

# 目 录

总报告	2007 中期宏观经济分析与预测——流动性过剩下的中国宏观经济.....
报告 1	中国经济增长速度的性质分析.....
报告 2	投资、储蓄与中国经济增长：宏观视角与国际比较.....
报告 3	中国宏观经济形势与政策：技术分析.....
报告 4	中国的外汇、外贸、外资与长期经济发展问题.....
报告 5	拓展再融资渠道解决宏观流动性过剩与微观流动性约束并存的困境.....
报告 6	中国流动性过剩问题研究——现象、本质和对策.....
报告 7	中国外汇储备——成因、后果与对策.....
报告 8	两税合并对企业的影响.....
报告 9	启动居民消费的收入再分配政策研究.....

# 中国经济增长速度的性质分析

中国人民大学经济学院 刘元春

**摘要：**本文利用“潜在 GDP 方法”、“经济周期方法”、“最优经济增长方法”、“全要素生产率方法”以及“结构因素分析”得出以下结论：第一、中国实际 GDP 在接近潜在 GDP 的合意轨道上运行，较低的产出缺口及其较低的波动幅度，使中国来自增长的通货膨胀压力十分微弱；以大规模的固定资产投资推动着中国实际 GDP 与潜在 GDP 在动态上按照较为一致的高速度依次增长，实际 GDP 大规模超过潜在 GDP 的状况在近期不会出现。2、目前中国经济增长刚刚步入繁荣时期，较低的正产出缺口使中国经济在获得高速增长的同时可以避免高通货膨胀。由于推动经济增长的核心力量在于固定投资的高速增长，中国潜在 GDP 与实际 GDP 将在本周期出现交替领先的局面，从而出现“反向软着陆”可能。3、中国较高的储蓄与投资盈余需要较高的投资增长速度，以实现经济增长稳定中的动态调整；4、“刘易斯拐点的到来”是一个伪命题，中国经济活动人口的持续增长、人力资本投资的高速增加以及相应制度改革的支撑，为中国未来高速经济增长提供了劳动力基础，解决失业问题也决定了中国需要持续的高速经济增长。因此，中国经济增长的高速度不仅有其坚实的基础，也是经济健康发展的必要前提。

经过 30 年的高速经济增长，中国高速经济增长是否可持续？是否依然处于最优的经济增长路径之中？是否因为速度过高而产生危机？这些问题已成为社会各界关注的核心问题（黄有光，2007；World Bank,2006, 2007；Woo, 2004）。虽然，很多学者和经济学家对这些问题进行了回答，但如何从多方位的角度对该问题进行科学的分析和评价，依然是一个没有触及的重大问题。因此，本文打算利用“潜在 GDP 方法”、“经济周期方法”、“最优经济增长方法”、“全要素生产率方法”等方法，从总体上判断中国经济增长的性质和经济增长的路径，然后利用结构主义方法，从“投资性质与速度”、“就业约束与人力支持”方面进一步说明中国增长速度的结构性约束与支持。全文结构如下：第一部分分析中国经济增长的总体情况；第二部分分析中国经济增长速度的总体性质；第三部分分析结构视野下的中国经济增长速度的基础；最后一部分进行总结与政策建议。

## 一、整体状况说明

从 1978 年到 2007 年，中国出现连续 30 年的高速经济增长。1978-2007 年，中国平均经济增长速度为 9.82%，平均 CPI 为 4.95%，平均城镇失业率为 3.34%。这些指标使中国超过日本（连续 29 年高速经济增长）而成为世界连续经济增长时间最长的国家。其“高速度”、“低通胀”、“高就业”与“长期持续”的特点也构成了“中国经济奇迹”的核心。与同期世界各国经济增长指标相比，中国经济增长速度超过发达国家 6 个多百分点，超过发展中国家 5 个多百分点，超过东亚高速经济增长国家 3 个多百分点（参见图 2）。

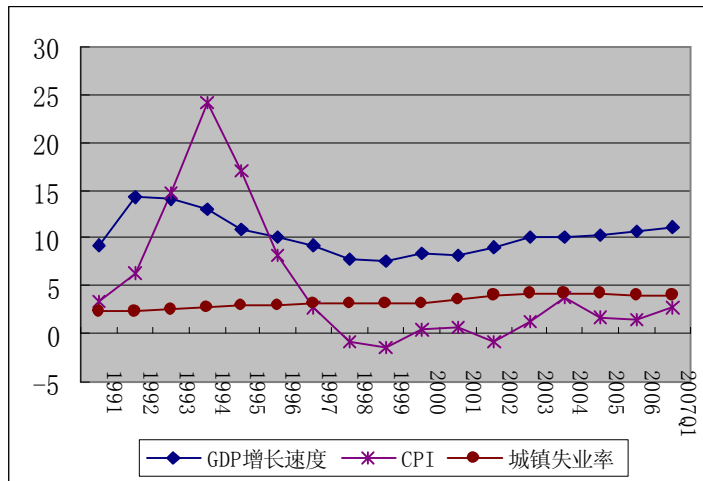


图 1、中国经济增长指标

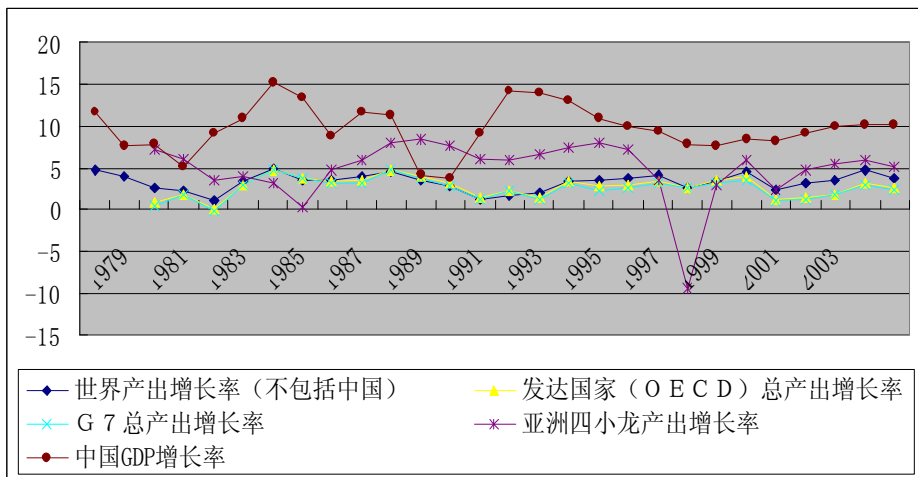


图 2、中国经济增长率与世界比较

在高经济增长的同时，中国经济增长自 90 年代后期在总量上出现了另一个特征——高水平条件下状态下的大缓和 (**Great Moderation**)。中国经济波动进入平稳期，其波动水平基本与 G7 国家处于同一个水平区间 (参见图 3)。特别

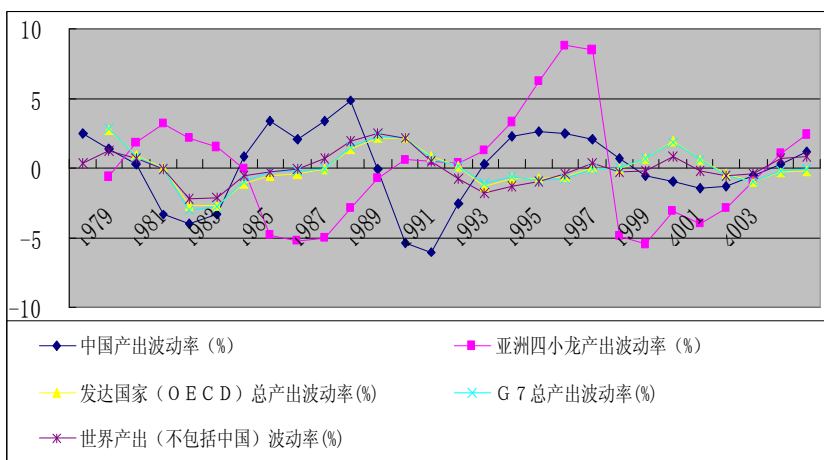


图 3、中国产出波动率与世界比较

是自 1997 以来，中国宏观经济波动发生了一个质的变化。1997 年之前中国经济波动（方差）为 10.14，而 1997 年以后为 0.91。利用“H—P 滤波”和“带通滤波”而获得的每一年的产出缺口（或产出波动量）（ $y_{ht}$ 、 $y_{bt}$  分别表示，图 4 和图 5 中令  $D_{ht} = y_{ht}^2$ 、 $D_{bt} = y_{bt}^2$ ）自 1997 年后出现大幅度的收缩，中国经济越来越在潜在 GDP 附近进行运行<sup>1</sup>。

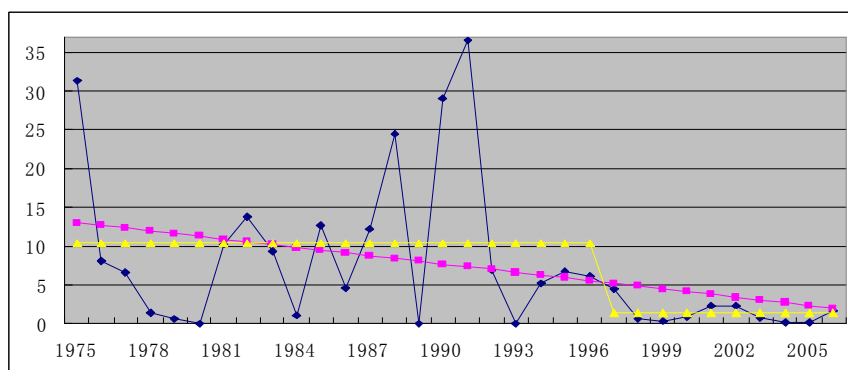


图 4、 $D_{ht}$  的变化趋势<sup>2</sup>

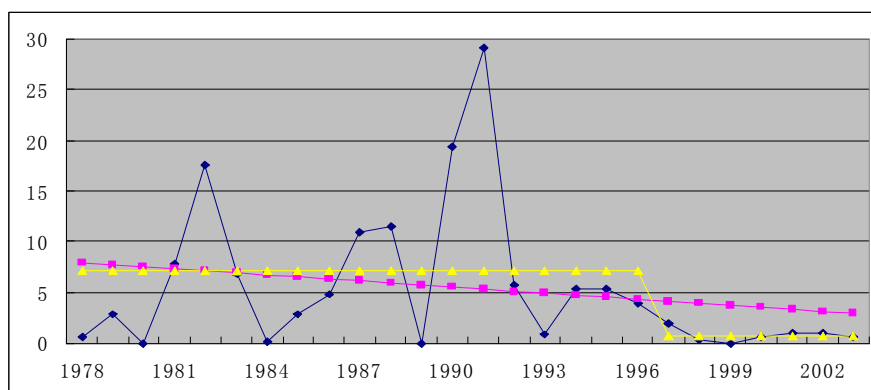


图 5、 $D_{bt}$  的变化趋势

在“增长高速、波动缓和”等总量特征十分明显的同时，中国经济增长出现了大量结构性特征：

#### 第一、工业化成为增长的主旋律。

在经济增长的产业结构中，中国经济增长并不像世界发达国家和一般新型市场经济国家，其核心源泉不来源于第三产业，而是第二产业，第二产业的经济增长速度始终高于整体 GDP 的增长速度。在中国进一步融入世界经济体系的新世纪，该趋势得到明显的回归和强化。1978 年-2006 年我国第二产业增长速度平均

<sup>1</sup> 具体技术分析可以参见《开放宏观经济分析与中国案例研究》（刘元春，2005）和《中国经济波动缓和化分析》（孙稳存，2007）。

<sup>2</sup> 图 4、5 中用  $y_{ht}$  表示通过 H—P 滤波而获得的每一年的产出缺口（或产出波动量），用  $y_{bt}$

表示通过带通滤波而获得的每一年的产出缺口（或产出波动量），令  $D_{ht} = y_{ht}^2$ 、 $D_{bt} = y_{bt}^2$ 。

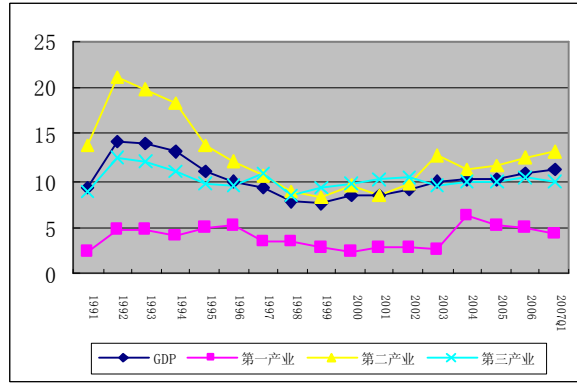


图 6、经济增长的产业结构

达到 11.63%，高于 GDP 增长速度 1.81 个百分点，高于世界第二产业增长速度 6.1 个百分点。最近四年有逐步扩大的趋势，第二产业的增长速度平均达到 12.95%，高出 GDP 平均增长速度 2.4 个百分点，制造业在出口和世界制造业的比重也大幅度攀升 3-4 个百分点。

第二、国民收入支出结构发生变化，投资和出口逐渐取代消费成为经济增长的核心动力。

1978-2006 年中国国民消费占 GDP 的平均比重为 61.4%，资本形成占 37.3%，净出口占 1.3%。总体结构较为合理。但是，近 5 年来出现了国民收入支出结构大幅度变化，消费占比快速下降，2005 年消费占 GDP 比重仅为 51.9%，比平均值低 9.5 个百分点，比历史最高值 1981 年的 67.1% 低 15.2 个百分点，比发达国家近年来的平均水平低 30 个百分点。

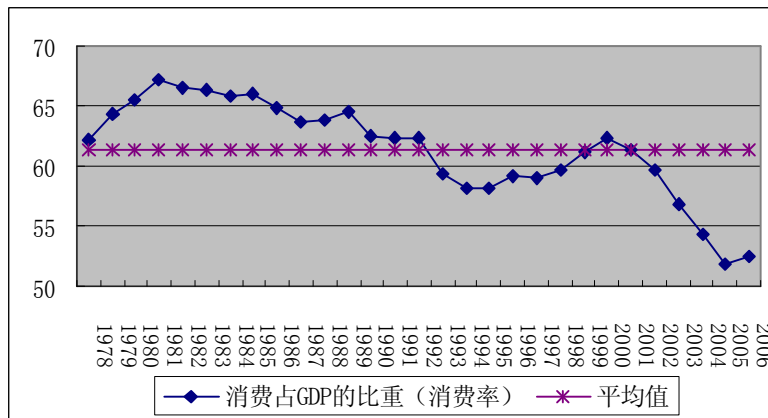


图 7、消费占比

与此同时，我国近期的资本形成占比（投资率）与净出口占比却大大高出平均值。2004 年资本形成占比（投资率）达到 43.2%，高出我国平均水平 6 个百分点，世界平均水平 18 个百分点。2006 年净出口占比达到 6.61 的历史最高点，高出平均水平 5.3 个百分点。

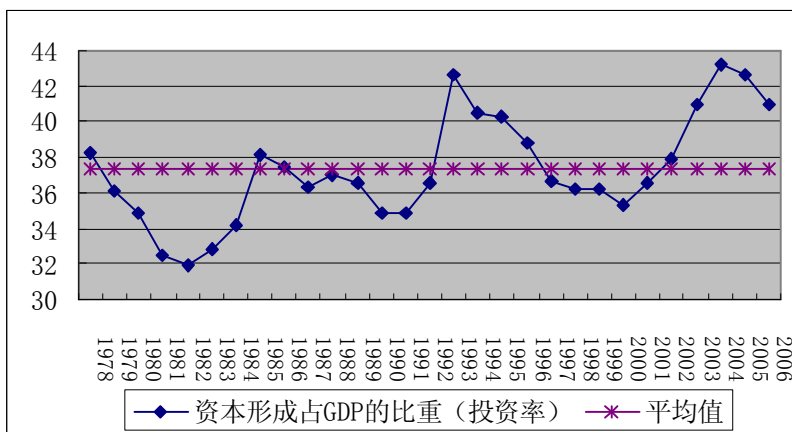


图 8、资本形成占比

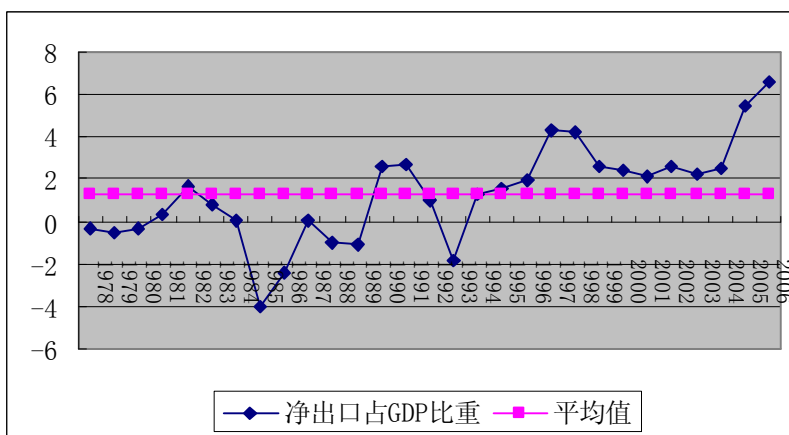


图 9、净出口占比

在经济增长贡献份额中，经济增长的格局变化更为明显，净出口对经济增长的贡献率从新世纪以前不到 1% 的平均水平，飙升到 2005 年的 25.8%，而消费贡献率却从 1999 年的 76.8% 下降到 2005 年的 36.1%，“消费、资本形成、净出口”成为经济增长源泉的三驾马车<sup>3</sup>。

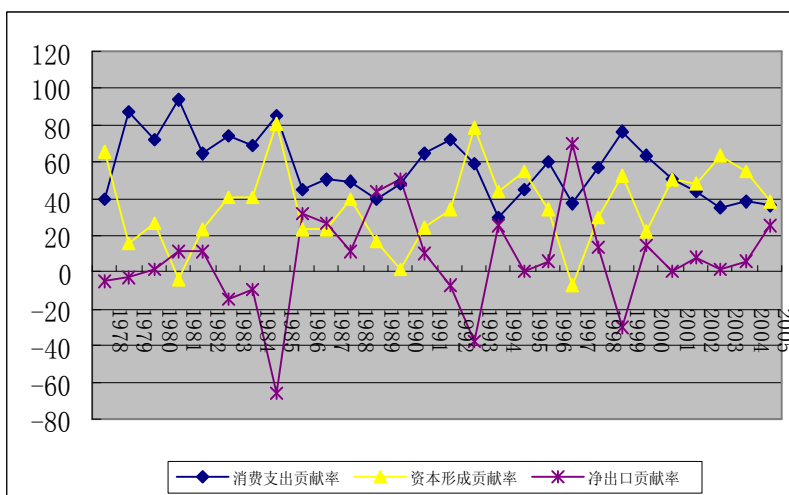


图 10、中国经济增长来源

<sup>3</sup> 1978-2005 年资本形成、消费与净出口在经济增长的平均贡献率分别为 36.3%、56.7%和 7%。

## 二、中国经济增长速度的总体性质判断

中国经济增长长期持续高速增长，到 2007 年第一季度，经济增长速度更是加速到 11.1%，使大量专业人士认为，中国经济增长可能已经偏离了其合理的区间，投资速度的持续偏高可能使中国经济在短期面临过热的压力，而长期面临全面产能过剩的危机；与此同时大规模的出口和过高的储蓄，可能使中国经济在遭遇福利恶化的同时出现面临跨期不均衡的问题（王健，2005）。这些疑虑是否存在科学的依据，是否可以通过经济增长速度、投资速度以及储蓄水平简单的横向数字比较就可以得出结论？回答的核心要点在于根据中国经济的特征选择科学的评价体系。

本文选择“潜在 GDP 方法”、“经济周期方法”、“最优经济增长方法”、“全要素生产率方法”等方法来对中国目前经济增长速度是否过快进行判断，其核心原因在于：第一、经济增长是否过快或者该速度是否可以持续，必须看构成经济增长的供给和需求是否达到平衡，是否使各种资源得到全面的利用，而“潜在 GDP 方法”就是通过测算经济的实际产出与各种投入要素达到充分利用时产出水平的差异，来说明实际经济增长是否存在可持续的资源支持，是否供求在长期和短期都存在相对的平衡。第二、“经济周期方法”可以根据测算经济增长波动的性质，来说明经济增长未来的发展趋势，在很大程度上，它是“潜在 GDP”动态化和长期化的延续。第三、“最优经济增长方法”实际是在长期消费最优的约束下，分析经济增长成果是否在资本形成与消费之间得到很好的配置，从而达到经济增长的动态最优。因此，该方法实质上考察了经济增长在短期消费与长期支持或短期支持与长期消费之间的权衡，在很大程度上弥补了“潜在 GDP”方法在动态考察的不足。第四、“全要素生产率方法”主要通过测算除要素投入以外的经济增长的源泉——TFP。该比值在市场环境相对稳定的状态下可以较为全面地反映资源配置的效率对经济增长的贡献，所以通过全要素生产率的动态变化来反映出经济增长是否收到资源投入的约束。所以，上述四种方法在本质上是对经济增长性质不同侧面的一个反映。

### 1、潜在 GDP 分析方法

潜在 GDP(产出)是指当经济中各种投入要素达到充分利用，特别是失业率达到非加速通货膨胀的失业率（NAIRU）时的产出水平。其估算方法包括 3 大类：

一是经济结构关系估计法。该方法主要以凯恩斯主义理论为基础，最常测算方法就是的生产函数法（production function approach, PFA）。该测算方法认为，产出取决于资本投入或现有资本存量、劳动投入和全要素生产率。潜在产出可以通过这些变量之间的关系估计得到。从经济理论上讲，生产函数法全面结合和体现了经济增长理论，有很强的理论基础。但其问题和不足是该方法对数据的要求较高，生产函数中的一些变量无现成数据，需要估算，如资本存量、非加速通胀失业率以及技术水平等，尤其在中国经济数据严重缺失的情况下，且估算的准确性和真实性也有待提高。

二是统计滤波技术法。该方法主要以新古典宏观经济理论为基础，主要包括线性趋势法、BN 分解方法、UC—Kalman 滤波法、HP 滤波法等。这些方法不考

考虑变量间的经济关系，采用各种统计和计量技术，剔除实际产出中的暂时性成分，得到实际产出的趋势值，以此来估算潜在产出。此类方法优点是对数据要求低，一般只需实际产出值即可，数据较易获得且真实性有保证，缺点是缺乏经济含义，不利于对结果的经济分析。

三是经济结构和滤波技术相结合的方法。这一类方法主要有多变量时间序列模型法。主要利用的统计方法包括 VARs (vector autoregressions) 法和 SVARs (structural VARs) 法。该类方法虽然在一定程度上集合了经济结构法和滤波技术法的优点，但其理论基础主要依据“NAIRU”和“奥肯定律”之间的关系。由此，对于那些失业数据和“奥肯定律”不适用的经济体系，该类方法却集合了上述两种方法的缺点。

考虑到我国经济结构和数据特征，为了从多方面反映我国潜在 GDP 的状况，本文选择生产函数法、线性趋势法、HP 滤波、BP 滤波和状态空间—卡尔曼滤波法五种方法来估算我国 1995—2006 年的潜在产出与产出缺口<sup>4</sup>。

虽然不同的方法有各自的优点和缺点，但是，我们从计量结果来看，我们发现对于近年来中国经济增长的状态以及宏观经济运行状态的反映却具有高度的一致性。生产函数法表明，自 2004 年以来，实际 GDP 与潜在 GDP 十分接近，产

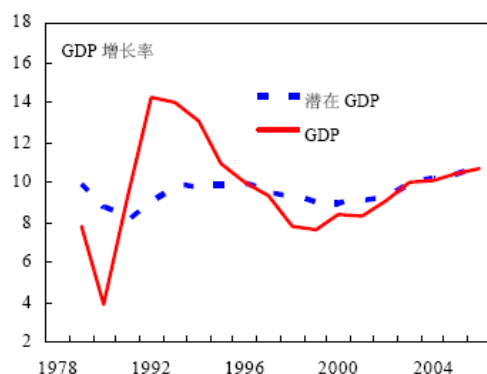
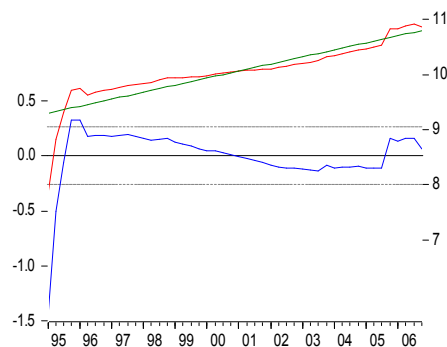


图 11、生产函数法的实际 GDP 与潜在 GDP



<sup>4</sup> 为了节省篇幅和阅读的方便，本文忽略具体的计量方法的说明以及数据处理过程。该部分可以参见刘元春、阎文涛 (2007)。



图 12、线性趋势法

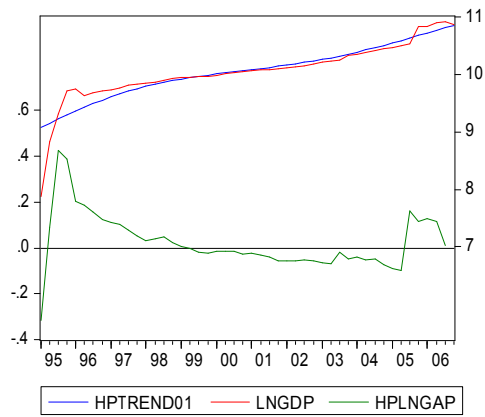


图 13、HP 滤波

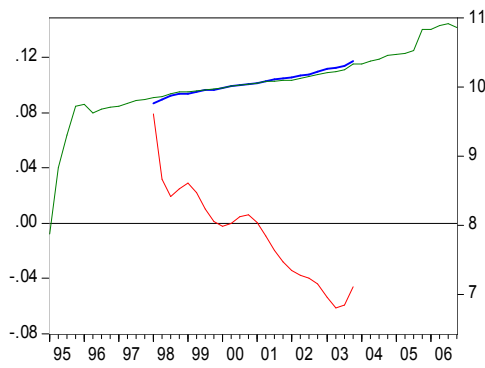


图 14、BP 滤波法

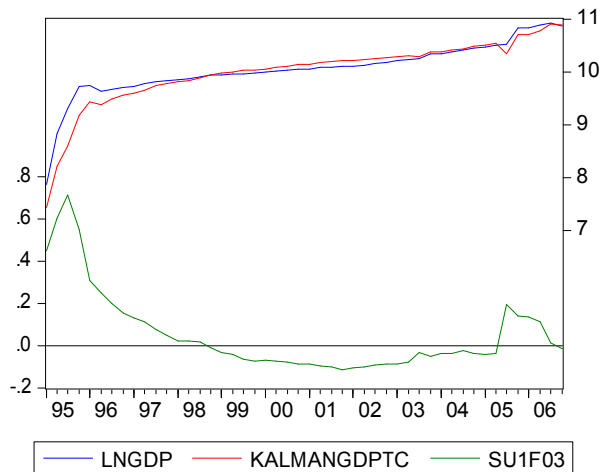


图 15、状态空间-卡尔曼滤波法

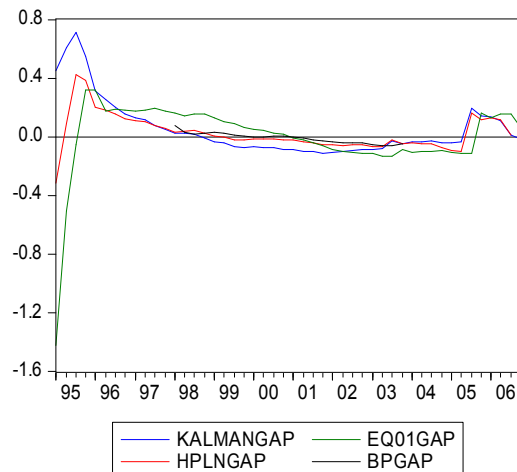


图 16、采用卡尔曼滤波、HP 滤波、BP 滤波和 EQ 法的产出缺口

出缺口接近于 0，说明中国经济增长近期处于十分合意的经济增长区间。而线性趋势法、HP 滤波法、BP 滤波法以及状态空间-卡尔曼滤波法在反映同样发展趋势的同时，进一步提供了其他信息：第一、2005-2006 年中国实际 GDP 略高于潜在 GDP 水平，其幅度在 2% 以内，通货膨胀的压力十分轻微；第二、2006 年后其中国经济出现向潜在 GDP 回归的趋势，而没有像通常预测的那样中国经济将必然从“过快向过热”转变。我们可以从数据结构得出导致这种异样的计量结果的原因。那就是本轮经济增长的核心在于资本形成，大规模的固定资产投资在成为有效需求，使实际 GDP 接近或超过潜在 GDP 或供给，但是，这些固定资产投资在下一期或下几期就成为实际生产过程中的资本，使潜在 GDP 或潜在供给规模不断扩大，从而使扩大的产出缺口缩小，出现潜在 GDP 与实际 GDP 先后按照高速度进行增长。这在很大程度上揭示了中国近期持续的高速经济增长并没有带来通货膨胀或经济过热的原因。

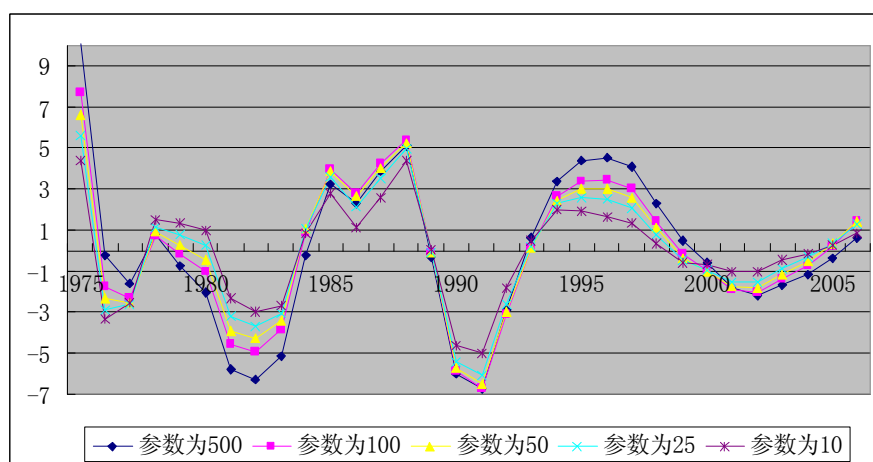
由此，从潜在 GDP 法我们可以得出以下基本结论：中国实际 GDP 在接近潜在 GDP 的合意轨道上运行，较低的产出缺口及其较低的波动幅度，使中国来自

增长的通货膨胀压力十分微弱；以大规模的固定资产投资推动着中国实际 GDP 与潜在 GDP 在动态上按照较为一致的高速度依次增长，实际 GDP 大规模超过潜在 GDP 的状况在近期不会出现。

## 2、周期分析方法<sup>5</sup>

周期分析方法在一定程度上是潜在 GDP 分析方法的一个延续和补充。从潜在 GDP 分析方法可以看到，2003 年中国经济开始向潜在 GDP 回归，2005-2007 年实际 GDP 水平轻微超过了潜在 GDP 的水平。但是，我们难以说这种状况在经济演变过程中的位置和进一步发展的趋势。而周期分析方法却可以通过确定周期的长度、周期的波峰与波谷来解决这些问题。

周期分析方法一般包括波峰-波谷的周期描述法、时间趋势法和各种滤波方法。这些方法在处理经济周期上各有特点。为了配合前面的分析我们主要采取 H-P 滤波法<sup>6</sup>和时间趋势法<sup>7</sup>。从图 17 我们可以看到，本次经济周期从 2002 年开始摆脱经济萧条的困境，出现复苏，其核心动力机制就在于 2001 年中国加入世界贸易组织（WTO），使出口 20%-40% 的高速增长。最为突出的标志就是 2004 年中国经济彻底摆脱通货紧缩的约束而开始步入繁荣期。虽然 2005-2007 平均经



<sup>5</sup> 本部分数据 and 计量处理来源于郑超愚(2006)、孙稳存(2007)。

<sup>6</sup> H-P 滤波是一种双侧线性滤波，它通过使平滑序列  $s$  和原序列  $y$  之间的方差最小化来计算平滑序列  $s$ ，方差最小限制条件是一个关于  $s$  二阶差分的罚函数。即选择  $s_t$  使下式最小：

$$\sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1})]^2, \text{ 式中 } \lambda \text{ 是正数, 是控制序列 } s_t \text{ 平滑度的惩罚参数, } \lambda \text{ 越大, 序列 } s_t \text{ 越平滑。}$$

<sup>7</sup> 时间趋势法认为，经济的增长趋势是一条平滑的直线，只与时间有关系，产出水平和就业水平均因为受到周期性变动的干扰而偏离各自的趋势值。这种方法中最简单的一种就是指数趋势法，即将经济变量的对数与时间之间的关系假设如下： $\ln(y_t) = a + bt + \varepsilon_t$ ，而经济变量对数的趋势值为  $\ln(\hat{y}_t) = a + bt$ ，而经济周期成分则为  $\varepsilon_t$ 。对上式进行 OLS 估计就可以得到潜在水平（经济变量对数的估计值）和周期成分（残差  $\varepsilon_t$ ）。

图 17、H—P 滤波去势后的经济波动情况

济增长都超过 10%，但中国经济还仅仅处于繁荣期的初期阶段，中国经济持续的高位运行还将持续相当一段时期。

从图 18 的时间趋势法所看到的经济周期与潜在 GDP 关系中，我们将更为明进一步证实上述的判断。2004 年实际 GDP 回归于潜在 GDP，使中国经济摆脱产出缺口的通缩压力，2005-2007 年虽然实际 GDP 略高于潜在 GDP，但其幅度远远低于历史上的幅度——1985 年实际 GDP 与潜在 GDP 的比值为 1.075，1994 年为 1.08，而 2006-2007 平均为 1.018。根据中国菲力普斯曲线与相关参数的外推，我们可以看到 0.018 的产出缺口并不构成实际性通货膨胀的压力。

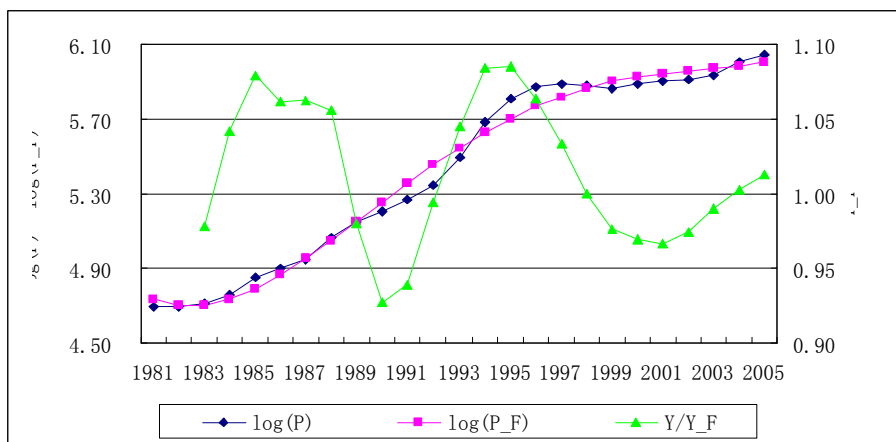
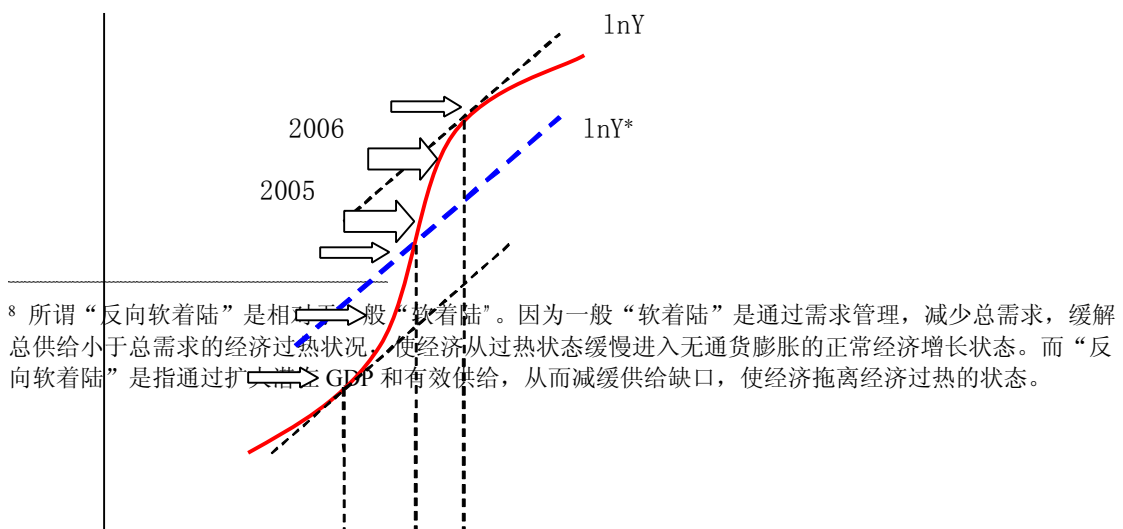


图 18、时间趋势法与中国经济周期

如果把图 18 转换为经济周期相位图，则可以得到图 19。我们可以清晰看到潜在 GDP 与实际 GDP 在不同经济增长的周期阶段所呈现的不同的相对特征。2005-2006 是实际 GDP 回归潜在 GDP 过程中加速度最快的年份，但绝对增长速度却没有达到最高点。当中国经济增长速度在 2007 年以后绝对速度达到顶点时，其加速度出现较大幅度的减缓，潜在 GDP 的增长速度开始追赶实际 GDP 的增长速度。出现在投资推动下，由于潜在 GDP 增长或供给增长缓解宏观过热的“反向软着陆”

8



8 所谓“反向软着陆”是相对于一般“软着陆”。因为一般“软着陆”是通过需求管理，减少总需求，缓解总供给小于总需求的经济过热状况，使经济从过热状态缓慢进入无通货膨胀的正常经济增长状态。而“反向软着陆”是指通过扩大总需求和有效供给，从而减缓供给缺口，使经济拖离经济过热的状态。

2004

2002/2003

2001

$t_1 \quad t_2 \quad t_3$

图 19 经济扩张过程与经济周期相位

因此，从经济周期分析，我们可以看到，目前中国经济增长刚刚步入繁荣时期，较低的正产出缺口使中国经济在获得高速增长的同时可以避免高通货膨胀。由于推动经济增长的核心力量在于固定投资的高速增长，中国潜在 GDP 与实际 GDP 将在本周期出现交替领先的局面，从而出现“反向软着陆”可能。

### 3、最优增长路径

潜在 GDP 分析方法与经济周期分析方法只提供了增长本身数量性质的分析，而没有提供积累、增长、消费以及代际跨期决策的分析。这个缺点被现代最优增长理论的发展和实证研究所弥补。

一般而言，最优经济增长路径应当在各期投资-消费约束下，能够满足目标期社会效用最大化的增长轨迹<sup>9</sup>。利用经典的最优经济增长模型——**拉姆齐-凯恩斯模型和戴蒙德模型**，我们往往可以得到通常衡量一个经济界增长路径是否符合最优经济增长的两个标准：标准 1：拉姆齐-凯恩斯规则——一条最优增长路径应当具有这样的特征，即在每时刻人均消费的社会边际效用的下降速率等于资本边际产品减去时间偏好率；标准 2：黄金律水平-动态有效性——一个分散化经济中的资本积累可能超过黄金律水平，从而产生帕累托无效率的配置。如果一个平衡增长路径上的真实报酬率 ( $f'(k^*) - \delta$ ) 小于经济增长率，则该平衡增长路径就是动态无效率。

在实证检验中，考虑到数据的可获得性以及不确定性问题，上述检验标准被不同的经济学家进行了修正：1) Romer (2002) 将真实报酬率 ( $f'(k^*) - \delta$ ) 用总资本收入减去折旧后与资本存量价值之比来进行估计，使动态有效标准变为资本净报酬率与经济增长之间的比较；2) 埃布尔、曼昆、萨默斯和泽可豪泽 (1989) 提出了不确定世界中判断动态有效性的衍生标准——净资本收入大于投资<sup>10</sup>。

<sup>9</sup> 一般最优经济增长路径可以看作满足下列各式的最优控制问题：

$$\max \int_0^{\infty} U[c(t)] dt \dots s.t. \dots \frac{\delta K}{\delta t} = f(K) - c(t)$$

$$K(t_0) = K_0, K(t_1) = K_1$$

本文对于具体的数理分析过程从简，详细请参看 Mankiw (1989)、Romer(2002)、Lucas (2003)。

<sup>10</sup> 在确定世界中的动态有效性的标准往往是实际利率与大于经济增长率。但在不确定世界中实际利率与净资本收入存在很大的差异，如风险溢价问题。中国的风险以及利率管制等因素决定了我们只能采取不确定世界的衡量标准。

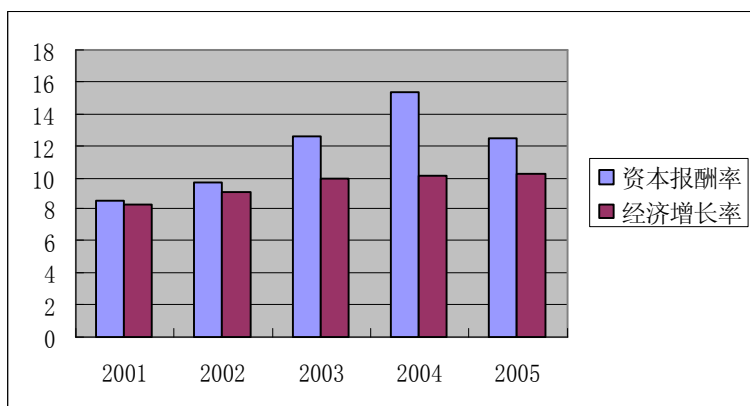


图 20、近期中国净资本报酬率与经济增长率的比较

按照 Romer (2002) 的测算方法, 利用国民收入帐户体系测算出总资本收入与折扣, 进而获得净资本收入。如图 20 所示, 2001-2005 年的资本净收益率基本保持在 8.5-15.4% 的区间, 都高于同期的经济增长率, 满足动态有效性标准<sup>11</sup>。

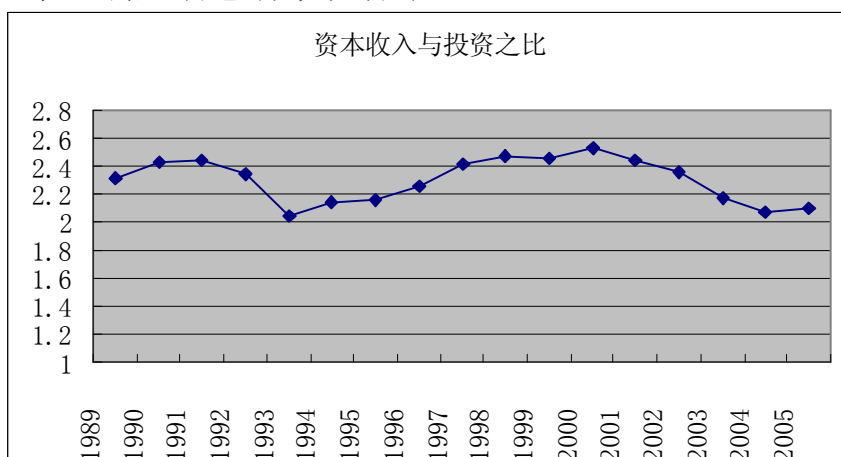


图 21、中国资本收入与投资之比

按照埃布尔、曼昆、萨默斯和泽可豪泽 (1989) 的方法, 1989 年-2005 年资本收入水平与远远高于投资水平, 其平均比值达到 2.3, 虽然 200-2006 年该比值一直处于下降趋势, 但是依然高于 1, 按照 Mankiw 的标准, 中国经济增长依然处于动态有效性范围。

上述检验似乎与人们通常的感觉有差异, 人们总认为我国现有投资、积累和经济增长速度过高 (特别是进行国别比较), 但是, 如果考虑到中国经济以下的特点, 我们将看到上述分析具有一定的合理性: 第一、中国经济自 90 年代进行的全面社会化改革, 使其具有高度不确定性, 居民人均消费的社会边际效用由于消费函数的变化而急

<sup>11</sup>世行 2006 年 5 月发表的《中国经济季报》表明: “国有企业的资本回报率自 1998 年的 2% 增长至 2005 年的 12.7%, 非国有企业在同期从 7.4% 上升到 16%。这意味着中国工业企业的 2005 年的平均净资产回报率超过 15%。” 该测算比我们的测算要高, 但进一步证明了我们的分析结论。

剧下降，延迟消费与储蓄成为社会保障体系缺乏的替代策略，即期效用最大化与未来补偿性消费的决定高投资；第二、由于大量潜在劳动力供给的存在以及 90 年代后期以来技术进步主要体现为劳动力偏向型进步<sup>12</sup>，使高速资本投入并没有产生强烈的资本边际产出递减现象；第三、新世纪以来，资本收益率的提高不仅支撑了经济增长和投资速度的提高，而且有效的支撑了当期的消费，没有影响消费最优的积累，就是动态有效积累。

#### 4、总体资源配置效率

全要素生产率 (TFP) 又称索罗余值。利用它可以用来衡量在假定除生产要素投入以外的经济增长源泉。一般而言，在假定生产函数不存在规模经济的情况下，由于技术进步、制度改进、规模经济等因素可以使 TFP 得到提高。因此，TFP 的时间序列也往往用来衡量一定时期内资源配置效率的状况。其基本方法就是，利用生产函数  $Y_t = A_t K_{t-1}^{1-\delta} L_t^\delta$ ,  $0 < \delta < 1$ ，其中  $A_t = e^{a_0 + gt + a_t}$ ，对该式进行对数变换，得到全要素生产率  $a_t = \ln Y_t - (a_0 + gt + (1-\delta)\ln K_{t-1} + \delta \ln L_t)$ 。经过计量，我们得到

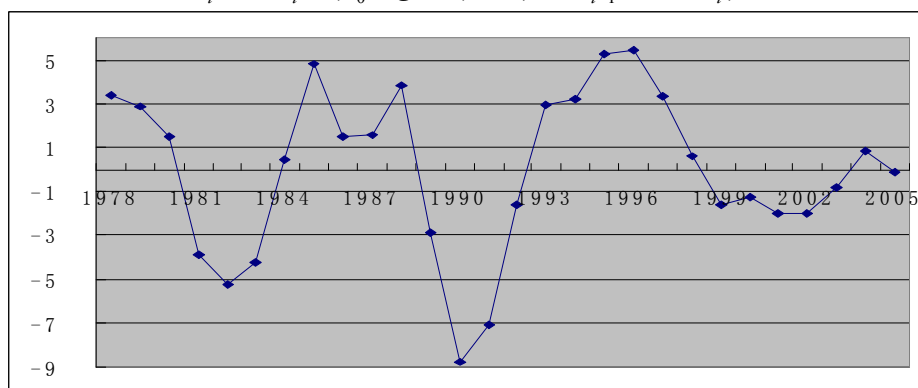


图 22、中国全要素生产率变化

图 22 的结果。

从图 22 我们可以看到，中国全要素生产率在整个市场化、工业化与国际化进程中出现巨大的波动，在本经济周期中，虽 TFP 在 1998-2002 年出现下滑现象，但是，2003-2006 年基本处于上升区间，说明整体资源配置效率在提高<sup>13</sup>。

