

目 录

分报告 1: 中国宏观经济形势与政策: 2008-2009 年.....	1
分报告 2: 持续经济增长目标下的最优税负和财政支出结构.....	23
分报告 3: 收入分配和居民消费需求之间的关系.....	43
分报告 4: 经济下滑背景下的失业分析及预测: 2008-2009.....	55
分报告 5: 我国物价形势与预测: 2008-2009 年.....	107
分报告 6: 次贷危机对我国贸易顺差和出口的影响分析.....	125
分报告 7: 次贷危机对中国对外贸易量值的影响探析.....	103
分报告 8: 全球金融动荡、新布雷顿体系与中国经济调整.....	127
分报告 9: 美国两次住宅金融危机比较.....	143
分报告 10: 劳动力市场供给状况如何? ——基于户籍改革的检验.....	159

分报告 1:

中国宏观经济形势与政策：2008-2009 年

China's Macroeconomic Situation and Policies: 2008-2009

内容摘要：2008 年，中国经济能够在将核心 CPI 指数通货膨胀率控制在 2% 以下的同时实现接近 10% 的实际 GDP 增长速度。然而，中国经济景气从 2008 年起转折下行，已经进入本次经济周期的收缩阶段。2009 年，中国宏

观经济管理应该在长期中性的需求管理原则指导下，建立以促进国内投资需求为核心的政策体系，采取适度扩张的财政政策和货币政策，启发国内需求与国外需求以及消费需求与净出口需求对经济增长的全面拉动作用，在中国经济景气进入收缩阶段后防止萧条形态。

中国经济具有投资驱动的内生增长性质，从而其潜在国民收入增长容纳实际国民收入增长的滞后效应。由于 2004-2007 年间中国实际国民收入的高速增长已经通过滞后效应大幅度提升潜在国民收入，中国经济增长速度的过度减缓可能产生明显的负向国民收入缺口。同时，中国经济波动的主要需求驱动力量已经从 1982-1993 年间的内部消费需求与投资需求转变为 1994-2007 年间的外部净出口需求，必然通过国际贸易途径而耦合美国经济波动，严重其经济周期的内在收缩倾向。

中国通货膨胀机制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。由于重型化的产业结构、严格的环境保护标准与完善的国有产权制度，难以避免资源性产品价格的结构性上涨。不过，在竞争性市场体系支持下的技术进步，能够沿产业链方向逐级吸收资源性产品价格上涨影响，基本消除中国通货膨胀的资源成本推动因素。中国经济已经并且将继续呈现从 PPI 指数到 GDP 平减指数到 CPI 指数递减的通货膨胀动态结构，保持较为温

和的 CPI 指数核心通货膨胀率

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，实现高储蓄向高投资的有效转化，以充分积累的资本存量与相对短缺的劳动力互补而支持未来老龄社会。在弥合总需求大于总供给的可能通货膨胀缺口时，中国需求管理不仅存在硬着陆与软着陆的政策选择，而且存在正向软着陆与反向软着陆的政策选择。中国需求管理应该建立最高可可持续增长率目标的政策指导线，并且面临持续扩展而实时未知的潜在总供给能力，应该采取微撞的操作模式，通过间歇性增加总需求而跟踪潜在总供给前沿。

2008 年，中国经济景气进入本次经济周期的收缩阶段，在将核心 CPI 指数通货膨胀率控制在 2% 以下的同时实现略低于 10% 的实际 GDP 增长速度。2009 年，中国宏观经济管理应该在长期中性的需求管理原则指导下，建立以促进国内投资需求为核心的政策体系，采取适度扩张的财政政策和货币政策支持经济增长。

一、中国宏观经济指标预测

中国经济在经历 1991-2001 年间的完整波谷一波谷经济周期后，从 2002 年起重新进入本次经济周期的扩张阶段，连续呈现高经济增长与低通货膨胀的良好运行格局。经过 2003 年与 2004 的恢复性和补偿性增长，中国经济景气在 2005 年完成从经济萧条到经济繁荣的周期形态转换，在 2006 年继续强劲扩张，最终在 2007 年度达到本次增长型经济周期波峰。

从 2007 年下半年起，中国经济景气转折下行。特别是进入 2008 年上半年后，加强宏观调控与从紧货币政策的先后施行，人民币实际汇率的持续升值，以及美国经济次贷危机向全球经济与中国经济的逐渐扩散，其投资需求与净出口需求紧缩效应显现，与中国经济周期的内在收缩倾向叠加，共同导致中国实际 GDP 增长速度逐季减缓。2008 年，中国经济能够在将核心 CPI 指数上涨率控制在 2% 以下的同时实现接近 10% 的实际 GDP 增长速度。然而，中国经济景气将从 2008 年起进入本次经济周期的收缩阶段。

2009 年，中国宏观经济管理应该在长期中性的需求管理原则指导下，建立以促进国内投资需求为核心的政策体系，采取适度扩张的财政政策和货币政策，启发国内需求与国外需求以及消费需求与净出口需求对经济增长的全面拉动作用，在中国经济景气进入收缩阶段后防止萧条形态。这样，在 2008 年实际 GDP 水平略高于潜在 GDP 水平而实际 GDP 增长速度略低于潜在 GDP 增长速度的基础上，避免 2009 年实际 GDP 增长速度过分低于潜在 GDP 增长速度，从而使得 2009 年实际 GDP 水平平稳回归潜在 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 2008 年与 2009 年中国宏观经济运行的基本形势，其主要预测结果如表 1 所示。其中，2009 年预测的主要宏观经济政策假设包括：（1）2009 年中央财政预算赤字为 4450 亿元；（2）2009 人民币与美元的平均兑换率为 6.60:1。

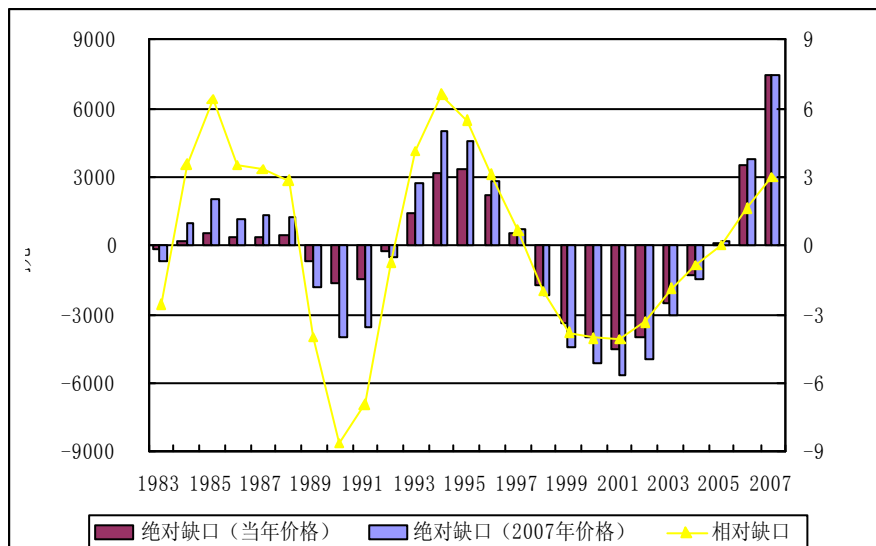
表 1 2008 年与 2009 年中国宏观经济指标

指标	2007 年	2008 年预测	2009 年预测
1、GDP 增速 (%)	11.9	9.6	8.42
其中：一产 (%)	3.7	4.7	3.5
二产 (%)	13.4	10.3	8.9
三产 (%)	12.6	10.1	9.1
2、全社会固定资产投资	137239 (24.8%)	173195 (26.2%)	205582 (18.7%)
社会消费品零售额	89210 (16.8%)	108479 (21.6%)	125836 (16.1%)
3、出口 (亿美元)	12180 (25.7%)	14617 (21.0%)	16678 (14.1%)
进口 (亿美元)	9558 (20.8%)	11967 (25.2%)	14174 (19.1%)
4、狭义货币供应量 M1 (亿元)	152519 (21.0%)	169296 (11.1%)	189611 (12.0%)
广义货币供应 量 M2 (亿元)	403401 (16.7%)	467945 (16.0%)	542138 (15.7%)
5、居民消费价格指数上涨率	4.8%	6.1%	2.3%

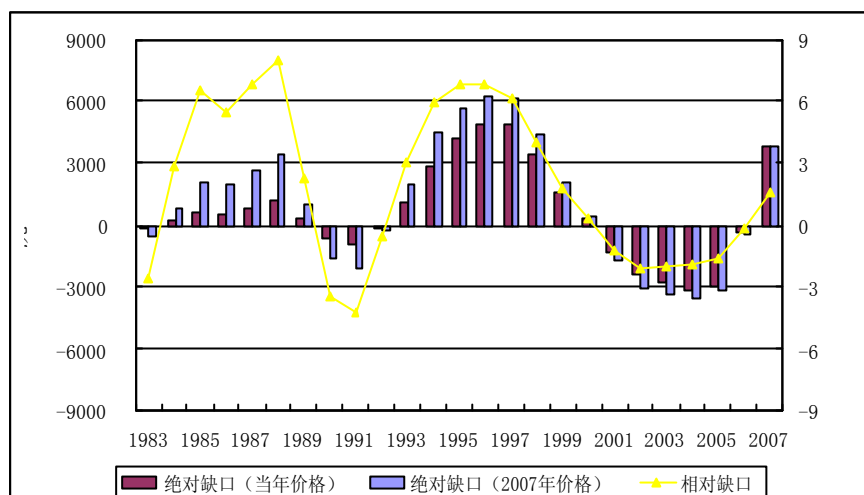
二、中国宏观经济形势分析

1. 经济增长潜力与经济周期相位

在二元结构条件下，中国经济具有类似 AK 模型的内生增长性质，其潜在国民收入增长过程 $Y_t = \prod_{i=1}^k \{(Y_{t-i} \cdot (1 + \delta)^i)^{w(i)}\}$ 因而容纳滞后效应 (hysteresis)。在时滞阶数 $k = 5$ 与分布概率 $w(i) = \cos((i - 1) \cdot (\pi / 2k))$ 的代表性情形下，使用 OLS 方法拟合实际国民收入自回归方程 $\ln Y_t = \sum_{i=1}^k \{w(i) \cdot (\ln Y_{t-i} + i \cdot \ln(1 + \delta))\}$ ，进而静态预测与动态预测潜在国民收入，由此建立中国国民收入绝对缺口与相对缺口，其时间路径如图 1 所示。



(a) 静态预测



(b) 动态预测

图1 中国国民收入绝对缺口与相对缺口

中国潜在 GDP 自然增长率 $\delta = 10.003\%$ 。图 2 依据增长型经济周期的标准波动形态，分年度定性 2001 年以来中国经济周期相位。中国国民收入相对缺口在波峰年度 2007 年达到极大值，在静态预测情形下为 2.9883027%而在动态预测情形下为 1.548339%，未过度偏离零基准状态，并且在 2008 年后向零基准回归而排除经济过热危险。由于 2004-2007 年间中国实际国民收入以超过其自然率的速度加速增长，必然通过滞后效应大幅度提升中国潜在国民收入，中国经济增长速度在 2009 年的过度减缓可能产生明显的负向国民收入缺口。

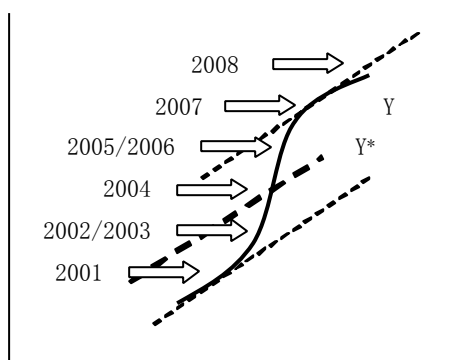


图2 中国经济周期相位

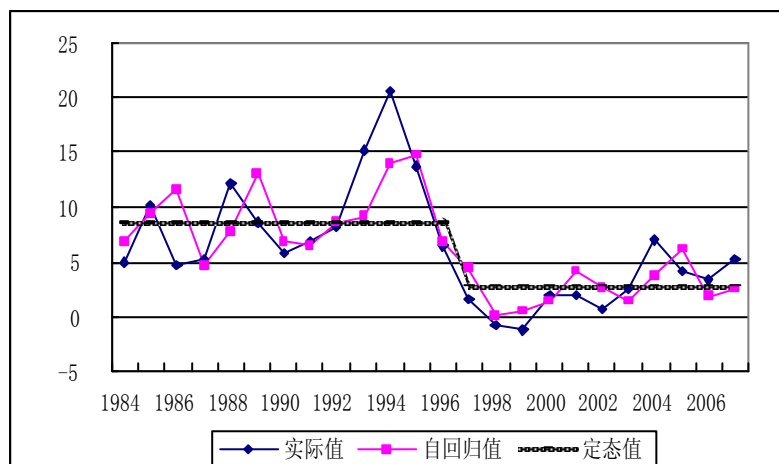
2. 通货膨胀的历史趋势与结构因素

与中国经济体制的市场化转型对应，中国通货膨胀机制依次经历 1980 年代中后期、1990 年代初中期以及 1990 年代后期以来的三阶段结构演化过程，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 2 所示。

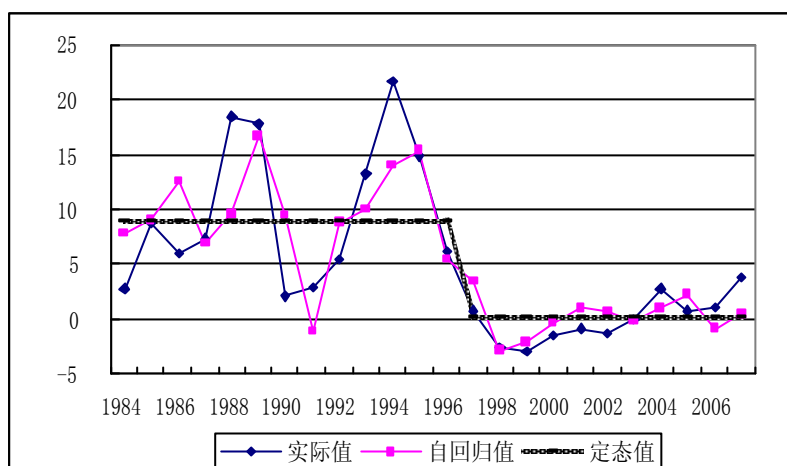
表 2 中国核心通货膨胀率演化历史

	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

中国通货膨胀率自回归过程 $\pi_t = C(0) + \sum_i C(i) \cdot \pi_{t-i}$ ，在 $\sum_i C(i) < 1$ 必要条件下历时稳定，其定态解 $\pi^* = C(0)/(1 - \sum_i C(i))$ 能够指示核心通货膨胀率。以 1997 年为界限对中国 GDP 平减指数与商品零售价格指数的自回归过程分期，区别 1984-1997 年历史阶段与 1998-2007 年历史阶段间而测度定态通货膨胀率，其时间路径如图 3 所示。



(a) GDP 平减指数



(b) 商品零售价格指数

图 3 中国定态通货膨胀率

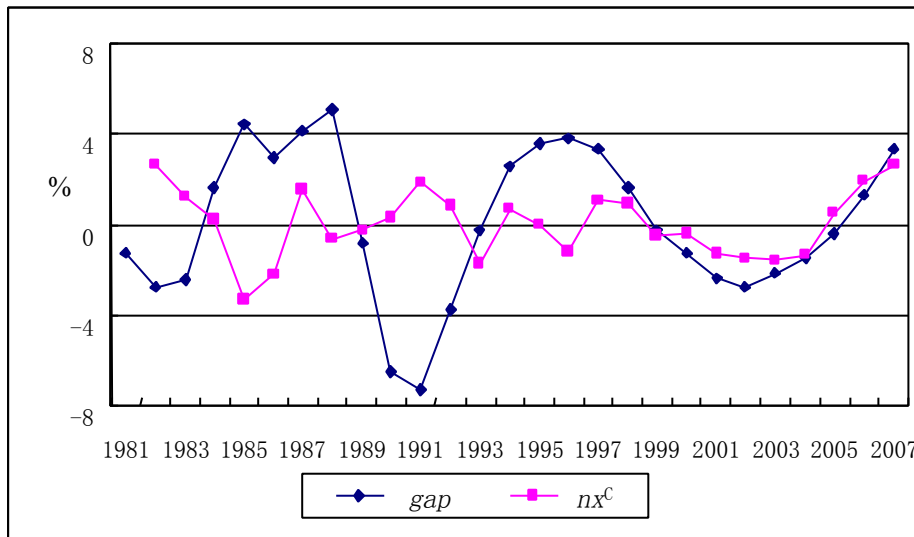
由于重型化的产业结构、严格的环境保护标准与完善的国有产权制度，资源性产品价格上涨难以避免。不过，在竞争性市场体系支持下的技术进步，能够沿产业链方向逐级吸收资源性产品价格上涨影响，基本消除中国通货膨胀的资源成本推动因素。对 1990 年代以来中国 CPI 指数与 PPI 指数以及原材料、燃料、动力价格指数（以 MFPPI 表示）的协整分析，揭示其长期均衡关系 $CPI = 0.801805 \cdot PPI - 0.239673 \cdot T + 6.488887$ 与 $CPI = 0.642305 \cdot MFPPI - 0.344373 \cdot T + 8.175505$ 。正是由于技术进步对成本推动的逐级吸收作用，中国 CPI 指数对 PPI 指数与 MFPPI 指数的成本感应是不完全的，其对 MFPPI 指数的成本感应相对弱于对 PPI 指数的成本感应，并且在时间趋势推动下减弱。中国经济已经并且将继续呈现从 PPI 指数到 GDP 平减指数到 CPI 指数递减的通货膨胀动态结构，保持较为温和的 CPI 指数核心通货膨胀率

3. 经济波动的需求驱动力与国际偶合性

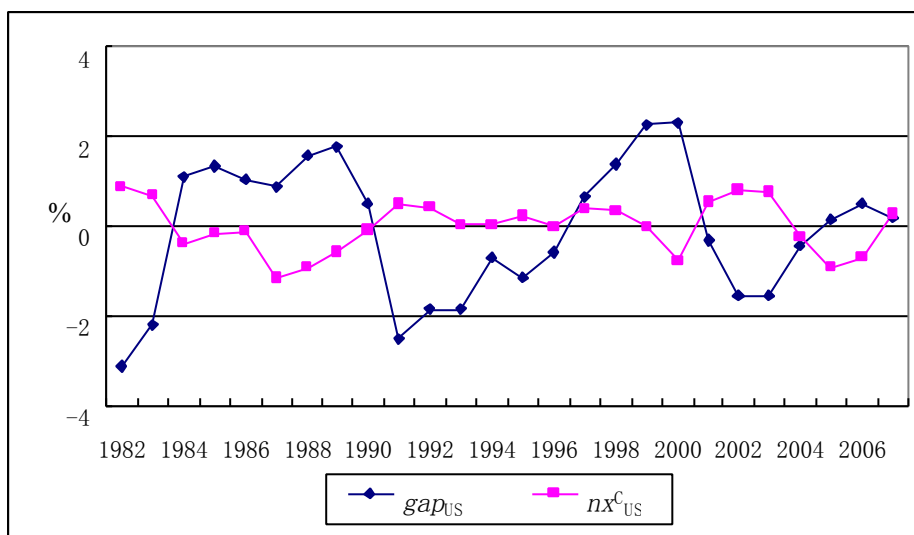
对于三部门经济体系，国民收入 $Y = C + I + (X - M)$ 。假设消费函数 $C = C(Y)$ ，投资函数 $I = \bar{I} + v$ ，出口函数 $X = \bar{X} + v$ ，进口函数 $M = M(Y)$ ；其中，内部需求扰动 v 与外部需求扰动 v 分别具有方差 δ^2_v 与 δ^2_v 。

净出口与国民收入协方差 $\text{cov}(X - M, Y) = (-m \cdot \delta^2_v + (1 - c) \cdot \delta^2_v) / (1 - c - m)$ 。若 $\delta^2_v > 0$ 而 $\delta^2_v = 0$ ， $\text{cov}(X - M, Y) < 0$ ，从而蕴涵净出口逆周期运动；若 $\delta^2_v = 0$ 而 $\delta^2_v > 0$ ， $\text{cov}(X - M, Y) > 0$ ，从而蕴涵净出口顺周期运动。依据相关系数 $\rho(X - M, Y) = \text{cov}(X - M, Y) / (\delta^2_v \cdot \delta^2_v)^{1/2}$ ，能够辨识经济波动的需求驱动类型：若 $\rho(X - M, Y) < 0$ ，经济波动由内部需求冲击驱动；若 $\rho(X - M, Y) > 0$ ，经济波动由外部需求冲击驱动。

建立中国国民收入时间趋势 $\ln Y^T_t = C(1) + C(2) \cdot T - C(3) \cdot T^2$ ，进而计算中国国际贸易相对顺差 $nx = (X - M) / Y^T$ ，以实际有效汇率 E 与趋势国民收入 Y^T 共同决定其时间趋势 $nx^T_t = C(1) + C(2) \cdot \ln Y^T_t + C(3) \cdot \ln E_{t-1} + C(4) \cdot \ln E_{t-2}$ 。因此，中国国民收入内部缺口 $gap = (Y - Y^T) / Y^T$ ，中国国民收入外部缺口 $nx^C = nx - nx^T$ 。类似地，计算美国国民收入内部缺口 gap_{US} 与美国国际贸易相对顺差 nx_{US} 及其时间趋势 nx^T_{US} ，美国国民收入外部缺口 $nx^C_{US} = nx_{US} - nx^T_{US}$ 。1982-2007 年间中国国民收入内部缺口与外部缺口以及 1982-2007 年间美国国民收入内部缺口与外部缺口，其时间路径如图 4 所示。



(a) 中国经济



(b) 美国经济

图4 中国与美国国民收入内部缺口与外部缺口

中国国民收入内部缺口与外部缺口的交叉相关性分析，指示 1982-2007 年间二者微弱负相关。然而，以 1994 年为界限，中国国民收入内部缺口与外部缺口在 1982-1993 年间明显负相关而在 1994-2007 年间明显正相关，从而能够认定中国经济波动的主要需求驱动力量已经从 1982-1993 年间的内部消费需求与投资需求转变为 1994-2007 年间的外部净出口需求。1982-2007 年间美国国际贸易顺差逆周期运动，其国民收入内部缺口与外部缺口明显负相关，从而能够认定其间美国经济波动主要由内部需求驱动。

在 1990 年代以来的全球化时代，中国经济与美国经济共同成为世界经济的重要增长极，然而中国经济与美国经济逐渐从同相波动向反相波动演化。特别是在 2007 年，美国经济萧条而中国经济强劲扩张，似乎出现所谓脱藕现象 (decoupling)。由于中国经济波动的外部需求驱动性质与美国经济波动的内部需求驱动性质，中国经济景气已经从 1994 年起耦合美国经济景气而相应扩张或者收缩。美国经济受次贷危机冲击而持续衰退，其国际收支改善而贸易逆差缩小，必然导致世界贸易规模以及中美贸易顺差缩小，进而导致中国贸易顺差缩小。中国经济波动通过国际贸易途径而耦合美国经济波动，严重其经济周期的内在收缩倾向。

三、中国宏观经济政策评论

1. 凯恩斯主义、反向软着陆、微撞操作

面临高储蓄倾向的国民收入分配结构，中国宏观经济政策设计应该遵循凯恩斯主义研究路线，实现高储蓄向高投资的有效转化，以充分积累的资本存量与相对短缺的劳动力互补而支持未来老龄社会。中国巨额国际贸易顺差部分反映人民币汇率相对于国际收支平衡目标低估以及国内投资需求相对于国内储蓄能力不足。在固定资产投资增长、国际贸易顺差与银行体系流动性的链式作用过程中，凯恩斯主义揭示如图 5 示的缩小国内储蓄剩余与升值人民币汇率的均衡化调整机制，否定中国经济恶性循环从而不可持续的悲观认识。

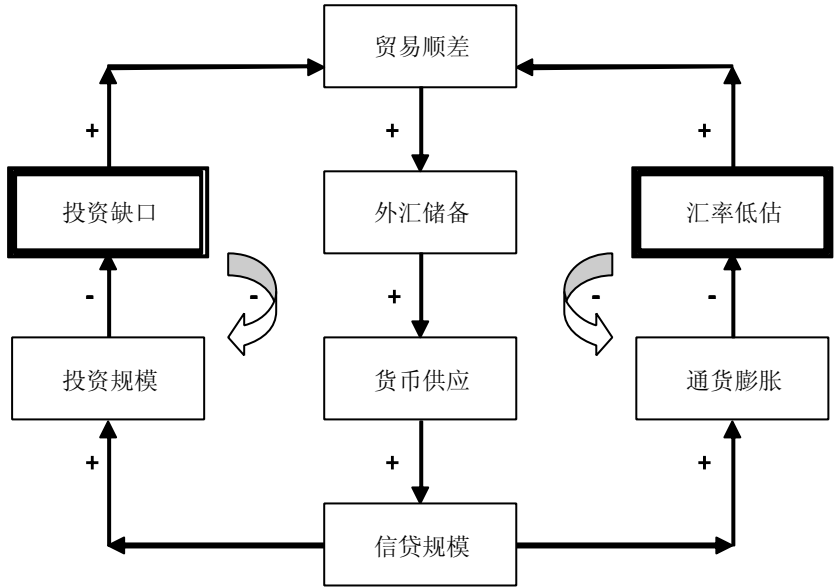
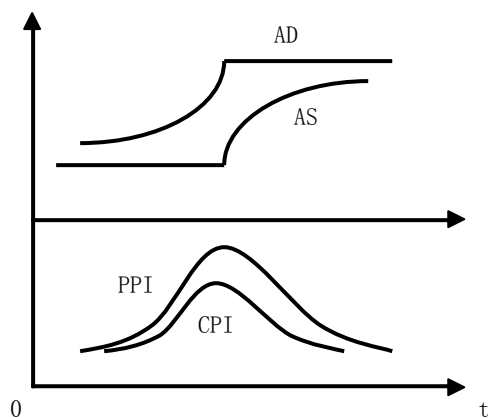
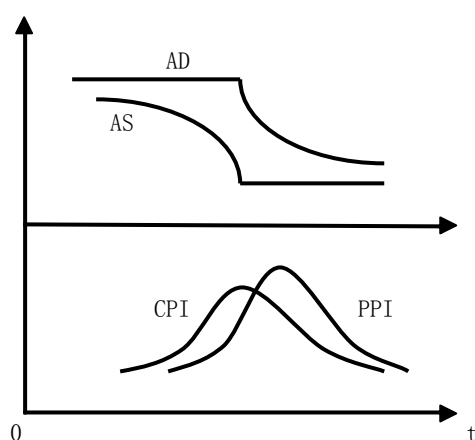


图 5 凯恩斯主义观点

2003-2004 年间，中国经济扩张投资需求而保持必要的有效需求张力，主要通过增加投资而增加潜在总供给途径，实现总需求与总供给的反向软着陆（reverse soft-landing）；2007-2008 年间，中国经济受石油与原材料价格上涨的负向冲击而总供给能力下降，采取控制投资的紧缩性需求管理政策，实现总需求与总供给的正向软着陆，如图 6 所示。反向软着陆与正向软着陆均能够弥合通货膨胀缺口而恢复总供给总需求平衡，然而产生相异的 PPI 指数与 CPI 指数通货膨胀率相位关系，并且蕴含相异的长期经济增长能力。在反向软着陆情形，PPI 指数随着投资需求起始增加而上升，并且随着投资最终形成生产能力而回落，通过成本传递途径导致 CPI 指数同步波动；在正向软着陆情形，在 CPI 指数与 PPI 指数因供给能力降低而上升后，需求紧缩政策首先减少最终需求而导致 CPI 指数领先回落，进而减少中间需求而导致 CPI 指数滞后回落。



(a) 反向软着陆：2004-2005 年



(b) 正向软着陆：2007-2008 年

图 6 中国经济软着陆

在新古典主义与新凯恩斯主义以后的宏观经济学实用综合，倾向于肯定凯恩斯定理的短期正确性与萨伊定理的长期正确性。然而，若总供给能够灵敏响应总需求以及实际总供给能够在短期内形成潜在总供给，凯恩斯定理是在短期和长期同时成立的。在弥合总需求大于总供给的可能通货膨胀缺口时，中国需求管理不仅存在硬着陆与软着陆的政策选择，而且存在正向软着陆与反向软着陆的政策选择。

中国需求管理应该建立最高可可持续增长率目标的政策指导线。在经济结构变革和经济景气转换时期，存在低估中国经济增长潜在能力的预测风险，有可能实行非合意的紧缩性需求管理政策而障碍中国经济景气的恢复和繁荣，甚至导致非理性的经济萧条。面临持续扩展而实时未知的潜在总供给能力，应该采取微撞（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潜在总供给前沿。

2. 货币政策的价格稳定目标与风险管理

中国经济发展需要继续转移农村剩余劳动力和提高粮食产品价格，维护农业比较收益。中国经济继续工业化和成功赶超以及中国货币政策的价格稳定目标，应该以粮食产品价格与货币工资率的同时上涨作为其结构约束，主要通过高工资率增加人力资本投资进而通过高劳动生产率吸收高工资成本，在高粮食产品价格与高工资率的前提下保持低单位劳动成本（ULC）与低核心通货膨胀率的国际比较成本优势。

中国货币政策有必要建立以 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，分离敏感反应气候环境条件与供给需求状况的粮食产品价格随机波动而避免过度反应，并且以灵活产品价格吸收需求或者供给冲击，减弱通货膨胀条件下的相对价格体系扭曲与资源配置效率损失。依据动态购买力平价理论而情景预测的 2006-2010 年间人民币实际汇率年均升值 6%，参照泰勒规则与欧洲中央银行货币政策的价格稳定目标，中国货币政策应该采取 4% CPI 指数核心通货膨胀率的价格稳定目标而年均升值人民币名义汇率 4%，通过国内国际通货膨胀率差距年均升值人民币实际汇率 2%。

在不完全竞争的国际市场上，需求弹性（而不是供应成本）主导产品定价原则，直接的汇率传递效应在国际统计经验上是不显著的。主要是通过减少净出口需求从而导致经济衰退的间接途径，名义汇率升值具有通货紧缩效应。中国经济赶超过程必然重合国民收入快速增长与实际汇率持续升值，然而加速人民币名义汇率升值的反通货膨胀政策建议是不可取的。人民币实际汇率升值应该同时采取人民币名义汇率升值与国内通货膨胀方式，以国内高通货膨胀率迫使封闭部门负担中国经济结构内向化调整成本。

源于国际贸易顺差的中国银行体系流动性属于典型的资产驱动型（asset-driven）中央银行资产负债表扩张问题，短期内能够而且应该通过对冲操作加以克服。中国货币政策在进行公开市场操作的同时，上调金融机构法定存款准备金率而回收银行体系的过剩流动性。由于中国金融机构的法定存款准备金是支付利息的，其金融脱媒作用较为有限。不过，在经济自由化与全球化的历史背景下，法定存款准备金制度的主要国际趋向包括对金融机构法定存款准备金的利息支付与取消对金融机构存款准备金率的法定要求。从信贷市场信心的主观视角考察，银行体系流动性的充裕与短缺状态分别反映信贷市场的乐观与悲观情绪，从繁荣向萧条的经济景气形态转换能够迅速枯竭过剩流动性而导致流动性不足。

中国利率政策的内部平衡目标与外部平衡目标对立是不存在的。由于利率尚未完全自由化，价格调整性质的利率政策与数量调整性质的信贷规模管理作

为货币政策工具是相互独立的，能够在货币紧缩过程中以信贷规模管理补充利率政策而减弱利率水平向上调整压力；由于国际资本流动尚未完全自由化，国内利率尚未受人民币汇率形成的利率平价条件完全约束，仍然能够在人民币升值而美元利率下降的条件下向上调整。在信贷规模控制与国际资本流动控制的制度支持下，中国利率政策具有相对自由的操作空间，能够适应国内国际经济形势而相机抉择国内利率水平的调整方向与调整幅度。

面临国内国际经济形势的不确定性，中国货币政策从基础货币到货币供应进而到总需求的传导途径是内在不稳定的，在估计货币需求函数而确定货币供应目标方面以及在调节基础货币而实现货币供应目标方面存在预测和控制困难。有必要建立中国货币政策的风险管理模式，其需求管理操作应该是超前和有力度的，容纳政策效应时滞而抑制过度经济扩张，防止经济繁荣突变为经济过热状态；其需求管理操作是适度和有时限的，必须在经济周期跨越波峰后退出，避免与其内在收缩倾向叠加而导致经济衰退。

附录一 CMAFM 的重新估计

中国宏观经济分析与预测模型——CMAFM 模型的结构设计是与标准 IS-LM-AS 模型一致的，以政府支出与狭义货币供应输入需求管理政策冲击。CMAFM 模型在附表 1（a）的 SNA 体系原始变量基础上，界定附表 1（b）的 CMAFM 模型变量，进而使用 GDP 平减指数缩减国内模型变量而建立相应真实变量指标，最终形成如附表 1（c）所示的 CMAFM 模型直接输入变量体系。其中，数据来源 I、II 与 III 分别代表国家统计局《中国统计年鉴》、国际货币基金组织《International Financial Statistics》与世界贸易组织统计数据网址“<http://www.wto.org/statistics>”。

附表 1（a） SNA 体系原始变量

序号	变量	定义	单位	来源
1	BFCI	国家预算内固定资产投资	当年价格，亿元	I
2	GFCI	固定资本形成总额	当年价格，亿元	I
3	GOVC	政府消费	当年价格，亿元	I
4	GOVEX	国家财政支出	当年价格，亿元	I
5	GOVRE	国家财政收入	当年价格，亿元	I
6	INV	存货增加	当年价格，亿元	I
7	NEX	净出口	当年价格，亿元	I
8	NGDP	名义国内生产总值	当年价格，亿元	I
9	PRIVC	居民消费	当年价格，亿元	I
10	SM1	狭义货币供应年末余额	当年价格，十亿元	II
11	SM2	广义货币供应年末余额	当年价格，十亿元	II
12	SSDRE	特别提款权年末兑换率	每特别提款权人民币元	II
13	USDE	美元平均兑换率	每美元人民币元	I
14	WME	世界商品出口总额	当年价格，百万美元	III
15	WMI	世界商品进口总额	当年价格，百万美元	III
16	WSE	世界服务出口总额	当年价格，百万美元	III
17	WSI	世界服务进口总额	当年价格，百万美元	III
18	Y	真实国内生产总值	可比价格，1978 年 = 100	I

附表1 (b) CMAFM模型变量定义

序号	变量	定义	计算公式
1	FCI	固定资产投资	$FCI_t = GFCI_t - BFCI_t$
2	G	政府支出	$G_t = GOVC_t + BFCI_t$
3	GTX	政府综合收入	$GTX_t = GOVRE_t - (GOVEX_t - G_t)$
4	PDY	居民可支配收入	$PDY_t = GDP_t - GTX_t$
5	SDRE	特别提款权年均兑换率	$SDRE_t = (SSDRE_t + SSDRE_{t-1})/2$
6	WT	世界贸易总额	$WT_t = (WME_t + WMI_t + WSE_t + WSI_t)/100$
7	M1	狭义货币供应年均余额	$M1_t = ((SM1_t + SM1_{t-1})/2) \cdot 10$
8	M2	广义货币供应年均余额	$M2_t = ((SM2_t + SM2_{t-1})/2) \cdot 10$

附表1 (c) CMAFM模型变量体系

序号	变量	定义	计算公式	单位
1	P	价格指数	$P_t = (NGDP_t/Y_t)/(NGDP_{1981}/Y_{1981})$	1981 年 = 1.00
2	INFL	通货膨胀率	$INFL_t = (P_t/P_{t-1} - 1) \cdot 100$	%
3	YR	真实国民收入	$YR_t = NGDP_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
4	PDYR	真实居民可支配收入	$PDYR_t = PDY_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
5	GTXR	真实政府综合收入	$GTXR_t = GTX_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
6	PRIVCR	真实居民消费	$PRIVCR_t = PRIVC_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
7	FCIR	真实固定资产投资	$FCIR_t = FCI_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
8	INVR	真实存货投资	$INVR_t = INV_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
9	NEXR	真实净出口	$NEXR_t = NEX_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
10	GR	真实政府支出	$GR_t = G_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
11	M1R	真实 M1 货币供应	$M1R_t = M1_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
12	M2R	真实 M2 货币供应	$M2R_t = M2_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
13	R3	三年期居民储蓄存款利率	$R3_t = \sum \{(R_{ti} \cdot \Delta t_{ti}) / \sum (\Delta t_{ti})\}$	%

使用 OLS 方法在 1981–2006 年间对 CMAFM 模型进行单方程估计, 取得 CMAFM 模型 2008 年版本的可计算形式。其中, 定义离散型时间变量 T, 1981 年 $T = 1$, 2006 年 $T = 26$; 定义制度变迁虚拟变量 DUM, 1988–1994 年间 $DUM = 1$, 其他年度 $DUM = 0$ 。不包含 ARMA 过程的 CMAFM 模型结构方程体系如附表 2 所示, 其结构参数 C 均为正值形式。

(1) 居民可支配收入定义式

$$PDYR_t = YR_t - GTXR_t$$

(2) 居民消费需求函数

$$\begin{aligned}\log \text{PRIVCR}_t = & 0.670562 + 0.341559 \cdot \log \text{PRIVCR}_{t-1} + 0.552053 \cdot \log \text{PDYR}_t \\ & (6.126314) \quad (3.073690) \quad (5.817701) \\ & + [\text{MA}(1) = 0.785025] \\ & (5.682740)\end{aligned}$$

$$R^2 = 0.999472, \text{ adj } R^2 = 0.999403, \text{ SE} = 0.015850, \text{ DW} = 1.696722。$$

(3) 固定投资需求函数

$$\begin{aligned}\log \text{FCIR}_t = & -3.406198 - 0.006112 \cdot (\text{R3}_t - \text{INFL}_t) + 1.228033 \cdot \log \text{YR}_t \\ & (-14.59375) \quad (-2.244400) \quad (51.89865) \\ & + [\text{MA}(1) = 0.989881] \\ & (30163.97)\end{aligned}$$

$$R^2 = 0.997932, \text{ adj } R^2 = 0.997663, \text{ SE} = 0.044984, \text{ DW} = 1.873066。$$

(4) 存货投资需求函数

$$\begin{aligned}\log (\text{INVR}_t / \text{PDYR}_{t-1}) = & -2.773398 + 0.162905 \cdot \text{R3}_t - 0.050260 \cdot \text{INFL}_{t-1} \\ & (-5.278981) \quad (4.862581) \quad (-3.991933) \\ & + 0.348913 \cdot \log (\text{INVR}_{t-1} / \text{PDYR}_{t-2}) + [\text{MA}(2) = 1.377021] \\ & (3.032795) \quad (5.102126)\end{aligned}$$

$$R^2 = 0.925283, \text{ adj } R^2 = 0.910339, \text{ SE} = 0.204873, \text{ DW} = 1.722229。$$

(5) 净出口需求函数

$$\begin{aligned}\text{NEXR}_t / \text{YR}_t = & -0.966983 + 0.565263 \cdot (\text{NEXR}_t / \text{YR}_t) - 0.348033 \cdot \log \text{YR}_t + 0.2222141 \cdot \log \text{YR}_{t-1} \\ & (-8.356095) \quad (4.474808) \quad (-3.292167) \quad (2.318852) \\ & - 0.048910 \cdot (\text{SDRE}_t / \text{P}_t) + 0.191495 \cdot \log (\text{WT}_t \cdot \text{USDE}_t / \text{P}_t) + [\text{MA}(2) = -0.896034] \\ & (-6.648709) \quad (6.947298) \quad (-6.833591)\end{aligned}$$

$$R^2 = 0.927157, \text{ adj } R^2 = 0.905304, \text{ SE} = 0.008934, \text{ DW} = 1.979812。$$

(6) 国民收入平衡方程

$$\text{YR}_t = \text{PRIVCR}_t + \text{FCIR}_t + \text{INVR}_t + \text{NEXR}_t + \text{GR}_t$$

(7) 货币需求函数

$$\begin{aligned}\text{R3}_t = & 6.634973 + 0.250355 \cdot \text{INFL}_t + 0.301635 \cdot \text{INFL}_{t-1} - 4.292559 \cdot (\text{M2R}_{t-1} / \text{YR}_{t-1}) \\ & (9.326312) \quad (3.036420) \quad (4.065770) \quad (-13.58754) \\ & + 25.21859 \cdot \Delta (\text{M2R}_t / \text{YR}_t) + [\text{MA}(2) = -0.962179] \\ & (3.215398) \quad (-14.11019)\end{aligned}$$

$$R^2 = 0.945283, \text{ adj } R^2 = 0.932256, \text{ SE} = 0.873418, \text{ DW} = 1.472560。$$

(8) 菲利普斯曲线

$$\text{INFL}_t = -3.496556 + 0.886549 \cdot \text{INFL}_{t-1} - 0.371710 \cdot \text{INFL}_{t-2} + 53.59734 \cdot \Delta \log \text{YR}$$

$$\begin{aligned} & (-4.510173) \quad (9.229158) \quad (-5.222888) \quad (5.723120) \\ & + 47.59625 \cdot \text{DUM} \cdot \Delta \log \text{YR}_{t-1} + [\text{MA}(1) = -1.352055] \\ & (9.048559) \quad (-3.551102) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.958618, \text{adj } R^2 = 0.948765, \text{SE} = 1.179894, \text{DW} = 2.565512。$$

(9) 税收制度方程

$$\begin{aligned} \log(\text{GTXR}_t/\text{YR}_t) = & -1.484677 - 0.049600 \cdot T + 0.001435 \cdot T^2 + [\text{MA}(1) = 0.928178] \\ & (-31.32348) \quad (-6.599244) \quad (5.682361) \quad (18.78659) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.914815, \text{adj } R^2 = 0.903704, \text{SE} = 0.036773, \text{DW} = 1.994269。$$

(10) 货币调整方程

$$\begin{aligned} \log(\text{M2R}_t/\text{YR}_t) = & 0.027725 + 0.968411 \cdot \log(\text{M2R}_{t-1}/\text{YR}_{t-1}) + 0.617092 \cdot \Delta \log(\text{M1R}_t/\text{YR}_t) \\ & (2.976166) \quad (57.06593) \quad (4.917350) \\ & + [\text{MA}(1) = 0.803610] \\ & (6.995019) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.997859, \text{adj } R^2 = 0.997579, \text{SE} = 0.022734, \text{DW} = 2.220909。$$

附表2 CMAFM模型结构方程体系

板块	结构方程
IS曲线	[1] $\text{PDYR}_t = \text{YR}_t - \text{GTXR}_t$
	[2] $\log \text{PRIVCR}_t = C_{10} + C_{11} \cdot \log \text{PRIVCR}_{t-1} + C_{12} \cdot \log \text{PDYR}_t$
	[3] $\log \text{FCIR}_t = -C_{20} - C_{21} \cdot (\text{R3}_t - \text{INFL}_t) + C_{22} \cdot \log \text{YR}_t$
	[4] $\log(\text{INVR}_t/\text{PDYR}_{t-1}) = -C_{30} + C_{31} \cdot \text{R3}_t - C_{32} \cdot \text{INFL}_{t-1} + C_{33} \cdot \log(\text{INVR}_{t-1}/\text{PDYR}_{t-2})$
	[5] $\text{NEXR}_t/\text{YR}_t = -C_{40} - C_{41} \cdot (\text{NEXR}_{t-1}/\text{YR}_{t-1}) - C_{42} \cdot \log \text{YR}_t + C_{43} \cdot \log \text{YR}_{t-1} - C_{44} \cdot (\text{SDRE}_t/\text{P}_t) + C_{45} \cdot \log(\text{WT}_t \cdot \text{USDE}_t/\text{P}_t)$
	[6] $\text{YR}_t = \text{PRIVCR}_t + \text{FCIR}_t + \text{INVR}_t + \text{NEXR}_t + \text{GR}_t$
LM曲线	[7] $\text{R3}_t = C_{50} + C_{51} \cdot \text{INFL}_t + C_{52} \cdot \text{INFL}_{t-1} - C_{53} \cdot (\text{M2R}_{t-1}/\text{YR}_{t-1}) + C_{54} \cdot \Delta(\text{M2R}_t/\text{YR}_t)$
AS曲线	[8] $\text{INFL}_t = C_{60} + C_{61} \cdot \text{INFL}_{t-1} - C_{62} \cdot \text{INFL}_{t-2} + C_{63} \cdot \Delta \log \text{YR}_{t-1} + C_{64} \cdot \text{DUM} \cdot \Delta \log \text{YR}_{t-1}$
政策规则	[9] $\log(\text{GTXR}_t/\text{PDYR}_t) = -C_{70} - C_{71} \cdot T + C_{72} \cdot T^2$
	[10] $\log(\text{M2R}_t/\text{YR}_t) = C_{80} + C_{81} \cdot \log(\text{M2R}_{t-1}/\text{YR}_{t-1}) + C_{82} \cdot \Delta \log(\text{M1R}_t/\text{YR}_t)$

附录二 中国潜在国民收入

在二元结构条件下, 中国总量生产函数 $Y_t = \phi \cdot K_t$ 。建立中国经济增长的制造期投资模型, 假设 t 时期投资 I_t 按分布概率 $w(i)$ 在 $(t+i)$ 时期形成资本 K_{t+i} , 而资本生命周期为 k , $\sum_{i=1}^k w(i) = 1$, $\ln K_t = \sum_{i=1}^k (w(i) \cdot \ln I_{t-i})$ 。对规模变量进行自然增长率 δ 的去趋势化处理, 取得容纳滞后效应的潜在国民收入自回归过程 $Y_t = \prod_{i=1}^k \{(Y_{t-i} \cdot (1+\delta)^i)^{w(i)}\}$, 即 $\ln Y_t = \sum_{i=1}^k \{w(i) \cdot (\ln Y_{t-i} + i \cdot \ln(1+\delta))\}$ 。

选取半朱拉格周期长度的时滞阶数 $k = 5$, 在概率函数 $w(i)$ 为前向负载 (front-loaded) 的余弦权数系列 $w(i) = \cos((i-1) \cdot (\pi/2k)) = \cos((i-1) \cdot (\pi/10))$ 的代表性情形下, 使用 OLS 方法在 1978-2007 年间依次拟合中国实际 GDP 指数的对数线性自回归方程 $\ln Y_t = \sum_{i=1}^5 \{w(i) \cdot \ln Y_{t-i}\} + \ln(1+\delta) \cdot \sum_{i=1}^5 \{i \cdot w(i)\}$ 。

$$\ln Y_t = \sum_{i=1}^5 \{w(i) \cdot \ln Y_{t-i}\} + \ln(1 + 0.100030) \cdot \sum_{i=1}^5 \{i \cdot w(i)\}$$

$$(27.61582)$$

$$R^2 = 0.996367, S.E. = 0.041533, D.W. = 0.553115。$$

中国潜在 GDP 自然增长率 $\delta = 10.003\%$ 。依据中国实际 GDP 指数对数线性自回归方程, 静态预测与动态预测实际 GDP 指数, 分情形建立 1983-2007 年间中国潜在国民收入时间序列, 进而计算中国国民收入绝对缺口与相对缺口, 如附表 3 所示。

附表 3 中国国民收入绝对缺口与相对缺口

年度	绝对缺口 (亿元)				相对缺口 (%)	
	静态预测		动态预测		静态预测	动态预测
	当年价格	2007 年价格	当年价格	2007 年价格		
1983	-152.48	-628.24	-152.48	-628.24	-2.557219	-2.557219
1984	257.25	1009.83	204.55	802.96	3.568843	2.837767
1985	578.95	2061.72	587.73	2092.99	6.421363	6.518768
1986	363.82	1237.62	565.90	1925.02	3.540768	5.507398
1987	404.93	1309.57	824.52	2666.54	3.358049	6.837628
1988	432.70	1248.17	1198.66	3457.63	2.876479	7.968336
1989	-674.47	-1792.39	378.67	1006.30	-3.969285	2.228480
1990	-1608.52	-4040.07	-652.04	-1637.72	-8.616524	-3.492879
1991	-1496.86	-3518.45	-918.11	-2158.06	-6.872184	-4.215084
1992	-191.53	-416.09	-144.30	-313.48	-0.711395	-0.535974
1993	1455.60	2745.46	1070.82	2019.72	4.119555	3.030583
1994	3193.93	4994.29	2855.20	4464.62	6.626695	5.923905

1995	3344.98	4600.11	4144.41	5699.51	5.502179	6.817167
1996	2236.08	2889.56	4858.90	6278.87	3.141598	6.826542
1997	569.62	725.01	4839.26	6159.36	0.721288	6.127742
1998	-1692.17	-2173.07	3404.85	4372.48	-2.004888	4.034072
1999	-3395.15	-4416.76	1606.88	2090.39	-3.785973	1.791852
2000	-4008.77	-5110.49	322.23	410.78	-4.040506	0.324778
2001	-4480.74	-5597.45	-1343.30	-1678.08	-4.086206	-1.225018
2002	-3959.25	-4916.75	-2461.96	-3057.36	-3.290249	-2.045957
2003	-2493.83	-3018.80	-2752.85	-3332.33	-1.836093	-2.026792
2004	-1284.82	-1454.49	-3126.48	-3539.37	-0.803622	-1.955540
2005	158.12	171.83	-2945.02	-3200.45	0.085994	-1.601705
2006	3571.55	3758.12	-367.00	-386.17	1.685304	-0.173176
2007	7456.71	7456.71	3863.57	3863.57	2.988302	1.548339

附录三 中国通货膨胀的稳定状态与成本传递

中国 GDP 平减指数与商品零售价格指数分别作为全部产品价格与最终产品价格代表，其通货膨胀率（分别以 GDPPI 与 RPI 表示）在 1984–2007 年间为稳定的二阶自回归过程。

$$\text{GDPPI}_t = 0.967526 \cdot \text{GDDPI}_{t-1} - 0.407074 \cdot \text{GDPPI}_{t-2} + 2.764236$$

(4.876564) (-2.098450) (2.371563)

$$R^2 = 0.564948, \text{adj } R^2 = 0.523514, \text{SE} = 3.6159269, \text{DW} = 1.826274。$$

$$\text{RPI}_t = 0.963855 \cdot \text{RPI}_{t-1} - 0.429990 \cdot \text{RPI}_{t-2} + 1.953511$$

(4.890417) (-2.175281) (1.953511)

$$R^2 = 0.556710, \text{adj } R^2 = 0.514492, \text{SE} = 4.919952, \text{DW} = 1.811347。$$

设立虚拟变量 DUM，1984–1997 年间 DUM = 0，1998–2007 年间 DUM = 1。使用 OLS 方法在 1984–2007 年间重新拟合中国 GDPPI 指数与 RPI 指数的时间序列，其附加时间趋势变迁的二阶自回归过程仍然历时稳定，并且拟合能力改善。负值的虚拟变量回归系数，证实中国核心通货膨胀率从 1980 年代中后期与 1990 年代初中期的高通货膨胀阶段向 1990 年代后期以来的低通货膨胀阶段的演化过程，伴随着定态通货膨胀率的显著缓和化。

$$\text{GDPPI}_t = 0.783294 \cdot \text{GDDPI}_{t-1} - 0.480733 \cdot \text{GDPPI}_{t-2} + 5.964125 - 3.977935 \cdot \text{DUM}$$

(3.899690) (-2.647796) (3.296449) (-2.195634)

$$R^2 = 0.649446, \text{adj } R^2 = 0.596862, \text{SE} = 3.329068, \text{DW} = 1.853352。$$

$$\text{RPI}_t = 0.702359 \cdot \text{RPI}_{t-1} - 0.596446 \cdot \text{RPI}_{t-2} + 8.003055 - 7.747562 \cdot \text{DUM}$$

(3.816726) (-3.443661) (3.936667) (-3.178793)

$$R^2 = 0.705502, \text{adj } R^2 = 0.661327, \text{SE} = 4.109161, \text{DW} = 2.302791。$$

对于 1990–2007 年间中国 CPI 指数与 PPI 指数以及原材料、燃料、动力价格指数（以 MFPPI 表示）进行附加线性时间趋势的协整分析，分别取得 CPI 指数与 PPI 指数以及 CPI 指数与 MFPPI 指数的长期均衡关系。

$$EC^{PPI}_t = CPI_t - 0.801805 \cdot PPI_t + 0.239673 \cdot T - 6.488887$$

(-24.0244) (5.54113)

$$EC^{MFPPI}_t = CPI_t - 0.642305 \cdot MFPPI_t + 0.344373 \cdot T - 8.175505$$

(-16.3759) (5.78045)

中国 CPI 指数对 PPI 指数与 MFPPI 指数的长期成本感应系数均小于 1, 并且 CPI 指数对 MFPPI 指数的成本感应相对弱于其对 PPI 指数的成本感应, 在 (在时间趋势推动下) 历时减弱, 最终形成从 MFPPI 指数到 PPI 指数到 CPI 指数递减的成本传递机制。

中国 CPI 指数与 PPI 指数以及 CPI 指数与 MFPPI 指数的短期误差修正模型如附表 4 所示, 包含规范的负值误差修正项回归系数。同时, CPI 指数通货膨胀率具有一阶滞后效应, 而 PPI 指数与 MFPPI 指数通货膨胀的加速或者减速将连续二期导致后续 CPI 指数通货膨胀率的相反调整, 具有蕴含均衡回复倾向

附表 4 中国价格指数短期误差修正模型

$\Delta CPI_t = C_0 \cdot EC_t + C_1 \cdot \Delta CPI_{t-1} + C_2 \cdot \Delta CPI_{t-2} + C_3 \cdot \Delta X_{t-1} + C_4 \cdot \Delta X_{t-2} + C_5$		
类别	$EC = EC^{PPI} / X = PPI$	$EC = EC^{MFPPI} / X = MFPPI$
C₀	-2.557703 (-5.74684)	-1.757704 (-5.08248)
C₁	1.653848 (4.47527)	1.142405 (4.26554)
C₂	0.118154 (0.74369)	-0.06568 (-0.49205)
C₃	-1.306033 (-3.86679)	-0.713581 (-3.42370)
C₄	-0.772090 (-3.2914)	-0.447226 (-3.27686)
C₅	-0.124381 (-0.26773)	-0.03462 (-0.03462)
R²	0.919456	0.908287
adj R²	0.874710	0.857336
SE	1.793298	1.913604

