如果 \hat{A}_t^L 为 \hat{A}_t 的取值下限，那么将有：

$$\hat{A}_t^L = \begin{cases} \theta_t^*, & t=1 \\ \max(\theta_t^*, \hat{A}_{t-1}^L), & 2 \leq t \leq 14 \\ 1, & t=15 \end{cases} \quad (6)$$

因此 \hat{A}_t 的取值范围为 $[\hat{A}_t^L, 1]$ 。

由于 $\hat{\eta}_t = \theta_t^* / \hat{A}_t$ ，因此一旦 \hat{A}_t 的取值范围给定，那么 $\hat{\eta}_t$ 的取值上限 $\hat{\eta}_t^u$ 和取值下限 $\hat{\eta}_t^L$ 就分别对应于 θ_t^* / \hat{A}_t^L 和 θ_t^* ，从而 $\hat{\eta}_t$ 的取值范围为 $[\hat{\eta}_t^u, \hat{\eta}_t^L]$ 。

三、主要工业行业全要素生产率的估计与分解

（一）样本选取

本文选择从行业角度探讨中国经济全要素生产率的变化与影响因素，为此，本文需要对行业全要素生产率进行测算，并尝试将其进行分解，以便进一步讨

⁶³ 符号“ $\hat{\cdot}$ ”表示相应变量（向量）的估计值。

论技术进步和技术效率变化对全要素生产率变化趋势的决定作用。

为了对行业全要素生产率进行测算，需要使用行业的投入产出数据。在分析对象的选取上，本文选择 1994-2008 年我国工业主要行业的数据构建样本集合。依据我国 42 部门投入产出表中工业行业的划分标准，本文选择其中 21 个工业行业作为分析对象。⁶⁴之所以本文的分析将样本的选取集中在这些主要工业行业上，一方面是因为工业始终对 GDP 保持着较高的贡献率，另一方面则是因为其它行业难以获得全面完整的投入产出数据。

在投入产出指标的选取上，本文分别使用各年行业总产值作为总产出指标，并以行业资本总额以及行业年平均就业人数来反映行业的投入情况。在具体分析时，总产值数据和资本总量数据分别以 1994 年价格为基准，使用相应年份的工业品出厂价格指数和固定资产投资指数进行折算。在数据选择上，各年行业总产出、资本总量、工业品出厂价格指数、固定资产投资指数以及 2003 年之后的行业年平均就业人数的年度数据均来自中经网统计数据库的综合年度库。⁶⁵2003 年之前的行业年平均就业数据则使用《中国统计年鉴》中的数据进行填补。

（二）对行业全要素生产率的估算

使用以上样本数据作为数据包络分析的决策单元集合，可以逐一通过对各

⁶⁴ 42 部门投入产出表共包括 24 个工业行业门类。本文分析选择了其中的 21 个。这 21 个工业行业分别为煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、金属矿采选业、食品制造及烟草加工业、纺织业、纺织服装皮革羽绒及其制品业、木材加工及家具制造业、造纸印刷及文教用品制造业、石油加工、炼焦及核燃料加工业、化学工业、非金属矿物制品业、金属冶炼及压延加工业、金属制品业、通用、专用设备制造业、交通运输设备制造业、电气、机械及器材制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业、仪器仪表及文化办公用机械制造业、电力、热力的生产和供应业、燃气生产和供应业、水的生产和供应业。非金属矿及其它矿采选业、其它制造业以及废品废料这三个行业由于数据的缺失未纳入分析样本内。

⁶⁵ 中经网统计数据库对工业行业的划分标准为 2002 年起实施的《国民经济行业分类与代码》(GB/T 4754-2002)。这种分类方法在某些行业划分上比 42 部门投入产出表要细致，因此，在具体分析过程中，本文以投入产出表为基准对中经网统计数据库中的某些行业数据进行了合并。具体而言，金属矿采选业的数据由黑色金属矿采选业和有色金属矿采选业相应数据合并而成；食品制造和烟草加工行业下则包括农副食品加工、食品制造业、饮料制造业和烟草制造业；纺织服装鞋帽皮革羽绒及制品业行业包括纺织服装、鞋、帽制造业和皮革、毛皮、羽毛（绒）及其制品业；木材加工和家具制造业下包括木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业和家具制造业；造纸印刷及文教体育用品制造业下包括造纸及纸制品业、印刷业和记录媒体的复制业以及文教体育用品制造业；化学工业下包括化学原料及化学制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业、橡胶制造业和塑料制造业；金属冶炼及压延加工业下包括黑色金属冶炼及压延加工业和有色金属冶炼及压延加工业；通用设备制造业则包括通用设备制造业和专用设备制造业。

行业数据样本应用(3)式线性规划问题来模拟出它们的生产前沿面,并在此基础上计算行业的全要素生产率。本文使用DEAP 2.1软件对各行业的TFP进行计算,并以此为基础计算行业TFP在各个时间段内的平均年增长率,由此所得到的结果如表2所示:⁶⁶

表1 我国主要工业行业全要素生产率平均年增长率(%)

行业/时期	1994-2008	1994-2001	2001-2008	2001-2005	2005-2008
通信设备、计算机及其他电子设备	4.67	7.45	1.96	2.27	1.55
电气机械及器材制造业	3.41	4.96	1.89	-0.87	5.69
仪器仪表文化办公用机械制造业	4.62	2.95	6.33	9.08	2.76
交通运输设备制造业	1.37	-2.68	5.60	7.11	3.61
金属制品业	2.83	3.20	2.45	0.67	4.87
通用、专用设备制造业	2.69	-2.16	7.78	9.56	5.44
化学工业	3.36	-1.00	7.91	9.86	5.36
纺织服装鞋帽皮革羽绒及制品业	1.95	3.10	0.81	-0.70	2.86
纺织业	1.87	-0.97	4.80	4.75	4.87
金属冶炼及压延加工业	3.77	-3.37	11.42	16.20	5.36
造纸印刷及文教体育用品制造业	2.09	1.41	2.77	0.48	5.90
木材加工及家具制造业	3.68	5.50	1.89	-2.06	7.41
非金属矿物制品业	2.70	-3.09	8.83	7.92	10.06
电力、热力的生产和供应业	2.45	-4.62	10.04	15.75	2.86
石油加工、炼焦及核燃料加工业	3.70	-0.05	7.60	11.89	2.12
金属矿采选业	4.74	1.36	8.23	9.64	6.37
燃气生产和供应业	7.40	2.42	12.63	9.57	16.84
食品制造及烟草加工业	3.22	-0.07	6.61	5.75	7.77
煤炭开采和洗选业	3.10	-4.37	11.15	16.08	4.91
水的生产和供应业	0.00	-1.75	1.78	0.78	3.12
石油和天然气开采业	3.75	2.84	4.66	8.77	-0.57
工业平均全要素生产率	2.90	0.27	5.60	6.54	4.37

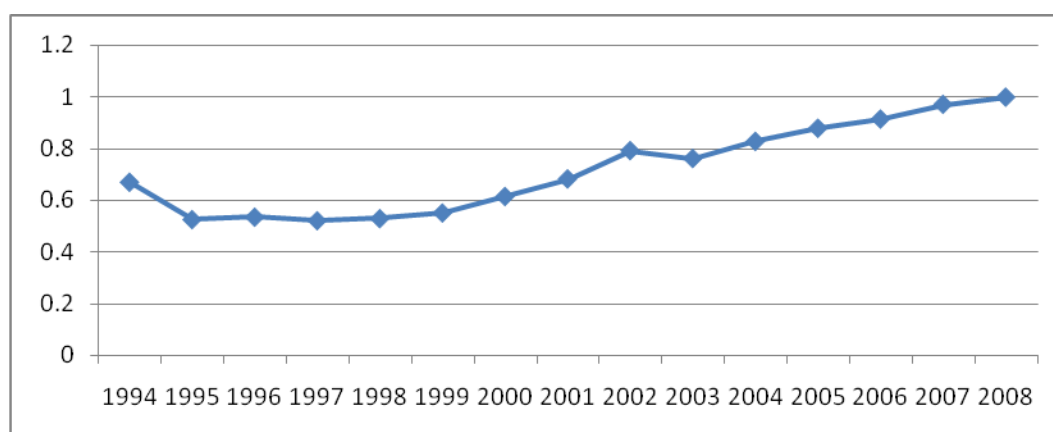
从表1可以看出,在1994年至2008年间,多数工业行业全要素生产率的年均增长率取值在2%-5%之间。此外,尽管在1994-2001年、2001-2008年、2001-2005以及2005-2008年这四个时间段中各个行业TFP增长率存在较大差异,然而不同时间段之间增长率的比较结果却存在较大程度的相似性。首先,对比1994-2001年以及2001-2008年这两个时期。通过比较可以发现,在本文选取的21个工业行业中,有16个行业的TFP在2001-2008年内表现出更高的年均增长率。与此同时,在1994-2001年,有10个行业的年均TFP增长率为负。