### 三、中国经济增长的结构性约束与支撑

<sup>12</sup> 劳动力偏向型技术进步可以简单地用以下生产函数表示： $Y = f(K, AL)$ 。

<sup>13</sup> 用修正后的 GDP 数据来计算，我们得出全要素生产率(TFP)在 1978-2006 间的年均增长水平为 3.51%，对中国增长的贡献为 38%，这一贡献高于资本积累对增长贡献。其中 2003-2006 年年均增长速度明显高于平均水平。

## ——资本形成与劳动力因素分析

经济增长的约束和支撑来源于资本形成与劳动力的供给状况。一种高速度的经济增长需要各种要素投入持续有效的增加。因此，在分析中国经济增长的结构性约束与支持，我们需要从投资速度和人口两个方面深入探讨以下问题：1)中国高速度的资本形成是否存在坚实的基础，闲置资源的充分理由需要多高的经济增长速度？2)中国目前的投资增长速度是否过高，是否可持续？3)中国劳动力供给是能够支持中国高速增长，刘易斯拐点是否已经到来？4)中国的就业约束是否需要高速经济增长？

### (一) 投资速度分析

#### 1、高投资增长、高速经济增长的储蓄基础

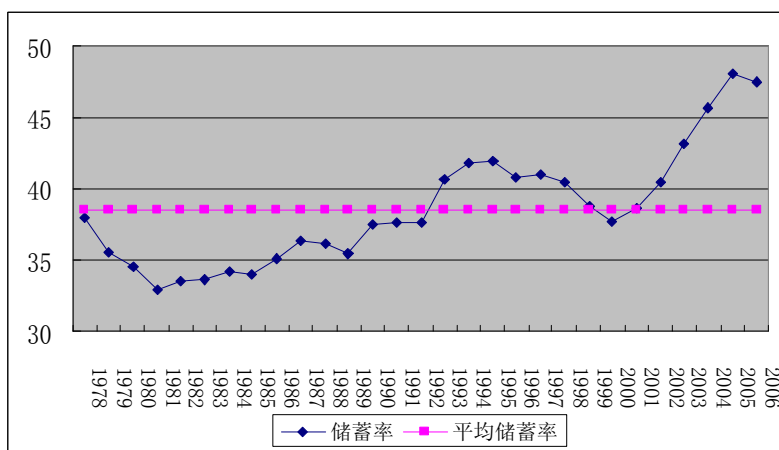
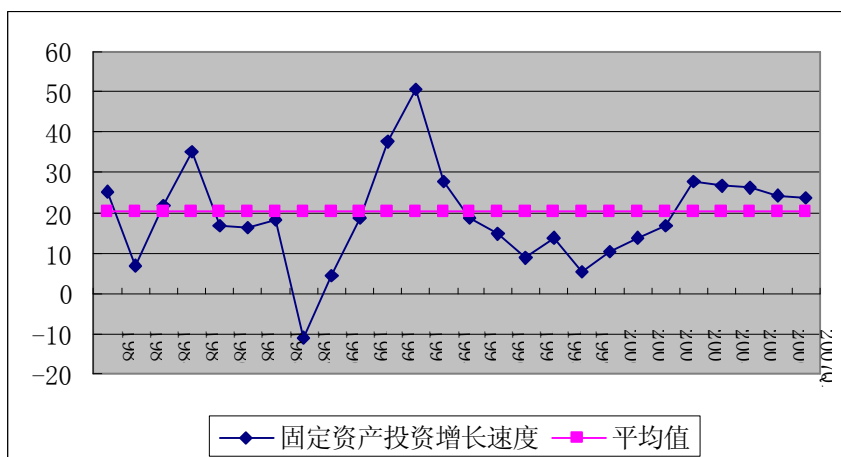


图 23、中国储蓄率

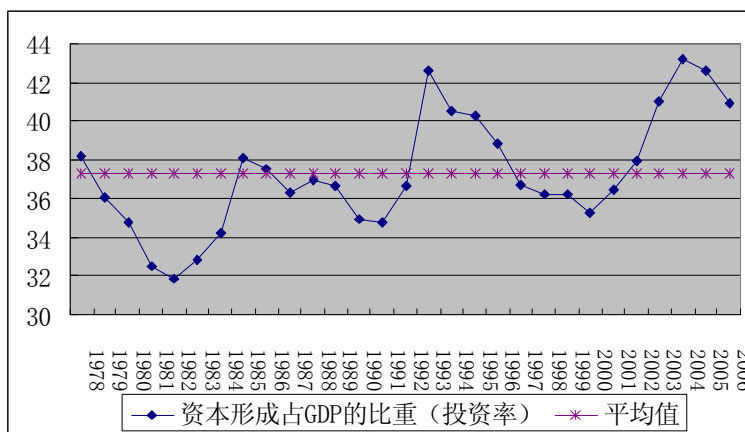
中国之所以在近 30 年中能够保持平均 9.82% 的高速经济增长，其中一个关键原因就在于其较高的储蓄率。1978-2007 年中国储蓄率达到了 38.57%。这种高储蓄支撑了我国的高投资率和资本形成率，1978-2007 年的平均固定资产投资增长速度达到了 20.41%，使平均资本形成占 GDP 的 37.3%。本轮经济周期出现高涨的核心力量更体现在高储蓄-高投资-高资本





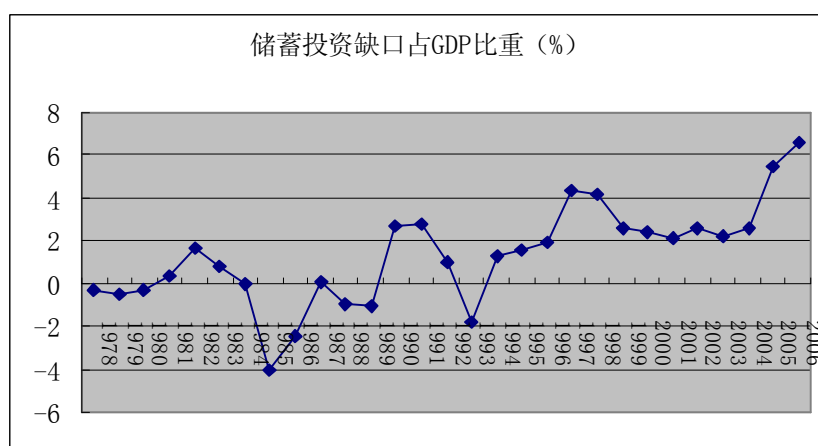
**图 24、中国固定投资增长速度**

形成率之上。从 2000 年开始，中国储蓄率出现了加速增长的态势，从低于平均水平的 2000 年 37.7% 上涨到 2005 年的 48.1%，2000-2006 年储蓄率年平均提高 1.41 个百分点。这直接导致了 2000-2003 年固定投资加速增长河投资率的快速增长。另外从中国储蓄决定的因素来看，中国短期内不会出现储蓄水平大幅度下降的现象。



**图 25、中国资本形成占 GDP 的比重**

不过，应当说明的是，2000-2007 年快速的投资和资本形成率是否已经耗竭了中国国民收入所形成的储蓄。投资速度无法维持目前的高速增长水平，或没有进一步提升的余地。判断的核心标准有两个方面：一是否存在剩余储蓄；二是在储蓄不足的情况能否获得国外投资和资源弥补本国资本形成储蓄的不足。从中国储蓄-投资缺口状况，我们可以看到，中国一直存在大量的储蓄-投资剩余，并且投资-储蓄缺口自 2000 年以来不断扩大，2006 年该缺口达到了 GDP 的 6.6%，而 2007 年该比值估计会超过 10.5%。从理论上我们知道，储蓄意味着没有消费的收入，投资-储蓄缺口就意味着还存在闲置的资源供投资所用，意味着宏观经济存在外部不均衡和内部结构性问题。因此，目前中国的投资不仅有大量储蓄基础，而其相对储蓄率而言，投资速度过低了。



**图 26、中国投资-储蓄缺口占 GDP 的比重**

事实上，如果将中国储蓄-投资剩余缩小到 GDP 的 2% 范围以内，那么按照中国目前的储蓄，我国的投资占 GDP 的比重将提高 6-8 个百分点，这将使固定投资增长速度在 2006 年的基础上提高 12 个百分点左右，使中国的潜在 GDP 在

原有的技术基础上<sup>14</sup>提高近 5 个百分点<sup>15</sup>。

## 2、经济循环中的高投资率

单纯从储蓄和物质财富的角度，高投资具有持续的基础。但是，中国经济运行是否能够承受现有的投资率和固定投资的持续高速增长？

一种很典型、也是十分流动的主流观点认为，中国投资速度过高，判断的基础依据是中国投资率不仅高于发达国家，而且高出所有的发展中国家。一种结构主义的理论分析（王建，2004，2005）给予了这种数字判断的理论基础<sup>16</sup>。结构主义分析认为，中国投资率严重偏高，高投资率不仅导致了产能过剩，而且使中国在被动出口中带来外部经济的严重失衡，引发外汇储备过剩、流动性过剩、宏观经济过热以及进一步的固定资产投资高速增长，进而导致中国经济走向危机的边缘，出现“投资规模增加 → 国内供给能力增加（超过国内吸收能力） → 净出口增加（吸收国内供给能力） → 外汇储备增加 → 货币供应增加 → 信贷规模增加 → 投资规模增加 → …”的恶性循环。因此，中国经济运行状况不能接受目前的高投资率和投资的高速增长，中国未来经济政策的核心应当落脚到控制和缩小固定资产投资增长速度之上。

结构主义的分析方法和理论有道理吗？它的政策主张能够得到相应的证实吗？判断依据应当是：第一、中国持续高速的固定资产投资是否带来产能过剩？第二、中国投资是否因为过速而带来投资瓶颈问题？第三、中国投资是否带来投资效应临时短暂或持续的下滑；第三、中国大规模的外贸顺差以及出口增长速度的提高是否是中国产能过剩的被动产物？

第一、高速度的固定资产投资没有带来生产能力过剩问题。其最为突出的表现是，本扩张阶段的高速投资速度并没有带来生产资料价格的快速上涨也没有带来零售商品价格的下降。中国经济没有出现普遍的要素短缺或产能过剩问题。2002-2007 上半年，平均生产资料价格上涨幅度在 6%以内，工业品出厂价格上涨幅度不到 4%，而食品价格的核心消费物价平均上涨不到 1.4%。利润率一直保持在较高水平。生产资料价格—PPI—RPI—CPI 价格指数传递率逐级—逐年的下降，也说明了中国宏观经济对于各种成本冲击的化解能力大幅度提高。2007 年上半年出现的生产者价格指数（PPI）与原材料、原油和动力购进价格指数差距的缩小，进一步说明中国没有出现产能过剩的问题。

---

<sup>14</sup> 2001-2006 年我国投资-GDP 增长弹性系数平均为 2.381。

<sup>15</sup> 该数据并不是说中国的实际 GDP 增长速度将提高 5 个百分点，因为在投资与储蓄平衡时，净出口也将达到平衡，外需将大幅度削减，在消费水平没有变化的前提下，实际有效需求也将大幅度下降。投资-储蓄的平衡带来只是大规模的产能过剩，实际 GDP 增长将大大小于潜在 GDP 水平。因此，本处的分析并不是主张中国在短期大规模提高固定资产投资增长速度，而是一个可能性的分析。

<sup>16</sup>郑超愚（2007）对结构主义和货币主义对中国经济运行的认识进行了较为深入的分析。

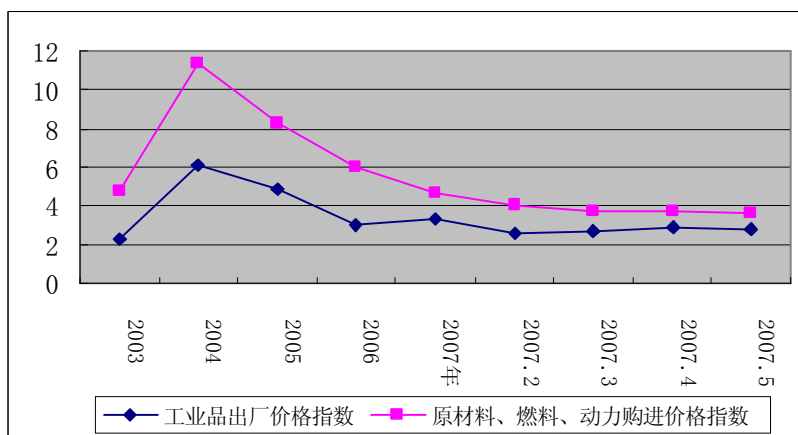


图 27: 2003-2007.5 工业品出厂价格指数与原料、燃料、动力购进价格指数

第二、2002-2007 阶段的“高速度”固定资产投资增长速度从中期来看并没有导致我国出现长期的产业瓶颈问题。2003-2004 由于经济扩展导致的原材料、燃料、动力、交通运输等产业瓶颈问题目前基本得到缓解，其价格上涨幅度基本处于正常区间。其中最为核心的指标就是固定资产投资价格指数一直保持十分平稳的状态。1991-2006 年，固定资产投资价格指数增长幅度均值为 5.59，2003-2006 年固定资产投资价格指数虽然在提高，但一直低于平均水平。

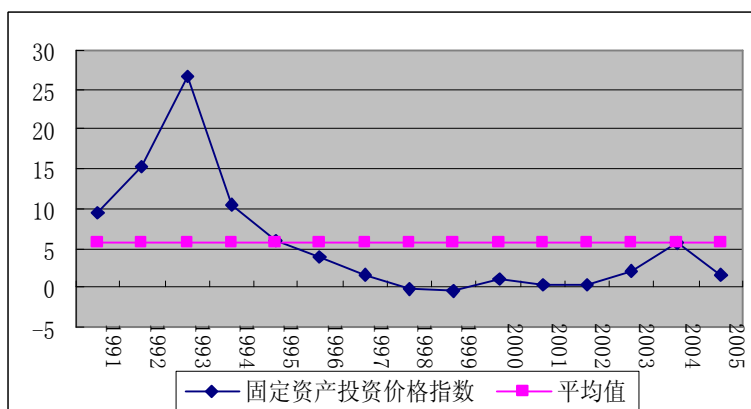


图 28: 我国固定资产投资价格指数

第三、本轮高速度固定资产投资增长与前两个周期的投资膨胀有着本质的差别，它是市场选择的结果，有其坚实的效益基础。资金来源日益市场化，2006 年，政府投资（包括中央政府、地方政府及各种基金）仅占全部融资的 13.6%，银行资金占 19.8% 企业自筹资金（如体外循环资金）和各种外资占比高达 60% 以上；投资主体也日趋市场化，2006 年全社会固定资产投资构成中，非国有部门的比重达到 68.6%；利润率和资本收益率持续高位攀升。1-5 月份，全国规模以上工业企业（年主营业务收入 500 万元以上的企业，下同）实现利润 9026 亿元，比上年同期增长 42.1%。工业经济效益综合指数 200.41，比上年同期提高 21.79 点。因此，除非投资市场存在严重“市场失灵”，否则政府不宜过度遏制投资增长。

第四、从世界经济循环来看，中国大规模出口和贸易顺差大规模的出现并不是中国产能过剩的被动产物。因为自从 2001 年中国加入 WTO，中国贸易出现大幅度上升的趋势。如果这种现象是中国产能过剩的产物，必定导致以下结果：第一、那么作为世界市场的外生冲击的中国出口，必将导致世界市场价格的大幅度

下降，或中国贸易条件的恶化。第二、出口产业以及与之相关的产业会出现大量至少短暂利润下滑和价格降低的现象。第三、在 Granger 因果检验中，中国经济增长应当是世界经济增长的原因，中国投资应当是中国出口的原因。从 2003-2007 年的表现来看，世界市场的价格水平并没有出现下降的现象，整体通货膨胀率都保持在 2-4% 之间。同时，中国出口产业的利润以及相应产业的价格也没有出现下滑的现象，2007 上半年人们普遍预测要过剩的钢铁行业的利润增长率达到了 40%。利用 Granger 因果检验，我们发现，中国经济增长是外国经济增长的原因没有通过检验，相反世界经济增长，特别是发达国家的经济增长是中国经济增长的原因。中国与亚洲四小龙之间的经济波动不存在 Granger 因果关系，而在 5% 的置信水平上与发达国家和世界的经济波动存在 Granger 因果关系，是世界经济，特别是发达国家经济波动影响了中国经济的波动。因此，中国经济对世界经济具有依附性，中国出口是世界分工格局的产物。

**表 1、世界主要经济体的经济增长与中国经济增长之间的 Granger 因果检验**

原假设	观察样本	F-统计量	P 值
亚洲四小龙产出增长不是中国产出增长的原因	24	0.06341	0.93875
中国产出增长不是亚洲四小龙产出增长的原因		0.12444	0.88370
发达国家（O E C D）总产出增长 不是中国产出增长的原因	24	2.68057	0.09430
中国产出增长不是发达国家（O E C D）总产出增长的原因		1.50884	0.24651
G 7 总产出增长不是中国产出增长的原因	24	2.31213	0.12626
中国产出增长不是 G 7 总产出增长的原因		1.61269	0.22547
世界产出增长不是中国产出增长的原因	25	5.12055	0.01601
中国产出增长不是世界产出增长的原因		1.44594	0.25911

**表 2、世界主要经济体的经济波动与中国经济增长之间的 Granger 因果检验**

原假设	观察样本	F-统计量	P 值
亚洲四小龙产出波动不是中国产出波动的原因	25	0.08099	0.92251
中国产出波动不是亚洲四小龙产出波动的原因		0.01416	0.98595
发达国家（O E C D）总产出波动 不是中国产出波动的原因	25	3.86774	0.03801
中国产出波动不是 发达国家（O E C D）总产出波动的原因		1.37349	0.27610
G 7 总产出波动不是中国产出波动的原因	25	3.25563	0.05970
中国产出波动不是 G 7 总产出波动的原因		1.18234	0.32710
世界产出波动不是中国产出波动的原因	26	3.55487	0.04681
中国产出波动不是世界产出波动的原因		1.69700	0.20741

### 3、动态调整中的高投资增长速度说明

为了进一步说明中国在解决结构性不平衡问题中，维持一定的高速固定投资增长的必要性，我们建立一个动态调整模型进行说明。

模型的核心思想在于：投资在动态中对国民经济的影响是双重的，第一期的投资构成第一期的总需求，但它构成了下一期的供给，国民经济要恢复内外不平衡不是简单地决定于投资的减少或投资的增长，而是决定于动态过程中投资增长速度在对总需求的影响和是否与投资对总供给的影响相均衡。中国外部不平衡和内部结构性的调整在中期内需要一定的高投资增长速度，在长期需要收入分配格局的调整。在总供给与总需求相对平衡的条件下进行结构性调整，实现实际 GDP 与潜在 GDP 在速度相对一致的增长中实现“反向软着陆”。

模型假定不存在政府部门，假定调整期间边际消费倾向、投资增长速度不变、同时假定中国生产函数具有 AK 模式，且不存在折旧。因此产品市场要保持平衡应当满足下面几式：

$$CA_t = S_t - I_t$$

$$S_t = a + (1-b)Y_t$$

$$Y_t = AK_t$$

其中， $CA_t$ 、 $S_t$ 、 $I_t$ 、 $b$ 、 $Y_t$ 、 $A$ 、 $K_t$  分别表示 t 期的净出口或贸易顺差、储蓄、投资、边际消费倾向、产出水平、资本产出系数、资本存量。在下一期产品市场要保持均衡应当满足下面几式：

$$CA_{t+1} = a + (1-b)Y_{t+1} - I_{t+1}$$

$$Y_{t+1} = AK_{t+1} = A(K_t + I_t)$$

$$I_{t+1} = (1+\alpha)I_t$$

$$CA_{t+1} = a + (1-b)A(K_t + I_t) - (1+\alpha)I_t$$

其中  $\alpha$  表示投资增长速度。对上面最后方程进行对  $I_t$  求导，得到上一期 t 投资变化引起 t+1 期贸易顺差的变化关系：

$$\frac{dCA_{t+1}}{dI_t} = (1-b)A - (1+\alpha)$$

因此，从理论上我们可以看到， $\frac{dCA_{t+1}}{dI_t}$  的值具有不确定性，只有当  $0 < \alpha$ ，同

时  $\alpha > (1-b)A - 1$ ， $\frac{dCA_{t+1}}{dI_t} < 0$  时，投资按照  $\alpha$  速度进行增长才能保证本期和下一

期的贸易顺差出现持续减少。因此，简单的投资速度增长（ $0 < \alpha$ ）并不能满足改善贸易顺差过多的局面。

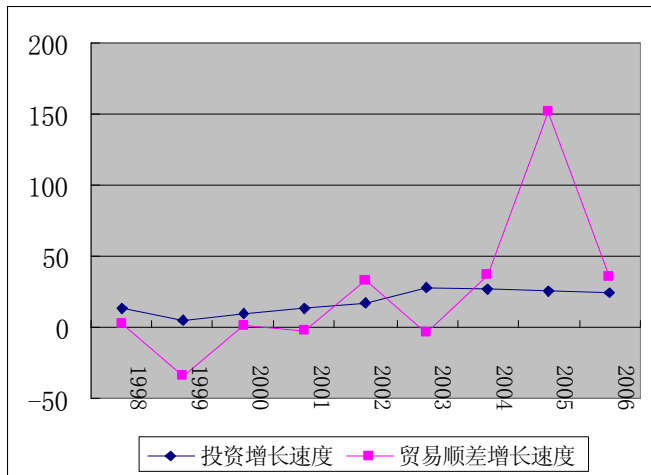


图 29: 中国投资增长与贸易顺差增长动态图

#### 4、高速投资增长速度其他深层次分析

事实上,我国经济增长将在相当一段时期内属于投资驱动型经济增长,其存在更为深刻的原因。

第一、人口结构决定了高储蓄的格局,决定了投资速度的高位运行;我国人口结构决定了我国正处于“人口红利”阶段,即劳动力占总人数比重很大,家庭负担系数小,使居民产出水平大于消费水平,储蓄水平逐渐增高。如果一个社会人口老龄化的严重或出生率过高,人口结构的变化将导致消费水平大幅度提高,积累下降。因此,从社会跨期最优的角度,一个社会必须在“人口红利”阶段进行大量积累以备老年社会的到来。我国总抚养比从 1982 年的 62.6%已经下降到 2005 年的 40.1%,中国进入了“人口红利”时期。因此,目前的高投资和高增长符合社会跨期最优资源配置原则,有利于进行跨期平衡和解决即将来临的

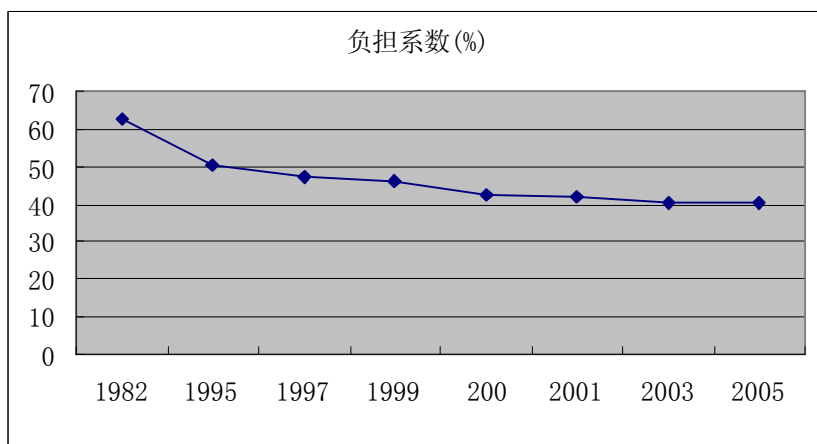


图 20、中国人口负担系数

人口老龄化问题。国际上的经验也证实了理论上的这个判断。日本在 50 年进入人口红利时期以后,出现了持续高增长、高储蓄的局面,1950-1973 年,日本平均储蓄为 35.4%,平均增长率为 9.29%,中国目前的平均储蓄水平(37.7%)只是略高于日本该时期的平均水平。

第二、中国的经济发展阶段和发展模式也决定了中国需要高速的投资增长。中国经济虽然经过了 30 年的高速经济增长，但它依然处于工业化和城市化，其不到 2000 美元的人均收入水平决定了它刚摆脱初级发展阶段。这些阶段定位决定了需要进行大规模固定资产投资。例如采取东亚发展模式的其他国家在其工业化阶段的平均投资水平投资增长速度也高达 16-20%。韩国在 1989-1997 其间平均投资率达到了 37%，日本在 1965-1976 年平均投资率 34%。其他发达国家在早期也有这种现象。

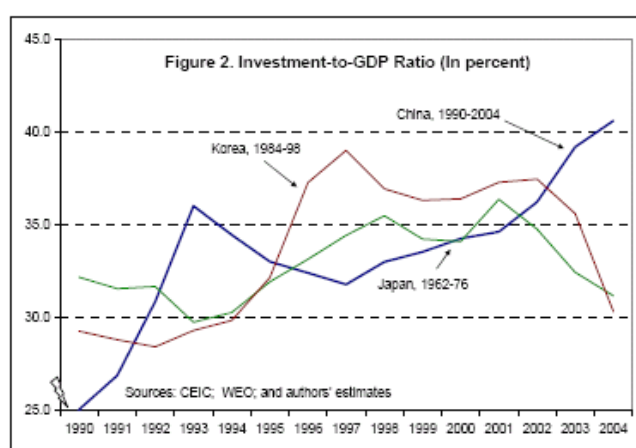


图 31、中国、日本、韩国高速增长时期的投资-GDP 比率

如果从历史角度来看，1982-2007 年平均投资增长速度为 19%，剔除 1989 年非正常年份，平均增长速度为 20.41%，近 5 年固定投资增长速度虽然都超过平均水平，依然是处于正常水平区间。

## (二) 人口因素分析

### 1、“刘易斯拐点”是否到来

中国是否能够按照现有的增长速度持续增长，很多研究人口的学者提出了疑问（中国社会科学院研究组，2006；Songligang，2005；李长安，2006）。他们认为，“刘易斯拐点”已经提早降临我国，未来人口的变化将预示着我国将面临劳动力短缺的问题，以劳动力密集、低劳动成本为基础的传统中国高速增长即将终结<sup>17</sup>。

上述结论的依据有几个：1) 我国 2006 年的人口自然增长率只有 5.28‰，还

<sup>17</sup> 中国社科院人口与劳动经济研究所在其研究报告中甚至预测：2009 年将成为我国劳动力过剩向劳动力短缺转变的拐点。

不及上世纪七十年代的一半，2009年中国将进入老年社会，有效劳动力供给将出现大幅度下降；2) 从2002年以来，中国高速经济增长已经使沿海地区面临普遍的“民工荒”问题；3) 随着中国二元经济的发展，农村大量劳动力都转移到城市，许多农村都面临劳动力枯竭的问题，中国经济进一步增长的劳动力基础正在丧失。

上述论据是否可以证明“刘易斯拐点”的到来呢？结论是否定的。

第一、人口自然增长率并不代表劳动力供给的增长率。虽然，我国人口自然增长率从1987年的16.61%下降到目前的5.28%。但是，人口增长率的下降要传递到有效劳动力的供给之上，按照劳动力培养周期，必须经过18-25年。如此，1987年人口自然率高峰决定了我国有效劳动力供给增长高峰应当在2005-2012年，然后才出现增长率的轻微下降；从下图我们可以看到，我国经济获得人口增长速度自上世纪80年代高速增长之后，进入一个较为平稳的增长时期，增长速

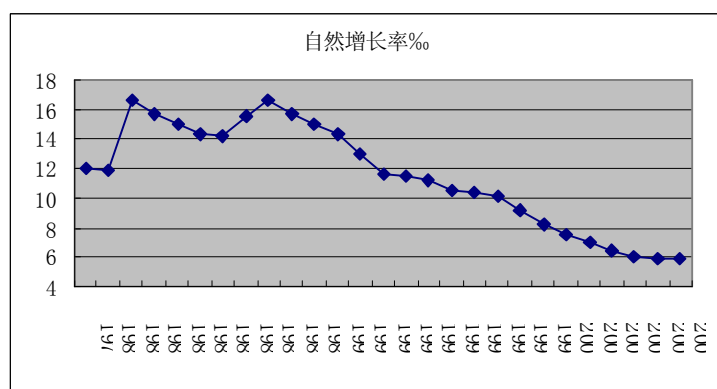


图 32、中国人口自然增长率

度保持在 1-2%的水平区间。如果从 15-64 岁人口比重的状况来看，从 1995-2006 年增长了 5.2 个百分点，其增长率远远超过同期的自然人口增长率。如果考虑到 15-64 岁人口的边际增长只是体现在 15 岁人口增长，这将决定未来劳动力增长等多地决定于 15-64 岁人口增长的模式，只不过存在 6 年左右的滞后期。因此，未来 10 年中国劳动力供给依旧会按照 1-2%速度增长。根据联合国的预测，劳动年龄人口比重还将持续增加，到 2013 年左右达到其最高值 72.1%，随后开始下降。从绝对数量来看，劳动年龄人口在 2016 年左右达到其最高值 9.97 亿左右。

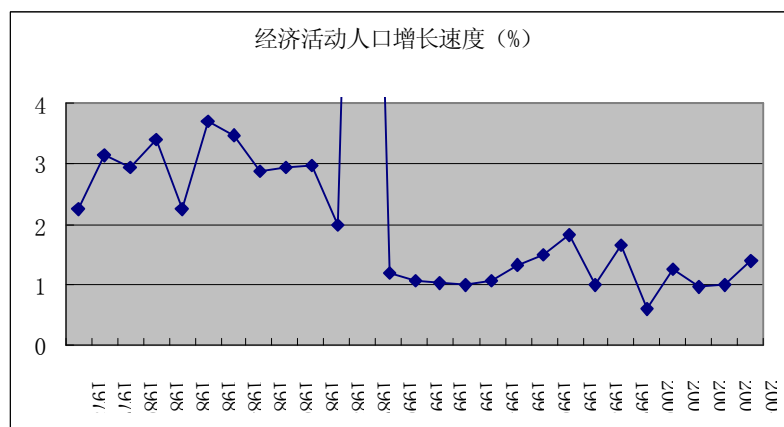


图 33、中国经济活动人口增长速度



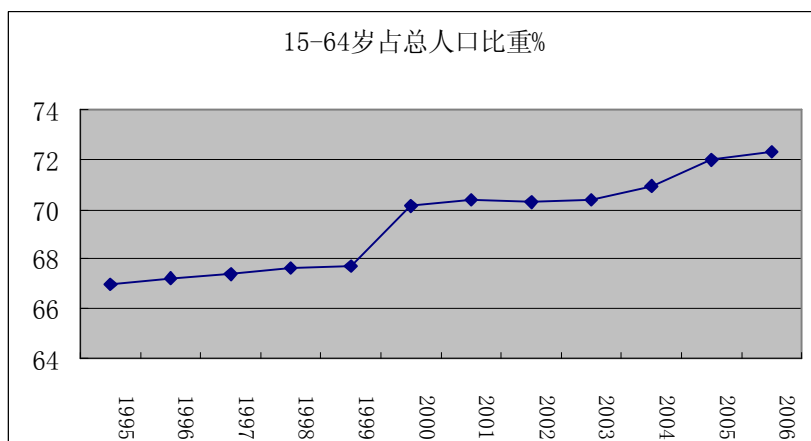


图 43、15-64 占总人口比重

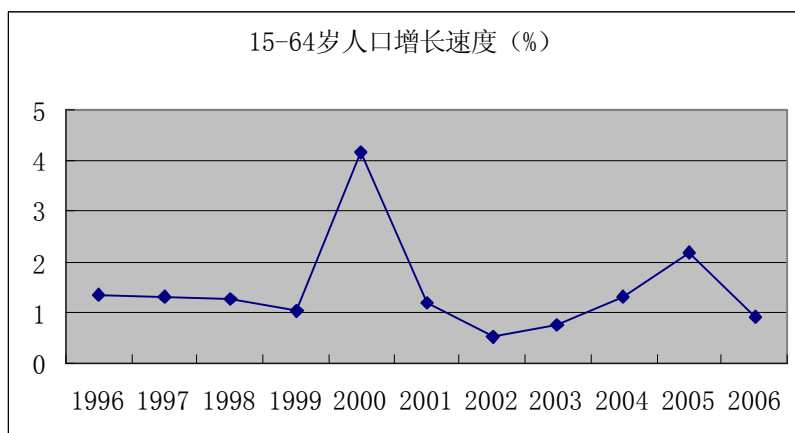
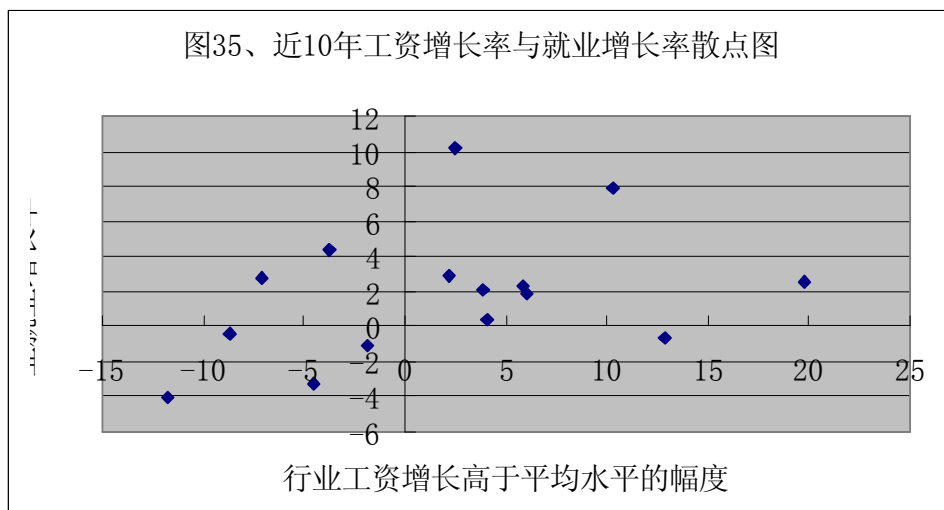
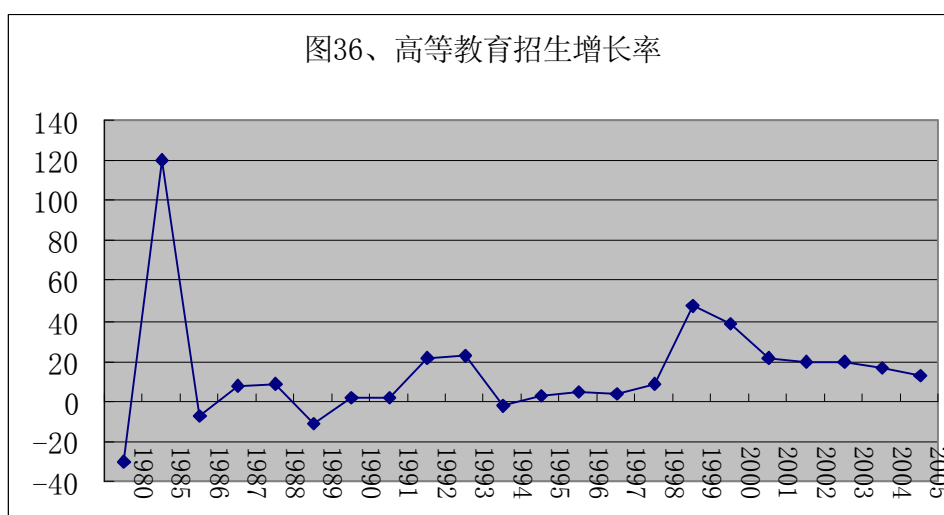


图 44、15-64 人口增长速度

第二、“民工荒”在本质上是一个伪命题。中国没有出现普遍民工短缺的问题，其核心指标就是，沿海一带的失业问题并没有大幅度减少，中国外向型经济增长并没有出现产出下滑的现象。柳拯（2006）在证明“刘易斯拐点”时，引用的资料是：“根据有关部门的统计，仅在珠江三角洲地区，每年的民工短缺总量就在 200 万人以上”。200 万人的短缺与中国城镇 4.1%的失业率、超过 2000 万的失业规模、1.5 亿的农村剩余劳动、接近 3 千万的过剩转移人口相比，无法证实“民工荒”是一个能在长期存在的问题。事实上，在局部区域存在的“民工荒”产生的根本原因在于工资形成机制和劳动力流动机制上，而不是绝对供给的因素。计量研究表明，目前各行业就业增长的决定因素不是工资的增长，而是投资规模的增长。在户籍制度、行业分割、社会保障体系分割以及劳动力市场缺失的环境中，工资增长率与就业增长率没有关联。劳动力资源配置的效率在制度的约束下依然十分低下。



如果我们充分考虑劳动力市场体系的完善以及中国劳动力素质的改善，我们会发现中国有效劳动力供给不是绝对的缩小，而是大幅度的提高，特别是人力资本投资的加大，将导致的劳动力供给的倍增效应。这在 2005 年以来出现的“大学生就业难”得到证实。中国经济增长的劳动力资源约束根本就不存在。



## 2、就业压力与经济增长底线

未来中国高速经济增长面临的劳动力问题并不是劳动力供给约束的问题，而是经济增长是否能够充分吸收不断增长的劳动力的问题。

本轮经济增长对就业的影响出现了以下新情况：第一、经济增长的就业创造能力下降。新增单位 GDP 创造的就业人数从 1978 年的 2.09 万人/亿元下降到 2006 年 0.024 万人/亿元。新世纪以来，该指标平均下降速度为 12%。总体经济增长就业弹性从 78 年的 0.19 下降到 2004 年的 0.057；第二、经济增长带来的就业创造的产业结构发生了巨大变化。与一般产业增长就业弹性变化趋势不同的是，近期第二产业增长就业弹性出现了反弹，而第三产业的就业弹性却出现了下降，明显低于第二产业（2004 年第二产业为 0.387，而第三产业为 0.27）。中国经济出

现了资本密集投入型增长模式和进一步重工业化。资本对劳动力需求的替代效应十分明显。

表 2、就业弹性系数

年份	单位 GDP 创造的就业 量 (万人/亿元 )	总体经济增长的就业 弹性	第二产业经济增长的就 业弹性	第三产业经济增长的就 业弹性
1978	2.089315	0.189679	0.401643847	6.043553
1979	2.767859	0.274099	0.469541571	0.586688
1980	3.966995	0.423101	1.325785231	0.771276
1981	3.560172	0.406766	0.758182838	0.301242
1982	1.741717	0.209756	0.361246802	0.56458
1983	1.399618	0.181566	0.604485431	0.515312
1984	0.932673	0.138636	0.337935497	0.18072
1985	1.142146	0.202296	0.494816519	0.343317
1986	0.845045	0.168635	0.269187595	0.342512
1987	0.519388	0.118737	0.142848255	0.201885
1988	0.506594	0.141305	-0.13810628	0.1059
1989	5.485025	1.726655	2.600147952	2.241188
1990	0.238748	0.068705	0.063950391	0.135617
1991	0.129327	0.042754	0.085017841	0.211432
1992	0.07882	0.031745	0.104556176	0.29836
1993	0.050356	0.026601	0.063685219	0.266921
1994	0.052128	0.034603	0.080652654	0.375642
1995	0.085657	0.076131	0.194727595	0.370768
1996	0.115836	0.115193	0.193724203	0.178118
1997	0.152109	0.170209	0.08229624	0.174512
1998	0.146573	0.17148	-0.207247845	0.169835

1999	0.070428	0.091005	-0.11161747	0.226353
2000	0.093367	0.123917	0.04614579	0.13997
2001	0.064838	0.100553	-0.349514088	0.341388
2002	0.043039	0.072901	0.118789341	0.279591
2003	0.031459	0.058258	0.285477662	0.356775
2004	0.025647	0.057259	0.386854907	0.27013

如果要使每年（2000-2006）平均 1.29% 经济人口增长率都实现就业，按照近 6 年来的平均经济增长就业弹性来测算，GDP 需要平均增长接近 20%。如果按照 10% 的经济增长速度，我国新增的正常就业规模 500-700 万，考虑到结构性因素，新增就业基本可以维持到 1000 万。

而从劳动力供给来看，从现在到 2010 年，需要就业的劳动力在 2500-3500 万左右，就业缺口在 1500-2000 万左右。事实上，按照现有的人口规模、人口结构以及经济增长状况来看，在未来相当一段时期内，新增经济活动人口增长速度会大于就业增长速度。从 2004 年，经济活动人口增长速度高于就业增长速度 0.54 个百分点。因此，即使我国各种社会保障体系业已完善，保持目前的高速经济增长，利用高速经济增长来缓和就业问题，已成为一个战略性的经济、社会、政治问题。

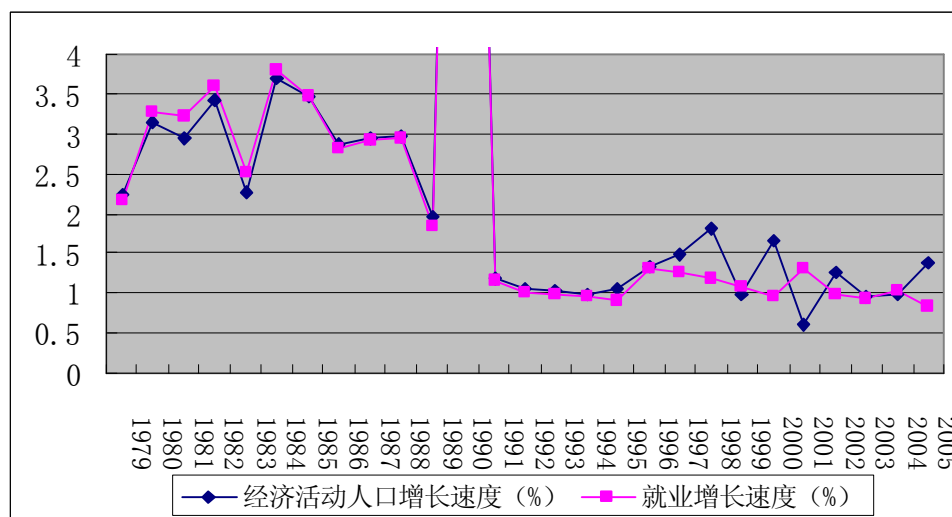


图 36、经济活动人口增长速度与就业增长速度

### 三、结论与展望

从前面的分析我们可以看到：

第一、“潜在 GDP 方法”、“经济周期方法”、“最优经济增长方法”、“全要素生产率方法”等方法的测算结果表明，中国经济增长的高速度并没有超越其合理区间，中国潜在 GDP 与实际 GDP 的依次高速增长，突破了传统的增长底线；现有经济增长不仅有其静态的资源配置效率基础，而且在动态跨期配置中也符合最优增长标准。

第二、高储蓄与高投资为中国高速增长持续提供了资本基础；在目前的经济结构中，中国的高投资增长速度具有合理性，维持一定的高投资增长速度是中国经济实现“反向软着陆”的关键。

第三、“刘易斯拐点的到来”是一个伪命题，中国经济活动人口的持续增长、人力资本投资的高速增加以及相应制度改革的支撑，为中国未来高速经济增长提供了劳动力基础，解决失业问题也决定了中国需要持续的高速经济增长。

因此，我们可以得出未来中国高速经济增长具有坚实的基础和必然性的结论。不过我们也应看到，我国高速经济增长存在大量不确定性的因素隐患。集中体现在：第一、增长的结构性问题十分严重。例如外部不均衡问题日趋严重；第二、增长的工业化和重工业趋势越来越加重；第三、投资结构性和质量问题日益显化；第四、流动性在总量上的过剩和结构上的不均衡加剧了金融的不确定性；第五、高速增长中的环境瓶颈问题和能源问题日益严重。这些问题将构成未来研究的核心。

## 投资、储蓄与中国经济增长：宏观视角与国际比较

Investment, Saving & Growth in China's Economy: Macroeconomic Perspective & International Comparison

郑超愚

中国经济在体制改革、对外开放与经济发展三重协同转型，已经奠定高经济增长与低通货膨胀的制度和技術基础。面临高储蓄倾向的国民收入分配结构下，中国宏观经济政策设计应该遵循凯恩斯主义研究路线，从有效需求视角给出中国经济增长与波动的经济学解释，重视资本积累对长期经济增长的积极作用，建立以投资需求为轴心的需求管理政策体系，通过增加国内投资需求实现高储蓄向高投资的有效转化，促进持续快速的经济增长和可持续的国际收支平衡。

### 一 投资过度、贸易顺差、流动性过剩

中国经济从 2002 年起进入本次经济周期的扩张阶段，在完成从经济萧条到经济繁荣的周期形态转换后强劲扩张，连续 4 年实现 10% 以上的实际 GDP 增长速度。2006 年以来，中国经济在保持高经济增长与低通货膨胀良好配合格局的同时，呈现固定资产投资增长过快、国际贸易顺差过大以及银行体系流动性过剩的“三位一体”问题，对于其形成机制的主要分析方法存在着结构主义与货币主义的类型区别。

结构主义分析方法认为，在国有企业和地方政府的投资决策中，仍然残余超越利润动机

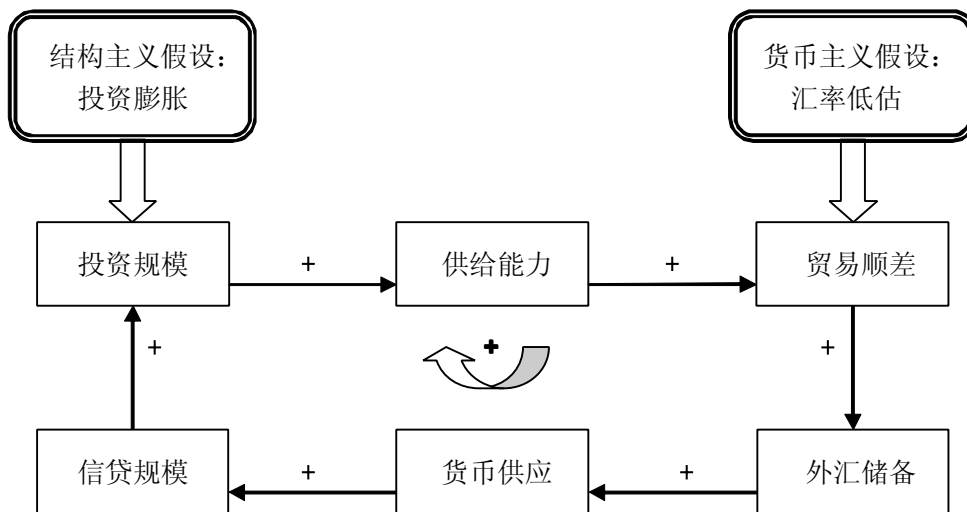
和成本收益核算的计划经济因素；受不完善的市场机制局限，非国有企业投资无法在经济繁荣时期避免过度乐观、盲目从众或者短期投机的非理性行为。中国投资的非均衡性主要表现为投资效率低下条件下的过度投资行为。