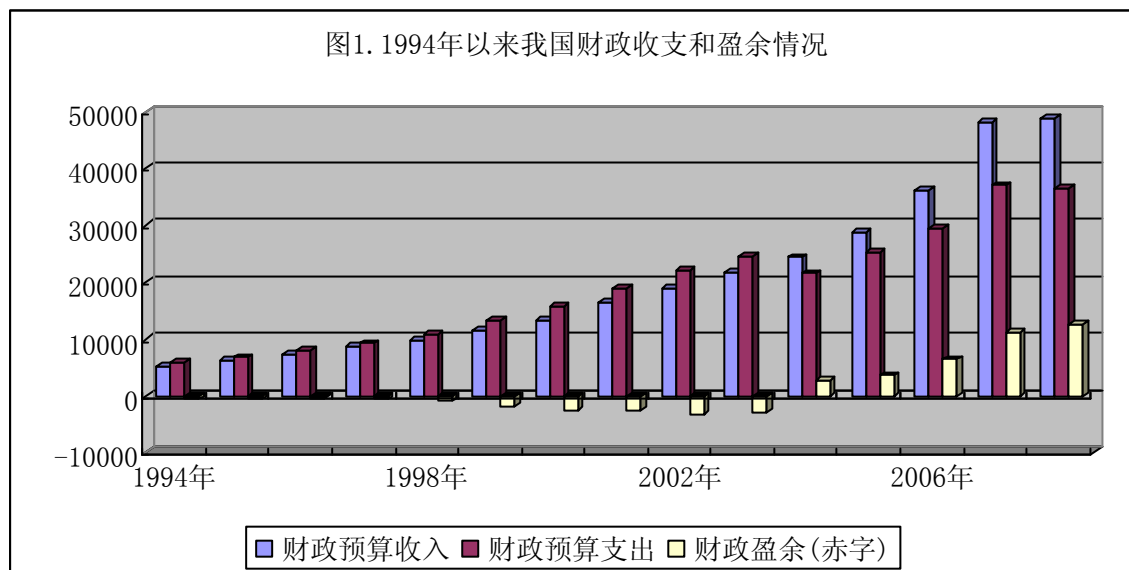
分报告 2:

持续经济增长目标下的最优税负和财政支出结构

内容摘要: 在国内外各种不利影响因素的冲击下,我国宏观经济面临困境,保持经济持续稳定增长成为我国现阶段重要的政策目标。基于经济持续增长目标,本文分析我国的最优税率问题,并探讨短期内与最优税负相适应的保证中国经济以特定速度持续增长的政府支出规模。在此基础上,本文利用增长核算方法,对支出总量进行了支出结构分解。本文认为目前宏观税负需要下调,财政支出需要关注民生项目,但不可避免产生赤字。所以,本文最后以财政体系本身的可持续性为目标分析了我国财政赤字的容忍度,并进而对税负、财政支出和经济增长反向设定了约束。

一、导言

1994 年分税制改革以来，在国民经济平稳较快增长的大背景下，我国的财政总收入和总支出呈现出高速增长态势（参见下图 1）。根据财政部近期公布的数据，2008 年 1—9 月全国财政收入累计实现 48,946.86 亿元人民币，同比增长 25.8%；1—9 月，全国财政累计支出 36,428.14 亿元，同比增长 25.5%；1—9 月累计实现财政盈余 12,518.66 亿元。从总量上看，到今年 9 月份为止我国财政收支仍然持续了 1994 年以来的持续高速增长。然而，从某种程度上说，这种持续仅仅是“翘尾因素”影响下的一种表象。如果进一步分阶段分析，我们会发现，财政情况已经不那么乐观。更详细的数据表明，今年上半年全国财政收入累计增长 33.3%，第三季度增长 10.5%，其中，7、8、9 月分别增长 16.5%、10.1%、3.1%。由此可见，今年前 9 个月，全国财政收入增长呈前高后低、逐月快速回落态势，到 9 月份，我国财政收入的同比增长率已经相当低了。同时，考虑到往年经验，相当一部分财政支出会集中在第四季度发生，因而财政盈余状况也不容乐观。



注：图中的单位均为人民币“亿元”，最后一组数据为 2008 年 1—9 月份的相应指标总值，其余数据均为相应指标的年度总额。

数据来源：根据历年《中国财政统计年鉴》和财政部公布的相关数据计算。

2007 年初开始，美国次贷危机爆发并逐步放大，由单纯的次贷危机升级为金融风暴，并有可能触发新一轮全球经济大萧条，美国和西欧等世界主要经济体出现的危机和衰退已经给中国出口部门带来直接的影响和压力。在此背景下，

2005 年人民币汇率制度改革以来人民币总体持续升值，较大幅度地挤压了出口企业的利润空间；2008 年开始实施的新《中华人民共和国劳动法》也在一定程度上提高了企业的劳动力成本。在上述多重因素的共同作用下，可以说中国经济增长正面临改革开放以来最严峻的挑战。实践经验和理论研究已经向我们证明，中国财政收入和财政支出的持续高速增长本身不是一种常态。¹ 在经济增长减缓或下行时

期，财政收入下降的幅度通常会大于经济本身减速的幅度，而财政支出则会因为失业率上升、社会福利和保障支出需求上升等原因而出现扩大的趋势。加之我国今年遭遇了严重的冰灾和 5.12 地震灾害，这都需要巨额的财政支出来支持重建。

在上述多重不利因素的冲击下，中国经济在未来的一段时期内是否仍然可以保持 10% 左右的持续稳定增长？财税体系及其调节是否可以并如何保持经济的持续稳定增长？而在这个过程中，我国当前的财税体系本身是否仍具有可持续性？这些问题都亟待研究。本文首先利用税收和经济增长的长期关系讨论我国的长期最优税率的决定问题，并以此为基础，结合税收、政府支出和经济增长的关系，得出在最优税率下保证中国经济以特定速度持续增长的政府支出规模。同时，本文利用省际面板数据对中国财政的最优支出结构进行了核算。最后，本文还将结合持续增长、最优税率和最优财政支出结构的数据和结论研判我国财政赤字的容忍度和财政体系本身的可持续性问题。

二、分析框架

在本报告中，我们利用 Zagler and Durnecker(2003) 的分析框架来讨论税收和财政支出对于经济增长的影响。这个模型体现了内生经济增长理论的许多基本要素。t 时刻的产出由总量生产函数决定：

$$Y_t = X_t^\alpha G_t^\beta L_t^{1-\alpha}$$

其中， X_t 表示复合中间投入的数量，包括 n 种中间品，具体定义是：

$$X_t^\alpha = \sum_{i=1}^n x_{i,t}^\alpha$$

其中， $x_{i,t}$ 表示中间投入 i 的数量。可以利用成本最小化的方式获得投入水平，其值为

¹ 详见中国人民大学宏观经济论坛 2008 年一季度分报告《我国财政连年增收的原因分析：国际比较的视角》。

$$x_{i,t} = \left(\frac{(1+\tau_{xi})p_{i,t}}{(1+\tau_x)P} \right)^{1/(\alpha-1)} X_t$$

其中， τ_{xi} 是对第 i 种中间投入的税收， P_t 表示中间投入的总价格指数， τ_x 表示对应的总量税。假设每种中间产品由不同的垄断竞争厂商生产，需求函数为 (3) 式。这导致最优价格为

$$p_{i,t} = \frac{1}{\alpha}$$

当所有中间品的税收都为 τ_x 的时候，总价格水平为

$$P_t = \frac{1}{\alpha} \frac{1+\tau_x}{1+\tau_x} n^{(\alpha-1)/\alpha}$$

那么，物质资本可以定义为

$$K_t \equiv \sum_{i=1}^n x_{i,t} = n^{(\alpha-1)/\alpha} X_t$$

所以，产出可以表示为

$$Y_t = K_t^\alpha G_t^\beta (nL_t)^{1-\alpha}$$

均衡资本存量为

$$K_t = \alpha^2 \left(\frac{1-\tau_y}{1+\tau_x} \right) Y_t$$

这意味着增长率为

$$\hat{Y}_t = \frac{\beta}{1-\alpha} \hat{G}_t + \hat{n}_t + \hat{L}_t$$

假设储蓄为可支配收入的固定比例 s ，用于厂商研发开支的融资。令 τ_s 表示储蓄税率，研发开支的税率为 τ_{RD} ，那么用于研发的劳动支出需要满足

$$(1-\tau_s)sY_t^D = (1+\tau_{RD})w_tE_t$$

创新的到达速度为

$$\hat{n}_t = \phi h_t E_t$$

其中 h_t 为公共提供的人力资本，这和社会的教育水平相关。

此时，人均收入增长率为

$$\hat{Y}_t - \hat{N}_t = \frac{\beta}{1-\alpha} \hat{G}_t + \phi \frac{s + \alpha s(1+\tau_L)(1-\tau_\pi - \tau_x)}{1+\tau_{RD} + \tau_s + \alpha s(1+\tau_L)(1-\tau_\pi - \tau_x)} \frac{h_t N_t}{n_t}$$

其中， τ_π 是中间品生产商的利润税。(12) 式第一项说明了财政支出对经济增长具有正效应，比如通过提高公共投入的数量促进增长。(12) 式第二项表

示税收对于创新的影响，在这个模型中，创新是经济增长的动力。利用（6）式，我们也可以将这个效应看作税收对于资本积累的影响。在这个效应中，对于研发和储蓄的税收都会减少增长率。对于研发的税收降低了创新活动，对于储蓄的税收降低了可用于研发的融资数量。其他税收的作用比较模糊，结果取决于储蓄率和 $1+\tau_{RD}+\tau_s$ 的相对大小。

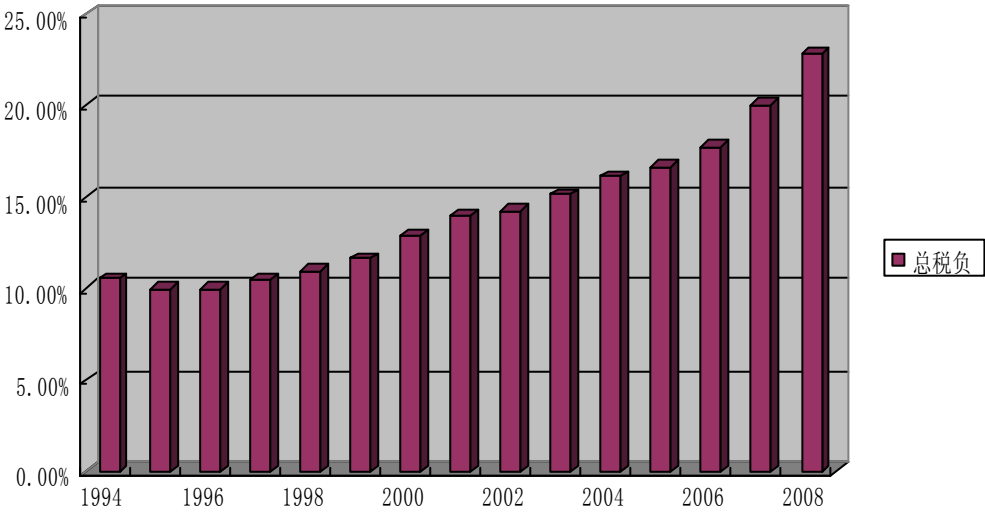
上述结论是以税收和政府支出相互独立为条件的，但是在实际经济活动中，政府会受到一定程度的收入预算的约束，在长期中更是如此，即 $\hat{G}$ 取决于税率 τ ，比如 $\hat{G}=\hat{G}(\tau)$ 。根据表达式（12），增长率可以看成税收的非线性函数，那么我们可以利用税收的非线性函数求取长期中的最优税率。另一方面，对应于长期中的最优税率，经济可以实现最优的持续增长。为了达到这一特定的增长率，从短期来看，政府可以有效地利用税收和政府支出的政策组合。所以，在税收和政府支出增长率之间存在着一条为保持特定增长率的稳态转换曲线。

下面分两个小节探讨宏观税负与转换曲线的求取。

三、最优宏观税负与调整方案

首先考察我国宏观税负的估计问题。目前的宏观税负水平正在上升（如图2）。这里宏观税负的衡量方式是总税收除以国内生产总值，从而传统意义上的小口径税负。根据（12）式，宏观税负上升意味着政府掌握资源的比重扩大，用于提供公共物品的能力也就越强，从而可以在一定程度上促进经济。但是税负也对于经济增长存在抑制效应，因此我们需要考虑一定时期的最优税负水平。

图2 1994年以来我国总税负情况



资料来源：国家税务总局网站

分析最优税率可以考虑边际税率，也可以考虑平均税率。如果分析中采用边际税率，那么实际上隐含着市场经济具有稳定性这个假设。这在当前的金融危机环境中并不可靠，所以此处的分析关注平均税率。这种方法隐含的假设是，政府可以通过控制税收对于总需求产生影响，从而可以稳定经济增长。根据(12)式，我们考虑采用 Branson 和 Lovell(1997)的单方程方法。不过目前的单方程方法采用简单 OLS 回归，这在时间序列分析中可能产生伪回归。如果采用标准的协整分析，获得长期方程，那么需要变量是 $I(1)$ ，这就需要一些实证假设。为此，本文采用自回归分布滞后 (ARDL) 方法获得变量长期关系，从而获得最优税率。

ARDL 模型的主要优点在于不管回归项是 $I(0)$ 还是 $I(1)$ ，都可以进行检验和估计。而进行标准的协整分析前，必须把变量分类成 $I(0)$ 和 $I(1)$ 。这种方法考虑下面的 ARDL(p, q)模型：

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \beta' x_t + \sum_{i=0}^{q-1} \beta^* \Delta x_{t-i} + \eta_t$$

利用方程 (13)，可以进一步获得 y_t 与 x_t 的长期关系：

$$y_t = \alpha_1 + \delta x_t + \mu_t$$

其中方程 (13) p 和 q 的选择利用 SBC 准则。

根据 (12) 式，我们考虑一个凹的函数，从而可以获得最优的税收水平。这体现了税率和经济增长的非线性关系。在方程的具体设定上，考虑现有文献中经济增长和税率之间的实证关系 (Myles, 2007)，可以设定如下：

$$RGDP = \alpha_0 + \alpha_1 LM(RTAX) + \alpha_2 RTAX$$

其中 RGDP 表示实际国内生产总值的增长率，RTAX 表示宏观税负。

以 SBC 指标为选择依据，利用 Microfit4.1 可以得到增长方程如下表：

表 1 增长方程计算结果

变量	系数	标准差	t 值[Prob]
LNRTAX	.32128	.13440	2.3904[.054]
TAX	-1.9506	.95255	-2.0478[.087]
INTER	1.0154	.39707	2.5573[.043]

表中给出的结果与我们期望的符号相符合，从而形成一个凹函数，二阶条件得到满足。据此可以得到现阶段我国最优宏观税负为 16.47%。相对 2008 年前三季度的税负水平，在未来，我国需要削减 28% 的税负。

在总体减少税负的背景下，税负调整结构也是一个重要的政策选择。我们

认为，税负削减应主要面对增值税、营业税和企业所得税。通过 2007 年各税种在税收中的比重（图 3）可以看出这三种税种在我国税收收入中所占份额较大，具有较大的减税空间。在这之中，现在对于增值税关注较多，不过，我们更应该关注营业税。增值税转型主要考虑对于投资的刺激，但是这可能产生新的生产能力过剩。营业税主要的征收对象是第三产业。根据中国人民大学宏观经济论坛 2008 年二季度分报告《经济增长的源泉——基于投入产出表的部门增长核算》，服务业是我国未来的增长动力（表 2、3）。在 2002 年之后，其他服务业和金融保险业对于我国经济增长中的全要素增长贡献最大，这反映了我国的经济结构的调整和增长动力的转移，金融等服务行业对于我国经济增长的作用开始加大。我们利用 2002—2005 年各行业导致的宏观全要素生产率减去 1997—2002 年各行业导致的宏观全要素生产率，可以看到建筑业、金融服务业、其他服务业和建筑材料及其他非金属矿物制品业的价值大于零，表明这些行业的宏观层面全要素生产率贡献增加，而其他行业都在下降。这表明了近些年我国增长的改善主要来自于建筑业(增加 1.12%)及其相关的材料、金融业(增加 1.11%)和其他服务业的增长。目前我国经济正在处于这个结构转型之中，我们可以利用减税的方式促进转型，从而保持长期增长。

图 3 2007 年各税种在税收总收入中比重

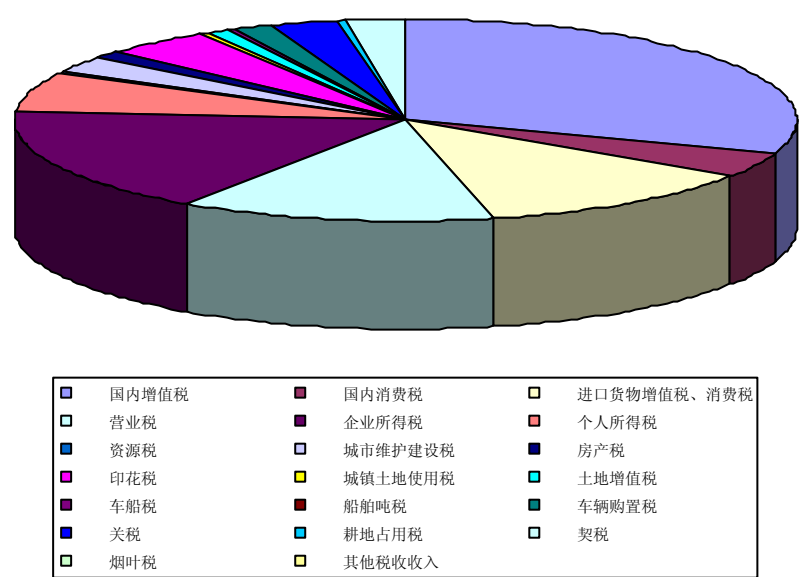


表 2 各行业全要素生产率

年 份 行 业	1995-1997	1997-2002	2002-2005
农业	3.01%	4.01%	1.54%
采掘业	-8.66%	0.39%	-14.82%
食品制造业	-13.63%	2.08%	0.32%
纺织、缝纫及皮革产品制造业	-11.23%	2.59%	0.57%
其他制造业	3.95%	2.02%	-6.24%
电力、热力及水的生产和供应业	-18.98%	-1.18%	-3.46%
炼焦、煤气及石油加工业	-5.27%	-7.63%	-18.80%
化学工业	0.10%	4.06%	-5.74%
建筑材料及其他非金属矿物制品业	-3.72%	2.45%	3.14%
金属产品制造业	-0.79%	4.23%	-10.47%
机械设备制造业	2.19%	3.88%	-3.25%
建筑业	-4.58%	-1.83%	3.12%
运输邮电业	-41.60%	10.77%	6.75%
批发零售贸易、住宿和餐饮业	-15.76%	4.35%	3.51%
房地产业、租赁和商务服务业	-5.22%	0.90%	-8.61%
金融保险业	-5.48%	-2.55%	16.89%
其他服务业	3.35%	5.64%	3.78%

资料来源：中国人民大学宏观经济论坛 2008 年二季度分报告《经济增长的源泉——基于投入产出表的部门增长核算》

表 3 各行业对全要素生产率的贡献

年 份 行 业	1995-1997	1997-2002	2002-2005
农业	1.00%	1.13%	0.34%
采掘业	-0.79%	0.03%	-1.36%
食品制造业	-2.47%	0.31%	0.04%
纺织、缝纫及皮革产品制造业	-2.40%	0.44%	0.08%
其他制造业	0.48%	0.25%	-0.92%
电力、热力及水的生产和供应业	-0.96%	-0.07%	-0.30%
炼焦、煤气及石油加工业	-0.23%	-0.36%	-1.17%
化学工业	0.02%	0.77%	-0.90%
建筑材料及其他非金属矿物制品业	-0.41%	0.20%	0.20%
金属产品制造业	-0.14%	0.73%	-2.09%
机械设备制造业	0.74%	1.36%	-1.37%
建筑业	-1.04%	-0.42%	0.70%

运输邮电业	-3.77%	1.13%	0.86%
批发零售贸易、住宿和餐饮业	-2.85%	0.82%	0.63%
房地产业、租赁和商务服务业	-0.44%	0.11%	-0.79%
金融保险业	-0.24%	-0.14%	0.98%
其他服务业	0.46%	1.14%	1.16%

资料来源：中国人民大学宏观经济论坛 2008 年二季度分报告《经济增长的源泉——基于投入产出表的部门增长核算》

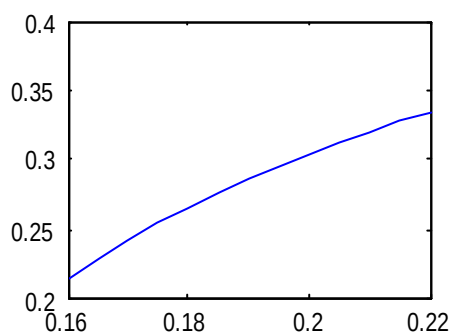
四、增长目标下的财政政策组合：税收与财政支出转换曲线

由（12）式知道，税收与财政支出共同影响到经济增长。考虑到财政支出的自主性，从短期来看，实现经济增长可以借助于不同的税收与支出组合来实现。利用 ARDL 方法可以将三者的关系表示为：

$$RGDP=0.554+0.2257LNTAX-1.0915（SPENDING）^2$$

其中，SPENDING 表示政府支出的增长率。根据这个方程，我们可以得到不同经济增长率条件下税收和财政支出的转换曲线。这些转换线横轴为宏观税负，纵轴为财政支出增长率。

图 4 不同增长率水平下的转换线



依据这条转换曲线，如果假定今年国内生产总值为 29 万亿，今年的财政支

出增长率为 30%，那么今年财政支出为 64715.755 亿元。以此为基础，我们可以推算出对于不同的经济增长目标，可能的财政政策组合及赤字情况，这里的赤字仅仅考虑了政府的税收融资，并不同于现实中的赤字。如果我们假设明年的通货膨胀为 4%、3.5%或者 3%，可以得到：

表 4 通货膨胀率 4%条件下财政政策组合及赤字情况

宏观 税负	经济增长 率 9%的 财政支出 (亿元)	赤字 百分比	经济增长率 8.4%的财 政支出 (亿元)	赤字 百分比	经济增长 率 8%的 财政支出 (亿元)	赤字 百分比	经济增长率 7.5%的财 政支出 (亿元)	赤字 百分比
16.00%	78620.23	-10.20%	79424.82	-10.57%	79937.61	-10.80%	80555.27	-11.08%
16.50%	79547.59	-9.93%	80304.39	-10.28%	80789.14	-10.50%	81375.26	-10.77%
17.00%	80394.93	-9.62%	81112.67	-9.96%	81574.20	-10.18%	82133.91	-10.44%
17.50%	81176.02	-9.28%	81861.09	-9.62%	82302.99	-9.83%	82840.21	-10.09%
18.00%	81901.12	-8.93%	82558.38	-9.26%	82983.41	-9.47%	83501.19	-9.73%
18.50%	82578.15	-8.55%	83211.36	-8.88%	83621.72	-9.09%	84122.47	-9.34%
19.00%	83213.33	-8.16%	83825.50	-8.49%	84222.95	-8.69%	84708.65	-8.95%
19.50%	83811.71	-7.76%	84405.29	-8.08%	84791.26	-8.29%	85263.53	-8.54%
20.00%	84377.42	-7.34%	84954.42	-7.66%	85330.11	-7.87%	85790.31	-8.12%
20.50%	84913.91	-6.91%	85476.00	-7.23%	85842.42	-7.44%	86291.69	-7.69%
21.00%	85424.07	-6.47%	85972.68	-6.79%	86330.68	-7.00%	86770.01	-7.25%
21.50%	85910.39	-6.02%	86446.71	-6.34%	86797.03	-6.55%	87227.26	-6.81%
22.00%	86374.97	-5.56%	86900.07	-5.89%	87243.34	-6.10%	87665.21	-6.35%

表 5 通货膨胀率 3.5%条件下财政政策组合及赤字情况

宏观 税负	经济增长 率 9%的 财政支出 (亿元)	赤字 百分比	经济增长率 8.4%的财 政支出 (亿元)	赤字 百分比	经济增长 率 8%的 财政支出 (亿元)	赤字 百分比	经济增长率 7.5%的财 政支出 (亿元)	赤字 百分比
16.00%	78620.23	-10.25%	79424.82	-10.61%	79937.61	-10.84%	80555.27	-11.12%
16.50%	79547.59	-9.98%	80304.39	-10.33%	80789.14	-10.55%	81375.26	-10.82%
17.00%	80394.93	-9.67%	81112.67	-10.01%	81574.20	-10.23%	82133.91	-10.49%
17.50%	81176.02	-9.34%	81861.09	-9.67%	82302.99	-9.89%	82840.21	-10.15%
18.00%	81901.12	-8.99%	82558.38	-9.32%	82983.41	-9.53%	83501.19	-9.78%
18.50%	82578.15	-8.62%	83211.36	-8.94%	83621.72	-9.15%	84122.47	-9.40%
19.00%	83213.33	-8.23%	83825.50	-8.55%	84222.95	-8.76%	84708.65	-9.01%
19.50%	83811.71	-7.83%	84405.29	-8.15%	84791.26	-8.36%	85263.53	-8.61%
20.00%	84377.42	-7.42%	84954.42	-7.74%	85330.11	-7.94%	85790.31	-8.19%
20.50%	84913.91	-7.00%	85476.00	-7.31%	85842.42	-7.52%	86291.69	-7.77%
21.00%	85424.07	-6.56%	85972.68	-6.88%	86330.68	-7.08%	86770.01	-7.34%
21.50%	85910.39	-6.12%	86446.71	-6.44%	86797.03	-6.64%	87227.26	-6.90%
22.00%	86374.97	-5.66%	86900.07	-5.98%	87243.34	-6.19%	87665.21	-6.45%

表6 通货膨胀率 3%条件下财政政策组合及赤字情况

宏观 税负	经济增长 率 9%的 财政支出 (亿元)	赤字 百分比	经济增长率 8.4%的财 政支出 (亿元)	赤字 百分比	经济增长 率 8%的 财政支出 (亿元)	赤字 百分比	经济增长率 7.5%的财 政支出 (亿元)	赤字 百分比
16.00%	78620.23	-10.29%	79424.82	-10.65%	79937.61	-10.88%	80555.27	-11.16%
16.50%	79547.59	-10.02%	80304.39	-10.37%	80789.14	-10.59%	81375.26	-10.86%
17.00%	80394.93	-9.72%	81112.67	-10.06%	81574.20	-10.28%	82133.91	-10.54%
17.50%	81176.02	-9.40%	81861.09	-9.73%	82302.99	-9.94%	82840.21	-10.20%
18.00%	81901.12	-9.05%	82558.38	-9.38%	82983.41	-9.58%	83501.19	-9.84%
18.50%	82578.15	-8.69%	83211.36	-9.01%	83621.72	-9.21%	84122.47	-9.46%
19.00%	83213.33	-8.30%	83825.50	-8.62%	84222.95	-8.83%	84708.65	-9.08%
19.50%	83811.71	-7.91%	84405.29	-8.22%	84791.26	-8.43%	85263.53	-8.68%
20.00%	84377.42	-7.50%	84954.42	-7.81%	85330.11	-8.02%	85790.31	-8.27%
20.50%	84913.91	-7.08%	85476.00	-7.39%	85842.42	-7.60%	86291.69	-7.85%
21.00%	85424.07	-6.65%	85972.68	-6.96%	86330.68	-7.17%	86770.01	-7.42%
21.50%	85910.39	-6.21%	86446.71	-6.53%	86797.03	-6.73%	87227.26	-6.98%
22.00%	86374.97	-5.76%	86900.07	-6.08%	87243.34	-6.29%	87665.21	-6.54%

从中可以看出，对于较高的税负水平，财政支出水平也较高。同时，增长率降低后，赤字水平由于税收收入下降会上升。同时，仅考虑税收和财政支出的赤字水平是较高的，如果考虑其他财政收入，赤字水平会相应下降，但是很可能依然存在，为此我们在本报告的第六部分分析了面临赤字条件下我国财政的可持续性问题。不过，我们首先来分析一下对于这些政策组合中的总量财政支出又如何分配呢？

五、最优财政支出结构

为了分析分项财政支出，我们需要将生产函数（1）中的政府支出进一步分解。在这个分解中，我们参考 Barro（1990）的框架：

$$Y = F(K, L, GS_1, GS_2, \dots, GS_n) = AK^\alpha L^\beta GS_1^{\gamma_1} GS_2^{\gamma_2} \dots GS_n^{\gamma_n}$$

其中， $GS_1, GS_2, \dots, GS_n$ 是政府财政的第 1 到 n 种支出，假设每种支出的相应占比为 $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_n$ 。利用动态最优化方法求解封闭的分散经济下的稳态。可得，

要使经济增长保持在稳态的最优水平，一个必要条件就是 $\varphi_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_1 + \gamma_2 + \dots + \gamma_n}$ ；

$\varphi_2 = \frac{\gamma_2}{\gamma_1 + \gamma_2 + \dots + \gamma_n}$ ；…… $\varphi_n = \frac{\gamma_n}{\gamma_1 + \gamma_2 + \dots + \gamma_n}$ （推导过程暂略）。这一条件的经

济意义是，政府的“最优财政支出结构”由其各分项支出对经济增长的边际贡献水平决定，如果政府按各种财政支出对经济增长的边际贡献率水平来确定财政支出中各分项所占的比例，那政府将得到一个从理论上来说对经济增长“最优”的财政支出结构。

为了便于进行计量分析，实证研究中通常对上述的总量生产函数左右两边同时取自然对数。

$$\ln(Y) = \ln(A) + \alpha \ln(K) + \beta \ln(L) + \gamma_1 \ln(GS_1) + \gamma_2 \ln(GS_2) + \dots + \gamma_n \ln(GS_n)$$

在已有的实证研究中，通常将政府财政支出分为“生产性支出”和“消费性支出”两大类。本文在基本的分类方法上沿袭了这一传统，将我国财政总支出分为“政府投资性支出”和“政府消费性支出”两大类，但我们对政府的投资性支出进行了进一步的细分。这是因为，从对中国财政支出结构所进行的诸多研究来看，研究者们感兴趣的问题至少有两个：一是财政支出中投资性支出和消费性支出占比情况；二是财政投资性支出中，向哪个领域（如直接的建设投资和中长期才能见效的人力资本投资）进行投资更能推动经济增长？在此思路下，我们将我国财政总支出（GS）分为三个部分：一是财政直接投资性支出（DIGS），也就是财政支出项目中的“基本建设支出”；二是财政的间接投资性支出（IIGS），间接投资性支出的使用不直接投向某一个建设项目，但它的作用主要通过较长时期内为经济体系培养人力资本、提升科技水平、或推动产业结构的升级来实现，它对应的是我国财政支出项目中的“教科文卫支出、企业挖潜资金和科技三项费用、以及农林水利支出等”项目，财政直接投资性支出和财政间接投资性支出构成财政的总投资性支出（IGS）；三是政府的消费性财政支出（CGS），也就是总财政支出减去上述两种投资性支出的结果。

本文利用如下三个模型进行研究：

$$\ln(Y) = c + \alpha_1 \ln(K) + \alpha_2 \ln(L) + \alpha_3 \ln(GS) + \varepsilon \quad (\text{模型 1})$$

$$\ln(Y) = c + \beta_1 \ln(K) + \beta_2 \ln(L) + \beta_3 \ln(CGGS) + \beta_4 \ln(IGGS) + \varepsilon \quad (\text{模型 2})$$

$$\ln(Y) = c + \eta_1 \ln(K) + \eta_2 \ln(L) + \eta_3 \ln(CGGS) + \eta_4 \ln(DIGS) + \eta_5 \ln(IIGGS) + \varepsilon \quad (\text{模型 3})$$

利用我国 29 个省级单位 1995—2006 年的面板数据进行实证研究。Hausman 检验的结论表明，我国省级面板数据适用固定效应模型，各固定效应模型的估计结论详见下表。

表 7 模型 1—3 的基本回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3
Log(K)	0.450696*** (15.66725)	0.474705*** (16.41290)	0.442876*** (16.74284)
Log(L)	-0.002604 (-0.054187)	-0.031497 (-0.637077)	-0.115834** (-2.445033)
Log(GS)	0.260395*** (0.021270)		
Log(CGS)		0.181153*** (11.47254)	0.255113*** (13.95387)
Log(IGS)		0.068671*** (8.438132)	
Log(DIGS)			-0.014204** (-1.985082)
Log(IIGS)			0.058191*** (11.37188)
R-squared	0.998331	0.998281	0.99852
Sum squared resid	0.485039	0.499325	0.428601
F-statistic	85812.55	55375.26	48227.22
Prob(F-statistic)	0.000000	0.000000	0.000000

注：括号中数字为相应参数估计的 t 统计量，*代表 10%的水平下显著，**代表在 5%的水平下显著，***代表在 1%的水平下显著。

数据来源：利用我国 29 个省级单位 1995—2006 年的面板数据通过 Eviews5.1 软件相应回归程序的输出结果整理所得；回归过程忽略了香港、澳门特别行政区和中国台湾地区的数据，由于数据的缺乏，西藏地区的情况也没有考虑在内，为了保持数据的一贯性，重庆数据并入四川省的相应数据中。

基于以上三个模型的估计，我们至少可以得出如下几条结论：

1. 资本对我国经济增长的贡献率是最高的，它的贡献率要远高于劳动力和财政支出及其各分项的贡献率，这说明我国到目前为止仍然是一个资本相对稀缺的经济。在三个模型中，劳动力对经济增长的边际贡献都为负，但在模型 1 和模型 2 中，劳动力的系数并不显著，仅在模型 3 中劳动力的负系数在 5%水平上是显著的，这可能从一个侧面反映出了我国目前仍然存在一定程度上的劳动力过剩问题，导致劳动力对经济增长的贡献率很低。

2. 从总体上来看，财政支出（GS）对我国的经济增长起到了显著的推动作用，这种推动作用对经济增长的贡献仅次于资本，政府财政支出在过去的十多年中明显地提升了我国经济增长速度。从各分项支出的系数来看，财政消费性支出（CGS）对经济增长有着显著的正的影响，而财政投资性支出（IGS）同样对经济增长有着显著的正影响。但是，从投资性支出内部来看，直接投资性支出（DIGS）对经济增长有着微弱的负影响，且在 5%的水平下显著；而财政的间接投资性支出（IIGS）对经济增长有着显著的正的影响。这与 Devarajan, Swaroop and Zou（1996）¹的结论是吻合的。我国自改革开放以来，为了拉动经

¹ Devarajan, Swaroop and Zou（1996）的研究发现，政府的某项财政支出对经济增长的实际影响不仅取决于该项支出本身是否具有生产性，而且也依赖于其最初在财政支出中所占的比重。如果这项支出在政府支出中占的初始比例过高，即使它是生产性支出，增加该项支出仍然会对经济增长率产生负的影响。因此，各项财政支出的比例存在一个最优组合的问题，也就是存在一个使经济增长率最优的财政支出结构。

济增长，每年都安排了巨额的基本建设支出，主要投向基础产业和基础设施建设等领域，使我国经济增长长期以来呈现出“投资拉动”的典型特征。直接投资性支出本身确实具有生产性，但是，这种以项目投资为主的财政投资性支出在我国可能已经出现了“过量”的问题，这在一定程度上也与我国基本建设方面重复建设和对私人投资存在较为严重的“挤出效应”等现象相吻合。

3.从支出结构上来看，根据前文理论模型得出的结论，我国财政的消费性支出最优比率应该在 70%左右（政府消费性支出 CGS 占总财政支出 GS 最优比

重应为 $\frac{\eta_3}{(\eta_3 + \eta_4 + \eta_5)} \doteq 0.7$ ）。而根据 2006 年我国的数据进行实际估算，财政消费性支出占比约 59.32%，因此，目前这一比例相对偏低。同理，我国财政投资性支出的比例应该在 30%左右（政府消费性支出 CGS 占总财政支出 GS 最优

比重应为 $\frac{\eta_4 + \eta_5}{(\eta_3 + \eta_4 + \eta_5)} \doteq 0.3$ ），而 2006 年我国财政支出中投资性支出的比例为

40.68%，因此应该适当降低财政投资性支出在总支出中的占比，这在一定程度上也反映了我国财政投资性支出的效率相对较低。而从模型 3 的回归结果我们还发现，在财政投资性支出中，直接投资性支出（DIGS）对经济增长有负的边际贡献率，间接投资性支出（IIGS）则对我国经济增长有着显著的正的影响，财政可以考虑将更多的资金投入到了教科文卫、科研等能在长期内促进经济增长的领域。

六、财政可持续性分析

财政的可持续性意味着政府能够利用自己未来的收入来弥补所有的支出，并减少对外部借款的依赖（Bird，2003）。传统的经济学观点认为，财政的可持续性要求未来的所有支出的现值加上当前的债务量等于未来所有的收入的现值。Gokhale 和 Smetters（2003）就利用这种方式计算了美国 2002 财政年度所有未来的赤字现值为 44 万亿美元。Domer(1944)就认为只要实际经济增长率超过实际利率，经济可以在任何赤字水平下保持财政的可持续性。布兰查德等人（1990）则强调只要债务与 GDP 的比重最终趋向于某一值就可实现财政的可持续性，而不一定是最初的值，甚至即使该比重不断上升，但只要低于实际利率与实际 GDP 之差，就可以保持财政的可持续性。

根据附录中的模型，我们可以测算我国财政的可持续程度。为此，我们需要对于经济作出一些假设。从 1994 到 2007 年，中国 GDP 的平均增长率为 9.9%，每年新增就业人口超过 1000 万，我们假定中国在长期中可以保持 8%的增长率

或者保守估计的 6%。对于利率水平，由于我国国债期限结构比较丰富，成从 3 个月到 30 年的短期、中期、长期不等。在模型中取 10 年期国债收益率 4.5%，剔除价格因素，假定真实利率为 2%。2007 年末国债余额 52074.65 亿元，国债负担率为 $b_0 = 20.9\%$ 。

我们首先分析现有财政赤字的可持续性。假定为了弥补初始水平 20.9% 的赤字，政府财政计划在短时间内实现收支平衡，例如 10 年。在经济保持 8% 增长率的情况下，每年需要财政盈余 1.37%，如果在 30 年时间内实现平衡，则只需要每年的盈余为 0.34%。如果增长率降低为 6%，在 10 年内实现收支平衡需要的盈余为 1.54%。在无未来足够长的时间内，只要经济增长率高于利率，初始财政赤字可以自动平衡。如表 8：

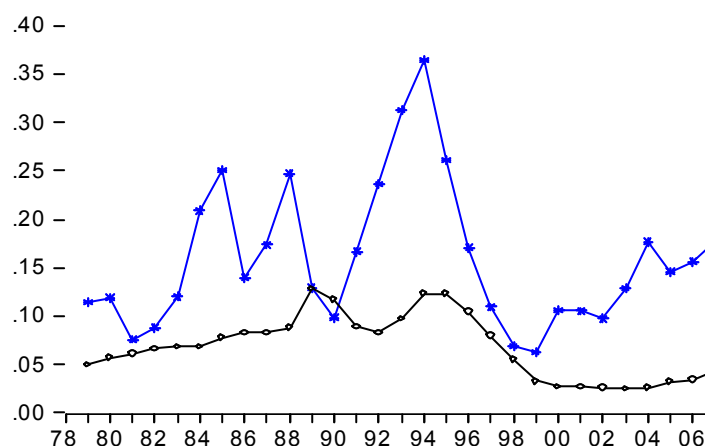
表 8 未来收益与支出现值相等时的财政政策

GDP 增长率	初始债务 (万亿)	10年		30年		75年	
		财政不 平衡量	原始赤字	财政不 平衡量	原始赤字	财政不 平衡量	原始赤 字
6%	5.2075	0	-1.54%	0	-0.34%	0	-0.05%
8%	5.2075	0	-1.37%	0	-0.19%	0	-0.01%

可见，GDP 增长率和利率的相对水平是财政可持续中最重要的问题，只要 GDP 增长率足够高，利率在一定范围内，初始的赤字必然是可以弥补的。观察我国改革开放以来，利率与 GDP 增速的差额，可以看到除 80 年代末期、90 年代初期外，名义 GDP 的增速都高于名义利率，从而财政政策是可持续的。

从现代中央银行的实际操作来看，中央银行可以对利率水平进行控制。根据 Fullwiler（2003）的分析，政府债券的利率是一种货币现象，只有高利率的货币政策才是不可持续的，因为这使得高利率最终落在国家债务上。在目前的经济中，我国央行执行适度宽松的货币政策，利率水平较低，从而不会对于国家债务造成负担。

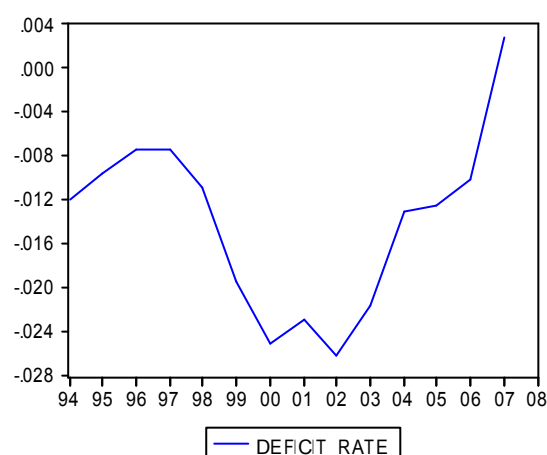
图5 名义 GDP 增长率与名义利率之间的差额



(注：利率水平用三年期整存整取利率加权而得，真实利率利用CPI指数进行计算)

下面我们分析一下在财政可持续性的前提下，如果执行赤字财政，赤字空间有多大。从 1994 年到 2007 年全国财政收支基本上为赤字，但是规模并不大（见图 6），平均的赤字率（赤字占 GDP 的比重）为 1.4%。到 2007 年底，累积国债余额 52074.65 亿元，国债负债率为 20.9%。

图6 历年财政赤字占 GDP 的比率



财政的可持续性要求，长期稳定的经济增长率、真实利率与财政赤字之间必须保证 $(\Theta - r)b \geq g - t_1$ 。其中 b 为债务与 GDP 的比率， g 和 t_1 分别表示非利息政府支出和税收收入占 GDP 的比重。 Θ 是实际 GDP 的增长率，而 r 表示国债的实际利率。但是对于未来的多高的负债率才是安全的，经济学家之间并没有统一的标准，欧盟的标准是总债务量占 GDP 的比重不超过 60%，赤字率不高

¹ 具体模型参见附录。

于 3%（虽然很多时候各国往往超出此标准）；而 Reinhart, Rogoff 和 Savastano(2003)认为，对于拥有不良借款记录的发展中国家，承担公共债务的能力是非常有限的，无论是内债还是外债。对于外债的安全线，这类新兴国家只有 GDP 的 15-20%。

一国政府可承受的债务量，归根到底取决于国内外现存的或潜在的债权人对该国政府未来长期的财政赤字（盈余）、长期稳态增长率、长期利率的估计。中国目前可以在较长的时间内维持一个较高的增长率和较低的利率水平，因此从财政的可持续来看，政府可承受的债务量比较高，假定以最终 60%的负债为安全标准，那么在现有的经济增长率下可维持的赤字为多少呢？

如果可以长期保持 8%的增长率，那么每年的赤字可以为 3.83%，国债负担率会一直上升，第 10 年负债率为 36.9%，利息支付占 GDP 的 0.73%，最后趋近于 60%，利息支付为 1.2%，对于财政政策来说是可持续的且相对安全；如果长期经济增长率仅为 6%，那么在最终安全线的前提下，每年的原始赤字为 2.5%。下表同时也给出了不同增长率下，在每年 3%原始赤字的情况下的负债率和利息支付。

表 9 不同原始赤字下都未来负债率与利息支出

		第 10 年		第 30 年		无限期后	
经济 增长率	每年 原始赤字	负债率	利息支付	负债率	利息支付	负债率	利息 支付
8%	3.83%	36.9%	0.73%	53.3%	1.07%	60%	1.2%
8%	3%	31.3%	0.63%	42.5%	0.85%	47.0%	0.94%
6%	2.5%	32.3%	0.65%	47.8%	0.96%	60%	1.2%
6%	3%	36.3%	0.73%	56.1%	1.12%	72%	1.44%

目前世界经济都陷入衰退，我国的经济增长也开始出现回落，如果政府实行扩张性的财政政策，那么在较长的时间内，我国财政赤字空间为 2.5-3.83%。从前面测算的政策组合看来，如果只考虑税收，我国的赤字水平超过了安全范围，所以，必须考虑税收以外的融资渠道，减少财政赤字，将国债发行数量控制在合理范围内。

七、主要结论与政策建议

综合以上说明，本文的主要结论和对未来的财政政策组合建议如下：

（1）作为维持经济增长的重要手段，在经济下行区间，降低税负和增加政府支出都是重要的政策选择。但是，尽管政府支出具有很大程度的自主性，但考虑到财政体系的持续性，政府应该在两种手段之间选择最优组合。

(2) 从长期来看,实现经济的持续增长,宏观税负需要维持在最优的水平上。以现阶段的经济增长状况为参照,我国最优的宏观税负为 16.47%,相对于 2008 年前三季度的税负水平,在未来,我国需要削减 28% 的税负。

(3) 对于这些税负削减,主要需要面对增值税、营业税和企业所得税。因为这三项税种在我国税收收入中所占份额较大,具有较大的减税空间。除增值税外,我们在减税过程中更需要关注营业税。增值税转型会促进投资,但是这可能产生新的生产能力过剩。营业税主要的征收对象是第三产业。根据中国人民大学宏观经济论坛 2008 年二季度分报告《经济增长的源泉——基于投入产出表的部门增长核算》,服务业是我国未来的增长动力(表 2、3)。目前我国经济正在处于这个结构转型之中,我们可以利用减税的方式促进转型,从而保持长期增长。

(4) 从短期来看,实现保增长的目标,税收和支出两种手段的政策组合可以有多种方式,具体数值可以参考表 4、5、6。例如,假如明年的通货膨胀率为 4%,那么实现 8.4% 的经济增长率,就需要将宏观税负减少到 19%,同时财政支出达到 83825.50 亿元。

(5) 对应于特定的财政支出总量,财政支出结构影响到了长期经济增长。在财政分项支出的考虑中,因为我国财政投资性支出的效率相对较低,所以应该适当降低财政投资性支出在总支出中的占比。同时,在财政投资性支出中,直接投资性支出对经济增长有负的边际贡献率,间接投资性支出则对我国经济增长有着显著的正的影响,财政可以考虑将更多的资金投入到教科文卫、科研等能在长期内促进经济增长的领域。

(6) 这些政策组合会带来相应的赤字,如果政府实行扩张性的财政政策,那么在较长的时间内,我国财政赤字空间为 2.5-3.83%。从前面测算的政策组合看来,如果只考虑税收,我国的赤字水平超过了安全范围,所以,必须考虑税收以外的融资渠道,减少财政赤字,将国债发行数量控制在合理范围内。

附录 财政可持续性模型

1、政府的预算约束

可持续的发展是每个经济主体来说，都是其所期望而又是必须的。对于政府来说，财政政策的持续性也是至关重要。假定政府的预算约束为非利息支出（ G ）加上政府债务或债券的利息（ iB ）支付等于税收收入（ T ）、债券销售（ ΔB ）和货币发行量（ ΔM ）之和。可以用下面的等式表示 t 期的政府预算约束，

$$G_t + iB_t = T_t + \Delta B_t + \Delta M_t \quad (1)$$

其中， $G - T$ 是政府的原始赤字，而 $G + iB - T$ 则是政府的总体赤字。

从上式可以看出，对于政府支付和利息支付导致的预算赤字，进行融资的手段只有两种：债券融资和增发货币。虽然政府可以无成本地大量增发货币，但是过量货币导致通货膨胀压力使得该融资手段较少使用。所以本模型中假定当出现政府赤字时，会通过债券融资。

2、政府预算的跨期约束

假定政府不会通过发行货币来融资，利用上式（1），可以得到

$$\Delta B = G + iB - T$$

用小写字母表示价格调整后的实际变量，并且除以实际 GDP 的百分数，得到

$$\Delta b = g - t + (r - \Theta)b \quad (2)$$

其中， b 债务与 GDP 的比率， g 和 t 分别表示非利息政府支出和税收收入占 GDP 的比重。 Θ 是实际 GDP 的增长率，而 r 表示国债的实际利率。

传统的财政的可持续性意味着无限期内所有政府收益的贴现值等于该期限内政府支出的贴现值。为了保持财政的可持续性，未来无限期的债务的现值应该为 0，即

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{b_n}{(1 + r - \Theta)^n} = 0, \text{ 整理得到}$$

$$b_0 = \sum_{k=1}^n \frac{t_k - g_k}{(1 + r - \Theta)^{n-k}} \quad (3)$$

其中， b_0 是当前的债务与 GDP 的百分比，这说明政府可以在一段时间内保持赤字，但是在更长的时间内，需要使得未来的盈余（赤字）的现值等于当前债务量。

而根据布兰查德等人（1990）、Willem H. Buiter (2003)的观点，只要 b_n 趋于稳定，即 $\Delta b = 0$ 就可以保持财政的持续性。从长期来看，需要 $(\Theta - r)b \geq g - t$ ，如果经济增长率和利率以及赤字水平都能保持稳定（平均来说），只要经济增长率比较高，而利率在较低的水平，那么财政政策就是可持续的，即使是财政长期赤字。

参考文献：

- Barro, Robert J. (1990), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Economic*, 1990.
- Barro R. J. (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 1991.
- Branson, J. H. and C. A. K. Lovell (1997), "A Growth Maximizing Tax Burden and Tax Mix for New Zealand", Working Paper on Monitoring the Health of the Tax System, No.30, Wellington, NZ Inland Revenue, March.
- Buiter, Willem H. (2003), "Fiscal Sustainability", NBER Working Paper Series, 2003.
- Devarajan, V. Swaroop, Hengfu Zou (1996), "The Composition of Public expenditure and Economic Growth", *Journal of Monetary Economics*, 1996,(37):212-23.
- Easterly W. and S. Rebelo (1993), "Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation", *Journal of Monetary Economics*, 1993.
- Fullwiller, Scott (2007), "Interest Rates and Fiscal Sustainability", *Journal of Economic issues*, Vol. XLI, No.4. Dec. 2007.
- Gokhale, Jagadeesh and Smetters, Kent (2003), "Fiscal and Generational Imbalances: New Budget Measures for New Budget Priorities", Policy Discussion Paper. Number 5, Dec, 2003.
- Kotlikoff Laurence J. (2005), "Is the U.S. Bankrupt?" Federal Reserve Bank of St. Louis 30th Annual Economic Policy Conference. Nov, 2005.
- Myles, Gareth D. (2007), "Economic Growth and the Role of Taxation", OECD Working Papers.
- Scully, G.W. (1996): "Taxation and Economic Growth in New Zealand." *Pacific Economic Review*, Vol.1, No.2, pp.169-177.
- (1995): "The 'Growth Tax' in the United States." *Public Choice*, Vol.85, pp.71-80.
- Sebastian, E (2002), "Debt Relief and Fiscal Sustainability", NBER Working Paper Series. May. 2002.
- Polito Vito and Wickens Mike (2005), "Measuring Fiscal Sustainability", Center for Dynamic Macroeconomic Analysis Conference Papers 2005.
- Zagler, M. and Durnecker, G. (2003) "Fiscal policy and economic growth", *Journal of Economic Surveys*, 17, 397 - 418.
- 刘凤良、于泽，《经济增长的源泉——基于投入产出表的部门增长核算》，中国人民大学宏观经济论坛 2008 年二季度分报告；
- 吕志华、赵坤，《我国财政连年增收的原因分析：国际比较的视角》，中国人民大学宏观经济论坛 2008 年第一季度分报告；
- 马栓友，《宏观税负、投资和经济增长：中国最优税率的估计》，《世界经济》，2001 年 9 期。

分报告 3:

收入分配和居民消费需求之间的关系

内容摘要：本文的目的是研究我国收入分配与居民消费的关系。文章利用分组的家庭户数据，用三种方法度量居民消费支出，估计了各收入组的边际消费倾向差异。研究中还将变量间的长期动态关系、通货膨胀因素、家庭户规模和居民收入来源差异纳入分析范围。研究结果表明，中国的收入分配显著影响了居民消费。根据本文的模拟计算，即使中低收入阶层的收入份额只有微弱的提高，也可以提高总体居民边际消费倾向约 2 个百分点。因此，缩小居民收入差距，加大居民收入再分配的力度，壮大中等收入者的队伍，对刺激我国居民消费需求具有积极作用。

一、引言

目前，我国经济面临外需和国内投资增长速度下降的问题，扩大居民消费需求对经济增长的重要性凸显。我国扩大内需的政策取向尽管已有多多年，但居民消费需求一直不振。这就需要我们关注消费不振长期持续的原因。概括起来，以下因素阻碍了居民消费需求的启动：

1、抑制消费的长期性因素一直存在。主要有以下几个方面：一是“改革”因素。自“九五”以来我国改革进入了攻坚阶段，养老制度、医疗制度、住房制度、教育制度等改革措施相继出台，这些改革均使居民个人承担部分有较大比重的增加，因此使居民预防性储蓄增加、消费减少。这个因素不仅在几年前是消费不振的重要原因，而且由于改革正在继续进行，此因素对消费的负面影响并未缓解。二是“硬件”因素。我国基础设施的不健全仍在制约居民消费需求，如城镇公路建设的滞后制约了城镇居民的轿车需求，市政基础设施不配套制约了城镇居民的住宅需求等。三是“发展阶段”因素，如市场信用体系不健全导致的消费信贷难以推广和假冒伪劣盛行，制约了城镇居民的消费提高；农村城市化进程滞后和农民负担过重制约了农民收入和消费提高等等。这些长期性因素的存在，一定程度上抵消了经济高涨刺激消费的作用。

2、收入差距对消费需求的制约明显加大。收入分配对消费需求的影响经常被人们忽视，但这个因素的作用已经变得越来越重要。目前，各种长期性因素虽仍然存在，但也并未恶化，此时消费增长率的下降似乎更需要在收入分配上找原因。可以说，在所有制约消费的因素中，只有收入分配因素在最近几年中持续恶化。

图1表现了改革开放以来，以基尼系数表示的全国、农村和城镇居民收入差距的变化情况。

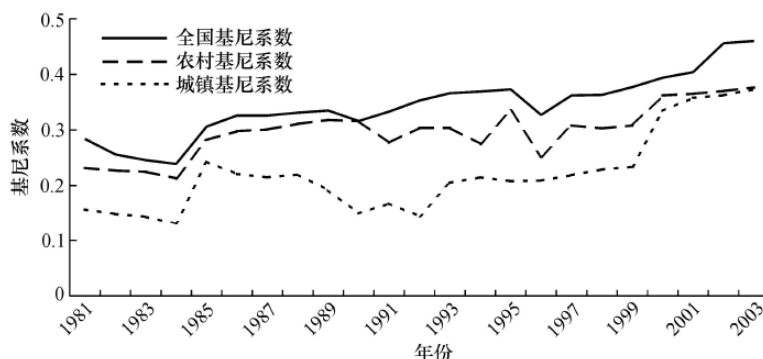


图1 改革开放以来全国、农村和城镇居民收入差距的变化

资料来源：易纲、张燕姣（2006）

从图 1 可以看出，改革开放以来，无论是全国居民收入差距，还是城镇与农村内部居民收入差距，都处于不断扩大之中。尤其是全国的基尼系数在 2002 年就超过了 0.4 这一国际警戒线。此外我们还可以发现，与全国基尼系数相比，城镇和农村基尼系数相对较低，这说明城乡收入差距对全国收入差距的贡献相当大。改革开放以来城乡收入差距的变动趋势可以从图 2 看出：

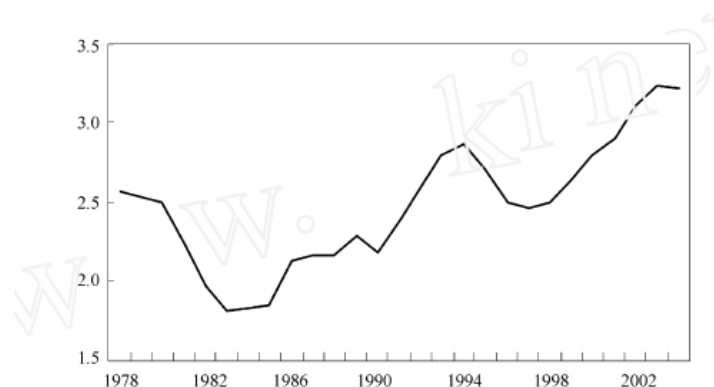


图 2 改革开放以来城乡收入比率的变化

图 2 表明，改革开放以来的城乡收入比率呈波浪式上升的状态。1978-1983 和 1995-1998 两个时间段是城乡收入差距比率下降的阶段，其余阶段则是城乡收入比率上升的阶段。

研究收入分配对居民消费需求的制约，对于启动消费具有重要意义。几乎所有消费需求的新变化，都可以从收入分配来解释。传统的刺激消费方法，如投资拉动、货币扩张、通货膨胀预期、收入增加等等，如果加入收入差距因素，就难以扩大消费。因为如果随着收入分配差距的扩大，这些方法所带来的收入增量，主要流向了低消费率的高收入阶层，高消费率的中低收入阶层收入增长有限，这样总的效果将是消费率的下降。同时，由于高收入者购买力不断增加，企业将会扩大针对这个群体的消费品生产，因此就出现了汽车、住房等局部消费热点，而同时普通消费品偏冷的情况。所以要启动居民消费，必须具体研究收入分配对居民消费需求的影响。当然，虽然消费不振除了居民消费不振之外，还有政府和企业消费不振的问题，但居民消费近年来一直占最终消费的 80% 左右，远远超过政府和企业消费所占比重，所以仍然是导致消费不振的主要原因¹。

收入分配如何影响居民消费需求，是一个经济学界长期争论的问题。早在

¹ 按照《中国统计年鉴》提供的数字，我国城乡居民消费率自 1978 年以来一直呈下降趋势。而李扬、殷剑峰（2007）根据资金流量表计算得出，居民消费率自 80 年代以来比较平稳，因此消费不振的主要原因是政府和企业消费不足。这个差别可能是统计口径造成的。但即使是按照李扬等人的数据，自 2003 年以来居民消费率仍然出现持续下降的情况。由于居民无论在哪个统计口径中都是总消费中比重最大的主体，所以居民消费率的下降仍然是总消费不振的重要原因。

1936年，凯恩斯就依据绝对收入假说，指出收入分配可以影响居民总消费，因此需要“采取大胆果断的步骤，即以收入再分配和其他办法来刺激消费倾向”¹。而弗里德曼的持久收入假说²和莫迪利亚尼的生命周期假说³则认为，消费者都是理性的经济人，他们会根据效用最大化的原则来使用一生的收入，安排一生的消费和储蓄，使一生中的总收入等于总消费。这样，消费就不是取决于现期收入，而是取决于一生的收入。在此假定下通过跨期最优化模型可以解出，边际消费倾向（MPC）是一个只与消费者的寿命、利率、时间偏好率、消费的边际效用的弹性有关的变量，与收入水平无关，因此收入分配不影响总消费。但上述三位学者并没有实证分析收入分配与总消费的关系。Blinder⁴在生命周期模型中引入了王朝效用函数，即消费者除了有生命周期储蓄动机，还有遗赠储蓄动机。在此基础上通过推导发现，只要消费的边际效用的弹性(δ)大于遗赠的边际效用的弹性(β)，MPC就将是收入的减函数；反之则是收入的增函数。只有当遗赠储蓄不存在时，或者 $\delta = \beta$ 时，收入分配才不影响总消费。他还运用两种方法检验了收入分配与总消费的关系，结果发现收入再分配或者对总消费没有影响，或者减少了总消费。此后关于这个问题的实证研究开始增多，但没有得出一致的结论。如Diamond和Hausman⁵、Borooah和Sharp⁶、Hubbard⁷等人的研究均发现收入分配显著影响总消费。而Doorn⁸和Allen等⁹的研究则得出了收入分配与总消费的关系不显著的结论。DellaValle和Oguchi¹⁰、Musgrave¹¹通过对跨国数据的实证检验发现，发达国家的收入分配显著影响总消费，而不发达国家的收入分配对总消费的影响并不显著。

造成以上这些不同结论的原因可归纳为以下三个：（1）大多用基尼系数等衡量收入不平等的指标来代表收入分配。然而正如Blinder所指出的，“检验收

¹ 凯恩斯：《就业、利息和货币通论》，第333页，商务印书馆1999年版。

² Friedman, M, 1957. A theory of the consumption function, Princeton University Press.

