目　录

分报告 1：2008 年我国宏观经济形势分析与预测…… 2

分报告 2：中国经济增长的需求驱动力与国际耦合性…… 10

分报告 3：经济增长的源泉

——基于投入产出表的部门增长核算…… 28

分报告 4：次债背景下不确定的世界经济

——基于全球经济失衡角度的理解…… 40

分报告 5：汇率传递与中国国内的通货膨胀…… 76

分报告 6：当前中国的通货膨胀是输入型的吗？…… 96

分报告 7：中国通货膨胀是工资成本推动型吗？

——基于超额工资增长率的实证研究…… 114

分报告 8：经济结构关系变化与我国当前的物价上涨…… 132

分报告 9：中国出口与外部需求冲击：来自协整分析的证据…… 154

分报告 10：国际金融冲击下的资本流动性变化…… 178

分报告 11：2008 年下半年稻谷月度价格基本稳定无警…… 206

分报告 12: 2008 年下半年中国小麦月度价格波动仍处在安全区间 218

分报告 13：中国资本市场的对外开放及开放效应分析：2003-2008 230

分报告 1：

2008 年我国宏观经济形势分析与预测

2008 年是我国经济发展面临众多不确定因素的一年，一季度我国经济经受了雨雪冰冻灾害和美国次贷危机不断蔓延和加深等国内国际严峻形势的考验。进入二季度，雪灾的影响尚未彻底消除，美国次贷危机对中国经济的影响还在蔓延，一场大地震又突然降临，为中国经济平添了不少变数。面对这样的“三重冲击”，中国经济在 2008 年将呈现怎样的走势，成为各界关心的问题，本文进行初步分析和预测。

一、一季度我国经济增速出现下降，但通货膨胀压力有增无减

一季度我国经济经受了雨雪冰冻灾害、美国次贷危机不断蔓延和加深等国内国际严峻形势的考验，延续了 2007 年下半年经济增速下滑的走势，并且因遭受雪灾的短期影响，下降幅度明显加大。根据国家统计局初步核算的结果，一季度国内生产总值同比增长 10.6%，比上年同期回落 1.1 个百分点，比上年比 2007 年全年回落 1.3 个百分点。但是，由于当时雪灾的情况比较严重，国民经济能够继续保持 10%以上的较快增长势头，应该说整体形势明显好于预期。

与此同时，价格上涨的压力有增无减。受雨雪冰冻灾害、食品等价格高涨以及进口商品价格走高等因素的影响，一季度价格上涨加快。一季度居民消费价格同比上涨 8%，其中 2 月份受雪灾和春节因素的双重影响，消费价格同比上涨 8.7%，环比上涨 2.6%，上涨幅度较大；雪灾和春节之后部分产品价格的绝对水平有所下降，使得 3 月份同比涨幅下降，环比出现负值，但 4 月份价格水平又略有回升，同比涨幅较 3 月份也提高了 0.2 个百分点，仍然显示出较强的上涨势头。

总体来看，一季度我国经济延续了 2007 年下半年经济减速、通货膨胀压力加大的态势，这样的走势将对 2008 年未来时间形成重要影响。

二、2008 年未来时期我国经济增速将继续下降，但仍将保持较快的发展势头

社会总产出和价格总水平的变化是社会总需求和社会总供给相互耦合的结果。下面我们对影响社会总需求和社会总供给的各项因素进行较为详细的分析和判断，以便能够对总产出和价格总水平的变化趋势做出判断。

1.消费实际增速可能明显下降

从社会总需求的未来变化来看，相对而言比较容易看清楚的是消费的变化。一季度，全社会消费品零售总额增长 20.6%，同比加快 5.7 个百分点，名义增速创 12 年以来的新高。但由于一季度商品零售物价涨幅高达 7.4%，如果扣除物价因素，一季度社会消费品零售总额 12.3%的实际增速比去年一季度略有降低，但幅度不大。未来时期这种实际增速小幅下降的态势有可能延续下去。

影响消费变化的最重要因素是收入。从名义收入增速来看，一季度，城镇居民人均可支配收入 4386 元，同比增长 11.5%。农村居民人均现金收入 1494 元，同比增长 18.5%。城镇居民人均可支配收入增速较上年同期下降 5.2 个百分点，农村居民人均现金收入增速较上年同期提高 6.4 个百分点。但由于居民消费价格涨幅较上年同期明显加大，剔除价格因素之后，城镇居民人均可支配收入同比增长 3.4%左右，比上年同期下降 10.5 个百分点；农民人均现金收入实际增长 9.1%，增速比去年同期下降 3 个百分点。由于 2008 年经济增长慢于 2007 年已成定局，促使城乡居民收入增加的因素不多，因此，全年城乡居民收入实际增长明显放慢的态势在 2008 年内将延续下去。

此外，由于 2008 年先后发生雪灾和地震灾害，可能会增强人们防范风险的意识，预防性储蓄增多；股票市值的大幅度缩水可能会出现 “负财富效应”；“负财富效应”将使更多的人减少开支。由于国家 2008 年取消了“五一黄金周”长假，加上地震等灾害的影响，外出度假、旅游和购物的人数大幅减少，从而使得消费的同比增长速度受到影响。高物价降低了部分居民尤其是中低收入者的消费能力，以食品为主的价格上涨将降低中低收入者的实际购买能力，食品等方面支出的增加会“挤占”他们对其他商品的购买力。

上述因素将使得居民消费的增长受到较为明显的影响，社会消费品零售额的实际增长将会达到 11.7%左右，低于 2007 年增速 0.8 个百分点左右。但是，从名义增速来看，由于 2008 年价格上涨幅度明显高于 2007 年，使得 2008 年社会消费品零售额的名义增速将达到 19%左右，比 2007 年高出 3.2 个百分点左右 。

2. 净出口绝对量较上年有所减少，净出口对经济增长的贡献大幅度下降

对总需求影响较大的是净出口的变化，由于出口增速明显放缓，进口增速加快，使得净出口绝对量较上年有所减少，净出口对经济增长的贡献大幅度下降。

影响出口增速的因素较多：**一是世界经济放缓，外部需求减弱。**随着美国次贷危机的持续蔓延，世界经济将明显减速，对我国出口的负面影响将进一步显现。IMF 最新预测 2008 年全球经济仅增长 3.7%，比 2007 年下降了 1.1 个百分点。欧洲联盟执行委员会将今年欧盟与欧元地区的经济增长率分别下调至 2%及 1.8%，均低于过去的预期。**二是人民币快速升值对出口的影响。**受美元走软、利率倒挂和外资流入增加等因素的影响，今年以来人民币兑美元升值速度明显加快，截至目前名义汇率升值幅度约 5%。由于汇率变动对贸易的影响有半年到一年的滞后期，预计人民币升值加快对我国出口尤其是下半年的影响将越来越明显。**三是政策性因素和要素成本上升的影响。**新劳动合同法、出口退税、税率调整等政策效应的逐步显现，以及土地、劳动、资金等要素成本上升等因素的影响，出口企业成本迅速上升，增加了出口的难度。在前不久举办的广交会上，厂商的订货情况明显不及往年，说明未来出口增速仍然可能下降。

由于前不久美国公布的一季度 GDP 增长要好于预期，一些学者认为美国经济放缓对中国经济的影响可能没有原来估计的那么大。我们认为，对此问题还要进一步观察。从美国一季度 GDP 增长的情况来看，一季度 GDP 环比折年增长率为 0.9%，比 2007 年四季度高出 0.3 个百分点，但应该注意的是增长的结构。一季度美国 GDP 增长率没有像经济学家们预期的那样出现明显下降，反而出现小幅反弹，主要有两方面的原因：一是美国政府采取的一揽子财政政策发挥了积极作用，一季度美国联邦政府消费和投资支出增长 4.4%，而 2007 年四季度仅仅增长 0.5%，尤其是国防支出增长 5.6%，而 2007 年四季度是下降 0.5%。联邦政府消费和投资支出增加额对 GDP 增长的贡献度由 2007 年四季度的 0.04 提高到一季度的 0.31。二是一季度美国私营部门存货增加 39 亿美元（2000 年不变价），而 2007 年四季度是减少 489 亿美元；使得库存变化对 GDP 增长的贡献度由 2007 年四季度的负 1.79 转变为一季度的正 0.21。从绝对量来看，2008 年一季度美国 GDP 相对于 2007 年四季度仅增加 262 亿美元，存货增加了 39 亿美元，联邦政府消费和投资支出增加了 82 亿美元，可以看出，这两项就占到一季度 GDP 增量的将近一半，如果扣除库存增量和联邦政府消费与投资，GDP 增量

将减少一半。

从美国私人部门的消费来看，一季度美国私人消费增长 1.0%，而 2007 年四季度增长 2.3%；尤其是耐用品消费出现 6.2%的降幅，2007 年四季度却是增长 2.0%。从美国私人部门的投资来看，一季度私人部门投资下降 6.5%，比 2007 年四季度 14.6%的降幅明显减缓，但仍然出现较大的降幅，并且降幅减缓的重要原因是存货的增加抵消了固定资产投资下降的影响，一季度固定资产投资下降 7.8%，比 2007 年四季度 4.0%的降幅明显增大；其中住宅投资一季度下降 25.5%，比 2007 年四季度 25.2%的降幅还有所扩大。三大需求中私人部门消费和固定资产投资增长都明显下降，充分说明美国经济自发增长的动力仍然很弱。考虑到中美经济之间相互传导存在一定的时滞，未来时期美国经济减速对中国经济的影响还有可能继续增大。

反过来，引起进口加快的因素却比较多：一是国际大宗商品如石油、铁矿石等价格大幅上涨，并且主要以美元计价，这会提高我国进口的名义增速；二是中国经济增长较快，国内需求依然强劲，对石油、铁矿石等能源、资源性产品进口将继续扩大；三是名义和实际汇率上升也有助于进口的扩大。

总体来看，尽管受国外需求减速的影响，我国出口增速会受到一定程度的影响，但由于 2008 年上半年国际商品价格上涨带动了我国出口商品价格的上涨，抵消了国外需求减速的影响，我国出口名义增速将保持 20%以上；我国进口额因进口产品价格上涨幅度较大，名义增速提高较为明显，上半年增速可能在 25%以上。下半年国外需求减速和人民币升值对我国出口的影响将进一步增强，出口增速下降到 20%以下；随着国内需求的放缓和国际商品价格上涨势头的减缓，进口增速将有所放慢，下半年进口增速将下降到 25%以下。

3.投资的变动趋向最难把握，是决定经济走向的重要因素

目前最难把握的是投资的变动趋向。受原材料和劳动力成本提高、外部需求减弱等因素的影响，进入 2008 年后企业赢利增速明显放慢，这将不利于吸引企业进行投资。前 4 个月新开工项目数与上年同期相比有所下降，似乎印证了上面所述因素的影响。

另一方面，由于雪灾和地震灾害对基础设施造成了较为严重的破坏，尤其是地震造成住宅、厂房和道路的大量毁坏，众多灾民无家可归，急需为他们提供休养生息的场所，急需将通往灾区的道路修复以便向灾区运送物资，短期内将需要进行大量的固定资产投资。因此，有的学者认为，前 4 个月新开工项目

建设规模出现下降，可能是南方受雪灾影响、部分项目开工期推迟的结果，随着灾后重建工作进度加快，下半年新开工项目建设规模下降的态势将会得到扭转。

从资金来源与投资完成额的关系来看，今年以来由于受从紧货币政策等方面因素的影响，投资资金来源增速放慢，前 4 个月投资到位资金增速慢于固定资产投资完成额增速 2.4 个百分点；其中由于房地产价格高到广大居民难以承受的水平，美国房地产泡沫的破裂又对居民关于房地产市场的预期起到了警示风险的作用，房地产销售额同比出现小幅下降，减少了房地产开发企业的资金来源，前 4 个月房地产投资到位资金增速慢于投资完成额增速 6.2 个百分点。资金供应紧张可能成为未来时期投资增长的重要限制因素。

我们认为,对 2008 年投资走势起决定性影响的是宏观经济政策的执行情况，从目前的情况来看，由于价格上涨的压力仍然很大，从紧货币政策放松的可能性不大，但出于救灾的需要，财政政策在具体执行时可能会略有放松，尤其是用于救灾的专项支出将不会拘泥于年初制定的支出规模，中央财政在灾后不久即拿出 700 亿用于建立灾后重建基金就是明证。即使是货币政策整体上放松的可能性不大，但对灾区的贷款也很有可能以专项贷款的形势单独列出。根据这样的判断，未来时间投资资金来源到位的步伐可能会继续受到从紧货币政策的影响，但由于今年的投资需求中有相当部分属于刚性需求，投资完成额增速明显下降的可能性不大，2008 年固定资产投资名义增速可能会与 2007 年大体持平甚至略有突破。

但是， 由于 2008 年工业品出厂价格、生产资料价格和劳动力成本均出现上升，因此，投资品价格涨幅较 2007 年明显加大，一季度固定资产投资品价格同比上涨 8.6%，不仅明显高于上年同期 2.3%的涨幅,比 2007 年四季度 5.8%的涨幅也高出 2.8 个百分点。根据目前的情况来看，2008 年全年投资品价格将明显高于 2007 年，在这种情况下，实际投资增速可能会明显回落。

4.供给因素也是促成经济增速下降的重要因素

除了社会总需求下降的因素之外，供给方面的因素也是造成经济增速下降的重要原因。

年初的雪灾，使得我国南北运输干线受到很大影响，造成南方很多发电企业煤炭供应紧张，加之南方一些电力传输线路受到较为严重的破坏，其它地区向南方电网的电力传输也受到严重影响，使得南方部分地区工业生产受到电力

供给不足的明显影响。1-2 月份我国规模以上工业增加值同比增速下降到15.4%，比 2007 年四季度各月 17.5%左右的同比增速明显下降，2008 年 3 月份之后电力供应恢复正常之后，工业生产增速又回升到 17.5%左右（4 月份 15.7 的增速是由于今年 4 月份清明节放假，造成与上年工作日程度不可比，根据国家统计局的估计，如果剔除这一因素的影响，4 月份工业生产增速仍然保持在17.5%左右）。由此可以看出，电力供给不足对 1-2 月份经济增速产生了明显影响。

5 月份发生的汶川大地震，也对国内能源供给产生明显影响。一是由于地震对煤矿安全造成威胁，四川全省煤矿在地震发生后全部停产，这将对全国尤其是四川当地的煤炭供求产生明显影响。二是由于地震对宝成铁路部分线路造成破坏，对铁路运输也产生了短期影响，四川省内部分发电企业的煤炭供给受到影响。三是四川地震灾区部分水电厂遭受破坏，也减少了当地的电力供应。虽然地震造成的这种影响可能是短暂的，但也将对工业生产增长产生不利影响。

再者，美国发生次贷危机后，由于美联储采取连续降低利率和向市场注入流动性的对策，加剧了美元对其它货币贬值的势头。由于美元是世界商品交易的主要结算货币，美元贬值对应的是商品价格的上涨。加上美国次贷危机后，股票市场和房地产市场低迷，大量资金从股票市场和房地产市场流入商品期货市场，使得石油和农产品价格大幅度上涨。由于我国大量从国际市场购入石油、铁矿石等生产资料，国际市场价格的大幅度上涨，引起我国企业购进原材料的价格也出现了较大幅度的上涨，这些因素对我国企业的生产成本产生了明显影响，也将对我国各产业的增速产生影响。

具体分析我国三次产业的增长情况，我们认为，一季度受雪灾的较大影响，农业生产出现 2.8%的较低增速，比上年同期回落 1.6 个百分点，也明显低于近年来一季度的增速，考虑到 2007 年底和 2008 年初农产品价格大幅度上涨的情况，这将对农业生产产生明显的激励作用，二季度之后农业生产的增幅可能会逐步提高，下半年有可能恢复到 4%左右的增长速度，全年增速为 3.5%左右。从第二产业增速来看，二季度虽然受地震灾害的影响，但由于这种影响主要局限于灾区及其邻近区域，二季度电力供给的保障程度较一季度好转，工业生产增速有可能高于一季度；三季度因气候炎热、居民用电高峰来临，工业生产用电的供给可能会更为紧张，工业生产受到的影响会有所加大；四季度供给方面的影响减小，但需求增长放慢的影响加大，工业增速将进一步下降；初步估计全

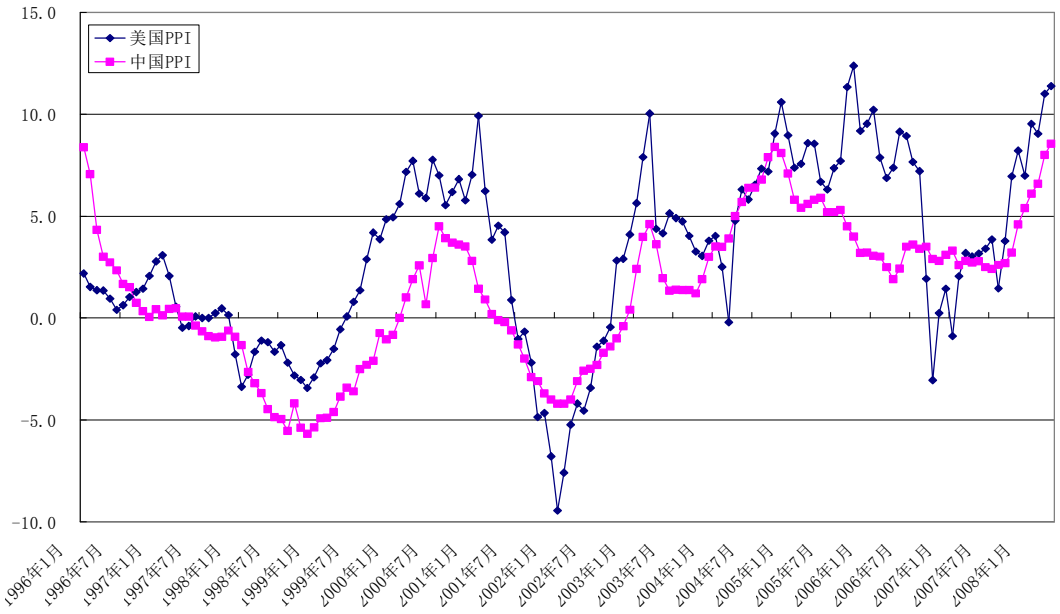
年第二产业增速为 11.3%，比上年回落 2.1 个百分点。从第三产业增速来看，二季度由于国家 2008 年取消了“五一黄金周”长假，各项服务业的增加值同比增速可能会受到影响，出现小幅下降；但三季度受奥运会的刺激作用，交通运输、旅游、商品销售等各项服务业的增加值增速会明显提高；随着这一短期因素的消失，四季度将小幅回落；初步估计全年第三产业增速为 10.9%，比上年回落 1.7 个百分点。

三 、2008 年我国价格涨幅将呈现前高后低的走势，全年价格涨幅将明显高于上年

抑制通货膨胀是 2008 年宏观调控的主要任务。近期国际粮食价格的大幅度上涨和地震灾害的影响，使得人们对价格的走势更为关注。下面我们分别对工业品价格和消费价格走势分别进行分析。

由于我国多种重要生产资料对国际市场的依赖程度较高，在这些生产资料中，石油、铁矿石等具有基础性作用，对其它生产资料价格的影响程度较大。因此，我国工业品出厂价格指数不单纯取决于于国内供求状况，还受到世界范围内供求状况的影响（当然，由于中国占世界工业生产的比重越来越高，国内需求也已经成为影响世界供求平衡状况的重要因素）。从价格指数的变动情况来看，我国工业品出厂价格指数与美国的生产价格指数具有非常相似的走势（见图 1），在一定程度上能够说明这一点。因此，我们判断 2008 年未来时期的工业品出厂价格走势，需要从国际背景进行分析。

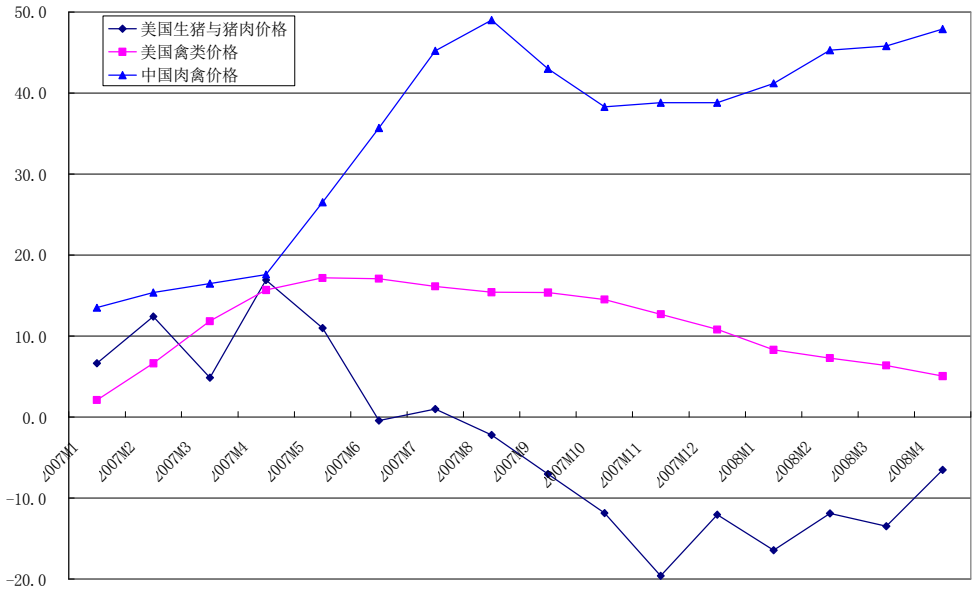
图 1　　中国工业品出厂价格指数与美国生产价格指数走势



2007 年底以来，中国工业品出厂价格和生产资料购进价格涨幅呈现逐月提高的趋势，主要与国际石油价格和铁矿石价格等大幅度上涨密切相关。近期国际石油价格大幅度上涨，最近石油期货价格已经突破每桶 130 美元的价位。由于 2008 年以来国际石油价格节节走高，成为带动生产资料和工业品价格升高的主要因素，但应该注意的是，石油价格上升到 130 美元左右的平台之后，上涨势头已经放缓，而 2007 年三季度之后，国际石油价格即开始持续上涨，从基数的变化来看，进入下半年之后，石油价格同比上涨的幅度会逐渐缩小。铁矿石价格是一年一度通过谈判确定的价格，2008 年内价格已经确定下来，而且国内钢铁企业为了应对成本上升的压力，多数已经调高了钢铁出厂价格，加上随着世界经济减速的影响，国内外需求增长有可能放缓，年内钢铁价格涨幅继续大幅度提高的可能性已经不大。

从工业生产增长、货币与工业品价格的关系来看，2007 年四季度以来 OECD 国家的工业生产指数已经明显放慢，美国甚至曾经连续出现工业生产下降的情况，因此，实体经济部门的需求不支持工业品价格的持续走高。如前所述，当前石油、农产品等产品价格大幅度上涨（农产品作为工业品的原料，其价格也影响到工业品成本），与从房地产和股票市场流出的资金进入到这些市场炒作有密切关系，但没有实体部门需求的支撑，价格持续高涨难以长期维持。我们认为，到 2008 年年中之后，这些商品价格的涨势将会趋缓，甚至有可能出现价格绝对水平的下降。因此，将导致工业品价格涨幅的回落。

图 2　　中美两国肉禽价格变动对比



消费价格与工业品变化的原因存在差异。从表面上来看，我国消费价格涨幅的提高，主要是由食品价格的上涨所带动的，与其它国家和地区价格上涨的动因有相同之处。但是，如果对食品价格上涨的结构进行分析，我们可以看出之间的差别。以中国和美国为例，食品价格上涨都是造成各自消费价格上涨的重要原因（由于美国消费价格中食品所占权重要明显低于中国，美国食品价格对消费价格总体涨幅的影响要明显小于中国），但带动美国食品价格上涨的主要是粮食价格的上涨，肉禽及其制品的价格涨幅并不大；相反，中国粮食价格的涨幅并不高，肉禽及其制品的价格涨幅却非常高。

造成这种情况的原因，是中国粮食的自给率很高，加上国家在 2007 年底、2008 年初采取了取消粮食出口退税率、征收出口关税等措施，使得国内粮食出口受到抑制。限制粮食出口的措施，阻断了国际粮价上涨向国内传递的渠道，成为国内粮价保持基本稳定的重要因素。因此，尽管国际粮食价格大幅度上涨，国内价格上涨幅度要低得多；尽管国内外同类产品价格差距拉大，但中国粮食出口总量没有出现明显增加。从肉禽价格变化来看，主要原因可能是中美两国饲养周期存在差异，价格变化不同步所致。据此，判断国内食品消费价格的变化，主要应该根据国内供求情况进行分析，对于近期国际粮食价格上涨对国内的影响，不宜估计过高。

根据目前能够得到的资料，国内生猪供应已经开始有所增加，局部地区价格略有下降，尽管不能据此得出下半年国内猪肉价格将出现下降的结论，但由

于 2007 年 5 月份猪肉价格开始大幅度上涨，至少能够判断，下半年猪肉价格涨幅将会明显下降，对消费价格总体涨幅的拉动作用将明显下降。

除了上述影响消费价格的单项因素之外，我们计算了 2007 年价格上涨翘尾因素对2008年的影响，上半年翘尾因素对价格上涨的影响为将近5.1个百分点，下半年翘尾因素对价格上涨的影响为将近 1.8 个百分点。到 4 月份，新涨价因素对价格上涨的影响为 3.3 个百分点，根据往年价格环比涨幅来估算未来时期的新涨价因素，上半年消费价格涨幅为 8%左右，下半年为 6%左右，全年涨幅为 7%左右。

与消费价格、工业品出厂价格和生产资料购进价格的走势相对应，上半年 GDP 平减指数将达到较高水平，下半年随着各种价格指数涨幅的回落，GDP 平减指数也将出现回落（结果见附表 1）。

根据我们的分析，总体来看，受供给和需求两方面的共同影响，2008 年经济增速可能呈现逐季下降的走势，延续了 2007 年中以来的下降态势，但作为经济运行的滞后指标，加上受国际价格上涨的影响，国内各类价格涨幅的高峰将在 2008 年年中前后出现，其中消费价格的高峰在年中之前就有可能到来。

表 1　　2008 年各项主要经济指标预测

指标	2007 年	2008 年上半年预测	2008 年预测
1、GDP 增速（%）	11.9	10.6	10.4
其中：一产（%）	3.7	3.0	3.5
二产（%）	13.4	11.5	11.8
三产（%）	12.6	10.8	10.6
2、全社会固定资产投资	137239 (24.8%)	68014 (25.5%)	171686 (25.1%)
社会消费品零售额	89210 (16.8%)	51107 (21.5%)	106160 (19.0%)
3、出口 （亿美元）	12180 (25.7%)	6594 (20.6%)	14555 (19.5%)
进口 （亿美元）	9558 (20.8%)	5501 (26.7%)	11967 (25.2%)
4、狭义货币供应量 M1（亿元）	152519	152178	180735

	(21.0%)	(19.0%)	(18.5%)
广义货币供应 量 M2（亿元）	403401 (16.7%)	425274 (16.8%)	469155 (16.3%)
5、居民消费价格指数上涨率	4.8%	8.0%	7.1%
GDP 平减指数上涨率	5.2%	9.5%	8.4%

分报告 2：

中国经济增长的需求驱动力与国际耦合性

Demand Drivers and International Coupling of China's Economic Growth

内容摘要：本文尝试从国际贸易视角，同时从理论和经验层面分析中国经济增长的需求驱动力量与国际耦合性质。本文形式化国民收入与贸易顺差反应需求冲击的周期波动机制而建立经济增长需求驱动模式的理论模型，观察中国贸易顺差的周期行为而统计认定 1982-1993 年间中国经济增长主要是内部需求驱动的，1994-2007 年间中国经济增长主要是外部需求驱动的。本文通过对美国经济增长内部需求驱动假说、美国贸易促进中美间贸易与世界贸易假说以及中国贸易受美国贸易与世界贸易影响假说的依次统计检验，初步描述 1994 年以来中国经济景气感应美国经济景气的贸易传导途径，从而证明中国经济周期与美国经济周期的耦合性质。

上篇　中国经济增长的需求驱动模式

一、问题描述与研究纲领

1980 年以来，中国经济在体制改革、对外开放与经济发展的三重协同转型方面长足进步，长期保持国民收入与国际贸易的持续快速增长，逐步形成了全方位、多层次、宽领域的对外开放格局。特别是自 1994 年以来，在推进市场化改革和融入世界经济过程中，中国贸易政策具有较为明显出口导向特征，国际收支平衡完成贸易顺差逆差交替向持续贸易顺差演变的历史过程，出现巨额国际贸易顺差。

有关中国经济增长驱动模式的理论研究，或者依据供给面的经济增长核算（growth accounting）方法，分解资本、劳动与技术的投入因素贡献，从而确定中国经济增长的粗放状态与集约状态；或者从需求面的国民收入支出法核算出发，分解投资、消费与净出口的最终需求贡献，从而确定中国经济增长的内部需求驱动性质与外部需求驱动性质。有关中国经济增长与国际贸易关系的理论研究，沿袭重商主义与古典学派的供给分析路线以及凯恩斯主义的需求分析路线，并且借鉴新增长理论的知识创新与人力资本积累研究视角，支持国际贸易是经济增长引擎的经典命题。

作为中国经济增长需求驱动性质的可能研究纲领，本文尝试从国际贸易视角，通过观察中国贸易顺差的周期行为而辨识中国经济增长的内部需求驱动力量与外部需求驱动力量。首先，形式化国民收入与贸易顺差响应需求冲击的波动机制，建立经济增长需求驱动模式的方法论假说；其次，通过指数增长方程模拟中国潜在国民收入的增长过程，进而通过潜在国民收入与真实有效汇率决定中国贸易顺差的时间趋势，最终采用剩余法（residual method）取得中国国民收入与贸易顺差的周期成分；最后，参照方法论假说的可检验引理，分析中国国民收入与贸易顺差的周期相关性而认定中国经济增长的需求驱动力量。

二、需求冲击下的经济周期行为

（一）国民收入与净出口的比较静态

对于由厂商、家计单位与对外部门组成的三部门国民经济体系，国民收入

包含消费、投资与净出口，$Y=C+I+(X-M)$。假设消费函数 C = C(Y)，dC/dY = c，0 ＜ c ＜ 1；投资函数 I = $\bar{I}$ + υ；出口函数 X = $\bar{X}$ + v；进口函数 M = M(Y)，dM/dY = m，0 ＜ m ＜ 1。其中，υ与 v 分别为对投资需求与出口需求的随机扰动，服从独立同分布（i.i.d.）而分别具有方差 δ_u^2 与 δ_v^2，而代表对总体经济体系的内部需求冲击与外部需求冲击。

国民收入 $Y=C(Y)+\bar{I}+u+\bar{X}+v-M(Y)$，全微分处理而取得 dY = (c - m)•dY + dυ + dv，从而 dY = (dυ + dv)/(1 - c + m)。在动态稳定性条件 1 - c + m ＞ 0 下，存在比较静态性质 dY/dυ ＞ 0 而 dY/dv ＞ 0，即内部需求冲击与外部需求冲击均正向影响国民收入。

净出口 $X-M=\bar{X}+v-M(Y)$，全微分处理而取得 d(X - M) = dv - m•dY，从而 d(X - M) = (- m•dυ + (1 - c)•dv)/(1 - c + m)。存在比较静态性质 d(X - M)/du ＜ 0 而 d(X - M)/dv ＞ 0，即内部需求冲击负向影响净出口而外部需求冲击正向影响净出口。

（二）国民收入与净出口的周期相关性

对于均衡国民收入 Y^*与均衡净出口 $(X-M)^*$，$Y^*=C(Y^*)+\bar{I}+\bar{X}-M(Y^*)$，并且 $(X-M)^*=\bar{X}-M(Y^*)$。

国民收入离差 $Y-Y^*=C(Y)-C(Y^*)+u+v-(M(Y)-M(Y^*))$，其泰勒展开式 Y - Y^* ≈ c•(Y - Y^*) + υ + v - m•(Y - Y^*)，从而 Y - Y^* ≈ (υ + v)/(1 - c + m)。净出口离差 $(X-M)-(X-M)^*=v-(M(Y)-M(Y^*))$，其泰勒展开式 (X-M) - $(X-M)^*$ ≈ v - m•(Y - Y^*)，从而 (X-M) - $(X-M)^*$ ≈ ((1 - c)• v - m• υ)/(1 - c + m)。国民收入与净出口协方差 $Cov((X-M),Y)=(1-c/1-c+m)\cdot\delta_v^2+(-m/1-c+m)\cdot\delta_u^2$。

若仅存在内部需求冲击 u，即 δ_u^2 ＞ 0 而 δ_v^2 = 0，Cov((X - M),Y) ＜ 0，从而蕴涵净出口逆经济周期(con-cycle)波动；若仅存在外部需求冲击 v，即 δ_u^2 = 0 而 δ_v^2 ＞ 0，Cov((X - M),Y) ＞ 0，从而蕴涵净出口顺经济周期(pro-cycle)波动。不过，当同时存在内部需求冲击 u 与外部需求冲击 v 时，即 δ_u^2

>0 而 δ_v^2 >0，Cov((X - M),Y)符号随内部需求冲击与外部需求冲击的相对强度 δ_u^2/δ_v^2 以及边际储蓄倾向与边际进口倾向的相对大小 (1 - c)/s 而变异，无法确定净出口周期波动性质。

依据净出口与国民收入周期成分的相关系数 ρ((X - M),Y) = Cov((X - M),Y)/$(\delta_u^2\,\delta_v^2)^{1/2}$，能够辨识中国经济增长的需求驱动类型：若 ρ((X - M),Y) <0，中国经济增长是由内部需求力量驱动的；若 ρ((X - M),Y) >0，中国经济增长是由外部需求力量驱动的。

三、国民收入的内部缺口与外部缺口

以实际国民收入 Y 与潜在国民收入 Y^* 的相对缺口 $(Y - Y^*)/Y^*$度量中国国民收入的周期成分。定义离散时间变量 T，1981 年 T = 1，2007 年 T = 27。假设中国潜在国民收入时间序列按指数增长，使用 OLS 方法在 1981-2007 年间拟合中国实际 GDP 时间序列 Y_t，取得其对数线性回归方程 $\ln Y_t = \alpha + \beta \cdot T - \gamma \cdot T^2$。其中，中国实际 GDP 指数时间序列 Y_t 见数据附录表 1。

$$\ln Y_t = 4.716337 + 0.101890 \cdot T - 0.000269 \cdot T^2$$
$$(219.7741)\quad (28.84509)\quad (-2.198485)$$
$$R^2 = 0.998051,\ \text{adj } R^2 = 0.997889,\ F = 6145.883,\ D.W. = 0.535883。$$

1981-2007 年间中国潜在国民收入年度增长速度 $(=\beta - 2\gamma \cdot T)$接近 10%，具有轻微减速趋势。依据中国实际 GDP 时间序列估计方程，拟合其时间趋势而建立中国潜在 GDP 时间序列 Y^*_t，进而计算中国国民收入内部缺口 $(Y_t - Y^*_t)/Y^*_t$ 而度量中国国民收入的周期成分，以指标 gap_t 表示，其计算结果如表 1 所示。

表 1　中国国民收入内部缺口与外部缺口

年度	内部缺口		外部缺口		
t	潜在 GDP (1978 = 100) Y^*_t	相对缺口 (%) gap_t	净出口 (亿美元) NX_t	相对顺差 (%) nx_t	相对缺口 (%) nx^C_t
1981	123.7123	-1.30324	-18.42	-0.39412	

1982	136.8713	-2.75539	-0.07	0.873458	2.638679
1983	151.3486	-2.47682	30.36	0.221840	1.230378
1984	167.2671	1.633829	8.36	-0.410378	0.160514
1985	184.7604	4.40547	-12.71	-4.525427	-3.35387
1986	203.9734	2.954605	-149.02	-3.653592	-2.23522
1987	225.0631	4.104148	-119.62	-0.994509	1.549307
1988	248.1997	5.036404	-37.79	-1.650006	-0.65258
1989	273.5674	-0.82882	-77.52	-1.490564	-0.26172
1990	301.3656	-6.52549	-66.04	1.872970	0.295268
1991	331.8098	-7.29628	87.46	1.537857	1.805638
1992	365.1328	-3.76105	81.19	0.733349	0.841402
1993	401.5862	-0.29538	43.55	-1.637305	-1.74358
1994	441.4413	2.573105	-122.15	0.793615	0.668164
1995	484.9905	3.569041	53.91	1.937469	-0.01984
1996	532.5492	3.765062	166.96	1.210222	-1.20689
1997	584.4568	3.326709	122.15	3.586464	1.021442
1998	641.0787	1.578796	404.22	3.547730	0.916037
1999	702.8076	-0.27142	434.75	2.204506	-0.47803
2000	770.0656	-1.32009	292.32	1.625510	-0.39312
2001	843.306	-2.40791	241.09	1.360169	-1.29125
2002	923.0153	-2.73184	225.45	1.667206	-1.52392
2003	1009.715	-2.17041	304.26	1.243511	-1.6217
2004	1103.964	-1.5004	254.68	1.340500	-1.34044
2005	1206.361	-0.46094	320.97	3.649603	0.469361
2006	1317.545	1.248879	1020	5.449922	1.89039
2007	1438.203	3.327065	1774.75	6.572412	2.63557

计算中国净出口总额 $NX_t = X_t - M_t$，进而以贸易顺差(X - M)与潜在国民收入 Y^*（而不是实际国民收入 Y）的比率 (X- M)/Y^* 度量中国国际贸易相对顺差，以指标 nx_t 表示， $nx_t = (NX_t \cdot E_t)/(P_t \cdot Y^*_t)$，其计算结果如表 1 所示。其中，中国 GDP 平减指数时间序列 P_t、出口额时间序列 X_t、进口额时间序列 M_t 与人民币美元汇率时间序列 E_t 见数据附录表 1。

以人民币真实有效汇率 REER 与中国潜在国民收入 Y^* 分别代表相对价格因素与收入因素，共同决定中国贸易顺差的时间趋势。由于缺失 2007 年人民币真实有效汇率数据，使用 OLS 方法在 1982-2007 年间拟合中国国际贸易相对顺差时间序列 nx_t，取得其对数线性回归方程 $nx_t = C(1) + C(2) \cdot \ln Y^*_t + C(3) \cdot \ln REER_{t-1} + C(4) \cdot \ln REER_{t-2}$。其中，人民币真实有效汇率时间序列 $REER_t$ 见数据附录表 2。

$nx_t = -13.79852 + 2.150396 \cdot \ln Y^*_t + 8.240840 \cdot \ln REER_{t-1} - 7.772991 \cdot \ln REER_{t-2}$

(-1.508539)　(3.142437)　(2.311807)　(-2.244890)

$R^2 = 0.624549$，adj $R^2 = 0.573351$，$F = 12.19871$，D.W.= 1.165689。

中国国际贸易具有丰富的国民收入弹性，并且滞后反应贸易条件变化，其滞后一期的真实有效汇率回归系数为正而滞后两期的真实有效汇率回归系数为负，存在 J 曲线效应。依据回归方程，静态预测 1982-2007 年间中国国际贸易相对顺差而建立其时间趋势序列 nx^T_t，进而计算中国国民收入外部缺口时间序列 nx^C_t 而度量中国贸易顺差周期成分，$nx^C_t = nx_t - nx^T_t$，其计算结果如表 1 所示。

四、国际贸易顺差的周期相关分析

图 1 为 1982-2007 年间中国国民收入内部缺口 gap_t 与外部缺口 nx^C_t 时间路径。中国经济景气经历 1982-1990 年间与 1991-2001 年间的完整波谷—波谷型经济周期，从 2002 年起进入本次经济周期的扩张阶段。在 1993 年以前，中国贸易顺差是与国民收入基本反相运动的，并且先后在 1982 年与 1991 年的总体经济景气波谷年度达到其波峰值。从 1994 年起，中国贸易顺差是与国民收入基本同相运动的。特别是从 1997 年起，随着中国经济完成从供给约束性经济向需求约束性经济的历史性转变，中国贸易顺差周期与国民收入周期更加密切而近似重合。

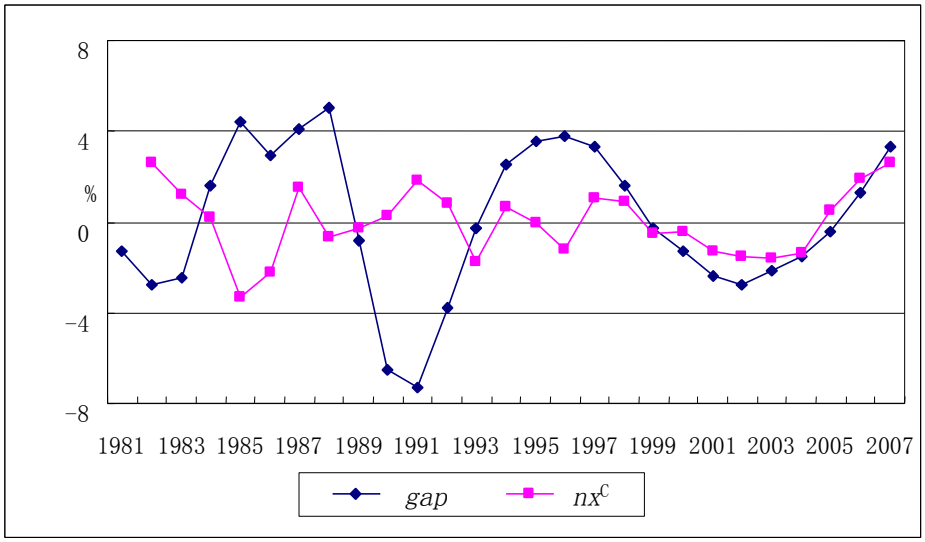


图 1　中国国民收入内部缺口与外部缺口时间路径

对中国国民收入内部缺口 gap_t 与外部缺口 $nx^C{}_t$ 进行交叉相关性分析，其相关系数如表 2 所示。中国国民收入内部缺口与外部缺口在 1982-2007 年间仅微弱负相关。然而，以 1994 年为界限分段，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。