⁶⁶ 关于各样本行业各年全要素生产率的计算结果可以参见本文的附表1。同时,这里的平均增长率为几何平均值。

由于技术进步过程一般被认为是非可逆的，因此这种 TFP 水平的下降只能以技术效率的降低来解释。最后，在 2001-2005 以及 2005-2008 年之间，工业行业全要素生产率的变化也呈现出一定的改变。从表 1 计算结果来看，共有 10 个行业的 TFP 增长率在 2005-2008 年之间出现了下降。

表 1 中还显示了不同时间段工业行业的平均全要素生产率的增长率。在计算行业平均 TFP 的过程中，本文使用了产值的加权平均方法，即使用各工业行业的总产值为权重，对各个行业的 TFP 进行加权平均，并在此基础上进一步计算各时期工业平均 TFP 的增长率。从计算结果来看，2001-2008 年之间的行业平均 TFP 的年均增长率为 5.6%，显著高于 1994-2001 年里 0.27% 的水平。同时，比较 2001-2005 年以及 2005-2008 年两个时期可以看出，工业行业的平均 TFP 增速出现了一定程度的下降。这些行业平均 TFP 增长率数据的变化趋势与各个行业 TFP 增长率变化的总体情况基本吻合。

图 2 工业平均全要素生产率



为了分析不同时间段工业行业 TFP 变化率趋势的具体表现，可以进一步观察各年行业 TFP 估计值的变化趋势。由于篇幅限制，本文仅以图 2 描述了行业平均 TFP 具体估计值的变化态势。⁶⁷ 从中可以看出，1994-2001 年工业行业 TFP 的较低年均增长率对应的是 1995-1998 年之间平均 TFP 的下降。这种 TFP 的变化在表 1 中直接表现为 10 个行业的负的 TFP 增长率。

显然，本文对 TFP 增长趋势的计算补充了以往研究的测算结果。由于这些研究大多选取 2000 年之前的数据，因此无法判断 2000-2008 年 TFP 的变化趋势。从引言中的介绍可知，现有研究表明，在 1995-2000 年之间，我国出现了 TFP 增长速度的显著下降。从本文的分析来看，这种下降并不具有持续性。正如表

⁶⁷ 各样本行业全要素生产率的估计结果可以参见本文附表 1。

1 所示，在 2001-2008 年间，工业行业的 TFP 的增长率显著高于 1994-2001 年之间的水平。尽管无法与 1994 年之前的 TFP 测算结果进行比较，但这至少也否定了 TFP 增速的持续下降趋势。

（三）技术进步与技术效率

正如前文所提到的，尽管使用时间序列数据无法对 TFP 实行精准的分解，但我们仍然能够对实际的技术水平和技术效率的取值范围进行判断。首先，由（6）式可以求解出各时期行业的相对技术水平估计值的取值下限；另一方面，由于技术进步是不可逆的，且最后一期的技术水平被标准化为 1，因此各期技术水平的上限取值为 1。如果同样使用总产值数据为权重对各行业技术水平上限值和下限值进行加权平均，那么也可以得到工业行业平均技术水平的分布区间，相应的结果如图 3 所示：⁶⁸

图 3 1994-2008 年我国工业平均技术分布区间

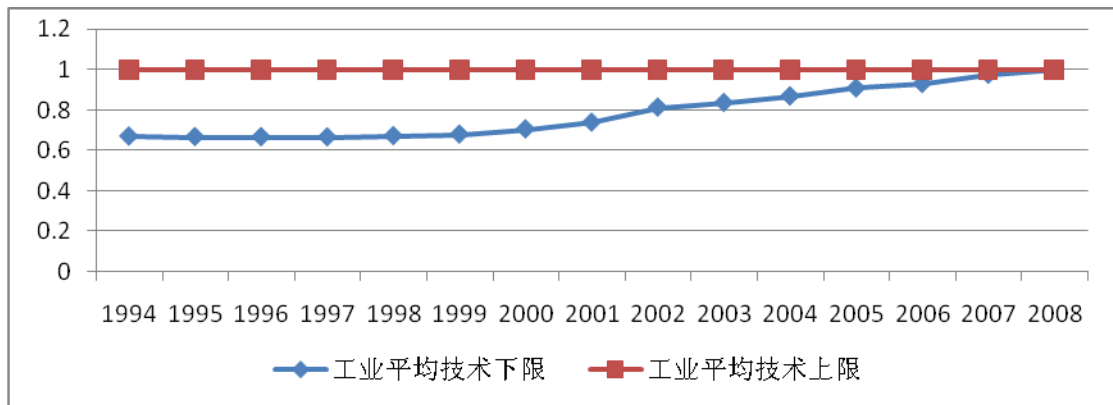


图 3 中，由于技术上限取值为 1，因此它表现为一条水平线。行业平均技术水平的取值下限则由 1994 年的 0.67 逐渐上升。这种技术下限的上升趋势一方面是由技术不可逆性假设条件所保证的⁶⁹，另一方面，它也部分解释了全要素生产率的递增趋势。从图中可以看出，在 1998 年之前，工业行业平均技术下限呈现出水平变化趋势。这种技术趋势对应于图 2 中 1998 年之前行业平均 TFP

⁶⁸ 各样本行业技术水平下限取值的估计结果可以参见本文附表 2。

⁶⁹ 技术下限取值取决于公式（5），故各个行业的技术下限值一定呈现出逐年递增的趋势；然而，由于在这里的计算过程中，为了评价整个工业行业平均的技术水平，本文使用了以总产值为权重的加权平均方法，而总产值的变化趋势并非一定是递增的，所以求解而得的加权平均结果有可能表现出递减趋势。从实际的计算结果来看，1994-1997 年 4 年的平均结果分别为 0.670、0.667、0.667 和 0.666，其它年份则始终呈现出技术水平的递增趋势。因此，本文根据技术进步不可逆约束调整 1995-1997 年三年的行业平均技术为 0.670。

水平的递减趋势：由于技术进步是不可逆的过程，因此全要素生产率的递减必然对应于固定不变的技术水平。从图 3 行业平均技术水平的下限取值来看，如果我们近似地使用上限值和下限值的算术平均来反映行业各年的平均技术水平，那么这种处理方法的误差将不超过 0.165，并且随着年份的后移，这种估计误差将不断减小。

图 3 同样反映了行业平均技术水平的最大可能的年均增长率。从取值范围来说，1994-2008 年间工业行业平均技术水平的最大提升可能为从 1994 年的下限值 0.67 到 2008 年的 1。在这种情形下，由于 1994 年技术下限取值等于当期全要素生产率，因此可以预计此时技术进步率与全要素生产率的增长速度相同。如果使用技术上限和技术下限的平均值来近似反映实际技术水平，那么这一增长率会降低，但相比而言更有可能接近于实际的技术进步水平。表 2 集中给出了各个样本行业平均技术估值的年增长率以及技术进步对行业全要素生产率的贡献度：⁷⁰

表 2 我国主要工业行业技术进步率及对全要素生产率的贡献度 (%)

行业/时期	1994-2008		2001-2008	
	增长率	贡献度	增长率	贡献度
通信设备、计算机及其他电子设备	1.94	41.59	0.93	47.67
电气机械及器材制造业	1.49	43.63	0.90	47.72
仪器仪表文化办公用机械制造业	1.94	42.00	2.80	44.33
交通运输设备制造业	0.65	47.44	1.31	23.38
金属制品业	1.26	44.66	1.17	47.58
通用、专用设备制造业	1.21	45.06	2.44	31.31
化学工业	1.47	43.87	2.97	37.50
纺织服装鞋帽皮革羽绒及制品业	0.90	46.18	0.39	48.28
纺织业	0.87	46.31	1.74	36.30
金属冶炼及压延加工业	1.62	43.15	3.28	28.68
造纸印刷及文教体育用品制造业	0.96	45.95	1.31	47.27
木材加工及家具制造业	1.59	43.18	0.90	47.72
非金属矿物制品业	1.21	44.88	2.44	27.57
电力、热力的生产和供应业	1.11	45.32	2.23	22.21
石油加工、炼焦及核燃料加工业	1.60	43.13	3.22	42.40
金属矿采选业	1.96	41.37	3.46	42.09