³ Modigliani, F and Brumberg, R. 1954. Unility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data, in *Post-Keynesian Economics*, ed. by K. Kurihara, Rutgers University Press.

⁴ Blinder, A, 1975. Distribution effects and the aggregate consumption function, *Journal of Political Economy*. 83(3).447-476.

⁵ Diamond, P., and Hausman, J., Individual retirement and savings bahviour, *Journal of Public Economics*, 23, 81-114.

⁶ Borooah, K., and Sharp R. 1986, Aggregate Consumption and the Distribution of Income in the United Kingdom: An Econometric Analysis. *Economic Journal*, Vol. 96, 449-466

⁷ Hubbard, R. Glenn, Jonathan Skinner, and Stephen P. Zeldes. 1995. Precautionary saving and social insurance. *Journal of Political Economy*, 103, pp.360-399.

⁸ Doorn, V., Aggregate consumption and the distribution of income. *European Economic Review*, 6, pp.417-423.

⁹ Allen, Donald S. and Ndikumana, Leonce, 1999, Income Distribution and Minimum Consumption: Implications for Growth. *The Federal Bank of St. Louis Working Paper* 99-013A.

¹⁰ DellaValle & Oguchi, 1976. Distribution, the aggregate consumption function, and the level of economic development: some cross-country results, *Journal of Political Economy* .84(6).

¹¹ Musgrave, P, 1980. Income distribution, and the aggregate consumption function. *Journal of Political Economy*, 88(3).

入分配对总消费函数是否有影响的唯一严格方法应该是直接估计各收入组的边际消费倾向是否一样”¹。直接检验总消费与某种收入不平等指标（如基尼系数）的关系其结果可能会不可靠，因为这样做将会把某些并不是因为收入分配变化而导致的消费变化，都视为收入分配变化的结果。（2）计量方程中没有考虑收入水平与消费之间的动态关系。从长期均衡的观点来看，总消费在 t 期的变化不仅取决于收入分配本身的变化，还取决于总消费和收入分配在 $t-1$ 期末的状态，尤其是二者在 $t-1$ 期的不平衡程度。但此问题在过去的实证研究中普遍被忽略。（3）未考虑通货膨胀因素对收入水平、收入分配和居民消费的影响，这使不同通货膨胀水平下的计量结果难以比较。

上述第一个原因还导致了数据采用中的问题：由于没有直接估计各收入组的边际消费倾向，因此实证研究普遍采用宏观总消费的时间序列数据，而没有采用家庭户资料中的消费和收入数据，因此难以反映各收入组的家庭户信息。本文将把上述被忽略的合理因素纳入分析范围，分别利用家庭户数据和宏观的时间序列数据，考察我国收入分配与居民消费的关系。我们将通过直接估计我国各收入组的边际消费倾向差异，得出收入分配与居民消费需求之间的关系，并将结果与利用宏观总消费和家庭户平均消费时间序列数据得出的结果相比较。研究中采用 Davison、Srba 和 Yeo 提出的误差修正模型²，该模型可以将变量间的长期动态关系纳入分析范围。我们在计量方程中也加入了通货膨胀及其滞后变量。研究结果表明，中国的收入分配显著影响了居民消费。全文结构如下：第二部分介绍了计量模型和实证数据，第三部分讨论收入分配影响居民消费的计量结果，并对收入再分配影响居民消费的程度进行了数值模拟，第四部分是总结和政策含义。

二、收入分配影响居民消费需求的实证研究

（一）计量模型

为了估计居民各收入组的边际消费倾向，首先我们建立一个一般的动态消费函数模型：

$$\log c_t = k + \alpha \log c_{t-1} + \beta_1 \log y_t + \beta_2 \log y_{t-1} + \theta_1 \pi_t + \theta_2 \Delta \pi_t + v_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中 c_t 和 y_t 分别是 t 时期的实际消费和实际可支配收入， π_t 代表通货膨胀率， Δ 是一阶差分项， k 是截距项， v 是误差项。

¹ Blinder, A, 1975. Distribution effects and the aggregate consumption function, *Journal of Political Economy*, 83(3), pp471..

² Davison, J., Srba, F. and Yeo, S, 1978. Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom. *Economic Journal*, 88, pp.661-692.

在（1）式两端同时减去 $\log c_{t-1}$ ，在（1）式右边加上减去 $\beta_1 \log y_{t-1}$ ，可以得到：

$$\Delta \log c_t = k + \beta_1 \Delta \log y_t + (1-\alpha) \left(\frac{\beta_1 + \beta_2}{1-\alpha} \log y_{t-1} - \log c_{t-1} \right) + \theta_1 \pi_t + \theta_2 \Delta \pi_t + v_t \quad (2)$$

为了保持长期的稳定状态， $|\alpha| < 1$ 。如果我们进一步假设，在长期稳定状态下没有通货膨胀，则 c_t 和 y_t 的关系可表示为：

$$c_t = K y_t^\delta \quad (3)$$

依据（2）式，我们可分别得到长期稳定状态下消费对收入的弹性和比例系数：

$$\delta = \frac{\beta_1 + \beta_2}{1-\alpha}, \quad K = \exp \left[k + \frac{(\beta_1 - \delta)g}{1-\alpha} \right] \quad (4)$$

其中 g 是长期稳定状态下消费（ c ）和收入（ y ）的增长率。根据生命周期-持久收入假说，长期里消费对收入的弹性将变为单位弹性，根据（4）式可得：

$$\beta_1 + \beta_2 + \alpha = 1 \quad (5)$$

这意味着方程（2）可以被化简为：

$$\Delta \log c_t = k + \beta_1 \Delta \log y_t - (1-\alpha) \log(c/y)_{t-1} + \theta_1 \pi_t + \theta_2 \Delta \pi_t + v_t \quad (6)$$

其中 $\log(c/y)_{t-1}$ 是误差修正项，（6）式也称为误差修正模型。可以看出，该方程将变量间的长期动态关系和通货膨胀因素纳入了分析范围。但正如 Davison 等¹所指出的那样，方程（6）的特征在于，只要我们观察到 c 和 y 接近于长期稳定状态，即（3）式近似成立时，误差修正项（即 $\log(c/y)_{t-1}$ ）和截距项（ k ）之间将出现完全共线性，难以进行计量分析。为解决这个问题，我们可以在不影响计量方程有效性的情况下可以删去某个回归元。如果令 $k = 0$ 则消费者的长期行为不会受到影响，而如果令 $1-\alpha = 0$ 则肯定会影响消费者的长期行为。因此，我们在运用各收入组的数据估计方程（6）时，是否有截距项将取决于截距项是否对误差修正项 $\log(c/y)_{t-1}$ 系数的显著性产生有害的影响，若有则删去截距项。

（二）计量指标和数据说明

在目前对消费函数进行研究的大量文献中，并没有对如何计量居民消费支

¹ Davison, J., Srba, F. and Yeo, S, 1978. Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom. *Economic Journal*, 88, pp.661-692.

出达成一致意见。例如, Deaton¹、Pesaran 和 Evans²采用的是消费者的全部消费支出数据, 而 Davison 等³和 Ungern-Sternberg⁴采用的则是消费者的非耐用品消费支出数据。为保证研究的全面性, 本文借鉴 Borooan 和 Sharp⁵的做法, 用三种方法度量居民消费支出: (1) 消费者的全部消费支出; (2) 消费者在非耐用品和半耐用品的全部消费支出(即除耐用品之外的全部消费支出); (3) 消费者在非耐用品上的全部消费支出(除耐用品和服装鞋帽之外的全部消费支出)。在这里, 我们将服装鞋帽这样有一定耐用性的消费品称为半耐用品。根据数据的可获得性和 Borooan 等人的界定, 我们定义非耐用品消费支出 = 全部消费支出 - 衣着类支出(即半耐用品消费支出)。所有的数据均来自《中国统计年鉴》(1985-2007)⁶。我们将利用这三类居民消费支出的数据, 分别估计居民各收入组的边际消费倾向, 并将其与利用居民宏观总消费数据、居民家庭户平均消费支出数据估计居民边际消费倾向的结果相比较。

由于本文试图分别估计居民各收入组的边际消费倾向, 因此必须找到合适的居民分组数据。目前我国并不存在城乡居民合一的分组数据, 为了与国外研究相比较, 我们采用按五等份分组的城镇居民家庭收入和消费数据; 而为了考虑中国城乡分割的具体情况, 我们将农民阶层整体作为一个独立的分组, 这样我们共有六个分组的家庭收入和消费数据。并不令人意外的是, 六个组的居民家庭人均收入支出和消费支出都是递减的(如中高收入户低于高收入户, 中等收入户低于中高收入户, 以此类推), 其中农民阶层的人均收入和消费支出低于城镇最低 20% 的低收入户, 该阶层的加入并没有破坏人均收入、消费支出递减的趋势, 这也是我们将农民阶层作为一个独立分组的原因之一。由于缺乏农民阶层的耐用品消费支出数据, 因此我们用家庭设备用品和服务支替代, 该替代指标是耐用品支出的重要组成部分, 与原变量高度相关, 使用该替代指标不会产生严重偏差。

¹ Deaton, A.S.1977, Involuntary saving through unanticipated inflation. *American Economic Review*, 67, pp.899-910.

² Pesaran, M.H. and Evans, R.A. 1984, Inflation, capital gains and UK personal savings: 1953-1981. *Economic Journal*, 94, pp.237-257.

³ Davison, J., Srba, F. and Yeo, S, 1978. Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom. *Economic Journal*, 88, pp.661-692.

⁴ Ungern-Sternberg, T. von, 1981, Inflation and savings: international evidence on inflation induced income losses, *Economic Journal*, 91, pp. 961-976.

⁵ Borooah, K., and Sharp R. 1986, Aggregate Consumption and the Distribution of Income in the United Kingdom: An Econometric Analysis. *Economic Journal*, Vol. 96, 449-466

⁶ 1985 年以前的《中国统计年鉴》中没有城镇居民 5 等份数据, 因此本文所用数据从 1985 年开始。

三、中国收入分配影响居民消费的计量结果

本节我们将运用《中国统计年鉴》(1985-2007)的有关数据,对计量方程(6)进行计量分析。误差修正模型的验证可以采用 Engle-Granger 两步法和直接估计法,本文拟采用直接估计法,但仍需要首先对变量间是否存在协整关系进行验证,以确定变量间的关系是否可以通过误差修正模型来表述。因此,我们首先对六个分组和总量的 c_t 和 y_t 进行了协整检验,检验结果表明无论在某一组,二者都存在一阶协整关系。因此 c_t 和 y_t 的关系可表述为误差修正模型,即我们可以用 OLS 对(6)式进行验证。

由于我们用三种方法度量居民消费支出,因此(6)式中的被解释变量 c_t 将分别用三种定义的消费支出来度量:全部消费支出(c),非耐用品消费支出1($cnd1$)和非耐用品消费支出2($cnd2$)。计量结果分别见表1至表3。其中,三个表的倒数第二行表示采用居民宏观总消费数据得到的计量结果,而最后一行则表示采用居民家庭户平均消费支出数据得到的计量结果。 Q_1 表示农村居民的计量结果, Q_2-Q_6 分别表示城镇低收入、中下收入、中等收入、中上收入、高收入户的计量结果。¹由于1992年以前没有城镇居民耐用品消费支出数据,因此表1中样本数据来自《中国统计年鉴》(1985-2007);而表2、表3样本数据来自《中国统计年鉴》(1992-2007)。

表1 方程(6)的计量结果 (被解释变量为 $\Delta \log c_t$)

收入组	K	$\Delta \log y_t$	$\log(c/y)_{t-1}$	π_t	$\Delta \pi_t$	$\bar{R}^2$	$\hat{\sigma}$
Q_1	0.156 (3.18)	0.242* (2.07)	-0.178*** (0.62)	-0.311 (7.74)	-0.043* (0.88)	0.858	0.014
Q_2	0.079** (7.83)	0.395** (7.54)	-0.365*** (9.24)	-0.158** (0.97)	-0.028 (1.09)	0.933	0.008
Q_3	0.133* (12.97)	0.754** (3.61)	-0.588 (1.81)	-0.134*** (2.94)	-0.017 (3.68)	0.734	0.018
Q_4	—	0.795*** (10.55)	-0.709* (6.25)	-0.146 (1.68)	-0.019** (6.46)	0.835	0.009
Q_5	—	0.764** (6.33)	-0.696*** (9.79)	-0.078** (1.76)	-0.015* (2.27)	0.917	0.021
Q_6	—	0.253** (2.42)	-0.154*** (12.36)	-0.054* (9.91)	-0.009 (2.83)	0.896	0.019
总消费	—	0.475*** (3.71)	-0.467*** (14.25)	-0.197*** (6.35)	-0.019* (5.45)	0.898	0.013
家庭户平均消费	—	0.486* (4.56)	-0.425* (9.08)	-0.178** (4.66)	-0.021* (7.52)	0.805	0.011

注:括号内的数字为t检验值, $\hat{\sigma}$ 为标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

¹ $cnd1 = c$ -耐用品消费支出; $cnd2 = cnd1$ -衣着类消费支出

表 2 方程 (6) 的计量结果 (被解释变量为 $\Delta \log cnd1_t$)

收入组	K	$\Delta \log y_t$	$\log(c/y)_{t-1}$	π_t	$\Delta \pi_t$	$\bar{R}^2$	$\hat{\sigma}$
Q_1	0.175*** (8.77)	0.184* (6.81)	-0.164** (5.83)	-0.203** (3.47)	-0.034** (0.51)	0.749	0.016
Q_2	0.067* (3.43)	0.240 (3.27)	-0.201* (1.61)	-0.125** (2.49)	-0.022* (4.30)	0.788	0.020
Q_3	—	0.751*** (2.75)	-0.596*** (3.11)	-0.123*** (1.93)	-0.017 (3.85)	0.930	0.014
Q_4	—	0.834*** (10.14)	-0.757*** (9.01)	-0.133*** (4.32)	-0.018 (1.76)	0.798	0.011
Q_5	—	0.489*** (4.60)	-0.643*** (2.45)	-0.057*** (3.45)	-0.014* (1.38)	0.837	0.007
Q_6	—	0.171* (17.15)	-0.107** (3.74)	-0.018* (11.84)	-0.010* (0.75)	0.904	0.012
总消费	—	0.508*** (16.08)	-0.534** (9.07)	-0.145*** (4.89)	-0.016 (6.73)	0.827	0.008
家庭户平均消费	—	0.530*** (32.11)	-0.492** (7.03)	-0.163** (12.77)	-0.012* (7.55)	0.855	0.010

表 3 方程 (6) 的计量结果 (被解释变量为 $\Delta \log cnd2_t$)

收入组	K	$\Delta \log y_t$	$\log(c/y)_{t-1}$	π_t	$\Delta \pi_t$	$\bar{R}^2$	$\hat{\sigma}$
Q_1	0.198** (9.79)	0.213** (16.46)	-0.152*** (4.87)	-0.183* (9.56)	-0.027* (6.97)	0.698	0.020
Q_2	0.059* (3.75)	0.373*** (12.63)	-0.275* (7.65)	-0.156** (2.18)	-0.021 (5.98)	0.944	0.017
Q_3	0.091* (5.95)	0.703** (2.39)	-0.562** (12.98)	-0.175** (11.24)	-0.017 (11.22)	0.856	0.019
Q_4	0.078 (4.36)	0.729** (6.64)	-0.634** (6.39)	-0.113** (1.24)	-0.015** (12.53)	0.901	0.013
Q_5	—	0.405* (3.22)	-0.603 (1.02)	-0.033*** (10.05)	-0.009* (9.14)	0.775	0.016
Q_6	—	0.149** (6.99)	-0.165** (2.37)	-0.016 (1.95)	-0.002 (9.51)	0.813	0.016
总消费	—	0.521* (17.40)	-0.442* (1.25)	-0.135* (3.85)	-0.012 (8.03)	0.783	0.009
家庭户平均消费	—	0.504*** (18.66)	-0.485* (5.48)	-0.183** (5.24)	-0.007* (7.96)	0.919	0.005

从表 1 至表 3 中可以直观地看出, 各收入组的边际消费倾向存在很大差异。但计量结果并不支持“边际消费倾向递减规律”。表 1 至表 3 都表明, 方程 6 中代表边际消费倾向的系数 β_1 并不是随收入递减的, 边际消费倾向最高的并不是低收入的 Q_1 (农民) 和 Q_2 (城市最低 20% 收入户), 而是处于中间的 Q_3 、 Q_4 和 Q_5 阶层。换句话说, 城镇中等收入阶层的边际消费倾向最高。此外, 根据 Deaton 等人的论证, 误差修正项 $\log(c/y)_{t-1}$ 可以代表居民财产的边际消费倾向¹。

¹ Deaton, A.S. and Muellbauer, J. 1980, Economics and Consumer Behaviour. Cambridge: Cambridge University Press. Pp. 335.

而 $\log(c/y)_{t-1}$ 的系数 $1-\alpha$ 也没有显示出边际消费倾向递减, 从表 1 至表 3 可以看出, Q_4 和 Q_5 的财产边际消费倾向最高, 与 β_1 的结果类似。需要指出的是, 国内有些学者也得出了与此类似的结论¹, 但他们依据的是某一年的横截面数据, 没有把居民收入与边际消费倾向之间的长期动态关系纳入分析范围。我们的计量结果显示, 在长期里居民收入与边际消费倾向之间也存在“倒 U”关系, 即中等收入阶层的边际消费倾向要高于其他阶层。显然, 仅仅用宏观总消费数据和家庭户平均消费支出数据进行回归, 而不是利用每个居民收入组的家庭户数据单独进行回归, 是难以得出这一结论的。

从通货膨胀的影响来看, 中低收入阶层 (Q_1 、 Q_2 、 Q_3 和 Q_4) π_t 的系数为负且比较显著, 而 Q_5 和 Q_6 则 π_t 虽为负但相对来说并不显著。这说明当人们看到通货膨胀对实际收入产生负面冲击时, 会收缩开支并进行防御性储蓄, 但通货膨胀对各阶层居民消费需求的影响是有差异的。具体说, 通货膨胀将使中低收入阶层更多地缩减消费, 而高收入阶层所受影响有限。同时我们还可看出, $\Delta\pi_t$ 的系数无论对哪个阶层都不显著, 这说明各阶层居民都具有一定的消费需求刚性, 不断提高的通货膨胀难以持续缩减居民消费需求。

不过, 各阶层居民的真实消费可能会受到各阶层家庭户规模变化的影响, 比如 Q_3 的边际消费倾向高于 Q_1 , 部分原因可能是由于 Q_3 的家庭规模 (即人口数) 与 Q_1 有差异, 这会影响检验结果。所以, 我们在方程 (6) 中对每个收入组都加入了附加变量 $\Delta \log z_t$, 其中 z_t 是每组家庭规模的平均值。从检验结果可以看出², $\Delta \log z_t$ 的系数都不显著异于 0。这说明, 家庭规模对居民边际消费倾向的影响不大, 不会对居民收入水平影响居民边际消费倾向的程度产生太大的干扰。

下面我们还要进行第三项检验, 即居民收入来源的不同是否会影响居民的边际消费倾向。因为根据 Townend 的论证, 居民得自政府的转移性收入更容易被花掉, 因此边际消费倾向很高, 而非转移性收入的边际消费倾向会相对较低³。如果此说在中国成立, 那就意味着, 收入再分配可能不会刺激居民消费。为了验证这一点, 我们在方程 (6) 中加入了附加变量 $\Delta(y^s/y)_t$, 其中 y^s 是居民所获转移性收入的数额, 然后对方程 (6) 进行了重新估计。计量结果表明, 无论是对六个收入分组的数据, 还是对居民宏观总消费数据、居民家庭户平均消费支出数据, 对于作为被解释变量的消费支出的三种形式 (c , $cnd1$, $cnd2$) 进行的 24 个方程的验证中, 没有一个方程中 $\Delta(y^s/y)_t$ 的系数显著异于 0, 这意味

¹ 如杨汝岱、朱诗娥:《效率与公平不可兼得吗?》,《经济研究》2007 年第 12 期;杨天宇、朱诗娥:《居民收入与边际消费倾向之间的倒 U 关系》,《中国人民大学学报》2007 年第 4 期。

² 加入两个附加变量 $\Delta \log z_t$ 和 $\Delta(y^s/y)_t$ 后共有 48 个方程的计量结果, 如果读者感兴趣, 可以向作者索要该数据。

³ Townend, J. C. 1976, The personal savings ratio. Bank of England Quarterly Bulletin, 16, pp.53-73.

着，转移性收入并没有对居民边际消费倾向产生显著的影响。换句话说，转移性收入与非转移性收入具有相同边际消费倾向的原假设，得到了中国数据的支持。

最后，我们需要对表 1 至表 3 中参数的稳定性进行检验。我们借鉴 Borooan 和 Sharp¹的方法，先利用 2004 年以前的数据对方程（6）进行估计，然后用估计结果去预测 2005-2007 年的数据，并利用 χ^2 检验对预测值与实际值进行比较。经查表得知 $\chi_{0.95}^2 = 7.81$ ，而表 4 的检验结果表明，在 5% 的显著性水平下，上述 24 个方程中只有 *cnd1* 中的 Q_1 、 Q_4 和 *cnd2* 中的 Q_1 没有通过 χ^2 检验，这意味着对本文的大多数检验来说，本文的计量结果是稳健的。

表 4 χ^2 检验结果 ($\chi_{0.95}^2 = 7.81$)

被解释变量	Q_1	Q_2	Q_3	Q_4	Q_5	Q_6	总消费	家庭户平均消费
<i>c</i>	4.55	5.78	6.35	2.63	4.32	1.95	6.30	7.18
<i>cnd1</i>	9.75	2.36	2.45	13.28	1.15	3.07	5.35	6.18
<i>cnd2</i>	8.77	1.63	6.45	5.34	7.28	3.40	2.57	5.52

至此我们的计量结果表明，收入分配确实对居民消费需求有显著的影响。但我们对此还缺乏一个直观的数字，即如果政府试图通过收入再分配政策刺激居民消费的话，那么收入再分配之后居民消费需求会出现多大幅度的增长。由于我们已经估计出了各收入组的边际消费倾向，因此可以对收入再分配影响居民消费需求的程度进行一个数值模拟计算。2007 年我国 Q_1 - Q_6 各收入组占居民总收入的份额（以总收入为 1）分别为 0.333、0.051、0.084、0.114、0.156、0.262。在家庭户规模、通货膨胀、居民收入来源等因素对居民消费需求的影响不变的情况下，我们假定收入再分配后可能出现以下三种结果：（1）低收入阶层 Q_1 和 Q_2 的收入份额提高 10%、 Q_6 的份额下降 14.5%（各组收入份额变为 0.366、0.056、0.084、0.114、0.156、0.224），记为 Reditribution1；（2）中等收入阶层 Q_3 、 Q_4 和 Q_5 的收入份额提高 10%， Q_6 的份额下降 13.7%（各组收入份额变为 0.333、0.051、0.093、0.126、0.171、0.226），记为 Reditribution2；（3）中低收入阶层 Q_1 - Q_5 的收入分配均提高 10%， Q_6 的份额下降 27.5%（各组收入份额变为 0.366、0.056、0.092、0.125、0.171、0.190），记为 Reditribution3。利用表 1 中的数据模拟计算²，结果如下：

¹ Borooah, K., and Sharp R. 1986, Aggregate Consumption and the Distribution of Income in the United Kingdom: An Econometric Analysis. *Economic Journal*, Vol. 96, 449-466

² 本文运用表 2 和表 3 的数据也进行了类似模拟计算，结果与表 1 基本相同，因此这里没有列出。

表 5 收入再分配扩张居民消费的模拟计算

	收入再分配前	Reditribution1	Reditribution2	Reditribution3
全体居民边际消费倾向 $\Delta c_i/y_i$	0.440	0.440	0.459	0.460

表 5 说明，仅仅在高收入阶层和低收入阶层之间进行“劫富济贫”式的再分配，难以起到提高总体居民消费倾向的作用。但如果收入再分配的方向是高收入阶层份额下降，中等收入阶层的份额或中等收入与低收入阶层份额之和上升，则可以起到提高总体居民消费倾向的作用。模拟计算结果显示，即使中低（或中等）收入阶层的收入份额只有微弱的提高（约 10%），也可以提高总体居民消费倾向约 2 个百分点。根据 2007 年的数据，这意味着可以增加 320 亿元的居民消费需求。这说明，收入再分配不但有维护社会公平的作用，而且有很强的宏观政策含义，我国在进行社会保障体制改革时，不仅需要考虑它对社会公平的影响，而且还要考虑它对扩张居民消费需求，并进而对宏观经济稳定和增长的影响。

四、结论和政策含义

研究收入分配与居民消费的关系对于制定扩大居民消费的政策具有重要意义，但迄今经济学界的实证研究尚未对此得出一致的结论。目前我国经济面临外需和国内投资增长速度下降的问题，扩大居民消费需求对经济增长的重要性凸显，因此有必要对我国收入分配与居民消费的关系进行检验，以为刺激消费的政策制定提供参考。本文利用分组的家庭户数据，用三种方法度量居民消费支出，估计了各收入组的边际消费倾向差异，并将结果与利用宏观总消费和家庭户平均消费时间序列数据得出的结果相比较。我们的模型还将变量间的长期动态关系和通货膨胀因素纳入分析范围。研究结果表明，中国的收入分配显著影响了居民消费。根据本文的模拟计算，即使中低收入阶层的收入份额只有微弱的提高，也可以提高总体居民边际消费倾向约 2 个百分点，增加约 320 亿元的居民消费需求。由此可以证明，缩小居民收入差距，加大居民收入再分配的力度，对刺激我国居民消费需求具有积极作用。

另外，我们的研究结论也表明，边际消费倾向最高的收入组并不是城镇低收入阶层和农民阶层，而是城镇中等收入阶层。这说明，扩大中等收入者的比重，对于刺激我国居民消费具有重要作用。因此，我们应该在初次分配和再分配中，按照社会公平和公正的原则，加强收入分配政策的实施力度，以不断壮大中等收入者队伍，这将更有利于扩张我国居民消费需求。

分报告 4:

经济下滑背景下的失业分析及预测：2008-2009

内容摘要：本文首先设计了一种估算就业弹性的研究方法，并基于面板数据，估计了我国东中西三地第二产业和第三产业的就业弹性。根据这些弹性数据，结合未来经济形势的研判，估算了 2008-2009 年我国的新增就业规模，我们发现，第二第三产业所能提供的新增就业岗位将比上年减少 600 万，这种减少主要来自东部地区以及制造业和建筑业。进一步，我们估算了非农劳动人口的增长趋势。二者结合，来年失业规模将比上年增加 1000 万，城镇失业率将达到 8% 左右。进一步，本文归纳了失业的具体原因和渠道，并对其特征进行了描述。最后从财政政策导向、积极就业政策、消极就业政策、劳动管制政策等维度提出了政策建议。

一、引言

就业是民生之本。充分就业意味着劳动资源的充分利用，能为社会分配结构的改善奠定基础；而大规模失业往往会引发一系列社会经济问题，比如群体贫困、内需消退等。促进充分就业、应对失业危机，是各国政策调控的重要目标。

我国自 2003 年以来，在强劲的经济增长驱动下，就业规模不断扩大，就业质量也得到了较大提高。2003-2007 年每年城镇就业的净增加数量都超过了 800 万，2007 年更是超过了 1000 万，其中最正规的城镇单位就业就增加 300 万，占城镇就业增加的 1/3 左右。然而，新增就业规模的持续扩大，并没有从根本上缓解我国的就业压力，失业问题依然严峻。对于这一点，我们可参见表 1：

表 1 我国城镇失业规模及失业率演变（1990-2007）

年份	城镇失业规模	城镇失业率
1990	574	0.033
1991	600	0.033
1992	630	0.034
1993	660	0.035
1994	680	0.035
1995	790	0.040
1996	815	0.039
1997	980	0.045
1998	1450	0.063
1999	1397	0.059
2000	1907	0.076
2001	1407	0.056
2002	1620	0.061
2003	1643	0.060
2004	1623	0.058
2005	2052	0.070
2006	1844	0.061
2007	2250	0.071

注：根据《中国统计年鉴》和《2007 年国民经济与社会发展统计公报》估算。具体地，用经济活动人口减去就业人数，得出失业人数。由于我国不考虑农村失业问题，这个数字可近似视作城市就业市场上的失业人数，用它除以城市就业市场劳动总数，得出失业率。

由表可见，近年来我国城镇失业规模有增无减，每年达到 2000 万左右，2007 年更是达到 2250 万。从相对比率看，城镇失业率持续攀升，近年来一直维持在 6%以上的高位，远超过官方公布的 4%左右的登记失业率。2007 年城镇失业率达到了近年来的峰值 7.1%。失业问题的严峻性来自于两个指标的对比，即新增劳动人口与新增就业机会的多寡。作为一个人口大国，我国最根本的问题在于，庞大的人口基数导致每年新增劳动人口过多，而经济增长所引致的就业机会难以满足就业扩大的需求。以 2007 年为例，我国城镇就业新增 1200 万，

但由于劳动人口的自然增长、大学毕业生增加、下岗职工再就业等压力，至少需要 2400 万新增就业岗位，因此与上年相比还是出现了较大规模的新增失业人员。

新增劳动人口一般是按照较平稳的轨迹演进的，也是我们难以控制的，因此要考量失业压力，主要应从新增就业机会的角度来进行。而新增就业机会主要取决于两个因素，即经济增长的速度和经济增长的要素投入方式。经济增长速度取决于国民经济各个行业的产出水平，尤其是工业和服务业的产出水平。而经济增长的要素投入方式则取决于劳动要素的相对价格。一般而言，工资上升会导致企业采纳劳动节约型生产技术，并迫使经济增长的就业拉动能力下降。

我国当前正面临着上述两个方面的挑战：首先，2008 年以来世界经济动荡、金融海啸迭起，已经波及到我国实体经济，许多劳动密集型中小企业纷纷倒闭，据统计，仅 2008 年上半年就有 6.7 万家规模以上中小企业破产，造成了近 2000 万人失业。目前人们普遍认为，我国的经济增长速度将在未来一段时间内放缓，这必然引起就业岗位的大量流失，失业风潮也可能由此而起；其次，自 2004 年以来我国工资成本不断上升，并跻身于世界上工资上升最快的国家之列，劳动的廉价优势正在丧失。除市场力量的作用外，工资上升在相当程度上也是政府劳动管制政策作用的结果。2004 年我国颁布了新的《最低工资规定》，此后各地普遍提高最低工资标准，导致以农民工为代表的底层劳动力工资迅速上升。2008 年《中华人民共和国劳动合同法》的实施使得企业用工成本进一步增加，据称这个幅度不低于 20%。劳动成本的大幅上升，既会加剧工业部门的发展困境，更会导致企业对劳动要素的节约使用。这在以制造业为代表的劳动密集型部门将表现的尤为突出。

那么未来一段时间内，在经济下滑和工资上涨的背景下，我国失业问题究竟会演变到怎样的程度？失业又会呈现出怎样的特征？面对这一形势，我国应采取怎样的对策呢？本文将致力于这些问题的研究。当前我国正处于国民经济与社会发展的关键时期，就业是其中的枢纽环节，牵一发而动全身。适时分析就业形势所可能出现的变化并采取前瞻性的应对措施，具有重要的现实意义。

要准确地预测经济下滑对就业的影响，关键是要得出就业的 GDP 弹性参数。很多学者认为，我国的就业弹性正在趋于下降（齐建国，2000；龚玉泉、袁志刚，2002；程连升，2007），尤其是从上世纪 90 年代开始，形成了一个明显的转折点（张本波，2005）。但目前我国的就业弹性究竟下降到了多少？对于这个问题，学术界并没有形成一个统一的认识。有人认为不足 10%，甚至是负值，有人则认为并不低，至少不低于 0.2。这种分歧主要源自估算方法的不同。

目前人们对就业弹性的计算方法主要存在两种分歧：首先是口径的差异，

很多学者是基于整个经济的 GDP 来计算就业弹性，结果由于第一产业的劳动排斥，就业的 GDP 弹性会很低，但如果要剔除农业部门，单就第二和第三产业来计算，我们会发现，就业弹性并不低，并接近于 0.19（蔡昉、都阳、高文书，2004）；其次是具体的弹性测算方法的差异：一种是直接用考察期内的就业变化率除以 GDP 变化率，它又包括点弹性（张车伟、蔡昉，2002）和弧弹性方法（齐建国，2000），但就点弹性方法而言，它所得出的各年的结果可能相差极大，根本无法预期出一个稳定的结果，而弧弹性方法则忽略了长时间内经济增长要素投入结构所可能发生的变化；第二种估算就业弹性的方法就是基于时间序列的回归分析（李红松，2003；陈安平，2004；张本波，2004；蒲艳萍，2006；邬雪芬，2007）。该方法的最大缺陷在于，为了保证样本容量和模型自由度，必须选择较长的时间序列，如前所述，在较长的时间范围内，经济的要素投入结构可能会发生变化，就业的 GDP 弹性也可能会有所不同，这样通过简单的回归方法就很难体现出这种差异，尽管在这些模型中，添加了用时间哑元变量所标示的结构性变量，也不足以解决上述问题，因为我们很难断定结构性变化的断点究竟在何处。

本文将设计一种改进的方法来估算我国当前的就业弹性，并基于弹性估算来进一步预测未来的新增就业规模，再结合新增劳动力数量，预测失业规模，并对失业的原因、渠道和特征进行描述。具体地，本文内容安排如下：第二节以面板数据模型为基础，详细说明本文所采纳的研究方法；第三节利用 2003-2006 年我国各省市的年度面板数据，估计出非农产业的就业弹性以及工资变化对这一弹性的影响；第四节基于上述参数以及对未来经济形势的研判，预测新增就业机会，并结合新增劳动力数量的趋势，估计 2008-2009 年新增失业规模；第五节对未来失业的渠道和特征做出分析；第六节基于上述分析提出相应的政策建议。

二、研究设计及数据说明

本文将选择面板数据模型来进行研究，该模型具有如下的优点：首先，它是基于截面单元的综列数据的回归分析，可以避免点弹性或弧弹性的不足；其次，它并不需要长的时间序列，因此可以避免时间序列回归所带来的问题；再次，在较短的时间内影响就业的其他因素可以得到有效控制，即便不能完全控制住这些遗漏变量，通过组内除均值的方法或组内部分除均值的方法，也可以绝大部分地消除它们的影响，从而提高参数的估计精度。那么该模型应该引入哪些变量呢？对此我们可以根据柯布—道格拉斯生产函数进行一个简单的推

演。

令生产函数为 $Y = f(K, L)$ ，其中 K 和 L 分别为资本和劳动投入。设工资为 w ，利率为 r ，那么在生产者均衡条件下，要素投入的比例关系应满足下式：

$$\frac{MP_L}{MP_K} = \frac{w}{r}, \text{ 即 } MP_K = \frac{r}{w} MP_L, \text{ 因此 } K = \varphi(L, w, r), \text{ 也就是说资本投入量应该是}$$

劳动、工资和利率的函数。把上式代入到生产函数中，有 $Y = f(\varphi(L, w, r), L)$ ，

相应

地，我们有如下的反函数： $L = f^{-1}(Y, w, r)$ ，即劳动需求量是产出、工资和利率的函数。因此从理论上讲，就业模型模型应当引入产出、工资和利率变量。但是考虑到我国执行统一的利率政策的实践，各地的利率基本无差别，地区就业差异应该不是来自于利率变量。因此模型不引入利率变量。

具体地，我们构建如下的面板数据模型：

$$\ln L_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 \ln w_{it} + \sum_{j=1}^2 \beta_j \times reg_j \times \ln Y_{it} + \sum_{v=1}^3 \gamma_v \times clu_v \times \ln Y_{it} + \delta z_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

式中下标 i 表示截面单元，为全国各省市，考虑到西藏和青海的特殊性，将其从截面单元中去除，这样共有 29 个截面单元；下标 t 表示时间序列，考虑到我国从 2003 年之后进入经济快速发展时期，而就业市场也进入了连续的繁荣期，为了尽量减少其他因素的变化所带来的干扰并兼顾数据的可得性，本文的时间取 2003-2006 年的年度数据，当 t 取 1 时表示 2003 年，取 2 时表示 2004 年，依此类推，当 t 取 3 和 4 时，分别表示 2005 年和 2006 年。文中数据主要取自各年《中国统计年鉴》或经过简单的计算得出，模型中的各个变量说明如下：

被解释变量 $\ln L$ 为非农就业数量的对数。由于我国失业主要是针对城市部门而非农村的，因此本文关注的也是城市部门的就业数据，包括第二三产业的就业数量。2003-2005 年各省各次产业就业数据可以方便地从《中国统计年鉴》获取，但 2006 年《中国统计年鉴》没有各省分三次产业的就业数据。我们用各省分行业的城镇单位就业数据与城镇分行业的个体私营就业数据相加，得到城镇各行业的就业总数，再按三次产业分类，即可估算出 2006 年各省三次产业就业数。其中第二产业的就业对数记为 $\ln L_{II}$ ，第三产业的就业对数记为 $\ln L_{III}$ 。

解释变量 $\ln y$ 为 GDP 对数。如果用第二产业的 GDP 和第三产业的 GDP 来分别计算其就业弹性，我们就会发现它们相差很大（蔡昉、都阳、高文书，2004），

因此本文将分别用第二产业和第三产业的人均 GDP 指标来考察。其中第二产业的 GDP 指标的对数记为 $\ln Y_{II}$ ，第三产业的 GDP 对数记为 $\ln Y_{III}$ 。为具有可比性，各名义 GDP 指标均按实际 GDP 指数折算成以 2003 年为基期的水平。

解释变量 $\ln w$ 为工资对数。按生产者均衡原理，企业劳动需求取决于边际工人的工资与其边际产品的交点，因此决定就业或失业规模的往往是低工资的底层劳动者，他们在经济波动的情况下也最容易被解雇，所以选择的工资变量应当是各地工资结构中最底层的部分。在各地的工资结构中，集体企业工资往往最低，甚至与农民工工资相接近（侯风云，2004）。因此我们可用它来作为工资指标。具体地，在第二产业中，由于制造业和建筑业不仅集中了最大规模的就业人员，其工资也处于最低水平，因此我们用这两个行业集体工资的平均数作为第二产业的工资指标，记为 $\ln w_{II}$ ；类似地，在第三产业中，批发零售和住宿餐饮两个行业集中了最大规模的就业人员，其工资也在第三产业中居于最低水平，因此我们用这两个行业集体工资的平均数作为第三产业的工资指标，记为 $\ln w_{III}$ 。同样出于可比性考虑，各工资指标均按通货膨胀指数折算成 2003 年基期水平。

如前所述，在不同的经济结构下，经济增长的要素投入方式可能不同，因此相同的经济增长速度所带来的就业后果可能也是不一样的。一直以来，我国地区之间存在较大的经济发展差异，这种差异不仅表现在经济发展水平和速度上，还表现在经济结构上，尤其是产业结构上。我们依据惯常的分类方法，把所有省份按东中西三地分成三组，并设置哑元变量 reg_j ，对西部地区， $j=0$ ， $reg_0=1$ ，作为基准组；对中部地区， $j=1$ ， $reg_1=1$ ；对东部地区， $j=2$ ， $reg_2=1$ 。再设置交叉变量 $reg_j \times \ln W$ ，其系数 β_j 反应了不同地区间产业发展对就业的影响差异。

我们在前面也指出，在不同的工资水平下，企业所采取的要素投入组合可能也是不同的，尤其地，在工资连续快速增长的情况下，企业可能会采取节约劳动型生产技术，从而使产出增长的就业拉动能力下降。因此工资变量可能会对产出的就业弹性施加一层叠加影响，从这个角度讲，我们应该设置一个工资与产出的交叉变量，但我们也必须注意到，要素投入组合的变化代表技术的变迁，一般不可能随时随地地连续发生，多数情况是，在工资累积上涨到一定程度时，技术变迁和要素组合的变化可能才会发生。因此我们在设置交叉变量前，同样设置一个对工资进行分组的哑元变量 clu_v ，根据工资的分布特征，我们将样本分成四组：第一组是基准组，集体单位年工资低于 6000 元的， $v=0$ ， $clu_0=1$ ；第二组介于 6000 与 9000 元之间的， $v=1$ ， $clu_1=1$ ；第三组介于 9000 与 12000 元之间的， $v=2$ ， $clu_2=1$ ；第四组在 12000 以上的， $v=3$ ， $clu_3=1$ 。然后再设置交叉变量 $clu_v \times \ln Y$ ，其系数 γ_j 反应了随着工资上升到不同组别后，产业发展所带

来的就业后果的差异。

z 为控制变量，我们试图控制住劳动供给因素对就业的可能影响。非农部门的劳动供给来自于两个渠道，即城镇劳动力和农村转移劳动力，因此控制指标也包括两个：就城镇劳动力来说，由于最低生活保障标准会直接影响到其劳动参与行为，因此我引入最低生活保障标准的对数 low ，该数据可以在各省劳动与社会保障部门的网站上查到，并取各地的平均数；就农村转移劳动力而言，务农收入是其从事务工工作的机会成本，会直接影响到务工的比较收益，并对其劳动供给产生重要影响。因此我们引入农民务农收入的对数 $fram$ 。用农民人均年收入乘以农村居民总数，再除以从事农林牧渔业的人数，即可得到务农收入数据。为具有可比性，我们按通货膨胀指数将上述两项指标分别折实为2003年水平。

u 为截面效应， ε 为满足白噪声条件的随机扰动项。面板数据模型的参数估计方法关键取决于截面效应 u_i 的性质，具体估算步骤可参见丁守海（2006）。

三、实证检验结果及就业弹性估计

本节将分别采用混合OLS回归方法、固定效应模型、随机效应模型方法对模型参数进行估计。并利用 $F(ui)$ 指标、Breusch—Pagan的LM值和Hausman指标值对最终方法进行选择。为了保证结果的稳健性，我们在模型中逐步引入回归因子和控制变量。第二、三产业的参数估计结果分别见表2和表3：

表 2 第二产业就业模型的估计结果（被解释变量 $\ln LII$ ）

	OLS	FE	RE	RE
栏	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln Y_{it}$	0.231**	0.151**	0.136*	0.129*
$\ln w_{it}$			-0.139	-0.104
$reg1 \times \ln Y_{it}$	0.031	0.012	0.009**	0.007*
$reg2 \times \ln Y_{it}$	0.172**	0.081*	0.073**	0.062**
$clu1 \times \ln Y_{it}$			0.200	0.153
$clu2 \times \ln Y_{it}$			-0.082	-0.038
$clu3 \times \ln Y_{it}$			-0.025***	-0.018**
控制变量	无	无	无	有
$F(ui)$		341.7	509.6	279.8
LM		820.4	1103.1	690.3
Hausman		88.6	0.22	-1.38
A-R ²	0.179	0.226	0.241	0.255

注：(1) ***、**、*分别表示通过 1%、5%、10%显著性检验。下同。

(2) FE为固定效应模型；RE为随机效应模型。控制变量包括 low 和 $farm$ 。下同。

表的第(1)栏结果显示，在混合 OLS回归方法下，第二产业产值系数为0.231，中部地区的哑元变量不显著，而东部地区显著为0.172。但是从第(2)栏可以看

出， $F(ui)$ 为341.7，固定截面效应能通过1%的显著性检验，LM为820.4，随机截面效应也能通过1%的显著性检验，因此第（1）栏的OLS分析结果是不可信的。进一步，Hausman指标为88.6，在1%的显著性水平下拒绝RE方法和FE方法结果相同的假说，因此出于参数估计一致性的考虑，应选择FE模型。从第（2）栏可以看出，这时产值系数变为0.151，两个区域变量分别变为0.012和0.081。第（3）栏引入了工资变量以及工资分组与产值的交叉项，参数发生相应了变化，为了检验第（3）栏参数估计结果的稳健性，我们在第（4）栏引入了两个反应劳动供给因素的控制变量low和farm，结果发现各项参数虽然发生了一定的变动，但幅度并不大，而且参数的性质没有改变，参数的稳健性较好。

第（4）栏显示，第二产业产值每提高1%，基准组（西部地区工资最低的组）的第二产业的就业人数将增加12.9%，从交叉变量 $reg \times \ln Y_{II}$ 可以看出，在中部地区工资最低的组，就业人数将增加 $12.9\% + 0.7\% = 13.6\%$ ，在东部地区工资最低的组，人数将增加 $12.9\% + 6.2\% = 19.1\%$ 。再从另一组交叉变量 $clu \times \ln Y_{II}$ 可以看出，在工资较高的第二组和第三组，交叉项的系数都不显著，因此这两组的就业弹性与工资最低的基准组没有系统性差异，但是在工资最高的第四组，交叉项系数显著为-0.018，这表明在这一组，其就业弹性比工资较低的前三组要显著地低出1.8%。之所以出现这种情况，可能的原因是在前三组，虽然工资在不断地提高，但由于提高的幅度有限，尚不足以引导企业采取节约劳动型的新技术，只有当工资明显地提升到第四组的水平时，企业才具备采纳这种技术的动力和压力。另一个值得注意的现象是，工资变量 $\ln w_{II}$ 的系数不显著，这与劳动需求与工资呈反向变动的理论预测不相吻合，我们认为这可能与已经按工资对样本进行分组的做法有关，它在相当程度上吸纳了工资的就业影响，并导致剩余的影响不显著。

表3 第三产业就业模型的估计结果（被解释变量 $\ln L_{III}$ ）

栏	OLS (1)	RE (2)	RE (3)	RE (4)
$\ln Y_{III}$	0.410*	0.269**	0.247*	0.226*
$\ln w_{III}$			-0.144	-0.173
$reg1 \times \ln Y_{III}$	-0.125	-0.015**	-0.011*	-0.009*
$reg2 \times \ln Y_{III}$	-0.133	-0.093	-0.077	-0.052
$clu1 \times \ln Y_{III}$			0.109	0.133
$clu2 \times \ln Y_{III}$			-0.035***	-0.024**
$clu3 \times \ln Y_{III}$			-0.102*	-0.076*
控制变量	无	无	无	有
$F(ui)$	205.2	498.4	410.7	319.4
LM	919.3	1080.3	769.3	243.1
Hausman		-0.17	1.33	-2.9
A-R ²	0.165	0.187	0.209	0.230

表3第（2）栏的 $F(ui)$ 值和LM指标分别为498.4和1080.3，他们均能在1%的显著性水平下拒绝固定截面效应和随机截面效应不显著的假说，因此第（1）栏

的OLS方法是不合适，进一步，Hausman指标为-0.17，表明固定效应模型和随机效应模型的参数估计结果很接近，出于估计有效性的考虑，应选择随机效应模型RE。该栏显示，在基准组西部地区，第三产业的就业弹性为0.269，而中部地区，就业弹性比西部地区显著地低出1.5%，在东部地区，就业弹性则与西部地区没有系统性差异。在第（3）栏，我们开始引入工资变量lnwIII及其与工资分组变量的交叉项，结果发现，原来第（2）栏的参数估计结果均发生了小幅的变化，而新引入变量的参数显示，在工资较高的第二组，就业弹性与工资最低的第一组并没有显著的差异，但在工资更高的第三组和第四组，就业弹性分别比基准组显著地低出3.5%和10.2%。为了检验第（3）栏结果的稳健性，我们在第（4）栏引入控制变量low和farm，结果表明，参数估计与第（3）栏的变化不大。

根据第（4）栏，第三产业产值每提高1%，基准组（西部地区工资最低的组）的第三产业就业人员将增加22.6%，交叉项 $reg \times \ln Y_{III}$ 的系数显示，在中部地区工资最低的组，就业弹性将略微低出0.9%，降为 $22.6\% - 0.9\% = 21.7\%$ ；在东部地区工资最低的组，就业弹性与基准组则没有显著的差异。另一组交叉项 $clu \times \ln Y_{III}$ 的系数则显示，在工资较高的第二组，就业弹性与工资最低的组之间并不存在明显的差异；但在工资更高的第三组，就业弹性要比最低组显著地低出2.4%，而在工资最高的第四组，就业弹性比最低组显著地低出了7.6%。同样在这个模型中，工资变量的系数并不显著。对于它的解释同前，唯一有区别的是，在这里，随着工资上升到第三组，就业弹性就开始显著下降，这说明相对于第二产业，在第三产业中要素投入结构的变化似乎要更容易发生一些，究其原因，这可能与我国目前第三产业的技术水平比较落后、技术结构比较简单有关。

四、失业规模的估算

基于上述就业弹性的估计，我们可以分地区测算未来一段时间内，在当前的产业发展态势下，我国第二产业和第三产业所能创造的新增就业机会，在此基础上结合非农产业新增劳动力的供给预测，就能大致估计出新增失业的大致规模。作为最初步的一项工作，我们先要依据东中西三地当前的工资水平，并对照表2和表3，确定这三个地区第二产业和第三产业的就业弹性，结果见表4：

表4 东中西三地非农产业的就业弹性及新增就业预测

		工资分组				预计 增速	新增 就业：万
		第一组	第二组	第三组	第四组		
东部	第二产业				0.173	0.138	265
	第三产业				0.150	0.143	229
中部	第二产业			0.136		0.183	150

	第三产业		0.217			0.133	223
西部	第二产业				0.111	0.218	85
	第三产业			0.202		0.128	167
合计							1120

对于东部地区第二产业来讲，目前平均的折实工资约为14080元，处于最高的第四组，根据表2，其就业弹性为 $0.129+0.062-0.018=0.173$ ；对于东部地区的第三产业来说，目前折实工资约为13051元，也处于第四组，对应于表3，就业弹性为 $0.226-0.076=0.150$ 。可见，东部第二产业的就业弹性还要略高于第三产业，这充分说明了，东部经济是以劳动密集型工业为重要支撑的，特别是加工制造业构成了其产业结构的主导。对应于较发达的工业经济，东部的第三产业也呈现出高级化的发展态势，而不是单纯依赖于传统服务业这样的劳动密集型行业，比如以金融、中介、咨询为代表的服务业发展迅猛，相应地，第三产业的主导要素特征表现为知识的密集投入，而不是底层劳动要素的密集投入。根据类似的方法，我们可以估算出中部地区第二产业和第三产业的就业弹性分别为0.136和0.217，而西部地区两个产业的就业弹性分别为0.111和0.202。可见，在中西部地区，第二产业的就业弹性不仅明显地低于第三产业，它们还要明显地低于东部地区，这可能与中西部地区国有经济比重较高，企业用人机制不够灵活有关。