表 2　中国国民收入内部缺口与外部缺口相关系数

相关系数 / 时期	ρ（gap_t, nx_{t-i}）		
	i = 1	i = 0	i = -1
1982-2007	-0.112691	-0.153817	-0.131665
1982-1993	-0.256845	-0.556569	-0.380434
1994-2007	0.343621	0.625800	0.357737

依据表 1，1982-1993 年间中国贸易顺差逆经济周期波动，从而能够认定其间中国经济增长的需求驱动力量主要是内部消费需求与投资需求；1994-2007 年间中国贸易顺差顺经济周期波动，从而能够认定其间中国经济增长的需求驱动力量主要是外部净出口需求。人民币汇率在 1994 年实现贸易项目可兑换，中国国际贸易从此呈现持续顺差状态。正是在 1994 年邻近，中国经济增长完成从内部需求驱动模式向外部需求驱动模式的结构变迁。

下篇　中国经济增长与美国经济增长的耦合性质

一、问题描述与研究纲领

在 1990 年代以来的全球经济一体化时代，中国经济与美国经济结构互补而长期增长趋势相互依存和促进，共同成为世界经济的重要增长极。然而，中国经济周期与美国经济周期逐渐从同相波动向反相波动演化，特别是在 2007 年美国经济景气萧条而中国经济景气却强劲扩张，出现经济周期脱藕现象（de-coupling）。

以实际国民收入 Y 与潜在国民收入 Y^* 的相对缺口$(Y - Y^*)/Y^*$度量美国国内收入的周期成分，使用指标 $gap_{US,t}$ 表示，$gap_{US,t} = (Y_{US,t} - Y^*_{US,t})/Y^*_{US,t}$，其计算结果如表 3 所示。其中，美国实际 GDP 总额时间序列 $Y_{US,t}$ 与潜在GDP 时间序列 $Y^*_{US,t}$ 见数据附录表 2。

图 2 对比 1981-2007 年间以时间序列 $gap_{CN,t}$ 度量的中国经济周期相位与以时间序列 $gap_{US,t}$ 度量的美国经济周期相位。1981-1993 年间中国经济与美国经济基本同期波动，然而 1994 年以后中国经济周期相位与美国经济周期相位逐渐分离，1994-2007 年间时间序列 $gap_{US,t}$ 与时间序列 $gap_{CN,t}$ 的同期相关系数仅为 0.053881。在 2003 年以来的中国经济景气扩张时期，美国实际国民收入长期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明显回落。

表 3　美国国民收入内部缺口与外部缺口

年度	内部缺口		外部缺口		
	相对缺口（%）	周期成分（%）	净出口（10 亿美元）	相对顺差（%）	相对缺口（%）
t	$gap_{US,t}$	$gap^C_{US,t}$	$NX_{US,t}$	$nx_{US,t}$	$nx^C_{US,t}$
1981	-2.13106	1.973396	-12.6	-0.39412	
1982	-6.72472	-3.105724	-20.0	-0.57300	0.896310
1983	-5.34504	-2.197542	-51.6	-1.38086	0.688445
1984	-1.56701	1.129371	-102.7	-2.56983	-0.380848
1985	-0.87399	1.361897	-115.2	-2.70542	-0.153785
1986	-0.77426	1.045652	-132.8	-2.95187	-0.106479
1987	-0.57695	0.886271	-145.2	-3.0456	-1.161455
1988	0.429709	1.578941	-110.4	-2.17204	-0.926090
1989	0.908427	1.780168	-88.2	-1.62257	-0.574729

1990	-0.14986	0.483441	-77.9	-1.33998	-0.084927
1991	-2.93731	-2.495233	-27.5	-0.44510	0.506768
1992	-2.13397	-1.845271	-33.3	-0.51411	0.435737
1993	-1.99549	-1.841188	-65.1	-0.95823	0.035130
1994	-0.73541	-0.699913	-93.6	-1.31366	0.053753
1995	-1.08043	-1.143090	-91.4	-1.22205	0.240955
1996	-0.42323	-0.558458	-96.2	-1.22538	0.013044
1997	0.834154	0.656530	-101.6	-1.23365	0.388350
1998	1.568009	1.384217	-160	-1.85781	0.354429
1999	2.401825	2.255208	-260.5	-2.87813	0.001299
2000	2.370518	2.308495	-379.5	-3.95738	-0.761772
2001	-0.36968	-0.307068	-367.0	-3.61012	0.550246
2002	-1.74365	-1.539665	-424.4	-3.98277	0.792505
2003	-1.90902	-1.552594	-499.4	-4.46908	0.770007
2004	-0.9411	-0.411125	-615.4	-5.21658	-0.211983
2005	-0.5794	0.153531	-714.5	-5.71287	-0.937317
2006	-0.46626	0.500313	-762.0	-5.74810	-0.692472
2007	-1.02867	0.199440	-708.6	-5.06569	0.264880

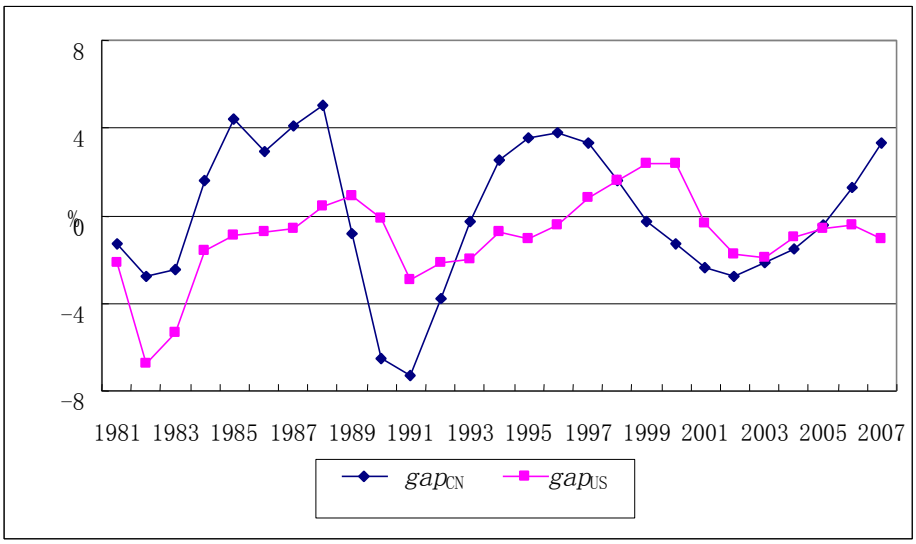


图 2　　中国经济周期与美国经济周期相位比较

本文超越单纯经济周期相位分析方法，在经济增长需求驱动模式研究范式的基础上，尝试提出如图 3 所示的中国经济周期响应美国经济周期的国际贸易传导途径，包括主要理论假说：（1）假说一，美国经济增长由内部需求驱动假说；（2）假说二，美国贸易逆差促进中美间贸易顺差假说；（3）假说三，美国贸易逆差促进世界贸易规模假说；（4）假说四，中美间贸易顺差与世界贸易规模促进中国贸易顺差假说。若从假说一到假说四的各理论假说得到经验证明，由于中国经济增长的外部需求驱动性质，中国经济景气将通过国际贸易途径感

应美国经济景气，从而能够在中国经济周期与美国经济周期相位分离的现象下揭示中国经济周期与美国经济周期的耦合机制。

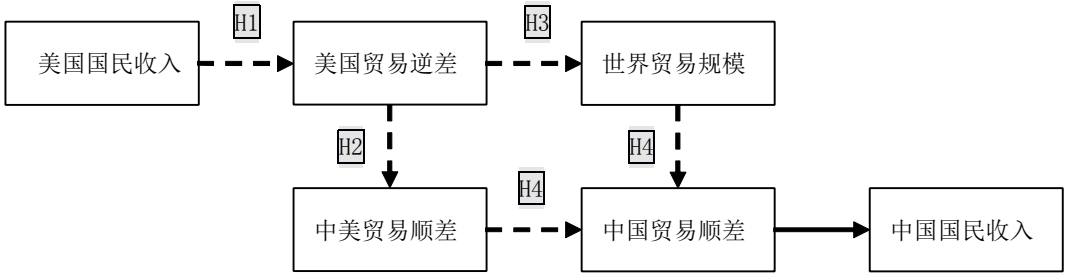


图 3　中国经济与美国经济耦合理论假说

二、理论假说的可检验形式及其统计检验

（一）美国经济增长由内部需求驱动

为去除美国国民收入内部缺口指标的（二次）时间趋势，以美国潜在国民收入 Y^*_{US} 作为时间趋势变量，使用 OLS 方法在 1981-2007 年间拟合美国国民收入内部缺口时间序列 $gap_{US,t}$，取得其对数线性回归方程 $gap_{US,t} = C(1) + C(2) \cdot \ln Y^*_{US,t} + C(3) \cdot \ln^2 Y^*_{US,t}$。

$$gap_{US,t} = -1476.723 + 325.1271 \cdot \ln Y^*_{US,t} - 17.89338 \cdot \ln^2 Y^*_{US,t}$$

$$(-2.849196)\quad (2.816830)\qquad\qquad (-2.785965)$$

$R^2 = 0.383649$，$adj\ R^2 = 0.332287$，$F = 7.469437$，$D.W. = 1.026297$。

依据回归方程，静态预测 1981-2007 年间美国国民收入内部缺口而建立其时间趋势序列 $gap^T_{US,t}$，进而计算美国国民收入内部缺口周期成分序列 $gap^C_{US,t}$，$gap^C_{US,t} = gap_{US,t} - gap^T_{US,t}$，其计算结果如表 3 所示。

计算美国净出口 $NX_{US,t} = X_{US,t} - M_{US,t}$，进而计算美国国际贸易相对顺差 $(X_{US} - M_{US})/Y^*_{US}$，以指标 $nx_{US,t}$ 表示，$nx_{US,t} = NX_{US,t}/(P_{US,t} \cdot Y^*_{US,t})$，其计算结果如表 3 所示。以美元真实有效汇率 $REER_{US}$ 与美国潜在国民收入 Y^*_{US} 共同决定美国贸易顺差的时间趋势，使用 OLS 方法在 1982-2007 年间拟合美国国际贸易相对顺差时间序列 $nx_{US,t}$，取得其对数线性回归方程 $nx_{US,t} = C(1) +$

$C(2) \cdot \ln Y^*_{US,t} + C(3) \cdot \ln REER_{US,t-1} + C(4) \cdot \ln REER_{US,t-2}$。其中，美国名义潜在 GDP 时间序列($P_{US,t} \cdot Y^*_{US,t}$)见数据附录表 2，美国出口额时间序列 $X_{US,t}$、进口额时间序列 $M_{US,t}$ 与美元真实有效汇率时间序列 $REER_{US,t}$ 见数据附录表 3。

$$nx_{US,t} = -673.4716 - 163.2164 \cdot \ln Y^*_{US,t-1} - 9.530780 \cdot \ln^2 Y^*_{US,t-1} - 5.639039 \cdot \ln REER_{US,t-1}$$

(-2.454184)(-2.716354) (-2.862738) (-4.632195)

$R^2 = 0.878916$，adj $R^2 = 0.862404$，$F = 53.23049$，D.W.= 1.012834。

依据回归方程，静态预测 1982-2007 年间美国国际贸易相对顺差而建立其时间趋势序列 $nx^T_{US,t}$，进而计算美国国民收入外部缺口时间序列 nx^C_t 而度量美国贸易相对顺差的周期成分，$nx^C_{US,t} = nx_{US,t} - nx^T_{US,t}$，其计算结果如表 3 所示。

表 4 进行美国国民收入内部缺口 $gap^C_{US,t}$ 与外部缺口 $nx^C_{US,t}$ 交叉相关系数分析，证明美国国民收入内部缺口与外部缺口在 1982-2007 年间明显负正相关。图 4 为 1982-2007 年间美国国民收入内部缺口 $gap^C_{US,t}$ 与外部缺口 $nx^C_{US,t}$ 时间路径，显示其间美国贸易顺差是基本逆经济周期波动的。因此，美国经济增长的需求驱动力量主要是内部消费需求与投资需求，其贸易顺差逆经济周期波动而贸易逆差顺经济周期波动。

表 4 美国国民收入内部缺口与外部缺口相关系数

相关系数 / 时期	$\rho(gap^C_{US,t}, nx^C_{US,t-i})$		
	i = 1	i = 0	i = -1
1982-2007	-0.327466	-0.678316	-0.395783

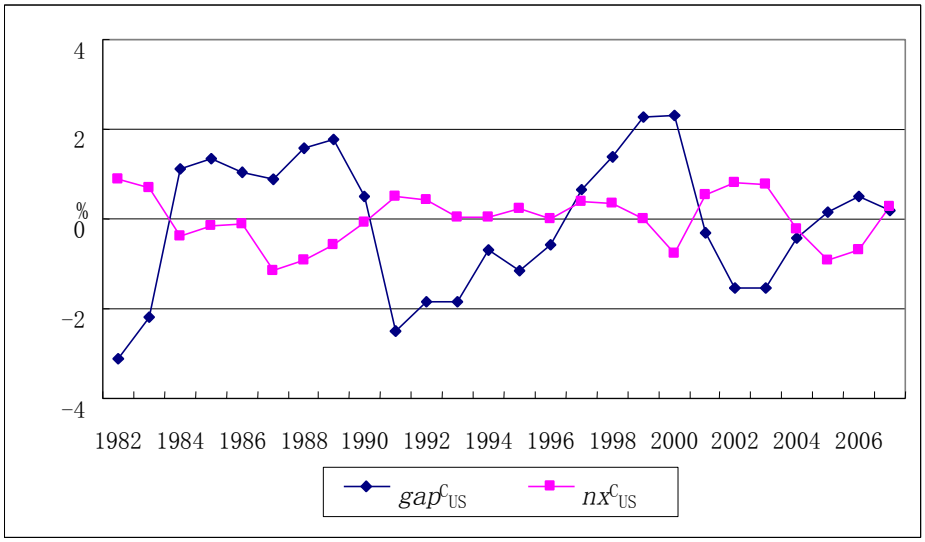


图 4　美国国民收入内部缺口与外部缺口时间路径

（二）美国贸易逆差促进中美间贸易顺差假说

建立美国对中国贸易相对顺差指标 $(X_{US-CN} - M_{US-CN})/Y^*_{US}$，以指标 $nx_{US-CN,t}$ 表示，其计算公式 $nx_{US-CN,t} = (X_{US-CN,t} - M_{US-CN,t})/(P_{US,t} \cdot Y^*_{US,t})$。计算人民币美元实际汇率 e，其计算公式 $e_t = (E_t \cdot P_{US,t})/P_{CN,t}$。

假设美国贸易顺差与美元人民币真实汇率共同决定美国对中国贸易顺差，采用 OLS 方法在 1994-2007 年间拟合检验方程 $nx_{US-CN,t} = C(1) + C(2) \cdot nx_{US,t} + C(3) \cdot \ln(e_{t-1}/REER_{US,t-1})$。依据回归方程，在容纳中国经济（相对于美国经济）的贸易条件影响后，美国贸易顺差正向决定美国对中国贸易顺差。

$$nx_{US-CN,t} = 1.170307 + 0.282069 \cdot nx_{US,t} - 1.206450 \cdot \ln(e_{t-1}/REER_{US,t-1})$$
$$(1.834784)\quad (9.591056)\qquad (-2.034517)$$

$R^2 = 0.898432$，adj $R^2 = 0.879965$，$F = 48.6518$，D.W. $= 0.994286$。

（三）美国贸易逆差促进世界贸易规模

以世界商品出口额与世界贸易出口额的总和度量世界贸易规模，以指标 $X_{W,t}$ 表示，其计算公式 $X_{W,t} = ME_{W,t} + SE_{W,t}$。其中，世界商品出口总额时间序列 $ME_{W,t}$ 与服务出口总额时间序列 $SE_{W,t}$ 见数据附录表 4。

假设美国贸易顺差、美国贸易规模与美元真实有效汇率共同决定世界贸易规模，采用 OLS 方法在 1981-2006 年间拟合检验方程 $\Delta\ln(X_{W,t}/P_{US,t}) = C(1) + C(2) \cdot nx_{US,t} + C(3) \cdot \Delta\ln((X_{US,t} + M_{US,t})/P_{US,t}) + C(4) \cdot \ln REER_{US,t} + C(5) \cdot \ln REER_{US,t-1}$。依据回归方程，在容纳美国贸易规模与贸易条件影响后，

美国贸易顺差负向决定世界贸易规模。

$$\Delta \ln(X_{W,t}/P_{US,t}) = 0.279830 - 0.009853 \cdot nx_{US,t} + 0.846985 \cdot \Delta \ln((X_{US,t} + M_{US,t})/ P_{US,t})$$

$$(1.804235)(-3.147947) \qquad (6.573730)$$

$$-0.450155 \cdot \ln REER_{US,t} + 0.389814 \cdot \ln REER_{US,t-1}$$

$$(-5.704400) \qquad (5.319653)$$

$R^2 = 0.916280$，adj $R^2 = 0.900334$，$F = 57.45926$，D.W.= 2.348790。

（四）中美间贸易顺差与世界贸易规模促进中国贸易顺差

假设美国对中国贸易顺差、世界贸易规模与人民币真实有效汇率共同决定中国贸易顺差，采用 OLS 方法在 1981-2006 年间拟合检验方程 $NX_{CN,t}/P_{US,t} = C(1) + C(2) \cdot (NX_{US-CN,t-1}/P_{US,t-1}) + C(3) \cdot \ln(X_{W,t-1}/P_{US,t-1}) + C(4) \cdot \ln REER_{CN,t-1} + C(5) \cdot \ln REER_{CN,t-2}$。

$$NX_{CN,t}/P_{US,t} = -23921.37 - 3.100561 \cdot (NX_{US-CN,t-1}/P_{US,t-1}) + 56208.43 \cdot \ln(X_{W,t-1}/P_{US,t-1})$$

$$(-2.490656)(-4.887034) \qquad (3.134262)$$

$$+ 2925.298 \cdot \ln REER_{CN,t-1} - 1821.416 \cdot \ln REER_{CN,t-2}$$

$$(3.107625) \qquad (-2.085986)$$

$R^2 = 0.935750$，adj $R^2 = 0.907195$，$F = 32.76973$，D.W.= 2.135073。

依据回归方程，在容纳中国经济的国际贸易条件影响后，美国对中国贸易顺差负向决定中国贸易顺差，世界贸易规模正向决定中国贸易顺差。

三、中国经济与美国经济耦合的贸易传导途径

综合对从假说一到假说四的图 3 各理论假说的统计检验，中国经济景气通过国际贸易途径感应美国经济景气，其经济周期耦合机制能够具体化为图 4 的控制论图式。

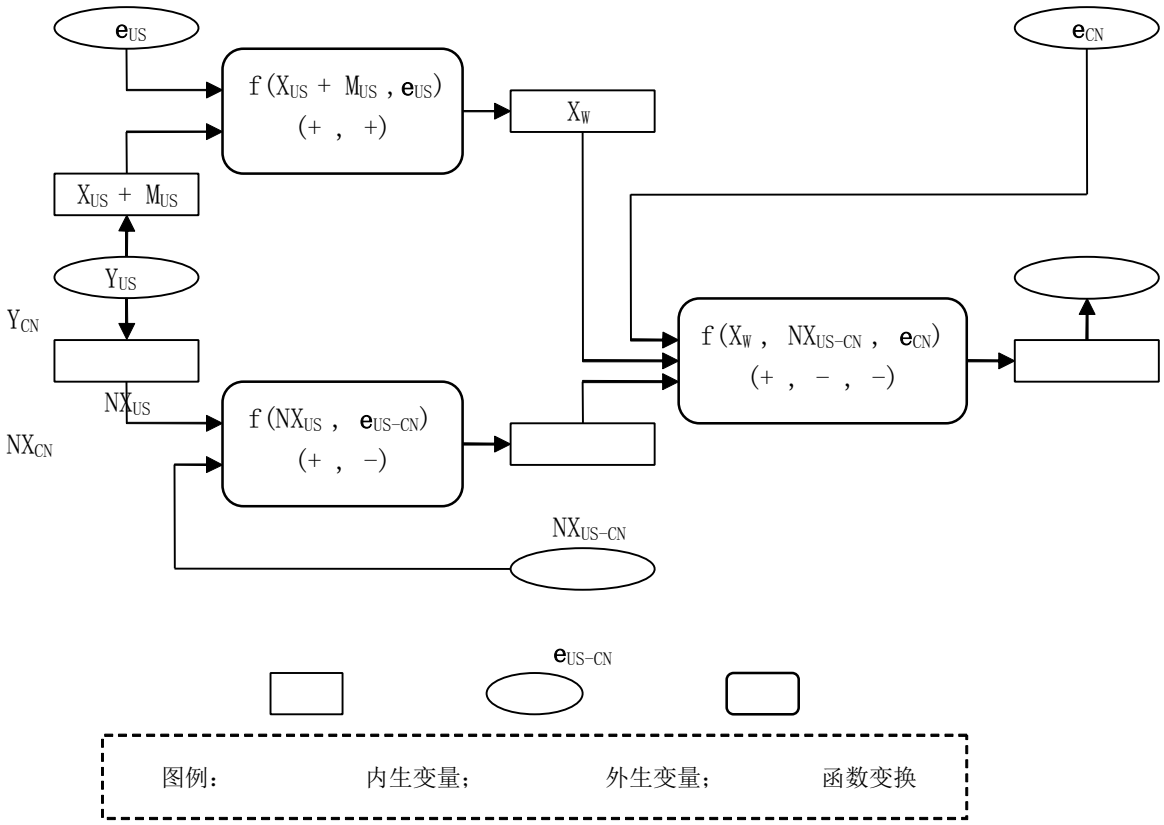


图 4　　中国经济与美国经济耦合贸易传导机制

如图 4 所示，由于美国经济增长的内部需求驱动性质，美国经济景气繁荣或者萧条将伴随着美国贸易顺差缩小或者扩大，导致世界贸易规模以及美国对中国贸易顺差扩大或者缩小，进而导致中国贸易顺差扩大或者缩小。因此，由于中国经济增长的外部需求驱动性质，1994 年以来中国经济景气必然耦合美国经济景气而相应扩张或者收缩。

中国经济景气在 2007 年位于本次经济周期的波峰年度，从 2008 年起进入本次经济周期的收缩阶段。2007 下半年以来，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，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。此时，中国经济景气通过贸易途径而耦合美国经济景气，将严重其内在收缩倾向。

数据附录

附表1的中国名义GDP总额与实际GDP指数数据来自《中国统计年鉴(2007)》与《2007年全国国民经济和社会发展统计公报》，中国出口额与进口额数据来自WTO网站www.wto.org，人民币美元汇率数据来自美国联邦储备圣路易斯分行经济数据库（FRED®）网址http://research.stlouisfed.gov/fred2，人民币真实有效汇率数据来IMF网站 www.imf.org。依据公式 $P_{CN,t}=[(P_{CN,t}\cdot Y_{CN,t})/Y_{CN,t}]/[(P_{CN,1981}\cdot Y_{CN,1981})/Y_{CN,1981}]\cdot 100$，附表1计算中国GDP平减指数时间序列。

附表1　中国国民收入、国际贸易与人民币汇率

年度	名义GDP (亿元) $P_{CN}\cdot Y_{CN}$	实际GDP (1978 = 100) Y_{CN}	GDP平减指数 (1981 = 100) P_{CN}	出口 (亿美元) X_{CN}	进口 (亿美元) M_{CN}	美元汇率 (美元/人民币) E	真实有效汇率 (2000 = 100) $REER_{CN}$
1980	4545.6	116.0		180.99	199.41	1.530	288.879
1981	4891.6	122.1	100.0000	220.07	220.14	1.746	256.55
1982	5323.4	133.1	99.83338	223.21	192.85	1.923	244.893
1983	5962.7	147.6	100.8373	222.26	213.9	1.981	240.767
1984	7208.1	170.0	105.8368	261.39	274.1	2.796	214.609
1985	9016.0	192.9	116.6666	273.5	422.52	3.202	182.077
1986	10275.2	210.0	122.1338	309.42	429.04	3.722	132.554
1987	12058.6	234.3	128.4663	394.37	432.16	3.722	115.532
1988	15042.8	260.7	144.0298	475.16	552.68	3.722	96.1867
1989	16992.3	271.3	156.3389	525.38	591.42	4.722	110.898
1990	18667.8	281.7	165.4135	620.91	533.45	5.222	98.855
1991	21781.5	307.6	176.7528	719.1	637.91	5.434	88.19
1992	26923.5	351.4	191.2469	849.4	805.85	5.752	79.2692
1993	35333.9	400.4	220.2735	917.44	1039.59	5.800	70.0883
1994	48197.9	452.8	265.6969	1210.06	1156.15	8.446	76.0392
1995	60793.7	502.3	302.1065	1487.8	1320.84	8.317	84.7208
1996	71176.6	552.6	321.5075	1510.48	1388.33	8.298	93.2117
1997	78973.0	603.9	326.4212	1827.92	1423.7	8.280	100.362
1998	84402.3	651.2	323.5226	1837.12	1402.37	8.279	105.693
1999	89677.1	700.9	319.3671	1949.31	1656.99	8.280	99.9633
2000	99214.6	759.9	325.8996	2492.03	2250.94	8.277	100.000
2001	109655.2	823.0	332.5785	2660.98	2435.53	8.277	104.303
2002	120332.7	897.8	334.556	3255.96	2951.7	8.277	101.893
2003	135822.8	987.8	343.2167	4382.28	4127.6	8.277	95.210
2004	159878.3	1087.4	366.999	5933.26	5612.29	8.277	92.703
2005	183867.9	1200.8	382.2082	7619.53	6599.53	8.070	92.491
2006	210871.0	1334.0	394.5715	9689.36	7914.61	7.809	94.418
2007	246619.0	1486.053	414.2446	12180	9558	7.305	

附表 2 的美国国民收入与价格指数以及附表 3 的美国出口额、进口额、对中国出口额与从中国进口额数据来自美国联邦储备圣路易斯分行经济数据库（FRED®）网址 http://research.stlouisfed.gov/fred2，附表 3 的美元真实有效汇率数据来自 IMF 网站 www.imf.org。

附表 2　　美国国民收入与价格指数

年度	名义 GDP (10 亿美元) $P_{US} \cdot Y_{US}$	实际 GDP (10 亿 2000 年美元) Y_{US}	潜在 GDP (10 亿 2000 年美元) Y^*_{US}	GDP 平减指数 (2000 = 100) P_{US}
1980	2789.5	5161.7	5290.05	54.062
1981	3128.4	5291.7	5406.925	59.12825
1982	3255.0	5189.3	5563.425	62.738
1983	3536.7	5423.8	5730.075	65.214
1984	3933.2	5813.6	5906.15	67.6645
1985	4220.3	6053.7	6107.075	69.72425
1986	4462.8	6263.6	6312.475	71.269
1987	4739.5	6475.1	6512.675	73.204
1988	5103.8	6742.7	6713.85	75.706
1989	5484.4	6981.4	6918.55	78.569
1990	5803.1	7112.5	7123.175	81.61425
1991	5995.9	7100.5	7315.375	84.457
1992	6337.7	7336.6	7496.575	86.40175
1993	6657.4	7532.7	7686.075	88.3905
1994	7072.2	7835.5	7893.55	90.26525
1995	7397.7	8031.7	8119.425	92.115
1996	7816.9	8328.9	8364.3	93.859
1997	8304.3	8703.5	8631.5	95.41475
1998	8747.0	9066.9	8926.925	96.47525
1999	9268.4	9470.3	9248.175	97.868
2000	9817.0	9817.0	9589.675	100
2001	10128.0	9890.7	9927.4	102.40225
2002	10469.6	10048.8	10227.125	104.1925
2003	10960.8	10301.0	10501.475	106.4095
2004	11685.9	10675.8	10777.225	109.46225
2005	12433.9	11003.4	11067.525	113.005
2006	13194.7	11319.4	11372.425	116.5675
2007	13843.8	11567.2	11687.425	119.686

附表 3　美国国际贸易与美元汇率

年度	出口 (10 亿美元) X_{US}	进口 (10 亿美元) M_{US}	对中国出口 (10 亿美元) X_{US-CN}	从中国进口 (10 亿美元) $M_{US-CN=}$	真实有效汇率 (2000 = 100) $REER_{US}$
1980	280.8	293.8	3755.0	1058.4	104.27
1981	305.2	317.8	3602.7	1895.4	115.18
1982	283.2	303.2	2912.0	2283.7	127.53
1983	277.0	328.6	2173.1	2244.2	129.28
1984	302.4	405.1	3004.3	3064.7	136.38
1985	302.0	417.2	3855.7	3861.7	141.45
1986	320.5	453.3	3106.3	4771.0	117.02
1987	363.9	509.1	3497.3	6293.6	102.28
1988	444.1	554.5	5021.6	8510.9	96.40
1989	503.3	591.5	5755.4	11989.7	97.36
1990	552.4	630.3	4806.4	15237.4	89.63
1991	596.8	624.3	6278.2	18969.2	87.04
1992	635.3	668.6	7418.8	25727.5	85.23
1993	655.8	720.9	8764.1	31540.2	88.26
1994	720.9	814.5	9280.6	38786.3	86.61
1995	812.2	903.6	11753.5	45543.5	79.92
1996	868.6	964.8	11991.9	51512.9	81.73
1997	955.3	1056.9	12862.2	62557.7	86.19
1998	955.9	1115.9	14223.6	71168.6	91.47
1999	991.2	1251.7	13104.2	81788.1	90.57
2000	1096.3	1475.8	16185.3	100019.7	100.00
2001	1032.8	1399.8	19183.1	102278.3	103.68
2002	1005.9	1430.3	22129.3	125193.2	105.39
2003	1040.8	1540.2	28367.8	152436.0	95.10
2004	1182.4	1797.8	34744.1	196682.0	85.81
2005	1309.4	2023.9	41925.3	243470.2	84.41
2006	1467.6	2229.6	55185.8	287774.4	82.63
2007	1641.4	2350.0	65238.4	321507.6	78.91

附表 4 的世界商品出口总额与服务出口总额数据来自 WTO 网站 www.wto.org。

附表 4　世界商品与服务贸易

年度	商品出口总额（1000 亿美元）ME_W	服务出口总额（1000 亿美元）SE_W
1980	20340000	3650000
1981	20100000	3740000
1982	18830000	3646000
1983	18460000	3543000
1984	19560000	3656000
1985	19540000	3816000
1986	21380000	4478000
1987	25160000	5314000
1988	28690000	6003000
1989	30980000	6566000
1990	34490000	7805000
1991	35150000	8247000
1992	37650000	9243000
1993	37810000	9420000
1994	43260000	10339000
1995	51640000	11838000
1996	54020000	12706000
1997	55900000	13199000
1998	55000000	13515000
1999	57110000	14064000
2000	64540000	14936000
2001	61870000	14989000
2002	64870000	16084000
2003	75800000	18429000
2004	92100000	22129000
2005	104720000	24588000
2006	120830000	27559000

分报告 3：

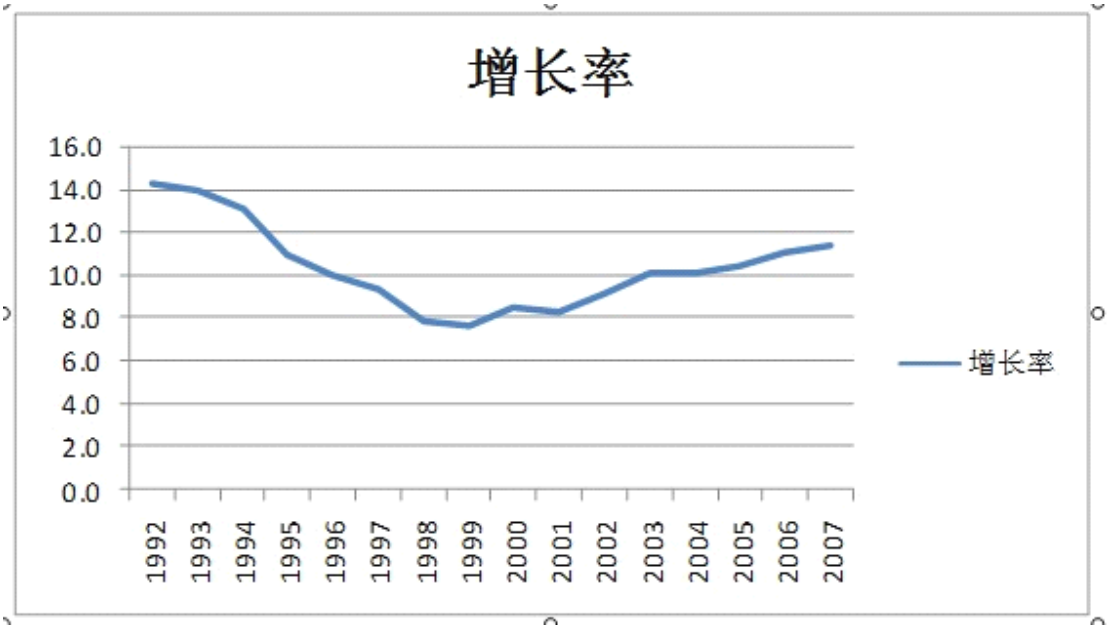
经济增长的源泉

——基于投入产出表的部门增长核算

内容摘要：我国虽然保持了高速经济增长，但是经济增长的路径并不平稳。在宏观层面进行经济增长核算获得的结果波动很大，对于增长的微观机制无法提供理解。本研究采用投入产出表对我国 17 个行业进行了增长核算。我们发现我国经济增长的主要动力来自于中间产品的投入，也就是产业间的传导。全要素生产率对于我国目前的经济增长贡献还不足，但是近些年来还有下降的趋势，这是未来经济增长的隐患。从各行业数据推算总体宏观层面的全要素生产率表明我国目前的经济增长可能会面临放缓的压力。并且可以看到，要维持经济增长的快速发展，调整产业结构势在必行，促进服务行业发展，同时金融行业重任在肩，需要维护金融行业的快速稳健发展。

一、引言

近些年来我国经济一直维持着较高速度增长。根据国家统计局初步核算，2007 年国内生产总值 246619 亿元，比上年增长 11.4%。分产业看，第一产业增加值 28910 亿元，增长 3.7%；第二产业增加值 121381 亿元，增长 13.4%；第三产业增加值 96328 亿元，增长 11.4%。不过，从下图反映的各年份国内生产总值增长率中可以看出，我国的经济增长并不平稳，在 1998、1999 年位于低谷，增长率分别为 7.8 和 7.6。那么，是什么原因导致了我国经济增长率的变化？这些因素是否可持续？



要回答这些问题我们可以采用增长核算的方法将我国的经济增长率分解为不同的增长源泉。作者在上一期宏观报告中曾经利用宏观层面的增长核算方法讨论了我国的经济增长源泉。在这种方法中，我们采用 Cobb-Douglas 形式总量生产函数来核算。函数形式为：

$$Y_t = K_t^{\alpha}(A_t h_t L_t)^{1-\alpha} \qquad (1)$$

其中，Y_t是真实GDP，K_t是资本存量，h_t是劳动力平均拥有的人力资本水平，L_t是劳动力人数，A_t是劳动扩展型的生产率指数，也可以作为TFP（全要素生产率）的度量。

先对（1）式两边取对数，然后对时间t求导数，我们得到增长核算方程，

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t}=\alpha\frac{\dot{K}_t}{K_t}+(1-\alpha)\frac{\dot{A}_t}{A_t}+(1-\alpha)\frac{\dot{h}_t}{h_t}+(1-\alpha)\frac{\dot{L}_t}{L_t} \tag{2}$$

那么从增长核算等式（2），我们可以通过如下方程来计算历年的TFP增长率，

$$g_{TFP}(t)=\frac{\dot{A}_t}{A_t}=\frac{1}{1-\alpha}g_Y(t)-\frac{\alpha}{1-\alpha}g_K(t)-g_L(t)-g_h(t) \tag{3}$$

通过计算，我们可以得到：

表1　　1992－2004年真实GDP、各要素投入以及TFP的增长率

年份	GDP（Y）增长率%	资本(K)增长率%	劳动力(L)增长率%	人力资(h)增长率%	TFP增长率（%）
1992	13.31253	10.02359	1.158406	0.8	14.64306
1993	12.65346	12.93834	1.241612	0.7	10.42696
1994	11.92308	12.95764	1.236802	0.8	8.851712
1995	9.989294	11.95426	1.106962	0.7	6.217363
1996	9.154947	11.30517	1.320224	0.9	4.784502
1997	8.471126	10.84336	1.083434	0.1	4.915454
1998	7.527733	11.54047	1.478952	0.7	1.336043
1999	6.898244	10.5658	1.065975	1.0	1.164713
2000	7.651698	9.863133	0.963215	2.3	2.177047
2001	7.044521	10.17382	1.295587	2.3	0.319639
2002	7.883807	11.15493	0.974354	0.9	2.738327
2003	9.208169	13.38796	0.934056	0.8	3.294325
2004	9.075449	14.4409	1.308046	1.0	1.401949

表2　　1992－2004年各要素投入以及TFP在真实GDP增长中的贡献率

年份	资本在增长中的贡献率%	劳动力在增长中的贡献率%	人力资本在增长中的贡献率%	全要素生产率在增长中的贡献率%
1992	37.64722	4.350811	3.004688	54.99728
1993	51.12572	4.906214	2.766042	41.20203
1994	54.33848	5.186589	3.354839	37.12009
1995	59.83537	5.540743	3.503751	31.12013
1996	61.7435	7.210438	4.915375	26.13069
1997	64.0019	6.394866	0.59024	29.01299

1998	76.65303	9.823355	4.649474	8.874139
1999	76.58326	7.726419	7.248221	8.442100
2000	64.45062	6.294124	15.02934	14.22591
2001	72.21084	9.195707	16.32474	2.268709
2002	70.74585	6.179466	5.707902	17.36678
2003	72.69609	5.07189	4.343969	17.88806
2004	79.56027	7.206506	5.509369	7.723855

从中可以看到，我国增长主要由投资推动，但是全要素生产率的贡献逐年波动很大。这说明这种宏观层面的测算方法可能存在潜在问题。因此，本报告准备从分部门角度进行增长核算，从而为我国经济增长前景的判断提供坚实的微观基础。为了做到这点，本报告采用目前最具有探索性的核算方法（Jorgenson et al. 2005），在增长核算中引入中间产品，从而将内生增长模型的观点体现。这样获得的全要素生产率就会比较稳健。同时，我们在此基础上讨论人均劳动生产率的决定问题，在一定程度上分析是否可能存在成本推进型通货膨胀。

二、行业分析方法

我们假设各行业生产函数为 $Y_j = f_j\left(K_j, L_j, X_j, T\right)$，其中 X_j 表示各种中间产品，K_j 表示资本服务。各行业增加值可以表示为 $V_j = g_j\left(K_j, L_j, T\right)$，那么在假设各要素在生产函数中可以分离的条件下，总产出可以表示为 $Y_j = f_j\left(X_j, g_j\left(K_j, L_j, T\right)\right)$。据此，核算恒等式为：

$$P_{Y,j}Y_j = P_{K,j}K_j + P_{L,j}L_j + P_{X,j}X_j$$

从中可以得出核算方程：

$$v_{T,j} \equiv \Delta \ln Y_j - \overline{v}_{K,j}\Delta \ln K_j - \overline{v}_{L,j}\Delta \ln L_j - \overline{v}_{X,j}\Delta \ln X_j$$

其中，$v_{K,j} = \dfrac{P_{K,j}K_j}{P_{Y,j}Y_j}$，$\overline{v}_{K,j} = 0.5*\left(v_{K,j,t} + v_{K,j,t-1}\right)$

$v_{L,j} = \dfrac{P_{L,j}L_j}{P_{Y,j}Y_j}$，$\overline{v}_{L,j} = 0.5*\left(v_{L,j,t} + v_{L,j,t-1}\right)$

$v_{x,j} = \dfrac{P_{x,j}X_j}{P_{Y,j}Y_j}$，$\overline{v}_{X,j} = 0.5*\left(v_{X,j,t} + v_{X,j,t-1}\right)$

此时，核算的难点是构建中间投入。我们的方法是引入投入产出表，在此基础上核算中间产品。

同上，每个行业的生产函数可以写作 $Y_{jt}=f\left(K_{jt},L_{jt},X_{jt},t\right)$，其中中间投入包括国内投入和一种不可分的进口投入，即 $X=\left(X_{1jt},X_{2jt},...,X_{Mjt},X_{M+1jt}\right)$。如果假设规模报酬不变和完全竞争市场，那么，总价值可以表示为：

$$P_{Y,j}Y_j=P_{K,j}K_j+P_{L,j}L_j+\sum_i P_i^X X_{i,j}$$

其中 $P_{K,j}$ 是使得表达式成立的残差，我们需要计算 P_i^X。我们假设对于所有部门这个值都相同。

我们利用 Divisia 指数的离散时间近似 Tornqvist 指数来定义中间产品的数量。中间产品的 Tornqvist 指数为：

$$\Delta\ln X_{j,t}=\sum_i \overline{v}_{i,j,t}\Delta\ln X_{i,j,t}$$

其中 $\Delta\ln X_t\equiv\ln X_t-\ln X_{t-1}$，权重为某种投入品价值在总投入价值中的比例，即

$$v_{i,j,t}=\frac{P_{i,t}^X X_{i,j,t}}{\sum_i P_{i,t}^X X_{i,j,t}},\quad \overline{v}_{i,j,t}=0.5*\left(v_{i,j,t}+v_{i,j,t-1}\right)$$

中间产品的价格指数可以定义为 $P_{X,j}X_j=\sum_i P_{i,t}^X X_{i,j}$。我们选择单位规范化价格和数量序列使得 P_{Xjt} 在基年等于 1。

