目　录

分报告 1: 政府投资扩大的总量与结构效应

——基于投入产出数据的测算 ……2

分报告 2: 金融危机中的货币政策: 经验比较及其政策含义 ……20

分报告 3: 基于小波降噪方法和季度数据的中国产出缺口估计 ……36

分报告 4: 外需在我国经济中的地位及可替代性

——基于宏观经济结构性平衡关系的分析 ……56

分报告 5: 美国的需求结构与中国对美出口表现分析 ……76

分报告 6: 金融危机历史、应对经验和对我国启示 ……96

分报告 7: 政府投资是社会投资的驱动力量吗？ ……118

分报告 8: 我国居民财产水平过低和分配不合理导致总消费不足 ……132

分报告 9: 中国宏观经济分析的经验与理论基础 ……149

分报告 1：

政府投资扩大的总量与结构效应

——基于投入产出数据的测算

内容摘要：以美国为首的金融危机给我国经济造成了重大影响，直接表现为出口的急剧下降，进而使中国经济的增长放缓，失业增加。为此，我国政府迅速转变宏观经济政策，迅速出台了到 2010 年底 4 万亿的投资促进方案。那么现在大家普遍关心的是投资促进政策能否拉动中国经济走出困境?

随着一季度宏观经济统计数据的公布，既有积极的信号，也存在进一步恶化的信息，甚至有些数据表面看起来还存在不协调的地方。这些现象表明在当前阶段对我国经济运行给以系统理解所存在的困难。在这样一种状况下，就很难做出明确的关于中国经济未来走势的判断。

本文中，利用中国投入产出的产业数据，试图从中国经济内在结构状况及其变化的角度对这一问题进行分析，具体测算国家的投资扩张政策能够在总量与结构上带来什么样的效应，通过这些测算为当前政策决策提供参考。

一、分析方法、数据及其处理

1、分析方法

投入产出分析中最终需求与总产出之间的基本关系式为：

$$x = (I - A)^{-1} y = By \tag{1}$$

其中：x 表示总产出列向量；y 表示最终需求列向量；A 表示直接消耗系数矩阵。其中的$(I - A)^{-1}$就是列昂惕夫逆阵，其元素b_{ij}表示生产单位 j 最终产品所完全需要的 i 产品的数量。

我们要分析出口下降和投资增加对产出的影响，实际上是对外生需求变化进行的比较静态分析。分行业的出口下降和分行业的投资品增加，如果统一用Δy来表示，那么上述模型的比较静态结果可以表示为：

$$\Delta x = (I - A)^{-1} \Delta y \tag{2}$$

投入产出分析中，一般假定技术相对稳定，因此可以利用往年已知的技术系数 A 来计算需求变化Δy对产业的影响[①]。

投入产出乘数分析中的列昂惕夫逆阵被称为投入产出乘数或矩阵乘数（Goodwin，1949）。最终需求的增加与减少，会带来总产出若干倍的放大或缩小。我们理解测算结果时，需要注意投入产出乘数与凯恩斯乘数两者的区别。

计算凯恩斯乘数的意义在于可以分析投资等最终需求的扩大，可以对 GDP 产生的影响，而投入产出乘数虽然无法得出 GDP 的乘数效应，但是能够很好测定最终需求扩大对各个产业的生产所产生的影响。这反映了两者的看问题的角度的不同，在国家与宏观的层次上关注于 GDP，在微观企业或产业层次上，更关心总产出。

尽管两者存在根本的区别，但是也存在多种方法实现投入产出乘数与凯恩斯乘数的结合。投入产出乘数与凯恩斯乘数的结合，也就是要反映最终需求对 GDP 的拉动，至少有三种方式，一是局部闭模型，例如消费内生化中把居民部门作为一个新的投入产出部门，从而引入收入转化为消费的关系；二是原投入产出框架下的改造，引入某项最终需求如消费的内生化，建立广义的列昂惕夫

[①]假定系数不变常常受到投入产出表数据过于陈旧的质疑。实际上，技术系数表示的是生产中的消耗定额。这一假定意味着一个部门的扩张与衰退更多表现为经济规模的变化，技术并未有多大改变。正是为保证技术的稳定性，投入产出中采用了“纯部门”假定，这也使得编表成为耗时耗力的工作。与国际相比，我们以为我国投入产出数据面临的主要问题不是编表的及时性问题，而是各种类型附属表的缺乏，例如本文中因为没有进口矩阵，为此不得不进行假定的简化处理。

逆阵，如宫泽的引入收入分层的投入产出乘数模型（Miyazawa，1976），三是刘起运教授提出的二阶段投入产出模型（刘起运，2006），彻底摆脱原投入产出框架。本文中根据数据的要求主要采用局部闭模型和第二种方法中的简化形式，即未进行收入分层的消费内生化的广义逆阵模型。

2、数据来源与处理

本文主要方法是利用投入产出方法测算出口对各产业总产出及就业的影响。计算所用的数据包括以下：

1、出口数据利用中经网统计数据库中的海关月度数据，采用月度平均汇率折算为人民币，再按照投入产出产业部门进行汇总，得到投入产出分析所需要的分产业出口数据；

2、整个测算基于 2005 年投入产出表，为修正价格变化的影响，通过搜集各类价格指数[①]进行行向调整，再采用 RAS 方法进行平衡，且根据分析需要进行相应的部门合并。

3、由于各部门中间投入数据中包含了进口产品，因此直接利用直接消耗系数计算最终需求的影响时，将放大这种影响，例如在计算新增投资的影响时，实际上包含了对国外生产的拉动，在计算出口下降的影响时，则包含了对国外产品需求的下降。

由于缺少进口矩阵，我们只能采取一种通常采用的简化方法，即对同一种产品在各部门的使用都按照统一的进口产品占国内总使用的比重来对进口加以剔除。修正的 A 系数及列昂惕夫逆阵为：

$$A^D = \hat{\alpha}A \tag{3}$$

$$B^D = (I - A^D)^{-1} \tag{4}$$

其中 $\hat{\alpha}$ 为对角矩阵，其中的元素为：

$$\alpha_i = 1 - \frac{i\text{部门进口}}{i\text{部门国内总使用}} = 1 - \frac{i\text{部门进口}}{i\text{部门（总产出-出口+进口）}} \tag{5}$$

4、研究需求与产出关系长期变化的数据基础来自于中国人民大学国家社科基金课题组与国家统计局合作编制的“1987-2005 投入产出可比价序列表”的研究成果[②]。

---

① 价格调整主要是：商业、餐饮业、金融业使用商品零售价格指数，房地产业使用居民消费价格指数，居民服务业、公用事业等使用居民消费价格指数中的分类指数，农业使用农产品收购价格指数，建筑业使用投资价格指数，工业部门使用工业品出厂价格指数。

②中国人民大学刘起运教授主持的国家社科基金重大项目《中国经济结构战略性调整与增长方式转变》，其中的一个成果使与国家统计局合作编制了“1987-2005 投入产出可比价序列表”，该数据及应用研究的成果正在编辑出版过程中。

5、2005 年投资矩阵的编制。基于国家统计局编制的中国 1997 年投资矩阵和 2002 年投资矩阵，利用统计年鉴的的分部门投资构成，并采用 RAS 法，编制出对应 2005 年投入产出表的投资矩阵。投资矩阵主要用于 4 万亿投资效果的分析中。

二、出口下降对行业产出的影响

2008 年下半年，伴随着经济危机在全球的蔓延，我国出口出现了明显的下降。一季度，对外贸易进出口总额 4287 亿美元，同比下降 24.9%。其中，出口 2455 亿美元，下降 19.7%。由于我国近年来出口在经济中的重要性迅速提高，2008 年出口占 GDP 的比重接近 33%，贸易依存度(进出口之和与 GDP 之比)接近 60%，出口的下降直接导致了我国经济增长的减速。2008 年第四季度 GDP 增长率仅为 6.8%，明显低于前三季度和去年同期，而今天一季度按可比价格计算，同比增长 6.1%，比上年同期回落 4.5 个百分点。

那么以总量形式表现的出口的下降究竟给我国产业带来了多大程度的困难，对整个生产领域产生了什么样的影响？

我们把海关的商品数据（数据来自中经网数据库）按照投入产出的部门分类标准大致将其归到 26 个行业[①]。可以看出去年 4 季度和今年 1 季度出口下降较大的行业主要是：其他化学制造业[②]、黑色金属矿加工业、纺织业、皮革及其制品业、汽车设备制造业及工艺美术品等。

我们利用投入产出数据计算了 26 个行业 2008 年 10 到 2009 年 3 月月度出口下降对行业产出的影响，结果表明：

从总量上看，去年四季度重点产品出口总量下降了 2414.3 亿元，根据我们的测算受其影响全行业总产出下降约 6406.4 亿元；今年 1 季度重点产品出口总量下降更为严重，约为 3359.4 亿元，会使得全行业总产出下降约 8926.8 亿元。

从对具体行业的影响上看，从产出受影响的绝对数量上的测算表明，受影响最大的产业主要是纺织业、金属加工业、化学工业、交通运输设备制造业、农业和部分服务业。

[①] 中经网海关月度出口数据只是部分产品，因此利用这部分数据归并到 26 个投入产出行业中，计算出来的结果只是这些产品的影响，而不是整体出口变动的影响。

[②] 其他化学制造业指除肥料制造业、农药制造业、医药制造业、橡胶制品业和塑料制品业以外的其他化学产业，具体包括无机化学制品、有机化学制品、染料、芳香料制品、洗涤剂、蛋白类物质及杂项化学制品等。

表 1　受出口影响总产出变化较大的行业（亿元）

四季度		一季度	
黑色金属加工业	-1443.6	纺织业	-1598.2
纺织业	-878.1	黑色金属加工业	-1171.1
其他化学制造业	-483.2	其他化学制造业	-562.3
有色金属加工业	-339.8	农业	-475.3
汽车制造业	-289.0	有色金属加工业	-437.1
电力、热力的生产和供应业	-288.9	电力、热力的生产和供应业	-338.3
运输仓储业	-229.1	汽车制造业	-330.4
其他服务业	-215.2	其他服务业	-312.3
农业	-195.4	运输仓储业	-299.8
批发和零售业	-178.7	批发和零售业	-259.7
上述占全行业比重%	71.6	上述占全行业比重%	65.3
全行业合计	-6345.8	全行业合计	-8858.3

其次，我们用产出受出口影响的下降量同该行业 2007 总产出进行比较[①]，由此从行业产出受影响的相对变化程度上来估算各行业受到的影响程度。计算结果表明，下降幅度最大的仍然集中在金属加工业、纺织业和化学工业，其中去年第四季度黑色金属加工业总产出下降约占 2007 年全年的 4.28%，今年一季度橡胶制品业总产出下降约占 2007 年全年的 6.55%。但是部分行业如采掘业，受影响的绝对量上并不大，但所受影响程度较大。

表 2　受出口影响总产出下降幅度较大的行业%

四季度		一季度	
黑色金属加工业	-4.28	橡胶制品业	-6.55
纺织业	-3.33	纺织业	-6.07
黑色金属矿采选业	-3.29	黑色金属加工业	-3.47
有色金属矿采选业	-2.33	皮革及其制品业	-3.28
办公用品及其他制造业	-2.25	化学纤维制造业	-3.11
非金属矿采选业	-2.23	办公用品及其他制造业	-3.09
其他化学制造业	-1.97	有色金属矿采选业	-2.76
有色金属加工业	-1.88	非金属矿采选业	-2.75
煤炭开采业	-1.68	黑色金属矿采选业	-2.71
化学纤维制造业	-1.66	有色金属加工业	-2.42

[①] 2007 年行业总产出的数据来源于中经网数据库。由于统计数据分类口径及部门种类与投入产出表有所差异，因此此处仅是对部分行业所受影响程度的估算的结果。

以上分析综合表明，这一次国际金融危机引发的我国出口的急剧下降不仅直接影响到重点出口行业的纺织、化纤、化学、金属加工和汽车制造等行业，还间接影响到农业、电力、运输仓储、批发零售，以及其他服务业等，从而在影响深度与广度上对我国整个产业造成了相当程度的影响。

三、投资、出口与消费经济拉动效应的结构性差异

长期以来中国经济主要靠出口拉动，而消费在最终需求中的份额逐步降低。在出口急剧下降的今天，政府投资迅速扩大以拉动经济。投资与出口转换过程中，中国经济经历着结构性的变化。简单地说，出口拉动带来的是某些产业的发展，而投资拉动的则是另一些产业。最终需求变换带来的是不同产业的兴衰更替。

投资、出口与消费在拉动经济的同时，实际上形成了围绕最终实现投资品、出口品与消费品供给的各自的生产体系或者是生产板块。从列昂惕夫体系的线性生产模型出发，各种直接消耗系数和直接要素投入系数反映的是投入产出体系中的产业概念，而通过列昂惕夫逆阵，得到的完全要素投入系数则构成一种“纵向一体化的部门”。围绕最终需求各个部分的生产体系可以看成是这样一种不同于产业的“子体系”[①]。

我们利用投入产出数据计算了投资、出口与消费的诱发系数，也就是投资、出口与消费分别 1 个单位对各部门总产出的拉动能力，从中我们可以看出在各自的体系中那些是受影响最大的部门。结果如下：

表 3　居民消费、投资、出口带动的产业体系

居民消费带动的产业体系		投资带动的产业体系		出口带动的产业体系	
农业	0.3108	建筑业	0.5457	纺织业	0.2023
其他服务业	0.288	黑色金属冶炼及压延加工	0.1859	通信及其他电子设备制造	0.1888
食品加工和食品制造	0.1621	其他服务业	0.1259	其他服务业	0.1415
运输仓储业	0.1082	其他非金属矿物制品业	0.11	批发和零售业	0.14
批发和零售业	0.1053	其他专用设备制造业	0.1071	运输仓储业	0.1251
纺织业	0.0958	运输仓储业	0.103	塑料制品业	0.1209
住宿和餐饮业	0.0872	批发和零售业	0.0967	黑色金属冶炼及压延加工	0.1068
房地产业	0.084	农业	0.096	电子计算机制造业	0.1066

[①]“纵向一体化部门”（vertically integrated sector）理论上源于斯拉法的“子体系”（subsystem），成为新李嘉图（Neo-Ricardo）学派生产理论中的一个重要概念，而区别于管理学中的纵向一体化概念。这一概念的发展主要归功于帕西内蒂（Pasinetti,1973,1988）。

金融保险业	0.0821	其他通用设备制造业	0.0891	农业	0.1008
电力热力生产和供应	0.0781	电力热力生产和供应	0.0819	仪器仪表办公品制造	0.0784
前 10 个部门占比	0.646	前 10 个部门占比	0.6081	前 10 个部门占比	0.5346
总计	2.1699	总计	2.5345	总计	2.4529

上述结果表明消费、投资与出口各自所塑造的产业体系存在结构性的差异。消费带动的产业中农业、食品加工居前，此外包含第三产业中的住宿餐饮、房地产与金融保险，从而与投资与出口拉动的产业形成差异。

投资带动的产业中建筑业居于首位，此外是原材料工业与设备制造业，如黑色金属冶炼与压延加工、其他非金属矿制品，其他专业与通用设备制造，从而形成自己的特色。

出口带动的产业中包含了主要用于直接出口的纺织、塑料制品、通信电子设备制造、计算机制造、仪器仪表办公品制造等，也包含了间接产生的对原材料工业如黑色金属冶炼与压延加工业，以及批发零售、运输仓储等第三产业的需求。

随着我国经济从主要依赖出口拉动，转向扩张性政策带来的投资拉动，我国经济在短期内经历了结构转换的冲击。在这种冲击中，根据上面的计算，受益最大的部门包括：建筑业、其他非金属矿制品业、房地产业、其他专用设备制造业、金属加工机械制造业、农林牧渔业专用机械制造业、锅炉及原动机制造业、汽车制造业等。

受损最大的部门则包括皮革毛皮羽毛及其制品、文教体育用品制造业、纺织业、食品加工和食品制造业、医药制造业、电子计算机制造业、仪器仪表办公及工艺美术品制造、化学纤维制造业、通信及其他电子设备制造、其他化学原料及化学制品制造。

这种结构性的转换使得某些产业经历衰退的同时，另一些产业则面临外在扩张的要求，在整个过程中，结构性的失业也构成对经济增长持续的压力。

四、消费的启动与投资的结构性乘数效应

从出口拉动向投资拉动的转变给产业的发展带来不同的机遇，但是在宏观经济整体而非产业的角度上看，投资能否弥补出口的下降，则取决于不同需求拉动经济系统，或者说不同经济板块之间的联系。上面的分析中首先关注的是产业的产出，而现在则首先要关注的是经济总体的收入或 GDP。为此，需要研

究消费、投资与出口三者间的关系，而这些在上面的分析中本来都是外生而不相干的。

具体说来，如果我们认为中国之前的经济增长主要依靠出口拉动，而出口同时也拉动了投资，那么现在当出口急剧下降之后，我们扩大政府投资支出，那么这种投资的扩大如果不能带动消费的话，不仅限制了投资的收入扩张效果，持续的经济扩张最终将难以维持。

最终需求对经济总量的扩张效应往往采用乘数的形式加以研究。投入产出下对投资乘数的研究有多种方式，这里我们采用局部闭模型来计算。局部闭模型是把收入和居民消费并到中间产品象限，表明投资带来收入增长，进而引起消费增长，从而带来了数倍于投资的收入效应。

计算投资的乘数效应的局部闭模型为

$$M_V = \hat{v}(I - A^*)^{-1}\Delta I \tag{6}$$

$A^* = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix}$，是包含居民的部门的扩展的直接消耗系数矩阵，$A_{12}$ 表示局部闭模型中对应的居民部门的列（居民消费的部门结构），A_{21} 表示局部闭模型中对应的居民部门的行（劳动报酬率向量），A_{11} 是经典的直接消耗系数矩阵，v 表示各部门的增加值率行向量，上标“ ^ ”表示向量所转化的对角矩阵，ΔI 表示投资品增量向量。我们进一步分析了局部闭模型的乘数与消费倾向之间的关系，如下。

$$\begin{aligned} M_V &= \hat{v}(I - BA_{12}A_{21})^{-1}B\Delta I \\ &= \hat{v}B(I + \frac{1}{1-c/r}A_{12}A_{21}B)\Delta I \end{aligned} \tag{7}$$

其中，$B = (I - A_{11})^{-1}$ 表示列昂惕夫逆矩阵（投入产出乘数就是通过矩阵 B 起作用的），c 表示居民的消费倾向，r 表示居民收入中用于消费的比例。从式(7)可以看出，居民的消费倾向是影响投资乘数效应的重要因素。

我们采用局部闭模型技术分析了投资对部门增加值与 GDP 的影响，结果如下：

表 4　单位投资对部门增加值与 GDP 的拉动效应

部门（不剔除进口）	增加值	部门（剔除进口）	增加值
农业	0.193	农业	0.1474
其他服务业	0.1578	建筑业	0.1418
建筑业	0.1434	其他服务业	0.1195

批发和零售业	0.1019	批发和零售业	0.0795
运输仓储业	0.0917	房地产业	0.0736
房地产业	0.0859	运输仓储业	0.0679
石油和天然气开采业	0.0686	金融保险业	0.0449
金融保险业	0.061	黑色金属冶炼及压延加工业	0.0444
黑色金属冶炼及压延加工业	0.0597	电力、热力的生产和供应业	0.0417
电力、热力的生产和供应业	0.0596	其他非金属矿物制品业	0.0339
塑料制品业	0.0408	其他专用设备制造业	0.0268
住宿和餐饮业	0.037	住宿和餐饮业	0.0266
其他非金属矿物制品业	0.0367	石油和天然气开采业	0.0259
合计	**1.65**	**合计**	**1.22**
上述部门累计占%	**69**	**上述部门累计占%**	**72**
对居民部门消费的影响	**0.65**	**对居民部门消费的影响**	**0.50**

结果表明各部门增加值所受到的影响与前面计算得出的产出所受影响有着明显的差异。与之相比，农业的影响大大提升了，原材料工业中的黑色金属冶炼及压延加工业大影响大大下降了，同样下降的还包括其他通用专用设备制造。房地产、批发零售和金融保险等第三产业的影响明显上升。从这些差异中，可以明显看出收入转化为消费在其中所起的作用。

从对 GDP 总的拉动效应上看，不剔除进口影响的情况下，1 个单位的投资使得国内生产总值增加 1.65 个单位，使得居民部门的消费增加 0.65 个单位，但是在剔除进口产品的情况下，1 个单位的投资使得国内生产总值增加 1.22 个单位，使得居民部门的消费增加 0.50 个单位。

实际上，这里的关于进口的处理采用的是最简单的固定比例的剔除，这会带来很大的误差。例如，经济高速增长时需要进口大量的石油，而经济紧缩时可能根本不需要进口石油，按照高速经济的比例同样的扣除就不合理，而且一般在经济紧缩情况下，生产中进口的使用量往往会高估。此外考虑到出口量比较高的情况下，加工贸易的比重会较大等等因素，因此相对合理的测算结果应该在不剔除与剔除两者之间。

对居民部门消费的影响指的是由于投资增加所引致的消费的增加，主要是由于收入的增加带来的消费的增加，我们看到 1 个单位的投资能够带来 0.5 到 0.65 个单位的消费的增长。

总体说来，投资对 GDP 的拉动的这一结果显然比较小，其中很重要的一个原因是我国消费倾向过低。根据上述资料计算的消费倾向只有 0.38。实际上，在消费与投资之间的关系上，我国经历了一个消费率持续下降，而投资率持续

上升的过程。根据统计资料计算我国消费倾向的变化（表 5）[①]，表明我国消费倾向在近年来的逐步下降，2005 年与 1992 年相比下降超过 10 个百分点，从而极大地影响了投资拉动经济的效果。

表 5　近年来消费率与投资率的变化

	1987	1992	1997	2002	2005
消费率%（不含政府消费）	49.9	47.2	45.2	43.7	37.7
消费率%	63.6	62.4	59	59.6	51.8
投资率%（不含存货变化）	30.9	30.9	31.8	36.3	41.0
投资率%	36.3	36.6	36.7	37.9	42.7

注：消费率和投资率的数据来自于统计年鉴，扣除政府消费和存货变化的相应数据为计算得到。

我们进一步计算如果消费倾向提高 10 个百分点，也就是提高到 1992 年的水平，投资的拉动效应会增加多少。结果表明，如果不剔除进口品影响，消费倾向提高 10 个百分点，则 GDP 提高 3 个百分点。而如果剔除进口品影响，则消费倾向 10 个百分点的提高带来的效果略有减少，GDP 提高的幅度为 2.8 个百分点。

同时，随着消费率的提升，不同部门受益的程度也不同，具体如下：

表 6　消费率提高 10 个百分点的效果

部门（不剔除进口）	变化幅度	部门（剔除进口）	变化幅度
烟草制品业	0.0705	烟草制品业	0.0707
食品加工和食品制造业	0.0670	皮革毛皮羽毛及其制品	0.0680
皮革毛皮羽毛及其制品	0.0664	食品加工和食品制造业	0.0677
酒精及饮料酒制造业	0.0652	酒精及饮料酒制造业	0.0659
文教体育用品制造业	0.0580	文教体育用品制造业	0.0600
其他化学原料及化学制品制造	0.0558	其他化学原料及化学制品制造	0.0560
纺织业	0.0533	纺织业	0.0549
燃气生产和供应业	0.0514	燃气生产和供应业	0.0525
住宿和餐饮业	0.0513	住宿和餐饮业	0.0523
邮政业	0.0513	邮政业	0.0516
农业	0.0504	农业	0.0486

[①] 用居民消费比 GDP 计算消费率，从而把政府消费排除在外，用固定资本形成比 GDP 计算投资率，从而把存货变化排除在外，所有计算除的都是 GDP，而不是国民总收入 GNI。

家用器具制造业	0.0492	肥料制造业	0.0475
肥料制造业	0.0486	家用器具制造业	0.0473
合计	0.0294	**合计**	0.0277

最后我们按照国家开发委公布的 4 万亿投资的资金分配方案，计算了以这样的分配方案，4 万亿的投资将带来的 GDP 以及各部门增加值的增加数量[①]。

结果表明，4 万亿投资如果按照不剔除进口的方法计算约为 6.8 万亿的增加，如果剔除进口影响，约为 5.0 万亿，分别相当于 1 个单位的投资拉动约 1.69 和 1.25 个单位的 GDP。这一结果与前面的差异正是由于投资方案中结构性的安排造成的。

表 7　4 万亿投资的拉动效应　单位：亿元

	不剔除进口	剔除进口
农业	7867.8	5961.1
其他服务业	7560.4	6053.1
建筑业	7261.6	7200.5
批发和零售业	4043.7	3149.7
运输及仓储业	3790.7	2821.7
化学工业	3388.0	1872.1
金属冶炼及压延加工业	3098.0	2132.5
石油和天然气开采业	2858.4	1112.4
房地产业	2617.7	2208.1
金融保险业	2502.4	1861.9
电力蒸汽热水生产和供应	2417.4	1725.1
机械工业	2297.5	1743.1
食品制造及烟草加工业	2132.8	1608.8
非金属矿物制品业	2105.4	1887.5
住宿和餐饮业	1557.6	1120.1
占GDP增加量比重	0.820	0.850
GDP增加量	67537.7	49977.2

实际上，在投资扩张与 GDP 增加之间，除了投资拉动消费的效应之外，投资还应该产生引致投资效应。如果考虑消费、投资和各部门生产之间的相互的

[①] 计算中利用投资矩阵提供的信息将 4 万亿投资不同投向分解成与投入产出表资本形成相对应的列向量。

关联和影响，可以通过在局部闭模型中同时把投资作为一个部门来实现。我们也初步估算了这种情况下单位投资的效应。

结果表明总体拉动效应显著提高，且剔除与不剔除进口的影响差别很大，不剔除进口影响的情况下，单位投资将带 GDP6.99 个单位的增加，而剔除进口影响的情况下，将带来 2.28 个单位的增加。对 4 万亿投资刺激方案的测算则分别是 GDP 增加 279975.6 亿和 90873.4 亿。

这一测算只是表明，我们在测算投资对 GDP 拉动效应时，不考虑引致投资是不合理的，会带来很大的偏差。但是，投资相比于消费对于经济景气变化具有更大程度的敏感性，因此这种同时考虑消费与投资相互影响的拉动效应估算，因为只是依赖于固有的结构关系的推算，从而具有相当程度的不确定性[①]。

五、需求与产出间关系的长期变化

上面对当前扩大政府投资实现产业与整体经济增长的效果评测中，利用的是经过调整的投入产出最新数据，以尽可能准确反映现实效果。在这一部分，我们将利用投入产出可比价序列表，计算并分析需求与产出间关系在较长时期内是如何变化的。

1、长期中依赖程度的变化

首先我们计算了依赖度系数，结果表明在平均的依赖度的变化上表现出的一个显著特点是，整体经济的产出增长对居民消费的依赖程度是下降的，而对投资与出口的依赖是上升的，尤其是从 2002 到 2005 年，对出口的依赖程度上升更为明显。

表 8　对最终需求的依赖度

平均依赖度	居民消费	总消费	投资	出口
1987	0.436	0.587	0.291	0.125
1992	0.410	0.566	0.278	0.168
1997	0.380	0.506	0.321	0.198
2002	0.340	0.456	0.347	0.231
2005	0.279	0.381	0.359	0.313

注：总消费是居民消费加上政府消费

具体各产业的依赖程度及其变化见下表：

[①] 同时考虑消费和投资的内生效应之后，投资拉动对不同的影响也改变了，对这一结果此处不再说明。

表 9　各产业依赖程度及其变化

居民消费	投资	出口
农业，煤炭采选（87-02），石油天然气开采（87、92），食品加工，饮料制造，烟草制品，纺织（87），木材加工（87-97），造纸（87-02），肥料（87），农药，其他化学原料，化学纤维（87-92），橡胶制品（87-97），塑料制品（87-92），印刷，石油加工（87-92），家用器具制造，通信及电子设备制造（87、92），仪器仪表办公用品及其他制造（87、92），电力热力生产供应（87-02），燃气生产和供应，水生产和供应，运输仓储（87-02），邮政，批发零售（87-02），住宿餐饮，金融保险，房地产，其他服务业	煤炭采选（05），石油天然气开采（97-02），黑色金属矿采选冶炼加工，非金属矿采选，有色金属矿采选（97-02），木材加工（02），石油加工（97-02），炼焦，玻璃制品（87、92、02），陶瓷制品，其他非金属矿制品，有色金属冶炼（87、97、02），金属制品（87-02），金属加工机械、农林牧渔业专用机械、其他通用专用设备制造，铁路运输设备、汽车制造，船舶及浮动装置制造（87-97），其他运输设备制造，电机制造，其他电气机械及器材制造（87-97），计算机制造（87、92），电力热力生产和供应（05），建筑业	有色金属矿采选（87-92，05），石油天然气开采（05），纺织（92-05），医药，皮革毛皮制品，化学（97-05），木材加工（05），橡胶制品（02-05），造纸（05），文教体育用品，石油加工（05），塑料制品（97-05），玻璃制品（92，05），有色金属冶炼（92、05），金属制品（05），船舶及浮动装置制造（02、05），其他电气机械及器材制造（02、05），计算机制造（97-05），通信及电子设备制造（97-05），仪器仪表办公用品及其他制造（97-05），运输仓储（05），批发零售（05）

注：表中列出了各部门对最终需求的依赖，括号中的年份表明该部门在相应的年份依赖于该种需求。

结果表明，不同产业对最终需求的依赖的变化上表现出不同。大体分为以下几类：

第一类：从早期的依赖消费，转变为依赖投资

属于这一类的是煤炭与电力部门；

第二类：从早期依赖消费转变为依赖出口

化学纤维与纺织，造纸，橡胶塑料制品，通信电子设备，仪器仪表办公用品等行业随着出口的增加，直接从消费拉动为主转变为出口拉动，同时出口的拉动还影响了第三产业中的批发零售与运输仓储；

第三类：从依赖投资转变为依赖出口

有色金属矿采选与冶炼，化学，玻璃制品，金属制品，船舶，电气机械器材制造，电子计算机制造等行业也随着出口的拉动，直接和间接地从投资拉动为主转变为出口拉动。

第四类：从消费向投资再向出口转变

石油开采与加工、木材加工则由消费拉动转变为投资拉动，进一步转变为

出口拉动。

第五类：长期内依赖关系保持不变

长期来保持不变的行业中，依赖消费的产业主要是与生活相关的农业、食品、燃气与水、餐饮、金融保险等服务业，农用生产资料的农药、化肥，以及家用器具制造等；依赖投资的主要是原材料中的矿物采选冶炼，机械制造与建筑业等；依赖出口的主要是医药、皮革与文具用品。

从上述结果可以看出，整体经济的依赖程度从消费转变为对投资与出口的依赖，正是以众多的产业长期内同样的变化为基础的。这一结果表明了中国经济外向型发展带来的产业领域所发生的长期系统变化。

2、长期中乘数效应的变化

我们利用可比价序列表，计算了长期内乘数效应的变化，结果如下：

表 10　乘数效应的变化

年份	部门	增加值	部门	增加值	占比	合计
1987	建筑业	0.6462	纺织业	0.0607	0.9233	1.9747
	批发和零售业	0.3448	电力、热力的生产和供应业	0.0520		
	农业	0.1726	煤炭开采和洗选业	0.0489		
	石油和天然气开采业	0.1033	其他服务业	0.0283		
	黑色金属冶炼及压延加工业	0.0909	其他专用设备制造业	0.0242		
	金融保险业	0.0863	石油及核燃料加工业	0.0167		
	房地产业	0.0730	化学纤维制造业	0.0146		
	运输仓储业	0.0608				
1992	建筑业	0.6682	纺织业	0.0453	0.9032	1.8914
	批发和零售业	0.1972	黑色金属冶炼及压延加工业	0.0388		
	农业	0.1431	煤炭开采和洗选业	0.0338		
	房地产业	0.1242	其他服务业	0.0337		
	运输仓储业	0.1089	其他专用设备制造业	0.0227		
	石油和天然气开采业	0.1088	非金属矿及其他矿采选业	0.0154		
	金融保险业	0.1047	其他非金属矿物制品业	0.0150		
	电力、热力的生产和供应业	0.0488				
1997	建筑业	0.3565	其他通用设备制造业	0.0649	0.7392	1.8217
	批发和零售业	0.1376	房地产业	0.0619		
	运输仓储业	0.0969	其他专用设备制造业	0.0589		
	其他服务业	0.0871	其他非金属矿物制品业	0.0567		

	农业	0.0819	电力、热力的生产和供应业	0.0456		
	黑色金属冶炼及压延加工业	0.0714	塑料制品业	0.0436		
	石油和天然气开采业	0.0706	金属制品业	0.0430		
	金融保险业	0.0698				
2002	建筑业	0.2602	电力、热力的生产和供应业	0.0604	0.7304	1.7579
	批发和零售业	0.1196	通信及其他电子设备制造业	0.0541		
	农业	0.1136	其他专用设备制造业	0.0532		
	黑色金属冶炼及压延加工业	0.1100	其他通用设备制造业	0.0518		
	其他服务业	0.1014	塑料制品业	0.0505		
	运输仓储业	0.0923	其他非金属矿物制品业	0.0467		
	石油和天然气开采业	0.0632	汽车制造业	0.0464		
	金融保险业	0.0607				
2005	农业	0.1586	通信及其他电子设备制造业	0.0501	0.7050	1.5936
	建筑业	0.1416	其他非金属矿物制品业	0.0479		
	其他服务业	0.1298	石油和天然气开采业	0.0478		
	批发和零售业	0.1050	黑色金属冶炼及压延加工业	0.0442		
	运输仓储业	0.0983	汽车制造业	0.0376		
	房地产业	0.0706	其他通用设备制造业	0.0368		
	金融保险业	0.0645	住宿和餐饮业	0.0363		
	电力、热力的生产和供应业	0.0544				

注：表中给出了每个年度受影响最大的前 15 个部门，以及前 15 个部门的效应占总效应的比重

结果表明，投资的拉动效应长期变化中表现如下特点：

一是总体拉动效应是逐年下降的，从 1987 年的 1 个单位投资拉动 GDP 接近 2 个单位，到 2005 年底仅仅不到 1.6 个单位，根据前面的分析这正是因为我国消费倾逐年下降的结果；

二是相对于早期拉动经济集中于少数部门来说，投资拉动效应在部门间越来越分散了，这可以看作是经济联系逐步深化的一种结果；

三是从行业间的变化来看，投资对各部门的拉动效应的格局总体稳定，影响最大的主要集中在农业、建筑业、以及第三产业中的批发零售、运输仓储和其他服务业等。在行业间的变化中还表现出不是很明显的一点是原材料行业受到的影响略有下降，而第三产业则有所上升，这一点在 2005 年表中显得要明显一些。这一变化可能的原因我们认为主要在于产业联系增强，从而使投资拉动

效应更多扩散到第三产业，而不是收入转化为消费的效应所引起的。因为在消费倾向逐渐走低的背景下，投资拉动效应对第三产业的扩散更可能是产业关联本身变化所带来的。

六、简要结论

综合上述分析，我们把主要结论总结如下：

1、由国际金融危机引发的我国出口下降对我国经济造成显著影响。

经测算部分行业受出口下降带来的产出下降，同 2007 年全年各自的行业产出比，在去年第四季度占到到 3-4%，而今年 1 季度则占到 3-6%。不仅直接影响到重点出口行业的纺织、化纤、化学、金属加工和汽车制造等行业，还间接影响到农业、电力、运输仓储、批发零售，以及其他服务业等。

2、在经济政策对经济的影响方面，分析表明从出口拉动经济转变为靠扩大投资拉动经济，不同产业受到的影响存在差别。

在这种转换过程中，受益最大的部门包括：建筑业、其他非金属矿制品业、房地产业、其他专用设备制造业、金属加工机械制造业、农林牧渔业专用机械制造业、锅炉及原动机制造业、汽车制造业等；

受损最大的部门则包括皮革毛皮羽毛及其制品、文教体育用品制造业、纺织业、食品加工和食品制造业、医药制造业、电子计算机制造业、仪器仪表办公及工艺美术品制造、化学纤维制造业、通信及其他电子设备制造、其他化学原料及化学制品制造。

这种结构性的转换使得某些产业经历衰退的同时，另一些产业则面临外在扩张的要求，在整个过程中，结构性的失业也构成对经济增长持续的压力。

3、围绕启动消费进行的投资的结构性乘数效应的测算表明，受影响较大的部门除建筑业外，农业和第三产业也受较大影响，而工业中受影响比较大产业主要是能源原材料工业，从总的拉动效应上看，比较低的消费倾向抑制了乘数效应的发挥。

受影响比较大的产业主要是：农业、其他服务业、建筑业、批发和零售业、运输仓储业、房地产业、石油和天然气开采业、金融保险业、黑色金属冶炼及压延加工业、电力、热力的生产和供应业、塑料制品业、住宿和餐饮业、其他非金属矿物制品业等。

从对 GDP 总的拉动效应上看，不剔除进口影响的情况下，1 个单位的投资使得国内生产总值增加 1.65 个单位，而剔除进口产品的情况下，1 个单位的投

资使得国内生产总值增加 1.22 个单位。考虑到随着出口的下降，各产业进口变动比较复杂，上述测算中相对合理的结果应该在不剔除与剔除两者之间。

总体说来，投资对 GDP 的拉动的这一结果显然比较小，其中很重要的一个原因是我国消费倾向过低。根据资料计算的消费倾向只有 0.38，而这种过低的消费倾向是我国长期来消费率持续下降，投资率持续上升的结果。

4、在消费倾向难以提升的情况下，投资刺激效果存在局限。

针对国家 4 万亿投资方案进行的经济拉动效应的估算，结果表明，4 万亿投资如果按照不剔除进口的方法计算约为 7.4 万亿的增加，如果剔除进口影响，约为 5.5 万亿，分别相当于 1 个单位的投资拉动约 1.85 和 1.38 个单位的 GDP，这一结果与前面计算的单位投资拉动效应的差异正是由于投资方案中结构性的安排造成的。

5、投资拉动经济的效果取决于消费倾向的提高和引致投资的扩大。

计算表明，如果消费倾向提高 10 个百分点，不剔除进口品影响的情况下，GDP 将提高 3 个百分点，剔除进口品影响的情况下，GDP 提高的幅度为 2.8 个百分点。随着消费倾向的提高，各部门受到的影响也存在差异，表现为受消费拉动的产业板块得到更多消费提升所带来的好处。

政府投资如果能够带来社会投资的扩大，收入乘数效应将会得到很大提高。计算表明，进口的变化带来很大差异，不剔除进口影响的情况下，单位投资将带 GDP 增加 6.99 个单位，而剔除进口影响的情况下，将带来 2.28 个单位的增加。对 4 万亿投资刺激方案的测算则分别是 GDP 增加约为 28 万亿和 9 万亿。

6、根据 1987-2005 年投入产出可比价序列表计算的依赖度系数表明在平均的依赖度的变化上表现出的一个显著特点是，整体经济的产出增长对居民消费的依赖程度是下降的，而对投资与出口的依赖是上升的。

尤其是从 2002 到 2005 年，对出口的依赖程度上升更为明显。不同产业对最终需求的依赖的变化上这样长的时段内也表现出各自的特点，大体分为从消费向投资转变、从消费向出口转变、从投资向出口转变、从消费向投资再向出口转变、长期不变这样几种类型。

7、根据 1987-2005 年投入产出可比价序列表计算表明，随着外国消费倾向的逐年下降，投资的总体拉动效应是逐年下降的。

从 1987 年的 1 个单位投资拉动 GDP 接近 2 个单位，到 2005 年底仅仅不到 1.6 个单位。同时，相对于早期拉动经济集中于少数部门来说，投资拉动效应在部门间越来越分散了，这可以看作是经济联系逐步深化的一种结果；此外，从行业间的变化来看，投资对各部门的拉动效应的格局总体稳定，影响最大的主要集中在农业、建筑业、以及第三产业中的批发零售、运输仓储和其他服务业

等部门，但是也表现出原材料行业受影响略有下降，而第三产业有所上升的趋势，这可能是产业联系逐步增强的另一个结果。

参考文献

Goodwin. 1949. The Multiplier as Matrix. *Economic Journal*. LIX(236), December, 537-55

Miyazawa. 1976. *Input-Output Analysis and the Structure of Income Distribution*. Springer-Verlag.

Pasinetti, 1973, The notion of vertical integration in economic analysis, *Metroeconomica*, 25, 1-29

Pasinetti, 1988, Growing sub-systems, vertically hyper-integrated sectors and the labour theory of value, *Cambridge Journal of Economics*, 12, 125-34.

刘起运.《关于结构式凯恩斯投资乘数模型的再思考》.《科学技术与工程》，2006 第 6 卷第 7 期.903-906

中经网统计数据库，海关月度数据 2007.6~2009.1

分报告 2：

金融危机中的货币政策：经验比较及其政策含义

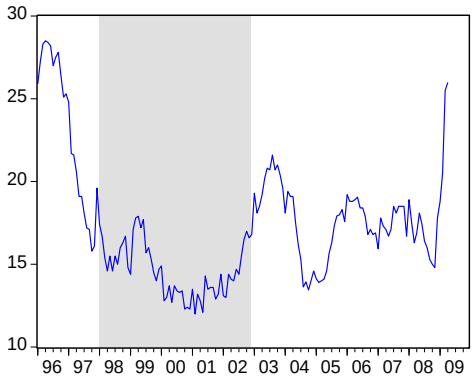
内容摘要：本文对 2009 年以来中国货币政策的调整及其效果进行总结。实证研究发现，长期来看货币供给和通货膨胀具有显著的正相关性，并且货币供给大约会在 1-2 个季度之后传递到通货膨胀当中。此外通货膨胀上升还会导致货币流通速度加快，通货膨胀每高于预期 1%，将导致未来一年内货币流通速度缺口上升 0.8%，因此货币供给对总需求的冲击是相当显著的。但是在经济危机期间，货币冲击的传导渠道会由于金融机构和厂商财务状况恶化则阻塞，当值货币政策时滞延长。本文认为，虽然货币快速增长蕴含着未来通货膨胀的潜在风险，但在目前通货紧缩尚未完全结束、实际利率水平仍然较高的现状下，对下一步货币政策的选择仍需谨慎对待。

一、全球经济危机后中国货币政策调整及其效果

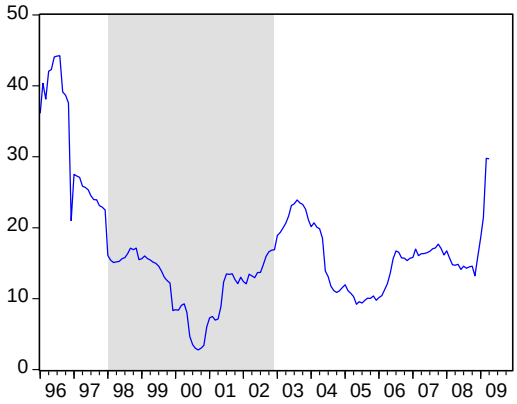
2008年下半年至2009年以来，随着全球性经济危机的加剧，中国的货币政策出现了较大的调整。在2008年上半年之前，由于面临较高的通货膨胀压力，中国人民银行采取相对稳健的货币政策，其中包括多次提高存款准备金率和存贷款基准利率。2008年8月份，经过季节调整后的环比CPI价格指数出现负增长，9月份季节调整后的环比PPI价格指数也出现负增长。经济进入所谓的通货紧缩时期。2008年9月份以后，中国货币政策出现了较大的调整，开始实施适度宽松的货币政策，其中包括五次下调存贷款基准利率，四次下调存款准备金率，明确取消对金融机构信贷规划的硬约束等等。经过上述政策调整，中国经济的（Monetary Condition）呈现出显著变化，并对宏观经济产生影响。

（一）货币条件变化

首先，货币供应量和贷款呈现出少有的快速增长。（图1）和（图2）描述了近期货币供给和贷款余额增长率的变化情况。通过分析可以发现，2008年下半年在稳健货币政策调控下，无论是货币还是贷款余额增长率都呈现下降趋势；而在2009年之后，货币供给和贷款余额呈现出快速。从历史经验来看，当经济处于下滑阶段，往往伴随着较低的货币增长率，例如1998年至2002年通货紧缩期间，货币供给和贷款增长持续处于较低水平，而2004年上半年“宏观调控”期间货币供给和贷款增长也呈现快速下降；相反当经济增长较热时，货币增长率也比较高，典型的例子是1996年高通货膨胀时期，以及2003年中国经济走出通货紧缩阶段，都伴随着货币和贷款供给的快速增长。



（图 1）货币同比增长率（%）[①]

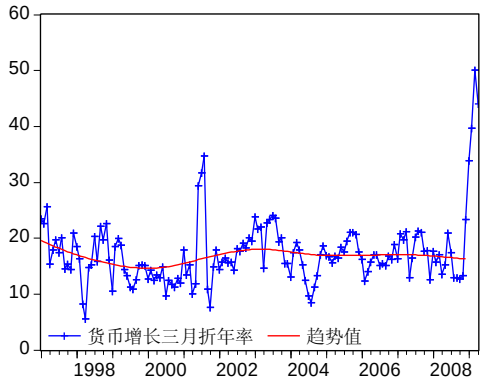


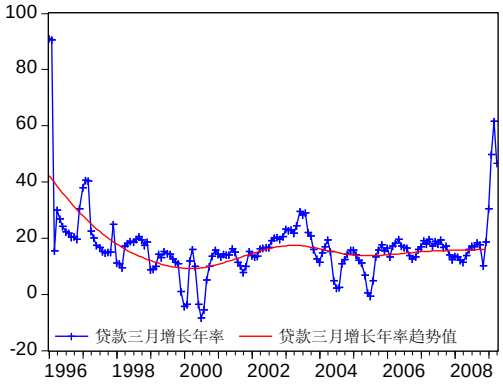
（图 2）贷款余额同比增长率（%）

由于同比数据存在的滞后性问题，我们进一步考察货币供给和贷款余额环

[①] 如无特别说明，本文原始数据均来自中经网统计数据库。

比增长率变化。1997 年至 2009 年 4 月期间季节调整后货币供给三个月增长年率平均为 17.6%，其中 1998 年至 2002 年通货紧缩期间，该增长率平均为 15.6%，低于平均水平两个百分点。而 2009 年 1 至 4 月份三根月增长年率分别达到 34%、40%、50%和 44%，远远高于近年来的水平。同理对贷款余额增长的情况进行考察，1997 年至 2009 年 4 月期间季节调整后贷款余额三个月增长年率平均为 15.7%，1998 年至 2002 年通货紧缩期间该增长率平均为 12.4%，低于平均水平三个百分点强。而 2009 年 1 至 4 月份三根月增长年率分别达到 30.5%、49.6%、61.4%和 46.5%。货币供给和贷款表现出相似的快速增长趋势。

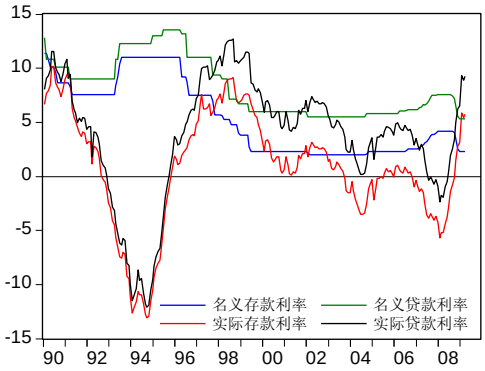


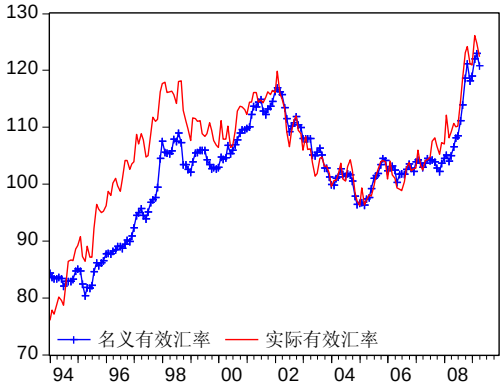


（图 3）货币三个月增长年率（%）[①]（图 4）贷款三个月增长年率及其趋势值（%）

除了货币和贷款之外，影响货币条件指数的另外的指标是实际利率和实际有效汇率的变化。2008 年 9 月份以来，中国人民银行已经连续 5 次下调存贷款基准利率。以一年期存贷款利率为例，存贷款利率分别为 2.25%和 5.32%，接近 1999 年通货紧缩期间名义利率的水平。然而从实际利率来看，由于自 2008 年 9 月之后出现的通货紧缩，导致事后实际利率出现快速上升。2009 年 4 月根据消费价格指数计算的一年期存贷款实际基准利率分别达到 5.73%和 9.2%，相当于 1997 年 9、10 月份的水平。研究发现，由于物价水平绝对下降造成实际利率偏高是导致通货紧缩期间经济增长率下降的重要原因。同时高利息负担损害了企业自有资本金，降低了偿还贷款的能力，直接延长了扩张性货币发挥作用的时滞。从目前的情况看，虽然名义利率仍然有降低的空间，但是如果不能较快的扭转通货紧缩的局面，实际利率持续维持过高的水平将对真实经济造成进一步的损害。

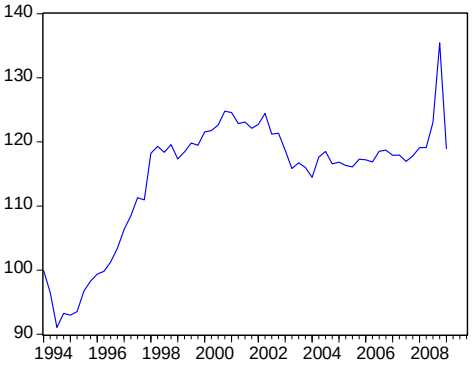
[①] 由于 2008 年 12 月 M2 绝对下降，导致相关数据异常，因此在图中我们忽略了 2008 年 12 月和 2009 年 3 月的数据。此外由于 2009 年初货币供给和贷款呈现快速增长，在用 HP 滤波取趋势值时，仅包含截至 2008 年底的数据。（图 4）与此相同。

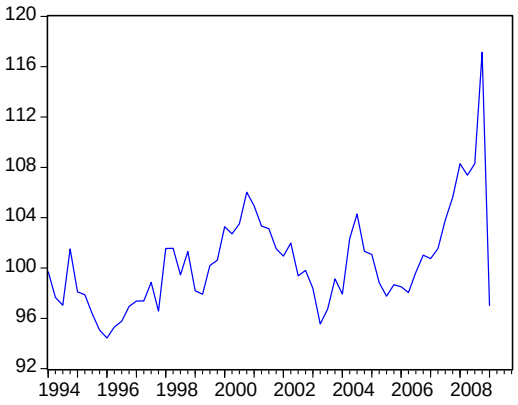




（图 5）名义利率和实际利率走势（%）[①]　　**（图 6）中国名义汇率和实际汇率指数[②]**

除了实际利率之外，实际汇率也是影响货币条件的重要因素。（图 6）显示自 2008 年以来，无论是名义汇率还是实际汇率都表明人民币呈现升值趋势。最新一轮人民币名义和实际有效汇率升值始于 2007 年 11 月份，截止到 2009 年 3 月份，名义有效汇率和实际有效汇率升值均约 20%左右。名义汇率和实际汇率的走势基本一致，表明导致实际汇率升值的主要原因是由于名义汇率升值造成的，在此期间国内外价格指数的变化基本一致。在全球经济危机的背景下，人民币升值无疑使中国的出口陷入更加困难的状况。





（图 7）名义货币条件指数[③]　　**（图 8）实际货币条件指数**

对货币供给、贷款存量、实际利率和实际有效汇率等变量进行考察，我们发现在经济危机背景下，货币供给和贷款加速有利于经济恢复，但是实际利率和实际有效汇率实际上对宏观经济起到进一步紧缩的作用。我们可以通过货币条件指数（Monetary Condition Index）来综合考察近期中国货币政策变化的情

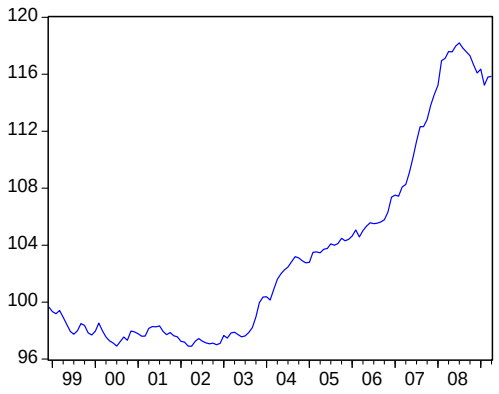
① 名义利率为 1 年期存贷款利率，实际利率根据上年名义利率与当期消费者价格指数计算。
② 数据来源：国际清算银行（BIS），2005 年=100。
③ （图 7）和（图 8）中的指数参照卜永祥等（2004）的参数计算。

况。在本文中，我们参照卜永祥等（2004）的参数来计算中国的实际货币条件指数和名义条件指数，两者的区别在于实际货币条件指数根据实际货币供给、实际利率和实际有效汇率计算，而名义货币条件指数则是根据相应的名义变量计算。此外实际货币条件指数中的参数根据货币条件与产出缺口之间的关系计算；而名义货币条件指数根据货币条件与通货膨胀的相关性计算。货币条件指数上升表示货币政策紧缩，而下降则表示货币政策宽松。

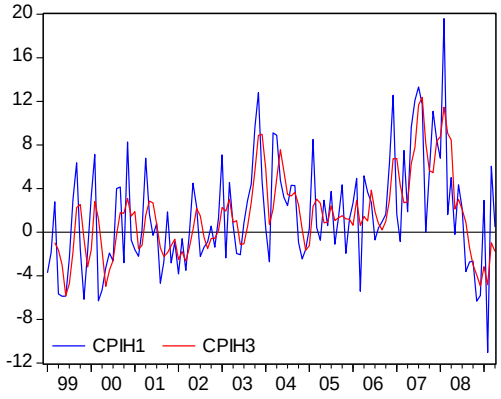
从货币条件指数来看，由于通货紧缩造成的实际利率上升和实际汇率上升导致 1996 年至 2000 年货币政策环境趋于紧缩，这一时期正是中国进入通货紧缩的阶段。2000 年至 2003 年货币条件指数下降伴随着中国经济走出通货紧缩。2004 年上半年伴随着政府宏观调控以及随后的政策调整，货币条件指数也相应的呈现上升和下降。2007 年之后稳健的货币政策再次导致货币条件指数上升。图中同时显示从 2008 年年底，在一系列扩张性政策的推动下，货币条件指数迅速下降，表明在这一段时期内货币政策环境已经达到相当宽松的环境，无论实际货币条件指数还是名义货币条件指数均显示当前的货币政策状况大致相当于中国刚走出通货紧缩时的水平。