结构主义分析方法强调国有企业与地方政府的投资扩张冲动，从非理性的固定资产投资规模膨胀起始，描述中国宏观经济运行的链式作用过程：“投资规模增加 → 国内供给能力增加（超过国内吸收能力） → 净出口增加（吸收国内供给能力） → 外汇储备增加 → 货币供应增加 → 信贷规模增加 → 投资规模增加 → …”；相应地，结构主义分析方法提出控制固定资产投资规模的基本政策主张。

货币主义分析方法认为，巨额并且持续扩大的国际贸易顺差以及加速积累的外汇储备，真实反映人民币汇率相对于国际收支基本平衡目标是明显低估的，人民币汇率的均衡化调整是必要的。中国经济赶超过程必然重合（本币核算的）国民收入增长过程和本币汇率升值过程，人民币将在成为完全可兑换货币和主要国际货币的同时持续升值。

货币主义分析方法强调人民币汇率的非均衡性，从低估的人民币汇率导致国际贸易顺差起始，描述中国宏观经济运行的链式作用过程：“净出口增加 → 外汇储备增加 → 货币供应增加 → 信贷规模增加 → 投资规模增加 → 国内供给能力增加（超过国内吸收能力） → 净出口增加（吸收国内供给能力） → …”。相应地，货币主义分析方法提出升值人民币汇率的基本政策主张。

如图 1 所示，依据结构主义分析方法与货币主义分析方法，固定资产投资、银行体系流动性与国际贸易顺差相互激发而形成正反馈性质的不稳定累积循环过程。



## 图 1 结构主义观点与货币主义观点：正反馈过程

就货币主义与结构主义的观点对立而言，货币主义分析方法虽然同意固定资产投资规模过度膨胀的结构主义观点，但是认为若延误人民币汇率升值过程，控制固定资产投资规模这样的需求减少（demand-reducing）政策措施将减少进口需求，可能恶化（而不是改善）国际贸易不平衡状况。结构主义分析方法怀疑人民币汇率升值这样的需求转换（demand-switching）政策措施对于恢复国际收支平衡的实际效力，认为中国国际贸易顺差有着（除人民币汇率以外）包括国内贸易发展方式、国际贸易发展趋势和全球经济结构调整在内的多种结构性原因，不可能唯一通过人民币升值途径克服。

## 二 投资规模与投资效率的国际经验

费尔普斯的经济增长黄金律理论，揭示以追求高速增长为目标的高储蓄行为和高投资行为却最终降低居民消费水平这样的动态无效率（dynamic inefficiency）非合意现象，经常被引证来说明中国经济的储蓄过度和投资过度问题。然而，有必要具体理解黄金律理论构建的历史背景，界定黄金律理论的模型化对象和适用条件。不能够仅仅依据固定资产投资规模的高速增长，判定中国经济已经违背最优国民收入储蓄比率的黄金律，从而其投资规模是过度膨胀而不可持续的。

20 世纪中叶同时是前苏联经济增长和美国经济增长的黄金时代。不过，前苏联经济增长模式与美国经济增长模式有明显差异：前苏联经济通过高储蓄—高投资模式维持高速增长，居民生活水平改善却较为迟缓；美国经济的国民收入储蓄比率相对低下，投资增长与经济增长速度平缓，居民生活水平改善却较为明显。经济增长的黄金律理论肯定美国经济增长模式而否定前苏联经济增长模式，然而从储蓄过度和投资过度角度给出的前苏联经济失败的经济学解释是不充分的。事后回顾，主要是投资内容的非生产性偏向（如军事投资支出）和计划经济体制下的投资效率缺乏，而不是单纯的高投资行为本身，损害前苏联经济增长的潜在能力及其可持续性。

在黄金律理论的标准模型中，可能的动态无效率现象既包括中央计划经济体制下的投资过度状态，也包括分散市场经济体制下的投资不足状态，在资本边际生产率低于人口增长率、产出增长率和资本折旧率总和的条件下发生。对于中国经济体系，并没有观察到（净）投资收益率低于人口增长率与产出增长率总和的普遍现象；同时，其人均资本存量向发达国家水

平持续收敛的发展中国家性质，也是与黄金律理论加以比较并且从中选择最优国民收入储蓄比率的定态（steady state）模型对象不一致的。

无论罗斯托的经济发展阶段理论，还是库茨涅茨的现代经济增长理论，均认为国民收入投资比率提升不仅是从传统经济向现代经济转变的前提条件，而且是现代经济区别于传统经济的典型特征。国际经验和历史经验的比较研究，普遍支持国民收入高储蓄倾向和高投资比率对于长期经济增长的积极作用。特别是对于后发国家，由国民收入高投资比率驱动的大规模资本积累与快速技术进步，构成其成功赶超战略的核心部分。日本和韩国先后在 20 世纪 70 年代和 20 世纪 90 年代完成对欧美发达国家的经济赶超，而在经济赶超时期维持 30% 以上的国民收入投资比率。其间，日本的国民收入投资比率在 1952 年至 1961 年间从 26% 增加至 41%，韩国的国民收入投资比率在 1991 年达到 39% 的高峰值。

即使作为先发国家的美国经济，其 20 世纪 90 年代来在信息技术革命中的领先优势也同样依赖于由国民收入高投资比率驱动的大规模资本积累与快速技术进步。美国经济的贸易和财政双赤字以及低居民收入储蓄倾向，给出美国经济投资不足的扭曲印象而低估其实质的国民收入投资比率。一方面，全球经济一体化便利和促进美国经济在国际资本市场融资。充足的国际资本流入在弥补巨额美国贸易顺差的同时，有效松弛美国国内储蓄能力不足对其国内投资需求的资源约束。另一方面，美国经济在 20 世纪 70 年代进入服务经济时代，并且在 20 世纪 90 年代进入知识经济时代，其资本积累形式已经从以物质资本积累为主转变为人力资本积累为主。包括在居民消费内容中的个人教育和医疗服务支出，以及包括在政府消费内容中的公共教育、科学和医疗服务支出，构成人力资本投资的重要渠道而具有投资支出性质，在 SNA 统计制度下却归属纯粹消费项目。

从粗放经济增长方式到集约经济增长方式的转变是从传统经济结构到现代经济结构转变的实质内容，也是中国经济结构现代化的基本标志。依据中国与发达国家的资本积累财务指标差距而否定中国投资效率，这样的静态机械思维无视中国经济落后于发达国家的发展阶段，也忽略经济转型以来特别是本次经济周期以来中国投资效率的重要改善。

美国经济政策界与经济学界推崇美国经济的效率和弹性，其重要经验依据就是美国经济应对本次严重逆向供给冲击的良好表现。与 20 世纪 70 年代石油危机时不同，面临石油和原材料产品价格大幅度上涨冲击，美国经济通过技术进步途径，沿产业链逐级消化源于石油和其他矿产品价格的通货膨胀成本推动因素，在保持快速经济增长的同时实现价格稳定。由于美国经济的轻型服务经济结构和中国经济的重型工业经济结构，本次石油和原材料产品价格大幅度上涨对中国经济的逆向供给冲击更为严重。中国经济能够与美国经济同样，在保持



快速经济增长的同时实现价格稳定，其技术进步表现更为优异。

随着中国经济体制的市场化转型取得巨大进步，市场机制对于投资行为已经发挥基础性调节作用，（市场）理性因素在国有企业与非国有企业以及地方政府投资决策的主导地位已经确立。在本次经济周期中，中国经济的市场体制效率与分散投资理性，在高投资行业的（事后）产能相对平衡和高收益回报中得到经验证明。在警惕高投资行业产能过剩问题的同时需要认识到，高投资行业产品价格首先因需求增加而上升、随后因供给增加而下降的超调（over-shooting）现象，部分属于需求拉动型产品投资周期的典型价格行为。

### 三 从投资缺口到均衡化调整：凯恩斯主义研究路线

中国国民收入的高储蓄倾向在经济学意义上是部分合理的，可以同时从经济体制转型过程中积累功能的重新配置、年轻人口与高成长经济的净储蓄余额以及经济扩张阶段的投资支出顺周期行为多层面进行解释：（1）向计划经济体制向市场经济体制的渐进过渡，伴随着居民收入补偿的“完全化”，居民收入增长部分来自适应积累功能重新配置的收入分配结构调整，不可能形成消费支出；（2）年轻人口在高速经济增长时期净流入劳动力市场，在当前高收入基础上进行的正储蓄，必然超过老年人口在既往低收入基础上进行的负储蓄，提升国民收入的总体储蓄倾向；（3）在消费平滑化机制的作用下，消费支出的顺周期（pro-cycle）行为较为平缓，其增长速度在经济扩张时期慢于投资支出，而在后继经济收缩时期快于投资支出。

在可预见的未来时期，中国消费比率在经历长期下降后将趋于稳定，促使中国国内收入最终消费比率长期或者短期下降的各种因素将逐渐消失或者反转。例如，中国经济周期从扩张阶段向收缩阶段的演化，中国经济体制市场化转型的完成，中国人口结构的老龄化，特别是随着社会保障体系的完善，未来收入不确定性降低而居民预防型储蓄动机弱化。

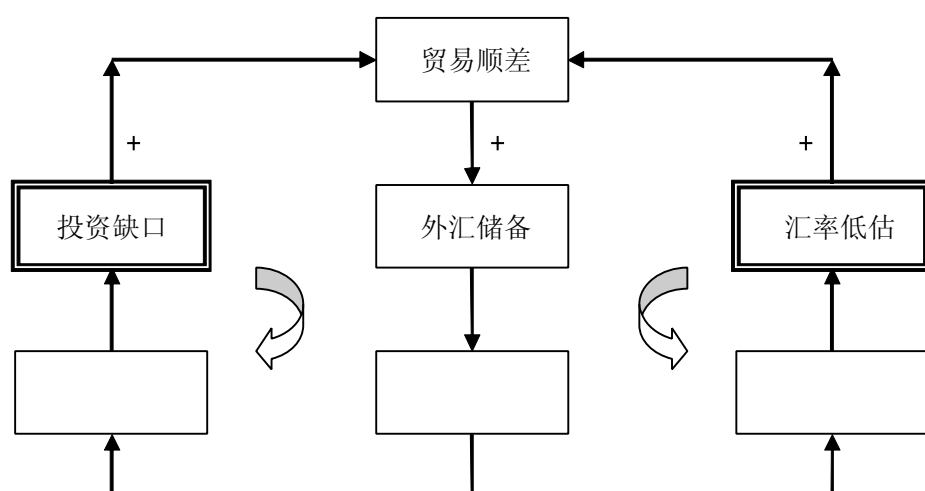
国民收入分配结构是内在于经济发展过程的自然历史现象，库兹涅茨总结现代经济增长的国际经验而观察到国民收入分配差距随经济发展水平演化而呈现倒U型历时轨迹。马克思主义经济学严厉批判西斯蒙第的消费需求不足论。凯恩斯革命超越古典经济学，从有效需求不足视角而不是从收入分配差距角度和从消费需求不足视角，给出市场经济条件下经济危机的宏观经济学解释和需求管理解决方案。中国宏观经济政策设计应该遵循凯恩斯主义研究路线，从有效需求视角给出经济增长与经济波动的经济学解释，主要通过调节有效需求（而不

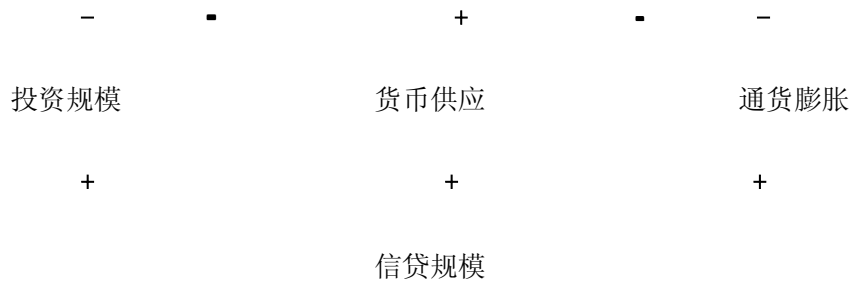
是收入分配)途径促进中国经济持续快速增长。面临高储蓄倾向的有利国民收入分配结构,有必要建立以投资需求管理为轴心的宏观经济政策体系,通过增加国内投资需求实现高储蓄向高投资的有效转化,以充分积累的资本存量与相对短缺的劳动力互补,支持 20 世纪中后期来临的中国老龄社会。

不断扩大的巨额国际贸易顺差有着包括国内贸易发展方式、国际贸易发展趋势和全球经济结构调整在内的多种形成原因,然而也真实反映国内储蓄的相对过剩状况。依据国民收入双缺口模型,国内储蓄缺口( $I - S$ )映射为国际贸易缺口( $M - E$ )。国际贸易顺差直接体现的是低于国内储蓄能力的国内投资能力,而不是超过国内消费支出增长的国内投资支出增长。增加国内投资需求将缩小国内储蓄剩余( $S - I$ )从而缩小国际贸易顺差( $E - M$ ),最终消除人民币升值的结构性原因和实现可持续的国际收支平衡,并且将通过乘数机制增加居民可支配收入从而自然增加居民消费需求。

有关日本经济萧条时期“失去的十年”的形成机制研究,不恰当地强调“广场协议”以后日元汇率急剧升值这样的货币经济原因,而忽视日本国内投资需求不足这样的真实经济原因。从 20 世纪 80 年代起,面对居民收入的高储蓄倾向和企业投资需求的疲软状态,日本放弃通过扩大政府支出缩小国内储蓄剩余的凯恩斯主义财政政策,选择通过日元汇率升值消除国际贸易顺差而通过宽松货币政策刺激国内居民和企业支出的实际政策组合。然而,汇率调整无法根本消除根源于国内储蓄剩余的国际贸易顺差,而低利率的金融政策在悲观的市场预期下无法启动居民消费支出和企业投资支出,来自国际贸易顺差的过剩银行体系流动性最终过度投资于不动产和股票而导致泡沫经济。

对于中国经济体系,虽然固定资产投资增长较快,但是国内投资需求相对于国内储蓄能力不足;虽然无法通过人民币汇率升值消除国际贸易顺差,但是人民币汇率相对于国际收支平衡目标低估。基于这样的推论前提,凯恩斯主义分析方法在固定资产投资、银行体系流动性与国际贸易顺差间的累积循环过程中,发现中国经济均衡化调整的自我校正机制,如图 2 所示。





**图 2 凯恩斯主义观点：负反馈过程**

其中，从相对于国内储蓄能力不足的国内投资需求出发，存在缩小国内储蓄剩余的负反馈调整过程：“投资需求不足→国内吸收能力不足(低于国内供给能力)→净出口增加(吸收国内供给能力)→国际贸易顺差增加→外汇储备增加→货币供应(以及信贷规模)增加→投资规模增加→投资需求增加”。从相对于国际收支基本平衡目标低估的人民币汇率出发，存在促使人民币实际汇率升值的负反馈调整过程：“汇率低估 → 净出口增加(吸收国内供给能力) → 国际贸易顺差增加 → 外汇储备增加 → 货币供应(以及信贷规模)增加 → 投资规模增加 → 有效需求增加 → 通货膨胀率上升 → (实际)汇率升值”。

由于二元结构条件下非递减的资本边际收益，中国经济增长过程具有资本深化特征，而重工业化阶段的大批量生产方式和资金密集的产业性质，必然要求大规模增加固定资产投资。中国经济失业问题包含古典型劳动力失业问题与凯恩斯型资本失业问题，需要分别通过增加资本积累途径解决和通过增加有效需求途径解决。向投资需求倾斜的国民收入支出结构将在短期内增加有效需求而在长期内增加资本积累，同时实现经济增长目标与就业目标以及长期就业目标和短期就业目标。

## 四 乐观的前瞻与积极的政策

关于中国经济奇迹的经济学解释，存在着华盛顿共识与北京共识的对立和争论，特别聚焦于市场机制对中国经济奇迹发生的解释能力，经常表现出对于市场经济的原教旨主义狂热崇拜和后现代主义盲目贬斥的极端态度。20 世纪 80 年代以来中国经济进行大规模的资本积累与劳动投入，所实现的持续快速增长是可以理解的，有助于淡化所谓中国经济奇迹的神秘色彩。看不见的手(the invisible hand)在计划经济时代以后其功能被重新发现，而在向

市场经济过渡过程中其形式进行适应性调整。中国经济的市场体制是不完全的，具有不同于发达国家的非典型特征。然而，离开“自由了的手（the freed hand）”，中国经济奇迹是不可想象的。

在全球经济一体化时代，国际资本流动对区域间与产业间的比较收益反应敏感，以主权国家为供给方而以国际资本为需求方的竞争性经济政策市场逐步形成。与商品本位制度下货币市场通行的劣币驱逐良币的格雷沙姆定律（Gresham's Law）相反，以市场为基础的自由化和均衡化经济政策优于反市场的压制性和扭曲性经济政策主导经济政策市场的必然是“好”政策驱逐“坏”政策的反格雷沙姆定律（anti-Gresham's Law），而市场导向的国家经济政策必然使得国际国内经济体系趋于充分竞争。

中国经济在体制改革、对外开放与经济发展三重协同转型方面的长足进步，已经奠定持续快速经济增长的资源、技术和制度基础。二元经济结构提供近似无穷的剩余劳动力，年轻化人口结构与高成长经济前景蕴含高居民储蓄倾向，先进技术跨国转移和吸收在经济全球时代更加便利，重工业化、城市化与全球经济一体化过程开辟广阔的国内市场和国际市场空间，共同蕴含高速经济增长的长期历史趋势。

由于日益重型化的产业结构、日益严格的环境保护标准以及日益完善的国有产权制度，资源性产品价格的持续上涨是难以避免的。不过，国内市场和国际市场的有效竞争有效促进技术进步，能够沿从产业链方向逐级吸收资源性产品价格的成本推动影响。PPI 指数与 CPI 指数在本次经济扩张阶段的历时差异，不仅仅体现通货膨胀成本推动因素的传递时滞，而主要反映技术进步对通货膨胀成本推动因素的逐级消化。中国通货膨胀率将呈现从 PPI 指数到 GDP 平减指数到 CPI 指数依次递减的动态结构，保持温和的最终消费品通货膨胀率。

本次经济扩张阶段中国经济高速增长，连续突破对潜在总供给增长速度事前估计的统计和心理界限，并且伴随着重要原材料、能源、交通运输瓶颈制约缓解和产业结构高级化，提供通过增加有效需求而增加实际总供给、进而实际总供给增加导致潜在总供给增加这样的“反向软着陆（reverse soft-landing）”成功范例。在高速经济增长和剧烈结构转变时期，潜在总供给能力连续扩展而难以及时准确预测，低估潜在总供给能力而实行紧缩性需求管理的政策风险是存在的。中国需求管理有必要采取微撞（fine-tapping）模式，即反复“小幅度增加总需求—等待通货膨胀反应—（若无通货膨胀加速）小幅度增加总需求/（若通货膨胀加速）小幅度减少总需求”的探索过程，通过间歇性增加有效需求而追踪潜在总供给前沿。

与发达国家的最低可持续失业率（LSUR）（lowest sustainable unemployment rate）目标对应，中国经济应该建立最高可持续增长率（HSGR）（highest sustainable growth rate）

目标，作为中性需求管理的政策指导线，以避免政策偏好从计划经济时代的速度饥渴反转为市场经济时代的速度恐慌，造成非理性经济萧条。

## 参考文献

1. 陈佳贵. 2007年：中国经济形势分析与预测（经济蓝皮书）[M]. 北京：社会科学文献出版社，2006.
2. 纪宝成等. 中国人民大学中国经济发展研究报告 2007[M]. 北京：中国人民大学出版社，2007.
3. [美]费尔德斯坦. 20世纪80年代美国经济政策[M]. 北京：经济科学出版社，2000.
4. [英]凯恩斯. 就业利息和货币通论[M]. 北京：商务印书馆，1963.
5. [美]库茨涅茨. 现代经济增长[M]. 北京：北京经济学院出版社，1989.
6. [美]罗斯托. 经济增长的阶段[M]. 北京：中国社会科学出版社，2001.
7. [日]星川顺一. 日本经济与财政政策：凯恩斯政策的忠告[M]. 上海：立信会计出版社，1997.
8. 袁志刚等. 20世纪90年代以来中国经济的动态效率[J]. 经济研究，2003(7).
9. 郑超愚. 中国货币政策：评论意见与调整建议[J]. 中国金融，2007(5).
10. 郑超愚等. 中国宏观经济形势与政策：2006-2007年[J]. 经济理论与经济管理，2007(1).
11. Barro, Robert J., et al., Economic Growth. MIT Press, 2003.
12. Rommer, David, Advanced Macroeconomics. McGraw Hill, 2001.

# 中国宏观经济形势与政策：技术分析

China's Macroeconomic Situation & Policies: Technical Analysis

郑超愚

中国经济增长具有类似 AK 模型性质，资本积累对于经济增长过程是充分的。中国经济的潜在国民收入容纳实际国民收入的滞后效应，表现出经济波动缓和化与低核心通货膨胀率的历史趋势。相应的经济波动测度显示，中国经济在保持高速增长的同时没有经济过热的现实危险。同时，附加时间趋势的菲利普斯曲线修正形式对于中国经济体系有良好的统计解释能力，支持需求管理的稳健倾向和积极操作。

## 一 中国经济增长趋势与经济波动形态

### (一) 准 AK 经济增长模型

在二元经济结构条件下，中国经济存在近似无穷的剩余劳动力供应。如图 1 所示，劳动供给  $L^S$  以  $L = L^{\max}$  为渐近线，在  $L^{**}$  水平以下有近似无穷的供给弹性，而工资率在  $L^{**}$  水平以下处于由历史因素决定的生存工资水平  $W^*$ 。对于 C-D 型总量生产函数  $Y = A \cdot K^\alpha \cdot L^{1-\alpha}$ ，其劳动边际产品  $MPL = (1-\alpha) \cdot A \cdot (K/L)^\alpha$ 。依据  $MPL = W^*$ ，实际就业水平为  $L^*$ ，相对过

剩劳动力因而为  $(L^{**}-L^*)$ ，这样，均衡资本—劳动比率  $(K/L)^*$  为工资水平参数  $W^*$  与技术水平参数  $A$  的时间函数，即  $(K/L)^* = (W^*/(A \cdot (1-\alpha)))^{1/\alpha}$ 。

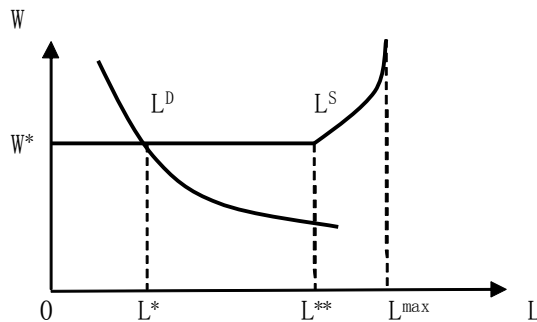


图 1 劳动供给、劳动需求与劳动就业

此时，中国总量生产函数  $Y = A \cdot K^\alpha \cdot L^{1-\alpha} = A^{1/\alpha} \cdot ((1-\alpha)/W^*)^{(1-\alpha)/\alpha} \cdot K$ 。定义时间参数函数  $\phi(t) = A^{1/\alpha} \cdot ((1-\alpha)/W^*)^{(1-\alpha)/\alpha}$ ，反映技术参数  $A$  与历史参数  $W^*$  的历时演化，从而  $Y = \phi \cdot K$ 。由于资本存量历史数据缺失，一般形式的总量生产函数  $Y = \phi \cdot K$  是不可估计的。不过，总量生产函数  $Y = \phi \cdot K$  的时间差分方程为  $\Delta Y = \phi \cdot \Delta K + \Delta \phi \cdot K$ ，从而  $\Delta Y = \phi \cdot \Delta K + (\Delta \phi / \phi) \cdot Y$ 。若投资在单时期形成资本存量，即假设资本形成函数为  $\Delta K = I$ ，通过在系数约束  $\alpha = \Delta \beta / \beta$  条件下估计方程  $\Delta Y = \alpha \cdot Y + \beta \cdot \Delta K$ ，能够间接估计中国总量生产函数  $Y = \phi \cdot K$ 。

中国总量生产函数  $Y = \phi \cdot K$  蕴涵在短期内固定而在长期内变化的资本边际收益，资本边际收益在短期内是非递减的，中国经济增长因而具有类似 AK 模型性质。不仅资本积累对于中国经济增长过程是充分的，而且非递减的资本积累收益保证中国经济增长过程的内生性质。

与资本生产率的制造期资本 (vintage capital) 模型相对应，建立投资生产率的制造期投资 (vintage investment) 模型。假设  $t$  时期投资  $I_t$  按分布概率  $w(i)$  在时期  $t+i$  形成资本存量  $K_{t+i}$ ，而资本存量生命周期为  $k$ ， $\sum_{i=1}^k w(i) = 1$ ， $\log K_t = \sum_{i=1}^k (w(i) \cdot \log I_{t-i})$ 。基于生产函数  $Y_t = \phi \cdot K_t$  与投资函数  $I_t = s \cdot Y_t$ ，舍弃常系数项并且进行自然增长率  $\delta$  的正规化处理， $\log I_t = \log Y_t = \log K_t$ ， $\log Y_t = \sum_{i=1}^k (w(i) \cdot (\log Y_{t-i} + \log(1+\delta)^i))$ ，从而  $Y_t = \prod_{i=1}^k (Y_{t-i} \cdot (1+\delta)^i)^{w(i)}$ 。

制造期投资模型放弃有关技术进步嵌入资本存量的制造期资本模型经典假设，而假设投资在多时期形成资本存量，资本存量具有生命周期并且其生产率在存续期间自然增长。虽然

各制造期投资对于既定时刻资本形成的生产率依密度函数  $w(i)$  是有差异的，但是各制造期资本在经过自然增长率  $\delta$  校正后对于既定时刻国民收入形成的生产率却是无差异的。在制造期投资模型的分析框架下，国民收入自回归方程  $Y_t = \prod_{i=1}^{k-1} (Y_{t-i} \cdot (1 + \delta)^i)^{w(i)}$  容纳滞后效应 (hysteresis) 并且具有可变的 (不同于  $\delta$  的) 年度增长速度和固定时滞阶数  $k$ ，能够描述潜在国民收入增长过程。

## (二) 容纳滞后效应的潜在国民收入

选择  $k = 5$  半周期长度的时滞阶数，在分布概率  $w(i)$  分别为线性权数系列与余弦权数系列的代表性情形下，拟合中国实际国民收入自回归方程  $Y_t = \prod_{i=1}^{k-1} (Y_{t-i} \cdot (1 + \delta)^i)^{w(i)}$ ，进行静态预测实际国民收入而建立依据制造期投资模型的潜在国民收入时间序列。

在线性权数  $w(i)$  情形下， $w(i) = 1/k = 1/5$ ，国民收入自回归方程相应采取具体结构形式  $Y_t = \prod_{i=1}^{k-1} (Y_{t-i} \cdot (1 + \delta)^i)^{1/k} = (\prod_{i=1}^{5-1} Y_{t-i})^{1/5} \cdot (1 + \delta)^3$ ，从而取得其 1978-2006 年间 OLS 方法的中国实际 GDP 时间序列拟合结果。

$$Y_t = \prod_{i=1}^{5-1} (Y_{t-i})^{1/5} \cdot (1 + 0.095651)^3$$

(41.03274)

$$R^2 = 0.996570, \text{ adj } R^2 = 0.996570, \text{ SE} = 20.43301, \text{ DW} = 0.370842.$$

对于更有实际意义的余弦权数系列  $w(i)$ ，在正规化条件  $\sum_{i=1}^{k-1} w(i) = 1$  约束下， $w(i) = \cos((i-1) \cdot (\pi/2k)) = \cos((i-1) \cdot (\pi/10))$ ，其计算数值如图 2 所示。

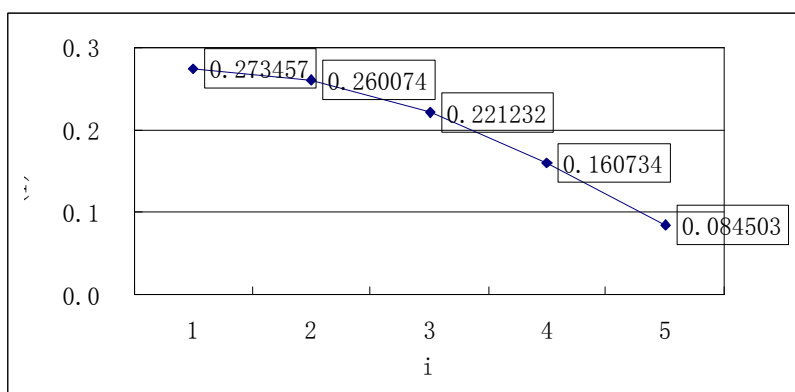


图 2 余弦权数系列:  $w(i) = \cos((i-1) \cdot (\pi/10))$

在余弦权数  $w(i)$  情形下，使用 OLS 方法在 1978-2006 年间拟合中国实际 GDP 时间序列



的对数形式自回归方程  $\log Y_t = \sum_{i=1}^5 (w(i) \cdot \log Y_{t-i}) + \log(1 + \delta) \cdot \sum_{i=1}^5 (i \cdot w(i))$ 。

$$\text{Log}Y_t = \sum_{i=1}^5 (w(i) \cdot \log Y_{t-i}) + (1 + 0.099348) \cdot \sum_{i=1}^5 (i \cdot w(i))$$

(26.69098)

$R^2 = 0.995983$ ,  $\text{adj } R^2 = 0.995983$ ,  $\text{SE} = 0.041843$ ,  $\text{DW} = 0.559874$ 。

依据国民收入自回归估计方程  $Y_t = \prod_{i=1}^k ((Y_{t-i} \cdot (1 + \delta)^i)^{w(i)})$ ，静态预测中国实际 GDP 时间序列  $Y$  而建立 1983-2006 年间中国潜在 GDP 时间序列  $Y_F$ ，由此计算 1983-2006 年间中国国民收入的绝对缺口指标  $(Y - Y_F)$  与相对缺口指标  $(Y - Y_F)/Y_F$ ，如表 1 所示。

表 1 国民收入绝对缺口与相对缺口

年度  t	线性权数情形			余弦权数情形		
	绝对缺口 Y - Y_F		相对缺口 (Y - Y_F)/Y_F  (%)	绝对缺口 Y - Y_F		相对缺口 (Y - Y_F)/Y_F  (%)
	当年价格 (亿元)	2006 年价格 (亿元)		当年价格 (亿元)	2006 年价格 (亿元)	
1983	-158.06	-616.53	-2.582400	-146.92	-573.06	-2.404673
1984	263.65	979.79	3.796502	259.26	963.49	3.730979
1985	627.68	2116.11	7.482732	557.26	1878.71	6.587965
1986	553.56	1782.71	5.694141	366.89	1181.55	3.702861
1987	661.52	2025.36	5.804267	410.01	1255.33	3.519856
1988	734.91	2006.93	5.136394	443.46	1211.02	3.037532
1989	-409.78	-1030.95	-2.354799	-674.69	-1697.42	-3.818949
1990	-1548.67	-3682.46	-7.660443	-1728.25	-4109.47	-8.473464
1991	-1520.41	-3383.32	-6.524813	-1570.77	-3495.38	-6.726394
1992	-289.30	-594.97	-1.063085	-150.52	-309.56	-0.555960
1993	1344.24	2400.30	3.954856	1451.05	2591.02	4.282553
1994	3525.26	5218.61	7.891324	3066.08	4538.87	6.793618

1995	4519.85	5884.56	8.031886	3260.60	4245.09	5.667342
1996	3945.09	4826.32	5.867923	2275.84	2784.20	3.303066
1997	2228.90	2685.73	2.904326	688.10	829.13	0.878966
1998	-360.24	-437.96	-0.424994	-1592.17	-1935.68	-1.851478
1999	-2544.70	-3133.98	-2.759329	-3383.06	-4166.48	-3.635350
2000	-3486.99	-4208.40	-3.395268	-4015.96	-4846.80	-3.890282
2001	-4198.22	-4965.02	-3.687393	-4492.93	-5313.56	-3.936054
2002	-3694.96	-4344.01	-2.979141	-3899.46	-4584.44	-3.138851
2003	-1917.51	-2197.45	-1.392120	-2324.21	-2663.53	-1.682418
2004	-205.92	-220.69	-0.128632	-1043.30	-1118.14	-0.648331
2005	1796.18	1847.94	0.986523	445.13	457.95	0.242678
2006	4148.79	4148.79	2.021252	2120.88	2120.88	1.023165

### (三) 经济波动的周期形态

中国国民收入绝对缺口 ( $Y - Y_F$ ) 与相对缺口  $(Y - Y_F)/Y_F$  在 1983-2006 年间的历时轨迹如图 3 所示。中国经济周期的繁荣状态与萧条状态分别对应于  $(Y - Y_F) > 0$  与  $(Y - Y_F) < 0$ ，而  $(Y - Y_F)/Y_F$  的历时上升与下降分别指示中国经济周期的扩张阶段与收缩阶段。

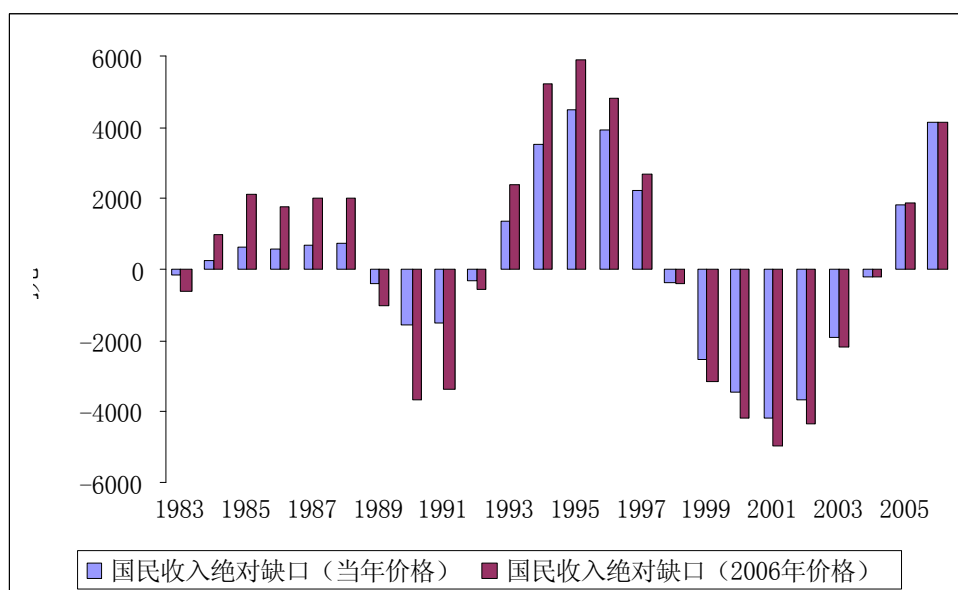


图 3a 国民收入绝对缺口：线性权数情形

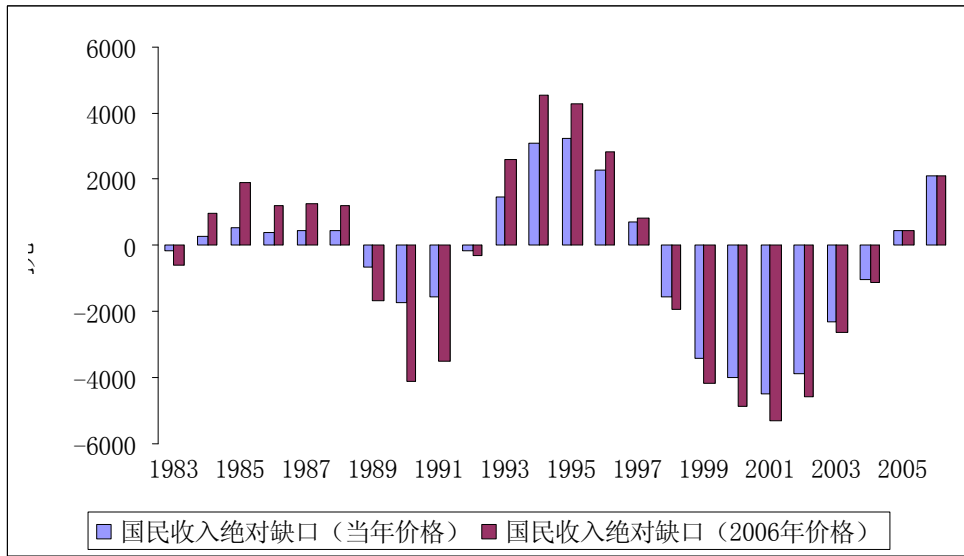


图 3b 国民收入绝对缺口：余弦权数情形

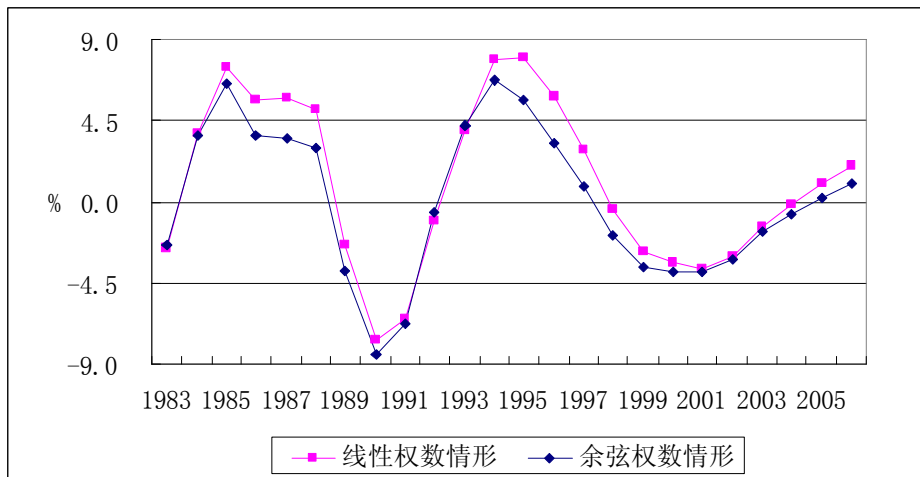


图 3c 国民收入相对缺口

对比图 3 的线性权数情形与余弦权数情形，由于线性权数系列历时平均分配，而余弦权数系列向近时期倾斜分配，在中国经济加速增长的历史背景下，由余弦权数度量的国民收入相对缺口时间序列在由线性权数度量的国民收入相对缺口时间序列下方，余弦权数情形因而比线性权数情形指示较为严重的经济收缩过程与较为缓和的经济扩张过程。

在波谷年度 2001 年，国民收入相对缺口接近-4%，按 2006 年价格核算的国民收入绝对缺口为-5000 亿元左右。2002 年 2004 年的高速经济增长具有恢复增长和补偿增长性质，由线性权数度量的国民收入相对缺口在 2004 年接近 0 水平，由余弦权数度量的国民收入相对缺口

在 2005 年接近 0 水平。在连续 4 年实现两位数实际 GDP 增长速度后，至 2006 年由线性权数度量的国民收入相对缺口略高于 2%，由余弦权数度量的国民收入相对缺口略高于 1%。

假设 2007 年中国 GDP 增长速度在 9.5%至 11.0%间发布，由线性权数度量的 2007 年中国国民收入相对缺口将位于预测区间 [1.50%, 2.90%]，而由线性权数度量的 2007 年中国国民收入相对缺口将位于预测区间 [0.35%, 1.72%]，尚未过度偏离基准状态  $(Y - Y_F)/Y_F = 0$ 。

## 二 附加时间趋势的中国菲利普斯曲线

### (一) 经典菲利普斯曲线

原始菲利普斯曲线  $\pi = \alpha \cdot U$  经过弗里德曼和菲尔普斯的重新阐述，附加适应性通货膨胀预期而采取加速主义 (accelerationist) 形式  $\pi = \alpha \cdot U + L[\pi]$ ，进而附加供给冲击而发展为所谓三角模型 (triangle model)  $\pi = \alpha \cdot U + L[\pi] + z$ 。三角模型虽然无法避免卢卡斯批评，其适应性预期假设在理论结构上仍然劣于理性预期假设，但是具有广泛的应用价值。由 U 项代表的国民收入缺口、由  $L[\pi]$  项代表的通货膨胀惰性以及由 z 项代表的供给冲击协同作用，对于实际通货膨胀的演化过程有良好的解释能力。

在经典菲利普斯曲线的理论框架下，潜在国民收入形成是无滞后效应的，倾向于假设潜在国民收入按固定速度自然增长。假设中国潜在国民收入年均增长速度为 n，以实际国民收入年度增长速度与其年均增长速度的离差  $(\Delta \log Y_t - n)$  度量中国国民收入年度缺口。定义时间变量 T，1981 年 T = 1，2006 年 T = 26。使用 OLS 方法 1981-2006 年间估计中国实际 GDP 指数增长方程  $\log Y_t = c + \beta \cdot T$ ，取得 1981-2006 年间中国实际 GDP 年均增长速度  $n = 0.094286$ 。

以 1978 年为基期的中国 GDP 平减指数如附录所示。在适应性通货膨胀预期假设下，使用 OLS 方法在 1981-2006 年间估计菲利普斯曲线  $\Delta \log P = \alpha \cdot (\Delta \log Y - \delta) + E[\Delta \log P]$ ，从而取得经典形式的中国菲利普斯曲线  $\pi = \alpha \cdot (y - y^*) + L[\pi]$ 。其中， $y^* = n$ 。

$$\begin{aligned} \Delta \log P_t = & 0.021390 + 0.947020 \cdot \Delta \log P_{t-1} - 0.345311 \cdot \Delta \log P_{t-2} \\ & (2.566709) (5.937274) \quad (-2.166980) \\ & + 0.709026 \cdot (\Delta \log Y_t - 0.094286) \\ & (3.374569) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.732683, \text{ adj } R^2 = 0.696231, \text{ SE} = 0.016207, \text{ DW} = 1.801265.$$

## (二) 修正形式的中国菲利普斯曲线

从 1990 年代后期起, 中国核心通货膨胀率呈现低通货膨胀的历史趋势, 其历时演化机制类似有时间趋势的逻辑斯蒂转型过程 (logistic transformation), 能够以四次线性曲线  $\sum_{i=0}^4 (C_i \cdot T^i)$  模拟, 如图 4 所示。

中国 GDP 平减指数使用 OLS 方法在 1981-2006 年间拟合中国 GDP 平减指数四次线性方程  $\log P_t = \sum_{i=0}^4 (C_i \cdot T^i)$ , 进而静态预测 GDP 平减指数而取得其历时演化趋势  $P\_F$ 。

$$\begin{aligned} \log P_t = & 4.815599 - 0.104250 \cdot T + 0.025894 \cdot T^2 - 0.001314 \cdot T^3 + 2.09E-05 \cdot T^4 \\ & (66.19101) \quad (-2.910224) \quad (4.927704) \quad (-4.534160) \quad (3.918169) \\ R^2 = & 0.988617, \text{ adj } R^2 = 0.986449, \text{ SE} = 0.057824, \text{ DW} = 0.509300. \end{aligned}$$

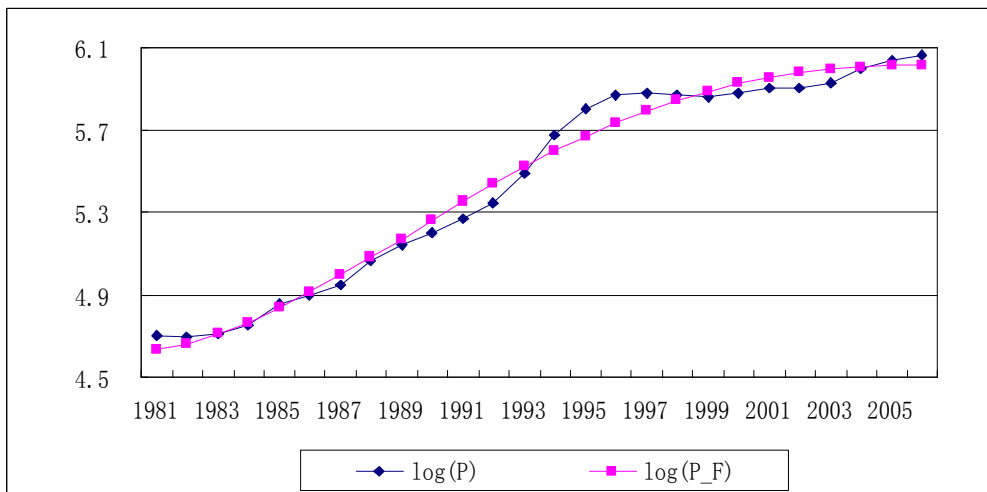


图 4 国民收入价格指数

同时附加通货膨胀历史趋势  $P\_F$  与潜在国民收入历史趋势  $Y\_F$ , 在适应性通货膨胀预期假设下重新估计菲利普斯曲线  $\Delta \log(P/P\_F) = \alpha \cdot \Delta \log(Y/Y\_F) + E[\Delta \log(P/P\_F)]$ , 取得修正形式的中国菲利普斯曲线  $\pi - \pi^* = \alpha \cdot (y - y^*) + L[\pi - \pi^*]$ 。其中,  $y^* = \Delta \log(Y\_F) = L[y]$ ,  $\pi^* = \Delta \log(P\_F) = \rho(t)$ 。在潜在 GDP 估计的线性权数情形下, 使用 OLS 方法在 1981-2006 年间拟合修正形式的中国菲利普斯曲线。

$$\Delta \log P_t = 0.489616 \cdot \Delta \log(P\_F_t) + 0.895112 \cdot \Delta \log P_{t-1} - 0.382662 \cdot \Delta \log P_{t-2}$$

$$\begin{aligned}
& (7.363603) \qquad \qquad \qquad (7.389733) \qquad \qquad \qquad (-4.336588) \\
& + 0.541919 \cdot \Delta \log(Y_t/Y_{F_t}) + [\text{MA}(1) = -0.963970] \\
& (5.1465343) \qquad \qquad \qquad (-24.48874) \\
R^2 = 0.893797, \text{ adj } R^2 = 0.870197, \text{ SE} = 0.017844, \text{ DW} = 1.956373.
\end{aligned}$$

在潜在 GDP 估计的余弦权数情形下，使用 OLS 方法在 1981-2006 年间拟合修正形式的中国菲利普斯曲线。

$$\begin{aligned}
\Delta \log P_t = & 0.438935 \cdot \Delta \log(P_{F_t}) + 0.993026 \cdot \Delta \log P_{t-1} - 0.432487 \cdot \Delta \log P_{t-2} \\
& (6.858602) \qquad \qquad \qquad (8.755999) \qquad \qquad \qquad (-5.060148) \\
& + 0.534002 \cdot \Delta \log(Y_t/Y_{F_t}) + [\text{MA}(1) = -0.962619] \\
& (4.978873) \qquad \qquad \qquad (-20.96974) \\
R^2 = 0.890068, \text{ adj } R^2 = 0.865639, \text{ SE} = 0.018154, \text{ DW} = 2.053779.
\end{aligned}$$