增加值生产函数可以定义为 $V_j=g_j\left(K_j,L_j,T\right)$。此时总产出可以表示为 $Y_j=f_j\left(X_j,g_j\left(K_j,L_j,T\right)\right)$。那么增加值还可以写作 $P_{V,j}V_j=P_{K,j}K_j+P_{L,j}L_j$。为了获得增加值的数量，我们假设生产函数对于增加值和中间投入是可分的。那么增加值的数量就可以表示为

$$\Delta\ln Y_j=\left(1-\overline{v}_{V,j}\right)\Delta\ln X_j+\overline{v}_{V,j}\Delta\ln V_j$$

其中 $v_{V,j}=\frac{P_{K,j,t}K_{j,t}+P_{L,j,t}L_{j,t}}{P_{Y,j,t}Y_{j,t}}$，$\overline{v}_{V,j}=0.5*\left(v_{V,j,t}+v_{V,j,t-1}\right)$。相应的增加值价格指数为：

$$P_{V,j}V_j=P_{K,j}K_j+P_{L,j}L_j=P_{Y,j}Y_j-\sum P_i^X X_{i,j}$$

利用投入产出表。从投入（使用）方面，j 列表示使用的投入，从而可以表

示为

$$P_{YT,j}Y_j = P_{Y,j}Y_j + T_j = P_{K,j}K_j + P_{L,j}L_j + \sum_i P_i^X X_{i,j}$$

从产出方面，j 行表示 j 行业生产的各种产品，那么 $P_{YT,j}Y_j = \sum_i M_{j,i}$。同时，国内生产的所有 i 商品为 $VC_i = P_{YC,i}Y_i^C = \sum_j M_{j,i}$。

供给和需求平衡导致了 $P_{YC,i}Y_i^C = \sum_j P_i^X X_{i,j} + P_i^Y\left(c_i + i_i + g_i + x_i\right) - P_{m,i}m_i$。或者可以写成 $P_{YC,i}Y_i^C + P_{m,i}m_i = \sum_j P_i^X X_{i,j} + P_i^Y\left(c_i + i_i + g_i + x_i\right)$。令 Y_i^S 意味着总供给，P_i^Y 表示价格。每种商品的供给价值表示为 $P_i^Y Y_i^S = VS_i = P_{Yc,i}Y_i^C + P_{m,i}m_i$。

总供给数量可以表示为国内生产和国外进口的 Tornqvist 指数。那么

$$\Delta \ln Y_i^S = \left(1 - \overline{v}_m\right)\Delta \ln Y_i^C + \overline{v}_m \Delta \ln m_i$$

其中，$v_{m,t} = \dfrac{P_{m,i,t}m_{i,t}}{VS_{i,t}}$，$\overline{v}_{m,t} = \dfrac{1}{2}\left(v_{m,t} + v_{m,t-1}\right)$。价格指数来自总供给价值和总供给数量，为 $P_i^Y = \dfrac{VS_i}{Y_i^S}$。我们假设行业产出和价格是基础数据。每一种产品是不同行业生产数量的加总，价格由行业价格决定，$P_{YC,i} = \sum_j \dfrac{M_{j,i}}{VC_i}\ln P_{YT,j}$。

利用前面的表达式，我们知道总要素生产率增长为：

$$v_{T,j} \equiv \Delta \ln Y_j - \overline{v}_{K,j}\Delta \ln K_j - \overline{v}_{L,j}\Delta \ln L_j - \overline{v}_{X,j}\Delta \ln X_j$$

三、实证结果及分析

通过各年统计年鉴的数据，我们利用 1995－2005 年的投入产出表来进行核算。涉及的行业包括农业，采掘业，食品制造业，纺织、缝纫及皮革产品制造业，其他制造业，电力、热力及水的生产和供应业，炼焦、煤气及石油加工业，化学工业，建筑材料及其他非金属矿物制品业，金属产品制造业，机械设备制造业，建筑业，运输邮电业，批发零售贸易、住宿和餐饮业，房地产业、租赁和商务服务业，金融保险业和其他服务业。

利用上面谈到的方法，可以得到各行业中间投入品的增长速度为：

表3　　中间产品投入增长率

年份 / 行业	1995-1997	1997-2002	2002-2005
农业	11.31%	4.00%	11.47%
采掘业	11.58%	6.30%	30.15%
食品制造业	20.45%	0.33%	24.64%
纺织、缝纫及皮革产品制造业	0.02%	2.03%	23.52%
其他制造业	17.37%	7.25%	43.06%
电力、热力及水的生产和供应业	23.33%	14.11%	50.92%
炼焦、煤气及石油加工业	16.31%	16.38%	26.17%
化学工业	11.97%	7.36%	7.96%
建筑材料及其他非金属矿物制品业	22.02%	-7.92%	44.53%
金属产品制造业	11.34%	10.20%	27.05%
机械设备制造业	11.40%	12.84%	31.25%
建筑业	19.22%	14.75%	13.66%
运输邮电业	31.26%	20.57%	24.02%
批发零售贸易、住宿和餐饮业	25.07%	12.62%	4.20%
房地产业、租赁和商务服务业	55.30%	13.41%	-28.81%
金融保险业	45.00%	13.91%	20.89%
其他服务业	24.32%	20.59%	40.41%

同样，根据上面的核算方法，这些中间品导致的各行业经济增长为：

表4　　中间产品投入导致行业增长率

年份 / 行业	1995-1997	1997-2002	2002-2005
农业	4.55%	1.64%	4.78%
采掘业	5.65%	2.83%	14.14%
食品制造业	14.11%	0.23%	17.40%

纺织、缝纫及皮革产品制造业	0.01%	1.48%	17.95%
其他制造业	12.11%	4.70%	29.67%
电力、热力及水的生产和供应业	12.64%	7.53%	30.13%
炼焦、煤气及石油加工业	12.38%	13.13%	21.39%
化学工业	8.82%	5.38%	6.08%
建筑材料及其他非金属矿物制品业	14.91%	-5.37%	31.24%
金属产品制造业	8.66%	7.87%	20.95%
机械设备制造业	8.29%	9.43%	24.20%
建筑业	13.67%	10.90%	10.33%
运输邮电业	13.42%	9.88%	13.06%
批发零售贸易、住宿和餐饮业	12.24%	6.40%	1.93%
房地产业、租赁和商务服务业	25.46%	6.19%	-8.74%
金融保险业	17.38%	5.22%	7.79%
其他服务业	12.52%	10.41%	20.98%

从这两个表中我们可以看出，在 1997 年到 2002 年，我国各部门的增长中中间产品的贡献急剧变小。

在此基础上，我们考虑各部门的全要素生产率。由于没有各部门的就业数据，所以采用各部门的工资总额与各部门平均工资估算。对于各部门的资本存量也存在数据不全的问题，在此，我们假设每个部门在其内部是线性折旧，这样，就可以利用折旧数据估算各部门的资本存量。据此，各行业的全要素生产率如表 5。

表5　　各行业全要素生产率

年份 / 行业	1995-1997	1997-2002	2002-2005
农业	3.01%	4.01%	1.54%
采掘业	-8.66%	0.39%	-14.82%

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

从这个表中我们可以看到，我国在 98 年、99 年进入经济增长低谷不是因为全要素生产率下降，而是进入生产的中间产品下降，导致增长下降。这表明，目前我国还处于工业化的过程中，基础性行业的发展对于经济增长起到了决定作用。同时，目前我国全要素生产率在近些年来出现了下降的趋势，这是未来经济增长的隐患。因此，我们需要在未来考虑如何提高全要素生产率，以为未来工业化过程逐渐结束后的经济增长提供动力。

四、从行业全要素生产率到宏观全要素生产率

我们利用上面分析的行业数据加总可以得到总体宏观层面的情况。和前面一样，我们假设每个行业有一个增加值函数。那么，利用前面的分析，我们知道：

$$\Delta \ln Y_j = \overline{v}_{K,j}\Delta \ln K_j + \overline{v}_{L,j}\Delta \ln L_j + \overline{v}_{X,j}\Delta \ln X_j + v_{T,j}$$

$$\Delta \ln Y_j = \overline{v}_{X,j}\Delta \ln X_j + \overline{v}_{V,j}\Delta \ln V_j$$

那么可以得到：

$$\Delta \ln V \equiv \sum_j \overline{\omega}_j \Delta \ln V_j = \sum_j \overline{\omega}_j \frac{\overline{v}_{K,j}}{\overline{v}_{V,j}}\Delta \ln K_j + \overline{\omega}_j \frac{\overline{v}_{L,j}}{\overline{v}_{V,j}}\Delta \ln L_j + \frac{\overline{\omega}_j}{\overline{v}_{V,j}} v_{T,j}$$

我们可以定义全要素生产率（TFP）v_T等于：

$$v_T \equiv \Delta \ln V - \overline{v}_K \Delta \ln K + \overline{v}_L \Delta \ln L$$

那么，

$$v_T = \sum_j \frac{\overline{\omega}_j}{\overline{v}_{V,j}} v_{T,j} + \left(\sum_j \overline{\omega}_j \frac{\overline{v}_{K,j}}{\overline{v}_{V,j}} \Delta \ln K_j - \overline{v}_K \Delta \ln K \right) + \left(\sum_j \overline{\omega}_j \frac{\overline{v}_{L,j}}{\overline{v}_{V,j}} \Delta \ln L_j - \overline{v}_L \Delta \ln L \right)$$

即

$$v_T = \sum_j \frac{\overline{\omega}_j}{\overline{v}_{V,j}} v_{T,j} + REALL_K + REALL_L$$

这表明，总全要素生产率来自于不同行业全要素生产率的加权和、资本的重新配置和劳动的重新配置。利用这个表达式，我们就知道宏观层面的全要素生产率都来自于哪个行业。

利用上面的数据，不同行业对于宏观全要素生产率的贡献入下表。

表 6　　各行业对全要素生产率的贡献

行业 \ 年份	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	-0.23%	-0.36%	-1.17%

加工业			
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%

从中我们可以看出，在 1995－1997 年，农业导致了宏观全要素生产率增长了 1%，贡献最大，这反映了农业在当是中国经济中的份额较大。在 1997－2002 年，农业的贡献进一步加大，可见，在 2002 之前，农业的发展对于我国经济的增长作用十分巨大。在 2002 年之后，其他服务业和金融保险业对于我国经济增长中的全要素增长贡献最大，这反映了我国的经济结构的调整和增长动力的转移，金融等服务行业对于我国经济增长的作用开始加大。我们利用 2002－2005 年各行业导致的宏观全要素生产率减去 1997－2002 年各行业导致的宏观全要素生产率，可以看到建筑业、金融服务业、其他服务业和建筑材料及其他非金属矿物制品业的值大于零，表明这些行业的宏观层面全要素生产率贡献增加，而其他行业都在下降。这表明了近些年我国增长的改善主要来自于建筑业（增加 1.12%）及其相关的材料、金融业（增加 1.11%）和其他服务业的增长。这和我国近两年的房地产行业推动的经济增长比较符合。在目前房地产行业面临调整的环境中，我国经济增长可能面临一些压力。同时结合其他行业情况，我国目前的经济增长可能会面临放缓的压力。从数据中可以看出，要维持经济增长的快速发展，调整行业结构势在必行。服务行业对于经济增长的贡献在进一步加大，我们需要利用税收等手段促进第三产业发展。同时，金融行业对于经济增长的贡献较大，重任在肩，需要维护金融行业的快速稳健发展。

参考文献：

于泽，《合理组合财政政策，有效促进环境保护》，2008 年 1 季度宏观经济论坛分报告。

Jorgenson, Dale W., Mun S Ho., and Kevin J. Strioh, *Information Technology and the American Growth Resurgence*, The MIT Press, 2005.

分报告 4：

次债背景下不确定的世界经济

—基于全球经济失衡角度的理解

内容摘要：次级债危机来势汹涌，导致了美国及全世界经济的震荡。本文从全球经济失衡的角度入手对次级债危机原因进行分析，我们认为，次级债危机爆发是美国经济失衡及全球经济失衡的必然结果。在此基础上，通过大量的数据分析，对短期和长期的美国和世界经济的不确定性分别给予了判断。我们得出的结论是，美国经济短期内不会大幅衰退，但是长期来看，美国经济存在许多不确定性，可能面临一个缓慢衰退的调整过程。美国的次级债危机短期内不会严重拖累世界经济的增长，但是，美国可能通过资源价格上升转移危机调整的成本，从而影响全球经济，尤其是发展中国家经济的增长。同时，在不确定的世界经济中，我们认为利益分配将成为各国关注的焦点，资源价格上升成为整个利益分配过程的一种渠道，资源价格的逆转同样会给发展中国家经济带来巨大冲击。因此，从短期来看，防止经济过热和通货膨胀加剧是中国宏观经济政策的主要目标，与此同时，在长期中，我们更需要防范全球经济失衡的利益调整所造成的中国经济衰退。

一、导　言

2007 年开始出现的美国次级债危机，来势汹汹。房价不断下降、金融机构巨额亏损、股市持续震荡等一系列事件使得美国次级债市场成为世界关注的焦点。次级债危机不仅造成了美国金融市场的动荡，而且通过直接或间接的渠道影响全球经济的发展，使得美国及世界经济增长的不可测因素增多，不确定性增大。这必然给中国经济带来多重的外部冲击，温家宝总理在今年的两会之后的新闻发布会上坦承“今年恐怕是中国经济最困难的一年”。危机的传播与市场的恐慌引起了人们对次级债危机的广泛关注和深度反思：相对于收入水平来说，美国并不是房产价格上升幅度最大的国家，爱尔兰、西班牙、荷兰和英联邦以及新西兰岛的房价上升幅度都高于美国，那么为什么次债危机会首先从美国爆发呢？次级债危机是否会导致美国经济衰退？它给世界经济带来不确定因素有会具体表现为那些现象？本文试图从全球经济不平衡的角度对这些问题进行实证分析。

2000年以来，房地产业的投资热潮为何演化成了以次级债为标志的金融危机，现有的相关文献的分析主要有下列四种观点：第一种观点认为过度的金融自由化是导致次级债危机的主要原因。而金融自由化主要体现为三个方面：过度债券化、信贷标准下降、信贷质量下降等。“过度债券化”观点的主要代表是Benjamin J. Keys,Tanmoy Mukherjee, Amit Seru(2008)等人,他们认为债券化将一些非流动性的贷款转化为流动性的债券，从而减少了金融机构对借款者评估和监测的动力，他们利用美国次级债券市场数据库的数据进行了实证分析，发现债券化程度与监控力度成负向关系，过度的债券化导致了危机的发生。“信贷标准下降”观点主要代表是Giovanni Dell’Ariccia, Deniz Igan, Luc Laeven（2008）等人，他们认为由于房产价格的不断上升，为了追逐高收益，大量新的信贷机构进入抵押贷款市场，加剧了机构之间的竞争，从而导致了信贷标准的下降和贷款者承担的风险提高，而抵押市场上存在的信息不对称和欺诈行为进一步加剧了风险的上升，过高的风险必然会造成金融市场的动荡。“信贷质量下降”观点主要代表是Yuliya Demyanyk, Otto Van Hemert (2008)等学者，他们利用美国金融市场相关数据，通过对借款者、贷款者和房产价格上升的各自特征进行分析，他们发现，次级债危机爆发前的六年间，次级贷款质量是不断下降的，与此同时，高房价趋势掩盖了低质贷款的高风险，以至于监管机构无法及时发现，因此，这种不可持续的低质贷款的增长最终导致了金融市场的危机。第二种观点将次级债危

机归罪于宽松的货币政策。Tobias Adrian and Hyun Song Shin (2008)等人，认为美联储的宽松的货币政策导致了流动性过剩，而流动性过剩导致了资产价格的上升和外部融资成本的下降，这激发了金融机构提高财务杠杆的行为，过高的财务杠杆使得金融机构暴露于高风险之中，因此，当美国提高利率时，使得资产价格破灭，导致了危机的发生。第三种观点认为市场上道德风险的上升导致了次级债危机。Atif Mian，Amir Sufi（2008）等人认为抵押信贷市场上“脱媒”现象，使得2001-2005年抵押信贷的供给迅速上升，而这种供给的扩张将原来无法获得抵押贷款的边缘消费者拉入抵押信贷市场。与此同时，这种快速上升的抵押信贷供给导致了借款者风险的迅速上升和房产价格溢价上升，而这进一步提高了消费者的风险偏好，偏向于更多的抵押贷款。这些现象导致了后来违约率的急速上升，并进而使得房产市场萎缩，最终引发了金融市场危机。第四种观点将次级债危机与美国长期经常账户逆差相联系。Carmen M. Reinhart ,Kenneth S. Rogoff(2008)通过对战后工业化国家出现的18次危机的比较研究，发现次级债危机与以往危机有众多不同之处，美国政府债务低于以往危机的平均水平，通货膨胀水平也低于以往危机前的通货膨胀水平，但是，美国的经常账户赤字水平要比以往危机严重的多。

以上观点分别从不同的视角考察了次级债产生的原因，其中前三种观点的核心思想在于强调金融自由化的负面影响，如果次级债危机仅仅是因为金融自由化的必然结果的话，那么，伴随着对金融自由化或者是对市场原教旨主义的批判，美国在世界经济中的金融中心地位必然会遭到否定，以此推断，次级债危机的出现，意味着对美国在世界经济中现有角色的否定和必然的调整。因此，这些观点的最终结论必然是次级债危机意味着美国经济结构调整的开始，伴随着结构调整,美国经济的衰退不可避免，全球经济也会因美国经济的衰退而步入一个低增长时期。然而，需要指出的是，无论从金融自由化的角度，还是从低利率或金融市场上的道德风险的角度来分析，都与美国次级债危机的形成、发展及其最终爆发的历史过程不相符合，也就是说，从这些角度我们可以分析自上个世纪 70 年代任何一次金融危机产生的一般性原因，而对于这次次级债危机的特殊性原因却很难从这些视角中找到。而次级债危机的特殊性是我们判断其未来影响的关键所在，因为从美国金融自由化以来的历史经验来看，尽管金融自由化过程伴随着形式各异的金融危机的不断出现，但是，美国在世界经济中的金融中心地位却从未受到危机影响而有所减弱，相反，随着金融危机之后的

调整，美国在世界经济中的金融地位却越来越得到巩固。那么这次的次级债危机是否是一次例外呢？Kenneth S. Rogoff 的分析从历次危机的差异的角度总结出了这次次级债危机的特殊特征，即次级债危机与美国经常性项目逆差增长相伴随。这说明这次次级债危机是在全球经济失衡加剧的环境中产生的，为此，我们将沿着这一思路来考察美国次级债危机与全球经济失衡之间的相关性，以及危机的爆发所可能产生的全球性的影响。

本报告的主要内容包括：第二部分从全球经济失衡的角度分析了次级债务危机的原因；第三部分，在全球经失衡背景下，分别从短期和长期分析了次级债危机对美国及世界经济的影响；第四部分，分析在不确定的世界经济中的一些确定因素。

二、从全球经济失衡的角度来看次级债危机的原因

自2001年美国出现短暂的经济衰退以来，美国经济又维持了近7年的增长。但是，这一期间的美国经济增长是在全球及美国经济失衡不断加剧的环境中实现的，美国次级债爆发与美国经济失衡的加剧是一致的。一方面，由于美国高消费、低储蓄的内部失衡引起了外部经济的失衡，美国外部经济的失衡决定了发展中国家外部经济的失衡。因此，这使得本轮全球经济失衡的特征具体表现为失衡的一端是中心国家——美国的贸易逆差的积累，另一端是贸易顺差越来越集中在包括中国在内的亚洲制造业中心。由于全球失衡的两端在金融发展程度上存在着明显的差异，这使得贸易顺差国的美元储备又流回美国市场，使美国国内市场存在充足的流动性。国际资本流动的这种特征决定了美国金融市场在配置全球金融资源的同时，也需要不断制造出美国国内经济的投资热点，房地产投资正是在纳斯达克投资热潮之后，美国金融投资家制造的一个新的投资热点。

（一）全球经济失衡背景下的长期实际低利率环境

在“中心-外围”的世界经济体系中美国拥有主导地位，他一边重点发展金融服务业的，一边将大量制造业转移到外围国家，与此同时，美国国内存在着高消费、低储蓄现象，这两方面的内部经济失衡造成了美国外部经济的失衡。而美国内外部经济失衡造成了外围国家大量贸易顺差的积累和外汇储备回流到美国，使得美国高消费、低储蓄现象和经常项目逆差得以维持。

1．全球贸易失衡及全球性的流动性过剩

上个世纪 90 年代，美国的新经济巩固了美国在全球经济中的中心地位。与以往世界经济的重心国家所扮演的角色不同，美国在新经济过程中重点发展了高新技术产业和金融服务业，而全球制造业的中心则越来越向外围国家转移，中心国家应对经济全球化挑战的主要手段在于非物质权力的控制上，即对技术创新范式、市场标准、知识产权、金融资产定价的权利方面。中心国家在全球经济角色上的这一变换必然造成全球分工格局的变化。与此同时，美国国内一直存在着高消费和低储蓄的现象，需要大量的国外资金来补充本国消费。这两个方面因素共同导致了美国贸易巨额逆差的形成。因此，以贸易失衡为表现形式的全球经济失衡是美国经济内外失衡和经济全球化发展的必然结果。2000 年以来（图 1、图 2），美国经常账户逆差增速加快，2000-2007 这八年间平均以 5%的速度在增长，其中 2006 年和 2007 年增速分别为 6.15%和 5.34%，逆差额度分别为 8114.8 和 7386.3 亿美元；新兴市场经济体和发展中国家经常账户顺差在这八年中同样以平均 2.5%的速度在增长，2007 年，新兴经济体和发展中国家经常账户余额的增速为 4.16%，顺差额度达到 6308.7 亿美元。因此，全球经济账户的逆差主要表现为美国经常账户的逆差，全球经常账户顺差主要集中在新兴市场经济体和发展中国家，尤其是中国及东南亚国家。进一步对比发现，2000 年以来，全球经常账户余额由原来的逆差迅速转变为顺差，其中 2007 年顺差额度为 1675.9[1]亿美元，这说明新兴市场经济体和发展中国家经常账户顺差已超过了发达国家的逆差额度。

新兴市场经济体和发展中国家由于受金融发展水平的制约，造成了高储蓄意愿长期超过投资意愿，产生了大量的流动性资金，促进了全球长期实际利率下降。据 IMF 统计，发展中国家的储蓄占名义 GDP 的比例由 1999 的 23.3%猛增到 2007 年的 33%，大大超过其 28.8%的投资率。另外，虽然美国国内存在高消费和低储蓄现象，但从全球的角度来看，2005 年以来，全球总的储蓄率超过全球投资率，且全球总储蓄率和总投资率差距逐渐拉大，如图 3 所示，这进一步说明全球存在过剩的流动性资金。因此，全球贸易失衡和储蓄与投资的失衡成为全球流动性过剩的主要原因。

[1] 相关数据来自 IMF 的 economic outlook database，网址 www.imf.org

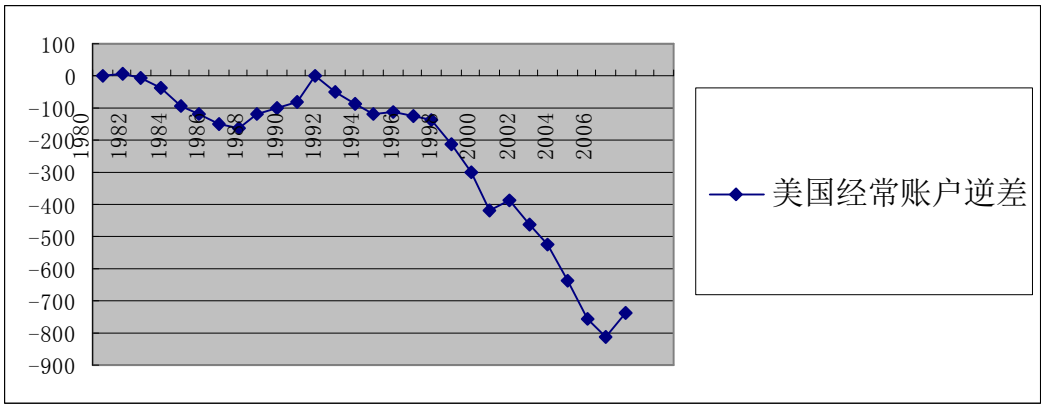


图 1　1980-2007 美国经常账户逆差（百万美元）

数据来源：IMF 的 economic outlook database，网址 www.imf.org

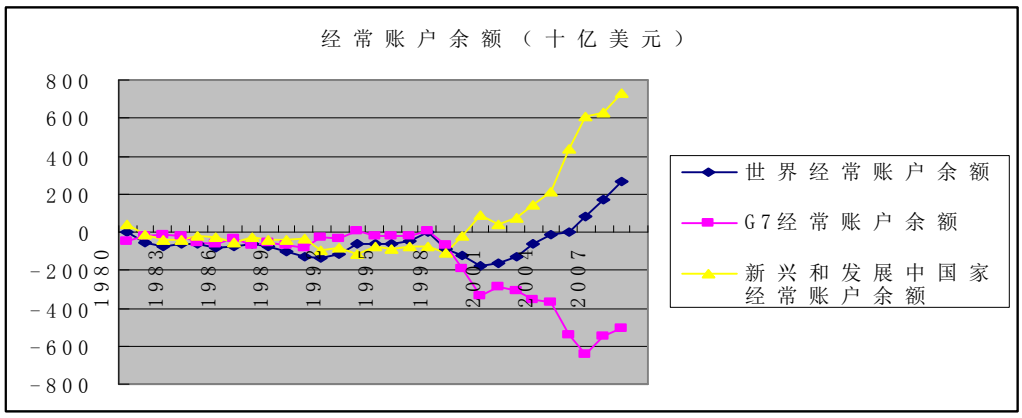


图 2　1980-2007 世界不同组别国家经常账户余额

数据来源：IMF 的 economic outlook database，网址 www.imf.org

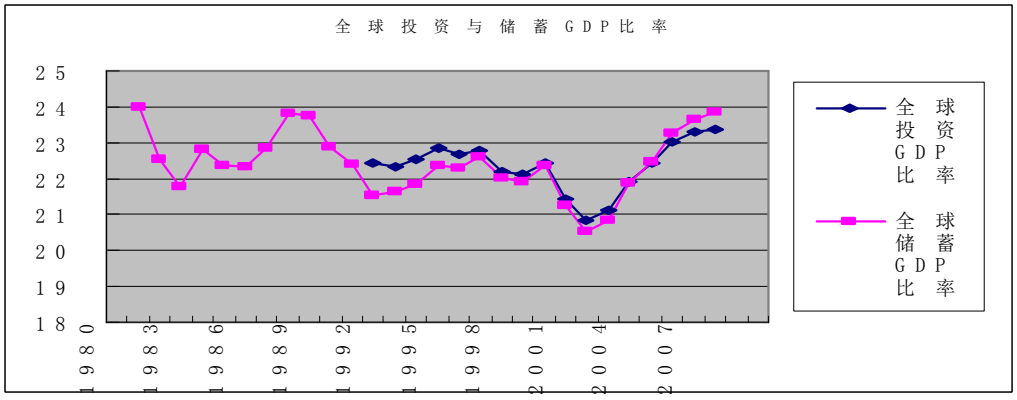


图 1　全球投资、储蓄与 GDP 比率

数据来源：IMF 的 economic outlook database，网址 www.imf.org

2．美国国际资本的净流入与国内低利率

2001 年以来，虽然美国向国外投资的资本总量在不断的上升，但是，外国

向美国投资的资本总量上升的速度更快。其结果是，流入美国资本净额的速度加快，2005 年与 2004 年相比增长了 39%。但是，2005 以后，随着人们对于美国资产过高的估价以及对于美国经济前景的担忧，流入美国的资本净额增速开始下降，其中，2006 年为 3.5%，2007 年则为-18.2%。

近年来的大量国际资金的流入使得美国国内市场拥有充足的流动性，从而为美国长期实施低利率政策提供了保证。2000 年以来，流入美国的资本净额迅速增加，其中 06 年达到最高值为 804421[2]百万美元，与此同时，随着净外资流入的增加，美国联邦基金年利率自 2000 年以来反而是逐年下降的，其中 04 年联邦基金年利率达到最低为 1.35，随后开始上升（图 4），这一现象可以表明美国资本流入净值的增加为美国长期实施低利率政策提供了保证。

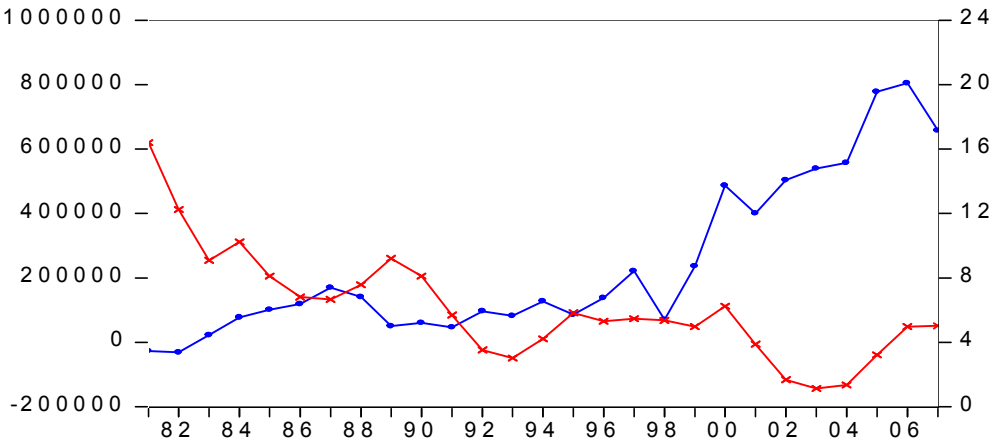


图 4　外国资本流入美国的净值（NK，左坐标，百万美元）与联邦基金年利率（FR 右坐标）

数据来源：美国联邦储备系统相关数据计算所得 https://www.federalreserve.gov/datadownload

（二）流动性过剩及低利率背景下，资金大量向房产集中。

1．流动性过剩背景下，以市场为基础的金融体系特征促进资金向房产集中

在美国，由于信息技术的发展，以银行为基础的金融体系逐渐转变为以市场为基础的金融体系，而以市场为基础的金融体系的一个突出特点就是，存在更多的非银行金融机构进入信贷市场，参与抵押融资活动。虽然这些非储蓄机构的经营活动不受传统的银行监管条例的监管，但是这些机构却行使着传统储蓄机构的功能，即利用短期的借款来进行长期的放贷。而在缺乏储蓄业务支持的情况下，这些机构利用抵押债券在货币市场上进行短期的融资，以此作为放

[2] 相关数据根据美国联邦储备系统的数据计算所得 https://www.federalreserve.gov/datadownload 。

贷资金的来源。这些资金来源在很大程度上依赖于美国及欧洲货币市场的流动资金，因此对于这些市场上的流动性异常的敏感。

而这些机构通过各种方式融资的资金之所以选择房地产市场的主要原因主在于：首先，从 1998 年开始，美国的联邦储备利率持续下降，而这使得非银行金融机构等机构投资者外部融资成本及房地产融资成本下降（Tobias Adrian and Hyun Song Shin，2008）。其二，美国的房地产的融资市场的经营主体在相当长的时期内是由美国各级政府支持的放贷机构，因此尽管这个市场在上个世纪 80 年代已经运用了一些债券化的工具，但是，由于政府信用的存在使这个市场的风险在过去的 30 年中一直维持在一个很低的水平上。第三，当私人资本开始进入房地产融资市场的初期，刺激了房地产领域的需求，房地产价格开始上升。最后，在低利率和高房价的宏观经济环境中，美国房地产抵押贷款的坏账率和资不抵债比率下降，美国的房地产业成了一个高收益低风险的投资行业，与之相伴随的房地产融资领域的交易活动日趋活跃，并最终成为流动性资本追逐的热点。

2. 新经济的破灭和纳斯达克市场财富效应的弱化促进了资金向房地产部门集中

（1）新经济破灭后，美国需要新的支撑消费的渠道

在全球经济失衡的背景下，美国经济乃至世界经济的平稳运行在很大程度上依赖于美国高科技产业的创新能力。然而，一方面，我们看到自新经济结束至今，美国的科技创新并没有新的突破，甚至于在未来科技创新的突破点上还没有找到方向。另一方面，从历史的经验来看，当新的科技创新被运用于生产领域，实现了经济持续增长之后，不可避免地会出现周期性的经济调整过程。因为，创新技术在生产领域的运用，必然会提高全要素劳动生产率，生产率的提高会从生产领域中排挤掉一部分劳动力，从而出现就业的下降，就业下降引起收入的下降，进而导致社会有效需求不足，新经济之后的美国曾经出现过有增长无就业的宏观经济的特征。这两个方面决定了，为了防止美国经济衰退，必须寻找新的支撑美国消费的渠道。

为了避免新经济之后的经济衰退，美国自 2001 年以来一直运用扩张性的宏观政策手段来提高消费水平。众所周知，小布什政府的财政政策一直以减税为主要内容，而联储除了在 2006-2007 年间采用过短暂的升息政策手段之外，降息是其多数时期实施的政策方向；其二，美国全球金融地位保障了全球金融资

本向美国的流入，使美国的低储蓄高消费的内部失衡状态能够在全球范围中找到高储蓄国家与之匹配。这两个方面为房产财富效应成为维持美国消费的渠道提供了条件。

（2）纳斯达克市场财富效应的弱化表明 IT 投资高潮成为历史

美国需求的基础在于美国金融市场的稳定和效率，而金融市场的稳定和效率，除了金融市场本身的发展成熟因素之外，实物经济领域中是否存在着高收益的投资领域是金融市场繁荣的关键。新经济之后，纳斯达克泡沫的破灭意味着信息行业的投资高潮已成为历史，而新的科技革命方向上又不明朗（雷达，刘元春.2002）。华尔街的金融投资家们开始运用资产债券化的手段，将美国的房地产市场作为新的投资目标，在纳斯达克泡沫之后又创造了一个房地产次级债券市场的投资神话，吸引了大量国内资金及外国投资者通过美国国内机构将大量资金转向房产部门。2001 年以来，美国国内私人房产投资在私人固定资产投资中的比重开始上升，到了 2005 第四季度达到最高值 37.95%（图 5）。

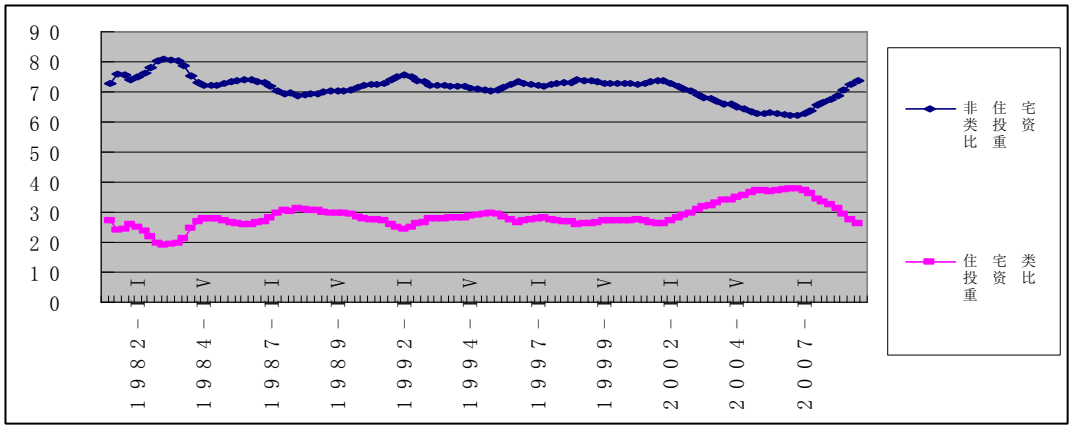


图 5　国内私人固定资产投资构成

数据来源：美国联邦储备系统相关数据，网址 https://www.federalreserve.gov/datadownload

（三）房地产融资泡沫形成的具体过程

全球经济失衡所造成的流动性过剩、美国长期的低利率政策、以及美国房地产市场中长期存在着的政府信用这一特征，使房地产融资市场成为了投资者追逐的市场，而纳斯达克效应的减弱又加剧了资本流向房地产融资市场的过程。房产融资市场的发展降低了新经济泡沫破灭之后的经济的震荡和冲击幅度，使得房地产市场在美国股市熊市时期能够起到继续支撑美国消费增长的作用。美

国居民的房地产资本收益在2000-2003年期间达到了3.4万亿美元[3]，以房地产作抵押为消费融资，在很大程度上减缓了美国总需求的下降速度。然而，从房产部门本身所固有的特点来看，房产泡沫与纳斯达克市场中的IT泡沫相比有着很大的局限性，首先，美国的房地产部门是一个传统的市场，而二十世纪90年代的IT行业是一个新兴的市场，因此，在IT的投资热潮中创造出了如网络、无线通讯、电子商务等多个新型消费领域，这种实物领域的需求创造能使金融资产价格的泡沫维持相当长的一段时间。而这次次债投资炒作的是一个传统的消费领域，对美国这样一个成熟的市场经济社会来说，这种投资热潮对传统的消费领域的需求影响是有限的。这一点我们可以从次债危机暴露之前的2006年美国部分地区的房产价格的下降中可以看出，从2002年美国房地产价格上涨到2006年也只不过4年左右的时间，比起新经济时期的繁荣周期几乎缩短了一半。其次，房地产是一个非贸易部门，虽然非贸易部门的价格上涨所带来的财富效应短期中对美国的消费有着重要的作用，但是与此同时，这种投资泡沫也会因缺乏全球的需求支持而很快破灭。第三，由于房地产本身既有资产的特性，同时也具有耐用消费品的特性。由于这种二重性的存在，在房产价格上升时，作为资产它能获得财富效应，对居民的消费支出起到刺激作用，而作为耐用消费品，它在价格上升时却意味着消费成本的提高，对居民消费具有抑制作用。因此，从长期来看，房地产市场的财富效应不如股市创造的财富效应明显。由此可见，尽管紧随纳斯达克泡沫之后的房地产市场的繁荣，虽然在短期中弥补了美国居民因股票缩水带来的消费不足，但是，在长期中却很难象纳斯达克那样为美国的消费提供足够的财富效应。因此，流动性过剩所导致的资本向房地产融资市场的流动，必然会引发房地产市场的泡沫。

大量资金的流入使得与房地产相关的融资衍生工具迅速发展，而将金融创新工具运用于融资过程时，它既能够提高投资收益，同时也会扩大投资风险，这进一步加速了房产泡沫的形成。这些衍生工具对美国房地产泡沫形成所产生的影响主要表现在三个不同的层面上：

第一，将美国低收入阶层的房地产抵押市场中的政府信用在市场中进行了放大。在战后美国的历史中，美国联邦政府有多个机构涉及低收入阶层的房产供给，其中颇具影响的是联邦全国抵押协会（Fannie Mae）和联邦住房贷款抵押公司（Freddie Mac）以及退伍军人管理机构（VA）和联邦住房管理机构（FHA）。

[3] 数据来源：美国联邦储备系统Flow of Funds accounts，网址 https://www.federalreserve.gov/datadownload

1968 年，国会将 Fannie Mae 分成两个机构：一个是目前的 Fannie Mae，另一个是政府全国抵押协会（Ginnie Mae）。而法律允许 Ginnie Mae 可以通过为私人实体发行的证券提供担保。1989 年，国会提出一些技术性改变，增强了联邦全国抵押贷款协会和联邦住房贷款抵押公司对投资者的吸引力。例如允许他们发放不同风险和收益组合的有价证券，以适应投资者的不同偏好。同时，监管者让养老基金和共同基金将联邦全国抵押贷款协会的债务列入低风险等级。因为这些改变，联邦全国抵押贷款协会和联邦住房贷款抵押公司得到快速发展，购买了越来越多的抵押贷款，而这实质上是将这些抵押债券都转化是由政府担保的债券。与此同时，随着债权的坏账率下降，有越来越多的私人投资机构进入了这个市场，发行类似的债券。这些债券的信用等级是由资产评估公司认定的，由于这些房地产资产的购买者收入水平较低，因而以这类资产作抵押的债权等级被列入次级信用等级的债券。但是，由于抵押资产的类型是相同的，因此对于购买债券的投资者来说，有政府担保和无政府担保两种债券的风险值通常被认为是一致的，而这实际上是放大了政府信用的担保范围。

第二，私人投资机构进入抵押贷款市场之后，由于当时的房地产抵押市场的坏账率较低，因此，私人投资机构提高了低收入家庭的贷款资产比率（LTV ratio）。私人机构的 LTV 率的提高，一方面吸引了更多的低收入借贷者进入房地产市场，刺激了房地产需求的提高，另一方面它在市场上的扩张排挤了政府信用担保机构的债券份额。已有实证研究表明，美国房地产价格上升的 2002-06 年间，以 FHA 和 VA 为代表的美国联邦政府担保的住房抵押资产债券市场份额却在急剧下降，到 2005 年其市场份额仅为 2-3%，是历史上的最低水平，政府市场份额的下降进一步提高了信贷市场风险。

第三，由于私人投资机构通过资产债券化的形式进入美国房地产领域，他们可以运用资产和债券组合策略销售金融凭证。这种操作技巧不仅加大了资产定价难度和市场信息的非对称性，同时，这些金融机构也可以籍此手段进行恶意放贷，像一些不符合贷款信用要求的客户发放房地产贷款，然后在房地产泡沫破灭之前将潜在的不良资产打包销售，转嫁风险。

三、影响全球经济失衡的基本因素变动趋势分析

美国经济增长方式决定了世界经济增长方式，美国经济外部失衡决定了世界经济失衡。次级债危机是全球经济失衡的必然结果，同时次级债危机反过来

又可能影响美国经济，促进美国经济调整，进而影响全球经济失衡的调整。尽管次级债危机爆发对目前美国经济乃至世界经济的增长方式的可持续性提出了疑问，但是次级债的爆发并没有从根本上改变影响美国经济增长方式的基本因素。因此，短期内美国经济不会出现严重衰退，然而，全球经济失衡及美国次级债危机的爆发增加了对于美国经济增长基本因素的判断难度，长期中决定美国经济增长基本因素存在着诸多的不确定性，美国经济可能会进入缓慢的衰退调整。从而影响本轮全球经济失衡的可持续性。