（二）货币政策的效果

从 2008 年 9 月份人民银行对货币政策进行调整以来，中国的宏观经济已经呈现出积极的变化。这些变化分别表现在价格、产出等诸多方面。首先从价格水平来说，在扩张性货币政策的推动下，通货紧缩状况接近尾声。



（图 9）CPI 定基比指数[①]

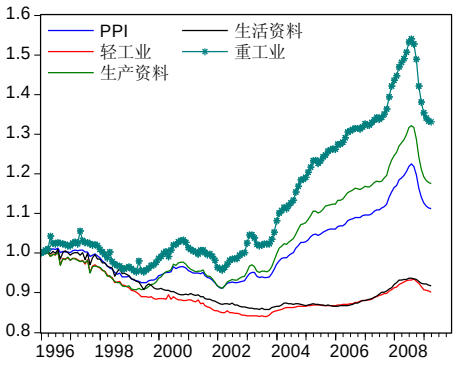


（图 10）CPI 环比和三个月增长年率[②]

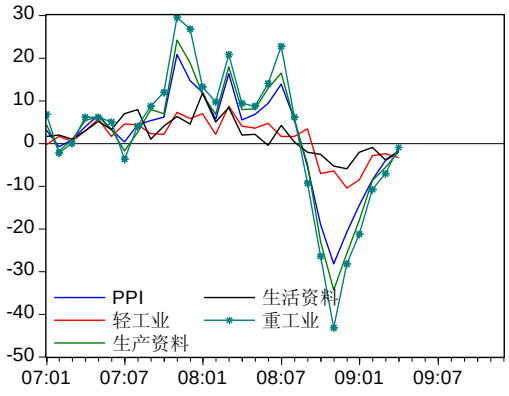
（图 9）和（图 10）考察了中国消费者价格指数的变化情况。定基比消费者价格指数显示以消费者价格衡量的通货紧缩发生在 2008 年的 8 月份，在 2009 年 3 月份 CPI 的定基比数据显示通货紧缩结束，CPI 指数进入相对平稳的阶段；

① 1999 年 1 月=100，（图 9）和（图 10）均经过季节调整。
② 其中 CPIH1 表示 CPI 环比年率，CPIH3 表示 CPI 三个月增长年率。

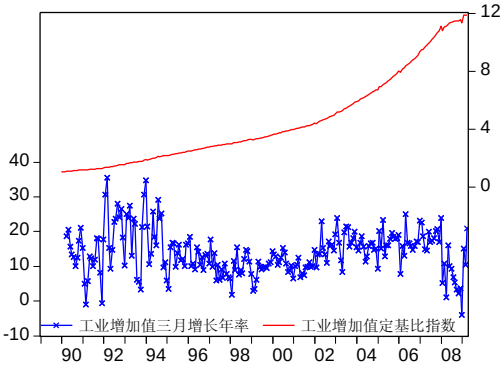
4 月份延续了 3 月份的势头，价格指数基本平稳。当前的价格相当于 2008 年 1、2 月份的水平。季节调整后环比数据在 3、4 月份均为政治，三个月增长年率也显示消费者价格已经呈现上升趋势，据此判断通货紧缩已经接近尾声。除了消费者价格之外，生产者价格也是考察的重要内容。在工业品当中，不同类型的工业品出厂价格存在较大的结构性的差异。重工业品价格在各类产品价格中是涨得最快的，在 2003 年初就恢复到 1996 年水平，同时在 2008 下半年以来也是下跌最快的。轻工业产品和生活资料的价格一直没有达到 1996 年的水平。截止到 2009 年 4 月份，PPI 的走势已经趋于平缓，这可能是得益于之前货币供给的快速增长，并在一定程度上印证投资规模的扩大。PPI 指数表明目前的工业品出厂价格大致相当于 1007 年 7-8 月之间的水平。如果此趋势得以保持，PPI 可能将会出现正增长，因此 4 月份 PPI-6.6%的同比增长率并没有向我们传达多少有用的信息。



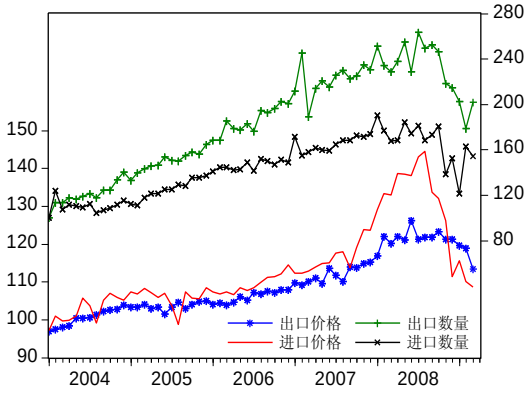
（图 11）PPI 定基比指数（1999 年 1 月=100）



（图 12）PPI 三个月增长年率



（图 13）工业增加值增长率和定基比指数[①]



（图 14）中国进出口价格和数量指数

① 经过春节和季节因素调整。

2008 年经济危机发生之后，工业产出收到较大冲击，增长速度一度迅速下降。（图 13）显示自 2008 年 6 月以来，工业增加值三个月增长年率低于 10%，2009 年 1 月份甚至出现负增长，这种情况尽在 1997 年亚洲金融危机期间出现过。自 2009 年 2 月份以后工业增加值呈现快速恢复，截止到 4 月份连续 3 个月超过 10%，其中 2 月份为 15%，4 月份接近 20%。目前的工业产出虽然处于偏低的水平，但呈现较快的反弹趋势。与工业增加值类似，进出口产品数量也开始呈现反弹，但是进出口产品价格仍然没有表现出趋稳的趋势。从 2008 年 7 月到 2009 年 2 月出口产品数量最大下降幅度达到 32%，从 2008 年 7 月到 2009 年 1 月进口价降幅度最高也达到 33%左右。进入 3 月份以来，数量指标显示进出口量正在开始回升。值得关注的是，近期人民币实际和名义有效汇率都呈现升值趋势，未来如果随着高速货币供给导致国内价格水平回升，人民币实际汇率可能出现进一步的升值现象，对出口的恢复产生会产生不利影响。

二、高速货币扩张是否有潜在的副作用？

2008 年全球经济危机爆发以来，各国宏观政策的调整备受重视。对于中国而言，除了政府推出 4 万亿的投资刺激计划之外，货币政策的调整同样也吸引着各方的关注。2007 年面临着由于流动性过程等因素造成的通货膨胀压力，中国人民银行一直采取的是相对稳健的货币政策。自 2008 年三季度以来，在内部和外部因素的共同作用下，通货膨胀问题得到基本解决，经济增长速度放缓成为当前的主要矛盾。中国的货币政策转向适度宽松的货币政策，并导致宏观经济中出现一系列重要变化。

最引人注目的是 2009 年一季度以来货币供给和贷款出现近年来少有的高速增长。2008 年 12 月份至 2009 年 4 月份，月度货币余额连续 5 个月增长均超过 1 万亿，除 2008 年 1 月份之外，这样的绝对增长额在 1997 年之后未曾出现过。从增长速度来看，除 1996 年个别月份之外，当前货币增长速度也是自 1996 年以来的最高水平。1996 年以 CPI 衡量的通货膨胀为 8.3%，2007 年和 2008 年分别为 4.8%和 5.9%，而这三个年份货币供给增长率分别为 25.3%、16.7%和 17.8%。如果货币供给增长率和通货膨胀正相关这一理论命题在中国成立的话，如此高速的货币供给是否意味着中国不久将存在通货膨胀的风险呢？对于信贷增长速度的考察同样能够反映出同样的问题。高速货币增长对中国宏观经济意味着什么呢？

虽然经济学家普遍承认货币供给等名义变量对各国短期经济波动具有重要

意义，但是在各个国家之间仍然存在较大差别。通过对改革开放以来中国经济周期的研究可以发现货币供给对中国经济周期波动具有特别重要的意义，至少与美国经济相比，中国宏观经济的周期性波动与货币供给和实际利率等因素的关系更加密切。概括起来中国宏观经济具有如下几个方面的特征：

1、产出缺口和通货膨胀之前存在明显的正相关性；

2、货币流通速度具有明显的顺周期行；

3、货币增长与固定资产形成有显著的正相关性；

4、产出缺口与货币增长有显著的正相关性；

5、货币供给与未来通货膨胀具有较强的正相关性；

6、实际利率与产出之间具有显著的负相关性，并存在内在非稳定机制

如果上述根据改革开放以来中国经济周期特征得到的基本结论是相对稳健的，那么如果当前高速货币供给得以在未来持续一段时间，可能会对中国宏观经济产生显著影响。下面，根据本报告的研究目的，我们重点结合货币供给与通货膨胀、货币流通速度和产出缺口之间的数量关系进行分析。

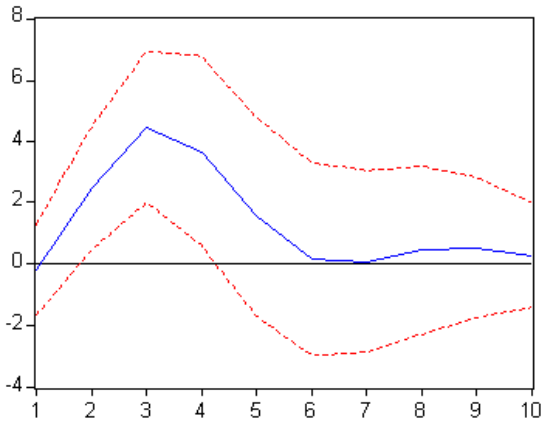
（一）货币供给与通货膨胀

货币与价格体系之间的关系涉及到长期和短期两个层面的问题。从长期来看，实证研究结果倾向于支持货币中性论，即货币供给对真实变量没有影响，而仅仅是影响价格等名义变量；而通货膨胀则由货币供给增长速度决定。虽然在短期内通过货币增长率准确预测通货膨胀非常困难，但是基于年度数据和季度数据的研究结果大多表明货币和价格之间存在长期稳定的关系。

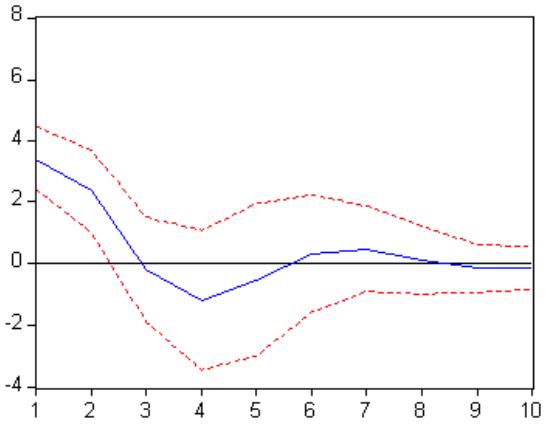
（表1）货币增长率与通货膨胀VAR模型回归[①]

	M2	CPI
M2(-1)	0.882 [3.844]	0.597 [3.285]
M2(-2)	-0.169 [-0.625]	0.089 [0.418]
CPI(-1)	0.172 [0.813]	0.684 [4.076]
CPI(-2)	-0.091 [-0.499]	-0.626 [-4.322]
C	5.388	-9.043
R-squared	0.687	0.820
S.E. equation	4.350	3.447
F-statistic	9.336	19.395
Akaike AIC	5.975	5.510
Schwarz SC	6.223	5.758

① 在进行 VAR 回归之前，进行了必要的平稳性检验以及协整检验，[]中为 t 检验值。



（图15）CPI对M2冲击的响应[①]



（图16）CPI对CPI冲击的响应

由于月度数据噪声较大，因此我们通过年度数据研究货币供给与通货膨胀的关系。VAR回归的结果显示，给定其他条件不变，货币供给每增加1%，CPI指数表示的通货膨胀为0.6%，从而显示货币供给与通货膨胀之间具有较强的正相关性。除此之外，通货膨胀还呈现出较强的自相关性，上年通货膨胀每提高1%，当年通货膨胀提高0.68%，两年前通货膨胀每提高1%，当年通货膨胀降低0.63%。此外脉冲响应函数结果显示，1单位货币供给冲击将造成未来三年内通货膨胀上升，最高上升的幅度达到4%左右。

货币供给增加会在多长时间之后传递到物价水平上是有争议的问题。价格水平变化受预期的影响，即便是当前货币供给没有增加，预期货币供给增加或者预期通货膨胀上升也会导致当前通货膨胀上升。在本文中，我们同过研究货币供给和通货膨胀之间的动态相关性来判断货币供给对通货膨胀传导的时滞。（图17）显示了中、美两国M2与CPI定基比三个月增长折年率超前滞后24个月之间的动态相关系数，我们通过相关系数的强弱判断货币冲击的时滞。

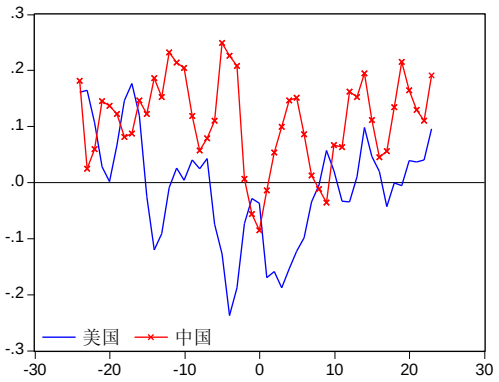
我们发现在中美两国当期货币供给增长率与CPI指数增长率负相关，在中国相关系数为-0.08,美国为-0.04，从而证实当期货币供给往往带有反周期特征。考虑到货币冲击的时滞因素，我们发现在领先24个月内中国M2增长率与CPI之间存在显著正相关性，特别是领先3－5个月相关系数均超过0.2。据此我们判断货币供给增长率上升将在1至2个季度之后传递到通货膨胀当中去。另外需要特别指出的是，中国通货膨胀和未来货币供给之间也存在显著的正相关性，这说明中国当前通货膨胀率提高往往伴随着着未来货币供给增长率的升高，这显然和货币当局通过货币供给控制通货膨胀的目标相左。

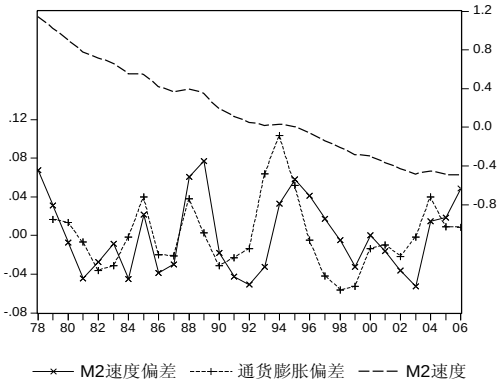
（二）货币供给与货币流通速度

根据交易方程式，名义总需求由货币供给和货币流动速度的乘积决定。货

[①] （图 15）中冲击均为 1 单位 Cholesky 标准差。

币流通速度稳定被认为是货币政策有效的前提。比较发达国家和发展中国家，可以发现在不同的发展阶段货币流通速度的变化趋势具有明显的差异。比较二战之后不同发展阶段国家货币流通速度的变化趋势，发现货币流通速度长期内将表现出 U 形特征。经济学家特别关注通货膨胀对短期内货币流通速度波动的影响，实证研究结果并不完全一致。





（图 17）中、美 M2 与 CPI 动态相关系数[①]　　**（图 18）1978－2006 中国 M2 流通速度[②]**

（图 18）显示了中国货币流通速度的变化趋势，并比较了货币流通速度偏差与通货膨胀之间的关系。我们发现中国货币流通速度偏差和 GDP 平减指数偏差表示的通货膨胀偏差之间呈现较强的正相关性。中国货币流通速度缺口和通货膨胀缺口之间的相关系数为 0.45。当货币供给增加使经济面临超额需求时，通货膨胀上涨推动货币流通速度上升，从而进一步加剧供需之间的矛盾。相反当经济面临超额供给时，通货膨胀下降导致货币流通速度下降，导致总需求进一步不足。货币流通速度与通货膨胀的“顺周期”波动特征为货币政策的制定提出了挑战，货币当局只有正确预期到货币流通速度的内生性变化，才能制定适当的货币政策。

理论研究发现，当通货膨胀上升时，将会导致实际利率下降，由于没有分散风险的渠道，居民减少对货币的需求，从而导致货币流通速度内生提高；相反当发生通货紧缩时，货币需求增加导致货币流通速度下降。由于货币流通速度具有顺周期特征，这一顺周期特征会放大货币供给对总需求的冲击作用，从而加剧宏观经济的不稳定性。

为了研究货币政策变化对货币流通速度的影响需要展开实证研究。以往的实证研究局限于年度数据，存在观察值样本不足的问题。本文提出的新方法是，

① 根据 M2 和 CPI 定基比 3 月环比增长年率计算，超前滞后 24 个月的动态相关系数。

② （图 3）中货币流通速度偏差指的是货币流通速度自然对数与其 HP 滤波之差，在本文中其他变量的偏差也采用相似定义。通货膨胀通过 GDP 平减指数反映。

通过 GDP 季度数据来构造货币流通速度数据，这样可以大大的增加观察值样本个数，提高回归的准确性。中国只在 1994 年之后才有相应的季度数据，因此这种方法只反映了 1994 年之后的情况。所幸的是 1994 年之后，中国既经历了较高通货膨胀时期（1994 年－1995 年），又经历了通货紧缩阶段（1998 年－2002 年），因此这种方法还是可以比较全面的反映经济周期和货币流通速度之间的关系。[①]

我们以 M2 层次的货币作为研究对象，假定中国自 1978 年以来货币流通速度下降的趋势是由制度因素造成的，而实际流通速度序列围绕其趋势值的波动是由其他经济因素造成的，因此在对数据进行研究之前，我们必须先对各时间序列进行相应的处理。货币供给增长率由 M2 的季度同比增长率计算得到。实际利率波动分解为名义利率波动和通货膨胀率波动两个因素，名义存款利率取金融机构法定存款利率。真实产出波动由真实产出值指数计算得到，通货膨胀波动由零售价格指数计算得到。特别的，我们在取滤波之前对 GDP 序列进行季节调整。

我们仍然通过季度 VAR 模型研究货币流通速度的变化。在本模型中，我们选取的内生变量为通货膨胀率波动、实际产出波动和货币流通速度波动，并按照上述顺序进行排列。同时我们把货币供给增长率和名义利率波动设为外生变量。在实际应用中，我们通常希望把内生变量的滞后期数和模型系统外生变量的滞后期数取得足够大，从而可以完整的反映所构造模型的动态特征。对于外生变量，我们按照从一般到特殊的方法，首先设定一个较长的滞后阶数，然后逐步剔除 *t* 检验不显著的变量。在本模型中，内生变量的滞后阶数取 4，即滞后一年。具体的计量结果见（表 2）。

（表 2）向量自回归模型计量结果

	通货膨胀波动	产出波动	M2流通速度波动
通货膨胀波动(-1)	0.495 [3.320]		0.264 [1.747]
通货膨胀波动(-2)			
通货膨胀波动(-3)			
通货膨胀波动(-4)	-0.440 [-2.766]	0.215 [2.258]	0.507 [3.143]
产出波动(-1)		0.820 [4.862]	0.861 [3.014]

[①] 具体的数据处理方法如下，假设 GDP_t 和 *Mt* 分别表示第 *t* 季度的名义 *GDP* 和名义货币余额，那么第 *t* 季度时货币流通速度可以表示为到第 *t* 季度为止的 4 个季度名义 *GDP* 总额和第 *t* 季度的货币存量的比值。同理，实际产出 gdp_t 通过相应季度的定基比消费者价格指数对到第 *t* 季度为止的 4 个季度的名义 *GDP* 分别进行调整之后加总得到。货币增长率由同比季度货币增长率获得，通货膨胀率则由第 *t* 季度为止的 4 个季度内的同比消费者价格指数获得。

产出波动(-2)			
产出波动(-3)	0.563 [1.959]		
产出波动(-4)			-0.810 [-3.382]
M2流通速度波动(-1)			
M2流通速度波动(-2)			-0.362 [-2.041]
M2流通速度波动(-3)			
M2流通速度波动(-4)			0.472 [2.691]
常数项	-0.002	-0.001	0.000
M2增长率波动			-0.766 [-6.000]
M2增长率波动(-2)		-0.380 [-4.205]	-0.396 [-2.581]
M2增长率波动(-4)		0.203 [3.132]	0.219 [1.989]
名义利率波动(-4)	-0.822 [-2.098]		
可决系数（R^2）	0.843	0.929	0.930
F统计量	7.707	18.686	19.069
对数似然统计量	147.493	167.989	146.904
赤池信息标准（AIC）	-6.525	-7.549	-6.495
施瓦茨标准（SC）	-5.807	-6.832	-5.777
对数似然统计量(经自由度调整)		447.2610	
赤池信息标准（AIC）		-19.81305	
施瓦茨标准（SC）		-17.65973	

就向量自回归的结果来看，首先我们发现通货膨胀波动和货币流通速度波动呈现正相关关系。其中货币流通速度波动对通货膨胀波动滞后一期值的弹性达到 0.264，对通货膨胀波动滞后四期值的弹性达到 0.507。这表明通货膨胀每高于预期 1%，将导致未来一年内货币流通速度缺口上升 0.8%。此外货币流通速度与其自身的滞后值之间还表现出了较强的相关性，其中货币流通速度波动对其滞后两期值的弹性达到-0.362，而对其滞后四期值的弹性达到 0.472。

除了我们所关心的货币流通速度波动之外，我们还发现经济波动中存在“菲利浦斯曲线”。产出波动对通货膨胀波动滞后四期值的弹性为 0.215，而且表明了通货膨胀波动影响产出波动的时滞大约在一年左右。产出波动也具有较强的序列自相关性，产出波动对其滞后一期值的弹性达到 0.820。通货膨胀波动也显示出较强的序列自相关性，通货膨胀波动对其滞后一期值的弹性为 0.495，对滞后四期值的弹性为-0.440，这在一定程度上反映了通货膨胀得可预测性。除此之外，产出波动与通货膨胀波动也有一定的反作用。

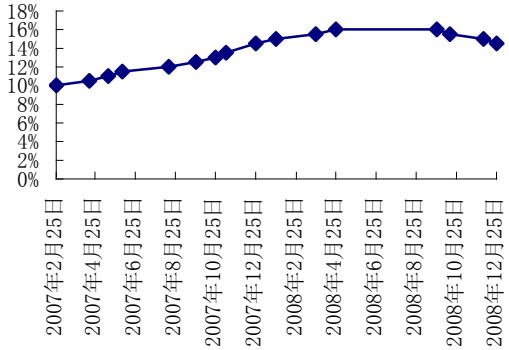
在剔除通货膨胀因素之后，当期货币供给增长率波动以及货币供给增长率波动的滞后两期值与货币流通速度负相关。在通过通货膨胀影响居民的货币需求之前，按照货币流通速度的计算方法，货币供给量增加导致货币流通速度下降。而货币流通速度对货币供给增长率滞后四期值的弹性达到 0.219，这在一定程度上验证了货币供给增长越快，货币流通速度升高越快的观点。此外，我们还发现名义利率波动对通货膨胀波动有较强的影响。通货膨胀波动对名义利率波动的弹性为-0.822，可见名义利率调整对抑制价格水平波动有较强的作用，但是时滞较长，约一年左右。

通过向量自回归方法对中国货币供给、通货膨胀和流通速度情况的研究，我们再次证实了货币供给与通货膨胀的正相关现象以及货币流通速度存在的顺周期波动现象。如果上述结论是稳健的，当前快速增长的货币供给如果持续较长一段时间，及有可能在未来因此通货膨胀率上升以及货币流通速度上升。上述两方面的原因组合在一起将会导致总需求的扩张与货币扩张之前存在非线性关系，当货币供给加速，通货膨胀上升，总需求以更快的速度扩张；相反

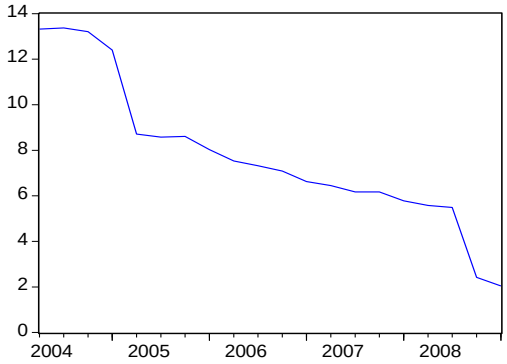
三、经济危机中货币供给渠道研究

当经济危机发生时，货币政策调整对解决经济危机更为重要。近年来关于大萧条的研究虽然还没有对萧条的原因达成完全的共识，但毫无疑问货币政策的适当可能是导致危机恶化的重要原因之一，同样亚洲金融危机及其之后通货紧缩阶段的货币政策也为我们提供了重要的借鉴。概括起来，危机期间货币政策对实体经济的冲击包含了两个渠道：一是信贷渠道，另外一个是资产负债表渠道。所谓“信贷渠道”是由于经济危机或者金融危机期间由于挤兑和坏账率上升导致银行资本金不足，无钱可贷；而资产负债表渠道则是强调了危机期间由于借款人的资产价值下降导致企业偿债能力受损，贷款风险上升，从而导致银行不能从银行得到贷款，最终导致通货紧缩。

从目前的情况看，根据中国银监会披露的中国商业银行的不良贷款比例的情况，近年来中国商业银行不良贷款比例持续下降。2008 年金融危机爆发之后，不良贷款比例下降的趋势也为停止。截止到 2009 年 1 季度，不良贷款 5495.4 亿元，占全部贷款的 2.04%。因此从总体上来看，我国商业银行资产相对安全性比较高。另一方面，金融危机以来虽然人民银行多次降低存款准备金率，但目前 13%以上的水平，通过降低存款准备金率，中国的银行系统仍然可以释放大量的流动性，因此目前货币政策在信贷渠道方面发挥作用空间较大。



（图 19）法定存款准备金调整情况

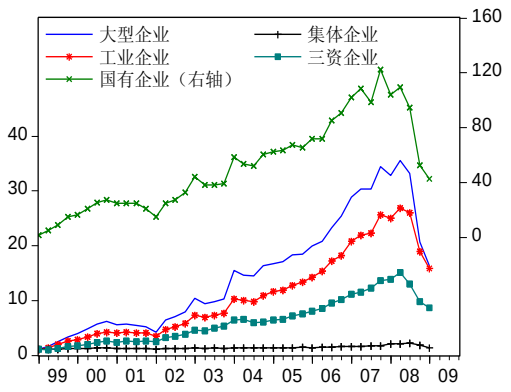


（图 20）不良资产占全部贷款的比例

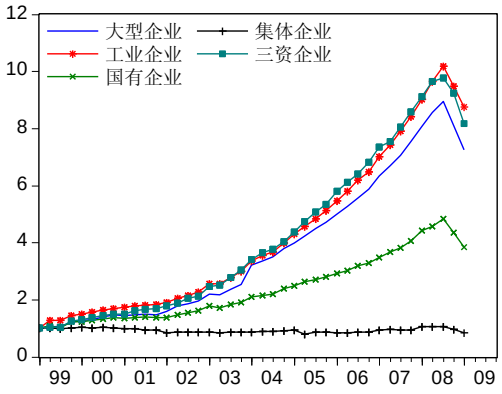
经济危机中货币政策另一个重要的传导渠道是资产负债表渠道，或者欧文·费雪所定义的“债务通缩”渠道。在经济危机中，资产和商品的价格下降，对债务人构成压力，为了偿还债务不得不降价出售自己的资产，从而引发新一轮价格下降，从而造成金融环境的进一步恶化。根据这一思想，费雪曾经力劝罗斯福总统要使汇率服从通货再膨胀的需要，并最终为罗斯福所接受。[①]

同样，资产负债表渠道在中国通货紧缩时期也有体现。1992 年到 1996 年期间高通胀造成真实贷款利率长时间为负值，见（图 5）。低利率刺激了总需求，导致通货膨胀恶化。在这种背景下中国政府从 1993 年中开始采取紧缩的宏观经济政策。1997 年初，月度环比商品零售价格指数和工业品出厂价格指数开始下降，即经济进入通货紧缩阶段。由于环比数据和同比数据之间存在的差异，1997 年宏观经济政策的出发点仍然是紧缩总需求，对信贷总额和通货膨胀率继续规定了上限。1998 年名义贷款利率为 6.39%，而商品零售价格指数比上年下降了 2.6%，按这个价格指数计算，1997 年发生的 1 年期贷款在 1998 年实际实现的真实利率高达 10%，这意味着厂商从银行借钱投资将导致巨大的亏损。高利率使的厂商实际实现的利润减少甚至出现亏损，从而导致净资产下降或者增长率下降，厂商负债能力下降。1997 年信贷额度首次出现剩余，商业银行的惜贷使得过去的“信贷—货币供给”这个渠道被堵塞。货币供给增长率相对下降又使得价格水平进一步下降，贷款的真实利率进一步上升，经济陷入一个恶性循环当中。

[①] 参见伯南克（2008），第 28 页。



（图 21）工业企业利润定基比[①]



（图 22）工业企业销售收入定基比

从当前的情况来看，子经济危机发生以来，国内工业企业盈利能力受到较大冲击。（图 21）反映了名义利润的变化情况，自 2008 年 5 月份以来，工业企业利润呈现迅速下降，其中国有企业下降最快，名义利润总额下降约 2/3，工业企业总体下降越 40%左右。利润总额下降无疑对企业的偿债能力造成了不利影响。由于企业利润包含了企业投资收益，而此前由于中国股票市场空前繁荣造成高估企业盈利能力的可能，从而也相应高估了目前盈利水平的下降。（图 22）对比研究了同期厂商销售收入的变化，虽然销售收入和利润表现出类似的变化趋势，但是由于不包括投资收益，从 2008 年 5 月份以来，销售收入仅下降 14%左右，下降幅度远远低于利润下降的水平。

结合企业盈利能力下降和目前实际贷款利率仍接近 10%的现状，如果通货紧缩的现状进一步延续，微观企业的盈利能力和真实债务水平可能会进一步恶化，当务之急是降低实际利率水平，否则整个宏观经济可能陷入进一步的恶性循环当中。因此，尽管近期货币供给和贷款余额增长较快，在经济危机的特殊环境下，可以采取适度宽松的货币政策，推动实体经济尽快恢复。

四、结论

根据对中国宏观数据的研究可以发现货币供给量与通货膨胀之间具有显著的正相关关系，此外和通货膨胀对货币流通速度也有加速效应。将上述两方面的因素进行综合分析，我们发现货币供给和总需求之间呈现非线性关系。在经济快速增长阶段，总需求的扩张速度快于货币供给增长速度；相反在经济紧缩阶段，当货币供给低于某一临界水平后，总需求的增长速度要低于货币供给的

[①] 统计局每年 2、5、8、11 月份公布相关利润数据。（图 21）和（图 22）均经过季节调整。

增长速度。因此当宏观经济出现较大程度波动时，对货币政策制定和执行的艺术性要求更高。

自 2009 年以来，货币供给和贷款余额均呈现出快速的增长。根据历史经验，这无疑对未来通货膨胀率上升埋下了伏笔，必须谨慎尽心关注。但是同时我们还必须注意到，我国利率尚未实现完全的市场化，名义利率调整存在之后，2008 年下半年以来发生的通货紧缩导致实际利率上升到较高的水平，这对实体经济的恢复不利。如果实际利率持续处于较高水平，造成企业实际债务负担增加，损害其偿债能力，可能会导致宏观经济陷入恶性循环之中。另一方便，企业偿债能力下降还会阻塞货币政策的信贷传导渠道，削弱货币政策的有效性，延长货币政策的时滞。根据上述分析的结果，我们认为，尽管货币供给出现了快速增长，但是目前中国经济尚未完全走出通货紧缩，实际利率水平仍然较高，因此对于货币政策的调整仍需谨慎对待。

参考文献：

卜永祥，周晴，《中国货币状况指数及其在货币政策操作中的运用》，《金融研究》，2004 年第 1 期。

伯南克，《大萧条》，东北财经大学出本社。

分报告 3：

基于小波降噪方法和季度数据的中国产出缺口估计

内容摘要：本文应用小波降噪方法和 1992-2009 年间的季度数据，估计了中国的产出缺口，结果表明，（1）与年度数据的估计相比，小波降噪方法和季度数据估计的产出缺口波动相对比较频繁。（2）1998 年第二季度之前的产出缺口波动幅度比较剧烈，而 1998 年第二季度以后的产出缺口波动趋于平缓。（3）产出缺口波动的频率正在降低，按照“峰-峰”法定义的经济周期持续时间也在拉长。（4）2008 年第二季度以来的经济下滑并无缓解迹象。我们还将应用小波降噪、HP 滤波、BK 滤波、UC 卡尔曼滤波、SVAR 方法估计的产出缺口进行了比较。结果显示，小波降噪方法具有更强的预测通货膨胀能力，能准确反映中国 1991 年以来的经济周期波动，而且具有较好的稳定性。

一、引言

潜在产出也称为充分就业产出。根据美国经济学家利维（Levy, 1963）最早提出这一概念时所给出的定义，潜在产出是指在合理稳定的价格水平下,使用最佳可利用的技术、最低成本的投入组合，并且资本和劳动力的利用率达到充分就业要求所能生产出来的物品和服务。产出缺口是指现实产出与潜在产出的差值占现实产出或潜在产出的比率,它测度的是实际产量与经济中现有资源充分利用所能生产的产量之间的差额，反映了现有经济资源的利用程度。

度量产出缺口的准确程度极大地影响着经济政策的制定（Kara, Ogiinct, Ozlale, and Sankaya, 2007）。在短期，准确地判断产出缺口的方向和大小，可以更有针对性地制定具体宏观调控措施。若实际产出大于潜在产出，则意味着总需求大于总供给，通货膨胀压力增加，政策制定者就需要采取从紧的财政和货币政策，以防止发生经济过热；如果实际产出小于潜在产出,则意味着总需求小于总供给，通货膨胀压力减轻，政策制定者通常会采取宽松的财政和货币政策，以拉动需求，防止由于有效需求不足而带来的通货紧缩。在长期，制定国家的经济发展规划也必须以潜在经济增长率为基础，才能达到可持续、健康、协调发展的目标，避免经济的大起大落。

产出缺口不能通过直接观测得到，只能进行估计。根据国外学者流行的说法（Konuki, 2008），目前通用的估计产出缺口方法有三类，即生产函数方法、单变量方法和多变量方法。而如果从这些估计方法处理时间序列的方式来区分，上述三类方法可归结为两大类方法，一种是直接分析数据随时间变化的结构特征，即所谓时域（time domain）分析法；另一种是把时间序列看成是不同谐波的叠加，研究时间序列在频域（frequency domain）里的结构特征，即频域分析。两类方法有各自的优点和缺点。本文应用一种新的时间序列分析方法——小波降噪方法来估计产出缺口，该方法可以同时在时域和频域两个方面反映同一个时间序列的变化，因此又被称为时频（time-frequency）分析。由于这个特点，小波降噪比其他估计方法更能准确地反映现实经济波动。我们首先综述各种常用的估计方法，并指出其优缺点；其次着重介绍小波降噪方法，然后利用该方法估计中国的产出缺口，根据估计的结果对中国宏观经济政策和宏观调控做出分析，并对小波降噪方法和其他方法得出的产出缺口估计进行比较和评价；最后是总结。

二、潜在产出及产出缺口的估计方法

按照处理时间序列方式的不同，目前通用的产出缺口估计方法可以分为两大类，一是时域分析，二是频域分析。两类方法各有其优缺点。

（一）时域（time domain）分析方法。生产函数方法和多变量分析中的结构向量自回归（即SVAR）方法，都可归类为时域分析方法，即直接分析数据随时间变化的结构特征。生产函数法是首先利用现实数据估算出总量生产函数，并得到全要素生产率(即所谓的索洛残差) ，然后利用消除趋势法对全要素生产率进行分解，从而得到趋势全要素生产率，再估算出潜在就业，将趋势全要素生产率和潜在就业带入总量生产函数便得到了潜在产出和产出缺口。SVAR方法最早由Blanchard 和Quah (1989) 应用于产出缺口估计。他们认为, 潜在产出是供给冲击持久影响的结果, 产出缺口是需求冲击影响的结果，且两种冲击不相关。如果对潜在产出的动态特性施加需求冲击的长期效应为零的长期约束，就可以通过SVAR模型来分离出潜在产出和产出缺口。此外，相对比较古老的线性趋势分解方法和一阶差分分解方法也属于时域分析方法。生产函数法和SVAR方法对数据的要求比较高，因此使用的并不多。郭庆旺和贾俊雪（2004）、Scheibe（2003）、Chow and Li（2002）曾利用生产函数法估计了中国的产出缺口，赵昕东（2008）利用SVAR方法估计了中国的产出缺口。此类方法的优点是有经济理论的支持，缺点是它们都属于相关性分析，基于协方差不变的假设。从经济意义上说，这相当于假定变量之间的相关系数不变。举例来说，用生产函数法估计产出缺口就要求生产函数是稳定的；而用SVAR方法估计产出缺口则要求NAIRU（不引致通货膨胀率改变的失业率）与现实产出之间存在稳定的相关关系。然而市场经济是一个不断演化的动态系统，制度变迁、经济转型、财政和货币政策目标的改变、金融中介的发展、技术进步和组织变迁带来的投入-产出联系的改变，都将使变量间的协方差不再稳定，这将导致估计结果的偏差（Wen and Zeng, 2005）。

（二）频域（frequency domain）分析方法。在估计产出缺口的实践中常用到各种滤波方法，常见的有HP滤波、BK滤波、卡尔曼滤波等。应用滤波方法可以将现实产出分解为趋势成分和周期成分，其中的趋势成分即潜在产出，周期成分即产出缺口。如果仅仅将GDP数据分解为趋势成分和周期成分，就称为单变量方法，广泛应用的HP滤波和BK滤波都属于此类；如果是将实际产出的分解同其他方程（如菲利浦斯曲线）的估计放在一起同时进行，就称为多变量方法，如MV卡尔曼滤波。运用滤波方法估计我国产出缺口的文献比较多，如刘斌和张怀清（2001）、郭庆旺和贾俊雪（2004）、赵留彦（2006）、Gerlach and Peng（2004）等。

滤波方法的优点是简单易行，其中多变量方法还有经济理论的支持，而且该方法也不需要假定协方差不变。但是滤波方法也有自己的缺点。从处理时间序列的方式来看，所有的滤波方法都属于频域（frequency domain）分析法，即把时间序列看成由多个不同频率的规则波（正弦波或余弦波）迭加而成，在频域上比

较不同频率波的方差大小，通过研究和比较各分量的周期变化，以揭示时间序列的频率结构，掌握其主要波动特征。该方法需要以傅立叶变换（Fourier Transform）为基础。因为要得到指标序列的频域信息，就需要将时域的时间序列变换到频域内，以反映时间序列波动频率（周期）和波动幅度间的关系。傅立叶变换就是将时间序列从时域映射到频域的一种工具，变换是基于下列方程：

$$F(z)=\int_{-\infty}^{\infty}X(t)e^{-i2\pi kt}dt \qquad (1)$$

这里的 $X(t)$ 表示原始的时间序列形式，z 表示频率。从物理意义上讲，这个变换的实质是把 $f(t)$ 的波动分解成许多不同频率的正弦波和余弦波的叠加和，通过计算 $f(t)$ 和复指数函数 $e^{i2\pi kt}$ 间的相关系数，就可以将对原函数 $X(t)$ 的研究转化为对其相关系数即 $F(z)$ 的研究。通过傅立叶变换可以求得各种滤波算子，从而将所有频段分解为趋势成分和周期成分。与利用一阶差分法分解趋势成分和周期成分相比，滤波方法不会放大非主流信息，因此有很大的优越性。虽然傅立叶分析非常有用，但是有一个严重的缺陷，因为由时域转换到频域时丢失了时域信息，当观察时间序列的傅立叶变换结果时不可能判断出一个事件的发生时间。如果时间序列的特性不随时间的变化而发生变化，即处理一个平稳的时间序列，这个缺陷就不是很重要。然而，最有趣的时间序列包含大量的不稳定的或者瞬时的特征，如漂移，趋势，突变和事件的开始与结尾，尤其是在一个处于体制转型中的发展中国家更是如此。这些特征通常是时间序列最重要的部分，而傅立叶分析不能区分出这些特征。这意味着以此为基础的各种滤波方法在估计产出缺口时可能出现偏差。

为了减少这些缺陷，Gabor (1946)用傅立叶变换一次只分析时间序列的小部分，这种技术被称为短时傅立叶变换(Short Time Fourier Transform，STFT)，它将时间序列转换成时间和频率的二维函数。这种方法首先把一个时间序列分解为许多长度为 $N\delta t$ 的小时间序列，然后在一个以时间为自变量的滑动窗口上对每一个小时间序列进行傅立叶变换，这样就可以同时反映时域和频域信息。在 STFT 基础上可以发展出被称为 RMS（Running median smoothing）滤波的新工具。Scacciavillani and Swagel（2002）曾利用该方法估计了以色列的产出缺口，但它尚未被用于中国产出缺口的估计。然而正如 Kaiser (1994)所指出的，由于 STFT 在分析中强加了一个反应间隔时间 T，因此短时傅立叶变换是在时频域的不精确、无效率的方法。不精确是因为无法区分没有落在窗口中的频段的高频和低频部分，无效率是因为窗口宽度固定后时间定位和频率都将被决定，因此

无法同时获得时间和频率变化的信息。

这就需要寻找一种新的方法，能将时域和频域结合起来描述时间序列的时频联合特征，小波分析（Wavelet Analysis）就是这样一种时间窗和频率窗都可改变的时频分析方法，它在低频部分具有较高的频率分辨率和较低的时间分辨率，在高频部分具有较高的时间分辨率和较低的频率分辨率，使我们能够根据实际需要在时间精度和频率精度之间进行适当的取舍，从而克服前述时域和频域分析各种方法的缺陷。本文将利用小波分析来估计中国的产出缺口，并将结果与其他方法相比较。此外，目前国内对于产出缺口的估计大多采用年度数据，而本文采用跨度更小的季度数据，这将大大提高产出缺口估计的准确性，有利于我们更加准确和及时地判断经济形势。

三、小波降噪方法和其他估计产出缺口的方法

（一）小波降噪估计产出缺口的方法

小波分析（Wavelet Analysis）是在应用数学的基础上发展起来的一门新兴学科，在物理学、分析化学、工程学等领域有着广泛的应用。其在经济学中的应用尚处于起步阶段（Crowley，2007），国外已经有一些研究者开始运用小波分析来研究经济周期（Yogo，2003；Crivellini *et al*，2004；Jagric and Ovin，2004；Wen and Zeng, 2005），但将小波分析用于估计产出缺口的研究还很少，笔者只见到Scacciavillani and Swagel（2002）和Conway and Frame（2000）两篇论文，分别运用小波降噪方法估计了以色列和新西兰的产出缺口。本文试图运用这种比较新的方法估计中国的产出缺口。

用小波分析估计产出缺口的基本原理是：如果我们把实际产出自然对数序列Y_t看作是一个被“污染”的信号，它包括两个部分，一部分是趋势成分，另一部分是周期成分。其中趋势成分就是潜在产出Y_t^*，周期成分就是产出缺口η_t。周期成分只是暂时性的扰动，对产出没有长期影响，因而可以看作是“噪声”。小波分析的基本原理是，通过小波变换抑制噪声η_t，以从产出Y_t中提取出不可观测的潜在产出Y_t^*，并估计产出缺口$Y_t - Y_t^*$。这一过程可以被形象地称为“小波降噪”（Wavelet Denoising）。要实现这个过程，需要用到小波变换（Wavelet Transform）。与傅立叶变换类似，小波变换也是将时间序列从时域映射到频域的一种工具。但与傅立叶变换和短时傅立叶变换（STFT）不同的是，小波变换能够通过伸缩和平移改变时频分析窗的形状，从而对函数或信号进行多分辨分析。这意味着小波变换是一种可同时在时频两域表征信号局部特征的时频局部化分析方法，即在低

频部分具有较高的频率分辨率和较低的时间分辨率，在高频部分具有较高的时间分辨率和较低的频率分辨率，这是它的主要优越性。

小波分析的基本思想同傅里叶分析一致，都是用一族函数来表示信号或函数。小波变换使用的小波分析的实质是以小波函数系$\psi_{(a,b)}(t)$的形式将信号$f(t)$分解为不同频带的子信号。其中的小波函数系$\psi_{(a,b)}(t)$是通过母小波$\psi(t)$的伸缩和平移构成的，母小波是一种在实数域内积分为 1 的小波基本函数，它的特点适合于对产出缺口进行小波分析。小波函数系$\psi_{(a,b)}(t)$的表达式如下：

$$\psi_{(a,b)}(t)=\frac{1}{\sqrt{|a|}}\psi(\frac{t-b}{a}) \qquad (2)$$

其中 a、b 为任意的实数对，a 为非零实数。

如果我们将潜在产出序列Y_t^*看成是一个信号$f(t)$，则利用上述小波函数系，可以将信号$f(t)$变换为：

$$W_f(a,b)=\frac{1}{\sqrt{|a|}}\int_{-\infty}^{+\infty}f(t)\psi(\frac{t-b}{a})dt \qquad (3)$$

然后进行小波逆变换，可以实现信号的重构，重构的表达式为：

$$f(t)=\frac{1}{C_\psi}\int_0^{+\infty}\frac{da}{a^2}\int_{-\infty}^{+\infty}WT_X(a,b)\frac{1}{\sqrt{a}}\psi(\frac{t-b}{a})db \qquad (4)$$

其中$f(t)$为重构后的信号。

如果信号$f(t)$被噪声污染后为$s(t)$，那么基本的噪声模型就可以表示为：

$$s(\mathrm{t})=f(t)+\sigma e(n) \qquad (5)$$

其中$e(\mathrm{n})$为噪声，σ为噪声强度。在最简单的情况下可以假设$e(n)$为高斯白噪声，且$\sigma=1$。前面已经指出信号$f(t)$代表潜在产出序列Y_t^*，如果我们将$s(t)$看作是包含被污染信号的实际产出序列Y_t，$e(\mathrm{n})$看作是周期成分或产出缺口η_t，则公式（5）就可以表示为：

$$\mathrm{Y_t}=\mathrm{Y_t^*}+\eta_t \qquad (6)$$

这样就可以利用小波降噪法从实际产出序列Y_t中分离出不可观测的潜在产

出Y_t^*，从而提取出产出缺口序列η_t。Donoho and Johnstone (1992)证明，如果小波基本函数存在，则小波变换就是从一个信号中提取白噪声的最优方法。根据Donoho (1993)提出的小波降噪方法，对初始信号$f(t)$进行小波降噪的过程可分为以下步骤：

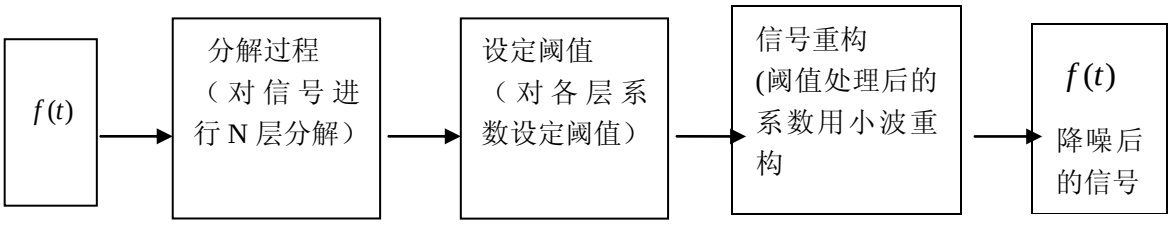


图 1　波降噪过程示意图

具体地说，小波可以在多个尺度下把信号中不同频率的成分分解到不同的子空间中去，如果对分解得到的小波系数设定阀值，将低于阀值的噪声成分所在频带的小波系数置为零，保留我们关心的频带的小波变换系数，那么就可以通过对信号的重构而得到去除噪声的信号。如果我们设定一个阀值 c，把低于阀值的小波系数$\mathrm{WT_X}(a,b)$（主要由白噪声引起）设为 0，而保存高于阀值的$\mathrm{WT_X}(a,b)$（主要由信号$f(t)$引起），经过这样处理之后的$\mathrm{WT_X}(a,b)$就可以理解为基本上由信号本身引起，再用重构算法对$\mathrm{WT_X}(a,b)$进行重构，重构后的信号就是信号$f(t)$的估计值。通过上述过程，我们就可以估计出公式（6）中的潜在产出和产出缺口序列。

（二）其他估计产出缺口的方法[①]

1、HP滤波。HP滤波最先由Hodrick和Prescott（1997）提出，通过最小化下列损失函数而实现：

$$\frac{1}{\mathrm{T}}\sum_{t=1}^{T}(\ln Y_t-\ln Y_t^*)^2+\frac{\lambda}{T}\sum_{t=2}^{T-1}[(\ln Y_{t+1}^*-\ln Y_t^*)-(\ln Y_t^*-\ln Y_{t-1}^*)]^2 \qquad (7)$$

其中, N 为样本个数, $\lambda=\mathrm{VAR}(\mathrm{y}_t^c)/VAR(y_t^T)$。通过（7）式可以将实际产出的自然对数$LnY_t$分解为趋势成分（即潜在产出的自然对数$LnY_t^*$）和周期性成分即

[①] 由于无法得到生产函数方法需要的季度数据，难以与其他方法的结果比较，因此我们忽略了生产函数方法。

（产出缺口 $LnY_t - LnY_t^*$ ）。t滤波法存在的最大争议是λ 值的选取。不同的λ 值决定了不同的周期方式和平滑度。λ 的值越大，趋势成分越平滑。当λ = 0时趋势成分就是数据本身，当 $\lambda \to \infty$ 趋势成分在极限上是线性时间趋势。一般认同Hodrick和Prescott(1997)的意见，使用季度数据时取λ =1600，这也是本文在应用HP滤波时的λ 取值。

2、SVAR模型。该模型是由Blanchard和Quah (1989)提出的，他们在产出和失业变量经济含义的基础上，利用统计方法建立向量自回归方程，以此估算产出的趋势成分。其基本思想是，趋势变动来源于永久冲击，而周期波动的主要来源于短暂冲击，比如可以认为趋势变动是由于技术革新引起，而周期波动则是需求冲击的结果，在这种情况下，有必要从数据中提取两种不同类型的结果，Blanchard和Quah (1989)建议对一个非平稳变量以及一个或若干个平稳变量如失业率等进行分析，通过对残差进行分解，得到相互独立的趋势成分和周期成分，周期成分即产出缺口。我们在应用Blanchard和Quah的模型估计中国的产出缺口时，由于在中国对失业率的统计不够准确，因此我们没有使用失业率数据建立SVAR 模型。考虑到通货膨胀率也是反映短期经济周期波动的指标，因此本文使用实际GDP与通货膨胀率数据建立SVAR模型，并估计产出缺口。

3、BK滤波。BK滤波是Baxter和King（1995）提出的，它是理想带通（band-pass）滤波的线性近似。带通滤波方法把产出序列分解为趋势、周期和不规则成分，分别对应谱中低频、中频和高频成分。由于经济周期长度通常在6到32个季度之间，BK滤波正是过滤掉频率低的趋势成分和频率高的不规则成分而保留中间频率的周期成分。与HP滤波不同，BK滤波是一种对称权数、绝对可加的移动平均，其公式为：

$$Y_t^T = \sum_{i=K}^{K} \omega_i Y_{t-i} \qquad (9)$$

其中的关键在于K值的选择。较大的K值过滤效果较好，但观察值损失较大。比较科学的讨论是Baxter与King (1995) 在对美国实际经济时间序列进行分析时给出的，他们证明了带通滤波BK (6, 32) ,截断长度为K=12为最好。我们采用了BK（6，32），同时做了不同截断长度的数据试验，由图形来看，以K=4为最佳(因篇幅之故略去细节)。

4、UC-kalman滤波。本文借鉴了赵留彦(2006)的状态空间模型来估算产出缺口，为了分离潜在产出和产出缺口，设实际产出自然对数序列y 服从如下非观测成分模型:

$$y = \bar{y}_t + y_t^c \qquad (10)$$

$$\bar{y}_t = c + \bar{y}_{t-1} + e_t \quad e_t \sim i.i.d.(0, \sigma_e^2) \qquad (11)$$

$$\Phi(L) y_t^c = \omega_t \quad \omega_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\omega^2) \qquad (12)$$

第一个方程将t期的实际产出分解为潜在产出 $\bar{y}_t$ 和周期成分 y_t^c 之和，$\Phi(L)$ 为滞后算子L 的p 阶滞后多项式。方程(11) 中非平稳的潜在产出成分进一步被设定为含漂移项的随机游走过程，漂移项为常数c。当残差 e_t 的方差很小时，趋势中的随机部分就相对不重要，也就是潜在产出更多地由漂移项c 主宰。此时实际产出的波动更多应归因于周期成分。在极端情况下，$\sigma_e = 0$ 时趋势成分为确定的线性趋势。反过来，如果 σ_e 较大而 y_t^c 的变动相对较小，则实际产出的波动更多应归因于潜在的长期趋势的变化，而不是短期的周期性波动。方程(12) 设定周期成分是无条件均值为0 的有限阶自回归过程。为简化参数，我们设定 $\Phi(L)$ 为二阶滞后多项式，并对（12）的系数施加如下约束：

$$y_t^c = \eta y_{t-1}^c - [\rho/(1+\rho)] y_{t-2}^c + \omega_t \quad \omega_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\omega^2) \qquad (13)$$