与菲利普斯曲线的经典形式相比，同时附加通货膨胀时间趋势和国民收入时间趋势的菲利普斯曲线修正形式对于中国经济体系有良好的统计描述性能。

### (三) 最优货币政策含义

对应于经典菲利普斯曲线  $\pi = \alpha \cdot (y - \delta) + L[\pi]$ ，总供给函数采取卢卡斯函数形式  $y - \delta = \lambda \cdot (\pi - L[\pi])$ 。以二次型损失函数  $V = \theta \cdot (y - y^T)^2 + \pi^2$  体现对经济增长率目标  $y^T$  与通货膨胀率目标  $\pi^T$  的政策偏好，稳定取向的需求管理决策表述为极值问题。

$$\begin{aligned}
\min V = & \theta \cdot (y - y^T)^2 + (\pi - \pi^T)^2 \\
\text{s. t. } & y - \delta = \lambda \cdot (\pi - L[\pi])
\end{aligned}$$

若经济增长率目标能够正确设定从而  $y^T = \delta$ ，最优需求管理将同时实现零通货膨胀率目标，并且在简单总需求函数  $\pi = \varepsilon \cdot \Delta \log M$  形式下，蕴含货币主义性质的固定货币供应增长速度政策规则。

对应于修正形式的中国菲利普斯曲线  $\pi - \pi^* = \alpha \cdot (y - y^*) + L[\pi - \pi^*]$ ，中国总供给函数采取卢卡斯函数的修正形式  $y - L[y] = \lambda \cdot (\pi - L[\pi] - \eta(t))$ ；其中，时间函数  $\eta(t) = \rho(t) - L[\rho(t)]$ ， $\eta(t) < 0$ 。中国需求管理的极值问题引入较为复杂的时滞结构和时间

驱动力量。

$$\begin{aligned} \min V &= \theta \cdot (y - y^T)^2 + (\pi - \pi^T)^2 \\ \text{s. t. } y - L[y] &= \lambda \cdot (\pi - L[\pi] - \eta(t)) \end{aligned}$$

由于时间驱动项  $\eta(t)$  存在，最优需求管理无法同时实现固定经济增长率目标与固定通货膨胀率目标，包括经济增长率目标  $\delta$  与零通货膨胀率目标。一方面，坚持固定经济增长率目标的需求管理政策，将导致实际通货膨胀按动态方程  $\pi = L[\pi] + \eta(t)$  跨时移动，出现长期通货紧缩现象。另一方面，坚持固定通货膨胀率目标的需求管理政策，将导致实际国民收入按动态方程  $y = L[y] - \lambda \cdot \eta(t)$  跨时移动，从而持续加速增长。本次扩张阶段中国经济高速增长伴随着重要原材料、能源、交通运输瓶颈制约缓解和产业结构高级化，已经建立通过增加有效需求而增加实际总供给进而增加导致潜在总供给增加这样的反向软着陆 (reverse soft-landing) 成功范例。

## 数据附录

1978-2006 年间中国名义 GDP 与实际 GDP 年度数据来自国家统计局《中国统计年鉴 (2006)》以及“2006 年国民经济和社会发展统计公报”、“关于 2005 年 GDP 初步核实数据的公告”，而以 1978 年为基期的 GDP 平减指数计算公式为  $P_t = (GDP_t/Y_t)/(GDP_{1978}/Y_{1978})$ ，相应时间序列数据如附表 1 示。

附表 1 国民收入与价格指数

年度	国内生产总值 GDP (当年价格, 亿元)	国内生产总值 Y (可比价格, 1978=100)	国内生产总值平减指数 P (1978=100)
1978	3645.200	100.0000	100.0000
1979	4062.600	107.6000	103.5787
1980	4545.600	116.0000	107.5008
1981	4891.600	122.1000	109.9041
1982	5323.400	133.1000	109.7210
1983	5962.700	147.6000	110.8244

1984	7208.100	170.0000	116.3190
1985	9016.000	192.9000	128.2213
1986	10275.20	210.0000	134.2300
1987	12058.60	234.3000	141.1898
1988	15042.80	260.7000	158.2947
1989	16992.30	271.3000	171.8229
1990	18667.80	281.7000	181.7963
1991	21781.50	307.6000	194.2585
1992	26923.50	351.4000	210.1882
1993	35333.90	400.4000	242.0896
1994	48197.90	452.8000	292.0118
1995	60793.70	502.3000	332.0275
1996	71176.60	552.6000	353.3499
1997	78973.00	603.9000	358.7503
1998	84402.30	651.2000	355.5646
1999	89677.10	700.9000	350.9976
2000	99214.60	759.9000	358.1771
2001	109655.2	823.0000	365.5174
2002	120332.7	897.8000	367.6907
2003	135822.8	987.8000	377.2092
2004	159878.3	1087.400	403.3470
2005	183868.0	1200.490	420.1713
2006	209407.0	1328.942	432.2787

---



## 中国的外汇、外贸、外资与长期经济发展问题

卢荻、黎贵才  
(中国人民大学经济学院)  
2007年6月

**提要：**从国际比较角度看，中国的中央银行外汇储备迅猛增加，其实有一定的合理性，反映了在全球投机金融资本膨胀背景中，后进发展国家维护金融安全、为国内经济发展提供稳定的宏观经济环境的需要。在此基础上，确实也应该认识到，现有的对外经济格局相当不合理，不仅是外汇储备的累积成本高昂，而且，外贸扩张和外资在国内经济所占比重愈趋上升，对经济发展的作用也是愈趋偏向负面。由此得出结论，当前的政策导向，应该强调对外经济格局的调整和改善，而不应该追求对外开放、融入世界市场的规模和程度。这同时意味着，外汇管理体制的调整，应该适应经济发展的需要，而不应该单纯以自由市场原则为依归、追求一步到位地开放跨境资金流动和对外投资活动。

### **1. 外汇储备剧增的政策课题和长期发展意义**

中国人民银行的外汇储备在 2006 年底超过一万亿美元，达一万零六百亿，居世界各国中央银行的首位，在 2007 年还继续快速增加，至第一季度末达一万两千万亿美元，一般估计至年底将远远超过一万三千万亿美元。这既是影响全球经济形势的大事，对中国本身也构成了重大的挑战。

挑战之一是外汇储备管理问题。以外汇为表现形态的资产，其收益取决于国际货币市场的变动，对此中国的影响力有限，而必须承受的代价却是极其高昂。

因为国内和世界经济的多种原因，中国的外汇储备的主要组成部分是美元资产，尤其是美国政府债券。在近年来美元相对于其他主要货币的汇率趋于下降的情况下，中国的外汇资产应是承受了相当大的损失。然而，中国人民银行作为世界上最大的外汇储备持有者，其行为具有强大的示范效应，如果它减持美元资产，很有可能导致其他美元持有者特别是东亚地区的其他央行跟随行动，从而对美元汇率造成下降压力，这反过来又将对中国的外汇资产本身带来损害。

挑战之二是宏观经济稳定问题。央行外汇储备的快速增加，势必对国内货币发行构成巨大的压力，大大限制了国家货币政策的操作空间。事实上，自 2005 年以来，尽管人民银行多次发行票据回收货币，始终还是无法消弭外汇占款猛增所带来的货币发行压力。货币发行过多又进而诱发经济过热、扭曲国内产业结构，这势必为银行以至整体金融部门留下隐患；而金融部门正是中国经济中最脆弱的部分，当前又处于愈趋强化的国际化竞争压力之下，其承受震荡的能力应是非常有限，这就很可能危及宏观经济稳定。

挑战之三是长期经济发展问题。以美元资产为主体的外汇储备的迅猛增加，所反映的基本经济事实，是中国在双重意义上向美国提供补贴：首先是透过贸易提供了廉价的制造品，然后以这些出口产品换回低收益率的美元金融资产，实质上就是向美国提供低利率的出口信贷。这种双边经济关系有一定的合理性。在外交意义上，双边贸易不平衡以及中国持有大量美元金融资产的现实，在美国政治圈子中确实带来了种种鼓噪，然而鼓噪始终掩盖不了中国补贴美国（而且是对美国经济形势具有举足轻重影响的补贴）这个基本事实；而从中国的角度看，对美国提供补贴，应有诸如台湾问题等等的政治考虑。在经济意义上，出口扩张有助于利用中国的富余生产能力，尤其是有利于创造就业，这种考虑在近年尤其重要，因为自 1990 年代初以来中国经济增长模式有愈趋资本深化之势，无法吸纳数量庞大的新增就业人口。但是，这种格局能否持续下去，归根结底取决于经济发展，也就是这种格局所带来的促进经济发展作用，是否足以抵消以至超过其负面作用。正是在这个意义上，对外汇储备增加问题的考察和判断，必须涵盖对外贸易和外商投资与经济发展的关系等更根本问题。

图一给出央行外汇储备与国内广义货币  $M_2$  供应量的比率的变化。从中可见，该比率在 2000 和 2006 年期间大幅度上升，从 10% 上升至近 25%，这反映出外汇占款增加对货币发行的推动作用。换一个角度看，在此期间，外汇储备与国内生产总值（GDP）的比率从 14% 上升到 40%，这意味着，外汇储备的收益，对于实体经济而言具有重要意义。而因为迄今为止外汇储备的主要组成成分是美国国债，其收益率甚低，外汇储备与  $M_2$  比率的大幅度上升同时意味着，中国经济中的“铸币税”其实有相当一部分透过外汇储备渠道转化为对美国的补贴。

[图一]

图二将中国的外汇储备规模置于国际比较视角，有关的指标，是外汇储备总量与之前十二个月的月平均外贸进口规模的比率。自 2004 年起，中国在该比率的数值超过全部发展中国家的平均水平，至 2005 年达 15 倍，远高于全部发展中国家的平均 12 倍，全部东亚地区经济体的平均 10 倍，以及全部发达国家的平均 2 倍。这种差距在 2006 年进一步拉开。从这种比较或许可以判断，就应付进口支付、保持对外金融稳定而言，中国的外汇储备规模确实是过大了。

[图二]

基于上文所概括的情况和考虑，当前国内外的有关政策评论，其主导意见是认为中国政府应该一方面采取多元化策略、审慎改变外汇储备的货币和资产品种

组合，以兼顾外汇储备的安全和收益，另一方面将持有外汇的权利向国内多种经济主体开放，从而减轻本币发行的压力，以及改变央行独自承担国际货币市场和金融市场风险的局面。前一种提法属于治标性质，是近期就可以和应该采用的，表现为成立国家外汇投资公司的政策建议。这其实是参照了诸如新加坡、中东石油出口国等的经验，同时也是当前诸如韩国、俄罗斯等持有大量外汇储备的发展中国家所倾向于采用的。后一种提法即所谓“藏汇于民”原则，年初颁布的《个人外汇管理办法》和《个人外汇管理办法实施细则》就体现了这种原则；提法的倡导者认为，这种原则才是治本之道，有利于推进经济市场化，让多元微观经济主体决定外汇投资和承担风险，同时也有利于走向开放资本账户、人民币自由兑换的目标，让中国经济完全融入世界市场。

应该说，这种主导意见所考虑的，主要是如何应对上文所述的第一和第二项挑战，对于长期发展问题却是欠缺深入探讨，只是倾向于从主流经济学理论出发，判定愈是完全的融入世界市场就愈有利于经济发展，这种判断涵盖融入世界市场的各个方面，包括外贸、直接投资以至金融资本的自由流动。但是，这种判断即使在理论上能够成立，还有必要分析现实上的情况是否符合理论所要求的前提条件，这不仅是现实上中国的微观经济主体尤其是金融机构能否承担起外汇投资的重任，更重要是世界市场的运作是否确实有助于后进经济发展。从1997-98年的东亚金融和经济危机可以得出一个重要认识，即世界经济自进入全球化年代以来出现愈趋迅猛的金融膨胀之势，货币和金融市场上的投机活动极为频仍、规模庞大，很容易导致市场过度波动，破坏世界经济秩序，威胁各国的金融安全。这个认识应该是关于东亚危机的不同解说所能共同接受的，而与此相关的另一个认识，是发展中国家与发达国家在承受金融投机冲击的能力上具有不对称性，也就是跨国投机资本更有可能冲击发展中国家的货币和金融市场。上文图二所示的情况，即发展中国家的平均外汇储备对外贸进口的比率远高于发达国家的水平，两者的差距在近年来愈趋扩阔，应该就是这种现实的反映。

就中国的情况看，尽管没有开放资本账户，跨国金融组合投资基本上不被允许，近年来的跨国投机资本活动频仍、规模庞大，这还是有迹可寻的。正如图三所示，在货物和服务贸易以及直接投资之外的各种资本流动占GDP的比率，自1994年的-1.57%剧降至1998年的-7.63%，然后又一直猛升至2004年的5.40%，再跌落至2006年的-0.9%。在1994-98年四年期间的下降幅度与GDP的比率达六个百分点，在1998-2004年六年期间的上升幅度则达13个百分点，在2004-06年两年期间竟又下降了六个百分点，这种波动或许不至于动摇宏观经济稳定，却应该是与经济发展所需的长期规划和投资背道而驰的。

[图三]

归根究底，融入世界市场应该是手段，经济发展才应该是目的，前者应该服从于后者。因此，外汇管理体制的设置，必须以经济发展的需要为首要考虑，概括而言就是必须提问：从经济发展的角度看，当前中国经济的融入世界市场程度，是已经过度还是不足，是应该着重于加强或降低融入的程度、还是应该着重于调整融入的方式。迄今为止，中国融入世界市场的方式，始终还是对外贸易与外商直接投资；惟有透过对这两者与经济发展的关系的分析，才有可能对上述提问做出解答，从而才能为外汇管理体制的设置指明方向。

## **2. 外贸扩张与自主经济发展**

## 2.1. 劳动密集、出口导向的工业化道路？

对外贸易快速增长、出口和进口对 GDP 的比率节节上升，这是改革开放以来中国经济的显而易见的现实。这里的问题是，外贸扩张对于经济发展究竟起到了什么作用。解答这个问题的一个方法，是分析中国的外贸表现是否符合比较优势原则，也就是迄今中国是否走过了一条劳动密集、出口导向的工业化道路，这是世界银行等国际主流经济决策机构所谓的“自然的发展道路”，甚至被说成是后进经济发展的不二法门，是全球化的承诺。

就中国的进出口产品结构演化看，情况十分复杂多样，不过还是可以判断，总体上确实是依循着比较优势原则。正如图四所示，改革年代中国出口产品的结构演化大致经历了三个阶段，在 1980-87 年期间以资源类的初级产品（PP）为主，在 1988-2000 年期间以劳动密集类的轻纺工业产品（MM）和杂项制品（MA）为主，至新世纪年起才转为以技术和资本密集类的机械及运输设备（MT）为主。较细致而言，初级产品在出口总额中的比重从 1980 年的 50% 下降至 1988 年的 30%，自 2000 年起更下降至 10% 以下。轻纺工业产品和杂项制品的出口比重，从 1980 年的 38% 上升至 1994 年的最高水平 60%，然后缓慢下降，至 2005 年还维持在 42% 的高水平；而机械及运输设备的出口比重，则从 1980 年的 5% 上升至 1994 年的 18%，自此之后开始迅猛增长，自 2004 年起超过轻纺工业产品和杂项制品两者之和，至 2005 年达 46%。与此同时，在进口产品结构方面，在整个改革开放年代占主导位置的始终是技术和资本密集产品，包括机械及运输设备、工业原材料和矿物燃料三大类。

[图四]

表一给出各类进出口产品的金额数据。从中可见，自 1990 年以来，进出口顺差的主要是劳动密集类的轻纺工业产品和杂项制品，逆差的主要是技术和资本密集类的工业原材料和矿物燃料（后者同时属于资源密集类），而机械及运输设备的进出口则是基本平衡略有顺差。据此可以判断，中国的外贸结构自 1990 年代中期以来呈现出一种二元化格局，在机械及运输设备方面以产业内贸易为主，在余下的各种产品类别中则是以产业间贸易为主，后者无疑符合比较优势原则的预期。而由于机械及运输设备之外的贸易毕竟在 2000 年以前一直占据主导，因此可以说，改革开放年代中国的对外贸易基本上是依循着比较优势原则。

[表一]

当然，比较优势原则及相应的“自然的发展道路”提法，并不是联系起外贸与经济增长的唯一可能纽带，也就是并非解答本节开头的提问的唯一方法，即使在主流经济学文献中也不是。文献中的“新”增长理论和贸易理论，并不重视外贸扩张对提高资源配置效率的作用，而是将重点转到生产性效率方面，包括出口扩张有利于提高动态规模效益，进口扩张有利于技术引进，等等。这种转变确实摆脱了“自然的发展道路”提法在面对现实时的困窘，然而，就政策意义而言，“新”增长理论和贸易理论的提法意味着，后进发展经济融入世界市场的方式可以是策略性的、而不一定是无差异的，也就是说它们有可能主动创建竞争优势来影响国际分工格局，而非任由世界市场决定它们在国际分工中的地位。在这个意义上，“新”增长理论和贸易理论的政策涵义，与东亚工业化研究文献中一系列非新古典经济学的、以结构主义-制度主义理论框架为参照的论著，基本上是相一致的。

从上文概括的与“自然的发展道路”相对立的提法中，特别可以见到机械及

运输设备贸易对中国的外贸-经济增长纽带的意义。正如上述，这类产品在出口总额中的比重，从 1980 年代的低水平转至 1990 年代的迅猛提升，至 2004 年终于超过轻纺工业产品和杂项制品的总和，成为第一大类出口产品，与同期快速增长的同类产品进口形成产业内贸易格局。这里的关键问题是：中国所出口的机械及运输设备，究竟是技术和资本密集类产品、还是劳动密集类产品？

就表面证据看，中国的机械电子工业（特别是电子工业）的劳动生产率一直高于整体制造业，按照这个贸易分析文献的惯用标准，确实应该归类为技术和资本密集产业。即使考虑到机械及运输设备贸易的主要部分其实是加工贸易，这个论断同样应该成立。中国的外贸统计制度中有“机械电子产品”类别，这与“机械及运输设备”这个国际通用贸易统计指标的意义大致等同。在 2006 年，机械电子产品的出口额为 5494 亿美元，进口额为 4278 亿美元（分别占全部出、进口金额的 57%和 54%），其中加工贸易的出口和进口额分别为 3912 亿美元和 1788 亿美元，也就是说加工贸易占了机械电子产品出口额的 71%，这比起整体外贸出口总额中加工贸易比重即 53%高出 18 个百分点。于是，在有关研究文献中，就往往得出这样一个判断，即中国出口的机械电子产品（以及相应的高新技术产品），其实还是劳动密集产品。中国只是透过加工贸易专事于这些产品的生产过程中的劳动密集环节，而产品的技术和资本密集部分，则是以元件部件形式进口经过组装后再出口。这个判断能否成立，可以透过估算加工贸易的国内增加值率来检验，一个有可能低估但大致上还算合理的估算方法，是将增加值率定义为加工贸易净出口与总出口额的比率。按照这个定义，在 2006 年，机械电子产品的加工贸易国内增加值率为 54%，比全部产品的加工贸易增加值率高出 17 个百分点。显然这是与上述判断相违背的，反而支持了中国出口的机械电子产品（相对于整体出口产品而言）是技术和资本密集类产品的判断。

如果上文的分析符合现实，机械电子产品的出口扩张，在中国的外贸-经济增长纽带中就应该有其重要位置。既然这种扩张并不符合比较优势原则，扩张的推动力就应该来自生产性效率，尤其是有可能来自国内市场规模的扩展和技术进步所带来的动态规模效益，而后面这些因素又应该是源自从 1990 年代初期以来愈趋资本深化的经济增长模式。这个外贸-经济增长纽带的表现形式，加上机械及运输设备以至各种工业投入品大量进口所承载的技术进步，正是“新”增长理论和贸易理论所强调的，而与“自然的发展道路”提法相违背。

## **2.2. 出口、进口与经济增长**

机械及运输设备贸易之外，既然改革开放年代中国的外贸出口表现总体上还是符合比较优势原则，那么，“自然的发展道路”提法的承诺，即外贸出口透过提升国内的资源配置效率推动经济增长，是否在中国实现了？另一方面，外贸进口在同期也是迅猛增长，这就意味着，改革开放年代中国的外贸-经济增长纽带，还有可能依循“新”增长理论和贸易理论的论题，也就是进口扩张带来技术引进，以此推动经济增长。下文的计量分析，就是试图直接测试这两个论题。就前一个论题，相关研究文献的标准做法是测试下列数式：

$$G_Y = a + b_{X1}G_X + u \quad (1)$$

$$(G_Y - G_L) = a + b_{X2}G_X + b_K(G_K - G_L) + u \quad (2)$$

$$[(N/Y)G_N - G_L] = a + b_{X3}G_X + b_K(G_K - G_L) + u \quad (3)$$

$$[(N/Y)G_N - G_L] = a + b_{X4}(X/Y)G_X + b_K(G_K - G_L) + u \quad (4)$$

其中,  $Y$ =国内生产总值,  $X$ =外贸出口总值,  $L$ =劳动投入,  $K$ =资本投入,  $N=Y-X-G$ 代表相应变量的年度实质增长率。数式(1)的单元回归意味着, 关于出口增长促进经济增长提法的理论基础, 可以是出口提高国内的资源配置效率, 也可以是透过规模效益提高生产性效率。数式(2)是典型的新古典经济学模型, 它意味着, 出口增长对经济增长的贡献, 是透过提高全要素生产率实现的。数式(3)是略加变化的生产函数形式, 其中  $b_{X^2}=b_{X^2}X/Y$ , 而变化在于排除下列的国民经济核算恒等式的影响, 即在支出方面  $Y=C+I+G+X-M=X+N$ , 因而  $X$ 根据定义是  $Y$ 的一部分。数(4)源自一个两部门经济模型, 在模型中, 出口增长透过两种不同的途径影响经济增长, 一是出口部门  $X$ 与非出口部门  $N$ 的生产率差异(以  $d$ 标记), 二是前者对后者的界外效应(以偏导数  $N_X$ 标记); 由是,  $b_{X^4}=[d/(1+d)+N_X-1]$ 。相应的, 就后一个论题, 可以测试下列数式:

$$G_Y = a + b_{M1}G_M + u \quad (5)$$

$$(G_Y - G_L) = a + b_{M2}G_M + b_K(G_K - G_L) + u \quad (6)$$

$$[(R/Y)G_R - G_L] = a + b_{M3}G_M + b_K(G_K - G_L) + u \quad (7)$$

$$[(R/Y)G_R - G_L] = a + b_{M4}(M/Y)G_M + b_K(G_K - G_L) + u \quad (8)$$

其中,  $M$ =外贸进口总值,  $R=Y+M$ ,  $b_{M3} = b_{M2} + M/Y$ ,  $b_{M4} = [d/(1+d) + R_M - 1]$ 。

将上述数式应用于 1979-2005 年中国有关数据的回归分析, 表二和表三给出分析结果。先看出口增长与经济增长, 从表二可见, 数式(1)和(4)的分析结果是两者的相关关系统计上并不显著, 而数式(2)和(3)的分析结果显示, 两者的相关关系统计上显著, 然而却是负相关。再看进口增长与经济增长, 从表三可见, 数式(6)的分析结果是两者的相关关系统计上并不显著, 而数式(5)、(7)和(8)的分析结果显示, 两者呈现出显著的正相关关系。从表二和表三的分析结果可以判断, 迄今为止, 外贸对中国经济增长的促进作用, 主要是透过进口扩张即技术引进实现的, 而出口扩张即遵循比较优势原则的资源配置格局演化的作用却是偏向于负面。这意味着, 中国的实际经验倾向于与“新”增长理论和贸易理论、以及结构主义-制度主义理论相一致, 而背离了主流新古典经济学及其单纯的市场导向政策。

[表二]

[表三]

图五标示出自 1980 年以来中国的国际贸易条件的演化趋势。从中可见, 演化的总体方向是愈趋恶化, 从 1980 年的 100 下降至 2004 年的 86, 不仅是与发达国家的平均上升至 119 大相径庭, 也显著低于东亚新兴工业经济体的平均水平 94、以及全部发展中国家的平均水平 92。这种演化趋势, 一方面与国内的资本深化经济增长路径、以及国内产业升级的目标相违背, 另一方面也意味着, 虽则外贸扩张有可能是透过技术引进促进了经济增长, 这种促进作用的代价却是十分高昂的, 再考虑到外贸出口与经济增长的负相关关系、以及外贸盈余所形成的外汇储备的收益率低下, 就更能得出这种判断。

[图五]

### 3. 利用外资的经济发展后果分析

#### 3.1. 宏观指标的直观判断

自 1990 年代初期以来, 中国一直是世界范围上外商直接投资最大的接受国

之一。2002年，正值加入世贸组织的第一年，中国一度超过美国成为世界上最大的外商直接投资接受国，此后中国接受的外商直接投资总量连年持续增长，在2006年，流入的外商直接投资总量达700亿美元，相当于当年全部发展中国家接受的外商直接投资总量的19%。国内外有关观察者大都相信，在可见的未来，中国接受的外商直接投资仍将继续增加。因此，对外商直接投资在中国经济发展中的作用进行恰当的评价，具有重要的政策涵义。

现有文献关于外商直接投资对中国经济发展作用的研究方法，大致可分为两类。一类是根据设计的各种宏观指标，如外商直接投资与国内生产总值（GDP）的比率、外商直接投资与资本存量的比率、外商直接投资与总出口的比率等等，来推断外商直接投资对经济增长的贡献。另一类是将外商直接投资与某些经济发展指标（既包括GDP等可观测指标，也包括全要素生产率等不可观测指标）进行回归分析。后一种方法可以应用于总量研究，而文献中更为通常的做法，则是将之运用于部门或区域间的比较分析。

从宏观指标的直接观测结果看，认为外商直接投资已成为中国总体经济发展一个重要因素的观点，并没有得到经验支持。作为固定资本形成的一个因素，外商直接投资在1979-1991年期间的年流入量与固定资本形成总额相比还是极其微小的，只有从1992年开始才大幅度增加（见图六）。从1992年至2006年，中国的外商直接投资与固定资本形成总额之比年均约为12%，从国际背景来看，大约是同期所有发展中国家平均值的两倍。尽管如此，由于外商直接投资是固定资本形成总额的一个很小的组成部分，而固定资本形成总额在GDP中所占的份额同样很有限，因此，外商直接投资对GDP增长的贡献就只能更加有限了。可以断言，从1990年至2006年各年，外商直接投资透过资本形成来促进GDP增长，其贡献每年应该不超过一个百分点。

[图六]

概念上，上述指标存在着三方面的局限性，从而有可能低估了外商直接投资对中国经济增长的贡献。第一，外商直接投资流入量并不反映资本形成中增加的外商直接投资总量，因为对资本形成的贡献除外商直接投资流入量外，还有来自外商投资企业的净利润再投资。第二，外商直接投资流入量与资本形成的比率这个指标，本身并没有涵盖外商直接投资所带来的投资“挤入效应”。第三，这个比率并没有显示外商直接投资对提升全要素生产率的无法观测的影响。

对第一点来说，要加以确证必须进行企业层面的调查，但这是不可行的，因为这样的数据根本无法获取。直观判断，在1990年代中期以前的外商直接投资流入量规模有限。例如直至1994年外商投资企业在全部企业工业增加值中的比重仅达11%。因而，净利润再投资即使确实是总投资的重要组成部分，这也只能是近年来的事。同样地，就第二点来说，一个众所周知的事实是，直至1990年代中期，改革以来中国的经济体制和各种微观经济主体的一个典型化特征，是表现出过度冲动的投资倾向。因而，由外商直接投资所带来的任何可能的“挤入效应”也仅在近年内才有意义。就第三点而言，即外商直接投资对全要素生产率增长的贡献，这是现有文献关注的焦点。部分研究是从外商直接投资的进入能够带来外汇的角度来考虑，而外汇的重要性在于它能够技术进口提供资金来源，这些技术在相当程度上体现在机械设备或工业投入品中。还有部分研究认为外商直接投资是通过改进外商直接投资接受企业、行业或区域的效率来促进全要素生产率的增长，其作用机制包括技术转移、促进经济制度和结构的转变、等等。

在创造外汇方面，无疑，根据定义，外商直接投资流入代表了可使用的额外

外汇。然而外商直接投资毕竟不同于国际援助，长期上始终必须偿还或要求回报，由于没有足够数据显示外资企业到底有多少利润回流、多少利润作为再投资，也就很难确定，外商直接投资究竟在多大程度上透过提供外汇对中国的长期经济增长作出贡献。涉及到外汇，现有的中国研究文献和更宽范围的关于外商直接投资和发展的主流文献，倾向于强调外商直接投资在出口创汇方面的重要意义。就中国经验而言，有关研究确实发现，外商直接投资与出口扩张存在较强的正相关，尽管发生作用的因果方向是双向而非单向的。还有研究指出，外商投资企业已成为中国总体出口扩张的主要驱动力，而非外资企业企业所实现的出口则趋于停滞；只是，外资企业与非外资企业在多大程度上相互竞争中国的可出口货源，这是有待考察的问题。

即使将因果关系问题、可出口品的竞争问题搁置一边，从现有数据推断出外资企业为中国外汇收入的增长起主要作用，这仍是颇为夸大失实。事实是，外资企业的出口占中国总出口的比重，1996年超过40%，2001年超过50%；然而，从表四中可以发现，外资企业的进口份额所占的比重更大。在1985-1997年的13年中，外资企业每一年都存在相当规模的外贸赤字，形成对比的是，1989年以后大部分年份中国贸易表现顺差。尽管外资企业从1998年以来一直享有顺差，但这些顺差仅占国家总顺差很小的一部分。当然，值得注意的是外资企业的部分进口是随同投资一起进来的生产设备，在这一点上，对全要素生产率增长的可能贡献可归结为两种形式：一是对使用进口设备的外商直接投资接受企业的技术转移，另一是，在长期上促使外资企业成为净出口者，只是，这种前景迄今为止始终还只是潜在可能性。

[表四]

与此相关的话题是，外资企业以什么形式来实现外贸扩展？众所周知，自1990年代以来，中国占主导的外贸出口是加工贸易，这主要是由于外资企业的进出口活动所从事的主要是加工贸易。表五提供了一些中国加工贸易自1990年代以来的实际表现，尤其值得注意的是它的生产特性。从表中可以看到，增加值率（这里定义为净出口对出口总额的比率）在1998年以前一直保持上升势头，1998年以后则停止上升，基本维持在34%左右的水平。占全国对外贸易主要部分的加工贸易，其增加值率停留在这么低的水平，这与中国追求产业结构的升级是不相符的。

[表五]

现在我们来分析外商直接投资透过改进经济效率来提升全要素生产率。主流理论认为外商直接投资以下列几种形式发生作用：向外商直接投资接受企业进行技术转移，对同行业或相关联行业的其它企业产生溢出效应，根据“禀赋”比较优势原则实现经济结构转变，按市场原则实现制度转变，等等。这些理论观点是否有效，全部或部分的利益能否得以实现，这些净效果主要表现在与中国其他行业相关的整个外资企业部门的绩效上。图七标示出外资企业相对于工业企业的生产率表现。可以注意到相对劳动生产率序列在1993-2005年期间表现出长期的下滑趋势。从表面判断，这种趋势与新古典经济学关于中国按要素禀赋比较优势原则进行结构转变的论题是一致的，即，利用中国现有的“廉价劳动力”（充裕的劳动力供给）优势进行产业转变。这种趋势也与激进政治经济学关于资本倾向于使劳动非技能化的理论相一致。换句话说，这种倾向的结果很有可能是改进了资源配置效率而同时削弱了生产效率。这就有必要去考察总的效率指标，这个总效率指标一般用全要素生产率相对比率的演化来表示。在1993-2005年的外商直接



投资大量流入和外资企业的大幅度增加这个长时期内，全要素生产率相对值序列也表现出相同的下降倾向。这就意味着，生产效率的损失已超过了资源配置效率的所得，由此，这就很难给外商直接投资在中国经济发展中的贡献作一个正面的评价。

[图七]

上文的分析自然就产生了另外一个问题：如果外资企业的相对效率确实是在下降，那为什么中国工业中外资企业部门所占的份额却在不断的扩大？为回答这个问题，必须对外商直接投资流入的决策机制作进一步的考察。但这个答案有可能与劳动补偿有关。众所周知，由于进入该部门的产业工人无限的供给，从改革开放至今，中国大部分劳动密集、出口导向的外资企业的工资水平基本维持在一个低水平上不发生变化。图 2 显示，外资企业相对整个工业企业的相对平均工资率一直表现为下降倾向。这种状况说明，尽管相对劳动生产率和全要素生产率表现为恶化趋势，外资企业仍是有利可图。这种倾向自身就意味着，对整个中国经济来说，与外资企业部门膨胀相关的发展是不能作为效率判断的依据。

### **3.2. 来自行业-区域分析的洞见**

上文谈及外商直接投资以及整个外资企业部门在中国经济发展中的作用，由此可引伸，可以进而分析那些外资企业所占比例高于全国平均水平的工业行业 and 省份的相对经济绩效表现。在某个行业或省份中外资企业的工业增加值比重这个指标，所显示的，是从起始年度直到考察年度的外商直接投资在该个行业或省份的累积渗透，因此，分析这个指标与这些行业或省份的绩效之间的关系，将有助于测试主流经济学关于外商直接投资通过技术转移、溢出效应、制度和结构变迁等等改进效率论述的假说，也有助于考察结构主义关于外商直接投资通过扭曲或扼杀国内产业发展的假说，以及激进主义的劳动非技能化假说的现实解释力。在下文中我们将从现存文献比较角度来对行业-省份进行实证分析。

表六列出了 1991-2005 年期间中国 35 个工业行业的相关数据。将 1991 年选做起始点是因为从 1991 年起中国外商直接投资开始大量流入（见图六）。将终点选择为最近的年份，正如上面所提及的，是因为外资企业工业增加值所占份额这个指标反映出每一个行业这些年来外商直接投资流入和外资企业运作的累积效应。观察外资企业所占比例高于全国平均水平的那些行业的数据，有三点值得注意。

[表六]

第一点涉及外资企业的行业分布与有关行业的技术特征。理论上，主流经济学的比较优势理论和激进学派的“劳动的新国际分工”理论都认为，外资企业既然是市场导向的，那么它们应倾向于集中在中国的劳动密集工业行业。这与现实基本上是相符的。在贸易分析文献中，通常将劳动生产率低于 0.9 的行业列为劳动密集行业。按照这个标准，在 2005 年外资企业所占比重高于平均水平的 17 个工业行业中，有 11 个行业可以列为劳动密集行业，1991 年也是如此。

第二点是外商直接投资对中国工业劳动生产率的影响。主流理论一般倾向认为，外资企业占主导行业的劳动生产率的增长速度要低于平均水平，这反映出它们采用了更多的劳动密集性生产技术。这一点与现实也是基本相符的。所讨论的 17 个工业部门，在 1991-2005 年期间，有 13 个行业的劳动生产率出现了负增长。这种绩效与资源配载效率改进的预期是一致的。然而，这种绩效与激进理论的劳

动非技能化假说也是相符的；激进理论认为，外资企业以及由此延伸的外资企业占主导的行业，一般倾向于延缓劳动生产率的改进。

第三点是关于外商直接投资对中国工业效率的总体影响。这一点主要体现在外资企业占主导的行业的生产要素生产率相对数值的表现上。可以观察到，由于全要素生产率相对值这个指标对应的是整个中国工业的水平，它就排除了整体经济因素效应，而强化了行业的特定因素，包括了外资企业所占比重高于平均水平的行业因素的效应。这个指标大体上能捕捉到一些有关技术转移、行业间和行业内的溢出效应、市场制度的改进等等信息。表3的分析结果可以与主流文献形成较好的对照：在外资企业占主导的17个工业行业中，有13个行业在1991-2005年间全要素生产率相对值出现了负增长。很明显，正如新古典经济学的假说，在一定程度上外商直接投资确实对中国工业效率存在正的影响，但是，现实情况同样符合结构主义和激进理论所判断的负面影响，而总合而言，占主导的是负面影响。

表七展现了1991-2005年期间30个省区的工业的相关数据。值得注意的是，外资企业在空间分布上高度集中：2005年仅有6个省区（北京、天津、上海、江苏、广东、福建）外资企业的工业增加值所占比重高于全国的平均水平。在这个背景中，所涉及的这6个省区的绩效与行业分析结果略有不同。从相对劳动率标准判断，1991年这6个省区的工业都不能视作是劳动密集型的。到2005年，6个中有2个（广东和福建）转变成劳动密集型。因为这两个省区的外资企业工业增加值比重确实远比其他省区高，或许可以说，在空间分布上，外资企业在某种程度上确实符合比较优势原则。与此同时，从空间分布看，外资企业也确实表现出有利于促进资源配置效率：六个省区中有4个在1991-2005年间相对劳动生产率都出现负增长，仅有天津和江苏例外。恰恰是这两个省区在1991-2005年期间出现相对全要素生产率为正增长，而其余4个省地区则出现负增长。显然，这些区域数据分析结果，大致上与行业分析结果相同。

[表七]

表六和表七的行业-区域分析结果显示，中国的实际情况，确实一定程度上符合新古典经济学关于外商直接投资有利于经济增长的理论预期。但是，由此就认为整体而言外商直接投资强烈地促进了中国经济增长，这却是不符合事实。上文的分析结果，一方面固然是符合主流新古典论断，即外商直接投资的流入以及外资企业的运作有助于工业行业和区域的资源配置效率，另一方面，这些结果同样符合激进政治经济学关于外资企业导致劳动生产率进步停滞、以及结构主义发展经济学关于外资企业有可能扭曲行业或区域的经济结构的批判性论断。上文的分析结果，是大部分外资企业占主导的行业和区域的相对全要素生产率出现负增长，这意味着，总体而言外商直接投资对中国经济发展的作用始终还是偏向于负面的。

最后，作为有关外商直接投资对中国经济发展影响的行业-区域分析的结束部分，下文试图进一步运用表六、表七的数据进行统计分析。上文的分析仅仅考察了外资企业占主导的行业和区域，而不是全部数据，这对于总体上分析外资企业在中国经济中的表现来说，关注面可能显得过于狭小。从另一个角度看，上文的分析又有可能显得过于一般化，因为分析其实只是考察了有关行业-区域的特有因素对它们的相对生产率表现的影响，却并没有从各种特有因素中特别突出高于平均水平的外资企业增加值比重这个因素。对总体数据的统计分析有可能弥补这两方面的不足。特别地，可以假定一个行业或地区的工业全要素生产率水平（A）由行业或省区的总规模（由总增加值V表示）和行业或省区外资企业增加

值所占的比重 ( $V/V$ ) 决定, 即:

$$\ln A = a + b \ln V + c(V/V)$$

从两方面来看, 这个分析框架应该是可取的。其一, 将  $V$  作为  $A$  的解释变量, 意味着该分析考虑到了行业或省区的特定增长路径, 即考虑到可能存在着规模经济或集聚经济; 其二, 在进行跨区域的比较中, 这种分析将有助于检验由外商直接投资所产生的部门内溢出效应、以及外资促进结构和制度变动的效果。这是因为, 这种溢出效应和变动一般应该是主要在同一个省区之内发生作用的。最后, 值得指出, 变量  $V/V$  反映的是外资企业在一个特定行业或省区渗透的累积效应, 对 2005 年一年数据的分析, 将能为判断外商直接投资在中国工业中的累积影响提供一个推断依据。

表八显示了跨行业和跨区域的分析结果。从表中可以看出, 在这两种情况中,  $V$  系数的估计值在统计上都表现为显著的正数。概念上, 在工业发展中规模经济或集聚效应等其他因素, 应该都是外生于外商直接投资的, 因此, 上面的分析结果显示, 在某种程度上外商直接投资对中国工业生产率改进的贡献, 可能是一个双向过程, 而不是一个单向的因果关系。同时, 从表八中可以进一步看到  $V/V$  系数在跨行业分析中统计上显著为负, 而在跨区域分析中统计上不显著。这个结果与图七中的推断是一致的, 外资企业的不断增长对中国工业发展的贡献, 和它们的累积的渗透水平, 从趋势上不显著, 甚至影响是负面的。在跨行业分析中, 即使考虑到行业内的技术溢出、总体结构和制度演进等间接影响, 其结果与跨区域分析是一致的。

[表八]

总括而言, 在上文中我们试图超越狭窄的纯粹新古典经济学框架, 诉诸于更为宽广的理论文献, 以此分析外商直接投资在中国经济发展中的作用。我们得主要分析发现是, 中国的外商直接投资, 一方面的的确促进了资源配置效率、有利于经济发展, 但另一方面却又恶化了生产性效率, 而两者综合起来的作用应该是倾向于负面的。由此判断, 主流文献对外商直接投资对中国经济影响的分析, 有可能是片面的, 中国的实际经验可能比既有的认知远为复杂。

#### 4. 结语

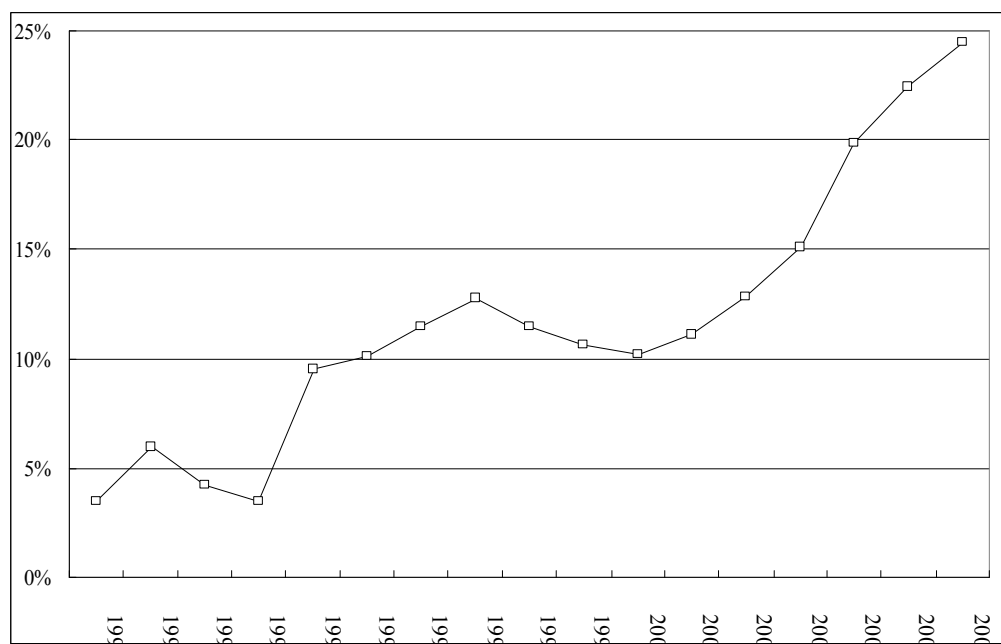
有关中国对外经济活动的发展趋势的研究和评论中, 存在着一种可以说是主流的说法, 认为中国的外贸出口和盈余扩展、外商直接投资流入增加和外商投资企业在国内经济活动中的比重上升、以及中央银行外汇储备膨胀, 如此种种, 实质上反映了中国与先进资本主义国家的分工, 归根结底就是先进国家的相对发达的金融体系, 代替国内金融体系管理中国的储蓄、配置资源, 因而应该是有效率和有利于中国的长期经济发展的。这种说法其实也就是全球金融扩张年代的主导话语, 其逻辑结论是中国应该加强融入世界市场的进程, 尤其是应该尽快走向开放资本账户、让人民币自由兑换的目标, 其承诺是惟有透过这个进程中国的快速增长长期上才能得以持续。这个承诺是否可信, 始终有赖于实际经济表现, 具体上就是中国的外贸和外商投资的效率表现、以及外汇储备的收益表现。

这个承诺显然与本文的论述并不合拍。上文的分析, 并没有得出外贸扩张和外商投资增长促进中国经济发展的证据, 所得出的结果甚至指向了相反的判断。从这种结果中, 虽然不能得出结论, 认为就经济发展而言, 中国的实际情况是已经到了外贸和外资过度扩张、整体经济过度融入世界市场的地步, 但是, 至少可

以判断，超越市场调节的外贸和外资结构调整才是当前中国的要务，而非继续扩张外贸和外资规模、继续加强融入世界市场的程度。

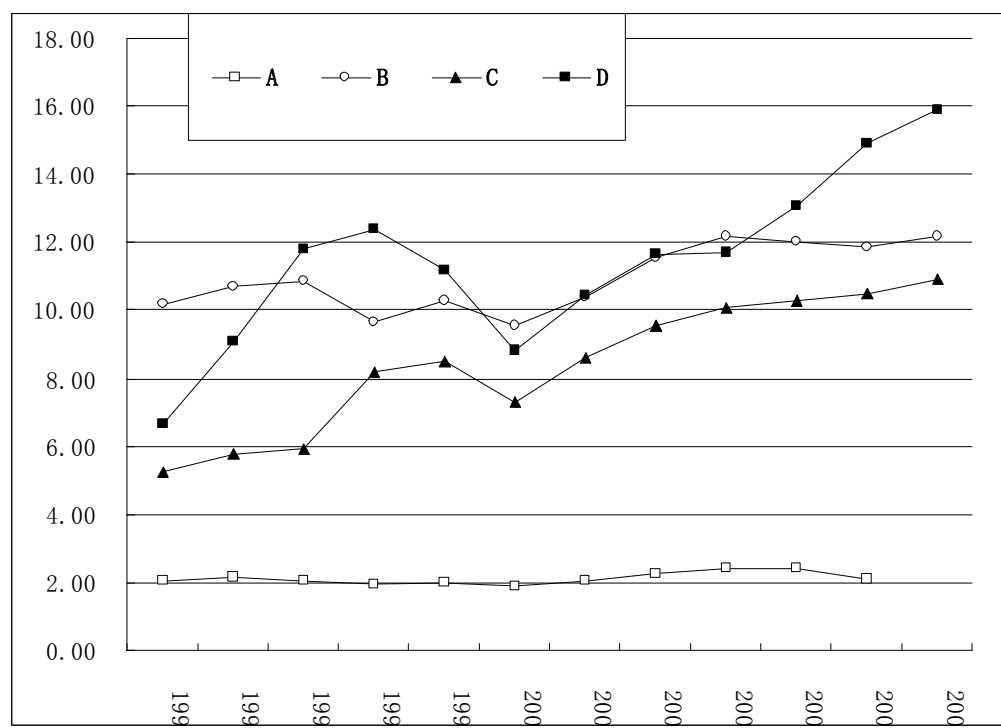
从已经体制自由化的外贸和外资表现看，不能相信，微观经济主体和市场就必定能够比现有体制更有效率地运用外汇、从事外汇投资。这并不是说现有的体制就应该维持不变，而是说，如果外汇管理体制确实有必要自由化市场化的话，这应该是与微观经济主体的逐步成长、以及市场及其相应监管体制的逐步完善化相适应。至于即使是完善的市场也难以达致的任务，尤其是在全球金融膨胀背景中的保持宏观经济稳定任务，以及多种经济和社会长期发展的需要，自由化和市场化显然不是合理的解答。