从以往的经验数据来看，影响美国经济周期波动的主要因素在于：美国国内居民消费水平，美国对外投资收益状况，美国金融地位及全球资本流动格局。次级债危机爆发后这些因素对美国经济的影响是否已经发生了变化？长期中将会发生什么样的变化？这是判断美国经济乃至世界经济走势的核心问题。

1．美国居民消费的分析

（1）美国 GDP 变动主要取决于消费的变动

2000 年 IT 泡沫的破灭和纳斯达克市场的调整，使得美国经济增长模式从新经济初期的“投入驱动型增长”转向“需求拉动型经济增长”。个人消费、政府购买的增长率基本保持在 2%-3%的水平，这一比率并没有因为次级债危机而下降（图 6、图 7）。自 2005 年开始，住宅投资的增幅就开始下滑，特别是次级债危机爆发以来，住宅投资开始大幅度下降，2007 年美国住宅投资比 2006 年下降了 17%。但是，我们发现，即使是住宅投资存在较大波动和大幅度下降的情况下，真实 GDP 并没有大幅度下滑，其年度变动趋势与个人消费的变动趋势仍非常的相似，保持在 2%左右的水平。根据图 8 所对应的相关数据 ，我们对 1930 年以来的美国实际 GDP 变动的进行了统计分析[4]，我们发现，在 1930-1989 年这 60 年中，在 1%实际 GDP 变动中，其中 0.57%是消费造成的，0.15%是国内私人投资造成，而净出口造成-0.001%经济增长，0.28%由政府消费支出带动。在 1990-2000 年 11 年中，在 1%真实 GDP 变动中，其中 0.72%是消费造成的，0.29%是国内私人投资造成，而净出口造成-0.09%经济增长，0.08%是政府消费支出带动的。而在 2001-2007 这七年中，在 1%真实 GDP 变动中，其中 0.87%是消费造成的，0.05%是国内私人投资造成，而进出口造成-0.1%经济增长，0.18%是政府消费支出带动的。

从我们所划分的三个不同历史时期的统计分析结果来看，美国的居民消费

[4] 根据美国经济研究局的相关计算数据，我们计算出了 GDP 平均增长率，以及消费、投资、政府消费支出的平均贡献率，并在此基础上进一步计算出了单位 GDP 变动的相关要素的贡献度。

对 GDP 增长的贡献率在不断提高，这意味着美国的总体边际消费倾向在不断提高。另外，为了消除均值和数据观测样本个数差异的影响，我们可以计算出三个阶段消费变动的变异系数（CV）分别为：1.03、0.41 和 0.40，因此可以看出，进入 1990 年代后，美国居民消费增长的波动幅度进一步缩小，至今为止，美国还没有出现居民消费增长率为负值的情况。

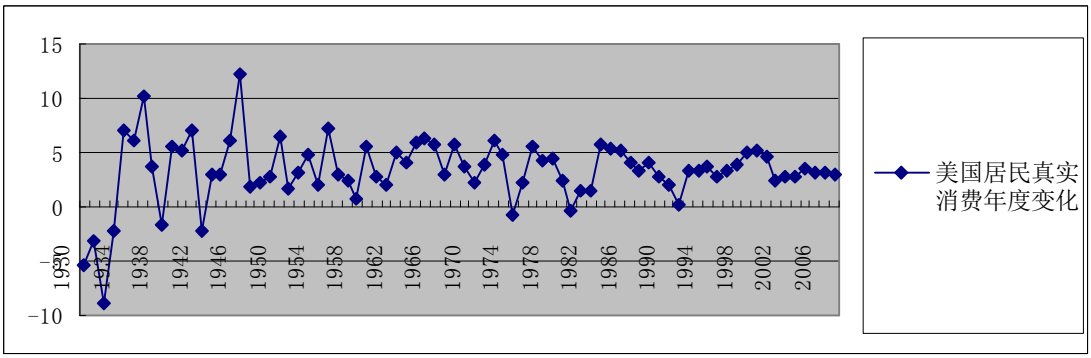


图 6　1930-2007 美国居民真实消费年度变化

数据来源：美国经济分析局 http://www.bea.gov/

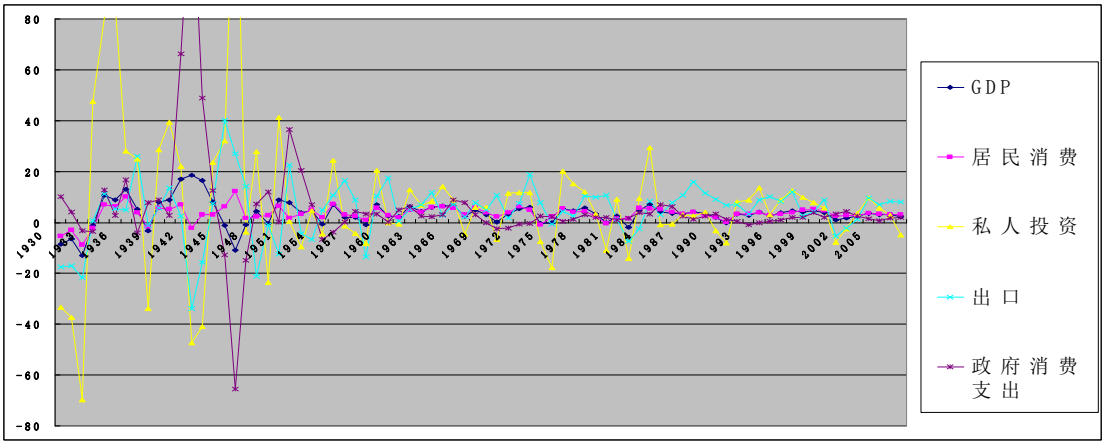


图 7　个人消费、私人投资与政府消费支出年变化率（1930-2007）

数据来源：美国经济分析局 http://www.bea.gov/

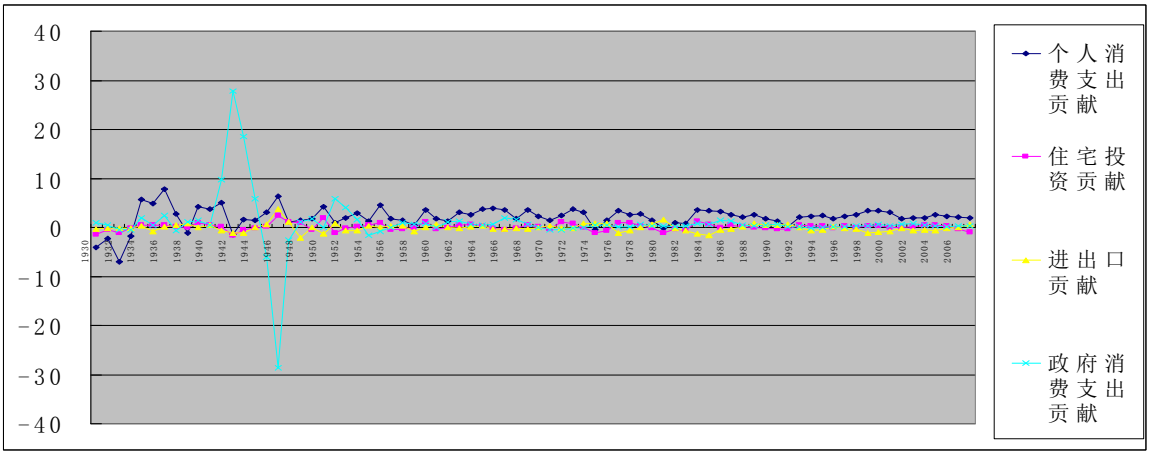


图 8　个人消费、住宅投资、政府购买对于单位真实 GDP 变化的贡献（1930-2007）

数据来源：美国经济分析局 http://www.bea.gov/

（2）美国居民消费主要取决于可支配收入，而财富效应对消费具有短期影响。

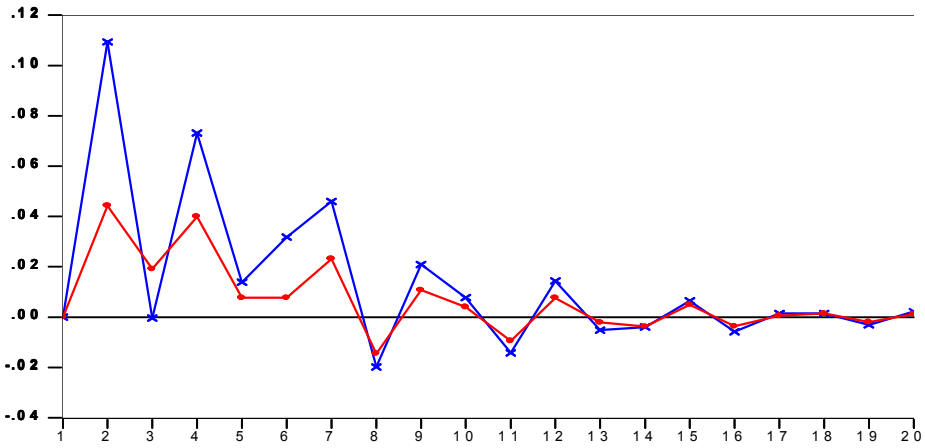
既然美国经济的增长主要是由居民消费拉动的，那么居民消费变化又是有哪些因素来决定的呢？我们利用1990-2008Q1时间段的美国季度数据，采用了一个简单的线性计量模型进行估计，其中，IPC是指居民消费的季度变化率，IPY是指居民可支配收入的季度变化率，ICE是指居民持有的公司股票价值，包括家庭直接持有的公司股票价值以及通过互助基金、养老基金间接持有的股票价值，IHM是指居民房产抵押贷的数额[5]，相关的所有数据均进行了季度调整，括号内的数字为系数的T检验值，结果如下：

$$IPC = 0.57*IPY + 0.095*IHM+0.0003*ICE + 0.7812 \qquad (1)$$

（9.28）　（1.87）　（0.26）　（6.74）

R-squared: 0.57;　D-W: 2.1，不存在序列相关；残差正态检验的结果：Jarque-Bera为3.5，P值为0.17，无法拒绝残差为正态分布的假设，因此回归检验结果可信度较高。

[5] 关于股市和房产财富效应的衡量，借鉴 Eric Belsky and Joel Prakken (2008),Harvard University W04-13。



从计量的结果我们可以看出，居民可支配收入在1%显著性水平上是高度显著的，1%可支配收入的变动引起0.57%的消费变动；房产价值的变动对居民消费变动的影响在10%显著性水平下是显著的，1%房产财富价值的变动引起0.095%的消费变动；然而股市价值的变动对于居民消费的变动是不显著的。股市价值变动系数不显著，原因可能是股市价值变动对居民消费存在滞后效应，因此，我们利用IPC、IHM、ICE 的1990-2008Q1数据作了向量自回归模型（VAR），做出脉冲响应函数图（根据AIC和SIC准则，滞后阶数选择3），结果表明，房产价值变动的一个标准差会在第二期引起消费标准差最高上升0.11，公司股票价值变动的一个标准差会在第二期引起消费标准差最高上升0.045，因此，可以看出房产财富变动对于居民消费的影响大于股市财富变动对居民消费的影响。另外，房产和股票价值的变动对于消费的影响是逐渐下降，在第12期（即3年）之后，两者对于消费的影响接近为零。这说明房产财富效应和股市财富效应对居民消费的影响短期为正，长期为零。

由于居民消费后向刚性和消费惯性，因此，在美国居民可支配收入没有发生大幅下滑的情况下（图9），美国消费不可能大幅下滑。而居民可支配收入由工资性收入、投资性收入、租金收入、资产性收入和转移支付收入组成（图10），减去社会保险支出和税收支出就是个人可支配收入。其中，工资性收入是居民收入中最大的组成部分，2001-2007年工资性收入占居民收入平均约为68.2%，且工资性收入上升比较快，2001-2007年工资性收入增长速度分别为2.8%、2.5%、3.5%、5.7%、5.3%、5.9%、5.5%，工资性收入增长的速度快于经济增长的速度。而财产性收入只是占居民收入的约约15.6%，因此，居民可支配收入增长率并没有出现

下滑。至于居民工资性收入上升的原因，我们认为可以归结于劳动生产率和全要素生产率的上升，制造业部门、私人商业性部门和私人非农业商业性部门的全要素生产率在2001年有所下降外，自2001年以来，虽然全要素生产率增幅有所减缓，但是仍然是处于上升趋势（图11、图12、图13）。因此，虽然美国消费因为财富效应的下滑会有一定的波动，但是消费主要是由可支配收入决定的，在美国居民可支配收入没有发生大幅下滑的情况下，美国消费不可能大幅下滑。

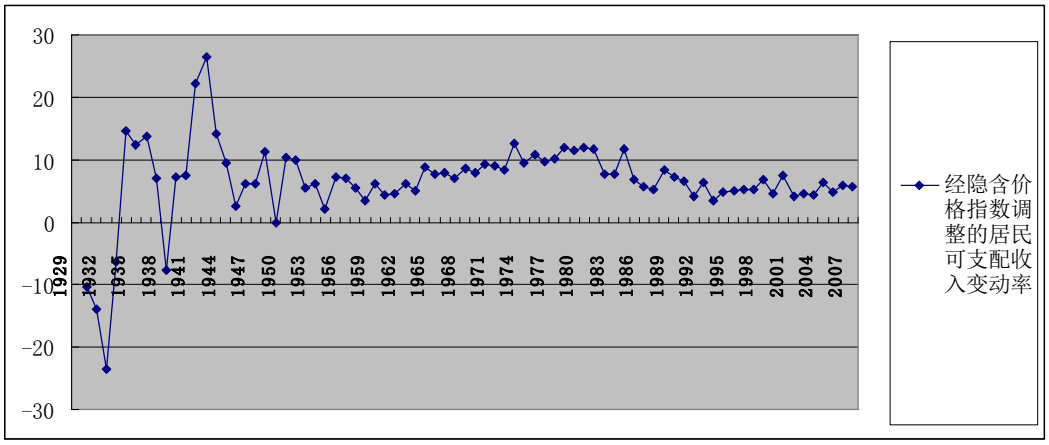


图 9 经隐含价格指数调整的居民可支配收入变动率（1929-2007）

数据来源：美国经济分析局 http://www.bea.gov/

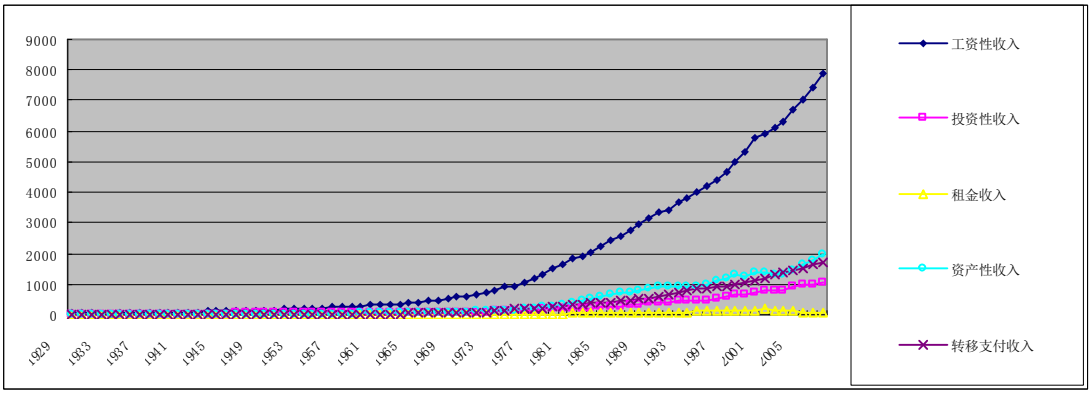


图 10 美国居民收入不同组成部分的变动趋势（1929-2007）

数据来源：美国经济分析局 http://www.bea.gov/

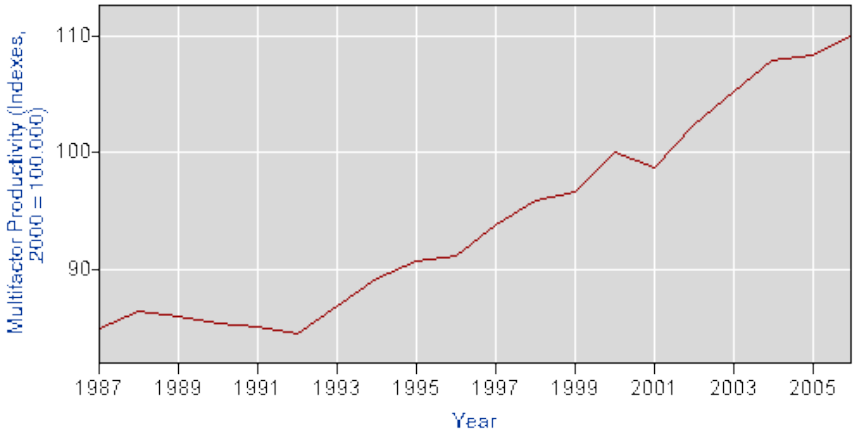


图 11 制造业部门全要素生产率 （以 2000 年为基数 100）

数据来源：根据美国劳动统计局数据绘制 http://www.bls.gov/

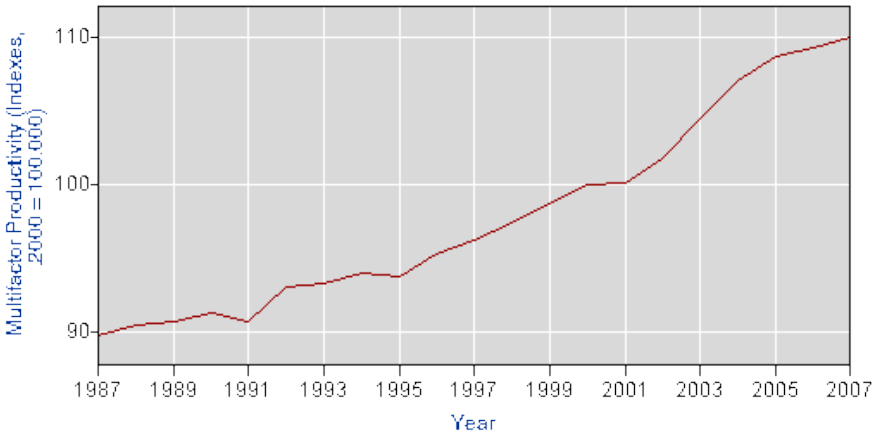


图 12 私人商业性部门全要素生产率（以 2000 年为基数 100）

数据来源：根据美国劳动统计局数据绘制 http://www.bls.gov/

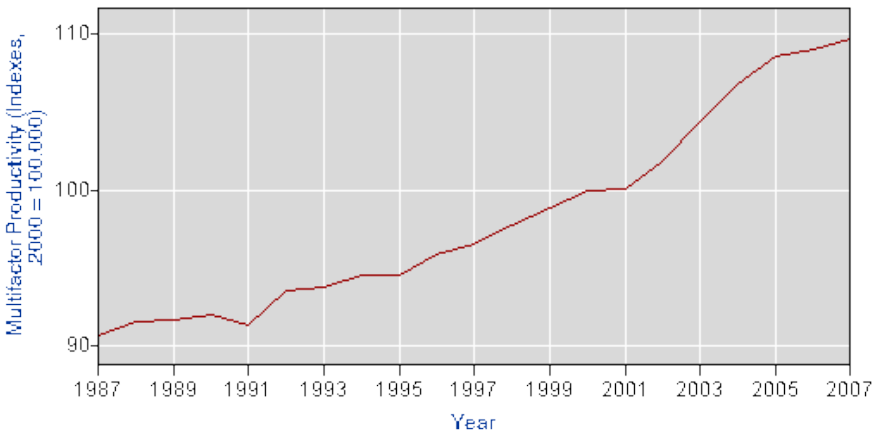


图 13 私人非农业商业性部门全要素生产率（以 2000 年为基数 100）

数据来源：根据美国劳动统计局数据绘制 http://www.bls.gov/

（3）长期来看，美国消费调整面临不确定性

尽管次级债危机的爆发，到目前为止还没有引发美国消费水平的急剧下降，但是，未来美国的居民消费是否会出现明显的波动，进而改变全球经济失衡的格局，对此依然存在着诸多不确定性。

首先，对美国居民消费增长贡献最大的因素是居民的可支配收入，而在可支配收入中所占比率最大的是工资性收入，近些年保证居民工资收入稳定增长的一个重要原因是全要素劳动生产率的提高。而美国全要素劳动生产率的提高很大程度上是由于 IT 技术在其他领域中的运用的结果，由 IT 技术创新所引发的美国全要素生产率的提高，这一现象出现于 1996 年前后，距今已有 12 年了，这一领域的技术创新对美国全要素生产率提高的效应最终是会有极限的，因此，当一场新技术创新的效应下降之后，作为中心国家的美国，是否能够不断地通过技术创新来提高全要素生产率，进而保证工资性收入的上涨，从历史的经验来看，这种可能性几乎是不存在的。

其次，从我们上面的分析来看，资产价格的上升所带来的财富效应只是在短期中对居民消费有一定的刺激作用，而从长期看，无论是股市还是房市，其财富效应几乎为零，尽管从 1992 年以来的美国居民消费增长平稳，这一时期，美国的资产价格上升的财富效应又非常平稳地从纳斯达克市场转移到了房地产融资市场，但是，美国的金融市场能否持续地制造出金融资产的财富效应，在救助次级债过程中，各国中央银行所注入的资金可能再次造成流动性泛滥，流动性的再次膨胀是否能在市场上找到高收益的投资领域来补偿美国次级债危机给美国金融机构带来的财务损失。这些不确定的因素的存在将会直接影响到美国居民的消费水平的稳定。

第三，从美国政府救助次级债危机的方式来看，缓解美国投资者的恐惧心理，维持投资者对美国金融市场的信心是美国政府和货币当局的主要目标，因此，大量资金的注入是美国拯救次级债危机的主要货币手段，而面对通货膨胀率的再度上升美国政府却听之任之，无所作为。通胀的上升，已经影响到了美国居民的消费信心，2008 年 5 月份美国的消费信心指数下降到了 57.2，为 16 年以来的最低水平。消费信心指数的下降必然会影响到未来美国居民的实际消费水平。

最后，也是最为重要的不确定性在于美国宏观经济政策的走势对美国经济消费的影响。如果美国的技术创新和资产价格上升的途径都不足以维持美国居

民消费增长的话，那么美国是否会回到1960——70年代的凯恩斯需求管理的宏观经济政策的轨道上，从新古典主义像凯恩斯主义的回归将必然伴随着中心国家对非物质权利的控制转向物质权利的控制，政府的投资支出增加，制造业的保护程度提高都将使这种转变的具体政策手段。在激烈的民主党总统选战中我们一进看到了这种政策变动的端倪。如果这种政策转变一旦成为现实，美国的居民消费水平有可能得到维持，但是，美国经济的内外部均衡的格局将发生根本的变化，这种变化也必然会使全球经济的分工格局发生剧烈的变动，本轮全球经济失衡的调整的“拐点”也会因此而出现。

2．美国对外投资收益的变动

美国对外投资的收益高于外国投资于美元资产的收益，使得美国的资本项目状况一直保持相对稳定，这一状况短期内不会改变。如图14所示，美国对外投资净收益2000年以来并没有减少，相反，尤其是2006年以来，对外投资净收益增长非常迅速。美国对外投资净收益的这种增长趋势在短期中不会发生变化，其原因在于：首先，美国对外投资中，直接投资是主要的投资形式，而对外直接投资地区差异显著，且对新兴市场经济体和发展中国家直接投资增长迅速（图15），这种多元化的投资，有利于降低美国投资风险和保证投资收益增长。美国对欧洲之间的直接投资在美国直接投资中占重要地位，2006年在欧洲的投资占据了美国对外直接投资的52.4%；美国对于亚太地区与拉美地区的直接投资也在不断增长，而近年来拉美地区和亚太地区发展中国家经济维持了一个较高的经济增长速度，这也使得美国从中得到一份迅速增长的投资收益。其次，目前“中心—外围”分工格局有利于美国，即美国在新经济过程中重点发展了高新技术产业和金融服务业，而全球制造业的中心则越来越向外围国家转移，中心国家应对经济全球化挑战的主要手段仍在于非物质权力的控制上。如表1所示，美国对外直接投资行业分布较为广泛，其中制造业和金融保险业比较突出，2006年分别占21.12%和20.34%。对外大量制造业投资是一种全球投资战略和产业生命周期的必然结果，通过将大量高成本和高污染的制造业转移到发展中国家，一方面可以充分利用发展中国家低廉的劳动成本优势降低生产的成本，另一方面通过企业内贸易的发展可以更好满足国内消费需求。而美国在金融服务业相比与东道国具有很强的竞争优势，因此可以充分发挥美国的比较优势，从而保证美国获得高额投资回报。从理论上讲，决定美国对外投资收益的因素与国内次级债危机的关联程度不大，因此，在短期中美国的对外投资收益的变动趋势不会发生根本性的变化。

但是，从长期来看，仍然会有一些不确定的因素会影响美国的对外投资，短期中，发展中国家经济发展保证了美国对外投资收益增长，但是长期中，发展中国家是否能够承受外部冲击保持经济发展呢？就目前的情况而言，由于发展中国家制度和政策环境的改善，比如金融快速发展、贸易自由化程度提高以及政府财政约束增强，使得发展中国家有能力承受目前价格上升的冲击，经济快速发展。这表现为，此次能源价格的上升相比于以往能源价格上升对发展中国家有许多有利方面：一是，发展中国家出口尤其是制造业出口增长较快，与此同时，与以往出口快速上升相比，一方面，并没有引起实际汇率的大幅升值，另一方面，非燃料性商品的出口关税也得到大幅消减。二是，发展中国家从全球化和邻国快速经济发展中获益增加。但是，长期来看，随着发展中国家经济的高速增长和对资源需求的快速上升，以及美国和欧盟大量的“注资”行为进一步刺激了能源价格的上涨。未来我们将不可避免面临能源价格高增长，一方面，由于伴随着能源进口而带来的输入型通货膨胀，会抵消发展中国家低廉的劳动力成本优势，从而也会降低美国对外投资收益；另一方面，发展中国家目前制度的改善对资源型商品价格上涨冲击的承受力有多大，未来的高能源价格是否会给发展中国家带来破坏性的冲击，这些都是不确定的（world economic outulook,2008.04,第五章）因素。因此，未来美国对外投资收益仍存在扭转的可能性。

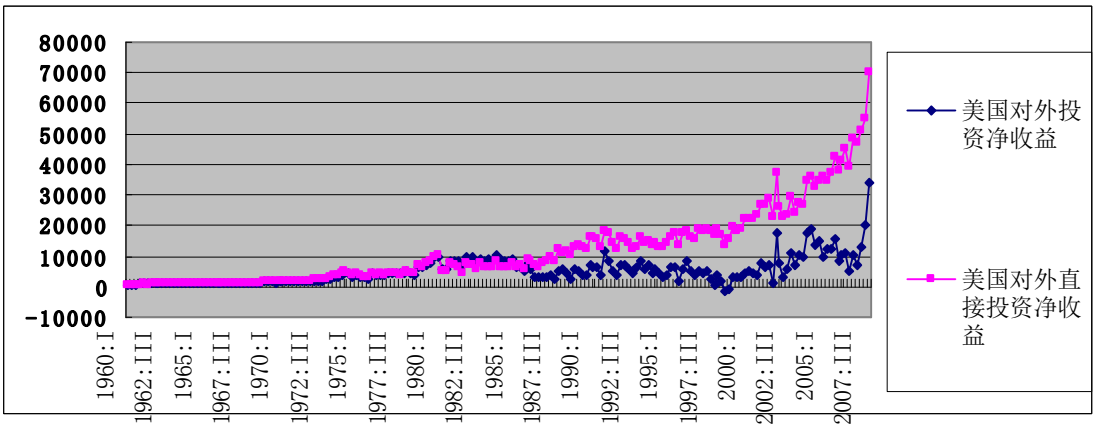


图 14 1960-2007 美国对外投资资产净收益与对外直接投资净收益季度数据（百万美元）

数据来源：美国经济分析局 http://www.bea.gov/

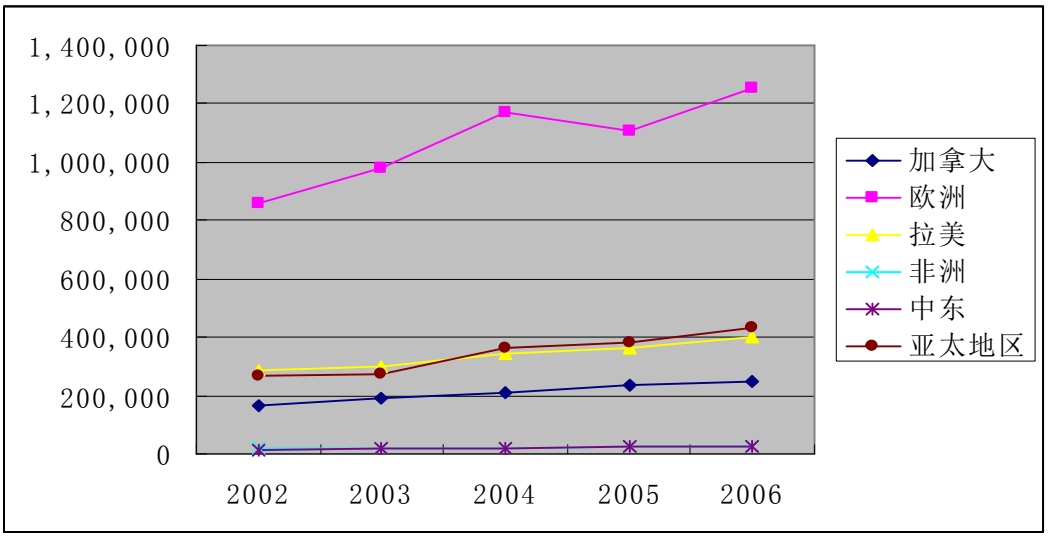


图 15 美国对外投资收益地区构成（百万美元）

数据来源：美国经济分析局 http://www.bea.gov/

表 1　美国对外直接投资产业分布（%）

	2002	2003	2004	2005	2006
采掘业	5.06	4.83	4.82	5.43	5.71
制造业	20.89	20.97	19.52	21.04	21.12
批发贸易	6.87	6.775	6.04	6.53	6.89
信息	2.58	2.64	2.97	3.06	3.12
保险	3.38	3.32	2.69	3.08	2.83
金融服务	17.64	17.9	20.4	21.2	20.34
专业技术	1.92	2.03	2.09	2.29	2.41
非银行控股公司	33.5	33.85	34.04	29.07	29.8
其他	8.14	7.69	7.44	8.31	7.79

数据来源：美国经济分析局 http://www.bea.gov/

3．美国资本流动趋势的判断

伴随着本轮全球经济失衡，全球经济出现了一些前所未有的新现象，其中一个非常奇怪的现象是国际资本的反向流动：资本从劳动禀赋相对充裕的国家流向劳动禀赋相对稀缺的国家，从资本边际收益率高的国家流向资本边际收益低的国家。这种资本的反向流动，一方面，弥补了美国低储蓄高消费的资金缺

口，另一方面，保持了美国国内充足的流动性。因此，这种国际资本的流动趋势是否可以维持，一直是美国货币当局担心的主要问题。联储主席人选发生更替之后，美联储试图运用升息的方式来保证全球资本反向流动的方向。那么，这种全球资本反向流动的方向是否会发生改变呢，即美国是否会经历资本的外逃？

在流向美国的大量资金中，投资收益是决定资本流向的主要因素，但不是唯一的因素。多年来，美国市场被认为是“风险避难所”。美国在事实上起着国际资本流动的枢纽作用，即一方面吸收大量的国际资本，另一方面进行大量的对外投资。美国资本流入和流出额分别占全球总额的三分之一和五分之一。它的资本流入流出的变化在相当程度上反映了国际大的投资机构全球投资策略的调整。 然而美国资产的这种特殊作用的持续性近期以来发生了动摇：一方面表现为美国股市价格持续震荡，美元贬值；另一方面表现为国际资本流入美国的规模开始减缓。

如果美国资本流入减缓只是暂时调整，那么，国际资本流动的格局不会有太大的变化，美国金融市场的稳定性也不会受到巨大的冲击。

（1）美国资本收益是可以保证的，相比之下，美国依然是世界最安全的投资目的地。

美国收益率是否可以维持一个重要的方面就是美国资产价格调整是不是可控制的。这主要取决于投资者对美国公司风险调整后的盈利前景的预期。①美国经风险调整后的资产收益尽管下降，但与欧洲、日本资产收益相比仍有优势。在上世纪 90 年代，美国金融资产的利息率要比日元和欧元资产高。假设美国和欧洲的金融市场成熟程度是一致的，即他们的系统性风险相似，则美元资产的利率/风险比值要比欧元和日元资产高，所以美元资产具备了相对优势。②美元资产和新兴国家的资产相比较。新兴国家的资产收益率普遍要比美国的高，但是他们国家的系统风险却让国外投资者不敢贸然进入，美国的系统风险要比新兴市场经济体小很多。美国的经济规模仍然是世界上最大的，它占世界经济的比重超过了 1/4，并且美国的经济增长稳定，这为美国发行其金融资产提供了最重要的支持。美国对投资者的保护是有力的，他能够保护中小股东，避免投资者受到内幕交易影响等等。因此，相对于欧元资产和新兴国家资产而言，美国的金融资产具有不可比拟的优越性（cooper，2001），美国仍然是世界最安全的投资目的地。人们的这种预期，在一定程度上缓解了美国资产价格调整速度和

强度，从而缓解国际资本减少投资美国股权和公司债券的速度和幅度。此外，美国金融市场仍然是世界上最大的、流动性和多样化程度最高的市场，国际投资者如果不是全面抛售手中的金融资产并将其兑现的话，其将资本调离美国市场很可能只是暂时的投资策略调整。

（2）从工具结构看，美国政府债券是相对安全的。美国政府债券从来都被视为在投资者寻求“高质量”投资时风险最小、质量最高的投资工具。美国政府债券的这种作用不会有根本性改变，除非美国政府由于自身的要求减少债券的发行。因此，在美国资本流入中的政府债券部分，不会出现大幅度的削减。另外，在美国资本流入构成中，官方资本流入和私人资本流入之间出现了相互的替代性，进而有助于维持美国净资本流入规模的稳定。（人大宏观经济报告，2007.11）

（3）为了维持金融中心地位，美国政府这次对次级债救助的手段已经超越以往。维持金融中心地位是全球利益分配的结果有利于美国的一种保证，维持美国金融中心地位涉及到美国的核心利益，因此，美国不可能放任美元的贬值和金融系统的动荡。另一方面，虽然，在美元持续贬值的情况下，美国近期的出口有所增加，但却引发了另外两个危机：一种可能的危机是，美元持续贬值和美联储持续降息造成美元外流，追求升值国家和利率较高国家的资产，在美国出口刚开始增加，国内企业需要“内生货币”时，美元外流和次债危机引发的金融链条中断却不能提供充足的流动性，美联储才会紧急对金融机构注资，从而保证国内生产能够得到充足的货币。另一种潜在的危机是，美元贬值的预期造成国际游资把石油和贵金属作为资金保值和升值的避难所。油价的持续上涨造成美国国内生产的成本上升，成为压垮美国经济的最后一根稻草。因此，以美元贬值带动美国出口的政策难以长期维持。

以上三个方面共同决定了目前流入美国资本规模的减缓只是一种暂时现象，长期来说，资本流动双循环趋势是否会改变存在不确定性。

首先，美元大幅贬值已经使得美国出口上升，贸易赤字减少，而美国贸易赤字的减少意味着美国对其他国家进口需求的下降，那么对于依赖美国需求的国家来说，这会给其经济的发展带来负面冲击。次贷危机直接造成房地产投资下降；资产价格泡沫破灭通过负向财富效应抑制了居民消费，通过托宾 Q 效应和金融加速器效应抑制了企业投资；信贷紧缩也抑制了居民的举债消费和企业投资。尽管在此期间美国的净出口有所反弹，但是次贷危机仍通过消费和投资

渠道拖累了美国经济增长，风险从金融市场传导至实体经济。 在经济和金融全球化背景下，危机将通过贸易和投资渠道从美国传导至全球。美国经济减速将会影响其他国家的出口，国际短期资本流动的波动性增强可能放大并最终刺破新兴市场经济体的资产价格泡沫。

其次，在资源型价格上升过程中，美国除了能够利用期货市场的定价权影响财富在全球分配的结果之外，美国并不能够控制这种资源流动的全部过程。这个过程是在资源性商品价格上升过程中，美元储备开始向资源型商品国积聚，然后通过资源型价格变动的逆转，再向美国转移。在这整个过程中，是否会出现国际经济秩序的变化是一个很不确定的因素。

四、全球经济不确定性中的确定因素

世界经济中的不确定因素的根本点在于美国的金融资本失去了能够维持目前世界经济增长格局的新的投资方向。在新的投资领域没有出现之前，国别经济关系的重点并不在于财富增长的速度，而在于财富增长利益的分配和全球失衡调整成本的转嫁。因此，国别间国际生存空间的争夺所引发的国际经济秩序的混乱将会成为未来一段时期中世界经济的主要特点。身处全球经济失衡一端的中国必然要面对这样的现实，审时度势，在不确定的世界中认识确定性的因素，未雨绸缪，在困难的环境中走出一条光明大道。

在不确定的世界中我们可以看到的确定性的因素主要在于以下几个方面：

第一，在全球经济增长的利益分配和全球经济结构的调整成为国际经济关系焦点的背景下，影响利益分配的手段就不再仅仅是经济手段。当经济手段不能达到利益分配目的的时候，各国政府间的外交、政治手段的效果往往成为国际舞台博弈的关键。从新世纪初期对中国商品的反倾销案例的增加到2007年前后对中国商品质量的置疑；从对中国的环境标准到劳工标准的指责；从杯葛奥运到支持藏独，我们不难看出，国际间争夺利益分配的手段已经越来越转向政治领域。因此，如何用政治外交平衡经济利益，或用经济外交平衡政治利益，是中国在面临新的国际经济环境时所必须审慎权衡的对外策略。

第二，从利益分配的经济学角度看，全球性通货膨胀的出现必然导致财富从债权人向债务人的转移。上个世界70年代，美国正是通过向欧洲国家输出通胀来转嫁美国的经济衰退。根据欧洲以往的经验，避免外生性通胀的主要办法是放弃与通胀输出国货币的固定汇率制度。以此看来，加大人民币汇率浮动空间，以减

缓国内通胀压力，是目前对外经济政策的必然选择。

第三，资源型商品价格上涨，从表面上看财富的分配会有利于资源出口国，而对以制造业为主的发展中国家产生不利的影响。但是，资源型商品仍然以美元计价，商品期货价格的定价权仍然为发达国家的投资银行所控制，因此，资源型商品价格上涨的周期随时都可能逆转，其途径或是弱势美元政策的终结，或是期货价格的回落，整个过程将意味着全球财富从制造业中心向金融中心的转移。为此，避免商品价格上涨的对策并不一定是资源储备的增加，而是中国国内产业结构的调整、节能减排指标的落实和能源的勘探与开发。

第四，目前的全球经济环境必然会制约制造业的发展，发达国家对发展中国家制造业的投资可能会出现下滑，国际资本会更多的以非贸易、非FDI的方式流入中国的金融市场，国际资本冲击中国金融市场的风险在加大。为此，我们必须审慎地对待资本市场的开放进程，以避免东亚金融危机的出现。

参考文献：

[1]Adam B. Ashcraft, Til Schuermann.2008. Understanding the Securitization of Subprime Mortgage Credit. Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, no. 318.

[2]Andreas Lehnert.2004. Housing, Consumption, and Credit Constraints .Board of Governors of the Federal Reserve System, DC 20551.

[3]Keys, Benjamin J., Mukherjee, Tanmoy K., Seru, Amit and Vig, Vikrant. 2008.Did Securitization Lead to Lax Screening? Evidence from Subprime Loans. Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=1093137

[4]Carmen M. Reinhart, Kenneth S. Rogoff . 2008 . Is The 2007 U.S. Sub-Prime Financial Crisis So Different? An International Historical Comparison .NBER, No. 13761.

[5]Christopher D. Carroll, Misuzu Otsuka, and Jirka Slacalek.2006. How Large Is the Housing Wealth Effect? A New Approach. NBER Working Paper No. 12746.

[6]Cooper, Richard N. 2001. Is the US Current Account Deficit Sustainable? Will it Be Sustainer, Brookings Papers on Economic Activity, VOl. 2001, No.1, 217-226

[7]Cooper, Richard N. 2005. Living With Global Imbalances: An Contrarian View. www.iie.com/Publications/pb/pb05_3.pdf

[8]Daron Acemoglu, Simon Johnson, James A. Robinson, Pierre Yared. 2007. Reevaluting the modernization hypothesis. NBER, No. 13334.

[9]Enrique G. Mendoza And Vivian Z. Yue. 2008. A Solution to the Default Risk-Business Cycle Disconnect. NBER, No. 924.

[10]Eric Belsky and Joel Prakken. 2004.Housing Wealth Effects: Housing's Impact on Wealth Accumulation, Wealth Distribution and Consumer Spending . National Center for Real Estate Research ,Harvrd

university. W04-13.

[11]Eva Sierminska. 2007. Wealth Effects out of Financial and Housing Wealth: Cross Country and Age Group Comparisons . Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper 2007-01.

[12]Giovanni Dell'Ariccia, Deniz Igan, and Luc Laeven. 2008.Credit Booms and Lending Standards: Evidence from the Subprime Mortgage Market. WP/08/106.

[13John Krainer. 2008. Falling House Prices and Rising Time on the Market. Frbsf Economic Letter.

[14]Joseph W. Gruber and Steven B. Kamin .2008. Do Differences in Financial Development Explain the Global Pattern of Current Account Imbalances?. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers. No. 923.

[15]Karl E. Case, John M. Quigley and Robert J. Shiller.2001.Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market. NBER ,Working Paper No. 8606.

[16]Todde.Clark, Taisuke nakata.2008. Has the behaviorof inflation and long-terminflation expectation changed. Federal reserve of Kansas city.