⁷⁰ 与之前的分析相类似，这里的计算方法为对期末和期初行业平均技术估值的比值求几何

平均。本表中的各样本行业平均技术估值则等于 $\frac{A_t^u + A_t^l}{2}$ ；工业平均技术水平的估值则由

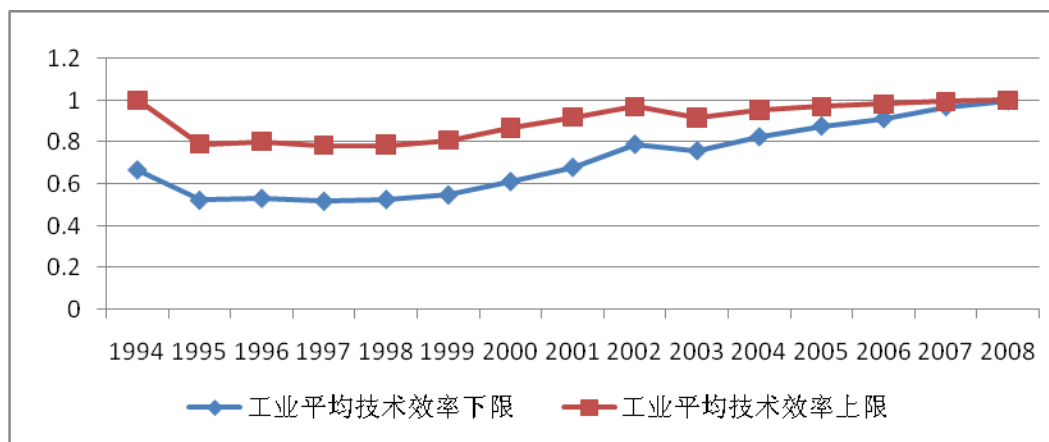
各行业平均技术估值以行业总产值为权重加权平均而得。

燃气生产和供应业	2.75	37.15	4.85	38.38
食品制造及烟草加工业	1.42	44.11	2.86	43.25
煤炭开采和洗选业	1.37	44.32	2.77	24.82
水的生产和供应业	0.00	0.00	0.00	0.00
石油和天然气开采业	1.67	44.56	1.37	29.42
工业平均技术	1.30	44.83	2.02	36.07

表 2 的计算结果表明,就平均取值而言,1994-2008 年间,大部分工业行业技术进步对 TFP 增长的贡献率都在 40-45%之间。同时,表 2 还表明,在 2001-2008 年间,有 14 个行业的技术进步率超过其在 1994-2008 年间的技术进步速度,并且工业平均技术水平的年增长率也呈现相同的变化。然而,尽管技术进步速度的上升较为广泛地表现在 2001 年之后的各年里,但是计算结果也表明,在该时期内,有 9 个行业技术进步对 TFP 增长的贡献率要显著低于 1994-2008 年间的平均水平。由于同时期其它行业技术进步对 TFP 增长的贡献率未出现显著变化,因此从行业整体来看,2001-2008 年间工业技术进步对其 TFP 增长的贡献率也显著低于其在 1994-2008 年的平均水平。这种数据变化暗示着从 2001 年至 2008 年,工业技术进步对于提高生产效率的作用显著下降。由于生产效率由技术进步和技术效率共同决定,因此这种数值比较至少表明在 2001 年后,技术效率变化在影响全要素生产率增长中有更加重要的作用。

由于 \hat{A}_t 的取值范围为 $[\hat{A}_t^L, 1]$, 而 $\hat{\eta}_t$ 的取值范围为 $[\theta_t^*, \theta_t^* / \hat{A}_t^L]$, 因此使用全要素生产率的估计值 θ_t^* 可以限定技术效率的取值范围。⁷¹ 使用这种方法,本文确定了 1994-2008 年间我国工业行业的平均技术效率的分布区间,相应的结果以下面的图 4 来表现:

图 4 1994-2008 年我国工业平均技术效率分布区间



⁷¹ 各行业技术效率取值上限和取值下限的计算结果可以参见本文附表 3 和附表 4。

图4展示的工业平均技术效率下限和平均技术上限均为各个行业相应估计值的加权平均。具体而言，本文首先计算出各个行业技术效率取值的上限和下限，并使用相应年份行业的总产值进行加权平均。从图4可以看出，1994-2008年之间，我国工业平均技术效率的分布区间表现出与图2中全要素生产率大致相同的变化趋势。从数值分布上来看，在2002年之前，工业平均技术效率下限值和上限值的差距大约在0.3左右，而在2002年之后，这一差距缩小至0.15以内，因此从数值估计的误差来看，如果使用技术效率上限值和下限值的平均量来近似反映实际的技术效率水平，可以认为2002年之后的估计数值较为准确，差值不超过0.08；而对于2002年之前各年，以平均值近似反映的处理方法误差则不超过0.15。

四、对技术效率的进一步讨论

之前的分析表明，在工业TFP的两个组成要素当中，技术进步虽然对TFP的增长起到了重要作用，但是在2001-2008年，这一贡献程度从整体上来看是下降的。因此，从工业行业整体角度来看，2001-2008年之间，技术效率的提升对要素生产率变化趋势的影响更为显著。为了进一步分析TFP变化趋势的影响因素，就有必要讨论技术效率变化的决定因素。

（一）模型的设定

对于特定时点的生产而言，衡量技术效率的最简单方法是用该时点的有效要素投入除以当期的实际要素投入量与松弛变量之差。公式(5)直接反映了这种确定技术效率的方法。由(5)式可知，对于任意一种投入要素 j 而言均有：

$$\hat{\eta}_t = \frac{\hat{z}_t^j}{\hat{A}_t x_t^j - s_t^{j*}} \quad (7)$$

在(5)式中，当产出目标给定时， \hat{z}_t^j 反映了生产前沿面上的要素投入量， $\hat{A}_t x_t^j$ 则反映了相同技术条件下实际的要素投入。

下面，首先考虑 \hat{z}_t^j 的影响机制。由于它是对相对最有效率的生产要素投入量的估计值，因此当产出发生变化时，这一投入量会发生相应的变化，以保证其始终处于生产的前沿面上。与这种改变相对应的是厂商追求利润最大化的行为目标以及生产要素的自由流动。当厂商决策完全符合利润最大化要求并能自由调整自身生产能力时，厂商的投入决策总会位于生产前沿面上。在此情形下，由于厂商的利润最大化决策始终受市场需求曲线的约束，因此厂商的最优要素

投入将表现为市场需求量的函数。这也就意味着，当市场需求发生变化时，任意有效要素投入 \hat{z}_t^j 应当发生相同方向的变化；并且，如果行业总需求为 D ，那么 $\hat{z}_t^j = \hat{z}_t^j(D)$ 。

接下来，考虑（7）式中 $\hat{\eta}_t$ 的分母部分。其中， $\hat{A}_t x_t^j$ 反映了排除技术水平差异后生产中的实际投入量， s_t^{j*} 则反映了要素的绝对冗余量（即图 1 中的线段 DE）。由于 $\hat{\eta}_t$ 体现的是实际生产投入远离生产前沿面的距离，因此在比较的时候需要从 $\hat{A}_t x_t^j$ 中排除 s_t^{j*} 的影响。从形成机制上来说， $(\hat{A}_t x_t^j - s_t^{j*})$ 远离生产前沿面的程度主要取决于厂商决策行为对利润最大化目标的偏离，以及行业的进入与退出壁垒。如果厂商决策未被扭曲的程度为 M ，那么 $\hat{A}_t x_t^j - s_t^{j*}$ 就可以表示为 M 的某个函数 $G(M)$ ，并且通常而言会有 $G'(M) < 0$ 。

通过以上分析，我们可以将（7）式进一步写为：

$$\hat{\eta}_t \times 100 = \frac{\hat{z}_t^j(D)}{G(M)} \times 100$$

为便于估计，可以进一步假设 $\hat{z}_t^j(D) = aD^\alpha$ ， $G(M) = bM^\beta$ ，并将上式写为：

$$\ln N = c + \alpha \ln D + \beta \ln M \quad (7)$$

其中， $N = \hat{\eta}_t \times 100$ ， $c = \ln(\frac{a}{b}) + \ln 100$ 。

（二）模型的估计

本文拟采用面板数据对（7）式进行估计。为此我们需要引入新的数据指标 D 和 M 。从变量含义上来看， D 和 M 分别体现了行业的总需求以及市场资源配置作用的有效性。从投入产出表的角度来看，行业总需求不仅仅包括了各个行业产出在消费、资本形成和出口上的分布，还包括总需求变化对各个行业的直接和间接带动作用。因此，本文将以消费(C)、资本形成(I)以及出口(X)对各产业产量的拉动总量来作为反映变量 D 的数据指标。在此指标选择下，由投入产出表计算的基本方法可知， $D = (1 - A)^{-1}Y$ 。⁷²