图一，年底外汇储备与广义货币（M<sub>2</sub>）比率



数据来源：《中国统计年鉴 2006》；《中华人民共和国 2006 年国民经济和社会发展统计公报》；国家外汇管理局网站。

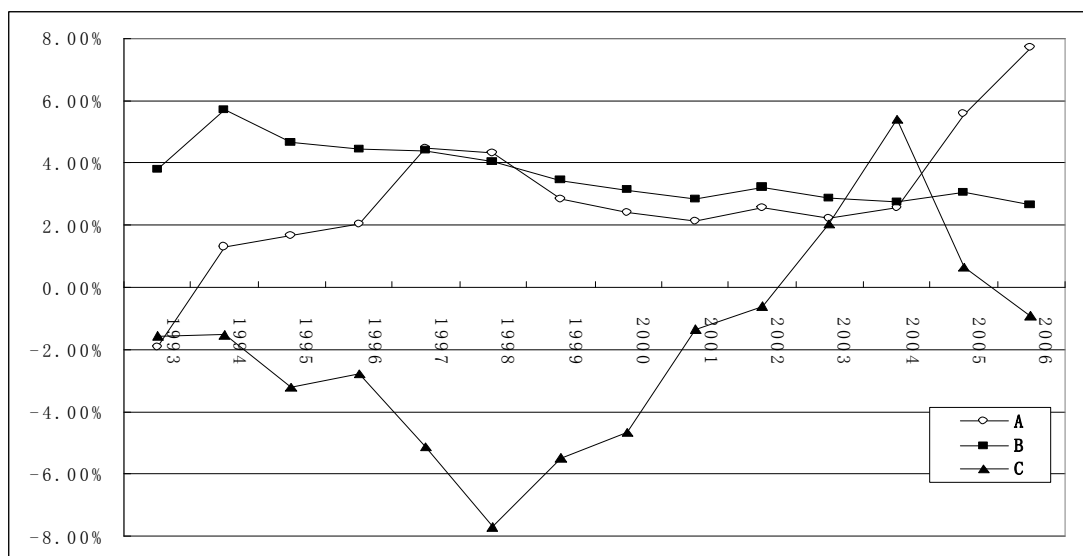
图二，年底外汇储备与全年月平均进口总额比率



数据来源：国际货币基金组织网站；亚洲开发银行网站。

注：A=发达国家；B=发展中国家；C=东亚经济体（涵盖中国大陆、中国香港、中国台湾、韩国、新加坡、泰国、马来西亚、印度尼西亚和菲律宾）；D=中国。

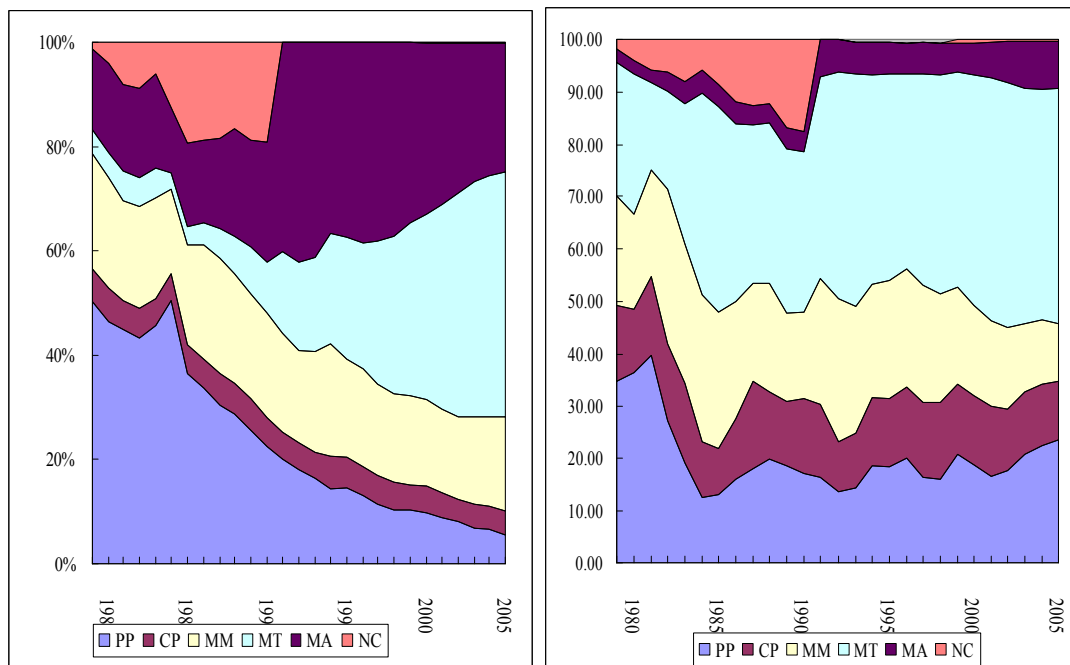
图三，中国的跨境资金流动（与国内生产总值比率）



数据来源：《中国统计年鉴 2006》；《中国统计摘要 2007》；《中华人民共和国 2006 年国民经济和社会发展统计公报》；国家外汇管理局网站。

注：A=贸易平衡（涵盖全部货物和服务贸易）；B=外商直接投资流入量；C=其他类型资本流入=中央银行外汇储备增减量 - 贸易平衡 - 外商直接投资流入量。

图四，外贸进出口金额产品构成



(a) 出口

(b) 进口

数据来源：《中国统计年鉴》、《中国统计摘要》各期。

注：PP=初级产品；CP=化学品及有关产品；MM=轻纺产品、橡胶制品、矿冶产品及其制品；MT=机械及运输设备 MA=杂项制品；NC=未分类的其他商品。

表一，进出口货物分类金额（亿美元）

	出口				进口				出口 - 进口			
	1980	1990	2000	2005	1980	1990	2000	2005	1980	1990	2000	2005
总额	<b>181</b>	<b>621</b>	<b>2492</b>	<b>7620</b>	<b>200</b>	<b>533</b>	<b>2251</b>	<b>6600</b>	-19	87	241	1020
初级产品	<b>91</b>	<b>159</b>	<b>255</b>	<b>490</b>	<b>70</b>	<b>99</b>	<b>467</b>	<b>1477</b>	22	60	-213	-987
食品及主要供食用的活动物	30	66	123	225	29	33	48	94	1	33	75	131
饮料及烟类	1	3	7	12	0	2	4	8	0	2	4	4
非食用原料	17	35	45	75	36	41	200	702	-18	-6	-155	-627
矿物燃料、润滑油及有关原料	43	52	79	176	2	13	206	639	41	40	-128	-463
动、植物油脂及蜡	1	2	1	3	2	10	10	34	-2	-8	-9	-31
工业制成品	<b>90</b>	<b>462</b>	<b>2237</b>	<b>7129</b>	<b>131</b>	<b>435</b>	<b>1784</b>	<b>5122</b>	-41	27	454	2007
化学品及有关产品	11	37	121	358	29	66	302	777	-18	-29	-181	-420
轻纺产品、橡胶制品 矿冶产品及其制品	40	126	425	1291	42	89	418	812	-2	37	7	480
机械及运输设备	8	56	826	3522	51	168	919	2905	-43	-113	-93	618
杂项制品	28	127	863	1942	5	21	128	609	23	106	735	1333
未分类的其他商品	2	116	2	16	3	90	17	20	-1	26	-14	-4

数据来源：《中国统计年鉴》各期。

表二，回归分析：出口增长与经济增长，1979-2005

	(1) $G_Y$	(2) $[G_Y - G_L]$	(3) $[(N/Y)G_N - G_L]$	(4) $[(N/Y)G_N - G_L]$
$\alpha$	0.118 (0.208)	0.119 (0.113)	-0.061 (-0.057)	0.195 (0.184)
$G_X$	0.007 (0.326)	-0.076 (-1.775)^	-0.174 (-3.968)*	
$(X/Y)G_X$				-0.936 (0.280)
$[G_K - G_L]$		0.146 (1.696)	0.042 (0.481)	0.061 (0.701)
$\bar{R}^2$	-0.037	0.133	0.356	0.372
DW	1.829	2.241	1.596	1.665

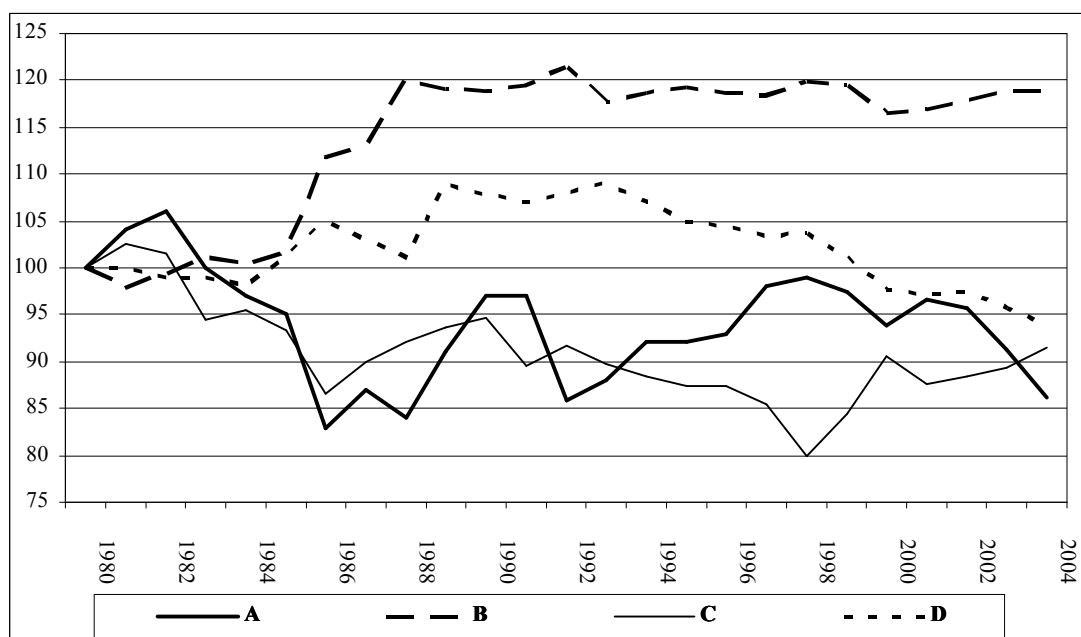
注：括号中数字为 t-统计量，\*和^分别标示 5%和 10%的统计显著程度。所有回归分析的观察值数量都是 27，并且使用变数的一阶差分而非变数本身，因为使用后两者所得出的 DW 数值偏小，介乎 0.926 和 1.337 之间。留意在方程式(4)中， $(X/Y)G_X$ 的系数检验假设为  $H_0=-1$ 。

表三，回归分析：进口增长与经济增长，1979-2005

	(5) $G_Y$	(6) $[G_Y - G_L]$	(7) $[(R/Y)G_R - G_L]$	(8) $[(R/Y)G_R - G_L]$
$a$	0.138 (0.260)	0.127 (0.115)	0.397 (0.377)	0.170 (0.157)
$G_M$	0.043 (1.946)^	0.038 (0.829)	0.204 (4.605)*	
$(M/Y)G_M$				1.181 (8.008)*
$[G_K - G_L]$		0.148 (1.629)	0.085 (0.973)	0.074 (0.830)
$\bar{R}^2$	0.100	0.043	0.439	0.406
DW	1.884	2.327	1.854	1.778

注：括号中数字为 t-统计量，\*和^分别标示 5%和 10%的统计显著程度。所有回归分析的观察值数量都是 27，并且使用变数的一阶差分而非变数本身，因为使用后者所得出的 DW 数值偏小，介乎 0.772 和 1.645 之间。留意在方程式(8)中， $(M/Y)G_M$ 的系数检验假设为  $H_0=-1$ 。

图五，国际贸易条件

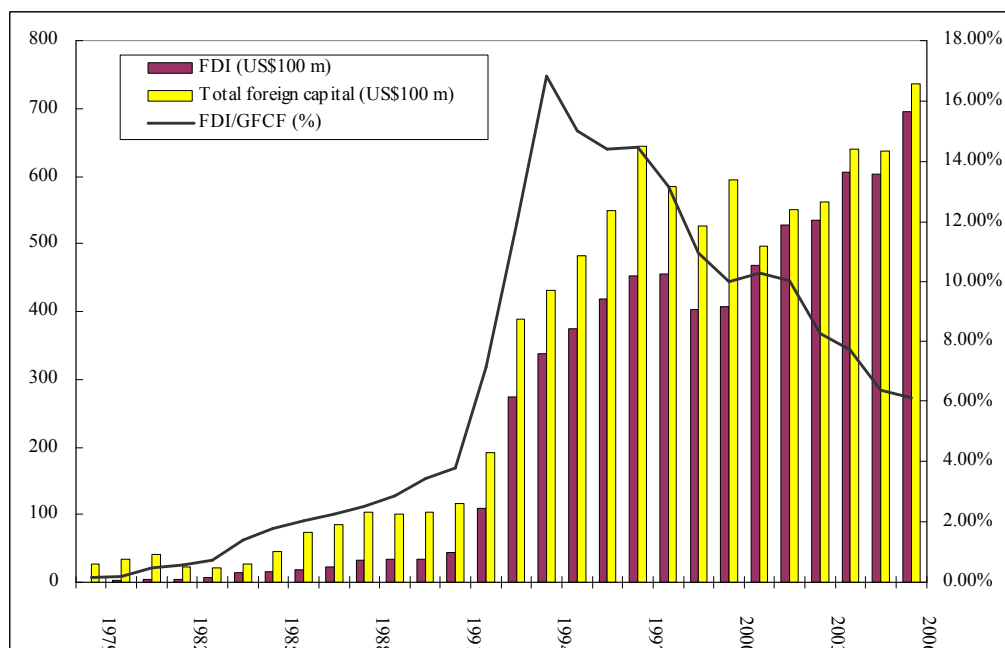


数据来源：国际货币基金组织网站；世界银行网站。

注： A = 中国； B = 发达国家； C = 发展中国家； D = 东亚新兴工业经济（中国香港、中国台湾、韩国和新加坡）。



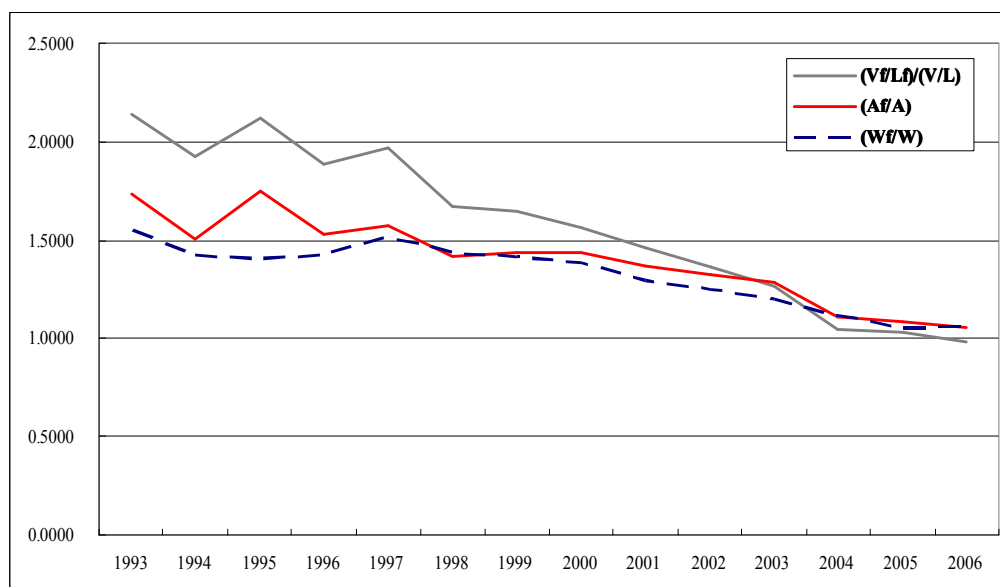
图六，外商直接投资



资料来源：1979-82年数据来源于陈等(1995)；其他数据来源于《中国统计年鉴》各年数据。

注：GFCF = 总固定资本形成总额；在计算 FDI/GFCF 值时，FDI 数值已按各年官方年平均汇率折算成人民币形式。

图七，外商投资企业的相对劳动生产率、全要素生产率和工资率



资料来源：《中国统计年鉴》、《中国工业统计年鉴》各年数据。1995年劳动人口数据来源于第三次工业普查，1996年数据根据1995年和1997年数据估算结果。

注：V = 工业增加值（当年价格，亿元）；L = 劳动人口（年平均，万人）；K = 折旧后固定资产净值（年平均，亿元）；V/L 代表劳动生产率；A = V/[(L<sup>0.6</sup>)(K<sup>0.4</sup>)] 总要素生产率。不带下标的数字指的是全部工业企业数据；带“f”下标的数字指的是外资企业的数据。所有的工业企业，1998年以前指的是镇以上独立核算企业，1998年以后指的是所有的国有工业企业和规模以上非国有工业企业。这些界定也适用于下面的表6、表7、表8。

表四，外商投资企业的外贸进出口

	出口		进口		外商投资企业 外贸盈余/逆差 亿美元	全国 外贸盈余/逆差 亿美元
	金额 (亿美元)	在全国外贸出 口额中比重	金额 (亿美元)	在全国外贸进 口额中比重		
1985	3	1.10%	21	4.97%	-18	-149
1986	5	1.62%	26	6.06%	-21	-120
1987	12	3.04%	34	7.87%	-22	-38
1988	25	5.26%	59	10.67%	-34	-78
1989	49	9.35%	88	14.88%	-39	-66
1990	78	12.59%	123	23.09%	-45	87
1991	123	17.12%	169	26.56%	-46	81
1992	174	20.44%	211	26.23%	-38	44
1993	252	27.51%	418	40.24%	-166	-122
1994	347	28.68%	529	45.78%	-182	54
1995	469	31.51%	629	47.66%	-161	167
1996	615	40.72%	756	54.46%	-141	122
1997	749	40.98%	777	54.59%	-28	404
1998	810	44.07%	767	54.70%	42	435
1999	886	45.47%	859	51.83%	27	292
2000	1194	47.93%	1173	52.10%	22	241
2001	1332	50.06%	1259	51.67%	74	225
2002	1693	52.00%	1624	55.00%	69	304
2003	2403	54.84%	2319	56.17%	84	255
2004	3386	57.07%	3244	57.81%	141	321
2005	4442	58.30%	3875	58.71%	567	1020
2006	5638	58.18%	4726	59.7%	912	1775

数据来源：《中国统计年鉴》各期；王洛林（主编）《中国外商直接投资报告》，1997，北京，经济科学出版社；中国国家统计局《中华人民共和国 2006 年国民经济和社会发展统计公报》，2007 年 2 月 8 日。

表五，加工贸易国内增加值率（%）

	出口金额	进口金额	国内增加值率
1990	254	188	26.20%
1991	324	250	22.82%
1992	396	315	20.39%
1993	443	364	17.81%
1994	570	476	16.51%
1995	737	584	20.80%
1996	843	623	26.16%
1997	996	702	29.51%
1998	1045	686	34.33%
1999	1109	736	33.64%
2000	1377	926	32.76%
2001	1474	940	36.26%
2002	1799	1222	32.08%
2003	2419	1629	32.64%
2004	3280	2217	32.40%
2005	4165	2740	34.21%
2006	5104	3215	37.01%

数据来源：《中国统计年鉴 2006》表 18-4；《中华人民共和国 2006 年国民经济和社会发展统计公报》。

注：国内增加值率=(加工贸易出口额-加工贸易进口额)/加工贸易出口额。

表六，按行业分的工业行业的相对生产率表现，2005

	$V_f/V$	$(V_f/L_f)/(V/L)$			$A_f/A$		
	2005	1991	2005	增量	1991	2005	增量
全国	28.35%	1.0000	1.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000
通讯设备、计算机及其他电子设备制造业	79.62%	1.4146	1.2434	-0.1712	1.4198	1.3951	-0.0247
文教体育用品制造业	61.45%	0.8044	0.3304	-0.4740	1.1859	0.6249	-0.5610
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	59.44%	0.8308	0.7898	-0.0410	1.0663	1.1015	0.0352
其他采矿业	56.30%	0.5237	1.2282	0.7045	0.8539	1.1930	0.3391
家具制造业	54.55%	0.5219	0.5159	-0.0060	0.7880	0.8094	0.0213
皮革、毛皮、羽毛及其制品业	53.46%	0.6784	0.3942	-0.2841	0.9685	0.8087	-0.1598
纺织服装、鞋、帽制造业	47.41%	0.6788	0.3919	-0.2868	1.0891	0.7629	-0.3262
交通运输设备制造业	45.09%	1.0247	1.0384	0.0137	1.1364	1.1085	-0.0279
塑料制品业	43.60%	0.8734	0.6630	-0.2104	0.9738	0.8027	-0.1711
工艺品及其他制造业	42.26%	0.6326	0.4345	-0.1981	1.0338	0.7628	-0.2710
橡胶制品业	40.54%	1.2450	0.7141	-0.5309	1.5347	0.8423	-0.6923
电子设备制造业	37.97%	1.1382	0.9298	-0.2084	1.3429	1.2398	-0.1030
金属制品业	35.26%	0.7432	0.7247	-0.0185	1.0337	0.9935	-0.0403
饮料制造业	34.68%	1.5361	1.2502	-0.2859	1.4182	1.2071	-0.2111
造纸与纸制品业	33.13%	0.7896	0.8415	0.0519	0.8893	0.7773	-0.1120
印刷及记录媒介复制	32.28%	0.7493	0.6612	-0.0881	0.9538	0.7250	-0.2288
食品制造及加工业	31.57%	0.9331	1.0884	0.1552	0.9659	1.2689	0.3030
化学纤维制造业	27.76%	2.7812	1.0875	-1.6936	1.8023	0.8355	-0.9668
化学原料及化学制品制造业	27.39%	1.2647	1.2340	-0.0306	1.1425	1.1121	-0.0304
通用和专用制造业	27.05%	0.7678	0.7723	0.0045	0.9393	1.0072	0.0679
纺织业	25.81%	0.7065	0.5238	-0.1827	0.8426	0.7005	-0.1421
医药制造业	25.75%	1.8511	1.1839	-0.6672	1.8491	1.1722	-0.6769
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	22.34%	0.5698	0.5856	0.0158	0.6913	0.7840	0.0927
非金属矿采选业	18.35%	0.6355	0.6414	0.0059	0.7646	0.7049	-0.0596
电力、热力生产和供应业	14.43%	2.1328	2.1624	0.0296	1.0753	1.0115	-0.0638
有色金属冶炼及压延加工业	13.79%	1.4039	1.4100	0.0060	1.1555	1.2445	0.0891
石油加工、炼焦及和燃料加工业	12.00%	3.0565	2.5444	-0.5121	1.8418	1.6750	-0.1668
水的生产和供应业	10.14%	1.1948	0.5416	-0.6532	0.7016	0.3682	-0.3334
黑色金属冶炼及压延加工业	10.10%	1.5618	1.9196	0.3578	1.2109	1.5198	0.3088
石油和天然气开采业	9.47%	4.1111	5.3736	1.2626	1.8657	3.1454	1.2798
非金属矿采选业	6.51%	0.5172	0.6238	0.1066	0.7163	0.8443	0.1280
有色金属矿采选业	3.54%	0.7105	0.9756	0.2651	0.7235	1.2268	0.5033
煤炭开采和洗选业	0.96%	0.3870	0.6331	0.2461	0.4043	0.7853	0.3810
黑色金属矿采选业	0.91%	0.6723	1.0038	0.3315	0.7375	1.2306	0.4931
烟草制品业	0.18%	13.7209	10.0045	-3.7163	9.7445	6.9578	-2.7867

资料来源：《中国统计年鉴》和《中国工业统计年鉴》各年数据。

表七，按省区分的工业行业的相对生产率表现，2005

	$V_f/V$	$(V_f/L_f)/(V/L)$			$A_f/A$		
	2005	1991	2005	变动	1991	2005	变动
全国	28.35%	1.0000	1.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000
广东	63.11%	1.5763	0.8286	-0.7477	1.4167	0.9985	-0.4182
上海	56.41%	1.6980	1.5166	-0.1815	1.5365	1.2721	-0.2643
福建	55.11%	1.0716	0.7537	-0.3179	1.1361	0.8851	-0.2511
天津	42.12%	1.1450	1.4359	0.2909	1.1243	1.2697	0.1454
江苏	40.11%	0.9380	1.1013	0.1633	1.0532	1.1201	0.0669
北京	37.59%	1.5597	1.3699	-0.1898	1.4185	1.1061	-0.3124
浙江	23.36%	0.9925	0.7002	-0.2923	1.1835	0.7805	-0.4030
湖北	22.53%	0.8719	1.0183	0.1464	0.9063	0.8489	-0.0574
吉林	22.37%	0.7739	1.0970	0.3232	0.7767	0.9579	0.1812
海南	21.78%	1.0310	1.2040	0.1730	0.8665	0.8653	-0.0012
辽宁	20.83%	0.9189	1.0738	0.1548	0.8854	0.9519	0.0665
广西	19.13%	1.0552	0.8322	-0.2230	1.0519	0.8146	-0.2373
山东	17.33%	1.0918	1.2132	0.1214	1.0078	1.2841	0.2763
河北	16.13%	0.8237	1.0357	0.2120	0.7947	1.0246	0.2299
安徽	15.75%	0.6977	0.9132	0.2155	0.7779	0.9325	0.1546
江西	14.64%	0.6600	0.7518	0.0918	0.7794	0.8063	0.0270
四川-重庆	9.68%	0.7837	0.8650	0.0813	0.8544	0.8602	0.0058
内蒙	9.66%	0.7248	1.4157	0.6910	0.7098	1.1039	0.3941
西藏	8.23%	0.8363	0.7350	-0.1014	0.6440	0.4918	-0.1522
青海	8.19%	0.5010	1.2867	0.7857	0.5087	0.8207	0.3120
湖南	8.11%	0.8360	0.9199	0.0839	0.9354	0.9775	0.0421
宁夏	7.32%	0.8246	0.7981	-0.0265	0.7422	0.7217	-0.0205
陕西	6.71%	0.8288	1.0613	0.2325	0.8516	0.9286	0.0770
黑龙江	5.70%	1.0738	1.5040	0.4302	1.0256	1.3377	0.3121
云南	5.00%	1.7007	1.3863	-0.3145	1.5445	1.1710	-0.3735
河南	4.91%	0.8247	0.8898	0.0652	0.8161	0.9705	0.1544
山西	4.59%	0.7589	0.7871	0.0282	0.7326	0.7771	0.0445
贵州	2.19%	1.0422	0.8221	-0.2201	1.0138	0.7468	-0.2670
甘肃	1.84%	0.9872	0.7791	-0.2082	0.9276	0.7113	-0.2163
新疆	1.63%	1.1251	1.8167	0.6916	0.8983	1.2591	0.3608

资料来源：《中国统计年鉴》和《中国工业统计年鉴》各年数据。

表八，回归分析：省区和行业的全要素生产率的决定因素，2005

	$\ln A = a + b \ln V + c(V/V)$			
	$a$	$b$	$c$	$R^2$
部门	-0.1070	0.2296 (3.3079)**	-0.6607 (-1.7908)*	0.2977
省份	0.6206	0.0882 (2.532)*	0.0425 (0.2004)	0.2499

资料来源：《中国统计年鉴》各年数据。注： \*\* 和 \* 分别代表 1%和 5%的统计显著程度。

## 拓展再融资渠道解决宏观流动性过剩与微观流动性约束并存的困境

### ——基于上市公司投资决策的财务影响因素和资源配置效率的分析

王晋斌

#### 内容提要

在总体上，中国经济存在宏观流动性过剩和微观流动性约束并存的格局。这种并存的格局给有关流动性货币政策的制定带来了两难困境：紧缩性的货币政策可以降低宏观流动性，但会造成企业财务流动性的恶化，从而会导致经济紧缩，降低经济增长速度；不采取紧缩性的货币政策，宏观流动过剩态势的强化又会导致股市和其他领域的资金过多，造成资产价格泡沫。近1年来股票价格的过大波动是宏观流动性导致的资金追逐股票资产的结果，股价无法形成引导上市公司进行投资决策的预期。这种两难的困境要求降低宏观流动性的货币政策应该集中在防止过多的资金追逐资产从而导致资产价格出现泡沫上，而不应该把政策集中提高企业融资的财务成本上。

中国宏观经济流动性过剩与微观流动性不足表明中国金融层面的宏观流动性与实体经济的微观财务流动性之间存在脱离。由于这种金融与实体经济运行相脱离的状态——上市公司财务流动性的下降与宏观流动性的增加（M2的增长率），在一定的程度上是由于投融资制度安排造成的。因此，必须进行上市公司融资体制的改革，拓展上市公司再融资渠道，并依此理顺宏观流动性与微观流动性之间的关系。仔细研究上市公司再融资渠道与上市公司业绩之间的关系，寻求能提高上市公司投资业绩的、有效的再融资渠道将是降低宏观流动性并改善微观企业财务流动性的有效措施。从目前已有的研究和东亚国家的发展经验看，积极发展上市公司的债券市场，形成上市公司的债务约束，让市场纪律发挥公司治理的作用应该是一条可行而有效的措施。

## 一、 引言

目前，有关中国经济中的流动性的争议日趋激烈。一般的观点是，由于经常项目顺差等因素带来的货币增长导致了中国经济宏观流动性过剩。1997-2006年期间，在中央银行采取了冲销性干预措施的情况下，广义货币量 M2 的年度同比平均增长速度仍然达到 16.5%。因此，应该采取降低宏观流动性的货币政策。如果我们进一步看待微观层面——企业财务的流动性，我们发现对于上市公司来说，企业财务流动性却是逐步下降的。1997 年所有上市公司的财务流动比例为 1.968，速动比例为 1.553；而 2005 年底所有上市公司的财务流动比例和速动性比例分别为 1.462 和 1.145。对于非上市公司来说，1997-2006 年中国人民银行 5000 户工业生产企业的财务流动比率的年度同比增长率基本没有变化<sup>18</sup>。因此，在总体上，可以认为中国经济存在宏观流动性过剩和微观流动性约束并存的格局。

宏观流动性过剩和微观流动性约束并存的格局给有关流动性货币政策的制定带来了两难困境：紧缩性的货币政策可以降低宏观流动性，但会造成企业财务流动性的恶化，从而会导致经济紧缩，降低经济增长速度；不采取紧缩性的货币政策，宏观流动过剩态势的强化又会导致股市和其他领域的资金过多，造成资产价格泡沫。这种两难的困境要求降低宏观流动性的货币政策主要应该集中在降低资产价格泡沫上，而不应该把政策的焦点集中在紧缩信贷或过多提高企业融资的财务成本上，以避免企业财务流动性恶化带来的经济紧缩。

当前，我国上市公司市值已占 GDP 相当大的部分，上市公司投资行为的变化将会对中国经济中的投资波动产生相当大的影响。理论和实践表明有多种因素会影响上市公司的投资行为，其中财务流动性是一个重要的决定因素。因此，如果上市的财务状况（尤其是流动性状况）是影响上市公司投资决策的重要因素，那么能够降低宏观流动性的货币政策，如信贷紧缩和利率上调会加剧企业财务流动性的约束，这种紧缩性货币政策就在降低宏观流动性的同时，也会恶化经济的基本面。如此同时，我们也要分析在上市公司流动性约束逐步强化的过程中，上市公司投资决策是否带来了企业主营业务和净利润的增长。如果投资决策不能带来净利润或主营业务的增长，那么股价的大幅上升就是宏观流动性过剩带来的过多的资金追逐股票资产带来的结果。另一方面，如果流动性约束对企业投资产生

---

<sup>18</sup> 数据来源：参见下面的表 1 和表 4。2006 年中期（截止 5 月 30 日）的数据显示上市公司的平均流动比例为 1.627（样本数不全，总共 749 家公司），与 2005 年相比有所上升。



的主营业务和净利润带来了负面的影响,那么改善上市公司的流动性就是当前在紧缩宏观流动性的背景下需要解决的重要问题:即在降低宏观流动性的同时要提高上市公司的微观财务流动性。因此,基于上市公司层面的财务数据的分析,一方面能够清楚地看出上市公司投资是否存在财务流动性约束,并为解决流动性过剩问题提出具有微观基础的针对性措施;另一方面通过对上市公司资源配置效率的讨论,也能够为改善上市公司投资效率提供有价值的、且能够解决宏观流动性过剩的政策建议。

## 二、上市公司财务流动性的基本判断

影响上市公司投资行为的因素主要有两类:第一类影响因素是企业对未来经济的预期状况,用 Tobin's Q 来表示;第二类因素是资产负债表因素。企业持有的现金和资产负债表中的财务结构状况直接决定了企业的流动性,决定了企业投资资金的约束状态。尤其是后一类因素,在近二十年来倍受理论和实践的重视,主要原因是这种分析方法涉及到货币政策传递中的企业资产负债表效应,也涉及到了企业经营状况及相应的融资约束问题。

从中国上市公司来看,1994年以来上市公司财务流动性比例基本是逐年下降的。1994年所有上市公司的财务流动比例为1.979,而到了2005年则下降为1.462。从速动比例来看,1994年所有上市公司的速动性比例为1.467,而到了2005年下降到1.145。这两项指标表明了总体上中国上市公司的财务流动性是下降的,但历年流动比例的均值达到1.73,速动比率年度均值为1.305,这表明上市公司总体上的财务流动性处于比较稳健的状态。

如果进一步对照上市公司固定资产净值与股东权益加上长期债务之和的数据,我们可以看出上市公司流动性与固定资产投资之间的资金关系。图1给出了1994-2005年上市公司固定资产投资的资金来源情况。从上市公司固定资产净值与股东权益合计的数据来看,1994年的所有上市公司中有28.89%的上市公司的固定资产净值高于股东权益合计,2000年这一比例为20.29%,而2005年这一比例上升到39.20%。从上市公司固定资产净值与股东权益合计+企业长期负债的数据来看,1994年的所有上市公司中,固定资产净值超过股东权益净值+企业长期负债的上市公司的比例为11.06%,2000年这一比例的值为11.54%,而到了2005

年这一比例上升到 30.41%。而且从 1997 年开始，这两个比例指标基本是上升趋势，尤其是 2000 年以来，上升的趋势是非常明显的。这在总体上表明了上市公司固定资产投融资渠道发生了显著的变化：越来越多的上市公司使用了短期流动性资产来为固定资产投资融资，上市公司受到的外部融资约束越来越强。

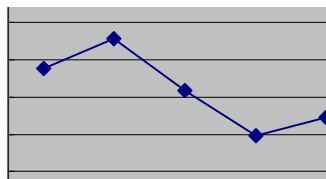


图 1、上市公司固定资产投资的资金来源：1994-2005

注：T1 代表有固定资产和股东权益数据所有上市公司家数；F 表示固定资产净值大于股东权益合计的上市公司数量；T2 表示有当年固定资产、长期债务和股东权益合计财务数据的所有上市公司家数，FL 代表固定资产净值超过股东权益+长期负债的上市公司的数量。资料来源：作者依据 Wind 资讯提供的上市公司资产负债表的数据计算，剔除了没有数据相关数据的上市公司和金融类公司。

在股票市场发展初期，国有企业在通过改制上市获得股权资金，在降低企业负债率的同时，并没有形成真正意义上的资本约束。股票市场上出现了不少长期负债为零的上市公司，1996 年长期负债为零的上市公司家数为 147 家，97 年为 156 家，98 年为 137 家。同时，上市公司存在过低负债率的现象，1996-98 年上市公司约有 30% 的企业是低负债经营。这种情况也表明了股票市场发展早期上市公司的固定投资主要来源于内部资本市场和股权融资。在 2000 年之后，上市公司流动性指标是逐步下降的，与此相对应的是上市公司固定资产投资的资金来源越来越依赖于外部短期债务融资。尤其是 2004-05 年固定资产净值超过股东权益净值+企业长期负债的上市公司的比例为达到 30%，这表明有 30% 的上市公司使用了短期债务来为固定资产投资融资。因此，可以得出这样的基本判断：伴随着股票市场制度的逐步建设和发展，上市公司投资决策已经受到企业流动性的约束，任何影响上市公司流动性的政策措施将会对上市公司的投资决策产生影响。

表 1、上市公司固定资产投资的资金来源：1994-2005

	94	95	96	97	98	99	00	01	02	03	04	05
T1	689	691	817	907	1070	1114	1188	1261	1357	1372	1375	1370
F	199	227	211	180	239	269	241	310	382	413	468	537
T2	479	605	717	775	933	945	988	999	1081	1135	1143	1128
FL	53	70	64	70	113	135	114	141	194	227	271	343

注：T 代表所有上市公司家数；F 表示固定资产净值大于股东权益合计的上市公司数量；FL 代表固定资产净值超过股东权益+长期负债的上市公司家数。资料来源：作者依据 Wind 资讯提供的数据计算，剔除了没有数据相关数据的上市公司和金融类公司。

在近两年有 30% 的上市公司使用短期债务为固定资产投资融资的事实说明了在总体上上市公司不存在流动性过剩问题。如果进一步对照短期和长期贷款成本，就可以从外部融资成本上反推出这一结论。因为不同期限贷款利率差别显示，在上市公司不存在外部融资约束的条件下，更应该使用长期债务，而不是短期债务来为固定资产投资融资。1996-2005 年中长期贷款一至三年（含）法定贷款利率的年度均值为 8.16%，而中长期贷款一年以内（含）法定贷款利率的年度均值为 7.69%，前者利率仅高于后者利率 0.49%；而同期短期贷款六个月法定贷款利率年度均值为 6.732%，短期贷款一年法定贷款利率年度均值为 7.326%，后者利率仅高于前者利率 0.594%。因此，不同期限的贷款成本表明上市公司不会首先考虑使用短期债务来为固定资产投资融资，也就不会存在的财务流动性过剩问题。那么一种可能的解释是上市公司固定资产投资受到长期资金来源的约束（比如银行对企业长期借贷条件要求过于严格或由于短期借贷条件相对宽松），由于投资需求，导致使用短期资金来为固定资产投资融资，在这种情况下，上市公司总体上就存在财务流动性约束，而不是存在流动性过剩问题。

从历年上市公司固定资产年度净值的增长幅度来看，1995-2005 年上市公司年度固定资产净值的平均增长率为 16.88%（表 2），这一增长率显著高于同期 GDP 约 9% 的增长率。其中 2000-2005 年上市公司固定资产净值年均增长率达到 15.97%，而同期全社会 36 个行业十多万家公司固定资产净值年均增长率只有 10.56%，这一增长率接近于同期 GDP 的年均增长率<sup>19</sup>。可见，上市公司的固定

<sup>19</sup> 这里的全社会 10 多万家企业的固定资产净值增长率是作者依据 WIND 资讯提供的行业数据加总计算得到的。企业数量历年有所变化，这里大约取了历年的月度均值，是一个近似值。

资产净值的增长率约是全社会固定资产净值增长率的 1.5 倍，这说明上市公司在形成固定资产投资的能力上要显著高于全社会固定资产投资的形成能力。但从固定资产投资的增长率来看，1996-2005 年上市公司固定资产投资的年均增长率达到 26.88%<sup>20</sup>，这一增长率与全社会同期固定资产投资年均增长率非常接近。对比固定资产净值增长率和固定资产投资增长率数据，一个合理的推测是，相对于其他企业，上市公司的会计制度相对严格，固定资产折旧方法相对规范，由于没有考虑折旧问题，这里的加总数据可能低估了上市公司固定资产投资的增长率。这样一来，上市公司固定资产净值的高增长率应该是靠有效率的投资来形成的，这也反过来验证了上市公司使用了短期债务来为进行固定资产投资融资的事实。

表 2、上市公司固定资产净值年度增长率 (FR%)：1995-2005

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
FR	20.88	19.57	18.40	17.71	13.15	13.38	18.60	14.48	14.95	18.37	15.96
T	691	818	898	1070	1114	1188	1261	1357	1372	1375	1371

注：增长率的计算方法是把所有的上市公司的年度固定资产值加总，用本年度值减去上年度值，然后除以上年度值，得出固定资产净值增长率 (FR)。T 是上市公司家数。资料来源：作者依据 Wind 资讯提供的数据计算，剔除了没有相关数据的上市公司和金融类公司。

为了进一步判断上市公司的流动性状态，需要进一步对比上市公司和非上市公司财务流动性的差异。由于制造业上市公司家数占据了整个上市公司数量的 60% 左右，而且上市公司中制造业的流动性与所有上市公司的流动性基本一致（表 1 和表 3）。因此，比较制造业上市公司和其他工业企业之间的流动性变化的差异就可以从整体上判断上市公司流动性的变化状况。表 3 的数据表明，1994-2005 年制造业上市公司的财务流动比率的年度均值为 1.708，年度平均同比增长率为 -6.20%。而同期 5000 户工业企业财务的流动性的年度同比增长率为 4.77%。可见，制造业上市公司的财务流动比率存在下降的趋势，而同期的 5000 户工业企业的财务流动比率一直处于上升的状态，尽管 2000 年以来的同比增长率在下降。如果从这一数据来看，相对于非上市公司，上市公司存在一定的流动性下降的趋势，不存在整体上的流动性显著过剩问题。

<sup>20</sup>由于数据可获得性的限制，我们无法找到具体的固定资产投资年度新增额。上市公司固定资产投资增长率的计算方法是使用所有上市公司加总的当期固定资产净值减去上期固定资产净值，然后除以上期净值。应该说，这种计算方法是粗略的，由于数据原因，没有考虑不同年份的折旧问题。但从时间序列来看，这种做法是可行的。

表 3、不同企业财务流动性比率的对照：1994-2005

	94	95	96	97	98	99	00	01	02	03	04	05
LR1	1.685	1.403	1.529	1.949	1.811	1.934	1.976	1.791	1.694	1.629	1.609	1.481
	(320)	(434)	(494)	(594)	(627)	(682)	(724)	(798)	(798)	(799)	(799)	(795)
LR2	106.9	103.9	109.3	104.4	102.2	103.6	108.2	105.6	104.9	104.2	102.8	101.2

注：LR1 是上市公司制造业的流动比率，这里的制造业行业划分按照了中国证券监督管理委员会的标准。制造业包括电子、纺织服装皮毛、机械设备仪表、金属和非金属、木材家具、其他制造业、石油化学塑料（胶）、食品饮料、医药和生物制品以及造纸印刷行业。括号中的数据是上市公司制造业家数。资料来源：作者依据 Wind 资讯提供的数据计算，剔除了没有相关数据的上市公司。LR2 是 5000 户工业企业财务流动比率的变化率，数据是同比数据，以上一年=100 来计算。数据来源于《中国人民银行统计季报》1994-2006 年各期。

以上分析表明，在总体上中国上市公司不存在的流动性过剩问题，而是存在一定的流动性约束，而且这种财务流动性约束已经对上市公司固定资产投资形成了约束。如果投资的含义包括固定资产投资、长期投资和无形资产投资的话，那么将有更大比例（超过 30%）的上市公司使用了短期债务来为这类投资融资。在资本市场越来越强调资本运营和品牌构建的环境下，上市公司财务的流动性下降的趋势将对上市公司的投资决策产生越来越强的约束。

### 三、流动性与上市公司的投资决策分析

货币政策要能够起到调控上市公司的投资决策，必须满足两个条件：一是货币政策的利率调控和货币量调控能够影响企业财务的流动性；二是上市公司财务流动性是决定企业投资的重要因素。对于第一个条件，一定是成立的。因为信贷控制直接减少了可贷资金数量，在信贷利率没有市场化的条件下，这种控制是通过直接的信贷数量调控来实现的，在过去的许多年中，信贷控制一直是中央银行调控经济的重要的货币政策工具。如果利率上调，借贷成本的上升及还债的压力预期也会降低企业的信贷数量（这里没有考虑利率过高带来的逆向选择和道德困境问题）。在这种情况下，上市公司内部资本市场就成为企业投资决策的主要影

响因素。因此，对于第二个条件的检验，即检验上市公司的财务流动性是否是决定上市公司投资决策的重要因素便是判断货币政策能否有效调控上市公司投资决策的关键，也是了解降低宏观流动性的货币政策是否会导致微观流动性约束的关键。

对于上市公司来说，是否进行投资主要取决于以下几个因素：首先是企业对未来盈利机会的预期。在股票市场上这种的预期会表现为股票价格的变化，这就是 Tobin's Q 值。其次，企业投资资金可来源于外部资本市场，即来源流动性资产和长期债务。统计数据表明，1995-2005 年期间，约有 20%-40% 的上市公司使用了长期债务来为固定资产投资融资，约有 10%-30% 的上市公司使用了短期债务来为固定资产投资融资，而且随着时间的推移，使用短期债务和流动性资产来为固定资产和其他投资（长期投资、无形资产投资）融资的上市公司比例是逐步上升的。因此，财务流动性对上市公司投资决策的影响将会逐步体现出来，并且趋势会越来越显著。再次，上市公司投资的资金可来源于内部资本市场。由于上市公司主营业务销售收入和经营净现金流量状况决定了企业内部资金的来源，也因此决定了上市公司能在何种程度上利用内部资本市场来为投资融资。

综合上述，为了检验上述企业预期和财务状况对投资的影响，采用了下列回归检验分析。

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

其中： $I$ ：投资； $K$ ：资本存量； $Q$ ：Tobin'Q； $C$ ：经营净现金流量； $L$ ：流动性资产； $D$ ：长期债务； $S$ ：主营销售收入。 $t$ 表示当期， $t-1$ 和 $t-2$ 分别表示滞后1期和两期。

表 4、上市公司投资决策的财务决定因素的回归结果：1995-2006

	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\bar{R}^2$	DW	P
1995(a) [320]			-0.002 (0.951)	0.011 (0.483)	0.330* (0.053)	0.012	2.043	0.000
1995(b) [157]			-0.412 (0.377)	-1.385 (0.733)	0.361 (0.362)	0.010	2.057	0.001
1996(a) [481]			0.007 (0.323)	-0.054 (0.138)	1.028*** (0.000)	0.591	1.772	0.000
1996(b) [262]			0.019 (0.698)	0.011 (0.807)	4.150*** (0.000)	0.882	1.886	0.000
1997(a) [486]			0.000 (0.898)	0.000 (0.827)	0.053*** (0.000)	0.105	1.854	0.001
1997(b) [281]			-0.006 (0.521)	0.002 (0.627)	0.161*** (0.000)	0.214	1.906	0.000
1998(a) [839]		0.043* (0.094)	0.024** (0.020)	0.013*** (0.008)	0.013 (0.122)	0.071	1.904	0.003
1998(b) [598]		0.120* (0.054)	-0.029 (0.123)	-0.018 (0.101)	0.110*** (0.000)	0.145	1.772	0.000
1999(a) [754]			-0.013*** (0.000)	0.526*** (0.000)	0.014** (0.025)	0.276	2.004	0.000
1999(b) [582]			0.040*** (0.000)	0.073 (0.353)	0.062*** (0.000)	0.184	1.922	0.000
2000(a) [731]		0.413*** (0.000)	0.054*** (0.000)	0.038 (0.364)	0.025*** (0.000)	0.160	2.155	0.000