[17]Tobias Adrian and Hyun Song Shin. 2008. Liquidity, Monetary Policy, and Financial Cycles. www. n e w y o r k f e d . o r g / r e s e a r c h / c u r r e n t _ i s s u e s

[18]Yuliya Demyanyk, Otto Van Hemert.2008. Understanding the Subprime Mortgage Crisis. Federal Reserve Bank of St. Louis, P.O. Box 442, St. Louis, MO 63166.

[19] IMF. world economic outlook. 2008.April.

[20] World bank. Global financial stability report. 2008.April.

[21] 雷达，刘元春. 2002. 新经济市场失灵与纳斯达克效应——美国新经济周期的制度经济学分析. 经济理论与经济管理[J], 2002(5). P5-10.

[22] 雷达. 2006. 国际失衡背景下的美国财政赤字的双重影响[J]. 世界经济, 2006(3). P48-53.

[23] 雷达, 谢静. 2005. "后经济"时期全球不稳定现象的经济学分析[J]. 中国人民大学学报, 2005(6). P48-56.

[24] 王晋斌. 中国金融发展部门和实体经济的分离：原因、可能的结果与对策. 中国宏观经济论坛报告[P], 2007(11). P131-154.

分报告 5：

汇率传递与中国国内的通货膨胀

内容摘要：随着中国进口额/GDP 比例的不断上升，在除了日本以外的中国主要进口国和地区的 PPI 和 CPI 较大幅度上升的条件下，中国进口品物价水平出现了较大幅度的上升。其中，初级产品进口价格指数的上升幅度要明显大于工业品进口价格指数的上升幅度。而 CPI/PPI 指标显示出这些国家和地区的物价上涨具有成本推动型特征，因而，国外本轮的价格上涨具有一定的刚性。

由于中国有管理的浮动汇率制度下的汇率升值幅度明显低于美国和欧元区的物价上涨幅度，汇率升值难以抵消进口品到岸价格（以外币计价）水平的上升。在汇率调整不足以替代产品市场的价格调整时，即在汇率传递的效应小于国外的价格传递效应时，中国就存在进口通货膨胀的风险。计量结果表明，2001-01—2008-03期间，国外价格的传递效应很高，总体上短期价格传递效应达到0.75，长期达到0.74；但由于价格管制、加工贸易方式和CPI编制方法等原因，进口品价格传递到国内CPI的效应较低，汇率升值1%，进口价格指数只能够下降0.18%；而开放条件下的Phillips曲线模型的拟合则表明，进口价格指数冲击上升1%，国内CPI将上升约0.07%。而食品价格冲击上升1%，可以带来CPI上升0.1%。

分类数据的计量表明，初级产品和原材料价格进口指数和工业品进口价格指数的价格传递系数分别为1和0.62，而两者的汇率传递系数分别为0.61和0.95，这表明人民币升值能够有效减低工业品进口价格指数，但对初级产品和原材料价格进口指数的下降影响程度相对要低。

总体上，尽管人民币升值能够有效降低进口品物价水平，但对有效降低国内CPI的作用有限。这就是说，在当前态势下，我们不能够期望通过人民币升值来降低国内的通货膨胀，而应更重视增加初级产品的供给来降低国内的通货膨胀。

一、导言

2001-2007 年，亚洲石油出口国家的 CPI 从约 4.5%一直上升到 2007 年的 10%（IMF,2007）。与此相伴的是，美元从 2001 以来对世界主要经济体的货币一直处于贬值趋势。2001 年 1 月份，美元对主要货币的名义指数为 103.5074，到 2007 年底下降到 73.6903，而到了 2008 年 4 月份更是进一步下降到 70.5061[6]。世界所有初级商品价格（指非燃料初级商品和能源指数的加权（Non-Fuel Primary Commodities and Energy Index，以 2005=100，美元计价）从 1998 年 47.8 上升到 2007 年底的 154.1，2008 年 1 季度的 171.6[7]，全球经济中初级商品价格出现了较快速度的上涨。进一步看消费者价格指数（CPI），世界主要经济体的 CPI 变化表现出较高程度的同步性。图 1 显示了自 2001 年以来，除日本以外，G7 主要成员国、中国、印度、韩国和新加坡的 CPI 都呈现了上涨趋势[8]。在贸易越来越自由化的趋势下，世界主要经济体的 CPI 变化表现出如此之高的同步性则从汇率传递（Pass through）的结果证实了汇率传递具有比较明显的冲击效应。

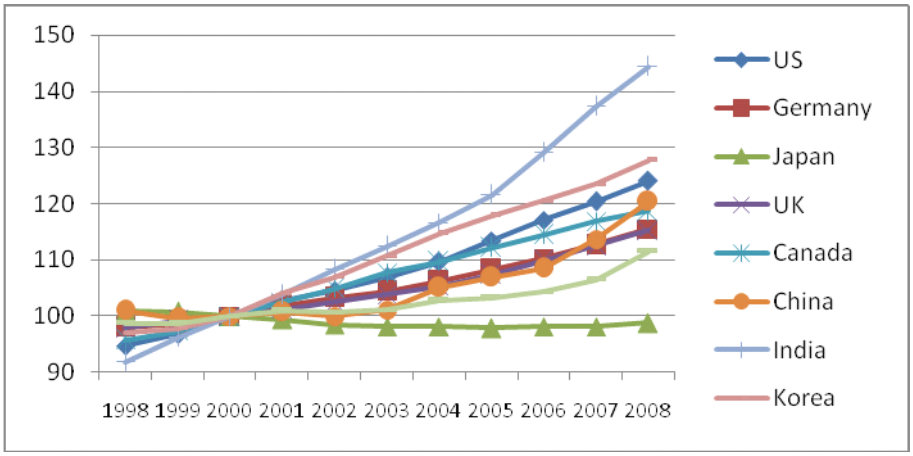


图 1　世界主要经济体的 CPI 变化趋势 1998-2008（以 2000=100 为基准）

资料来源：作者依据 International Monetary Fund, World Economic Outlook Database（April 2008）提供的数据绘制。

从中国的 CPI 变化情况可以看出，2001 年以来的 CPI 上升过程出现了不同的变化幅度。2001 年的通货膨胀率为 0.725%，2004 年为 3.9%；2005 年汇率改革当年通货膨胀率为 1.8%，此后一直上升到 2007 年的 4.752%以及 2008 年的

[6] 资料来源：http://www.federalreserve.gov/releases/H10/Summary/
[7] 资料来源：IMF, 2008. http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.asp.
[8] 日本 CPI 的变化是个例外，这与日本经济一直不景气有关。1998-2007 年日本年均 GDP 增长率仅为 1.1%，低于 US 的 2.9%，UK 的 2.85%，加拿大的 3.3%，德国的 1.53%。

5.857%[9]。当然，中国的 CPI 的变化取决于多种因素，如 GDP 缺口、货币供给、通货膨胀预期等等。但在开放条件下，既有的研究表明了汇率传递同样是一个重要的因素，汇率带来的进口价格冲击能够影响国内的 CPI，尽管近期的研究表明汇率传递效应对国内 CPI 存在不同的影响程度[10]。

从中国的汇率变化情况来看，2001 年以来人民币一直处于升值状态。在理论上，从产品市场来说，人民币升值对中国国内物价的直接影响体现在进口的最终消费品价格和进口的中间投入品价格下降。进口中间品价格下降，通过生产成本下降带来最终消费品价格的下降。人民币升值对中国的 CPI 的间接影响体现在国外对中国商品的需求下降，影响国内经济增长以及相应的劳动力等要素的成本下降，最终降低了国内的 CPI。与此同时，在国外需求下降时会出现国内需求替代，总需求的减少导致了出口品价格和国内替代品价格的下降，这也会导致中国的 CPI 的下降。

进一步观察 2005 年中国汇率改革以来的情况，人民币升值幅度是过去十几年中最大的，汇率改革至今人民币对美元的汇率升值了近 16%；且 2005-2007 年进口占 GDP 的年均比例高达 32.3%，高于 2001-04 年的年均 25.3%[11]。在这种人民币升值和进口/GDP 比例上升的双重态势下，中国却面临较大的通货膨胀压力。因此，如果说中国还进口了通货膨胀的话，那么可以肯定的是过去几年有管理的浮动汇率的升值的幅度要低于进口品物价的上涨幅度，即汇率的升值幅度不足以抵消国外产品市场价格上升的幅度。

二、贸易伙伴的物价变化特点、中国进口总量与结构及进口品物价的讨论

（一）、除了日本以外的中国主要贸易伙伴国或地区的CPI都有较大幅度的上涨，而CPI/PPI指标显示出这些国家和地区的物价上涨具有成本推动型特征。从初级产品（农产品、食品和能源）价格指数的上涨幅度和劳工工资水平的上涨幅度来看，可以进一步推定初级产品价格和工资水平上涨是引起中国主要贸易伙伴的物价水平上升的重要原因。

[9] 数据来源于 IMF，World Economic Outlook Database, April 2008。IMF 预计 2008 年中国的 CPI 与国内公布的 4.8%的通货膨胀目标存在一定的差别。

[10] 如 Ihrig, Marazzi, and Rothenberg(2006)等研究者认为汇率传递效应在下降；而 Fuentes(2007)对发展中国家的研究表明汇率传递程度并没有下降。

[11] 2001-06 年中国货物和服务进口占 GDP 的比例数据来源于 World Bank,2007,World Development Indicators；2007 年的数据是作者依据商务部网站上公布的进口数据计算得到。历年数据是简单算术平均值。

世界主要经济体的 CPI 的快速上涨，意味着中国进口品到岸价格水平在上升。在进口贸易上，中国从美国、欧元区、日本、韩国、中国香港和台湾地区进口额一直占总进口额的约 60-70%，因此，这些国家和地区物价水平的变化会通过汇率以及汇率变化传递到中国进口品的物价水平上。进一步从中国主要贸易伙伴或地区的物价水平来看，2001 年以来，除了日本和中国香港地区以外，中国进口品主要贸易伙伴国和地区的物价水平上升幅度是比较大的（图 2）。

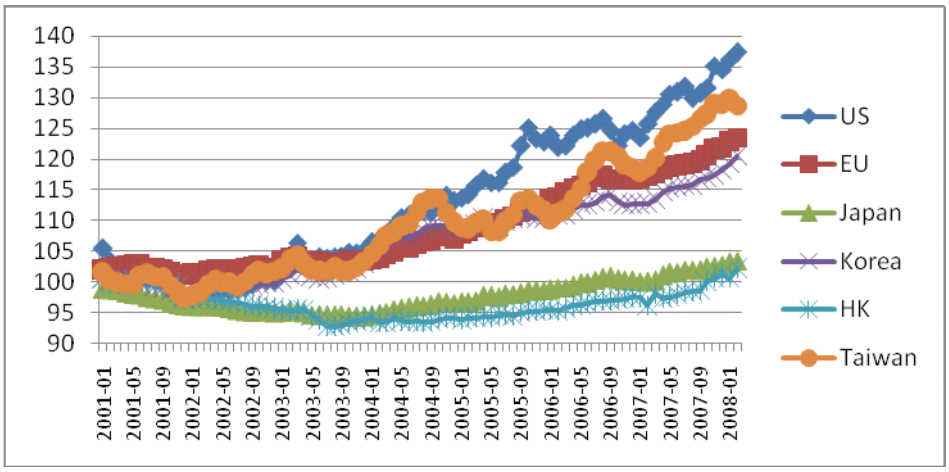


图 2　中国主要贸易伙伴国和地区物价水平的变化：2001 年 1 月-2008 年 2 月

注：图中美国（US）、欧元区（EU）、日本（Japan）和韩国（Korea）为生产者价格指数（PPI），中国香港地区为消费者物价指数（CPI），中国台湾地区为批发价格指数（WPI）。所有数据以2000年=100为基期；所有数据为月度数据。数据来源：Wind资讯、上述国家和地区的货币管理机构。

与图2中的PPI相对应，美国、欧元区、韩国的CPI上升幅度也是较大的，日本的CPI与其PPI类似，变化不大。从CPI/PPI的增长率对比来看，可以看出，除了韩国CPI/PPI的增长率之比在1以上以外，美国、欧元区和日本的CPI/PPI均在1以下，并且呈现出下降趋势（图3）。这表明了在这些发达国家和地区市场结构变化不大的条件下，CPI/PPI增长率比例下降的趋势充分表明美国国内、欧元区内的物价水平上升具有更多的成本推动的成分，价格上涨也因此具有一定的刚性。

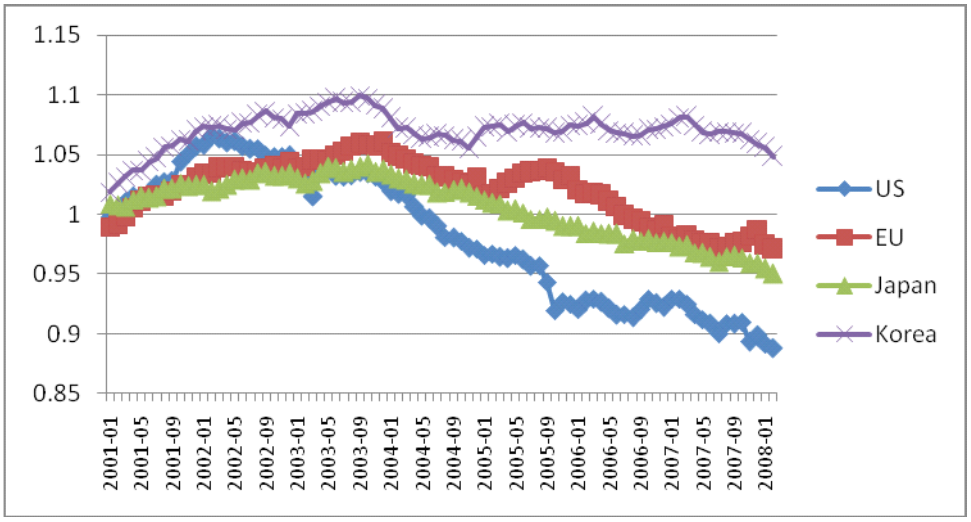


图 3 中国主要贸易伙伴国和地区物价水平的变化（CPI/PPI）：2001 年 1 月-2008 年 2 月

注：CPI和PPI数据均以2000年=100为基期。由于数据可获得性问题，美国和欧元区的PPI是中间品PPI，日本的PPI是加工品PPI，韩国的PPI是工业PPI。数据来源：中经网数据库、Wind资讯。

进一步从中国进口品主要贸易伙伴国和地区的物价水平变化的结构来看，我们发现，近几年这些重要贸易伙伴的物价水平上涨是结构性的，初级产品价格的上涨具有更大的幅度。从图4-7可以看出，在农产品和食品价格指数变化上，除了日本和韩国的农产品价格没有呈现出明显上涨态势外（日本和韩国的农产品价格的变化不大与其比较封闭的农产品贸易政策有直接关联），美国和欧元区这类产品价格均有较大幅度上涨。其中美国的农产品、食品和能源CPI分别由2000年的100上升到2008年2月的139.76、124.1和176；欧元区的食品和能源价格指数则从2000年的100分别上升到2008年2月的122.73和141.45。而日本能源CPI和韩国的矿产品PPI均有较大幅度上涨，均从2000年的100分别上升到2008年2月的117.9和136.5。

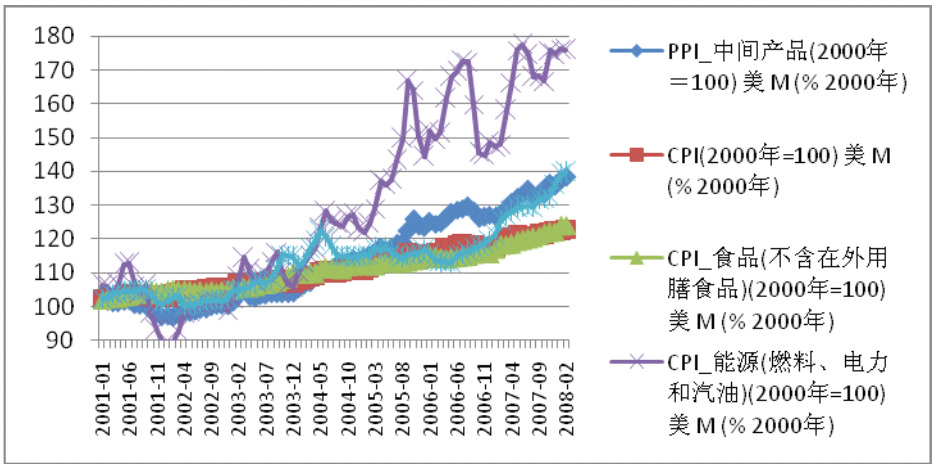


图4　　美国各种物价水平指数的变化：2001年1月-2008年2月

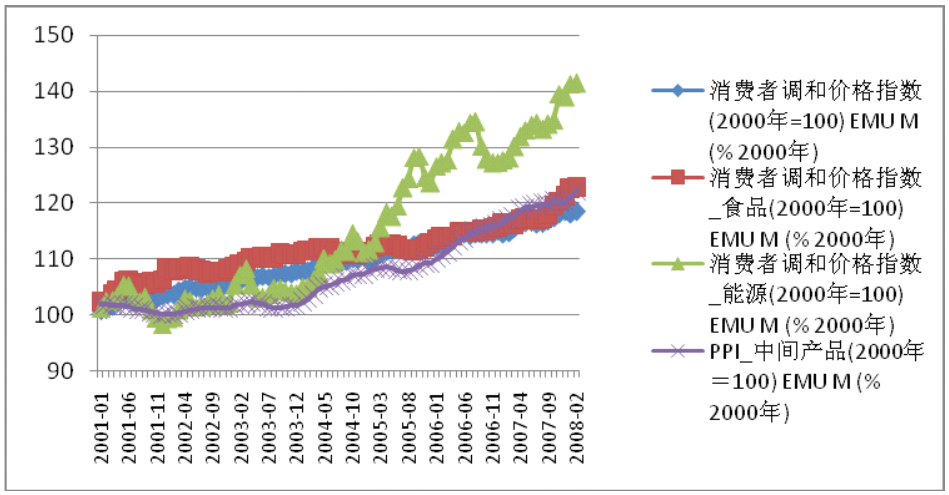


图5　　欧元区各种物价水平指数的变化：2001年1月-2008年2月

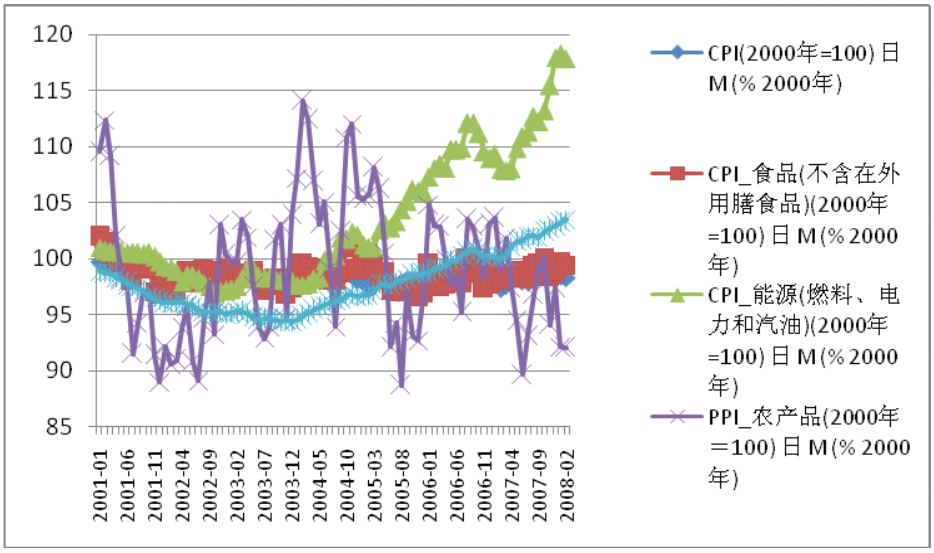


图6　　日本各种物价水平指数的变化：2001年1月-2008年2月

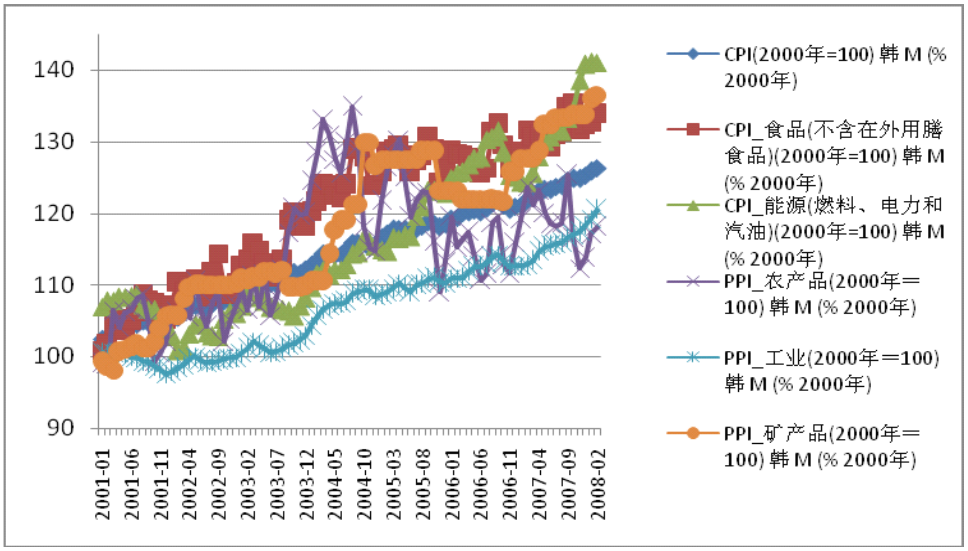


图7　　韩国各种物价水平指数的变化：2001年1月-2008年2月

从工资水平来看，美国制造业和私人部门平均小时工资指数分别从2000年100上升到2008年2月份的122.56和127.11。欧元区的制造业和私人部门平均小时工资指数分别从2000年100上升到2007年底的131.3和129.7；韩国制造业和私人部门平均小时工资指数分别从2000年100上升到2007年12月份的214.63和249.8；日本的制造业和私人部门平均月工资指数变化基本没有变化，2001年1月份分别为82.6和85.5（2000=100），而2008年1月份分别为84.2和80.59；考虑到2001年1月到2008年2月人民币对美元升值了约16.5%，而日元对美元贬值了约9.8%，那么，在总体上，中国不会从日本进口通货膨胀[12]。

以上分析可以看出，除了日本以外的中国主要贸易伙伴国或地区的CPI都有较大幅度的上涨，而CPI/PPI指标显示出这些国家和地区的物价上涨具有成本推动型特征。进一步从初级产品（农产品、食品和能源）价格指数的上涨幅度和劳工工资水平的上涨幅度来看，可以进一步判断初级产品和工资水平上涨是推高中国主要贸易伙伴的物价水平上升的重要原因。

（二）、中国进口产品总量/GDP 比例的上升和进口商品结构的变化表明，国外初级产品价格变化对中国进口品价格变化的影响力越来越大。由于工业品的生产需要消耗这些的初级产品，因此，国外初级产品价格的上涨既通过初级产品本身价格的上升，也通过工业品价格的上升来提高中国进口品的价格。与此同时，国外劳工成本的增加也提高这些进口商品的价格，推高了中国进口商品的价格水平。

自 2001 年加入 WTO 以来，进出口贸易得到了较快发展。2001 年底，中国贸易开放度（进出口/GDP）和进口/GDP 的比例分别为 38.5%和 18.4%，而到了 2007 年底，两者分别上升到 63.6%和 28.0%（图 8）。因此，在总量上，进口品/GDP 比例的提高加大了中国国内的物价水平对国外物价水平变化的风险暴露程度。

[12] 作者依据中经网统计数据库提供的原始数据计算得到。

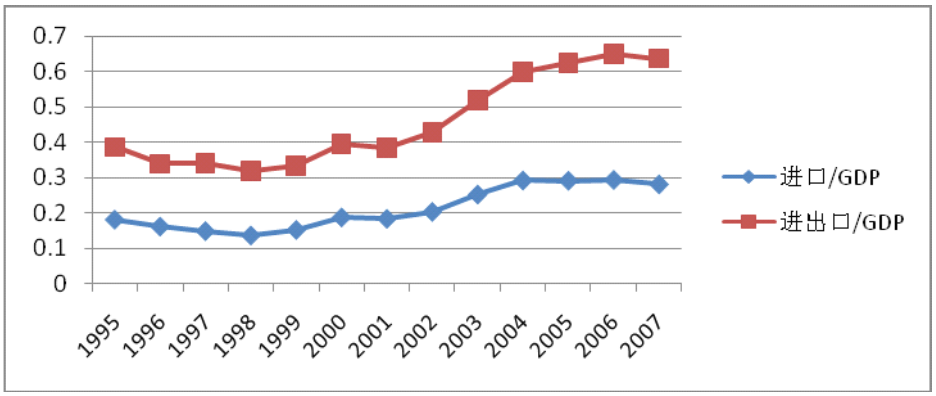


图 8　　中国的贸易开放度：1995-2007

资料来源：作者依据中经网和商务部网站公布的数据绘制。

从中国的进口结构上来看，2001 年以来，中国初级产品的进口呈现出上升态势。初级产品进口额占总进口额的比例由 2001 年的 18.8%上升到 2007 年底的 25.4%，2008 年 2 月底的 31.6%；工业品进口占进口总额的比例一直呈下降趋势，由 2001 年的 81.2%下降到 2007 年底的 74.6%，2008 年 2 月底的 68.4%，但一直占据中国进口品总额的 2/3 还要多。进一步从初级产品进口的结构来看，初级产品 2 类的非食用原料（燃料除外）和 3 类的矿物燃料、润滑油及有关原料一直占据了初级产品中很大的比例，两者由 2001 年的 86.6%上升到 2007 年底的 91.7%，2008 年 2 月底的 92.8%。在工业品的进口结构中，机械设备进口一直占工业品进口的 50%以上，没有明显的变化趋势；工业品进口中另一项比较大的类别是工业品中的 6 类的按原料分类的制成品，平均 2001 年到 2008 年2月的数据，这类产品进口约占工业品进口的 20%，但一直呈现出下降趋势（图9）。

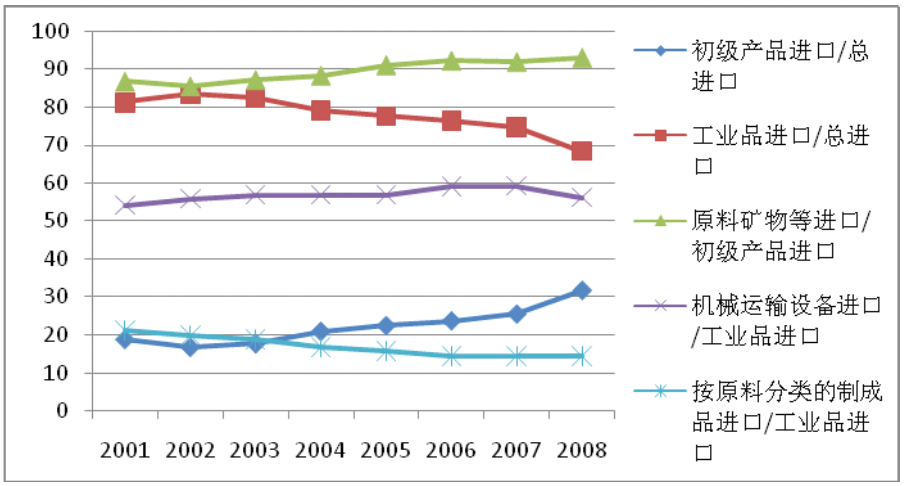


图 9　中国进口商品的结构变化（%）：2001-2008

注：图中原料矿物等进口是按 SITC 分类中初级产品 2 类的非食用原料（燃料除外）和 3 类的矿物燃料、润滑油及有关原料的加总值。其中，2008 年的数据是 1-2 月份的数据。资料来源：作者依据商务部网站公布的数据计算绘制。

中国进口产品总量/GDP 比例的上升和进口商品结构的变化表明，国外初级产品价格变化对中国进口品价格变化的影响力越来越大。同时，由于工业品的生产需要消耗这些的初级产品，因此，国外初级产品价格的上涨既通过初级产品本身价格的上升，也通过工业品价格的上升来提高中国进口品的价格。与此同时，国外劳工成本的增加也提高这些进口商品的价格，推高了中国进口商品的价格。

（三）、在中国主要贸易伙伴的物价水平快速上升时（日本除外），中国有管理的浮动汇率制度下的汇率升值幅度明显低于美国和欧元区的物价上涨幅度，汇率升值难以抵消进口品到岸价格（以外币计价）水平的上升。在汇率调整不足以替代产品市场的价格调整时，就存在进口通货膨胀的风险。

从长期来看，在浮动汇率制下，名义汇率与物价水平应该呈现出一致的变化趋势。本币贬值，进口通货膨胀。反之，本币升值，进口通货紧缩。汇率的超调理论则表明，短期中由于价格粘性，贸易伙伴货币量的增加对经济的冲击会被名义汇率吸收，而在长期中则由价格吸收。这一理论模型在实际中会由于非完全浮动汇率导致短期（即刻）名义汇率吸收的不完整性，因此，贸易伙伴短期名义汇率变化带来的进口国进口商品价格的变化也是不完整的。尽管如此，贸易伙伴国货币变动带来的与进口国货币之间名义汇率的变化，在短期中会在不同程度上反映在进口国进口物价水平的变化上。

从贸易伙伴的实体经济冲击来说，如果贸易伙伴的供给发生了变化，尤其是初次产品价格和劳工成本的变化，会以成本的形式反映在贸易伙伴出口的商品价格上。在名义汇率不变的条件下，贸易伙伴成本的上升会直接导致进口国进口物价水平的刚性上升。

对于中国的情况来说，90 年年代中后期以来，一直实行有管理的浮动汇率制度。在汇率改革以前，美元对人民币汇率的变动程度很小。2001 年 1 月 1 日到 2005 年 7 月 20 日，人民币汇率中间价（日交易数据）100 美元对换人民币的数量的最大值为 827.86，最小值为 756.36，标准差为 18.215，最大值和最小值之间的变化幅度为 9.45%；而 2005 年 7 月 21 日到 2008 年 4 月 30 日，人民币汇率中间价的最大值为 827.65，最小值为 698.37，标准差为 31.738，最大值和最小值之间的变化幅度为 18.51%[13]。因此，总体上，汇率改革之前，汇率本身的变动对中国进口商品价格变化的影响相对较小；而在汇率改革之后，汇率

[13] 作者依据国家外汇管理局网站（http://www.safe.gov.cn/model_safe/index.html）公布的数据计算得到。

本身的变化对国内进口品物价的变化的影响程度相对较大。

对比 2001 年以来人民币对美元升值约 18%的幅度和中国进口主要贸易伙伴的物价水平，可以看出人民币升值的幅度明显低于某些重要贸易伙伴的物价水平。2001 年以来，美国国内的 CPI 上涨了 20.8%，中间品 PPI 上涨了 35.8%，能源（燃料、电力和汽油）CPI 上涨了 65.5%；欧元区的 CPI 上涨了 19.8%，中间品 PPI 上涨了 19.8%，能源消费者调和价格指数 （燃料、电力和汽油）CPI 上涨了 39.8%；日本国内的 CPI 上涨了 1%，加工品 PPI 上涨了 4.6%，能源 CPI（燃料、电力和汽油）上涨了 16.7%；韩国国内的 CPI 上涨了 23.5%，工业品 PPI 上涨了 20.0%，能源（燃料、电力和汽油）CPI 上涨了 31.9%；中国香港地区的 CPI 和中国台湾地区的 WPI（批发物价指数）分别上涨了 1.6%和 26.8%。

在总体贸易额上，中国从上述6个国家和地区进口额一直占总进口额的约60-70%，因此，这些国家和地区物价水平的变化会通过汇率以及汇率变化传递到中国进口品的物价水平上。从上述分析可以看出，如果中国进口通货膨胀，主要来自美国、欧元区和韩国。具体从进口额来看，2001年1月-2008年2月中国从美国和欧元区的进口额的月度均值为33.7%，日本为26.4%，韩国为17.5%，中国香港地区和台湾地区分别为3.8%和18.7%。

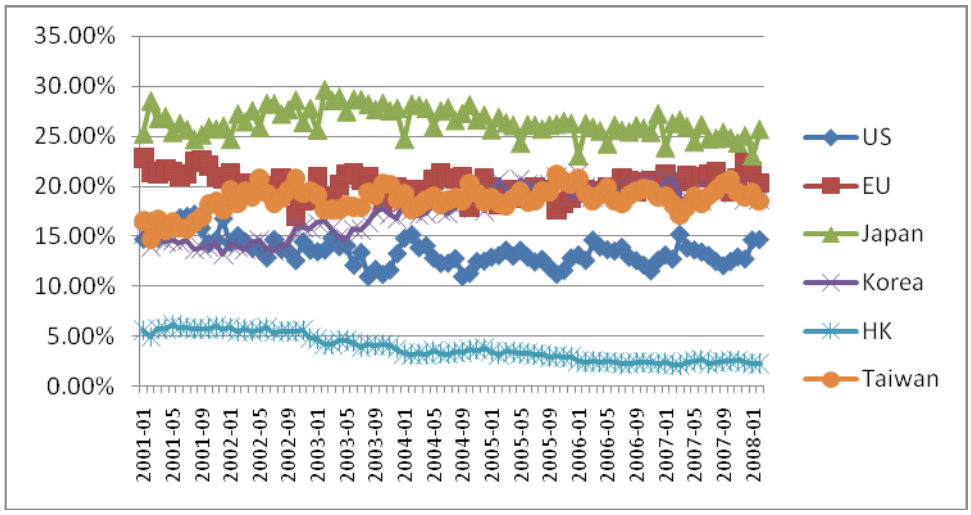


图10　中国进口产品主要贸易伙伴所占份额（%）：2001年1月-2008年2月。

注：图中所有国家和地区所占比例之和为100%。资料来源：作者依据商务部网站公布的数据计算。

由于中国进口贸易来自美国、欧元区、韩国和中国台湾地区的比例占主要贸易伙伴的约70%，占所有进口额的年均约45%。中国进口品的近一半来自物价水平上涨幅度超过人民币对美元的升值幅度的国家和地区。因此，在直观上，中国存在进口通货膨胀的风险。

三、中国进口价格的变化和汇率传递效应

（一）、由于中国主要进口国和地区的 PPI 和 CPI 上升幅度较大，中国主要进口品物价水平大幅度上升，其中，以美元计算的单位原油、成品油、铁矿砂及其精矿、钢材等基础类产品价格大幅度上升；而工业品中，如初级形状的塑料、自动数据处理设备的零件的单位物价水平也有较大幅度的上涨。同时，编制的各类进口品价格指数和总体价格指数显示出进口品物价水平有明显的上升。

图 11 给出了 2001 年以来重要进口商品的价格变化趋势。以 2001 年 1 月为基期（2001 年 1 月=100，以下同），2008 年 2 月底，每单位的原油和成品油进口价格（以美元计）分别达到了 314.03 和 342.72；钢材进口价格达到了 252.42；初级形状的塑料价格达到了 252.42；集成电路及微电子零件进口价格达到 152.3；自动数据处理设备的零件进口价格达到 184.02。2001 年 1 月到 2008 年2 月，这五类重要产品的进口额占到了总进口额的约 35%。此外，一些进口额比例小些的物品，如 2008 年 2 月，铁矿砂及其精矿的进口价格也达到 469.8；金属加工机床的进口价格也达到 306.92，谷物进口价格也达到 174.78。从这些进口品价格上涨的幅度和人民币升值的幅度来看，中国存在进口通货膨胀的风险。

另一方面，也存在进口品物价上升幅度小，甚至下降的物品。比如，每单位自动数据处理设备及其部件的美元进口价格在同期下降了约 15%，而且其进口额占到了总进口额的约 5%。但总体上，进口品类别中物价水平上升的占了绝大多数，只是价格上涨幅度不一致。

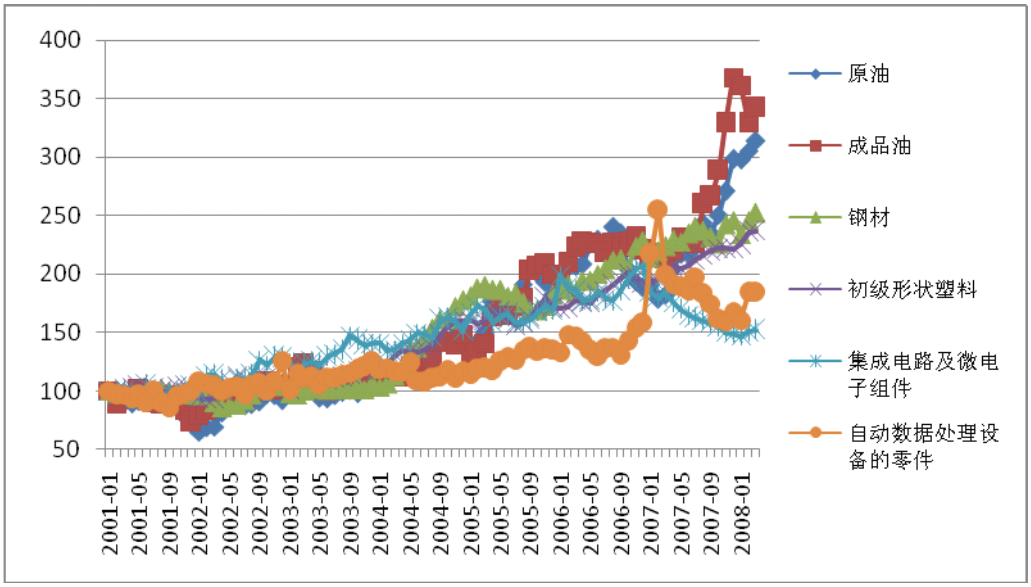


图11　中国重要进口产品单位物价指数的变化（2000=100）：2001年1月-2008年3月。

为了从加总的水平判断中国进口品物价水平的变化，本文编制了以人民币计价的进口价格指数。从编制的进口价格指数来看，进口品物价水平具有明显的上升态势。相比 2001 年 1 月为 100，2008 年 3 月总体进口品物价指数达到 169.60；初级产品及原材料进口品物价指数达到 191.68；工业进口品物价指数上涨幅度相对较小，也达到了 128.30（图 12）。

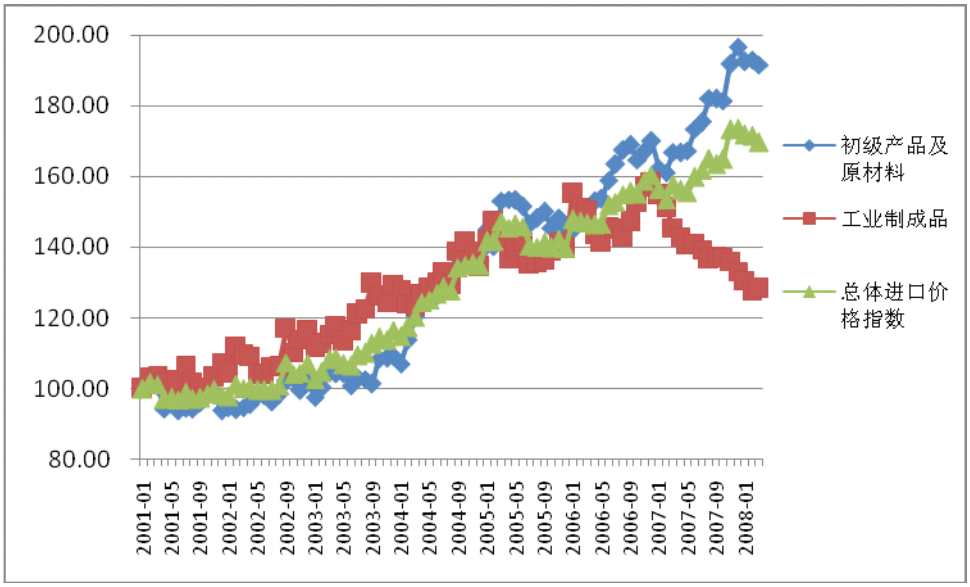


图12　中国分类进口品物价指数和总进口物价指数的变化（起始期=100）：001-01—2008-03。

注：（1）加总的进口价格指数（以人民币计价）的编制方法：对 31 类进口商品的单位价格按各类商品进口金额占这些商品进口总值的比重加权平均得到。这 31 类进口商品分别为：成品油、初级形状的塑料、大豆、肥料、钢材、谷物及谷物粉、铝材、食用植物油、铁矿砂及其精矿、铜材、铜矿砂及其精矿、未锻造的铝及铝材、未锻造的铜及铜材、原油、纸及纸板、纸浆、电视收音机及无线电讯设备的零附件、电线和电缆、二极管及类似半导体器件、合成纤维纱线、集成电路及微电子组件、金属加工机床、棉机织物、牛皮革及马皮革、汽车和汽车底盘、塑料制品、医药品、印刷电路、针织或钩编织物、自动数据处理设备的零件、自动数据处理设备及其部件。（2）初级产品及原材料的进口价格指数的编制方法：对 16 类初级产品的进口单位价格按各类商品进口金额占这些商品进口总值的比重加权平均得到。这 16 类初级产品分别为：成品油、初级形状的塑料、大豆、肥料、钢材、谷物及谷物粉、铝材、食用植物油、铁矿砂及其精矿、铜材、铜矿砂及其精矿、未锻造的铝及铝材、未锻造的铜及铜材、原油、

纸及纸板、纸浆。（3）工业制成品的进口价格指数的编制方法：对 15 类工业制成品的进口单位价格按各类商品进口金额占这些商品进口总值的比重加权平均得到。这 15 类工业制成品分别为：电视收音机及无线电讯设备的零附件、电线和电缆、二极管及类似半导体器件、合成纤维纱线、集成电路及微电子组件、金属加工机床、棉机织物、牛皮革及马皮革、汽车和汽车底盘、塑料制品、医药品、印刷电路、针织或钩编织物、自动数据处理设备的零件、自动数据处理设备及其部件。（4）加权的人民币名义汇率（人民币/美元，期末值）的计算方法：用人民币兑美元汇率和人民币对欧元、日元、韩元、港币、新台币通过转换后的对美元的套算汇率，并按从这六个国家或地区进口额的比重加权平均得到。