为了获得 1994-2008 年时间段内变量 D 的数据，本文选择 1997 年 40 部门投入产出表、2002 年 42 部门投入产出表、2005 年 42 部门投入产出表以及 2007 年 42 部门投入产出表对各样本行业 D 的数据进行了测算。在此基础上，本文进一步使用工业品出厂价格指数，以 1994 年为基期对计算结果进行折算。

⁷² 其中， $(1 - A)^{-1}$ 为列昂惕夫逆矩阵， $Y = C + I + X$ 。

由于投入产出表编制年限的限制，在 1994-2008 年这个时间段内本文所能获得的样本数据只能局限于 1997、2002、2005 以及 2007 四年。⁷³ 因此，本文只能基于这四年的行业数据构建面板分析样本。这种处理方法的问题在于，由于 1997 年与 2002 年之间的时间间隔要明显长于其它各年，因此使用这四年数据所回归出的结果会使系数的估计值偏离实际情况。为了避免这一不利影响，本文将仅使用四年期样本数据来检验参数的符号和显著性。对于系数值的估计，本文将使用 2002、2005 以及 2007 年三年的面板数据重新构建样本进行回归。由于这三年之间的时间间隔相对平均，因此对参数估计值的扭曲程度较小。⁷⁴

对于变量 M ，本文借鉴了王小鲁、樊纲和刘鹏（2009）的方法，并进行了一些调整。在他们的处理方法里，市场效率的制度变量以非国有经济在工业总产值中的比重为代理。在本文的分析中，考虑到行业数据的可得性以及对市场效率全面衡量的需要，本文以美国传统基金会与《华尔街日报》发布的经济自由度指数为基础，通过设置该指数与本文样本行业非国有经济销售收入占行业销售收入比重的乘积来体现各样本行业的市场效率。⁷⁵ 其中，相应年份销售收入的数据来自中经网统计数据库的综合年度库。

对于行业技术效率 $\hat{\eta}_i$ ，本文则直接利用前文分析的结果进行估算。在具体操作上，本文首先将各年行业技术水平上限 1 和下限估计值 \hat{A}_i^l 进行平均来得到技术水平的均值 \bar{A}_i ，再通过 $\theta^* = \hat{A}_i \hat{\eta}_i$ 这一等式求解出平均意义上的行业技术效率，并以此均值来近似作为对 $\hat{\eta}_i$ 数值的估计。⁷⁶

以上所有变量数据，本文都按（7）式中的形式进行了对数处理。本文采用 LLC 检验方法分序列逐一对数据进行单位根检验，结果表明可以接受无单位根假设：

⁷³ 国家统计局还发布了 1995 年的 40 部门投入产出表，但该表中只有净出口数据，缺少出口的数据。

⁷⁴ 正如前文所指出的，随着时间的推移，各年技术效率上限和下限的差距逐渐缩小，因此三年期样本在数据误差上也较小。

⁷⁵ 由于分行业总产值数据无法完整获取，因此这里采用的是销售收入数据。

⁷⁶ 按此方式计算的各行业技术水平均值和技术效率均值的计算结果可以分别参见本文附表 5 和附表 6。另一种处理方法是直接使用技术效率上下限值的平均，但是这样倾向于低估技术进步的作用。计算表明，这种处理方法与本文实际采用的方法取值极为接近，而且也不改变技术效率的变化趋势。

表 3 面板序列单位根检验结果⁷⁷

	$\ln N$	$\ln M$	$\ln D$
t 统计值	-3.0E+14	-5.94688	-6.25282
Prob**	0.0000	0.0000	0.0000

注：**表示5%置信度水平。

本部分分析所需要估计的方程形式如（7）式所示。但在正式分析前，还需要对面板模型的设定形式进行检验。检验结果表明，在应用本文所选样本数据进行参数估计时，应该选取固定效应模型。⁷⁸ 因此，本文在（7）式基础上构建如下模型：

$$\ln N_{it} = \bar{c} + c_{it} + \alpha \ln D_{it} + \beta \ln M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中， \bar{c} 为总体均值， c_{it} 为个体效应。使用 Eviews5.0 对（8）式估计所得结果如表 4 所示：⁷⁹

表 4 面板估计结果

样本	参数	估计值	t 值	Prob.(t)
四年期样本	\bar{c}	3.568	52.338	0.0000
	α	0.104	15.886	0.0000
	β	-0.006	-0.319	0.7508
	Adjusted $R^2=0.99$	F=38497.73	Prob.(f)=0.00	D-W 值=2.36
三年期样本	\bar{c}	3.743	60.350	0.0000
	α	0.084	14.830	0.0000
	β	0.0002	0.007	0.9942
	Adjusted $R^2=0.99$	F=78281.98	Prob.(f)=0.00	D-W 值=2.13

⁷⁷ **表示 5%置信度水平。LLC 的原假设为存在单位根，因而 P 值越低则越不可能存在单位根。检验中，滞后长度根据 SIC 准则选取，并包含了截距项和趋势项。

⁷⁸ 为区分固定效应模型和不变系数模型，可以使用 F 统计量进行检验；而区分随机效应和不变系数模型则可以使用 LM 检验。如果检验结果表明固定效应模型和随机效应模型均显著优于不变系数模型，则需要进一步通过 hausman 检验来区分固定效应和随机效应。本文使用 STATA9.2 进行检验。对于四年样本（1997、2002、2005 和 2007）数据而言，F 检验结果为 $F(18, 55) = 4.06$ ， $\text{Prob} > F = 0.0000$ ，即在固定效应模型和不变系数模型之间应该选择前者；LM 检验结果为， $\text{chi2}(1) = 4.72$ ， $\text{Prob} > \text{chi2} = 0.0298$ ，表明随机效应模型优于不变系数模型；而 Hausman 检验结果为 $\text{chi2}(2) = 226.43$ ， $\text{Prob} > \text{chi2} = 0.0000$ ，表明应该接受固定效应模型的假设。对于三年样本（2002、2005、2007）数据而言，F 检验结果为 $F(18, 55) = 3.71$ ， $\text{Prob} > F = 0.0004$ ，即在固定效应模型和不变系数模型之间应该选择前者；LM 检验结果为， $\text{chi2}(1) = 4.52$ ， $\text{Prob} > \text{chi2} = 0.0334$ ，表明随机效应模型优于不变系数模型；而 Hausman 检验结果为 $\text{chi2}(2) = 19.43$ ， $\text{Prob} > \text{chi2} = 0.0001$ ，同样表明应该接受固定效应模型的假设。

⁷⁹ 这里采用 GLS 进行估计。由于本文样本中横截面数据量显著大于时间序列，因此估计按截面加权（选取 cross-section weights）。

注：本表没有列出个体效应 c_{it} ，对此参数的估计结果可以参见附表 7。

本文面板回归所选择的解释变量分别用来反映市场运行效率以及总需求因素对工业技术效率的影响。在市场运行效率上，由于样本数据计算以经济自由度指数为基础，因而该数据包含了较为丰富的数据信息，从而可以视为对工业行业市场经济环境的较为全面的概括。然而，表 4 的回归结果表明，该变量的系数并不显著，这表明在本文所观察到的时间段内，市场运行效率的改变无法解释各样本行业技术效率的改变。造成这种现象的原因可能正如 Maddison（1998）、Liu（2000）以及 Heytens 和 Zebregs（2003）所推测的，当中国改革开放进展到一定程度时，随着市场化进程的逐步放缓，改革在推动生产效率上的作用将逐渐受到限制。同时，表 4 的估计结果也表明，行业总需求的变化对行业生产效率的影响显著。从系数的取值上来看，尽管四年期和三年期样本回归结果估计值存在一定差异，但系数符号保持一致。这一回归结果表明，与市场效率相比，总需求的波动变化是影响行业技术效率的主要因素。

结合前文对工业 TFP 增长率及其分解的讨论，表 4 的估计结果为理解 1994-2008 年之间我国工业行业全要素生产率的变化提供了有益的补充。由于在动态过程中，TFP 的变化可以分解为技术效率的变动以及技术进步两个组成部分，因此对其变化趋势的解释可以也归结为技术效率变化和技术进步两个基本因素。从前文的分析（表 2）来看，技术进步虽然对 TFP 的提高有显著的贡献度，但是相应的数值在 2001-2008 年之间有一定程度的下降。由于 TFP 增长率由技术进步速率和技术效率变化率两部分组成，因此相比而言，可以认为在 2001-2008 之间，技术效率变化对 TFP 变动的影响力更为显著。这一点也形象地反映在两者变化趋势的一致性上（图 2 和图 4）。表 4 分析结果的意义在于，它进一步明确了 TFP 变化的主要影响因素。由于在本文考察的时间区间内工业行业 TFP 变化趋势主要由技术效率变动所决定，而行业总需求的变化又显著地影响着这一时期的技术效率，因此可以进一步推断这一时期 TFP 的数值波动及变化趋势的主要影响因素表现为行业需求情况的变动。