其中 η 及 $\rho/(1+\rho)$ 为待估参数。

非观测成分模型的一个重要假定是趋势成分和周期成分的扰动 e_t 和 ω_t 互相独立，虽然该假定与实际经济并不完全符合，然而模型(10)—(12) 的识别与估计离不开 e_t 和 ω_t 独立的设定。否则，模型可识别的情形只能是 e_t 和 ω_t 完全相关，这明显同经济现实相差更远。总体来看，尽管不能完全排除潜在成分和周期成分的扰动项相关的可能，然而这种相关不致太强。至少对经济现实而言，零相关假定优于完全相关假定。将（10）到（12）写为状态空间形式为：

$$\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \chi & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c \\ \bar{y}_t \\ y_t^c \\ y_{t-1}^c \\ \pi_t^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \qquad (14)$$

（14）为双变量形式的观测方程，状态方程可写为：

$$\begin{bmatrix} c \\ \bar{y}_t \\ y_t^c \\ y_{t-1}^c \\ \pi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \eta & -\rho/(1+\rho) & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c \\ \bar{y}_{t-1} \\ y_{t-1}^c \\ y_{t-2}^c \\ \pi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ e_t \\ \omega_t \\ 0 \\ v_t \end{bmatrix} \quad (15)$$

假定模型中的方差均服从正态分布，用极大似然估计估算出各个参数的值。为了利用全部样本信息获得状态变量的最大似然推断, 可借助卡尔曼滤波的平滑 (smoothed) 算法, 递推计算出状态变量的估计值，从而得到潜在产出和产出缺口。

四、估计结果和数据分析

本文使用 1992 年第一季度至 2009 年第一季度的实际 GDP 的数据。名义 GDP 的季度数据来自中经网统计数据库，CPI 的季度数据来自 IMF 的 IFS 数据库（International Financial Statistics）。其中 2009 年第一季度的数据来自国家统计局网站。由于 GDP 平减指数可以比 CPI 更精确地平减现价 GDP 的季度数据，因此我们借鉴龚敏、李文溥（2007）的做法，将定基 CPI 季度序列作为引导序列，用三次厄尔密样条（Cubic Hermite Spline）插值方法把年度 GDP 平减指数插值为季度 GDP 平减指数，然后将现价 GDP 序列换算为以 1992 年为基期的不变价格 GDP 序列。由于季度数据具有很大的季节性，因此首先对数据进行了 Census X12 季节调整。我们用 Matlab7.0 软件实现小波降噪的计算。

利用小波降噪方法估计产出缺口需要遵守两个准则：（1）光滑性：在大部分情况下，降噪后的信号应该至少和原信号具有同等的光滑性；（2）相似性：降噪后的信号和原信号的方差估计应该是最坏情况下的最小方差，如果降噪后的信号过于光滑而失去原信号本身的一些信息，则不符合相似性原则。

在具体操作中，小波降噪方法要确定以下几个问题：

（1）小波基本函数的选择根据信号的性质决定，难以总结出一般原则，可根据不同的问题选择不同的小波母函数，同时考虑不同小波母函数的不同特性对降噪结果的影响。

（2）确定小波分解的适当层数。层数越多，计算工作量也越大，误差也会增加。但是,尺度越大越有利于从更深层次进行信号趋势分析，能使时间序列更加平稳，因此分解层数一般采用 3~5 层。

（3）阈值的确定：阈值的大小对降噪结果很关键，如果阈值太小，就会保留过多干扰因素；相反阈值太大，决定走势的因素又会被过滤掉，因此应尽可

能选择最优阈值。

针对以上的分析，我们用不同的小波，不同的阈值确定法以及不同的分解层数的组合对 GDP 时间序列进行降噪，首先我们选用了不同的小波进行分析，用相似性原则排除与原信号光滑性相差甚大的组合，然后计算余下的组合对降噪后重构的 GDP 与实际 GDP 的方差，最后选择方差最小的组合：（dmey 小波基，Penalty 阈值，3 层），利用小波降噪估计产出缺口的结果如图所示。

从图 2 可以看出，与郭庆旺和贾俊雪（2004）、赵昕东（2008）等用年度数据的估计结果相比，用季度数据估计的潜在产出波动更加频繁，因此揭示了很多年度数据估计无法显示的产出缺口，这表明利用季度数据的产出缺口估计结果更加精细。具体来看，1992 年第一季度至 2009 年第一季度，小波降噪的季度数据产出缺口出现了 22 次正负值的转换，而郭庆旺和贾俊雪（2004）估计的 1978-2002 年度数据产出缺口只出现了 5 次正负值的转换，赵昕东（2008）估计的 1982-2006 年度数据产出缺口只出现 7 次正负值的转换。这说明，如果我们用季度数据估计产出缺口，可能会揭示更多、更精细的经济波动。具体来说，图 2 为我们揭示了 1992 年以来我国宏观经济的波动具有以下特点：

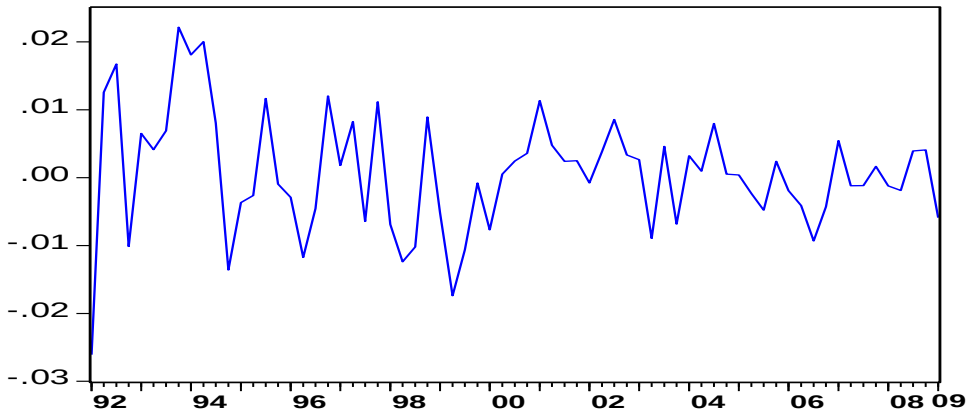


图 2　利用小波降噪方法得到的产出缺口

（1）周期波动多而频繁。与年度数据的估计相比，季度数据估计的产出缺口波动比较频繁，正负缺口的交替较多。其他利用季度数据的估计也得出了类似结果。如王少平、胡进（2009）估计 1992-2008 年中国宏观经济经历了 9 轮周期波动，而图 2 的结果表明，如果按照王少平、胡进（2009）运用的“峰-峰”法划分经济周期，则周期波动可能多达 10 轮。而按照郭庆旺和贾俊雪（2004）、赵昕东（2008）的年度数据估计，在上述样本期内只有 2-3 轮经济周期波动。可见我国的产出缺口和经济周期的波动可能比年度数据的估计结果更加复杂。

（2）产出缺口波动的幅度下降、频率降低。从图2可以看出，1998年第二季度之前的产出缺口波动波动幅度比较剧烈，最大值曾达到-6%，平均也在 ± 2%以

上；而1998年第二季度以后的产出缺口波动趋于平缓，没有一次超过±2%。与此同时，产出缺口持续时间也在变长。1998年第二季度以前，除1993年Q1-1994年Q2的正产出缺口之外，其他正产出缺口和负产出缺口的持续时间都在一年以下；而自1998年第二季度起，多数正、负产出缺口的持续时间超过一年。与此相对应，按照“峰-峰”法定义的经济周期持续时间也在拉长。1998年第二季度前的大多数经济周期持续时间低于8个季度；而此时点之后的大多数经济周期持续时间都达到或超过了8个季度。这意味着产出缺口波动的频率降低了。产出缺口波动幅度下降和频率降低的现象也存在于发达国家（Stock and Watson, 2004；曹永福，2007）。美国学者Kraay 与Ventura（2001）论证，与发达国家相比，发展中国家不易出现经济周期稳定化的趋势，原因有两个方面，从产品市场来看, 发达国家的技术领先优势使得他们的产品有更强的市场支配力量和更低的价格需求弹性, 因此发达国家受需求冲击的影响较小；而发展中国家的传统技术很容易被竞争对手模仿, 面临的国际市场竞争也更加激烈, 因此受需求冲击的影响会比较大。从劳动力市场看, 发达国家的产业主要依靠技术程度较高的熟练劳动力, 这种劳动力的供给弹性比较小, 即使需求增加熟练劳动力也不可能过快增长, 而发展中国家主要依靠供给弹性较大的非熟练劳动力, 当市场需求波动的时候, 这种劳动力的就业也会大幅度波动。中国作为一个发展中国家也存在上述两种问题，但仍然出现了产出缺口波动幅度下降和频率降低的情况，这说明自1998年以来我国市场经济不断成熟和完善、运用宏观调控政策的力度和时机更为准确，国内需求扩大缓解了国际市场需求冲击等原因，在很大程度上抵消了中国技术落后、非熟练劳动力比重大的劣势，从而缓解了产出缺口的波动。

（3）2008 年第二季度以来的经济下滑并无缓解迹象。从图 2 可以看出，我们目前正处在新一轮经济周期的下降期。2006 年 Q2-2008 年 Q2，产出缺口持续为正，而自 2008 年第二季度开始，产出缺口由正转负，表明我国宏观经济出现了由总需求大于总供给转为总供给大于总需求的方向性变化。而从 2009 年第一季度的数据来看，产出缺口不但仍为负值，而且仍然处于下降趋势，并未出现反转。这说明，2008 年第四季度我国政府实行的大规模刺激经济的反周期政策，虽然提振了市场信心，但尚未真正导致产出缺口的缩小，所以没有出现总供给大于总需求的矛盾缓解的现象。

上述结果只是揭示了短期内我国产出缺口的波动趋势。从中长期来看，我国产出缺口将如何变动，需要我们在上述研究的基础上进行外推研究，即预测 2009-2010 年我国产出缺口的变动趋势。为此我们使用了两种方法，一种是首先用 Kalman 滤波预测 2009-2010 年 GDP 时间序列，然后用小波降噪方法估计产出缺口；另一种是首先用指数平滑方法预测 2009-2010 年 GDP 时间序列，然后

用小波降噪方法估计产出缺口。结果如下：

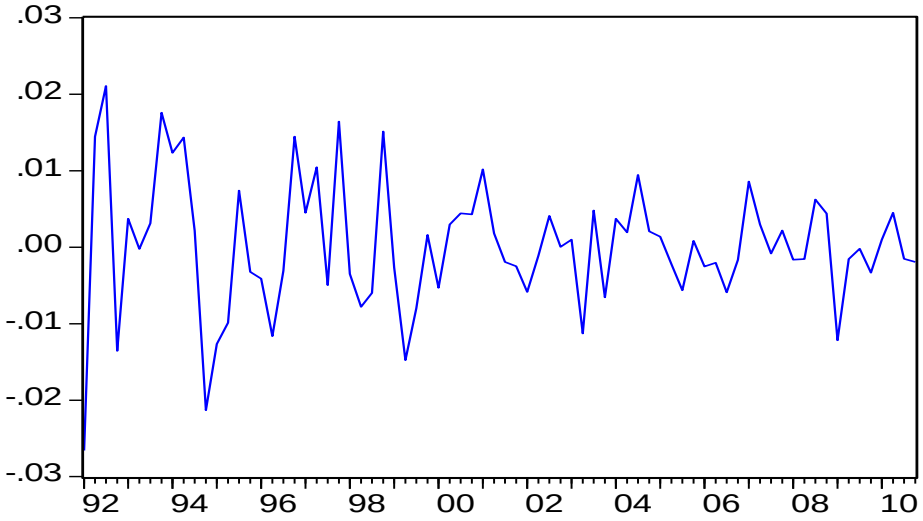


图 3　用 kalman 滤波预测 GDP 序列，dmey 小波 3 层降噪估计产出缺口

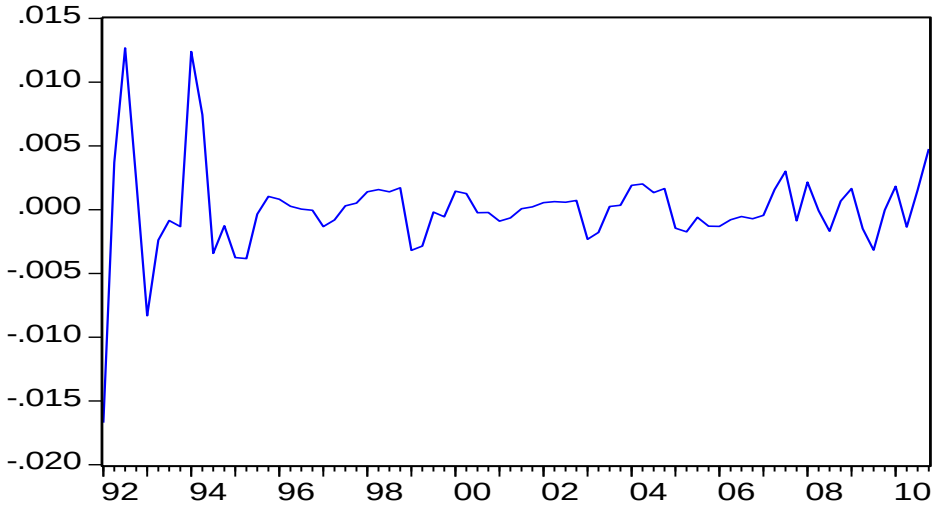


图 4　用指数平滑法预测 GDP 序列再用小波降噪求产出缺口

从图 3、图 4 可以看出，用两种方法预测的我国 2009-2010 年产出缺口，都在 2009 年第三季度左右出现了产出缺口收窄的情况。但在以后的几个季度里，产出缺口还是有波动的。图 3 和图 4 表明，2009-2010 年，产出缺口一直在围绕 0 上下波动，这说明未来两年可能出现产出缺口正负交替频繁的现象。这证实了主报告对本轮经济周期的预测：从 2009 年第三季度起我国宏观经济将出现回暖，但经济回暖的基础不牢固，还会出现反复。这意味着，我们不能在短期内停止扩大内需、刺激经济的反周期政策。

五、小波降噪产出缺口与其他产出缺口的比较

为了将小波降噪方法估计的产出缺口与其他方法相比较，我们利用同一个样本期的季度数据，分别利用 SVAR 方法、HP 滤波、BK 滤波、UC-卡尔曼滤波方法估计了我国的产出缺口，为方便比较，我们把上述四种方法估计的产出缺口与小波降噪方法估计的产出缺口放在了一个图中，参见图 5。从图 5 可以看出，各种方法估计的产出缺口相差并不大，只是 HP 滤波和 UC-kalman 滤波估计的 2008 年第二季度以来的产出缺口波动过大，如按 HP 滤波的估计 2009 年第一季度的产出缺口居然达到-6%，这与我们的直觉不符。其他方法的估计结果与小波降噪比较相似。为了弄清楚各种方法估计产出缺口能力的优劣，我们需要用专门的工具来比评价不同方法估计得出的产出缺口。

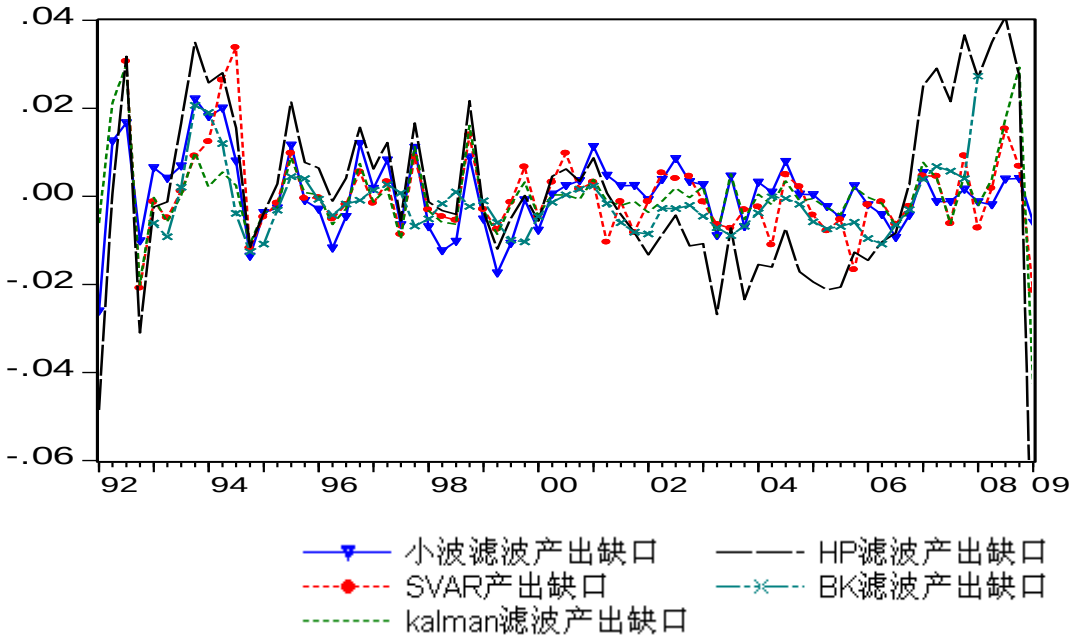


图 5　各种方法估计的产出缺口

用不同方法估计得到的产出缺口存在一定的差异,事实上通过任何一种方法估计得到的产出缺口都会有所不同,因此,需要对由不同方法得到的产出缺口进行比较。本文采用 Camba - Mendez 和 Rodriguez - Palenzuela (2003)提出的三条标准来评价不同算法估计得出的产出缺口。第一，对通货膨胀的预测能力；第二，与历史上的经济周期转折点是否一致；第三，估计的稳定性，即每一期得到新的 GDP 等经济指标后，重新估计得到的新的产出缺口的值是否与上一期估计的产出缺口一致。

（1）对通货膨胀的预测能力

Theil 不等式参数(Theil Inequality Coefficient, TIC)是一个用来衡量模型预测能力的指标，具体是衡量两个序列 y_t 与 $\hat{y}$ 的差别程度，该值在 0 与 1 之间，越接近 0 预测效果越好。该指标可用下式表示:

$$\mathrm{TIC}=\frac{\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}(\hat{y}-y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\hat{y}_t^{\,2}}+\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}y_t^{\,2}}} \qquad (16)$$

我们将利用小波降噪方法、HP 滤波、BK 滤波、UC-kalman 滤波和 SVAR 模型得到的五种产出缺口作为解释变量，分别建立以当期通货膨胀率为被解释变量的回归模型，然后将上一期的通货膨胀率代入回归模型进行样本内预测，设用产出缺口预测的 CPI 序列为 $\hat{y}$，实际 CPI 序列为 y_t，则 TIC 指标值表明了产出缺口对通货膨胀的预测能力，将预测结果代入（16）式，可得出各种产出缺口的 TIC 值，参见表 2。

表 2 各个模型对通货膨胀的预测能力的 TIC 指标

	HP 滤波	BK 滤波	UC-kalman 滤波	小波降噪方法	SVAR 模型
TIC 值	0.0721	0.0861	0.1667	0.0624	0.1685

从表 2 可以看出，小波降噪方法的 TIC 值最小，其他各种方法的 TIC 值虽然也比较低，但都低于小波降噪方法。可见各种产出缺口的估计方法对通货膨胀率均有很好的预测能力，其中小波降噪方法的预测效果最好。

（2）各种方法计算的产出缺口与基准周期转折点的比较。王少平，胡进（2009）通过对 GDP 季度数据进行 B-N 分解将 1992 年到 2008 年的经济分为九个周期（一个标准的“U 型”为一个周期），本文将他们得到的周期作为基准经济周期，并将各种方法计算的产出缺口结果与基准经济周期的结果进行对比，结果如图 6 所示，图中垂直虚线是王少平，胡进（2009）对中国的经济周期的划分的转折点，由于其计算季度实际 GDP 是用当年的 CPI 来平减每个季度的 GDP，因此结果与本文可能稍微存在不一致。从下图可以看出，本文各种方法计算的产出缺口与王少平、胡进（2009）计算的经济周期总体比较吻合，说

明用产出缺口结果能很好地反映实际经济情况。从图 6 可以看出，HP 滤波和 UC-kalman 滤波所得出的谷的时间，与基准经济周期的谷的时间差距较大，而其他方法与基准经济周期的吻合度互相相差不多。

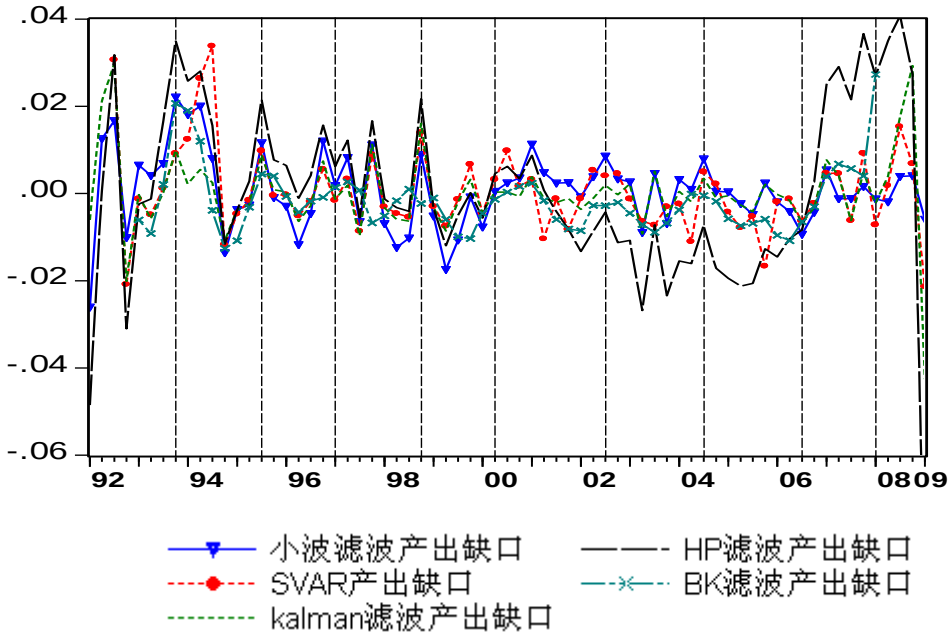


图 4　各种方法计算的产出缺口与基准周期转折点的比较

（3）估计的稳定性。产出缺口的稳定性是指每一期得到新的 GDP 等经济指标后，重新估计得到的新产出缺口的值是否与上一期估计的产出缺口一致。为了考察各种方法的稳定性，我们将使用 1992 年第一季度到 2009 年第四季度数据计算的产出缺口 A（在下图中用实线表示）与使用 1993 年第一季度到 2008 年第一季度的数据估计得到的产出缺口 B（在下图中用虚线表示）进行比较。从图 7-图 11 可以直观地看出，各种产出缺口估计的 1993 年第一季度到 2008 年第四季度与 1992 年第一季度到 2009 年第一季度的结果都具有很大的相似性。我们利用（16）式计算了相应的 TIC 值以判断产出缺口 A 与产出缺口 B 之间的偏离程度，结果见表 3。从表 3 可以看出，各种产出缺口的 TIC 值相差不多，其中 SVAR 模型和小波降噪方法的 TIC 值最小，这说明 SVAR 模型和小波降噪估计的产出缺口具有更大的稳定性。

表 3　估计的产出缺口的稳定性 TIC 值

估计方法	HP 滤波	BK 滤波	UC-kalman 滤波	小波降噪	SVAR
TIC 值	0.3154	0.3206	0.3846	0.2952	0.2969

上述分析大致可以说明，除与基准经济周期的转折点的比较上小波降噪方法没有明显的优势外，其他两个标准（对通货膨胀的预测能力、估计的稳定性）

都是小波降噪方法相对占优。这证明了小波降噪方法在估计产出缺口方面的优势。

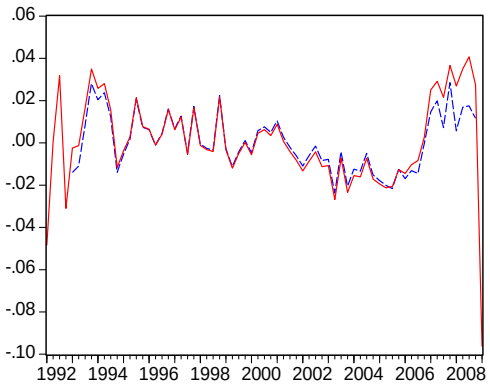


图 7　HP 滤波产出缺口的稳定性

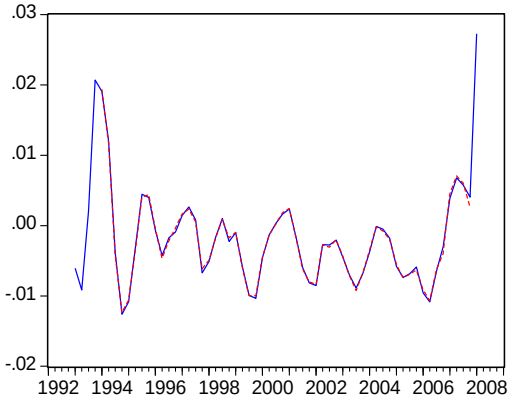


图 8　　BK 滤波产出缺口稳定性

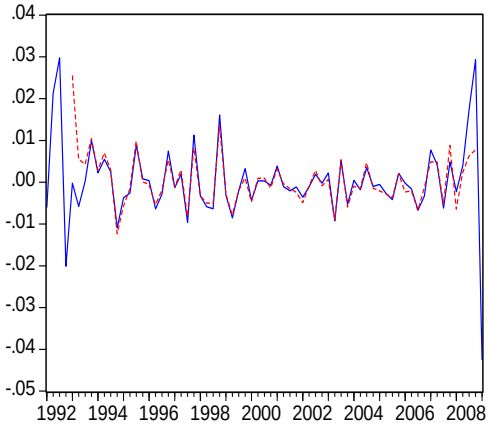


图 9　UC-kalman 滤波产出缺口的稳定性

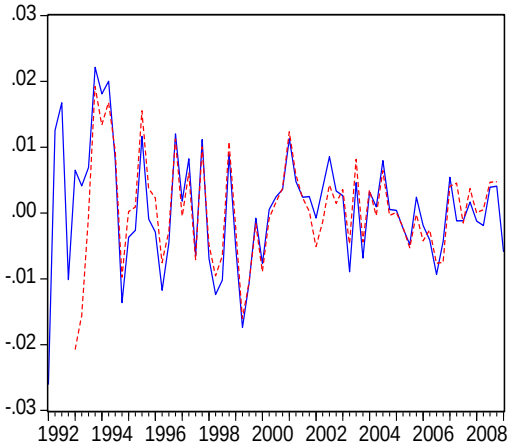


图 10　小波降噪产出缺口的稳定性

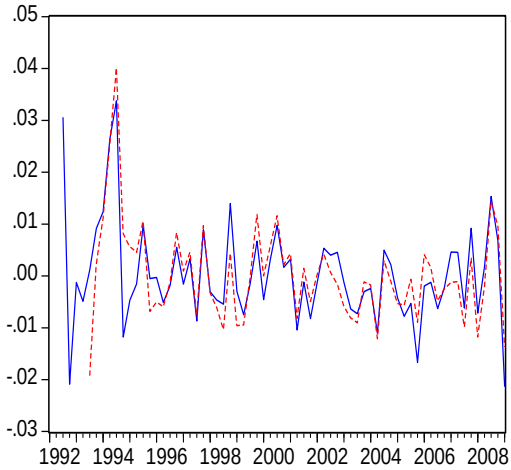


图 11　SVAR 产出缺口的稳定性

六、结论和政策含义

现有的估计产出缺口的方法可以分为两大类：时域分析（如生产函数法和 SVAR 模型）和频域分析（如各种滤波方法）。前者需要假定变量间的协方差不变，因而可能导致估计结果的偏差；后者需要以傅立叶变换为基础，因此无法反映非平稳时间序列的特征。本文应用一种新的时间序列分析方法——小波降噪方法来估计产出缺口，该方法可以同时在时域和频域两个方面反映同一个时间序列的变化，因此又被称为时频（time-frequency）分析。它在低频部分具有较高的频率分辨率和较低的时间分辨率，在高频部分具有较高的时间分辨率和较低的频率分辨率，使我们能够根据实际需要在时间精度和频率精度之间进行适当的取舍，从而克服前述时域和频域分析各种方法的缺陷。由于这个特点，小波降噪比其他估计方法更能准确地反映现实经济波动。

本文应用小波降噪方法和 1992-2009 年间的季度数据，估计了中国的产出缺口，结果表明：（1）与年度数据的估计相比，小波降噪方法和季度数据估计的产出缺口波动比较频繁，正负缺口的交替较多。可见我国的产出缺口和经济周期的波动可能比年度数据的估计结果更加复杂。（2）1998 年第二季度之前的产出缺口波动波动幅度比较剧烈，而 1998 年第二季度以后的产出缺口波动趋于平缓。（3）产出缺口持续时间变长。1998 年第二季度以前，多数正产出缺口和负产出缺口的持续时间都在一年以下；而自 1998 年第二季度起，多数正、负产出缺口的持续时间超过一年。与此相对应，按照“峰-峰”法定义的经济周期持续时间也在拉长。这意味着产出缺口波动的频率降低了。发达国家的经济周期和产出缺口也有类似的现象。（4）2008 年第二季度以来的经济下滑并无缓解迹象。这说明，2008 年第四季度我国政府实行的大规模刺激经济的反周期政策，虽然提振了市场信心，但尚未真正转化成产出缺口的缩小，所以没有出现总供给大于总需求的矛盾缓解的现象。（5）用两种方法预测的我国 2009-2010 年产出缺口，都在 2009 年第三季度左右出现了产出缺口收窄的情况。但在以后的几个季度里，产出缺口一直在围绕 0 上下波动，这说明未来两年可能出现产出缺口正负交替频繁的现象。这证实了主报告对本轮经济周期的预测：从 2009 年第三季度起我国宏观经济将出现回暖，但经济回暖的基础不牢固，还会出现反复。这意味着，我们不能在短期内停止扩大内需、刺激经济的反周期政策。

上述结果对当期刺激宏观经济的反周期政策有很强的政策含义。首先，在我国产出缺口波动比较频繁、产出缺口波动幅度趋于平缓的情况下，反周期政策虽然对于熨平产出缺口的波动有一定作用，但容易出现矫枉过正的情况。所

以，宏观当局需要把握大规模扩张性政策的力度，以防止实际产出的突然强劲反弹，使产出缺口在短期内由负转正，造成宏观调控政策的被动。其次，2009年第一季度的估计结果表明，目前负产出缺口的扩大还没有减缓的迹象，这意味着去年第四季度以来的大规模反周期政策并没有带来总供给大于总需求矛盾的缓解。这究竟是由于政策效应的时间滞后，还是政策效果不佳，尚需继续观察。但它至少说明，在短期内反周期政策还不能停止，但反周期政策的手段可能需要调整。

最后，本文还采用 Camba - Mendez 和 Rodriguez - Palenzuela (2003)提出的三条标准，对应用小波降噪、HP 滤波、BK 滤波、UC 卡尔曼滤波、SVAR 方法估计的产出缺口进行了比较。结果显示，小波降噪方法具有更强的预测通货膨胀能力，能准确反映中国 1991 年以来的经济周期波动，而且具有较好的稳定性。这证明了小波降噪方法在估计产出缺口方面的优势。

参考文献

曹永福，2007：《美国经济周期稳定化研究述评》，《经济研究》第 7 期

龚敏、李文溥，2007：《中国经济波动的总供给与总需求冲击作用分析》，《经济研究》第 11 期

郭庆旺、贾俊雪,2004：《中国潜在产出与产出缺口的估算》，《经济研究》第 5 期

刘斌、张怀清,2001：《我国产出缺口的估计》，《金融研究》第 10 期

王少平、胡进，2009：《中国 GDP 的趋势周期分解与随即冲击的持久效应》，《经济研究》第 4 期

赵留彦,2006：《中国核心通胀率与产出缺口经验分析》，《经济学季刊》第 4 期

赵昕东,2008：《基于 SVAR 模型的中国产出缺口估计与应用》，《经济评论》2008 年第 6 期

Blanchard, Olivier Jean; Quah, Danny，1989，“The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances” *American Economic Review*, Sep89, Vol. 79, 655-673.

Baxton ,M. and King , R. G. ,1995.“Measuring Business Cycles : Approximate Band - pass Filters for Economic Time Series. ”NBER Working Paper ,No. 5022.

Camba - Mendez and Rodriguez - Palenzuela , 2003. “Assesment Criteria for Output Gap Estimates. ” *Economic Modelling* , Vol. 20, 529 - 562.

Chow, G.C. and Li, K.W. 2002, “China’s Economic Growth: 1952-2010,” *Economic Development and Cultural Change*, 51, 247-56.

Conway, P. and Frame, D., 2000, “A Spectral Analysis of New Zealand Output Gaps Using Fourier and Wavelet Techniques”, *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper*, DP2000/06.

Crivellini, M., Gallegati, M., Gallegati, M. and Palestrini, A., 2004, “Industrial Output Fluctuations in Developed Countries: A Time-Scale Decomposition Analysis”, in Working Papers and Studies: Papers from the 4th Eurostat and DGFin Colloquium “Modern Tools for Business Cycle Analysis”, European Commission, Brussels, Belgium.

Crowley, P. M., 2007, "A Guide to Wavelets for Economists", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 21, pp. 207-267.

Donoho, D. L. and Johnstone, I., 1992, "Ideal spatial adaptation via wavelets shrinkage." Technical Report No. 400, Department of Statistics, Stanford University.

Donoho, D. L., 1993, "Non linear wavelets methods for recovery of signals, densities and spectra from indirect and noisy data", in *Proceedings of the Symposia in Appled Mathematics*, I.Daubechies (ed.), American Mathematical Society.

Gabor, D. 1946. "Theory of Communication." *Journal of the Institution of Electorical Engineers*, 93, no. 3: 429–57.

Gerlach, S. and Peng, Wensheng., 2004, "Output gap and inflation in mainland China", mimeo.

Hodrick, R. and E. Prescott, 1997, "Postwar U.S. Business Cycle: An Empirical Investigation", *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 29, pp. 1-16.

Jagric, T. and Ovin R., 2004, "Method of Analyzing Business Cycles in a Transition Economy: The Case of Slovenia", *Developing Economies*, Vol. 42, pp. 42−62.

Kaiser, Gerald. 1994., "A Friendly Guide to Wavelets". Cambridge, Mass: Birkhäuser.

Kraay , A. and Ventura , J . , 2001 ,"Comparative Advantages and the Cross2Section of Business Cylces", NBER Working Paper , No. 8104.

Konuki, Tetsuya, 2008, "Estimating potential output and the output gap in Slovakia", IMF Working paper 08/275.

Levy , M. E. , 1963 , "Fiscal Policy , Cycles and Growth" , National Industrial Conference Board.

Scacciavillani , F. and P. Swagel , 2002 ,"Measures of Potential Output : An Application to Israel", *Applied Economics*, 34, 945-957.

Scheibe, Jorg, 2003, "The Chinese output gap during the reform period 1978-2002". Discussion Paper Series, no.179, Department of Economics, University of Oxford.

Wen, Yi and Bing Zeng, 2005, "Wavelet: A New Tool for Business Cycle Analysis", working paper 2005-050A, Federal Reserve Bank of St. Louis.

Yogo, M., 2003, "Measuring Business Cycles: Wavelet Analysis of Economic Time Series", mimeo, Department of Economics, Harvard University.

分报告 4：

外需在我国经济中的地位及可替代性

——基于宏观经济结构性平衡关系的分析

内容摘要：本文利用开放宏观经济研究中流行的贸易品－非贸易品分析框架，从供给和需求的结构性对比关系中分析外需在我国宏观经济平衡关系中的地位与可替代性。通过全文的分析可以得出如下几点结论：1）外需在我国宏观经济平衡中的根本作用是弥补国内供给和需求之间的结构性差异，这从根本上制约了内需对外需的替代性。2）在既定供求结构下，无论是支出变更政策还是支出转换政策，都无法有效地实现国内消费需求对外需的替代。3）给定国内供给和需求的结构性特征，外需增加是国内投资增加的必要条件，所以，投资需求并不能有效地替代外需。4）2008 年下半年以来所实施的宏观经济刺激计划，到目前为止，并没有通过改善市场实现条件，对所有行业或部门产生普遍的积极影响，只是通过改善融资条件，对市场约束较弱或者市场不敏感的行业与部门产生积极影响。

依据这些判断，政策层面必须区分短期中的总需求支持政策和长期中的总需求结构调整政策。在短期中，由于产品种类的差别，国内需求特别是消费需求，并不能吸纳或消化外需下降所导致的出口行业的过剩产品。面对外需下降所带来的总需求缺口及其导致的宏观经济衰退压力，最有效的政策措施是出口扶持政策。在长期中，如果国际贸易格局的变迁使得我国的出口不能再现前几年的高速增长态势，或者，如果过于依赖出口的总需求结构带来的负面影响越来越大，那么，总需求结构的调整就成为我国政策层面必然的选择。由于外需的地位根植于我国供求结构性失衡关系之中，所以，为了调整总需求结构，特别是提升国内消费需求在总需求中的比重，不能简单地依赖总需求管理政策或收入分配政策，必须配合以促进供给结构调整的政策措施。

导　言

2008 年下半年以来，发达经济体金融危机和实体经济衰退交织在一起、相互强化，导致我国主要出口市场经济增长速度和需求状况不断恶化。我国宏观经济总需求结构的不平衡，即过于依赖出口和投资的结构性特征，放大了外部需求冲击的负面影响，使得我国经济增长速度大幅回落，并带来较为严重的就业和社会压力。面对这种状况，在短期中支持总需求就成为政策层面最重要的目标。

在外需大幅下降的过程中，能否通过内需的增长来支持总需求？在开放宏观经济的平衡关系中，如果产品是同质的，那么在给定总供给的情况下，国内消费、投资和外需作为总需求的三个组成部分，相互之间具有良好的替代性。面对外需下降的冲击，可以通过财政、货币以及收入分配等方面的政策，刺激国内消费需求和投资需求的增加，以弥补外需下降所带来的总需求缺口，缓解宏观经济的衰退压力。在产品同质性假设之下，外需和内需在宏观经济平衡中的地位和作用是对等的，宏观政策中需求变更政策和需求转化政策也是对等的。但是置身于现实的开放宏观经济中，产品同质性假设不成立。无论是供给还是国内消费和投资需求，都存在贸易品和非贸易品之分。也就说，消费和投资所需要的产品与出口产品并不完全相同。在这种情况下，出口下降导致的过剩产品就无法被国内消费和投资所吸纳，刺激内需的政策很可能无法解决外需下降所导致的生产过剩和相关行业或产业的萎缩问题。

本文的结构安排如下。首先，利用贸易品－非贸易品分析框架，分析我国总供给和总需求的结构性特征，从总供给和总需求之间的结构性差异出发，分析外需在我国宏观经济结构性平衡关系中的地位。其次，从我国供给和内需的结构性特征出发，分析消费对外需的替代性。第三，依据同样的分析框架和供求结构，分析国内投资需求对外需的替代性。第四，结合 2008 年下半年以来我国的固定投资和产业增长数据，初步分析当前的宏观经济刺激政策的效果和作用机制。

一、供求结构性差异与外需的地位

通过对我国消费需求、投资需求和产出结构的分析，以及基于供求结构差异对贸易收支余额的模拟分析，可以发现，外需的作用在表面上是弥补国内供给和需求之间的数量差异，但事实上，由于供求总量差异的根源在于供求结构性差异以及非贸易品国内供求强制平衡要求，所以，外需在我国宏观经济平衡中的根本作用是弥补国内供给和需求之间的结构性差异。外需在我国宏观经济

平衡关系中的特殊地位，将从根本上制约内需对外需的替代性。

国际贸易的基本作用是弥补国内总供求和总需求之间的差异，实现宏观经济的供求平衡。但是必须注意到，这一平衡机制的有效性和具体表现依赖于不同产出的可贸易性。贸易品的供求差额可以通过进口或出口来弥补；非贸易品的供求差额却不能利用国际贸易来弥补，必须强制实现国内供给和国内需求的平衡。所以，为了探讨供求结构性差异在开放条件下的表现与影响，需要将不同产业细分为贸易品行业和非贸易品行业。在一些初步的粗略研究中，可以简单地将服务产出归为非贸易品，将有形产品归为贸易品。[①]但是进一步的分析表明，在产品支出中，建筑业属于非贸易品行业，制造业和初级产业属于贸易品行业。在服务业产出中，房地产服务、批发零售、 娱乐、教育服务、卫生保健和社会救助等属于非贸易品，金融和保险以及专业和商业服务等属于贸易品。[②]

在利用上述贸易品和非贸易品统计口径分析我国总供给和总需求的结构时，最完整、最详细的数据应该是投入产出表的数据，但是到目前为止，只能得到少数几个年份的投入产出表，而且不同年份投入产出表的部门构成并不一致，从 1990 年 33 部门变为 2005 年的 62 部门。为了克服数据的约束，我们采取较为粗略的分类标准。在产出结构中，将工业和第一产业归为贸易品，将建筑业和第三产业归为非贸易品；在居民消费结构中，将食品消费、衣着消费、家庭设备用品及服务归为贸易品消费，将医疗保健消费、交通通信消费、教育文化娱乐服务、消费居住消费以及杂项商品与服务消费归为非贸易品消费。根据这样的统计口径，分别计算出我国产出结构和居民消费结构中非贸易品对贸易品的比率。可以看出，20 世纪 90 年代中期以来，我国居民消费结构中非贸易品对贸易品的比率迅速提高[③]，从 1995 年的 0.51 增至 2008 年的 0.89[④]；产出结构中非贸易品对贸易品的比率变动较为缓慢，从 1995 年的 0.64 增至 2002 年的 0.88，随后逐步降至 2008 年的 0.85。详见图 1。

---

① 在 Basu and Fernald (2006)以及 Cova and Pisani (2007)等研究中，用服务业中的批发和零售、电、气和水供应以及交通、仓储和通讯的加权平均来衡量非贸易品的产出规模。在我国的统计口径中，电、气和水的供应被归入工业部门。

② Bems (2008)用行业进出口总和/行业总产出作为衡量行业可贸易性的指标，并根据该指标的取值将建筑业、批发零售、房地产服务、计算机系统设计和相关服务归为非贸易品，将制造业、软件和其他商业服务归为贸易品。

③ 收入水平的增长、老龄化趋势以及政府公共服务支出的减少，多种因素结合在一起，导致家庭在教育、医疗、社会保障、社会福利和住房服务方面的支出迅速增长。

④ 2006 年以后该指标呈现下降趋势，究其原因，应该主要是不同类别消费品价格增长速度的差异。计算中所使用的名义指标，并没有剔除价格变动的影响。2007 年和 2008 年，食品消费价格分别上涨 12.3%和 14.3%；同期，总体消费价格分别上涨 4.8%和 5.9%。由此导致 2006 年至 2008 年城镇和农村家庭消费中食品消费的名义占比分别提高 2.1 和 1.3 个百分点。

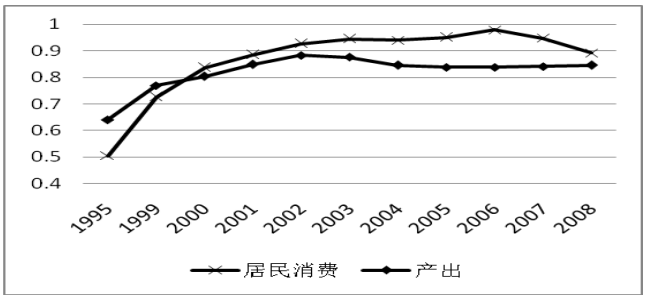


图 1 产出和居民消费结构中非贸易品对贸易品比率[①]

对于我国投资支出的结构，由于缺乏完整的分类统计数据，所以无法计算投资支出中非贸易品对贸易品的比率。根据 Bems 等人的研究，各国投资支出中非贸易品支出比重大致在 0.54～0.62；[②]根据 UN(2001a,b)的研究，各国投资支出中非贸易品支出比重大致在 0.48～0.69。所以，在下文的分析中，我们将非贸易品支出在总投资支出中的比重确定在 0.48～0.69。由此可以计算出投资支出结构中非贸易品对贸易品的比率在 0.92～2.23。

由此可以看出，在我国国内总需求结构[③]和总供给结构[④]的对比中，需求结构向非贸易品倾斜[⑤]，供给结构向贸易品倾斜。以消费和投资在国内总需求中的占比为权重[⑥]，对需求结构和投资结构进行加权平均，计算出总需求中非贸易品对贸易品的比率，并与产出结构进行比较。从下图 2 中可以看出，2002 年以后，国内需求和国内供给之间的结构性差异[⑦]显著扩大。

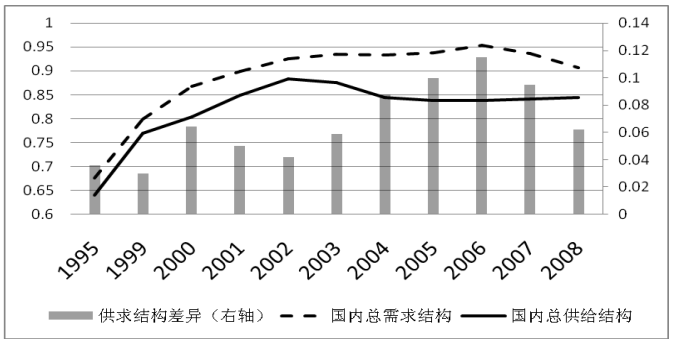


图 2　我国国内总需求与总供给结构的结构性差异[⑧]

---

① 根据中经网统计数据库的数据计算而来。

② 根据 Bems（2008）的研究，非贸易品支出在各国总投资支出中的平均比重大概为 0.6 左右，范围在 0.54 至 0.62 之间。在 Basu and Fernald (2006)、Cavo 等人（2008）的研究中，非贸易品支出份额大概为 25%。在 Cavo 等人的研究中，非贸易品中没有包含建筑业，这应该是导致总投资中非贸易品比重较低的原因。De long and Sumeers (1991)、Burstein 等人（2004）都认为投资中非贸易品的比重较高。这些研究能够在一定程度上支持了 Bems 的观点。因为 Bems 的研究主要针对投资行为的，考虑的主要是生产型服务业，所以没有包含娱乐、卫生保健和社会救助等生活服务业。根据可贸易性指标，生活型服务业基本都属于非贸易品行业。

③ 国内总需求中非贸易品需求对贸易品需求的比率。

④ 国内总供给中非贸易品供给对贸易品供给的比率。

⑤ 由于缺乏政府消费的详细数据，所以简单地假定政府消费具有与居民消费相同的结构特征。

⑥ 根据最终消费率和资本形成率数据计算而来。最终消费率和资本形成率数据来自中经网统计数据库。

⑦ 即国内总需求结构与总供给结构之差。

⑧ 设定投资支出中非贸易品占比为 0.48，这是前文给出的非贸易品占比取值范围的下限。如果选取上限值 0.69，需求结构与投资结构的差异将会更大，但动态趋势是一样的。所以，这里没有给出根据 0.69 所计算的结果。

从宏观经济的平衡关系出发，对外贸易的基本作用是平衡国内供给与需求之间的总量和结构差异。在考虑了国内总供给和总需求的结构性差异以后，开放宏观经济的基本平衡关系可以写成：

$$Y_T^D + Y_N^D + NX = Y_T^S + Y_N^S$$
$$Y^D = Y_T^D + Y_N^D$$
$$Y^S = Y_T^S + Y_N^S$$

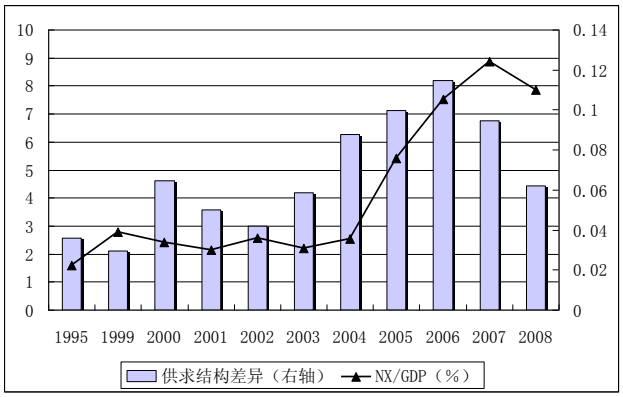
其中，NX 是净出口，Y_T^D 和 Y_T^S 分别是国内贸易品的总需求和总供给，Y_N^D 和 Y_N^S 分别是国内非贸易品的总需求和总供给，Y^D 和 Y^S 分别是国内总需求和总供给。从前面的分析可知，20 世纪 90 年代中期以来，在我国国内供给和需求结构变化的同时，供给结构中非贸易品的比重始终低于需求结构中非贸易品的比重：

$$\frac{Y_N^D}{Y_T^D} = \eta, \frac{Y_N^S}{Y_T^S} = \varphi$$
$$\eta > \varphi$$

受制于产品的特性，非贸易品必须强制地实现国内供求平衡，供给和需求中的“短边”决定最终的均衡水平，所以，我国非贸易品实际需求被限定在由供给所决定的低水平上，即 $Y_N^D = Y_N^S$。这意味着国内总需求小于总供给，进而必然导致贸易顺差：

$$Y^S > Y^D$$
$$NX = Y^S - Y^D > 0$$

对比我国供求结构性差异与贸易失衡规模，可以看出，2002 年以来贸易顺差的急剧增长，刚好对应着需求与供给之间的结构性差异的迅速扩大，两者之间存在较为显著的正相关性[①]。详见图 3。



① 相关系数达到 0.68。

图 3　供求结构差异与贸易余额[①]

为了进一步验证供求结构性差异与贸易失衡之间的关系，我们利用历史数据对我国贸易失衡规模的演变进行模拟分析。在贸易品－非贸易品分析框架下，假定政府消费和投资与家庭消费和企业投资具有同样的结构特征，开放宏观经济的平衡关系可以写成：

$$C_T + C_N + I_T + I_N + NX = Y_T + Y_N$$

其中，C 和 I 分别表示总消费和总投资；下标 T 和 N 分别表示贸易品和非贸易品；Y_T 和 Y_N 分别表示贸易品和非贸易品的国内总产出。

假设 $\frac{C_N}{C_T} = \alpha, \frac{I_N}{I_T} = \beta, \frac{Y_N}{Y_T} = \varphi$，非贸易品的国内供求强制平衡的约束意味着：

$$C_N + I_N = Y_N,$$
$$\alpha C_T + \beta I_T = \varphi Y_T$$

又因为 $\varphi < \alpha, \varphi < \beta$，所以必然有

$$C_T + I_T < Y_T$$
$$NX = Y_T - (C_T + I_T) > 0$$

贸易收支余额占 GDP 的比重为：

$$\frac{NX}{GDP} = \frac{1}{1+\varphi} - \frac{1}{1+\alpha}\frac{C}{GDP} - \frac{1}{1+\beta}\frac{I}{GDP}$$

根据这一公式，并沿用前面关于产出、消费和投资的贸易品－非贸易品结构的统计口径，对我国贸易余额占 GDP 的比重进行模拟。从图 4 中可以看出，模拟值和实际值虽然在数量上不完全吻合，但是模拟路径与实际路径的动态特征却非常相似。

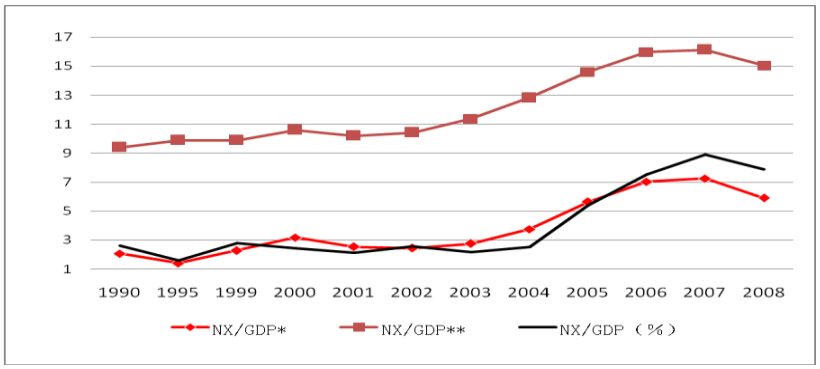


图 4　我国贸易余额规模的模拟

[①] 贸易余额占 GDP 比重的数据来自中经网统计数据库，供求结构差是前面计算的结果。

注：1）NX/GDP 是我国进出口占 GDP 比重的实际数值；

2）带星号的表示模拟值，其中*和**分别表示 β 的取值为 0.48 和 0.69；

3）最终消费率、资本形成率和 NX/GDP 数据来自中经网统计数据库。

受制于统计数据的约束，上述分析存在如下缺陷：1）没有具体分析政府支出的结构特征，只是简单地假定政府支出具有与私人部门同样的结构参数；2）对于居民消费支出，没有细分家庭设备用品及服务、医疗保健消费、交通通信消费、教育文化娱乐服务、消费居住消费以及杂项商品与服务消费的类别，只是简单地将家庭设备用品归及服务为贸易品，将后几类归为非贸易品；3）对于投资支出结构，只是简单地进行静态赋值，没有充分考虑我国投资支出的具体构成和动态变化。根据国家统计局公布的 1990、1992、1995、1997、2002 和 2005 年投入产出表的数据，设定非贸易品的口径包括第二产业中的废品及废料、电力、热力、燃气以及水的生产和供应业、建筑业、整个第三产业，其他产出归为贸易品，由此可以得出我国国内产出和需求结构中非贸易品对贸易品的比率。详见图 5。

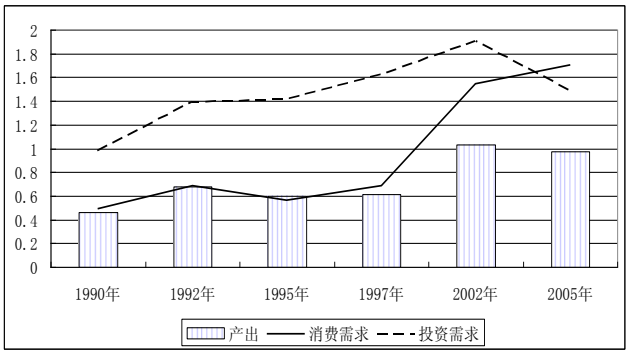


图 5　基于投入产出表数据估算的产出和需求结构

从图 5 可以看出，20 世纪 90 年代初期以来，在我国供给结构中非贸易品比重逐步上升的同时，国内消费和投资中的非贸易品支出比率以更快的速度增加。这导致供给和需求之间的结构性差异加大。将根据投入产出表数据估算的产出、消费和投资支出结构参数带入贸易余额的模拟方程，可以得出关于我国贸易余额的模拟值。详见图 6。从图中可以看出，虽然模拟值和实际值的绝对水平存在较大差异，但是两者的动态规模具有高度相似性。[①]这与前面的分析结论可以相互支撑。