2000(b)		0.525***	-0.032***	0.092	0.097***	0.233	1.994	0.000
[598]		(0.000)	(0.012)	(0.255)	(0.000)			
2001(a)		0.069***	0.011***	-0.048***	0.042***	0.385	1.645	0.000
[851]		(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)			
2001(b)		0.284***	0.055***	0.043	0.010	0.088	1.902	0.005
[679]		(0.000)	(0.000)	(0.366)	(0.224)			
2002(a)			0.000		0.003***	0.011	1.997	0.000
[881]			(0.201)		(0.000)			
2002(b)			0.067***	0.216***	0.002	0.233	1.997	0.000
[711]			(0.000)	(0.000)	(0.616)			
2003(a)	0.001		0.002***	0.015***		0.118	1.980	0.000
[863]	(0.811)		(0.000)	(0.000)				
2003(b)	0.000	0.074***	0.002	0.103**	0.023**	0.016	2.024	0.001
[730]	(0.846)	(0.004)	(0.801)	(0.040)	(0.033)			
2004(a)	0.001	-0.005	-0.007**	0.010	0.025***	0.035	1.983	0.005
[958]	(0.952)	(0.348)	(0.022)	(0.217)	(0.000)			
2004(b)	0.004	-0.082***	0.065***	-0.126***	-0.006	0.313	1.851	0.000
[829]	(0.477)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.366)			
2005(a)	-0.004	0.049***	0.069***	0.160***	0.010***	0.236	1.882	0.000
[913]	(0.712)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.003)			
2005(b)	-0.005	0.147***	-0.010**	0.273***	0.026***	0.248	2.091	0.000
[878]	(0.350)	(0.000)	(0.037)	(0.000)	(0.000)			
2006(a)	0.031**	0.061***	-0.001	0.058***	0.030***	0.448	1.9840	0.000
[573]	(0.036)	(0.000)	(0.749)	(0.000)	(0.000)			
2006(b)	0.000	0.375***	0.074***	-0.306***		0.170	1.947	0.000
[488]	(0.997)	(0.000)	(0.000)	(0.000)				

注：1、如果投资 ( $I$ ) 是固定资产投资，那么对应的资本存量 ( $K$ ) 是固定资产存量，表中回归结果用年份 (a) 表示；如果投资 ( $I$ ) 是固定资产投资+长期投资+无形资产投资，那么对应的资本存量 ( $K$ ) 是固定资产存量+长期投资存量+无形资产存量，表中回归结果用年份 (b) 表示。所以对任何年份来说，有两个回归结果。2、由于数据的可获得性，1995-1997年解释投资的变量只有流动性资产、长期债务和主营业



务收入；1998年上市公司被管理部门要求编制现金流量表，因此，1998-2002年解释变量包括经营净现金流量、流动性资产、长期债务和主营业务收入；3、2002-2006年Wind资讯提供了上市公司股权结构数据，因此，解释变量包括了Tobin'sQ（用 $Q$ 表示），这里用公司市值/账面价值表示Tobin'sQ。公司市值的计算方法为：市值=流通股份数×年底股票价格+每股净资产×非流通股股份数。对于非流通股的价值按照每股账面净资产价值来计算是一个合理的方法，因为如果按照市场价值来计算非流通股的价值是合理的，也就不会存在2001年国有股减持政策的终结。账面价值的计算方法为：账面价值=公司年底净资产，本文把少数股东权益视为投资者权益（因为在少数股东权益是视为负债还是权益上，理论界和业界都存在争论）。4、由于采用不同行业的年度截面数据，表格最后一列提供了异方差的检验值P (White Heteroskedasticity Test)。其中1995(a)和1995(b)的计量采用了加权的OLS方法，以克服异方差问题。其余所有计量方程均进行了异方差的检验，没有发现存在显著的异方差问题。5、除了2003(a)以外，1998-2006年的数据，我们计算了所有解释变量的相关系数矩阵，不存在变量之间的显著共线性问题（限于篇幅没有报告相关系数矩阵的结果），同时，所有解释变量VIF值的区间为0.2-6之间，这也表明解释变量之间不存在的显著共线性问题。2003(a)的回归中剔除了导致多重共线性的两个解释变量。2006(b)中由于销售收入和现金流量之间存在共线性，剔除了销售收入变量。6、2006年只有部分上市公司公布了财务报表，所以较2005年，样本数量大幅减少。7、回归系数值下方括号中的值是p检验值。\*、\*\*和\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著水平。8、年份下面括号[]中的数据是有相关财务数据的样本数，剔除了金融类上市公司样本。9、没有报告截距项的回归结果。

表4给出的1995-2006年年度截面数据的计量检验结果表明：

- 1、尽管在某些年份经营净现金流量和主营业务销售收入对上市公司投资决策的影响没有通过显著性检验，但总体上上市公司的经营净现金流量和主营业务销售收入是解释上市公司投资决策的重要财务变量。因此，上市公司经营资金来源状况——企业内部资本市场状况是上市公司在进行固定资产投资和固定资产+长期投资+无形资产投资时考虑的重要因素。这也就是说，上市公司如果有良好的内部资本市场将促进上市进行投资，反之会阻碍上市公司进行投资。
- 2、1995-97年期间，上市公司流动性资产无法解释上市公司的投资行为，这与股票市场早期大量上市公司低负债经营的事实一致。在1998-2006年期间，流动性资产对上市公司固定资产投资有一定解释能力，1998(a)、2000(a)、2001(a)、2003(a)和2005(a)的回归系数为正值，但较小的回归系数表明流动性资产对上市公司的固定资产投资的敏感性程度较低。仅在1999(a)、2004(a)出现了负值回归系数。总体上，流动性对上市公司的固定资产投资行为有一定的解释能力。如果投资包含固定资产、长期投资和无形资产投资，那么在2001年之后，流动性对固定资产+长期投资+无形资产投资有明显的解释能力（除2005(b)外）。对比流动性对这两种投资的分析结果，可以认为在2001年以来，上市公司使用流动性资产所进行投资偏向于资本运营，侧重于长期投资和无形资产投资。总体上，从2000年以后的检验结果来看，可以认为上市财务流动性是解释上市公司投资决策的重要因素。对比2000年之前的情况，上市公司财务流动性约束开始发挥作

用。

3、对于长期负债的约束作用，计量结果表明：在 2002 年之前，长期负债基本不能够解释上市公司的投资行为。但在 2003-06 年期间，长期负债能够解释上市公司的投资行为，长期负债能够促进上市公司的固定资产投资。在 2004(b) 和 2006(b) 两个回归系数出现了负值，表明长期债务能够约束上市公司从事长期投资和无形资产投资，约束上市公司的资本运营，但由于 2002(b)、2003(b) 和 2005(b) 的回归系数为正值，所以总体上难以判断长期债务是否约束了企业的这类投资决策。总体上长期债务是解释上市公司固定资产投资重要因素。结合上市公司使用流动性资产来为固定资产投资融资的事实，可以推断上市公司投资行为存在一定的外部资本市场约束。影响长期负债环境的货币政策或上市公司的融资政策会对上市公司的投资决策产生影响。

4、2003-06 年的计量结果表明，除了在 2006(a) 中出现了通过显著性检验的回归值外，Tobin'sQ 值不是解释上市公司投资决策的因素，这表明股票价格对上市公司投资决策没有影响。换言之，股价不是引导上市公司进行投资决策的市场指标，股票市场的价格不能帮助上市公司形成投资决策的预期。因此，股价更可能是一种纯粹的市场投资者交易的结果。

从上述检验结果，在总体上可以认为 2000 年以来，上市公司的投资决策存在流动性约束，也存在长期债务约束，但股票价格不是影响上市公司投资决策的因素，也因此无法帮助上市公司形成投资决策的预期。

#### 四、上市公司投资决策与资源配置效率的分析

目前，上市公司质量问题已成为当前中国股市改革最关注的问题。如果上市公司的投资固定资产和其他投资行为能够带来公司主营业务和净利润的增长，那么在投资决策受到流动性和债务约束的条件下，就需要改善上市公司流动性和债务融资环境的货币政策和股票市场融资政策，进一步发挥上市公司的资源配置效率的能力。

为了检验上市公司投资与资源配置效率之间的关系，本文采用投资与主营业务收入、公司净利润之间的弹性关系来说明上市公司投资的资源配置效率。如果上市公司投资与主营业务收入、公司净利润之间存在正的弹性关系，那么表明

上市公司的投资行为带来企业主营业务收入和净利润的增长，投资能够带来上市公司质量的提高。反之，上市公司的投资决策就导致了低效率的资源配置。弹性计算方程如下：

$$\ln \frac{I_t}{I_{t-1}} \text{ or } \ln \frac{I_{t-1}}{I_{t-2}} = a + \phi_i \ln \frac{VA_t}{VA_{t-1}} + \varepsilon$$

表 5 (a) (b) 提供的弹性系数结果显示：在当期和滞后 1 期的上市公司固定资产投资、上市公司固定资产投资+长期投资+无形资产投资与净利润之间的弹性计算方程中绝大多数弹性参数没有通过显著性检验，这在总体上表明上市公司的固定资产投资与上市公司净利润之间不存在显著相关性。上市公司的投资决策并没有带来公司净利润的增长。

表 5 (a)、上市公司固定资产投资、上市公司固定资产投资+长期投资+无形资产投资与净利润之间的弹性计算结果：1995-2005

	1995(a)	1996(a)	1997(a)	1998(a)	1999(a)	2000(a)	2001(a)	2002(a)	2003(a)	2004(a)	2005(a)	2006(a)
	[361]	[536]	[522]	[743]	[731]	[740]	[775]	[873]	[985]	[1056]	[1186]	[662]
$\phi_1$	0.115 (0.075)	0.050 (0.062)	0.005 (0.030)	0.108*** (0.020)	0.018 (0.018)	0.030 (0.020)	0.000 (0.012)	0.000 (0.007)	-0.035 (0.018)	0.004 (0.013)	-0.007 (0.015)	-0.050 (0.024)
$P$	0.125	0.413	0.861	0.000	0.318	0.135	0.973	0.999	0.053	0.791	0.658	0.136
$\bar{R}^2$	0.007	0.001	0.000	0.037	0.001	0.003	0.000	0.000	0.004	0.000	0.000	0.005
	1995(b)	1996(b)	1997(b)	1998(b)	1999(b)	2000(b)	2001(b)	2002(b)	2003(b)	2004(b)	2005(b)	2006(b)
	[204]	[307]	[387]	[561]	[583]	[627]	[639]	[732]	[834]	[902]	[990]	[560]
$\phi_2$	0.238*** (0.074)	0.053 (0.064)	0.022 (0.024)	0.085*** (0.018)	0.050*** (0.015)	0.049*** (0.015)	-0.003 (0.008)	0.004 (0.006)	0.007 (0.012)	-0.002 (0.012)	-0.006 (0.557)	0.009 (0.015)
$P$	0.002	0.410	0.360	0.000	0.001	0.001	0.713	0.490	0.554	0.896	0.557	0.545
$\bar{R}^2$	0.043	0.002	0.002	0.040	0.018	0.015	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000

注：1、固定资产投资与净利润的弹性表中计算结果用年份（a）表示；固定资产投资+长期投资+无形资产投资与净利润弹性计算结果用年份（b）表示。2、弹性系数下面的括号（）中的数据是标准差。3、年份下面的括号[]中的数据是有效的上市公司样本数。4、剔除了银行、保险等金融类上市公司样本。5、为了处理截面数据可能存在的异方差问题，首先使用 OLS 进行回归，检验残差是否存在异方差，如果存在异方差，然后使用 White 的 HAC 方法来处理异方差问题。6、\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著水平。以下表同。

表 5（b）、上市公司固定资产投资、上市公司固定资产投资+长期投资+无形资产投资与净利润之间的弹性计算结果：1995-2006（投资滞后 1 期）

	1995(a)	1996(a)	1997(a)	1998(a)	1999(a)	2000(a)	2001(a)	2002(a)	2003(a)	2004(a)	2005(a)	2006(a)
	[364]	[539]	[528]	[769]	[766]	[631]	[853]	[881]	[991]	[1063]	[1186]	[667]
$\phi_1$	0.017 (0.026)	0.092 (0.067)	0.034 (0.068)	0.011 (0.024)	0.003 (0.019)	-0.003 (0.014)	-0.019 (0.012)	0.003 (0.010)	-0.007 (0.014)	0.002 (0.016)	0.009 (0.013)	-0.052** (0.024)
$P$	0.497	0.167	0.615	0.000	0.869	0.817	0.110	0.784	0.643	0.911	0.495	0.031
$\bar{R}^2$	0.001	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.000	0.019	0.005
	1995(b)	1996(b)	1997(b)	1998(b)	1999(b)	2000(b)	2001(b)	2002(b)	2003(b)	2004(b)	2005(b)	2006(b)
	[220]	[263]	[300]	[561]	[578]	[631]	[688]	[701]	[808]	[870]	[961]	[539]
$\phi_2$	0.018 (0.019)	-0.034 (0.063)	0.065 (0.067)	0.022 (0.020)	0.015 (0.017)	-0.003 (0.014)	-0.023** (0.009)	0.004 (0.008)	-0.010 (0.013)	-0.011 (0.012)	0.014 (0.011)	-0.06*** (0.017)
$P$	0.365	0.588	0.330	0.283	0.386	0.817	0.012	0.636	0.426	0.338	0.206	0.001
$\bar{R}^2$	0.004	0.001	0.003	0.002	0.001	0.000	0.008	0.000	0.000	0.000	0.001	0.020

表 6 ( a)、上市公司固定资产投资、上市公司固定资产投资+长期投资+无形资产投资与主营业务业务收入之间弹性计算结果：1995-2005

	1995(a)	1996(a)	1997(a)	1998(a)	1999(a)	2000(a)	2001(a)	2002(a)	2003(a)	2004(a)	2005(a)	2006(a)
	[374]	[562]	[568]	[837]	[849]	[851]	[1012]	[1106]	[1173]	[1266]	[1418]	[747]
$\phi_1$	-0.282** (0.123)	0.170 (0.117)	0.283*** (0.057)	0.181 (0.033)	0.232*** (0.024)	0.293*** (0.030)	0.184*** (.032)	0.152*** (0.022)	0.126*** (0.027)	0.073*** (0.021)	0.112*** (0.019)	0.170*** (0.030)
$P$	0.022	0.146	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000
$\bar{R}^2$	0.014	0.004	0.041	0.034	0.097	0.103	0.031	0.042	0.018	0.009	0.025	0.042
	1995(b)	1996(b)	1997(b)	1998(b)	1999(b)	2000(b)	2001(b)	2002(b)	2003(b)	2004(b)	2005(b)	2006(b)
	[216]	[328]	[430]	[646]	[691]	[729]	[845]	[932]	[1004]	[1089]	[1196]	[631]
$\phi_2$	0.205 (0.160)	0.252* (0.149)	0.214*** (0.050)	0.192*** (0.029)	0.136*** (0.021)	0.134*** (0.021)	0.068*** (0.026)	0.125*** (0.021)	0.098*** (0.019)	0.033 (0.019)	0.155*** (0.016)	0.067*** (0.039)
$P$	0.201	0.092	0.000	0.000	0.000	0.000	0.009	0.000	0.000	0.086	0.000	0.006
$\bar{R}^2$	0.008	0.006	0.041	0.065	0.059	0.051	0.007	0.037	0.025	0.003	0.073	0.012

表 6 (b)、上市公司固定资产投资、上市公司固定资产投资+长期投资+无形资产投资与主营业务业务收入之间弹性计算结果：1995-2006（投资滞后 1 期）

	1995(a)	1996(a)	1997(a)	1998(a)	1999(a)	2000(a)	2001(a)	2002(a)	2003(a)	2004(a)	2005(a)	2006(a)
	[377]	[559]	[568]	[843]	[857]	[857]	[1020]	[1115]	[1182]	[1276]	[1418]	[752]
$\phi_1$	0.092** (0.043)	0.567*** (0.127)	-0.015 (0.135)	0.210*** (0.039)	0.084*** (0.028)	0.025 (0.024)	0.062** (0.031)	0.095*** (0.029)	0.059** (0.024)	0.104*** (0.025)	0.089*** (0.017)	-0.10*** (0.031)
$P$	0.031	0.000	0.912	0.000	0.003	0.308	0.046	0.001	0.014	0.000	0.000	0.001
$\bar{R}^2$	0.010	0.033	0.000	0.031	0.010	0.000	0.003	0.009	0.004	0.013	0.019	0.013
	1995(b)	1996(b)	1997(b)	1998(b)	1999(b)	2000(b)	2001(b)	2002(b)	2003(b)	2004(b)	2005(b)	2006(b)
	[232]	[278]	[331]	[603]	[660]	[699]	[838]	[903]	[979]	[1058]	[1164]	[614]
$\phi_2$	0.036 (0.048)	0.036 (0.048)	-0.122 (0.137)	0.147*** (0.034)	0.053** (0.024)	0.058*** (0.021)	0.039*** (0.023)	0.097*** (0.027)	0.034*** (0.021)	0.047** (0.019)	0.088*** (0.017)	-0.10*** (0.020)
$P$	0.451	0.451	0.373	0.000	0.028	0.005	0.092	0.000	0.097	0.014	0.000	0.006

$\bar{R}^2$	0.000	0.000	0.000	0.028	0.006	0.010	0.002	0.014	0.002	0.005	0.021	0.035
-------------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

如果观察表 6 (a) 和 6 (b) 中的数据, 我们发现表 6 (a) 和表 6 (b) 中的当期和滞后 1 期的固定资产投资与主营业务之间的弹性系数和固定资产投资+长期投资+无形资产投资与主营业务之间的弹性系数在绝大多数年份中是正值, 而且弹性系数通过显著性检验。这说明上市公司固定投资行为对公司的主营业务收入或成长性有明显的促进作用。

对比表 5 和表 6 中的弹性系数, 对于在上市公司投资能够带来主营业务增长, 却不能够带来利润的增长的结果, 合理的推断是: 上市公司要么是由于主营业务不够突出, 要么是成本和管理费用太高, 只有这样才会导致投资能够带来主营业务销售收入的增加, 却不能带来净利润的增长。如果这一推断成立, 那么在上市公司投资受到流动性和债务约束的前提下, 控制宏观流动性的政策应该避免导致上市公司融资环境恶化, 进而导致上市公司财务流动性的下降, 降低上市公司的固定资产投资和其他投资, 阻碍上市公司的成长性。事实上, 上市公司主营业务不够突出是上市公司长期以来存在的问题, 因此, 更应该提高上市公司财务流动性, 并改善上市公司债务融资环境, 通过提高上市公司的投资来突出主营业务收入在总收入中的比例, 并结合上市公司的成本管理来提高投资对净利润的敏感性, 提升上市公司的经营质量。

### 五、对解决宏观流动性过剩和微观流动性约束的政策思考

在上市公司的微观层面来看, 通过 1995-2006 年中国上市公司财务数据的分析, 可以认为上市公司不存在显著的流动性过剩问题, 而是存在流动性约束。首先, 由于上市公司的经营净现金流量和主营业务收入是解释上市公司投资行为的重要财务变量, 因此, 上市公司的固定资产、长期投资和无形资产投资决策受到公司内部资本市场的约束。其次, 越来越多的上市公司使用短期债务来为固定资产投资融资, 并且由于短期债务筹资成本与长期债务成本差别不大, 说明上市公司面临的长期筹资外部环境一直没有得到改善。事实上, 由于银行对企业中长期贷款的条件和手续要求严格, 再加上企业债券市场的严格控制, 导致上市公

司一方面使用短期债务来为固定资产等投资融资，另一方面直接造成了上市公司的流动负债比例的增加，导致财务流动性比例的下降。这样的融资体制是在中国经济宏观流动性过剩的条件下，导致上市公司微观财务流动性不足的重要原因。再次，在 2002 年之后，由于长期负债也是上市公司的投资决策的解释因素之一。因此，长期债务市场紧缩，如信贷控制，将对上市公司的固定资产投资和其他投资产生负面影响。任何降低宏观流动性的货币政策如果带来了上市公司流动性的下降或长期债务筹资环境的恶化都将降低上市公司的投资，并由此带来上市公司主营业务收入的下降，恶化上市公司的资产负债表。

与此同时，由于 Tobin'sQ 值不是解释上市公司投资行为的因素，这表明股票价格没有形成对企业投资的影响。换言之，股价不是引导企业投资的市场指标，股票市场的价格脱离了企业的投资决策，更可能是一种纯粹的市场投资者交易的结果。从市盈率的过度变化，我们可以推测最近一年多以来股价应是宏观流动性过剩带来的过多的资金追逐股票资产的结果，因为投资者不可能对所有公司未来股利发放、成长性和公司风险等级产生如此大波动的预期。2005 年 12 月到 2007 年 2 月，上交所的 A 股股票每月市盈率的波动区间是 16.38~39.62，月波动的标准差为 7.58。而同期深交所的 A 股股票每月市盈率的波动区间是 16.96~43.46，月波动的标准差为 7.74。从最近的储蓄变化数据来看，也说明存在这种宏观流动性过剩导致资金流向股市的迹象：与 2005 年底数据相比，2006 年底定期存款和储蓄存款的增长率分别下降了 13 个百分点和 2 个百分点。对比过去的存款增长率，可以看出最近一年多有更多的存款资金进入股市，导致了股票价格的上升和大幅度波动。

中国宏观经济流动性过剩与微观流动性不足表明中国金融层面的宏观流动性与实体经济的微观财务流动性之间存在脱离。这种金融与实体经济运行相脱离的状态——上市公司财务流动性的下降与宏观流动性的增加（M2 的增长率），在一定的程度上是由于投融资制度安排造成的。对于非上市公司来说，公司上市要经过审批或核准，股市扩容一直受到严格管制。对于上市公司来说，再融资渠道一直受到严格管制。这种情况下，储蓄资金无法顺畅流入实体经济，造成了金融运行与实体经济运行相脱离的状态。

宏观流动性导致的资金追逐股票和其他资产会导致股票价格和其他资产价



格的过大波动：当股票市场和其他资产预期收益率高时，大量资金追逐这些资产；当公司未来预期业绩无法支持这些资产的过高价格时，大量资金流出股票市场和其他资产市场，这又导致资产价格急剧下跌。过高的宏观流动性又迫使投资者寻求可替代的投资领域，资金所到之处就会不断形成这种恶性循环，而微观层面的企业财务流动性却得不到改善。

因此，要理顺宏观流动性与微观流动性和企业融资渠道之间的关系，必须进行上市公司融资体制的改革，拓展上市公司再融资渠道。仔细研究上市公司再融资渠道与上市公司业绩之间的关系，寻求能提高上市公司投资业绩的、有效的再融资渠道将是降低宏观流动性并改善微观企业财务流动性的有效措施。从目前已有的研究和东亚国家的发展经验看，积极发展上市公司的债券市场，形成上市公司的债务约束，让市场纪律发挥公司治理的作用应该是一条可行而有效的措施。

## 中国流动性过剩问题研究 ——现象、本质和对策

摘要：“流动性”过剩是个全球性的课题，通过对国内外文献和数据的考察我们发现“流动性”所表示的含义存在较大的差异。本文首先讨论了“流动性”过剩的具体含义，界定了本文的研究对象。在本文中，我们主要关注商业银行高超额准备金率现象，并且从经济增长、投资回报率和金融抑制角度出发，提出一个导致中国流动性过剩现象的假说。在此基础上，进一步针对中国流动性过剩问题提出了相应的政策建议。

关键词：流动性、金融抑制、经济增长

### 一、什么是流动性过剩？

2006年以来，“流动性过剩”命题成为国内各界关注的焦点，而此前国外已经展开了对于流动性过剩问题的研究。虽然大多数研究都认为中国目前的确存在“流动性过剩”现象，但是究竟什么是流动性过剩，或者对于流动性过剩的内涵

这一基本问题却没有形成统一的意见。由于没有“流动性过剩”统一的定义，对于“流动性过剩”度量的口径和过剩程度的认识更是千差万别。为了避免理解上的分歧，规范本文研究的对象，在第一部分我们首先介绍一下“流动性过剩”可能的含义和在本文中的意义。

“流动性”的本意是指某种资产转换为支付手段的难易程度。然而自从凯恩斯在《就业、利息和货币通论》中提出流动性偏好理论以来，流动性(liquid)几乎成为货币的同义语，而对流动性的度量则表现为根据不同口径统计的货币供给总量或者信贷供给总量。随着信用制度的发展和金融创新的不断深入，“流动性的具体形式深受金融机构及其实际活动方式变化的影响，其复杂多变性可能使传统货币数量论所理解的货币与经济的关系变得不再稳定。”<sup>21</sup> “流动性”在不同的研究背景下具有不同的含义，并且具体形式复杂多变，我们不妨总结一下国内外对流动性过剩的定义和度量指标。

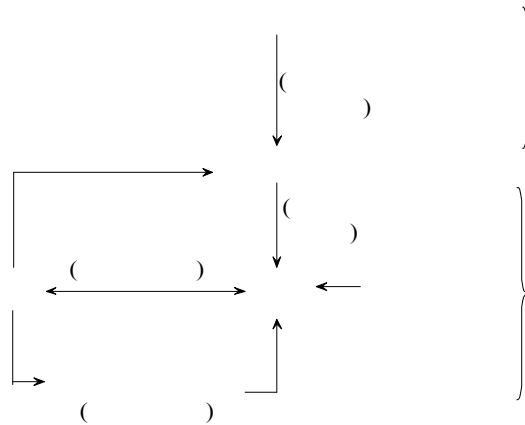
国外对流动性的衡量指标主要有两类，一是货币总量与名义GDP的比值，其次是商业银行超额准备金的多寡。以货币总量与名义GDP的比值为指标认定存在全球流动性过剩现象的研究包括Joachim Fels (2005)和Rüffer和Stracca (2006)等等。而以银行超额准备金作为判断流动性是否过剩标准的研究主要集中在发展中国家和地区，例如Dollar和Hallward-Driemeier (2000)、Wyplosz (2005)和Saxegaard (2006)等。然而超额准备金究竟是因为贷款需求不足还是由于商业银行的预防性需求所导致仍然存在争议。国内对于流动性过剩内涵的界定显得更加分散，鲁政委(2006)年发现“流动性过剩”至少有6种含义或者度量的角度，第一种含义是指货币存量或增长率高于均衡水平，例如李军杰(2006)；第二种含义是指准货币持续增加，M2和M1的剪刀差扩大，例如封俊国、田天(2006)；第三种含义是指企业取得资金的环境过于宽松；第四种含义是指金融机构存贷差的持续扩大，如董积生(2006)；第五种含义是指银行间市场资金面的宽松；第六种含义则是存款性金融机构在中央银行存有过多储备资产，例如朱庆(2006)在认定中国存在流动性过剩时综合了上述多个指标。

## 二、流动性过剩的分解——选择怎样的指标衡量流动性？

经济学家之所以如此关注所谓的“流动性过剩”现象，是认为流动性过剩会潜在地造成社会福利损失，例如通货膨胀、金融泡沫等。尽管各个市场的流动性都被统计进入货币总量，但是银行间市场的货币与其他市场的货币存在本质的区别，无论是单纯的货币总量指标还是单个市场的指标都难以全面反映货币总量在各个市场的分布和流动状况。在本文中，我们将“流动性过剩”概念界定为商业银行超额准备金率过剩。为了更清楚的认识流动性过剩的现象和影响，我们将整个经济体系细分为两个层次，四个市场，分别研究不同市场上流动性的决定因素及其对宏观经济的影响，参见(图1)。

---

<sup>21</sup> 《中国货币政策执行报告》，中国人民银行，2006年第3季度，第2页。

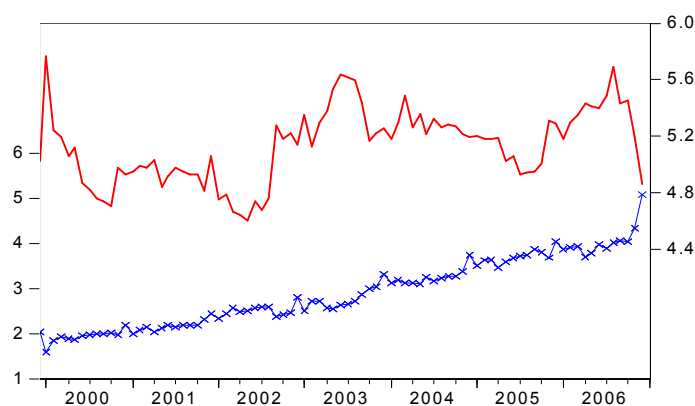


(图1) 宏观经济中资金流动<sup>22</sup>

### (1) 银行间市场及其流动性指标

我们将商业银行与中央银行以及商业银行之间进行资金交易的市场称为银行间市场，主要的交易对象是超额准备金。超额准备金充足为增加贷款供给创造了必要条件。(图2)显示商业银行储备资产呈现出稳步增长的趋势，并有加快趋势，货币乘数近年来却表现出较强的波动性。2000年到2002年期间由于通货紧缩造成企业盈利下降和偿债能力不足导致贷款需求下降，此间货币乘数呈现较大幅度下降。此后2004年2季度宏观调控也造成货币乘数一定程度下降。2003年和2006年货币乘数则处于较高水平。商业银行储备资产来源于中央银行公开市场操作、再贷款和购买居民的外汇资产等形式发放的基础货币。在现行外汇管理体制下，通过外汇占款形式供给的基础货币数量完全由居民的外汇收入决定。

虽然准备金也被记入货币总量，但是银行间市场上的“货币”和居民、企业所持有的“货币”具有本质的区别。银行间市场上的货币必须通过商业银行才能进入厂商和居民部门，进而对真实经济产生直接影响。正如2000年货币乘数下降现象表明银行准备金过剩并不一定导致贷款过度供给。最终实现的贷款供给除了受制于银行流动性之外，还取决于企业的偿还能力。



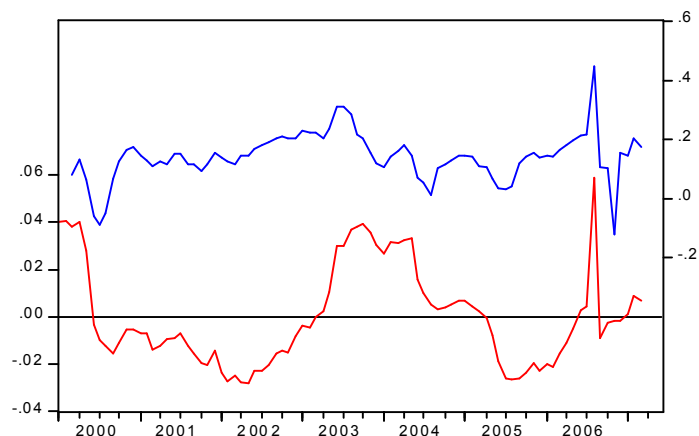
(图2) 商业银行储备资产和货币乘数<sup>23</sup>

<sup>22</sup> 箭头方向代表净资金的流向。

<sup>23</sup> 货币乘数通过贷款余额与商业银行准备金余额计算得到。

## (2) 信贷市场及其流动性指标

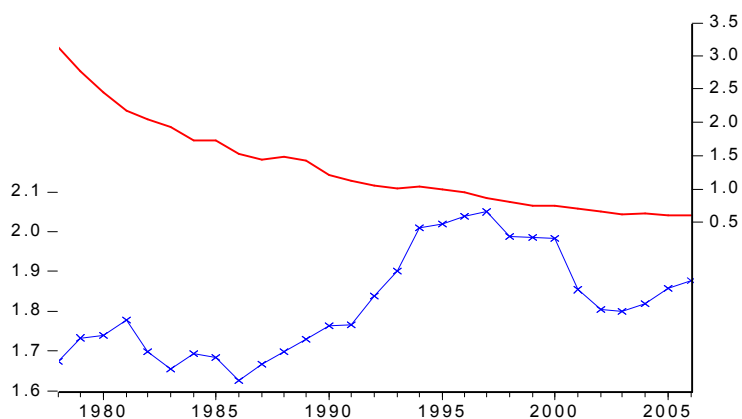
衡量信贷市场流动性供给的指标是银行贷款增长速度。(图3)显示2006年以来,贷款余额及其波动的变化情况。2006年上半年,贷款从低于均衡2%到高于均衡水平6%仅仅经历了半年的时间。2006年6月份贷款最高增速达到40%以上。截止到2006年年底,贷款总额达到22.53万亿,比上年同期增长15.71%。经过2006年下半年的调整之后,2007年年初,贷款增长的速度再次引起成为关注的热点。



(图3) 贷款余额增长率

## (3) 产品市场及其流动性指标

国外许多研究将货币总量与名义GDP增长率之差作为衡量流动性过剩的指标。改革开放近三十年来中国经济经历了显著的结构变化。通过名义GDP与货币之比定义的货币流通速度近三十年来持续下降, M2的货币流通速度从1978年的3.12次下降到2005年的0.61次,见(图4)。对比发现2002年之后美国货币流通速度则处于上升趋势。如果单单通过货币流通速度下降作为流动性过剩的指标,显然得到美国流动性不足的结论。除此之外,利用持续了三十年的现象作为最新出现的“流动性过剩”命题的证据显然是站不住脚的。



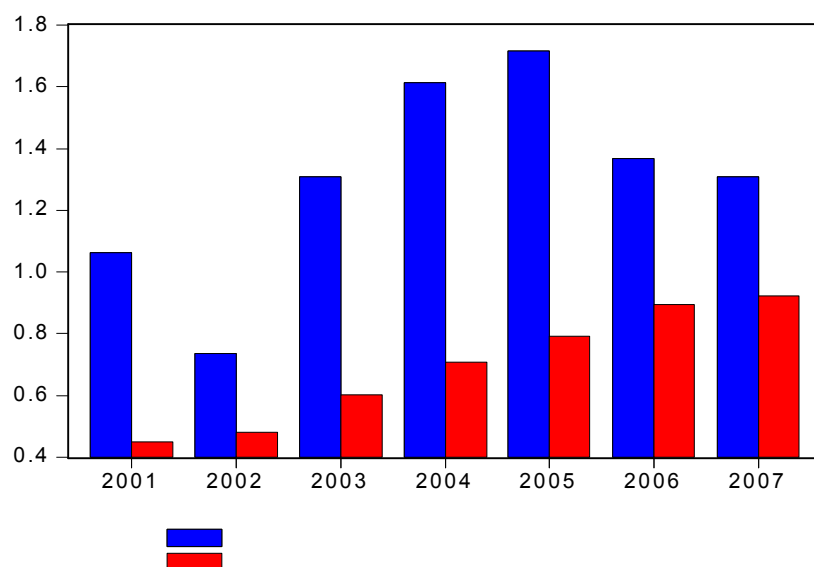
(图4) 中美两国M2流通速度比较

除此之外，就金融资产结构而言，储蓄存款仍然是居民持有金融资产的主要形式之一。储蓄的目的是为了未来的消费，因而储蓄余额不会在短期内转变成现实的购买力。因此以准货币（或M2与M1之差）作为衡量流动性的依据也略显牵强。

由于流动性是一个没有明确定义的指标，笼统的讨论流动性，或者估算流动性的数量没有任何实质意义。更重要的是，“流动性”可能会混淆准备金货币和流通中货币的本质区别。此外由于货币既具有流量性质又具有存量性质，基于单一数量指标对流动性判断的结论都是危险的。在本文中，我们选择超额准备金率指标作为衡量流动性过剩的指标，这与中国人民银行（2006）的观点一致。<sup>24</sup> 商业银行持有较多的流动性，并不必然导致通过贷款渠道供给的货币迅速增加。2004年之前商业银行高超额准备金率和贷款低增长的反例说明由于企业偿债能力下降导致银行间充足的流动性无法顺利向信贷市场传导。

### 三、过剩流动性的来源

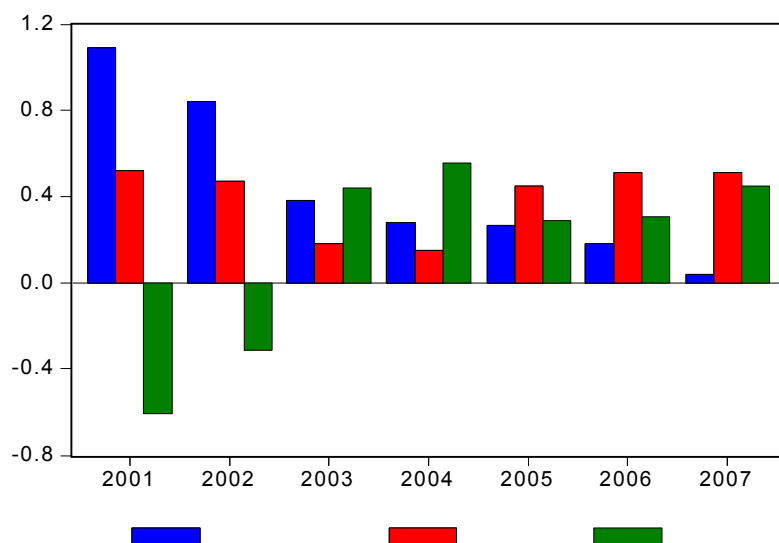
银行间市场的流动性有两个来源，一是中央银行的主动供给，二是由外资流入造成的外汇占款的增加。由于贸易顺差、FDI 和其他形式外资大量流入，外汇占款目前已经构成我国基础货币供给的主要来源。截至 2007 年 3 月末，我国外汇储备达到 1.2 万亿美元，成为世界上第一大外汇储备国。为了应对外汇占款激增，央行从 2003 年起大量发行央行票据进行冲销干预。如果将外汇占款与央行票据的差额定义为外汇占款对基础货币的贡献，我们发现在基础货币存量中外汇占款的比例在不断升高。2001 年末冲销外汇占款占基础货币 44%，2007 年 4 月达到 92%。由于央行冲销力度加大，新增基础货币中新增未重销占款的边际贡献在下降。2001 年新增未冲销占款为基础货币增量的 1.06 倍，2005 年最高时达到 1.7 倍，2006 年降至 1.36 倍，截至 2007 年 4 月份这一比例降至 1.30 倍。外汇占款仍然是基础货币存量中的主要组成部分，但是未冲销外汇占款对基础货币增长的作用在下降，见（图 5）。



<sup>24</sup> Agénor, Aizenman 和 Hoffmaister（2004）所发现，由于我们难以界定超额准备金中基于预防性持有的部分和真正非自愿（un-voluntarily）的部分，因而超额准备金率指标会高估商业银行“流动性过剩”的程度。

(图5) 未冲销外汇占款对基础货币的贡献<sup>25</sup>

进一步研究新增外汇占款的构成，我们将外汇占款的来源分为外商直接投资、贸易顺差和其他来源三大类，其他来源的外资流入近似反映了通过同种途径流动的“热钱”。2002年之后由于人民币升值预期导致“热钱”由净流出变为净流入，2003年以来“热钱”对外汇占款增量贡献达到40%左右。外商直接投资变化从2001年之后呈现显著的下降趋势，2001年外商直接投资是新增外汇占款的1.06倍，而2007年4月份降至4%。在新增外汇占款中，贸易顺差的份额除了2003年和2004年维持在18%和15%外，2001年到2002年和2005年之后一直维持在50%左右，见(图6)。



(图6) 不同来源外资流入在新增外汇占款中的比例 (单位: 100%)

#### 四、中国流动性过剩的原因

国外经济学家在全球背景下对全球流动性过剩的原因进行了深入研究。但是本文认为这些原因并不足以对中国国内的流动性过剩现象做出全面的解释。根据经济学理论，在一个高速增长的发展经济中，最优的贸易收支结构是在发展初期通过贸易逆差借入资本而在高速增长进程完成后通过贸易顺差偿还借入的资本。中国的事实刚好与此相反，在发展初期通过贸易逆差积累大量金融资产，于是在理论上导致这样一个问题，中国为什么需要这么多来自国外的货币？下文中，我们将对此提出本文的理论假说，我们认为除了全球流动性过剩对中国造成的冲击外，中国“流动性过剩”主要是外部和内部两方面原因造成的。造成“流动性过剩”的外部原因包括人民币汇率低估、金融体系落后和社会保障体制不健全等原因，造成“流动性过剩”的内部原因在于中国投资的高回报率。

(1) 投资高回报率是造成流动性过剩的内部原因。

通常的观点认为中国贸易顺差与银行间流动性过剩之间存在直接的因果关系。经济学理论认为在一个高速增长的经济中，最优的增长路径是在经济发展初期向国外借入资本，而在经济增长速度收敛到均衡水平后再向国外偿还借入的资

<sup>25</sup> 2007年数据根据2007年4月份与2006年4月份计算得到，为2007年4月份的同比数据。(图6)中数据与此相同。

金，从而在贸易收支上表现为经济发展初期存在贸易逆差，而在未来则是贸易顺差。但是对中国现实情况的考察刚好与其相反。2000年以来，中国连续数年保持两位数的增长速度。卢锋等（2007）对中国工业资本回报率估测结果认为，中国资本回报率大体从1998年呈现强劲的趋势性增长，目前已经达到超过日本接近美国的水平。高资本回报率必然带动高投资增长率。实现投资的前提条件是获得货币，从而实现对实物资产的支配。货币的来源包括国内金融系统的货币创造和国外货币输入，如果投资者不能从国内金融机构得到所需要的流动性，那么通过出口增加货币收入就成为投资者解决流动性约束问题的重要渠道。

（2）金融体系落后和人民币低估是造成贸易顺差和流动性过剩的外部原因  
中国原有的金融体系是在计划经济背景下建立起来。尽管经过多年的发展，企业融资结构仍然以间接融资为主。资本市场发展相对滞后、以四大国有银行为主体的银行体系为中小企业和非国有企业融资造成了障碍。对于被排斥在金融体系之外的中小企业和非国有企业而言，内源融资特别是依靠销售收入进行融资占有重要地位。在这种情况下，如果国内需求不足以吸收全部供给时，那么扩大收入，通过增加外汇收入来解决资金需求将成为企业的必然选择。

人民币汇率低估和现行的外汇管理体制是导致流动性过剩的催化剂。人民币低估无疑会促进出口扩大。而在现行外汇管理体制下，出口收入可以直接兑换为人民币，一方面避免了出口企业积累美元资产所面临的潜在汇率风险，另一方面还可以直接用于扩大国内投资。除此之外，预期人民币升值导致的外资流入和企业改制过程中大力推动国内企业海外上市也是造成短期内外汇大量流入的原因之一。

## 五、流动性过剩的影响完全是负面的吗？

根据上文中对中国流动性过剩原因的分析，我们认为对于流动性过剩特别是银行间市场上流动性过剩问题而言，其背后既有中国经济高速增长带来的投资高回报率的内在原因，又有中国金融体系发展滞后和人民币汇率低估的外在原因。未经冲销的外汇占款虽然最终都表现为基础货币的增加，但是由于外汇占款的来源不同，对于经济的影响也不完全一致。

### （1）金融约束下的流动性过剩的正面意义

出口积累的货币收入虽然会导致在银行体系积累过剩的流动性，但这是中国目前的融资体制和高投资回报率条件下的理性选择。在中国经济高速增长和投资高回报率的背景下，企业必然会扩大投资。然而资本市场发展滞后和银行系统资源集中于四大国有银行的金融市场结构导致许多企业从正规金融渠道无法获得流动性。因此对于这些企业来说内源融资是企业资金供给的主要来源。当国内需求不足以吸收全部的国内产品时，通过出口获得外汇收入不仅可以放松生产的流动性资金约束还可以扩大投资需求。在目前金融约束的现实状况下，通过出口获得资金来源无疑会对真实经济起到推动作用。

除此之外，中国近年来一直在倡导改善企业融资结构，完善治理结构。为了规范和完善资本市场，扩大直接融资比例等一些改革措施都需要在经济发展速度较快和资本市场资金充足、市场繁荣的前提条件下进行，防止经济政策改革对真实经济造成过度冲击。资本市场流动性充足可以有效的削弱资本市场制度变革造成的冲击，为资本市场的发展和规范创造难得的机遇。

### （2）流动性过剩的负面效应

银行间市场流动性过剩的危害是显而易见的。首先流动性过剩对中央银行货

币政策有效性的冲击。在银行间市场流动性充足时，以存款准备金为调整对象的货币政策的效果往往会大打折扣。其次，当中央银行控制银行间市场流动性过剩和维持宏观经济稳定目标之间存在冲突时，可能会导致中央银行货币政策出现两难局面。第三，商业银行持有的大量超额准备金是商业银行迅速扩大货币供给的基础，可能会造成贷款供给迅速增长，从而对产品市场和金融资产市场造成冲击。<sup>26</sup> 因此，银行间市场流动性过剩不仅会削弱中央银行货币政策有效性，同时还会潜在造成对产品市场和金融市场的冲击。产品市场和金融市场流动性过剩的最直接的影响表现在产品价格上涨过快，投机行为造成市场泡沫等等。如果金融市场的流动性供给主要来自商业银行贷款的话，其危害更加严重。金融资产泡沫破灭，不仅会导致资产价格大幅缩水，还会产生大量银行不良资产产生，不仅危害到银行体系，还祸及整个宏观经济。

### （3）解决流动性过剩对策选择——短期内能根本解决流动性过剩吗？

流动性过剩是一个全球性的现象，与全球经济失衡密切相关。针对全球经济失衡现象，国外的经济学家和研究机构进行了大量的研究，并提出了相关的政策调整建议。Obstfeld 和 Rogoff（2005）建议通过全球汇率体系的调整来缓解全球经济失衡，Caballero（2005）则强调了金融发展对改变流动性过剩局面的作用。不过 Joachim Fels（2005）指出要全面缓和全球流动性过剩问题，就必须具备如下三个条件之一，即非常严格的紧缩性货币政策、全球性严重通货膨胀，最后是大规模银行倒闭和债务紧缩。然而 Joachim Fels 认为上述三种情况出现的可能性很小，因此短期内全球流动性过剩的状况不会得到根本性的解决。对于中国情况而言，流动性过剩问题仅仅是表象，导致流动性过剩既有内部原因也有外部制度背景。短期内货币政策的调整可以暂时缓解银行系统积累多余的流动性，而全面解决流动性过剩问题则要从发展资本市场，完善中国金融市场入手，改革汇率制度等多方面入手。

加强中央银行公开市场操作力度是短期内控制银行间市场流动性过剩的直接途径。中央银行可以运用公开市场操作工具来平衡银行体系流动性供需，必要时也可以通过调整法定准备金要求来管理流动性。从1999年以来，中央银行已经连续7次提高存款准备金率，存款准备金率已经上调到10%，事实上法定准备金率已经成为中国货币当局控制流动性过剩的日常性政策工具。除了上调准备金之外，中央银行还可以通过买卖政府债券和发行中央银行票据等实施所谓的“冲销干预”。正如（图5）中所反映的，冲销干预措施至少在边际上削弱了外汇占款对基础货币供给的贡献程度。除此之外，现有研究成果表明内需和外部具有较强的替代关系。高善文（2006）研究表明中国净出口和中国经济波动呈现明显的负相关关系；宋国青（2007）也表明净出口和投资之间具有负相关关系，并且内需波动对净出口的影响要远远超过汇率调整的影响。因此在人民币汇率逐步调整的同时，扩大国内需求也可以缓解由于净出口增长所造成的银行系统流动性过剩现象。