五、TFP 与经济增长的可持续性

正如引言中所提到的，许多研究表明，在 1995-2000 年之间，我国 TFP 的增长速度明显下降。本文由于行业数据的限制，样本没有包括 1994 年之前的数据，因此无法在本文分析中比较 1994 年前后 TFP 增长率上的差异。然而，由

于本文样本期限后延至 2008 年，因此可以为前人的研究成果提供补充。从之前的比较结果来看，1994-2001 年之间，我国工业 TFP 的增长率要显著低于 2001-2008 年之间的平均水平。结合其他学者的已有研究成果来看，这表明我国 TFP 的增长率在 1990 年-2008 年之间很有可能经历了一个先递减再上升的变化过程。

TFP 增长速度的下降一度是学者质疑中国经济增长可持续性的重要原因之一。这种质疑的依据在于，从新古典增长理论出发，如果 TFP 的增长速度不能保持在一个较高水平的话，那么要维持原有的经济增长速度就只能依赖于要素投入的增加，但由于要素投入的边际报酬是递减的，因此以要素投入带动经济增长的潜力不是无限的。

本文的研究结论表面上来看是可以在一定程度上否定这一质疑的，因为对工业行业 TFP 变化趋势的计算结果表明，即使 1995-2000 年之间 TFP 的增长率较之前各年出现了显著下降，但在 2001-2008 年之间它又回复到一个较高的水平。

然而，对工业行业 TFP 的进一步分解却表明，这种 TFP 增长率的改变可能完全是总需求短期波动的结果。前文的分析表明，在本文选取的时间区间内（尤其是 2001-2008 年），工业 TFP 的变化主要来自技术效率的变动，而这种技术效率的改变并不是来自市场化进程的进一步深入，而是主要由行业总需求变化造成的。这种变化的内在机制在于，技术效率衡量了实现特定产出时的投入效率，而这种特定产出需要受到市场需求的约束。当行业需求发生改变时，行业产出需要发生相应的调整，从而为实现这一产出的最有效的要素投入量也会发生变化。当企业生产目标偏离利润最大化，或者在生产调整上存在刚性约束时，由于它不能及时随需求变化调整自身的要素投入，产量的波动就会引起生产效率的改变。这实际上表明，如果技术效率变动受需求变化的影响，那么生产一定面临着某些结构性问题（如退出壁垒）。由于本文研究结果否定了市场效率变化对技术效率的决定性作用，因此这也说明尽管我国的市场化进程仍在不断深入，但这一进程并未显著地改变市场结构。正是由于结构性问题的存在，当总需求出现下降趋势时，就可以观察到技术效率的下降。本文测算的工业行业 TFP 在 1996-1998 年之间出现的负增长可以很好地说明这一问题。

事实上，结合 1997 年金融危机的背景以及上文的分析，就能够为 1994 年前、1994-2001 年间以及 2001-2008 年间工业 TFP 增长率的不同变化趋势给出

一种合理的解释：由于市场结构性问题的存在，当 1997 年金融危机造成总需求下降时，技术效率的下降便集中显现出来，并使 TFP 的增长速度显著下降；然而，自 2001 年以来，我国出口与投资均出现了高速增长⁸⁰，从而使得原本闲置的生产要素充分利用，并表现为技术效率以及 TFP 的显著上升。

因此，本文的分析与已有研究存在着一定程度上的一致性。重新梳理 TFP 增长率变化趋势的决定机制可以发现，首先，正如 Maddison(1998)、Liu(2000)、Heytens 和 Zebregs(2003) 等人所强调的，随着市场化改革的深入，其在提高 TFP 中的作用会逐渐消失。本文的分析验证了这一推测，也对其进行了补充。在前文面板分析中，市场改革深化这一变量对行业技术效率的变化并不显著。但正如上文所说，技术效率受总需求波动影响这一结论也表明经济中存在着较为显著的退出壁垒。这暗示着我国市场化改革还有进一步深入的空间。⁸¹

总之，曾经支持 TFP 稳定增长的市场化改革进程已经失去了以往的影响力。在这种背景下，加之 1997 年亚洲金融危机的不利影响，正如新古典增长理论所指出的，为了保持经济的增长速度，只能以增加要素积累来拉动经济增长。这种转变从大规模的基础设施建设开始，逐步扩散到各个经济部门。正如 Zheng、Bigstern 和 Hu(2008) 所指出的，在 2000 年后，中国经济增长的一个明显特征是资本积累速度显著超过 GDP 的增长速度，而投资快速增长与市场结构性问题（在他们的研究中主要指地方保护主义）产生了两个必然结果：一方面，与投资相伴随的是市场的过度进入和重复建设；另一方面，在内需增长相对缓慢的情况下，经济对出口的依赖程度迅速上升。这种分析无疑强化了前文的判断。由于市场化改革这一长期因素影响力的消失，技术效率便更多地取决于短期需求波动性因素的影响，并且从我国总需求的构成上来看，投资和出口的变化会较强地影响短期技术效率增长率的变化趋势。由于投资面临边际报酬递减的约

⁸⁰ 从 2001-2006 年，我国出口总额增长年速度均在 20% 以上；在相应时期，固定资产投资增速也由 2001 年的 13.05% 上升至 2003 年的 27.74%，并在 2003-2008 年之间始终保持着 20% 以上的年增长率。

⁸¹ 需要说明的是，市场的结构性问题（如进入与退出壁垒）的存在并非一定暗示着市场改革的滞后。许多结构性退出壁垒可能来自于高昂的沉没成本，或者其它的技术性问题。就本文所选取的样本来说，完全否认这种退出壁垒是不合理的，因为许多工业行业的生产伴随着较大规模的固定资产投资和较高的资产专用性。当市场需求发生波动时，由于生产投入特性的限制，厂商无法在短期内迅速调整生产计划，从而可能表现出生产效率的变化。相比而言，行政性退出壁垒可能是一个更加严重和普遍的问题。一个曾经被广为关注的问题是地方保护主义背景下的行业过度进入与重复建设。虽然这种现象有所缓和，但其存在的广泛性仍是不容置疑的。

束，而出口会受到外部冲击的影响，因此这并不足以保证技术效率的稳定上升。

综上所述，技术效率之所以受总需求波动的影响，是因为长期存在的市场结构性问题限制了要素投入的自由调整，从而可以在较长的时期里观察到技术效率与总需求变化的显著的相关关系。因此，技术效率长期变化趋势的影响因素从根本上来说不是总需求的波动，而是市场结构性问题的变化方向。在现阶段，影响 TFP 变化的长期因素可以确定为技术进步和结构调整。这一结论有两层含义：（1）目前所观察到的 TFP 年均增长速度的上升并不足以反映长期的变化趋势，而是市场结构性问题的一种表现，因此，这种现象不足以说明中国经济保持高速增长的可持续性；（2）从长期来看，消除行政性壁垒所造成的结构性问题可以成为改变 TFP 增长率变化趋势的努力方向。

六、结语

本文以 1994-2008 年主要工业行业的投入产出数据为样本，分析了这一时期工业行业 TFP 的增长率及变化趋势，并通过对 TFP 的分解以及对工业行业技术效率决定因素的面板分析进一步讨论了 TFP 变化趋势的影响因素。分析的结果表明，工业行业 TFP 的年均增长率在 2001-2008 年之间较 1994-2001 年有显著的上升。从 TFP 的分解上来看，技术进步虽然对工业行业 TFP 增长有较大贡献，但始终没有超过技术效率变化对 TFP 的影响程度，并且在 2001-2008 年有较为明显的下降。这一分析表明至少在 2001-2008 年间，技术效率的变化是决定工业 TFP 变化趋势的主要因素。

对技术效率影响因素的计量分析进一步表明，在本文分析时期内，市场化改革的推进在提高工业行业技术效率上没有显著效果。在这一时期内，技术效率的变化主要由行业总需求的变动来解释。由于出口和投资及其拉动作用在我国总需求构成中占有较大比重，因此这一分析结果意味着 TFP 增长率的变化趋势缺少内在的稳定条件。从长期来看，TFP 的稳定提升将主要取决于技术进步以及对市场结构性问题的调整。这种结构性调整不应当简单地等同于对重复建设的定量限制。过度进入以及产能过剩仅仅是与总需求变化趋势相关的短期相对概念。形成产业结构性问题以及技术效率长时期随需求波动的深层原因在于市场退出壁垒的存在。在未来改革进程中，进一步消除行政性壁垒对市场结构的扭曲效应才是改变技术效率长期增长趋势的根本途径。