（二）、计量结果显示，中国进口品价格指数的汇率传递的短期弹性系数为 0.75，这表明人民币升值 1%，进口价格指数下降 0.75%；从分类进口产品来看，初级产品和原材料进口价格指数和工业品进口价格指数的汇率传递系数分别为 0.61 和 0.95，这表明人民币升值能够有效降低工业品进口价格指数，但对初级产品和原材料进口价格指数下降的影响程度要低。汇率改革之后，进口品价格指数的汇率传递系数增大，总体进口品价格指数、初级产品和原材料进口价格指数以及工业品进口价格指数的汇率传递系数分别上升到 1.07、0.78 和 1.18，这表明近期人民币升值能够有效降低工业品进口价格指数，但还是不能完全抵消国外初级产品和原材料到岸价格的上升。与此同时，汇率传递到国内 CPI 的弹性系数为 0.18，汇率改革后达到 0.37，这表明汇率升值并不能够很有效地降低国内的通货膨胀。

国外物价水平变化传递到中国的进口物价水平，经过了两个过程：首先是国外的物价变化或国外产品价格的变化。其次是这种外币计价的物价水平通过汇率传递到中国国内的进口物价水平。上述分析得出的直观印象是：中国从美国、欧元区和韩国进口通货膨胀，而从日本进口通货紧缩，并在总体上是进口通货膨胀。但要了解中国进口通货膨胀的程度，还要进行深入的分析，因为物价水平的变化并不能揭示国外出口商的具体定价路径。

国外出口商的定价行为（PTM, Pricing-Market）是研究汇率传递的核心内容。如果说是完全竞争市场，那么成本上升导致产品价格等比例上升。事实上，国外的出口商更可能面临的是一个不完全竞争市场，世界范围内产业内贸易比例不断上升也证明了现实的市场是非完全竞争市场。在一个非完全竞争的市场结

构下，代表性的垄断厂商从利润最大化出发来确定自己的定价原则。代表性垄断厂商的定价受到市场供给和需求两个方面的影响，因此，有多种因素会影响垄断厂商的定价行为。这里的供给主要是指生产成本。成本上升产品价格上升;其次是市场需求。第一，出口商面临国内外两个市场需求的影响，即受到国内外收入变化的影响。第二，出口产品也面临与其他可替代品的竞争。同时，现代经济理论的研究表明，价格存在粘性，厂商的当前的定价还与过去的定价有关。为了刻画这些因素，在借鉴既有研究的基础上，通过计量模型分析，得出了中国汇率传递的整个样本期间和汇率改革前后阶段的各种传递系数。

表 1　各种价格指数的短期汇率传递系数

样本区间	2001-01—2008-02	2001-01—2005-06	2005-06—2008-03
总体进口品价格指数	0.75***	0.72**	1.07***
初级产品和原材料进口价格指数	0.61**	0.61**	0.78**
工业进口品价格指数	0.95***	0.79**	1.18***
对 CPI 的传递系数	0.18***	0.11**	0.37***

注：（1）*、**、***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平。以下同。（2）2005-06—2008-03样本中的进口加总价格与工业制成品进口价格的汇率弹性虽然大于1（与Fuentes(2007)等人的研究结果类似），但Wald-test系数检验结果显示这两个系数与1无显著差异，因此，接近完全汇率转嫁。（3）在回归方程中纳入了因变量滞后值作为解释变量。因为加入因变量的滞后值既具有经济含义，又具有计量意义。价格的波动也许既剧烈又没有规律，导致自变量系数趋于随意与不稳定，加入因变量滞后值，可以在一定程度上控制因变量的变动程度，起到平滑变量、稳定方程的作用。（4）所有变量经过ADF检验，至少在5%的水平下均是平稳序列。（5）括号中数值为 p 检验值。（6）所有计量模型的残差项均是平稳序列。

表 1 中的计量结果显示，中国进口品价格指数的汇率传递的短期弹性系数为 0.75，这表明人民币升值 1%，进口价格指数下降 0.75%；从分类进口产品来看，初级产品和原材料进口价格指数和工业品进口价格指数的汇率传递系数分别为 0.61 和 0.95，这表明人民币升值能够有效降低工业品进口价格指数，但对初级产品和原材料进口价格指数下降的影响程度要低。汇率改革之后，进口品价格指数的汇率传递系数增大，总体进口品价格指数、初级产品和原材料进口价格指数以及工业品进口价格指数的汇率传递系数分别上升到 1.07、0.78 和 1.18，这表明近期人民币升值能够有效降低工业品进口价格指数，但还是不能完全抵消国外初级产品和原材料到岸价格的上升。与此同时，汇率传递到国内 CPI 的弹性系数为 0.18，汇率改革后达到 0.37，这表明汇率升值并不能够很有效地降低国内的通货膨胀。

可见，汇率传递对 CPI 的影响远比对进口品价格指数的影响小。这是因为影响 CPI 变动的因素很多，进口价格只是其中之一。而比较人民币汇率改革前后的汇率传递程度，不难发现，汇率改革后的转嫁弹性大于汇改前的转嫁弹性，这符合理论上的推断。

（三）计量结果显示，中国进口品价格指数、初级产品和原材料进口品价格指数以及工业品进口价格指数的价格或边际成本的短期弹性系数为 0.80、1.84 和 0.62，这表明短期中国出口商会对人民币的升值采取不同程度的定价反应。总体上，以人民币计价的进口品价格指数上升 1%，其中的 80%是由出口商的边际成本加价导致的。其中，初级产品和原材料进口品价格指数上升 1%，那么出口商会采取更大程度的边际成本加价，边际成本传递系数达到 1.84；而工业品进口价格指数上升 1%，国外出口商的边际成本传递系数只有 0.62%。

边际成本加价的传递效应也称为价格传递效应。一般来说，当成本上升时，厂商调高产品价格。至于调整的程度如何并不确定，取决于众多因素。按照经济学一般意义上的解释，大多是不完全调整，因为存在调整的“菜单”成本。在这一点上，中国总体的进口价格指数和工业品进口价格指数的调整符合理论的解释。以人民币计价的进口品价格指数上升 1%，其中的 80%是由出口商的边际成本加价导致的；而工业品进口价格指数上升 1%，国外出口商的边际成本传递系数只有 0.62%。但对于初级产品和原材料进口价格指数来说，边际成本的传递系数高达 1.84（表 2）。这个结果可以部分地解释在人民币不断升值的背景下，中国初级产品及原材料的进口价格仍在不断攀升，而工业品的进口价格指数却出现了回落。与此同时，由于初级产品过高的边际成本传递，国外出口商边际成本的变动就主导了中国初级产品进口价格的走势，而且存在边际成本过度传递的问题，这意味着国外初级产品和原材料的出口商存在过度加价的行为。这一结果对于中国越来越多地进口初级产品和原材料是十分不利的。在国外成本上升和美元贬值的双重背景下，国外出口商边际成本的过度传递，导致中国这类进口品价格大幅度上升，那么美元贬值的风险就通过这类产品市场传递到中国。在不考虑人民币升值带来的其他风险问题，仅从产品购买来说，人民币升值也不足以抵消国外出口商的成本加价。换言之，不论人民币如何升值，购买的成本还是在大幅度上升。

从边际成本的 CPI 传递系数可以看出，边际成本对 CPI 的短期传递弹性 0.28 要明显大于短期汇率传递系数 0.18（见表 1），这表明汇率变化不足以抵消国外

出口商的成本加价带来的国内 CPI 的上升。这一结果在汇率改革之后发生了变化，从 CPI 的汇率和边际成本传递系数一致，这也说明汇率升值幅度的加快基本能够抵消国外出口商的边际成本加价带来国内 CPI 的上升，但由于国外物价的

表 2　进口价格指数与 CPI 的短期边际成本（价格）传递弹性

样本区间	2001-01—2008-02	2001-01—2005-06	2005-06—2008-03
总体进口品价格指数	0.80***	0.83**	0.78*
初级产品和原材料进口价格指数	1.84***	1.54***	1.43**
工业进口品价格指数	0.62**	0.56**	0.99*
对 CPI 的传递系数	0.28***	0.24**	0.37***

（四）除了 CPI 和汇率改革以来的初级产品和原材料进口价格指数以外，长期汇率传递系数小于短期汇率传递系数。具体来看，中国进口品价格指数、初级产品和原材料进口价格指数以及工业品进口价格指数的长期弹性系数分别为 0.74、0.53 和 0.76。这表明长期中人民币升值 1%，长期的进口价格指数水平将下降 0.74%、0.53 和 0.76%。从 CPI 来看，CPI 的长期汇率传递系数为 0.24 高于短期 CPI 的汇率传递系数 0.18。

理论上，汇率传递具有短期效应和长期效应，这与出口商的定价方式有关，也与价格粘性有关。当成本上升时，出口商并不能够立即调整价格，因为存在所谓的“菜单”成本等因素。这样一来，汇率的短期传递需要通过作用于滞后的价格水平，最终带来汇率的长期传递效应，那么长期汇率调整系数就应该大于短期汇率调整系数。

表 3 给出了各种进口品价格指数的短期传递系数和长期传递系数却显示出理论推断的不同结果：除了 CPI 以外和汇率改革以来的初级产品和原材料的进口价格指数外，各种进口价格指数的短期传递系数小于长期传递系数。对于这样结果，可能与国外出口商的人民币升值预期有关。由于国外出口商一直存在人民币升值预期，而且预期的幅度还比较大，在这种情况下，就可能出现短期汇率传递系数小于长期汇率传递系数。从表 1 和表 2 中各种价格指数相当大的传递系数来看，国外出口商的定价策略更接近于出口地定价。当出口商对人民币升值具有高幅度的预期时，出口商会更大幅度地采取边际成本加价，导致当期的汇率传递系数大；当事后人民币实际升值幅度小于其预期时，出口商的下

调其边际成本加价幅度，最终导致了汇率长期传递弹性小于短期汇率传递弹性。对于汇率改革后的初级产品和原材料的进口价格指数的短期和长期汇率传递系数符合理论上的推断，在本文的分析中难以给出其他的解释。

对于汇率的 CPI 传递效应，可以看出汇率短期传递弹性均小于其长期传递弹性。对于这一结果，可以从国内 CPI 的编制和国内物价水平变化预期来解释。首先，由于进口品在国内 CPI 的构成中只占有一定的比例，CPI 的形成更多取决于本地物品（贸易品和非贸易品）价格的变化；与此同时，CPI 的汇率短期传递弹性只有 0.18，这表明在短期中国内 CPI 受进口品的影响较小。这两者共同表明了国内的 CPI 更多取决于国内过去的 CPI 和其他可能影响 CPI 的因素，如农产品价格冲击等等。这样一来，CPI 的短期汇率传递系数就会低于长期汇率传递系数。

表 3　汇率短期传递弹性与长期传递弹性

	2001-01—2008-02		2001-01—2005-06		2005-06—2008-03	
模型	短期	长期	短期	长期	短期	长期
p_a	0.75	0.74	0.72	0.58	1.07	0.88
p_j	0.61	0.53	0.61	0.48	0.78	1.28
p_s	0.95	0.76	0.79	0.59	1.18	0.81
CPI	0.18	0.24	0.11	0.15	0.37	0.47

注：（1）p_a：加总的进口价格指数；p_j：初级产品及原材料的进口价格指数；p_s：工业制成品的进口价格指数。（2）长期传递弹性=$\alpha_t / (1-\sum_{i=1}^{n} \chi_i)$，$\alpha$ 为短期传递弹性，χ 为因变量滞后值的系数，由于检验结果中 CPI 的 χ 为正值，进口价格指数的 χ 为负值，所以 CPI 的长期汇率传递弹性大于短期汇率传递弹性，进口价格的长期汇率传递弹性小于短期汇率传递弹性。

（五）、开放条件下的 Phillips 曲线模型的计量结果表明，进口物价指数水平的变化对国内 CPI 存在一定的冲击效应，但冲击效应较小。进口物价水平指数的冲击上升 1%，国内 CPI 将上升约为 0.07%。而国内食品价格冲击对 CPI 变化的作用更大，食品价格冲击上升 1%，导致 CPI 变化约为 0.1%。因此，并不能期望通过人民币升值来有效降低国内的通货膨胀。

中国进口品物价水平的上升对国内 CPI 的影响，基本取决于进口品在国内 CPI 构造篮子中的权重，但实际上是否完全会反应在进口国的 CPI 上还与厂商在进口国国内的配送成本（Local Distribution Costs）有关（这里的配送成本包括交通、服务成本等，这些成本会造成进口价格与国内 CPI 之间的差别），也与

进口替代程度等因素有关。与此同时，国内 CPI 受到多种因素的影响，其中重要的因素，如 GDP 缺口、预期通货膨胀率等等。按照开放条件下的 Phillips 曲线模型构建的计量方程计量的结果显示：进口物价水平的变化对国内 CPI 存在一定的冲击效应，但冲击效应较小。进口物价水平指数的冲击上升 1%，国内 CPI 将上升 0.07%；而国内食品价格冲击对 CPI 变化的作用更大，食品价格冲击上升 1%，导致 CPI 变化 0.10%；GDP 缺口对通货膨胀的系数虽然为正值，但没有通过显著性检验。

表 3　各种冲击因素对国内 CPI 的影响

解释变量	π_{t-1}	gap_{t-1}	$\pi_t^{agri}-\pi_{t-2}$	$p_t-\pi_{t-1}$
系数	0.778***	0.012	0.101*	0.071*
p 检验值	0.000	0.672	0.079	0.052
标准误	0.144	0.028	0.055	0.034
残差项检验	$p=0.065$ (ADF检验) (Automatic based on SIC, MAXLAG=8) $Jarque-Bera=0.589$；$p=0.744$.			

注：（1）所有数据均以 2001 年 1 季度为基期=100。（2）计量方程的 $\overline{R}^2=0.946$, $DW=1.629$。（3）GDP 使用了 $X11$ 进行了季节调整；（4）如果 GDP 使用移动平均来调整，所有解释变量的系数只有微小变化，其中，食品价格冲击系数变为 0.106，进口物价指数冲击系数变为 0.067；所有系数的显著性检验结果与 $X11$ 调整方法一致；如果 GDP 使用 $X11$ 进行了调整，且食品价格冲击滞后 1 期，那么食品价格冲击系数变为 0.100，进口物价指数冲击系数变为 0.066，而且两者均在 10%的检验水平下显著。如果 GDP 使用移动平均来调整，且食品价格冲击滞后 1 期，那么食品价格冲击系数变为 0.102，进口物价指数冲击系数变为 0.063，两者均在 10%的检验水平下显著。可见，使用不同的滞后期和 GDP 使用不同的调整方法，但变量冲击的计量结果非常接近。（5）由于滞后期并没有确定的数值，模型按照一般到具体的方法，在加入两阶滞后变量后（如滞后 2 阶的 GDP 缺口或进口价格冲击），结果并不能通过显著性检验，所以逐步排除这些变量，最终选择的表中的计量结果。（6）*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平。

对于 GDP 缺口对国内 CPI 没有显著影响，可能有两个原因。首先，CPI 的统计中如果剔除食品类物价水平的上升，CPI 的上涨幅度并不大，这与国内食品价格冲击是推动国内 CPI 上涨的主要原因一致；其次，可能由于样本时间数据较短，难以计量出 GDP 缺口对通货膨胀的压力。

进口价格指数1%的冲击带来的国内CPI上涨约0.07%的幅度，这表明即使汇率升值能够带来进口品物价水平的显著下降，但却无法带来国内CPI的下降[14]。

[14] 在进口品价格到国内 CPI 上，这一结论与 Burstein, Eichenbaum, and Rebelo(2007)等人的研究结果类似：汇率变化与国内 CPI 之间不存在显著的关系，但这些学者是研究本币贬值对国内 CPI 的影响。在进口价格指数的汇率传递程度上，本文的结论与国外一些研究结论相反。如 Marazzi, Mario, and Nathan Sheets(2007)等人研究表明进口价格指数的汇率传递作用在下降。

这一结论与既有的国外经验研究相比，这可能有几个原因：（1）、国内的CPI编制可能带有本地消费的倾向，本地物品和非贸易品的存在会明显降低进口价格对国内CPI的冲击。（2）、与国内的价格管制有关。石油等基础性产品的国内价格一直没有放开，这明显降低了进口价格到国内CPI的传递效应。（3）、与中国的贸易方式有关。由于进口贸易中有相当大的部分是来料加工，当这部分产品出口到国外时，就不会对国内的CPI产生影响。（4）可能与国内的物价水平有关。有研究表明汇率传递与通货膨胀环境有关，在低通货膨胀时期，汇率传递程度较小，因为在物价平稳时期，厂商的市场定价能力会下降(Taylor,2000)；Choudhr and Hakura(2001)的研究也表明通货膨胀差异可以解释汇率传递程度的差异。而从中国过去几年的CPI来看，除了2007年以来有较大上涨外，CPI的变化不大，在一定程度上可能降低了汇率对国内CPI的传递效应。

与此同时，我们也要看到人民币升值的另外一面，可能与资本市场有关。尽管人民币升值可以降低进口物价水平，但人民币升值带来大量的资本流入，尽管央行实行对冲措施，仍然会带来基础货币的增长；同时，大量流入的资本进入中国的资产市场带来资产价格的上升，可能会通过财富效应带来CPI的上升；而进入实体经济的资本也会增加经济总需求，推动CPI的上升。

以上分析可以得出一个重要结论：人民币升值并不是降低国内通货膨胀的很有效的手段，尽管人民币升值能够有效降低进口品物价水平。更有效的手段是增加食品类商品的供给，尤其是初级农产品的供给。

四、结论与政策建议

本文的分析表明，随着进口额/GDP比例的不断上升，在除了日本以外的中国主要进口国和地区的PPI和CPI上升幅度较大的条件下，中国主要进口品物价水平出现了较大幅度上升。其中，初级产品的进口价格的上升幅度要明显大于工业品进口价格的上升幅度。CPI/PPI指标显示出这些国家和地区的物价上涨具有成本推动型特征，因而，本轮中国主要贸易伙伴的价格上涨具有刚性和一定的长期性。

由于中国有管理的浮动汇率制度下的汇率升值幅度明显低于美国和欧元区的物价上涨幅度，汇率升值难以抵消进口品到岸价格（以外币计价）水平的上升。在汇率调整不足以替代产品市场的价格调整时，中国存在进口通货膨胀的风险。但由于价格管制、资本流入和CPI编制方法等原因，进口品价格传递到国内CPI

的效应较低。因此，尽管人民币升值能够有效降低进口品物价水平，但无法有效降低国内的CPI。这就是说，在当前态势下，人民币升值并不是降低国内通货膨胀的很有效的手段，更有效的手段是增加初级农产品的供给来降低食品价格带来的对国内通货膨胀的冲击。

参考文献：

毕玉江、朱钟棣，2006，“人民币汇率变动的价格传递效应———基于协整与误差修正模型的实证研究”，《财经研究》，第7 期，53-62 。

陈六傅、刘后俊，2007，“人民币汇率的价格传递效应——基于VAR模型的实证分析”，《金融研究》，第4期，1-13。

封北麟，2006，“汇率传递效应与宏观经济冲击对通货膨胀的影响分析”，《世界经济研究》，第12期，45-51。

卜永祥，2001，“人民币汇率变动对国内物价水平的影响”，《金融研究》，第3期，78-88。

吕剑，2007，“人民币汇率变动对国内物价传递效应的实证分析”，《国际金融研究》，第8期，53-61。

Bailliu.J, and Bouakez,H.,2004,“Exchange Rate Pass-Through in Industrialized Countries”, *Bank of Canada Review*, Spring,19-28.

Bailliu, J and Fujii.E., 2004, “Exchange rate pass-through and the inflation environment in industrialized countries: an empirical investigation”, *Bank of Canada, Working Paper*, no.21.

Betts, C.M. and T.J. Kehoe. 2001. “Real Exchange Rate Movements and the Relative Price of Non-traded Goods.” *Federal Reserve Bank of Minneapolis*，*Staff Report.*

Burstein, A., M. Eichenbaum, and S. Rebelo. 2002. “Why Are Rates of Inflation So Low after Large Devaluations?” *NBER, Working Paper,* no. 8748.

——2007, "Modeling Exchange Rate Passthrough after Large Devaluations," *Journal of Monetary Economics,* vol. 54 ,346-368.

Burstein, A.T., J.C. Neves, and S. Rebelo. 2000. “Distribution Costs and Real Exchange Rate Dynamics During Exchange-Rate-Based Stabilizations.” *NBER, Working Paper,* no.7862.

Calvo, G. and Reinhart, C., 2002, “Fear of Floating”, *Quarterly Journal of Economics,*117, 379-408.

Campa,J.M., and Goldberg,L.S , 2002, “Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?”, *Federal Reserve Bank of New York , Staff Reports,* no. 149.

——2006,“Pass-Through of Exchange Rates to Consumption Prices: What Has Changed and Why?”, *Federal Reserve Bank of New York, Staff Report*, no. 261.

Choudhri,E.U. and Hakura,D.S.,2001，“Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?”,*IMF, Working Paper*,no.194.

Devereux, M. B., and Engel, C.，2001， “Endogenous Currency of Price Setting in a Dynamic Open Economy Model”. *NBER, Working Paper*,no.8559.

Domaç,I. and Yücel,E.M.,2005, "What Triggers Inflation in Emerging Market Economies?", *Review of World Economics*, Volume 141, 141-164.

Duma,N.,2008," Pass-Through of External Shocks to Inflation in Sri Lanka", *IMF, Working Paper*,no78.

Faruqee, H., 2006,"Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area"，*IMF, Staff Papers* Vol. 53, no.1.

Feinberg, R. M. ,1986,"The Interaction of Foreign Exchange and Market Power Effects on German Domestic Prices". *Journal of Industrial Economics*, 61-70.

——1989,"The Effects of Foreign Exchange Movements on U.S. Domestic Prices", *Review of Economics and Statistics*, 505-11.

Fuentes.M., 2007,"Pass-Through to Import Prices: Evidence From Developing Countries", Pontificia Universidad CatÓlica De Chile, *Documento de Trabajo*, no. 320.

Goldberg, P. K. and M. Knetter. 1997. "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?"*Journal of Economic Literature* 35 (3): 1243–1272.

Haroon Mumtaz, Özlem Oomen and Jian Wang,2006,"Exchange rate pass-through into UK import prices", *Bank of England, Working Paper*, no. 312

Ihrig, J, Kamin,S.B., Lindner,D., and Marquez,J.,2007,"Some Simple Tests of the Globalization and Inflation Hypothesis", *International Finance Discussion Papers*, no.891

Ihrig,J.E., Marazzi,M., and Rothenberg,A.D.,2006,"Exchange Rate Pass-through in G7 Countries", *Board of Governors of the Federal Reserve System*,*IFDP*,no.851.

IMF,2007 , "Middle East, Central Asia: Strong Growth With Inflation Risk"，*IMF, Survey online*，October 30.

Ito Takatoshi, Yuri N. Sasaki and Kiyotaka Sato,2005,"Pass-Through of Exchange Rate Changes and Macroeconomic Shocks to Domestic Inflation in East Asian Countries " *RIETI* , *Discussion Paper Series*,E-020.

Khundrakpam,K.J.,2007,"Economic reforms and exchange rate pass-through to domestic prices in India", *BIS, Working Papers*,no.225.

Kiptui,M., Ndolo,D., and Kaminchia,S.,2005,"Exchange Rate Pass-Through: To What Extent Do Exchange Rate Fluctuations Affect Import Prices and Inflation in Kenya?",*Central Bank of Kenya, Working Paper*,no.1.

Knetter,M.M.,1993,"International Comparison of Pricing-to Market Behavior", *American Economic Review*,83(3),473-486.

——1995,"Pricing to Market in Response to Unobservable and Observable Shocks", *International Economic Journal* ,Volume 9, Number 2,1-25.

Krugman, P. 1987. "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes." In *Real-Financial Linkages Among Open Economies*, edited by S. Arndt and J.D. Richardson. Cambridge, MA.: MIT Press.

Leigh,D. and Rossi,M.,2002,"Exchange Rate Pass-through in Turkey", *IMF, Working Paper,*no.204.

Marazzi, Mario, and Nathan Sheets , 2007, "Declining Exchange Rate Pass-through to U.S. Import Prices: The Potential Role of Global Factors," *Journal of International Money and Finance*, vol. 26 ,924-947.

McCarthy, J ,1999, "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialised economies", *BIS Working Paper*, no.79 .

——2000, “Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to domestic Inflation in Some Industrialized Economies ”, *Federal Reserve Bank of New York*, *Staff Paper,* no. 111.

Michael B. Devereux and James Yetman,2002,“Price-Setting and Exchange Rate Pass-Through: Theory and Evidence”，*HKIMR Working Paper* no.22.

Michele Ca’ Zorzi , Elke Hahn and Marcelo Sánchez,2007,“Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets”, *European Central Bank, Working Paper*,no.739.

Mohanty, M S and M Klau, 2001, “What determines inflation in emerging market economies”, *BIS Papers*, no 8.

Mumtaz,H., Oomen.Ö., and Wang Jian,2006, “Exchange rate pass-through into UK import prices”, *Bank of England, Working Paper*, no. 312.

Taylor, J.B. 2000. ‘Low Inflation, Pass-through, and the Pricing Power of Firms’, *European Economic Review*, 44(7): 1389-1408.

White,W.R.,2008,“Globalisation and the determinants of domestic inflation”, *BIS, working Papers*, no 250.

Xuxin Yu,2007,“The Pattern of Exchange Rate Effects on Chinese Prices,1980-2002”， *Review of International Economics*,15(4),683-699.

附录：理论分析、变量说明和计量模型的选择

一、中国汇率传递研究框架的设定

要厘清国外物价水平和中国物价水平变化的关系，要进一步深入分析汇率传递机制的三个阶段：国外物价水平变动和汇率变动、汇率变动与进口物价水平变动以及进口物价水平变化到国内 CPI 变化。第一个阶段是商品价格的传递。最后一个阶段的传递途径看似简明——汇率传递程度取决于进口品在国内 CPI 构造篮子中的权重，但实际上是否完全会反应在进口国的 CPI 上还与厂商在进口国国内的配送成本（Local Distribution Costs）有关（这里的配送成本包括交通、服务成本等，这些成本会造成进口价格与国内 CPI 之间的差别），也与进口替代程度等因素有关（Burstein,Neves, and Rebelo2000）。汇率的非完全传递更多的争议体现在汇率变动与进口品物价变动之间关系的传递机制上，这也是大量研究集中在讨论汇率的非完全传递，或一价定理并不成立的关键之处。归纳起来，大概有以下三类：第一类研究坚持从一价定理不成立的传统原因给出了解释。如 Krugman（1987）、Betts and Kehoe（2001）和 Burstein,Eichenbaum and Rebelo（2002）分别从非常量的运输边际成本、非贸易品在消费中的重要程度和国内替代品的存在证明了汇率的非完全传递。第二类主要从内生的价格粘性角度证明了汇率的非完全传递。如 Devereux and Engel(2001)、Devereux and James Yetman（2002）证明了内生的价格粘性会导致汇率的非完全传递。由于价格粘性，进口国货币政策带来的汇率变化，进而导致的进口厂商价格变化是不完整的，因为存在“菜单成本”（Menu costs）等。最后一类研究集中在对出口商的定价行为上，核心问题是讨论厂商的定价方法——盯市定价（PTM,Princing-to-Market）行为。在市场的非完全竞争假定下，厂商具有定价权——成本加价。按照成本加价的定价原则下的厂商最优化，可以从多种途径推导出类似的理论模型和计量方程。归纳起来，主要有三种方式：第一种方式坚持从购买力平价出发（$P = E^* P^*$，P和P^*分别为国内价格和国外价格，E为汇率，即外币换算成本币的价格），引入国外厂商P^*的成本加价方式。因此，这一途径与传统分析（上述第一类分析）方式相比是一个等式，不同表述(Campa and Goldberg, 2002；Ihrig, Marazzi and Rothenberg,2006; Fuentes, 2007；等等)。第二种方式是依据寡头结构下的不完全替代贸易模型推导出厂商的定价法则来研究厂商定价

行为与汇率传递，这类研究主要是 Feinberg（1986，1989）所做的工作[15]。第三类方法主要是从一个垄断厂商的利润最大化出发，得出垄断厂商定价的原则是边际成本之上的加价，这方面有大量的研究(Goldberg and M. Knetter,1997; Bailliu and Bouakez,2004)。

尽管形式上存在一定的区别，但这些研究都是从微观厂商利润最大化角度去研究汇率传递，而不是使用加总的宏观数据或使用非结构性模型来进行分析[16]。按照 Bailliu and Fujii (2004)和 Khundrakpam(2007)的研究，简化的形式可以表述如下：

$$\underset{q}{Max}\,\pi = e^{-1}pq - c(q) \qquad \cdots \quad (1)$$

其中：e每单位出口厂商的货币兑换进口国的货币的数量；p进口价格（以进口国货币表示）；q：产品销售量；$c(q)$出口商成本（以出口国货币表示）。一阶条件为：

$$p = ec_q\mu \qquad \cdots \quad (2)$$

国内进口价格的变化取决于汇率（e）、出口商的边际成本（c_q）和边际成本加价（μ）。c_q和μ均受到供给和需求的影响，可以表示为：

$$c_q = f(w^*, y^*, y, e, others) \qquad \cdots \quad (3)$$

$$\mu = f(y^*, y, p^s, others) \qquad \cdots \quad (4)$$

---

[15] 依据这种方法，Xuxin Yu(2007)采用 Feinberg(1989)和 Yang(1995)的经验计量模型，使用年度数据研究了 1980-2002 年中国的汇率范式对价格变化的影响。Xu(2007)采用的计量方程中被解释除变量是 PPI/CPI，不是进口价格；解释变量中除了汇率因素外，还包括了基础设施指数和 GDP 变化。本研究采用的进口价格指数的变化，而且在 2001 年之后，中国的基础设施指数变化相对小，同时由于本研究采用季度数据，无法取得与交易成本（基础设施等）有关的数据，因此，下面的模型(3)和(4)中的其他变量我们没有考虑。

[16] 使用加总数据分析，典型的研究是Choudhri and Hakura(2001)研究国内通货膨胀对汇率传递影响的经验计量方程。至于非结构性的模型方面，有大量的研究使用VAR模型来计量汇率变动对国内物价水平（CPI）的冲击。这些研究都是在McCarthy(1999)研究工作的基础上展开的。如McCarthy(2000)对工业化国家之间汇率传递的研究； Leigh and Rossi(2002)对土耳其汇率传递的研究,；Kiptui, Ndolo and Kaminchia(2005)对肯尼亚汇率传递的研究；Ito ,et.al(2005)对亚洲一些国家汇率传递的研究；Faruqee(2006)对欧洲区国家汇率传递的研究；Zorzi, Hahn and Sánchez(2007)对新兴市场汇率传递问题的研究以及Duma(2008)对斯里兰卡汇率传递问题的研究等等。这一方法有其优点，在理论上，可以纳入内生冲击；同时，可以降低数据收集的难度。但缺点也很明显，因为这些研究不具备微观基础，且都使用了石油价格的冲击(供给冲击)，一旦我们考虑到其他冲击因素和进口产品的结构性，如食品价格冲击(Mohanty and Klau ,2001)，那么这些研究会存在系统性偏差。国内也有学者采用了VAR方法来研究石油冲击带来的中国汇率传递问题。如封北麟（2006）、吕剑（2007）和陈六傅、刘后俊（2007）按照上述方法研究了中国的汇率传递问题。卜永祥（2001）则采用了协整和ECM模型研究了1990-2000年的中国汇率传递问题。

（3）式表明c_q受出口厂商国内工资成本（w^*），也受除进口国之外的收入（y^*）和进口国收入（y）的影响；c_q也受到汇率（e）的影响，因为对出口厂商来说，存在进口中间品生产出口品的情况。同时，出口商的成本会受到任何可能导致成本变化的其他因素（*others*）的影响，如出口国国内的运输成本等等；当然，c_q也受到竞争性替代品的相对价格（或称为竞争性压力，p^s）的影响。竞争性替代品的相对价格的衡量是非常困难的，绝大多数实证研究没有考虑这一因素。因为这一因素既涉及到中国的不同贸易伙伴国出口到中国的产品之间的相互替代性，又涉及到国内产品对国外相关进口品的替代性。这里，本文采用了与 Kiptui and Kaminchia(2005)相同的方法，使用国内的竞争品价格/国外生产成本（国外 PPI）来衡量竞争性。对于y^*，与既有的所有的经验研究相似，我们也没有考虑这一控制变量，因为出口国的贸易伙伴众多，而且出口国收入变化也会在一定程度上反映在出口国的产品边际成本的变化上。（4）式表明出口商的边际成本加价受到国内外供求的影响以及其他任何可能影响边际成本加价的因素，如基础设施变化等等。

（3）和（4）表明影响一国进口价格变化的因素非常复杂[17]。由于数据的可获得性，实证的计量方程基本采用了简化的形式，对（2）取对数，并加上时间标志，可以得到（5）式：

$$p_t = a_0 + a_1 e_t + a_2 pp_t^* + a_3 y_t + a_4 p^s \varepsilon_t \quad \cdots \quad (5)$$

其中pp^*代表出口厂商边际成本；其余同上。

由于大量的实证研究表明，加总的价格指数和汇率通常是零阶非平稳序列，因此，变量需要采取差分的形式。同时，由于汇率传递存在速度问题，需要有滞后的变量来刻画汇率传递速度。（5）式可以进一步写作（6）式[18]：

$$\Delta p_t = \lambda + \sum_{i=0}^{n} \beta_i \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \gamma_i \Delta pp_{t-i}^* + \delta \Delta y_t + \varphi \Delta p^s + \varepsilon_t \quad \cdots \quad (6)$$

[17] Knetter(1995)讨论了汇率传递中可能存在的各种因素。正因为其复杂性，Knetter(1993)和其他一些研究者（如 Coudhri and Haura ,2001;Parssons and Sato,2005）使用了非常简便的方法计量汇率传递，在这些研究中汇率传递计量方程被高度简化成只用汇率波动来解释进口价格和 CPI 的波动。

[18] 除了常数项以外，方程（6）和下面的方程（7）中的所有变量均采取了差分形式，所有系数均为弹性概念，这与 Campa and Goldberg(2002,2006)等人的研究方法一致。当然，如果仅考虑汇率传递的速度和单位根问题，那么收入（y_t）和竞争性替代品相对价格（p^s）可以不采取差分形式，这些变量前的系数就不是弹性概念，如 Ihrig, Marazz and Rothenberg(2006)等人就采用了这种方法。

其中：n为滞后期限。常数λ可以表示为贸易障碍、运输成本等影响对汇率传递的影响，因此，这一基于厂商最优化结果的经验计量方程同时纳入了传统的 PPP 不成立的因素。方程（6）中的控制变量y没有考虑滞后期，假定了对收入对物价的影响速度很快（如 Campa and Goldberg(2002)；Ihrig, Marazzi and Rothenberg(2006)；等等）；如果假定收入影响存在滞后期，那么方程（6）中的收入包括滞后变量（如 Khundrakpam,2007;等）。Mumtaz,Oomen and Wang(2006)则假定出口厂商能够迅速调整边际成本，解释变量Δpp^*中不包括滞后的Δpp^*。考虑到厂商成本调整的粘性，这里采用了滞后的控制变量。

如果考虑到进口品物价的变化和调整也具有惰性，那么方程（6）的解释变量中也需要加入滞后的进口物价水平变量（如 Bailliu and Fujii(2004); Mumtaz,H., Oomen.Ö., and Wang Jian(2006)，等等），方程（6）可以写成（7）式[19]：

$$\Delta p_t = \lambda + \sum_{i=0}^{n} \beta_i \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \gamma_i \Delta pp_{t-i}^{*} + \sum_{i=1}^{n} \chi_i \Delta p_{t-i} + \delta \Delta y_t + \varphi \Delta p^s + \varepsilon_t \quad \cdots \quad (7)$$

二、数据样本的说明、汇率传递系数的讨论及计量结果

（一）、样本变量及数据的说明

表1给出了本研究所有变量的说明、计算方法和数据来源。所有变量是对数差分的形式，所有原始数据换算为以2001年1月=100为基期。

附表1　　样本变量及数据的说明

变量	变量含义	变量说明
Δp	进口价格指数（人民币计价）	首先依据分类商品的进口量值，计算每单位进口品的美元价格；其次，依据进口来源国与地区的进口数量加权计算的名义有效汇率，换算成进口品的人民币计价的每单位进口价格；再次，依据进口品类别的人民币计价的价值加权计算出进口价值指数。由于只有2001年以来的进口品量值数据，所有进口品价格指数以2001年1月=100换算成价格指数。样本数据是月度数

[19] 关于回归方程中的系数是写在求和符号的外边（如 Ihrig, Marazz and Rothenberg(2006)等人的研究），还是里面（类似方程（6-1）的表达，如 Khundrakpam(2007)等人的研究），也有不同。首先，如果假定每一个滞后期的影响系数相差无几，那么两者没有区别。其次，由于滞后期难以确定，而在一个相对长的滞后期模型参数检验是显著的，但可能其中某一阶段的变量可能不显著。在这种情况下，使用一个相对长的滞后期更好，因为带来了整个滞后期的参数能够通过显著性检验。

		据，以下同。数据来源：Wind资讯、中国海关和商务部网站公布的数据。
Δe	名义有效汇率	由于所有进口品价格以美元标价，依据主要贸易伙伴的双边汇率（美国除外），通过交叉（套算）汇率，然后使用贸易伙伴的进口价值加权计算出中国与贸易伙伴的名义有效汇率。数据来源：数据来源：Wind资讯和样本国和地区的货币管理机构网站公布的数据。
Δpp	出口商边际成本	使用贸易伙伴国的生产者价格指数（PPI）表示。数据来源：数据来源：Wind资讯和各国和地区中央银行及劳工部公布的数据。
Δy	国内收入	GDP只有季度数据，但由于GDP与工业增加值之间存在显著相关性，因此使用月度工业增加值来表示，但在计量模型（9）中使用可季度GDP数据。数据来源：Wind资讯和《中国人民银行统计季报》各期。
Δp^s	竞争性市场压力	使用中国工业品出厂价格指数、中国原料类工业品出厂价格指数和中国加工类工业品出厂价格指数（2000=100）来除以贸易伙伴的PPI作为竞争性市场压力的替代指标。

（二）、关于汇率变化到进口价格指数传递系数的讨论

附表2给出了近期有关汇率传递计算方法的相关研究。系数计算中的n为滞后期，这些研究的滞后期的经验取值有所不同，并没有一致的结论，这主要取决于实际中的价格调整速度。同时，即使采取了同样的形式，但在计量方程设计上存在区别。在Bailliu and Fujii(2004)的研究中，假定β_i没有滞后性，那么短期中的汇率传递系数就为β_i；而Khundrakpam(2007)的研究包含了滞后期，那么短期的汇率传递系数为$\sum_{i=0}^{n}\beta_i$，但其被解释变量是批发价格指数（在其研究的样本中与CPI显著相关）；而Ihrig, Marazz and Rothenberg(2006)的研究中同时采用了进口价格指数和CPI。不管采用何种价格指数，可以看出研究者对于价格粘性的看法是不一致的。由于对价格粘性的程度尚缺乏经验性的一致看法，所以，本文同时

采用了方程（6）和（7）来计量汇率传递到进口价格指数的具体效应。

附表2　　不同计量方程中汇率传递系数的不同计算方法

	方程（6）中的汇率传递系数	方程（7）中的汇率传递系数
短期传递系数	β_t	β_t or $\sum_{i=0}^{n}\beta_i$
长期传递系数	$\sum_{i=0}^{n}\beta_i$	$\beta_t/(1-\sum_{i=1}^{n}\chi_i)$
近期代表性研究	Campa and Goldberg(2002,2006); Ito,Sasaki and Sato(2005); Fuentes(2007),et.al.	Bailliu and Fujii(2004); Mumtaz, Oomen and Wang Jian(2006); Ihrig, Marazz and Rothenberg(2006); Khundrakpam(2007),et.al.