流动性过剩问题的根源在于与经济发展不相适应的金融体系和汇率失衡，解决这一问题是一个长期的过程。在短期内可以通过中央银行货币政策和公开市场操作来控制流动性过快增长问题。但是长期内必须以改善中国国内金融结构为目标，同时改善宏观经济调控，预防高通货膨胀和金融泡沫，才能保证经济的长期健康发展。

---

<sup>26</sup> 值得注意的是银行间市场流动性过剩只是贷款快速增长的必要条件，两者之间并不存在必然的因果关系，参见夏春（2003）。



参考文献:

- Ben S. Bernanke, “The Global Saving Glut and the U.S. Current Account Deficit”, At the Sandridge Lecture, Virginia Association of Economics, March 10, 2005.
- Dollar David and Mary Hallward-Driemeier, “Crisis, Adjustment and Reform in Thailand’s Industrial Firms,” *World Bank Research Observer*, Vol. 15, pp. 1–22, 1999.
- Joachim Fels, “Is Global Excess Liquidity Drying Up?”, Global Economic Forum, Nov, 8, 2005.
- Magnus Saxegaard, “Excess Liquidity and Effectiveness of Monetary Policy: Evidence from Sub-Saharan Africa”, IFM Working Paper, WP/06/115, May 2006
- Raghuram G. Rajan . “Investment Restraint, The Liquidity Glut, and Global Imbalances“, Speech at the Conference on Global Imbalances organized by the Bank of Indonesia in Bali, Nov. 16 2006.
- Rasmus Ruffer, Livio Stracca, “What is Global Excess Liquidity, and Does it Matter?”, European Central Bank Working Paper No. 696 , Nov, 2006.
- Ricardo Caballero, Emmanuel Farhi and Pierre-Olivier Gourinchas, “An Equilibrium Model of “Global Imbalances” and Low Interest Rates”, available from the following address <http://www.bis.org/events/conf060619caballero.pdf>
- Wyplosz, Charles, “Excess Liquidity in the Euro Area: Briefing Notes to the Committee for Economic and Monetary Affairs of the European Parliament,” unpublished, Graduate Institute of International Studies, Geneva, Switzerland, 2005, available at [http://www.europarl.eu.int/comparl/econ/emu/20050314/wyplosz\\_en.pdf](http://www.europarl.eu.int/comparl/econ/emu/20050314/wyplosz_en.pdf)
- 董积生, “当前商业银行流动性过剩问题研究” 《南方金融》, 2006年9月, 第8—10页。
- 封俊国和田天, “货币政策左右为难, 利率双刃祸福难料”, 《农村金融研究》, 2006年9月, 第50—52页。
- 高善文, 《在周期的拐点上——从数据看中国经济的波动》, 中国发展出版社, 2006年。
- 李军杰, “当前货币政策的目标定位和政策选择”, 《宏观经济管理》, 2006年9月, 第9—12页。
- 卢峰等, “我国改革时期工业资本回报率为何先降后升? ——基于资本回报率贡献因素分解框架分析”, 北京大学中国经济研究中心工作论文, 2007年5月。
- 鲁政委, “重新审视“流动性过剩”重新审视“流动性过剩””, 中证网, 2006年11月24日。
- 宋国青, “人民币汇率与中国贸易”, 《中国经济观察》演讲稿, 北京大学中国经济研究中心, 2007年4月。
- 朱庆, “解读当前市场流动性过剩” 《上海经济研究》, 2006年10月, 第13—16页。

## 中国外汇储备——成因、后果与对策

马兹晖

**摘要** 本文分析了中国外汇储备快速增长的原因、对经济的影响和发展趋势，探讨了各种政策可能产生的后果，得到以下结论：一、中国外汇储备增长仍将持续一段时间，2007年可能突破15000亿美元；二、中国外汇储备绝对数量超过经济实际需要，但并不太严重，值得注意的是增长速度过快；三、外汇储备过多对中国经济已经产生了一些负面影响并有可能越来越严重；四、目前很难通过贸易政策或汇率政策减少经常项目盈余；五、应逐步开放居民对外金融投资，减少资本项目顺差；六、外汇储备管理体制需要改革，但外汇储备中美元资产比例仍需维持在一定水平，外汇投资公司对解决储备过剩问题效果有限。

近年来，中国的外汇储备迅速增长。外汇储备持续增加的根本原因是什么？会对中国宏观经济产生哪些影响？外汇储备的增长是否可持续？中国应当采用哪些政策来应对外汇储备增长？现有的外汇储备应当如何管理？本节围绕以上问题，从微观和宏观角度全面分析中国外汇储备快速增长的成因和经济后果，并提出政策建议。

## 一、 中国外汇储备快速增长

1980 年以前，中国对外贸易和吸引外来投资都较少，外汇储备维持在较低水平。随着改革开放政策的实施，对外贸易高速发展，外资大量涌入，中国的外汇储备逐渐增加。从 1981 年到 2006 年，中国外汇储备增加了约 400 倍，下图为历年来中国外汇储备量。

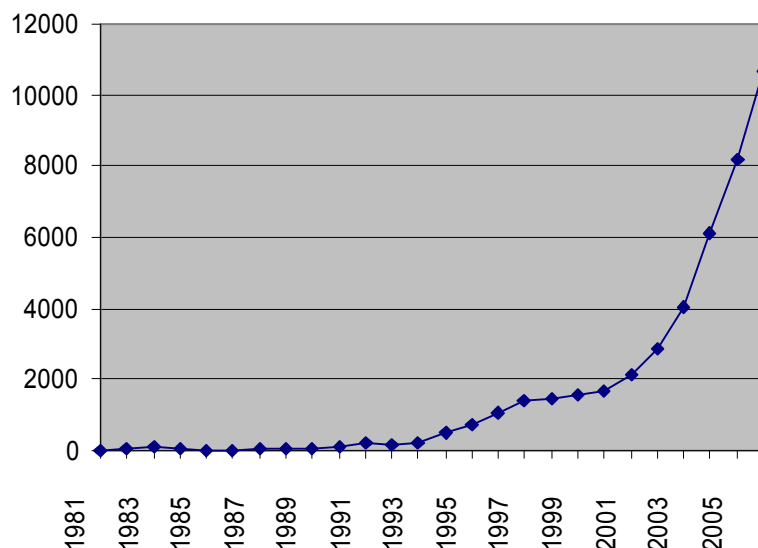


图 1: 中国国家外汇储备 (亿美元), 1981-2006

数据来源: 中国人民银行网站

从图中可以看出，从 1992 年以后，中国的外汇储备开始快速增长。1997 年，亚洲金融危机爆发以后，增长速度一度有所放慢，但从 2000 年起，增长速度再次加快。2006 年 10 月，外汇储备首度突破一万亿美元大关。到 2007 年 3 月，中国的国家外汇储备已达 1 万 2 千亿美元，居世界第一位。根据近年来的发展趋势，到 2007 年末，中国外汇储备可能达 1 万 5 千亿美元。

表 1 为 1991—2006 年中国国际收支平衡表主要各项。可以看出，经常项目和资本项目的“双顺差”是导致外汇储备快速增长的直接原因。1999 年以来，中国的经常项目和资本项目都出现巨额盈余，引起外汇储备大幅度增长。经常项目顺差主要来自于贸易顺差，图 3 显示了 90 年代以来中国各年贸易顺差。从 1991-2004 年，中国经常项目盈余总计为 301.7 亿美元，资本项目盈余总计为 394.8 亿美元，外汇储备增长是经常账户和资本帐户共同作用的结果。2005 年以后，经常项目盈余迅速扩大，超过资本帐户盈余一倍以上，成为外汇储备增加的主要来源。近年来外汇储备快速增长的主要原因是经常项目盈余，即贸易盈余的快速增长。

年	经常项目	资本项目	误差遗漏	储备变动	年	经常项目	资本项目	误差遗漏	储备变动
1991	13.3	8.0	-6.7	-14.6	1999	21.1	5.2	-17.8	-8.5
1992	6.4	-0.3	-8.3	2.1	2000	20.5	1.9	-11.9	-10.5
1993	-11.9	23.5	-9.8	-1.8	2001	17.4	34.8	-4.9	-47.3

1994	7.7	32.6	-9.8	-30.5	2002	35.4	32.3	7.8	-75.5
1995	1.6	38.7	-17.8	-22.5	2003	45.9	52.7	18.4	-117.0
1996	7.2	40.0	-15.6	-31.6	2004	68.7	110.7	27.0	-206.4
1997	37.0	21.0	-22.3	-35.7	2005	160.8	63.0	-16.8	-207.0
1998	31.5	-6.3	-18.7	-6.4	2006	249.9	10.0	-12.9	-247.0

数据来源：中国国家外汇管理局网站

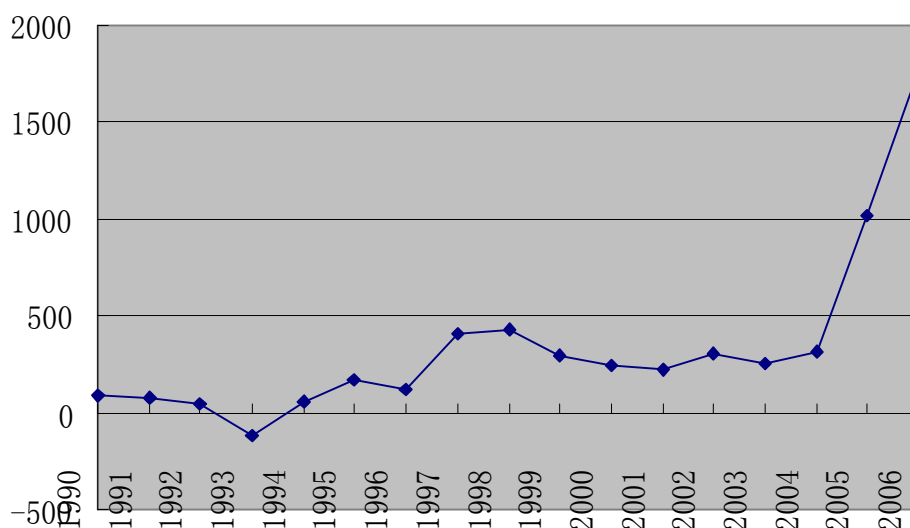


图 2. 1990-2006 年中国贸易顺差(亿美元)

数据来源：中国统计年鉴

中国对外贸易出现巨额顺差的原因包括内外两方面原因。

在外因方面，主要是美国经常项目巨额赤字引起的全球经济失衡。由于美国储蓄率太低，消费和投资需求旺盛，对世界主要国家和地区都出现贸易逆差，作为世界贸易大国的中国对美国贸易顺差也随之增加。其次，中国加入 WTO 协议中一些过渡条款到期，很多针对中国产品的保护措施逐渐取消，关税下调，中国产品在国际市场上竞争力加强，出口能力得到充分发挥。

在内因方面，一是中国大量青年人口进入劳动力市场，生产能力增长速度高于消费增长速度，储蓄率居高不下。第二，中国经济社会结构仍然处于快速变化中，社会福利体制尚不完善，居民有较高的储蓄意愿。第三，中国政治形势稳定，经济快速发展，基础设施建设完善，劳动力成本低，吸引了众多跨国公司来华建立生产基地。外资从 2001 年起大举进入中国，到 2004 年后形成生产能力，推动出口迅速增长。第四，由于各方面原因，人民币汇率存在一定程度的低估，加剧了贸易失衡。

在上述各原因中，有些因素是中短期因素，如人民币汇率问题和美国经常账户赤字问题；有些是长期因素，如全球生产基地向中国集中、储蓄率极高等。根据日本等亚洲国家的经验来看，即使短期因素消失，中国的贸易顺差仍然可能在相当长一段时间内维持。

有些国家在经常项目上也有巨额盈余，贸易顺差也很庞大，但这些国家通过对外投资——即资本项目赤字来平衡经常项目盈余。例如 2006 年德国的贸易顺差超过 2000 亿美元，比中国还高。但由于德国对东欧各国的巨额投资，资本项目赤字平衡了贸易顺差，德国的外汇储备仅为 417 亿美元，比 2005 年下降了 34.5 亿美元。但中国的资本项目不但没有成为资本输

出的通道，反而在一定程度上加快了外汇储备增加。造成这一现象的主要原因有两点。

第一，良好的投资环境、低廉的劳动力成本和优惠的政策使得中国成为国际资本的首选投资地之一，吸引了大量外资涌入。第二，由于缺乏国际投资经验和各种资本管制措施，中国对外直接和间接投资都受到抑制。两方面因素相结合，使得中国资本账户上也出现了巨额顺差。预计这种状况在短期内不会改变。

## 二、 外汇储备规模——过剩还是不足

目前，中国外汇储备绝对规模极为庞大。但由于中国经济和贸易规模也相当大，绝对数量巨大并不代表必然意味着储备过剩。

各国持有外汇储备主要是由于两方面原因。

第一，实体经济方面的原因，即调节国际收支，维护国民经济稳定。目前，世界上每个国家都或多或少的与其他国家进行国际贸易。除了极少量的易货交易外，国际贸易都需要使用硬通货——主要是美元——结算。为满足国际结算需求，各国都必须持有有一定规模的外汇储备。此外，持有有一定规模的外汇储备可加强各国对各种突发性经济政治冲击的承受力，在进出口结构出现临时性失衡、短期外贸赤字大幅增加时，无需通过压缩进口的方式强制恢复贸易平衡，减轻对国内经济的不利影响。

第二，金融方面的原因，即提高国际信誉，维护宏观金融形势的稳定。持有有一定规模的外汇储备能提高一个国家在国际金融市场上的声誉，增强外国投资者的信心，有利于降低融资成本，吸引外来投资。较多的外汇储备还能增强政府维护宏观金融的稳定能力，有助于防范和抵御金融危机和金融投机。亚洲金融危机爆发后，很多国家吸取了教训，采取了多种政策增加外汇储备。

对中国而言，除以上两点原因外，大量外汇储备还为将来的资本账户开放和人民币自由可兑换改革提供了坚实的物质基础。

国家持有外汇储备是由于以上原因，那么判断外汇储备是否过剩的标准就是现有外汇储备是否超过满足以上各点的要求。由于各国经济体制、产业结构、贸易和金融政策的差异，国际上并没有统一公认的指标判定一个国家的外汇储备水平是否合理。但我们可以通过一些相对指标进行国际比较。

实体经济方面的指标主要有外汇储备/进口额和外汇储备/GDP。外汇储备/进口额表示一国出口紧缩时维持进口的能力，而外汇储备/GDP 则反映了一国进口需求大幅上涨时的调节能力。表 2 列出了中国历年来这两个指标的数值。

从表中可以看出，从 2000 年起，外汇储备/货物进口额和外汇储备/GDP 的比例持续上升，到 2006 年底，外汇储备/货物进口额达 1.347，也就是说，即使中国的出口全部停止，现有外汇储备也足以维持 1 年 3 个月以上的进口。一般认为，这一比例达到 1 就能充分抵御各种外部冲击。外汇储备/GDP 的比例从 1996 年的 0.130 上升至 2006 年的 0.397，10 年间增加了 200%，这一比例也远高于大多数发展中国家。例如，2005 年，印度的外汇储备/GDP 为 0.16。总体来看，中国的外汇储备明显超过了实体经济的需要。

表 2： 外汇储备相关指标 1996—2006 年

	外汇储备/ 货物进口额	外汇储备/ GDP	M0/ 外汇储备	M1/ 外汇储备	M2/ 外汇储备
1996	0.757	0.130	1.008	3.265	8.714
1997	0.983	0.158	0.878	3.003	7.847
1998	1.034	0.156	0.934	3.246	8.707

1999	0.933	0.158	1.051	3.580	9.364
2000	0.736	0.156	1.069	3.877	9.821
2001	0.871	0.181	0.893	3.409	9.014
2002	0.970	0.223	0.729	2.990	7.804
2003	0.977	0.278	0.592	2.520	6.628
2004	1.087	0.317	0.425	1.901	5.034
2005	1.241	0.369	0.358	1.599	4.454
2006	1.347	0.402	0.321	1.496	4.107
资料来源：根据《中国统计年鉴》、 <i>International Financial Statistics</i> 数据计算得到					

但是，从宏观金融角度来看，我们可以看到问题的另一面。货币量/外汇储备是描述一个国家防御货币危机的指标。这一比例越大，表示国家抵抗投机性货币攻击的能力越弱，在发生资金外逃时越难保持本国货币汇率的稳定。表 3 中分别列出了中国历年来 M0、M1 和 M2 与外汇储备之比。

从表中可看出，从 2000 年以来，随着外汇储备增加，三个货币量/外汇储备指标都呈下降趋势，中国抵抗货币危机的能力在上升。但是，相对于世界其他国家，中国的相关指标仍处于较高水平。到 2006 年底，中国的三个货币量/外汇储备指标比许多发展中国家，包括亚洲金融危机爆发前的亚洲诸国都高。例如，2006 年印度的 M1/外汇储备=1.127，M2/外汇储备=3.824，都低于中国。虽然由于中国资本项目尚未开放，人民币不能自由兑换，短期内爆发货币危机的可能性较低，但随着中国履行加入 WTO 的承诺，逐步开放金融市场以后，爆发金融危机的风险会加大。从金融领域来看，在中国目前流动性过剩较为严重，且正在推进金融改革，中国的外汇储备并不显著过剩。

总之，中国的外汇储备超过了实体经济的需要，但考虑到金融领域的潜在风险，中国仍需维持较多的外汇储备。从数量来看，中国的外汇储备尚未出现严重过剩，不需要大规模减少储备。但值得注意的是，由于近两年外汇储备增长速度很快，未来可能会出现过剩。

### 三、 外汇储备增长的经济影响

近年来外汇储备的快速增长对中国经济产生了多方面的影响。一方面，大量的外汇储备是中国经济发展带来的物质成果，为进一步发展提供了坚实的物质基础，有助于防范外来冲击和金融风险，维持宏观经济的稳定协调发展。但另一方面，外汇储备增长过快也造成了一些不利的影响。

首先，外汇储备的增加直接导致中国基础货币投放量不断增加，加剧了流动性过剩问题，通货膨胀压力不断加大。如前所述，中国外汇储备的增加主要来自外贸盈余和外资流入。获得盈余的出口企业和外国投资者通过商业银行等金融机构把外汇转换成人民币，金融机构再把外汇出售给中国人民银行，换得人民币。因此，每一单位外汇储备的增加都意味着等值的基础货币流入了市场。央行外汇储备引起的基础货币发行称为外汇占款。2000 年以来，外汇占款不断上升，成为中国基础货币的主要组成部分。到 2007 年 4 月，央行总资产中外汇资产的比重高达 68.6%，储备货币中外汇占款比例达 77.3%。外汇储备增加造成基础货币增加，通过货币乘数的作用进一步导致 M1、M2 的增加，引起流动性过剩。流动性过剩进而引发资产泡沫和加大了通胀压力，加剧了经济过热的风险。

其次，外汇储备增加还加大了人民币升值压力。在市场上普遍存在人民币升值预期、外汇供过于求的环境下，外汇储备增加更强化了这一心理，吸引更多的外汇快速进入。虽然中

国仍然实行较严格的资本管制措施，短期资本流入和流出受到多种限制，但一些国际热钱仍然采取多种措施规避管制，流入了中国并兑换为人民币，导致外汇储备进一步增加，升值压力越来越大。

第三，外汇储备增加削弱了政府实施货币政策的能力，不利于政府对经济的调控。目前中国存在流动性过剩问题，央行有意实施稳健的货币政策适度收缩。但巨额外汇储备严重弱化了货币政策的效力。一般来说，中央银行主要通过提高贴现率即加息、提高准备金率和公开市场业务三种方式实施货币政策。但在目前的环境下，提高贴现率会增加持有人民币的吸引力，引起外资流入，造成外汇储备进一步增加，而货币量却不会显著减少。由于流动性严重过剩、银行系统存贷差巨大，上调准备金率效果也不明显。在公开市场业务方面，由于外汇占款数额太大，央行已经通过大量发行央行票据，对冲外汇流入引起的基础货币增加，这使得央行开展公开市场业务的能力受到严重限制。

第四，中国获得巨额的贸易盈余而对外投资较少，容易引起国际贸易争端。一些国家的政治势力为了集团利益，把中国作为失业等问题的替罪羊，指责中国操纵货币和补贴出口。一些逆差国利用世贸组织的规则，限制中国产品出口，保护本国产业。目前，在世界范围内，中国是被反倾销最多的国家。不过，到目前为之，中国面临的贸易争端的规模仍然不大，虽然个别产品、在个别国家的出口受到一定冲击，但尚未对整体出口产生严重影响。

第五，外汇储备过多使中国面临汇率风险。一般认为，目前人民币汇率存在一定程度的低估。如果人民币升值，人们按升值后的汇率回购外汇，央行将蒙受损失。

总体来说，外汇储备持续增加对中国经济有利有弊，但利与弊主要都是潜在的、未实现的。从发展趋势来看，储备增加的有利影响正在减少，不利影响逐步增加。

## 四、 发展趋势和政策调整

进入 2007 年以来，由于出口强劲增长，外汇储备继续快速增长。2007 年 1-5 月，中国对外出口同比增长 27.8%，达 4435.3 亿美元，而进口为 3578.1 亿美元，同比增长 19.1%，贸易盈余达 857.1 亿美元，同比增长 83.8%；中国实际使用外资金额为 252.58 亿美元。仅今年 1-3 月份，外汇储备就增长了 1357 亿美元。照此趋势发展，2007 年底外汇储备将突破 15000 亿美元。

为防止和减轻外汇储备增长过快可能带来不利影响，有些学者主张应实施某些政策来减少贸易顺差和外资流入。下面分析各种政策的可行性。

从减少贸易顺差的角度来看，可以采用的对策是增加进口，减少或控制出口增长速度。从目前中国的经济形势来看，短期内无论是增加进口还是减少出口都存在着较大困难。由于消费率较低，储蓄率居高不下，虽然投资率连年高速增长，但储蓄投资缺口依然庞大，总需求仍然不足。在这种情况下，进口增长受到抑制。储蓄率高、消费率低、内需不足是多方面原因造成的，只能随着经济结构调整才能逐步消除。结构调整不可能在短期内完成，因此短期内进口很难大幅增长。在出口方面，中国出口增长主要是国际市场需求拉动的，出口是近年来中国经济增长的重要源泉，为追求贸易平衡抑制出口将使中国经济增长放缓，代价过高。

除了调整贸易政策外，调整汇率也能影响贸易平衡。

自从 2005 年 7 月 22 日，中国人民银行实施新的汇率制度以来，人民币兑美元一直维持稳定上升趋势。2006 年下半年以来，升值速度有所加快。到 2007 年 6 月 15 日，兑美元汇率为 7.62 比 1，汇改后累计升值约 6%，幅度可观。

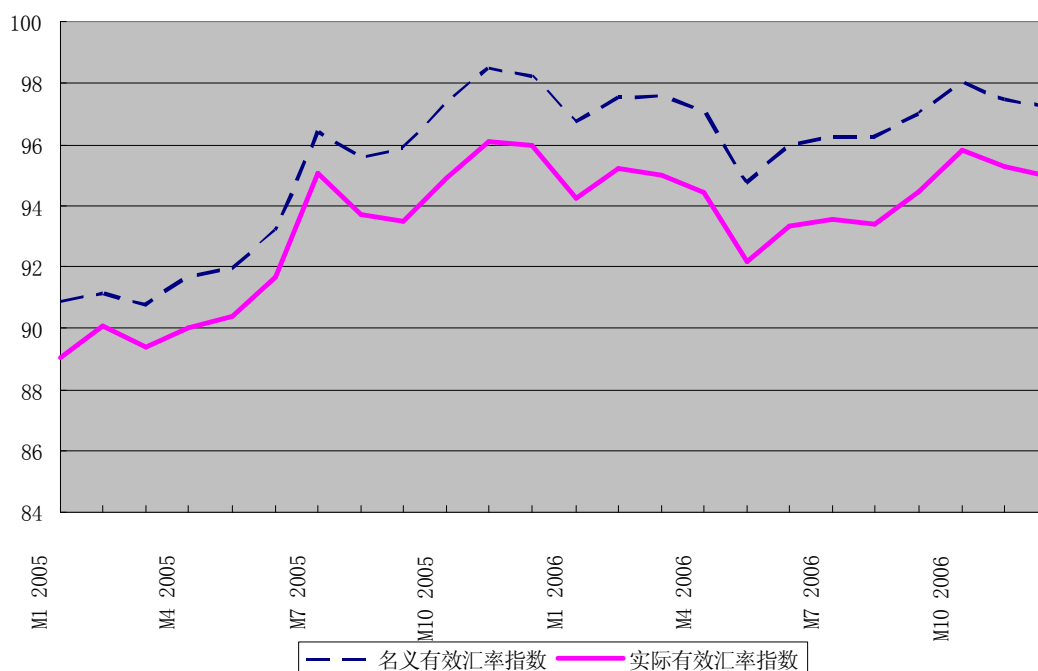


图 3: 人民币有效汇率指数:2005 年 1 月——2006 年 12 月

然而，由于同期美元对世界主要货币特别是欧元走弱，在人民币对美元升值的情况下，对欧元反而贬值了约 1.36%。根据国际货币基金组织公布的名义有效汇率指数来看，到 2006 年 12 月底，人民币总体仅升值 1%左右。而同期中国通货膨胀率低于世界水平，进一步弱化了人民币升值的实际效果。国际货币基金组织公布的实际有效汇率指数是结合价格水平和名义汇率变动，全面衡量实际汇率变动的指标。到 2006 年底，人民币实际有效汇率指数基本上与 2005 年 7 月汇改后处于同一水平。图 3 显示了人民币名义和实际有效汇率指数的变动轨迹。可以看出，人民币汇率调整较为缓慢。如果考虑中国经济高速发展产生的巴拉萨——萨缪尔逊效应，人民币汇率可能进一步偏离了均衡水平，低估问题更加严重。显然，人民币汇率调整速度应加快。

但是，加快人民币汇率调整是否就能有效减少贸易盈余，减缓外汇储备的增长速度？在当前全球经济形势下，汇率升值对减少贸易盈余的作用有限。

	2004	2005	2006
亚洲	-73.9	-75.1	-69.7
中国台湾	-51.2	-58.1	-66.4
韩国	-34.4	-41.7	-45.3
日本	-20.8	-16.4	-24.1
中国香港	89.1	112.2	144.6
非洲	-1.8	-2.4	-2.1
欧洲	33.4	69.2	100.5
英国	10.2	13.5	6.5
荷兰	15.6	22.9	3.7
拉丁美洲	-3.5	-3.1	1.8
北美洲	81.2	118.5	152.2



美国	80.3	114.3	144.3
大洋洲及太平洋群岛	-3.2	-5.1	-5.3
<b>总计</b>	<b>32.1</b>	<b>102.0</b>	<b>177.5</b>

数据来源：《中国统计年鉴》和海关网站

表 3 列出了 2004—2006 年间中国与世界主要国家和地区的贸易差额。从表中可以看出，中国对不同国家和地区的贸易平衡存在很大差异。盈余主要来自对北美和欧洲贸易，对亚洲、非洲、大洋洲存在贸易逆差，对拉美则基本平衡。中国的这种贸易差额结构主要是国际产业分工引起的，中国从资源相对丰富的亚洲、非洲、拉美、和大洋洲进口原材料，向欧洲和北美出口制成品。这种两头在外的贸易结构较少受到汇率调整的影响。另一方面，中国消费需求不足是结构性的，汇率调整对消费的刺激作用也较弱。因此，人民币升值对减少贸易盈余的作用有限。近年来美国的贸易赤字问题从反面证明了汇率调整对恢复贸易平衡的局限性。2002 年以来，美元实际汇率贬值了 20% 左右，但贸易逆差的绝对值和占 GDP 的比例却不断扩大。

在目前的环境下，人民币汇率升值对于恢复内部均衡和外部均衡是有帮助的，但只有人民币大幅快速升值，才会对贸易平衡产生显著影响。但由于中国金融市场发展还不成熟，企业和金融机构控制汇率风险的能力较弱，难以承受人民币大幅升值对经济的冲击，人民币汇率调整仍然只能采用“小步快走”的调整战略，短期内通过汇率调整恢复贸易平衡很难实现。

通过经常项目调整减缓外汇储备增长成本太高，难以实施。下面分析是否可以通过减少资本项目盈余来减缓外汇储备增长速度。

中国是吸引外资最多的发展中国家。到 2007 年 5 月，中国累计实际利用外资 9038.76 亿美元。外资是推动中国经济高速发展的重要因素之一，但外国投资高度集中于制造业和贸易品生产部门，对产业结构、环境、民族产业发展方面造成了一些不利影响。此外，对于外资企业是否真正促进了中国对外贸易发展、产业升级等也存在一些争议。随着中国自有资金的积累、外资优惠政策的弱化和外资的饱和，从 2005 年起，实际利用外资额已连续两年下降，但下降速度缓慢。

由于经济发展速度较快，投资回报率高，加上人民币汇率处于升值通道，中国对外资的吸引力依然不减。2007 年 1-5 月实际利用外国直接投资出现反弹，同比增加 9.87%。虽然即将实施的两税合并政策对外国直接投资会有所抑制，但随着中国减少资本项目投资的限制，外国对金融领域的投资将逐步增长，预计今年乃至未来数年内外资流入都不会显著下降。

为保持宏观政策的稳定性和连续性，两税合并改革后，短期内不宜再次调整外资政策。外资继续大量流入的局面难以改变，通过减少外资流入的方法减少资本项目盈余较为困难。

当前较为可行的减缓外汇储备增长的途径是增加对外投资，减少乃至消除资本项目盈余。由于中国对外金融投资受到严格管制，对外直接投资是资本输出的主要形式。

图 4 为 1991 年以来中国对外直接投资的存量和流量。可以看出，2004 年以后，中国对外投资迅速增长。2003 年中国对外直接投资当年流量为 28.5 亿美元，居世界第 25 位，占全世界 FDI 流量的 0.5%，对外直接投资存量为 332.2 亿美元，居世界第 27 位，占全世界 FDI 存量的 0.3%。2005 年底，中国对外 FDI 当年流量增长到 122.6 亿美元，升至世界第 17 位，占全世界累计存量比重升至 1.57%，存量达 572.1 亿美元，为世界第 25 大投资国，占全球投资存量的 0.54%。目前，中国已成为亚洲第三大对外投资流量国，仅次于日本和香港特区而高于新加坡和韩国，在发展中国家中仅次于俄罗斯。在存量方面，中国在亚洲地区仅次于香港特区，日本，台湾省和新加坡，在发展中国家中仅次于俄罗斯和巴西。

中国对外直接投资的一大特点是中央企业是最主要的投资来源。历年来，中央企业的对外投资流量占全国总流量的比例都维持在 80% 左右，而央企大量投资于购买其它国家的资

源。2005 年底，中国石油天然气集团公司和中国海洋石油总公司是中国对外直接投资存量最多的两家公司。

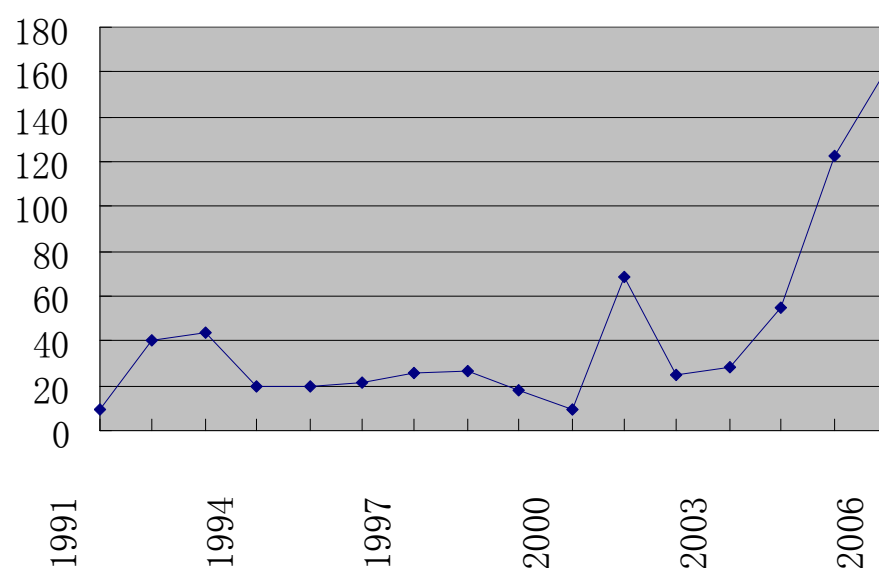
民营企业对外投资也在发展，如联想公司收购 IBM 公司个人电脑业务，TCL 集团与法国汤姆逊合资组建合资企业 TTE 等。但从多个海外投资案例来看，结果都并不理想，甚至导致巨额损失。

虽然近年来中国对外直接投资快速增长，但未来发展仍然面临一些问题。目前中国对外投资主体以央企为主，由于体制方面的原因，央企投资容易偏离利润目标，且政府背景不利于中央企业在一些国家开展投资业务。民企对外投资较少的原因主要有三点：民企相对规模较小，开展海外投资能力有限；国内投资回报率高，对外投资吸引力不足；管理体制不够健全，缺乏海外投资的经验和管理能力。这些不利因素在短期内难以消除，对外直接投资进一步扩大受到限制。事实上，经过 2004、2005 年连续两年高速增长之后，2006 年对外直接投资增速已有所放缓，预期 2007 年增速还将继续下降。在中短期内，通过对外直接投资平衡中国的资本项目盈余进而控制外汇储备增长速度较为困难。

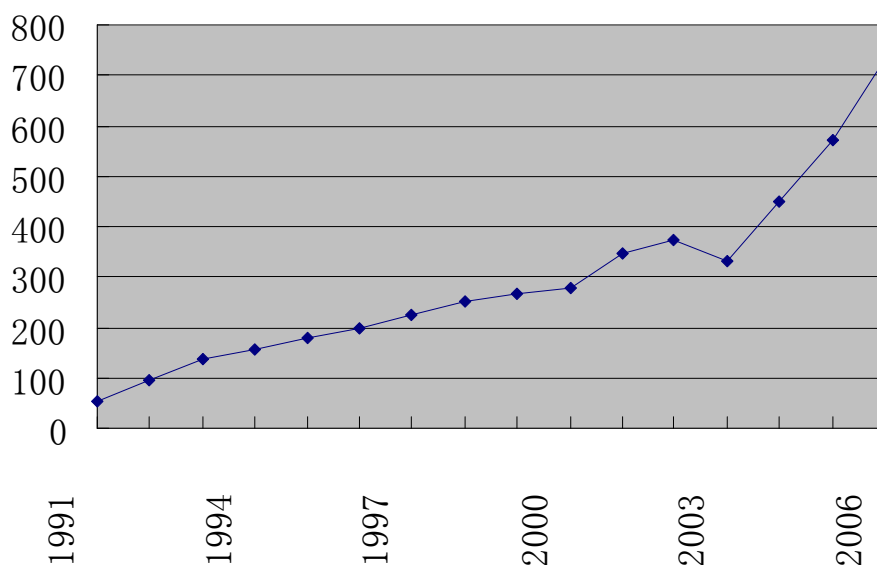
我们认为，逐步、适度开放居民对外金融投资是化解外汇储备增长过快的可行之策。中国居民储蓄率较高，投资意愿强烈，但由于金融市场不够成熟，投资渠道不畅通，选择较少，因此除银行储蓄外，居民投资主要流向国内房地产市场和股市，推动房价和股价持续上涨。海外金融市场较为成熟，如果适度开放居民对外投资渠道，通过居民对外投资吸收大量外汇，将能减轻央行外汇储备不断增加的压力。

一个值得注意的问题是居民是否有对外投资的意愿？银监会早已授权一些金融机构推出 QDII 产品，但 QDII 的投资对象受到严格限制，风险较低但收益也低，对客户缺乏吸引力。事实上，中国居民有强烈的对外投资意愿，并已有相当一部分居民通过各种方式把外汇资产流到香港等地进行海外金融投资。这种零散的投资既不合法，也不安全，成本也较高。如果允许居民通过国内金融机构代理，直接投资于海外金融市场，直接购买在海外上市公司的股票等金融资产，将极大提高居民的海外投资意愿。

开放居民海外投资是否会引起来本外逃？这一问题可通过对居民投资数额、资金提取等进行一定限制加以控制。相对于目前存在的资本外流途径，适度开放居民海外投资不会显著加剧资本外逃。



(a)中国对外直接投资流量（亿美元）



(b)中国对外直接投资存量（亿美元）

图 4：中国对外直接投资 1991-2006

数据来源：1991-2002 年数据来自联合国贸发会议 FDI 数据库，2003-2006 年数据来自商务部网站

考虑香港金融市场较为完善，且地理上、经济上与内地联系密切，可考虑开放对香港股票市场投资作为试点，如果效果良好再进一步开放对新加坡、美国和英国市场的投资。当然，为避免对国内房地产和股票市场造成太大的冲击，开放过程必须是逐步的、稳健的。

总之，在目前的环境下，通过经常项目调整或对增加外直接投资减缓外汇储备的快速增加存在较大困难，开放居民海外金融投资是较为可取的方法。如果每年居民海外金融投资吸收数百亿美元的外汇，可以显著减轻外汇储备增加的压力。

## 五、 外汇储备管理

如前所述，由于经常账户和资本账户双顺差，中国的外汇储备不断增加。由于中国经济结构的特点，在一段时期内外汇储备的增长仍将持续。如何有效管理巨额外汇储备是当前面临的一个重要问题。

对目前中国持有的巨额外汇储备，有几种常见的误解需要澄清。

第一，外汇储备并不是中央银行或政府的净资产，不可用于公共福利支出。在中央银行的资产负债表上，伴随外汇储备——央行的资产——增加，央行的负债——外汇占款或央行票据——也会随之增加。外汇储备增加并不意味着央行或政府的净资产增加，外汇储备可用于投资实现保值增值，但不能用于公共福利支出。

第二，美元兑欧元、日元的贬值并不必然意味着中国财富的损失。中国外汇储备的绝大部分是以美国国债的形式持有，当美元兑其它主要货币如欧元、日元贬值时，外汇储备价值有所下降。但从另一方面来看，中国的外债主要是以美元计价，美元贬值也意味着债务负担有所减轻。更主要的是，美元仍然是人民币汇率的主要名义锚，美元对其他货币贬值通常会

间接引起人民币对这些货币贬值，从央行的角度来看，央行的负债即外汇占款或央行票据的价值也会下降，可以对冲央行资产的损失。中国的出口主力——外资企业是产生贸易顺差和资本账户盈余的主要来源，如果外资企业要汇出利润，最终需要把人民币兑换为美元，它们将成为美元兑其他货币贬值损失的主要承担者。从另一个角度来看，如果人民币对世界主要货币都升值，无论以何种形式持有外国资产，都必定会造成一些财富损失。

第三，强制结汇政策不是外汇储备增加的主要原因。中国实行强制结汇政策，企业收到的外汇要强制出售给银行，不能保留外汇账户。有人认为这是造成外汇储备增加的主要原因。事实上，由于人民币升值预期和外汇收益率偏低，企业缺乏保留外汇的意愿，结汇热情很高，因此即使实行自愿结汇，企业也不会持有太多外汇，取消强制结汇不会对外汇储备增加产生明显影响。

目前，央行掌握的外汇储备主要用于购买安全性较好，流动性较高的债券，特别美国国债。美国国债收益率较低，且美元处于贬值阶段，这种外汇管理模式引起了一些争议，主张改革外汇储备管理的声音不断。

有一种看法主张采用新加坡淡马锡模式，央行保留部分储备应付国际收支和突发事件，其余部分通过建立外汇投资公司进行管理，寻求更高收益。我们认为，成立外汇投资公司在一定程度上有利于加强外汇储备的保值增值，缓解外汇储备剧增的压力，但由于中国的以下几方面原因，外汇投资公司不能作为解决外汇储备过剩的主要渠道。

第一，中国金融市场不发达，国有公司治理结构不完善，缺乏国际投资经验。从国际经验来看，国有投资公司较为成功的案例是新加坡淡马锡，但是淡马锡的成功有赖于新加坡高度发达的金融市场和完善的国有公司治理结构，且淡马锡是从国内投资起步，逐步扩展海外业务发展起来的，在长期的发展过程中积累了丰富的投资经验。目前，中国金融市场还不成熟，公司治理结构存在诸多问题，更缺乏在国际金融市场上的投资经验。如果急于通过外汇投资公司开展海外投资业务，很可能会成为国际金融投机商的攻击目标，导致重大损失。近年来发生的国储铜、中航油事件就是前车之鉴。

第二，中国仍然是债务国，且未来会面临跨国公司利润汇出压力，金融稳定性和金融风险承受能力低于发达国家，外汇储备管理需要坚持安全第一的原则，这一目标可能会与外汇投资公司的盈利目标产生冲突。

第三，中国外汇储备资产极为庞大，即使只是拨出部分资产由外汇投资公司运营，也会在国际金融市场产生重大冲击，而外汇投资公司的政府背景可能使经济问题变成政治问题。根据一些专家的意见，外汇投资公司初始投资规模为 2000 亿美元，这已经远远超过淡马锡约 1000 亿美元资产的规模，且淡马锡在新加坡国内资产占其总资产的比例很高，而外汇投资公司将主要面向海外。2005 年 2 月 22 日，韩国政府成立政府投资公司运营 200 亿美元外汇储备，消息宣布当日美元汇率指数即贬值 1.3%。外汇投资公司正式成立运作以后，可能引起更强烈的冲击。未来外汇投资公司的运作中，任何重大决策都可能引起政治联想，甚至引发国际政治冲突。

第四，在目前环境下，中国外汇储备还会继续增加，除非央行频繁向外汇投资公司注资，否则很快又会出现央行外汇储备过剩。

综上所述，我们认为，在目前环境下，外汇投资公司对解决外汇储备过剩问题的效果有限，优化外汇储备管理将是一个长期渐进的过程。

目前，外汇储备管理应坚持以下原则。

第一，安全第一原则。外汇储备是维护国家经济稳定的重要资源，关系到国家经济安全，必须坚持安全第一。外汇资产组合中安全性高的高等级的发达国家政府债券特别是美国国债仍需维持较大比重，规避金融市场波动。

第二，货币匹配原则。根据汇率制度和债务结构分配投资组合，避免货币错配，尽量控

制国际市场汇率波动对中国经济的冲击。

第三，增量调整原则。随着人民币汇率弹性增加，外汇储备中美元资产的比重应逐步减少。但调整过程中应避免对原有资产进行大规模调整，以免引起国际金融市场波动。主要应使用新增外汇储备购买其它货币资产，通过增量调整的方式改变投资组合。

第四，鼓励藏汇于民。在条件许可的前提下，减少民营企业和居民购买海外资产的限制，鼓励民间持有有一定规模的外汇，实现藏汇于民。

## 六、 总结

本文分析了中国外汇储备快速增长的原因、对经济的影响和发展趋势，探讨了各种政策可能产生的后果，得到以下结论：一、中国外汇储备增长仍将持续一段时间，2007年可能突破15000亿美元；二、中国外汇储备绝对数量超过经济实际需要，但并不太严重，值得注意的是增长速度过快；三、外汇储备过多对中国经济已经产生了一些负面影响并有可能越来越严重；四、目前很难通过贸易政策或汇率政策减少经常项目盈余；五、应逐步开放居民对外金融投资，减少资本项目顺差；六、外汇储备管理体制需要改革，但外汇储备中美元资产比例仍需维持在一定水平，外汇投资公司对解决储备过剩问题效果有限。

## 参考文献

Cheng, L. and Ma, Z. 2007. "China's Outward FDI: Patterns and Underlying Determinants", Memo, Hong Kong University of Science and Technology.