[①] 在分析中并没有根据不同部门的可贸易性指标进行更为精确的分析，只是根据直观判断把第三产业和第二产业中的部分公用事业归为非贸易品。在这样的统计口径之下，模拟值与实际值在绝对水平上存在较大的偏离，是很正常的结果。

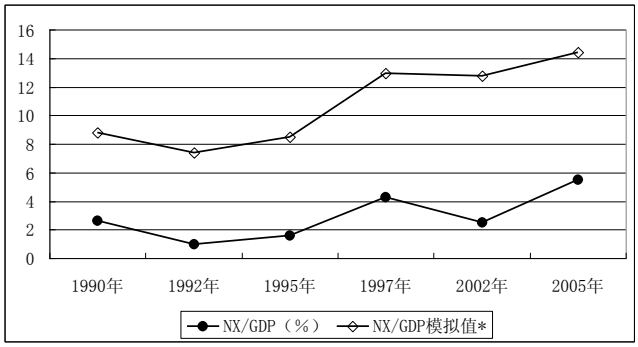


图 6　基于投入产出表数据的模拟分析

通过对我国国内消费需求、投资需求和产出结构的分析，以及基于供求结构差异对贸易收支余额的模拟分析，可以发现，外需的作用在表面上是弥补国内供给和需求之间的数量差异，但事实上，由于供求总量差异的根源在于供求结构性差异以及非贸易品国内供求强制平衡要求，所以，外需在我国宏观经济平衡中的根本作用是弥补国内供给和需求之间的结构性差异。外需在我国宏观经济平衡关系中的特殊地位，将从根本上内需对外需的替代性。

二、国内消费需求与外需的可替代性分析

在我国当前供给结构和消费支出结构的对比状况中，居民对教育、医疗、社会保障、社会福利、公共管理和组织等非贸易品不断增长的潜在需求，受制于供给的匮乏而无法转变成现实的购买支出，由此导致居民储蓄增加。非贸易品供给不足所导致的"强制储蓄"，是造成我国居民低消费倾向的重要原因。在这样的动态趋势中，增加对居民的转移支付以及从其他角度提升居民收入水平的政策措施不能构成刺激国内消费需求的充分条件。消费需求作为内需的重要组成部分，所需要的主要产品并不是那些可供出口的产品，在既定供求结构下，无论是支出变更政策还是支出转换政策，都无法有效地实现国内消费需求对外需的替代。

给定供给和需求的结构性特征，消费增长将受制于非贸易品供给的刚性约束。非贸易品供求强制平衡要求意味着：

$$C_N + I_N = Y_N$$

所以有：

$$Y_N = \frac{\alpha}{1+\alpha} C + \frac{\beta}{1+\beta} I$$

给定非贸易品供给的情况下，如果假定非贸易品是同质的，那么，消费和投资

行为满足如下的动态平衡关系：

$$dI = -\frac{1+\beta}{\beta} \cdot \frac{\alpha}{1+\alpha} \cdot dC$$

根据前面给出的开放宏观经济平衡关系可以得到

$$\begin{aligned} NX &= Y_T - C_T - I_T \\ &= Y_T - \frac{1}{1+\alpha} C - \frac{1}{1+\beta} I \end{aligned}$$

给定贸易品供给的情况下，

$$d(NX) = -\frac{1}{1+\alpha} \cdot dC - \frac{1}{1+\beta} \cdot dI$$

所以，

$$\begin{aligned} d(NX) &= -\frac{1}{1+\alpha} \cdot dC + \frac{1}{1+\beta} \cdot \frac{1+\beta}{\beta} \cdot \frac{\alpha}{1+\alpha} \cdot dC \\ &= (\frac{\alpha}{\beta} - 1) \cdot \frac{1}{1+\alpha} \cdot dC \end{aligned}$$

在α大于β的情况下，消费对投资的替代将会导致贸易余额的增加。以2005年为例，基于投入产出表数据的分析表明，消费支出中非贸易品对贸易品的比率为1.7，投资支出中的比率为1.5，产出中的比率为1.0。带入上式，可以得到：

$$d(NX) = 0.049 \cdot dC$$

这意味着国内消费每增加1单位，贸易余额将增加0.049单位。在我国现有供给结构下，国内消费需求的增长并不能降低宏观经济平衡对外需的依赖性，反而会进一步加大对外需的依赖性。在当前背景下，刺激国内消费需求的宏观政策的初衷是弥补外需下降所带来的总需求缺口，但结果却是国内贸易品过剩状况的加剧，所以，刺激国内需求的政策措施并不能有效地缓解总需求缺口及其带来的宏观经济衰退压力。

在上述分析中，无论是投资支出还是消费支出，非贸易品的统计口径都设定为服务业与第二产业中的建筑业与公用事业。这当中隐含假定非贸易品是同质的。但是事实上，在投资支出中，非贸易品支出主要集中在第二产业的建筑业、第三产业中的交通运输及仓储、信息传输、计算机服务和软件、批发零售服务、房地产、科研和综合技术等生产型服务。而在消费支出中，公共管理和社会组织、教育、卫生、社会保障和社会福利、住宿餐饮、文化娱乐以及旅游等生活型服务业以及电力、热力、燃气和水等公用事业是主要的非贸易品支出类别，占非贸易品消费支出的比重达到71%左右。鉴于消费和投资支出中非贸

易品类别的差异，降低投资支出并不能有效缓解国内供给对非贸易品消费支出的强制约束。从图 7 中可以看出，在教育、卫生、社会保障、社会福利以及文化娱乐等服务方面，消费支出占相关行业总产出的比重都在 50%以上。特别是教育、卫生、社会保障、社会福利、公共管理和公共组织等行业，消费支出占总产出的比重达到 100%左右。短期中，教育、卫生、社会保障、社会福利以及其他社会服务的供给增长面临较多的约束。非贸易品供给约束直接制约非贸易品消费支出的增长，而且还还使得总消费支出也无法迅速增长[①]，单纯的需求管理政策无法刺激消费支出的迅速增长。

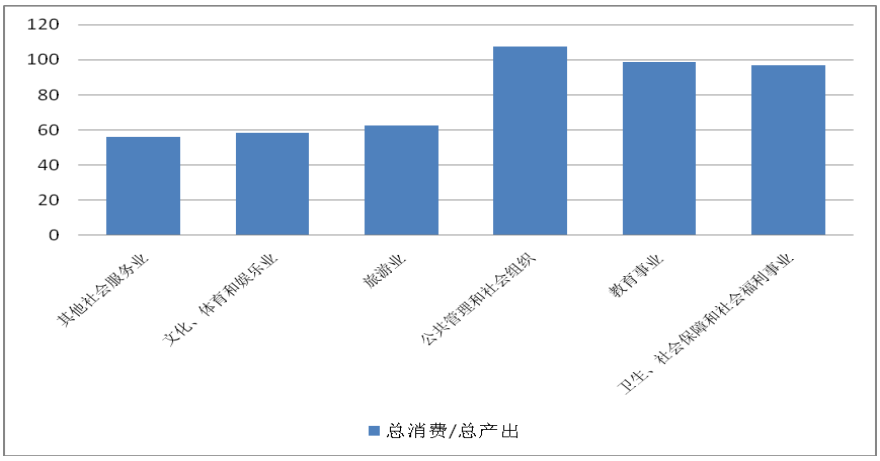


图 7　社会服务行业的消费—产出比（%）[②]

总之，给定供给结构和消费支出结构的对比状况，居民对非贸易品不断增长的潜在需求无法转变成现实的购买支出，由此导致居民储蓄增加，这是非贸易品供给不足所导致的“强制储蓄”。随着收入的增长和人口老龄化，家庭对医疗、教育和住房服务的需求不断增长。但是另一方面，体制和机构转型时期公共服务供给的减少并没有被私人供给的上升所弥补[③]，这导致医疗、教育和住房服务供给的相对不足。这不仅导致当前的“强制储蓄”，而且带来未来相关服务供给的不确定性，导致谨慎性储蓄动机。[④]在当前产出结构和增长模式下，与收入增长相伴随的是制成品相对供给的增加和服务相对需求的增加。供给和需求之间的结构性差异不断加大，推动家庭储蓄的不断增加。在这样的动态趋势中，增加对居民的转移支付以及从其他角度提升居民收入水平的政策措施不能构成

[①] 经过过去多年的经济发展、收入增长和消费升级，包括耐用消费品在内的有形产品的消费相对“饱和”，对医疗、教育和社会保障等服务的潜在需求迅速增长。从消费选择行为来看，在服务性消费需求得不到有效满足的情况下，对有形产品的消费难以大幅增加。

[②] 数据来自国家统计局公布的 2002 年投入产出表。

[③] 90 年代中期以来，政府不断退出公共服务的供给领域，政府在教育、科研、文化以及卫生等方面的支出比重从 1995 年的 22%降至 2005 年的 18%（Chamon and Prasad, 2008）。从公共供给向私人供给的转变过程，往往意味着相关服务供给的减少。由于这些服务属于非贸易品，供给的相对不足导致强制储蓄机制，需求被推迟。

[④] 根据 Chamon and Prasad(2008)的观点，教育、医疗和住房服务的公共供给不断减少提高了中国家庭的储蓄动机。

刺激国内消费需求的充分条件。所以，消费需求作为内需的重要组成部分，所需要的主要产品并不是那些可供出口的产品，在既定供求结构下，无论是支出变更政策还是支出转换政策，都无法有效地实现国内消费需求对外需的替代。

三、投资支出与外需的可替代性分析

给定国内供给和需求的结构性特征，投资增长在带动产出增长的同时，也加剧了贸易品的供给过剩，进而要求净出口也随之增长，这样才能实现宏观经济的总量和结构平衡。在外部市场条件恶化，净出口增速甚至是绝对水平下降的情况下，维持宏观经济平衡的条件无法得到满足，这将抑制国内投资的增长。由此可以看出，外需增加是国内投资增加的必要条件，所以，投资需求作为内需的一部分，并不能有效地替代外需。

在投资支出中，非贸易品支出主要包括批发零售、交通运输及仓储、信息传输、计算机服务和软件业、房地产服务、科研、综合技术服务以及建筑业产出。在所有非贸易品支出中，建筑业产出占据了最大比重，达到 90%左右[①]。与消费支出中的非贸易品类别不同，建筑业产出增加的约束相对较少，所以，制约投资增长的国内供给约束相对较弱。但是，投资增加意味着未来产出能力的增加。即便不存在投资品可获得性的约束，投资行为还会受到产出的市场实现条件的约束。如果投资沿着不改变原有产出结构的方向上增长[②]，贸易品供给的增长幅度将大于贸易品消费和投资需求的增长幅度。根据非贸易品国内供求平衡关系：

$$C_N + I_N = Y_N,$$
$$\alpha C_T + \beta I_T = \varphi Y_T$$

在给定供求结构的情况下，可以得到下式：

$$\alpha \cdot \Delta C_T + \beta \cdot \Delta I_T = \varphi \cdot \Delta Y_T$$

因为 $\varphi < \alpha, \varphi < \beta$，所以

$$\Delta Y_T > \Delta C_T + \Delta I_T$$

这意味着贸易品新增供给大于新增需求。以 2005 年的供求结构为例，消费支出中非贸易品对贸易品的比率为 1.7，投资支出中的比率为 1.5，产出中的比率为

① 根据 2002 年的投入产出表数据，该比重为 91.3%；根据 2005 年的投入产出表数据，该比重为 89.4%。
② 即投资带来的供给增加偏向于贸易品部门。

1.0。假定投资增长所导致的产出增加为 ΔY，在既定产出结构下，$\Delta Y^T = \Delta Y^N = \frac{1}{2} \cdot \Delta Y$。非贸易品国内供求平衡关系为：

$$\Delta Y^N = \frac{1}{2} \cdot \Delta Y = \Delta C^N + \Delta I^N$$
$$= 1.7 \cdot \Delta C^T + 1.5 \cdot \Delta I^T$$

由此可以得到：

$$\Delta Y^T = \frac{1}{2} \cdot \Delta Y = \Delta C^N + \Delta I^N$$
$$= 1.7 \cdot \Delta C^T + 1.5 \cdot \Delta I^T$$

所以，必然有：

$$\Delta Y^T > \Delta C^T + \Delta I^T$$
$$\Delta NX = \Delta Y^T - \Delta C^T - \Delta I^T > 0$$

这意味着，在投资和净出口的关系中，存在从投资增长到净出口增长的因果联系。进一步利用 1980 年至 2008 年的年度数据，对我国总资本形成（INV）和净出口（NX）之间的关系进行分析，实证结果表明，投资增长对净出口增长具有显著的推动作用，这可以支持上述观点。

VAR		
Sample (adjusted): 1982 2008		
Included observations: 27 after adjustments		
t-statistics in [ ]		
	INV	NX
INV(-1)	1.882707	**0.261580**
	[11.9546]	**[2.29022]**
INV(-2)	-0.864867	-0.215693
	[-4.60099]	[-1.58218]
NX(-1)	0.091570	1.501473
	[0.35264]	[7.97297]
NX(-2)	0.185324	-1.058744
	[0.51930]	[-4.09071]
C	221.7863	-607.6433
	[0.44925]	[-1.69715]
R-squared	0.998346	0.975830

Adj. R-squared	0.998045	0.971436
F-statistic	3319.383	222.0586

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Sample: 1980 2008			
Included observations: 27			
Dependent variable: INV			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
NX	2.670413	2	0.2631
All	2.670413	2	0.2631
Dependent variable: NX			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
INV	25.40563	2	0.0000
All	25.40563	2	0.0000

从投资增长到净出口增长的因果联系，反映了开放宏观经济实现总量和结构平衡的基本要求。也就是说，给定国内供给和需求的结构性特征，投资增长在带动产出增长的同时，也加剧了贸易品的供给过剩，进而要求净出口也随之增长，这样才能实现宏观经济的总量和结构平衡。[①]在外部市场条件恶化，净出口增速甚至是绝对水平下降的情况下，维持宏观经济平衡的条件无法得到满足，这将抑制国内投资的增长。由此可以看出，外需增加是国内投资增加的必要条件，所以，投资需求作为内需的一部分，并不能替代外需。

四、来自外需冲击下生产和投资变化的证据

2008 年下半年以来的外需下降，对我国国内生产和投资产生了巨大冲击。在此背景下实施的宏观经济刺激计划，直接影响的是不同行业和企业的融资可获得性、改善其融资条件，对市场需求的提升作用并不明显。在这样的作用机制中，宏观经济刺激政策的积极影响主要体现在那些市场约束较弱的行业或产业，或者是那些对市场实现条件和效益关注较少的行业与部门。也就说，大规模的宏观经济刺激政策在目前还没有通过改善市场实现条件，对所有行业或部门产生普遍的积极影响。这进一步表明，外需下降所导致的总需求缺口并没有

[①] Prasad et. al.（2007）以及 Gourinchas and Jeanne(2007) 等研究发现，在包括中国在内的高增长国家，经济增长率与经常项目顺差之间存在较为显著的正相关性。一种解释是经济增长带动储蓄增加，储蓄增加推动经常项目顺差增加。所以，经济增长与经常项目顺差之间的相关性反映从经济增长到储蓄增加、再到经常项目顺差增加的因果联系。这就揭示了中国所存在的从投资增长到经济增长、再到储蓄增长的联系机制。

被内需弥补。

2008 年 10 月份以后，在工业制成品出口增速下降的带动下，我国总出口增速急剧下降。2008 年 11 月至 2009 年 4 月，我国总出口月均同比下降 14.7%，其中有 14 个百分点来自包括 5 类、6 类、7 类和 8 类产品在内的工业制成品。[①] 在这四类工业制品中，7 类产品降幅最大，对总出口的平均拉动率为－8.3%；其次是 6 类产品，拉动总出口下降 3.3 个百分点；5 类和 8 类产品分别拉动总出口下降 1.3 和 1 个百分点。详见图 8。

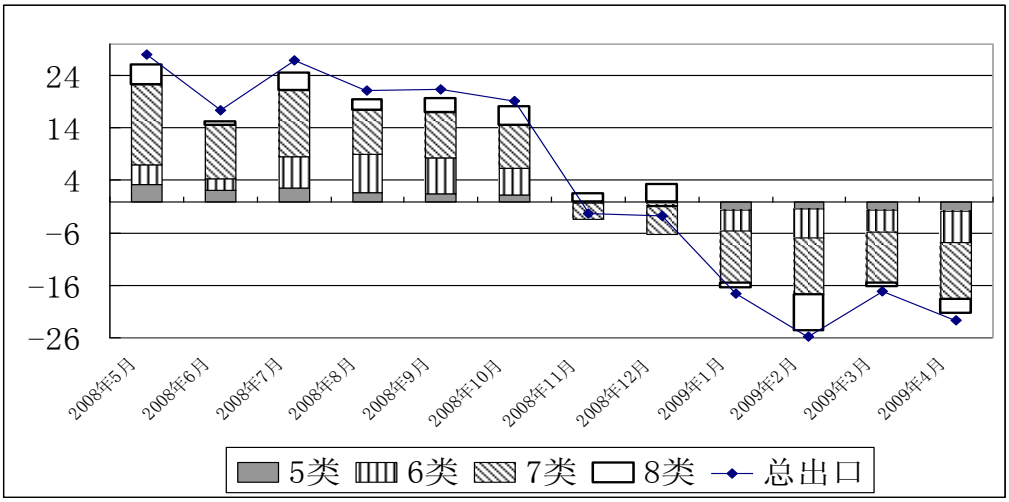


图 8　总出口同比增速及主要出口类别的拉动率（%）[②]

进一步分析可以发现，国际贸易统计中的 7 类产品[③]与部分 6 类产品[④]可以被归为国民经济核算中的重工业。5 类和 8 类产品则主要属于轻工业。无论是轻工业还是重工业，增长速度在 2007 年以后明显下降，这反应了我国自 2005 年开始实施的各种结构调整政策和宏观经济调整政策的影响逐步显露。进入 2008 年以后，外部金融危机的影响与国内政策调整的累积性影响的叠加，导致我国工业增长速度加速下降。在这一过程中，轻工业和重工业增长速度的降幅并不一致，2007 年 6 月至 2008 年 8 月，重工业增长速度同比平均下降 0.04 个百分点[⑤]，轻工业增长速度同比平均提高 0.3 个百分点；2008 年 9 月至 2009 年 4 月，重工业增长速度同比平均下降 11.07 个百分点，轻工业增长速度同比平均下降 4.16 个百分点。这导致重工业和轻工业增长速度的对比状况发生了逆转。2008 年 9 月份以前，重工业增长速度始终高于轻工业；9 月份以后，轻工业增

① 在 SITC 分类下，5 类是化学成品及有关产品，6 类是按原料分类的制成品，7 类是机械及运输设备，8 类是杂项制品。

② 根据中经网统计数据库的数据计算而来。

③ 在 SITC 分类中，机械及运输设备主要包括 9 个子类别：1）动力机械及设备，2）特征工业专用机械，3）金工机械，4）通用工业机械设备及零件，5）办公用机械及自动数据处理设备，6）电信及声音的录制及重放装置设备，7）电力机械、器具及其电气零件，8）陆路车辆（包括气垫式），9）其他运输设备。

④ 在 6 类产品中，钢铁、有色金属、金属制品以及非金属矿物制品等可以归入重工业。

⑤ 月度增长率的同比变动幅度的平均值。

长速度超过重工业。详见图 9。重工业和轻工业增长速度的变化及其对比，不仅显示了外需冲击对国内生产的巨大影响，也反映外需冲击对重工业的负面影响远大于轻工业。[①]

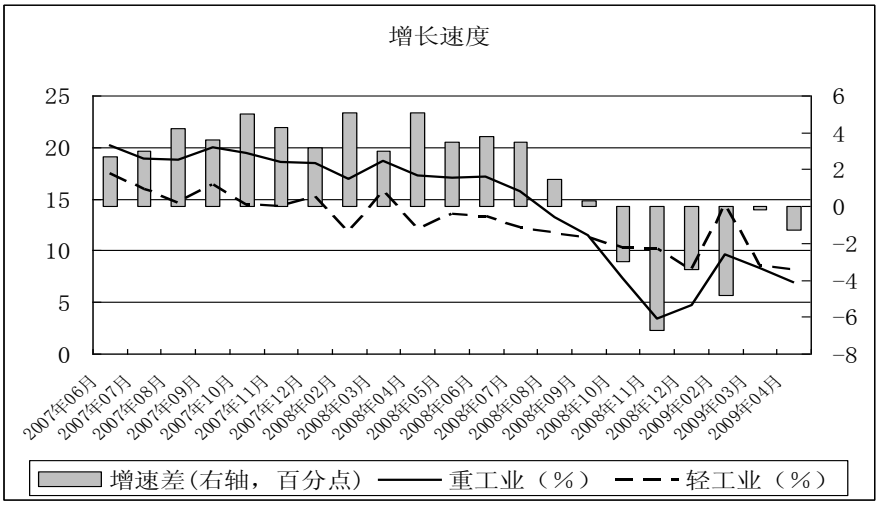
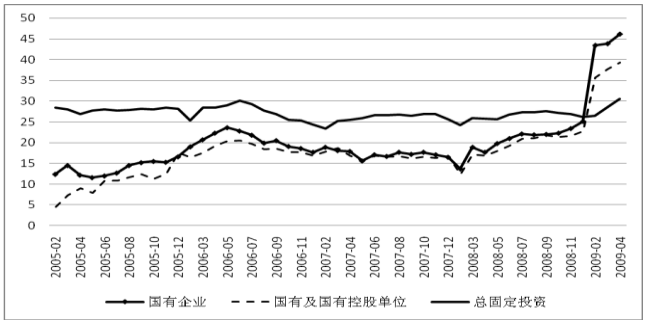


图 9　工业增加值同比增速（%）

注：1）增速差是指重工业增速与轻工业增速之差；

2）数据来自 Wind 资讯和国家统计局网站

面对外需冲击，政府从 2008 年下半年开始实施以投资为主导的宏观经济刺激政策。随着政府各种刺激计划的推出和落实，全社会固定投资累计增速在经历 2008 年 4 季度的逐月下降之后，在 2009 年 1 季度呈现逐月提高的趋势。但是比较不同类型企业的固定投资情况，可以发现，2009 年年初以来固定投资增速的提高主要是来自国有及国有控股企业。2005 年至 2008 年，国有企业对全社会固定投资增长的平均贡献率为 22.8%；2009 年 1 至 4 月，平均贡献率为 42.3%。如果把国有控股企业也包括在内，贡献率从 29.7%增至 53.1%。与 2009 年以前的历史水平相比，国有及国有控股企业在整个社会固定投资中的贡献率提高了 20 个百分点以上。详见图 10。



[①] IMF 在 2009 年 4 月的《世界经济展望》中指出，全球需求的降低主要集中在汽车、电子产品以及其他耐用消费品和资本品上，这导致东亚出口和工业生产的急剧下降，特别是日本、韩国、新加坡、中国香港和中国台湾等出口集中于耐用消费品和资本品的发达经济体。

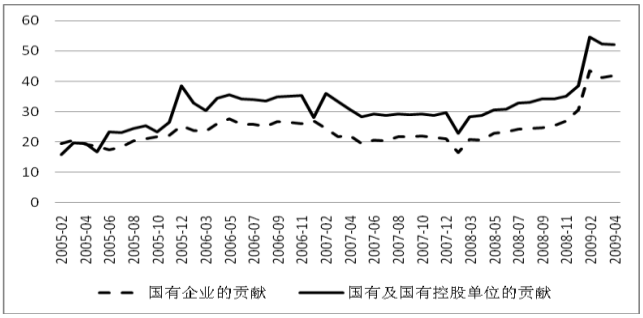


图 10　固定投资累计增速及国有企业的贡献（%）[①]

这就说明，到目前为止，政府主导的投资刺激政策并没有充分显露其对民间投资的带动作用。究其原因，主要在于政府政策影响企业投资行为的机制的特殊性。企业投资行为面临市场实现条件和融资可获得性的双重约束，并且这两种约束是相互强化的。外需冲击导致企业产出的市场实现条件恶化，并进一步影响融资可获得性，这对所有类型的企业具有普遍的影响。如果政府的经济刺激政策能够显著改善市场实现条件，那么就能够对所有企业的投资行为产生普遍的提升作用。但现实情况并非如此。在市场实现条件没有明显改善的情况下，政府经济刺激政策主要是通过直接或间接改善国有企业的融资条件和投资意愿，促进国有企业投资的增加。另一方面，非国有企业的投资行为依然受制于市场约束、融资约束以及两者之间的相互强化效应，增长缓慢。

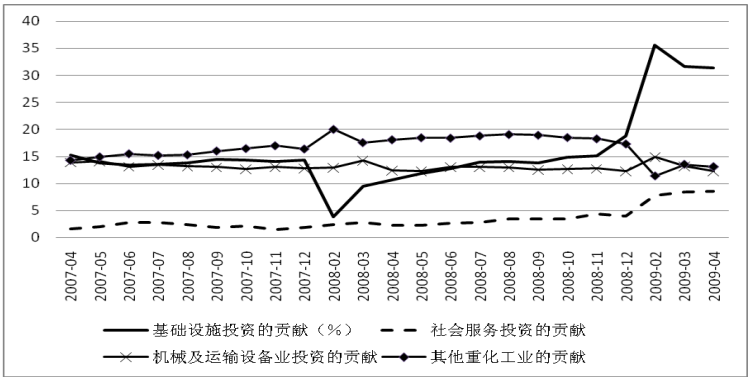


图 11　不同行业对全社会固定投资的贡献[②]

根据行业分类，在固定投资的增长中，基础设施[③]的贡献率在 2009 年显著提高，2008 年的平均贡献率为 12.6%，2009 年前 4 个月的平均贡献率为 32.8%，提高了 20 个百分点。社会服务业[④]的贡献率明显提高，2008 年的平均贡献率为 3.1%，2009 年前 4 个月的平均贡献率为 8.2%，提高了 5.1 个百分点。机械与运输设备制造业[⑤]的贡献率较为稳定，2008 年的平均贡献率为 12.8%，2009 年

① 数据来自中经网统计数据库。
② 数据来自中经网统计数据库和 Wind 资讯。
③ 包括交通运输、仓储、邮政业、水利、环境和公共设施管理业。
④ 包括教育、卫生、社会保障、社会福利、文化、体育、娱乐、公共管理和社会组织。
⑤ 包括通用设备、专用设备、交通运输设备、电器机械及器材、通信设备、计算机及其他电子设备、仪器仪表及文化办公用机械设备。

前4个月的平均贡献率为13.5%。其他重化工业[①]的贡献率则呈现下降趋势，2008年的平均贡献率为18.4%，2009年前4个月的平均贡献率为12.7%，下降了近6个百分点。详见图11。由此可以看出，在政府出台并实施大规模投资刺激方案之后，受出口下降影响较大的重化工业[②]并没有成为带动全社会固定投资增长的主导力量。全社会固定投资增长的主要力量来自基础设施和社会服务业。基础设施和社会服务业在全社会固定投资增量中的地位的上升，改变了二、三产业增长速度的对比状况。2008年以后，第二产业和第三产业增长速度都显著降低，但是第二产业下降的幅度更大，这逐步改变了第二产业和第三产业增长速度的对比状况。从2008年3季度开始，第三产业增长速度超过了第三产业；进入2009年以后，两者之间的差距进一步扩大，第三产业增速高出第二产业2.1个百分点。详见图12。

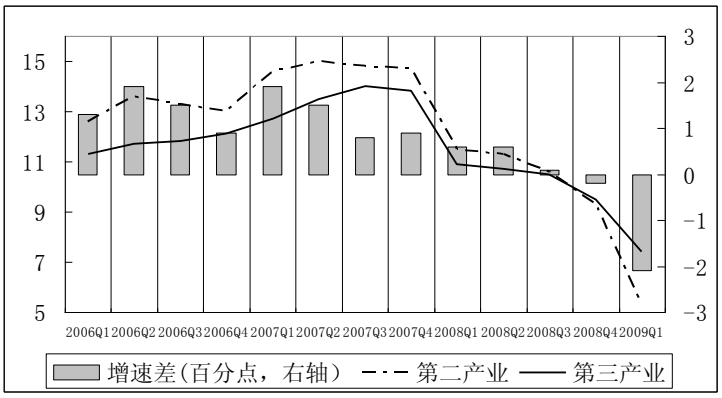


图12　不同产业增长速度对比（%）[③]

究其原因，主要在于市场实现条件的差异。重化工业作为我国的主要出口部门，对国际市场的依赖性较高。在外部需求没有明显恢复的情况下，国内的政策性刺激不足以解决该行业的市场实现问题。在这种情况下，虽然政府经济刺激计划能够改善融资条件，但是市场前景和效益方面的考量依然强有力地制约着重化工企业的投资意愿和投资支出。与重化工业不同，基础设施不存在市场实现条件的硬性约束，需求前景和效益考量在其供给决策中不是关键因素；社会服务业在我国现有供给结构中属于相对供给不足的非贸易品行业，存在不断增长的潜在消费需求。对于这些部门或行业而言，市场实现条件的约束相对较弱，所以，只要政府的经济刺激政策能够改善融资条件，其投资支出就会显著上升。

[①] 包括石油加工、炼焦及核燃料、化学原料及化学制品、医药、化学纤维、橡胶制品、塑料制品、非金属矿物制品、黑色金属冶炼及压延、有色金属冶炼及压延、金属制品。
[②] 主要包括前面所给出的机械及运输设备以及其他重化工业。
[③] 数据来自中经网统计数据库。

五、结论与建议

本文利用开放宏观经济研究中流行的贸易品－非贸易品分析框架，对我国国内供给和需求结构进行了详细分析，并在此基础上分析外需在我国宏观经济平衡关系中的地位与可替代性。通过全文的分析可以得出如下几点结论：

1、在我国供给和需求结构的对比中，以工业制成品为主的贸易品供给处于相对过剩状况，以服务业为主的非贸易品供给处于相对不足的状况。供求结构性差异以及非贸易品国内供求强制平衡要求，是导致我国总供给大于总需求的根源。由此可以认为，外需在我国宏观经济平衡中的根本作用是弥补国内供给和需求之间的结构性差异。外需在我国宏观经济平衡关系中的特殊地位，将从根本上制约内需对外需的替代性。

2、在消费层面，居民对教育、医疗、社会保障、社会福利、公共管理和组织等非贸易品不断增长的潜在需求，受制于供给的匮乏而无法转变成现实的购买支出。非贸易品供给不足所导致的“强制储蓄”，是造成我国居民低消费倾向的重要原因。在既定供求结构下，无论是支出变更政策还是支出转换政策，都无法有效地实现国内消费需求对外需的替代。

3、给定国内供给和需求的结构性特征，投资增长在带动产出增长的同时，也加剧了贸易品的供给过剩，净出口的不断增长是实现宏观经济总量和结构平衡的必要条件。由此可以看出，外需增加是国内投资增加的必要条件，所以，投资需求作为内需的一部分，并不能有效地替代外需。

4、2008 年下半年以来所实施的宏观经济刺激计划，能够有效改善全社会投资行为的融资条件，但是对市场需求的提升作用并不明显。所以，宏观经济刺激政策的积极影响目前主要体现在那些市场约束较弱的行业或产业，或者是那些对市场不敏感的行业与部门，并没有通过改善市场实现条件，对所有行业或部门产生普遍的积极影响。

依据本文的分析结论和判断，我们认为政策层面必须区分短期中的总需求支持政策和长期中的总需求结构调整政策。

1、在短期中，面对外需下降所带来的总需求缺口及其导致的宏观经济衰退压力，最有效的政策措施是出口扶持政策。即便能够通过政策措施提升国内投资或消费需求，由于产品种类的差别，事实上也无法吸纳或消化外需下降所导致的出口行业的过剩产品。所以，政策选择必须直接指向问题的源头，出口下降所导致的短期宏观经济压力，只能借助于提升出口的措施来解决。

2、在长期中，如果国际贸易格局的变迁使得我国的出口不能再现前几年的高速增长态势，或者，如果过于依赖出口的总需求结构带来的负面影响越来越

大，那么，总需求结构的调整就成为我国政策层面必然的选择。由于外需的地位根植于我国供求结构性失衡关系之中，所以，为了调整总需求结构，特别是提升国内消费需求在总需求中的比重，不能简单地依赖总需求管理政策或收入分配政策，必须配合以促进供给结构调整的政策措施。

参考文献：

1. Basu, Susanto and John Fernald, Information and Communications Technology as a General-Purpose Technology: Evidence from U.S. Industry Data, Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper No. 29, 2006.
2. Bems Rudolfs, Aggregate Investment Expenditures on Tradable and Nontradable Goods, IMF Working Paper, WP/08/45, February 2008.
3. Burstein A., J. Neves and S. Rebelo, Investment Prices and Exchange Rates: Some Basic Facts, *Journal of the European Economic Association*, 2 (2-3), 2004, 302-309.
4. Cavo Pietro, Massimiliano Pisani, Nicoletta Batini and Alessandro Rebucci, Productivity and Global Imbalance: The Role of Nontradable Total Factor Productivity in Advanced Economics, IMF Staff Papers, Vol. 55, No. 2, 2008.
5. Chamon Marcos and Eswar Prasad, Why are saving rates of urban households in China rising? IMF WP/08/145, June 2008.
6. DeLong B. and L. Summers, Equipment Investment and Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 1991, 445-502.
7. Gourinchas, Pierre-Olivier and Olivier Jeanne, Capital flows to developing countries: the allocation puzzle, IMF Working Paper, 2007.
8. IMF, World Economic Outlook: Crisis and Recovery, Washington: International Monetary Fund, April 2009.
9. Prasad Eswar, Raghuram and Arvind Subramanian, The paradox of capital, Finance & Development, IMF, March 2007.

分报告 5：

美国的需求结构与中国对美出口表现分析

内容摘要：为深入研究外部需求变化对中国出口的影响，本文采用数据描述性分析和计量分析的方法，考察了中国出口结构与美国需求结构以及其决定因素之间的关系。主要结论包括：1）中国出口结构与美国进口需求结构之间联系密切，中国出口中所占比重最大的部分也就是美国依赖进口供给程度最高的部分。2）中国在消费品和资本品方面已经成为美国最重要的进口贸易伙伴之一。3）资本品中国对美耐用品品出口的长期收入弹性和财富弹性远大于非耐用品出口；美国企业税后利润和国内固定资产投资对中国向美资本品出口有显著的长期正面效应。4）非耐用品出口的调整速度最快，而耐用品和资本品出口的调整速度稍慢。根据分析结果，本文提出目前有必要降低中国出口行业的出口成本以维持其获利空间，但有关扶持措施应当针对不同的出口类别有所区别，在长期应当大力发展内需。

一、引言

中国的经济增长长期依赖外需，在这种特殊的经济增长模式下，出口的目的是利用本国在劳动力和大规模生产方面具有的比较优势以满足主要出口市场上的需求，造成了出口结构取决于外部需求结构，而与国内需求结构严重脱节的局面。这就意味着外部需求冲击会带来中国经济的短期波动。然而，由于发展内需的体制性制约因素短期内难以消除，中国在未来相当一段时间内仍然要维持依赖外需的特殊经济增长模式，这也使得我们有必要深入考察外部需求对中国出口的影响。

次贷危机发生后，不少研究关注于外需下降对中国出口造成的冲击，如在上几次的人大宏观经济报告的数篇分报告中分析汇报了中国分出口目的地、分类别出口的收入弹性和价格弹性，认为外需总量下降会对中国出口造成严重冲击。[①]然而，更进一步的研究需要我们关注外部市场的需求结构与出口表现之间的关系。首先，我们需要建立出口结构与外需结构之间的联系以帮助我们理解中国出口结构的形成。其次，由于不同种类的外部需求（消费品、资本品和中间品）可能有着不同的决定要素，我们需要深入分析这些决定因素的变化对中国各类出口的长期影响和短期影响，才能较为真切地理解外需变化对我国出口的结构性影响。遗憾的是，这方面的研究比较匮乏。

鉴于中美双边贸易的重要性和相关贸易数据的丰富性和全面性，本文因此采用了数据描述和计量分析的方法考察了美国国内需求因素与中国对美出口表现之间的关系，以求在理解外需冲击中国经济方面提供一些新的角度和证据。

具体说来，本文的主要结论包括以下几点：1）中国出口结构与美国进口需求结构之间联系密切。2）中国已经成为美国最重要的进口贸易伙伴之一。3）资本品中国对美耐用品品出口的长期收入弹性和财富弹性远大于非耐用品出口；美国企业税后利润和国内固定资产投资对中国向美资本品出口有显著的长期正面效应。同时，非耐用品出口的调整速度最快，而耐用品和资本品出口的调整速度稍慢。4）中国未来对美出口表现和结构取决于未来美国经济恢复后居民财富和企业赢利水平的恢复。

本文第二部分是简单的数据分析，描述了中国向美出口的表现以及其结构变化的趋势，分析了中国向美出口在美国各类支出中的重要性，以及各类支出主要决定要素的变化趋势。本文第三部分是计量分析，通过分布滞后模型来估算中国向美各类出口的长期和短期收入、财富、以及实际汇率弹性，以求就外需的结构性发展趋势提供一些证据。本文第四部分总结主要发现，并提出有关政策建议。

[①] 见 2008 年中期和年终宏观经济报告中作者本人章艳红的两篇分报告。

二、中国对美出口结构和美国需求结构的描述性分析

中国对美出口按不同分类方法可分为不同类别，本文从最终使用目的（End Use Classification) 出发将其分为消费品、资本品和中间品。[①]其中消费品指由消费者购买的最终商品，资本品指由企业购买用于生产的最终商品，中间品指由企业购买在生产最终商品过程中需要的部件和半成品等。由于不同使用者（消费者和企业）的支出行为可能存在差异，这样的分类便于我们考察不同使用者需求的变化如何影响中国对美出口。通过数据分析，我们可以总结出中国对不同美出口类别具有如下特点：

1. **就增长率而言，资本品出口增长最快，中间品出口次之，消费品出口又次之，说明次贷危机对资本品和消费品出口有严重的负面影响。就稳定性而言，中间品出口增长的波动幅度最大，资本品次之，消费品又次之。**

表 1 给出了选定年份各类出口的名义和实际季度增长率。可以看出无论是名义还是实际季度平均增长率，资本品出口一直高于其他类别，而中间品出口的增速在 1990 年代末以来明显加快，消费品的增速则相对和缓。相应地，中国对美出口中资本品所占比例逐渐加大，而消费品所占比例则有所萎缩。应当说，资本品出口比重的加大反映了中国自主生产和研发能力的改善，而中间品出口增速的提高则反映了 1990 年代末以来全球生产链的分工和加工贸易的盛行。另外，容易看出次贷危机对资本品出口和消费品出口打击特别严重，使得它们在 2007 年增长明显下降后，在 2008 年进入负增长。

[①] 本文按照美国进口 end use classification，将 1 位数分类中的 1 类（Industrial supplies and materials）划分为中间品， 将 2 类（Capital goods, except automobiles）划分为资本品，将 4 类（Consumption goods）划分为消费品，其中将 2 位数分类中的 40（manufactured non-durables）划分为非耐用品，将 41（manufactured durables）划分为耐用品。因此本文使用的分类数据不包括 0 类（Foods，feeds, beverages），3 类（Auto, vehicles, parts and engines)，和 5 类（Other goods）。
http://www.census.gov/foreign-trade/reference/codes/enduse/imeu.txt

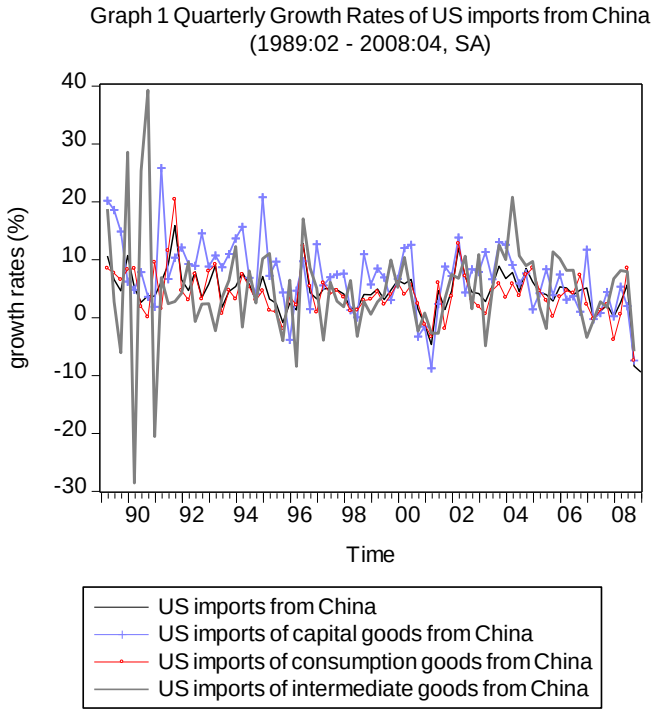
表 1　按用途分类中国向美国出口名义和实际季度增长率

	季度名义增长率(%)			季度实际增长率 (以 2002 年美元计价,%)		
时间	资本品出口	消费品出口	中间品出口	资本品出口	消费品出口	中间品出口
1989	17.75	7.43	5.02	18.05	6.86	5.64
1992	11.10	4.47	3.75	10.52	3.53	3.60
1995	10.38	1.11	4.46	10.10	0.72	2.93
1998	4.85	2.10	1.83	6.30	2.40	6.39
2001	0.10	-0.23	-0.44	0.75	-0.03	6.11
2004	8.68	4.98	12.50	7.79	5.37	7.13
2007	4.05	1.25	0.03	3.86	0.84	-5.85
2008	**-0.09**	**-0.68**	**4.13**	**-0.33**	**-1.24**	**8.29**
2008Q1	0.10	-3.95	6.59	0.13	-4.66	-1.93
2008Q2	5.22	0.42	8.01	4.26	-1.09	-2.70
2008Q3	1.86	8.41	7.81	1.74	8.24	9.43
2008Q4	-7.53	-7.57	-5.92	-7.46	-7.43	28.35

数据来源：中美贸易额收集自美国 USITC TRADE DATAWEB，贸易量根据美国劳工调查局的贸易价格指数计算得出。增长率由作者根据数据计算得出。

在波动性方面，中间品出口波动程度明显高过其他两类出口，特别是在 1990 年代早期，在-30%和+40%之间剧烈波动。这可能是中间品属于中间投入，其需求取决于企业的经营状况，所以比较容易进行短期调整。消费品的增速则波动较小，主要在 0%和 10%之间波动，说明消费需求增长相对与企业投资需求来说比较稳定。这样的特点能够帮助我们在一定程度上预期在经济周期中三类出口的表现。

图 1　中国对美各类出口的季度增长率(1989:02-2008:04)



2. **中国成为美国非常重要的进口贸易伙伴，约有 40%的进口消费品来自中国，25%的进口资本品来自中国，5%的中间品来自中国。进入 2000 年代后，进口资本品中中国产品所占比例大幅攀升。**

从图 2 可以看出，从 1989 年初到 2008 年底，美国进口消费品中来自中国部分从约为 7%上升到略低于 40%，进口资本品中来自中国部分从 1%左右上升到超过 25%，进口中间品中来自中国部分也从 1%左右稳步上升到 5%。很明显，在美国这个主要出口市场上，中国产品的市场影响力得到了显著提升。也正因为如此，美国进口需求的改变对中国产品出口的影响才不容忽视。

经过 20 年的发展，不夸张地说，中国已经成为美国最主要的消费品供给国。但如果进一步将消费品分为耐用品和非耐用品，那么中国向美国提供的消费品中二者所占比重则发生了非常显著的变化。从图 3 可以看出，1995 年之前，非耐用品出口所占比重大约在 55%上下，耐用品出口大约占 45%；1995 年之后，耐用品出口所占比重不断上升，到 2008 年达到了 65%以上，非耐用品的比重则降到了不足 35%。由于耐用品需求通常比非耐用品需求具有较大的收入弹性，这样一种结构性的改变预示着当美国进入经济衰退时，中国的消费品出口会有较大幅度的下降，其中耐用品生产行业受到的冲击最大。

图 4 则表明从 1989 年到 2008 年，在美国进口的耐用品中，来自中国的部分从约为 7%上升到约为 50%；在美国进口的非耐用品中，中国产品所占比重则从 10%上升到 30%。

图 2　美国各类进口中中国产品所占比例

(按使用目的分类，未经季节性调整, 1989-2008)

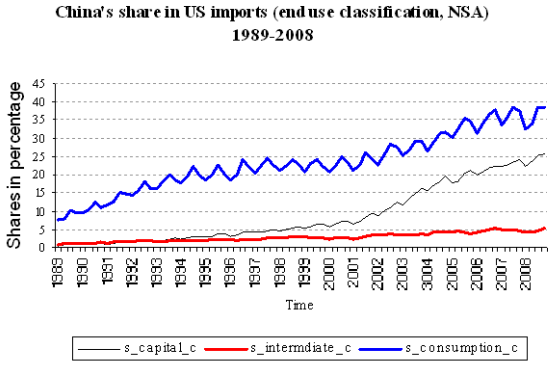


图 3　中国对美消费品出口的构成(1989-2008)

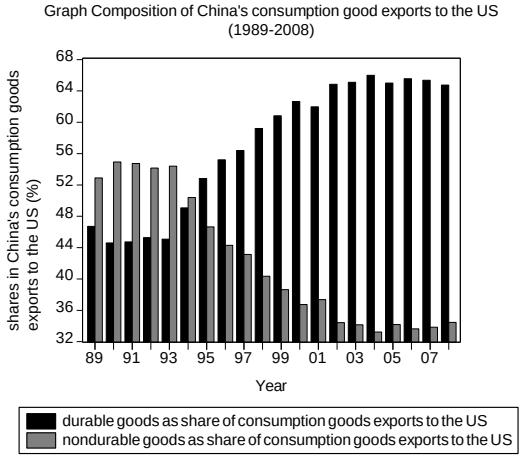
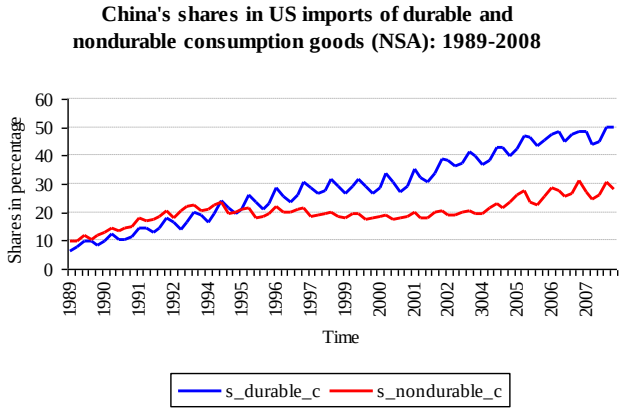


图 4　美国进口耐用品和非耐用品中中国产品所占比例

(未经季节性调整, 1989-2008)



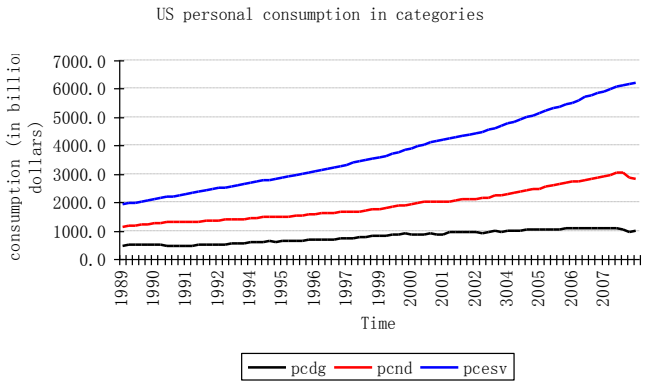
数据来源：图 1-5 同表 1。

3.美国个人消费中，服务消费所占比例高达三分之二，剩余部分非耐用品消费约占四分之三，耐用品消费只占约四分之一。美国的耐用品消费中约有60%来自于进口，非耐用品消费中约有20%来自于进口。中国的出口结构与美国的需求结构有密切关系。

如果排除政府支出，那么一国总需求可以分为消费需求与投资需求。消费需求又可分为服务需求和商品需求，由于服务大多属于非贸易品，所以与进口有关的主要是商品需求。而商品需求又可分为耐用品消费和非耐用品消费。在投资需求方面，包括企业投资和住房投资，其中和贸易相关的是企业投资。而企业投资中，和贸易有关的是资本品和中间品。

就美国的消费需求结构而言，图 4 表明服务消费增长速度高于商品消费的增长速度，使得服务消费比重持续上升，到 2008 年底超过了三分之二。在商品消费中，非耐用品消费增长得较快，到 2008 年底，非耐用品消费约为耐用品消费的三倍。考虑到服务大多属于非贸易品，非耐用品中也倾向于比耐用品有更多非贸易品，事实上美国个人消费中用于进口的部分其实比例很低。

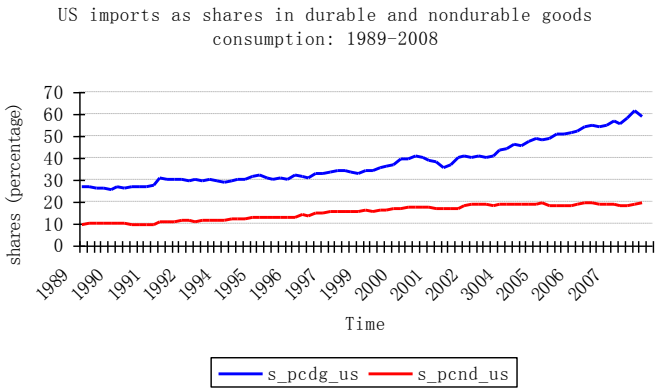
图 5　美国不同类别的个人消费



数据来源：收集自美国圣路易斯联邦储备银行@FRED database.