为了估测来年的就业规模，我们还需要预计各地区各产业的增长速度。对此我们应结合两个方面的因素来考虑：首先是宏观经济大背景，目前人们普遍认为我国经济开始进入了深度下滑的通道，2008年第三季度GDP增速回落至9.9%，第四季度还应出现更大的回落，按保守的估计，全年能实现9.8%的增速已经是非常不易，与去年11.4%增速相比，至少要回落1.6个百分点。目前中国经济还远未触底，2009年极可能继续下挫，对此很多人进行了预测，有认为会破9.5%，也有人担心会破8%。如果综合各方的观点，取一个折中的数字，2009年的经济增速可能会在9%左右，因此与2007年相比经济增速将累计回落2.4个百分点；其次是各地区个产业的具体情况。东部地区由于出口遭遇重创，以制造业为代表的工业部门将出现更严重的困境，其下滑幅度应当比经济整体的下降幅度更大，与2007年16.8%的增速相比至少回落3个百分点，降至13.8%；东部的服务业由于受出口的直接冲击没有工业部门那么大，回落速度应比经济总体的回落速度稍小一些，预计在2个百分点左右，降至14.3%；而中西部地区受出口冲击较小，并且一直是政府重点工程投资的重点，预计本轮积极财政政策也会对中西部地区产生较大的影响，因此这两个地区的第二和第三产业下挫幅度应该更小。预计与2007年相比，增速会回落1.5个百分点左右。这样，中部地区第二和第三产业的增速将降至18.3%和13.3%；而西部地区两个产业将降至21.8%和12.8%。

结合各地各产业的就业弹性和增长速度，以2007年各地各产业的就业数据为基础，我们可以测算出2009年各地各产业的新增就业规模，见表4最后一列，可

以看出，东部地区将增加就业494万，第二产业只有265万，其就业拉动能力跌落到与第三产业相近的水平；中部地区将提供新增就业373万，比东部地区仅少出120万，中部将成为就业的一个重要支撑点，尤其是其服务业，将提供223万的就业岗位，比第二产业多出73万；西部地区将提供252万新增就业，其中服务业达到167万，接近于工业部门的两倍。总的来看，2009年新增就业机会大约为1120万，与2007年第二产业和第三产业所新增的1707万就业岗位相比，将整整减少600万。这很可能会是引发失业风潮的一个突破口。

要进一步估算来年的失业规模，还必须估测出非农产业需安置的新增岗位：第一，上年“结转”的失业人数，如前所述，目前我国失业人口的规模大约为2250万人；第二，城镇新增劳动人口，根据劳动与社会保障部的预测，“十一五”期间我国城镇每年新增劳动力大约为1000万人，我们假设2009年仍会延续这一增长速度；第三，大学毕业生，这几年毕业生进入高峰期，2008年除去考研、考博、出国等情况，实际需就业的毕业生达到600多万人，2009年应不会低于650万人；第四，农村转移劳动力，根据十一届人大一次会议上劳动与社会保障部所公布的数据，我国近年来每年有近800万的农村劳动力转向城市部门；最后是在岗人员的退休、死亡等自然减员，这可以相应地消减需安置岗位。从近年来的数据看，大约在300-400万之间，假设经济不景气情况下，政府、企业或各类组织出台政策鼓励员工提前退休，所以取上线400万。这样我们就可以发现，在未来的一段时间内我国非农产业需新增的就业岗位应该达到4300万。

用4300万需安置的新增就业岗位，减去1120万非农产业实际能提供的新增就业机会，我们就可以发现2008-2009年，我国的失业规模将会接近3200万，这比2007年2250万的基础上再新增近1000万。用失业规模除以届时非农产业的劳动人口就可以发现，失业率也将由目前的7.1%攀升到9.3%左右。这个结果与王梦奎的观点非常接近，他认为我国失业率已达到8%-10%。当然上述失业率的计算，既包括城镇劳动力，也包括农村转移劳动力，如果刨去农民工的失业，仅就城镇劳动力来计算失业率的话，那么城镇失业率应达到8%左右。

五、失业原因及特征分析

基于上述分析，我们认为造成未来大规模失业的原因及渠道是：

1、失业风险主要源自产值增速的下降而不是要素结构的变化

目前我国非农产业的就业产值弹性并不低，工业部门平均能达到0.15左右，服务业部门能达到0.20左右。较高的就业弹性是一面双刃剑，在经济快速增长的情况下，通常能够快速拉动就业，但在经济下滑的情况下，也会对就业造成重挫，产值速度的放缓将吞噬大量就业机会。前文的分析就表明，在未来一年内，

经济下滑将迫使第二产业和第三产业的新增就业机会比上年减少600万。当然，造成失业危机的另一个可能原因就是经济增长方式的劳动节约化，但分析表明，目前就业替代还没有在我国大规模地展开，工资上涨对就业的主要影响还是表现在对产业发展的制约上，对要素投入结构影响还不十分明显。正是从这个角度讲，遏制经济过度下滑的势头，是我国当前应对失业危机的政策重点。

2、东部地区就业拉动能力锐减是引发失业风潮的导火索

由于东部地区经济的外向度高，在本轮世界经济波动中受到的冲击程度要远大于中西部地区，这也使得东部地区的就业吸纳能力锐减。分析表明，2009年东部地区提供的新增就业机会只有494万，比中部地区仅多出120万，这与以前东部地区大规模吸纳中西部劳动力的情形相比，前者在就业拉动方面的优势正在迅速缩小。目前东部地区正在加速释放劳动力，可以预见的是，大量来自中西部地区的劳动力尤其是农民工，将踏上返乡的路途。有报道称今年广东省许多外来务工人员由于无活可做已提前返乡过春节，留下来的也随时可能会失业。

3、制造业和建筑业的困境是导致大规模失业的两个主要源泉

由于受到世界经济不景气的影响，以制造业为代表的出口导向型的工业部门受到重挫，而这些部门具备两个特点：一是聚集了大量的底层就业人口；二是就业弹性很高。所以在经济下滑的背景下，制造业部门率先释放大量劳动力，据称仅刚倒闭的合俊集团一家就丧失了近8000个就业岗位。建筑业是第二产业中另一个底层劳动力高度积聚的部门，目前建筑行业困境重重，大量的从业人员失业。在整个第二产业中，制造业和建筑业的就业总量占据了绝大多数，所以这两个行业的萎靡在总体上导致第二产业的就业拉动能力急剧下降。前述分析表明，2009年第二产业的新增就业规模只有500万左右，比2007年的1400万的水平低出整整900万。与此相反，第三产业的就业形势并不象第二产业那么糟糕。

4、劳动力的刚性强劲供给也是加剧失业风潮的重要原因

我国劳动力供给具有极强的刚性，在经济下滑导致就业机会锐减的情况下，劳动供给仍呈现出刚性的强劲上涨，从而使就业缺口迅速扩大。除了劳动人口的自然增长以及大学毕业生外，目前最大的一块来源就是农村劳动力的转移压力，从1984年我国放开农民进城务工的口子后，农村劳动力持续流向城市部门，但真正出现大规模、持续性转移压力的是在近些年，其中一个重要的原因就是农业生产方式正发生着飞跃性变革，农业生产的机械化和生产组织方式的社会化，正在把大量的隐蔽性失业劳动力转化为显性剩余劳动力，所以即便是农村重大制度创新和务农收入提高也难以从根本上缓解劳动力转移的动力和压力。目前光农村转移劳动力一年就要吃掉800万就业岗位，非农就业机会可谓僧多粥少。

改革以来我国出现过几次失业高峰，最近一次出现在上个世纪90年代后期。

通过梳理和对比，我们认为本轮失业将呈现出如下几个方面的特征：

1、结构性失业让位于周期性失业

自2004年“民工荒”爆发以来，我国失业主要表现为结构性失业，即由于劳动者技能不符合用人单位的要求所造成的，失业主要是低技能工人的失业，而高技能工人则出现短缺的现象。这种结构性失业，只需要加强员工的技能培训就可以消除。但目前我国的失业形态正在发生转化，未来的失业将主要以周期性失业的形式表现出来，不仅低技能工人，高技能工人同样也面临失业威胁。失业对于一个行业内的所有工人来讲，构成了一种系统性风险。失业形态的转变要求治理失业的政策重点也要从消除结构性矛盾转向消缓经济下滑的速度上来。

2、失业将表现出明显的群集性特点

未来的失业将在三个方面表现出群集性：首先是行业的群集，出口导向型的制造业将构成第一类失业群集的行业，而房地产、建筑业将构成另一大失业群集的行业；其次是地区群集，对于东部地区来说，虽然就业拉动能力下降，但由于本地的剩余劳动力并不多，释放的主要是外来劳动力，所以东部地区自身不会构成一个失业群集的地区，恰恰相反，对于中部地区来说，由于仍存在大量的剩余劳动力，再加上从东部返流的劳动力，其就业压力将空前加大，因此作为传统的劳动力输出地的中部地区可能会成为本轮失业的主要群集区；最后是个体失业的群集性，弱势劳动群体，尤其是年龄大、文化低、技能差的劳动者很可能成为本轮失业的群集性个体，前几年实施的就业帮扶政策的成果可能会被侵蚀。

3、城镇的公开性失业倒逼农村的隐蔽性失业

与上个世纪90年代后期的失业风潮相比，本轮失业风潮并非由体制性因素所导致的，而是由市场力量引起，受冲击的也主要是受市场力量支配的民营企业，所以失业不会以传统体制下的隐蔽性失业形式表现出来，而是迅速地表现为公开性失业，很多失去工作的农民工将被迫返乡，农业劳动力被迫回升，农业生产的隐蔽性失业可能会重新抬头，因此城镇公开失业的减少可能会以农业隐蔽性失业的增加为代价，农业生产和农村发展由此会受到影响。

4、非正规部门的就业也会受到严重冲击

在上个世纪90年代中后期的那次失业危机中，以体制内部门为代表的正规就业受到严重的冲击，而在体制外部分，非正规就业并没有受到太大的影响。但在本轮的经济下调过程中，由于经济下挫幅度深、波及面广，非正规就业也可能会受到严重冲击。这对于习惯于依赖非正规就业来解决就业难题的我国来说，是非常值得警惕的，一旦非正规就业锐减，就可能会引发种种社会问题。

5、失业的持续时间长、民生危害大

美国金融危机对实体经济的冲击才刚刚开始，世界主要经济体都可能面临更

严峻的考验，并进入一个较长的调整通道，我国也不例外，目前我国经济还远未见底，经济下调可能会持续较长时间，以制造业为代表的劳动密集型部门的长期低迷将对就业构成长期的压力。另外，由于本轮失业冲击的主要是弱势劳动群体，其民生后果更严重，如何应对失业风潮下的社会保障问题，是必须考虑的。

六、政策建议

针对我国可能出现的失业高峰，本文提出如下几点政策建议：

1、积极财政政策的实施，必须以促进就业为导向

在当前形势下，我国政府应意识到就业问题的严重性，并在积极的财政政策实施过程中贯彻促进就业的意图。1998年我国在经济不景气的情况下，也连续实施了积极的财政政策，但并没有带来明显的就业后果，没有为当时就业难题的化解做出应有的贡献。今天积极的财政政策再次提上日程，而在本轮的财政政策实施过程中，应当避免上次出现的问题，优先选择就业弹性大的项目。

2、实施积极的就业政策，促进中小企业和服务业的发展

中小企业吸纳了我国就业的相当份额，它们的兴衰对就业会产生很大影响。但是近年来民营中小企业的生存状况堪忧，税负过重、资金缺乏是普遍的原因，当前政府应通过各种税收减免和金融扶持政策来提升中小企业的生存能力。另一方面，本轮经济下滑冲击最大的是工业就业，服务业就业受影响的程度相对较小，因此政府可以通过各种政策引导有限的资源向服务业集中，促进服务业的发展，通过服务业的就业拉动来尽量弥补工业下挫所引发的就业损失。

3、加大对失业转岗人员的培训，提升其再就业能力

失业人员能否顺利再就业，在相当程度上取决于其知识、技能、素质能否成功转型，培训就是提高这种再就业能力的一个重要途径。政府可以动用财政资源提供这样的培训服务，弥补市场在这一方面的不足，政府甚至可以把举办再就业培训和服务，作为积极的财政政策的一个组成部分来进行设计。

4、做好农村转移劳动力的引导，减少盲目流动

在经济下滑和失业加剧的情况下，城镇就业机会不足以支撑大规模的转移劳动力的就业需求，农村劳动力的盲目流动，不仅在经济上是低效率的，更会加剧城市部门的失业程度，甚至引发一系列的社会问题。因此对农村劳动力转移不能再一味地鼓励，而应当采取有效引导的政策，减少不必要的盲目流动。

5、实施消极的就业政策，做好失业人员的生活保障

在失业不可避免的情况下，失业人员的生活保障尤为重要，目前我国对失业人员的生活保障标准还比较低，特别是失业保险金和最低生活保障这两道保险不

足以让失业人员达到应有的生活标准，各地政府应做好相应的调整工作。

6、适时调整劳动管制政策，避免对就业的过度损害

从2004年以来我国逐步加强了对劳动市场的管制，从新的《最低工资规定》到《中华人民共和国劳动合同法》，弱势劳动群体的劳动利益得到了保护，企业负担也不断加重，在当前出现就业危机的情况下，对劳动者来讲，最重要的是就业机会。实际上，随着这几年劳动管制的推进，它对就业的损害已经开始显现出来。就以最低工资标准为例，有些地方已经接近千元大关，很多企业是难以承受的。在这种情况下，各地政府应根据形势的变化适时调整劳动管制政策，放松某些管制措施的力度，尤其是最低工资管制的力度，适当放缓最低工资标准的调整幅度和频率。

参考文献：

- [1] 蔡昉、都阳、高文书：“就业弹性、自然失业和宏观经济政策——为什么经济增长没有带来显性就业？”，《经济研究》，2004年第9期。
- [2] 陈安平、李勋来：“就业与经济增长关系的经验研究”，《经济科学》，2004年第1期。
- [3] 程连升：“中国经济‘高增长、低就业’的变化趋势和原因分析”，《教学与研究》，2007年第3期。
- [4] 丁守海：“城市部门对农村劳动力就业效应的区域比较”，《经济科学》，2006年第2期。
- [5] 龚玉泉、袁志刚：“中国经济增长与就业增长的非异质性及其形成机理”，《经济学动态》，2002年第10期。
- [6] 侯风云：“中国农村劳动力剩余规模估计及外流规模影响因素的实证分析”，《中国农村经济》，2004年第3期。
- [7] 李红松：“我国经济增长与就业弹性问题研究”，《财经研究》，2003年第4期。
- [8] 蒲艳萍：“中国经济增长与失业关系的实证研究——有效就业分析与协整检验”，《南京师大学报》，2006年第1期。
- [9] 齐建国：“中国经济的最大威胁是就业弹性急剧下降”，《世界经济》，2000年第3期。
- [10] 鄢雪芬：“经济发展与劳动就业增长的实证研究”，《统计研究》，2007年第11期。
- [11] 张本波：“我国就业弹性系数变动趋势及影响因素分析”，《经济学动态》，2005年第8期。
- [12] 张车伟、蔡昉：“就业弹性的变化趋势研究”，《中国工业经济》，2002年第5期。

分报告 5:

我国物价形势与预测：2008-2009 年

内容摘要：2008 年 1 月至 6 月，我国 CPI 急速上升至 7.9%，通货膨胀达到十年来的顶峰。2008 年 7 月至今，CPI 增长速度逐渐放缓，通货膨胀得到有效控制。VAR 预测模型显示我国未来 5 个季度内 CPI 将稳步下跌。2008 年总需求扩张不显著，带动 CPI 平稳下降，这体现为紧缩的货币政策、稳健的财政政策、平稳增长的固定资产投资和国内市场、下降的外部需求。收缩性的总供给是 2008 年上半年通胀和滞胀的主要原因，但 2008 年下半年开始总供给曲线下降并带动物价水平回落。具体而言，国内猪肉和粮食等食品价格、国际原油价格、国际粮食价格、劳动力实际成本、企业税收负担等在 2008 年上半年上涨迅速，下半年回落明显。

2000 至 2007 年，我国物价总体呈现上升趋势，并且波动幅度较大，通货膨胀现象有所加剧并引起了社会各界的广泛关注。2000 年至 2001 年，我国居民消费价格指数 CPI 不到 1%，物价增长平稳。2002 年有小幅回落，并出现通缩，2003 年开始回升，此后 2004 年到达了一个小高峰，出现了较高的通胀，达到了 3.9%，随后在 2005、2006 年再次回落。2007 年 CPI 急剧上升到 4.8%，2008 年 1 月份至 6 月份，进一步上升至 7.9%，通货膨胀达到十年来的顶峰。2008 年 7 月至今，CPI 增长速度逐渐放缓，通货膨胀得到有效控制。如何理解我国这几年过山车式的物价波动并且分析我国物价的未来走势，是当前亟需研究和解决的重要问题。

一、物价的形势与特征

居民消费价格指数 CPI 是反映与城乡居民生活有关的商品及劳务价格的指标，通常作为观察通货膨胀水平的重要指标。从 CPI 在今年的形势特征来看，物价上涨的高峰期已经过去，近期内出现物价反弹的可能性不大。

1、农村 CPI 超出城市 CPI 幅度较大，此轮物价波动中农村居民受到的影响更大。

2000 年以来，我国城市 CPI 和农村 CPI 的变动趋势与总 CPI 变动趋势一致，但我国农村 CPI 总体上比城市 CPI 要高。2000-2007 年农村 CPI 平均年增长为 1.98%，高于 1.54%的城市 CPI 和 1.69%的全国 CPI。2008 年 1 月至 9 月，农村 CPI 平均月增长 7.67%，也高于 6.74%的城市 CPI 和 7.02%的全国 CPI。

2007 年和 2008 年 1 月至 9 月，农村 CPI 高出城市 CPI 近一个百分点。这说明农村居民为物价上涨支付的成本增速高于城市居民，加之目前城乡居民收入差距不断加大，二者共同作用的结果就使得城乡居民生活水平差距进一步恶化。

2、我国物价上涨呈现结构性特征，并没有出现全面上涨的趋势，其中食品类和居住类价格上涨是当前 CPI 上涨的主要原因。

构成 CPI 的主要商品共分八大类，其中包括：食品、烟酒及用品、衣着、家庭设备用品及服务、医疗保健和个人用品、交通和通信、娱乐教育文化、居住。其中，食品和居住价格的上升幅度最大，2000-2007 年的平均年增长约 4%，而 2008 年前 8 个月食品价格指数平均同比增长高达 18%。医疗保健和个人用品、家庭设备用品及服务、烟酒及用品的价格基本上也是连续增长，但幅度不大。而衣着、交通通信和娱乐教育文化的价格却连年下降，且降幅均在 1%左右。比

较特别的是，家庭设备用品及服务从 2006 年一反降价的常态，价格开始上升。

通过对 CPI 的结构进行分析，可以得到如下两点结论。第一，2000 年以来，食品价格的涨势最为明显，居住次之。尤其在 2007 年，这两个行业的消费价格直接影响着居民消费价格的总体水平。但从 5 月份开始，食品价格上涨速度减缓，居住价格上涨速度保持稳定，可以预见总体 CPI 上升幅度在未来短期内将得到控制。第二，虽然我国的 CPI 总体上呈现出上升趋势，但部分行业（如服装、交通、通信等）的消费价格水平持续走低，娱乐教育文化市场的价格水平自 2006 年也开始下降，这再次印证了我国通货膨胀的结构性特征。

3、上游对下游的价格传递性压力仍然存在，但开始逐渐减轻。

除 CPI 之外，原材料、燃料、动力购进价格指数和工业品出厂价格指数也是作为观察通货膨胀水平的重要指标。这三大价格指标体现了物价从上游往下游的传递性，反映了 CPI 的未来走势。

从三大指数的数据来看，我国企业内部消化成本上升的能力较强。2000 年至 2007 年，我国原材料、燃料、动力购进价格指数、工业品出厂价格指数与 CPI 的平均值分别为 104.7、102.3 和 101.7。2008 年 1 月至 8 月，三大指数的平均值分别为 112.2、108.2 和 107.3。

自 2008 年 1 月以来，我国原材料、燃料、动力购进价格指数维持在两位数高位，并有略有增加的趋势，这与 CPI 在 2008 年开始从高位平稳下降的走势相反，也抑制了 CPI 的进一步下降。这说明上游对下游的价格传递性压力仍然存在，但开始逐渐减轻。

4、核心 CPI 平稳下降，显示我国未来通胀压力降低。

核心 CPI 在居民消费价格指数基础上剔除了食品、能源等波动较为剧烈的子类价格，因此它通常被认为是衡量通货膨胀走势的更好指标，可以更真实地反映宏观经济运行情况。核心 CPI 的走势说明：第一，自 2000 年以来，核心 CPI 基本上一直低于 CPI，唯一的例外是 2002 年，核心 CPI 比 CPI 高 3%；第二，核心 CPI 的走势基本上与 CPI 走势一致，这说明当前通胀主要是从 2007 年开始的；第三，2008 年 5 月开始，核心 CPI 开始平稳下降，说明我国未来通胀将进入下行通道。

5、从 GDP 平减指数来看，自 2003 年以来，本轮物价上涨较为平稳，这说明近期内物价上涨压力较小。

衡量通货膨胀的另一种方法是采用 GDP 平减指数。GDP 平减指数是指没有扣除物价变动的 GDP 与剔除物价变动的 GDP 之比。它的计算基础比 CPI 广

泛得多，涉及全部商品和服务（除消费外，还包括生产资料和资本、进出口商品和劳务等）。因此，这一指数能够更加准确地反映一般物价水平走向。

除 2004 年以外，CPI 从 2003 年至 2006 年一直处于低位。因此，2007 年被认为是 CPI 迅速上升的初始时间。从 GDP 平减指数来看，2000 年至 2002 年，我国 GDP 平减指数涨幅低于 2%，处于低位；而从 2003 年以来，GDP 平减指数平均年增长 2.8%，标准差为 0.3947%，说明波动性较小，物价上涨较为平稳。这说明近期内物价上涨压力较小。

二、物价变动的机制分析

（一）2008 年总需求扩张不显著，带动 CPI 平稳下降。

理论上，当总需求过度增长而总供给不足时，出现“太多的货币追逐太少的货物”，就会引起物价上涨，形成需求拉动型通货膨胀。相反，当总需求减少时，通胀率开始下降。2008 年以来，我国总需求增长放慢，因而 CPI 开始回落。

1、2008 年上半年紧缩性货币政策对 CPI 下降有重要作用。

流动性泛滥，货币供应量增速高于名义 GDP 增速是导致这一轮通货膨胀的根本原因。造成我国流动性泛滥主要有以下三个方面的原因：首先，外汇储备快速增长迫使央行被动投放大量基础货币是我国流动性过剩的重要原因。据资料显示，外汇占款导致的基础货币投放量超过了总投放量的四分之一，所以我国外汇储备的迅速增加势必对我国流动性过剩带来巨大的压力。其次，人民币迅速升值引起国际热钱涌入。从 2003 年 1 季度至 2008 年第 3 季度，我国人民币汇率中间价从 1 美元兑 8.2765 元人民币下跌至 1 美元兑 6.8481 元人民币。人民币的快速升值导致国际上对人民币升值预期较高，造成国际热钱以各种渠道进入国内，企图获取人民币币值和资产的双重升值，这些都进一步推进了我国的流动性过剩状况。最后，股票市场非理性涨跌加剧流动性过剩。上证综合指数从 2003 年到 2005 年一直在 1000 多点徘徊，而 2006 年开始迅猛上涨，最高达到 6000 多点，此后一路下跌。对资本市场的过高预期引致居民存款从银行流入股市，成为导致流动性过剩的第三个因素。

但是，我国 2008 年上半年，货币政策明显收紧。2008 年第 1-2 季度，M2 增长率为 17.5%，低于名义 GDP 增长率的 18.4%。紧缩性的货币政策降低了目前流动性过剩的程度，对于 2008 年 CPI 从高位下降有重要的作用。值得注意的是，虽然 2008 年 9 月开始我国货币政策有放松的趋势，但是目前来看，这在短期内不会引起 CPI 的反弹。

2、我国财政政策没有扩张性的特征，因此对通胀的压力较小。

扩张性的财政政策表现为国家财政收支赤字占 GDP 的比重增加，提高了社会总需求，带动并拉升价格水平，最终引发通货膨胀。2000-2006 年，我国财政赤字占 GDP 的比重基本上是呈现下降的趋势，但是降幅不大。到 2007 年，国家财政出现盈余，财政收支差额占名义 GDP 比例为 0.7%。进入到 2008 年上半年，我国财政预算盈余占名义 GDP 比例高达 9.13%。这说明 2007-2008 年我国财政政策并不具有扩张性特征，因此对通胀的压力较小。

3、2008 年我国固定资产投资实际增长平稳，对物价上涨的压力较小。

2000-2007 年，我国固定资产投资增速较快，在一定程度上引发了 2007 年至今的通货膨胀。近年来，美国经济处于下行区间，美联储为了刺激经济，采取了降息的刺激性货币政策，这就拉大了与我国的息差。在这种情况下，大量的热钱涌入我国市场，给我国的经济稳定带来了巨大的压力。为了防止国际热钱的进一步涌入，我国近年来的存贷款利率一直被迫处于低位，导致投资增长过快。2003 年至 2006 年，全国固定资产投资平均年增长率高达 23%，比 GDP 年平均增长率高出 13 个百分点。其中，房地产投资增长尤为迅猛。

扣除物价因素，我国 2008 年前 8 个月的固定资产投资实际增长速度比 2007 年略有下降。我国 2007 年固定资产投资为 117413.9 亿元，比去年同期名义增长 25.8%，扣除价格上涨因素后，比去年实际上涨 21%。2008 年前 8 个月的固定资产投资为 84919.7 亿元，比去年同期名义增长 27.4%，扣除价格上涨因素后，实际上涨 20.1%。因此，我国 2008 年固定资产投资对于 CPI 上升的压力较小。

4、国内市场增长平稳，不会引起物价过大波动。

近年来，我国国内市场得到了稳步发展。2003 年至 2007 年，我国全社会消费品零售总额名义年增长率保持较快增长，从不到 10% 平稳增长到 16.8%。社会消费品零售总额快速增长，主要有如下几点原因：首先，我国居民收入特别是低收入群体的收入有稳步增长，这是消费水平得到提高的重要原因；其次，政府在建设社会主义新农村的过程中加大了对三农的投入，从而增强了农村居民的购买能力；最后，免费义务教育制度的实行和医疗保障制度等社会保障体系的逐步完善，导致居民的预防性储蓄有效减少，有力地促进了消费支出的增加。

我国 2008 年国内市场实际增长速度较为平稳，对物价影响较小。2007 年社会消费品零售总额名义增长 16.8%，扣除物价上涨因素，实际增长 12%。2008 年 1 月至 8 月社会消费品零售总额名义增长 23.2%，扣除物价上涨因素，实际增长 15.2%。因此，相比起 2007 年，我国 2008 年国内市场实际增长速度远小于其

名义增长速度，因而对物价上涨的影响是有限的。

5、2008 年以来，外部需求下降，导致价格总水平下降。

人民币连续升值，再加上世界经济增长出现下滑，进入到下行区间，这导致我国出口增速趋缓。从2003年至2007年，我国出口增速分别为34.6%、35.4%、28.4%、27.2%和25.7%，2008年1月至8月我国出口比上年同期增长22.4%。出口增长的势头减弱直接导致外部需求扩张速度放缓，在一定程度上缓解了国内通货膨胀的压力。

（二）收缩性的总供给是2008年上半年通胀和滞胀的主要原因，但2008年下半年开始总供给曲线下降并带动物价水平回落。

成本变动会导致总供给曲线向内收缩或者向外回落，进而造成价格水平上升或者下降。近几年成本推动型通货膨胀在我国逐渐显现，并在2008年开始成为我国通胀的主导因素，但是2008年下半年总供给开始出现回落的趋势。

1、国内猪肉和粮食等食品价格快速上涨，但2008年下半年开始出现显著回落。

国内猪肉和粮食等食品价格上涨带动CPI上涨。我国2003年CPI中食品价格指数上涨3.4%，2004年上涨9.9%。2005年和2006年食品价格上涨幅度较小，分别为2.9%和2.3%。但是，自2007年以来，我国食品价格开始快速上升，2007年上涨12.3%，2008年1月至6月上涨20.4%。食品价格的迅猛上涨直接带动了CPI上涨，并逐步传导到下游食品加工、餐饮等行业，对物价全面上涨造成很大压力。

但是，2008年下半年我国食品价格增速开始下跌。2008年7月和8月，我国食品价格指数分别比上年同比增长14.4%和10.3%，比上半年有明显回落。食品价格增速下滑，通过传导机制，有助减弱未来通胀压力。

2、国际原油价格2008年上半年上涨迅速，下半年回落明显。

我国是世界第二大石油消费国，石油对外依存度接近50%，在这种情况下，国际原油价格的上涨必然会通过进出口贸易传导到国内市场，推动我国通货膨胀。2003年以来国际原油价格逐年增长。2003年国际原油价格同比增长率为15.35%，2004年为28.29%，2005年达到高点40.47%，2006年为20.62%，2007年为13.10%，但到了2008年上半年，这一数值则飚升到60%以上。这给严重依赖石油进口的中国带来了巨大的通胀压力。2008年7月国际原油价格开始出现回落趋势，9月同比增长率下降到30.07%，对我国通货膨胀的推动作用正逐渐减

小。

3、国际粮食价格 2006 年以来呈现明显上涨趋势，2008 年 6 月以后有所回落。

粮食价格是影响总供给的另一个重要因素。我国自 2000 年起放开粮食价格，国际粮食价格开始对我国通货膨胀产生重要影响。

造成国际粮食价格上涨的因素是多方面的，但归纳起来主要是以下两个原因：首先，近年来，全球粮食减产，粮食库存下降，国际市场粮食供需关系趋紧，直接导致了国际农产品价格大幅度上涨；其次，能源价格的飙升使得美国等发达工业国家调整能源政策，鼓励利用玉米加工乙醇作为燃料，增加了对农产品的需求，在供给和需求双方力量的作用下，2006 年以来国际粮食价格呈现出明显上涨趋势。

2006 年以前国际粮食价格相对平稳，2006 年谷物价格指数同比增长率达到 16.98%，并逐年走高。2008 年 3 月起，国际粮食价格开始飙涨。第 4、5 两月的国际大米价格的名义同比增长率均超过了 200%。2008 年 6 月以后，尽管国际粮食价格仍保持很高的增长率，但较之第二季度已有所回落。第 8 月国际大米价格的名义同比增长率已下降到 122.34%。这说明国际粮食价格上涨对我国通货膨胀带来的压力正逐渐减小。

4、劳动力成本上升，但是 2008 年劳动力实际成本增速下滑。

我国劳动力成本上升促进物价水平总体走高。随着劳动力供求出现结构性趋紧，政府加快步伐提高劳动者福利水平，加之《中华人民共和国劳动合同法》的出台，工资上涨压力逐渐增大。2003 年至 2006 年间，我国城镇单位平均劳动报酬的年增长率分别达到了 12.95%、13.78%、13.95%、14.28%，均超同期 GDP 增长率。近两年我国的劳动力成本大幅上升，2007 年城镇单位平均劳动报酬增长 18.53%，2008 年上半年增长 18.1%。在以后较长时间内劳动力成本增加仍会是造成我国 CPI 上涨的重要动因。

劳动力成本上升从两个方面影响我国宏观经济。一方面，我国产业结构以劳动密集型为主，劳动力成本上升将导致企业成本上升和利润缩减，而企业会通过提高产品价格来转嫁成本，最终推动物价水平上升；另一方面，在人民币升值背景下，劳动力成本上升会进一步加大出口的难度，对我国出口依赖型的经济增长极其不利。

但需注意到，我国 2008 年劳动力实际成本增速下滑。2007 年我国城镇单位平均劳动报酬增长 18.53%，扣除物价上涨因素，实际增长 13.73%。而 2008 年上半年我国城镇单位平均劳动报酬比去年同期增长 18.1%，扣除物价上涨因素，

实际增长 10.2%。2008 年上半年增速比 2007 年回落 3.53%。因此，劳动力成本上升对于物价上涨的压力在减小。

5、企业税收负担快速增加，2008 年下半年开始小幅回落，对物价上涨压力减弱。

从 2000 年开始，我国国家总税收经历了一段较快的增长过程。2000 年以来，国家税收收入占 GDP 百分比屡创新高，从 2000 年的 11.381%，逐渐增长到 2007 年的 17.547%，2008 年上半年，这一比例更是高达 24.06%。此外，我国税收收入 2007 年增长 31.4%，2008 年 1 月至 7 月增长 30.2%，大大超出同期 GDP 增长率。但是，2008 年 7 月开始，税收收入增长率出现下降，带动 2008 年 1 月至 8 月的税收增长率下降到了 28.3%。

虽然国家税收收入高速增长反映了我国经济增长质量较好，但是对我国宏观经济也存在不利影响。一方面，增长过快的税收挤压了企业利润，打击了企业积极性，导致总供给曲线向内收缩，引起价格总水平的上升和经济增长的减速。另一方面，国家财政收入增长过快，直接导致居民可支配收入下降或者增速放慢，难以形成强有力的内需，不利于经济增长模式的转换。

三、物价走势预测：VAR 模型与神经网络模型

本节使用向量自回归模型和神经网络模型预测我国 2008 年第 4 季度至 2009 年第 4 季度的物价走势。¹模型包括如下变量：GDP、CPI、工业增加值、固定资产投资、社会消费品零售总额、出口、进口、M2、汇率和物价预期指数，除汇率和物价预期指数外，其余指标均为同比增长率。²GDP 和工业同比增长率按可比价格（以 1999 年价格为基准）计算，投资和零售同比增长率按名义价格计算，出口和进口同比增长率按美元价格计算。

所构造的预测模型具有如下几个特点：第一，没有使用 HP 滤波产出缺口等有争议的指标；第二，没有使用菲利普斯曲线等有争议的理论；第三，预测模型中既包含国家总量统计指标，还包括中国人民银行物价预期调查数据和奥尔多投资者信心指数等微观行为指标；第四，预测模型选择高度线性化的向量自回归模型和高度非线性化的神经网络模型作为基准平台，充分利用了这两种模型的泛理论特征。^{3, 4}

¹ 这里要特别注意的是，预测是指在经济环境没有变化的情况下对经济变量在未来的走势的估计，因此定量模型的预测结果只是给出估计基准，不可能期望模型会和现实完全吻合。

² 物价预期指数数据来自中国人民银行所发布的《全国城镇储户问卷调查综述》和人民银行调查统计司原始数据，并经过整理得到。指数定义来自于奥尔多投资研究中心的《中国城镇居民金融参与报告（2007）》。

³ 通货膨胀 VAR 预测模型如下： $\mathbf{Y}_t = \mathbf{C} + \sum_{i=1}^p \mathbf{Y}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$ ，其中， $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 是不存在自相关的随机误差项， $\mathbf{Y}_t$ 中包含的内生变量为 CPI、GDP 增长率等各种影响我国物价波动的重要指标。

⁴ 神经网络预测模型使用广义回归神经网络模型（GRNN, Generalized Regression Neural Network）。

预测结果如下表所示。预测结果表明，VAR 预测模型显示我国未来 5 个季度内 CPI 稳步下跌，建立在 RBF 网络基础上的广义回归神经网络（GRNN，generalized regression neural network）显示，CPI 将在 4.6%~5.1%之间波动。

我国 2008 年第 4 季度至 2009 年第 4 季度的 CPI 预测结果

	2008 第 4 季度	2009 第 1 季度	2009 第 2 季度	2009 第 3 季度	2009 第 4 季度
VAR 模型	5.5%	5.2%	4.8%	4.2%	3.5%
GRNN 神经网络	4.9%	4.6%	5.0%	4.6%	5.0%

四、政策建议

第一、扩大内需，特别是消费需求，是我国转变经济增长模式和调整经济结构的出发点，不能因控制通胀而压制内需。虽然国内消费品市场的增长给我国的物价水平上升带来了巨大的压力，但同时要看到扩大内需特别是增加消费能够给我国未来经济增长所做出的贡献。增强需求对经济的拉动作用，是我国在未来一定时期的既定规划政策，不宜轻易改变。这可以有效地减少经济增长对投资和出口的强烈依赖性，对于转变经济增长模式和调整经济结构具有重要的意义。

第二、要客观看待劳动力成本上升对国民经济的影响，不能因为治理通货膨胀就压制工资的上升。首先，社会经济发展后，劳动力成本必然上升，这是劳动力价值的体现。劳动力成本提高也是经济长期健康发展所必须的，工资收入的提高可以保证内需的不断增长，有助于实现经济增长模式的转变和发现经济增长的新源泉。其次，我国职工长期劳动报酬较低，这一轮工资收入的增加是对过去低工资的补偿性增加，是合理的。最后，中国经济在短期内并不会丧失劳动力丰富的比较优势，因而可以继续在劳动密集型产业上的国际竞争力。因此，从短期来看，劳动力成本的上升给我国的通货膨胀带来了巨大的压力，给我国的经济体带来了极为不利的影响。但是，从我国经济的长远发展来看，工资的适度上涨有利于我国经济发展，具有一定的合理性。

第三、虽然环境治理成本加大了通货膨胀压力，但是不能因为治理通货膨胀而放弃对环境问题的重视。一方面，加强环境保护和维护生态平衡是我国经济发展和社会进步的必然要求，有助于全面提高国民福利水平。另一方面，加强能源资源节约和生态环境保护，有助于增强经济的可持续发展能力，是落实科学发展观的根本途径。

第四，虽然物价在 2008 年下半年开始回落，但是要密切注意物价的反弹。2008 年 7 月以来，我国总需求开始下滑，这主要因为世界经济增长放慢，外部需求下滑，并因此带动内部需求下滑。同时，国内能源价格出现下跌的趋势，导

致总供给也缓慢下降。总需求和总供给两个方面的作用确保了物价在短期内会开始回落，但是要防止出现通货紧缩。如果出台力度较大的扩张性财政和货币政策，则要防止通胀回升。

附录：

表 1 城市 CPI 和农村 CPI

时间	居民消费价格指数 (上年同期=100)	城市居民消费价格指数 (上年同期=100)	农村居民消费价格指数(上年 同期=100)
2000	100.4	100.8	99.9
2001	100.7	100.7	100.8
2002	99.2	99.0	99.6
2003	101.2	100.9	101.6
2004	103.9	103.3	104.8
2005	101.8	101.6	102.2
2006	101.5	101.5	101.5
2007	104.8	104.5	105.4
2008-01	107.1	106.8	107.7
2008-02	108.7	108.5	109.2
2008-03	108.3	108.0	109.0
2008-04	108.5	108.1	109.3
2008-05	107.7	107.3	108.5
2008-06	107.1	106.8	107.8
2008-07	106.3	106.1	106.8
2008-08	104.9	104.7	105.4
2008-09	104.6	104.4	105.3

表 2 居民消费价格指数（上年同期=100）

时间	居民消 费价格 指数	食品	烟酒及 用品	衣着	家庭设 备用品 及服务	医疗保 健和个 人用品	交通和 通信	娱乐教 育文化	居住
2000	100.4	97.4	97.0	99.1	97.7	100.3	93.8	97.4	104.8
2001	100.7	100.0	99.7	98.1	97.7	100.0	99.0	106.6	101.2
2002	99.2	99.4	99.9	97.6	97.5	98.8	98.1	100.6	99.9
2003	101.2	103.4	99.8	97.8	97.4	100.9	97.8	101.3	102.1
2004	103.9	109.9	101.2	98.5	98.6	99.7	98.5	101.3	104.9
2005	101.8	102.9	100.4	98.3	99.9	99.9	99.0	102.2	105.4
2006	101.5	102.3	100.6	99.4	101.2	101.1	99.9	99.5	104.6
2007	106.5	116.7	101.7	98.3	101.9	103.2	98.6	99.5	105.9
2008-01	107.1	118.2	102.1	98.7	102.1	103.2	98.9	99.7	106.1
2008-02	108.7	123.3	102.4	98.6	102.1	103.2	98.6	99.1	106.6
2008-03	108.3	121.4	102.5	98.8	102.5	103.7	98.3	99.3	107.0
2008-04	108.5	122.1	102.6	98.6	102.7	103.6	98.3	99.3	106.8
2008-05	107.7	119.9	102.8	98.5	102.8	103.3	98.4	98.8	107.1

2008-06	104.1	117.3	103.1	98.5	102.9	103.1	98.9	99.0	107.7
2008-07	106.3	114.4	103.1	98.6	103.1	103.1	99.7	99.1	107.7
2008-08	104.9	110.3	103.3	98.9	103.2	102.9	99.8	99.2	107.1

表 3 各种价格指数

时间	原材料、燃料、动力购进价格指数 (上年同月=100)	工业品出厂价格指数 (上年同月=100)	居民消费价格指数 CPI (上年同月=100)
2000	105.1	102.8	100.4
2001	99.8	98.7	100.7
2002	97.7	97.8	99.2
2003	104.8	102.3	101.2
2004	111.4	106.1	103.9
2005	108.3	104.9	101.8
2006	106.0	103.0	101.5
2007		103.1	104.8
2008-01	108.9	106.1	107.1
2008-02	109.7	106.6	108.7
2008-03	111.0	108.0	108.3
2008-04	111.8	108.1	108.5
2008-05	111.9	108.2	107.7
2008-06	113.5	108.8	107.1
2008-07	115.4	110.0	106.3
2008-08	115.3	110.1	104.9

数据来源：中经网统计数据库。

表 4 核心 CPI

时间	核心 CPI 指数	时间	核心 CPI 指数 (上月=100)
2000	98.5	2008-01	103.1
2001	98.5	2008-02	104.2
2002	102.2	2008-03	104.0
2003	98.7	2008-04	104.1
2004	100.3	2008-05	103.5
2005	100.9	2008-06	103.0
2006	98.9	2008-07	102.2
2007	100.8	2008-08	100.9

资料来源：中经网统计数据库。

表 5 CPI 和 GDP 平减指数

时间	居民消费价格指数	GDP 平减指数
2000	100.4	101.96
2001	100.7	101.99
2002	99.2	100.78
2003	101.2	102.25
2004	103.9	103.26
2005	101.8	102.81
2006	101.5	102.61
2007	104.8	103.07

数据来源：《统计年鉴》和作者的计算。

表 6 名义 GDP 增长率和 M2 增值率（上年同期=100）

时间	名义 GDP (亿元)	名义 GDP 增长率 (%)	M2 (亿元)	M2 增长率 (%)
2000	99214.6	10.1	134610.3	12.3
2001	109655.2	10.0	158301.9	14.4
2002	120332.7	9.3	185007.3	16.8
2003	135822.8	12.1	221222.8	19.6
2004	159878.3	16.3	253207.7	14.6
2005	183217.4	13.9	298755.5	17.6
2006	211923.5	13.7	345577.9	16.9
2007	249529.9	15.7	403401.3	16.7
2008-01			417846.2	18.9
2008-02			421037.8	17.5
2008-03	61490.6（第一季度）	18.6（第一季度）	423054.5	16.3
2008-04			429313.7	16.9
2008-05			436221.6	18.1
2008-06	130619.3（第一、二季度）	18.4（第一、二季度）	443141.0	17.4
2008-07			446362.2	16.4
2008-08			448846.7	16.0

数据来源：中经网统计数据库。

表 7 我国赤字占 GDP 的比重

时间	国家财政收支差额（亿元）	名义 GDP（亿元）	赤字占名义 GDP 比重（%）
2000	-2491.27	99214.6	2.51
2001	-2516.54	109655.2	2.30
2002	-3149.51	120332.7	2.62
2003	-2934.70	135822.8	2.16
2004	-2090.42	159878.3	1.31
2005	-2280.99	183217.5	1.24
2006	-2162.53	211923.5	1.02

2007	1738.6	249529.9	-0.7
2008-01-06	11926	130619	-9.13

数据来源：2000-2006 年的数据来自《2007 年国家统计局年鉴》，为决算收支差额，2007-2008 年的数据来自《中国景气月报》，为预算收支差额。

表 8 固定资产投资总额和增长率

年份	固定资产投资总额（亿元）	同比增长率（%）
2000	32917.7	10.3
2001	37213.5	13.0
2002	43499.9	16.9
2003	55566.6	27.7
2004	70477.4	26.8
2005	88773.6	26.0
2006	109998.2	23.9
2007	117413.9	25.8
2008-01-02	8121.3	24.3
2008-01-03	18316.9	25.9
2008-01-04	28410.1	25.7
2008-01-05	40264.2	25.6
2008-01-06	58436.0	26.8
2008-01-07	72160.1	27.3
2008-01-08	84919.7	27.4

数据来源：2000-2007 年的数据来自《国家统计局年鉴》；2008 年的数据是累计数据，如 2008-02 的数据是指 2008 年前两个月累计的固定资产投资总额，来自《中国经济景气月报》。

表 9 社会消费品零售名义总额和增长率

时间	社会消费品零售总额（万亿元）	社会消费品零售总额同比增长率（%）
2004	5.4	13.3
2005	6.7	12.9
2006	7.6	13.7
2007	8.9	16.8
2008-01	0.9	21.2
2008-02	0.83	19.1
2008-03	0.81	21.5
2008-04	0.81	22.0
2008-05	0.87	21.6
2008-06	0.86	23.0
2008-07	0.86	23.3
2008-08	0.87	23.2

表 10 人民币汇率

时间	人民币汇率
2000	8.2784
2001	8.2770
2002	8.2770
2003	8.2770
2004	8.2768
2005	8.1917
2006	7.9718
2007	7.3649
2008-01	7.1853
2008-02	7.1058
2008-03	7.0190
2008-04	7.0002
2008-05	6.9472
2008-06	6.8591
2008-07	6.8351
2008-08	6.8532

数据来源：中国人民银行网站。

表 11 国际原油价格

年月	国际原油价格（美元/每桶）	国际原油价格同比增长率
2000	27.60	57.99%
2001	23.12	-16.23%
2002	24.36	5.36%
2003	28.10	15.35%
2004	36.05	28.29%
2005	50.64	40.47%
2006	61.08	20.62%
2007	69.08	13.10%
2008-01	92.98	71.42%
2008-02	95.38	60.99%
2008-03	105.47	74.04%
2008-04	112.62	76.14%
2008-05	125.37	97.59%
2008-06	133.93	98.43%
2008-07	133.38	79.90%
2008-08	116.64	61.15%
2008-09	103.94	30.07%

数据来源：2000-2007 年数据来自 OPEC 官方网站；2008 年数据来自 IMF 官方网站。

表 12 国际谷物价格指数¹

年份	谷物价格指数	同比增长率
2000	87	
2001	89	2.30%
2002	97	8.99%
2003	101	4.12%
2004	111	9.90%
2005	106	-4.50%
2006	124	16.98%
2007	172	38.71%

数据来源：国际粮农网站 <http://www.fao.org/docrep/011/ai466c/ai466c05.htm>

表 13 国际大米价格（名义）

月份	国际大米价格（美元每公吨）	同比增长
2008-01	393.5	25.52%
2008-02	481.1	52.24%
2008-03	672.6	106.22%
2008-04	1015.2	215.00%
2008-05	1009.3	214.81%
2008-06	834.6	155.79%
2008-07	799.0	140.27%
2008-08	737.0	122.34%

数据来源：IMF 官方网站。

表 14 全部单位从业人员劳动报酬

年月	全部单位从业人员劳动报酬 (千元)	全部单位从业人员劳动报酬 同比增长率	全部单位从业人员平均劳动报酬 (元)	全部单位从业人员平均劳动报酬 同比增长率
2000	1095471512	7.29%	9333	12.19%
2001	1220535724	10.25%	10834	16.08%
2002	1363807182	10.51%	12373	14.21%
2003	1532964411	11.03%	13969	12.90%
2004	1761499540	12.97%	15920	13.97%
2005	2062706573	14.60%	18200	14.32%
2006	2426232307	14.98%	20856	14.59%
2007	2947151498	17.68%	24721	18.53%
2008 年第一季度	773855061	17.63%	6476	18.33%

¹ 谷物价格指数：该指数采用粮食和稻米价格指数并以其 1998-2000 年平均贸易比重进行加权后编纂得出。粮食价格指数由国际谷物理事会小麦价格指数（这一指数本身由 9 种不同小麦价格的平均数构成）和 1 种玉米出口价格构成，其中玉米价格以指数形式表示并把国际谷物理事会指数的基数换算为 1998-2000 年数值。稻米价格指数由三个部分组成，包括 16 种稻米的报价平均数：三个部分是籼米、粳米和香米品种，三个部分的权重为其假定（固定）贸易比重。

2008 年第二季度	1543056938	17.40%	12851	17.94%
------------	------------	--------	-------	--------

数据来源：中经网统计数据库，2008 年数据为累计数值。

表 15 国家财政收入中各项税收

时间	国家财政收入中各项税收（亿元）	国家各项税收占 GDP 百分比（%）
2000	11292.06	11.381%
2001	13744.58	12.534%
2002	15465.63	12.852%
2003	18337.12	13.501%
2004	22533.50	14.094%
2005	26579.79	14.456%
2006	32670.27	15.493%
2007	43274.38	17.547%
2008 年上半年	31425.8	24.06%

数据来源：中经网统计数据库。

分报告 6:

次贷危机对我国贸易顺差和出口的影响分析

内容摘要: 2007 年以来的次贷危机并没有显著地改变我国贸易顺差和出口增速的动态轨迹。我国贸易顺差和出口增速的变化,在很大程度是 2005 年业已出现的调整趋势的延续,同时也是符合我国产业结构调整方向的。所以,不应该对过去几年中所实施的外贸和产业政策进行方向性调整。短期中,宏观经济政策应该关注两个问题,首先是次贷危机后我国跨境资本流动易变性的增加,及其对我国宏观经济和金融稳定性的冲击;其次是次贷危机的累积性影响和国内政策调整过程的叠加。

2007年下半年以来，次贷危机的爆发和深入发展，使得全球金融体系承受着巨大压力，并且通过金融和实体经济之间的复杂联系机制，对全球经济的稳定和持续增长构成了严峻威胁。¹在这种背景下，人们普遍担忧外部经济增长趋缓引发的外需下降，会导致我国出口增速下降，进而使得我国的宏观经济运行态势发生逆转。2008年前几个月，我国的出口增速和贸易顺差增速双双回落，这进一步强化了上述担忧，很多学者据此认为应该对宏观经济政策进行方向性调整，采取宽松的货币政策、财政政策以及贸易政策，以防止我国经济步入加速衰退的局面。这种担忧不无道理，毕竟在目前的开放态势下，外需是维持我国宏观经济总供求平衡的关键力量之一。从过去几年来我国宏观经济内外失衡状况来看，内部结构性失衡不仅是宏观经济短期波动和矛盾的根源，而且也是制约长期经济增长的关键因素。对外贸易走势作为内部结构性失衡动态演变的外在表现，不仅关系到我国宏观经济短期中的运行态势，更关系到我国长期经济增长的结构性基础。

我国外贸近期表现出来的动态特征，其原因可能是多方面的。次贷危机引发的外需减少是潜在的外因，过去几年中我国出口退税政策调整、人民币升值、劳动成本和环境成本等的累积性影响是潜在的内因。对于内因和外因相对重要性的界定，将会影响我们对于我国当前外贸态势的基本判断。如果次贷危机后发达国家经济增长速度下降和外需削弱是主导因素，则意味着我国外贸变化是被动调整的结果；如果贸易政策、劳动成本等内因占主导地位，则意味着我国外贸变化是主动调整的结果。但是要在影响我国外贸收支和出口的诸多因素中，对外因和内因的影响与相对重要性进行完整的定量分析，是一项非常困难的工作。特别是在短期中，由于短期高频数据的匮乏、次贷危机对于实体经济的影响尚未完全显露以及发达经济体密集的干预性政策的干扰，定量分析事实上是无法完成的。

本文采取另外一种分析思路。首先，分析次贷危机的爆发和加深是否显著改变了我国外贸规模、增速和结构的基本变动趋势。其次，美国既是当前受次贷危机影响最大的国家，也是我国最主要的出口市场之一，通过具体分析我国对美出口规模和结构的变化，可以从另一个角度探究外因是否是我国出口增速下降的主导因素。在此基础上，还必须进一步考察进出口变化是否符合我国经济的结构性调整方向。如果进出口结构的动态变化是内因主导的，并使符合我国经济的结构调整方向，那么，宏观经济政策选择的基准就是在维持这一基本调整方向的同时，通过辅助性政策降低和缓解外贸变化可能带来的短期冲击。

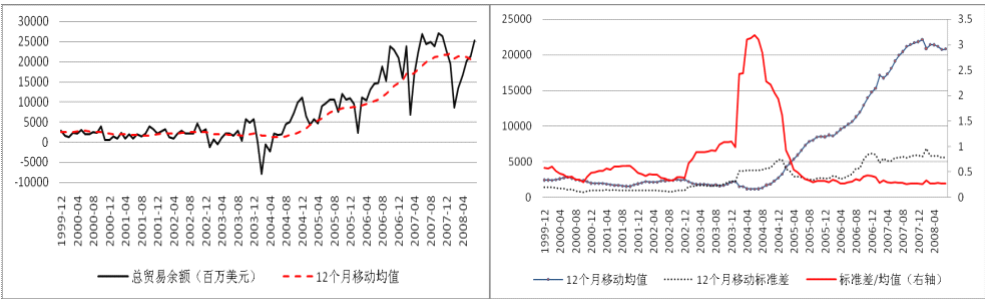
¹ Bayoumi Tamim and Ola Melander. Credit Matters: Empirical Evidence on U.S. Macro-Financial Linkages [J]. IMF Working Paper, WP/08/169. Hui Tong and Shang-Jin Wei. The Real Effects of the Subprime Mortgage Crisis [J]. IMF Working Paper, WP/08/186. Swiston Andrew. A U.S. Financial Conditions Index: Putting Credit Where Credit Is Due [J]. IMF Working Paper, WP/08/161.