参考文献：

- 王小鲁、樊纲、刘鹏：《中国经济增长方式转换和增长可持续性》，《经济研究》，2009年第1期。
- Chow, G., 1993, "Capital formation and economic growth in China", *Quarterly Journal of Economics* 108, 809-842.
- Goodhart, C.A.E. and Xu, C., 1996, "The Rise of China as an Economic Power", *National Institute Economic Reviews* 155, 56-80.
- Hu, Z.F., and Khan, M.S., 1997, "Why is China Growing so Fast?", *IMF Staff Papers*, 44(1), 103.
- Jefferson, G.H., Rawski, T.G., Wang, L., and Zheng, Y., 2000, "Ownership, Productivity Change, and Financial Performance in Chinese Industry", *Journal of Comparative Economics* 28(4), 786-813.
- Maddison, A., 1998, "Chinese economic performance in the long run.", Paris and Washington, DC: Organization for Economic Co-operation and Development.
- Young, A., 2003, "Gold into base metals: Productivity growth in the People's Republic of China during the reform period", *Journal of Political Economy*, 111(6).
- Liu, Z., 2000, "The nature of China's economic growth in the past two decades", *Post-Communist Economies*, 12(2).
- Heytens, P., and Zebregs, H., 2003, "How fast can China grow?" Washington: International Monetary Fund.
- Jefferson, G. H., Rawski, T. G., Wang, L., & Zheng, Y. (2000), "Ownership, productivity change, and financial performance in Chinese industry", *Journal of Comparative Economics*, 28(4), 786-813.
- Lynde, C. and Richmond, J., 1999, "Productivity and Efficiency in the UK: A Time Series Application of DEA", *Economic Modelling* 16(1), 105-122.
- Zhang, J., 2002, "Capital formation, industrialization, and economic growth: the characteristics of China's transition", *Economic Research*, 6.
- Zheng, J., Liu, X. and Bigsten, A., "Efficiency, Technical Progress, and Best Practice in Chinese State Enterprises", *Journal of Comparative Economics* 31(1), 134-152.
- Zheng, J., and Hu, A., 2006, "An empirical analysis of provincial productivity in China (1979-2001)", *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 4(3), 221-239.
- Zheng, J., Bigsten, A. and Hu, A., 2008, "Can China's Growth be Sustained? A Productivity Perspective", *World Development*, Vol. 37, No. 4, pp. 874-888, 2009.

附表1 主要工业行业全要素生产率

行业/年份	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
通信设备、计算机及其他电子设备	0.528	0.466	0.475	0.495	0.609	0.694	0.782	0.873	1.000	0.941	0.999	0.955	1.000	1.000	1.000
电气机械及器材制造业	0.625	0.498	0.508	0.499	0.525	0.566	0.722	0.877	0.984	0.751	0.810	0.847	0.912	0.992	1.000
仪器仪表文化办公用机械制造业	0.528	0.400	0.441	0.469	0.570	0.563	0.644	0.647	0.744	0.817	0.875	0.916	0.954	1.000	0.994
交通运输设备制造业	0.826	0.616	0.579	0.555	0.558	0.583	0.606	0.683	0.810	0.900	0.912	0.899	0.944	1.000	1.000
金属制品业	0.677	0.492	0.534	0.525	0.570	0.584	0.704	0.844	1.000	0.775	0.845	0.867	0.899	0.972	1.000
通用、专用设备制造业	0.690	0.508	0.519	0.510	0.494	0.514	0.540	0.592	0.674	0.721	0.801	0.853	0.918	0.965	1.000
化学工业	0.630	0.544	0.545	0.503	0.486	0.506	0.554	0.587	0.721	0.734	0.794	0.855	0.884	0.980	1.000
纺织服装鞋帽皮革羽绒及制品业	0.763	0.596	0.654	0.668	0.788	0.812	0.859	0.945	1.000	0.893	0.924	0.919	0.922	0.985	1.000
纺织业	0.771	0.548	0.541	0.528	0.523	0.554	0.614	0.720	0.896	0.728	0.794	0.867	0.906	0.975	1.000
金属冶炼及压延加工业	0.596	0.414	0.387	0.374	0.378	0.393	0.423	0.469	0.540	0.651	0.768	0.855	0.885	0.942	1.000
造纸印刷及文教体育用品制造业	0.749	0.628	0.665	0.630	0.623	0.629	0.651	0.826	0.992	0.772	0.814	0.842	0.875	0.959	1.000
木材加工及家具制造业	0.603	0.454	0.513	0.512	0.507	0.609	0.735	0.877	1.000	0.686	0.752	0.807	0.851	0.956	1.000
非金属矿物制品业	0.689	0.491	0.514	0.518	0.457	0.484	0.509	0.553	0.678	0.654	0.713	0.750	0.819	0.936	1.000
电力、热力的生产和供应业	0.713	0.602	0.617	0.566	0.545	0.526	0.502	0.512	0.558	0.565	0.629	0.919	0.930	1.000	1.000
石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.601	0.496	0.469	0.416	0.353	0.389	0.592	0.599	0.652	0.826	0.886	0.939	1.000	0.962	1.000
金属矿采选业	0.523	0.457	0.479	0.525	0.477	0.513	0.541	0.575	0.626	0.735	0.785	0.831	0.862	0.963	1.000
燃气生产和供应业	0.368	0.309	0.291	0.310	0.298	0.346	0.401	0.435	0.473	0.499	0.542	0.627	0.711	0.869	1.000
食品制造及烟草加工业	0.642	0.515	0.528	0.528	0.527	0.532	0.546	0.639	0.789	0.668	0.746	0.799	0.833	0.949	1.000
煤炭开采和洗选业	0.652	0.541	0.593	0.562	0.484	0.425	0.432	0.477	0.562	0.618	0.758	0.866	0.844	0.867	1.000
水的生产和供应业	1.000	0.835	0.894	0.93	0.895	0.929	0.884	0.884	0.888	0.915	0.923	0.912	0.918	0.988	1.000
石油和天然气开采业	0.586	0.540	0.587	0.619	0.571	0.555	0.818	0.713	0.697	0.783	0.871	0.998	1.000	1.000	0.981

附表2 主要工业行业技术取值下限

行业/年份	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
通信设备、计算机及其他电子设备	0.528	0.528	0.528	0.528	0.609	0.694	0.782	0.873	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
电气机械及器材制造业	0.625	0.625	0.625	0.625	0.625	0.625	0.722	0.877	0.984	0.984	0.984	0.984	0.984	0.992	1.000
仪器仪表文化办公用机械制造业	0.528	0.528	0.528	0.528	0.570	0.570	0.644	0.647	0.744	0.817	0.875	0.916	0.954	1.000	1.000
交通运输设备制造业	0.826	0.826	0.826	0.826	0.826	0.826	0.826	0.826	0.826	0.900	0.912	0.912	0.944	1.000	1.000
金属制品业	0.677	0.677	0.677	0.677	0.677	0.677	0.704	0.844	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
通用、专用设备制造业	0.690	0.690	0.690	0.690	0.690	0.690	0.690	0.690	0.690	0.721	0.801	0.853	0.918	0.965	1.000
化学工业	0.630	0.630	0.630	0.630	0.630	0.630	0.630	0.630	0.721	0.734	0.794	0.855	0.884	0.980	1.000
纺织服装鞋帽皮革羽绒及制品业	0.763	0.763	0.763	0.763	0.788	0.812	0.859	0.945	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
纺织业	0.771	0.771	0.771	0.771	0.771	0.771	0.771	0.771	0.896	0.896	0.896	0.896	0.906	0.975	1.000
金属冶炼及压延加工业	0.596	0.596	0.596	0.596	0.596	0.596	0.596	0.596	0.596	0.651	0.768	0.855	0.885	0.942	1.000
造纸印刷及文教体育用品制造业	0.749	0.749	0.749	0.749	0.749	0.749	0.749	0.826	0.992	0.992	0.992	0.992	0.992	0.992	1.000
木材加工及家具制造业	0.603	0.603	0.603	0.603	0.603	0.609	0.735	0.877	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
非金属矿物制品业	0.689	0.689	0.689	0.689	0.689	0.689	0.689	0.689	0.689	0.689	0.713	0.750	0.819	0.936	1.000
电力、热力的生产和供应业	0.713	0.713	0.713	0.713	0.713	0.713	0.713	0.713	0.713	0.713	0.713	0.919	0.930	1.000	1.000
石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.601	0.601	0.601	0.601	0.601	0.601	0.601	0.601	0.652	0.826	0.886	0.939	1.000	1.000	1.000
金属矿采选业	0.523	0.523	0.523	0.525	0.525	0.525	0.541	0.575	0.626	0.735	0.785	0.831	0.862	0.963	1.000
燃气生产和供应业	0.368	0.368	0.368	0.368	0.368	0.368	0.401	0.435	0.473	0.499	0.542	0.627	0.711	0.869	1.000
食品制造及烟草加工业	0.642	0.642	0.642	0.642	0.642	0.642	0.642	0.642	0.789	0.789	0.789	0.799	0.833	0.949	1.000
煤炭开采和洗选业	0.652	0.652	0.652	0.652	0.652	0.652	0.652	0.652	0.652	0.652	0.758	0.866	0.866	0.867	1.000
水的生产和供应业	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
石油和天然气开采业	0.586	0.586	0.587	0.619	0.619	0.619	0.818	0.818	0.818	0.818	0.871	0.998	1.000	1.000	1.000