进一步分析美国消费品的供给来源，可知进口耐用品所占比例持续增加，在过去二十年中，该比例从约为 30%增加到约为 60%，而 80%的非耐用品仍有其国内生产。这反映了美国过去二十年的产业结构变化，大量的资源转移到服务行业，而制造业尤其是耐用品制造业呈现萎缩趋势。

图 6　美国耐用品和非耐用品消费中进口所占比例



4.美国个人可支配收入稳定增长，家庭净资产在衰退期间下降明显，企业税后收入近期下降明显。

如图 5 所示，美国个人实际可支配收入在长期保持非常平稳的增长，只是在经济衰退期间略有波动。而财富主要以家庭净资产来表示，包括金融资产和实物资产，图 6 说明美国的家庭财富虽然在长期保持增长，但在经济衰退期间却有非常明显的下降，如 2000 年到 2001 年衰退期间和 2007 年之后。经济学理论告诉我们，在不考虑消费平滑的情况下，消费的决定要素包括消费者的可支配收入和财富，即消费随着可支配收入和财富的增加而增加，那么本次经济衰退中美国个人的国内消费支出下降也就可以预期了。

不过，应当注意到对于不同类别的消费，收入效应和财富效应可能存在差别。一般来说，收入和财富的变化更有可能影响耐用品消费，而非耐用品因为大多属于日用开支，影响相对较小。收入变化和财富变化相比而言，财富变化更可能影响耐用品支出。因此，面对美国家庭财富的急剧缩水，很可能对耐用品消费影响最大。

但仔细分析，2000-2001 年期间的家庭财富缩水更多地体现为证券资产的萎缩，部分还由房地产升值得以弥补；而 2007 年之后的家庭财富缩水则包括了证券资产的缩水和房地产泡沫破裂带来的资产缩水。因此，在未来一轮经济扩张过程中，美国家庭财富的恢复速度也会影响到其进口需求的恢复，对中国向美国消费品出口有直接影响。

就影响企业投资需求的因素很多，包括投资的实际回报、风险、融资能力等。由于经济周期中企业融资能力与企业赢利能力密切相关，图 7 绘出了美国企业税后实际利润的变化。可以看出，在 2001 年经济衰退期间，美国的企业税后利润变化不大，在 2003 年到 2006 年期间迅速上升，但进入 2007 年后，企业税后实际利润大幅下降，说明本次经济衰退对美国企业的冲击非常之大，而赢

利情况的恶化必然会带来在资本市场上融资的困难，导致投资活动的减少。

图 7　美国个人实际收入和企业税后实际利润

(82-84 不变价格, 1989-2008)

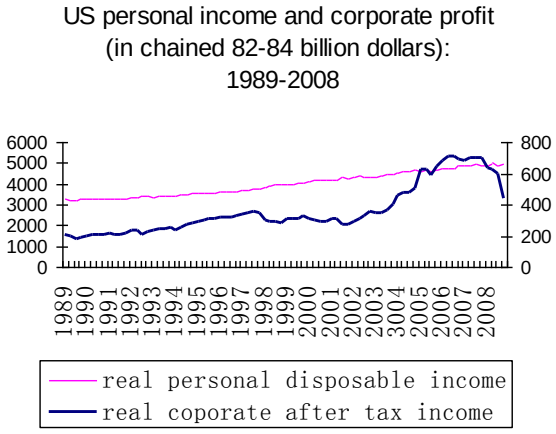
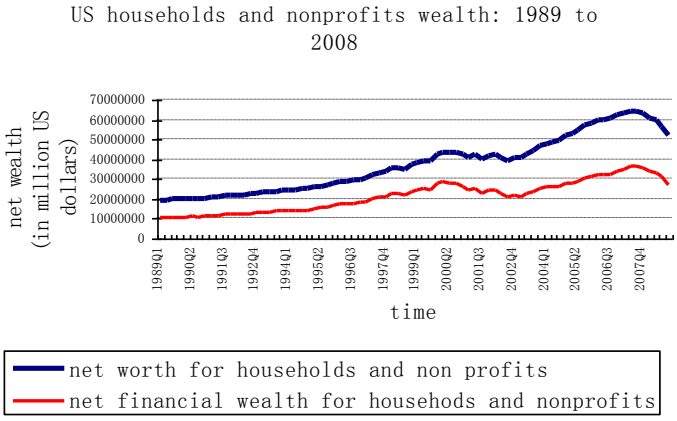


图 8　美国家庭和非赢利组织净资产和净金融资产阶级(1989-2008)



数据来源：图 7-8，同图 5。

三、中国对美出口决定因素的计量分析

1.　计量模型的设定

1）　消费品进口需求函数和变量的度量

消费品进口需求函数

一般的需求函数可扩展到贸易中，得出进口和出口需求函数。在被广为采用的非完美替代品模型中（见Goldstein 和Khan（1985）），进/出口需求可表示为进口国收入和进口相对价格的函数，其中收入效应为正和价格效应为负。在实际估算中一般采用的对数线性模型的形式，即所谓的弹性方法（the Elasticities

Approach），以得到便利的收入弹性和价格弹性估算（经典运用见Houthakker 和 Magee (1969)、Hooper, Johnson 和 Marquez (2000)等）。

然而，消费理论已经指出财富是自发消费（autonomous consumption）的一个重要决定要素，而 Dynan 和 Maki (2001)指出财富的边际消费倾向取决于利率和时间偏好等因素。那么，消费者财富的变化自然也会体现在对进口需求的变化上，所以消费品的进口需求函数应当纳入居民财富作为一个决定要素。

因此，就中国对美的消费品出口，我们可以将其表示为收入（Y）、财富（W）和相对价格（P）的函数

$$EX_i = EX_i\left(Y, W, P_i\right) \qquad (1)$$

其中 i = 消费品, 耐用品, 非耐用品，EX_i 为经过价格平减之后的实际中国向美各类出口量。假定各类出口为正常品，那么我们预期 $\partial EX/\partial Y > 0$，$\partial EX/\partial W > 0$，$\partial EX/\partial P < 0$，即收入和财富效应为正，价格效应为负。

但是，对于耐用品和非耐用品出口，我们预期它们的收入弹性和财富弹性会存在差别。由于非耐用品大多属于日用必需品，而耐用品含有较多的奢侈品，所以我们预期非耐用品的收入效应会小于耐用品，并且由于耐用品需要一定的购买力，我们预期耐用品的财富效应远大于非耐用品。

自变量的度量

个人实际可支配收入（DIC）：遵循文献中的惯常做法，我们用美国个人的实际可支配收入来度量美国消费者的实际收入。

家庭和非赢利组织净资产（NW）：我们用美国家庭和非赢利组织的净资产作为美国消费者财富的度量。事实上，消费者财富包括证券资产和实物资产，虽然有理论指出不同财富的消费效应可能存在差别，本文由于篇幅所限，不再进行更细分类。

人民币的实际有效汇率（REER）：我们将人民币的实际有效汇率作为中国各类出口的相对价格的度量。各类出口相对价格`的理想估量当然是中国各类向美出口的价格指数除以美国相对各类替代品的国内价格，但由于数据的缺乏，我们决定采用 REER 作为替代变量。

2） 资本品出口的需求函数和变量的度量

资本品出口的需求函数

按使用目的分类，另外两类中国出口是资本品和中间品。不过由于中间品出口数值较小，相对不重要，而资本品出口近年来显著增加，本文就只考察资本品的出口决定要素。一般说来，资本品属于企业的投资行为，企业的投资活动

取决于投资的预期回报、企业的融资能力、和风险等因素。由于进口资本品是为了满足国内投资的过度需求部分，那么国内投资的总量必然会影响对进口资本品的需求。因此，我们可以将中国向美出口资本品的需求表示为预期收益率（R^e）、融资能力（A）、国内总投资（I^d）和风险（$risk$）的函数：

$$EX = EX\left(R^e, A, I^d, risk\right) \qquad (2)$$

这里 EX 为经过价格平减之后的中国向美实际资本出口量。根据一般的经济学原理，我们预期 $\partial EX/\partial R^e > 0$，$\partial EX/\partial A > 0$，$\partial EX/\partial I^d > 0$，$\partial EX/\partial risk < 0$。

自变量的度量

在具体估算中，由于在度量风险方面存在困难，本文只使用了如下变量：

长期利率（INT）：由于使用资金的机会成本可以用利率来衡量，所以利率和投资的预期回报率应当负向关联。由于缺乏合适的预期回报率的直接度量，本文采用美国 5 年期政府债券利率来度量投资的机会成本。

企业税后利润（PROF）：我们用美国企业的税后利润来作为企业融资能力的替代变量，因为税后利润的高低不仅影响发行股票债券融资能力，也影响企业用自有资金投资的能力。

企业固定资产投资（INV）：为考察美国国内投资需求与进口的直接关联，我们也纳入了美国企业的固定资产投资作为美国国内投资的替代变量。

3） 用于估算的计量模型

对于式（1）和（2），我们遵循惯常做法，采用对数线性模型，以便于得到相应的固定弹性。不过，由于采用的是时间序列数据，各变量可能不具有平稳性，直接适用对数线性模型可能带来缪误回归的结果。如果各变量具有协整关系，那么可以估算长期均衡关系和短期动态调整。具体到本文的应用中，我们首先通过对所采用的变量取对数后进行单位根检验，检验结果表明各变量都属于一阶积整过程。然而进一步的 Johansen 检验表明针对各类出口的模型所纳入的变量之间并不存在协整关系。那么，我们选择采用了差分方程以排除缪误回归的可能性。具体说来，对于式（1）和式（2），估算如下模型

$$\Delta \ln(EX_t) = \sum_{k=1}^{K} \alpha_k \Delta \ln(X_{tk}) + u_t \qquad (3)$$

其中，α_k 可分别解释为中国向美出口需求针对变量 X_k 的固定弹性，而 $X_k, k = 1, K$ 分别指式（1）和（2）中设定的自变量。

考虑到出口对各种因素变化的反应可能存在滞后性，式（3）采用的估算形

式却无法对此进行估算，我们因而进一步采用了分布滞后模型，以分别考察长期效应和短期效应。具体说来，我们将式（3）加以扩展，即

$$\Delta \ln(EX_t) = \sum_{k=1}^{K} \left(\alpha_{0k} \Delta \ln(X_{tk}) + \alpha_{1k} \Delta \ln(X_{(t-1)k}) + \alpha_{2k} \Delta \ln(X_{(t-2)k}) + \cdots \right) + u_t \qquad (4)$$

式（4）中，针对各自变量的即期效应为 α_{0k}，度量 X_k 变化对当期出口的影响；针对各自变量的长期效应为

$$\alpha_k = \alpha_{0k} + \alpha_{1k} + \alpha_{2k} + \cdots$$

因为式（4）属于无限分布滞后模型，直接的估算是不可能的。我们因此对滞后项的系数结构做限制，简化模型，使得估算成为可能。这里我们采用两种惯用的限制形式，一种是几何分布滞后模型，其中滞后项的系数呈几何级数下降，即

$$\alpha_{jk} = \alpha_{0k} \lambda^j, \quad 0 < \lambda < 1$$

其中 $j = 1, 2, \cdots$，为滞后的期数。这样，式（4）可以简化为

$$\Delta \ln(EX_t) = \sum_{k=1}^{K} \alpha_{0k} \Delta \ln(X_{tk}) + \lambda \Delta \ln(EX_{t-1}) + u_t \qquad (5)$$

给定式（5）的设定，容易得出各自变量的长期效应

$$\alpha_k = \frac{\alpha_{0k}}{1-\lambda}$$

另外一种是有理分布滞后模型，其中滞后项的系数在短期不一定下降，即

$$\alpha_{jk} = \lambda^{j-1} \left(\alpha_{0k} \lambda + \alpha_{1k} \right)$$

那么式（4）可以简化为

$$\Delta \ln(EX_t) = \sum_{k=1}^{K} \left(\alpha_{0k} \Delta \ln(X_{tk}) + \alpha_{1k} \Delta \ln(X_{(t-1)k}) \right) + \lambda \Delta \ln(EX_{t-1}) + u_t \qquad (6)$$

给定式（6）的设定，各自变量的即期效应为 α_{0k}，长期效应为

$$\alpha_k = \frac{\alpha_{0k} + \alpha_{1k}}{1-\lambda}$$

4） 数据说明

本文采用的数据为季度性数据，时间跨度从 1989 年第 1 季度到 2008 年第 4 季度。有关中国对美出口的数据收集自 USITC trade database，有关美国各项进口价格指数收集自美国劳工统计局的进出口贸易价格数据库（Bureau of Labor

Statistics， MXP database)，美国个人实际可支配收入、家庭与非赢利组织净资产、企业税后利润、固定资产投资和 5 年期债券利率收集自美国 St. Louis 联邦储备银行的 FRED database.；人民币实际有效汇率收集自世界银行的 Global Economic Monitor Database。

2． 估算结果的汇报和解释

对各项中国对美出口（总出口、消费品出口、耐用品出口、非耐用品出口、资本品出口)，我们分别估算了式（4)、式（5）和式（6)，根据回归估算结果，分别计算出在分布滞后模型中各变量的长期弹性，然后将它们与即期弹性和差分模型估算结果汇报于表 2。我们从几个方面来对其归纳总结。

1） 消费品收入弹性方面，首先，表 2 结果说明耐用品比非耐用品具有更高的收入弹性。具体说来，在差分模型中，各类消费品出口的收入弹性都具有统计上的显著性，其中耐用品出口的收入弹性将近 2.5，而非耐用的收入弹性却略低于单位弹性，整体而言中国对美的消费品出口具有较大的收入弹性。而分布滞后模型的估算结果表明耐用品出口的即期和长期收入弹性都明显高于非耐用品。这样的结果是符合预期的，因为耐用品中含有更多的奢侈品，非耐用品中含有更多的日用品，所以前者的收入弹性应当较大。这也意味着当美国消费者收入发生波动时，中国的耐用品出口受到的打击更大。

其次，表 2 结果说明考虑滞后效应之后，耐用品和非耐用品的长期收入弹性都大于 1。具体说来，虽然只有在有理分布滞后模型中各类消费品出口的长期收入弹性才具有普遍的显著性，但我们大致可以判断耐用品的长期收入弹性在 2.7-3.9 之间，非耐用品的长期收入弹性在 1-2 之间，总体消费品出口的长期收入弹性在 1.8-2.9 之间。如果将本国偏向（home bias）考虑进来的话，这样的结果并不令人意外。因此，根据这些结果可以预期，那么中国对美消费品出口的波动程度会远超过美国消费者收入的波动程度。

2) 消费品财富弹性方面，只有耐用品出口的财富弹性才具有统计显著性。表 2 中，耐用品出口的即期财富弹性在不同模型中变化较大，但长期财富弹性的估算在同不同模型中却相当接近，均为 0.5 上下。虽然耐用品的长期财富弹性小于单位弹性，但考虑到在经济周期中财富变化远比收入变化剧烈，财富效应就变得非常重要。比如，2007 年次贷危机以来，美国家庭与非赢利组织的净资产已经下降约 25%，那么根据我们的估算结果，长期来说中国对美耐用品出口会下降约 12%。由于中国的消费品出口中约 65%属于耐用品，那么我们可以预期美国消费者财富的萎缩会对中国的消费品出口有相当大的负面冲击。

3) 在消费品汇率弹性方面，从表 2 可知，耐用品和非耐用品的汇率弹性在不同模型中基本上具有统计显著性，不过弹性都偏小。这些结果说明人民币实

际有效汇率的贬值对改善我们消费品出口作用有限。 不过，需要注意的是人民币实际有效汇率不等同于人民币对美元的实际汇率，实际有效汇率的升值反映的是人民币对所有主要货币的普遍性的实际升值。考虑到中国人民币在相当程度上仍然与美元挂钩，而美元在近年来是走弱的趋势，我们有理由说中国稳定的汇率政策有利于对美消费品出口。

表 2 中国对美出口的影响因素-分布滞后模型回归结果

	几何分布滞后模型		有理分布滞后模型		差分模型
总出口	即期弹性	长期弹性	即期弹性	长期弹性	弹性
个人实际可支配收入	1.128**	2.792**	1.240	4.055**	2.1623**
个人与非赢利组织资产净值	0.220*	0.544*	0.130	0.473	0.451**
中国实际有效汇率	-0.141	-0.348	-0.144	-0.330	-0.253**
消费品					
个人实际可支配收入	1.015	1.799	0.906	2.950**	1.658**
个人与非赢利组织资产净值	0.311	0.552	0.153	0.588**	0.407**
中国实际有效汇率	-0.203*	-0.360*	-0.190*	-0.355**	-0.263**
耐用消费品					
个人实际可支配收入	1.858**	2.757**	1.834	3.911**	2.477**
个人与非赢利组织资产净值	0.383*	0.568*	0.167	0.590**	0.452**
中国实际有效汇率	-0.278**	-0.413**	-0.228	-0.375**	-0.285**
非耐用消费品					
个人实际可支配收入	0.749	1.049	0.693	1.965**	0.994*
个人与非赢利组织资产净值	0.058	0.081	-0.043	0.000	0.105
中国实际有效汇率	-0.219*	-0.306*	-0.213	-0.329*	-0.263**
资本品					
企业税后利润	0.248*	0.600*	0.251	1.047**	0.528**
企业固定资产投资	0.661**	1.595**	0.713	2.272**	1.469**
5 年期政府债券利率	-0.049	-0.120	-0.026	-0.223	-0.089

注: 1) 所有变量都取对数; 2)上标 **,*分别表示在 5%和 10%的显著性水平上显著.

4) 在资本品方面，首先，表 2 的结果说明美国企业税后利润是中国对美资本品出口有显著的正面影响。差分模型估算结果表明给定其他变量，企业税后利润每增加 1%，中国对美的资本品出口会平均增加 0.5%。分布滞后模型的估算结果表明即期税后利润弹性比较接近，但长期弹性差别很大，在 0.6-1 之间。考虑到美国企业税后利润在次贷危机发生后急剧下降，根据我们的估算结果，可以预期中国的资本品出口会有较大下降。其次，表 2 的结果也说明美国的固定资产投资对中国的资本品出口有显著影响，给定其他变量，企业固定资产投资变化 1%，差分模型的估算结果表明中国对美资本品出口同向变动 1.5%；分布滞后模型的估算结果表明中国资本品出口同向变动即期为 0.7%，长期为 1.6%到 2.3%之间。最后，由表 2 可知利率弹性在不同模型中虽然为负，符合预期，但都不具有统计显著性。

5) 此外，在分析各变量的即期和长期效应时，我们特别对收入和财富长期效应调整的速度感兴趣。根据几何分布模型的估算结果，我们计算出了各出口量的中位数滞后期，并将结果汇报于表 3。[①]

表 3 中位数滞后期(几何分布滞后模型)

总出口	1.34
消费品出口	0.84
耐用品出口	0.62
非耐用品出口	0.55
资本品出口	1.30

表 3 的结果说明，收入或财富发生发生%变化后，其对总出口头 50%的长期效应会在 4 个月内发生，对耐用品出口头 50%的长期效应会在 2 个月之内发生，对非耐用品出口的头 50%的长期效应会在 1.5 个月内发生。另外，各变量发生变化后，其对资本品出口的头 50%的长期效应会在 4 个月发生。虽然设定估算模型时我们假定各变量有着同样的调整速度，限制过强，但根据估算结果我们可以得出二个结论，首先，非耐用品的收入效应和财富效应的调整速度要快于耐用品。由于非耐用品的生产周期和消费周期较短，应当说这个结论是相当合理的。这个结论的引申意义为当美国经济恢复并且居民收入和财富增长时，中国非耐用品出口的反弹会稍快于耐用品出口的反弹。其次，资本品出口对利润、固定资产投资和利率变化的反应较慢，大约需要 4 个月才能完成 50%的调整。因此，未来美国经济恢复时，中国向美资本品出口的反弹也相对较慢。

总结起来，美国经济的衰退会对中国向美出口造成很大冲击，但是对不同种

[①] 几何分布滞后模型的中位数滞后期为 $\log(2)/\log(\lambda)$ 。

类的出口的冲击是有明显差别的。其中，而消费品出口中的耐用品出口受到的冲击会大于非耐用品受到的冲击，而未来美国经济进入恢复期后中国向美耐用品出口的反弹也会较慢。此外，中国对美资本品出口则受到美国企业赢利水平和其国内固定资产投资的显著影响。

五、总结与政策建议

由于中国的出口结构不是国内消费结构的自然延伸，而是取决于外部需求，所以主要出口市场的经济表现和需求结构变化就直接影响到中国出口表现和出口结构。本文以中国对美国出口为例，较为全面地从数据描述性分析和计量分析两个方面考察了中国出口结构与美国需求结构之间的联系，以及美国需求因素对中国各类出口的短期和长期影响。本文的主要结论可归纳如下：

首先，中国出口结构与美国进口需求结构之间联系密切。一方面，美国消费结构虽然比较稳定，但其中消费者的商品消费中高达 60%的耐用品要由进口来满足，而只有大约 20%的非耐用品来自进口，这就意味着具有成本优势的中国出口行业在耐用品出口上具有更大的外需拉动力。事实上，中国对美的耐用品出口增速远超过非耐用品出口，使得中国对美消费品出口中耐用品比例上升至65%。另一方面，随着美国企业外包生产的增加，维持其国内生产所需的资本品更多地依赖于进口，这种背景下中国对美资本品出口大幅增加，目前已经成为继消费品出口之后的第二大类别。

其次，中国已经成为美国最重要的进口贸易伙伴之一。随着中国出口行业的扩张，中国出口在美国市场上的分额不断上升。截至 2008 年底，美国 40%的进口耐用品来自中国，30%的进口非耐用品来自中国，30%的进口资本品来自中国。也正是因为如此，美国市场上进口需求的下降很大程度上体现为中国各类出口的减少。

再次，根据我们的估算结果，资本品中国对美耐用品品出口的长期收入弹性和财富弹性远大于非耐用品出口；美国企业税后利润和国内固定资产投资对中国向美资本品出口有显著的长期正面效应。同时，非耐用品出口的调整速度最快，而耐用品和资本品出口的调整速度稍慢。因此，我们可以得出这样的推断：在经济周期中，中国对美耐用品出口和资本品受到的冲击相对较大，非耐用品出口遭受的冲击相对较小，未来美国经济好转后前二类出口的反弹速度也慢于非耐用品出口的反弹速度。

根据以上结论，我们提出如下几点政策建议：

第一，在出口市场普遍萎缩的情况下，有必要降低国内出口行业的出口成本，以维持必要的企业必要的获利空间。这样做的合理性基于两点。首先，由于内

需市场在短期内难以有效启动，在相当一段时间内依赖对外贸易的增长仍然是比较合理的选择。其次，经济周期是经济的短期波动，历史表明周期中的扩张期一般远长于衰退期，只有采取适当措施支持出口行业度过困难时期，才能使中国出口行业在主要出口市场将来摆脱衰退时获得更好的发展契机。

第二，由于不同类别的出口遭受的冲击的程度不一，对出口行业的支持性措施应当具有针对性。由于耐用品出口和资本品出口受到的打击较大，在出口退税和出口信贷的优惠措施方面应当得到更多倾斜。此外，虽然国内需求结构与中国出口结构重叠度低，对于重叠部分或者较容易转型部分，比如电脑设备、家用电器和纺织品等，应当鼓励出口企业的内销行为，比如减税或对购买行为给予一定的财政补贴，甚至利用地方政府采购的形式给予出口型企业一定支持。

第三，在长期，中国的经济增长应当更多地依赖于内部需求，而非依赖于外需。因为容易受外部冲击影响是依赖外需的经济增长模式的固有缺陷，所以要降低外部冲击影响本国经济的程度，应当大力发展内需，使内需成为经济发展的主要引擎。具体来说，应当对制约内需发展的制度性因素，包括教育、医疗、社会保障、住房以及养老等方面的因素，进行根本的改变，才能消除人们的后顾之忧，使他们放心消费，从而维持可持续扩张的内需，与经济的发展相匹配。

参考文献：

Dynan, K., and D. M. Maki (2001). *Does Stock Market Wealth Matter for Consumption? Finance and Economics Discussion Series* 2001-23, Federal Reserve Board, Washington.

Goldstein, M., and Khan, M. S., 1985. “Income and Price Effects in Foreign Trade,” *Handbook of International Economics,* Vol.II, Chp.20，pp. 1041-1105.

Hooper, P., K. Johnson, and J. Marquez, 2000, “Trade elasticities for the G-7 countries,”*Princeton Studies in International Economics*, Princeton University, Department of Economics, monograph, No. 87, August.

Houthakker, H. S., and S. P. Magee, 1969, “Income and price elasticities in world trade,”*Review of Economics and Statistics*, Vol. 51, No. 2, May.

章艳红，次贷危机对中国对外贸易量值的影响探析, 2008年中国人民大学宏观经济报告年终报告。

章艳红，中国出口与外部需求冲击：来自协整分析的证据，2008年中国人民大学宏观经济报告中期报告。

附表 1　几何分布滞后模型估算结果

	总出口	消费品出口	耐用品出口	非耐用品出口		资本品出口
实际可支配收入	**1.128****	**1.015**	**1.858****	**0.749**	税后利润	**0.248****
	0.377	*0.728*	*0.795*	*0.572*		*0.129*
净财富	**0.220**	**0.311**	**0.383***	**0.058**	固定投资	**0.661****
	0.128	*0.207*	*0.213*	*0.198*		*0.271*
中国实际有效汇率	**-0.141**	**-0.203****	**-0.278****	**-0.219***	利率	**-0.049**
	0.107	*0.083*	*0.125*	*0.113*		*0.073*
出口滞后一期	**0.596****	**0.436****	**0.326****	**0.286****	出口滞后一期	**0.586****
	0.083	*0.083*	*0.112*	*0.104*		*0.086*
DW	2.477	2.300	2.481	2.036		2.451
样本期间	91:01-08:04	90:01-08:04	90:01-08:04	90:01-08:04		89:02-08_04
使用样本	91:02-08:04	90:02-08:04	90:02-08:04	90:02-08:04		89:03-08:04

注: 1) 所有变量都是对数差分形式; 2) 上标**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平; 3)斜体数字为标准误差.

附表 2　有理分布滞后模型估算结果

	总出口	消费品出口	耐用品出口	非耐用品出口		资本品出口
实际可支配收入	**1.240****	**0.906**	**1.834****	**0.693**	税后利润	**0.251****
	0.395	*0.566*	*0.601*	*0.635*		*0.134*
净财富	**0.130**	**0.153**	**0.167**	**-0.043**	固定投资	**0.713****
	0.126	*0.186*	*0.200*	*0.224*		*0.288*
中国实际有效汇率	**-0.144**	**-0.190***	**-0.228**	**-0.213***	利率	**-0.026**
	0.107	*0.113*	*0.155*	*0.129*		*0.072*
实际可支配收入(-1)	**1.025****	**1.225****	**1.698****	**0.822**	税后利润(-1)	**0.214**
	0.411	*0.640*	*0.749*	*0.577*		*0.136*
净财富(-1)	**0.133**	**0.272***	**0.366***	**0.043**	固定投资(-1)	**0.550****
	0.145	*0.152*	*0.176*	*0.232*		*0.281*
中国实际有效汇率(-1)	**-0.040**	**-0.066**	**-0.111**	**-0.041**	利率(-1)	**-0.097**
	0.105	*0.126*	*0.134*	*0.128*		*0.073*
出口(-1)	**0.442****	**0.277****	**0.097**	**0.229***	出口(-1)	**0.444****
	0.096	*0.116*	*0.157*	*0.121*		*0.101*
DW	2.272	2.094	2.101	1.962		2.221
样本期间	91:01-08:04	90:01-08:04	90:01-08:04	90:01-08:04		89:02-08:04
使用样本	91:02=08:04	90:03-08:04	90:03-08:04	90:03-08:04		89:03-08:04

注: 1) 所有变量都是对数差分形式; 2) 上标**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平;产品; 3)斜体数字为标准误差.

附表 3 对有理分布滞后模型中长期弹性的 WALD 检验结果

	总消费品	耐用品	非耐用品	总出口
收入弹性	7.089	10.979	4.676	12.316
财富弹性	4.367	4.014	0.000	2.060
汇率弹性	6.270	6.840	3.601	2.064

	资本品
利润	8.022
固定投资	8.660
利率	1.724

注: $\alpha = 0.05$时, $\chi_1^2 = 3.84$; $\alpha = 0.10$时, $\chi_1^2 = 2.71$

分报告 6：

金融危机历史、应对经验和对我国启示

内容摘要：通过综述现有学者对于金融危机历史的研究，说明本次次贷危机引发的全球金融危机与之前的金融危机是类似的。因此，我们可以从以往的政策和经济史中获得应对这次危机的经验。现有研究发现，应对危机的各种短期政府政策并没有有效地降低危机的深度和加快危机复苏，这可能是因为在危机来临的时候，对于生产率提高起作用的是产业间资源调整和新产业发展。政府的短期政策虽然能够帮助稳定一些信贷关系，但是因为没有对于外部重构的关注，所以作用不大。因此，走出危机最重要的是进行产业结构调整，同时引入新行业。从长期来看，新产业发展是最根本的解决道路。所以，此次世界经济走出低谷也需要新产业的发展。我们国家虽然没有金融危机，为了应对金融危机带来的衰退，需要在短期内稳定经济，中期调整产业结构，促进服务业等发展，长期发展新产业，对于新能源等行业有所为有所不为。

一、引言

2007 年以来，美国次贷危机引发了全球金融恐慌和经济衰退，我国也出台了各种政策积极应对。而只有理解此次危机的根源，才能较为准确地判断世界经济走势，并制定我国相应的经济振兴策略。关于此次金融和经济危机的原因，各国学者进行了大量研究。早期的研究单纯认为危机来自于金融衍生品的滥用，并对金融家的贪婪和欺诈加以谴责。Hellwig (2008)认为 2000 年以来，在美国低利率和股市并不繁荣的刺激下，投资者开始寻找可以提供高风险的资产，银行等金融机构寻找新的盈利点。因此，可以同时满足二者的抵押贷款证券化高速发展。抵押贷款证券化分散了来自于房地产投资的风险，但也产生了系统性风险。特别投资主体(SIVs)的期限错配严重。SIVs 投资的是长期资产，而其融资方式则是短期债务。当融资出现问题时，就必须抛售资产。而在利用市值计算的会计准则下，就会压低其他 SIVs 的资产，导致其他 SIVs 的抛售行为，压低整个市场的资产价格，并形成恐慌。此时所有人都开始担心其它交易者的对手风险，监管部门出于资本充足率等方面的考虑会介入金融系统，谨慎性监管措施开始发挥作用，但结果是进一步压低金融市场，导致崩溃。这个过程中起到核心作用的是金融系统的商业模式——发行-分发模式（originate and distribute）。在这种商业模式下，贷款发行人不关心贷款质量，而是将其证券化之后销售出去，从管理费中获得收入。这种贷款的信用级别很难得以保证，各种次级贷款会层出不穷。Kregel (2008)同样强调了这点，认为这种模式导致了本应甄别信用风险的金融机构失灵，其结果必然是贷款质量下降，以危机收场。而后大家逐渐发现此次危机和以往并没有什么不同，都是由实体经济因素引起的(Fratianni, 2008 等)。

因此，本文首先通过概述各学者的研究说明这次金融危机与以前的金融危机从性质上是相同的，从而，我们可以从以往的政策经验中获得应对这次危机的启示。因此,我们接下来概述了各国学者对于金融危机应对政策的种种研究，从中获得一条政策线索。最后，我们将这些经验与我国的政策对比，讨论我国的政策选择。

在概述以往的金融危机之前，首先界定一些概念。我们需要明确金融危机和衰退是两个不同的概念，衰退是经济增长率低于潜在增长率的过程，因此本文考虑的是增长周期。Reinhart and Rogoff (2008b)认为经济危机包括 5 种：外债违约、国内债务违约、银行危机、货币危机和超级通货膨胀。鉴于这次发源于美国次贷危机的全球金融危机主要体现为金融机构受到冲击，所以本文仅关注银行危机。这里的银行危机指的是以下两类事件的总称：（1）银行挤兑，这导致了一家或者更多的金融机构关闭、兼并或者被政府部门接管；（2）如果没有

银行挤兑，那么如果一家重要的金融机构关闭、兼并或者得到政府部门的巨额援助，并且导致了一系列类似事件的发生。因此，银行危机是对金融机构危机的泛称，并不仅仅是银行部门的危机。很显然，这次金融危机中并没有太多的挤兑，但是雷曼兄弟的倒闭，AIG 和花旗集团等收到的巨额政府援助都是符合定义的银行危机的。

二、这次的金融危机与历史不同吗？

Reinhart and Rogoff (2008a)从资产价格、公债和真实经济增长等角度将此次金融危机与历史上一些著名金融危机进行了比较，发现此次金融危机与以前没有什么不同。因此，我们需要考虑金融危机历史，看一下以往的金融危机具有哪些共同的特点。

Reinhart and Rogoff (2008d)发现，1900-2008 年以来 66 各主要国家大约发生过 5 次全球性银行危机。第一次主要的金融危机发生在 1907 年，发源地是纽约。第二次主要的金融危机伴随着一次世界大战。第三次全球性危机就是 1929 年的大危机，这也是最为严重的危机。从 1940 年代后期一直到 1970 年代早期世界都处于相对平稳状态，没有爆发全球性金融危机。在这段平静期后，第三波全球性危机开始爆发。这次危机的起因是布雷顿森林体系的崩溃和油价大幅攀升，许多发达国家的金融机构因此陷入困难。这个过程延续到 1980 年代，全球大宗商品价格暴跌和美国的不稳定的利率水平导致了拉美和非洲的银行和主权债务危机。在 1984 年，美国储蓄和贷款危机开始。在此之后，斯堪的纳维亚国家经历了二战之后最严重的银行危机。在 1992 年，日本资产泡沫破裂，进入了长达十年的银行危机。此时，随着苏联的解体，东欧国家纷纷面临银行部门的各种问题。在 1990 年代后半期，新兴市场国家面临了一连串的银行危机，先是 1994-1995 年墨西哥和阿根廷的银行危机，然后是 1997-1998 年著名的东南亚金融危机，这次危机也将俄罗斯和哥伦比亚拖入其中。阿根廷 2001 年的危机和乌拉圭 2002 年的危机为这大约持续了 30 年的纷乱的危机画上了句号。在简短的平静期后，我们就需要面对 2007 年夏天爆发的美国次贷危机。

在这幅总的图景之外，可以参考 Reinhart and Rogoff (2008d)进一步考察不同国家的债务危机和金融危机的比率（表 1、2）。计算的该比率方法是用债务危机或者金融危机发生的年数除以 1800 年以来的年数，如果独立更早就从独立日算起。从表 1 和表 2 中不难看出，金融危机发生的比率小于债务危机发生的比率，这可能是债务危机发生时候各债务方更容易协商，从而容易在萌芽时期解决。这些数据给人们总的印象就是金融危机是一个非常普遍的现象。

表 1　债务和银行危机：非洲和亚洲

国家	自从独立或者 1800 年以来债务违约或者重新协商的年份比率	自从独立或者 1800 年以来银行危机的年份比率
非洲		
阿尔及利亚	13.3	6.4
安哥拉	59.4	17.6
中非共和国	53.2	38.8
科特迪瓦	48.9	8.2
埃及	3.4	5.6
肯尼亚	13.6	19.6
毛里求斯	0.0	2.4
摩洛哥	15.7	3.8
尼日利亚	21.3	10.2
南非	5.2	6.3
突尼斯	9.6	9.6
赞比亚	27.9	2.2
津巴布韦	40.5	27.3
亚洲		
中国	13.0	9.1
印度	11.7	8.6
印度尼西亚	15.5	13.3
日本	5.3	8.1
韩国	0.0	17.2
马来西亚	0.0	17.3
缅甸	8.5	13.1
菲律宾	16.4	19
新加坡	0.0	2.3
斯里兰卡	6.8	8.2
台湾	0.0	11.7
泰国	0.0	6.7

资料来源：Reinhart and Rogoff (2008d)

表 2　债务和银行危机：欧洲、拉美、北美和大洋洲

国家	自从独立或者 1800 年以来债务违约或者重新协商的年份比率	自从独立或者 1800 年以来银行危机的年份比率
欧洲		
奥地利	17.4	1.9
比利时	0.0	7.3
丹麦	0.0	7.2
芬兰	0.0	8.7
法国	0.0	11.5

德国	13.0	6.2
希腊	50.6	4.4
匈牙利	37.1	6.6
意大利	3.4	8.7
荷兰	6.3	1.9
挪威	0.0	15.7
波兰	32.6	5.6
葡萄牙	10.6	2.4
罗马尼亚	23.3	7.8
俄罗斯	39.1	1.0
西班牙	23.7	8.1
瑞典	0.0	4.8
土耳其	15.5	2.4
英国	0.0	9.2
拉美		
阿根廷	32.5	8.8
玻利维亚	22	4.3
巴西	25.4	9.1
智利	27.5	5.3
哥伦比亚	36.2	3.7
哥斯达黎加	38.2	2.7
多米尼加共和国	29	1.2
厄瓜多尔	58.2	5.6
萨尔瓦多	26.3	1.1
危地马拉	34.4	1.6
洪都拉斯	64	1.1
墨西哥	44.6	9.7
尼加拉瓜	45.2	5.4
巴拿马	27.9	1.9
巴拉圭	23.0	3.1
秘鲁	40.3	4.3
乌拉圭	12.8	3.1
委内瑞拉	38.4	6.2
北美		
加拿大	0.0	8.5
美国	0.0	13.0
大洋洲		
澳大利亚	0.0	5.7
新西兰	0.0	4.0

资料来源：Reinhart and Rogoff (2008d)

Reinhart and Rogoff (2008d)还提供了表 3 和表 4 作为银行危机广泛性的又一

个证明。从中可以看出，在二战之后发达国家和大的新兴市场经济国家发生危机的数量下降了，但是银行危机还没有得到避免。表 1 至表 4 表明，尽管在主权债务违约方面各国存在巨大差异，银行危机对于发达国家和发展中国家来说没有太大区别，发生机会基本相同。

表 3　金融危机的频率：非洲和亚洲

国家	自从独立或者 1800 年以来银行危机数量	自从独立或者 1945 年以来银行危机的数量
非洲		
阿尔及利亚	1	1
安哥拉	1	1
中非共和国	2	2
科特迪瓦	1	1
埃及	3	2
肯尼亚	2	2
毛里求斯	1	1
摩洛哥	1	1
尼日利亚	1	1
南非	6	2
突尼斯	1	1
赞比亚	1	1
津巴布韦	1	1
亚洲		
中国	10	1
印度	6	1
印度尼西亚	3	3
日本	8	2
韩国	3	3
马来西亚	2	2
缅甸	1	1
菲律宾	2	2
新加坡	1	1
斯里兰卡	1	1
台湾	5	3
泰国	2	2

资料来源：Reinhart and Rogoff (2008d)

表 4　金融危机的频率：欧洲、拉美、北美和大洋洲

国家	自从独立或者 1800 年以来银行危机数量	自从独立或者 1945 年以来银行危机的数量
欧洲		
奥地利	3	1
比利时	10	1

丹麦	10	1
芬兰	5	1
法国	15	1
德国	8	2
希腊	2	1
匈牙利	2	2
意大利	11	1
荷兰	4	1
挪威	6	1
波兰	1	1
葡萄牙	5	0
罗马尼亚	1	1
俄罗斯	2	2
西班牙	8	2
瑞典	5	1
土耳其	2	2
英国	12	4
拉美		
阿根廷	9	4
玻利维亚	3	3
巴西	11	3
智利	7	2
哥伦比亚	2	2
哥斯达黎加	2	2
多米尼加共和国	2	2
厄瓜多尔	2	2
萨尔瓦多	2	2
危地马拉	3	2
洪都拉斯	1	1
墨西哥	7	2
尼加拉瓜	1	1
巴拿马	1	1
巴拉圭	2	1
秘鲁	3	1
乌拉圭	5	2
委内瑞拉	2	2
北美		
加拿大	8	1
美国	13	2
大洋洲		
澳大利亚	3	2
新西兰	1	1

资料来源：Reinhart and Rogoff (2008d)

下面来看一下这些在经济史中常见的银行危机具有哪些共同特征。这里关注的焦点是国际资本流动、信贷和资产价格。Reinhart and Rogoff (2008d)通过实证发现，资本流动条件下的金融危机发生概率大于无条件金融危机发生概率，61%的国家在资本大量流入时期发生金融危机的概率大于无条件的金融危机概率。同时，一般来说，资本大量流入之前是信贷繁荣，而大部分信贷过度繁荣导致了危机。这个过程中起到了关键作用的是资产价格。Reinhart and Rogoff (2008d)提供了表 5 概述了房价周期和金融危机的发生时间。可以看出，房价调整周期无论是在发达国家还是发展中国家都是 4-6 年，同时，房价下跌的幅度在发达国家和发展中国家之间也没有很大区别。这些事实又强烈支持了金融危机在所有国家都是同等可能性的。

表 5　实际房价周期和银行危机

国家	危机时期	顶峰	谷底	持续下降期（年）	下降幅度（百分比）
发达经济：5 大危机					
芬兰	1991	1989:Q2	1995:Q4	6	-50.4
日本	1992	1991:Q1	进行中	进行中	-40.2
挪威	1987	1987:Q2	1993:Q1	5	-41.5
西班牙	1977	1978	1982	4	-33.3
瑞典	1991	1990:Q2	1994:Q4	4	-31.7
亚洲危机：6 大危机					
香港	1997	1997:Q2	2003:Q2	6	-58.9
印度尼西亚	1997	1994:Q1	1999:Q1	5	-49.9
马来西亚	1997	1996	1999	3	-19.0
菲律宾	1997	1997:Q1	2004:Q3	7	-53.0
韩国	1997		2001:Q2	4	-20.4
泰国	1997	1995:Q3	1999:Q4	4	-19.9
其他新兴国家					
阿根廷	2001	1999	2003	4	-25.5
哥伦比亚	1998	1997:Q1	2003:Q2	6	-51.2
历史记录					
挪威	1898	1899	1905	6	-25.5
美国	1929	1925	1932	7	-12.6
当前情况					
匈牙利	2008	2006	进行中	进行中	-11.3
冰岛	2007	2007-11	进行中	进行中	-9.2
爱尔兰	2007	2006-10	进行中	进行中	-18.9
西班牙	2007	2007:Q1	进行中	进行中	-3.1
英国	2007	2007-10	进行中	进行中	-12.1
美国	2007	2005-12	进行中	进行中	-16.6

资料来源：Reinhart and Rogoff (2008d)

除了发生时候的一致性外，Reinhart and Rogoff (2008d)还发现银行危机发生后对于一国 GDP、政府收入和政府债务的影响在发达国家和新兴市场国家之间也是类似的。

Bordo, Eichengreen et al. (2000)也发现，在过去的 120 年间，金融危机在 1973 年之后频率增加了，但是深度和持续长度都没有不同，从而都是类似的。

基于这些观察，Borio (2008)认为，所有的危机都是在经济繁荣时期过度承担风险和扩张资产负债表的结果。资金最终使用者和提供者之间的信息不对称、风险感知时间维度上的测量困难、激励机制、金融系统内部和金融系统与实体经济之间的正反馈四个因素是金融危机的共同基础。这次危机也不例外，在经济繁荣时期信贷标准开始下降，金融系统过度承担风险。同时这四个因素也说明了特质性因素在这次危机中起到的作用。这些特质性因素是这些共同因素的具体表现形式。新的金融衍生品并不仅仅使得风险难以评估，而且更重要的是让人们相信现在和过去不同了，导致各机构超额承担风险。那么，针对这些共同的危机，各国政府的各种政策尝试效果如何呢？

二、应对经验

金融危机需要如何应对呢？一般来看，金融危机一般可以分为三个阶段，首先是抑制阶段，这个时候危机还没有完全展开，政府可以采取一定的措施稳定金融市场借贷关系，其次是真正的危机发生过程，包括少量的金融机构和企业重构，最后是制度改革阶段。Calomiris et al.(2005)认为应对金融危机的政策可以分为危机中的短期策略和危机后的长期策略，前者主要在第一二阶段，或者主要体现在第三阶段。在短期策略中不需要建立新的机构和复杂的新机制，是为了避免和缓解危机采用的稳定信贷关系的策略。这些短期策略包括：债务冻结，即不允许债权人或者储户在一定时间内索取债务或者存款；放松监管，即监管方允许银行低估问题资本，从而高估股权资本；中央银行或者政府向银行部门贷款。不过，这些短期措施是否会产生长期不良后果还依赖于具体执行方式。同时，一旦采取了紧急措施来制止危机，那么政府还需要在长期中重新构建金融机构与贷款者的贷款关系，这可能需要设定新的会计规则、改变监管方式等。在重构中包括下面这些过程：识别和配置金融损失、重构金融系统和企业的金融要求权、重构金融系统和企业的运行方式。从这些政策中我们不难看出，应对金融危机最主要的是构建新的、稳定的信贷关系。

为了分析短期策略的效果，西方学者进行了一系列的实证分析。Claessens et al.(2001)认为，既然金融危机的解决措施是为了重新使得私人部门获得活力，从而重新恢复增长，那么我们就需要从公司层面的数据来分析救助措施的结果。

Claessens et al.(2001)希望讨论政府保证公众存款安全、对金融机构的流动性支持等短期政策对于危机深度、复苏时间等问题的影响。首先，他们讨论了短期政策对于危机深度的影响。通过 687 家公司层面数据，他们发现，获利性越强的企业越容易陷入危机，这可能是因为在危机发生之前都会产生大规模信贷扩张，这些信贷扩张推动了这些企业的利润，从而当危机发生后信贷紧缩，这些企业利润也就大幅下滑。同时，具有较高的短期债务和应付账款的企业也很容易陷入危机。不过，最重要的是，在实证中没有发现政府的政策对于企业盈利有帮助，从而无法帮助企业阻止危机，因此这些短期政策的有效性是值得怀疑的。

在此基础上，Claessens et al.(2001)进一步讨论了政府政策对于复苏的影响。他们发现，企业在危机最初阶段的利润下滑与利润恢复紧密相连，但是不会完全恢复到危机前的水平，这就产生了企业赢利性的 V 形状态。此时，政策对于企业盈利性的恢复具有一定帮助，在统计上是显著地，但是其水平值很小，在经济上的效果并不明显。他们认为这可能是政府政策在降低了银行负担后，银行又向这些危机前高盈利企业提供了大量信贷导致的。

在危机恢复的持续性上，Claessens et al.(2001)发现危机前高利润的企业恢复持续性不好。此时，政府政策对于企业利润的恢复持续性具有一定的效果，但是仅仅是统计上显著，在经济上并不显著。这个发现与我们后面叙述的企业生产率调整方式的发现一致。

Claessens et al.(2005)将上述研究扩展到了包含制度因素。他们认为，同样的政策在不同国家实施的效果不一致，这是因为不同国家在司法、会计等领域制度结构不同。因此，需要在控制制度因素之后再次分析政府对于金融危机的短期政策是否有效。他们的研究发现，在这种环境下，适应性政策也没有促进经济复苏，甚至在统计上显示了相反的效果，即加剧了危机的深度。

那么这种结果是为什么呢？Carreira and Teixeira (2007)以葡萄牙为例讨论了内部重构（因为新技术、人力资本积累和组织结构变化导致的现存企业的生产率变化）和外部重构（新企业进入等企业间技术重新配置）对于生产率的影响。他们的数据包括从 1991-2000 年 1900 多家企业的生产率情况。他们将这段时间分为 1991-1994，1994-1997 和 1997 至 2000 这三个阶段，第一个阶段是衰退期，第二个阶段是复苏期，第三个阶段复苏的动力基本消失，不过增长率依然为正。从表 6 中可以看出，在第一个阶段，来自于净进入的全要素生产率（TFP）提高了 33.6 个百分点，劳动生产率（LP）提高了 37.3 个百分点，而在第二个阶段，来自于净进入的全要素生产率（TFP）提高了 18.6 个百分点，劳动生产率（LP）提高了 58.8 个百分点，在第三个阶段，来自于净进入的全要素生产率

（TFP）提高了 0.3 个百分点，劳动生产率（LP）提高了 12.2 个百分点。这意味着在经济衰退时期来自于外部企业的生产率提高更重要。

表 6　生产率差异

	TFP		LP	
时期：1991-1994	开始年份：1991	结束年份：1994	开始年份：1991	结束年份：1994
连续企业	100	113.3	100	121.8
进入企业	-	108.5	-	110.6
退出企业	74.9	-	73.3	-
时期：1994-1997	开始年份：1994	结束年份：1997	开始年份：1994	结束年份：1997
连续企业	100	110.3	100	119.4
进入企业	-	107	-	136.7
退出企业	88.4	-	77.9	-
时期：1997-2000	开始年份：1997	结束年份：2000	开始年份：1997	结束年份：2000
连续企业	100	101.6	100	109.6
进入企业	-	90.9	-	95
退出企业	90.6	-	82.8	-

资料来源：Carreira and Teixeira (2007)

接下来 Carreira and Teixeira (2007)还进一步分析了内部重构和外部重构对于产业生产率的贡献。他们发现，在经济衰退时期，外部重构效应比较大，例如，在 1991-1994 年间解释了 60%的 TFP 增长，而在 1994-1997 年间仅仅解释了 22%，同时，在 1991-1994 和 1997-2000 年间解释了 2/3 的 LP 增长，而在 1994-1997 年间解释了 40%。内部重构在经济处于顶峰的时候起到了比较主要的作用。在外部重构中，资源在行业间的转移占据了 1991-1994 年间 60%中的 41%，净进入效应为 19%。这就解释了政府的短期政策虽然能够帮助稳定一些信贷关系，但是因为没有对于外部重构的关注，所以作用不大。所以，走出危机最重要的是进行产业结构调整，同时引入新行业。

从长期历史来看，新行业的发展是与金融危机相伴而生的，它既帮助人们走出危机，也不可避免会在其末期产生危机。佩蕾丝（2007）从技术革命的角度解释了这个现象。佩蕾丝（2007）认为一场技术革命并不是一件产品的创新，或者是一个新的工艺，因为新产品很快就会达到市场饱和，而技术革命是一批有强大影响的、显而易见是崭新且动态的技术、产品和部门，它们在整个经济中能带来巨变，并且推动的长期的发展高潮。技术革命是紧密交织在一起的一组技术创新集群，一般包括一种重要的、通用的低成本投入品——这种投入品往往是一种能源，有时则是一种重要的原材料——再加上重要的新产品、新工艺和新的基础设施。新基础设施通常改进了交通和通讯的速度与可靠性，并大幅缩减了成本…然而，只有当这批技术突破中的每一个都远远超出它所源起的产业或部门的界限，扩散到广泛的领域，才属于…技术革命。每次技术革命都提供了一套相互关联的、同类型的技术和组织原则，并在实际上促成了所有经

济活动的潜在生产率的量子跃迁。其对经济的推动过程可以如图 1 所示。

佩蕾丝（2007）中描述了 200 年间的 5 次技术革命。产业革命是以机器的出现和工业时代的来临命名的。19 世纪中叶的人们普遍认为当时属于蒸汽和铁路时代，稍后，当钢代替了铁、科学改造了工业，钢铁和电力的时代到来了。汽车和大规模生产时代在 20 世纪 20 年代降临，而 70 年以后，人们越来越多地使用信息时代或者知识社会等说法。表 7 和图 2 概括了这些技术革命。

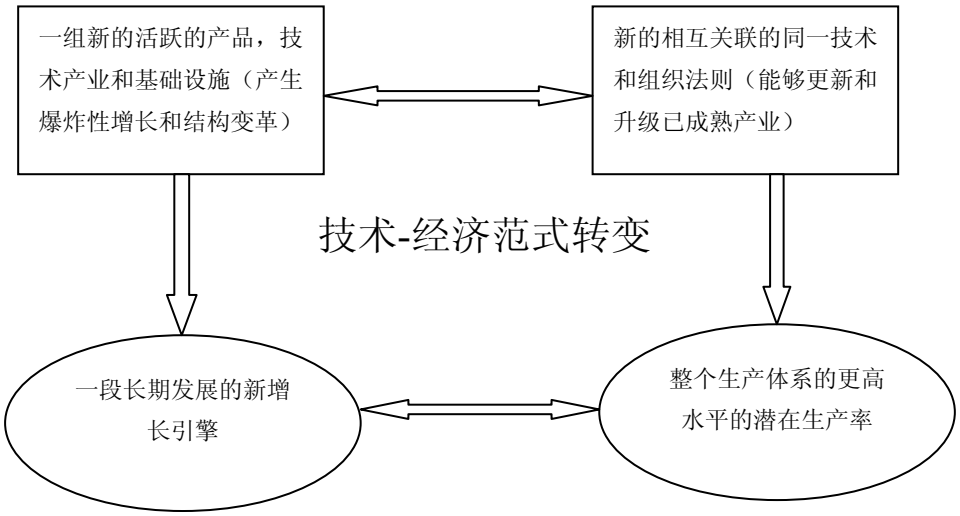


图 1　技术革命的性质

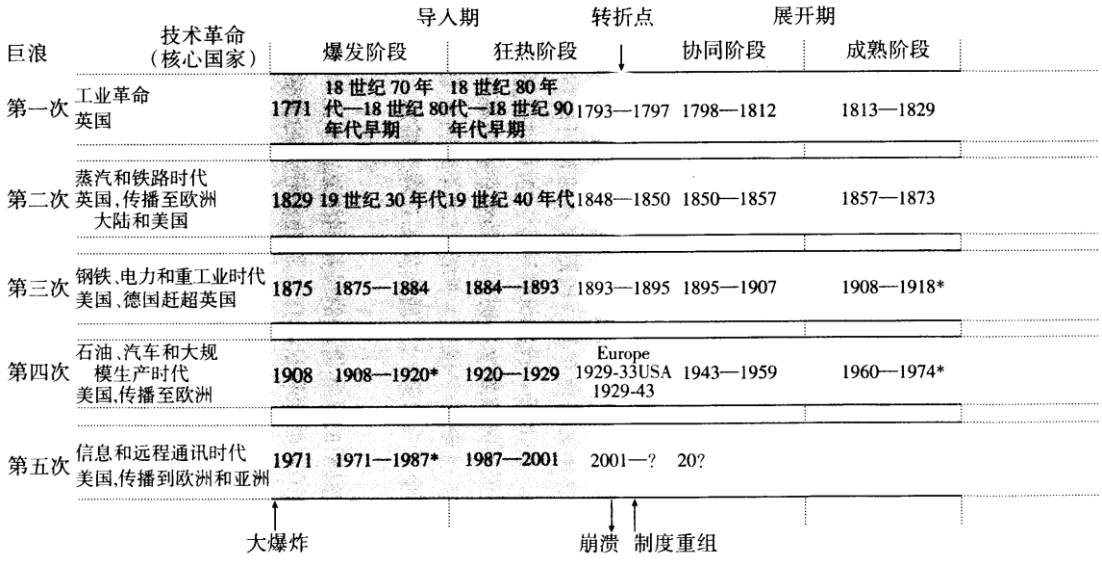
资料来源：佩蕾丝（2007）

表 7　五次相继出现的技术革命（18 世纪 70 年代-21 世纪最初 10 年）

技术革命	该时期的通行名称	核心国家	诱发技术革命的大爆炸	年份
第一次	产业革命	英国	阿克莱特在克隆福德设厂	1771
第二次	蒸汽和铁路时代	英国（扩散到欧洲大陆和美国）	蒸汽动力机车“火箭号”在利物浦到曼彻斯特的铁路上试验成功	1829
第三次	钢铁、电力、重工业时代	美国和德国追赶并超越英国	卡内基酸性转炉钢厂在宾夕法尼亚的匹兹堡开工	1875
第四次	石油、汽车和大规模生产时代	美国（起初与德国竞争世界领导地位），后扩散到欧洲	第一辆 T 型车从密歇根州底特律的福特工厂出产	1908
第五次	新息和远程通讯时代	美国（扩散到欧洲和亚洲）	在加利福尼亚的圣克拉拉，英特尔的微处理器宣告问世	1971

资料来源：佩蕾丝（2007）

图 2　五次技术浪潮



资料来源：佩雷丝（2007）

每次技术革命均产生于一组协同作用、相互依赖的产业，以及一个或者更多的基础设施网络。表 8 展示了 5 次技术革命的新产业和其带动的基础设施。

表 8　历次技术革命的产业和基础设施

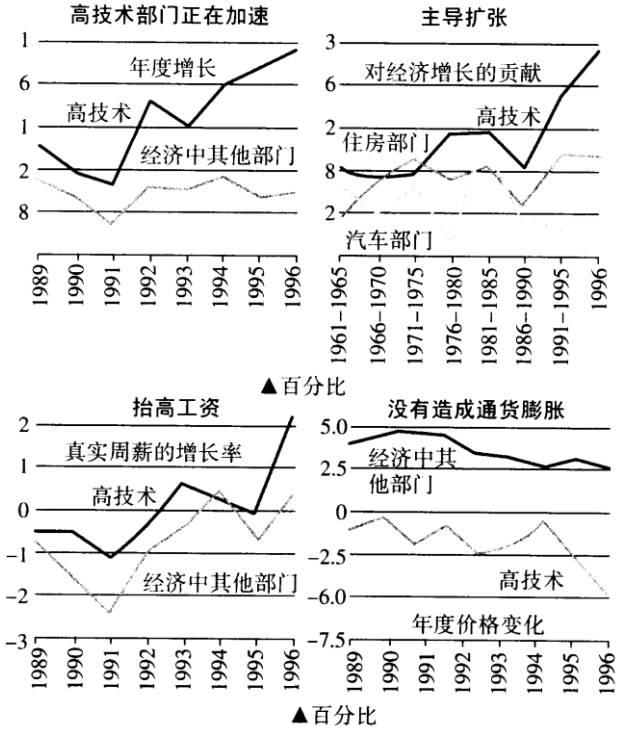
技术革命	新技术、新产业或得到更新的产业	新基础设施或得到更新的基础设施
第一次： 始于 1771 年 产业革命 英国	机械化的棉纺织业 熟铁 机器	运河和水道 收费公路 水力（经过重大改良的水力涡轮）
第二次： 始于 1829 年 蒸汽和铁路时代 英国，扩散到欧洲大陆和美国	蒸汽机和机器（铁质：煤为动力） 铁矿业和煤矿业（当时在增长中起到核心作用） 铁路建设 铁路车辆生产 工业（包括纺织业）用蒸汽机	铁路（使用蒸汽动力） 普遍的邮政服务 电报（主要在一国铁路沿线传输） 大型港口、仓库和航行世界的轮船 城市煤气
第三次： 始于 1875 年 钢铁、电力、重工业时代 美国和德国超过英国	廉价钢铁（尤其是酸性转炉生产的钢铁） 用于钢铁轮船的蒸汽动力的全面发展 重化工业和民用工程 电力设备工业 铜和电缆 罐装和瓶装食品 纸业和包装	钢制高速蒸汽轮船在世界范围内的航运（通过苏伊士运河） 世界范围内的铁路（使用标准尺寸的廉价钢轨和枕木） 大型桥梁和隧道 世界范围的电报 电话（限于一国范围内） 电力网络（用于照明和工业）