Obstfeld, M. and Rogoff, K. 2006. "The Unsustainable US Current Account Position Revisited", NBER working paper No. 10869

## 两税合并对企业的影响

撰稿人/聂辉华

**内容提要：**新的《企业所得税法》将于2008年1月1日开始实施。新税法规定内、外资企业的所得税统一为25%。我们分析了“两税合并”对内资企业和外资企业的总体影响，进而使用弹性分析方法，从税收归宿的角度，分析了两税合并对企业实际税负的影响。我们认为，两税合并对内资企业的影响主要体现在两个方面，一是降低了法定税率和实际税负，二是减少了税基。两税合并对吸引外资的影响，受外资企业的来源国家、比较优势、所在行业和产品流向等诸多因素的影响，总体上不会有大的变动。从税收归宿的角度分析，我们认为处于竞争性市场的生产必需品的企业将从税负降低中受益，而生产奢侈品的企业将难以从减税中获益；处于垄断地位的企业总是可以从减税中增加利润。建议政府加强对垄断性企业的价格或收益率管制，同时对自然垄断行业的消费者进行转移支付，以便使消费者从减税中分享社会福利。

2007年3月16日，十届全国人大五次会议审议通过了新的《企业所得税法》。在此之

前，人们对于内资企业和外资企业实行两种所得税率颇有异议。中国人民大学经济学院宏观经济形势分析与预测课题组在 2006 年报告中也建议将两种所得税合并。与过去的有关法律法规相比，新的《企业所得税法》的特点是“四个统一”。这四个统一是：内外统一，即内、外资企业缴纳相同的所得税（俗称“两税合并”），取消了外资企业的“超国民待遇”；税率统一，即内、外资企业法定税率均为 25%；税基统一，两类企业的应纳税所得额相同，在税前扣除方面一致；优惠统一，即从过去的对不同企业优惠改为“产业优惠为主，区域优惠为辅”。新的税法将于 2008 年 1 月 1 日开始实施。人们普遍比较关心的问题是，新税法规定两税合并，将给中国的内资企业、外资企业带来什么总体影响？特别地，两税合并将给企业税收归宿带来什么影响？下面，我们对此进行了简要的分析，并给出了若干政策建议。

## 一、两税合并对内资企业的影响

新税法对内资企业的影响主要体现在两个方面，一是降低了法定税率和实际税负，二是减少了税基。给定其他条件不变，第一种影响对于实际税负低于 25% 的企业都是正面的，而第二种影响则对所有的企业都是正面的。

先从税率上看。在新税法颁布之前，内资企业所得税税率为 33%，而外资企业由于普遍享受“两免三减半”、“五免五减半”等优惠政策，实际税负大约低于内资企业 10%。因此，两税合并总体上提高了内资企业的竞争力。特别是对于那些和外资企业属于竞争性关系的内资企业而言，新税法很明显会增加这类企业的盈利率。但是，新税法对内资企业的惠顾并非普适的。因为有一部分行业，例如机械制造业，原先享受了一定程度的税收优惠，它们的实际税负低于 25%，所以新税法相当于提高了它们的税负。另外，还有一部分行业的实际税负接近 25%，这部分行业也不会从新税法中受益。需要注意的是，新税法将服务业的税率从原先的 33% 降低到 25%，这对那些以人力资本为主的行业，例如银行业、保险业、零售业和咨询业，将得到进一步的发展。根据产业结构升级的一般规律，服务业产值的比重应该随着经济增长而提升。因此，新税法有利于优化我国的产业结构。

以上市公司为例。根据专家的计算，目前国内 A 股市场上市公司实际所得税税负平均约为 29%。不考虑各种税收优惠，新税法将使 A 股企业的净利提高 10% 左右。从行业分布来看，银行、饮料、通信、煤炭、钢铁、石化、商贸、房地产等实际税负高于 25% 的行业将从新税法受益，造纸等税负接近 25% 的行业将受益不大，而电力、有色金属冶炼、交通运输、医药生物、纺织服装、汽车、家电、机械设备、电子元器件等税负低于 25% 的行业将不会从中受益。

再从税基上看。两税合并降低了内资企业的所得税税基。新税法在缩小内资企业的税基方面有三个亮点：第一，取消了计税工资制度，允许企业在税前扣除全部实际工资。此前，内资企业的免税工资额度为 1600 元，而且其他福利都属于纳税范围，但外资企业却可以对实际工资进行税前全额扣除。因此，这一举措大大减少了内资企业的实际成本，提供了内资企业的赢利能力。第二，提高了研发费用的抵扣额度。新税法规定，企业的研发费用可以按照 150% 的额度在税前扣除，这有利于鼓励企业的研发支出，有利于企业的自主技术创新，尤其有利于高科技企业的发展。第三，提高了广告费用、公益捐助等项目的扣除额度。这对广告支出较大的企业是一个利好消息，同时也有利于鼓励企业增强社会责任。

## 二、两税合并对外资的影响

由于外资企业在新税法之前享受了普遍的优惠，平均实际税负大约为 15%，因此人们普遍关注两税合并之后对外资的冲击。许多学者的研究表明，中国吸引外资或 FDI 的重要

因素是税收优惠。从表面上看，由于新税法提高了外资企业的税负，因此会减少外资流入。但是，中国吸引外资的因素很多，包括地理位置、廉价劳力、市场容量、市场结构和开放程度等。因此，两税合并究竟会不会以及在多大程度上影响外资流入，是一个非常复杂的问题。问题的答案取决于外资企业的具体类型，包括外资企业的来源国家、比较优势、所在行业和产品流向等诸多因素。下面，我们从上述四个方面对两税合并的影响逐一分析。

从投资来源上看。来自实行免税制的国家或实行税收抵免制的国家的企业，会对东道国的税率比较敏感。例如，维尔京群岛对当地企业实行免税制，因此如果中国提高对外资企业的所得税税率，那么就相当于提高了来自维尔京群岛的企业的实际投资成本。如果一国实行税收抵免制，并且与中国签订了税收饶让（tax spring credit）协议，那么中国的税率变动同样会影响该国企业的投资积极性。但是，假如一国没有与中国签订税收饶让协议，那么中国的税率变动将不会对该国的企业产生影响。到目前为止，与中国签订了税收饶让协议的中国有 15 个，包括日本、德国、韩国和新加坡。此外，在中国投资的企业中，其母国或来源地区实行免税制的包括香港、萨摩亚、维尔京群岛和开曼群岛。因此，问题的关键就是，来自这些免税制或与中国有税收饶让协议的国家或地区在中国的 FDI 份额。我们列举了上述 8 个国家或地区 2006 年和 2007 年前三个月在中国的 FDI 比重，见表 1。

表 1：8 个国家或地区在华实际 FDI 金额及比重（金额单位：万美元）

国家/地区	2006 年全年 FDI 金额	占全部 FDI 的 比重	2007 年 1—3 月 FDI 金额	占全部 FDI 的 比重
香港	2023292	32.11%	495803	31.2%
日本	459806	7.3%	111587	7.02%
新加坡	226046	3.59%	75771	4.77%
韩国	389487	6.18%	90905	5.72%
德国	197871	3.14%	19471	1.23%
开曼群岛	209546	3.33%	54881	3.45%
英属维尔 京群岛	1124758	17.85%	358462	22.56%
萨摩亚	153754	2.44%	44167	2.78%
合计	4784560	75.94%	1251047	78.73%

来源：根据中国投资指南网（<http://www.fdi.gov.cn>）有关资料整理

表 1 表明，上述 8 个实行免税制或者与中国有税收饶让协议的国家或者地区在中国的 FDI 占中国全部 FDI 的 75% 以上。这意味着，仅从税收优惠的角度看，新税法对 FDI 的影

响面是很宽的。但是，有几个因素可能缓冲这一负面影响。第一，上述 8 个国家或地区中，大部分国家，如韩国，本来企业所得税就比中国低，这类国家的企业在中国投资时所考虑的主要因素就不会是税收优惠，因此新税法对上述母国企业的影响不会很大。第二，新税法规定，外资企业有 5 年的缓冲期，这有利于外资企业调整自己的投资成本。第三，经济特区、国家高新技术开发区的企业依然享受税收优惠，外企大多位于这些税收优惠区域。因此，总体上看，尽管新税法提高了外企所得税税率，会产生一定程度的负面影响，但是不会太大。

从比较优势上看。进入中国的外资企业具有不同的比较优势。有些外企来中国投资主要是看中中国廉价的要素价格，例如劳动力和土地，具有技术含量低、资金规模小的特点。这类企业的比较优势体现在成本优势上，因此对两税合并比较敏感。相反，另一些外企看中的是中国的广阔市场、高素质劳力以及发展前景等，它们完全可以在中国当地建立技术研发和营运管理中心。这类企业的比较优势是技术和资本，因此对两税合并不会很敏感。像微软、摩托罗拉、诺基亚这样的 500 强企业，不会对企业所得税税率的略微上调而改变在华投资战略。

从所在行业来看。新税法鼓励 FDI 流向高新技术产业、先进制造业、农业、环保业和服务业，力图通过税收优惠杠杆，把利用外资与提升中国产业结构相结合。表 2 显示了 2005 年 FDI 在各个行业的分布情况。

表 2：2005 年分行业外国直接投资情况

行 业	合同项目	合同金额	实际使用金额	比重
	(个)	(万美元)	(万美元)	
<b>总 计</b>	<b>44001</b>	<b>18906454</b>	<b>6032469</b>	
农、林、牧、渔业	1058	383729	71826	0.01
采矿业	252	101632	35495	0.01
制造业	28928	12735725	4245291	0.70
电力、燃气及水的生产和供应业	390	350216	139437	0.02
建筑业	457	256677	49020	0.01
交通运输、仓储和邮政业	734	522404	181230	0.03
信息传输、计算机服务和软件业	1493	451206	101454	0.02
批发和零售业	2602	434404	103854	0.02
住宿和餐饮业	1207	273670	56017	0.01
金融业	40	55144	21969	0.00
房地产业	2120	1940029	541807	0.09



租赁和商务服务业	2981	858005	374507	0.06
科学研究、技术服务和地质勘查业	926	175503	34041	0.01
水利、环境和公共设施管理业	139	92130	13906	0.00
居民服务和其他服务业	329	136616	26001	0.00
教育	51	15974	1775	0.00
卫生、社会保障和社会福利业	22	16459	3926	0.00
文化、体育和娱乐业	272	106931	30543	0.01
公共管理和社会组织			370	0.00

来源：中国统计年鉴（2006）

由于缺乏各个子行业的细分资料，因此从上表中难以准确判断行业税收优惠政策会给外企带来多大程度的影响。但是，表 2 显示外资集中于制造、电力、交通、计算机等行业，这些行业的外企大多数属于高科技企业，能够享受税收优惠。从这个角度讲，新税法实际上仍然给外资企业提供了良好的商机。

从产品流向上看。根据产品的最终销售地点，可以把所有的外企分为两类。第一类是面对中国市场，第二类是出口导向。对第一类企业而言，中国国内广阔的市场是吸引其投资的主要原因。尽管税收略微上调，但是这类外企不可能远离中国进行生产，再通过出口的方式销往中国，这样只会增加生产成本。因此，第一类外企对两税合并并不敏感。第二类企业实际上比较优势就是成本，因此两税合并会在一定程度上影响其投资。表 3 统计了外企的进出口简况。表 3 显示，外企出口总值占了全国出口总值的一半以上，因此两税合并对中国的出口情况影响面比较大。当然，考虑到出口退税、保税区和区域性以及行业性税收优惠，这一影响的程度将比看上去小很多。

表 3：2006 年外商直接投资进出口情况（总值单位：亿美元）

	全国	外商投资企业	
进出口总值	17606.94	10364.51	58.57%
进口总值	7916.14	4726.16	59.70%
出口总值	9690.8	5638.35	58.18%

来源：中国投资指南网（<http://www.fdi.gov.cn>）

### 三、两税合并对企业税收归宿的影响

以上分析初步表明了两税合并对内、外资企业的影响，但是这些“影响”只是表面影响。税收变化对企业的实际影响，或者说企业的实际税收负担属于税收归宿（tax incidence）问题。例如，企业所得税税率从 33% 下降到 25%，对于一个典型的内资企业来说，似乎意味着企业的成本降低了 8%。但是，如果该企业处于完全竞争市场，并且消费者的需求数量对价格无限敏感，那么该企业就完全不能从减税中获益，所有的好处都向前转移给了消费者。如图 1 所示，减税导致企业的价格从  $P_0$  下降到  $P_1$ ，下降幅度刚好等于税收减少的量  $t$ ，但是企业的供给量并没有发生变化，即企业没有从减税中得到好处。企业的税收归宿主要取决于市场结构和供求价格弹性。由于评估市场结构和价格弹性的必须针对不同产品进行大量的实

证研究，并且不同产品的税收归宿也不相同，因此税收归宿问题被认为是公共经济学中最重要和最困难的课题之一。囿于数据缺乏，我们以实际税负高于 25% 的内资企业为例，通过抽象分析给出一些原则性的结论，但这些分析方法普适于任何行业的企业。如果企业实际税率低于 25%，那么情形就与减税的情况刚好相反。本文的附录提供了严格的数学证明。

就市场结构而言，大致可以分为两类：完全竞争市场和不完全竞争市场。我们先考虑完全竞争市场。给定完全竞争市场的结构，减税给企业带来的好处取决于供给和需求的相对价格弹性。如图 2 所示。

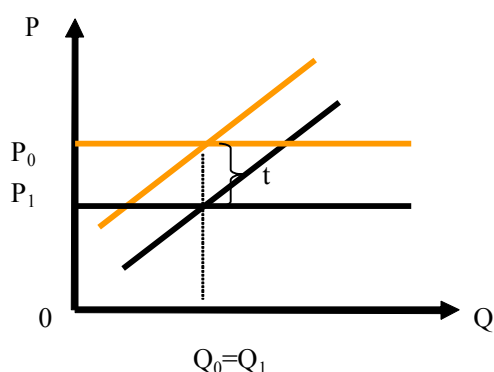


图 1 需求完全弹性时的税收归宿

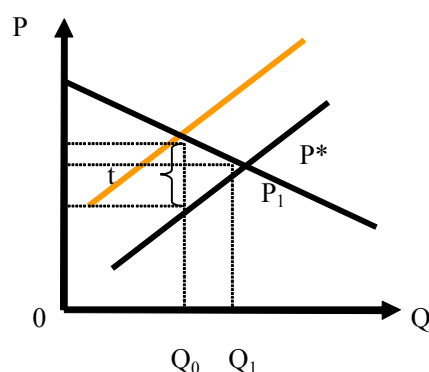


图 2 完全竞争时的税收归宿

从图 2 中可以看出，由于减税，企业的供给增加，导致价格从减税前的  $P_0$  下降到  $P^*$ ，同时企业的供给从减税前的  $Q_0$  增加到  $Q_1$ 。但是，减税带来的价格下降效应 ( $P_0 - P_1$ ) 并没有完全落实到企业或消费者中的任何一方，而是被分解为两部分。一部分是消费享受到了的价格下降效应 ( $P^* - P_0$ )；另一部分是企业享受到了的成本下降效应，间接体现为价格下降效应 ( $P_1 - P^*$ )。两个部分的大小取决于需求的价格弹性和供给的价格弹性的比较。一般地，如果需求价格弹性越大，或者供给弹性越小，那么减税带来的好处就更多地被消费者所分享；反之，如果需求价格弹性越小，或者供给弹性越大，那么减税带来的好处就更多地被企业所分享。在极端情况下，如果需求弹性无穷大，或者供给弹性为 0，那么减税带来的好处就全部为消费者所享用（如图 1）；如果需求弹性为 0，或者供给弹性无穷大，那么减税带来的好处就全部为企业所享用。

遗憾的是，每类产品的需求价格弹性在不同的时期都是不同的、具体到每类产品，档次不同的产品需求价格弹性又是不同的。例如，轿车和卡车的需求价格弹性不同，奔驰牌轿车和夏利牌轿车的需求价格弹性又不相同。由于缺乏每个细分产品的详细供求情况表，我们暂时无法计算减税对每个行业和每种产品的实际影响，从而也就无法确定企业在减税后的实际税负。但是，我们可以根据经济学原理做出一些基本判断。通常，生活必需品属于需求价格弹性比较低的商品，而奢侈品属于需求价格弹性比较高的商品，介于两者之间的商品则具有一般的需求价格弹性。因此，对于那些主要生产生活必需品的企业而言，减税能够给它们带来相对多的好处，而生产奢侈品的企业则较少地从减税中受益。仍以汽车行业为例，生产中低档轿车的企业将从减税中相对受益更多，而生产高档轿车的企业将难以从减税中受益。

接着考虑不完全竞争的市场结构。由于寡头市场和垄断竞争市场的情况比较复杂，我们这里只分析完全垄断的市场结构。如果企业的边际成本曲线是垂直的，就相当于供给的价格弹性为 0，那么减税的全部好处都转移给了消费者；如果企业的边际成本曲线是水平的，那么实际税负就取决于需求曲线的形状。我们分两种情况考虑。

第一种情况，需求曲线是线性的，那么价格下降的幅度刚好等于税率的一半。这样，在其他条件不变的情况下，如果企业所得税税率下降了 8%，那么价格将下降 4%。考虑到

由于价格下降导致的额外需求，企业至少节约了 4% 的成本，或者说至少提高了 4% 的利润。

第二种情况，需求函数为不变价格弹性的函数。假定需求的价格弹性恒为  $e$ ，那么价格下降的幅度等于税收的  $1/(1-1/e)$  倍。如果价格弹性为 3，那么价格下降的幅度就是税收的 1.5 倍。这意味着，如果税率下降 8%，那么价格将下降 12%；如果价格弹性为 0.5，那么价格将提高税率的一倍，即提高 8%。

现实中处于完全垄断地位的企业还是很少的，多数企业都是充分竞争的。因此，一般地，我们可以把多数行业看成是近似于完全竞争的市场结构，而把像石油、电信这样的企业看作是完全垄断的市场结构。这样，我们就可以利用前面的结论来对减税给企业带来的影响进行粗略的分析。我们不妨把那些行业平均利润率很低或者亏损面比较大的行业看作是完全竞争行业。以集中了绝大部分外资的制造业为例，根据 2005 年《中国统计年鉴》计算，纺织服装、工艺品、木材加工、文体、皮革、塑料、农副产品、有色金属冶炼以及饮料制造业很可能属于完全竞争行业，因此两税合并这些行业的影响完全取决于供求双方的相对价格弹性。我们必须分行业分别计算其价格弹性，才能更精确地判断两税合并对该行业中企业实际税负的影响。

#### 四、若干政策建议

我们使用税收归宿分析表明，两税合并对于企业实际税负的影响，取决于市场结构和供求双方的价格弹性。对于竞争性行业而言，企业从两税合并中得到的好处取决于供求双方的相对价格弹性；对垄断性行业而言，企业和消费者从两税合并中的受益主要取决于需求的价格弹性。直观地说，在生产必需品等需求弹性比较小的竞争性行业中，企业得到的好处更多；在生产奢侈品等需求弹性比较大的竞争性行业中，消费者得到的好处更多。对于垄断性企业而言，由于垄断性企业可以影响价格，因此总是可以从中获益。问题的关键在于，如果垄断性企业生产的是生活必需品，即需求价格弹性比较小的产品，那么垄断企业在减税后反而会提高价格，反而会给消费者带来损失。我们将上述主要结果总结如下（表 4）：

表 4：两税合并对企业和消费者的影响

福利变化	竞争性行业	垄断性行业
需求价格弹性大	消费者多受益， 企业少受益	消费者多受益， 企业少受益
举例	高档汽车	高级酒店
需求价格弹性小	企业多受益， 消费者少受益	企业受益， 消费者受损
举例	普通食品	电信、电力等

研究表明，从 1994 年分税制改革以来，我国政府收入占 GDP 的比重由当年的 16.4% 直线上升到 2000 年的 25.1%，明显超过了发展中国家 20% 的世界平均水平。从 1995 年到 2000 年，我国税收平均增长率为 16.15%，大大超过同期 GDP 平均增长率 11.6%。在这种背景下，新的企业所得税法的颁布有助于降低我国的宏观税负，减轻企业的实际负担，推动民族企业进行自主创新和参与国际竞争。这是两税合并的宏观效应。但是，两税合并的微观效应同样值得重视。如果不考虑不同行业 and 不同企业的税收归宿，那么有可能积极的宏观会转化为消极的微观效应。两税合并的微观效应主要表现为，减税对不同类型行业的企业和消费者福利变化不同。总体而言，生产者和消费者都将从竞争性行业的减税中获益，从需求价格弹性大

的垄断性行业获益不均。但是，对于需求价格弹性小的垄断性行业，特别是自然垄断行业，例如电力、电信、水利、自来水、交通运输等行业，消费者可能从中受损。因为从减税中获益的垄断企业降低了生产成本，为了获得更多利润，可能会提高价格，这将增加消费者的负担。因此，政府如果一方面要通过减税提高企业的竞争力，另一方面又要确保消费者分享减税的好处，就应该加强对自然垄断性企业的价格或收益率管制。例如，严格限制自然垄断性企业在两税合并后通过各种方式变相提价，特别是以高端产品取代低端产品。或者降低受管制企业的收益率，因为企业从减税中降低了成本。此外，政府也可以对自然垄断行业的消费者进行直接补贴，例如降低公交票价。

## 附录：

### 1、完全竞争市场中的税收归宿分析

假定消费者和生产者分别具有不变的价格弹性  $e$  和  $\varepsilon$ ，则需求函数为  $Q = \alpha p^{-e}$ ，供给函数为  $Q = \beta p^\varepsilon$ 。令供求相等，得到  $\alpha p^{-e} = \beta p^\varepsilon \Rightarrow p = \left(\frac{\alpha}{\beta}\right)^{\frac{1}{e+\varepsilon}}$ 。现在单位税率降低  $t$ ，因此供给函数变为  $Q = \beta(p-t)^\varepsilon$ 。再次令供求相等，可以解出新的均衡价格  $p'$ 。消费者从减税中得到的好处为  $\Delta p = p - p'$ ，生产者从减税中得到的好处为  $\Delta p = p - p' - t$ 。

### 2、垄断市场中的税收归宿分析

第一种情况，需求曲线是线性的。假定  $p = a - bQ$ ，则边际收益  $MR = a - 2bQ$ ，它应该等于边际成本减去税收 ( $MC - t$ )。经过变换后得  $p = \frac{a + MC - t}{2}$ 。因此，价格下降的幅度刚好等于税收的一半。

第二种情况，需求函数为不变价格弹性的函数。假定需求的价格弹性恒为  $e$ ，那么根据最优垄断定价法则，我们有  $p = \frac{MC - t}{1 - 1/e}$ 。因此，价格下降的幅度等于税收的  $1/(1 - 1/e)$  倍。

## 启动居民消费的收入再分配政策研究<sup>27</sup>

杨天宇

(中国人民大学经济学院国民经济管理系)

内容摘要：通过对我国居民各阶层的储蓄动机研究及实证分析可知，随着居民收入水平的提高，居民的边际消费倾向是先上升，后下降，而不是像“边际消费倾向递减规律”所预言的那样单调下降。边际消费倾向最高的阶层并不是低收入阶层，而是中等收入阶层。此时若进行收入再分配的话，向中等收入阶层进行转移支付反而比向低收入阶层进行转移支付的效果更好。所以，需要根据各阶层居民消费行为的实际情况，制定新的收入再分配政策以启动居民消费。

关键词：收入再分配 消费 阶层

### 一、我国居民消费需求难以启动的原因分析

---

<sup>27</sup> 作者感谢北京师范大学李实教授提供的有关数据。

扩大内需的政策取向尽管已有多多年，但我国居民消费不振的情况并无多大改观。尤其是自 2003 年以来，经济增长率的提高也没能刺激居民消费。这就需要我们关注消费不振长期持续的原因。概括起来，我们认为以下因素阻碍了经济高涨时期消费需求的启动：

1、抑制消费的周期性因素有所缓解，但长期性因素仍然存在。所谓周期性因素，指的是在经济周期波动过程中，由于经济增长率和居民收入的周期性下降而导致的消费不振，如 1998 年左右的消费不振，就与当时的周期性因素有关。然而自 2003 年以来我国经济已经处于经济周期的上升阶段，城乡居民收入也有较快增长，因此阻碍消费的周期性因素已经缓解。但是，自 1997 年以来的消费不振，同时也是某些长期性因素起作用的结果，而这些因素目前仍然存在。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，周期性因素已经缓解，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。首先从城镇内部收入差距来看，分别占城镇总人口 20%、60%、20%的低收入户、中等收入户、高收入户，1985 年在居民总收入中所占比重分别为 15%、59%和 26%，而他们的消费率分别为 96%、91%和 88%。20 多年后的今天，随着收入差距的扩大，各项指标此消彼长，2005 年城镇低、中、高三大阶层收入所占比重分别为 9%、54%和 37%，而他们的消费率则分别是 93%、75%和 65%。可见，社会财富正在向消费率低的高收入阶层集中，因此城镇居民的总体消费率偏低就成了很自然的事情。其次从城乡收入差距来看，我国城乡收入差距近年来一直在不断扩大，城乡居民人均收入差距已达 5:1，大大高于 1978 年 2.57:1 的水平。有人根据国家统计局公布的数据，计算出农民的消费倾向低于城镇居民（刘建国，1999）。而笔者的一项研究表明，由于城乡收入统计口径的不同，城镇居民收入被大大低估。如果考虑到城镇居民享受的住房、医疗补贴等非货币收入因素后再重新估算，则与城镇居民相比，农民的消费倾向是偏高的。1985—2005 年，农民的消费倾向平均比城镇居民高 23 个百分点。如果城乡收入差距扩大，则与城市内部居民收入差距扩大一样，都意味着社会财富正在向消费率低的群体集中，从而导致全国居民的总消费率偏低。

研究收入分配对消费需求的制约，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。所以要启动消费，必须具体研究各个阶层的消费行为。

下面，本文将通过对各个阶层消费行为的分析，研究收入分配政策对扩大居民消费的作用。

## 二、我国各社会阶层的消费行为分析

既然收入分配对消费需求的制约明显加大，那么很显然，收入再分配将有利于扩张消费。但收入再分配是一个很宽泛的概念，不同的收入再分配模式对居民消费需求的作用是很不相同的。这就需要我们清楚，究竟对那些群体进行转移支付，更加有利于扩张居民消费。对于这个问题，首先受到关注的是城镇低收入群体，因为这个群体的消费率是最高的。国家发改委主任马凯就指出要“合理调整并严格执行最低工资制度，着力提高低收入者收入水平和消费能力”<sup>28</sup>。此外农民群体由于人数众多也受到关注。国务院研究室综合司的一份报告就指出“应把增加城乡居民收入特别是增加农民收入、扩大城乡居民消费特别是扩大农民消费，作为扩大国内最终需求的重点”<sup>29</sup>。而笔者在一篇文章中提出，城镇中等收入阶层也需要转移支付<sup>30</sup>。那么，在转移支付的上述三个备选对象中，哪个群体的地位最重要呢？这就要求我们具体分析各个群体的消费行为。

关于收入分配对各阶层居民消费行为的影响，西方经济学中有一个著名的定理“边际消费倾向递减规律”，该理论最早见于凯恩斯的名著《就业、利息和货币通论》。根据该理论，消费函数是形如  $C = a + bY$  的线性函数，其中  $C$  为现期消费，常数项  $a$  ( $a > 0$ ) 为与收入无关的自发性消费， $b$  ( $0 < b < 1$ ) 为边际消费倾向 (MPC)， $Y$  为现期可支配收入。“边际消费倾向递减规律”意味着  $b$  是递减的， $Y$  越高则  $b$  越小。而如果在  $C = a + bY$  两端同时除以  $Y$ ，则可以得出平均消费倾向 (即消费率) 的变化规律： $APC = \frac{C}{Y} = \frac{a}{Y} + b$ 。由于  $a$  是常数， $b$  又是递减的，因此  $APC$  也随着  $Y$  的增加而减小。表明一个人的收入越高，消费率越低。这也意味着如果采取“劫富济贫”式的收入再分配政策，即向消费率高的城镇低收入阶层和农民阶层进行转移支付，能够起到扩张居民消费的作用。容易看出，这实际上就是国家发改委和国务院研究室作出上述判断的理论基础。

不过，事情似乎没那么简单，因为“边际消费倾向递减规律”虽符合我们的直觉，但却存在自相矛盾之处。第一，假定 MPC 和 APC 递减，则如果通过再分配将收入从高收入阶层转移给低收入阶层，则高收入阶层的 MPC 和 APC 将上升，低收入阶层的 MPC 和 APC 将下降，二者有可能是互相抵消的。第二，如果考虑到  $MPC > 0$  这个约束条件的话，收入再分配的效果也值得怀疑，因为如果高收入阶层由于收入再分配而减少收入的话，则要保证高收入阶层的  $MPC = \Delta C / \Delta Y > 0$ ，由于  $\Delta Y < 0$ ，因此  $\Delta C$  也必须小于 0，即再分配后高收入阶层必须减少总消费，只有在证明了收入再分配之后高收入阶层减少的消费小于中低收入阶层增加的消费之后，收入再分配才能起到提高全社会  $C/Y$  (即 APC) 的作用。如果二者互相抵消，甚至前者大于后者，则全社会整体的 APC 难以提高，甚至会下降。在上述两种情况下，收入再分配是否能提高整个社会的 APC，其结果是不确定的。如果是这样，那就出现了一个尴尬的局面：即使消费需求不足是收入分配不均造成的，也难以通过收入再分配来刺激消费。

问题很可能出在“边际消费倾向递减规律”上面。边际消费倾向究竟是不是递减呢？这不能仅仅凭直觉来判断，而必须用数据说话。笔者运用 1995、2002 年国家统计局和中国社会科学院提供的微观数据，估算了我国居民收入和边际消费倾向之间的关系，结果发现并不

<sup>28</sup> 转引自《上海证券报》2006年12月18日

<sup>29</sup> 陈文玲：《当前消费需求存在的深层次矛盾和问题》，《中国经济时报》2006年12月12日

<sup>30</sup> 杨天宇：《我国财政收入分配职能的重新定位》，《新华文摘》2000年第10期。

存在所谓的“边际消费倾向递减”，相反居民收入和边际消费倾向是“倒U”关系。

我们在研究中使用了两个数据集，一个是社科院经济研究所中国居民收入分配课题组1995年的调查数据，包含农村和城镇样本，均含东、中、西部省份<sup>31</sup>，覆盖面较为广泛，详细情况可了解相关文献<sup>32</sup>；另一个是国家统计局城调队2002年的调查数据，为城镇样本<sup>33</sup>。此外，将1995农村和城镇样本合并，我们可以得到一个全国样本。

因此，我们将两个数据集分为四个样本，样本一为社科院1995年农村数据，调查户数7998户，涉及34739人，剔除不合格数据，本文使用7964户数据；样本二为社科院1995年城镇数据，调查户数6931户，涉及21694人，剔除不合格数据，本文使用6919户数据；样本三为国家统计局2002年城镇数据，调查户数10714户，涉及32779人，剔除不合格数据，本文使用10597户数据；样本四为由社科院1995年城镇数据与农村数据合并而成。

我们的计量模型主要分析：(1)以样本四的数据，从全国范围内分析我国居民边际消费倾向与收入水平的关系，(2)分析城镇和农村不同收入阶层的居民边际消费倾向变化的情况。

我们主要建立两个模型，模型一基于凯恩斯消费函数设定，但b不为常数，而是一个随收入水平不同而变化的变量，该模型用微观数据对消费与收入的关系做相关性计量分析；模型二则考虑到更多其他影响消费决策的因素。

$$\text{模型一: } C_{it} = a + bY_{it} + u_{it}$$

$$\text{模型二: } C_{it} = a + bY_{it} + cX_{it} + u_{it}$$

其中  $C_{it}$  表示 t 期第 i 个家庭人均消费， $Y_{it}$  表示 t 期第 i 个家庭人均可支配收入，a 为不随收入而变化的消费需求， $u_{it}$  为残差项， $X_{it}$  为向量，包括其他一些可能影响消费支出的因素，如教育、医疗、金融资产、住房等，这些因素对不同样本的影响程度是不同的。

我们分别在两类模型中考虑了收入分层与边际消费倾向的关系。模型一基于凯恩斯消费函数，不控制教育、医疗、金融资产、住房等因素对消费水平的影响，直接分析不同收入阶层下的边际消费倾向。模型二控制住教育、医疗、金融资产、住房等因素对消费水平的影响，再考虑不同收入阶层下的边际消费倾向。基于模型一和模型二，在不同收入阶层下，用家庭人均消费支出对家庭人均收入等解释变量进行回归，得出不同收入阶层的边际消费倾向的估计值，计量结果如表1、表2所示：

表1：1995年全国样本不同收入阶层下边际消费倾向的回归结果

	总体系数	收入阶层1	收入阶层2	收入阶层3	收入阶层4	收入阶层5	收入阶层6	收入阶层7
边 际	0.49***	0.22*	0.56***	0.83***	0.76***	0.72***	0.09***	0.06**

<sup>31</sup>农村样本覆盖北京、河北、山西、辽宁、吉林、江苏、浙江、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、四川、贵州、云南、陕西、甘肃等19个省市，城镇样本覆盖北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、四川、广东、云南、甘肃等11个省市。

<sup>32</sup> 如赵人伟、李实等主编：《中国居民收入分配再研究》（1999年），中国财政经济出版社。

<sup>33</sup> 具体情况参见国家统计局网站 <http://www.stats.gov.cn>



消费倾向	(19.83)	(1.73)	(3.97)	(11.37)	(13.76)	(8.51)	(3.18)	(2.25)
------	---------	--------	--------	---------	---------	--------	--------	--------

注：\*\*\*表示 1% 的显著性水平，\*\*表示 5% 的显著性水平，\*表示 10% 的显著性水平

表 2：不同收入阶层下边际消费倾向的回归结果

样本	模型一			模型二		
	1995 农村	1995 城镇	2002 城镇	1995 农村	1995 城镇	2002 城镇
总体系数	0.64*** (16.06)	0.47*** (12.56)	0.90*** (27.56)	0.51*** (11.62)	0.41*** (11.80)	0.52*** (29.31)
收入阶层 1	0.29 (1.22)	0.37*** (2.08)	0.85*** (8.39)	0.24 (1.19)	0.29* (1.69)	0.64*** (12.53)
收入阶层 2	0.73** (2.55)	0.98*** (5.59)	0.93*** (10.64)	0.67** (2.48)	0.89*** (5.34)	0.64*** (10.23)
收入阶层 3	0.98*** (6.15)	0.72*** (6.76)	1.01*** (10.77)	0.81*** (5.44)	0.68*** (6.53)	0.61*** (12.95)
收入阶层 4	0.92*** (4.78)	0.65*** (5.68)	1.27*** (8.00)	0.46*** (3.33)	0.60*** (5.38)	0.66*** (11.99)
收入阶层 5	0.95*** (5.19)	0.78*** (5.46)	0.49** (2.32)	0.73*** (4.34)	0.65*** (4.79)	0.46*** (5.24)
收入阶层 6	0.33 (5.00)	0.18*** (3.76)	0.78*** (6.72)	0.26*** (4.14)	0.14*** (3.16)	0.36*** (6.97)
收入阶层 7	0.17** (2.19)	0.12** (2.49)	0.75*** (4.87)	0.14* (1.96)	0.07 (1.44)	0.35*** (4.86)

注：\*\*\*表示 1% 的显著性水平，\*\*表示 5% 的显著性水平，\*表示 10% 的显著性水平

为了使计量结果更为直观，我们根据表 1、表 2 中的数据作边际消费倾向（MPC）随不同收入水平变化的折线图，如图 1、图 2、图 3 所示：

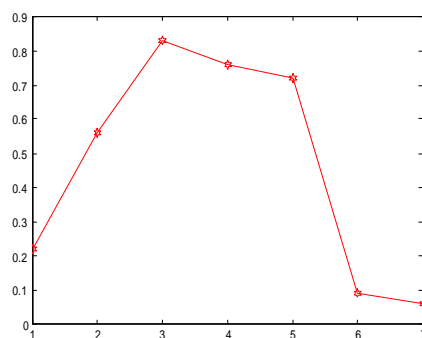


图 1：1995 年全国居民边际消费倾向—收入水平关系图

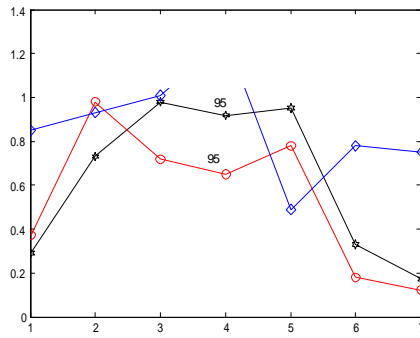


图 2：基于模型一的居民边际消费倾向——收入水平关系对比图

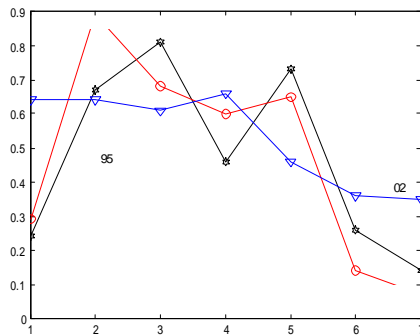


图 3：基于模型二的居民边际消费倾向——收入水平关系对比图

图 1 至图 3 很直观地显示出我国居民的边际消费倾向（MPC）随收入水平的不同基本呈倒“U”型分布（图 1 更为明显）。根据上图可知，随着居民收入水平的增加，居民的边际消费倾向是先上升，后下降，而不是像“边际消费倾向递减规律”所预言的那样单调下降。在这种情况下，边际消费倾向最高的阶层并不是低收入阶层，而是中等收入阶层。此时若进行收入再分配的话，向中等收入阶层进行转移支付反而比向低收入阶层进行转移支付的效果更好。

但仍然有一个问题需要解释，如果居民收入和边际消费倾向是“倒 U”关系，那么居民的边际消费率和平均消费率的变动方向就是不一致的，这和边际消费倾向递减规律有明显的区别。“倒 U”关系意味着低收入阶层的平均消费率高，而边际消费率却比较低。这是什么原因呢？这可以从预防性储蓄和遗赠储蓄的角度来解释。

对于我国的低收入阶层的消费者来说，他们一般都不享有良好的社会保障，因此他们需要为应付未来的不确定性而储蓄，即存在预防性储蓄倾向。但由于他们收入有限，事实上只能维持基本的生存，没有能力进行储蓄，储蓄对他们来说是奢侈品。所以，尽管有储蓄的欲望，但为了生存他们不得不把收入中的大部分用于消费，平均消费率因此高于其他阶层。但是，如果低收入阶层因为转移支付而提高了收入，那么很有可能引起的是其预防性储蓄欲望的释放，即他们的收入增量更有可能变为储蓄。对于那些转移支付前收入特别低，因此甚至压缩了自己基本生存需要的低收入者来说，情况可能更复杂一些。如果他们的收入因转移支付而提高，则开始可能导致其基本生存消费欲望的释放，例如将馒头加咸菜的饮食变为馒头加热菜，然后随着其收入的进一步提高，再导致其预防性储蓄欲望的释放，即更多的收入增量将变为储蓄。上述两种情况都意味着，低收入者虽然平均消费率高，但边际消费率低。

与此相比较，我国中等收入阶层一般享有比较好的社会保障，或者其收入水平足够使其

买得其商业性保险，足以应付未来的不确定性，因此预防性储蓄倾向弱；而与此同时，中等收入阶层的财富还没有多到超越其消费的生理极限的程度，即像高收入阶层那样有钱没处花，使其财富的大部分不得不变为遗赠的程度。也就是说，中等收入阶层的预防性储蓄倾向和遗赠储蓄倾向都不强，这就决定了该阶层的消费没有后顾之忧，收入增量更有可能转化为消费。所以中等收入者尽管平均消费率低于低收入阶层，但边际消费率却高于包括低收入阶层在内的其他阶层。

举个通俗的例子。一个农民工和一个都市白领可能都是“月光族”，即每月都把当月的收入花光，但他们“月光”的原因是不一样的。农民工之所以“月光”，是由于他们收入太低，不得不把大部分收入用于基本生活消费，想存钱也没有机会；而都市白领之所以“月光”，是由于他们享有良好的社会保障或商业性保险，没有后顾之忧，可以随心所欲地花钱。假定农民工和都市白领的收入都提高一倍，则都市白领低预防性储蓄倾向和低遗赠储蓄倾向不会改变，所以他们更有可能还是“月光”，收入增加多少就花光多少。而农民工的收入倍增，使其储蓄欲望得以释放，而且仅增加一倍既不足以使农民工买得起商业保险，也不足以使农民工获得城市机关事业单位的公民身份，所以他们仍然要面对未来的不确定性，预防性储蓄倾向不会减弱，这样他们的收入增量将大多数变为储蓄，不但边际消费率低，而且平均消费率也将因此而下降。所以，对低收入阶层进行的转移支付，虽然可在他们的总消费量上表现为增加，但他们的消费率很可能将因此而下降。

而对于高收入阶层来说，居民收入和边际消费倾向的“倒U”关系与凯恩斯绝对收入假说的预言相比没什么变化。高收入阶层由于其消费的生理极限的限制，虽然预防性储蓄动机很弱但遗赠储蓄倾向很强，因此其边际消费率和平均消费率都是稳定的低。

从上述论证可以看出，简单的“劫富济贫”式收入再分配，虽然能够促进社会公平，但扩张消费的效果可能并不理想。目前我国政府有关部门，都把扩张消费的希望寄托在“劫富济贫”式再分配上面，指望通过对城镇低收入阶层和农民阶层的转移支付，来促进全社会消费率的提高。正如我们已经指出的，这样做确实有可能提高低收入群体的总消费量，但这种政策的效果是不可持续的。因为他们的边际消费率太低，因此随着他们收入的提高，他们的平均消费率会下降的。更加有效的办法可能是不断扩大中等收入阶层，让低收入阶层有更多的机会进入中等收入阶层。从消费理论的角度看，这意味着边际消费率高的人越来越多，此时收入的增加才能带来更多的消费。

根据以上分析，我们可以从各阶层消费行为的角度，解释居民总消费不振的现象：

1、以高收入阶层为对象的消费热点难以持续。目前仅有的少数消费热点，主要是以高收入阶层为对象。中国汽车新网公布的一项调查表明，汽车的消费对象主要是年收入在5万元以上的家庭，而这样收入水平的家庭只占城市家庭总数量的6.1%；另据北京市统计局城调队的调查，仅有15.7%的北京市民认为他们可以承受目前的商品房价格。像汽车、高档住宅这样以高收入者为对象的消费热点难以持续，原因是依据经济学中的“边际效用递减规律”，高收入阶层的消费将遇到生理极限的制约，富人的消费数量增加到一定程度后就只能中止。这说明，虽然高收入阶层有充足的购买力去消费名车豪宅之类的奢侈品，但由于其消费欲望会很快饱和，因此他们的消费率将会不断降低，这意味着他们的消费需求增长缺乏后劲。

2、低收入阶层的悲观预期。低收入阶层的平均消费率高，但边际消费率低。从理论上说，这是由于低收入阶层预防性储蓄动机很强，而他们对未来收入的悲观预期是这种强预防性储蓄动机的重要原因。应该承认，城乡低收入阶层的收入增加，并不是分享经济增长的结果，因此难以持续。对农民来说，经济结构升级已经降低了非熟练劳动力的竞争力，这使他们进城打工的收入低而且很不稳定，农产品涨价则带有一定的周期性和偶然性；对城镇低收入者来说，由于他们中的大多数人缺乏必要的知识和技能，因此同样在劳动市场上缺乏竞争

力，而低保和最低工资的少量增长，尚难以应付他们所要面对的养老、医疗、住房、教育等改革成本。上述这些因素导致了城乡低收入者面对未来风险的悲观预期，这会促使他们更多地进行预防性储蓄以抵御未来风险。预防性储蓄阻碍了低收入阶层的收入增量转化为消费，从而使他们的消费行为出现了平均消费率高而边际消费率低的现象。

3、中等收入阶层的特殊性。城市中等收入阶层的预防性储蓄和遗赠储蓄动机都不太强，因此边际消费率高于其他阶层。但统计数据表明，我国中等收入阶层的消费率近年来出现较大幅度下降，由1985年的91%降至去年的75%左右。显然，如果中等收入阶层边际消费率很高，则平均消费率不应该大幅下降，究其原因，我国中等收入阶层有一定的特殊性，主要体现在两个方面：第一，与发达国家相比，我国中等收入阶层收入较低。根据国家统计局的调查，2005年占城镇人口约一半的中等收入阶层，户均全部财产为15-30万元，这个数目只相当于大中型城市一套经济适用房的价值，也就是说，购买一套经济适用房将耗尽大多数中等收入家庭的全部财富，这种状况更加类似于发达国家的低收入阶层。如果再考虑到中等收入者还需要负担的各种改革成本，显然他们的财产难以支持高消费率。第二，最近的养老、医疗等制度改革，使我国中等收入阶层在社会保障体系中的个人负担率不断提高，特别是难以分享政府的转移支付。其实如果按照边际消费率低这个标准来定义中等收入阶层的话，我国社会福利制度改革前的许多中等收入者，尽管改革以来收入有所提高，但现在已经不是中等收入者了。因为他们所享受的社会保障和福利已经越来越多地由他们自己承担，结果大大增强了他们的预防性储蓄动机，边际消费率因此降低了。换句话说，自90年代社会福利制度改革以来，我国真正意义上的中等收入阶层不是增加了，而是减少了。

而在发达国家，不仅低收入阶层，中等收入阶层也在享受政府提供的转移支付，并因此而享有良好的社会福利。如在1987年，瑞典中等收入阶层享受的政府社会福利开支比他们上缴的社会保障税高22个百分点，中间的差额正是来自政府的转移支付（李德章、宋富，1995）。发达国家中等收入者的高消费率，正是建立在良好的社会福利基础上的。而我国中等收入阶层不仅收入低，而且要支付各种改革成本，政府又不进行转移支付，自然要抑制他们的消费。

### 三、启动消费需求的收入分配政策

1、调整和完善收入再分配政策。我们已经指出，在所有抑制消费的因素中，只有收入分配因素在持续恶化。因此，调整和完善现有的收入再分配政策，对于启动消费具有重要意义。我们认为，解决收入分配问题的要害在于采取正确的再分配政策。借鉴发达国家的经验，我们要对高收入阶层那些缺乏生产性的、具有遗赠倾向的财产加税，并通过转移支付补给中低收入阶层，为此需要开征财产税、遗产税、赠予税等新税种，并提高个人所得税起征点，加大所得税征管力度；其次要对高收入阶层的某些实业投资活动减税，特别是鼓励高收入阶层将资产更多地投向新兴产业，由于这些产业的就业岗位收入较高，所以可以为低收入者进入中等收入阶层创造更多的机会。而对中低收入阶层来说，要通过转移支付为他们提供更完善的社会福利，同时也要通过消除各行业的行政垄断，为他们创造足够的个人创业机会。

2、建立多元化、覆盖面更广的社会保障制度。这里所说的“覆盖面更广”的社会保障制度，不仅指社会保障要覆盖到农村，而且指社会保障要覆盖到城镇中等收入阶层，即中等收入阶层也要享受政府的转移支付。这两个群体是否享有足够的社会福利，对于启动消费极为重要。农民是我国人口最多的群体，而城镇中等收入阶层则是我国占有财富最多的群体。消除这两大阶层的后顾之忧，必将使他们的消费大幅度增加。而要作到覆盖面更广，单靠政府提供社会福利恐怕有些力不从心，因此需要大力发展民间性质的社会保障，建立多元化的保障制度。如城市工会系统组织的互助保险、农村的合作医疗，以及非营利性性质

的慈善机构和基金会等。借鉴国外经验，目前特别是要重视民间非营利机构的作用，国家应指定公民向非营利机构捐款的税收优惠政策，为这类机构的发展创造条件。

3、加大对低收入阶层的教育投入。低收入阶层之所以具有悲观预期，正是由于他们缺乏经济结构升级所必需的技能，因此只能从事各种低收入的非熟练劳动，这导致他们难以分享经济增长带来的成果。特别是随着经济发展，高收入者投资办厂所创造的就业机会，也越来越多地需要一定的知识和专业技能。若低收入阶层对此不能适应，则他们难以提高收入和消费。所以，必须加大对低收入阶层的教育投入。这包括两方面，第一，加大对低收入阶层，特别是农村低收入阶层子弟接受高中以上教育的扶持力度，使他们拥有平等的获得知识和专业教育的机会，这是长期性的措施；第二，可以将对城镇下岗职工的培训逐步扩大到进城农民工群体，这不仅可使他们具备专业技能，而且可增强他们在劳务市场上的谈判能力，避免工资被拖欠，这是短期性的措施。

4、调整对低收入阶层转移支付的具体方式。低收入阶层具有悲观预期，因此平均消费率高而边际消费率低。如果对低收入阶层的转移支付主要采用货币补贴的形式，则该补贴更容易转化为储蓄，不利于扩张消费。所以，适应低收入阶层的特点，对其转移支付应更多地采取实物补贴的形式，如减免低收入阶层子女的教育费用、提供经济适用住房和廉租房、发放食品券等。这说明，如果政府能够通过增加财政支出，以提供公共物品的方式增加对低收入阶层的补贴，则可以起到增加低收入阶层消费的作用。

5、进一步调整消费品生产结构。目前的消费热点主要以高收入阶层为对象，这种情况需要通过调整消费品生产结构来解决。尽管目前中低收入阶层消费能力有限，但在某些商品上（如经济适用房）仍有一定的购买力和市场需求。国家应采取倾斜政策，鼓励满足中低收入阶层需要的消费品生产，限制满足高收入阶层需要的奢侈品生产。

#### 参考文献：

- [1]李德章等，西方财政学[M]，北京：中国经济出版社，1995
- [2]刘建国，我国农户消费倾向偏低的原因分析[J]，经济研究，1999（3）
- [3]孟捷，马克思主义经济学的创造性转化[M]，北京：经济科学出版社，2001
- [4]杨天宇，论我国财政收入分配职能的重新定位[J]，新华文摘，2000（10）
- [5]朱国林等，中国的消费不振与收入分配：理论和数据[J]，经济研究，2002（5）