否则，就必须对宏观经济政策做方向性调整。

一、我国贸易收支余额的动态行为与次贷危机的影响分析¹

从我国贸易余额的长期变动趋势来看，2004 年 1 季度是一个分界点。2004 年 1 季度之前，我国的贸易余额规模较小，并且较为稳定（标准差为 1388.4）。在 2004 年 2 季度以后，我国的贸易余额呈现出新的动态趋势，在顺差规模迅速提高的同时，月度波动性加大（标准差为 7676）。贸易余额的波动受到基数规模的影响，在贸易余额规模不断扩张的过程中，随着进、出口增长速度及增速差的变化，贸易余额的月度波动性加大。剔除规模扩张的影响，月度贸易余额的波动性在 2004 年中期达到顶峰后，近年来逐步下降。参见图 1。

图 1 我国月度贸易余额及其动态变化

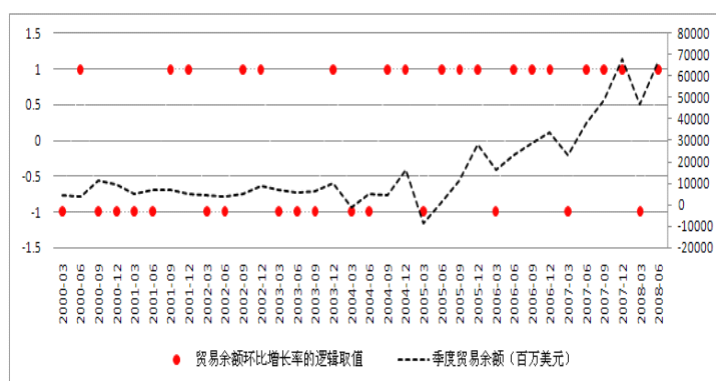


按当月价格衡量的月度贸易余额规模，在 2007 年 10 月达到 270.5 亿美元的历史顶峰后不断下降，直到 2008 年 2 月以后才重新恢复增长。为了剔除月度数据中的短期波动性，利用连续 12 个月的移动均值作为反映贸易顺差变动趋势的指标，这一指标从 2008 年初开始也出现下降的趋势。但是这一变动趋势并不能支持外需下降导致我国贸易顺差增速下降的说法。1999 年以来，贸易余额变动呈现出明显的季节性特征：1 季度环比下降，从 2 季度开始上升。在 1999 年以后的所有年份中，1 季度的贸易余额与前一年 4 季度相比都是下降的，1 季度贸易余额环比增长率的逻辑赋值都是-1。²而且在 2005 年以来的所有年份中，都呈现出 1 季度环比下降、2 季度环比上升的特征。参见图 2。这就说明，2008 年初出现的贸易顺差增速下降的情况并不是次贷危机冲击下的暂时现象，而是近年来我国对外贸易行为的规律性表现。次贷危机后的国际金融动荡及其引发的美欧经济增长速度下降，并没有显著改变我国外贸收支的行为特征。

¹ 除非特别说明，本节中所使用的原始数据均来自中经网统计数据库。

² 贸易余额环比增长率的逻辑取值方法是：如果增长率大于 0，则赋值 1；如果增长率小于 0，则赋值-1。

图2 我国季度贸易余额的变化情况



2006年4季度以来我国贸易顺差同比增速的持续下降，是出口增速下降和进口增速提高共同作用的结果。从我国出口的变动轨迹中可以看出，出口增长速度的下降同样也是早已出现的趋势，并不是次贷危机冲击下的新现象。剔除2007年2月和3月因为出口退税政策调整导致的异常变化，出口增速下降的趋势在2004年就已经出现。参见图3。进一步分析我国出口的地区构成，可以发现，美国和亚洲在我国出口中的占比不断下降，欧盟在我国出口中的占比不断上升。参见图4。这种变化趋势在2005年初就已经表现得很明显，并不是次贷危机发生后的新现象；而且，这种变化趋势也不能用美国、亚洲和欧盟经济增长态势的差异进行解释。

图3 我国出口的变动情况

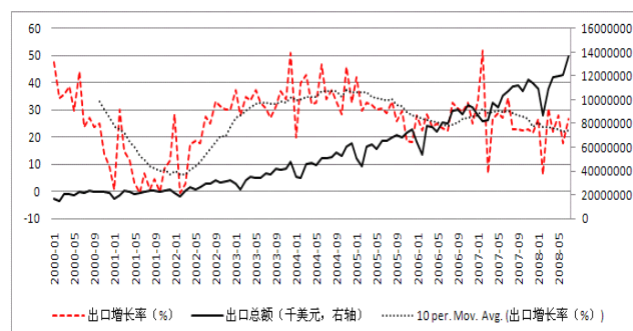
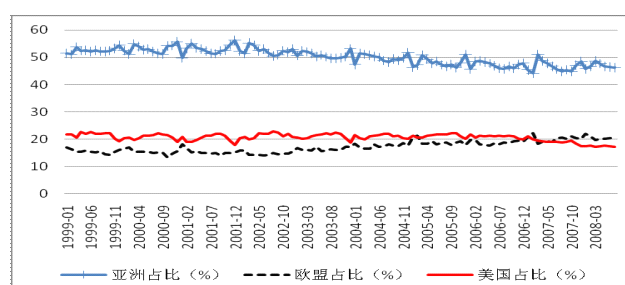


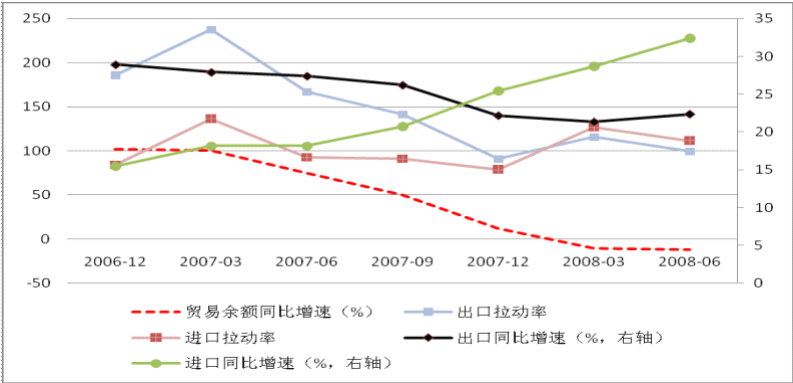
图4 对主要贸易伙伴的出口占比



从进口和出口增长对贸易收支余额的拉动率来看，2007年4季度以后，进

口增长的影响超过出口增长的影响，成为贸易收支余额变动的主导因素。参见图 5。特别是 2008 年 1 季度，出口同比增速相比于 2007 年 4 季度并没有明显变化，贸易顺差同比增速的下降完全是进口增速提高的结果。因为外部需求因素的变动主要作用于我国的出口，由此可以认为，2007 年下半年以来我国贸易顺差增速的变化主要是国内力量的作用结果；次贷危机及其导致的我国主要出口市场经济增长的波动，并不是我国贸易顺差增速下降的主导原因。

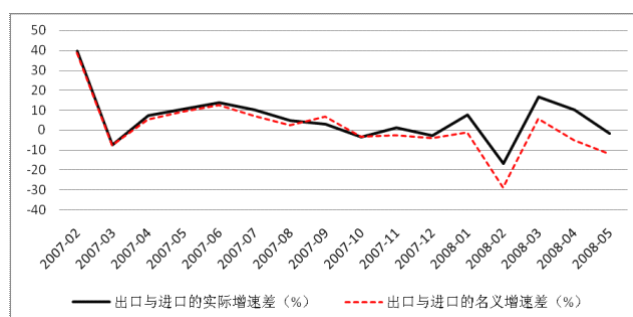
图 5 进口和出口变动对我国贸易余额变动的影响程度¹



我国进口增速的上升，既有进口数量增长的影响，也有进口价格增长的影响。2007 年以来，初级产品进口在我国进口中的比重超过了 25%，也是我国最大的贸易逆差来源。如果进一步考虑化学成品及相关产品，比重超过了 40%。国际市场上粮食、食品、原油、金属以及矿产品价格的上涨，进一步提升了我国的进口增速，导致初级产品贸易逆差增加和总贸易顺差减少。以主要的大宗商品为例，以 2007 年底的每单位进口的美元价格为基期，2008 年 1-7 月我国进口的主要大宗商品多支付的金额达到 565.20 亿美元。²同期我国贸易顺差是 1249.57 亿美元，相对于 2007 年同期的 1371.04 亿美元，下降了 8.86%。如果没有大宗产品价格上涨的影响，2008 年 1 至 7 月的贸易顺差是 1814.77 亿美元，相对于 2007 年同期增长 32.36%。2007 年下半年以来，在剔除价格因素的影响后，我国出口与进口的实际增速差明显高于名义增速差。2007 年 10 月至 2008 年 5 月的 8 个月中，平均名义增速差为 -6.27%，平均实际增速差为 1.43%；名义增速差小于 0 的月份有 7 个，实际增速差小于 0 的月份有 4 个；在名义增速差和实际增速差都小于 0 的 4 个月中，平均名义增速差为 -11.94%，平均实际增速差为 -6.1%。参加图 6。作为推动我国进口增速上升和贸易顺差减少的主要力量之一，大宗商品价格的上涨趋势并不是次贷危机后的新现象。

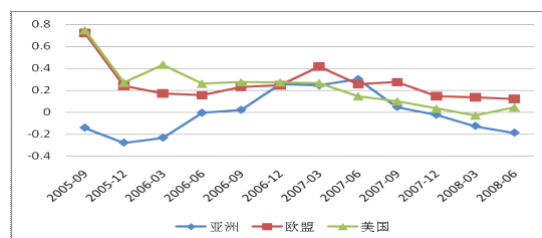
¹ 进口增长对贸易顺差增长的拉动作用为负，为了与出口增长的影响程度进行比较，图中给出的是绝对值。
² 数据来自中国人民大学经济研究所“中国宏观经济分析与预测”（2008 年 3 季度）。

图 6 出口和进口增长速度差¹



从我国贸易余额和进出口增长速度的变化轨迹中可以看出，次贷危机的爆发和不断深化，并没有显著改变我国贸易顺差和进出口增速的变动轨迹。这一点还可以从我国对主要贸易伙伴的贸易收支余额的变动轨迹中得到印证。亚洲、欧盟和美国是我国最大的三个贸易伙伴。这三个地区经济增长情况存在很大差异。特别是在 2007 年以来，亚洲新兴工业化经济体和美欧等发达经济体的增长轨迹存在很大的发散性，美欧发达地区经济增长率趋于下降，亚洲新兴工业化经济体的增长速度趋于提高。²但是，无论是亚洲、欧盟还是美国，对我国贸易顺差规模的拉动率都延续了 2007 年初期以来的下降趋势。参见图 7。也就是说，虽然这三个地区的经济增长表现存在很大差异，甚至呈现出截然相反的变动轨迹，但是，我国对这三个地区的贸易收支余额都是不断下降的。由此也可以认为，经济增长以及与之相关的外需因素，并不是我国贸易顺差下降的主导因素。

图 7 主要贸易伙伴对我国贸易余额的影响程度³



二、我国对美出口的规模和结构变化与次贷危机的影响分析

美国是我国最重要的出口之一，也是目前受次贷危机影响最大的国家。随着次贷危机的不断加深，其影响不断向美国整个金融市场与实体经济部门的扩散，这引发人们对于通过实体经济部门和金融部门之间反馈机制产生的次贷危机“二次影响”的担忧。但是从截至 2008 年 2 季度的美国经济数据来看，这

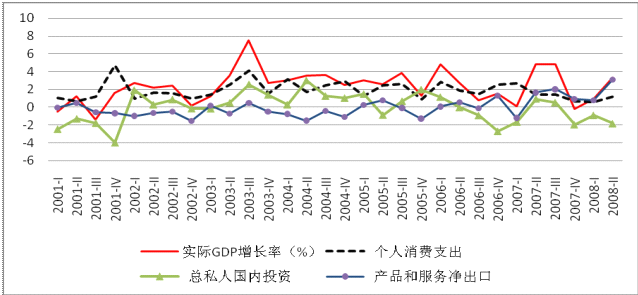
¹ 实际增速差是从名义增速差中剔除出口价格指数和进口价格指数变化的影响。

² International Monetary Fund. World Economic Outlook [M]. Washington: International Monetary Fund, April 2008.

³ 图中给出的是主要贸易伙伴对我国贸易余额的拉动率。

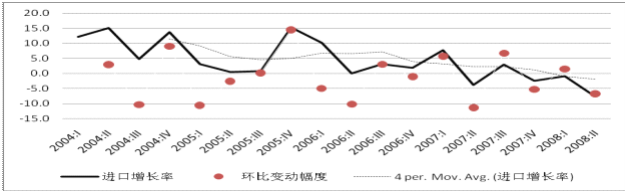
种影响并没有完全显露，私人消费支出增长对 GDP 增长的正拉动作用与私人投资下降对 GDP 增长的负拉动作用相互抵消，净出口的增长¹成为 GDP 增长的主要拉动率。参见图 8。在美国净出口增长的背后是进口下降和出口增长的共同作用。出口增长的速度远高于进口下降的速度，2007 年 2 季度至 2008 年 2 季度，美国出口平均增长 10.9%，进口平均下降 2.3%；进一步考虑到美国出口和进口的规模差异，同期出口增长对 GDP 的平均拉动率为 1.27%，进口下降对 GDP 的平均拉动率为 0.43%。²

图 8 美国 GDP 季度实际增长率及其分解³



美国净出口的变化，特别是进口增长速度的下降，是否是次贷危机引发的经济增速和需求下降的结果呢？从美国进口实际增长率的变动轨迹来看，进口增长速度的下降趋势在 2004 年就已经出现。从季度增长率的变动幅度来看，2004 年以来，连续两个季度之间增长率下降幅度超过 10 个百分点的有 4 次。与此相比，2007 年 2 季度以来最大的季度下降幅度只有 6.7 个百分点。参见图 9。由这些数据同样可以证实，美国进口增速的变化并不是次贷危机这样的外生冲击影响下的暂时现象，而是包括美国在内的全球主要经常项目失衡国，在过去几年中协同政策调整和市场变化的结果。⁴

图 9 美国实际进口增长率的变化⁵



¹ 在美国主要表现为季度贸易逆差规模的同比下降。
² 根据美国商务部统计数据计算而来。
³ 图中给出的是 GDP 季度实际增长率以及消费、投资和净出口的拉动率。数据来自美国商务部经济分析局网站。
⁴ 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 5 日，IMF 首次发起关于平稳解决全球经济失衡的多边磋商框架；2006 年 9 月，IMF 明确提出了美国、欧洲、日本、中国和石油出口国等主要失衡国在全球经济失衡调整中的职责。
⁵ 实际增长率是指剔除价格因素以后的增长率，环比变动幅度是指连续两个季度之间的增长率差。数据来自美国商务部经济分析局网站。

在美国进口增长速度下降的同时，来自中国的进口的增长速度也在不断下降。但是必须注意到，首先，来自中国的进口的增速下降并不是 2007 年下半年的短期表现，而是从 2004 年就已经开始出现的长期趋势；其次，来自中国的进口对美国总进口的贡献率不断降低，也就是说，在美国进口增量中，中国所占比重不断降低。参见图 10。在短期中，美国的供给和需求结构相对稳定，这就决定了进口需求的收入弹性在短期中是相对稳定的。同时，在短期中，中美贸易的产品结构也不会发生急剧变化。在这种情况下，美国经济增长和进口需求变化不能完全解释中国对美国出口的减少趋势。来自中国的进口减少，在很大程度上被来自其他国家的进口的增加所抵消。所以，从次贷危机到美国经济增长和进口需求变化，再到中国对美国出口的减少，这当中的逻辑关系在目前并不能成立。中国对美国出口的变化，应该是其他因素作用的结果。

图 10 来自中国的进口增速及其对美国总进口的贡献¹



考察 2007 年以来在美国次贷危机爆发及其影响不断加深的过程中，中国对美出口总量和产品构成的变化。首先可以看出，2007 年以来，美国从中国进口的同比增长率呈现明显的下降趋势。其中，月度下降幅度超过 4 个百分点的有 5 次，分别是 2007 年 2 至 3 月、7 至 8 月、2007 年 12 月至 2008 年 1 月以及 2008 年 2 至 3 月、5 至 6 月。与此形成鲜明对比的是，美国总进口的名义增长率并没有呈现下降趋势。2007 年以来，美国月度进口的名义增长率呈现不断上升的趋势，其中月度下降幅度超过 4 个百分点的只有 3 次，分别是 2007 年 7 至 8 月、2008 年 2 至 3 月和 4 至 5 月。参见图 11 和 12。从这些数据中可以看出，中国对美出口增长率的下降并不能用来自美国的收入和需求变化进行解释，因为根据一般的理论逻辑，收入和需求变化应该会导致总进口和来自中国的进口增速同步下降。

¹ 根据美国商务部经济分析局的数据计算而来。

图 11 我国对美出口名义增长率的变化¹

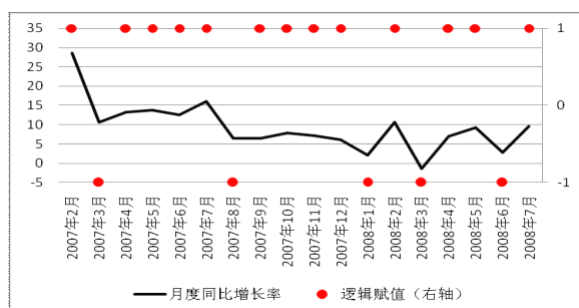
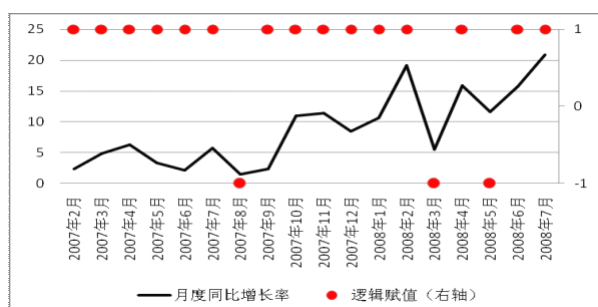
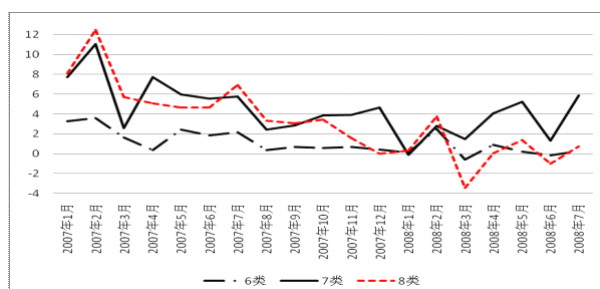


图 12 美国进口名义增长率的变化



进一步分析中国对美出口的产品类别。在 SITC 分类下，6、7 和 8 类²产品是中国对美出口的最大产品类别。从 2006 年 1 月到 2008 年 7 月，这三类产品在中国对美出口总额中的比重维持在 94%左右，上下变动幅度不超过 2 个百分点。这三大类产品月度增长率呈现明显的下降趋势，并成为拉动中国对美出口月增长率下降的主要力量。在中国对美国出口增长率出现大幅下降的 5 个时点上，这三个类别产品的拉动率³都出现了显著的下降。参加图 13。

图 13 对中国总出口增长的拉动率下降最大的产品类别⁴



这种变化是否主要来自美国需求力量的减少？这要进一步分析美国相应产品类别的进口变动情况。从总量关系来看，在不考虑包括贸易政策、相对价格

¹ 中国对美国月度出口数据来自美国商务部经济分析局。根据原始数据，计算月度出口同比增长率和连续月度增长率差。如果增长率月度下降超过 4 个百分点，赋值 -1；否则，赋值 1。

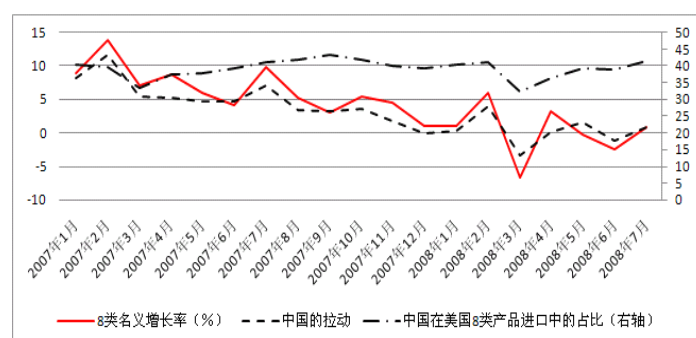
² 6 类：按原料分类的制成品；7 类：机械及运输设备；8 类：杂项制品。

³ 对中国对美总出口的拉动率。

⁴ 数据来自 www.census.gov。

和需求偏好等因素的情况下，美国需求的降低应该直接表现为同类别总进口规模的降低。所以，如果美国 6、7 和 8 类产品的总进口月度增长率呈现与中国出口类似的变动轨迹，那么，就在一定程度上支撑了外需力量主导中国对美出口变动的观点。否则，就只能从外需以外的因素中寻找中国对美出口增长率下降的原因。从美国月度进口数据中可以看出，在 6、7 和 8 类产品中，前两类产品的月度名义增长率具有较大的波动性，但是基本趋势比较稳定，并没有明显的下降。只有 8 类产品的月度名义增长率在 2007 年 1 月以来呈现明显的下降趋势。并且在变化轨迹上，美国 8 类产品月度名义增长率与中国的拉动率具有高度的同步性。参见图 14。进一步分析可以发现，在美国从中国进口的 8 类产品中，家具及其零件、褥垫及类似填充制品、旅行用品、手提包及类似品、服装及衣着附件、鞋靴、印刷品和文具¹等产品占据了最大的比重，2007 年 1 月以来的比重在 91~92%。一般来说，这些产品属于生活必需品，需求的收入弹性相对较低，其增长率的变化更多地反映相对价格和消费替代性等因素的变化，而不是经济增长和收入变化的结果。如果美国进口增速下降是次贷危机后经济增长速度和收入下降的结果，那么，我们应该看到的趋势是美国总进口增速下降，而来自中国的廉价生活必需品的增长速度应该上升。现实情况刚好相反，所以，次贷危机并不是导致中国对美出口增速下降的主导因素。

图 14 美国 8 类产品的名义进口增长率及中国的拉动率



三、关于次贷危机和我国出口变化的进一步思考

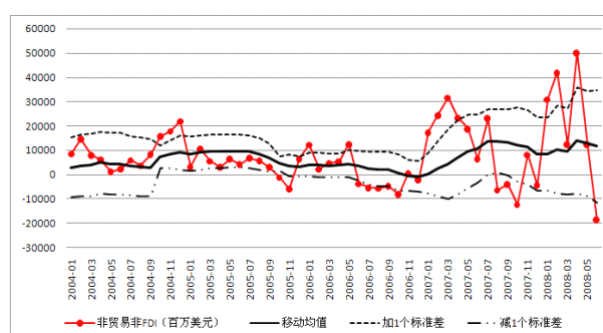
从上文的分析可以看出，迄今为止，次贷危机及其引发的国际金融动荡并没有通过贸易渠道对我国经济产生显著的负面影响。我国贸易收支自 2007 年以来的变化在很大程度上是延续了 2005 年业已出现的调整趋势。人民币升值的累积性影响、资源和环境成本的上升、国内劳动成本的增加以及出口退税等贸易政策的调整，加之政策调整引起的出口企业预期变化和行为的易变性，众多因素结合在一起，共同推动了我国贸易收支的变化。与这些内因相比，外需因素的变

¹ 主要是 SITC 分类中 8 类下的 82、83、84、85 和 89 章。

动并没有显著改变我国贸易收支和出口的变化轨迹。作为潜在的外因，次贷危机及其引发的全球经济增速下降，并没有对我国贸易产生显著的负面影响。当然，这并不是说次贷危机不会影响我国经济，而是说在短期中，在次贷危机的影响尚未完全显露，特别是在次贷危机对发达国家实体经济的影响还未充分显露的背景下，其主影响渠道不是贸易渠道。

对于我国的宏观经济而言，次贷危机在短期中带来的最大冲击和挑战首先体现在跨境资本流动性的变化，特别是非贸易非 FDI 资金流动的变化。随着次贷危机的加深，美国的短期利率不断下降，导致中美利率缩小并转变为正值，这导致非贸易非 FDI 资金流入增加；人民币对美元预期升值率的提高上升，导致非贸易非 FDI 资金流入增加。但是，金融动荡后美国金融市场的流动性紧缩和市场风险上升，引发了市场的重新定价过程，并导致流动性溢价和风险溢价上升。流动性溢价的上升，凸显了成熟金融市场上的信心危机和预期不稳定性。在这种情况下，成熟金融市场上的金融机构的行为易变性显著提高，并带动国际间资金流动规模和方向的频繁变动。从月度数据中可以看出，中国的非贸易非 FDI 资金净流入的波动性在 2007 年以后都是不断加大的。2007 年 8 月至 2008 年 6 月的 11 个月中，非贸易非 FDI 净流入水平向上或向下偏离趋势项的程度超过 1 个标准差的月份有 7 个。详见图 15。

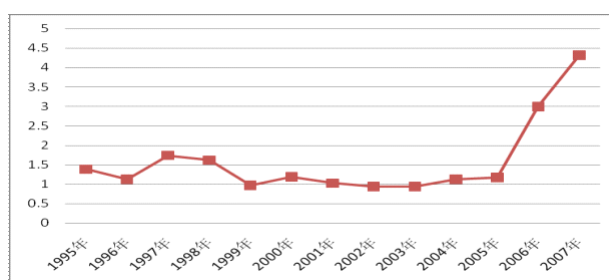
图 15 中国非贸易非 FDI 资金净流入的波动性¹



在目前特定的汇率制度和外汇管理制度下，非贸易非 FDI 资金流入规模和波动性的提高，通过制度性渠道对中国的宏观经济和金融稳定性产生较大冲击。从外汇市场阻力指数的变动情况来看，2005 年汇改以来，中国外汇市场的阻力指数²显著提高。详见图 16。在这种情况下，从短期跨境资本流动到国内货币和金融的传导效应不断提高，金融动荡冲击下跨境资本流动波动性的提高，必然会对国内货币和金融稳定性构成更大的威胁。

¹ 非贸易非 FDI 是在外汇储备月度增量中减去贸易顺差和 FDI 实际流入规模。所用的标准差和均值分别是 10 个月移动标准差和均值。数据来自国家外汇管理局和商务部网站。

² 关于外汇市场阻力指数的计算方法参见：IMF2007 年 4 月的《全球金融稳定报告》。

图 16 中国外汇市场阻力指数¹

从我国出口的分类产品结构来看，6、7和8类产品同比增速下降是拉动总出口同比增速下降的主要因素。特别是在2007年以来，相比于2007年1至7月，2008年1至7月间，6、7和8类产品对总出口的拉动率分别下降了4.3个百分点、1.2个百分点和2.8个百分点，这三个类别产品拉动总出口增速下降了8.3个百分点。而同期，总出口的月度平均增长率从29.8%降至22.5%，只下降了7.3个百分点。与SITC分类下的6、7和8类产品相对应的是，纺织业、化学原料及化学制品制造业、化学纤维制造业、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、家具及其零件、服装及衣着附件、鞋靴、印刷品和文具等行业。2000年以来，这些行业在出口拉动下的过度发展，使得我国经济增长的成本加大，这集中表现为近年来所出现的贸易条件恶化、环境和资源压力加大、比较优势静态化和产业结构扭曲等问题上。²由此判断出发，主要出口产品类别的增速及其对总出口拉动率的下降，在一定程度上是符合解决我国宏观经济结构失衡和外部失衡的要求的，也符合我国产业结构调整 and 长期经济增长的要求。

总之，次贷危机及其引发的国际金融动荡，迄今为止还没有对我国出口与贸易收支产生显著影响。我国近期出现的出口和贸易顺差增速下降，主要还是国内贸易政策调整、劳动成本变化、资源和环境成本上升等诸多内因综合作用的结果，同时也符合我国产业结构调整的方向和缓解宏观经济内外失衡问题的需求。从这样的判断出发，我们认为，当前不应该对宏观经济政策进行方向性调整，特别是过去几年中所实施的引导出口行业调整和产业结构调整的财政和贸易政策手段。但是，这并不是说政策层面不需要关注和警惕次贷危机的长期累积性影响。一方面，次贷危机引发的国际金融动荡已经增加了我国跨境资本流动的易变性，对我国宏观经济和金融稳定性构成了现实挑战。这需要我国在货币、汇率、金融和资本账户管理政策方面做出适时应对。另一方面，次贷危机的影响存在进一步深化和向实体经济扩散的可能性，并且可能通过金融部门与实体经济之间的反馈机制，放大金融动荡的负面影响。一旦这种可能性成为

¹ 计算所用数据分别来自中国人民银行和国家外汇管理局网站。

² 中国人民大学经济研究所.中国宏观经济分析与预测[M].北京：中国人民大学出版社，2007.

现实，世界经济将加速下滑，使得外需冲击不断强化和积累，并与我国国内因素交织在一起，使得我国出口行业的调整过于剧烈。为此，有必要对于国内贸易政策、劳工政策、财政和货币政策等的力度进行一定程度的微调，随着外需冲击的影响不断积累和显露，适度缓和国内政策调整力度，避免国内产业结构的调整过于剧烈。同时，辅助以适当的财政、金融和社会政策，一方面加速推进新型工业化过程，另一方面降低产业调整过程的短期冲击和成本，包括失业问题加剧所带来的影响和潜在社会冲击。

分报告 7:

次贷危机对中国对外贸易量值的影响探析¹

内容摘要: 考察次贷危机对中国对外贸易尤其是中国出口的影响, 本文首先利用构建的定基比进出口价格指数, 分析了 1995 年以来进出口量值变化的长期趋势和近期特点。本文然后采用协整分析的方法, 利用 2005-2008 的月度数据, 考察了中国主要出口类别和主要出口市场上的出口量的决定要素。本文的主要结论包括: 1) 中国进出口价格指数在 2005 年都出现明显的上涨趋势; 2) 2007 年下半年次贷危机发生后, 中国进口量增长率与进出口值的增长率之间的差别拉大, 并出现较明显的下降; 3) 估算结果表明, 就主要出口市场而言, 次贷危机对向美国市场和日本除外的亚洲市场的出口冲击最大; 就产品类别而言, 次贷危机对纺织品出口和进料加工出口的冲击较大。4) 各类出口量都具有较大的需求固定收入弹性, 表明次贷危机后主要出口市场上经济增长的下降或衰退会通过收入效应对中国出口量有严重影响。根据分析所得结论, 本文提出如下政策建议: 1) 稳定人民币汇率; 2) 扩大出口退税覆盖范围和回调出口退税率; 3) 增加向出口型企业的政府采购; 4) 在长期致力于提高企业的技术革新和创新能力。

¹ 感谢中国人民大学经济学院国际贸易专业 2005 级硕士研究生李墨君同学在数据收集整理方面提供的帮助。

一、引言

2007年下半年,美国发生次贷危机,在接下来的时间里,我们目睹到其影响逐渐放大、扩散,一波波的冲击累积成目前的全球金融危机。对发达国家来说,金融危机对实体经济的影响体现在两个方面。一方面,投资者信心的下降和银行资产的缩水加剧了次贷危机引发的资金流动性不足问题,导致企业更难获得维持或扩大生产经营所需的足够资金;另一方面,消费者由于对经济前景的悲观,支出变得更为谨慎,导致消费需求增长放缓。虽然从2008年夏末以来,美国和主要的发达国家陆续采取了大规模的救市行动,但其收效还有待观察。在实体经济层面上,发达国家要么已经进入经济衰退(英国),要么仍然面临极大的经济衰退风险(美国等)。

对发展中国家而言,金融危机的影响主要体现在两方面。一方面,金融机构会因持有与次级贷有关资产而遭受损失;另一方面,外需下降或增速减缓对出口的负面冲击。对于中国这样金融体系相对封闭但外向型经济占主体的发展中国家而言,第二方面也就是对出口的影响是尤其值得关注的,因为欧盟、美国和日本等发达地区是中国重要的出口市场。在提振内需尚需时日,的情况下,努力维持对外贸易对我国的经济增长的贡献具有显而易见的重要性,关于对外贸易受到的冲击程度的研究也就具有现实的必要性。

现在,次贷危机对中国出口的影响得到了广泛的关注,很多人根据近期海关总署的进出口数据认为次贷危机带来的负面影响是相当严重的,这样的结论虽然建立在直观的分析上,但却流于简单化,在一些方面无可避免地存在局限性。首先,海关总署的进出口数据是以当前美元计价的进出口值,所以大家目前所讨论的其实是次贷危机对进出口值的影响。进出口价值的变化同时体现了进出口交易量的变化和进出口价格的变化,只有把二者分离才能看清次贷危机对中国出口活动的真实影响,才能确定对中国产出、就业等实际经济指标的影响。其次,考察次贷危机对中国出口的影响应当在排除其他因素对出口的影响的前提下进行。根据 Goldstein 和 Khan (1985) 的非完美替代品模型 (the Imperfect Substitutes Model), 对进口的需求不仅取决于收入因素,还取决于自身价格、替代品价格和汇率。现有文献也证实汇率的波动程度也是贸易量的一个重要影响因素。只有在把这些因素加以控制之后,我们才能通过收入效应来推断次贷危机导致的收入增长变缓或减少对中国产品外需量的影响。再次,中国的出口结构有其特点,比如出口产品中工业制成品占绝大多数,加工贸易和一般贸易两种方式并重,出口市场高度集中等。这也要求我们不仅要分析总

体出口量的变化，更要分析不同类别出口量的变化，这样才能得出具有针对性的结论。这就要求我们就次贷危机对中国出口影响问题进行切实的学术研究，以弥补上述不足之处，并得出为实证结果所支持的结论，提出具针对性的政策建议。

本文正是基于上述考虑，收集了中国从 1995 年到 2008 年的月度各类数据；估算了中国各类出口数量的时间变化趋势，并将之与各类出口价值的变化趋势相比较，从而分清中国出口名义增长率和实际增长率之间的差别，使我们能够直观地观察到次贷危机后中国出口实际交易量的变化。本文然后通过设定计量模型，采用协整分析的方法估算了从 2005 年到 2008 年中国分地区（欧盟、美国、日本和日本除外的亚洲地区）和分类别（工业制成品、纺织品和进料加工）出口量的决定要素，其中特别估算了次贷危机之后各类出口量增速的变化。根据简单数据分析结果和计量模型估算结果，本文得出了如下主要结论：1）中国进出口价格指数在 2005 年都出现明显的上涨趋势；2）2007 年下半年次贷危机发生后，中国进口量增长率与进出口值的增长率之间的差别拉大，并出现较明显的下降；3）估算结果表明，2005-2008 年期间，次贷危机后，对美国和日本除外的亚洲的出口数量的年化增长率分别下降了近 50%和 30%，对欧盟和日本出口量的增长率变化尚不显著，纺织品出口量的年化增长率下降了 60%，工业制成品和进料加工出口量的年化增长率则分别下降了 40%。4）各类出口量都具有较大的需求固定收入弹性，表明次贷危机后主要出口市场上经济增长的下降或衰退会通过收入效应对中国出口量有严重影响。

根据分析结果，本文提出可采取一系列的对策以稳定中国出口的发展，包括：1）稳定人民币汇率；2）扩大出口退税覆盖范围和回调出口退税率；3）增加向出口型企业的政府采购；4）在长期致力于提高企业的技术革新和创新能力。

本文第二部分采用数据分析的方法，对中国进出口价格指数和交易量的历史趋势和近期表现进行描述，以期反映次贷危机后可能发生的变化。本文第三部分描述为考察中国各类出口量所设定的计量模型和估算方法。计量模型产生的估算结果汇报并解释于第四部分。本文第五部分根据上述分析结果讨论中国出口面临的主要挑战并提出相关的政策建议。

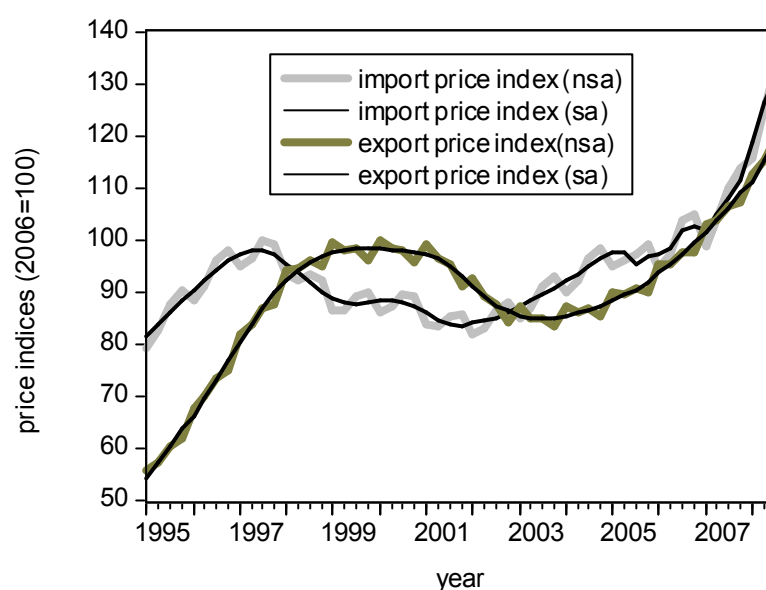
二、中国对外贸易的长期趋势和近期表现

本文为了考察中国对外贸易量的变化趋势，特别根据可收集到的中国进出口贸易价格指数（同比）和环比贸易价格指数（上月=100），推算出了中国进出口的定基比贸易价格指数，并在此基础上计算出中国进出口交易数量的变化。

本部分的余下篇幅根据直观的数据分析来描述中国对外贸易价格指数和进出口量值的变化特点。

1. **中国进出口价格指数的变化特点:** 进出口价格指数从 1995-2008 年间总体上升; 20 世纪 90 年代末期到本世纪初进出口价格指数都出现了下降, 其中进口价格指数下降较快; 2005 年后二者都明显上升, 其中进口价格指数的涨幅尤其显著。

图 1 中国进出口价格指数: 1995 年 1 季度-2008 年 2 季度
(2006=100, 季节性调整和非季节性调整)



数据来源: 本文作者根据收集自 Global Economic Monitor Database, World Bank 和海关总署出版的《中国对外贸易指数》的数据计算得出。

具体说来, 如图 1 所示, 以 2006 年为基年, 出口价格指数 1995-1999 年间几乎上涨了一倍, 2001 年到 2004 年间大约下降了 20%。推测起来, 由于中国在 2002 年加入了世界贸易组织 (WTO), 主要出口市场贸易壁垒的降低和出口行业竞争激烈程度的上升很可能导致了此后出口价格指数的下降。2005 年后出口价格指数持续地上涨, 到 2008 年第二季度出口价格指数比 2004 年底大约上升了 40%。原因可能有以下几点: 1) 2008 年前主要出口市场如欧美等地经济保持持续的增长导致了进口需求的增加, 从而导致进口商品价格的上升; 2) 2005 年后由于中国汇率制度的改革导致人民币对美元升值, 加上出口退税政策的调整增加了中国的出口成本, 促使中国产品的价格上升; 3) 中国出口中加工贸易是主要的贸易方式, 这意味着进口原材料和半成品是出口成本的重要组成部分, 而 2005 年以来大宗产品价格的上升必然会导致中国出口成本的上涨。

图 1 也显示进口价格指数的变化大致与出口价格指数的变化相吻合，不过前者在 2002 年就开始大幅攀升，到 2008 年第二季度，进口价格指数大约上升了 50%。这一方面反映了中国经济成长带来的进口需求增加，另一方面也反映了该期间占进口相当比重的初级产品价格的飙升。

由于数据的缺失，我们还不能观察到进出口价格指数在 2008 年下半年的走势。不过，根据影响进出口价格的一些因素的近期变化，我们可以作出一些推断。首先，进入 2008 年下半年之后，人民币升值压力减少，对美元汇率保持较为稳定的水平；其次，出口退税率针对劳动密集型产品等有所回调；再次，大宗产品的价格迅速大幅回落，导致加工贸易的进口成本降低。给定这些变化，我们可以预期短期内进出口价格指数难以维持之前的增幅，如果未来全球的主要经济体真的进入衰退导致进口需求下降，中国的进出口价格指数很有可能会下降。

2. 中国进出口量的变化特点：长期来说，虽然有所波动，中国进出口量值都保持稳健的增长率；从 2005 年之后，进出口量值的增长率都有明显的下降；进出口实际增幅的下降快于名义增幅的下降。

图 2 中国出口总值和总量的季度增长率：

1995 年 1 季度-2008 年 2 季度（季节性调整）

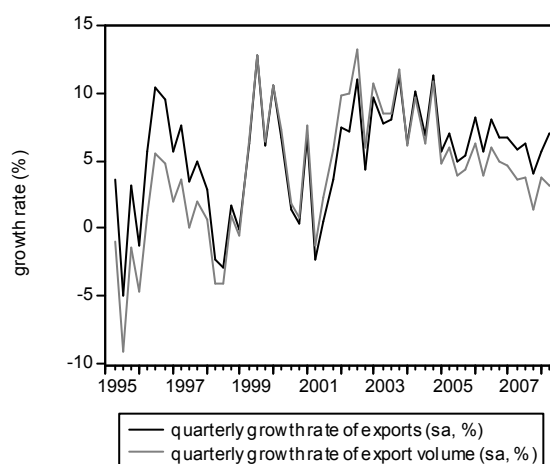
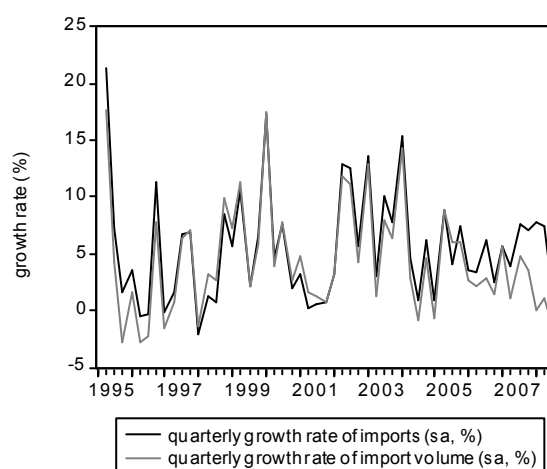


图3 中国进口总值和总量的季度增长率：
1995年1季度-2008年2季度（季节性调整）



数据来源：图2和图3中使用的月度进出口总值收集自中经网统计数据库，价格指数由作者计算得出。

图2和图3分别绘出了经过季节性调整的进出口量值的季度增长率，即实际增长率和名义增长率。容易观察到，2001年之前出口量值的季度增长率波动较大；2001年-2005年间在5%和10%之间波动，进入高增长期；2005年之后明显下降，2008年第二季度实际增长率更降到3%的水平，明显低于2001年以来的长期增长速度。图中可以看出，最近期的出口量增速的下降与次贷危机的发生时间相吻合，从一个侧面印证了次贷危机和中国出口困难局面之间的联系。另一个值得注意的地方是2005年开始出口量值增长率之间差别的拉大，与图1出口价格指数的变化相对照，可知中国出口的名义增长率在相当程度上高于实际增长率，而中国出口行业遭遇的实际困难比海关统计数字的描述更严重。类似地，进口量值的季度增长率长期说来比较一致，近期才出现明显区别，反映了进口价格指数近期的快速攀升。

为了更详细地分析进出口量值的近期变化，表1报告了2006年以来中国进出口量值的季度增长率。容易看出，虽然2007年以来出口额的增长率也就是名义增长率与过去相比下降不大，但排除价格上涨因素后，出口量的增长率也就是实际增长率却下降明显，尤其是2007年第四季度低于1.5%，后来虽然有所回升，但都在3%左右。估计2008年全年的出口量增长率在12%左右，与2007年略有下降，低于2006年20%的年增长率。

进口量值增长率的差别从2007年第二季度起就变得非常显著。虽然进口值的增长率比原来有所增加，但排除进口价格上涨因素之后，进口交易量增长率的下降非常显著，2008年第三季度甚至出现了负的增长率，可以预计，全年进口量的增长率不会超过2%。分析其中原因，导致进口值以较高速度增长而进口

量增长缓慢的原因可能有二。首先，大宗产品价格的上升导致进口商品价格的上升，导致国内进口需求数量的减少。其次，中国进出口之间联系密切，有着浓重的加工贸易特色。所以当出口市场遭遇困难时，出口加工型厂商自然减少对进口原材料和部件的需求。

表 1 2006 年以来中国进出口量值季度增长率(%, 季节性调整)

时间	出口值 增长率	出口量 增长率	进口值 增长率	进口量 增长率
2006Q1	8.27	6.23	3.60	2.75
2006Q2	5.64	3.86	3.35	2.13
2006Q3	8.03	6.04	6.19	2.82
2006Q4	6.74	5.00	2.48	1.53
2007Q1	6.71	4.71	5.76	5.61
2007Q2	5.81	3.67	3.83	1.18
2007Q3	6.22	3.82	7.63	4.78
2007Q4	4.11	1.41	7.14	3.55
2008Q1	5.69	3.82	7.77	0.12
2008Q2	6.98	3.16	7.40	1.18
2008Q3	6.61	3.00	1.61	-1.36

数据来源：同图 2 和图 3。

3. 几类出口量值近期的变化特点：2005-2008 年，出口各类别中，工业制成品出口量值保持增长势头，初级产品出口平缓。工业制成品中，纺织产品出口量值的增幅下降最为明显。加工贸易中占大头的进料加工增幅减少明显。

为了更进一步地考察受到外部冲击影响最大的出口行业的近期变化，本文也收集计算了主要几类比较让人关注的分类出口的定基比价格指数，并在此基础上比较它们出口量值的变化趋势。如表 2 所示，根据产品类别划分，中国出口可分为工业制成品和初级产品，其中工业制成品占据绝大多数；根据贸易方式划分，出口可分为一般贸易和加工贸易，加工贸易主要包括来料加工和进料加工，其中进料加工占绝大多数，如表 2 所示。此外，纺织品出口总值虽然占工业制成品出口值的比例不断下降，到 2008 年第三季度仅为 14%，但纺织品行业属于劳动密集性行业，雇用大量工人，其表现对宏观经济有较大的冲击作用。所以，本文特别关注了工业制成品和初级产品、加工贸易中的进料加工出口、和纺织品出口量值的变化趋势，并绘于图 4-7 中。

表 2 不同类型出口额所占比例 (%)

年份	一般贸易	来料加工	进料加工	工业制成品	纺织品	机械和运输设备	电信产品	初级产品
1995	48.25	13.85	35.45	85.56	30.06	21.03	29.38	14.44
1999	40.35	18.36	38.71	89.71	26.39	30.25	39.47	10.29
2003	41.67	12.42	42.65	91.99	21.00	42.65	51.67	8.01
2007	44.23	9.53	41.21	94.93	16.07	47.38	57.52	5.06
2007Q1	42.89	10.31	42.45	94.67	14.70	48.48	58.39	5.33
2007Q2	46.66	8.86	39.56	94.91	16.46	45.12	55.20	5.09
2007Q3	44.91	9.23	40.34	95.41	18.21	46.16	56.48	4.56
2007Q4	42.47	9.73	42.50	94.73	14.90	49.76	60.03	5.27
2008Q1	44.67	8.51	41.39	94.72	14.31	48.79	59.24	5.27
2008Q2	47.08	7.62	39.27	94.24	14.25	47.23	57.52	5.68

数据来源：中经网统计数据库

可以看出，工业制成品比初级产品相比，保持了比较连续一致的增长势头，初级产品出口在 2008 年有明显增长，但排除价格上升因素后，初级产品出口增长是停滞的，这可能是国内市场需求的旺盛和政府同期为了抑制物价而采取的限制出口政策出口供给的减少。不过，由于中国出口中工业制成品占据了 95% 以上比重，所以我国出口量值仍能维持扩张的势头。工业制成品出口中，纺织品出口从 2007 年开始，总值处于停滞状态，总量则明显下降，说明和其他类别的工业制成品相比，纺织品出口受到的冲击最大。其中，纺织品出口在 2007 年初有突然下降，这可能是由于 2006 年 9 月出口退税大规模调整的后果。图 5 也表明虽然进料加工方式出口总值维持较为稳健的增长势头，但排除物价因素后，2007 年底，总量明显下降，后虽有所回升，但仍然低于前期水平。

如前所述，2008 年下半年以来，政府陆续调高了劳动密集型产品和出口退税率，人民币对美元汇率也保持较稳定水平，同时大宗商品价格大幅回落，这些因素都有利于中国出口成本的降低，所以对以劳动密集型的工业制成品为主的中国出口行业来说，未来各类出口的成长更多地取决于各主要出口市场的需求。

图 4-7：工业制成品出口、进料加工出口、纺织品出口和初级产品出口量值月度增长率：
2005 年 1 月-2008 年 8 月未经季节性调整)

图 4

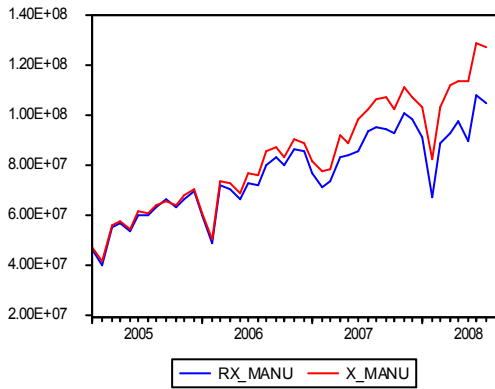


图 5

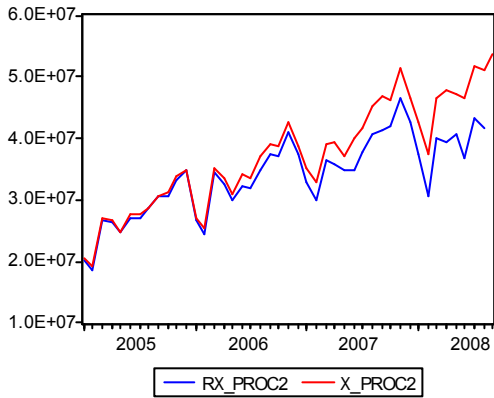


图 6

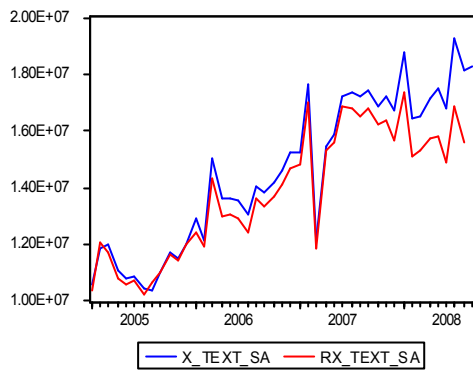
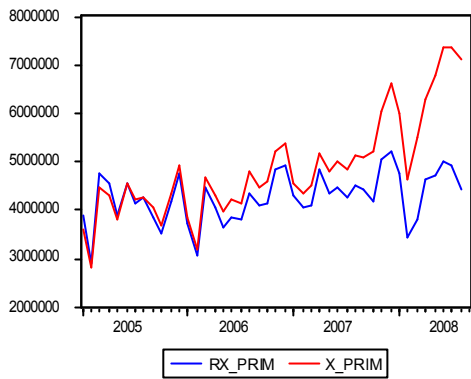


图 7



数据来源：各类出口值收集自中经网统计数据库，出口价格指数根据收集自《中国对外贸易指数》的同比和环比价格指数计算得出。

4. 中国主要的进出口贸易伙伴：出口市场高度集中欧洲、美国、日本和日本除外的亚洲地区，其中欧洲市场和日本除外的亚洲市场重要性日益增加。进口来源地主要集中于日本除外的亚洲地区、日本、欧洲和美国，其中亚洲地区成为最为重要的进口来源地。

表 3 给出了 1995 年到 2008 年中国各主要出口市场所占比重。容易看出，中国最大的出口市场是日本除外的亚洲地区，其重要性从 1999 年来有所提升，占据了将近 40% 的出口份额；欧盟市场所占比重明显上升，从 1995 年的第四大出口市场成长为第二大出口市场，所占份额也增加到约为 21%。美国市场所占的出口份额在这期间缓慢下降，但仍然维持 17% 的出口份额。向日本出口的增长最为缓慢，导致其所占份额从 1995 年的 19% 下降到 2008 年的 8%，从第二大出口市场变为第四大出口市场。

各主要出口市场重要性的变迁也就意味着它们经济表现对中国经济影响的变迁。随着美国次贷危机影响的扩散，欧美国家经济表现普遍低迷，英国已经证实进入经济衰退期，美国 2008 年第三季度经济出现负增长，而亚洲各国家的经济在很大程度上依赖于欧美发达国家，增长步伐必然变缓，我们因此可以预期给定其他条件，这些主要出口市场经济的衰退和低迷必将对我国的出口进而对我国的经济有较大的冲击。

表 3 中国主要出口市场所占比重(%，季节性调整)

年份	欧盟市场	亚洲市场		
		(日本除外)	日本市场	美国市场
1995	12.81	42.81	19.05	16.60
1999	15.58	35.85	16.67	21.57
2003	16.42	37.17	13.68	21.10
2006	18.76	37.57	9.55	21.04
2007	20.12	38.25	8.43	19.18
2007Q1	19.80	38.21	8.77	20.21
2007Q2	19.50	38.70	8.45	19.15
2007Q3	20.69	37.99	8.25	18.59
2007Q4	20.48	38.09	8.24	18.75
2008	20.55	38.82	8.06	17.50
2008Q1	20.26	39.08	8.11	17.52
2008Q2	20.66	38.27	8.13	17.56
2008Q3	20.73	39.13	7.94	17.43

数据来源：根据中经网统计数据库的数据整理得出。

表 4 给出了中国 1995 年到 2008 年主要的进口来源地。容易看出，日本之外的亚洲地区一直是中国最大的进口来源地，并且重要性显著增加，所占进口份额从 1995 年的 37%大幅增加到 2008 年的近 50%。而日本、欧盟和美国等地的重要性则持续下降。这样的变化可能归结于两方面的原因。一方面，这期间中国加工贸易发展迅速，由于地理位置的接近和运算成本的低廉，中国从日本之外的亚洲地区大量进口所需的原材料和半成品，然后利用劳动力低廉的优势加工后再出口。另一方面，中国从欧美日进口的主要是技术要求较高、资金投入较大、国内替代品缺乏的机械设备。这期间由于自身生产技术的提高，中国对欧美日生产的技术含量高的机械设备的进口替代能力有所增强，使得从这些地方的进口增长较为缓慢。

表4 中国主要进口来源地所占比重(%，季节性调整)

年份	从欧盟进口	从亚洲进口 (日本除外)	从日本进口	从美国进口
1995	15.88	37.35	21.98	12.19
1999	15.48	40.90	20.33	11.80
2003	12.87	48.00	17.97	8.28
2006	11.40	51.79	14.61	7.50
2007	11.61	50.80	14.04	7.34
2007Q1	11.68	50.90	14.65	7.38
2007Q2	11.58	50.64	14.26	7.36
2007Q3	11.55	51.26	13.87	7.19
2007Q4	11.63	50.39	13.37	7.44
2008	11.43	49.61	13.19	6.90
2008Q1	11.42	49.81	13.23	7.24
2008Q2	11.55	49.57	13.27	6.82
2008Q3	11.31	49.45	13.07	6.62

数据来源：根据中经网统计数据库的数据整理得出。

三、计量模型的设定和估算

本文的一个主要目的是考察中国出口量的决定要素。鉴于中国出口结构的特点，除了出口总量之外，我们还特别关注工业制成品出口、纺织品出口和进料加工出口量的决定要素，以及向欧盟、美国、日本和日本除外的亚洲地区出口量的决定要素。下面我们分别讨论中国出口量决定要素及其度量、估算模型的设定以及数据说明。

1 中国出口量的决定要素及其度量

1) 进口国的实际收入 (IP) 和中国出口商品的实际相对价格 (P)

一般需求理论的原理可延伸扩展到对一国出口商品需求的分析当中。在运用广泛的非完美替代品模型中（见 Goldstein 和 Khan (1985)），假定消费者具有同质性偏好 (homogeneous preference)，不考虑劣等品和进口国内互补品的情形，那么解决了消费者效用优化问题之后，可将进口需求数量表示为进口国收入水平、进口商品的自身价格以及其进口国内替代品的价格的函数：

$$X_i^d = g(Y^*e, PX_i, P^*e), g_1, g_3 > 0, g_2 < 0 \quad (1)$$

其中， Y^*e 、 PX_i 和 P^*e 分别为以出口国价格表示的进口国收入、出口商品的价格和进口国内替代品的价格， e 为汇率。在需求函数具有同质性的假定下，在式(1)的右边除以 P^*e ，可将出口需求数量改写为进口国实际收入和出口商