第四次： 始于 1908 年 石油、汽车和大规模生产地时代 美国，后扩散到欧洲	批量生产的汽车 廉价石油和石油燃料 石化产品（合成品） 内燃机，用于汽车、运输、拖拉机、飞机、军用坦克和电力家用电器 冷藏和冷冻食品	公路、高速公路、港口和机场组织的交通网络 石油管道网络 普遍的电力供应（工用和家用） 世界范围内的有线或无线模拟远程通讯（电话、电报、海底电报）
第五次： 始于 1971 年 信息和远程通讯时代 美国，扩散到欧洲和亚洲	信息革命： 廉价微电子产品 计算机、软件 远程通讯 控制设备 计算机辅助的生物技术和新材料	世界数字远程通讯（电缆、光纤、无线电和卫星） 因特网/电子邮件和其他 E 化服务 多种能源、灵活用途、电力网络 （水陆空）高速物流运输系统

资料来源：佩蕾丝（2007）

在这个过程中，新产业从原有产业中分化出来，然后将生产率传递给传统产业，促进经济的生产率提高。

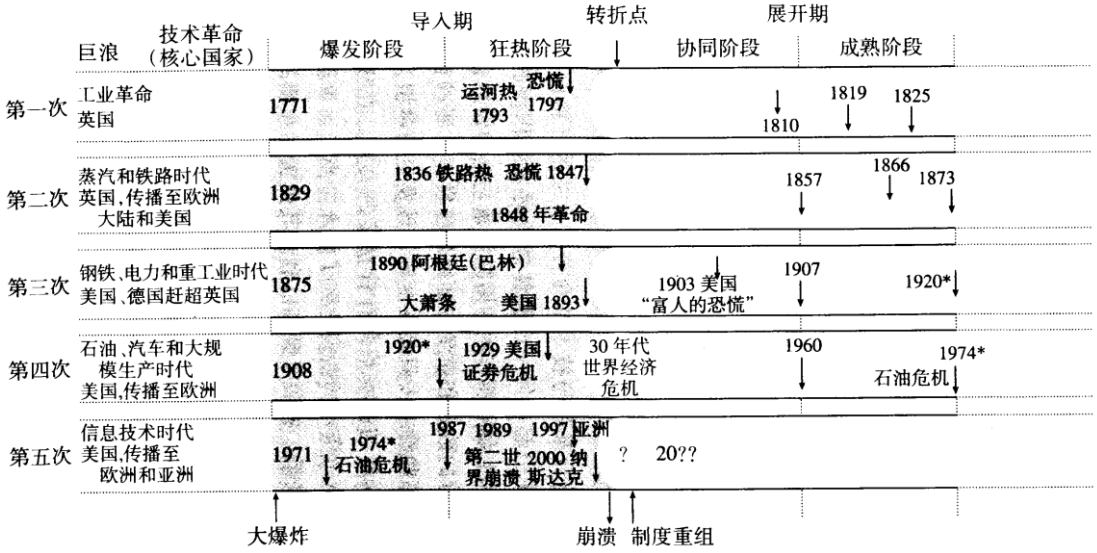
图 3　体系的分化：1989-1996 年美国高技术部门与其他经济部门的不同绩效



资料来源：佩蕾丝（2007）

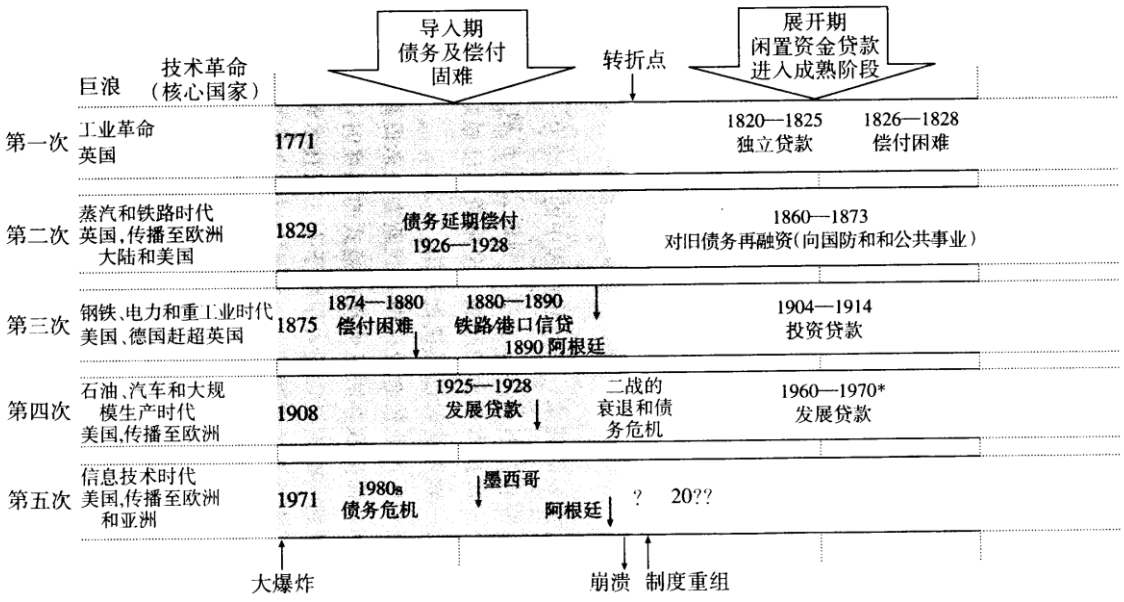
佩蕾丝（2007）进一步说明这个过程拯救了金融危机，也伴随着金融危机。采用前文定义的金融危机概念，我们可以在图 4 和图 5 中看到各种金融危机。

图 4　五次技术浪潮的相同阶段和金融危机



资料来源：佩蕾丝（2007）

图 5　五次技术浪潮中的贷款热和债务危机：拉丁美洲为例



资料来源：佩蕾丝（2007）

从长期历史的角度考虑，这次危机也是和技术革命相伴而生的。于泽（2009）说明此次金融危机是 IT 革命之后长期经济增长的调整。IT 革命后的增长是美国战后的又一次黄金增长时期，高增长伴随着低通胀。IT 革命导致生产率上升，推动投资增加，而资本深化的结果是导致利润率下降。面对利润率下降，美国采用了扩大政府负债和消费贷款的方式，并在此过程中开发出了基于次级抵押贷款的各种衍生品。因为美元的国际储备地位，美国政府债务暂时没有问题，而消费信贷则蕴含着危机，具体体现在了此次的次级抵押贷款衍生品上。进而，

通过银行信贷标准提高，产生信贷紧缩，金融危机蔓延至实体经济，产生经济危机。因此，美国等发达市场经济体要走出此次金融危机的困境，需要一次新的技术革命，从而提高全社会的生产率，单纯的短期刺激政策难以产生新一轮高速增长。

这些应对危机的历史经验对我国有何启示呢？

三、对我国政策启示

发端自美国的金融危机对于其他国家的影响主要通过两个渠道。第一，美国经济下滑后减少对于其他国家的进口；第二，持有美国次贷衍生品的外国金融机构被迫减记资产，导致信贷紧缩。不同的国家受到影响的渠道重要性不尽相同。我国金融机构持有的美国次贷相关资产占金融机构总资产的比重很小，所以这个渠道的影响不大。但出口下滑对于我国的影响巨大。根据统计局的计算，我国贸易依存度已经达到了 64.5%。而从 2008 年 11 月，我国的外贸形势就开始呈现下滑态势，在今年的趋势更加明显（表 9）。外贸下滑影响了我国经济的正常发展。我国的经济增长速度自 2007 年第 4 季度达到 13.8%的峰值后逐季下降，2008 年第 4 季度降为 6.8%，2009 年一季度同比增长 6.1%。

表 9　我国进出口增速　　**单位：%**

指标	2008 年 11 月	2008 年 12 月	2009 年 1 月	2009 年 2 月	2009 年 3 月	2009 年 4 月
进出口总值	-9.1	-11.1	-29.1	-24.9	-20.9	-22.8
出口总值	-2.2	-2.8	-17.5	-25.7	-17.2	-22.6
进口总值	-18	-21.3	-43.1	24.1	-25.2	-23.0

数据来源：海关总署网站

在外需下降后，我国的总需求曲线向左移动，导致产出小于潜在产出，经济衰退同时价格水平下降（图 6）。因此，我国在短期内需要拉动总需求曲线，使经济从 B 点回到 A 点。

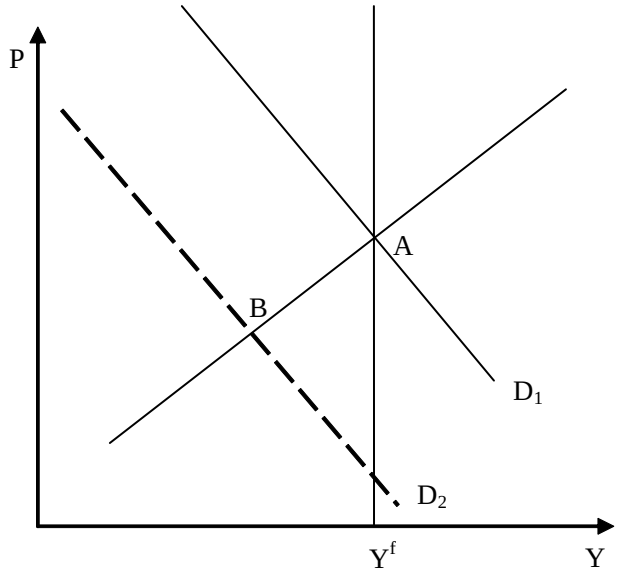


图 6　总需求影响

针对这一情况，我国政府实施了庞大的经济刺激计划。主要包括：（1）推出总额 4 万亿的投资计划，其中农村的民生工程约 3700 亿，基础设施建设约 15000 亿，教育、卫生、文化、计划生育等社会事业方面约 1500 亿，节能减排、生态工程约 2100 亿，调整结构和技术改造约 3700 亿，汶川大地震重点灾区的灾后恢复重建 10000 亿。（2）推行增值税转型改革。允许企业抵扣新购入设备所含的增值税，同时，取消进口设备免征增值税和外商投资企业采购国产设备增值税退税政策，将小规模纳税人的增值税征收率统一调低至 3 %，将矿产品增值税税率恢复到 1 7 %。（3）提出钢铁、汽车、船舶、石化、纺织、轻工、有色金属、装备制造和电子信息、物流等十大产业振兴规划。（4）其他措施，包括“家电下乡”和地方政府发放消费券等。

根据前文分析，在对付经济危机中，创新是长期政策，而政府和消费者负债、贷款长期化和积极增加贸易盈余属于短期刺激政策。据此，可将我国的政策分为刺激和重构两种。通过出口退税刺激出口、发放消费券促进消费等是短期刺激政策，而调整结构和技术改造等是长期重构政策。当前，我国政策的主要着力点在刺激，这对于稳定经济是无可厚非的。当然，我们可以进一步讨论在这种政策环境中，财政政策和货币政策是否能够将总需求曲线拉回原来的位置，使得经济回到自然率水平。不过，在这个过程中，因为这次金融危机的全面复兴需要一些足以改变人类经济组织模式的产业创新，为了不在未来的竞争中落后，我国也需要在这个大环境中进一步关注重构，否则会导致经济回暖短期化。

因此，我们需要进一步考虑进行外部重构。这可以包括在中期内调整产业结

构，在长期内引入新的产业。

首先考虑中期的产业结构调整。在目前我们的政策过于关注内部重构。例如，增值税转型影响的行业主要是第二产业，而近些年我国第二产业全要素生产率的提高并不明显（表10），对于经济总体层面的技术进步更是贡献不大（表11）。在没有技术进步的情况下，增值税转型必然导致投资上升，资本有机构成提高。而这会降低企业的利润率，在长期中反而会拖累经济。钢铁、汽车、船舶、石化、纺织、轻工、有色金属这些行业的振兴规划在这方面也存在同样的问题需要进一步关注。

从表10我们可以看出，近些年其他服务业、金融保险业、运输邮电业、建筑业和批发零售贸易、住宿与餐饮业对于我国经济增长中的全要素增长贡献最大。利用2002－2005年各行业导致的宏观全要素生产率减去1997－2002年各行业导致的宏观全要素生产率，建筑业、金融服务业、其他服务业和建筑材料及其他非金属矿物制品业的值大于零，表明这些行业的宏观层面全要素生产率贡献增加，而其他行业都在下降。这说明了近些年我国增长的改善主要来自于建筑业（增加1.12%）及其相关的材料、金融业（增加1.11%）和其他服务业的增长。这和我国近两年的房地产行业推动的经济增长比较符合。因此，要维持未来经济的快速发展，重点在于服务行业的发展。

表 10　各行业全要素生产率

年份 / 行业	1995-1997	1997-2002	2002-2005
农业	3.01%	4.01%	1.54%
采掘业	-8.66%	0.39%	-14.82%
食品制造业	-13.63%	2.08%	0.32%
纺织、缝纫及皮革产品制造业	-11.23%	2.59%	0.57%
其他制造业	3.95%	2.02%	-6.24%
电力、热力及水的生产和供应业	-18.98%	-1.18%	-3.46%
炼焦、煤气及石油加工业	-5.27%	-7.63%	-18.80%
化学工业	0.10%	4.06%	-5.74%
建筑材料及其他非金属矿物制品业	-3.72%	2.45%	3.14%
金属产品制造业	-0.79%	4.23%	-10.47%
机械设备制造业	2.19%	3.88%	-3.25%
建筑业	-4.58%	-1.83%	3.12%
运输邮电业	-41.60%	10.77%	6.75%
批发零售贸易、住宿	-15.76%	4.35%	3.51%

和餐饮业			
房地产业、租赁和商务服务业	-5.22%	0.90%	-8.61%
金融保险业	-5.48%	-2.55%	16.89%
其他服务业	3.35%	5.64%	3.78%

数据来源：刘凤良、于泽、李彬（2009）

表 11　各行业对宏观全要素生产率的贡献

年份 / 行业	1995-1997	1997-2002	2002-2005
农业	1.00%	1.13%	0.34%
采掘业	-0.79%	0.03%	-1.36%
食品制造业	-2.47%	0.31%	0.04%
纺织、缝纫及皮革产品制造业	-2.40%	0.44%	0.08%
其他制造业	0.48%	0.25%	-0.92%
电力、热力及水的生产和供应业	-0.96%	-0.07%	-0.30%
炼焦、煤气及石油加工业	-0.23%	-0.36%	-1.17%
化学工业	0.02%	0.77%	-0.90%
建筑材料及其他非金属矿物制品业	-0.41%	0.20%	0.20%
金属产品制造业	-0.14%	0.73%	-2.09%
机械设备制造业	0.74%	1.36%	-1.37%
建筑业	-1.04%	-0.42%	0.70%
运输邮电业	-3.77%	1.13%	0.86%
批发零售贸易、住宿和餐饮业	-2.85%	0.82%	0.63%
房地产业、租赁和商务服务业	-0.44%	0.11%	-0.79%
金融保险业	-0.24%	-0.14%	0.98%
其他服务业	0.46%	1.14%	1.16%

数据来源：刘凤良、于泽、李彬（2009）

从外部重构的角度，装备制造和电子信息、物流这两个行业需要大力发展。国务院提出支持集成电路设计和先进生产线建设、新型显示和彩电工业转型、ＴＤ－ＳＣＤＭＡ等新一代移动通信设备研发生产、计算机研发能力建设和下一代互联网推广应用，支持软件及信息服务业加快发展，支持物流业发展多式联运、转运设施和城乡物流配送等工程等举措对于我国经济的长期发展是十分

必要的。在这其中，我们尤应关注特种工业计算机和通信业的发展，在我国完成西方国家的信息革命，提高传统行业的生产率，进而为引入新行业奠定基础。

从长期来看，正如佩蕾丝（2007）在经济史中看到的 5 次技术革命的特征，我们需要关注新能源和新材料等关键投入品行业，通过其发展，促进全社会生产率的提高。目前在新能源行业我国非常重视风能和太阳能。例如，目前我国已超印度成为第四个装机超过 1000 万千瓦的大国，新增装机占全球新增装机的 23%，位列第二。风电设备供应能力迅速地提高，整机制造厂已经超过了 70 家，20 多家能够生产出样机，年产量超过 100 台 1.5 兆瓦风机的企业已经有华锐、金风、东气和上气等。截至到 2008 年年底，全国风电企业已经超过了 239 个，有 12 个省的风机装机容量达到了 20 万千瓦，有四个省超过了 100 万千瓦；同时，甘肃酒泉千万千瓦级的风电基地建设也已经启动，一期 380 万千瓦已经完成招标，即将进入实质性建设阶段；江苏沿海千万千瓦级风电基地规划已经提上日程，内蒙古、新疆、河北也在积极地筹建千万千瓦级的风电基地。我国将这些产业发展的基础定义为可再生能源，主要考虑其清洁性。不过，新能源行业的发展需要的是提高社会生产率，从而将总供给曲线向右移动，提高产出水平，因此，我国的新能源必须在发展的时候以是否能够促进社会生产率提高为标准，在其中进行有选择的发展，有所为有所不为。

四、结论

本文通过概述目前对于金融危机历史和应对经验的研究，获得了一些关于金融危机的基本认识和对我国的启示：

（1）以银行危机为代表的金融危机是人类经济史中非常普遍的现象，在成因和结果方面存在很多相似之处。

（2）面对金融危机，政府短期政策的效果有限，摆脱危机主要依靠经济的外部重构，即产业间结构的调整和培育新产业。

（3）从长期的经济史看，金融危机和 5 次技术革命相伴而生，既是上一次技术革命的结束，也是下一次技术革命的发端。此次金融危机是 IT 革命的必然结果。

（4）基于这些经验，我国需要在短期内通过财政和货币政策稳定经济，但是更为关键的是进行外部重构，即在中期大力推进服务、运输等行业的发展，促进计算机在传统行业的应用，完成信息革命；长期中以能够促进社会生产率提高为出发点，发展新能源和新材料行业。

参考文献：

1. Bordo, Michael, Barry Eichengreen, Daniela Klingebiel and Maria Soledad Martinez-Peria. 2000, “Is the Crisis Problem Growing More Severe?”, *Working Paper*.
2. Borio, C. E., 2008, “The Financial Turmoil of 2007-?: A Preliminary Assessment and Some Policy Considerations”, *BIS Working Papers No. 251*.
3. Caballero, R. J. and M. L. Hammour. 2000, Creative Destruction and Development: Institutions, Crises and Restructuring. *NBER Working Paper No. 7849*.
4. Calomiris, Charles W., Daniela Klingebiel, and Luc Laeven, 2005, “Financial Crisis Policies and Resolution Mechanism: A Taxonomy From Cross-Country Experience, In Patrick Honohan and Luc Laveven eds. *Systemic Financial Crises*, Cambridge University Press.
5. Claessens, Stijin, Daniela Klingebiel and Luc Leaven., 2001, “Financial Restructuring in Banking and Corporate Sector Crises: What Policies to Pursue?”, In Michael P. Dooley and Jeffrey A. Frankel eds. *Managing Currency Crises In Emerging Markets*, The University Of Chicago Press.
6. Claessens, Stijin, Daniela Klingebiel and Luc Leaven., 2005, “Crisis Resolution, Policies, and Institutions: Empirical Evidence”, In Patrick Honohan And Luc Laveven eds. *Systemic Financial Crises*, Cambridge University Press.
7. Carreira, C. and P. Teixeira., 2007. “Internal and External Restructuring over the Cycle: A Firm-Based Analysis of Gross Flows and Productivity Growth in Portugal”. *Working Paper*.
8. Fratianni, M., 2008. “Financial Crises, Safety Nets and Regulation”. *Working Paper*.
9. Klingebiel, D. and L. Laeven., 2003. “Managing the Real and Fiscal Effects of Banking Crises”. *World Bank Discussion Paper No. 428*.
10. Ouyang, M., 2005. “The Scarring Effect of Recessions”. *Working Paper*.
11. Reinhart, C. M. and K. S. Rogoff., 2008a. “Is the 2007 U.S. Sub-Prime Financial Crisis So Different? An International Historical Comparison”. *NBER Working Paper 13761*.
12. Reinhart, C. M. and K. S. Rogoff,. 2008b. “This Time is Different: A Panoramic View of Eight Centuries of Financial Crises”. *NBER Working Paper No. 13882*.
13. Reinhart, C. M. and K. S. Rogoff,. 2008c. “The Forgotten History of Domestic Debt”. *working paper*.
14. Reinhart, C. M. and K. S. Rogoff,. 2008d. “Banking Crises: An Equal Opportunity Menace”. *NBER Working Paper 14587*.
15. Sill, K., 1998. "Restructuring During Recessions: A Silver Lining in the Cloud?" *business review*, May/June.

16. 刘凤良、于泽、李彬:《持续经济增长目标下的最优税负和税收结构调整》,《经济理论与经济管理》,2009 年 3 期,41-47 页。
17. 佩雷丝,《技术革命与金融资本》,中国人民大学出版社,2007。
18. 于泽,《IT 革命、利润率和次贷危机》,《管理世界》,即将发表。

分报告 7：

政府投资是社会投资的驱动力量吗？

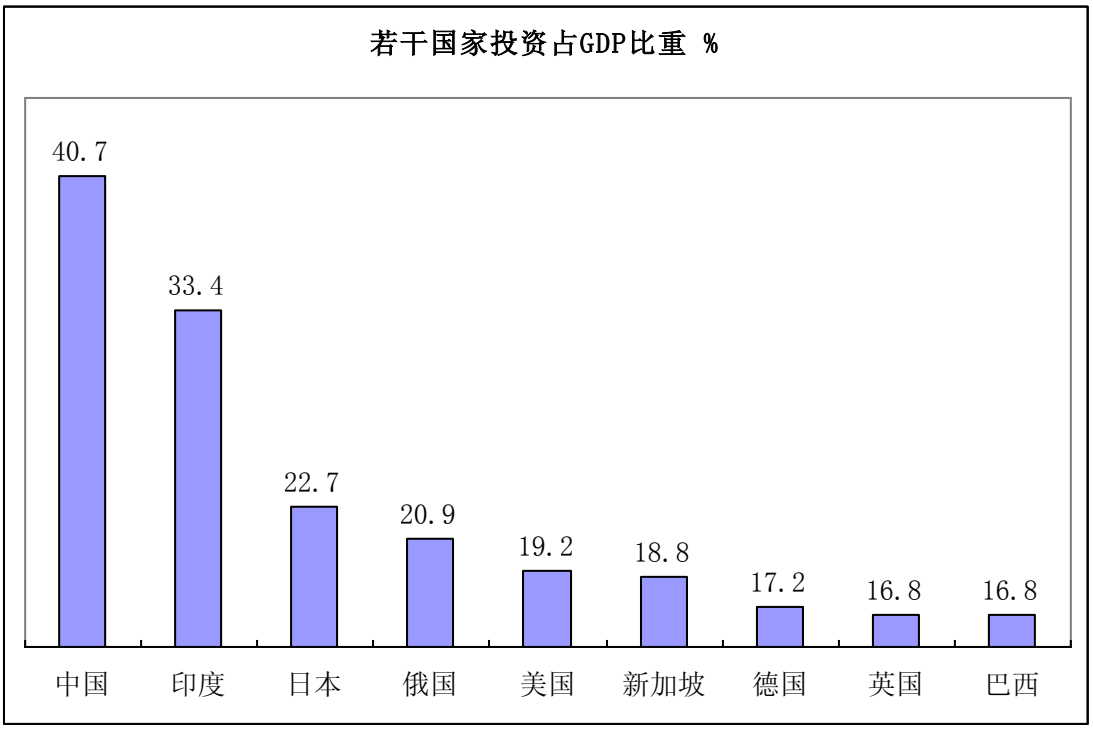
内容摘要：以中央项目和预算内资金表示公共投资，以“贷款”、“利用外资”、“自筹资金”和“其他资金”来源为社会资金，我们实证检验了公共投资和社会投资之间的关系。研究发现：中央政府投资对地方政府预算内投资、贷款投资、利用外资、自筹资金等都有明显影响。预算内资金对其他四类资金来源的投资行为存在显著性影响。我们还发现，中央项目对地方政府投资之间存在非线性关系。在一定的范围内，中央政府投资增加，会导致地方政府减少投资。两者之间存在替代关系。达到一定规模之后，中央政府投资增加，地方政府的预算内资金也会跟进。公共投资和社会投资之间，我们也发现有非线性关系存在——公共投资对社会投资的“吸入”有一定的限度。过多的公共投资会对社会投资产生挤出效果。

上述发现对当前实施反危机的财政政策具有一定的参考意义。第一，我们的发现给政策制定者实施大规模的以投资为主要内容的反危机政策提供了支持。第二、预算内资金的刺激作用明显强于中央项目，因此增加在基本建设投资方面的转移支付会提高公共投资的刺激效果。第三、公共投资和社会投资之间非线性关系的存在提醒我们：预算内资金投资的增加在一定范围内会提高公共投资。但过多的政府投资可能会对社会投资产生挤出作用。

一、引言

一直以来，宏观经济研究对公共投资是否促进长期增长、治理短期波动，尚无定论。但自去年经济危机以来，试图通过各种经济刺激方案抑制经济下滑、带动经济复苏的努力从未停止。各个国家中 GDP 构成上和反危机政策工具上存在明显差异，刺激计划的内容也各不相同。例如，德国和英国由于投资占 GDP 比重较低，很难实施以投资为主要方式的刺激方案。不难理解，即便公共投资能有效带动私人投资，由于投资占 GDP 比重较小，公共投资稳定经济的作用也大打折扣。而对于中国这样投资占 GDP 比重高达 40%以上的经济中，经济刺激方案必然以投资为主体——只有有效地刺激了投资，才有可能维持经济增长。

美国为摆脱经济衰退而通过 7890 亿美元刺激方案，目标在创造并保存 300 万至 400 万个就业机会。美国实施的 7890 亿美元的经济刺激方案中，共有 809 亿美元用于道路、桥梁、铁路、污水管道等基础设施投资。具体说来，共有 512 亿用于高速公路建设；295 亿用于政府设施以及车辆更新；其他 150 亿用于支援州和地方政府进行基础设施投资等。



和美国的经济刺激计划相比，我国的刺激计划事实上就是投资计划。在“4 万亿”投资计划中，总额 1.8 万亿元投资将用于铁路、公路、机场和城乡电网建设；1 万亿元用于地震重灾区的恢复重建投资；3700 亿元用于农村民生工程和农村基础设施；3500 亿元用于生态环境改善；2800 亿元用于保障性安居工程；1600 亿元用于自主创新结构调整；400 亿元用于医疗卫生和文化教育事业。事

实上，已经实施的 2008 年第四季度的刺激方案清楚表明了中国刺激计划的投资性质。

2008 年第四季度中央 1200 亿结构		
投资项目	投资规模（亿）	占总投资比重
农村民生工程和农村基础设施建设	336	28
铁路、公路和机场、重大基础设施建设	252	21
灾后恢复重建	204	17
医疗卫生和文化教育等社会事业建设	132	11
节能减排和生态工程建设	120	10
保障性安居工程	96	8
自主创新和结构调整	60	5

资料来源：国家发改委

从政策制定者的角度看，政府在基础设施方面的投资对私人投资会产生正的影响。公共投资因此不仅能直接作用经济增长，还能透过影响私人投资，从而间接影响经济活动。4 万亿元投资实际上只是全社会投资的一部分，“不会形成重复建设，更不会形成低水平的重复建设”。“4 万亿”经济刺激计划的预期目标是透过公共投资带动社会投资，从而每年拉动经济增长约 1 个百分点①。

政策制定者的盘算是有道理的。数据表明，社会投资在我国经济发展中的作用越来越重要。值得注意的是，投资在 GDP 中所占份额一直持续上升。在这一过程中，公共投资所占比重却持续下降。因此，对政策制定者来说，维持经济稳定增长，保持私人投资的增长至为重要了。要达到这个目的，主要政策工具就是政府实施的公共投资。

要实现这个目的，一个前提是以公共投资能够带动私人投资。事实上，从理论和实证角度研究私人投资的影响因素的文献一直源源不断。大体而言，这类研究可以归为三类竞争性假说：“挤出（Crowding out）假说”、“无关假说”和“吸入（Crowding in）假说”。那些认为有挤出效应存在的人假定经济总是处于充分就业、反对政府干预。他们的理由很简单，平衡资金供需的是利率。而政府开支增加会提高利率，从而抑制私人投资(Beck, 1993； Heijdra and Ligthard, 1997； Voss, 2002；Ganelli, 2003)。另外，在政府企业和私人企业竞争的经济体中，政府投资的增加会直接威胁那些和竞争性的私人企业，从而直接影响私人投资。从“李嘉图等价定理”出发，部分研究者认为公共投资对私人投资没有影响（(Barro,1974，1978，1989； Darrat and Suliman, 1991；Ghatak and Ghatak, 1996)。这就是所谓的无关假说。很明显，“吸入假说”属于凯恩斯体系。他们认为，当经济中的资源未达充分利用时，政府开支扩大并不会导致利率上升，从

① 。在另外一个场合，发改委副主任穆虹谈到，到 2010 年底，中央投资安排可达 1.18 万亿元，共可带动大约 4 万亿元的投资规模：http://news.xinhuanet.com/fortune/2008-11/14/content_10357257.htm 。

而不会抑制投资。不仅如此，若将公共投资视作单独的生产要素，对私人投资就会生产正面影响。私人投资的回报率会因此随公共投资的增加而增加。给定其他条件不变，上升的投资回报率会进一步诱发私人投资增加。

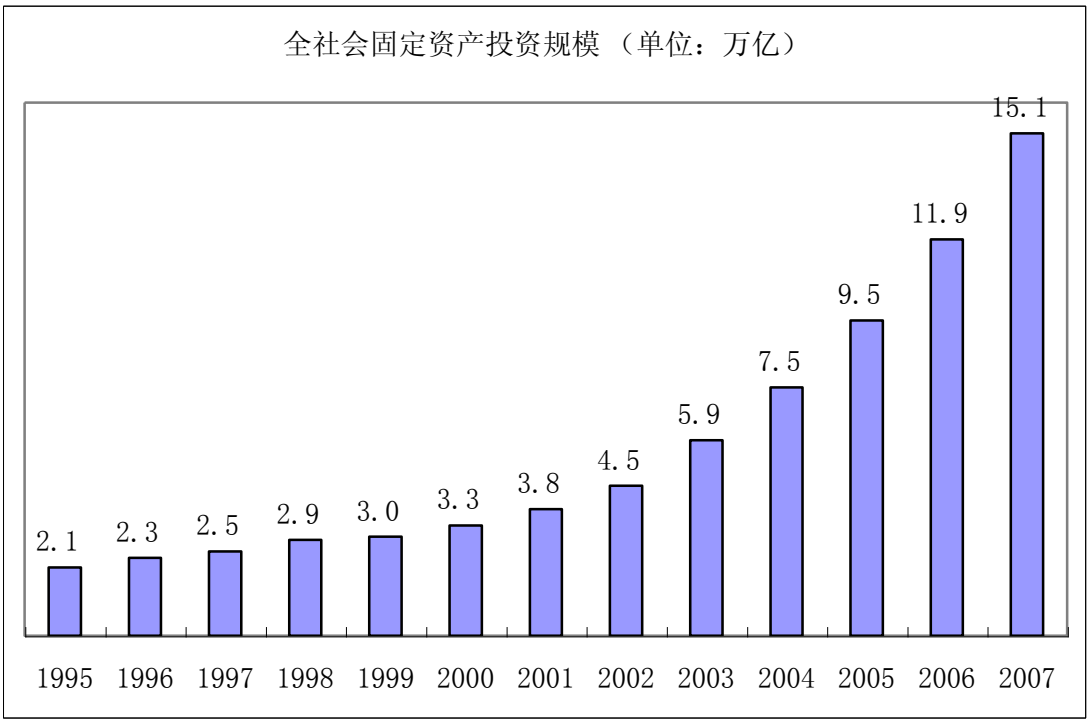
理论分析不能提供确定性答案，实证研究也没有提供确定性结论。例如，Evans (1985)，Agrimon et al. (1995) and Ardagna et al. (2004) 等基于美国和OECD 国家数据研究支持“挤出效应”。 Serven (1996)利用印度数据发现了政府非基础设施投资会对私人资本有挤出效应。在“吸入效应”方面，Aschauer (1989a, 1989b) and Munnell (1990)利用美国的数据发现：政府的非军事开支，尤其是基础设施开支对私人资本的产出和劳动生产率产生了非常明显的促进作用。Aschauer (1990)和 Cashin (1995)的研究进一步证实了前期研究成果。Greene 和 Villanueva (1991)利用发展中国家的面板数据，Ramirez (1994)使用墨西哥数据，Odedokun (1997)使用 48 个发展中国家数据 ，以及 Ramirez (2000)使用拉丁美国的面板数据，发现了公共投资对私人投资有刺激作用。

本文的主要目的就是以中国数据检验公共投资对私人投资的带动作用。接下来，我们将简要讨论中国的公共投资和社会投资。第三部分，我们将运用中国数据检验公共投资和私人投资之间关系。最后将简要讨论本文发现的政策含义。

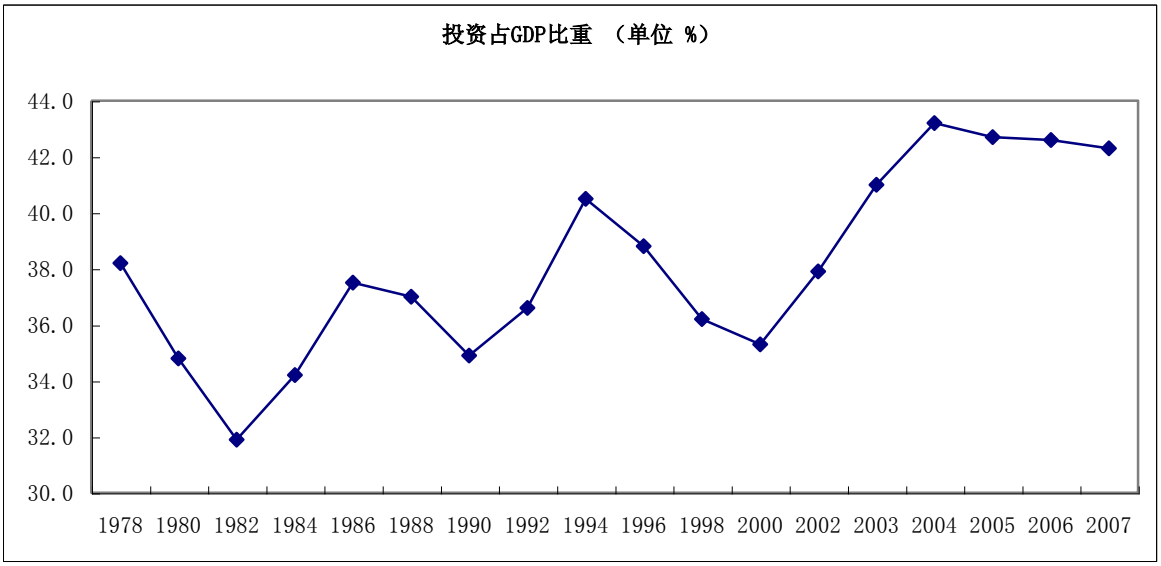
二、中国的公共投资与社会投资

1、投资是 GDP 的重要组成部分

在过去三十年的高速增长中，投资是一个非常重要的组成部分。数据显示，全社会固定资产投资规模从 1981 年的 961 亿增加到 2007 年的 150803 亿元，年均增长率为 21.7%（见下图）。



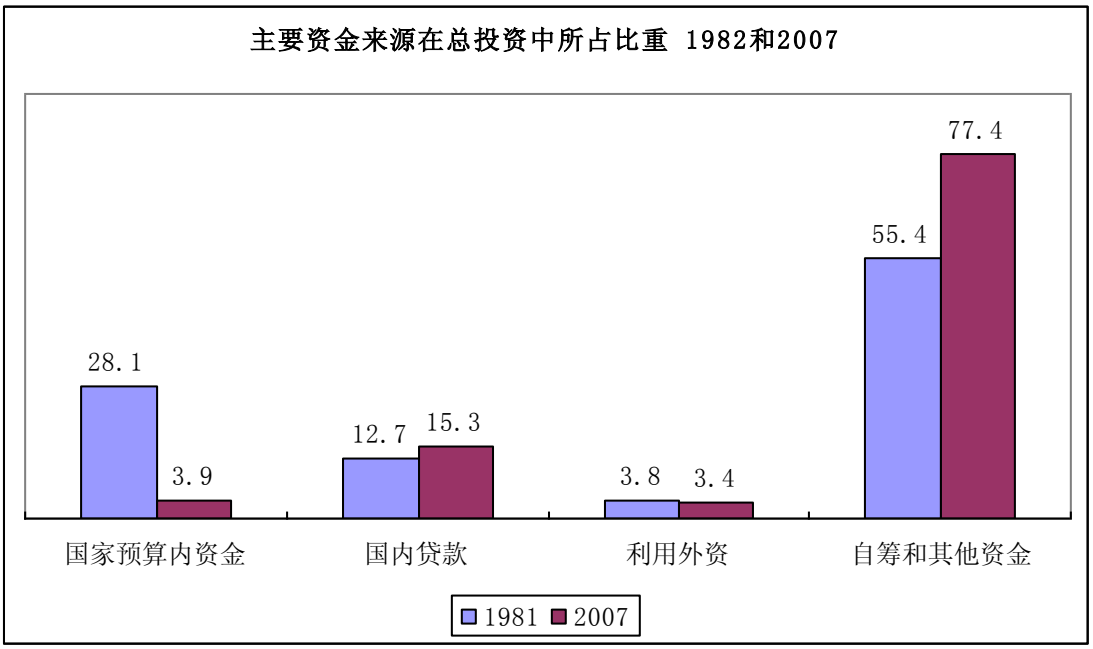
如图 1 所示，在世界主要经济体中，我国 GDP 中投资所占比重是最高的。印度投资占 GDP 比重为 33.4%，日本的比重则为 22.7%。美国、德国和英国等这一指标都在 20%以下。从历史上看，我国投资占 GDP 比重一直较高。下图显示，从 1978 年至今，投资占 GDP 比重虽然有一定的起伏，但从没有降到 30%以下。



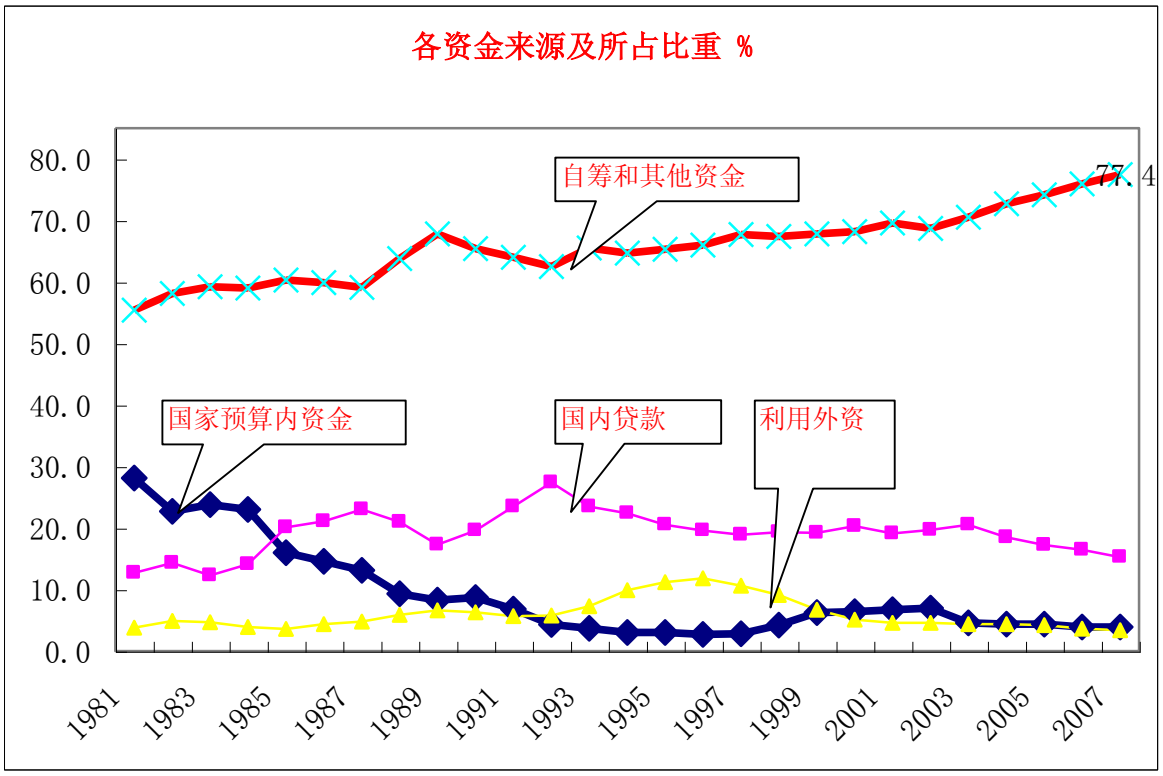
2、固定资产投资的主要组成部分

现行统计中，按照资金来源性质，投资可以分为“国家预算内资金”、“国内贷款”、“利用外资”以及“自筹资金和其他”几类。2007 年的数据表明，我国的固

定资产投资已经以市场方式为主。国家预算内资金所占比重从 1981 年的 28.1%下降到 2007 年的 3.9%；贷款所占比重从 1981 年的 12.7%上升到 2007 年的 15.3%；而自筹资金和其他资金来源从 1981 年的 55.4%上上升到 2007 年的 77.%；外资在整个投资中所占比重变化不大。从下图中可以看出，预算内资金所占份额的下降部分几乎由贷款、自筹资金和其他的上升所弥补。



事实上，四个主要资金来源的变化可以从下图中清楚看出。1981—2007 年间，四个组成部分中国内贷款和利用外资所占的份额虽略有起伏，变动不大。变化最大的当时“自筹和其他资金”和“预算内资金”两个部分。政府对投资的贡献一直稳定下降。与此同时，自筹和其他部分所占比重则稳定上升。



3、投资主要组成部分的增长和波动

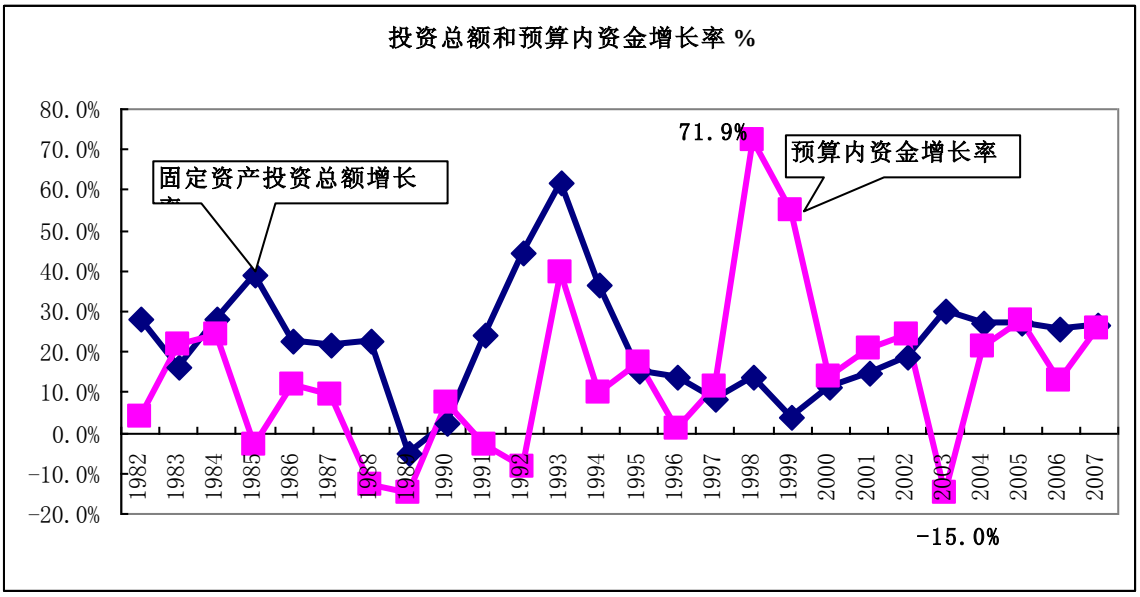
如前所述，固定资产投资从 1981 年的 961 亿增加到 2007 年的 15 万亿人民币。在这期间，投资以年平均 21.7%的速度高速增长。在四个主要组成部分中，预算内资金、贷款、利用外资、自筹和其他资金增长率依次为 14.8%、23.6%、22.6%和 23.1%（见下表）。

增长率	投资总额	预算内资金	国内贷款	利用外资	自筹和其他资金
平均值	21.7%	14.8%	23.6%	22.6%	23.1%
标准差	0.139	0.202	0.239	0.294	0.148

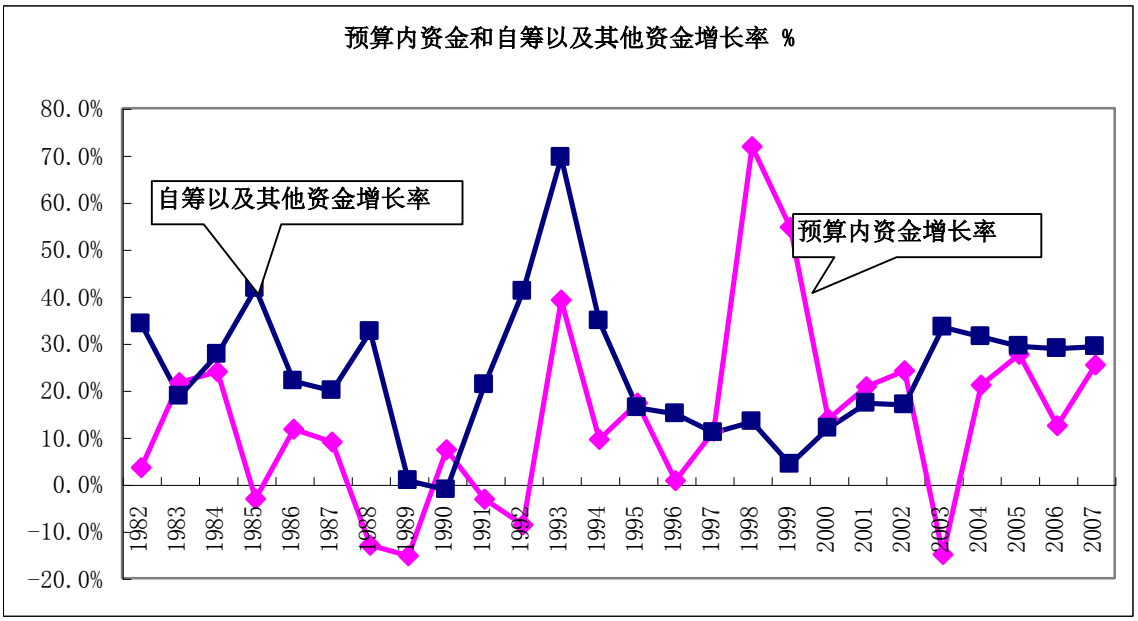
透过上表中对“标准差”，我们对 1982——2007 年间投资总额和及其各个组成部分增长的波动情况有一定的了解。相对而言，自筹和其他资金的波动较小，政府预算内资金的波动反而远远高于前者。

我们首先注意到，增长速度方面，投资总额的增长率以 21.7%高于预算内资金的 14.8%。波动方面，投资总额增长率的标准差为.0139，远远小于预算内资金的 0.202。两者增长速度和波动方面的差异可能源于两个方面的原因。第一，在 1982—2007 年间，政府在资本形成方面的贡献日趋降低，市场力量日渐构成投资的主要决定因素。第二，预算内投资的波动具有反周期的性质。例如，98、99 衰退期间，当利用外资增长速度为-2.5%、-23.3%时，预算内资金的增长率分别高达 71.9%和 54.7%。在 2003 年，国内贷款、利用外资、自筹以及其他资金

来源分别增长了 36%、24.7%和 33.4%时，为了抑制固定资产投资增长过快，预算内资金投资较之以 2002 年下降了 15%（见下图）。



若将预算内资金与自筹以及其他资金的增长与波动一起考察，我们将会发现，从波动幅度角度看，预算内资金共经历了 6 次负增长，而自筹资金仅仅有一次微弱的负增长。在 1990 年之前，两者之间的变动方向大体一致。自 1990 年之后，两者之间多次出现相反的变动。其中 1999 年和 2003 年最为明显。如前所述，预算内投资在 98、99 年的迅速增加和 2003 年的下降反映了政策制定者刺激和抑制社会投资的目标。政策制定者是否达到了其预定目标，我们并不能通过下图显示的明显反向关系来确定。一个可能的解释是——没有政府政策，99 年的自筹资金可能下降更多；而 2003 年的增长速度可能更高。



三、公共投资对其他投资影响估计

为了实证检验公共投资对社会投资的影响，我们依照国家统计局的统计口径将全社会固定资产投资分为五个组成部分：预算内资金、国内贷款、利用外资、自筹资金和其他资金来源。我们的工作主要有以下三个组成部分。考虑到中央政府是反周期投资政策的发动者，我们首先讨论“中央项目”对其他投资来源的影响。其次，我们估计预算内资金对其他四个来源的影响。最后，考虑到政府投资和社会投资之间存在替代和互补的关系，我们以非线性关系来检验两者效应是否存在，以及影响的大小。

在我们的分析中，我们将预算内资金定义为政府投资、其他四类资金来源统称为社会投资。为了还使用“人均 GDP”和“人均财政开支”作为控制变量。变量的描述性统计见下表。

变量	观察值	均值（亿元）	标准差	最小值	最大值
预算内资金	286	43.3	56.6	2.1	607.9
贷款	286	102.8	91.4	1.2	564.7
外商直接投资	284	35.8	43.7	0.0	260.9
自筹资金	286	179.8	169.8	6.1	1128.8
其他	286	43.1	32.4	2.1	288.5
中央项目	286	125.0	159.1	1.8	1414.0
地方项目	285	292.6	273.0	4.5	1679.5
人均 GDP	276	7973.5	5817.7	1796.1	39124.7
人均政府开支	277	1056.1	941.7	226.0	6361.4

1、中央项目的影响估计

为了估计中央政府的投资行为对其他经济主题投资行为的影响，我们设立了回归等式：$PI_{it} = \alpha + \beta Central_{it} + \varepsilon_{it}$。估计结果见下表。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	预算内资金	贷款	利用外资	自筹资金	其他
中央项目	0.60	0.35	0.03	0.28	-0.09
	(19.44)***	(5.27)***	-1.34	(2.28)**	(3.00)***
常数项	-31.29	58.61	32.19	144.68	53.73
	(7.57)***	(6.49)***	(11.03)***	(8.69)***	(14.10)***
观察值	286	286	284	286	286
Number of id	32	32	32	32	32
R-squared	0.6	0.1	0.01	0.02	0.03

Absolute value of t-statistics in parentheses

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

为了控制人均 GDP 和财政开支的影响，我们在回归等式中加入了这两个变

量。我们因此有 $PI_{it} = \alpha + \beta_1 Central_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 EXP_{it} + \varepsilon_{it}$ 。估计结果见下表。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	预算内资金	贷款	利用外资	自筹资金	其他
中央项目	0.194	0.493	0.085	0.669	0.108
	(5.07)***	(5.45)***	(2.39)**	(3.75)***	(2.36)**
人均 GDP	0.000	0.019	0.001	0.034	0.002
	(0.26)	(10.38)***	(1.00)	(9.41)***	(1.89)*
人均财政开支	0.021	-0.029	-0.005	-0.058	0.003
	(5.82)***	(3.28)***	(1.27)	(3.34)***	(0.65)
常数项	-6.876	-77.294	24.717	-97.180	14.380
	(1.29)	(6.11)***	(4.96)***	(3.90)***	(2.25)**
Observations	276	276	274	276	276
Number of id	31	31	31	31	31
R-squared	0.42	0.51	0.03	0.43	0.11

Absolute value of t-statistics in parentheses

- significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

研究表明，中央政府的投资项目对地方政府的投资行为、以及社会投资均有重要影响。例如，在控制 GDP 和政府开支之后，我们发现，中央项目增加 1 元，地方政府的基本建设投资增加 0.194 元；会带动以贷款方式获得资金的投资为 0.493 元；对自筹资金的带动为 0.669 元。对“其他”以及“利用外资”的影响较小：分别为 0.108 元和 8 分人民币。

2、预算内资金投资的影响估计

考虑到地方政府也是政府投资的重要主体，其投资的决策依据和中央并不完全一致。要考察公共投资对社会投资的影响，我们有必要估计地方政府投资对其他四种投资方式的影响。我们因此建立有估计方程 $PI_{it} = \alpha + \beta_1 Budgetary_{it} + \varepsilon_{it}$ 。 估计结果见下表。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	贷款	利用外资	自筹资金	其他
预算内资金	0.662	-0.010	0.818	-0.007
	(8.12)***	(0.36)	(5.33)***	(0.18)
常数项	74.105	36.252	144.448	43.437
	(15.61)***	(22.21)***	(16.18)***	(19.99)***
Observations	286	284	286	286
Number of id	32	32	32	32
R-squared	0.21	0.00	0.10	0.00