三、中国经济开放与国内 CPI：进一步的讨论

由于汇率传递包括两个阶段，在分析了汇率到进口价格指数的传递效应之后，那么进口价格如何进一步传递到国内的CPI？如前所述，进口价格到国内CPI的传递渠道看似简明，实际复杂，因为难以准确获知厂商的定价行为的详细信息。从既有的研究来看，为了测度这一传递程度，一些研究使用了同样的计量方程（方程6-7），但被解释变量采用了进口价格指数或CPI，分别进行回归计量（如Bailliu and Fujii,2004; Ihrig, Marazz and Rothenberg,2006），这一简便的方法略去对进口物价变化到CPI的机制讨论，直接从计量结果去判断汇率传递对进口物价指数和CPI的差异。为了检测进口物价指数对国内CPI的冲击，本文使用加总的数据来进行分析。理论表明，封闭条件下的一国通货膨胀主要取决于国内GDP缺口和通货膨胀预期。同时，开放条件下，国内的CPI变化还取决于进口价格指数的冲击(White,2008)。如果进一步考虑到国内产业冲击，如Mohanty and Klau (2001)、Domaç and Yücel(2005)的研究表明了农业冲击或农产品价格冲击是新兴市场经济国家国内通货膨胀的重要解释因素，那么，中国的CPI变化的解释因素中应该包括农产品价格冲击或食品价格的冲击。事实上，国内的农产品价格（食品价格）上涨是近期CPI走高的重要原因。依据上述分析，中国开放条件下的Phillips曲线模型可以采用如下简化形式：

$$\pi = a\pi^{e} + \beta gap + \gamma(p-\pi) + \delta(\pi^{egri} - \pi) \cdots \quad (8)$$

（8）式表明，开放条件下国内通货膨胀（π=CPI）可以用国内预期通货膨胀率、国内GDP缺口（gap）、进口价格指数冲击（$p-\pi$）和国内农产品价格（以食品价格替代）冲击（$\pi^{agri}-\pi$）来解释。

（8）式中的gap 这里没有考虑中国贸易伙伴国的 GDP 缺口，因为我们认为这一变量会在进口价格冲击上反映出来，（8）式考虑了农产品价格的冲击，这 Ihrig, Kamin, Lindner and Marquez(2007)等人的经验研究有所不同[20]。数据期限从 2001 年 1 季度到 2008 年 1 季度的季度数据，与许多经验性研究类似，通货膨胀预期采用适应性预期性质，实证计量模型采取（9）式：

$$\pi_t = a_0 + \pi_{t-1} + \beta gap_{t-1} + \gamma(p_t - \pi_{t-2}) + \delta(\pi_t^{egri} - \pi_{t-1}) + \varepsilon_t \cdots \quad (9)$$

[20] Ihrig, Kamin, Lindner and Marquez(2007)的研究中考虑了贸易伙伴国的 GDP 缺口，但没有考虑农产品价格冲击。

分报告 6：

当前中国的通货膨胀是输入型的吗？

内容摘要：自 2003 年以来中国开始了新一轮的通货膨胀，本文在文献回顾的基础上，总结了此轮通货膨胀具有显著的全球性及国际输入型的特征，并定性分析了导致此轮通胀的原因，认为国际原油、粮食及金属类等初级产品价格大幅上涨、人民币汇率的大幅升值、外汇储备的增加以及低利率导致的国内投资的放大是此轮通货膨胀的主要原因。在此基础上，笔者使用 2003 年至 2007 年的月度数据通过静态回归模型、向量自回归模型以及方差分解等计量方法探讨了通货膨胀与各影响因素之间的关系，结果表明原油及国际粮食价格的上涨是导致当前通货膨胀的主要因素，因此当前中国的通货膨胀是输入型的。

一、引言

通货膨胀在宏观经济学中占有相当重要的地位，是国内外众多经济学家长期研究的经济现象。但遗憾的是至今为止对于通货膨胀仍然没有一个准确公认的定义。目前对于通货膨胀的定义主要有两派观点[21]。一是物价派，认为通货膨胀是指一般物价水平或物价总水平的上涨，承认货币非中性。另一派是货币主义的观点，认为通货膨胀完全是一种货币现象，物价上涨只是通货膨胀的表现形式，货币是中性的。本文在研究通货膨胀时，将综合两派的观点，即认为通货膨胀既伴随着物价水平的上涨也有货币供应量的持续增加。

输入型通货膨胀是指在开放经济中，由于一国经济与国际市场密切相关，当国际市场上存在通货膨胀、价格上涨的现象时，这种价格上涨就会通过该国与国际市场的传导途径传播到国内从而引起该国国内价格普遍、持续上涨的现象。通常，输入型通货膨胀的传导途径主要有三个，分别是国外商品的价格传导途径、货币供给传导途径以及原材料成本传导途径。就目前来说，这三种传导途径在我国均已存在。

近年来，我国对外商品出口连创新高，对外贸易连年出现顺差，商品的大量出口导致国内总需求膨胀。同时商品的大量出口也给我国带来了巨额的贸易顺差，加上国际游资的大量进入，使得外汇占款不断增加，这进一步放大了货币供应量，加重了通货膨胀的预期。在国际方面，原油和粮食等资源性产品价格屡创新高。在此背景下，分析此轮通货膨胀的特点，判定此轮通货膨胀的性质，即是国际输入型通货膨胀还是由于国内经济结构性原因所导致，对于制定相应的政策至关重要。

二、当前通货膨胀原因的文献综述

当前中国新一轮通货膨胀的原因，成为国内众多经济机构及经济学家研究的重点。北大经济中心在今年第二季度宏观经济预测中认为，去年以来我国总需求猛烈增长的原因主要是由货币供给高增长推动，不排除食品价格上升导致消费倾向被动上升引起的额外通货膨胀，但前者是主要原因。

周其仁（2008）[22]认为目前的通货膨胀问题不是农产品、资源等个别商品价格上涨带动的，而是货币供应过大造成的，将通胀归因于猪肉等农产品价格

[21] 引自斯蒂格利茨《宏观经济学》

[22] 见 http://business.sohu.com/20080415/n256297574.shtml

的上涨，或者将之视为油价现象，是全球性资源价格上涨带来的，是输入型通胀，都是不正确的。他认为目前解决通货膨胀问题的根本办法在于釜底抽薪收紧货币发行，允许人民币一次性升值是目前最佳的办法。以上两个研究都将此轮的通货膨胀归因于货币供给的增加，但却忽略了全球范围内的通货膨胀，首先当前不论是西方国家还是新兴的发展中国家都面临着较为严重的通货膨胀压力，其次国际油价的飞涨以及国际粮食危机导致的食品价格暴涨对日益开放的中国的影响已经不可小视。因此不能简单的把此轮的通胀归因于货币供给的增加。

陈彦斌（2008）认为当前的通货膨胀同时具有需求拉动和成本推动的特征，但流动性过剩对目前通货膨胀的上涨的影响并不明显。但文中并没有就当前通货膨胀的输入型性质进行判断，只是认为国际物价的上涨是当前通胀的一个原因。在此基础上本文将具体量化当前中国通货膨胀的导致因素。

在实证方面，赵庆、徐路（2008）用货币供应量和产出缺口作为因变量对通货膨胀进行解释，结果表明货币供应过快增长和 GDP 缺口过大导致了本轮通货膨胀的上升。但该文忽略了国际市场原油及粮食价格的上涨所导致的输入型的成本推动作用，对于高度贸易依存度的中国来说，忽视国际市场的作用，其研究将具有一定的局限性。

陈国辉、段鹏（2007）以及王红、童恒庆、毛新那（2005）均研究了外汇储备与通货膨胀之间的关系。结果表明外汇储备与通货膨胀之间存在长期均衡关系，外汇储备对通胀的影响不可忽视。王虎、陈峥嵘、冯彩（2008）运用向量自回归模型考察了以股票价格为代表的金融资产价格对我国通货膨胀的影响，实证分析表明，我国股票价格通过总需求渠道对未来通货膨胀产生的影响比较微弱，但股票价格的变动能引起未来 CPI 的同向变化，说明股票价格在一定程度上包含了我国未来通货膨胀的信息。张红、章辉赞（2008）运用北京、上海 CPI 和中房住宅价格指数（HPI）的时间序列数据，用 Granger 因果检验和配对样本均值检验研究通货膨胀与商品住宅价格的关系。研究表明在北京 CPI 和 HPI 不存在长期均衡关系，但在上海货膨胀与商品住宅价格长期均衡关系显著。

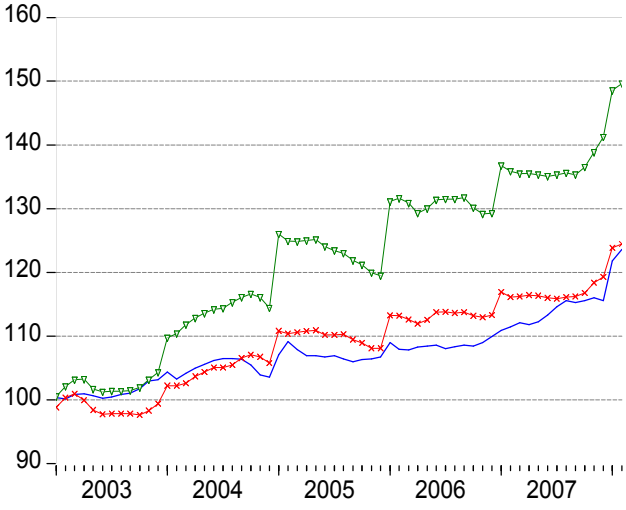
以上实证研究均存在一种缺陷，即只研究一种或两种因素对通货膨胀的影响。理论上来说，影响通货膨胀的因素很多，如果只拿单个的变量对通货膨胀进行计量分析，即使得到的结果比较显著，但在解释力度上还是欠缺，得到的

结论也并不能全面的剖析通货膨胀的原因。在此基础上本文将综合多方面的因素对通货膨胀进行解释。

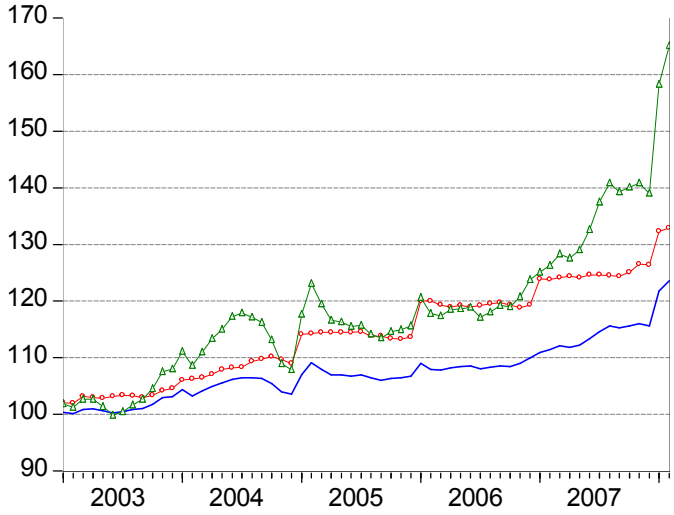
三、目前通货膨胀的状况及特点

从 2003 年开始，我国的 CPI 指数由负增长转为正增长，并且不断攀升。与此同时，同样作为通货膨胀衡量指标的生产者价格指数（PPI）和原材料、燃料、动力购进价格指数（IMP）也全面上扬。截止到 2008 年 2 月，与 2003 年相比，CPI、PPI 和 IMP 增幅分别达到 22.24%、26%、46.5%。具体见图一23

图一：CPI、PPI 和 IMP 指数变化



图二：CPI、居民居住消费价格指数和居民食品消费价格指数



与前几次通货膨胀相比，此轮通货膨胀具有如下几个特点：

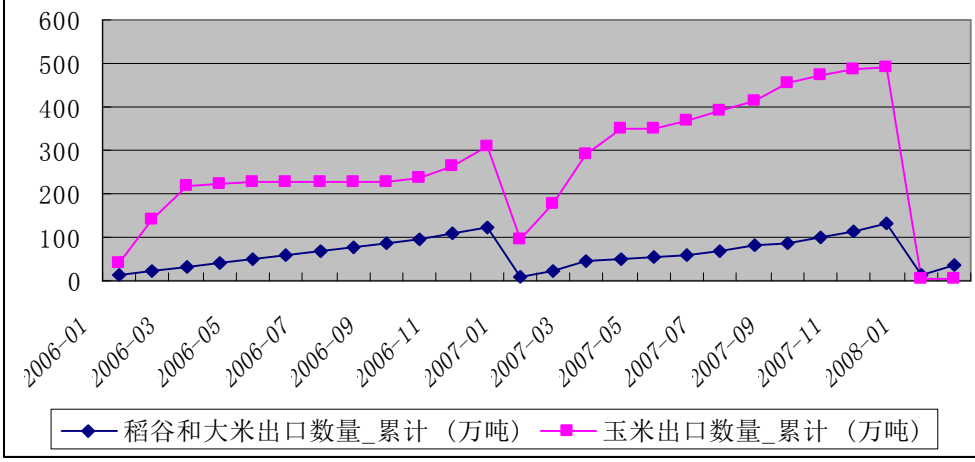
1、价格上涨具有明显的结构性，即价格上涨从上游到下游不同环节存在较大差异，表现为原材料、燃料、动力购进价格高于中间产品价格，而中间产品价格又高于最终产品价格。同时，各环节价格指数的内部构成也存在很大的差异，城乡和区域差别也很大。

2、国际粮食供给短缺背景下的国内粮食出口增加主导此轮结构性通货膨胀

[23]本文所有数据除特别说明外均来自于中经网统计数据库，并且 CPI、PPI、IMP 和其中各分类指数均被转化为以 2000 年为 100 的定基比序列。

的发生。在国际粮食价格不断上涨以及国内粮食价格管制的背景下，由于国内外粮食价格出现了较大的剪刀差，因此在巨额的利润驱动下国内粮食出口不断增加，从一个粮食进口国转变为粮食出口国。如图三

图三　06年以来我国粮食出口状况



由上图可以看出，06 年以来我国的粮食出口不断增加，尤其是 07 年出口增幅加快。由于国内出口增加导致了国内粮食供给的减少导致了国内粮食的价格上涨，进而推动了食品价格的升高。由粮食价格上涨所主导的结构性通货膨胀也不断加剧。因此，政府在 07 年 12 月份取消了我国粮食的出口退税，希望以此抑制我国的粮食出口，平抑国内的粮食价格。在此政策的调控下，08 年一二月份的粮食出口大减。

3、居民消费价格上涨主要集中于居民居住消费价格和食品消费价格的上涨，尤其是食品消费价格的上涨最快，截至到 2008 年 2 月，与 2003 年价格相比，食品消费价格上涨 60.5%，而居民居住消费价格也达到了 28.9%。居民烟酒及用品消费价格、居民家庭设备用品及服务消费价格、居民医疗保健和个人用品消费价格和居民娱乐教育文化消费价格与 2003 年价格相比都有小幅上涨，但均低于 CPI 的涨幅，分别为 6.5%、3.79%、6.14%和 1.1%。而居民衣着消费价格和居民交通和通信消费价格则不升反降，其下降幅度分别为 5.64%和 4.78%。由此可见，食品及居住价格上涨是导致此轮通货膨胀的重要原因。

4、物价上涨与人民币升值并存。在物价迅速上涨的同时，人民币也出现了较大幅度的升值。2003 年—2007 年年末人民币汇率分别为 8.2767、8.2765、8.0702、7.8087 和 7.3046。2008 年 4 月 10 日，人民币对美元汇率中间价“破 7”，以 6.992 改写了汇改以来的新高纪录。在全球关注的目光中，人民币汇率毫无

悬念地进入了“6 时代”。与 2007 年年初相比，升值幅度达 10.1%。其升值幅度接近同期的 CPI 增长，11.4%。这也成为此轮通货膨胀中值得关注的一个新特点。

5、从世界范围看，物价上涨已经成为一种全球现象。据美国商务部公布的数据，2007 年 10 月份美国 CPI 涨幅达到 3.5%，2008 年 3 月份欧元区 CPI 涨幅达到 2.6%，比前一个月上升 0.5 个百分点，连续两个月超过欧洲央行 2%的预期目标。在新兴市场经济国家和地区，物价快速上涨，俄罗斯、南非、阿根廷、越南 CPI 超过 8%。通胀的压力逐渐成为摆在世界各国和地区面前的棘手问题。

6、此轮通货膨胀还表现出很强的货币性特征。近些年来，FDI 和国际热钱大量流入中国，同时伴随着巨额的贸易顺差，中国目前已经积累了世界第一的外汇储备，截止到 2008 年 2 月末，中国外汇储备已达 1.64 万亿美元。

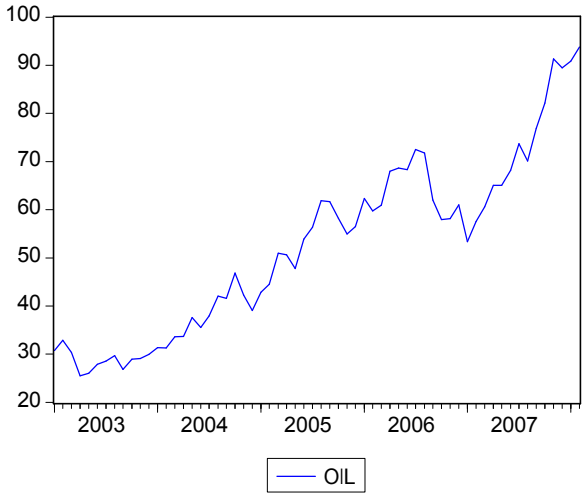
四、当前通货膨胀的原因分析

从 2003 年开始的这轮通货膨胀，其原因可主要归纳为国际因素和国内因素两部分。在国际因素方面，主要有以下两个原因：

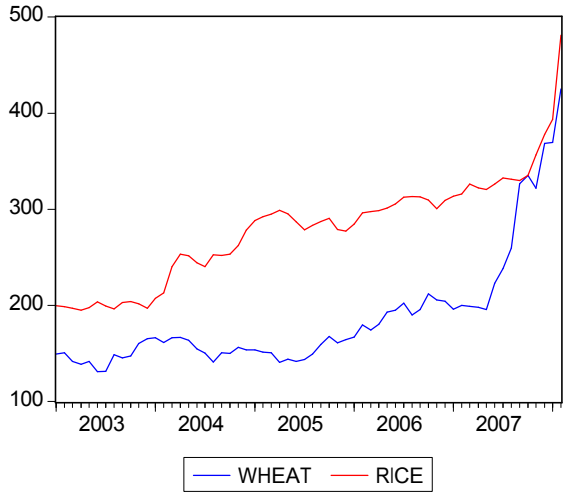
1、国际原油、粮食及金属类等初级产品价格大幅上涨，导致国内成本推动，进而带动国内消费价格的上涨。2007 年中国石油进口量近 2 亿吨，石油进口步伐呈现超速度。在石油进口量大幅攀升的同时，石油价格也屡创新高，并出现了 100 美元/桶的高位。同时 2008 年 4 月全球大米贸易价格再次大幅上涨，作为全球大米贸易价格基准的泰国大米价格从 580 美元/吨，暴涨到 760 美元/吨，一些机构预测，其可能在短期内突破 1000 美元/吨的大关。2003 年至 2008 年 2 月国际原油及大米、小麦价格的增幅见图三图四[24]。在原材料、燃料、动力购进价格指数指数中，燃料价格、黑色金属和有色金属价格均高于平均水平，成为拉动原材料、燃料、动力购进价格指数上涨的主要因素，结果见图五。

[24] 国际原油、大米和小麦的价格数据均来自于 IMF 网站，单位为美元。

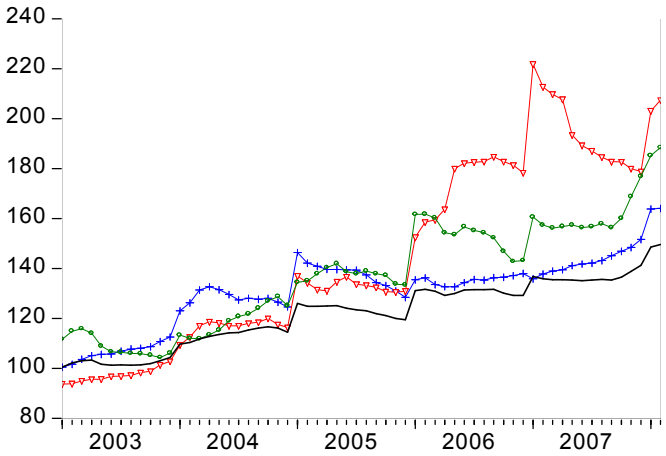
图四 国际原油价格



图五 国际大米和小麦价格

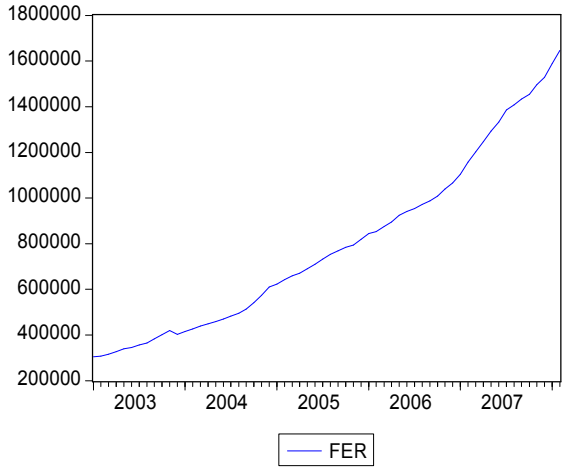


图六 原材料、燃料、动力购进价格指数、燃料动力类购进价格指数、黑色金属材料类购进价格指数、有色金属材料类购进价格指数



2、人民币汇率大幅升值及巨额的外汇储备导致了货币供应量的增大，进而加重了通货膨胀的压力。按照货币主义的观点，货币供应量的增加是导致通货膨胀的根本原因。当前人民币的升值预期，不断的促使国际热钱大量涌入国内，与此同时 FDI 也不断增加，再加上持续的贸易顺差，使得我国的外汇储备不断增加，2008

图七 外汇储备单位为百万美元



年 2 月末外汇储备达 1.64 万亿美元，是 2003 年初的 5.41 倍。见图六

可以用资本项目的差额来表示我国外资流入，外资净流入表现为资本项目贷方差额，而资本净流出则表现为借方差额。通过资本流入和外汇储备增加额可以计算出外资流入对外汇

储备的作用系数。同时外汇储备的增加也必然会形成外汇占款，从而增加国内货币供给。目前，外汇占款已成为我国央行提供基础货币的主要途径。货币供给的增加将会加大国内通胀的压力。因此可以计算出资本流入对国内通货膨胀的作用系数。见表一

同样，可以利用这种方法近似衡量我国贸易顺差所形成的外汇量在央行货币供给中的比重，进而粗略估计贸易收支对国内通货膨胀的作用系数。见表二

表一　　资本流入对通货膨胀的作用系数

	2003	2004	2005	2006	2007.1-6
资本净流入 C	52726	110660	62964	10036.77	90200
外汇储备增加额 F	116844	206681	208940	247472	266281
$a = C / F$	0.451251241	0.535414479	0.30134967	0.040557194	0.338739903
外汇占款增加额 ΔM	11623.58	17745.72	18618.48	27769.15	15469.36
M2 增加额 ΔM_2	36215.5	31984.9	45547.78	46822.43	32254.24
$b = \Delta M / \Delta M_2$	0.320955944	0.554815554	0.408768111	0.593073661	0.479607022
$\gamma = a * b$	0.144831768	0.297056281	0.123182135	0.024053404	0.162462036

表二　　贸易收支对通货膨胀的作用系数

	2003	2004	2005	2006	2007.1-6
净出口额	25377	32841	101774	177615	112738
外汇储备增加额 F	116844	206681	208940	247472	266281
α =净出口/F	0.217187019	0.158897044	0.487096774	0.71771756	0.423379813
外汇占款增加额 ΔM	11623.58	17745.72	18618.48	27769.15	15469.36
M2 增加额 ΔM_2	36215.5	31984.9	45547.78	46822.43	32254.24

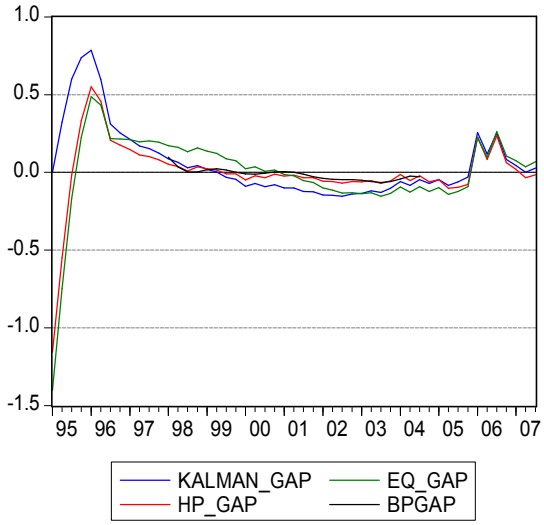
$\beta = \Delta M / \Delta M_2$	0.320955944	0.554815554	0.408768111	0.593073661	0.479607022
$\lambda = \alpha * \beta$	0.069707465	0.088158552	0.199109628	0.425659381	0.203055931

从表一表二可以看出，2003 年至 2007 年上半年，外资流入对通货膨胀的作用系数分别为 0.145、0.297、0.123、0.024 和 0.162，整体而言，虽然作用系数有所下降，但外资流入对 2004 年和 2007 上半年的通货膨胀确实起了较大的作用。对于贸易顺差所导致的通货膨胀，从上表很容易看出，其作用系数是不断加大的，在 2006 年甚至达到了 0.426，贸易收支顺差对通货膨胀的影响很显著。

国内因素导致通货膨胀的原因，也可分为两个方面：

3、国内经济过热，GDP 产出正缺口变大，导致社会总需求大于总供给，从而拉动国内物价水平的上升。2003 年以来国内经济继续高速增长，2003 年至 2007 年经济增长速度分别为 9.1%、9.5%、9.9%、11.6%和 11.9%，增长速度逐年加大，国内经济过热趋势明显。从 2006 年一季度开始，国内经济开始出现正的缺口，缺口为 22.48%，到 2007 年第三季度，缺口有所下降，但仍达到了 6.9%[25]。由此可看，近期通货膨胀部分原因是由经济过热导致的。我国产出缺口估计见图七

图八　四种方法得到的产出缺口



[25] 此处省去产出缺口的计量估计，具体参见刘元春、闫文涛（2007）用线性趋势法、BP 滤波、HP 滤波和 Kalman 滤波四种方法得到的产出缺口。

4、低利率导致国内股市和房地产投资过热，这在一定程度上导致了国内货币流动性增强，同时由于股市和房地产的高涨，使得人们的财富效应增强，这也在一定程度上导致了国内总需求的增加。2007 年以来，我国股市屡创新高，泡沫不断增大，2007 年 10 月 16 日，沪指更是突破 6000 点大关，另外房地产市场泡沫也不断膨胀。日益增长的泡沫不断加大了国内通胀的压力。

五、当前通货膨胀原因的计量分析

鉴于以上分析，同时为了避免因使用少数变量带来的解释的非全面性，本文选取了多个解释变量，并在计量模型的基础上定量分析此轮通货膨胀的原因。首先笔者将使用回归方程来静态分析当前通胀的原因，其次将继续使用向量自回归模型（VAR）动态分析各因素对通货膨胀的影响，并在此基础上利用方差分解，具体得出当前通货膨胀的国际输入因素和国内经济因素两方面的贡献率。

1、解释变量的选取

根据上文中的分析，解释变量将主要从导致此轮通货膨胀的国际因素和国内因素两个方面中选取。在国际因素方面，本文主要选取国际原油价格（oil）、国际大米价格（rice）、人民币汇率（e）及我国的外汇储备（fer）作为解释变量；需要说明的是，为了能更好地得到国际因素对通货膨胀的影响，同时由于外汇储备对货币供应量的作用系数达到了 50%左右，故本文选用外汇储备而不是货币供应量作为解释变量。在国内因素方面，主要选取 GDP 产出缺口（gdpgap）、利率（i）、上证综合指数（stock）和房地产开发景气指数（realty）作为解释变量。值得说明的是产出缺口和利率的选取也符合泰勒规则的原则，这使得在数据选取方面能具有说服力。

2、数据处理及平稳性检验

本文国际原油价格和国际大米价格数据均来自于 IMF 网站，其余变量数据均来自于中经网统计数据库，其中 CPI 数据被转化为以 2000 年为基准的定基比数列。为了保证足够的样本数据，本文选取月度数据，由于 GDP 只有季度数据，故通过 Eviews 的频率调节功能将其转化为月度数据，进而估计出月度的 GDP 缺口。数据区间为 2003 年 1 月至 2007 年 12 月，共 60 个样本。同时为了防止异方差性，以上述各数列均经过指数化处理。使用 ADF 检验对各数列进行平稳性检验，发现各数列均是 I(1)过程。

3、回归分析

建立以 CPI 为因变量，上述其余变量为解释变量的回归方程。同时对残差进行平稳性检验，发现残差数列平稳（见附录）。结果见表三，从表中可以看出整体模型的拟合优度为 95%，同时 F 统计量的概率水平远小于 1%，这说明方程整体是显著的，并且具有很高的解释力度。另外，从单个解释变量的显著性水平来看，国际大米价格、汇率、外汇储备和上证指数都在 5%的水平上显著，但国际石油价格、产出缺口、房地产景气指数和利率因素并不显著，尤其是利率因素显著性水平最低，这说明利率因素在此轮通货膨胀的过程中起到的作用并不大。另外虽然国际石油价格、产出缺口和房地产景气指数的显著性水平大于 15%，并不是特别显著，说明这三个因素在导致国内通货膨胀方面并不具有直接作用，而可能存在一定的时滞，其作用并不能在当期得以放映出来，这也是静态回归方程的一个缺陷所在。

从表三可以看出，汇率与通货膨胀的变动是同向的，人民币升值可以在一定程度上抑制通货膨胀，从进口方面来说，人民币升值能降低进口成本带动国内总体物价水平的下降。另外理论上讲，升值会降低出口产品的竞争力，进而贸易顺差减少，但事实上，我国外贸在汇率持续升值，美国次贷危机以及出口退税政策的多重压力下依然保持稳定增长，因此人民币汇率与通货膨胀的传导存在阻滞。另外，随着人民币升值预期的加重，巨额的套利促使国际游资加速流入，这也在一定程度上更加重了通胀的负担，因此依靠人民币汇率升值来解决当前通货膨胀的问题并不有效。国际大米价格以及国内证券市场的变化都与通货膨胀的存在显著的正向关系，国际米价的上升导致了进口粮价的高涨，进而带动 CPI 的增加。近年来证券市场的高涨，使得财富效应得到极大的反映，证券市场的繁荣在一定程度上推动了 CPI 的上涨。

表三　　方程回归结果

Dependent Variable: CPI

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.199101	0.739818	2.972489	0.0045
RICE	0.074451	0.032067	2.3217	0.0243
OIL	0.022089	0.015339	1.440072	0.156
E	0.07569	0.030159	2.509728	0.0153
FER	0.040099	0.015247	2.629982	0.0113
GDPGAP	0.024814	0.019645	1.263107	0.2123

STOCK	0.048699	0.011765	4.139464	0.0001
REALTY	0.116934	0.14142	0.826859	0.4122
I	-2.86E-05	0.004231	-0.00675	0.9946
R-squared	0.950475	Mean dependent var		4.672788
Adjusted R-squared	0.942707	S.D. dependent var		0.040284
S.E. of regression	0.009642	F-statistic		122.3491
Durbin-Watson stat	0.868307	Prob(F-statistic)		0.000000

4、向量自回归模型（VAR）

虽然静态的回归模型可以在一定程度上解释 CPI 的变化，但由于这种解释关系是同期的，并不能对解释变量的滞后进行反应，故有可能使原本对 CPI 的变化产生影响的变量被排除掉，故本文进而采用向量自回归模型（VAR）分析个变量之间的动态关系，使得本文的研究更加科学准确。

在进行向量自回归模型（VAR）分析时，由于利率对通货膨胀完全没有解释能力，故去掉该因素，选择 CPI、国际原油价格、国际大米价格、人民币汇率、外汇储备、GDP 产出缺口、上证综合指数和房地产开发景气指数等 8 个变量进行 VAR 估计。

在进行 VAR 估计前，对各变量进行协整检验，结果发现存在 4 个长期均衡关系。在此基础上根据模型精简原则以及 AIC、SC 信息准则，选择滞后期为 1 期。同时对模型进行稳定性检验，结果表明模型是稳定的。协整检验、VAR 估计结果和稳定性检验见附录。

从估计结果可以看出各子方程的拟合优度均在 95%，只有产出缺口的拟合优度最低，但仍然达到了 65.7%，这说明模型的拟合效果良好。

5、CPI 的方差分解

本文继续利用方差分解技术分析各变量对 CPI 的影响贡献率。方差分解技术是通过分析每一结构冲击对内生变量变化的贡献度，进而评价不同结构冲击的重要性。因此，方差分解给出对 VAR 模型中的变量产生影响的每个随机扰动的相对重要性的信息。具体做法是将系统的均方误差分解成各变量冲击所作的贡献，通过将一个变量冲击的均方误差分解成系统中个变量的随机冲击所作的贡献，然后计算出每一个变量冲击的相对重要性，即变量冲击的贡献占总贡献

的比例。对 CPI 进行方差分解，具体结果见表四。

表四　　CPI 的方差分解结果

Period	S.E.	CPI	E	RICE	OIL	FER	GDPGAP	STOCK	REALTY
1	0.007088	100	0	0	0	0	0	0	0
2	0.008691	93.64679	0.318915	0.757867	4.621422	0.079736	0.373661	0.05627	0.145343
3	0.009455	85.8076	0.871596	1.494138	9.740079	0.323577	0.797838	0.354651	0.610517
4	0.009866	79.97888	1.390804	1.643623	12.81451	0.777829	1.041919	0.955068	1.397369
5	0.010122	76.08868	1.714667	1.569977	13.954	1.449564	1.117739	1.744467	2.360905
6	0.010338	72.93653	1.819246	2.025495	13.9937	2.297135	1.106666	2.533501	3.287725
7	0.010575	69.70704	1.775995	3.482779	13.5575	3.244633	1.0642	3.168227	3.999624
8	0.010849	66.23625	1.687865	5.883999	12.95067	4.217521	1.012385	3.588874	4.422436
9	0.011152	62.6918	1.639085	8.83472	12.31093	5.168869	0.95891	3.815846	4.57984
10	0.01147	59.26965	1.676991	11.9054	11.71297	6.080886	0.907629	3.902871	4.543601

从结果可以看出，除去 CPI 自身的影响外，国际石油价格及国际大米价格的上升对 CPI 的影响贡献度最大，在滞后 10 期时分别达到了 11.7%和 11.9%。汇率对 CPI 的影响比较稳定，在六个月后达到最高值，随后有所下降并稳定在 1.65%左右。国际油价对 CPI 的影响很显著，并在当期就有较大的影响，并在第六个月达到 14%的最高值。然而大米价格、外汇储备、证券价格以及房地产市场对 CPI 的影响均较为滞后，滞后期均在 10 个月后达到最大值。

把汇率、外汇储备、国际石油价格及国际大米价格四个因素的贡献率加总，得到影响通胀的国际因素贡献率，发现其值在各滞后期都远远大于国内因素的贡献率。在滞后 10 期，国际因素的贡献率达到 31.38%，而国内因素的贡献率仅为 9.35%，这一结果充分证明了此轮通货膨胀处于国际输入型通货膨胀，我国近些年来通货膨胀的上涨主要原因应归因于国际石油价格及国际大米价格的上涨，以及我国在巨额国际热钱的涌入下带来的人民币汇率的升值和外汇储备的大幅增加。而国内经济的过热及股市和房地产市场的泡沫并不是导致此轮通胀的主要原因。

六、结　论

通过本文的对此次通货膨胀原因的分析，以及计量检验，可以得出以下结论：

1、此轮通货膨胀属于输入型的通货膨胀，国际石油价格及国际大米价格的上涨对国内商品起到了成本推动的作用，同时也是当前物价总水平的上扬起到了主要原因。同时此轮通货膨胀还具有明显的结构性，国内粮食的价格上涨主

导了结构性通货膨胀的发生。

2、国际热钱的涌入和巨额的外汇储备在此轮通胀中也发挥着相当重要的作用，其贡献率达到了 6%，因此政府要更加关注国际热钱的流向以及调节国内经济结构，减少贸易顺差，妥善解决流动性过剩带来的影响。

3、人民币不能盲目过度升值，一方面升值会加快吸入国际热钱，另一方面也会对物价总水平产生一定的影响。因此人民币升值应该是渐进式的。

4、央行通过利率来完成防止经济过热和反通胀的目标并不现实，利率杠杆并不能有效解决当前国内出现的通胀问题，在此背景下，央行所能发挥的作用及其有限。

参考文献：

[1]陈国辉、段鹏. 我国的外汇储备与通货膨胀[J] 经济管理 2007.(1)

[2]陈彦斌. 中国当前通货膨胀形成原因经验研究：2003—2007 年[J] 经济理论与经济管理 2008.(2)

[3]刘元春、闫文涛（2007）:《中国的潜在产出及产出缺口》，中国人民大学经济学院工作论文

[4]乔海曙、邓婷. 我国输入型通货膨胀：形成机理与中国样本[J] 宁夏大学学报（人文社会科学版） 2008.(3)

[5]王红、童恒庆、毛新那. 外汇储备增长与物价变动[J] 统计观察 2005.(10)

[6]王虎、陈峥嵘、冯彩. 我国金融资产价格与通货膨胀的关联性检验[J] 证券市场导报 2008.(3)

[7]张红、章辉赞. 通货膨胀与商品住宅价格关系的实证分析[J] 清华大学学报（自然科学版） 2008.(3)

[8]赵庆、徐路. 当前我国通货膨胀的成因与特点[J] 经济师 2008.(2)

[9]Borio, Claudio and Andrew Filardo. 2007, “Globalization and Inflation: New Cross-country Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation”, BIS working Paper, No.227, May 2007.

[10]Shi, Jianhui, 2006, “Are Currency Appreciations Concretionary in China”, NBER Working Paper, No.12551.

[11]Woodford, Michael, 2007, “Globalization and Monetary Control”, NBER Working Paper, No.13329.