品与进口国内替代品相对价格的函数：

$$X_i^d = g(Y^*/P, PX_i/\bar{P}e), g_1 > 0, g_2 < 0 \quad (2)$$

根据以上结果，我们可以归纳出影响对中国出口需求数量的两个主要因素：进口国的实际收入和中国出口商品与其替代品的相对价格。其中，中国的出口数量将随着进口国实际收入的增加而增加，即收入效应为正；出口数量随着相对价格的上升而下降，即价格效应为负。

进口国实际收入的度量 (IP)：理想情况下，可用实际可支配收入或实际 GDP 来度量进口国的实际收入，但由于这些变量没有月度数据的观测值，我们根据文献中惯常的做法，采用外国的工业生产指数 (IP_i) 来近似代表进口国的实际收入。对于出口总量，用世界的工业生产指数 (IP) 来度量收入；对于进料加工出口、纺织品出口和制成品出口，用 OECD 国家总体的工业生产指数 (IP) 来度量收入；对于向美国、欧盟、日本和日本除外的亚洲地区的出口，分别用美国的 IP 、欧盟 15 国的 IP 、日本的 IP 和中国除外的东亚国家的 IP 来度量其收入。

出口商品相对价格的度量 (P)：由于本文将分别考察出口总量和分类别出口量的决定要素，我们需要找到相应的出口相对价格。对于出口总量而言，由于无法找到中国总出口替代品的价格度量，我们用中国出口总价格指数与发展中国家总体出口价格指数相除，得到中国总出口的近似相对价格。对于分地区出口量而言，我们用中国总出口的价格指数与该地区进口价格指数之比来度量中国向该地区出口的相对价格。对于分产品类别出口（工业制成品出口、纺织品出口和初级产品出口）而言，由于缺乏各类别出口替代品的价格度量，考虑到实际汇率

$q = \frac{eP^*}{P}$ 度量了本国商品与外国商品的相对价格，那么在不存在非贸易品的假定

下，我们用中国的实际有效汇率 $REER$ 近似地度量它们的相对价格。

2) 实际汇率的波动性

有关汇率波动性和贸易量的关系，有许多研究（见 McKenzie (1999)）。总结起来，一方面，汇率波动带来的不确定性可能会导致避险型交易商减少交易量。另一方面，如果金融衍生工具较为发达，交易商可较容易规避汇率风险，那么汇率波动应当不会减少贸易量；此外，为避免营业收入因汇率波动而突然下降，交易商也可能在汇率波动时增加交易量，所以汇率波动会和贸易量正相

关。由于人民币汇改之后，对美元升值速度加快，名义汇率波动程度有所增加；而将国内外价格变动考虑进去之后，实际汇率的波动也就更为显著。因此，汇率波动性也可能会影响到中国的出口数量。

实际汇率波动性的度量 (V)：由于汇率的变动经常具有持久性的特征，我们采用文献中的惯常做法，从实际有效汇率的波动程度 V 来度量人民币汇率的波动性，并且实际有效汇率的波动程度用 GARCH 模型产生的方差来度量。具体说来，对 2005–2008 年间的 $REER$ 序列的对数差分估算下列模型

$$\Delta \log(REER_t) = c + \varepsilon_t \quad (4)$$

其干扰项 ε_t 具有 GARCH 型方差

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (5)$$

根据 AIC 和 SBC 等信息规则，表明 GARCH (1, 0) 模型具有最好的效率，所以该模型产生的 GARCH 方差就作为汇率波动性的度量使用：

$$\begin{aligned} \hat{h}_t &= 0.001 - 0.242 \varepsilon_{t-1} \\ se & (0.001) (0.059) \\ n &= 45 \quad dw = 1.59 \end{aligned}$$

3) 次贷危机的冲击

2007 年下半年开始的次贷危机从几个方面对中国出口构成潜在的负面冲击。首先，出口市场经济表现的低迷导致人们降低对进口商品的需求。其次，大宗商品价格该时期的上涨推高进口原材料的价格，导致出口厂商的成本上升，压缩获利空间，使得效率低的企业难以存活。再次，次贷危机导致全球性的资金紧缺，外资投资流入减少，在长期也会影响到外向型企业的供给能力。为了考察次贷危机对中国出口量的综合影响，本文构建了一个虚拟变量，以 2007 年 9 月为时间断裂点，考察 2005–2008 年间次贷危机前后出口量增长率的差别：

$$D = \begin{cases} 1 & \text{after September 2007} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

2. 估算的计量模型

依据文献中惯常做法，我们采用对数线性模型来估算，以获得收入弹性和价格弹性的度量。由于采用的是时间序列数据，为避免最小二乘法估算中常出现的缪误回归问题，我们进行了协整检验，并在此基础上估算误差纠正模型，以考察变量之间存在的长期均衡关系和短期动态。在存在协整关系的前提下，估算下列模型

$$\Delta \ln X_t = \lambda (\ln X_{t-1} - Z_{t-1} \beta) + \sum_{s=1}^p \alpha_s \Delta \ln X_{t-s} + \sum_{s=1}^p \gamma_s \Delta Z_{t-s} + D_t \theta + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中，在长期均衡， $\ln X_t = Z_t \beta = \beta_0 + \beta_1 \ln IP_t + \beta_2 \ln P_t + \beta_3 \ln V_t$ ，所以协整向量为 $[1, -\beta_0, -\beta_1, -\beta_2, -\beta_3]$ ，代表变量之间的长期均衡关系。短期自长期均衡的偏离用 $\ln X_{t-1} - Z_{t-1} \beta$ 表示， λ 代表回归均衡的调整速度。次贷危机冲击用虚拟变量 D 表示， θ 为相应的参数。

3. 数据说明

计量模型所使用的样本区间为 2005 年 1 月到 2008 年 8 月，包括了 44 个观测点。¹有关月度出口值的数据全部收集自中经网统计数据库的海关月度数据库。有关出口价格指数的数据中，各出口价格指数通过出口同比价格指数和环比价格指数计算得出，其中总出口的同比价格指数收集自世界银行的 Global Economic Monitor Database，其他价格指数全部收集自海关总署出版的《中国对外贸易指数》。发展中国家的出口价格指数和其他国家地区的进口价格指数收集自世界银行的 Global Economic Monitor Database。各工业生产指数收集自中经网统计数据库中的 OECD 月度数据库。人民币的实际有效汇率收集自国际清算银行网站主页（www.bis.org）。

四、模型的估算结果与解释

作为时间序列数据处理的必要步骤，我们首先对所使用变量的平稳性进行检验。除非所有变量都是零阶积整，否则常规的最小二乘法估算结果就有谬误回归的危险。而在非零阶积整的情况下，如果变量之间具有协整关系，我们可以进一步估算式（6）中设定的误差纠正模型，以考察其长期均衡关系和短期动态调整。经检验，所使用的变量都具有单位根，是 I（1）过程。然后我们适用 Johansen 协整检验，发现变量之间具有协整关系。²我们进而将长期均衡与短期动态结合起来，分地区、分出口类别地估算误差纠正模型，得到相应的估算结果，并在此对其相应的解释。

1 分出口产品类别估算结果

中国出口结构中按产品种类分工业制成品占绝大部分；按贸易方式分加工

¹ 之所以不使用时间跨度更长的数据有两个原因，一是缺乏 2005 年之前分类出口价格指数的观测值，二是太长的时间跨度可能导致长期趋势淹没短期的变动，导致无法考察次贷危机近期的影响。

² 单位根检验和协整检验结果略。

贸易占大多数，其中绝大部分为进料加工贸易。此外，虽然纺织品在工业制成品出口中所占比例不断下降，但纺织行业中集中了大量的中小型劳动密集型企业，对于外需变化和成本变化反应都非常敏感，其表现好坏对中国的就业状况的影响远超出了其出口份额的重要性。本文因此利用了 2005-2008 年间的月度数据，根据前一部分的讨论和设定的模型（式（6））考察了工业制成品出口量、纺织品出口量和进料加工出口量的决定要素，并将结果汇报于表 5。

表 5 的 A 部分汇报了工业制成品出口量、纺织品出口量和进料加工出口量与其影响因素之间的长期均衡关系。我们首先关注的是以 OECD 国家工业生产指数来反应的收入效应。估算结果表明这三类出口量的固定收入弹性均在统计上显著地大于 1。具体说来，在样本期间内，给定其他条件，以 OECD 国家工业生产指数代表的收入每增加（减少）1%，中国的工业制成品出口量、纺织品出口量和进料加工出口量将分别增加（减少）约 6.2%、6%和 4.9%。如此高的收入弹性证实了我国的出口量对国外经济周期的变化具有高度敏感的反应，各类出口量的增长相当程度上由外需的增长来拉动。然而，美国次贷危机发生后，OECD 国家经济逐渐增长变缓并面临整体进入衰退的危险，那么根据我们的估算结果，如果其他情况没有发生明显变化以对冲外需增长停滞或外需下降的影响，中国以上三类出口量增幅都会大幅下降，甚至可能出现出口量下降的情形。

价格效应是我们关注的另一个焦点。表 5 中的结果表明在样本期间内，以实际有效汇率表示的相对价格对工业制成品出口量、纺织品出口量和进料加工出口量的影响为正，但在统计上并不显著。不过，在此需要强调的是得到这样的结果并不说明以上三类出口量不受其相对价格变化的影响，这是因为实际有效汇率是中国出口总体相对价格的一个粗略替代，并不完全真实反映各类别出口的相对价格。我们所能作出的结论是在 2005-2008 年期间，上述三类出口量对于人民币实际有效汇率的变动并不敏感。

我们的估算结果也表明汇率的波动性对这三类出口量有在统计上显著的正面效应，说明给定其他条件，人民币实际有效汇率波动性的增加有助于这三类出口数量的增长，其中对工业制成品出口的促进作用较大。如前所述，理论上汇率波动性对贸易量的影响可能为正，也可能为负，本文这里的结果为汇率波动影响为正的假说提供了证据。不过，由于缺乏其他类别出口的估算，我们在这里也并不能作出汇率波动效应为正的一致性判断。

表 5 中国出口量的影响因素(分类别估算结果)

协整关系	工业制成品出口	纺织品出口	进料加工出口
出口量	1	1	1
工业生产指数	-6.165** (1.103)	-6.003** (0.449)	-4.906** (0.774)
实际有效汇率	-1.035 (0.947)	-0.373 (0.426)	-0.311 (0.651)
汇率波动程度	-0.105** (0.043)	-0.053** (0.010)	-0.026* (0.016)
常数项	14.299 (3.512)	12.881	6.710
误差纠正模型			
误差纠正项	-0.376** (0.073)	-0.833** (0.261)	-0.443** (0.093)
出口量(-1)	-0.600** (0.142)		-0.526** (0.151)
出口量(-2)	-0.363** (0.163)		
工业生产指数(-1)	-4.473** (2.045)	-5.191* (3.104)	
工业生产指数(-2)			-2.967* (1.668)
实际有效汇率(-1)		-2.123* (1.256)	
实际有效汇率(-2)	-2.747** (0.971)	-3.616** (1.420)	-1.311* (0.768)
常数项	0.040** (0.015)	0.045** (0.018)	
次贷危机(2007 年 9 月)	-0.041** (0.019)	-0.065** (0.029)	-0.023* (0.015)
R 平方	0.619	0.616	0.567
调整 R 平方	0.505	0.484	0.437
F 统计量	5.412	4.66	4.364
N	40	40	40

说明：括号中的数字为标准误差。带*的估算值在 10%的显著性水平下显著，带**的估算值在 5%的显著性水平上显著。各模型滞后期均为 2 期。工业制成品出口模型的误差纠正模型不含常数项。

表 5 的 B 部分汇报的是误差纠正模型的估算结果。¹在三个模型中，误差纠

¹ 为了少占篇幅，这里只汇报滞后两期中显著的估算系数。

正项均为负，并在统计上显著，说明短期的偏离均衡会逐渐向长期均衡靠拢。其中，纺织品出口量调整的速度显著快于其他工业制成品的调整速度，反映了纺织行业中小企业众多，对产量和交易量的调整较为快速的特点。表 5 的 B 部分也包括了到滞后二期为止各变量在统计上显著的短期系数，容易观察到，工业生产指数的系数均为负，实际有效汇率的系数均为负，说明在短期，OECD 国家收入增幅的上升会导致中国这三类出口量增幅的下降，即这些国家经济增长对中国这三类出口增长的拉动作用具有递减效应；类似地，在短期，实际有效汇率增幅的上升导致这三类出口增幅的下降。

最令我们关注的是次贷危机发生后这三类出口量增长率的变化。表 5 的 B 部分表明，这三类出口量的增长率在 2007 年 9 月后显著地下降。具体说来，2007 年 9 月以来，在将近一年的时间里，工业制成品出口量、纺织品出口量和进料加工出口量的增长率与之前相比，分别下降了 4 个百分点、6.2 个百分点和 2.3 个百分点，其中显然纺织品出口量的增幅下降最快。由于从数据得知 2005 年到 2007 年上半年这三类出口量的年化增长率分别为约 9.78%、10%和 6%，我们的结果说明次贷危机发生后纺织品出口量的年化增幅下降了 60%，工业制成品和进料加工出口量的增幅则分别下降了 40%。

2. 分地区估算结果的解释

由于日本除外的亚洲国家、欧盟、美国、日本分列中国最大的出口目的地，本文分别考察了中国向欧盟 15 国、美国、日本和日本除外的亚洲地区出口量的决定要素。为了有利对比，本文也估算了中国出口总量的决定要素。采用 2005-2008 年间的月度数据，根据前一部分的讨论和模型设定，我们将估算所得结果汇报于表 6。

首先，无论是出口总量还是分地区出口量都有在统计上显著的收入效应。具体说来，给定其他条件，收入的替代变量工业生产指数（分别为世界性的工业生产指数、欧盟 15 国工业生产指数、美国工业生产指数、日本工业生产指数和中国除外的东亚国家工业生产指数）每上升 1%，中国总出口量、向欧盟 15 国出口量、向美国出口量、向日本出口量、向日本除外的亚洲出口量分别增加 4%、5.5%、5%、1%和 11%，其中对日本出口量具有最低的固定收入弹性（1%），对日本除外的亚洲市场出口量具有最高的固定收入弹性（11%）。各地区收入弹性差别如此之大的原因可能与中国对这些地区的出口结构有关系，具体还有待于进一步分析。但是这些结果与分出口类别的估算结果相当一致，共同说明了我国出口容易受到国外经济周期的影响。并且，由于日本除外的亚洲市场和欧盟市场我国总出口中所占比重在近期上升，成为我国最大的两个出口市场，如果这两个市场的经济陷入衰退，必然会对中国出口有重大打击。

其次，我们以中国出口总价格指数与发展中国家总体出口价格指数、中国出口价格指数与各出口市场进口价格指数分别相除，构建了中国总体出口和分地区出口相应的相对价格，以考察价格弹性。表 6 的估算结果表明只有对欧盟出口和对日本出口的自身价格弹性具有统计显著性，但估算出的各系数均为负，符合预期。具体说来，给定其他条件，出口相对价格每上升 1%，对欧盟出口量和对日本出口量会分别下降 1.5%和 0.3%。对此结果一个可能的解释是在欧盟市场上中国产品面临其他发展中国家产品的竞争，因此有较多的相似替代品，导致价格弹性较大；而在日本市场上由于地理位置的接近，中国产品占据较大优势，因而价格弹性较小。

再次，汇率波动性对中国出口总量和在欧盟市场上的出口量的影响显著地为正，对在美国市场上的出口影响不显著，对在日本市场上出口和在日本除外的亚洲市场上出口的影响显著地为负。根据有关理论，汇率波动性对贸易量的影响可能为正，也可能为负，本文结果因此与理论预期并不矛盾，也与有关实证结果相吻合，如 Chueng (2003)的结果表明，汇率波动性对不同贸易部门的贸易量的影响不尽一致；Zhang et. al. (2006)也表明汇率波动性影响可能具有非线性，因为不同类别出口的交易商可能会对汇率波动反应的敏感程度不一。也是因为如此，有关调整汇率波动范围来影响贸易量的政策必须得到更多的实证证据支持和慎重考量。

表 6 中国出口量的影响因素(分地区估算结果)

协整关系	总出口量	对欧盟出口	对美国出口	对日本出口	亚洲其余地区
出口量	1	1	1	1	1
工业生产指数	-3.947** (0.617)	-5.479** (0.476)	-4.920** (1.303)	-1.037** (0.550)	-10.841** (2.789)
出口相对价格	0.275 (0.790)	1.561** (0.510)	0.096 (0.500)	0.313* (0.162)	-4.442 (3.443)
汇率波动程度	-0.135** (0.040)	-0.132** (0.025)	-0.037 (0.037)	0.111** (0.024)	0.679** (0.204)
常数项	2.211	6.901	5.944	-11.600	37.017 (13.065)
@TREND(95M01)				0.002 (0.002)	
误差纠正模型					
误差纠正项	-0.498** (0.229)	-0.422** (0.150)	-0.759** (0.234)	-0.978** (0.185)	-0.109** (0.023)
出口量(-1)	-0.572** (0.229)	-0.355** (0.146)			-0.845** (0.177)
出口量(-2)	-0.443** (0.216)				-0.624** (0.195)

出口量(-3)

工业生产指数(-1)	-1.879*	-4.762**	-1.614**	-1.966**
	(1.195)	(1.817)	(0.523)	(0.487)
工业生产指数(-2)		-3.041**		-1.229**
		(1.841)		(0.475)
工业生产指数(-3)		-3.692**		-0.778**
		(1.757)		(0.370)
出口相对价格(-1)		1.451**		
		(0.728)		
出口相对价格(-2)	-2.133*			
	(1.196)			
汇率波动程度(-1)		-0.027**		0.066**
		(0.013)		(0.015)
汇率波动程度(-2)		-0.023*		0.027**
		(0.013)		(0.012)
常数项	0.072	0.026	0.036	0.005
	(0.028)	(0.011)	(0.012)	(0.007)
次贷危机(2007 年 9 月)	-0.034*	-0.013	-0.047**	0.003
	(0.021)	(0.020)	(0.022)	(0.015)
				(0.020)
R 平方	0.612	0.487	0.640	0.682
调整 R 平方	0.386	0.394	0.430	0.626
F 统计量	2.709	5.221	3.051	12.138
N	39	40	39	41
				36

说明：括号中的数字为标准误差。带*的估算值在 10%的显著性水平下显著，带**的估算值在 5%的显著性水平上显著。各模型滞后期均为 3 期。对日本出口模型的协整关系含截距和趋势，误差纠正模型中不含截距。对日本除外的亚洲地区出口模型的误差纠正模型不含常数项。

此外，表 6 的 B 部分汇报了误差纠正模型的估算结果。首先，在所有模型中，误差纠正项都为负值并在统计上是显著的，证实了短期偏离向长期均衡的回归。在所汇报的滞后三期为止的具有统计显著性的短期系数中，工业生产指数的系数为负，说明国外收入增长对中国出口的拉动作用具有递减效应；出口价格指数的系数有正有负，说明出口对价格变化的短期调整存在地区性差异。汇率波动程度的系数同样有正有负，进一步支持汇率波动与贸易量关系的不确定性。

我们最关注的是次贷危机对中国出口量增长率的影响。表 6 的 B 部分的结果表明，以 2007 年 9 月为时间断裂点的虚拟变量的系数只在出口总量、对美国出口和对日本除外的亚洲地区出口的模型中具有统计上的显著性。具体说来，次贷危机发生后，2007 年 9 月以来，中国出口总量的增长率下降了 3.4 个百分点，对美国出口量的增长率下降了 4.7 个百分点，对日本除外的亚洲地区出口

量增长率下降了 4.3 个百分点。根据数据得知 2005 年到 2007 年第二季度，中国出口总量的年化增长率为 14%，对美国出口量的年化增长率为 11%，对日本除外的亚洲地区出口量年化增长率为 16%，我们的结果因此表明自 2007 年 9 月的近一年来，对美国出口量的增幅下降了近 50%，对日本除外的亚洲地区出口量增幅下降了近 30%，出口总量的增幅下降了约 25%。本文的估算结果也表明样本期间对欧盟和日本出口量增长率尚未受到次贷危机的显著影响。

总结起来，通过对分地区出口量决定要素和分类别出口量决定要素的考察，我们可以得出以下几个重要结论：

首先，估算结果对中国出口量的收入效应提供了强有力的支持，说明我国出口量无论是分出口市场还是分出口类别都在很大程度上为外需所拉动，因此极其容易受到国外经济周期的影响。一个重要的引申结论是随着次贷危机导致的全球金融风暴将各主要出口市场陆续拉进经济衰退，对中国产品的需求必然减少，那么如果其他条件没有发生明显变化，中国出口量有可能发生下降的情形，届时出口也会基本上丧失对中国经济的推动作用。

此外，估算结果都证实了次贷危机后中国分地区出口量和分类别出口量增长率的大幅下降。如果这样的趋势得以持续、恶化，那么半年一载之内很可能出现一些出口市场上和一些出口类别出口量负增长的情形。

再次，估算结果表明中国出口量的价格弹性普遍不具有统计上的显著性，只有对欧盟出口和对日本出口量具有统计上的显著性，而只有对欧盟出口的价格弹性大于 1。这样的估算结果说明在样本期间内出口商品的相对价格变化不是影响大多数出口量的重要因素。作为引申的一个结论，种种降低出口成本的政策，例如出口退税率的调整，只能通过降低出口价格在部分出口市场上起到增加需求量的作用，但却难以支持出口总量的持续增长。

五、中国出口面临的挑战和政策建议

本文在以上几部分分析了中国贸易变化的长期趋势和短期特点以及分类别分地区地考察了中国出口量的决定要素。在本部分，根据出口量决定要素的变化特点以及未来可能的变化趋势，我们讨论中国出口面临的挑战并提出针对性的政策建议。

1. 中国出口面临的挑战

如前分析，中国出口有着出口市场集中，出口产品中绝大部分属于工业制成品，并偏重加工贸易。这些特点使得中国的出口极其容易受到主要出口市场经济波动的影响，并受到进口原材料价格的影响。次贷危机发生后，全球经济

情形恶化趋势明显，国内早先的调控措施也增加了出口成本，这些情况的发生都使中国出口面临严峻挑战。

1) 主要出口市场滑向经济衰退，严重制约对中国产品需求的增长。中国主要的出口市场是欧、美、日和日本除外的亚洲国家。美国从次贷危机发生以来，经济一直表现低迷，虽然 GDP 增长率有所反复，但总体下降趋势非常明显，2008 年第三季度更进入负增长，失业率大幅上升到 6% 以上，创下 20 年新高。英国已经确认进入了经济衰退。日本经济则是长期低迷。根据 2008 年 10 月的国际货币基金组织发布的《世界经济展望》(Word Economic Outlook, October 2008, IMF)，美国 2008 年的实际 GDP 增长率预测为 1.6%，2009 年仅为 0.1%；欧盟的实际 GDP 增长率在 2008 年和 2009 年分别预测为 1.3% 和 0.2%；日本分别为 0.7% 和 0.5%；亚洲新兴经济体的实际 GDP 增长率则分别预测为 4% 和 3.2%。主要出口市场经济表现的低迷必然会影响到对中国出口产品的需求，如表 7 所示，根据最新的中国物流和采购联合会发布的数据，作为制造业扩展程度度量的经理人采购指数在今年 10 月为 44.6%，说明制造业总体衰退，而其中占 PMI 指数 30% 比重的出口新订单指数已经连续 4 个月低于 50%，10 月仅为 41.4%。

表 7 中国制造业经理人采购指数 (PMI)

月份	PMI
2008 年 4 月	59.2
2008 年 5 月	53.3
2008 年 6 月	52
2008 年 7 月	48.4
2008 年 8 月	48.4
2008 年 9 月	51.2
2008 年 10 月	44.6

数据来源：http://www.idsgroup.com/profile/pdf/pmi_reports/PMI_november08.pdf

1) 国内出口成本的上升压缩出口厂商的获利空间。2005 年 7 月底，人民币汇率改革，主要措施是人民币对美元汇率一次性升值 2.1%，人民币对主要外币波动范围扩大。这之后，人民币对美元持续升值，直到 2008 年 8 月份才稳定下来。由于中国对外贸易绝大部分是以美元计价，这期间人民币的升值对中国出口商品的价格优势造成了冲击。此外，2006 年 9 月，国内大幅度的出口退税率调整，导致大批出口密集型产品不再享受出口退税待遇或出口退税率降低，使得本来就获利空间不大的大量中小企业难以维持经营。2008 年 1 月起新劳动合同法的实施也加大了企业的用工成本。这些政策叠加在一起，无可避免地导致中国出口企业的出口成本上升。中国出口产品因为多属于劳动密集程度较高、技术含量不高的产品，在主要出口市场上面临其他发展中国家类似产品的竞争，

对市场价格的影响力非常有限，所以当出口成本硬性增加时，不少企业也就丧失了获利空间，难以存活。虽然 2008 年下半年以来人民币汇率趋于稳定，政府也陆续调高了出口退税率，但汇率仍然高于原先水平，用工成本无法降低，出口成本的降低也就非常有限。

就目前而言，中国企业面临着外需减少和出口成本提高的困境。比较而言，出口成本可以通过政策、技术改进等内生行为而降低，外部需求却是外生因素，取决于出口市场的经济表现，出口新订单的减少说明中国出口近期内的困难主要是外需减少而造成的，是难以规避的。

2. 政策建议

由于我国特殊的经济增长模式，国民经济增长和就业稳定在很大程度上依赖于出口的增长。虽然内需的重要性一再被强调，扩大内需的政策陆续出口，但中国经济体制固有的缺陷导致了在医疗体制改革上、在教育收费制度改革上、在农村土地改革上、养老保险体系改革上都会任重道远，严重制约着对一般消费品的需求发展。因此，出口仍是重要的经济增长的推动力量，政府有必要出台相应的政策力促其稳定增长。根据前面部分的分析，本文提出以下几点政策建议。

1) 稳定人民币汇率水平，避免人民币对主要货币的升值。由于人民币还不是可自由兑换货币，中国出口主要是以美元等外币计价。因此，人民币对外币的升值要么体现为出口商品交易价格的上升，导致中国出口商品价格优势的丧失；要么导致厂商压低出口价格以维持竞争力，但这么做的后果是获利空间的减少，企业难以存活。所以，在目前升值压力不大的情形下，应尽量保持人民币汇率水平的稳定，以避免压缩企业的存活空间。在长期，即使人民币面临的升值压力加大，在没有配套措施保障企业获利空间的情况下，人民币升值也应当慎行。

2) 继续回调出口退税率并扩大其覆盖范围，以降低企业的出口成本。中国人口众多的现实决定了中国在生产劳动密集型产品上具有比较优势，这也自然形成了出口行业里中小型劳动密集型厂商占多数的局面。这样的出口格局存在一些负面效果，比如附加值低、能耗高、污染环境、和易引起贸易纠纷等。也是由于这些原因，在积累了高额外汇储备的前提下，政府在 2006 年 9 月收窄了出口退税覆盖的范围并调低了部分产品的出口退税率，意图引导出口结构向高端产品转移。但是，产业结构的调整需要长期的努力，并且应当是在不损害现有产业生存基础上给高端行业提供更多的优惠政策，这样效率较高的企业自觉向高端行业转移以获取更大利润，效率较低的企业也能够现有的劳动密集型行业中存活，逐渐完成产业结构升级。然而，2006 年 9 月的硬性出口退税调整

增加了无力向高端行业转移的劳动密集型企业的出口成本，和其他种种负面冲击合在一起，使得大量劳动密集型企业难以生存。2008 年下半年以来，虽然部分出口退税率进行了回调，但范围还应扩大，回调的力度也应有所增加，才能在近期降低出口成本。

3) 在短期，可增加向出口型企业的政府采购以使企业维持运转。由于目前出口行业的困难主要是外需下降所致，只从供给层面采取措施无法取得良好效果。为了帮助企业渡过难关，政府在短期内可利用积极财政政策增加向出口型企业的采购，这样既起到增加内需的目的，又帮助企业维持正常的生产运转。

4) 在长期，应进一步致力于提高出口企业的技术革新能力，使得它们能够不断地提高出口产品的技术含量，增加产品的种类。只有这样才能一方面提高劳动效率，降低单位产品的劳动力成本，另一方面提高产品的质量和增加产品种类，从而减少与竞争产品的相似程度，实现产业的升级和出口结构的调整，减少受外部需求冲击的程度。

参考文献：

- Cheung, Y. W., 2003, "An Analysis of Hong Kong Export Performance," UC Santa Cruz Economics Working Paper, No. 547, June, <http://ssrn.com/abstract=424243>.
- Goldstein, M., and Khan, M. S., 1985. "Income and Price Effects in Foreign Trade," *Handbook of International Economics*, Vol.II, Chp.20, pp. 1041-1105.
- McKenzie, M. D., 1999, "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows," *Journal of Economic Survey*, 13, 71-106.
- IMF, World Economic Outlook, Financial Stress, Downturns, and Recoveries, October 2008, <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2008/02/index.htm>.
- Zhang, Yanhong, Chang, Hui S., and Gauger, Jean, 2006, "The Threshold Effect of Exchange Rate Volatility on Trade Volume: Evidence from G-7 Countries," *International Economic Journal*, 20(4), 461-476.

分报告 8:

全球金融动荡、新布雷顿体系与中国经济调整

内容摘要：由次贷危机引发的金融动荡对全球金融体系造成巨大冲击。危机期间除了各国所采取的“救市”政策之外，冲击过后的金融体系恢复则需要全球经济结构进行相应的调整。由于危机发生地的美国和受到危机冲击的欧洲以及亚洲地区在危机发生之前的世界经济、贸易体系中处于不同的地位，在危机之后全球金融体系调整过程中所扮演的角色不同，调整路径也有较大差异。本文的研究目的在于借鉴所谓的新布雷顿体系（Bretton Woods II）框架，简要分析金融动荡之后各地区经济政策调整可能的路径及其相互影响。

第一节 金融动荡之前的世界经济失衡格局及现状

在次贷危机引发的金融动荡爆发之前，全球经济已呈现出外部失衡状态。全球经济失衡最典型的特征是美国积累大规模的贸易逆差，并导致国外净资产为负值。与美国形成鲜明对比的是亚洲国家，特别是中国正在积累规模日益庞大的经常项目顺差。

（一）金融危机的世界经济背景

2000年之后全球经济的快速增长以及近年来持续扩大的全球经济失衡构成了本轮经济危机的宏观背景。Dooley、Folkerts 和 Garber（2003）用新布雷顿体系来对当前的全球经济和金融格局进行概括。所谓的新布雷顿体系并没有明确的官方协议，在该体系中，众多亚洲新兴和发展中国在亚洲金融危机之后相当长时间内保持本国货币兑美元基本稳定，同时采用低估本币的发展战略拉动本国经济增长，从而积累了大量对工业化国家，特别是对美国的贸易顺差。但是由于美国是世界上最大的经济体，欧洲和日本的经济规模和增长潜力尚不足以支撑欧元和日元取代美元世界货币的地位。因此，虽然美元并不与黄金挂钩，仍然成为新兴经济和发展中国家持有外汇储备的最主要形式。

1、美元低利率政策与全球资产价格泡沫

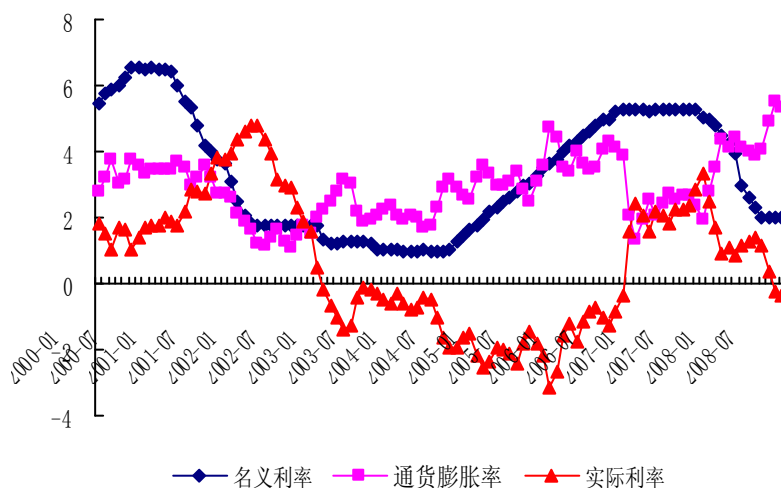


图1 美国名义利率和实际利率 (%)¹

2000 年之后，为了应对信息产业泡沫崩溃和 2001 年 9.11 事件爆发，美国

¹ 数据来源：数据来自 OECD 数据库，名义利率为联邦基金利率，真实利率根据上年同月名义利率与当月 CPI 同比增长率之差。

通过宽松的货币政策来刺激经济复苏。（图 1）显示美国名义利率自 2001 年年初以来大致可以分为 4 个阶段。从 2001 年年初到 2002 年，名义利率在一年时间内从 6% 的水平下降到不足 2%；其后接近三年的时间里名义利率保持在 2% 以下的低水平；2005 年年初之后名义利率开始上升，直到 2007 年下半年次贷危机爆发。实际利率自 2002 年年初也开始下降，并于 2002 年年底到 2006 年年底之间保持长达 4 年的负利率水平。虽然名义利率自 2004 年下半年开始上升，但由于通货膨胀在 2004 年至 2006 年初的温和上升导致负利率持续加剧。由次贷危机引发的金融危机爆发后，一般观点认为 2000 年之后美国持续宽松的货币政策虽然使得美国经济得以在较短时间内从信息技术泡沫中恢复，但是同时也是大致金融泡沫和全球资产价格上涨的重要原因之一。

2、区域性货币低估与经常项目顺差

在美国出现持续大规模经常项目逆差的同时，亚洲新兴和发展中国家却呈现出大规模的经常项目顺差。IMF（2008）发现近年来全球经常项目顺差的区域分布表现出显著的差异特征。特别是对于新兴和发展中国家而言，亚洲国家多呈现经常项目顺差，而东欧地区则多呈现经常项目逆差。

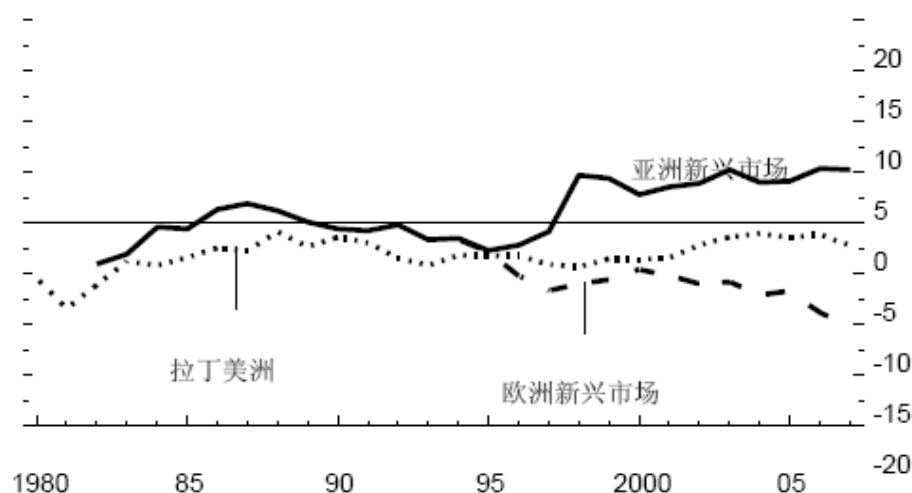


图 2 经常项目逆差占 GDP 的比例 (%)¹

2007 年亚洲新兴市场经济体平均经常账户顺差相当于 GDP 的大约 5%，而欧洲新兴市场经济体 2007 年的平均经常账户逆差相当于 GDP 的 10%，（见图 2）。虽然亚洲新兴市场经济体总体呈现顺差，但在其内部经常项目顺差的分布却存在较大差异：在亚洲金融危机之后较短时间内，韩国和亚洲小龙出现的较大规模经常账户顺差之外；而在 2003 之后，除了马来西亚和中国之外，亚洲各国经常账户顺差规模大幅下降，其中印度、巴基斯坦和越南等国已经呈现经

¹ 数据来源：国际货币基金组织《世界经济展望》（WEO），2008 年 10 月。

常项目逆差。

对比欧洲和亚洲经常项目的差异，可以为探讨全球经济失衡的原因提供更加深入的依据。IMF（2008）认为对于欧洲地区而言，导致经常项目逆差的原因在于欧洲一体化和金融自由化进程加速。对于亚洲地区而言，一方面在亚洲金融危机期间，由于相关国家外汇储备不足造成货币危机的教训依然记忆犹新，可能导致所谓的新“重商主义”；另一方面，这一地区大多数国家基本上保持兑美元的固定汇率制度。

（二）全球金融危机的影响

2007年美国次贷危机以来，全球经济面临着来自金融市场的冲击。由于美国是此次金融危机爆发的策源地，一种直观的看法认为美国在全球金融体系的地位或将衰弱，并可能导致新的金融体系的诞生。在该新金融体系中，美元的地位相对削弱，而欧元和日元等其他重要货币的地位相对提升，甚至可能存在某种货币能够取代美元的世界支付货币的地位。

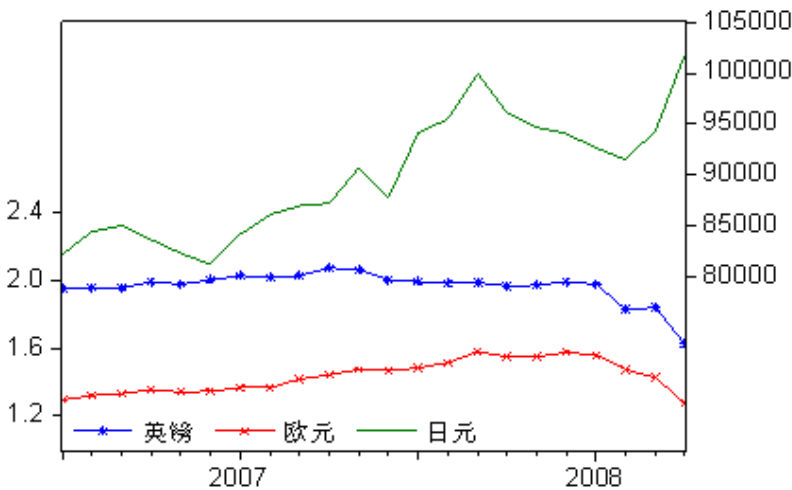


图3 次贷危机以来主要货币相对美元汇率¹

1、金融危机后主要货币币值变化

当金融危机爆发时，相对于金融资产的名义收益，投资者更关注金融资产的风险，因此国际资本往往会流向风险相对较小的国家和地区。(图3)显示2007年次贷危机以来各主要货币对美元的走势，在2008年之前，英镑相对于美元基本保持稳定，欧元则相对美元表相出温和上升趋势，2007年欧元相对美元升值13%；而日元在2007年也相对美元呈现升值状态，但在2008年上半年呈现贬值状态。然而2008年下半年全球金融危机显露之后，欧元和英镑并未如有人所

¹ 1单位货币兑换美元数额，其中日元为1千万日元兑换美元数额，该数据上升表示该货币相对美元升值。

预期的那样相对于美元走强，从而在全球金融体系内，部分替代美元的角色。

一般来说，金融危机的破坏程度首要取决于各国金融机构介入金融危机的程度。2008 年金融危机的直接原因是由于美国次贷危机爆发引起的，由于美国和欧洲的金融市场是高度一体化的，不仅美国金融机构深陷危机，欧洲众多的金融机构也深受金融危机重创。就目前的情况来看，由于欧洲金融机构在金融危机爆发之前持有大量事后被证明为不良资产的金融产品，当危机爆发后，欧洲金融机构甚至面临更加严重的冲击。而对于亚洲多数亚洲新兴经济而言，金融开放程度相对较低，持有的不良资产规模有限，因此所受的直接冲击相对最小。

其次，金融危机的时候破坏程度还取决于各国金融监管当局和政府在对金融危机时所采取的政策。由于欧元区没有统一的财政当局，同时欧洲中央银行无论是其所掌握的金融资源还是应对金融危机冲击的经验都无法与美联储相比。

第三，金融危机爆发往往伴随着货币价值的剧烈波动，而支撑货币价值稳定的最根本因素仍然是各国的实体经济。虽然各国的实体经济无疑会受到金融危机的冲击，但是各国经济增长前景、失业以及未来政府应对经济波动所采取的措施都是影响投资者关于各国货币未来价值的信心。

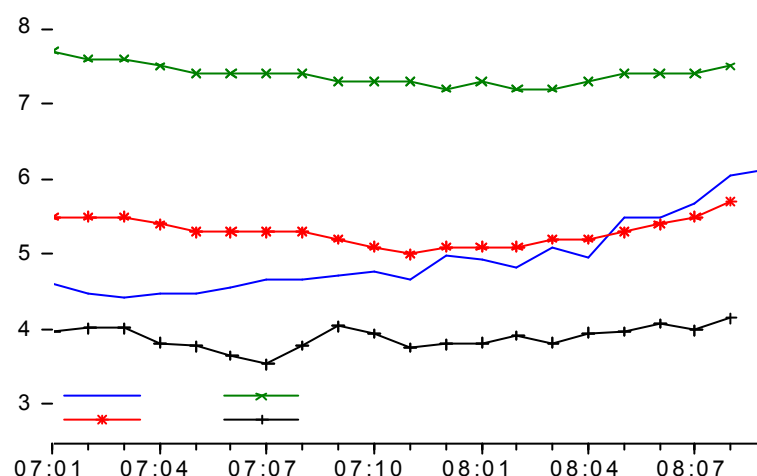


图4 次贷危机以来主要工业化国家失业率（经季节调整）

考察主要的工业化国家，可以发现次贷危机爆发以来，就业率指标上升表明各国的经济均遭受了实质性冲击。其中美国失业率在 2007 年年初以来一直呈现单边上涨趋势；英国和欧元区国家失业率在 2007 年呈现下降趋势，2008 年金融危机全面爆发以来呈现快速上涨，其中英国失业率在 2008 年 8 月份上升 0.5%，是 17 年来最大单月升幅。日本失业率则相对保持平稳。

通过上文的分析,我们发现美国次贷危机和整个金融危机爆发与全球持续多年的经济失衡有关,造成经济失衡的原因,既有美国货币政策失当;又有东亚国家货币低估的原因,因此次贷危机爆发有其必然的原因。金融危机导致全球经济受到实质性冲击,但是由于欧洲和日本经济实力、监管能力等一系列原因,使得美国在金融危机爆发后成为国际资本的避风港,而美元亦在金融危机爆发后呈现出逐渐走强的趋势。因此,本文判断尽管美国经济在金融危机中受到重创,但是目前尚没有一个国家和地区可以取代美国在国际资本市场上的地位,美元国际货币地位不仅没有削弱,甚至在危机中得到进一步巩固。

第二节 新布雷顿体系框架下的金融博弈

布雷顿森林体系产生于第二次世界大战之后,由于所谓的“特里芬难题”(Triffin dilemma)存在导致该国际金融体系具有内在不稳定性。从1958年到1971年,布雷顿体系共持续了14年。2005年之后,有经济学家陆续用“新布雷顿体系”(Bretton Woods II)来描述当前的国际金融体系。¹在该体系下,美国持有大量的经常项目逆差,而其他国家则通过出口拉动本国经济增长。为了给美国经常项目赤字融资,经常项目顺差国家中央银行购买了大量的美元和美元标价的金融资产。

(一) 新布雷顿体系框架下中心国家与外围国家

正如布雷顿体系具有自身的不稳定性一样,新布雷顿体系也可能是不稳定的。关于新布雷顿体系稳定性和可持续性问题有许多研究,例如Roubini和Setser(2005)认为,如果美国不采取措施减少其对外部资金的需求或者;或者其他国家不采取措施降低本国经济增长对美国需求的依赖程度,那么全球经济增长将出现硬着陆(hard landing)。当硬着陆发生时将会伴随着美元急剧贬值、美元长期利率快速上升以及包括股票和房地产在内的资产价格大幅度缩水。资产价格缩水导致美国经济增长放缓、外需下降并直接导致全球经济增长下降。Dooley、Folkerts和Garber早期的研究成果认为,由于亚洲新兴国家经济增长和就业对出口部门的依赖会促使这些国家继续对美融资,同时美国巨额双赤字短期内难以消除,因此新布雷顿体系可以在长期内稳定地继续下去。Dooley、Folkerts和Garber认为新布雷顿体系至少可以维持到中国城市化进程将农村剩余劳动力基本吸收,甚至“即使(中国)这一劳动力储备不复存在,印度也将以其庞大的劳动力供应成为美国的‘外围’”。²然而Dooley和Garber(2005)关于新布

¹ Dooley, Folkerts-Landau, and Garber (2003) 用复苏的布雷顿森林 (revived Bretton Woods system) 来描述 2000 年之后全球金融体系的特征。

² 白晓燕 (2008)。

雷顿体系的稳定性的观点有所变化,他们认为美元最终将不得不贬值以阻止外债无限积累,但认为调整会在若干年后以软着陆的方式进行。Dooley、Folkerts 和 Garber 之所以认为新布雷顿体系之所以会在中期存续的最根本原因是在这种制度安排下,无论“中心”国家还是“外围”国家都会受益。

（二）现有金融体系会解体吗？

在新布雷顿体系下,中心国家和外围国家之间的关系具有不对称性。在该体系中,外围国家通过干预外汇市场造成本币低估,一方面通过向中心国家出口拉动本国经济增长,另一方面积累大量外汇储备。在新布雷顿体系下,美元作为主要货币是纯粹意义上的信用货币,各国之所以持有美元是基于对美元价值的预期。

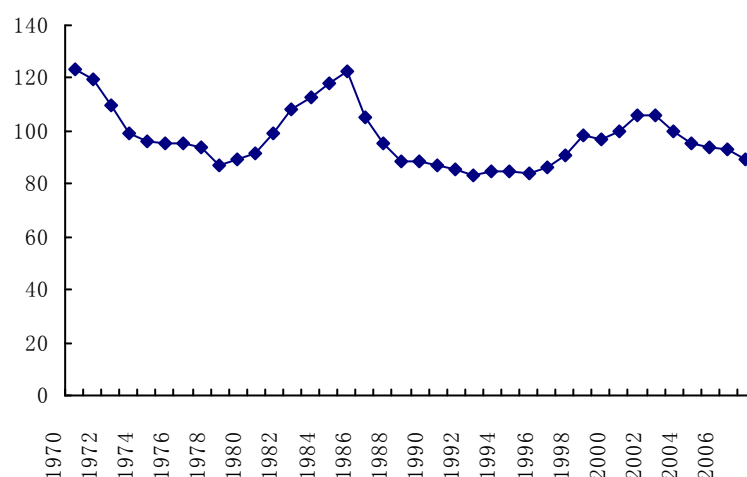


图5 美国实际有效汇率指数（2000年=100）

在金融危机中,以美元作为其主要外汇储备形式的国家会不会乘机放弃美元,或者是否有某种货币可以取代美元成为新的世界货币?是否放弃美元作为主要世界货币取决于此举的成本和收益。从收益角度,美元作为世界货币普遍被各国所接受,从铸币税的角度而言来看,由于货币不仅在本国流通,因此货币发行国可以通过铸币税获得大量的收益而不必然引发国内的通货膨胀问题。另一方面,由于美国主要的贸易顺差国,特别是中国和日本据持有大量外汇储备,美元贬值可能会造成各国所持有的美元资产大量缩水。从历史经验来看,布雷顿体系崩溃之后,由于美元对黄金的价格不再稳定,各国放弃兑美元的固定汇率,从而导致美元在整个1970年代呈现贬值趋势,从1970年以来到1979年美元实际有效汇率下降约30%。

（图6）考察了近年来各国所持有的外汇储备的增长状况,作为世界第二大经济体,欧元区拥有同一的货币,因此从整体上看,欧元区国家所持有的外汇储备相对较少,截止到2007年底为5113亿美元;日本近年来外汇储备增长

速度放缓，2007 年底也达到 9700 亿美元；中国由于持续的经常项目和资本项目双顺差导致外汇储备增长迅猛，2007 年年底超过 15000 亿美元。虽然目前尚不能准确估计各国外汇储备中美元资产所占的比例，但是可以肯定的是当美元汇率发生剧烈波动时，不可避免的会对各国国外资产的价值造成巨大损失。2005 年汇率制度改革以来人民币兑美元名义汇率持续下降，从 2005 年 7 月至 2008 年 8 月人民币对美元累计升值接近 20%。而美元实际有效汇率指数显示自 2005 年 7 月至 2008 年 9 月美元累计贬值 10%。以中国为例，宋国青（2008）估计中国外汇储备中，美元资产约占 70%，其余为欧元资产。根据上述数据，按照历史成本计算，2005 年 1 月份外汇储备资产名义累计盈利 9%，按照当时汇率计算约为 516 亿美元。人民币对美元升值导致按照本币计价的外汇储备资产快速缩水，2007 年初外汇储备资产的现值与历史成本基本持平。随着人民币进一步升值和外汇储备资产绝对规模的不断扩大，由此所造成的亏损可能相当可观，截至 2008 年 3 月按照即期汇率计算的净亏损已经累计达到 360 亿美元。如果在考虑到在此期间获得的利息，2005 年至 2007 年共获得投资收益约为 1300 亿美元。¹上述数据表明从 2005 年初至 2008 年 3 月，在获得投资收益约 1300 亿美元的情况下，由汇率变化所导致的外汇资产从名义净盈余 516 亿美元变为净亏损 360 亿美元，损失规模相当可观。

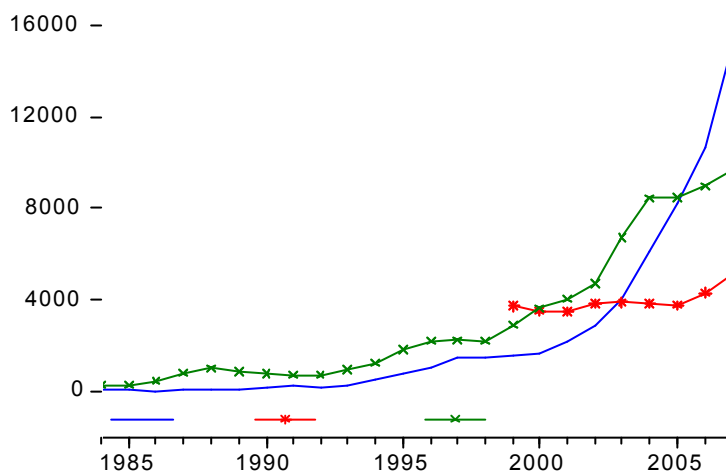


图 6 主要国家和地区的外汇储备（亿美元）²

在新布雷顿体系下，美元仍是世界货币，因此美联储并不存在资本金不足的问题。美联储注资的来源主要有两个，一是通过向国内增发货币；另外一个来源是向国际走资者举债。事实上，通过向国外投资者举债筹集资金，然后通过公开市场操作向金融体系注资是用国外投资者持有的美元置换国内金融机构

¹ 以 2006 年中国国外资产收益率为 4.1% 计算。

² 资料来源：OECD 数据库，其中欧元区外汇储备以欧元计价，本表数据根据欧元兑美元汇率计算。

所持有的债券。金融机构流动性增加的同时，并没有引起国内货币供给增加。在当前美国通货膨胀率上升的美景下，显然向国外投资者举债对于美联储更加有利。在外部资金短缺的背景下，美联储通过扩大货币供给向金融系统注入资本金，将会进一步导致美国通货膨胀上升，并导致未来较长时间内美元贬值。而美元贬值恰恰是大量持有美元储备国所以不愿意看到的。

通过上文分析，我们可以发现首先自金融危机爆发以来，除日元外，欧元和英镑等工业国家的货币并未如人们所预期的那样表现出相对于美元的强势升值。导致这一现象的原因主要在于金融危机期间欧洲的金融体系亦受到重创，甚至由于欧洲银行体系持有的不良资产的数额超过美国，导致流动性短缺现象相较美国更加严重。其次由于各国货币均为信用货币，无论经济实力还是宏观经济管理能力，欧洲、日本相对美国还有相当差距，因此短期内尚没有货币可以取代美元的地位。另一方面，美元贬值会造成以美元为外汇储备的国家国际资产损失，因此美国和美元资产持有国在危机中很可能通过国际金融合作，增加美元资产，减少其他币种的资产，从而保持美元世界货币的地位，相反欧元则有可能受到更加沉重的打击。

第三节 全球金融长期调整路径

从长期来看，全球经济需要对失衡状态进行调整；而短期内克服全球性金融危机需求要各国的金融合作。通过上文的分析，我们可以看到此次金融危机爆发固然是由于次级贷款危机直接引发的，但是背后最根本的原因还在于 2002 年以来全球经济结构失衡。因此全球经济要摆脱金融危机的冲击，除了短期的应对措施之外，从长期着眼，更需要对全球经济结构和金融体系进行调整。

由次贷危机引发的全球性金融危机是导致新布雷顿体系动荡的直接原因。然而早在次贷危机爆发之前，多数研究对新布雷顿体系的可持续性持怀疑态度。在当前世界经济失衡背景下，美国和东亚经济增长的模式具有不可持续性。事实上，在金融危机爆发之前，世界经济已经开始在主动调整。从宏观经济政策角度，矫正全球经济失衡的政策包括利率和汇率政策两方面。

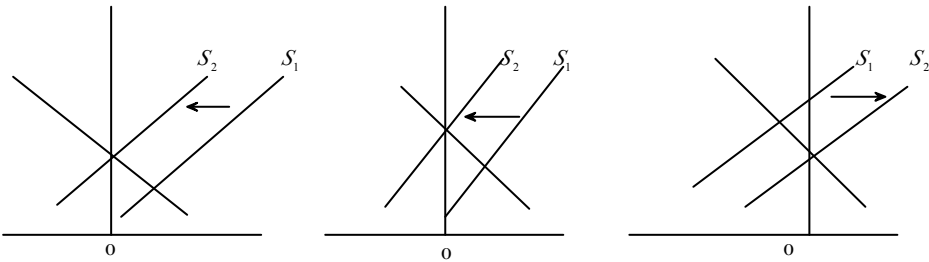


图6 经常项目调整过程中的利率动态调整

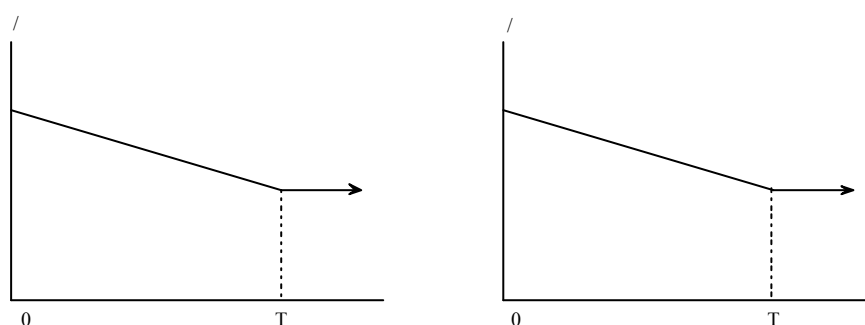


图7 汇率动态调整过程

理论上经常项目逆差等于国内储蓄与投资之差，而决定储蓄和投资的重要因素是实际利率。上文显示 2002 年至 2006 年美国实际利率长期为负可能与今后项目为负有关。长期内要矫正国际经常项目失衡，要求各国对利率进行调整。（图 6）显示经常项目调整过程中的利率动态调整，对于美国和欧洲国家而言，由于经常项目为逆差，储蓄小于投资，因此长期来看美国和欧洲地区将呈现上升趋势。而对于亚洲贸易顺差国家，经常项目为正，储蓄大于投资，因此从长期来看，该地区实际利率将上升。关于人民币是否升值问题，中国已经有长达 7 年时间的争论。尽管有观点认为单靠汇率调整并不能完全根除经济失衡状况，现有研究成果表明对中国而言，无论是出口贸易额还是贸易量都深受汇率影响。金融危机爆发充分说明现有全球经济失衡的不可持续性，因此从长期来看，要校正全球经济失衡仍然不能脱离汇率调整过程，人民币长期内仍然将对美元升值。