Absolute value of t-statistics in parentheses

- significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

为了控制人均 GDP 和财政开支的影响，我们在回归等式中加入了这两个变

量。我们因此有 $PI_{it} = \alpha + \beta_1 Budgetary_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 EXP_{it} + \varepsilon_{it}$。估计结果见下表。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	贷款	利用外资	自筹资金	其他
预算内资金	1.060	-0.098	2.036	0.582
	(7.70)***	(1.70)*	(7.73)***	(9.07)***
人均 GDP	0.018	0.001	0.033	0.002
	(10.55)***	(0.81)	(9.98)***	(2.03)**
人均政府开支	-0.048	-0.002	-0.098	-0.010
	(5.37)***	(0.41)	(5.76)***	(2.34)**
常数项	-40.914	34.582	-55.396	17.911
	(4.82)***	(9.53)***	(3.41)***	(4.53)***
Observations	276	274	276	276
Number of id	31	31	31	31
R-squared	0.56	0.02	0.52	0.32

Absolute value of t-statistics in parentheses

- significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

研究发现，在控制人均 GDP 和人均财政开支之后，政府预算内资金对其他资金来源有明显的影响。例如，预算内资金增加 1 元，通过贷款方式增加的投资额会增加 1.06 元；自筹资金会增加 2.036 元；其他资金来源的投资会增加 0.582 元。一个有趣的现象是，来自预算内资金的投资增加 1 元后，外资的投入会减少 0.098 元。这一结果可能的原因是预算内资金和外资的投向都集中在基本建设中的基础设施方面。

如果我们将中央项目和预算内资金投资的效果加以比较，会有一些有意思的结论。第一，总体而言，预算内资金对社会投资的带动能力要远远超过中央项目。如下表所示，在对贷款投资、自筹资金投资和其他来源投资三个方面，预算内资金的带动能力分别为中央项目的 2.15 倍、3.04 倍和 5.38 倍。考虑到自筹和其他这两个来源在全社会固定资产投资中的份额，两者的差距的政策含义尤其明显。第二、对利用外资的影响而言，中央项目影响较小，但仍然为正。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	贷款	利用外资	自筹资金	其他
中央项目	0.493	0.085	0.669	0.108
	(5.45)***	(2.39)**	(3.75)***	(2.36)**
预算内资金	1.060	-0.098	2.036	0.582
	(7.70)***	(1.70)*	(7.73)***	(9.07)***

3、中央项目、政府投资影响的非线性估计

如前所述，由于“挤出效应”和“吸入效应”都有可能存在，公共投资和社会投资之间可能存在非线性关系。例如，在一定阶段，当“挤出效应”小于“吸入效应”时，公共投资增加会导致公共投资增加。某个转折点之后，“挤出效应”可能会超过“吸入效应”，公共投资增加会通过对利率的影响、对企业需求的影响，从而会降低社会投资规模。

为了考察这一非线性关系，我们因此设立以下估计等式，考察中央项目的影响：

$PI_{it} = \alpha + \beta_1 Central_{it} + \beta_2 Centralsquare + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 EXP_{it} + \varepsilon_{it}$。估计结果如下。一个有意思的发现是：中央项目对预算内资金的影响必须达到一定规模，才能有吸入作用。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	预算内资金	贷款	利用外资	自筹资金	其他
中央项目	-0.206	0.257	0.172	-0.362	-0.019
	(2.00)**	(1.02)	(1.72)*	(0.73)	(0.15)
中央项目平方	0.001	0.001	-0.000	0.004	0.000
	(4.16)***	(1.00)	(0.93)	(2.24)**	(1.06)
人均 GDP	-0.000	0.019	0.001	0.033	0.002
	(0.55)	(9.99)***	(1.11)	(8.87)***	(1.64)
人均财政开支	0.026	-0.026	-0.006	-0.045	0.004
	(7.01)***	(2.81)***	(1.44)	(2.50)**	(0.95)
常数项	12.854	-65.657	20.460	-46.305	20.639
	(1.83)*	(3.83)***	(3.03)***	(1.38)	(2.37)**
Observations	276	276	274	276	276
Number of id	31	31	31	31	31
R-squared	0.46	0.51	0.03	0.44	0.11

类似地，我们考察预算内资金对其他四类资金来源的影响。我们的回归方程如下：

$PI_{it} = \alpha + \beta_1 Budgetary_{it} + \beta_2 Budgettarsquare + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 EXP_{it} + \varepsilon_{it}$。估计结果见下表。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	贷款	利用外资	自筹资金	其他
预算内资金	1.698	-0.188	2.719	0.516
	(5.81)***	(1.54)	(4.82)***	(3.75)***
预算内资金平方	-0.005	0.001	-0.006	0.001
	(2.47)**	(0.84)	(1.37)	(0.54)
人均 GDP	0.018	0.001	0.033	0.002
	(10.46)***	(0.86)	(9.89)***	(2.06)**

人均政府开支	-0.049	-0.002	-0.099	-0.009
	(5.59)***	(0.36)	(5.85)***	(2.29)**
常数项	-48.410	35.642	-63.425	18.679
	(5.42)***	(9.28)***	(3.68)***	(4.44)***
Observations	276	274	276	276
Number of id	31	31	31	31
R-squared	0.57	0.02	0.52	0.32

我们发现：在控制人均 GDP 和人均政府开支之后，预算内资金和“贷款”、“自筹资金”和“其他资金”之间的确存在非线性关系。以预算内资金对“贷款”的影响为例，在预算内资金为 169.8 亿规模之前，公共投资的增加将会伴随“贷款”来源投资的增加。自此之后，公共投资的增加会对社会投资产生挤出效应。

四、若干政策建议

以中央项目和预算内资金表示公共投资，以“贷款”、“利用外资”、“自筹资金”和“其他资金”来源为社会资金，利用《中国固定资产统计年鉴》历年统计资料，我们实证检验了公共投资和社会投资之间的关系。研究发现：中央政府投资对地方政府预算内投资、贷款投资、利用外资、自筹资金等都有明显影响。预算内资金对其他四类资金来源的投资行为存在显著性影响。我们还发现，中央项目对地方政府投资之间存在非线性关系。在一定的范围内，中央政府投资增加，会导致地方政府减少投资。两者之间存在替代关系。达到一定规模之后，中央政府投资增加，地方政府的预算内资金也会跟进。公共投资和社会投资之间，我们也发现有类似的非线性关系存在。

上述发现对当前实施反危机的财政政策具有一定的参考意义。第一，我们的发现给政策制定者实施大规模的以投资为主要内容的反危机政策提供了支持。无论是中央项目还是预算内资金等对社会投资的主体：自筹资金、贷款和其他资金来源等都有重要的吸入作用。公共资金的增加会增加社会资金的增加。

第二、预算内资金的刺激作用明显强于中央项目。造成这一差异的原因可能有二。其一是中央政府主要集中考虑再分配问题；中央项目和企业投资回报率关联度较小。其二，地方政府比中央政府更有信息优势、其投资更多地集中在基础设施上有关。我们因此建议中央政府增加在基本建设投资方面的转移支付。

第三、非线性关系的存在使得我们不能过分依赖公共投资。例如，预算内资金投资的增加在一定范围内会提高公共投资。但是，过多的政府投资可能会对社会投资产生挤出作用。

分报告 8：

我国居民财产水平过低和分配不合理导致总消费不足

内容摘要：内需不足造成我国经济发展出现严重失衡，影响了我国经济的可持续发展。造成我国内需不足的主要原因是我国居民消费的低迷。进一步来说，居民消费低迷主要是由于我国居民人均财产水平过低，财产分配不合理。一方面，人均财产水平过低会通过直接和间接两种机制影响居民的消费水平；另一方面，我国居民财产分配不均与消费不足相互推动，形成恶性循环，居民消费难以发展。此外，我国城乡发展的巨大差距促使我国结构性通胀特征明显，从而降低我国农村居民的财产水平，进一步降低我国的总体消费需求。因此，我国只有通过提高居民的财产水平，改善我国的财产分配状况才能真正推动我国内需的发展。

一、引言

2008 年下半年以来，随着国际金融危机的持续恶化及其对我国经济影响的不断加深，国内经济出现了产能过剩、需求不足的严峻形势，暴露出中国内需不足、过度依赖外需的发展困境。表面上看，此次中国的危机是由世界主要发达经济体的衰退带动中国外需下滑造成的，事实上，更深层次原因在于我国经济在过去的发展模式下已经出现了严重的失衡，中国长期以来依靠出口拉动经济增长的发展模式的边际效应已经趋近于极限，国内经济在该发展模式下已经积累了许多矛盾，此次金融危机只是促使这些矛盾提前爆发。此次中国的危机表明，过度依靠外需难以推动中国经济走上可持续的发展道路，中国经济必须依靠扩大内需、建立中国内需持续增长的稳定基础才能真正走上可持续发展的道路。

虽然拉动内需的重要性早已成为共识，但是我国政府长期以来实行依靠投资拉动内需发展的政策。这虽然能够在短期内缓解经济发展的颓势，但不具有可持续性，难以推动中国内需的可持续发展：虽然投资需求得到增长，但是如果消费需求难以持续增长，那么新增投资无法被国内市场消化，只能转向国际市场，这只会强化中国的对外贸易依存度，弱化内需在经济发展中的带动作用。统计数据显示，我国的最终消费率自进入新世纪以来便直线下滑，2000 年的最终消费率为 61.1%，而到了 2007 年则已经下降到了 49.0%，在短短的八年时间里降低了 12.1 个百分点，下行趋势非常明显。与此相反，我国出口贸易依存度和对外贸易依存度却稳步增加，出口贸易依存度由 1989 年的 11.51%增长到了 2007 年的 36.32%，增加了 24.81 个百分点；对外贸易依存度增长更加迅猛，由 1989 年的 24.46%增长到了 2006 年的 66.52%，在八年的时间里增长了 42.06 个百分点；2007 年的对外贸易依存度较之 2006 年虽然有所下降，但仍然维持在 64.80%的高水平，较之 1989 年增长了 40.34 个百分点。[①]因此，如果无法提高中国的消费需求，中国的内需就难以真正发展，中国经济对外需的依赖程度就难以得到有效降低。

消费的增长最终依赖于居民消费和政府消费的增长，其中居民消费至关重要，而我国居民消费的增长尤其滞后。统计数据显示，我国 2000 年居民消费占 GDP 的比重仅有 48.02%，在 2007 年进一步下滑至 35.28%，较之 2000 年降低了 12.74 个百分点；政府消费则由 2000 年的 13.08%增长到了 2007 年的 13.72%，发展较为平稳。世界银行公布的数据显示，全球 2000 年居民消费占 GDP 的比重平均为 62%，其中低收入国家 69%，中等收入国家和高收入国家均为 62%；

[①] 出口贸易依存度是指一国出口总额与其国内生产总值之比；对外贸易依存度是指一国进出口总额与其国内生产总值之比。

2000 年世界平均的政府消费率为 15%，其中低收入国家平均为 11%，中等收入国家在 12~13%左右，高收入国家平均为 16%。从其他国家的经验数据来看，我国居民消费占 GDP 的比重不仅远远低于低收入国家，而且远远低于世界平均水平；而我国政府消费占 GDP 的比重是适中的，从国际情况来看位于合理区间范围内。因此，造成中国消费需求不足的主要原因不是政府消费需求的不振，而是居民消费需求的低迷。事实上，居民作为市场经济的主体，应当成为整个市场需求的主要带动者，依靠政府消费拉动我国消费发展的措施难以持久；只有居民消费需求的提高才能真正带动市场的良性循环和可持续发展。

因此，要实现中国经济的可持续发展，必须着力推动中国的消费需求，尤其是居民消费需求的发展。从经济学理论来看，居民的消费状况是由居民的收入和财产状况决定的；而我国居民财产水平非常低，这一方面会直接降低居民的消费需求，造成我国居民的消费需求难以获得有效增长，另一方面，随着财产性收入在居民收入中的比重不断提高，居民的财产水平过低会直接制约着居民收入水平的提高，从而间接地压制着我国居民消费需求的增长。不仅如此，我国居民的财产分布是极其不平等的，这种不平等的财产分布状况会与我国的居民消费需求不足相互推动，形成恶性循环，造成我国居民消费需求难以发展。与此同时，我国城乡发展的巨大差距促使我国出现了结构性通货膨胀，并且通过居民消费结构的不同发挥着“劫贫济富”的作用，从而进一步降低我国居民的消费需求，促使消费疲软。由于居民消费不足与居民财产水平过低、财产分配不平等密切相关，我国必须通过提高居民的财产水平、改善我国的财产分配状况，才能从根本上提高居民的消费需求，实现我国经济的可持续发展。

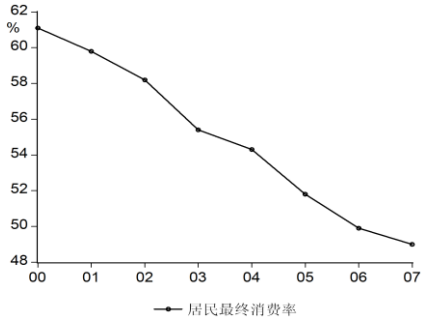


图 7 我国最终消费率的变化情况[①]

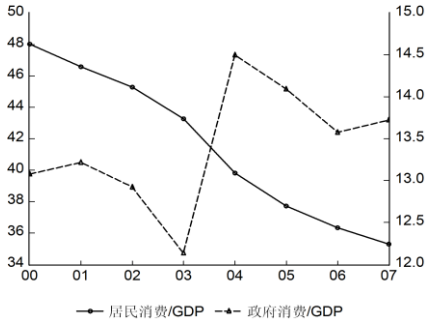


图 8 我国居民消费和政府消费的变化情况

二、我国消费不足与居民财产水平和财产分配状况密切相关

1、我国居民的人均财产水平过低是消费不足的重要原因

[①] 如无特殊说明，文中数据均来源于中经网统计数据库和中国资讯行。

消费经济学的理论发展都指出了居民消费行为的选择由其财产状况和收入状况决定。凯恩斯的绝对收入理论认为，居民的绝对收入直接决定着居民的消费状况。杜森贝的相对收入理论则认为，居民的消费水平并不直接取决于其现期的绝对收入水平，而是取决于其相对收入水平，即相对于其他人的收入水平和相对于居民自身历史上最高的收入水平。弗里德曼所提出的永久收入假说认为，居民消费并不取决于其现期的绝对收入水平，也不取决于现期的相对收入水平，而是由其自身的持久性收入决定的，即由在长期内可以预期的收入水平决定的。[①]莫迪里安尼的生命周期理论进一步认为，居民会在一生的时间里安排自己的消费活动，以期完成一生的最优消费安排，因而居民一生中的收入决定着其消费行为的选择。[②]从理性预期的角度来看，由于居民理性预期的存在，政府无法通过短期的减税或者增加消费信贷等措施拉动居民消费水平的提高；这是因为政府任何增加投资和消费的政策都会被个体的理性预期逐渐抵消掉，政府的政策不仅不能达到预期的目的，反而有可能会加剧整个宏观经济的波动，因此，只有增加居民的收入水平和财产水平才能真正提高居民的消费水平。[③]

随着我国资本市场的不断完善，居民的财产性收入在其总收入中的比重越来越大，财产水平的高低直接影响居民的收入水平，并且将会在决定居民的收入状况方面发挥越来越重要的作用。统计数据显示，进入新世纪以来，城镇居民财产性收入除了在 2002 年有一个负增长之外，其余时间均保持正的增长速度，并且增速逐年加快。截至 2007 年，城镇居民的财产性收入增速达到了 42.83%，较之 2001 年 4.86%的增速加快了 37.97 个百分点。由于财产性收入的增速快于工资性收入，财产性收入在居民总收入中的地位越来越重要，城镇居民的财产性收入在整个居民收入中的比重从 2000 年的 2.87%上升到了 2007 年的 3.41%，在八年的时间里上升了 0.54 个百分点，增速较快。农村居民财产性收入的发展也表现了同样的趋势，农村财产性收入一直保持着非常高的增长速度，其中在 2003 年，增速达到了新世纪以来的峰值，高达 29.78%，而 2007 年的增速在连续几年的趋缓状况下开始明显回暖，由 2006 年的 13.56%跃升到了 2007 年的 27.56%，在短短的一年时间里增速就加快了 14 个百分点，反映农村居民的财产性收入增长十分迅猛。与城镇居民的收入结构类似，农村居民的财产性收入在其纯收入中的比重越来越高，自进入新世纪以来便一直保持着非常明显的增长趋势，财产性收入在纯收入中的比重由 2000 年的 2.00%增长到了

[①] Hall（1978）将弗里德曼的持久收入假说拓展到了随机情形，并且利用美国二战后的时间序列数据验证了持久收入假说；万广华、张茵、牛建高（2001）则运用中国 1961-1998 年间数据，测试了 Hall 的消费函数及其扩展模型，分析结果表明，居民流动性约束的增大以及经济不确定性的增强是我国内需不足的主要原因。

[②] Modigliani and Cao（2004）通过对我国经验数据的分析发现，生命周期理论能够解释我国的储蓄之谜。

[③] Sargent（1978）通过对一个含理性预期的弗里德曼消费模型进行计量估计，验证了理性预期模型的精确性。

2007 年的 3.10%，较 2000 年增长了 1.1 个百分点，增幅要远远高于城镇居民的增幅。

事实上，居民的财产水平会通过直接和间接两种机制影响居民的消费水平：一方面，居民的财产水平会直接影响居民的消费行为和消费选择；另一方面，居民的财产状况会通过影响居民的财产性收入进而对居民总体收入产生影响，这会进一步影响居民的消费行为和消费选择。由此可知，居民的消费状况与其财产水平状况息息相关。

奥尔多投资研究中心的调查数据表明，我国居民财产持有量处于一个非常低的水平。[①]从平均财产持有量来看，我国城镇和农村最穷的 1%、5%和 10%的家庭财产持有量均位于负值区间；具体到城镇居民，2007 年城镇家庭平均财产持有量较之 2005 年大大下降了，家庭财产持有状况有不断恶化的趋势，其中最富的 1%和 10%的家庭平均财产持有量分别下降了 36.2 万元和 22.1 万元，最穷的 1%和 10%的家庭平均财产持有量分别下降了 8.2 万元和 3.0 万元。[②,③]从财产持有量的中位数来看，我国最穷的 1%、5%和 10%的家庭财产持有量大部分位于负值区间；而从城镇家庭的财产持有状况来看，2007 年家庭财产持有量的中位数较之 2005 年也有下滑的趋势，其中，下滑最明显的是城镇最富的 5%的家庭，财产持有量中位数下降了 45.0 万元，最富的 1%和 10%的家庭财产持有量中位数分别下降了 35.0 万元和 13.9 万元，最穷的 1%和 10%的家庭财产持有量中位数分别下降了 7.0 万元和 1.1 万元。

我国居民财产持有量增长缓慢、财产持有水平过低造成的直接结果是我国居民消费难以获得有效提升。国家统计局公布的数据显示，虽然我国城市和农村的恩格尔系数在改革开放以来持续下滑，但依然处于一个过高的水平。[④]1980 年，城市的恩格尔系数为 56.9%，而在 2007 年，该比值依然保持在 36.3%的高水平，在 28 年的时间里，城市恩格尔系数仅仅降低了 20.6 个百分点，下降速度非常缓慢；农村的恩格尔系数下降就更加缓慢，1980 年，农村恩格尔系数为 61.8%，而在 2007 年，该比值依然保持在 43.1%的高水平，在 28 年的时间，农村恩格尔系数下降了 18.7 个百分点。从国际上来看，美国的恩格尔系数在 1946 年就已经下降到了 35.27%，在 1983 年进一步降至 23.67%；英国的恩格尔系数在 1978 年也已经下降到了 34.93%；法国的恩格尔系数在 1980 年就已经达到了

① 为了保证问卷的有效性，本文按照陈彦斌（2008a）和陈彦斌（2008b）的方法对问卷进行了剔除。经过剔除，2005 年的城镇有效问卷共 1449 份，2007 年城镇有效问卷共 1123 份，2007 年农村有效问卷共 522 份。

② 这里的财产定义为总资产与总负债之差，即净财产值。其中，资产分为金融性资产、住房估计价值、家庭耐用消费品估值、生产性资产及其他五大类；负债则包括大宗消费品借贷及其他两大类。

③ 为了剔除物价变动的影响，文中参照 2005 年和 2007 年的居民消费价格指数，对 2007 年的居民财产水平做了相应的调整。

④ 恩格尔系数是指食品支出总额占总消费支出的比重。一般而言，一个家庭或国家的恩格尔系数越小，说明这个家庭或国家经济越富裕；反之，如果这个家庭或国家的恩格尔系数越大，就说明经济越困难。

28.5%的低水平。由此可以看出，虽然改革开放以来我国经济取得了瞩目的成就，但我国居民的恩格尔系数依然处于非常高的水平，与我国所取得的经济发展成就非常不对称。食品消费支出依然占总消费支出的较大比重，反映出我国居民的消费模式没有得到根本的改善；由于财产水平过低，居民难以从衣食住行等传统的消费框架中解放出来，居民消费结构没有得到有效提升，各种享受性消费和服务性消费没有得到充足的发展，我国居民难以有效增加消费并从中享受到我国经济发展的巨大成果。

国家统计局的数据显示，我国居民消费水平与人均 GDP 的占比自改革开放以来便呈现出总体下降的趋势。虽然该比值在 20 世纪 70 年代末期和 80 年代初期有了一定的上升，但是，自 1982 年达到了 54.75%的峰值以后，该比值便一路下滑，在 1991 年，该比值首次跌破 50%，仅有 49.23%，截至 2007 年，该比值一路下滑到了历史最低点，仅有 37.39%，较之 1982 年的峰值下滑了 14.87 个百分点，较之 1990 年 50.67%的比值下降了 13.27 个百分点。

因此，我国居民的人均财产水平过低是我国消费需求疲软的重要原因。人均财产增长滞后和水平过低，抑制了我国居民的消费增长，造成我国消费需求疲软。要从根本上促进我国消费需求的提高，政府必须着力提高居民的财产水平。

表 12 我国居民财产持有状况 **单位：元**

	2005 城镇家庭财产		2007 城镇家庭财产		2007 农村家庭财产	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
最穷 1%	-170803	-150000	-253214	-220457	-42510	-43518
最穷 5%	-42087	175	-94122	-51236	-17842	-14266
最穷 10%	-15374	3000	-45243	-7991	-8470	-1030
最富 1%	3000129	2700000	2638561	2350287	726186	637590
最富 5%	1750454	1531000	1383029	1081367	352697	283022
最富 10%	1316825	1040500	1095917	901344	258888	193382

注：数据来源于奥尔多投资研究中心的调查结果

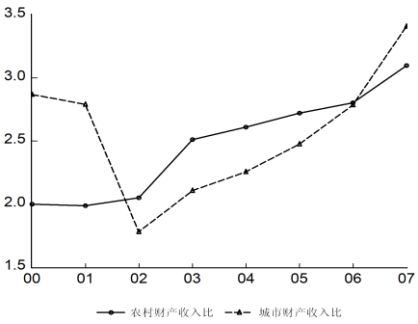


图 9 我国居民财产性收入变化情况

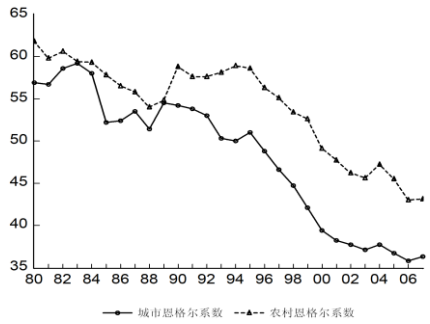


图 10 我国居民恩格尔系数变化情况

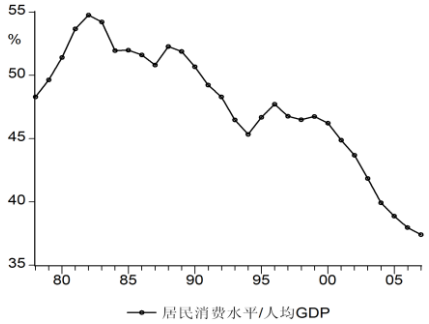


图 11 居民消费状况

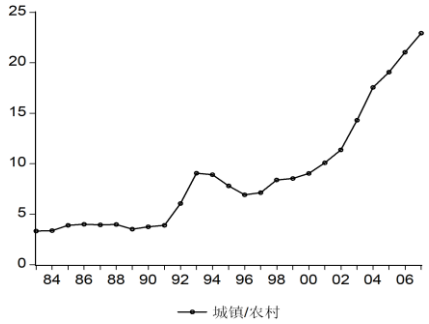


图 12 城乡固定资产投资差异

2、我国居民消费疲软与财产分配不均相互推动，形成恶性循环

中国居民财产不仅人均持有量低，而且分配也极其不平等。[①]奥尔多投资调查数据显示，我国 2005 年城镇的财产基尼系数达到了 0.56 的高水平，在 2007 年则进一步上升到 0.58，农村的基尼系数更大，2007 年农村基尼系数达到了 0.62 的高水平；财产分布的扭曲系数超过了 1.5 的水平；财产分布的变异系数已经达到了 1.3 的高水平。[②]这些数据都表明我国居民财产分配十分不平等。

财产分配的严重不平等造成我国财产分配不同阶层的消费动力严重失衡，这进一步加剧了我国总体消费需求的下滑。一方面，富裕人群虽然占据了较多的财产，但他们的边际消费倾向低，出现了财产“过剩”现象，其占有的大量财产并没有拉动中国的消费需求；另一方面，贫困人群虽然边际消费倾向较高，但缺少足以支撑他们消费的财产。而且，中国尚未建立起健全的和全方位覆盖的社会保障体系和医疗保险制度，贫困人群为了能够应付生活中的疾病等不可预期的冲击，必须压制自己当前的消费意愿，这就进一步降低了贫困人群的消费水平。因此，中国财产分配的贫富差距导致了中国总体消费需求的下滑。[③]

不仅如此，财产分配的贫富悬殊也会影响我国的投资结构，促使我国经济偏向重工业发展，进而降低我国社会的总体消费需求。随着居民财产持有量差距的不断拉大，社会总体消费需求会逐渐下降，这会对我国经济造成两方面的影响：一方面，根据国民经济核算恒等式，随着社会总体消费需求的下降，社

[①] 国内已经有一系列依据调查数据研究我国财产分布不平等的学术论文。李实、魏众、古斯塔夫森（2000）和李实、魏众、丁赛（2005）依据中国社会科学院经济研究所收入分配课题组的调查数据，研究了中国居民财产分配不平等程度及其变化情况以及财产分配不平等的原因。陈彦斌（2008a）、陈彦斌（2008b）和陈彦斌、霍震（2009）利用奥尔多投资研究中心的调查数据，详细分析了我国城乡居民的财产分布情况，同时利用计量模型对造成我国财产分布不平等的一些因素进行了研究。

[②] 基尼系数是依据洛伦兹曲线计算出来的一个统计量，通常用来度量收入或财富分配的不平等程度；扭曲系数是均值与中位数的比值，是用来反映观测值不对等程度的统计量；变异系数又称“标准差率”，是标准差与平均数的比值，是用来衡量资料中各观测值变异程度的统计量。

[③] 对于这个问题，杨天宇、朱诗娥（2007）提出了不同的观点；他们认为，只有居民收入水平与边际消费倾向呈现“倒 U”型关系的时候，收入分配差距的扩大才会降低总体消费需求。

会投资总量必定会增加，同时，在社会贫富悬殊的条件下，由于富裕人群的平均消费倾向低，其占有的大量财产会通过金融系统流向投资领域，进一步拉高社会的总体投资水平；另一方面，消费需求也会影响社会的产品供给，社会总体消费需求的下降必然会影响轻工业的供给能力，阻碍轻工业的投资增长和长远发展。轻工业投资的萎靡和整个社会投资总量的增长意味着重工业投资会迅猛增长，整个社会的投资结构和发展趋势将会逐渐偏向重工业，造成轻工业的发展基础薄弱。这种发展模式必定会造成我国居民消费需求结构和社会生产结构无法对应，社会总体消费难以增长。[①]

反过来，消费需求的疲软则会通过劳动市场的传导机制进一步恶化我国的收入和财产分配差距。在一个市场经济中，消费的发展有利于带动相关行业的发展，进而增加整个社会的就业；相反，消费的衰退会带来相关行业甚至总体经济的衰退，造成社会就业量下降。由于中国资本市场发展仍不完善，贫困人群的财产性收入在整个收入中所占的比重较低，其收入的主要来源依然是工资性收入；而富裕人群的财产性收入不仅在绝对值上要高于贫困人群的财产性收入，而且财产性收入在整个收入中的比重也要远高于贫困人群的财产性收入比重。因此，由消费疲软造成的整个社会就业量的下降对贫困人群的收入冲击更大，许多工人失去了工资性收入就意味着失去了所有的收入来源，从而进一步拉大了整个社会的贫富差距。

因此，我国财产分配的贫富差距与我国居民消费不足是相互推动的。一方面，财产分配的严重不平等促使贫困人群的消费难以得到有效开发，并通过影响社会投资结构来降低居民的消费水平；另一方面，居民消费的严重不足进一步减少了贫困人群的收入流，进而降低了其财产持有比例，加剧我国社会的贫富悬殊。我国的财产分配不均与居民消费不足形成了恶性循环，政府只有运用国家手段改善我国的财产分配，才能进一步增加我国社会的总体消费，促使我国的财产分配状况与居民消费相互推进，走上良性、互动的发展道路。

表 13　我国居民财产的分配状况

	基尼系数	均值（元）	中位数（元）	扭曲系数	变异系数	负财产比例
2005 城镇财产	0.56	336094	215000	1.56	1.29	2.22%
2007 城镇财产	0.58	295679	188023	1.57	1.29	5.43%
2007 农村财产	0.62	59061	32293	1.83	1.65	5.56%

注：数据来源于奥尔多投资研究中心的调查结果。

[①] 汪同三、蔡跃洲（2006）利用改革开放以来的年度数据，运用协整、格兰杰因果检验、误差修正模型等方法，从收入分配的角度对该机制进行了检验。

3、城乡差距的扩大进一步拉低中国的消费需求

长期以来，我国的城乡发展差距十分巨大，城镇投资远远多于农村。国家统计局的数据显示，我国的城镇固定资产投资与农村固定资产投资的比值在1983年就已经达到了3.33的高水平，此后还一路攀升。尤其进入20世纪90年代以来，该比值的增速大幅增加。在1992年，该比值就已经达到了6.05，是1983年的1.82倍，增长了将近1倍；截至2007年，该比值达到了22.93，较1983年的比值增长了将近6倍，较1992年增长了将近3倍。

城乡固定资产投资之比的急剧扩大反映了我国城乡之间发展的巨大差距，而且这一差距还在逐渐扩大。这种投资模式和发展模式促使我国工农业之间的发展产生了巨大差距：一方面，由于拥有数量巨大并且增长迅速的投资，工业部门规模迅速膨胀，技术飞速进步，产能急剧扩张；另一方面，由于缺乏投资资金，农业长期以来依然是“靠天吃饭”，加之我国是一个自然灾害频发地区，雪灾、洪涝灾害、震灾、冰冻灾害等都会对我国的农业生产产生巨大影响，农户无法有效规避各种自然灾害，农业生产难以平稳增长，农产品的供给无法得到有效保障。

从需求角度来说，与工业产品供给数量迅猛增长相对应的是低迷的产品需求，而与农产品供给无法得到有效保障相对应的是具有极强刚性的产品需求。由于长期以来我国农村居民和城镇居民的消费潜力没有得到有效发挥，造成对我国工业产品的需求不能得到有效的扩张，我国出现了产能过剩的状况；供给的充足和需求的相对不足严重削弱了我国工业产品价格上涨的动力，造成我国工业产品价格长期处于低迷的状态，波动较为平稳。但是，农业产品的供需状况面临截然不同的状况。由于农业产品往往是生活必需品，缺乏需求弹性，市场对农产品的需求具有很强的刚性，并且随着人口数量的增加，需求数量有增无减；需求的刚性造成农产品供给的波动会对其价格的走势产生非常重要的影响。加之我国农产品供给受到频发自然灾害的影响，供给数量波动非常剧烈，一旦产品供给数量下降，农产品价格就会迅猛上涨。

农产品价格波动幅度大，工业产品价格波动平稳，这表明通货膨胀的结构性特征明显。我国工农产品价格变动的季度数据支持了该结论。国家统计局的数据显示，工业产品价格的波动幅度远远低于农产品价格的波动幅度，农产品的物价增长率远远高于工业产品。2002年至2008年期间，工业产品的物价增长率最高仅有9.73%，因此，工业产品的物价增长率在这段时间里都是在-5%至10%的区间内波动。相比之下，农产品物价增长率的波动幅度截然不同，数据显示，在2002年至2008年之间，农产品的物价增长率最高达到了25.5%，是工业产品通胀率峰值的2.6倍，反映了农产品价格变动的幅度远高于工业产品，

农产品物价增长速度也远高于工业产品。

另一方面，由于我国农村发展落后于城市发展，农村居民财产增长的速度落后于城镇居民，使得农村居民的消费层次与城镇居民的消费层次之间产生了极大差异。统计数据显示，农村居民的恩格尔系数要远远高于城镇居民的恩格尔系数，并且其差距在近些年有不断扩大的趋势。20 世纪 80 年代，农村居民的恩格尔系数仅仅略高于城镇居民的恩格尔系数，农村恩格尔系数与城市恩格尔系数的比值在 1 左右，而到了 20 世纪 90 年代，该比值就已经上升到了 1.2 以上，反映农村居民和城镇居民消费层次的差异正在逐渐扩大，城镇居民在提升消费层次上已经取得了相对较大的进步，农村居民则依然停留在衣食住行等传统消费层次上，农村居民对食物的需求要高于城镇居民。在这种情况下，农产品价格的上涨会造成农村居民的财产缩水程度远高于城镇居民的财产缩水程度。

因此，由我国城乡二元发展体制内生的结构性通货膨胀起着“劫贫济富”的作用。农村居民的财产在通货膨胀过程中的缩水程度远远高于城镇居民，造成农村居民的收入和财产更加稀少，农村居民的消费层次难以得到有效的提升，工业产品更加难以有效开拓我国广大的农村市场，造成我国工业产品的内需疲软。在中国人口中占据多数的农村居民的消费需求没有得到有效的开发，居民的总体消费需求就难以有效提高，我国内需稳定增长的基础是不可能建立起来的。

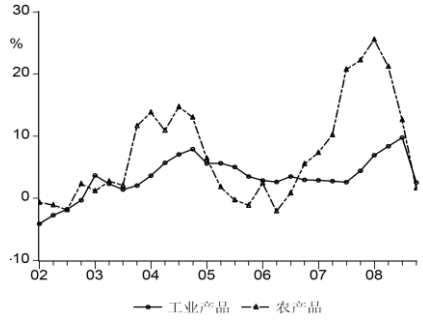


图 13 工农产品物价增长率[①]

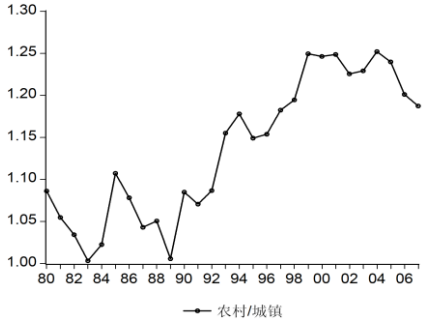


图 14 城乡恩格尔系数差异

三、政策建议

面对内需不足的状况，我国政府必须着眼于提高我国的消费，尤其是居民的消费。必须依靠宏观调控措施努力提高我国居民的财产水平，改善我国财产分布严重不平等的状况，尤其要加大对农业的投入，提高农村居民的财产水平，开拓我国广大的农村市场。具体而言，政府可以从以下几个方面着手提高我国

[①] 工业产品的物价增长率依据中经网统计数据库中的月度数据平均所得。

居民消费水平：

第一，必须转变财富观念，建立“藏富于民”的机制，提高居民财产持有量在社会总财产中的比重。（1）政府必须大力发展非政府组织，将一部分政府职能转移到非政府组织，从而有效减少政府规模，减少政府所占用的财产；（2）进一步完善我国的市场体系，减少国有资产在整个市场经济中的比重，进一步鼓励和扶持民营企业的发展；（3）进一步改革我国的税收制度，降低居民的税收负担，减少政府财税收入在国家 GDP 中所占的比重。[①]

第二，必须大力发展我国的金融业和房地产业，增加居民的财产性收入。（1）政府必须不断发展和完善我国的资本市场和房地产市场，提高居民的投资参与度和对冲风险的能力；（2）加强金融创新，促进资产运营市场化，进一步明晰产权，让居民的“死”财富变成“活”财富，使居民能够提前安排好一辈子的生活，促进居民提前消费。

第三，必须改善我国的财产分配状况，提高贫困人群的财产持有水平，稳定贫困人群的消费预期。（1）政府必须加大转移支付力度，充分调动政府在二次分配中的作用，提高贫困人群的收入水平和财产水平，挖掘贫困人群的消费潜力；（2）建立覆盖面更广更实的社会保障体系，尤其要解决城镇贫困人群和农村居民看病难、看病贵的状况以及养老困难的状况，减少居民的预防性储蓄，提高贫困人群的消费动力；（3）进一步完善我国的税收征管体制，加强对富裕人群税收的征收，彻底改变当前富裕人群偷税、漏税现象严重的状况，同时减少对贫困人群的税收征收，提高贫困人群的财产水平。

第四，必须大力发展农业，提高我国农业的生产水平，减轻我国通胀的结构性特征，从而提高农村居民的实际财产水平。（1）必须加大对农村和农业的投入，增强农业的基础地位，改变我国农业“靠天吃饭”的落后现状，稳定农户的生产和收入；（2）国家必须加快建立和完善我国农村的土地流转制度，实现农地集约化、农业适度规模的产业化经营，降低我国农产品的生产成本，提高农村居民的收入水平和财产水平；（3）进一步建立和完善我国的农村市场，政府要对农村居民的种植提供合适的信息以及合理的引导，避免农村居民因盲目引进和种植作物而造成农产品市场价格过度波动，减少农村居民因信息不对称而造成的损失。

[①] 陈志武（2008）通过回顾中国政府过去三十年财政规模变化的情况，详细论述了为何居民收入的增长速度远远低于 GDP 的增长速度。

参考文献：

[1] 陈彦斌：《中国城乡财富的比较分析》，载《金融研究》，2008（12）。

[2] 陈彦斌：《中国城乡无财富家庭的财富分布》，载《中国人民大学学报》，2008（5）。

[3] 陈彦斌、霍震：《中国城乡居民财产分布不平等情况及其影响因素的研究》，中国人民大学工作论文，2009。

[4] 陈志武：《改革开放三十周年的回顾与反思》，天则经济研究所第 368 次双周论坛，2008。

[5] 李实、魏众、B.古斯塔夫森：《中国城镇居民的财产分配》，载《经济研究》，2000（3）。

[6] 李实、魏众、丁赛：《中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析》，载《经济研究》，2005（6）。

[7] 万广华、张茵、牛建高：《流动性约束、不确定性与中国居民消费》，载《经济研究》，2001（11）。

[8] 汪同三、蔡跃洲：《改革开放以来收入分配对资本积累及投资结构的影响》，载《中国社会科学》，2006（1）。

[9] 杨天宇、朱诗娥：《我国居民收入水平与边际消费倾向之间“倒 U”型关系研究》，载《中国人民大学学报》，2007（3）。

[10] Modigliani, Franco and Cao, Shi Larry. “The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis”. Journal of Economic Literature, 2004, 42(1): 145-170.

[11] Hall, Robert E. “Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence”. Journal of Political Economy, 1978, 86(6): 971-987.

[12] Sargent, Thomas J. “Rational Expectation, Economic Exogeneity, and Consumption”. Journal of Political Economy, 1978, 86(4): 673-700.

附录：中国城镇居民财产函数的估计（数据来源于奥尔多投资研究中心）

附表 1　2007 年中国城镇居民财产函数估计结果

	被解释变量：户总财产（单位：万元）				
		系数估计值			
解释变量	均值	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
常数项	1.00	6.960	7.946	10.560	10.047
家庭外部环境					
省人均 GDP(万元)	2.43	5.486***	5.463***	0.786	1.841
省人均 GDP 的平方				0.753	0.579
借贷约束	0.52	16.606**	16.888**	16.753**	16.961**
家庭内部环境					
户人均收入（万元）	2.20	0.386*	0.385*	1.311***	1.282***
户人均收入的平方				-0.011**	-0.011**
户人口数	3.66	-0.427	-0.622	-0.159	-0.317
抚养系数	0.26	-6.098	-5.562	-4.957	-4.696
户主客观特征					
年龄组：					
20 岁以下	0.01	-15.304	-13.772	-15.267	-13.819
20-29 岁	0.33	-8.968*	-7.922*	-8.885*	-7.923*
30-39 岁	0.39	0.791	1.114	0.774	1.038
40-49 岁	0.21				
50-59 岁	0.05	16.766**	17.282***	15.932**	16.518**
60 岁及以上	0.01	4.337	4.759	2.588	3.295
婚姻状况：					
已婚	0.58				
未婚	0.34	1.499	0.529	1.396	0.513
离异	0.07	-3.190	-2.996	-2.598	-2.488
丧偶	0.01	0.475	0.986	0.785	1.210
受教育程度：					
小学水平以下	0.01	6.280	7.162	6.586	6.917
小学或初中水平	0.11				
中专或高中水平	0.21	-2.433	-3.391	-2.705	-3.569
大专或大学本科水平	0.63	3.168	2.712	2.825	2.454
研究生及以上水平	0.04	30.113***	29.925***	29.411***	29.251***
职业：					
公务员	0.09				
工程技术、企业管理人员	0.25	-9.687*	-10.000*	-9.811*	-10.047*
工人以及商业、服务业工作人员	0.30	-11.664**	-11.461**	-11.428**	-11.168**
教师及科研人员	0.08	-7.836	-8.103	-8.093	-8.301
下岗、失业人员	0.02	-22.331**	-23.298**	-22.185**	-23.011**
个体户及私营企业主	0.09	-3.858	-4.671	-4.799	-5.469

其他	0.17	-19.042***	-19.362***	-18.785***	-18.996***
健康状况：					
非常好	0.29	-0.445	-0.040	-0.013	0.268
较好	0.53	-5.335	-4.836	-5.273	-4.822
一般	0.15				
较差	0.03	-10.859	-10.008	-11.378	-10.501
非常差	<0.01	-2.950	-1.971	-3.464	-2.457
党派：					
共产党	0.16				
民主党派	0.02	-8.932	-9.001	-9.353	-9.312
无党派	0.82	-3.929	-3.606	-3.768	-3.527
户主主观行为特征					
投资参与度	0.14	89.198***	89.469***	89.255***	89.511***
风险偏好度 A	0.31	0.625*		0.630*	
风险偏好度 B	0.04		15.211**		13.951*
社会满意度	0.62	-13.404	-14.171	-13.536	-14.064
社会信任度	0.56	32.704**	31.649**	31.522**	30.675**
社会参与度	0.51	-0.112	-0.182	-0.325	-0.326
调整的可决系数		0.129	0.130	0.133	0.134
F 统计量		4.928***	4.96***	4.836***	4.848***
被解释变量的均值			33.21		
样本量			900		

注：系数估计值空缺的解释变量为虚拟变量组中的省略变量。***、**、*分别表明该系数估计值在 1%、5%和 10%的水平下是显著的。

附表 2　不同模型的回归结果

	系数估计值					
	选择性样本模型		半对数线性模型		反双曲正弦转换模型	
解释变量	（1）	（2）	（1）	（2）	（1）	（2）
常数项	-7.706	-5.982	5.207***	5.202***	7.656	7.928*
家庭外部环境						
省人均 GDP						
或其对数值	7.150**	7.076**	0.302***	0.304***	1.611***	1.611***
借贷约束	22.346**	22.605**	0.869***	0.870***	7.487***	7.389***
家庭内部环境						
户人均收入						
或其对数值	0.447*	0.443*	0.232***	0.234***	0.114	0.113
户人口数	-0.629	-0.867	0.052	0.048	-0.488	-0.508
抚养系数	-8.426	-7.784	-0.112	-0.097	-1.937	-1.871
户主客观特征						
年龄组：						
20 岁以下	-31.002	-29.201	-1.140***	-1.096**	-8.744*	-8.402*
20-29 岁	-12.442*	-11.087*	-0.539***	-0.506***	-5.113***	-4.793***
30-39 岁	0.947	1.296	-0.109	-0.099	-0.322	-0.231
40-49 岁						
50-59 岁	20.722**	21.207**	0.264	0.275	3.192	3.264
60 岁及以上	4.641	4.992	0.034	0.047	2.292	2.367
婚姻状况：						
已婚						
未婚	1.672	0.346	0.033	0.005	0.050	-0.196
离异	-4.731	-4.522	-0.009	-0.006	0.504	0.544
丧偶	0.186	0.823	0.326	0.340	3.532	3.671
受教育程度：						
小学水平以下	9.755	9.929	0.679	0.684	8.090	8.134
小学或初中水平						
中专或高中水平	-3.800	-5.113	0.181	0.152	1.600	1.317
大专或						
大学本科水平	4.128	3.440	0.446***	0.428***	4.797***	4.606***
研究生及以上水平	35.879***	35.490***	0.592**	0.580**	10.327***	10.196***
职业：						
公务员						
工程技术、						
企业管理人员	-11.812*	-12.083*	-0.154	-0.163	-4.249**	-4.309**
工人以及商业、服务业						
工作人员	-14.380**	-14.044**	-0.125	-0.119	-3.097*	-3.048
教师及科研人员	-9.734	-9.953	0.045	0.041	-2.516	-2.562

下岗、失业人员	-32.488**	-33.514**	-0.731**	-0.758**	-7.364**	-7.638**
个体户						
及私营企业主	-3.888	-4.778	-0.087	-0.108	-0.849	-1.050
其他	-25.192***	-25.467***	-0.358*	-0.369*	-6.167***	-6.281***
健康状况：						
非常好	-0.963	-0.549	0.225	0.235	2.185	2.252
较好	-7.803	-7.145	0.153	0.167	0.147	0.260
一般						
较差	-17.215	-16.152	0.072	0.091	-4.817	-4.651
非常差	-5.006	-3.746	0.338	0.363	2.355	2.562
党派：						
共产党						
民主党派	-15.965	-16.368	-0.003	-0.003	-2.850	-2.862
无党派	-5.220	-4.852	-0.081	-0.073	-2.417*	-2.363*
户主主观行为特征						
投资参与度	117.151***	117.075***	2.857***	2.859***	38.081***	38.032***
风险偏好度 A	0.756*		0.022*		0.244*	
风险偏好度 B		18.079		0.376		2.910
社会满意度	-18.718	-19.704	0.224	0.192	-3.079	-3.259
社会信任度	43.257**	41.797**	0.910*	0.896*	8.401*	8.339*
社会参与度	-0.248	-0.351	-0.004	-0.007	-0.378	-0.402
调整的可决系数	0.141	0.143	0.163	0.162	0.162	0.160

注：系数估计值空缺的解释变量为虚拟变量组中的省略变量。***、**、*分别表明该系数估计值在 1%、5%和 10%的水平下是显著的。

附表 3　样本细分后中国城镇居民财产函数估计结果

	样本细分后的回归系数				
解释变量	全样本	高收入子样本	低收入子样本	经济发达地区子样本	经济落后地区子样本
家庭外部环境					
省人均 GDP(万元)	5.032***	3.311**	5.597***	6.316***	2.945
借贷约束	16.052**	18.060**	9.109	9.860	23.701***
家庭内部环境					
户人均收入（万元）	0.386*	0.204	8.890	0.582*	0.260
户主客观特征					
年龄组：					
20 岁以下	-11.802	-40.370	-10.386	-69.637*	-14.195
20-29 岁	-5.278	-2.883	-8.608	-6.949	-6.376
30-39 岁	1.213	5.552	-3.879	3.246	-1.088
40-49 岁					
50-59 岁	18.553***	13.312	19.807**	30.174***	-0.610
60 岁及以上	3.696	14.480	-7.390	6.403	-4.850
受教育程度：					
小学水平以下	5.618	9.472	3.231	11.541	-0.285
小学或初中水平					
中专或高中水平	-5.025	-2.038	-8.257	-7.086	-5.819
大专或大学本科水平	1.876	-0.556	0.653	-4.403	3.805
研究生及以上水平	28.483***	32.217***	15.182	30.966***	13.051
职业					
公务员					
工程技术、企业管理人员	-12.357**	-17.585***	-4.916	-17.648***	-3.312
工人以及商业、服务业工作人员	-14.430***	-16.290**	-6.859	-23.750***	0.139
教师及科研人员	-9.556	-16.154**	2.364	-19.628**	5.458
下岗、失业人员	-27.231***	-40.579**	-18.907	-39.717**	-11.486
个体户及私营企业主	-7.773	-9.815	-4.635	-11.850	4.390
其他	-22.241***	-29.375***	-11.594	-39.466***	-3.421
户主主观行为特征					
投资参与度	83.877***	116.672***	53.771**	126.487***	44.889**
风险偏好度 B	15.992**	37.856***	-0.862	34.955***	-4.211
社会信任度	21.165**	28.459**	13.034	24.657*	11.508
调整的可决系数	0.135	0.174	0.089	0.198	0.039
被解释变量的均值	33.21	38.98	28.056	39.472	26.926
样本量	900	425	475	451	449

注：系数估计值空缺的解释变量为虚拟变量组中的省略变量。***、**、*分别表明该系数估计值在 1%、5%和 10%的水平下是显著的。

分报告 9：

中国宏观经济分析的经验与理论基础

内容摘要：中国经济具有由外部需求驱动的经济波动国际耦合机制和由资本积累驱动的内生经济增长机制，将在高储蓄、高投资、高增长发展模式下长期保持高速增长与低通货膨胀率的历史趋势。中国经济具有附加需求的总供给函数与容纳滞后效应的菲利普斯曲线，能够通过以增加国内投资需求为轴心的积极需求管理，促进经济复苏并且实现最高可持续增长率（HSGR）政策目标。

一、宏观经济性质：典型问题

1．高增长与低通货膨胀的经济奇迹

1980 年代以来，中国经济在从计划经济到市场经济、从封闭经济到开放经济以及从农业经济从工业经济的三重协同转型方面长足进步，实现年均速度10%以上的实际 GDP 高速增长。特别是在经历 1991-1999 年间的完整波谷—波谷经济周期而进入本次经济周期后，中国经济景气从 2003 年起强劲扩张而在 2007 年达到本次经济周期波峰，在 2003-2007 年间形成高增长与低通货膨胀的良好配合格局，如图 1 所示。

中国经济景气在 2008 年进入本次经济周期的收缩阶段，从 2007 年到 2008 年实际 GDP 增长速度大幅度降低而通货膨胀率快速攀升。2009 年前期中国经济景气继续收缩，PI 指数与 PPI 指数均呈现通货紧缩状态，虽然以前趋势或者周期性通货膨胀以及停滞膨胀的悲观预测相应消失，但是仍然重复萧条时期低速潜在经济增长预测伴随低速实际经济增长度量的普遍事件。中国宏观经济分析在消极评价中国经济增长的潜在能力的同时，倾向于低估过去中国经济潜在增长速度而高估过去扩张阶段中国经济景气的过热程度，倾向于低估现在中国经济潜在增长速度而低估现在萧条时期中国经济景气的衰退程度，并且倾向于低估未来中国经济潜在增长速度而高估未来扩张阶段中国经济增长的通货膨胀危险。

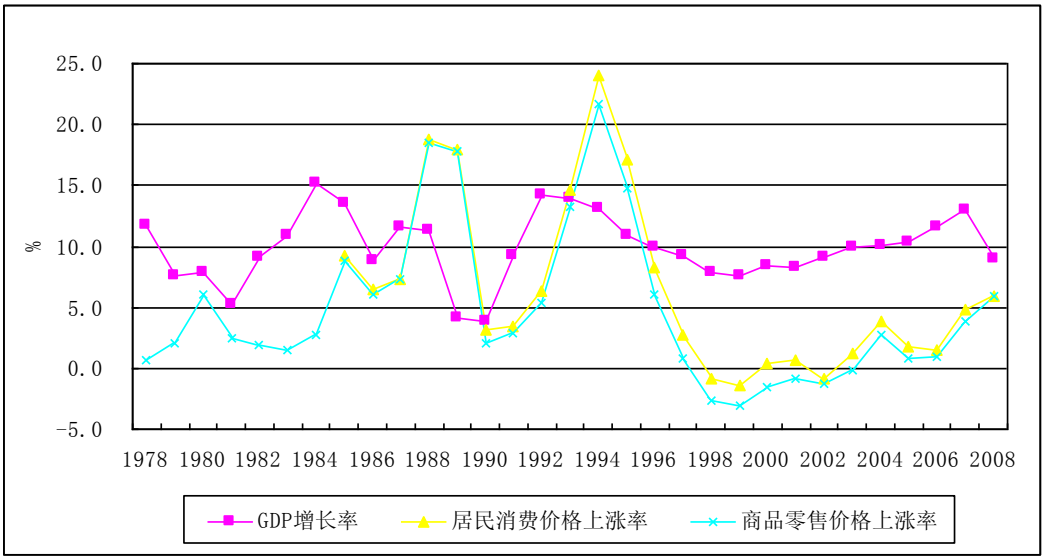


图 1　中国经济增长速度与通货膨胀率

2．经济周期的脱藕现象

1980 年代以来的中国贸易政策具有明显的出口导向性，促进中国国际收支

在 1994 年完成从贸易顺差与贸易逆差交替向持续贸易顺差的历史性转变，并且在加入 WTO 以后出现巨额贸易顺差。中国经济结与美国经济结构互补而长期增长趋势相互依存，与美国经济共同成为 2000 年代世界经济的重要增长极。同时，1981-1993 年间中国经济与美国经济基本同期波动，而 1994 年以后中国经济周期相位与美国经济周期相位是逐渐分离的，如图 2 所示。