附表3 主要工业行业技术效率取值上限

行业/年份	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
通信设备、计算机及其他电子设备	1.000	0.883	0.900	0.938	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.941	0.999	0.955	1.000	1.000	1.000
电气机械及器材制造业	1.000	0.797	0.813	0.798	0.840	0.906	1.000	1.000	1.000	0.763	0.823	0.861	0.927	1.000	1.000
仪器仪表文化办公用机械制造业	1.000	0.758	0.835	0.888	1.000	0.988	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.994
交通运输设备制造业	1.000	0.746	0.701	0.672	0.676	0.706	0.734	0.827	0.981	1.000	1.000	0.986	1.000	1.000	1.000
金属制品业	1.000	0.727	0.789	0.775	0.842	0.863	1.000	1.000	1.000	0.775	0.845	0.867	0.899	0.972	1.000
通用、专用设备制造业	1.000	0.736	0.752	0.739	0.716	0.745	0.783	0.858	0.977	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
化学工业	1.000	0.863	0.865	0.798	0.771	0.803	0.879	0.932	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
纺织服装鞋帽皮革羽绒及制品业	1.000	0.781	0.857	0.875	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.893	0.924	0.919	0.922	0.985	1.000
纺织业	1.000	0.711	0.702	0.685	0.678	0.719	0.796	0.934	1.000	0.813	0.886	0.968	1.000	1.000	1.000
金属冶炼及压延加工业	1.000	0.695	0.649	0.628	0.634	0.659	0.710	0.787	0.906	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
造纸印刷及文教体育用品制造业	1.000	0.838	0.888	0.841	0.832	0.840	0.869	1.000	1.000	0.778	0.821	0.849	0.882	0.967	1.000
木材加工及家具制造业	1.000	0.753	0.851	0.849	0.841	1.000	1.000	1.000	1.000	0.686	0.752	0.807	0.851	0.956	1.000
非金属矿物制品业	1.000	0.713	0.746	0.752	0.663	0.702	0.739	0.803	0.984	0.949	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
电力、热力的生产和供应业	1.000	0.844	0.865	0.794	0.764	0.738	0.704	0.718	0.783	0.792	0.882	1.000	1.000	1.000	1.000
石油加工、炼焦及核燃料加工业	1.000	0.825	0.780	0.692	0.587	0.647	0.985	0.997	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.962	1.000
金属矿采选业	1.000	0.874	0.916	1.000	0.909	0.977	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
燃气生产和供应业	1.000	0.840	0.791	0.842	0.810	0.940	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
食品制造及烟草加工业	1.000	0.802	0.822	0.822	0.821	0.829	0.850	0.995	1.000	0.847	0.946	1.000	1.000	1.000	1.000
煤炭开采和洗选业	1.000	0.830	0.910	0.862	0.742	0.652	0.663	0.732	0.862	0.948	1.000	1.000	0.975	1.000	1.000
水的生产和供应业	1.000	0.835	0.894	0.93	0.895	0.929	0.884	0.884	0.888	0.915	0.923	0.912	0.918	0.988	1.000
石油和天然气开采业	1.000	0.922	1.000	1.000	0.922	0.897	1.000	0.872	0.852	0.957	1.000	1.000	1.000	1.000	0.981

附表4 主要工业行业技术效率取值下限

行业/年份	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
通信设备、计算机及其他电子设备	0.528	0.466	0.475	0.495	0.609	0.694	0.782	0.873	1.000	0.941	0.999	0.955	1.000	1.000	1.000
电气机械及器材制造业	0.625	0.498	0.508	0.499	0.525	0.566	0.722	0.877	0.984	0.751	0.810	0.847	0.912	0.992	1.000
仪器仪表文化办公用机械制造业	0.528	0.400	0.441	0.469	0.570	0.563	0.644	0.647	0.744	0.817	0.875	0.916	0.954	1.000	0.994
交通运输设备制造业	0.826	0.616	0.579	0.555	0.558	0.583	0.606	0.683	0.810	0.900	0.912	0.899	0.944	1.000	1.000
金属制品业	0.677	0.492	0.534	0.525	0.570	0.584	0.704	0.844	1.000	0.775	0.845	0.867	0.899	0.972	1.000
通用、专用设备制造业	0.690	0.508	0.519	0.510	0.494	0.514	0.540	0.592	0.674	0.721	0.801	0.853	0.918	0.965	1.000
化学工业	0.630	0.544	0.545	0.503	0.486	0.506	0.554	0.587	0.721	0.734	0.794	0.855	0.884	0.980	1.000
纺织服装鞋帽皮革羽绒及制品业	0.763	0.596	0.654	0.668	0.788	0.812	0.859	0.945	1.000	0.893	0.924	0.919	0.922	0.985	1.000
纺织业	0.771	0.548	0.541	0.528	0.523	0.554	0.614	0.720	0.896	0.728	0.794	0.867	0.906	0.975	1.000
金属冶炼及压延加工业	0.596	0.414	0.387	0.374	0.378	0.393	0.423	0.469	0.540	0.651	0.768	0.855	0.885	0.942	1.000
造纸印刷及文教体育用品制造业	0.749	0.628	0.665	0.630	0.623	0.629	0.651	0.826	0.992	0.772	0.814	0.842	0.875	0.959	1.000
木材加工及家具制造业	0.603	0.454	0.513	0.512	0.507	0.609	0.735	0.877	1.000	0.686	0.752	0.807	0.851	0.956	1.000
非金属矿物制品业	0.689	0.491	0.514	0.518	0.457	0.484	0.509	0.553	0.678	0.654	0.713	0.750	0.819	0.936	1.000
电力、热力的生产和供应业	0.713	0.602	0.617	0.566	0.545	0.526	0.502	0.512	0.558	0.565	0.629	0.919	0.930	1.000	1.000
石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.601	0.496	0.469	0.416	0.353	0.389	0.592	0.599	0.652	0.826	0.886	0.939	1.000	0.962	1.000
金属矿采选业	0.523	0.457	0.479	0.525	0.477	0.513	0.541	0.575	0.626	0.735	0.785	0.831	0.862	0.963	1.000
燃气生产和供应业	0.368	0.309	0.291	0.310	0.298	0.346	0.401	0.435	0.473	0.499	0.542	0.627	0.711	0.869	1.000
食品制造及烟草加工业	0.642	0.515	0.528	0.528	0.527	0.532	0.546	0.639	0.789	0.668	0.746	0.799	0.833	0.949	1.000
煤炭开采和洗选业	0.652	0.541	0.593	0.562	0.484	0.425	0.432	0.477	0.562	0.618	0.758	0.866	0.844	0.867	1.000
水的生产和供应业	1.000	0.835	0.894	0.93	0.895	0.929	0.884	0.884	0.888	0.915	0.923	0.912	0.918	0.988	1.000
石油和天然气开采业	0.586	0.540	0.587	0.619	0.571	0.555	0.818	0.713	0.697	0.783	0.871	0.998	1.000	1.000	0.981