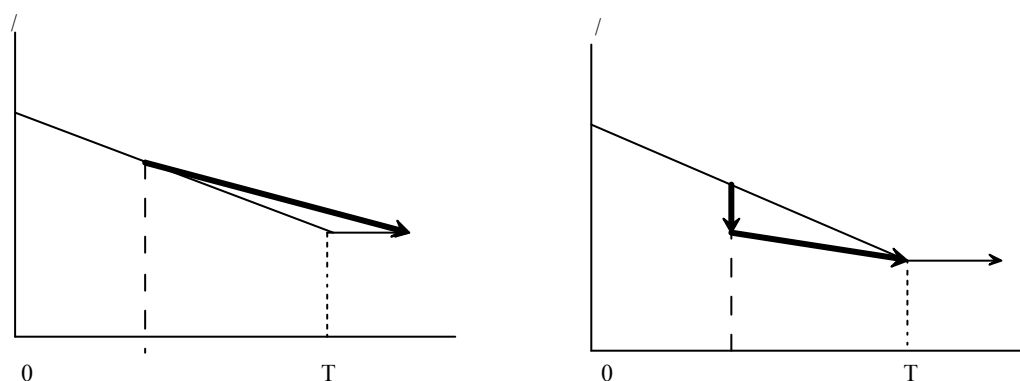


图8 汇率动态调整过程

在新布雷顿体系之下，由于各国中央银行持有大量美元资产，因此新布雷顿体系的稳定取决于各国中央的行为。对于“外围国家”而言，由于美元是该体系的核心货币，并且成为各国持有外汇储备的主要形式。当美元价值发生变

化时，各国在资产调整问题上面临典型的“囚徒困境”。从总体上来看，各国中央银行有激励保持美元资产价值稳定，美元贬值导致贸易顺差国国际资产缩水；但就单个国家而言，各国中央银行有动机将其国际资产多元化，从而达到资产保值的目的。金融危机会不会影响美元和欧元兑人民币的调整过程？金融危机爆发初期，曾有观点认为由于美国是危机爆发的中心，因此美元的地位可能因危机而削弱，相反欧元等其他货币可能因此走强。金融危机之后，由于欧洲金融机构购买大量不良资产、欧洲失业率上升等原因导致欧洲货币相对于美元贬值；欧元快速贬值长期内有利于校正经济失衡现象。同时各国通过金融合作保持美元地位，而欧元处于相对劣势地位，因此短期内美元相对稳定，欧元则可能呈现出较快的贬值。但长期内美元和欧元仍将相对于人民币贬值，不同的是，美元贬值的速度将会放缓，而欧元在经历了短期快速贬值后，也将以较慢的速度相对于人民币进行贬值。

第四节 中国经济的调整路径

早在金融危机发生之前，中国经济已经呈现过热状态并已经开始对宏观政策进行调整，主要体现在汇率、环保等政策的调整。金融危机过后，美国、欧洲对金融经济政策调整必将对中国经济产生影响。

（一）中国存在流动性逆转吗？

次贷危机和金融危机爆发使得全球从流动性过剩进入流动性短缺时期。再信用货币下，流动性的创造来源于货币的供给和需求。1997年亚洲金融危机导致东亚国家经济陷入紧缩，信贷渠道是金融市场冲击导致真实经济衰退的重要传导渠道之一。信贷渠道冲击包括两种类型，一种是由于商业银行体系缺少流动性使得货币供给不足从而导致宏观经济衰退；另一种类型则是由于家庭、厂商资本金不足，对贷款的偿还能力下降，从而导致宏观经济出现紧缩。

从目前的欧美国家的状况来看，流动性过剩现象在很大程度上是由于长期负利率和衍生品市场缺乏监管造成的。在金融危机的最初阶段由于商业银行等金融机构在危机之前持有大量不良资产，商业银行客户预期到资产风险上升在危机爆发前夕挤兑，同时金融监管机构拒绝对陷入流动性危机的金融机构注资，从而导致众多金融机构破产。因此众多金融机构虽然满足常规资本充足率的要求，也不能抵御挤兑冲击的影响。2008年3月份贝尔斯登的现金量一直维持在二百亿美元左右，然而破产之前流动性迅速消失。导致金融机构流动性消失的原因在于金融机构的对冲基金的客户预期到次贷市场的严重问题，对冲基金客户同时提款导致银行破产。金融危机的第二阶段，虽然各国金融监管对金融机

构注资，但是由于家庭和厂商在金融中资产缩水，债务余额上升，偿债能力下降，金融机构不愿放贷，从而导致信贷萎缩和经济衰退。

表 1 金融机构存款准备金率

2007 年 1 月 15 日	9.50%
2007 年 2 月 25 日	10%
2007 年 4 月 16 日	10.50%
2007 年 5 月 15 日	11%
2007 年 6 月 5 日	11.50%
2007 年 8 月 15 日	12%
2007 年 9 月 25 日	12.50%
2007 年 10 月 25 日	13%
2007 年 11 月 10 日	13.50%
2007 年 12 月 25 日	15%
2008 年 1 月 25 日	15%
2008 年 3 月 25 日	15.5%
2008 年 4 月 25 日	16.0%
除工商银行、农业银行、中国银行、建设银行、交通银行、邮政储蓄银行暂不下调外，其他存款类金融机构人民币存款准备金率下调 1 个百分点，汶川地震重灾区地方法人金融机构存款准备金率下调 2 个百分点。	
2008 年 9 月 25 日	下调存款准备金率 0.5%
2008 年 10 月 15 日	

中国状况与欧美国家状况具有显著区别。金融危机爆发之前，由于持续经常项目和资本项目顺差导致国内流动性过剩。为了抑制流动性过剩问题，政府持续采取紧缩性宏观政策，包括提高存款准备金利率，提高存贷款利率以及改革人民币汇率形成机制。自 2007 年只 2008 年月份，人民银行持续提高存款准备金率，冻结商业银行流动性。自 2008 年 9 月之后，两次降低存款准备金率，10 月份降低存款准备金 0.5%，以 2008 年 9 月存款余额 45.5 万亿计算，降低法定存款准备金率 0.5% 约为商业银行增加流动性 2300 亿。除此之外，2008 年 9 月末全部金融机构超额储备率为 2.07%，比 8 月末高 0.14 个百分点，45.5 万亿存款余额表明超额准备金约为 9100 亿。由此计算，目前商业银行可以用于发放贷款的流动性超过 1.1 万亿，商业银行体系流动性充足，并且通过调整法定存款准备金率中央银行增加金融机构流动性供给的空间仍然十分巨大。

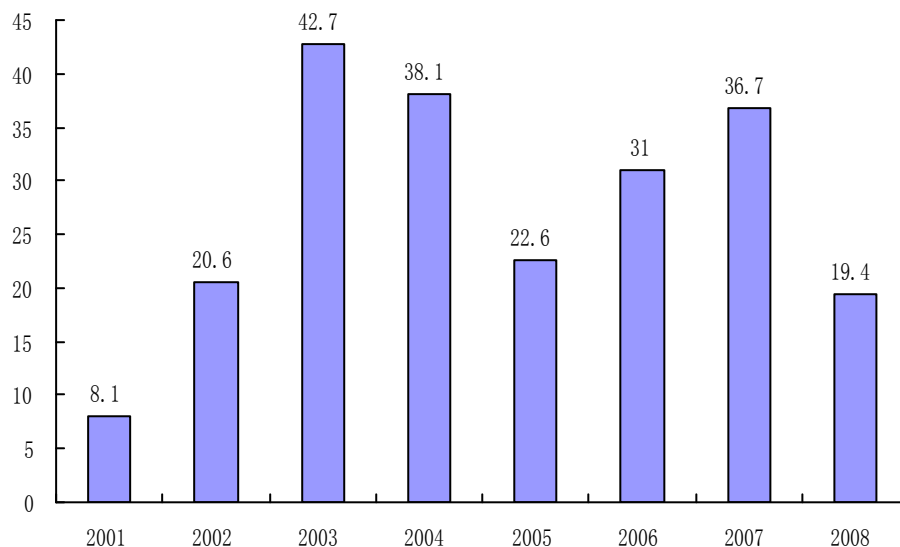


图8 各年工业企业累计利润同比增长率 (%) ¹

造成流动性供给短缺的原因还有可能来自于贷款需求一方，由于紧缩的宏观经济政策、人民币升值以及外部需求下降，导致国内企业利润下降，贷款需求和偿还债务能力也下降。根据中国人民银行2008年第3季度企业家调查显示，企业盈利能力比上一季度和去年同期分别下降了1.3和8.2个百分点。而从来看5000户监测企业数据来看，1-7月份累计实现利润总额4823亿元，同比增长7.61%，比去年同期则大幅下降33.4个百分点。导致工业企业利润增长下降的主要原因是石油加工炼焦业大幅亏损和电气热行业盈利显著下滑造成的，剔除这两大行业之后，其他行业利润同比增长了33.45%，比去年同期提高12.27个百分点。（图8）显示，自2003年中国结束通货紧缩状态以来工业企业利润增长率一直保持较高水平，2004年宏观调控等紧缩政策导致2005年利润增长率有所下降。截止到2008年8月份数据可以发现，2008年工业企业利润增长速度明显降低，不仅低于2005年的水平，甚至低于2002年通货紧缩期间时的水平。根据上述数据进行分析，我们可以发现我国目前并不存在欧美国家金融体系所存在的流动性短缺问题，造成经济增长率下降的原因主要来自于国内政策的调整和外部需求下降，企业利润下降可能会影响对贷款的需求以及银行贷款的供给。因此中国应对金融危机冲击的重点不在于增加金融机构的流动性，而是增强企业的盈利能力。

（二）长期前景，金融危机完全对中国不利吗？

¹ 其中2001-2002年为年底数，2007年为1-11月累计利润增长率，2008年为1-8月累计利润增长率。

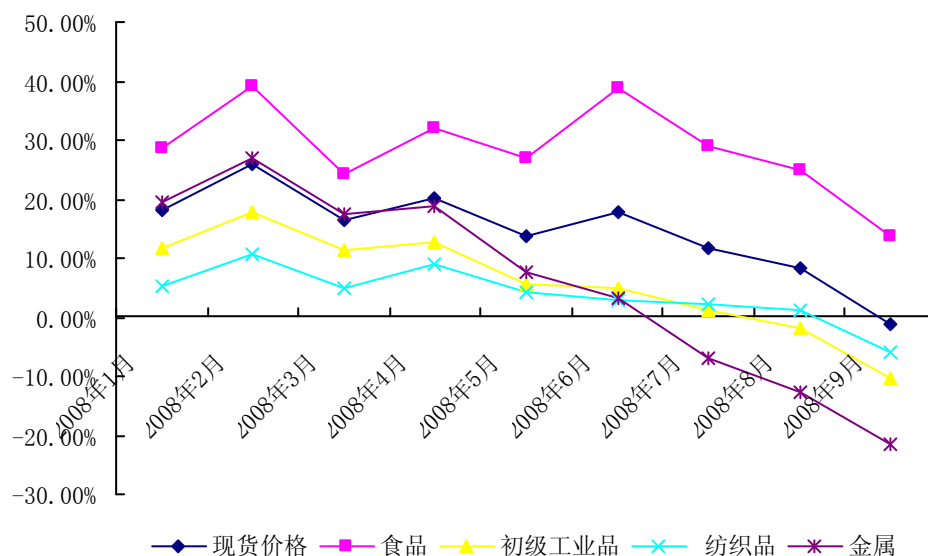


图9 CRB 数据变化情况

次贷和金融危机爆发以来导致欧美国家从流动性过剩转入流动性不足，伴随金融危机发生，全球大宗商品价格也出现了较大幅度的下降。(图9)显示CRB价格指数的变化情况，从2008年下半年以来，主要大宗商品价格增长率等呈现放缓趋势，9月份之后初级工业品、纺织品和金属等价格已经呈现出绝对下降趋势。

国际大宗商品价格下降通过两个渠道对中国经济产生影响。首先，国际大宗商品价格下降导致中国进口价格指数下降，进口价格下降本省也使得中国外汇储备的实际购买力增加。2008年9月份，经过季节调整后的货物进口价格指数比8月份下降10%，以该价格指数计算中国外汇储备收益约200亿美元。另一方面，中国经济快速增长对国际市场的原油、铁矿石等原材料依赖严重。原材料价格下降将导致进口价格下降和生产成本现将，长期来看有利于中国经济持续稳定增长。以石油价格为例，2008年7月世界石油价格每桶接近150美元，11月初的价格与7月份相比下降了50%左右，约合每吨价格下降500美元。2007年全年共进口原油16317万吨，如果每吨价格下降500美元，全年共节约815亿美元，从而可以在一定程度降低中国企业的生产成本。

小结

本文考察了次贷危机和金融危机背后的世界经济失衡背景。长期来看，世界经济失衡导致了美国大规模贸易逆差和亚洲国家经常项目顺差是金融危机的

根本原因，而美国国内经济政策失当是引发金融危机的直接原因。对比欧、美和日本等国家和地区经济增长状况、干预国际资本市场的能力，以及金融危机之前各国货币的地位，目前尚未有其他货币可以取代美元世界货币的地位。除此之外，由于众多国家持有大量美元资产，美元贬值将会导致各国国外资产损失，因此各国将合作维持美元国际地位稳定。新布雷顿体系将会在长期内进行渐进调整，而不会突然崩溃。

考察国际金融危机对中国的冲击，由于中国尚未开放资本市场，中国金融机构购买的国际金融机构资产数量有限，因此国际金融危机对中国金融体系的直接冲击有限。早在次贷和金融危机发生之前，中国政府已经开始着手对中国经济过热进行调整，包括紧缩的货币政策和人民币升值。外部冲击只是加剧了紧缩政策的效果，短期内会对中国总需求造成负面冲击，并对中国短期内的就业和经济增长造成影响；但是从长期供给角度来看，国际大宗产品价格下降将有利于中国经济的长期稳定增长。

参考文献：

Michael P. Dooley, David Folkerts-Landau, Peter Garber, “An Essay on the Revived Bretton Woods System”, NBER Working Paper No. 9971, 2003.

Nouriel Roubini, Brad Setser, “Will the Bretton Woods 2 Regime Unravel Soon? The Risk of a Hard Landing in 2005-2006”, Symposium on the “Revived Bretton Woods System: A New Paradigm for Asian Development?” organized by the Federal Reserve Bank of San Francisco and UC Berkeley, San Francisco, February, 2005.

分报告 9:

美国两次住宅金融危机比较

内容摘要：本文对美国上世纪 80 年代的储贷危机和 2007 年的次贷危机这两次住宅金融危机从发生的诱因、政府的干预、对金融市场影响的传导机制三个方面进行比较，在分析美国储贷危机对美国经济影响的基础上，研究了次贷危机对美国经济的影响。文章最后给出了本研究的主要结论。

长期以来，美国房地产业就作为促进美国经济增长的重要力量得到政府与金融业的支持，并对促进美国经济增长做出巨大贡献。为促进美国房地产业的发展，美国相应地发展了住宅金融创新，但先后两次重要的住宅金融创新均以失败告终，并对美国的金融与经济产生了巨大的负面影响。

一、美国储贷协会危机与次贷危机的基本情况

在 1933 年罗斯福实施“新政”后，美国政府通过偏袒性的扶持和庇护政策促进储蓄贷款协会的发展，形成了独具特色的美国房地产金融体系，促进了个人对住房的巨大有效需求，发展了房地产业，使其成为拉动美国经济增长的长期、稳定和巨大的经济力量。储蓄贷款协会是类似于银行的赢利性金融机构，通过吸收公众存款来借入资金，然后以贷款的方式把资金借出去。储贷会 70%以上的资产用于居民住房贷款。鉴于储贷会的政策重要性，1930 年以后美国政府制定了一系列的政策法规保护储贷会能稳定地为社会提供低成本的住房贷款。其中心目的是保证储贷会的偿付能力。如：储贷金融机构经营许可制，保证了储贷业的稳定性。美国国会从 1932 年起陆续出台了“联邦住房贷款银行法（1932）”、授权成立“联邦住房贷款银行”，充当储贷业的最后贷款人；“住房所有人贷款法（1933）”授权联邦住房贷款银行委员会审查批准成立储贷机构。“国家住房法（1934）授权成立联邦储贷保险公司”为储贷机构提供存款保险。这些措施从法律上和监管上保证了储贷协会机构的稳定运行。¹

美国住房次级贷款按揭的历史有三十多年，规模开始扩大的时间大约在 1990 年代中期，1995 年，全美大约为五十多万人提供了总共六百多亿美元的次级按揭贷款，到了 2006 年，次级按揭规模剧增至 1.5 万亿美元，占全部未付抵押债券的 15%，其中 6000 亿美元为 2006 年贷出的²。次级贷款针对次级客户发放，次级客户指的就是信用记录较差、收入也较低的客户群，2007 年大约有 600 万人。

与次级按揭业务同步发展的是次级债产品，即把贷款打包做成标准化的债券（MBS），不同的 MBS 被分割成不同的组合即债务抵押凭证（CDO，Collateralized Debt Obligation），并且不同还款概率的 CDO 有不同处置方式。这其实是按揭公司获取资金的方式——美国的按揭公司或银行不都是靠存款来发放贷款的，它们需要发行债券来融资。1970 年次级债只占次级住房按揭贷款的 1%，1980 年为 10%，2006 年后到 56%³。在 2007 年的与住房抵押有关的证券市场中，次级抵押债券(subprime)占 14%。美国与住房抵押贷款有关的证券是世界最大的固定收益品种之一，在 2007 年 1 月达到 5.8 万亿美元，在 2006 年中期，美国以外投资者持有约 8500 亿，占外国人持有美国证券的相当大比重。⁴

¹俞达，“从美国 70—90 年代的金融动荡中得到的经验及教训”，《国际金融研究》1999 年第 3 期

² Lessons from Subprime Turbulence ,By John Kiff and Paul Mills,IMF Monetary and Capital Markets Department, August 23, 2007.from IMF（国际货币基金组织）

³ Remarks by Chairman Ben S. Bernanke, At the Federal Reserve Bank of Kansas City's Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming, August 31, 2007 Housing, Housing Finance, and Monetary Policy, 来自美联储网站

⁴资料来源：CHAPTER I ASSESSING GLOBAL FINANCIAL RISKS; from ,www.IMF.org

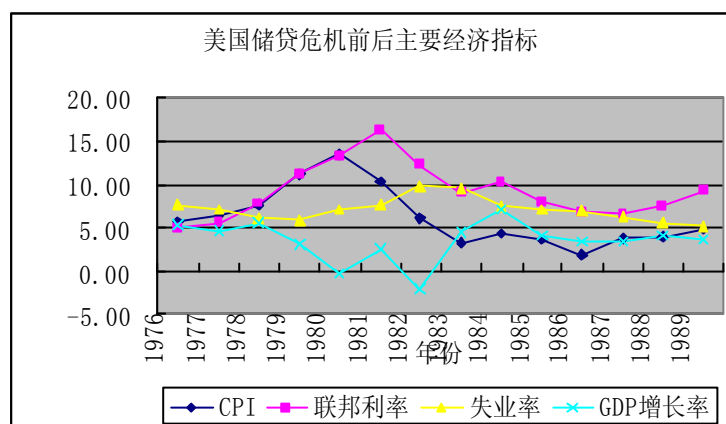
二、两次住宅金融危机的诱因比较

美国经济在上世纪 70 年代进入“滞胀”时期，在 70 年代末 80 年代初，美国经济处于“滞胀”高峰期（如图 1），这一时期的高利率使得储贷协会利率存贷差倒挂，这是储贷协会危机发生的内在原因，而美国国会对此采取的“头痛医脚”的应对政策是危机发生的外在原因。

1981 年，储蓄贷款协会的存款净流入为负数，收入在扣除利息和税金后也为负。为解决储贷协会的经营困难，从 1980 年始美国国会放松了对其业务的限制，储贷协会可以做一些传统商业银行的业务，这使得储贷协会大量进行投机经营（如图 1，此时为美国经济上升期）。但到了 1985-1986 年（如图 1，美国经济此时处于下行通道中），由于油价下跌引起西南部经济普遍衰退，储贷协会的投资无法收回，积压了大量资产以致破产，进而直接导致为其提供保险的联邦储贷保险公司的保险基金于 1987 年耗尽。由此导致美国在 80 年代

（1987 年大爆发），发生了自 30 年代大萧条以来最严重的以储蓄贷款协会为中心的银行业危机。¹

图 1 美国储贷协会危机前后主要经济指标²



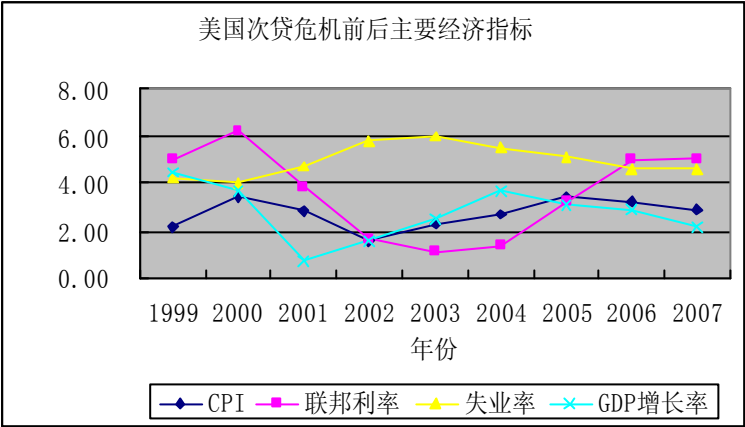
2007 年的美国次贷危机，本质上是 2000 年由美国网络泡沫引致的经济危机被掩盖后的再次爆发。在 2000 年美国网络股泡沫破灭后，美国经济增长率由 4% 以上降低到 1% 以下，为防止经济衰退，美联储连续十余次大幅降息（如图 2），从 2001 年 1 月开始的短短两年半时间，美国联邦基金利率从 6.5% 下调到了 1%。超低利率刺激了美国消费市场，房地产价格不断上升，借贷机构大量向低信用客户发放贷款。但是当流动性过剩带来通货膨胀压力之后，美国在 2004 年 6 月以后变更了利率政策，将方向转到缩小流动性上。在截至 2006 年 6 月的两年时

¹ 萨奇，宗良，黄金老，“美国解决储贷协会危机中各类中介机构行为之研究”《国际金融研究》1998 年第 11 期

² 本文的数据如非特别说明，均来自美国经济评价局官网：www.bea.gov

间里，美联储连续 17 次提息，将联邦基金利率从 1%提升到 5.25%(如图 2)。利率大幅攀升加重了购房者的还贷负担。而且，自 2006 年二季度以来，美国住房市场开始大幅降温。随着住房价格下跌，购房者难以将房屋出售或者通过抵押获得融资。受此影响，很多次级抵押贷款市场的借款人无法按期偿还借款，2007 年 4 月新世纪金融(New Century Financial Corp)申请破产保护，次级抵押贷款市场危机开始显现。

图 2 美国次贷危机前后主要经济指标



三、两次住宅金融危机政府干预比较

美国储贷协会的问题自 1984 年开始出现后,基本上是由授权联邦住房贷款银行和联邦储贷保险公司来进行处理的,但联邦储贷保险公司急需补充资金来弥补资金缺口,而国会却不愿冒加大赤字的风险,在申请被拖延了一年多之后的 1987 年,美国国会才勉强通过《金融业公平竞争法》,部分地解决其资金问题。1988 年有问题的储贷机构数增加到 243 家,有问题的资产金额达 743 亿美元,三分之一的储贷会会员亏损。1989 年 2 月 6 日,老布什总统宣布了他的拯救计划,尽管情况非常紧迫,国会却用了近六个月时间才通过了《金融机构改革、复兴及实施法案 FIREA》,法案授权增加 500 亿美元借款用以清理有问题的机构。

在储贷协会近十年的危机中,储贷主管机关首先认识到问题的严重,并采取了一系列措施整顿储贷行业,但国会的态度犹豫不决,一拖再拖,迟迟不愿承认问题的严重性并不愿承担其对存款人的责任,以至延误了时机,最终造成 1600 亿美元的损失。¹

¹俞达,“从美国70—90年代的金融动荡中得到的经验及教训”,《国际金融研究》1999年第3期

美国次贷危机出现后，美国政府较快采取了积极的干预措施：

一是在危机刚开始时，不断向市场提供流动性，如从 2007 年 8 月 10 日至 8 月 20 日，向金融系统注资 940 亿美元。2007 年 9 月 18 日美联储即开始降低联邦基金利率（由原来的 5.25% 降为 4.75%），至 2008 年 10 月 8 日，该利率已降至 1.5%。

二是直接干预股市，美联储 2007 年 8 月 17 日宣布，将贴现率降低 0.5 个百分点，即从 6.25% 降到 5.75%，直接干预股市，致使当时美欧股市大涨。2008 年 9 月雷曼公司破产后，纽约交易所一度禁止投资者做空金融股。

三是对部分金融机构实施国有化，如 2008 年 9 月 7 日美国政府将抵押贷款巨头房利美(Fannie Mae)和房地美(Freddie Mac)收归国有，“两房”拥有或担保着近半数总额高达 12 万亿美元的美国房屋抵押贷款债务。

四是收购金融机构不良资产，在 2008 年 10 月 15 日雷曼兄弟公司倒闭后，美国政府迅速提出 7000 亿美元收购银行不良资产计划，并很快得到国会的批准。

表 1 次贷危机以来美国联邦储备委员会降息

时间	增加基点	减少基点	利率水平 (%)
2008.10.8		50	1.5
2008.4.30		25	2
2008.3.18		75	2.25
2008.1.30		50	3
2008.1.22		75	3.5
2007.12.11		25	4.25
2007.10.31		25	4.5
2007.9.18		50	4.75
2006.6.29	25		5.25

注：资料来源，美国联邦储备委员会官网 <http://www.federalreserve.gov/fomc/fundsrate.htm>

四、两次住宅金融危机对金融市场影响的传导机制比较

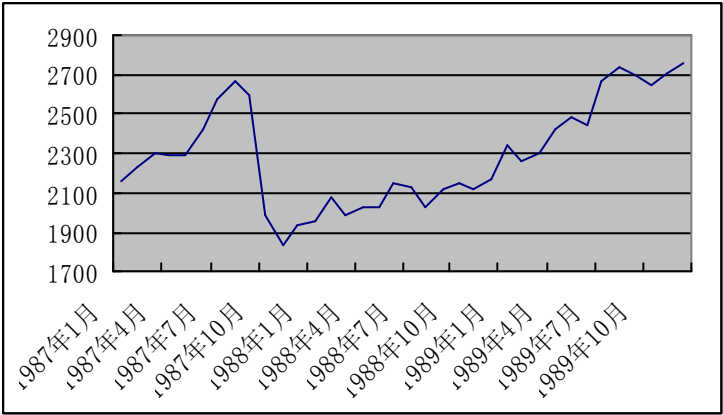
储贷协会危机由于只有一次杠杆(房贷银行的杠杆), 因此对金融业的影响主要是在美国银行业中。1980 至 1994 年间, 美国共有 1295 家储贷协会倒闭, 倒闭率 35.75%, 倒闭储蓄贷款协会资产总额 6212 亿美元, 占全部储蓄贷款协会资产总额的 41.36%, 美国政府为处理储贷协会危机付出了 1600 亿美元的代价。¹

另外, 储贷协会危机在 1987 年的大爆发也是美国 1987 年股灾的一个重要

¹陈志英, 美国处理储贷协会危机的经验教训及借鉴, 《南方金融》2001.4

原因，这次股灾也造成了全球的股灾。不过储贷协会危机对证券市场影响的传导机制是间接的。

图 3 1987-1989 年美国道·琼斯指数月收盘价走势图



注：数据来源：www.yahoo.com.cn网

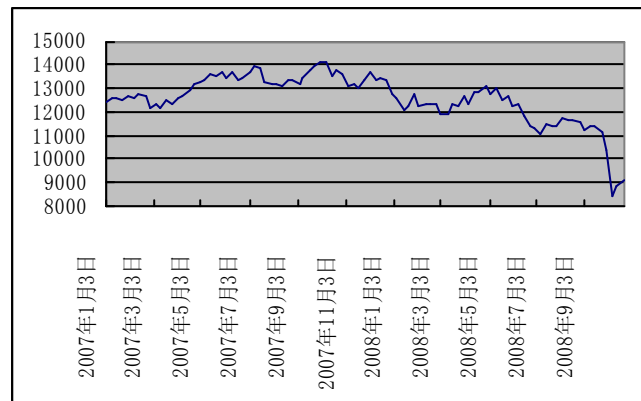
相比储贷协会危机，次贷危机发生的金融背景有很大的差异：金融市场全球化与自由化程度更高，金融衍生工具多样性、复杂性、金融杠杆多重化。这使得次贷危机对金融市场的影响更大，传导机制更为复杂。美国次贷危机对金融市场影响的影响主要有：¹

1、美国次贷危机对各金融市场的影响

虽然房地产市场的降温主要影响次级抵押贷款以及为其提供支持的证券，但其与各种证券的关联性给更广泛的资产市场带来动荡。一是非次级贷款部门的信用风险出现；二是广泛的结构金融产品市场恶化；三是其他的消费者信贷市场恶化，信用卡支付违约率上升；四是对美国股市的影响，由最初的流动性不足导致金融机构要求投资者追加保证金，并会引发新一轮投资者抛售相关股票，并对美元资产组合进行调整，到最近的全球股票市场恐慌性暴跌。五是对美国货币市场的影响，美国在 2006 年有 8480 亿美元的财政赤字，约占 GDP 的 6.4%，需要大规模的跨境净资本流入，这些资本流入主要来自于对美国固定收益债券的需求。在该类债券需求中，公司债券（包括 MBS 和 CDOs）需求最大。在当前国际收支巨大不平衡的情况下，如美联储为应对次贷危机，增加金融市场流动性而降息，导致相对利率的不平衡或其他情况发生时，资本净流入或者汇率会产生很大变化。

¹ 该分析部分地参考了“[IMF Global Financial Stability Report, April 2007 Chapter 1. Assessing Global Financial Risks](http://www.IMF.org)”from ,www.IMF.org

道·琼斯工业指数 2007 年 1 月-2008 年 10 月 22 走势



注：数据来源：www.yahoo.com.cn网

2、美国次贷危机对市场参与者的影响

各种市场参与者也因次贷危机面临着不同的风险与损失。

一是抵押放贷商、服务商和保险公司的风险：由于低进入门槛，小的、没有经验的、为追求利润的次级抵押贷款放贷商已经破产或正面临破产。服务商（负责收集月抵押支付、维护准确的支付记录与财务平衡、纳税和为借款者行为支付保险金）和保险公司也面临重大损失。

二是银行风险：虽然 70%的次级抵押贷款由专门的抵押公司放贷，但一方面有些银行参与了 CDOs 的投资、发行与证券化，在次贷危机中受到损失；另一方面，有些投资银行收购了一些小的次级抵押贷款公司，这已经导致预想不到的损失。从目前已经发生的情况来看，市场流动性危机已经转化为银行的偿付性危机，并且已经蔓延到欧洲等地的金融市场与分行。

三是海外投资者和对冲基金风险：海外投资者和对冲基金由于不允许直接投资 ABS，因此，他们转向投资风险更高的 CDOs 结构金融产品，这使他们受到相当大的损失。

目前主要银行自己也设立了对冲基金或收购对冲基金股权，大多数银行也采取了与对冲基金相同的策略。与此同时，共同基金也越来越采用对冲基金的投资技巧。对冲基金的高杠杆特性使其在次贷危机中更容易受到损失。危机出现后，对冲基金的风险被迅速放大。

四是次贷危机对杠杆债券和收购（LBO）的影响：¹

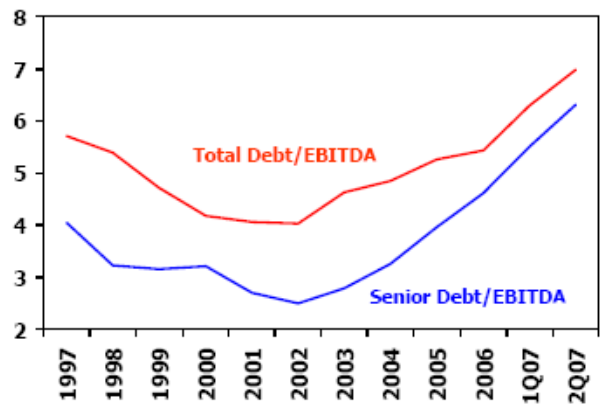
近年来金融市场的最亮点就是大规模上升的私募基金杠杆收购（LBO），本次 LBO 收购浪潮的规模和杠杆放大倍数远远超过 80 年代。近年的 LBO 是通

¹FINANCIAL MARKET UPDATE, July 2007, Monetary and Capital markets Department, Global Markets Monitoring and Analysis Division, IMF

过发行杠杆债券完成的。2006 年全球并购金额达 3.6 万亿美元，LBO 平均规模从 80 年代的 4 亿美元增加到 13 亿美元，美国 LBO 的杠杆化比率：债务/EBITDA（EBITDA 为息前、税前、折旧与摊销前的收入）由 2000 年的 3.5 倍增到 2006 年的 5.1 倍（见图 5）。这次 LBO 浪潮的融资是通过杠杆债券（比基准利率 LIBOR 高 150 个基点的债务）实现的。抵押债券（collateralized loan obligation(CLO)）市场的膨胀极大地扩大了这些债券的投资者基础，机构放贷者大大超过了银行。

次贷危机对这些杠杆债券构成很大的风险。高债务杠杆和特大规模的收购加重了被收购企业的债务负担，一旦次贷危机导致经济波动，会导致杠杆债务偿还违约的出现，并对债券市场产生更广泛的影响，在并购中过桥融资的银行团和为发行杠杆债券提供担保的银行在市场流动性出现问题时会面临巨大的损失。次贷危机会导致 LBO 规模和数量的减少，股市上升也失去一个重大题材，在一定程度上也给股市带来负面影响。

图 5 私募基金 LBO 案例的债务比率
(EBITDA 现金流≥5000 万美元的美国案例)



注：EBITDA 为息前、税前、折旧与摊销前的收入

目前，各国政府和央行正在积极地干预市场。但是，他们也面临两难选择：帮助在灾难发生前参与赌博的投资者和投机者，会鼓励金融市场道德风险的进一步增大。

五、两次住宅金融危机对美国经济的影响比较

美国住宅金融危机通过两种机制对美国经济产生影响，一是住宅金融危机直接影响美国房地产业的投资进而影响美国的经济增长；二是通过对金融市场的影响间接地影响美国经济。

从近几年美国经济各部门对美国经济增长的贡献率来看，目前主导美国经

济的是美国的个人消费支出，该指标对美国经济增长率的贡献从上世纪 80、90 年代的 70%左右上升到近 7 年的 88%，私人部门投资从 90 年代的近 30%下降到近 7 年的 8%，政府部门的消费与投资贡献则从 90 年代的 7.81%上升到近年的 16.53%（见表 2）。

表 2 美国各部门对经济增长率的贡献

	80 年代		90 年代		2000-2007 年	
	贡献点数	贡献率(%)	贡献点数	贡献率(%)	贡献点数	贡献率(%)
算术平均 GDP 增长率	3.07		3.11		2.49	
个人消费支出	2.13	69.41	2.18	70.23	2.19	88.04
私人部门投资	0.43	13.84	0.92	29.65	0.2	8.09
产品和服务净出口	-0.12	-3.94	-0.25	-7.91	-0.32	-12.66
政府消费与投资	0.64	20.78	0.24	7.81	0.41	16.53

注:1、资料来源 <http://www.bea.gov/national/nipaweb/Index.asp>, Table 1.1.2. Contributions to Percent Change in Real Gross Domestic Product

2、个人消费支出、国内私人部门投资、产品和服务净出口、政府消费与投资的贡献点数之和等于 GDP 增长率（按 2000 年不变价）

1、美国住宅业对美国投资与经济增长的影响分析

1929-2007 年美国私人部门住宅业投资增速与美国私人部门投资增速的相关系数高达 0.80，两次住宅金融危机期间（1980-2007），私人部门住宅业投资增速、私人部门投资增速与美国 GDP 增长率的相关系数分别为 0.63、0.88。私人部门住宅投资占私人部门投资比例从 1929 年的不到 5%，上升到 2005 年的 41.08%，然后降到 2006 年的 39.58%和 2007 年的 34.82%。

1980-2007年美国私人部门住宅业投资增速与美国经济增长率的回归关系为：

$$\text{GDP增长率}=2.349661+0.092202*\text{住宅业投资增速}$$

$$\text{标准差: } 0.296986 \quad 0.021928$$

$$t \text{ 统计值: } 7.911679 \quad 4.204807$$

$$R^2=0.404767 \text{ (调整的 } R^2=0.381874), S.E.=1.399407, D-W=1.394992$$

图 6 1929-2007 年美国私人部门住宅投资占私人部门投资比例图

从1980年至2007年美国住宅投资与固定资产投资及经济增长的数据来看,固定资产投资增速与住房投资增速有一定的关联性,其相关系数为0.50(以1980年至2007数据计算),固定资产投资增速与GDP增长率的相关系数为0.69,住房投资增速与GDP增长率的相关系数为0.22。

国外计量经济学家研究表明¹,美国在1960年至1990年期间,除了1970年的衰退外,经济衰退与房地产业的萧条具有时间一致性,住房投资的下降占了实际GDP下降的40%。在1970的例外中,房地产业的大幅下降先于正式的衰退。这一结论也支持了笔者上述对美国1980年至2007年美国房地产业与经济增长之间关系的分析。

2、美国消费信贷对私人部门消费的影响分析

自60年代以来,美国消费信贷对美国私人部门消费影响一直比较大(如图7),1944-2007年美国消费信贷增长率与消费增长率相关系数为0.72,两者回归关系如下:

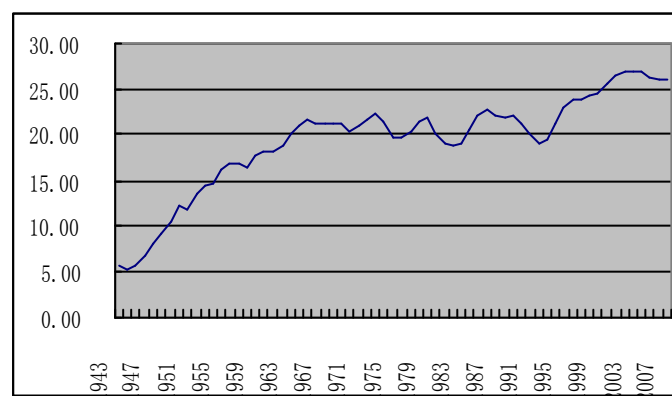
$$\text{消费增长率} = 2.519762 + 0.189569 * \text{消费信贷增长率}$$

$$\text{标准差: } 0.224285 \quad 0.022971$$

$$t \text{ 统计值: } 11.23465 \quad 8.252565$$

$$R^2 = 0.523461 \text{ (调整的 } R^2 = 0.515775), S.E. = 1.396908, D-W = 1.512491$$

图7 美国消费信贷占美国消费比重(1943-2007)



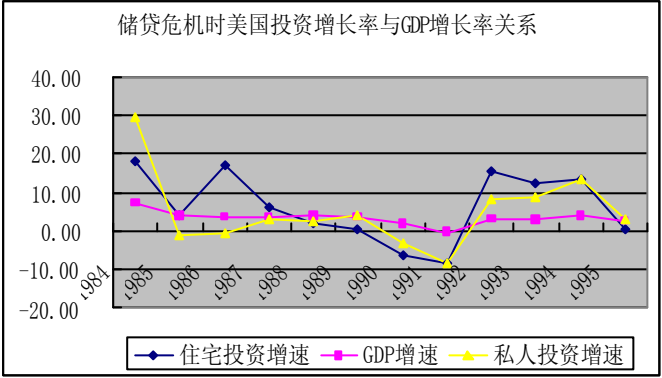
注:消费信贷数据来自于美联储官网,按当时价计算。

3、储贷危机对美国经济的影响

¹ Remarks by Chairman Ben S. Bernanke, At the Federal Reserve Bank of Kansas City's Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming, August 31, 2007 Housing, Housing Finance, and Monetary Policy, 来自美联储网站

储蓄贷款协会危机使美国私人部门住宅投资增速、私人部门投资增速、GDP 增长率从 1984 年的 18.14%、29.46%、7.2% 降至 1991 年的-8.14%、-8.42%、0.2%。私人部门住宅投资增速、私人部门投资增速和 GDP 增长率在 1991 年到达最低点（如图 8）。

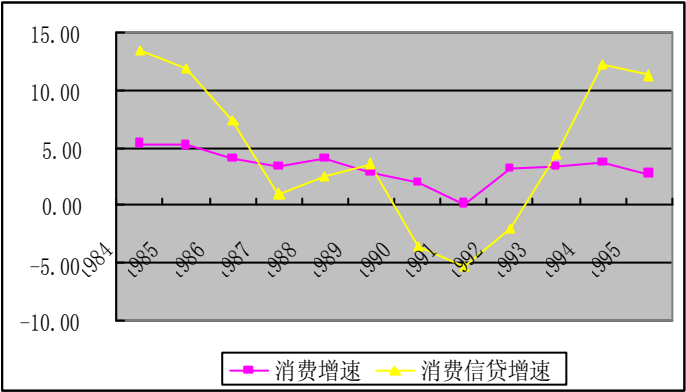
图 8 储贷危机下美国住宅投资增速与 GDP 增速关系



储贷危机时期,美国的私人消费信贷增长率从 1984 年的 13.45% 下降到 1991 年的-5.26%, 同期美国消费增长率从 5.31% 下降到 0.17%（如图 9）。

由此可见,美国储蓄贷款协会危机通过私人部门投资衰退和消费信贷下降,使得美国私人部门投资和消费大幅下降,并使美国经济增长大幅放缓。

图 9 美国储贷危机前后消费信贷与消费关系



储贷危机于 1984 年开始出现后,美国出口增长波动比较大,但不存在明显的方向,而进口增长率却存在 7 年的下降趋势,到 1991 年后进口增长率才加快,这也表明在当时美国消费增长对 GDP 增长的贡献率在 70%左右下,储贷危机使得美国进口增长率存在下降的趋势。同期美国对三个主要贸易伙伴的进口增速也大幅下降。（见表 3）

表 3 储贷危机下美国进出口增长率及对三个主要贸易伙伴进口增长率
(以 2000 年不变价计算)

	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
出口	-7.41	4.46	-5.28	1.65	7.95	22.96	7.24	2.11	2.56	3.04	0.96	7.24
进口	5.20	18.50	-1.87	7.09	7.18	4.84	1.92	-1.01	-5.47	6.05	6.71	10.55
欧盟	4.73	21.02	4.51	16.43	5.84	1.47	3.35	0.79	-10.24	6.46	5.07	7.28
加拿大	10.32	17.33	0.21	-2.50	1.77	10.44	1.43	-1.76	-4.15	5.24	8.87	13.02
日本	11.46	33.14	5.20	20.87	0.93	2.00	-0.61	-8.34	-2.05	2.47	6.95	8.26

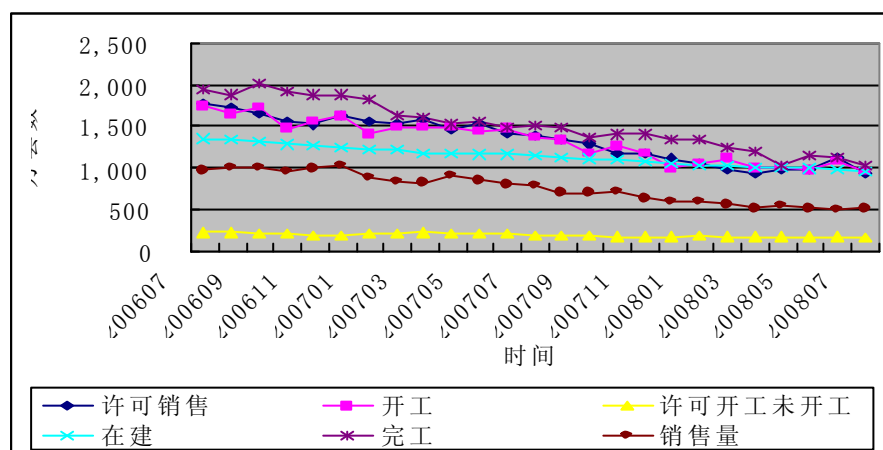
4、次贷危机对美国的影响

(1) 对美国住宅投资的影响

美国次贷危机发生后，住房抵押资产价格进一步下降，在抵押公司破产的情况下，抵押资产被收回并被拍卖，房价进一步下跌，很多机构正陷入螺旋式下降的困境。房贷违约现象已扩散到优良信用客户，引发信用危机。美国新房建设的速度持续下降，房价持续下跌，美国次贷危机已经引起住宅投资快速下降。

从近一年美国住房建设的情况来看（见图 10），美国住房建筑许可在 2008 年 7 月与上年同比下降 29.6%，开工同比下降 18.21%，在建的下降 16.52%，完工的下降 31.68%，销售量同比下降 35.5%。

图 10 美国 2006 年 7 月至 2008 年 7 月住房建设与销售情况（百万套）



资料来源：美国人口统计局网 www.census.gov

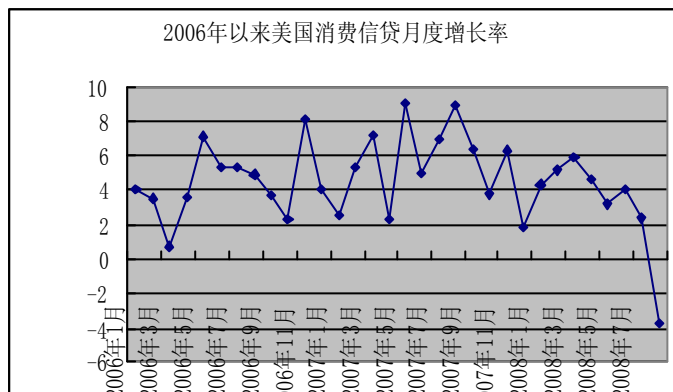
从历史数据来看，美国住宅业投资增长率与 GDP 增长率相关系数达 0.63，次贷危机通过影响美国房地产投资这一途径影响私人部门投资、进而影响美国经济。但从近几年的情况来看，美国私人部门投资对美国经济增长的贡献已经从上世纪 90 年代的 30% 左右下降到 21 世纪的 8% 左右。所以，与储贷危机不同的是，虽然美国次贷危机会严重影响美国房地产投资和私人部门投资，但这一影响途径对美国经济增长的直接影响力将比较小。

（2）对美国消费的影响

次贷危机对美国的影响将主要集中在美国消费的下降方面。次贷危机通过金融市场陷入流动性危机以二种途径影响消费：直接影响消费信贷（美联储）；通过财富效应降低消费。

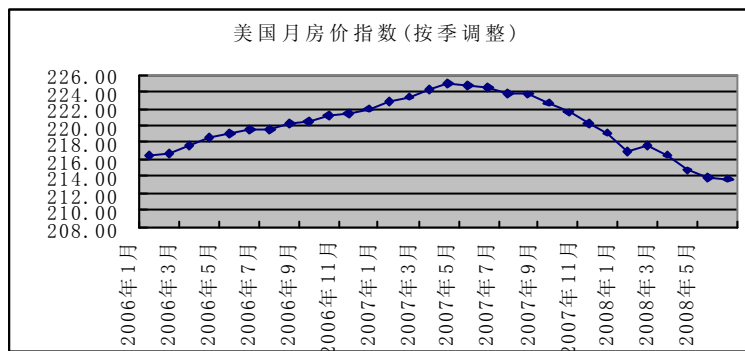
从消费信贷方面的情况看，从 2007 年 8 月至 2008 年 8 月消费信贷增长率从 8.9% 下降到 -3.7，已经变成负增长（见图 11）。

图 11 次贷危机下美国消费信贷增长率大幅下降



注：消费信贷数据来源于美联储官方网。

图 12 次贷危机发生前后美国房价指数变化 (2006.1-2008.6)



注: 资料来源: http://www.ofheo.gov/media/hpi/MonthlyIndex_to_1991.xls,
以 1991.1.1 房价指数为 100。

次贷危机导致美国及全球股市、房价大跌（见图 4、图 12），股市及房市的财富效应将较大地影响私人消费支出。Ricardo M. Sousa¹用 1953 年 1 季度至 2001 年 4 季度的数据分析消费与财富的长期关系：股票市场 1 美元的额外财富引致 3.7 美分的个人消费，直接持有股票时 1 美元的增加财富引致 5.8 美分的个人消费，间接持有股票时 1 美元的财富增加引致 1.7 美分的个人消费。

¹ Property of stocks and wealth effects on consumption, Ricardo M.Sousa 2003.5, *NIPE Working Paper No. 2/2003*

Alexander Ludwig and Torsen Slok¹用 16 个 OECD 国家的数据研究股价与房价对消费的不同影响,研究表明,1、股票市场财富对私人消费有重要的长期影响。2、收入、股价和房价对消费有显著的短期调整,即,消费调整与其长期调整有延迟性,恢复长期均衡半个调整过程大约是 5 个季度,3、股价变化对消费的影响在以市场为基础的金融系统中比以银行为基础的金融系统更大一些,4、按 80 年代和 90 年代分析样本数据表明,以市场为基础的金融系统国家和以银行为基础的金融系统国家对股价和房价的消费反应越来越强了。5、房价对消费的影响不明确,但财富效应变得越来越重要了,1985-2000 年期间的样本表明,房价对消费的影响是显著正相关的,在以市场为基础的金融系统中,房价对消费影响的弹性是股价对消费影响的弹性的两倍。

(3) 次贷危机对美国进出口的影响

以 1970-2007 年²数据分析,美国私人投资增长率与出口增长率的相关系数为 0.21。这表明,次贷危机下,美国私人投资增速下降对美国出口增速的影响较小。但美国私人消费增长率与进口增长率的相关系数为 0.76,美国进口增长率与私人消费增长率的回归关系为:进口增速=-4.184250+3.172147*私人消费增速

标准差: 1.674709 0.455953

t 统计值: -2.498494 6.957176

$R^2=0.573471$ (调整的 $R^2=0.561623$), S.E.= 4.412789,D-W=2.488246

以上的回归分析表明,次贷危机将通过美国私人消费增速的下降极大地影响美国的进口,这会对与美国相对应的贸易顺差国经济产生较大的影响。美国私人消费增速下降 1 个百分点,将使进口增速下降约 3 个百分点。

从 2007 年美国对主要国家的进口与贸易逆差情况来看,美国的进口主要来自欧盟、拉美、中国、加拿大和日本,贸易逆差国主要为中国、欧盟、拉美、日本和加拿大。这表明美国次贷危机也会对中国、欧盟、拉美和日本等国家造成比较大的负面经济影响。

表 4 2007 年美国对主要地区与国家的进口与净出口情况

单位: 百万美元 (按当时价) %

	进口额	比例	净出口额	比例 (%)
合计	1967853		-819373	
欧盟	356180	18.10	-113936	15.91
加拿大	320323	16.28	-70611	8.62
拉丁美洲及其	348378	17.7	-105316	12.85

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

² 由于 70 年代布林顿森林体系解体, 对美国进出口影响很大, 因此, 这里以 1970-2007 年数据分析。

他西半球国家				
中国大陆	321685	16.35	-256611	31.32
中国香港特区	7090	0.36	12997	-1.59
日本	146037	7.42	-85139	10.39
韩国	47547	2.42	-13901	1.7
中东	77405	3.93	-33759	4.12
非洲	92005	4.68	-69039	8.43

六、主要结论

1、美国储贷危机和次贷危机两次住宅金融危机的直接诱因都是美国高利率政策，但储贷危机的金融杠杆少且简单，次贷危机的金融杠杆多且复杂。

2、在两次住宅金融危机中，美国政府的态度完全不一样。储贷危机中，美国政府与国会态度比较消极，次贷危机中美国政府和国会积极干预。

3、两次住宅金融危机对金融市场的影响机制不一样，储贷危机主要对美国银行业产生比较大的影响，也是1987年美国股灾的间接原因。但次贷危机的背景是：金融市场全球化与自由化程度更高，金融衍生工具多样性、复杂性、金融杠杆多重化,这使得次贷危机影响到美国和其他国家及地区的信贷市场、证券市场、货币市场及各类市场的参与者，次贷危机对金融市场的影响更大，传导机制更为复杂。

4、目前主导美国经济的是美国的私人部门消费，该指标对美国经济增长率的贡献从上世纪80、90年代的70%左右上升到近7年的88%，私人部门投资对美国经济增长的贡献则从90年代的近30%下降到近年来的8%。美国私人部门住宅业投资增速与美国私人部门投资增速的相关系数高达0.80，且住宅住投资占私人部门投资的比重在不断增大。自上世纪60年代以来，美国消费信贷占美国私人部门消费的比重在20-27%之间，美国消费信贷增长率与消费增长率相关系数为0.72。

5、储贷危机使美国私人部门住宅投资增速，私人部门投资增速、GDP增长率从1984年的18.14%、29.46%、7.2%降至1991年的-8.14%、-8.42%、0.2%。私人部门住宅投资增速、私人部门投资增速和GDP增长率在1991年同时达到最低点（按2000年不变价）。

5、次贷危机已经使美国的住宅投资和消费信贷大幅下降，根据储贷协会危机的经验，这将使未来几年美国经济下滑。次贷危机将通过美国私人部门消费的下降极大地影响美国的进口，对与美国相对应的贸易顺差国经济产生较大的影响。美国私人消费增速下降1个百分点，将使进口增速下降约3个百分点，并将主要影响中国、欧盟、拉美和日本等国家的实体经济。