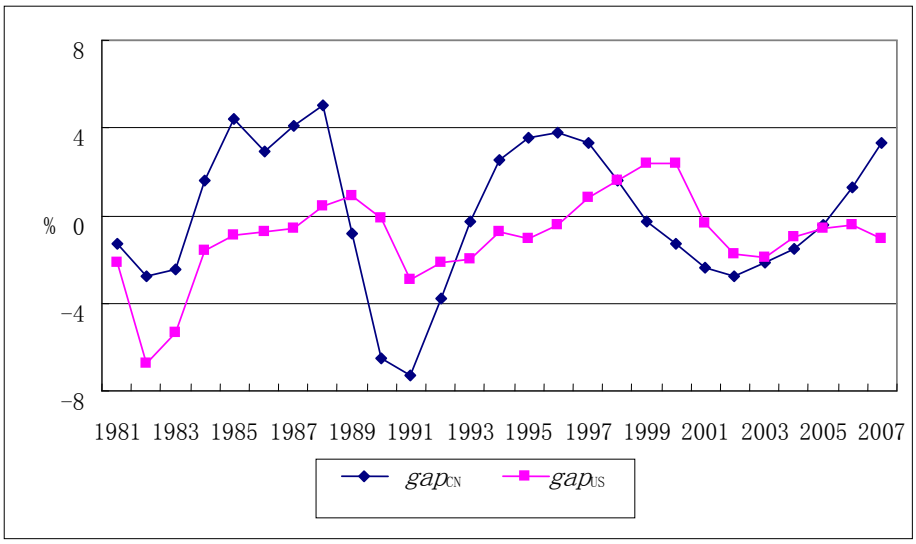


图 2　中国经济周期相位与美国经济周期相位

在中国经济景气强劲扩张时期，美国实际国民收入却持续处于其潜在生产能力以下，其经济景气在 2005 年与 2006 年微弱反弹后，在 2007 年中国经济景气波峰年度显著回落，因而似乎发生中国经济周期与美国经济周期脱藕现象（de-coupling）。正是部分基于经济周期脱藕现象的经验认识，中国宏观经济分析忽视美国次贷危机对全球经济和中国经济逐渐扩散的严重逆向需求冲击，在 2007 年不适当坚持中国需求管理的从紧政策取向而在 2008 年迟缓中国需求管理政策取向的宽松化调整。

3．非稳定的经济循环过程

对于 2006 年以来中国经济固定资产投资增长过快、国际贸易顺差过大与银行体系流动性过剩“三位一体”问题的形成机制，其分析方法存在着结构主义与货币主义的类型区别。结构主义假设固定资产投资膨胀而货币主义假设人民币汇率低估，却同样判断中国经济固定资产投资、银行体系流动性与国际贸易顺差相互激发的非稳定循环性，如图 3 所示。

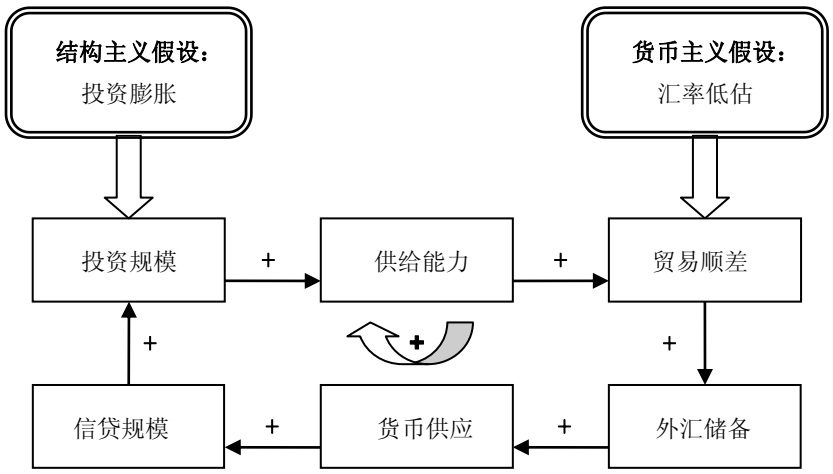


图 3　中国经济正反馈循环

结构主义从国有与非国有企业以及地方政府的非理性投资行为出发，描述始于固定资产投资规模膨胀的中国经济链式作用过程:“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 → ”;货币主义从持续巨额贸易顺差的弹性分析出发，描述始于人民币汇率低估的中国经济链式作用过程:“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)”。除控制固定资产投资规模的相应结构主义政策主张与升值人民币汇率的相应货币主义策主张外，中国经济正反馈循环的内在不稳定性隐含中国经济高速增长的不可持续性及其通货膨胀后果，必然支持控制投资规模、控制贸易顺差以及控制货币供应和信贷规模的宏观经济调控政策。

二、宏观经济性质：假说与证据

1．高速经济增长的潜在能力

在经历 1980 年代以来 30 年高速增长后，中国经济未发生从高速增长阶段向低速增长阶段转换的结构变迁，2008 年以来实际经济增长速度减缓主要由于经济景气收缩的周期性因素与世界金融危机冲击的偶然性因素叠加而交互作用。中国经济高速增长的资源、技术和制度基础包括：（1）二元经济结构条件下近似无限的剩余劳动力供给，以及因教育与医疗进步和居民收入水平提高而进行的大规模人力资本积累；（2）国民收入的高储蓄倾向与国际资本的大量流

入；（3）市场竞争机制和自由企业制度形成，以及经济体制的继续市场化改革与系统整合，；（4）国际竞争与后发优势，以及经济全球化时代的便利跨国产业转移和技术扩散，（5）从重化工化向高加工度化过渡的工业化成熟阶段，以及农业经济、工业经济与知识经济共生的跨越式发展模式。

二元结构条件下中国经济发展尚未跨越刘易斯拐点 L^{LTP}，主要应该以生存工资率历时变迁从而劳动供给曲线移动解释简单劳动力实际工资率上升，如图 4 所示。对于中国总量生产函数 $Y = A \cdot K^{\alpha} \cdot L^{1-\alpha}$，生存工资率与技术参数历时变迁而共同决定均衡资本-产量比率 K/L，从而 $Y = \Phi(t) \cdot K$。非收益递减的资本积累对于中国经济增长是必要和充分的，中国经济增长因而具有类似 AK 模型的投资驱动内生增长特征。

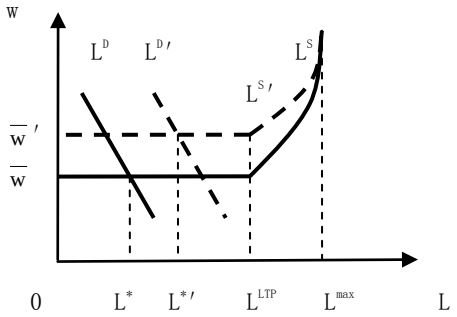


图 4　修正刘易斯模型

2．低通货膨胀的历史趋势与结构因素

与经济体制的市场化转型进程相对应，中国通货膨胀机制完成从高核心通货膨胀率向低核心通货膨胀率演化的结构变迁，以及 1990 年代后期以来形成低核心通货膨胀率的历史趋势，如图 5 所示。2007 年与 2008 年中国 CPI 指数的高通货膨胀率主要是由食品价格上涨导致的，若扣减食品价格上涨影响，仍然延续 1990 年代后期以来低核心通货膨胀率的历史趋势。表 1 描述 1980 年代以来中国核心通货膨胀率的演化历史并且给出初步的理论解释。

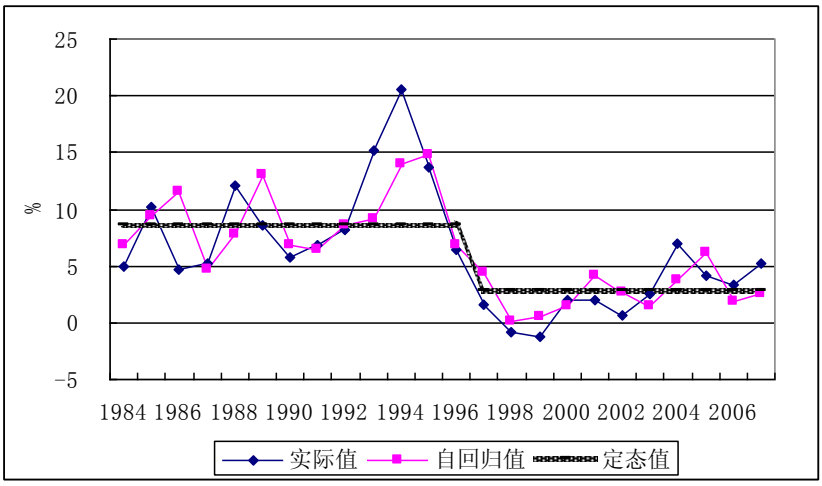


图 5　中国 GDP 平减指数通货膨胀率

表 1　中国核心通货膨胀率演化历史

	阶段Ⅰ：1980 年代中后期	**阶段Ⅱ：1990 年代初中期**	**阶段Ⅲ：1990 年代后期以来**
历史特征	高通货膨胀	高通货膨胀	低通货膨胀
作用机制			
驱动力量	价格自由化	工资完全化	市场竞争化
表现形式	隐蔽通货膨胀公开化	实物工资货币化	技术进步
制度基础	产品市场改革	劳动力市场改革	市场经济框架形成

由于重型化的产业结构、严格的环境保护标准与完善的国有产权制度，难以避免资源性产品价格上涨。不过，在竞争性市场体系支持下的技术进步，能够沿产业链方向逐级吸收资源性产品价格上涨影响，基本消除中国通货膨胀的资源成本推动因素。1990 年代以来，中国 CPI 指数对 PPI 指数与 MFPPI 指数（原材料、燃料、动力价格指数）的成本感应是不完全的，其对 MFPPI 指数的成本感应弱于对 PPI 指数的成本感应，并且在时间趋势推动下减弱。中国通货膨胀已经并且将继续呈现从 PPI 指数到 GDP 平减指数到 CPI 指数递减的动态结构，并且保持温和的 CPI 指数核心通货膨胀率。

3．经济波动的需求驱动力与国际耦合性

对于趋势国民收入 Y^T，国际贸易相对顺差 $nx=(X-M)/Y^T$，以有效汇率 E 与趋势国民收入 Y^T 决定其时间趋势 nx^T，从而国民收入内部缺口 $gap=(Y-Y^T)/Y^T$ 而国民收入外部缺口 $nx^C = nx - nx^T$。同时计算中国国民收入内部缺口 gap_{CN} 与外部缺口 nx^C_{CN} 以及美国国民收入内部缺口 gap_{US} 与外部缺口 nx^C_{US}，其时间路径如图 6 所示。

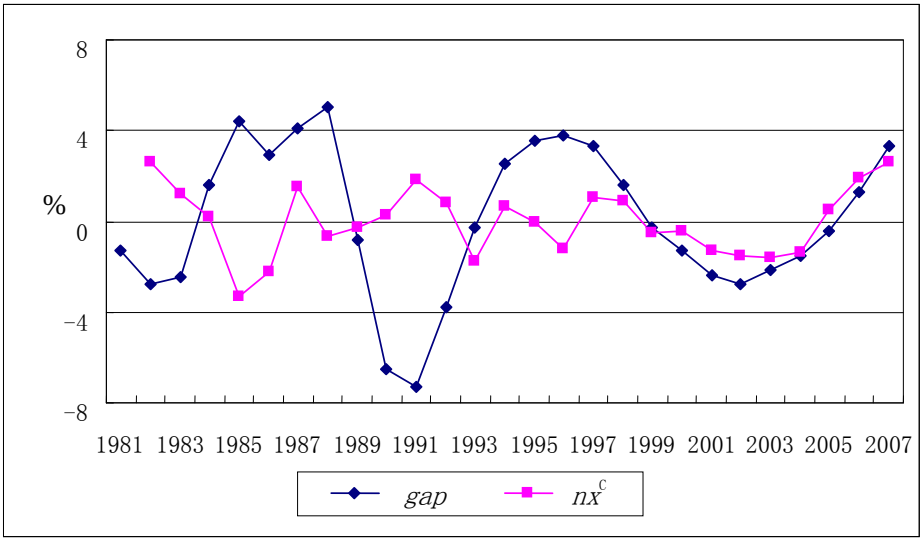


图 6（a） 中国国民收入内部缺口与外部缺口

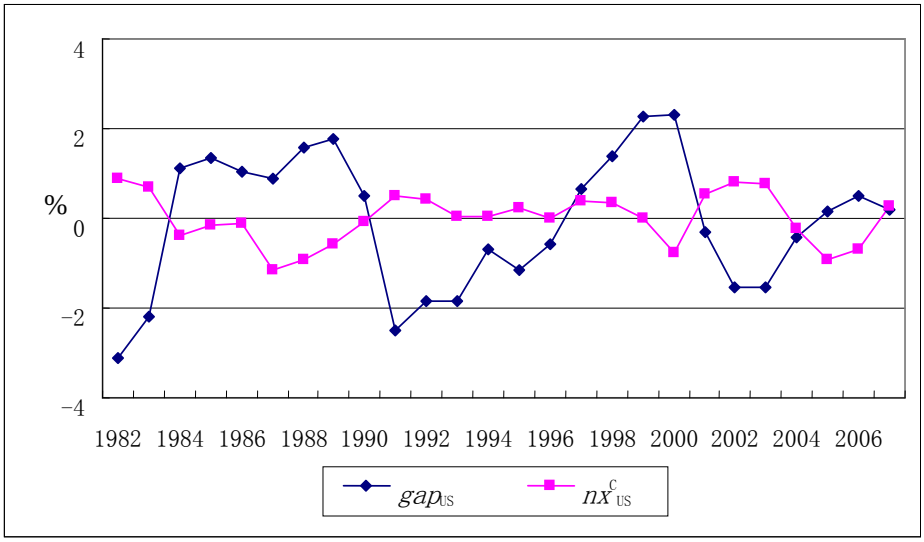


图 6（b） 美国国民收入内部缺口与外部缺口

对于三部门经济体系，国民收入 Y = C + I + (X - M)；其中，C = C(Y)，I = $\bar{I}$ + u，X = $\bar{X}$ + v，M = M(Y)，内部需求扰动 u 与外部需求扰动 v 分别具有方差δ_u^2与δ_v^2。净出口与国民收入协方差 cov(X - M，Y) = (- m • δ_u^2 + (1 - c) • δ_v^2)/(1 - c - m)。若δ_u^2 > 0 而 δ_v^2 = 0，cov(X - M，Y) < 0；若δ_u^2 = 0 而 δ_v^2 > 0，cov(X - M，Y) > 0。依据相关系数 ρ (X-M，Y) = cov(X-M,Y)/(δ_u^2 • δ_v^2)$^{1/2}$，能够辨识实际经济波动的需求驱动类型：若 ρ (X-M，Y) < 0，经济波动由内部需求冲击驱动；若 ρ (X-M,Y) > 0，经济波动由外部需求冲击驱动。

中国国民收入内部缺口与外部缺口在 1982-1993 年间明显负相关而在

1994-2007 年间明显正相关，从而能够认定中国经济波动的主要需求驱动力量已经从 1982-1993 年间的内部需求需求转变为 1994-2007 年间的外部需求。1982-2007 年间美国国民收入内部缺口与外部缺口明显负相关，从而能够认定其间美国经济波动主要由内部需求驱动。正是由于中国经济波动的外部需求驱动性质与美国经济波动的内部需求驱动性质，从 1994 年起中国经济景气已经耦合美国经济景气。随着美国经济受次贷危机冲击而持续衰退，其国际收支改善而贸易逆差缩小，必然导致世界贸易规模以及中美贸易顺差缩小，进而导致中国贸易顺差缩小而严重中国经济景气的收缩倾向。

4．经济循环的内在稳定机制

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生命周期、投资支出与消费支出的周期行为差异以及居民储蓄的预防动机多层面解释。随着经济体制转型完成、人口结构老龄化、经济景气转换以及社会保障体系完善，中国国民收入消费比率将逐步稳定。面临高储蓄倾向的国民收入结构，中国宏观经济政策设计应该遵循凯恩斯主义研究路线，建立以投资需求管理为轴心的政策体系，主要通过需求管理（而不是收入分配）实现高储蓄向高投资的有效转化，以充分积累的资本存量与相对短缺的劳动力互补而支持未来老龄社会。

虽然中国国际贸易顺差有着包括国内贸易方式、国际贸易趋势以及全球经济调整在内的多种结构性原因，但是巨额国际贸易顺差表明国内投资需求相对于国内储蓄能力仍然不足，并且反映人民币汇率相对于国际收支平衡目标明显低估。同时，中国经济赶超过程必然重合国民收入快速增长与实际汇率持续升值，动态购买力平价理论情景预测 2006-2010 年间人民币实际汇率年均升值 6% 而累计升值 25%。然而，加速人民币名义汇率升值的反通货膨胀政策建议是不可取的，人民币实际汇率升值应该同时采取人民币名义汇率升值与国内通货膨胀方式，以国内高通货膨胀率迫使封闭部门负担中国经济结构内向化调整成本。

在固定资产投资、银行体系流动性与国际贸易顺差的链式作用过程中，凯恩斯主义分析方法能够揭示缩小中国经济均衡化调整的内在稳定机制，如图 7 所示。从国内投资缺口起始，凯恩斯主义描述缩小国内储蓄剩余的均衡化调整过程：“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、货币供应与信贷规模增加 → 投资规模增加 → 投资需求增加”；从人民币汇率低估起始，凯恩斯主义描述升值人民币汇率的均衡化调整过程：“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、货币供应与信贷规模增加 → 投资规模增加 → 有效需求增加 → 通货膨胀率上升 →汇率（实际）

升值”。

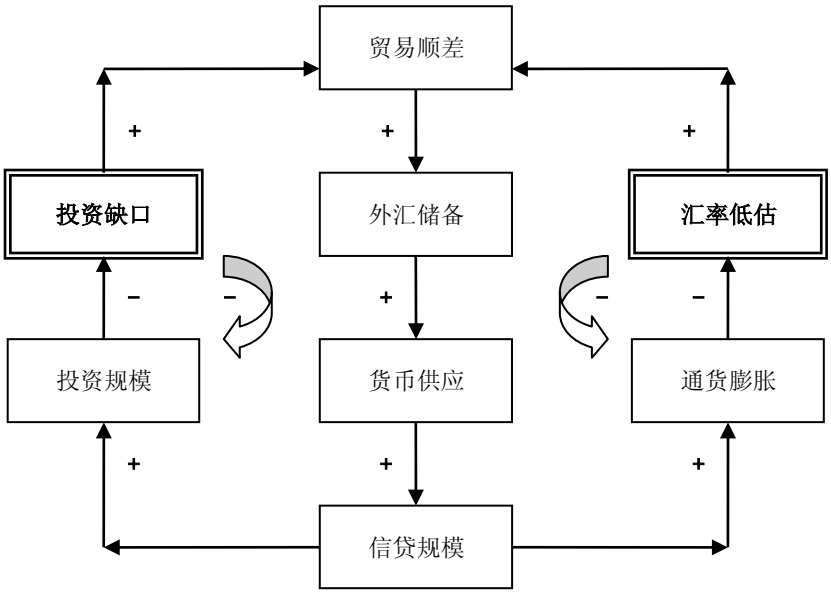


图 7　中国经济负反馈循环

三、总需求的短期与长期潜在总供给效应

1．附加需求的总供给函数

以附加预期的卢卡斯供给函数 $Y = S(P/P^E)$ 综合正统总供给函数，在 P-Y 平面上为附加通货膨胀预期的反 L 型 AS 曲线。对于 n 种产品的纯交换经济体系，以〔s_i〕与〔d_i〕分别表示潜在总供给 Y^M 与总需求 Y^D 的结构系数矩阵。由短边选择机制 $\min\{s_i/d_i\} = s_b/d_b$ 决定潜在总供给短边即潜在瓶颈产品 b，$s_b/d_b \leqslant 1$。对于短边约束形成的潜在有效总供给 Y^E，$Y^E = (s_b/d_b) \cdot Y^M$。当 Y^D 按速率 g 由 Y_1 变动至 Y_2 时，〔d_i〕由〔d_{1i}〕变动至〔d_{2i}〕。以 e_i 表示 i 产品总需求弹性系数，〔d_{2i}〕$\cdot Y_2 = (1 + ge_i) \cdot$〔$d_{1i}$〕$\cdot Y_1$，$d_{2i} = d_{1i} \cdot ((1 + ge_i)/(1 + g))$，从而 $Y^E/Y^M = (s_u/d_{1u}) \cdot ((1 + ge_u)/(1 + g))$，总需求因而具有影响潜在有效总供给的短期供给效应。总供给函数在正统形式 $Y = S(P/P^E)$ 基础上扩展为通用形式 $Y^s = S(P/P^E, Y^D)$，在 P-Y 平面上为同时附加通货膨胀预期和总需求的反 L 型 AS 曲线，如图 8 所示

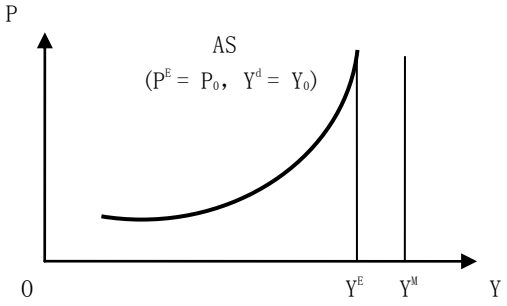


图 8　通用总供给函数

作为总供给边界的凯恩斯潜在总供给是有效满足总需求的，正统总供给函数 $Y = S(P/P^E)$ 可以表示为 $Y^s = f(P/P^E) \cdot Y^E$。定义函数 $\varphi(Y^D) = \min\{s_i/d_i\} = s_b/d_b$，$Y^E = \varphi(Y^D) \cdot Y^M$，$d(Y^M - Y^E)/dY^D = -\varphi' \cdot Y^M$。因此，通用总供给函数 $Y^s = S(P/P^E, Y^D)$ 重新表述为 $Y^s = f(P/P^E) \cdot \varphi(Y^D) \cdot Y^M$，而正统总供给函数 $Y = S(P/P^E)$ 只是其在 $\varphi(Y^d) = 1$ 条件下特殊形式。在需求冲击的 AD-AS 模型比较静态中，若 $d(Y^M - Y^E)/dY^D > 0$，AS 曲线与 AD 曲线反向水平运动，均衡价格 P^*上升而均衡国民收入 Y^*运动方向欠定；若 $d(Y^M - Y^E)/dY^D < 0$，AS 曲线与 AD 曲线同向水平运动，Y^*上升而 P^*运动方向欠定，展现丰富的货币经济周期均衡国民收入与均衡价格配合。当总需求扩张而 AD 曲线向右移动时，不仅可能由于 AS 曲线向左移动而发生停滞膨胀现象，而且可能由于 AS 曲线向右移动而发生价格稳定条件下的高速经济增长，符合正向倾斜的短期菲利普斯曲线。

中国经济的潜在总供给属于增长型供给结构，其潜在供给能力与而且仅与高速增长时期向投资需求倾斜的需求结构适应，即消费品部门为潜在总供给的短边部门而投资需求的总需求弹性大于 1。令 $n = 2$ 而将 n 部门纯交换经济退化为二部门纯交换经济，以产品 1 与产品 2 分别表示资本品与消费品，$b = 2$ 而 $e_1 > 1$。此时，当 Y^d按速率 g 由 Y_1运动至 Y_2时，$d_{22} = d_{12} \cdot ((1 + ge_2)/(1 + g))$，$d_{22}/d_{12} = 1 + (e_2 - 1)/(1 + 1/g)$，从而 $d(Y^E/Y^M)/dg > 0$。因此，中国总供给函数 $Y^s = f(P/P^E) \cdot \varphi(Y^d) \cdot Y^M$具有定性微积分 $\varphi' > 0$，即总需求具有正向的潜在总供给效应，而反应需求冲击的中国 AD-AS 模型比较静态如图 9 所示。在需求冲击形成的经济波动过程中，与正统总供给函数 $Y = S(P/P^E)$ 预测的顺周期经济结构失衡态不同，经济扩张伴随着经济结构改善而经济收缩伴随着经济结构恶化。虽然不能确定非正统意义上的国民收入缺口 $(Y^E - Y^*)$的周期行为，但是潜在总供给的结构性滞存 $(Y^M - Y^E)$以及正统意义上的国民收入缺口 $(Y^M - Y^*)$是与反相运动的。

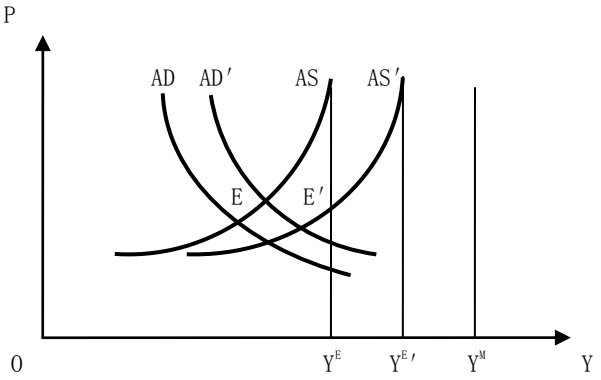


图 9　中国 AD-AS 模型比较静态分析

中国经济结构问题是复合的，可以应该区分为与特定经济发展阶段和经济体制相联系从而需要通过经济发展深化和经济体制改革解决的长期性结构失衡，以及与特定经济周期阶段相联系从而能够通过需求管理消除的短期性结构失衡。潜在总供给的结构性滞存反应总需求冲击而构成短期性结构失衡问题，而由经济发展和经济体制决定的长期性结构失衡问题本质上是非周期性的。中国经济静态效率与动态效率是一致的，不仅充分资源利用能够促进潜在总供给增长，而且高速经济增长能够减少潜在总供给的结构性滞存。

2．滞后效应、多重均衡与反向软着陆

对于中国经济增长的制造期投资（vintage investment）模型，假设投资 I_t 在资本生命周期 k 内按分布概率 w(i)形成资本 K_{t+i}。基于总量生产函数 $Y_t = \varphi(t) \cdot K_t$ 与投资-储蓄函数 $I_t = s \cdot Y_t$，$Y_t = s \cdot \varphi(t) \cdot (\int_{i=0}^{k} (Y_{t-i} \cdot w(i))di)$，取得离散形式国民收入自回归方程 $\ln Y_t = \sum_{i=1}^{k} \{w(i) \cdot (\ln Y_{t-i} + i \cdot \ln(1+\delta))\}$。中国潜在国民收入增长过程具有固定的长期增长速度 δ 与可变（不同于 δ）的年度增长速度，通过资本形成途径容纳实际国民收入滞后效应(hysteresis)。原始菲利浦斯曲线 $\pi = -\alpha \cdot (u - u^*)$ 附加适应性通货膨胀预期与供给冲击而发展为三角模型（triangle model）$\pi = -\alpha \cdot (u - u^*) + L[\pi] + z$。若容纳滞后效应而放弃潜在国民收入自然增长的经典假设，中国菲利浦斯曲线采取修正形式 $\pi = \alpha \cdot (y - y^*) + L[\pi]$ 而中国总供给函数采取修正形式 $y - L[y] = \lambda \cdot (\pi - L[\pi])$。由于潜在国民收入不动点 $y^* = L[y^*]$ 有多重解，除初始国民收入目标与潜在国民收入相等 $y^* = y^T$ 的特殊情形外，与二次型损失函数极值问题 $\min\{\theta \cdot (y - y^T)^2 + (\pi - \pi^T)^2\}$ 对应的保守型需求管理，将在技术可行区间 $y^* \in [y^*_{min}, y^*_{max}]$ 内实现依存于初始国民收入目标的多重国民收入均衡状态，如图 10 所示。

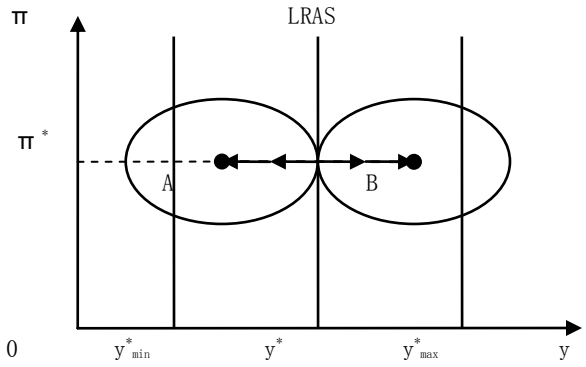


图 10（a） 保守型政策多重均衡：$y^*_{min} < y^T < y^*_{max}$

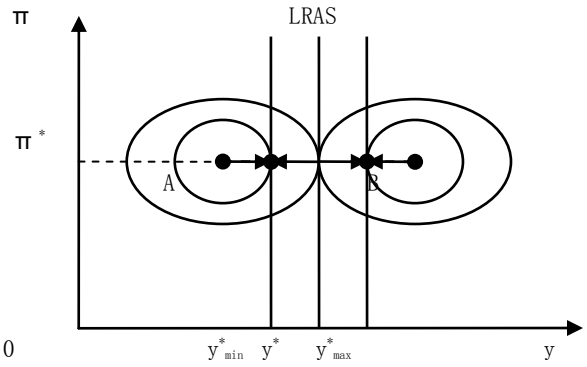


图 10（b） 保守型政策多重均衡：$y^T < y^*_{min}$ 或者 $y^T > y^*_{max}$

与抛物线损失函数极值问题 $\min\{ V = -\theta \cdot y + (\pi - \pi^T)^2 \}$ 对应的进取型需求管理，将在技术可行区间 $y^* \in [y^*_{min}, y^*_{max}]$ 上限实现单一国民收入均衡状态从而实现最大可持续增长率目标（high sutainable growth rate，HSGR），如图 11 所示。

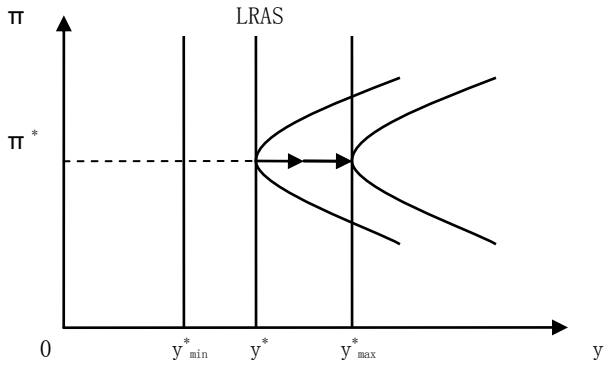


图 11 进取型政策单一均衡

在实际国民收入以及潜在国民收入从初始水平 y' 向技术上限 y^*_{max} 扩展过程中，若通货膨胀率的社会可承受上限为（$\pi^*+\nabla$）而国民收入滞后分布函数 $y=L[y]$ 的最大调整速率为 v，依据总供给函数 $y-L[y]=\lambda\cdot(\pi-L[\pi])$，$t_1$ 至 t_3 时间跨度为 $(y^*_{max}-y')/v$ 而 t_2 至 t_3 时间跨度为 $(\lambda\cdot\nabla)/v$，t_1 至 t_2 期间实际国民收入与潜在国民收入垂直距离为$(\lambda\cdot\nabla)$而 t_2 至 t_3 期间去通货膨胀速率为(v/λ)，如图 12 所示。进取型需求管理采取不确定条件下的微撞（fine-tapping）操作模式，通过反复“小幅度增加总需求 → 观测通货膨胀反应 → (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”这样的积极探索过程，开拓和跟踪潜在总供给前沿。

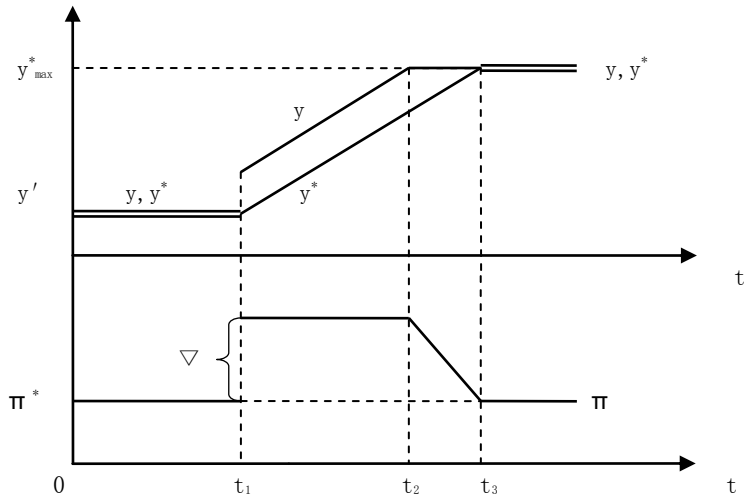


图 12　国民收入与通货膨胀调整路径

在新古典主义与新凯恩斯主义以后进行的宏观经济学实用综合，肯定凯恩斯定理的短期正确性与萨伊定理的长期正确性。不过，如果总供给灵敏响应总需求而实际总供给能够在短期内形成潜在总供给，那么凯恩斯定理在短期与长期同时成立。在弥合实际总供给大于潜在总供给的通货膨胀缺口时，不仅存在硬着陆与软着陆的需求管理政策选择，而且存在正向软着陆与反向软着陆（reverse soft-landing）的需求管理政策选择。如图 13 所示，2004-2005 年间中国经济扩张投资需求而保持必要的有效需求张力，主要通过增加投资而增加潜在总供给途径实现总需求与总供给的反向软着陆；2007-2008 年间，中国经济受国际石油与原材料价格上涨的负向冲击而总供给能力下降，主要通过减少投资而减少有效需求途径实现总需求与总供给的正向软着陆。中国菲利浦斯曲线可以是长期正向倾斜的，在警示停滞膨胀陷阱的同时，蕴涵需求管理经济增长目标与价格稳定目标的长期互补性。

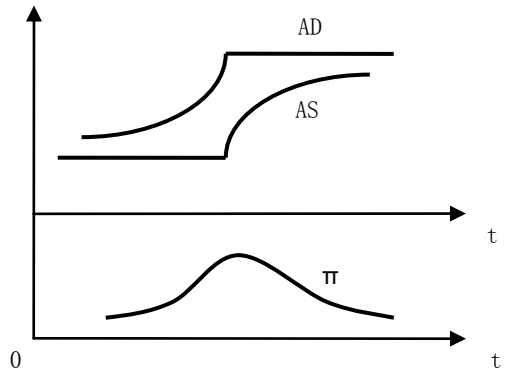


图 13（a） 中国经济反向软着陆：2004-2005 年

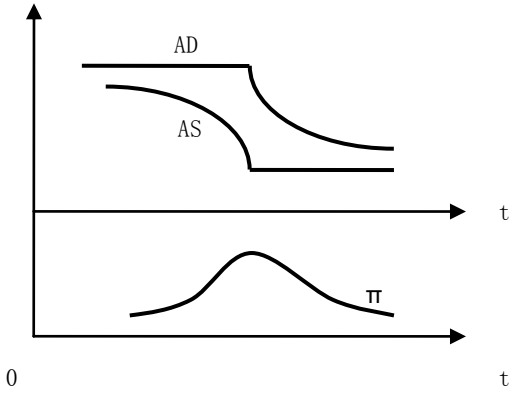


图 13（b） 中国经济正向软着陆：2007-2008 年

四、经济复苏前景与经济均衡特征

1．高储蓄、高投资、高增长模式

参照经济增长黄金律理论，中国经济不存过度储蓄和投资的动态无效性。中国经济并没有观察到资本收益率低于人口增长率与时间偏好率总和或者实际增长速度等于实际利率水平的普遍现象；中国经济向发达国家趋同的发展中国家性质，也是与黄金律理论加以比较和选择最优国民收入储蓄比率的经济增长定态（steady state）不一致的。在黄金律理论的标准模型中，动态无效性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。

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是从传统经济向现代经济转变的前提条件和现代经济

区别于传统经济的典型特征。国际经验和历史经验的比较研究证明国民收入高储蓄倾向和高投资比率对于长期经济增长的重要作用。投资驱动的中国经济内生增长必然具有资本深化特征，而重化工业化阶段的大批量生产和资金密集产业性质必然要求大规模资本积累。同时，中国经的古典失业与凯恩型失业需要分别通过增加资本积累途径和通过增加有效需求途径解决。向投资需求倾斜的国民收入支出结构在短期内增加有效需求而在长期内增加资本积累，能够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。

后发国家的经济赶超战略必然包含由高储蓄行为和高投资行为驱动的大规模资本积累要件。美国经济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。然而，即使作为先发国家的美国经济，其信息技术领导地位和新经济增长奇迹也依赖于大规模资本积累。一方面，美国经济能够在国际资本市场充分融资，依靠国际资本流入效松弛国内储蓄能力对国内投资需求的预算约束。另一方面，在进入服务经济时代和知识经济时代后，美国经济投资形式从以物质资本积累为主转变为人力资本积累为主，SNA 统计制度下属于居民消费项目的个人教育和医疗服务支出以及属于政府消费项目的公共教育、科学和医疗服务支具有人力资本投资性质。

在国民收入 Y 从初始水平 Y_1 增长至目标水平 Y_2 过程中，其增长速度 g 与增长时间 ΔT 构成双曲线函数关系 $g \cdot \Delta T = \log(Y_1/Y_0)$。对于初始国民收入部门结构$\{s_{1i}\}$、目标国民收入部门结构$\{s_{2i}\}$与 i 部门国民收入增长速度 g_i，$s_{1i} = \exp((g^i - g) \cdot \Delta T)) \cdot s^i_0$，从而 $g^i - g = \log(s^i_1/s^i_0)/\Delta T$。设立国民收入增长速度部门离散系数 $X = (\sum_i\{s^i_0 \cdot (g^i - g)^2\})^{1/2}$。由于 $X = (\sum_i\{s^i_0 \cdot \log^2(s^i_1/s^i_0)\})^{1/2}/\Delta T$，其分子项 $\sum_i\{s^i_0 \cdot \log^2(s^i_1/s^i_0)\}$仅决定于国民收入水平初始水平与目标水平而增长时间无关，$dX/d(\Delta T) < 0$，从而 $dX/dg > 0$，能够预测国民收入增长速度的部门离散程度是与总体经济增长速度正向相关的。

1980 年代以来中国实际 GDP 增长速度的部门离散系数是与总体实际 GDP 增长速度相亲和的，并且与总体经济波动的缓和化趋势一致，其部门离散系数的波动性历时下降，如图 14 所示。若以 1992 年为界限而区分中国经济的计划体制主导时期与市场体制主导时期，中国 GDP 增长速度与其部门离散系数的周期波动成分在 1978-1991 年间微弱正向相关，在 1992-2006 年间高度正向相关。中国经济发展过程中的结构变迁是以各经济部门不等速增长为前提的，其顺周期移动的长速度部门增差异在经济繁荣时期扩大而在经济萧条时期缩小，证伪所谓中国经济增长速度与经济结构协调的类似菲利普斯曲线置换性。

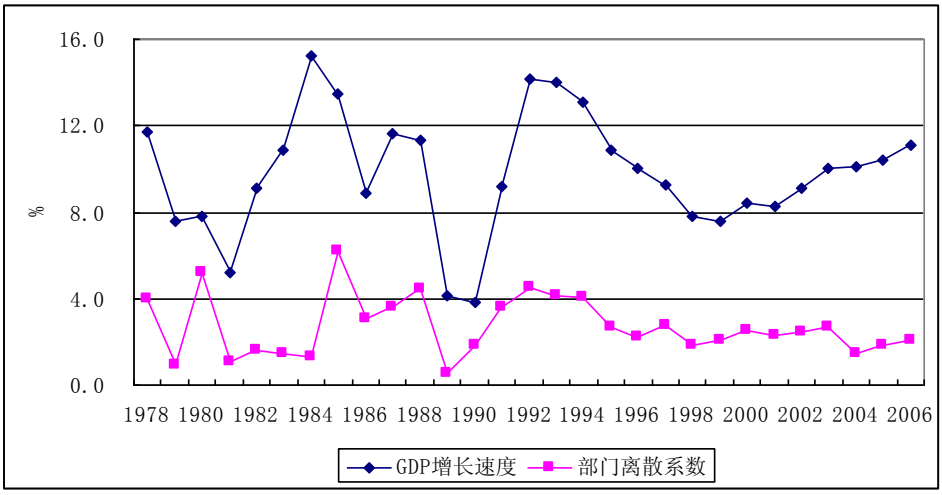


图 14　中国经济增长速度部门离散系数

2．增长型经济周期的复苏过程

经济繁荣与萧条状态是依据实际国民收入水平与潜在国民收入比较界定的相对水平概念，经济扩张与收缩过程是依据实际国民收入增长速度与潜在国民收入增长速度比较界定的相对速度概念。与无潜在国民收入增长的古典经济周期不同，中国经济周期属于有潜在国民收入增长的增长型经济周期，除经济繁荣状态与经济扩张过程以及经济衰退状态与经济收缩过程这样的常规经济景气组合外，包含经济收缩过程中的经济繁荣状态与经济扩张过程中的经济萧条状态或者经济繁荣状态下的经济收缩过程与经济萧条状态下的经济扩张过程这样复杂的奇异经济景气组合，如图 15 所示。

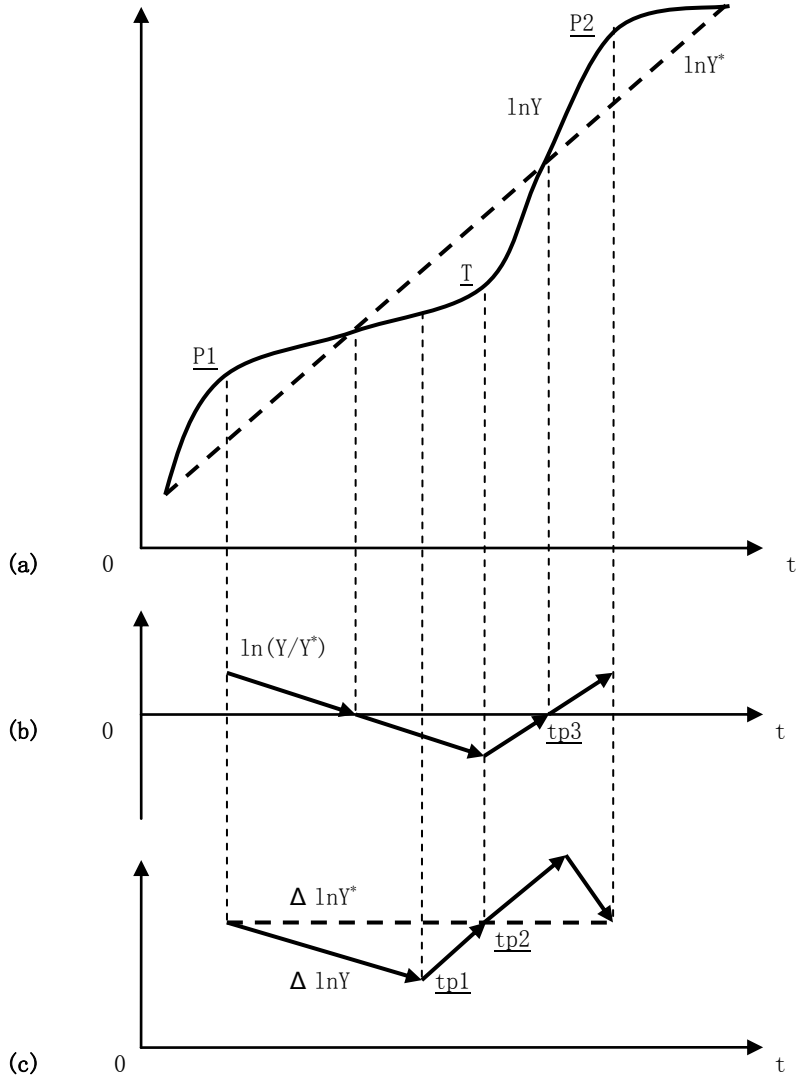


图 15　增长型经济周期：(a)国民收入水平；(b)国民收入缺口；(c)国民收入增长速度

中国经济景气因 Δ lnY ＜ Δ lnY* 而从波峰P1起收缩，随着ln(Y/Y*)下降至负值而进入萧条状态。在继续经历 Δ lnY ＜ Δ lnY* 而ln(Y/Y*) 进一步下降后，中国经济景气开始复苏而顺序通过转折时刻：（1）第一转折点tp1，d(Δ lnY)/dt = 0 而经济增长速度停止下滑，从此 d(Δ lnY)/dt ＞ 0 而经济增长速度回升；（2）第二转折点tp2，d(ln(Y/Y*))/dt = 0 而国民收入缺口停止扩大，从此 d(ln(Y/Y*)/dt ＞ 0 而国民收入缺口缩小；(3)第三转折点tp3，ln(Y/Y*) = 0 而国民收入缺口消失，从此 ln(Y/Y*) ＞ 0 而经济景气恢复繁荣。从第一转折点到第二转折点的经济复苏前期属于经济收缩阶段，实际增长速度尚未恢复到潜在经济增长速度而国民收入缺口继续扩大。从第二转折点到第二转折点的经济复苏后期属于经济扩张阶段，实际经济增长速度超过潜在经济增长速度而国民收入缺口逐步弥合。第二转折点为对应于最大国民收入缺口的经济波谷T，其经济景气

特别恶化与实际经济增长速度已经恢复至潜在经济增长速度对立的的悖论现象，容易产生宏观效益向好而微观效益向差或者无就业的经济复苏这样的困惑问题。

选取半朱拉格周期时滞阶数 k = 5，分别在概率函数 w(i)为线性权数系列与余弦权数系列的代表性情形下，使用 OLS 方法在 1978-2008 年间拟合中国实际 GDP 指数自回归方程 $\ln Y_t = \sum_{i=1}^{k} \{w(i) \cdot (\ln Y_{t-i} + i \cdot \ln(1+\delta))\}$。中国潜在国民收入增长率在线性权数情形下 δ = 10.1012%，在余弦权数情形下 δ = 10.0524%。同时静态预测与动态预测实际 GDP 指数而分情形建立 1983-2008 年间中国潜在国民收入时间序列，进而计算 1983-2008 年间中国国民收入相对缺口，如图 16 所示。表 2 解析亚洲金融危机以后的中国经济复苏过程。由于余弦权数系列向近时期倾斜，余弦权数情形比线性权数情形指示严重的经济收缩过程与和缓的经济扩张过程；由于动态预测方法在固定历史数据支持下滚动模拟实际国民收入，动态预测方法比静态预测方法指示滞后的经济收缩过程与和缓的经济萧条状态。

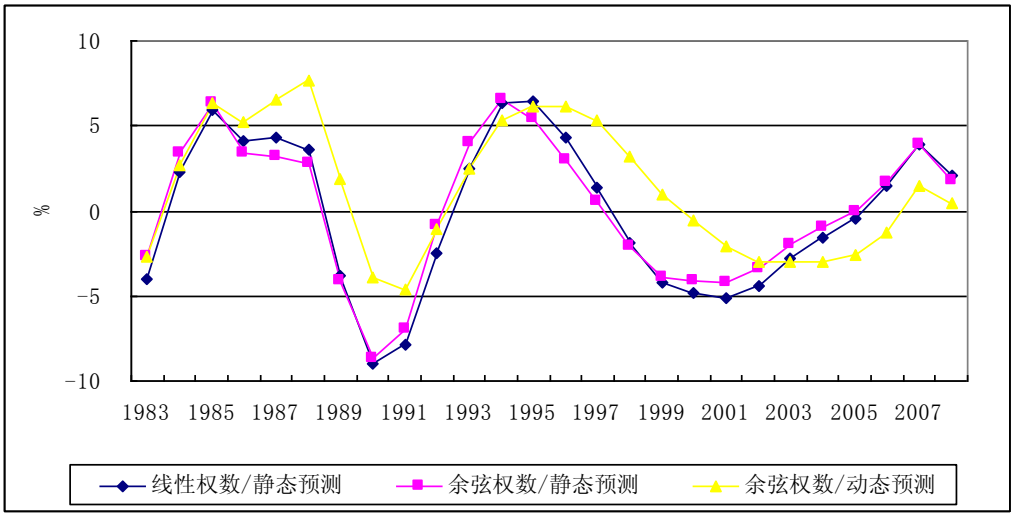


图 16　中国国民收入相对缺口

表 2　中国经济复苏转折点：2000-2006 年

潜在国民收入预测类型	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
线性权数/静态预测		tp1		tp2			tp3	
余弦权数/静态预测		tp1		tp2			tp3	
余弦权数/动态预测		tp1				tp2		tp3
（实际 GDP 增长速度）	(7.6)	(8.4)	(8.3)	(9.1)	(10.0)	(10.1)	(10.4)	(11.6)

3．经济繁荣与经济萧条状态：非瓦尔拉斯均衡寓言

在 1970 年代以来宏观经济学的经典性工作中，新古典主义完善从新古典基准出发考察对其偏离的现实影响和理论映象的研究纲领，成功发展了不确定条件下动态一般均衡分析的现代方法。不过，经济学尚未进化到能够加总个体选

择而预测总体行为的成熟阶段，问题导向的宏观经济学必然使用可操作的局部均衡分析技术。例如，在卢卡斯批评颠覆性破坏宏观经济计量分析的理论基础以后，以 MPS 模型与 FRB/US 为代表的大规模宏观计量经济模型进行新古典主义预期处理，其基本结构保留“IS-LM 模型 + 菲利普斯曲线”核心。

非均衡宏观经济学派已经在 2000 年代消失学术影响。虽然次贷危机以来的反危机财政政策和货币政策回归凯恩斯主义，并且正在审视大萧条的历史经验以及凯恩斯革命的历史意义，但是凯恩斯主义宏观经济学将重新综合瓦尔拉斯均衡的宏观经济理论、结构性的宏观经济模型与积极的宏观经济政策，却不可能复兴已经否定的非瓦尔拉斯均衡分析研究纲领。然而，Barro-Grossman-Malinvaud 模型（BGM 模型）的非瓦尔拉斯均衡状态类型学，能够启发对中国经济的结构性质与周期性质以及过热与萧条极端状态的特征概括，如表 3 所示。

表 3　中国宏观经济非瓦尔拉斯均衡状态

时期 / 特征	市场经济		计划经济
	萧条阶段	过热阶段	
周期性	凯恩斯失业	消费不足	抑制性通货膨胀
结构性	古典失业		

非瓦尔拉斯均衡类型	产品市场	劳动力市场
凯恩斯型失业 (Keynesian Unemployment)	$Y^D < Y^S$	$L^D < L^S$
消费不足 (Under-consumption)	$Y^D < Y^S$	$L^D > L^S$
古典失业 (Classical Unemployment)	$Y^D > Y^S$	$L^D < L^S$
抑制性通货膨胀 (Repressed Inflation)	$Y^D > Y^S$	$L^D > L^S$

在价格刚性从而数量调整代替价格调整的假设前提下，BGM 模型依据初始锚定的各种工资与价格组合能够依次经历凯恩斯型失业、古典失业、抑制性通货膨胀与消费不足的非瓦尔拉斯均衡状态。对于中国经济体系，二元结构条件下的近似无穷农村剩余劳动力意谓着长期的超额劳动力供给和超额资本需求，集合农业部门和非农业部门的古典失业因而是与经济体制转型和经济景气转换无涉的结构层面均衡状态，区别其它仅局限于非农业部门的周期性均衡状态。同时，价格自由化改革以公开通货膨胀为代价释放计划经济体制下强制储蓄的过剩购买力，而市场经济体制下的自由价格制度能够避免抑制性通货膨胀均衡状态。

由于凯恩斯失业与消费不足均衡状态是就非农业部门而言，其劳动力市场的超额供给与超额需求主要体现为农村剩余劳动力转移方向的迁出与回流或者农村剩余劳动力转移速度的快速与迟缓。依据国民收入双缺口核算等式 $S - I = X - M$，国内生产过剩 $Y > C + I$ 或者映射过度储蓄与国内投资不足 $S > I$，

或者映射贸易顺差与国际投资 X ＞ M。消费不足均衡状态的超额产品供给只是反映非农业部门产品生产超过国内需求，将在包含国际需求时形成超额产品需求，从而能够在国内市场产品过剩的条件下导致超额劳动力需求。

参考文献

贝纳西，1990：《宏观经济学：非瓦尔拉斯分析方法导论》，中译本，上海三联书店出版社。

陈佳贵，2009：《2009 年中国经济形势分析与预测（经济蓝皮书）》，社会科学文献出版社。

斯诺登等，1998：《现代宏观经济学指南：各思想流派比较研究引论》，中译本，商务印书馆。

沃什，2004：《货币理论与政策》，中译本，上海财经大学出版社。

杨瑞龙，1994：《宏观非均衡的微观基础》，中国人民大学出版社。

郑超愚，1999：《论中国附加中预期和需求的总供给函数》，《经济研究》第 4 期。

——，2009：《滞后效应、多重均衡与反向软着陆：中国需求管理经验》，《金融研究》第 4 期。

Ball, Laurence M., 2006, "Has Globalization Changed Inflation?", *NBER Working Paper Series*, No.12687.

Bernanke, Ben S., 2009, "The Crisis and the Policy Response", http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20090113a.htm

Blanchard, Oliver J. et al, 1988, "Beyond the Natural Rate Hypothesis", *American Economic Review*, Vol.78 (2).

Gali, Jordi et al, 2005, "Robustness of Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve", *Journal of Monetary Economics*, Vol.52 (6).

Gordon, Robert J., 1989, "Hysteresis in History: Was There Ever a Phillips Curve", *American Economic Review*, Vol.79 (2).

International Money Fund, 2006, *World Economic Outlook: Globalization and Inflation*, http://imf.org/external/pubs/ft/weo/2006/01/pdf/weo0406.pdf.

Kose, M. Ayhan et al, 2008, "Global Business Cycle: Convergence or Decouple?", *NBER Working Paper Series*, No.14292.

Meyer, Laurence H., 2004, *A Term at the Fed: An Insider's View*, HarperCollins.

Mishkin, Frederic S., 2005, "Inflation Dynamics", *NBER Working Paper Series*, No.13147.

Rudd, Jeremy et al, 2007, "Modelling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39 (s1).

Warsh, Kevin, 2007, "Market Liquidity: Definitions and Implications", http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/warsh20070305a.htm.

Woodford, Michael, 2003, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University.

报告总负责人：杨瑞龙 毛振华 朱科敏

报告执笔人：

总报告：　刘元春　阎　衍　朱　戎

分报告 1：　夏　明　张红霞

分报告 2：　范志勇

分报告 3：　杨天宇

分报告 4：　于春海

分报告 5：　章艳红

分报告 6：　于　泽　　刘凤良

分报告 7：　郑新业

分报告 8：　陈彦斌　　陈　军

分报告 9：郑超愚