附表5 主要工业行业技术均值

行业/年份	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
通信设备、计算机及其他电子设备	0.764	0.764	0.764	0.764	0.805	0.847	0.891	0.937	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
电气机械及器材制造业	0.813	0.813	0.813	0.813	0.813	0.813	0.861	0.939	0.992	0.992	0.992	0.992	0.992	0.996	1.000
仪器仪表文化办公用机械制造业	0.764	0.764	0.764	0.764	0.785	0.785	0.822	0.824	0.872	0.909	0.938	0.958	0.977	1.000	1.000
交通运输设备制造业	0.913	0.913	0.913	0.913	0.913	0.913	0.913	0.913	0.913	0.950	0.956	0.956	0.972	1.000	1.000
金属制品业	0.839	0.839	0.839	0.839	0.839	0.839	0.852	0.922	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
通用、专用设备制造业	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845	0.861	0.901	0.927	0.959	0.983	1.000
化学工业	0.815	0.815	0.815	0.815	0.815	0.815	0.815	0.815	0.861	0.867	0.897	0.928	0.942	0.990	1.000
纺织服装鞋帽皮革羽绒及制品业	0.882	0.882	0.882	0.882	0.894	0.906	0.930	0.973	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
纺织业	0.886	0.886	0.886	0.886	0.886	0.886	0.886	0.886	0.948	0.948	0.948	0.948	0.953	0.988	1.000
金属冶炼及压延加工业	0.798	0.798	0.798	0.798	0.798	0.798	0.798	0.798	0.798	0.826	0.884	0.928	0.943	0.971	1.000
造纸印刷及文教体育用品制造业	0.875	0.875	0.875	0.875	0.875	0.875	0.875	0.913	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996	1.000
木材加工及家具制造业	0.802	0.802	0.802	0.802	0.802	0.805	0.868	0.939	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
非金属矿物制品业	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845	0.857	0.875	0.910	0.968	1.000
电力、热力的生产和供应业	0.857	0.857	0.857	0.857	0.857	0.857	0.857	0.857	0.857	0.857	0.857	0.960	0.965	1.000	1.000
石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.801	0.801	0.801	0.801	0.801	0.801	0.801	0.801	0.826	0.913	0.943	0.970	1.000	1.000	1.000
金属矿采选业	0.762	0.762	0.762	0.763	0.763	0.763	0.771	0.788	0.813	0.868	0.893	0.916	0.931	0.982	1.000
燃气生产和供应业	0.684	0.684	0.684	0.684	0.684	0.684	0.701	0.718	0.737	0.750	0.771	0.814	0.856	0.935	1.000
食品制造及烟草加工业	0.821	0.821	0.821	0.821	0.821	0.821	0.821	0.821	0.895	0.895	0.895	0.900	0.917	0.975	1.000
煤炭开采和洗选业	0.826	0.826	0.826	0.826	0.826	0.826	0.826	0.826	0.826	0.826	0.879	0.933	0.933	0.934	1.000
水的生产和供应业	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
石油和天然气开采业	0.793	0.793	0.794	0.810	0.810	0.810	0.909	0.909	0.909	0.909	0.936	0.999	1.000	1.000	1.000

附表6 主要工业行业技术效率均值

行业/年份	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
通信设备、计算机及其他电子设备	0.691	0.610	0.622	0.648	0.757	0.819	0.878	0.932	1.000	0.941	0.999	0.955	1.000	1.000	1.000
电气机械及器材制造业	0.769	0.613	0.625	0.614	0.646	0.697	0.839	0.934	0.992	0.757	0.817	0.854	0.919	0.996	1.000
仪器仪表文化办公用机械制造业	0.691	0.524	0.577	0.614	0.726	0.717	0.783	0.786	0.853	0.899	0.933	0.956	0.976	1.000	0.994
交通运输设备制造业	0.905	0.675	0.634	0.608	0.611	0.639	0.664	0.748	0.887	0.947	0.954	0.940	0.971	1.000	1.000
金属制品业	0.807	0.587	0.637	0.626	0.680	0.696	0.826	0.915	1.000	0.775	0.845	0.867	0.899	0.972	1.000
通用、专用设备制造业	0.817	0.601	0.614	0.604	0.585	0.608	0.639	0.701	0.798	0.838	0.890	0.921	0.957	0.982	1.000
化学工业	0.773	0.667	0.669	0.617	0.596	0.621	0.680	0.720	0.838	0.847	0.885	0.922	0.938	0.990	1.000
纺织服装鞋帽皮革羽绒及制品业	0.866	0.676	0.742	0.758	0.881	0.896	0.924	0.972	1.000	0.893	0.924	0.919	0.922	0.985	1.000
纺织业	0.871	0.619	0.611	0.596	0.591	0.626	0.693	0.813	0.945	0.768	0.838	0.915	0.951	0.987	1.000
金属冶炼及压延加工业	0.747	0.519	0.485	0.469	0.474	0.492	0.530	0.588	0.677	0.789	0.869	0.922	0.939	0.970	1.000
造纸印刷及文教体育用品制造业	0.856	0.718	0.760	0.720	0.712	0.719	0.744	0.905	0.996	0.775	0.817	0.845	0.879	0.963	1.000
木材加工及家具制造业	0.752	0.566	0.640	0.639	0.633	0.757	0.847	0.934	1.000	0.686	0.752	0.807	0.851	0.956	1.000
非金属矿物制品业	0.816	0.581	0.609	0.613	0.541	0.573	0.603	0.655	0.803	0.774	0.832	0.857	0.900	0.967	1.000
电力、热力的生产和供应业	0.832	0.703	0.720	0.661	0.636	0.614	0.586	0.598	0.651	0.660	0.734	0.958	0.964	1.000	1.000
石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.751	0.620	0.586	0.520	0.441	0.486	0.740	0.748	0.789	0.905	0.940	0.969	1.000	0.962	1.000
金属矿采选业	0.687	0.600	0.629	0.689	0.626	0.673	0.702	0.730	0.770	0.847	0.880	0.908	0.926	0.981	1.000
燃气生产和供应业	0.538	0.452	0.425	0.453	0.436	0.506	0.572	0.606	0.642	0.666	0.703	0.771	0.831	0.930	1.000
食品制造及烟草加工业	0.782	0.627	0.643	0.643	0.642	0.648	0.665	0.778	0.882	0.747	0.834	0.888	0.909	0.974	1.000
煤炭开采和洗选业	0.789	0.655	0.718	0.680	0.586	0.515	0.523	0.577	0.680	0.748	0.862	0.928	0.905	0.929	1.000
水的生产和供应业	1.000	0.835	0.894	0.930	0.895	0.929	0.884	0.884	0.888	0.915	0.923	0.912	0.918	0.988	1.000
石油和天然气开采业	0.739	0.681	0.740	0.765	0.705	0.686	0.900	0.784	0.767	0.861	0.931	0.999	1.000	1.000	0.981

附表 7 面板估计的个体效应

样本	行业	个体效应	行业	个体效应
四年期样本	通信设备、计算机及其他电子设备	0.092	造纸印刷及文教体育用品制造业	0.049
	电气机械及器材制造业	0.084	木材加工及家具制造业	-0.059
	仪器仪表文化办公用机械制造业	0.077	非金属矿物制品业	-0.022
	交通运输设备制造业	-0.024	电力、热力的生产和供应业	-0.067
	金属制品业	0.024	石油加工、炼焦及核燃料加工业	-0.040
	通用、专用设备制造业	0.006	金属矿采选业	-0.079
	化学工业	0.068	食品制造及烟草加工业	-0.111
	纺织服装鞋帽皮革羽绒及制品业	0.082	煤炭开采和洗选业	0.065
	纺织业	0.037	石油和天然气开采业	-0.008
	金属冶炼及压延加工业	-0.175		
	行业	个体效应	行业	个体效应
三年期样本	通信设备、计算机及其他电子设备	0.112	造纸印刷及文教体育用品制造业	0.061
	电气机械及器材制造业	0.084	木材加工及家具制造业	-0.028
	仪器仪表文化办公用机械制造业	0.073	非金属矿物制品业	-0.040
	交通运输设备制造业	-0.027	电力、热力的生产和供应业	-0.066
	金属制品业	0.051	石油加工、炼焦及核燃料加工业	-0.037
	通用、专用设备制造业	-0.003	金属矿采选业	-0.068
	化学工业	0.050	食品制造及烟草加工业	-0.114
	纺织服装鞋帽皮革羽绒及制品业	0.079	煤炭开采和洗选业	0.018
	纺织业	0.015	石油和天然气开采业	-0.003
	金属冶炼及压延加工业	-0.156		

报告总负责人：杨瑞龙 毛振华 朱科敏

报告执笔人：

总报告：刘元春 闫衍 朱戎

分报告 1：郑超愚

分报告 2：于春海

分报告 3：任泽平 李志兵

分报告 4：郑新业

分报告 5：郭杰 杨杰

分报告 6：范志勇

分报告 7：章艳红

分报告 8：冯俊新

分报告 9：虞义华

分报告 10：刘小鲁