6、根据储贷危机的经验，以及次贷危机发生的经济背景与储贷危机的比较，可以初步预测，次贷危机将使美国经济进入一个时间较长的、幅度比较大的衰退。

参考文献：

1. 俞达，“从美国70—90年代的金融动荡中得到的经验及教训”，《国际金融研究》1999年第3期
2. Lessons from Subprime Turbulence ,By John Kiff and Paul Mills,IMF Monetary and Capital Markets Department, August 23, 2007.from IMF（国际货币基金组织）
3. Remarks by Chairman Ben S. Bernanke, At the Federal Reserve Bank of Kansas City's Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming, August 31, 2007 Housing, Housing Finance, and Monetary Policy, 来自美联储网站
4. 萨奇，宗良，黄金老，“美国解决储贷协会危机中各类中介机构行为之研究”《国际金融研究》1998年第11期
5. 陈志英，美国处理储贷协会危机的经验教训及借鉴，《南方金融》2001.4
6. FINANCIAL MARKET UPDATE, July 2007, Monetary and Capital markets Department, Global Markets Monitoring and Analysis Division, IMF
7. Remarks by Chairman Ben S. Bernanke, At the Federal Reserve Bank of Kansas City's Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming, August 31, 2007 Housing, Housing Finance, and Monetary Policy, 来自美联储网站
8. Property of stocks and wealth effects on consumption, Ricardo M. Sousa 2003.5, *NIPE Working Paper No. 2/2003*
9. The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries, Prepared by Alexander Ludwig and Torsen Slok, Authorized for distribution by Ramim Bayoumi, January 2002, IMF Working Paper

分报告 10:

劳动力市场供给状况如何？

——基于户籍改革的检验

内容提要：劳动力市场是否依然过度竞争是关系到通胀、内需等重要问题的核心性问题，但要研究其具体供需状况又比较困难，以往的研究侧重宏观性的讨论，缺乏精确的定量分析。本文采用弹性分析方法，分析劳动力供给变化对户籍制度改革反应，以此反映劳动力供给是否仍然足够充分。本文首先总结中国户籍制度演变过程，之后利用统计年鉴数据对 1984 年至今的永久移民数量进行估计，最后利用农业部 2001-2006 年间农村固定观察点调查所得数据，分析户籍制度改革对劳动力流动的影响。主要有两个发现：第一，即使在户籍制度存在的条件下，仍有大量农村居民转变为城镇居民，这个数量在 1996 年以后突然增大。这表明 1995 年开始的户籍制度改革效果明显，但近年永久移民量逐步下降。第二，对于短期移民即农民工，户籍制度改革对其外出务工的影响正逐步减小，在 2004 年以后尤其明显，这主要源于机会成本的上升。总之，随着农业收入的提高和已有劳动力流动的积累效应，目前低端劳动力供给弹性已经不大，过度供给的状况已经改变。本文结论的其他指导意义在于，政府制定货币政策应更多注重通胀效应，户籍制度也可以更大程度地改革。

一、引言

劳动力作为生产中最重要要素，其市场发育和完善在中国曾走过一段艰辛路程，其中户籍制度造成的影响最大最持久。伴随着农村经济改革和城市国有企业改革，中国的劳动力市场随着私营经济的发展不断完善。在国家大战略变动中，经济体系的自发性调整，也使得劳动力市场和经济发展本身互相促进。这一过程发展到现在，中间经历了很多变革和进步，但整体仍是“摸着石头过河”的过程，至今仍有许多问题等待重新认识和解决。

由于劳动生产率的提高（Lin，1992；帕金斯，2005），城市劳动力短缺和农村劳动力大量剩余在改革开放后相当长时间同时存在，这根本上是由户籍制度及其遗留影响造成的。如果没有对劳动力和人口流动的限制，城乡间人均收入也应该是比较接近的，收入接近代表着劳动力流动在城乡间的均衡。在美欧各主要发达国家，农民和城市居民平均收入并无大的差异。¹而中国城乡收入差距在1985年以后持续扩大。图1显示了城乡人均实际可支配收入的变化，²城乡间的收入差距持续扩大，收入差距从1985年的341.5元扩大到2006年的2060.3元，21年间增大了5倍。收入比由1985年的1.86增大到2006年的3.0倍，从国家统计局公布的2007年最新数据看，人均实际收入比值进一步增大到3.32。而城乡人均消费差距从1989年的538.16元扩大到2006年的1864.91元，17年间增大了2.5倍。人均实际消费比值由1989年的2.55增大到2006年的3.27。

如果只是从这些数据看，我们可以想象农村劳动力还将不断涌入城市以弥补较大的收入差距，但事实是，农民工进入城市所能找到的工作基本是低端的、价格低的工作，钟笑寒（2006）对农村劳动力和城市劳动力分工进行了考察，认为农村劳动力进入城市主要是替代了城市劳动力的低端工作，而城市原有劳动力则占据收入更高的工作。如果如此，那么农民工进入城市也可能得不到高工资，这有必要对低端劳动力市场供给状况重新考察。

¹美国农民收入数据来自 <http://www.ers.usda.gov/Features/FarmIncome/>，这里的统计指出，美国农民家庭收入在2007年平均约为84000美元，与城市居民相差不大。而且，美国农民务农收入所占比重远远低于非农收入比重。

²收入和总消费数据直接来自历年统计年鉴，人均可支配收入折算到1985年价格，人均消费是使用总消费除以对应城乡人口后，再用价格指数平减到1989年价格水平。

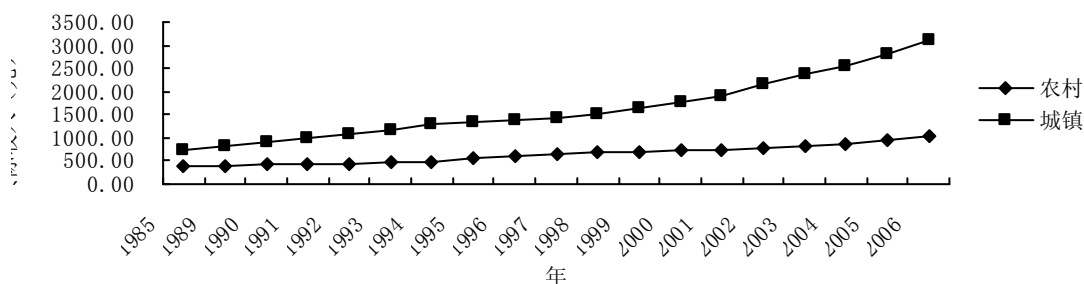


图1 中国城乡人均实际可支配收入变化：1985-2006 年

虽然在改革开放后到 20 世纪末，中国在户籍和人口流动上一直有较多限制，但农村劳动力并没有停止向城市迁移的步伐。主要的迁移方式有两种：一种是以永久移民的形式成为城市居民，这些居民迁到城市后，和原有城市居民在就业、社保、教育等各方面没有不同；另一种是以短期工作的形式到城市务工，户籍身份、社会保障和各种权利仍留在农村，这种形式形成中国独具特色的大规模民工潮。由于存在大量剩余劳动力，中国廉价劳动力的供给在很长时间内被认为是几乎无限的。

农村剩余劳动力在改革开放后，首先通过内部转移，主要是从农业内部的种植业部门向林牧副渔部门转移，解决了一部分剩余压力。之后，剩余劳动力继续向以乡镇企业为主要载体的非农产业转移。最后，农村劳动力跨地区和向城镇私营部门转移开始增长，非国有经济的发展、粮食定量供给制度的取消，以及住房分配制度和就业制度等方面的改革，都降低了农民向城市流动并且居住下来和寻找工作的成本（蔡昉，2007）。20 世纪末开始，在中央政府指导下，各地开始自主决策进行了各种城乡户籍制度改革。这些措施都促进了农村劳动力永久或暂时地迁移到城市。并且，劳动力外出务工收入占农民总收入比例显著在提升（图 2）。由于农民纯收入只占总收入 60%左右，这意味着务工收入占纯收入比重很高，外出务工在提高农民收入增长中的作用越来越大。

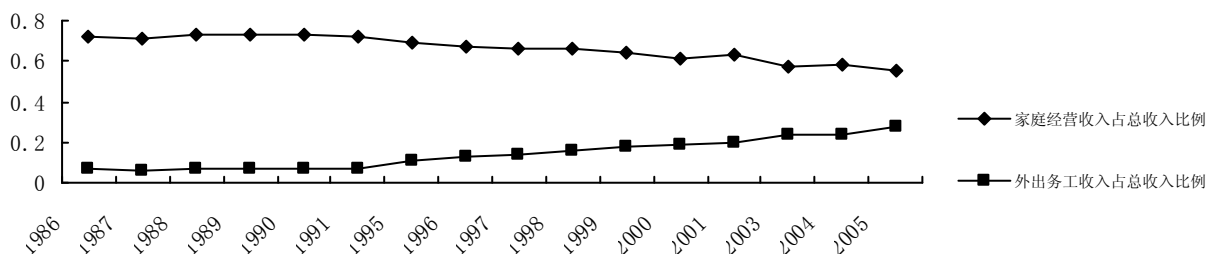


图2 农村家庭经营收入与外出务工收入占总收入的比重变化¹

¹ 数据根据农业部农村定点调查数据库统计得到。

无限供给的劳动力使得中国发展出现“人口红利”，也使得通货膨胀的一个重要传递机制——工资显得不太重要，货币政策制定以往并不太考虑如何影响通货膨胀。劳动力市场供给状况对于认识中国的劳动报酬占总产值比重变化也有重要意义，因为如果劳动力市场过度竞争，劳动报酬必然较低，想人为提高劳动报酬比例从而拉动内需的做法是不切实际的。然而，近期显著的通货膨胀对无限供给的劳动力这一前提提出了质疑，我们迫切需要通过研究获取对劳动力供给状况的新的认识。这里谈的劳动力供给有两种形式，一种是农村人口流入城市的永久移民形成的长期供给，一种是农民工的地区流动形成的短期供给。本文尝试采用劳动力供给量随户籍制度改革变动情况来反映劳动力供给弹性变动，这一结论对于户籍制度政策制定、货币政策制定时的考虑都有较大现实意义。

本文计算两个数量，第一是在户籍制度下，农村居民转变为城市居民的方式和总量，第二是农民工即常说的无限供给的劳动力当前是怎样的状况，其供应如何受户籍制度影响。本文首先简要总结户籍制度在中国的演变和劳动力市场发展过程。之后说明户籍制度存在时农村居民如何转变为城市居民并大致估计这种永久移民的数量，也计算永久移民对城乡差距的影响。最后，本文使用双差方法检验户籍制度改革对农民流动到外地务工量的影响。本文得到了两个最重要的结论是：第一，即使在户籍制度存在的情况下，仍有大量农村居民转变为城镇居民，这个数量在 1996 年以后突然增大。这表明 1995 年开始的户籍制度改革效果明显，但近年永久移民量稍有下降。第二，对于短期移民即农民工，总体上看，户籍制度改革对其外出务工的影响正逐步减小，这表明低端劳动力可能正在改变无限供给的局面，这一变化的主要原因来自机会成本的上升。但是我们也发现，落户限制较严格的户籍制度改革影响固然较小，但条件较宽松的则改革影响依然明显，这意味着要继续优化劳动力市场配置，应该进一步放开户籍制度限制。

二、中国户籍制度演变与劳动力市场发展过程

对农村人口与劳动力流动的限制政策体现在几个阶段不同的户籍制度及其配套措施的实行力度上，相关的一些主要法律被列在表 1 中。在建国初，户籍制度以人口统计为主，人口流动基本是自由的。从 1958 年《关于制止农村人口盲目外流的指示和通知》颁布开始，政府陆续发布了一系列限制农村人口流向城市的政策、法令，通过户口制度与粮油供应制度、劳动用工制度和教育、社会保障制度挂钩等手段，使城市化受到限制，并最终形成了僵化的城乡二元结构（段成荣，2008）。1984 年开始，政府开始不严格控制农村人口流入城市，

城乡和城城之间人口流动初步实现。这时，农民可以到集镇落户，国务院规定“凡申请到集镇务工、经商、办服务业的农民和家属，在集镇有固定住所，有经营能力，或在乡镇企事业单位长期务工的，公安部门应准予落常住户口，……，并且享受与原有集镇居民相同权利”。不满足条件的农民按照暂住人口方式管理，领取暂住证，作为“外地人”，在住房、就业、社会福利、教育等方面受到限制。

严格依照户籍控制人口流动阻碍了农村剩余劳动力的流出，延缓了农村城市化的进程，农民的收入提升受到抑制，导致城乡差距成为目前中国最大的问题。到目前为止，实现全国范围内户籍统一仍任重道远。鉴于城乡分割的危害，中央政府 1995 年开始鼓励小城镇建设，之后很多省份也都进行了程度不一的户籍制度改革。根据李若建（2003）的总结，对城镇化进程影响比较大的是 1997 年《国务院批转公安部小城镇户籍管理制度改革试点方案和关于完善农村户籍管理制度的意见的通知》，作为国务院文件下发的通知体现了中央政府对城镇化的政策支持。在这个文件中，明确了符合各类条件的农村户口的人员可以办理城镇常住户口。1998 年的《国务院批转公安部关于解决当前户口管理工作中几个突出问题意见的通知》，放宽了对新生儿、夫妻分居、老人投靠子女、投资和购房等几种情况的户口限制。1999 年国家统计局提出了《关于统计上划分城乡的规定（试行）》，在这一规定中提出了在城镇的建成区中居住的人口为城镇人口，改变了原来用农业与非农业人口来划分城乡人口的作法。2000 年的《中共中央、国务院关于促进小城镇健康发展的若干意见》中，把户籍开放的范围进一步扩大到县级市市区、县政府驻地及以下城镇，同时允许进城的农民继续保留承包土地的经营权，这比之前的政策更加宽松。2001 年国务院批转公安部《关于推进小城镇户籍管理制度改革的意见》出台，随后公安部又出台了贯彻执行该意见的通知。在这期间和之后一段时间，各省都开始大力推行小城镇建设，部分开放大城市进入壁垒。迄今为止，2001 年辽宁、吉林、福建，2002 年江苏，2003 年重庆、河北、湖南，2004 年湖北、山东，2005 年陕西、广西，在全省范围内实现了统一户口登记。而 2000 年浙江，2002 年山东济南、甘肃、广东，2003 年河南郑州、四川部分城市，2004 年青海海东，2005 年云南红河、昆明，这些省市则部分取消了户籍制度。以上的户籍制度改革主要针对省市内部人口，由各自省市自行制定政策。针对全国范围内的人口准入在部分城市也开始尝试，如上海的评分制，北京的限额制。

表 1 中国户籍制度的法律演变

年份	法规
1950	《关于特种人口管理办法》
1953	《全国人口调查登记办法》
1955	《市镇粮食定量供应办法》，《关于建立经常户口登记制度的指示》
1958	《中华人民共和国户口登记条例》，《关于制止农村人口盲目外流的指示和通知》
1959	《关于立即停止招收新职工和固定临时工的通知》
1961	《关于减少城镇户口和压缩城镇粮销量的九条办法》
1979	《国务院批转公安部、粮食部关于严格控制农业人口转为非农业人口的报告》
1981	《国务院关于严格控制农村劳动力进城做工和农村人口转为非农村人口的通知》
1984	《关于农民进入集镇落户问题的通知》
1985	《关于城镇暂住人口的暂行规定》《中华人民共和国居民身份证条例》
1995	公安部《暂住证申领办法》
1997	《国务院批转公安部小城镇户籍管理制度改革试点方案和关于完善农村户籍管理制度意见的通知》
1999	《关于统计上划分城乡的规定（试行）》
2000	《中共中央、国务院关于促进小城镇健康发展的若干意见》
2001	《国务院批转公安部关于推进小城镇户籍管理制度改革的意见》

资料来源：由中国经济文化网等网站信息整理

上述的改革并非单方向推动，而是与经济发展互动进行的。随着经济体制的改革开始和不断深化，中国的就业增长和结构得以不断变化。在 1978 年以前，计划经济体制确立了自身僵化的就业体制。改革开放后，劳动力市场经历了一个以供需平衡为最终目的的渐进的改革。这一改革以开放私有部门为契机，而对国有企业的改制进一步激发了劳动力市场的完善过程。在这个过程中，劳动力流动、经济增长和户籍制度改革起到了互相促进的作用。

上世纪 70 年代末开始，农村实行家庭联产承包责任制，这种改革对农业生产产生巨大激励效果 (Lin, 1992)，效率的提高使得农业劳动力剩余开始显性化，并开始寻求重新配置。幸运的是，在此时期，城市经济也开始改革，不断开放私营部门，国有企业也进行了四阶段改革 (Sun and Tong, 2003)。第一阶段从 1979 年到 1983 年，政府对国有企业放权让利，允许企业有一定的自主经营权并保留一定盈利，由于这样导致企业隐瞒自身营利使得政府收入下降。政府又采取了两种手段，一是替代原有政府与企业利润分成的方法，改之以采取政府对企业征收税收的方式；第二，国有企业的资本投资不再由国家直接拨补，而是由银行贷款替代。这是第二阶段改革重点，时间从 1983 年到 1987 年。这两种手段的弊端是产生大量的不良贷款和三角债，并且企业仍有动机隐瞒利润。1987 年到 1992 年是改革的第三阶段，政府采取承包制的方法，要求企业上交一个固定量的税收，剩余利润留给自己，政府也开始逐步放松国有企业的所有权。从 1992 年 10 月十四大倡导社会主义市场经济改革后，公司制改革开始了。1994 年 12

月，国务院颁布了一系列对少数大企业的政策，这直接导致了之后的抓大放小政策，中央政府直接管理 100 个中央和 2600 多个地方大型企业，小企业多被以拍卖或合作重组形式私有化，部分大中型企业通过上市成为上市公司，以完善公司治理。从上世纪 90 年代末开始，国有企业减员增效，铁饭碗制度才开始真正受到冲击。

国有企业改革使得在国有单位就业的城镇职工占总城镇就业比例不断减少，尤其在 1998 年之后减少速度更快。与此同时，私营部门就业在快速增长。在城镇就业中，国有单位和集体单位就业所占比例不断减少，私营部门增长最快，并弥补了公有单位吸纳劳动力的缺口，使城镇整体就业量不断增长。在国有企业改革的同时，农村的乡镇企业随着经济改革和经济增长在不断发展，在吸纳就业和创造产出上，由于乡镇企业的独特优势（Chang and Wang, 1994），乡镇企业也一直是创造就业的主力。但从增量的角度看，最重要的变革来自私营部门，国有企业和农村经济制度改革创造的巨大需求和劳动力供给也为它的发展提供了空间。由于农村自身就业量在上世纪 90 年代后变动不大，吸纳城市和农村过剩劳动力的部门多半来源于城镇私营部门的发展。私营部门由于严格按照供需和市场价格吸纳劳动力，它的发展对中国劳动力市场完善具有重要意义。

三、户籍制度改革对永久移民的影响

（一）永久移民的形式

在整个户籍制度严格限制和逐步开放过程中，农村居民仍然可以通过各种形式获得城市户口，这样的方式主要有几种：（1）通过求学，获取较高学历后留在城市获得稳定工作并落户；（2）参军，退伍后分配工作并落户；（3）已在城镇拥有固定住所、工作多年、符合普通农民城镇落户的各种条件；（4）部分城市自主决定的、为购买住房或投资的外地人落户；（5）家属投靠，如两地分居等；（6）也有土地被征用的农民，作为征用条件，直接获得城市户口；（7）最后一种，就是在户籍制度开放不久，一些城市允许农民直接购买城市户口（刘大兴，1996），即使到现在，仍有通过交易获取城市户口的例子。

虽然无法估计每种方式转变为城市居民的数量，但毫无疑问，这些方式不仅带来了巨大的农村人口转变为城市户籍人口，而且其示范效应也推动了劳动力向城镇短期流动。

（二）历年永久移民数量的估计

邓曲恒和古斯塔夫森（2007）认为中国永久移民在 2002 年大约为 1 亿人，¹主要流向中小城市、中部地区及就业率高的地区。本文通过统计年鉴的数据也可以更具体地统计每年永久移民数量。如果没有人口从农村进入城市，不妨假设城市人口增长率和农村人口增长率保持相同（由于城市计划生育制度更严格、而且城市面临更强的经济约束，这个假设很可能是保守的，如李若建（2003）指出的很多省份农村有生二胎的优惠政策，而城镇没有），以 1978 年城镇 1.72 亿人口和农村 7.90 亿人口、总人口为 9.62 亿为基数，到了 2006 年，全国总人口增长为 13.14 亿，总人口增长率为 36.59%。如果农村和城市都按此比例增长，农村人口在 2006 年应该增长为 10.79 亿。但 2006 年统计显示农村人口实际为 7.37 亿，甚至比 1978 年的绝对人数还少，这中间的差距约为 3.42 亿，可以认为是户口发生变化的人口规模。由于假设了城市和农村同样增长率，这个数字甚至很可能是低估的。由图 3 可以看到，农村人口绝对量在下降，占总人口比例也在下降。由于中国总人口在增长，可以肯定的是，大量的农村居民通过各种途径获得了城镇户口，成为了城镇永久移民。

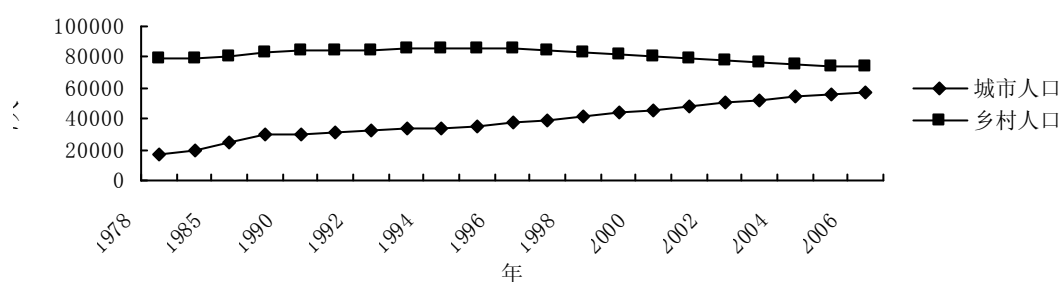


图3 城乡人口总量变化

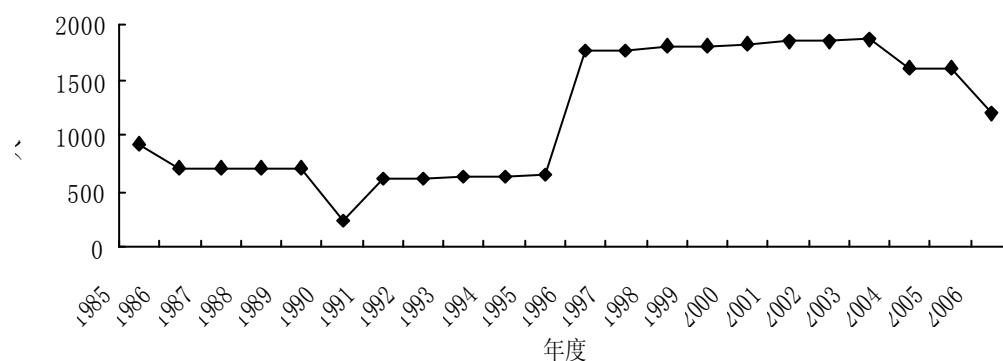


图4 估计的每年永久移民

¹ 这个估计是根据 2002 年中国社会科学院经济研究所的中国居民收入分配调查，由抽样调查的结果和抽样比例推算的，在调查样本比例足够大和有代表性的情况下，这个估计是合理的。

用上面的简单统计方法，可以估算每年从农村转移到城市的大致人口数量。如图 4 和表 2 所示，在 1984 年户籍制度放开后，从农村到城市的人口转移量经历了先下降再上升到近年又逐步下降的过程。在 1996 年到 2003 年间，人口转移量非常大，这和这段时间的户籍制度改革密切相关。2004 年之后每年永久移民数量稍有下降，但绝对量仍然很大，在 1000 万人以上，高于 1996 年以前任何一年（表 2）。

表 2 各年永久移民量的估计

单位：万人

年度	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
永久移民量	914	705	705	705	705	228	614	609	628	623	643
年度	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
永久移民量	1762	1768	1797	1798	1825	1838	1837	1861	1599	1608	1197

（三）永久移民的影响

根据上文的分析，农民有可能成为城市永久移民。但通过对成为城镇居民的几种方式观察，我们可以看到获得城市户口是有较强条件的，无论是高学历、参军后就业，还是投资、购买住房等获得城市户口的形式，基本上都是或可能是农民中收入较高的群体的身份转变。邓曲恒和古斯塔夫森（2007）也发现，由于以前的永久移民大多是通过参军、提干或者获取较高学历后获得城市户口，也有通过购买城市住房等途径获得户口的，这样的筛选使得目前的永久移民甚至相比于城市原住民有更高的就业概率，相对于农村流动劳动力，则受到更好的教育，有更高比例党员。可见，经过筛选成为永久移民很可能起到“淘空农村、填补城市”的作用，在扩大城乡收入差距上起到推波助澜的作用，使得普通劳动力流动理论中缩小城乡收入差距的预测失灵，这可能是中国劳动力转移伴随着城乡收入差距扩大的一个解释。而现有文献大多并未考虑这种筛选的影响（杨风禄，2002）。

那么，这个因素在导致收入差距扩大的过程中起到多大的作用？本文进一步假设获得城市户口的农民人均收入满足城市上一年平均收入。这样，可以计算无人转移的理论城乡收入差距和实际收入差距的差。计算理论人均收入的公式为：城市理论人均收入=[（实际城市人口*城市人均收入）-（移民数*上一年城市人均收入）]/理论城市人口，农村理论人均收入=[（实际农村人口*农村人均收入）+（移民数*上一年城市人均收入）]/理论农村人口。可以得到这种筛选式的户籍改革在上世纪 90 年代至少每年增大了 1.5%的城乡人均收入差距。

当然，并不是说这种身份的置换是有害的，这只是一个统计结果。永久移民补充了城市劳动力需求，减少了农村过剩劳动力，虽然购房落户、投资落户等条件可能产生一些经济扭曲，但不能否认移民使得城乡劳动力市场改善了效

率配置。

四、户籍制度改革对劳动力流动的影响

对短期劳动力流动的研究就更加重要，因为它完全是一种市场行为，研究其供给弹性可以对政策建议提供重要证据。本节我们首先介绍一种简单的计量方法——双差分析方法，然后对 2001-2005 年间发生户籍制度改革的省份进行计算，分析户籍制度改革对短期劳动力流动的影响，最后总结分析这种趋势变化的可能原因。

（一）双差方法（Difference in Difference, DD）解释

双差估计是一种分析事件影响的重要计量方法。他的基本思想非常简单，但有很多优点。简单的说，双差方法使用一个面板数据去检验一个外生冲击（如立法、突然性的人口流动、气候变化或恐怖袭击）的影响。在应用中，Card（1994）检验最低工资对就业变动的影响，Heckman et al.（1997），Smith and Todd（2005），Abadie, Diamond, and Hainvellen（2007）等很多学者都在研究中应用 DD 方法。

基本地，如果时间 1 发生了事件，那么双差采用的简单分析形式就是：

$$(\text{观察变量在时间 2 的值} - \text{观察变量在时间 1 的值}) - (\text{参考变量在时间 2 的值} - \text{参考变量在时间 1 的值})$$

上式前后半部分各自计算出考察变量的各自变动，整体做差又控制了时间趋势和其他因素造成的影响，这样得到事件影响的量值。除了观测变量，需要一个不发生该事件的参考变量，并需要事件前后的数据。有了这四个数据，就可以得到纯粹事件影响。选择这个参考变量，应当尽量与观察变量有共同特点，但并不发生该事件。

举个例子，如果要考察山东省进行户籍制度改革后对农村入城务工人员数量的影响，应该首先得到两个数值，第一个是山东省户籍改革前一年进城务工人员总量，第二个是改革后一年务工人员总量。这样简单做差的问题在于可能本身有一个时间趋势，即随着时间务工人员本身在增长，这就不能区分出改革政策的影响。因此，还要有一个参考省份在这段时间的数值，比如江苏省，如果江苏省有相似的时间趋势，但并没有发生户籍制度改革，那么江苏省前后数据差可以简单看为反映了山东的时间趋势影响。去掉这个时间趋势影响，剩下

的就是改革本身对山东的影响。

双差分析简单有效，但按照上述操作又出现一个问题，由于数据太少，缺少自由度，无法判断影响的显著性。因此需要采用微观数据，可以使用这样的数据直接进行双样本均值检验，这样比较简单。当然，也可以使用回归的方法，简单介绍这样的方法，看如下回归方程：

$$Y = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 Sh + \beta_3 (T * Sh) + e$$

T 代表时间哑变量，具体的是改革前 T=0，改革后 T=1。Sh 代表省份哑变量，具体的是山东省=1，否则=0。T*Sh 代表时间和省份交叉项。使用各省改革前后城镇外出务工人口或具体到家庭外出务工数量，作为被解释变量 Y 来回归。回归方法视因变量性质而定，如果 Y 是哑变量，那么可采用 Probit 模型回归，如果不是，可以采用简单的普通最小二乘法。如果存在异方差等现象，也可以用加权最小二乘法来修正，等等。下面具体介绍一下方程中系数的含义，如下表。

表 3 双差方法的考虑信息		
	江苏	山东
改革前	A	b
改革后	C	d

表 3 中数字 a, b, c, d 分别表示对应时期省份的外出务工人数，我们要得到的值是 $(d-b) - (c-a)$ ，并考察其显著性。回归方程系数对应如表 4。

表 4 方程对应系数的含义	
系数	对应值
β_0	a
β_1	c-a
β_2	b-a
β_3	$(d-b)-(c-a)$

简要解释对应关系的得出，对于回归方程，当 T=0，Sh=0 时，容易知道意味着改革前江苏省的务工人数；Sh=0 时，对 T 做差分，得到 β_1 代表江苏省的时间趋势，即 $(c-a)$ ；T=0 时，对 Sh 做差分，得到 β_2 代表改革前山东和江苏的差异，即 $(b-a)$ 。同样，T=1 时，对 Sh 做差分，得到 $(\beta_2 + \beta_3)$ 代表改革后山东和江苏的差别，即 $(d-c)$ ；Sh=1 时，对 T 做差分，得到 $(\beta_1 + \beta_3)$ 代表山东的时间趋势，即 $(d-b)$ 。这样，交叉项系数 β_3 就代表了改革对山东的影响 $(d-b) - (c-a)$ 。

可见，采用回归方法的双差分析时非常便捷的，比简单的做差和多元分析都有优势。虽然双差分析的有效性在特定条件下受到一些怀疑 (Bertrand, Duflo, and Mullainathan, 2004)。但在线性影响的假设下，双差分析是相对

简洁有效的，它省略了引入很多变量的麻烦。而且，一般的事件影响分析，都可以简单看成线性影响。因此，双差分析将很有用武之地。本文用这种方法来分析户籍改革政策对劳动力外出的影响。

（二）户籍制度改革影响的统计结论

无论根据哪种理论来说，户籍制度改革都提高了劳动者外出的可能收益，因为现有的法规基本上都同意“满足条件的农民可以获得城镇户口，同时保留土地经营权一定年限”，这意味着农民可以选择最好的策略总是优于停留于原来的状态。户籍制度改革对农民工到城镇打工会是一个正向促进作用，因为如果有稳定工作，他们就可以获得城市户口。我们可以用农民外出务工反映的劳动力流动的变化分析农民工供给弹性，如果农民工仍是供给弹性极大的话，那么户籍制度改革的作用可能非常明显。反之，如果农民工流动不显著受到户籍制度改革的影响，那么就能反对劳动力无限供给论。在改革实施过程中，不同省份的户籍制度改革措施和改革时间是不同的，他们对劳动力流动的影响也是不同的，有必要分别总结，并可以看到户籍改革影响随时间如何变化。

在 2001-2005 年这段时间，进行户籍制度改革的各省可以分为两类：一类是在全省范围内进行整体改革的，改革措施对全省所有城市和农村适用；另一类是省内部分地区的改革，主要是部分城市的户籍改革。改革比较相似的一点，就是要求向获得城市户口的农民拥有固定住房、稳定工作和收入来源，也放宽一些投靠关系和投资、求学的入户条件。表 5 列举了这一期间主要改革的省市，表 6 列举了几个整省市改革的落户条件，可以看到条件是非常相似的，其他省内部分城市改革的条件也与之类似。

表 5 两类户籍制度改革省份

改革年份	省内部分地区改革	全省范围改革
2001	山东济南、莱芜，浙江	辽宁、福建，吉林
2002	北京周围城镇	江苏
2003	河南郑州，四川地级城市	重庆，湖南，河北
2004	青海海东	湖北，山东
2005	云南昆明	陕西，广西

资料来源：根据北大法律网、人民网，南方网等整理，下表同。

表 6 部分全省市进行户籍制度改革的内容

年份-省	改革内容或条件
2001 辽宁	取消“农转非”户口计划指标管理和“农转非”户口审批工作，改革普通高等学校及中等专业学校新生入学户口管理办法，鼓励为城市经济建设做出贡献的人员落户。放宽夫妻互投、父母投子女、子女投父母的户口迁移条件。
2003 重庆	实行城乡户口一体化的户口登记制度。在城镇街道有合法固定住所且实际居住的，登记为城镇居民。新登记城镇居民与原城镇居民享受同等待遇和权利，履行同等义务。对主城区入户限制仍然较高（购房和稳定工作为基本条件）。
2003 湖南	一、建立城乡统一的户口登记管理制度；二、剥离或取消附加在户口上的一些社会管理功能，使户口成为国家依法对公民进行登记、确认公民身份，提供居民信息的工具；三、凡具有合法固定住所(指拥有合法房屋产权)和稳定生活来源的，即可在当地登记落户；四、凡符合迁移落户条件的，由本人提出申请，居住地户口登记机关负责为其办理登记落户手续；五、实行以居住地划分城镇人口和农村人口，以职业区分农业人口和非农业人口的统计方法。
2004 湖北	一、建立城乡统一的户口登记管理制度；二、实行户口迁移条件准入制度：除武汉 2006 年前逐步到位外，凡有固定住所、稳定职业的公民均可就地落户；三、实行有利吸引资金和人才的城市户口迁移政策。
2005 广西	以居民具有合法固定住所为户口迁移的基本条件。进一步放宽科技人才的户口迁移政策。实行外来投资者可在其投资地落户政策。

本文使用的数据是农业部农村固定观察点办公室的入户调查数据，由于调查对象在多年中有所变化，整个期间的分析对象省份稍有不同。2001-2002 年的数据包含省份为山东、辽宁、湖北、广东、云南和甘肃，2003-2006 年包含省份为除去北京、天津、上海、西藏、新疆、内蒙古几个省市外的省份。由于中国户籍制度发展历史在各省的一致性，其改革的影响也应当具有相似性。因此，本文只分析几个时段的某几个省份，来分析户籍制度改革对劳动力流动影响的变化。这几个时段和省份包括：2001 年的辽宁和山东，2003 年的河北和河南，2005 年的陕西、广西和云南。这些都包含了三个时间的两类改革省份。通过这几个省份的统计分析，可以看到不同类型和不同时期改革的影响及变化趋势。

劳动力流动的衡量主要采用三个指标：外出务工量，外出务工概率和外出务工人员占家庭劳动力比例。外出务工量在 2003 年以前指家庭外出务工人数，2003 年为个人每年外出务工天数。外出务工概率在 2003 年前指家庭中是否有人外出务工，2003 年后指个人是否外出务工。外出务工人员占家庭劳动力比例由于数据支持只在 2001-2002 年采用。在分析 2003 年以后的改革影响时，还增加了一个指标，就是到本省内城镇（包括省城和其他县城）务工量，因为本省的户籍制度改革很有可能对省内人口到省内城市务工起更显著的作用。

在分析某省户籍制度改革对劳动力流动影响时，都删除掉同年内发生改革的其他省份，只对比发生改革和未发生改革省份的差异，这是双差方法的基本要求。

表 7 和表 8 总结了 2001 年发生户籍制度改革的山东和辽宁省劳动力流动的

变化。其中，山东省只是部分城市进行了户籍制度改革，而辽宁省则在全省范围内推行改革。利用上文描述的双差方法，可以看到：辽宁省每户家庭外出务工量、家庭外出务工概率和外出比例都显著增加，相对其它省份，外出比例显著提高。而对山东省来说，三个指标都显著提高且明显高于其他省份。可见，总体上说，户籍制度改革在这一时期促进了劳动力流动。

表 7 辽宁省户籍制度改革对劳动力流动影响的三个测度

外出比例	2001	2002	差
辽宁	0.0825(0.0054)	0.1030(0.0061)	0.0205 (0.0079)
非辽省份	0.0687(0.0032)	0.0685(0.0031)	-0.0002(0.0044)
差	0.0134(0.0059)	0.0330(0.0061)	0.0207(0.0084)
外出量	2001	2002	差
辽宁	0.2079(0.0136)	0.2374(0.0139)	0.0294(0.0188)
非辽省份	0.1921(0.0089)	0.2062(0.0091)	0.0141(0.0127)
差	0.0159(0.0162)	0.0311(0.0164)	0.0153(0.0228)
外出概率	2001	2002	差
辽宁	0.1628(0.0097)	0.1908(0.0103)	0.0280(0.0137)
非辽省份	0.1496(0.0063)	0.1625(0.0065)	0.0129(0.0089)
差	0.0132(0.0114)	0.0283(0.0119)	0.0151(0.0161)

注：外出比例=外出务工人数/家庭劳动力人数，外出量=外出务工人数，外出概率=P(是否有外出务工人员)，有务工人员为 1，否则为 0。表格内数字为均值，括号内为标准差。存在舍入误差。下表同。

表 8 山东省户籍制度改革对劳动力流动影响的三个测度

外出比例	2001	2002	差
山东	0.0592(0.0068)	0.1186(0.0089)	0.0594(0.0113)
非山东省份	0.0687(0.0032)	0.0685(0.0031)	-0.0002(0.0044)
差	-0.0091(0.0081)	0.0489(0.0081)	0.0595(0.0114)
外出量	2001	2002	差
山东	0.1713(0.0186)	0.3147 (0.0241)	0.1434(0.0300)
非山东省份	0.1921(0.0089)	0.2062(0.0091)	0.0141(0.0127)
差	-0.0207(0.0227)	0.1084(0.0239)	0.1292(0.0328)
外出概率	2001	2002	差
山东	0.1468(0.01481)	0.2692(0.0186)	0.1224(0.0237)
非山东省份	0.1496(0.0063)	0.1625(0.0065)	0.0129(0.0089)
差	-0.0027(0.0162)	0.1067(0.0173)	0.1095(0.0234)

表 9 和表 10 分别总结了 2003 年发生户籍制度改革的两个省份：河南和河北。其中，河南做了部分改革，而河北全面进行了改革。根据两表可以发现，河北的三个指标：外出量、外出概率和到本省城市外出务工量都有所增长，其中外出量、外出概率显著提高，但三个指标都不显著高于其他省份。河南省外出务工量和务工概率都显著提高，并且相比于其他省，外出量显著的高，但外出概率和到本省城市务工量增加并不明显。可见，总体来说，这一阶段的户籍制度改革影响较 2001 年有所减弱。

表 9 河北省户籍制度改革对劳动力流动影响的三个测度

外出量	2003	2004	差
河北	37.61(2.18)	43.48(2.33)	5.86(2.78)
非河北省份	54.22(0.53)	59.68(0.56)	5.45(0.68)
差	-16.61(2.69)	-16.20(2.81)	0.40(3.39)
外出概率	2003	2004	差
河北	0.1658(0.0089)	0.1848(0.0093)	0.0190(0.0113)
非河北省份	0.2296(0.0020)	0.2470(0.0021)	0.0174(0.0026)
差	-0.0638(0.0102)	-0.0622(0.0105)	0.0015(0.0130)
到本省城市外出量	2003	2004	差
河北	135.45 (12.85)	155.7 (12.45)	20.25(21.30)
非河北省份	149.66(2.44)	164.07(2.43)	14.41(3.90)
差	-14.21(14.18)	-8.37(14.09)	5.83(22.62)

注：到本省城市外出量为 2003 和 2004 年有在本省城市务工的人员在本省城市务工时间

表 10 河南省户籍制度改革对劳动力流动影响的三个测度

外出量	2003	2004	差
河南	46.41(1.61)	55.23(1.75)	8.82(2.13)
非河南省份	54.22(0.53)	59.68(0.56)	5.45(0.68)
差	-7.81(1.81)	-4.45(1.82)	3.36(2.28)
外出概率	2003	2004	差
河南	0.2108(0.0065)	0.2364(0.0067)	0.0256(0.0085)
非河南省份	0.2296(0.0020)	0.2470(0.0021)	0.0174(0.0026)
差	-0.0188(0.0069)	-0.0106(0.0071)	0.0082(0.0088)
到本省城市外出量	2003	2004	差
河南	138.15(9.08)	156.80(9.62)	18.64(15.40)
非河南省份	149.66(2.44)	164.07(2.43)	14.41(3.90)
差	-11.50(9.91)	-7.27(9.89)	4.23(15.61)

表 11、12 和表 13 分别分析了 2005 年进行户籍制度改革的三个省份：陕西、广西和云南。从陕西省本身看，三个指标都没有显著变化，甚至有部分指标为不显著的负增长，相比于非陕省份，三个指标也都没有明显差距。广西壮族自
治区有所不同，三个指标本身随年度变化不明显，甚至广西的外出务工量和外出概率显著小于其他省份，但到本省城镇务工的数量稍有增多，这意味着户籍制度改革可能产生本省间流动和外省流动的替代。进行部分改革的云南外出务工总量没有显著增加，但外出概率显著减小了，这意味着外出务工人员更多进行长期工作，而且，云南到本省城市务工量的增长更为显著。

表 11 陕西省户籍制度改革对劳动力流动影响的三个测度

外出量	2005	2006	差
陕西	86.64(2.56)	88.64 (2.57)	2.00(3.22)
非陕西省份	62.59(0.70)	66.40(0.72)	3.81(0.88)
差	24.04(2.36)	22.24(2.42)	-1.80(2.94)
外出概率	2005	2006	差
陕西	0.3395(0.0090)	0.3457(0.0090)	0.0061(0.0116)
非陕西省份	0.2599(0.0026)	0.2690(0.0027)	0.0091(0.0034)
差	0.0796(0.0088)	0.0766(0.0089)	-0.0029(0.0111)
到本省城市外出量	2005	2006	差
陕西	171.94(8.37)	162.18 (8.50)	-9.76(12.74)
非陕西省份	159.29(2.94)	165.58(2.95)	6.29(4.77)
差	12.65(8.74)	-3.40(8.79)	-16.06(14.01)

表 12 广西壮族自治区户籍制度改革对劳动力流动影响的三个测度

外出量	2005	2006	差
广西	77.17(2.05)	74.71 (2.04)	-2.45(2.56)
非广西壮族	62.59(0.70)	66.40(0.72)	3.81(0.88)
自治区份差	14.58(1.99)	8.31(2.03)	-6.26(2.48)
外出概率	2005	2006	差
广西	0.2878(0.0071)	0.2749(0.0070)	-0.0128(0.0090)
非广西壮族	0.2599(0.0026)	0.2690(0.0027)	0.0091(0.0034)
自治区份差	0.0279(0.0074)	0.0059(0.0075)	-0.0219(0.0094)
到本省城市外出量	2005	2006	差
广西	176.68(7.25)	189.44(7.24)	12.76(11.59)
非广西壮族	159.29(2.94)	165.58(2.95)	6.29(4.77)
自治区份差	17.38(7.25)	23.85(7.28)	6.46(11.74)
差			

表 13 云南省户籍制度改革对劳动力流动影响的三个测度

外出量	2005	2006	差
云南	27.93(1.59)	32.39(1.75)	4.46(2.15)
非云南省份	62.59(0.70)	66.40(0.72)	3.81(0.88)
差	-34.65(2.47)	-34.00(2.54)	0.65(3.08)
外出概率	2005	2006	差
云南	0.1964(0.0083)	0.1829(0.0080)	-0.0135(0.0107)
非云南省份	0.2599(0.0026)	0.2690(0.0027)	0.0091(0.0034)
差	-0.0634(0.0094)	-0.0861(0.0095)	-0.0226(0.0119)
到本省城市外出量	2005	2006	差
云南	120.96(10.57)	183.84(10.33)	62.88(18.14)
非云南省份	159.29(2.94)	165.58(2.95)	6.29(4.77)
差	-38.33(11.21)	18.25(11.24)	56.59(18.28)

总体上看，我们可以对总体情况得出的初步结论是：第一，作为劳动力供给本身，其外出务工增速正不断减少；第二，户籍制度改革对劳动力外出务工

总量影响逐渐减弱。这两个结论是比较肯定的。

通过不同省份的不同表现，还可以发现其他一些特点。第一，刚刚开始局部试点的改革可能影响要大于已经开始在全省范围内展开改革的影响，比如山东大于同期辽宁，云南大于陕西和广西，河南稍大于河北；第二，本省的改革可能导致在本省务工替代到外省务工，广西在外出量变化不明显的情况下到本省城市务工量增多是一个例子；最后，户籍制度改革有可能促进长期在外工作，云南省在外出总量显著增大情况下外出概率稍有减小是一个例子。这里面都有某些特例并不完全支持这些结论，这意味着各个省份间存在一定不同，后两个结论有待反复检验。

虽然如此，数据并不能看到更细致的户籍制度改革影响，实际上，部分城市作了更大胆的改革，如河南郑州和云南红河，在城市只要有稳定工作，即使是租房也可以办理城市户口，这显著促进了到城市的外来务工量。这些案例也反映了未彻底改革的户籍制度是劳动力进一步流动的阻碍。

（三）劳动力供给弹性变小原因的进一步讨论

根据上文的统计分析，可以发现劳动力供给弹性确实在变小。在 2004 年，“民工荒”这一现象和名词出现，民工荒是劳动力有限供给的极端例证，很多学者都纷纷探究这种现象背后深层次的原因，总结一下大致有这样几种解释：

一种解释是认为民工荒来自权利荒。即农民来到城市打工，但公民权利仍滞留在农村。农民工在城市无法享受选举、就业和其他社会保障及个人和子女接受教育的权利（陈民强，2005）。另一种解释认为民工荒来自供求矛盾，只要收益大于其成本，农民工就会选择进城务工，进城的关键因素在于雇工方企业为其支付的工资待遇（吕小燕、杨文选，2006）。虽然中国经济总体年平均达到近 10% 的增长率，但农民工工资十几年来几乎没有增长，这打击了农民工进城务工的积极性。¹从劳动力需求方看，经济高速增长提升企业对劳动力的需求，企业的不断扩张引起了民工短缺。还有一些其他角度。有的学者引入外出务工的机会成本概念（张广宇，杜书云，2005），农业收入增加导致农民外出机会成本增加，在国家对“三农”的扶持政策下，农民在农业收入上的提高将减少外出打工的动力。有的学者认为信息传递不畅导致短期民工短缺（杨凤勇，李娟，2007），虽然全国仍然存在大量剩余劳动力，但民工市场的区域化特征明显，特定地区的招工信息不能及时传播，其他地区的剩余民工不能迅速传递过来，就促成了特定地区的民工紧缺。还有学者提出权益侵害论（刘永红、徐财松，2006）认为民工荒形成的根本原因在于民工劳动权益受到严重侵害，经常出现受骗、欠薪现象，民工的合法权益得不到保障。

¹ 资料来源：中国农业信息网，http://www.agri.gov.cn/jips/t20060321_575677.htm .

综上，已有的研究对农民外出务工弹性减小的讨论得出几个影响因素：低工资、少信息、无权利、受侵害风险大和机会成本增加，这基本涵盖了所有可能。毫无疑问，劳动力供给弹性减小是以上各种因素综合作用的结果，每种解释又都不能完全揭示现实，但我们可以尝试讨论各种影响的作用大小。总体上看，信息传递和农民工权益保护随着经济增长和政策关注在逐步好转，很多地方政府都建立了专门的劳工需求发布网络，并能根据市场需求提供培训，中央政府也关注农民工权益保护问题，曾出现总理帮助农民工讨薪现象。而权利缺失虽然可能是重要原因，但至少不能是劳动力供给弹性变小的原因，因为权利缺失的状况并没有恶化。低工资和高机会成本可能是最重要的原因。

根据农村定点数据库计算也可以得到，多年务工收入与务工量比值增长很小，这意味着工资水平确实提高有限。但城市居民自身收入在不断增长，这使得农民进城务工并没有减小中国城乡收入的差距，并可能在农民工心中形成心理落差。同时，作为外出务工的机会成本，农业经营收入近年增长比较显著。这样，农民到城市务工的净收益在减小。我们可以进一步进行定量分析。

以 2006 年个体外出务工时间为被解释变量，加入年龄、性别、受教育年度、健康状况等常用控制变量，观察外出务工时间受机会成本的影响程度，结果如表 14 左半部分所示。家庭经营收入提高显著减少了外出务工时间，外出务工的收入则显著促进其务工时间。我们也对外出务工地点做顺序离散选择分析，在外工作地点可以分为 1) 本乡外村，2) 本县外乡，3) 外县农村，4) 外县城镇，5) 本省市城，6) 外省农村，7) 外省城镇，8) 境外，这八个选择可以看作逐级成本和收益上升的顺序，结果如表 15 右半部分所示，可以看到机会成本的上升也显著减少了远离家乡务工的动力。这些可以看作是机会成本上升导致短期劳动力供给弹性下降的证据。

表 14 外出务工时间和地点的影响变量分析

变量	外出务工时间影响因素			外出务工地点影响因素		
	系数	T 值	P 值	系数	Z 值	P 值
性别	-9.7939	-4.66	0.00	0.1049	2.21	0.02
年龄	-1.9156	-18.96	0.00	-0.0539	-23.32	0.00
受教育年度	1.9055	5.23	0.00	-0.0308	-3.38	0.00
是否有技术职称	15.6829	3.57	0.00			
是否受过培训	-2.3731	-0.65	0.51			
健康状况	1.7909	1.02	0.31	0.1804	4.52	0.00
是否户主	-16.873	-8.21	0.00	-0.1203	-2.58	0.01
外出务工收入	0.0036	24.87	0.00			
外出务工成本	-0.0032	-14.80	0.00			
家庭经营收入	-0.0005	-5.26	0.00	-5.03e-06	-4.87	0.00
R ²	0.25			0.03		
样本数	7175			7259		

五、总结和展望

劳动力供给弹性问题的研究意义重大，关系到通货膨胀、劳动报酬比重和内需变化、和以及如何设计户籍制度改革进程等重要现实问题。本文通过户籍制度改革对劳动力流动影响效果观察劳动力供给弹性，发现长期和短期的供给弹性都在逐渐变小，另外，对短期供给弹性变小的原因研究发现，机会成本的上升可能是最主要的原因。

户籍制度对中国人口分布和经济发展有深远影响，从1984年开始，中国开始改革原有的僵化的户籍分割制度，并且由此产生了大量的永久移民和短期劳动力流动。本文通过简单算法估计发现，1984年到1995年这段时间，成为永久移民的数量逐渐下降，而到了1996年以后，这个数量突然上升。这个现象充分反映了户籍制度改革对移民数量的影响。由于对短期劳动力流动，国家很少有任何法律措施针对他们，农民工供给量虽然仍在增长，但供给弹性随着净收益下降正不断下降。要促进城市化和劳动力优化配置，也许应该进一步进行彻底的户籍制度改革。然而，现有的言论都说明中央政府目前没有全国统一进行彻底户籍制度改革的动机。¹

机会成本的上升降低了劳动力流动的动力，联系中国近期的政策，这些机会成本主要表现在保护价收购农产品、直接补贴和农村经济的多样化上，而中国农产品价格实际上平均而言还是低于国际价格，这表明今后机会成本还会增大，劳动力短期供给弹性可能进一步减小。这可能推动劳动力成本上升，促使我国经济由劳动密集型向资本和技术密集型转变，当然，面临的新问题是如何提升劳动力素质。

以世界发达国家为经验，要保持中国长期经济发展，根本的出路仍在于将过剩农村劳动力转移到城市。从人口抚养比例上看，改革开放后中国人口总抚养比持续减小，目前仍未到达最低点。而人口总量在不断增加，这意味着劳动力供给目前仍处于充分状态。在短时期内，如果能有效降低其流动成本，提高收益，劳动力仍将有动力进入城市寻找工作，如果能够较容易地落户，将显著减少社会成本，促进劳动力市场优化。劳动力供给弹性减小的现状也允许进一步的户籍制度改革，因为这对城市带来的冲击也许并不会太大，而货币政策制定必须更多地考虑对通货膨胀的影响，因为它至少可能通过工资这一渠道显示出对物价的推动。

¹ 资料来源：中国新闻网，<http://www.chinanews.com.cn/gn/news/2008/03-06/1183295.shtml>

参考文献:

- Alberto Abadie, Alexis Diamond, and Jens Hainmueller. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program. Technical report, Harvard University, Cambridge, MA. 2007.
- Chun Chang, Yijiang Wang, The Nature of Township-Village Enterprise, *Journal of Comparative Economics*, 1994, (19): 434-452.
- Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, and Petra Todd. "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence From Evaluating a Job Training Programme." *Review of Economic Studies*, 1997, 64:605-54.
- Lin, Justin Yifu (1992) Rural Reforms and Agricultural Productivity Growth in China, *American Economic Review*, 82: 34-51.
- Marianne Bertrand, Esther Duflo, and Sendhil Mullainathan. How much should we trust differences-in-differences estimates? *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(1): 249-275.
- Qian Sun, Wilson H.S. Tong, China share issue privatization: the extent of its success, *Journal of Financial Economics*, 2003 (70): 183-222.
- Smith, Jeffery A. and Petra Todd. Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators? *Journal of Econometrics*. 2005, 125: 305-53.
- 蔡昉, 2007: 《中国劳动力市场发育与就业变化》, 《经济研究》第7期。
- 德怀特·帕金斯, 2005: 《从历史和国际的视角看中国的经济增长》, 《经济学季刊》第4期, 北京大学出版社。
- 邓曲恒, 古斯塔夫森, 2007: 《中国的永久移民》, 《经济研究》第4期。
- 段成荣, 2008: 《户籍制度50年》, 《人口研究》第1期。
- 李若建, 2003: 《城镇化与户籍制度改革过程中的计划生育政策定位问题探讨》, 《人口与经济》第4期。
- 刘大兴, 1996: 《户口: 中国城市人的绿卡》, 《中国民政》第10期。
- 刘永红, 徐财松, 2006: 《民工荒成因的研究综述》, 《当代经济》第7期。
- 杨风禄, 2002: 《户籍制度改革: 成本与收益》, 《经济学家》第2期。
- 杨凤勇, 李娟, 2007: 《信息不对称理论与农民工就业》, 《商场现代化》12月。
- 张广宇, 杜书云, 2005: 《直接成本、机会成本与农民外出动力: 理论分析和模型实证》, 《中国农村经济》第1期。
- 钟笑寒, 2006: 《劳动力流动与工资差异》, 《中国社会科学》第1期。

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 阎 衍 朱 戎

分报告 1：郑超愚

分报告 2：刘凤良 于 泽 吕志华 张四建

分报告 3：杨天宇

分报告 4：丁守海

分报告 5：陈彦斌

分报告 6：于春海

分报告 7：章艳红

分报告 8：范志勇

分报告 9：宋劲松

分报告 10：孙文凯