附　录

回归方程的残差数列平稳性检验

残差数列		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.511529	0.00000
Test critical values:	1% level	-3.548208	
	5% level	-2.912631	
	10% level	-2.594027	

VAR 模型的 Johansen 协整检验

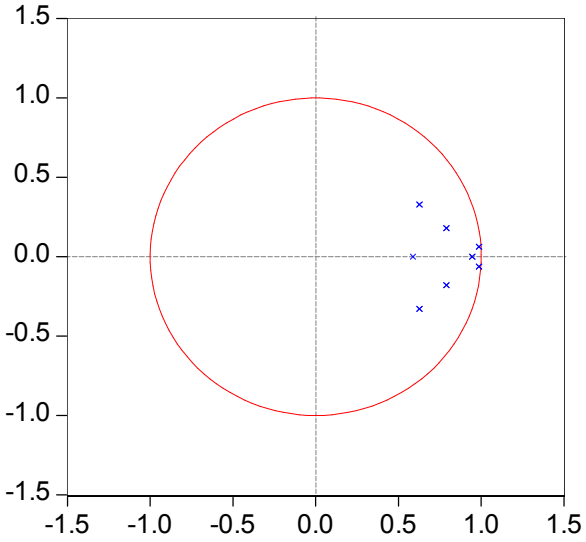
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.636185	214.317	159.5297	0.0000
At most 1 *	0.551242	155.6727	125.6154	0.0002
At most 2 *	0.449472	109.1991	95.75366	0.0043
At most 3 *	0.399693	74.58019	69.81889	0.0198
At most 4	0.301315	44.98197	47.85613	0.0908
At most 5	0.264522	24.18579	29.79707	0.1927
At most 6	0.102888	6.366161	15.49471	0.6522

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values



VAR 模型估计结果

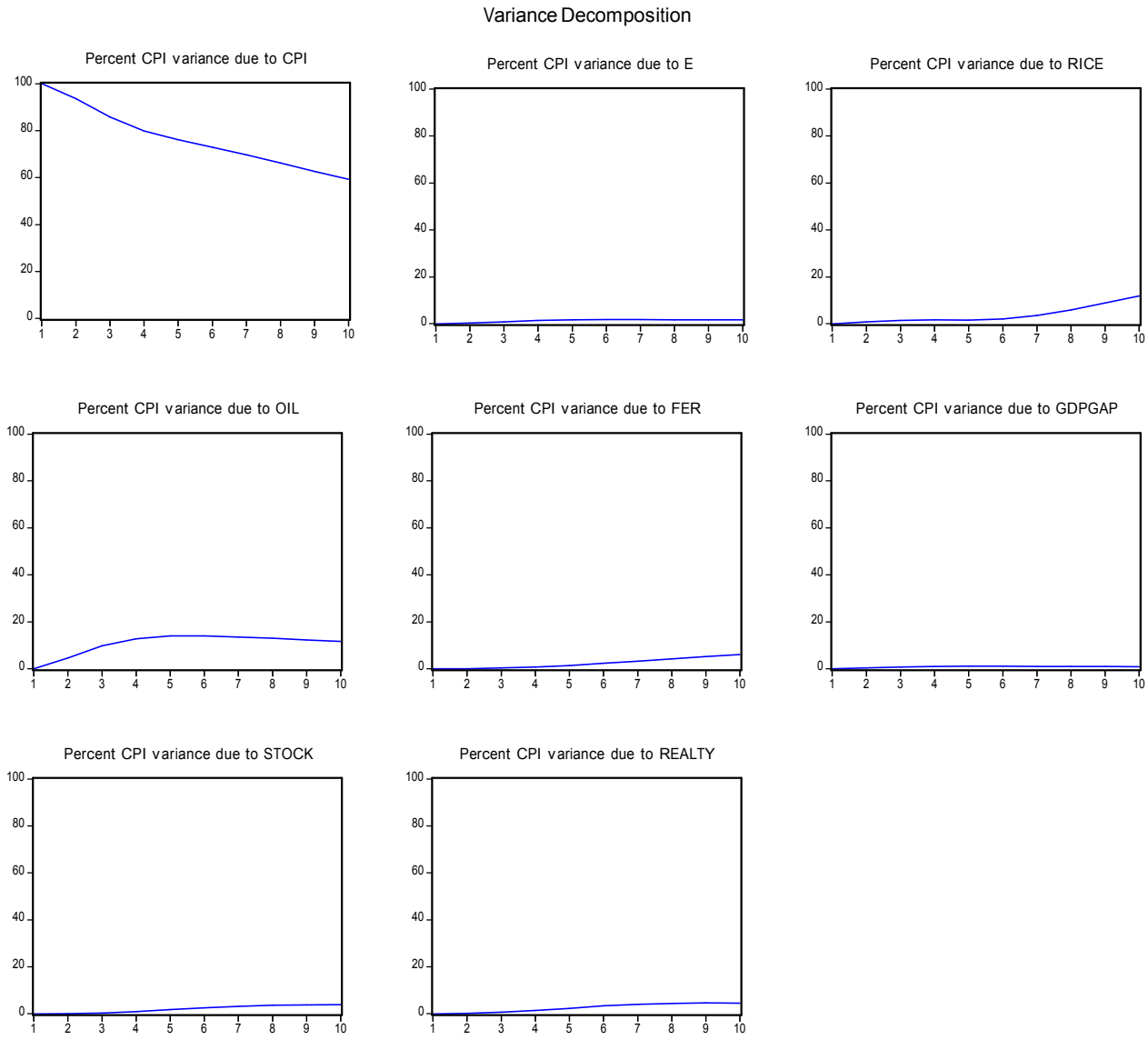
Vector Autoregression Estimates

	CPI	E	RICE	OIL	FER	GDPGAP	STOCK	REALTY
CPI(-1)	0.669996	-0.002387	0.005613	2.469186	-0.172438	-0.31614	0.98275	0.130246
	-0.10303	-0.25759	-0.37741	-0.95928	-0.23804	-0.72445	-0.96866	-0.05355
	[6.50288]	[-0.00927]	[0.01487]	[2.57401]	[-0.72440]	[-0.43638]	[1.01454]	[2.43219]
E(-1)	-0.005448	1.002031	0.144876	-0.151536	0.138654	-0.591406	-0.540896	0.004444
	-0.0264	-0.06599	-0.09669	-0.24576	-0.06098	-0.1856	-0.24816	-0.01372
	[-0.20639]	[15.1842]	[1.49838]	[-0.61661]	[2.27360]	[-3.18650]	[-2.17961]	[0.32391]
RICE(-1)	0.04351	0.134153	0.748793	-0.046122	-0.116067	0.335342	-0.38363	-0.047283
	-0.02761	-0.06904	-0.10115	-0.2571	-0.0638	-0.19416	-0.25961	-0.01435
	[1.57568]	[1.94321]	[7.40279]	[-0.17940]	[-1.81929]	[1.72713]	[-1.47771]	[-3.29450]
OIL(-1)	-0.029887	-0.034666	0.044573	0.673747	0.017091	-0.018273	-0.230322	0.013702
	-0.01163	-0.02907	-0.04259	-0.10825	-0.02686	-0.08175	-0.10931	-0.00604
	[-2.57060]	[-1.19259]	[1.04656]	[6.22392]	[0.63626]	[-0.22352]	[-2.10704]	[2.26744]
FER(-1)	0.026334	-0.044463	0.111904	0.046202	1.076581	-0.258644	0.175679	-0.002328
	-0.01304	-0.03259	-0.04775	-0.12137	-0.03012	-0.09166	-0.12256	-0.00678
	[2.02008]	[-1.36426]	[2.34346]	[0.38067]	[35.7452]	[-2.82174]	[1.43342]	[-0.34363]
GDPGAP(-1)	0.014845	0.119179	-0.034256	-0.162547	0.015009	0.5487	-0.027038	0.003716
	-0.01472	-0.03681	-0.05394	-0.1371	-0.03402	-0.10354	-0.13844	-0.00765
	[1.00817]	[3.23736]	[-0.63510]	[-1.18564]	[0.44116]	[5.29958]	[-0.19531]	[0.48554]

STOCK(-1)	0.003364	-0.00524	0.030508	-0.111968	0.034678	-0.154601	0.742817	0.003858
	-0.01055	-0.02637	-0.03863	-0.0982	-0.02437	-0.07416	-0.09916	-0.00548
	[0.31891]	[-0.19872]	[0.78965]	[-1.14022]	[1.42312]	[-2.08469]	[7.49118]	[0.70375]
REALTY(-1)	0.110245	0.284807	0.654322	-0.868645	0.069718	-0.45631	0.40844	0.875601
	-0.10637	-0.26594	-0.38964	-0.99036	-0.24576	-0.74793	-1.00005	-0.05529
	[1.03644]	[1.07096]	[1.67929]	[-0.87710]	[0.28369]	[-0.61010]	[0.40842]	[15.8376]
C	0.653371	-1.409734	-4.473611	-4.210315	-1.13648	10.57137	1.072664	0.133042
	-0.56424	-1.41067	-2.06686	-5.25341	-1.30363	-3.96742	-5.30481	-0.29327
	[1.15797]	[-0.99934]	[-2.16445]	[-0.80144]	[-0.87178]	[2.66455]	[0.20221]	[0.45365]
R-squared	0.972563	0.996271	0.982878	0.970098	0.999101	0.657099	0.983676	0.948464
Adj. R-squared	0.968173	0.995674	0.980139	0.965314	0.998957	0.602235	0.981064	0.940218
Sum sq. resids	0.002512	0.015703	0.03371	0.217781	0.01341	0.124209	0.222064	0.000679
S.E. equation	0.007088	0.017722	0.025965	0.065997	0.016377	0.049842	0.066643	0.003684
F-statistic	221.5465	1669.761	358.787	202.7693	6947.346	11.97685	376.6155	115.0242
Log likelihood	213.1738	159.1098	136.5736	81.53578	163.7657	98.10068	80.96122	251.783
Akaike AIC	-6.921147	-5.088469	-4.32453	-2.45884	-5.246295	-3.020362	-2.439364	-8.229931
Schwarz SC	-6.604234	-4.771557	-4.007618	-2.141927	-4.929383	-2.703449	-2.122451	-7.913019
Mean dependent	4.673875	8.062017	5.600878	4.509225	10.9995	0.001313	7.476753	4.641645
S.D. dependent	0.039733	0.26945	0.184245	0.354364	0.507192	0.079028	0.484293	0.015068

Determinant resid covariance (dof adj.)	8.04E-28
Determinant resid covariance	2.14E-28
Log likelihood	1209.764
Akaike information criterion	-38.56828
Schwarz criterion	-36.03298

CPI 方差分解图


Variance Decomposition
Percent CPI variance due to CPI
Percent CPI variance due to E
Percent CPI variance due to RICE
Percent CPI variance due to OIL
Percent CPI variance due to FER
Percent CPI variance due to GDPGAP
Percent CPI variance due to STOCK
Percent CPI variance due to REALTY

分报告 7：

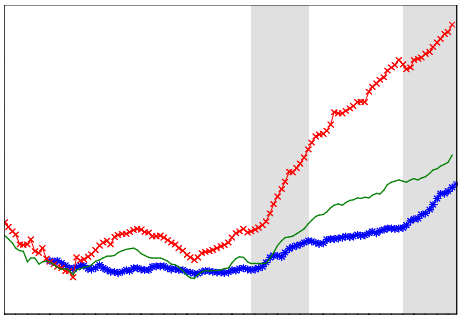
中国通货膨胀是工资成本推动型吗？

——基于超额工资增长率的实证研究

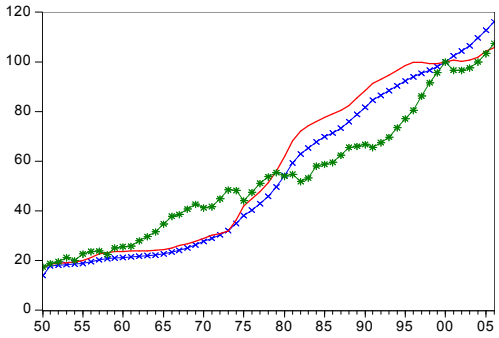
内容摘要：需求拉动型与成本推动型通货膨胀之争是 2007 年中国通货膨胀问题争论的焦点。争论的意义在于通货膨胀类型差异隐含着不同的宏观经济政策选择。本文总结了 1950 年代以来西方国家关于成本推动型通货膨胀和需求拉动型通货膨胀甄别方法的研究成果；在此基础之上基于超额工资增长率对成本推动型通货膨胀进行实证检验。实证结果表明，货币供给而非超额工资增长是导致通货膨胀变化的主要因素。

一、前言

2007 年以来随着同比消费价格指数出现自 1998 年通货紧缩以来的最高水平，通货膨胀问题再次成为学术讨论的焦点。与以往历次通货膨胀的国际背景不同，2007 年通货膨胀率上升是在国际流通性过剩和初级产品国际市场价格快速上涨的背景下出现的，同时国内工资水平出现了较大幅度的上涨并且在少数地区出现了劳动供给不足现象。在此背景下，关于此次通货膨胀的根源形成了两种截然不同的观点，一种观点认为此次通货膨胀是典型的成本推动型通货膨胀，另一种观点则认为此次通货膨胀仍然是由过度需求造成的。[26]对于通货膨胀类型的认定不仅具有理论上的意义，更重要的原因在于治理不同类型的通货膨胀所采取的政策可能是完全相反的。对于需求拉动型通货膨胀，治理的手段在于采取紧缩性宏观政策。在面对成本冲击时，紧缩的政策有可能造成有效供给不足（effective supply failure，Blinder，1987），从而加剧经济收缩压力。



（图 1）剔除春节和季节因素后中国价格指数[27]



（图 2）1950 年—2006 年美国价格指数[28]

考察中国近期通货膨胀状况可以发现，2003年下半年到2004年上半年以及2006年下半年至整个2007年，以消费者价格指数为代表的最终消费品价格出现快速上涨的同时，原材料购进价格指数在此期间也表现出类似的上涨趋势。其中2003年6月至2004年9月剔除季节因素之后，消费价格指数上涨5.73%，同期原材料购进价格上涨了15.10%；2006年9月至2007年11月消费价格指数上涨7.50%，同期原材料购进价格上涨了4.88%。支持中国近期通货膨胀为成本推动型通货膨

[26] 即使是认为通货膨胀属混合类型通胀的观点亦无法回避成本和需求何者是主要因素的问题。

[27] （图 1）中的数据为以 1999 年 1 月为 1 的月度定基比数据，数据来源于《中国经济景气月报》各期。以下各图中中国数据如无特殊说明均出自《中国经济景气月报》。本文数据如无特别说明，中国年度数据来自《中国统计年鉴》，其余数据来自《中国经济景气月报》。

[28] （图 2）中美国价格数据为 2000 年等于 100 的定基比数据，其中生产者价格为资本品生产者价格，数据来源于国际金融统计（IFS）。

胀的主要依据是在国际初级产品，特别是原油价格上涨的背景下国内原材料、农产品等生产资料价格和工资水平呈现出较快的上涨趋势，进一步推动了以食品价格为代表的最终产品价格上涨。伴随着局部地区出现的“民工荒”现象，国内工资水平在2006年之后出现了较快的增长。许多研究虽然并不否认货币供给和信贷资金对通货膨胀的影响，但倾向于认为国际原油价格、农产品价格和工资上涨可能是导致近期中国通货膨胀率上升的重要原因。例如国家统计局课题组（2005）分析了初级产品价格向最终消费品价格传导的两条渠道；中国人民银行2007年3季度《中国货币政策执行报告》对于通货膨胀压力的分析认为，一是粮食价格引发价格上行的可能依然存在，二是能源价格存在上涨压力，三是“从劳动力成本看，随着劳动力供求出现结构性趋紧，工资上行压力将增大，平均劳动报酬已连续七个季度超过GDP 名义增长率，劳动力成本的上升在未来有可能进一步推高价格总水平”，此外通货膨胀预期仍然继续强化。”[29]因此要检验中国当前是否属于成本推动型通货膨胀不仅要检验中国上下游价格之间是否存在传递关系，还要分析分析工资快速上涨对通货膨胀的影响。

国内关于成本推动型通货膨胀的研究始于1980年代。早期的研究成果着重考察了在国有经济占国民经济绝对比例背景下，为保证企业盈利和财政收入所发生的成本转嫁现象，例如金重仁（1987）。此后亦有经济学家结合当时经济体制现状利用上下游价格传导关系分析中国的通货膨胀现象，如徐连东（1994）和樊纲（1995）。然而胡小平、申晓梅和谭孝平（1994）、吕江林（1995）等研究对上述成本转嫁提出质疑，特别强调了市场供需状况对价格传导的影响，在供给相对过剩的价格传导渠道是不畅通的。专门针对工资成本而言，李云林（1997）分析了当工资超过经济增长速度时可能导致通货膨胀的三个渠道，指出工资超过经济增长速度并不必然引发通货膨胀。除了工资之外，作者认为作为资本“成本”的利润以及政府税收上升都有可能是导致通货膨胀的因素。Kojima, Nakamura, Ohyama（2005）发现从1978年至2004年期间中国名义单位劳动成本与通货膨胀具有较高的相关性，据此作者判断工资上涨可能是导致通货膨胀的重要因素，导致工资上涨的因素可能并非生产率或者劳动供需而是工资政策；除此之外作者还通过比较真实工资与边际劳动生产率发展趋势的方法判断是否存在通货膨胀压力。上世纪50年代之后，特别是整个70年代美国等工业化国家相继发生过几次严重的通货膨胀，并由此进入了“滞胀”时期，直到80年代初里根政府时期采取强

[29]中国人民银行 2004 年 3 季度《中国货币政策执行报告》第 47 页。

硬，反通胀措施才见成效，见（图2）。因此西方工业化国家对成本推动型通货膨胀理论进行过深入的研究和政策实践，积累了宝贵的经验教训，值得我们借鉴和学习。

下文分为三个部分，在第二部分中我们对上世纪50年代以来关于成本推动型通货膨胀的理论研究进行综述，特别是对成本推动型通货膨胀的特征及其与需求拉动性通货膨胀的甄别方法进行总结。运用第二部分的结论，我们在第三部分中对中国近期通货膨胀的特征进行定性和定量研究，分析需求拉动因素和供给推动因素对通货膨胀的贡献。第四部分回顾1970至80年代西方工业化国家反通货膨胀政策的经验和教训，为中国未来货币政策选择提供参考建议。

二、如何甄别成本推动型通货膨胀

通货膨胀是指价格总水平的持续上升过程,既不是价格总水平一时或短期的上升，也不是针对个别商品或服务价格变动而言的。而成本推动型通货膨胀尽管早已被写入经典的经济学教科书，其思想甚至可以追溯到斯图亚特时代，但是在随后200多年经济学理论的发展过程中一直争论不断。上世纪60年代末至70年代初以及70末到80年代初期，世界主要的工业化国家经历了两次严重的通货膨胀，并由此推动了对通货膨胀的研究。

（一）成本推动通货膨胀的条件和传导机制

在理论方面，Ackley（1959）特别强调在成本加成定价下，成本推动价格上涨的必要条件是短期内需求对于价格变化不敏感，否则需求下降将切断成本传导渠道。Machlup（1960）讨论了成本推动型通货膨胀的含义，作者区分了响应性、防御性和进攻性（responsive，defensive and aggressive）三种性质的成本上升，并且指出有效需求上升是成本推动型通货膨胀传导的必要条件。Bronfenbrenner和Holzman（1963）认为成本推动型通货膨胀本意是要强调由于垄断因素所导致的工资和价格高于均衡水平现象，在成本推动型通货膨胀过程中并不排除货币供给、收入和支出的增长，特别是在政府试图避免产出和就业下降风险的情况下。在Friedman（1968）和Phelps（1970）所倡导的附加预期的菲利普斯曲线中，价格根据劳动生产力率调整后工资加成后生成，名义工资则是根据通货膨胀预期设定，工资成本上升推动成本和价格上涨，价格连续上升有导致通货膨胀预期，进而推动名义工资进一步上涨。这样一来就形成了所谓的“工资－价格螺旋上升”的恶性循环。

不过“工资－价格螺旋上升”理论，也存在一些反对意见。Batten（1981）指出随机供给冲击和“工资－价格螺旋上升”通胀理论的最大缺陷在于忽视了政府的作用，特别地当政府不增加货币供给时，供给冲击仅造成相对价格变化而不影响一般价格水平，并且进一步提出通过检验通货膨胀和真实产出趋势变化的方法判断是否存在成本推动型通货膨胀。Humphrey（1998）通过对成本推动通货膨胀理论自身发展的研究对该理论进行了批判，并分析了导致该理论虽屡经否定却再次的原因之一在于许多研究者过于轻率地将微观经济理论推广到一般均衡框架下而没有进行相应的检验。

（二）成本推动通货膨胀的甄别

对于成本推动型通货膨胀甄别方法研究大致分为三个阶段。

1950-60年代对成本推动型通货膨胀的检验主要是通过比较静态的研究方法，检验数据是否与成本推动型通货膨胀的理论特征相吻合。Holzman（1960）界定了成本推动型通货膨胀所包含的成本推动效应、以及直接和间接的成本拉动效应，并提出了检验成本推动型通货膨胀和需求拉动型通货膨胀的三个指标。作者认为在通常状况下，工资推动型通货膨胀往往伴随着失业率上升。通过对失业率进行检验，作者认为1955－1958年美国的通货膨胀属于典型的成本推动型通货膨胀。Selden（1959）认为价格上升和产出增长的正相关性越强，需求拉动的作用越明显，在此基础之上Phelps（1961）分别计算了1946－48年和整个1950年代美国价格上升和产出增长之间的相关系数，结果发现后者显著的低于前者，因此作者断定在1950年代成本推动因素的作用在增强。除了上述实证方法之外，鉴别需求拉动型和成本推动型通货膨胀的另一方法是比较货币工资增长率和劳动生产率的增长率，如果前者超过后者则表明通货膨胀是由供给方面的因素造成。然而Bronfenbrenner和Holzman（1963）指出这种鉴别方法虽然简单，但是需要假设边际劳动生产率和平均劳动成产率成比例变化，并且存在倾向于接受成本推动型通货膨胀的风险。

1970年代随着两次石油危机爆发，通货膨胀问题再次成为关注的热点，同时计量经济学模型被广泛用来检验原材料、工资和最终产品价格之间的关系。Popkin（1974）通过生产阶段模型(stage of process)研究1956年－1970年原材料价格、工资和过度需求因素对消费价格和批发价格分类指数的影响。作者发现除食品之外，原材料价格、工资和过度需求对最终产品价格有较强的解释力，食品价格则主要受原材料价格影响且表现出较强的自回归特征。Barth和Bennett（1975）

认为需求拉动通货膨胀条件下，货币存量和价格之间存在单向的因果关系；而在成本推动型通货膨胀下，单向的因果关系是从成本指向价格。利用Sims（1972）检验因果关系的方法，作者发现二战之后美国存在由货币指向价格和由价格指向工资的单向因果关系，从而支持美国的通货膨胀是由需求拉动造成的。

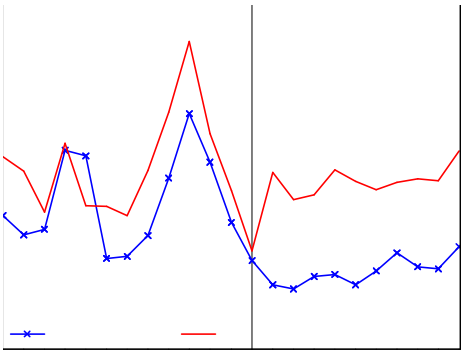
Frisch（1977）在总结1963－1975年通货膨胀理论发展的基础之上提出了事后检验需求拉动型通货膨胀和成本推动型通货膨胀的标准，如果财政政策或者货币政策使总需求和通货膨胀下降而没有导致产出和就业下降，则该通通货膨胀可以被认定为是需求拉动型通货膨胀；如果总需求下降导致产出和就业下降，那么这种通货膨胀就可以被认定为成本推动型通货膨胀。Gordon和Hall（1985）利用单方程简化形式估计了美国的通货膨胀方程，结果发现1981－1984年工资仅仅对价格存在非常微弱的推动关系。这一时期的一个研究成果是排除了石油价格冲击是导致通货膨胀的直接原因。Batten（1981）发现一次性外生价格冲击可以导致绝对价格水平上涨，但并不能导致通货膨胀率持续上升，Kibritcioglu（2002）的文献综述亦表明一次性价格冲击缺乏导致一般价格水平持续上升的机制。因此此后过于成本推动通货膨胀主要集中分析工资对最终产品价格的影响。

1990年代之后，成本推动型通货膨胀和需求拉动型通货膨胀研究的进展主要表现在Granger因果检验、协整和误差修正模型等新的实证研究方法被大量采用。Menra（1991）认为先前的研究都是在假设价格和工资存在确定性趋势的前提下进行的，因此可能错误地识别两者之间的关系。利用1959年－1981年的数据，作者通过协整和误差修正方程发现美国工资和价格之间的长期关系是从后者指向前者，因此不支持美国存在工资推动型通货膨胀的结论。同样基于协整和误差修正模型，Darrat（1994）认为Menra（1991）模型中没有包括货币、汇率和利率等其他影响价格和工资的变量，因此回归结果可能是有偏的。将货币、汇率和利率加入Menra模型后，Darrat发现价格和工资之间并不存在长期稳定的关系，长期来看影响价格更重要的因素的货币和汇率，因此结论也不支持工资向价格的传导。Ghali（1999）利用协整和误差修正模型对包含预期的菲利普斯曲线进行检验，通过对1959年1季度至1989年3季度工资、价格、产出缺口和进口价格的研究发现，工资对价格有明显的推动作用。Schmidt（2000）认为先前关于工资和价格双边关系研究结论之所以存在较多差异原因在于模型识别不当，对包含工资、价格等7个变量的向量进行协整检验，结果发现1960年2季度到1994年4季度期间价格和工资之间存在双向的因果关系。

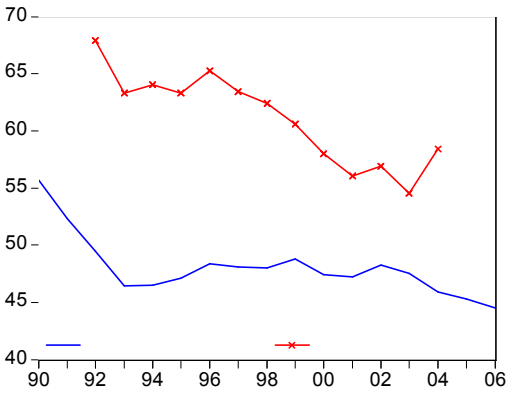
对成本推动型通货膨胀研究成果进行总结，除了必须强调通货膨胀是价格总水平的持续上升过程之外，我们可以发现以下结论。首先，在最初工资或者初级产品价格随机冲击背景下，货币当局为保证就业和经济平稳增加货币供给（money accommodation）是造成成本推动型通货膨胀的必要原因，因此事前区分需求拉动和成本推动型通货膨胀是困难的。其次，即使成本推动型通货膨胀存在，其主要原因是要素价格（经生产率调整的工资等）持续上升而非一次性冲击。第三，在实证检验方法上早期以定性检验为主，目前主要采用多变量回归和Granger因果检验方法。理论上影响上下游价格关系的变量多种多样，事后是否存在上游价格向下游价格的传递取决于各变量的相对强弱，因此在不同的环境下并不必然存在上游价格向下游价格的传导。

三、中国通货膨胀的现状和工资成本推动检验

尽管对于通货膨胀的研究已是汗牛充栋，但是要寻找一个指标能够确切的区分需求拉动型通货膨胀和成本推动型通货膨胀依然是非常困难的。在第三小节中，我们试图借鉴西方的研究经验对中国通货膨胀和工资的关系进行考察。



(图3)通货膨胀和城镇部门人均工资增长率

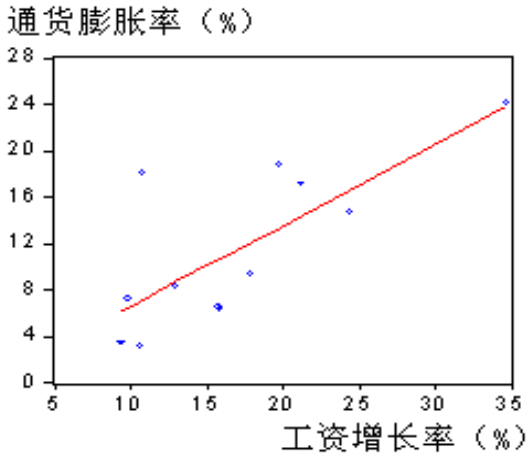


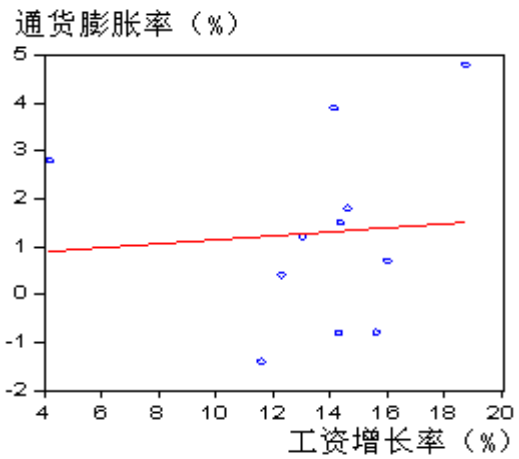
（图4）居民可支配收入占GDP的比重[30]

由于数据所限，我们考察1985年至2007年期间中国通货膨胀和工资增长率之间的关系。 (图3)显示在1997年之前中国经历了多次高通货膨胀时期，此后通货膨胀水平相对缓和；与通货膨胀的情况相似，1997年之前工资也经历了多次快速上涨时期。进一步比较发现不同时期城镇部门人均工资增长率与通货膨胀率的相关性存在较大差异。（图5）和（图6）发现1985-1996年工资增长与通货膨胀相关

[30] 住户可支配收入来自《中国统计年鉴》中《资金流量表》；城乡居民可支配收入根据城乡居民人均收入和人口统计加总计算，各数据均出自《中国统计年鉴》。

性达到0.75，而1997-2007年二者的相关系数仅为0.08。



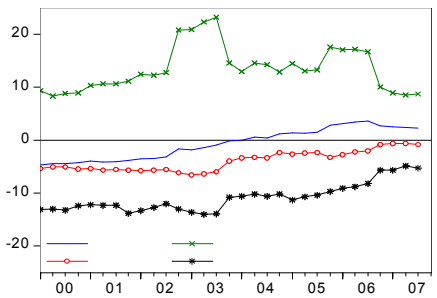


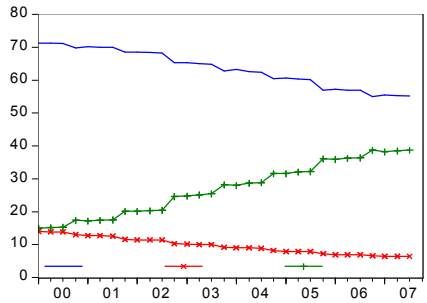
（图 5）工资与通货膨胀相关性(1985-1996) **（图 6）工资与通货膨胀相关性(1997-2007)**

除了名义工资根据预期通货膨胀调整之外，消费需求随着工资上涨而增加是工资推动通货膨胀的另一个必要条件。居民工资收入增加导致可支配收入增加，从而拉动总需求上升。然而（图 4）的结果表明从 1990 年以来，居民可支配收入在 GDP 中所占的份额在持续下降，居民可支配收入增长速度不及产出增长速度，因此可以直观的推测在近期的通货膨胀中，工资上涨的贡献相对有限。

下文中，我们通过计量模型对 2000 年之后工资上涨和通货膨胀的关系进行实证研究。在柯布道格拉斯生产函数 $Y_t = A_t K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha}$ 假设下，均衡条件要求 $W_t L_t = (1-\alpha) Y_t$，其中 W_t 是名义工资。因此在均衡条件下，名以工资增长率等于名义产出增长率减去劳动增长率。在成本推动通货膨胀假说下，生产率低的部门要求与生产率高的部门等同的名义工资，因此必然表现为名义工资的增长速度高于经过就业人数增长率调整之后的产出增长速度。

（一）城镇就业人口现状





（图 7）城镇各部门就业人口同比增长率(%)[31]　（图 8）城镇各部门就业人口比重(%)

由于缺少全社会的就业数据，我们重点考察城镇就业人口和劳动报酬情况。我们将国内生产总值中第二产业和第三产业生产总值之和近似作为城镇单位就业人口的产出，同时根据城镇单位从业人员期末数对产出进行调整，可以得到城镇从业人员人均名义产出增长率。由于名义产出增长率和名义工资增长率均包含通货膨胀因素，因此可以反映出真实工资和产出增长率的相对变化。基于数据的可得性，我们重点考察 2000 年之后名义工资和通货膨胀的关系。

考察近年来中国城镇部门的就业人数变化。就总体趋势而言，（图 7）显示 2000 年至 2003 年全国城镇就业人口总数呈现下降趋势；2004 年之后开始缓慢增长。2003 年之前，国有部门就业和城镇集体就业总数呈现较快下降，其中国有部门下降平均每年为 5.6%，城镇集体下降速度每年为 13%左右，造成相关部门就业人口下降的原因怀疑为通货紧缩期间企业绩效下降和国有企业脱困改制等因素；2004 年以来，上述两部门就业人数下降速度有所缓和。与此形成对比的是其他部门就业人口在 2000 年以来保持持续平稳增长，年平均增长速度超过 10%，2007 年以来增长速度略有下降，低于 9%的水平。

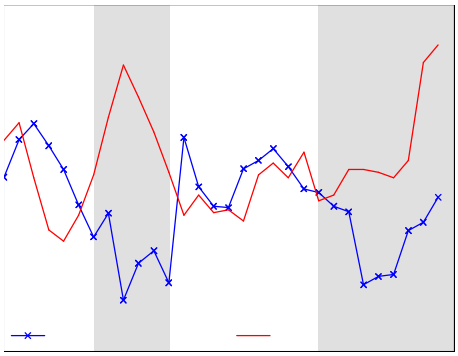
除此之外，各部门就业人数增长率持续变化导致城镇人口就业结构发生较大变化。国有部门和城镇集体部门就业人口比例持续下降，国有部门从 2000 年的 71%下降至 2007 年 3 季度的 55%，城镇集体部门从 14%下降到 6%左右。其他部门就业比重则持续上升，2000 年以来已从 15%上升到 39%。城镇就业人口结果的变化将会直接影响到部门工资水平对整体工资水平的影响。

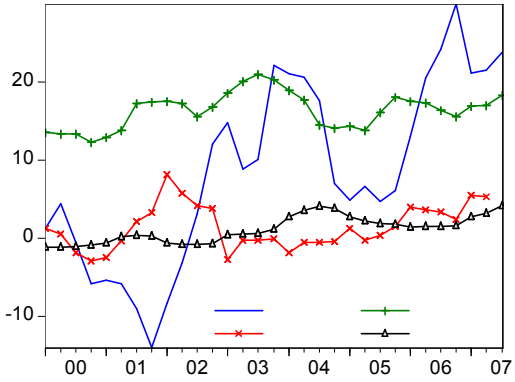
（二）、工资、货币供给和通货膨胀

2000 年至 2007 年城镇单位从业人员工资共出现过两个快速上涨时期，并且超过产出增长率。2001 年至 2002 年期间工资增长速度最高在 2002 年 1 季度达到 17.9%，在此期间名义产出增长率仅为 9.75%，工资增长率超出产出增长率平均为 4.57%。2005 年 3 季度之后工资增长率持续超过产出增长率。工资增长率超出产出增长率最高幅度 2007 年 1 季度达到 5.54%，至 2007 年 2 季度平均达到 3.27%。 通过对数据的简单分析，我们可以发现工资增长率超出产出增长率既非导致通货膨胀的充分条件亦非必要条件，（见图 9）。2001 年至 2002 年期间工资增长率超过产出增长率，但此时中国经济正处于通货紧缩时期。通货膨胀率在 2003 年下半年至 2004 年上半年之间出现较快速度上升，此时工资和产

[31] 数据来源于《中国经济景气月报》各期。

出基本保持相同的增长率。2006 年下半年之后通货膨胀出现较快上涨趋势，而超额工资此前已经出现较长时间的快速增长。





（图 9）城镇单位从业人员工资和产出累计增长率[32]　　**（图 10）超额工资率、货币增长率和通货膨胀率[33]**

（三）、工资推动通货膨胀的实证检验

我们对进口价格、超额工资、货币供给和通货膨胀的关系进行实证检验，其中货币供给代表需求拉动的因素，而超额工资代表成本推动因素。数据区间为 2000 年 1 季度至 2007 年 2 季度的季度数据。由于各增长率均为同比数据，因此不存在季节调整问题。在下文中，我们将检验进口价格、超额工资、货币供给和通货膨胀之间是否存在长期稳定关系，从而判断超额工资是否是推动通货膨胀的稳定原因。

[32] 2005 年前国内生产总值季度数据尚未修正，本文中 2005 年 4 季度数据来自《中国统计年鉴》，之前的数据为尚未修正过的季度数据。同时从 2006 年 1 季度开始，“农林牧渔服务业”从第三产业调整到第一产业，因此 2006 年数据低估了真实产出增长率。

[33]在下文中为了简便起见，我们将产出增长率低于工资增长率的部分称为超额工资，超额工资大于 0 表明工资增长率高于产出增长率。本文中以 CPI 衡量通货膨胀，季度 CPI 同比增长率由月度同比增长率加权平均得到。进口价格用经人民币汇率变化调整后的 CRB 现货指数代替。

1、进口价格、超额工资、货币供给和通货膨胀的平稳行检验

在含有常数项但不包含趋势项的形式下，我们通过 AIC 和 SBC 准则确定最优的滞后阶数对各变量及其一阶差分进行 ADF 检验。ADF 检验显示超额工资、货币供给和通货膨胀均可认为是一阶差分平稳过程。

（表 1）超额工资、货币供给和通货膨胀的 ADF 检验

	AIC 信息准则			SBC 信息准则		
	t 统计量	滞后阶数	P 值	t 统计量	滞后阶数	P 值
进口价格	-0.930	0	0.754	-0.930	0	0.754
超额工资	-1.892	0	0.331	-1.892	0	0.331
货币供给	-2.390	5	0.154	-2.390	5	0.154
通货膨胀	-1.179	8	0.664	-1.179	8	0.664
进口价格差分	-4.042	0	0.000	-4.042	0	0.000
超额工资差分	-5.521	0	0.000	-5.521	0	0.000
货币供给差分	-2.842	4	0.067	-4.553	3	0.001
通货膨胀差分	-2.759	0	0.008	-2.759	0	0.008

2、超额工资、货币供给和通货膨胀的协整检验

由于各变量均为一阶差分平稳过程，需要进一步对变量之间是否存在协整关系进行检验。我们采用 Johansen（1995）基于 VAR 的协整检验方法对上述 4 个变量构成的系统进行协整检验，结果见（表 2）。

（表 2）进口价格、超额工资、货币供给和通货膨胀的协整检验[34]

原假设协整数目	特征值	迹统计量	P 值	最大特征根统计量	P 值
没有	0.822	77.417	0.000	44.848	0.007
至多一个	0.491	32.569	0.023	21.132	0.147

数据显示无论是迹检验还是最大特征根检验都在 5%的显著性水平上表明超额工资、货币供给和通货膨胀之间存在协整关系。

3、向量自回归检验和脉冲响应函数

Sims, Stock 和 Watson（1990）指出，当一组变量存在协整关系时基于水平值的向量自回归模型并不存在错误识别问题，此时最小二乘法得到的结果亦是

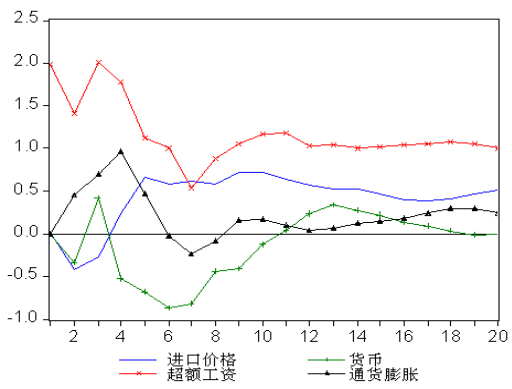
[34] 检验滞后阶数为 3 阶，为了保证结果稳健我们分别滞后 2 阶和 4 阶进行相关检验，结论相同。本文检验均采用包含常熟项但不包含趋势的方程形式。

一致的。Cochrane（2005）认为如果经济理论不能确定变量组合是否存在协整关系或者协整向量的形式是什么，那么水平值向量自回归形式将优于先估计协整向量再估计误差修正模型的方法。有鉴于此，为了增强文章结论的稳健性，我们通过向量自回归模型对超额工资、货币供给和通货膨胀进行估计，并与误差修正模型的结论进行对比。

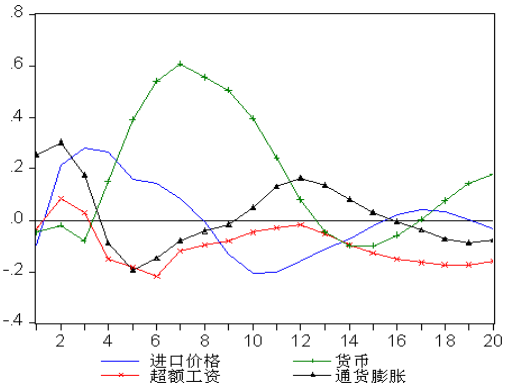
本文分别用 *Import* 、 *Excess Wage* 、 *Money* 和 *CPI* 表示超额工资增长率、货币增长率和消费者价格指数增长率，所采取的向量自回归形式为，

$$\begin{bmatrix} Import_t \\ Excess\ Wage_t \\ Money_t \\ CPI_t \end{bmatrix} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \begin{bmatrix} Import_t \\ Excess\ Wage_{t-i} \\ Money_{t-i} \\ CPI_{t-i} \end{bmatrix} + \varepsilon_t$$

就向量自回归模型而言，根据AIC、SBC指标并结合模型的经济学意义，本文选择向量自回归最优滞后阶数为3阶。向量自回归结果显示通货膨胀具有较强的惯性，货币供给滞后值对通货膨胀有较强的解释力，但是超额工资对通货膨胀的解释力较弱。因此从向量自回归角度并未找到支持超额工资是长期内导致通货膨胀的证据。



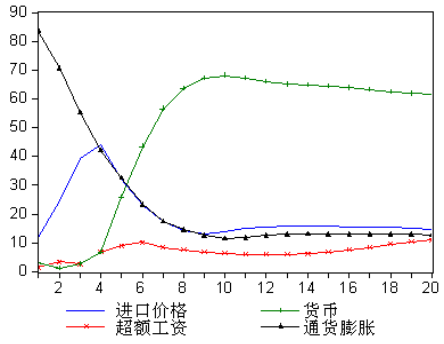
（图 11）超额工资的脉冲响应



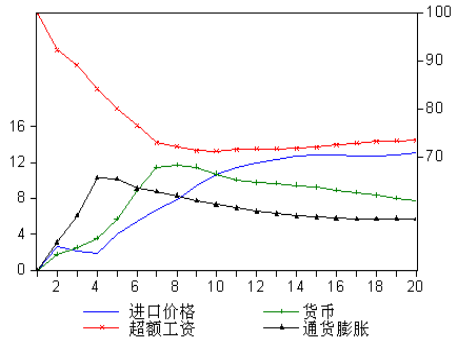
（图 12）通货膨胀的脉冲响应

在向量自回归模型中，我们分别考察了通货膨胀和超额工资对于其他变量冲击的响应，见（图11）和（图12）。通货膨胀除了最初对货币供给冲击表现出负响应之外，从第3至第11个季度内均表现为正响应。通货膨胀对于超额工资的响应在前两个季度内为正值，在第2至第10个季度内为负值。因此向量自回归模型并不支持在样本期间超额工资上涨是导致通货膨胀的主要原因。向量自回归模型中超额工资亦会对货币供给和通货膨胀冲击做出正响应。其中超额工资对货币供给的响应在最初的5个季度内为正值；而在12个季度内亦对通货膨胀表现为

正响应。因此除了在最初的2个季度内超额工资增长可能导致通货膨胀上升外，超额工资增长并不能导致通货膨胀率长期上升。相反通货膨胀上升倒有可能导致超额工资上涨。



（图13）通货膨胀的方差分解



（图14）超额工资的方差分解[35]

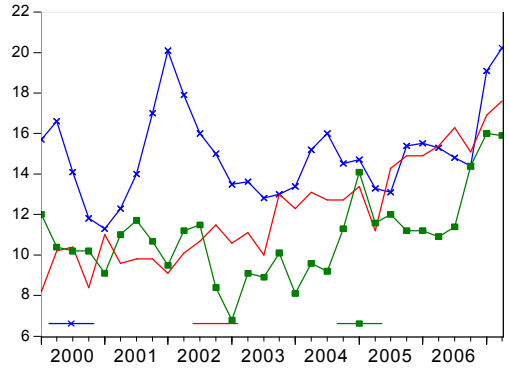
我们通过方差分解研究各变量对超额工资和通货膨胀影响的相对强弱，见（图 13）和（图 14）。对于通货膨胀而言，最初的影响因素主要是通货膨胀自身及其进口价格，进口价格对通货膨胀的影响在 4 个季度之后达到最高。此后货币供给对通货膨胀的影响不断增强，4 个季度至 8 个季度货币供给对通货膨胀的影响增加至 70%。在此过程中超额工资对通货膨胀的影响一直较小。超额工资同样表现出较强的自相关性，超额工资波动中通货膨胀的影响最高 10%，除此之外，进口价格和货币供给对超额工资的影响也相对较小。从方差分解的结果来看，超额工资既不是导致通货膨胀的主要因素，通货膨胀亦非推动超额工资上涨的主要原因。

四、分部门超额工资与通货膨胀

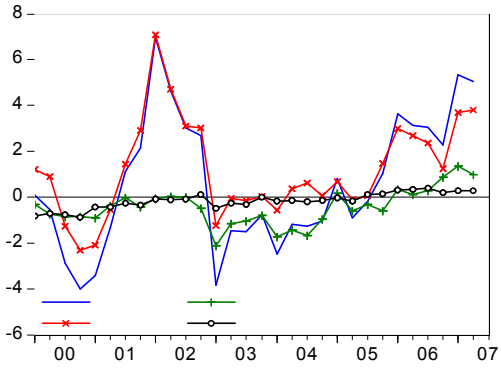
（图 15）分析了 2000 年以来城市就业人口工资上涨情况，从中可以发现自 2000 年以来城镇各部门工资增长呈现出不同的特征。国有部门工资增长率一直高于城镇集体和其他部门，并且分别在 2001 年底到 2002 年初以及 2006 年下半年之后出现过两次较快的上涨时期。而在此期间城镇集体部门工资增长率一直呈现上升趋势，同时城镇其他部门工资增长率也分别在 2004 年年底和 2006 年下半年之后出现过较快增长。利用城镇各部门就业人口比例为权重计算各部门对超额工资增长的贡献可以发现国有部门是导致近期超额工资迅速增长的主要因素，见（图 16）。这其中的原因一方面是由于国有部门自身超额工资增长较

[35] 超额工资坐标为右轴，其余变量为左右。

快，另一方面是因为国有部门就业人数较大，超过城镇总就业人数 50% 以上。



（图 15）城镇单位从业人员平均工资增长率



（图 16）城镇单位各部门超额工资贡献率

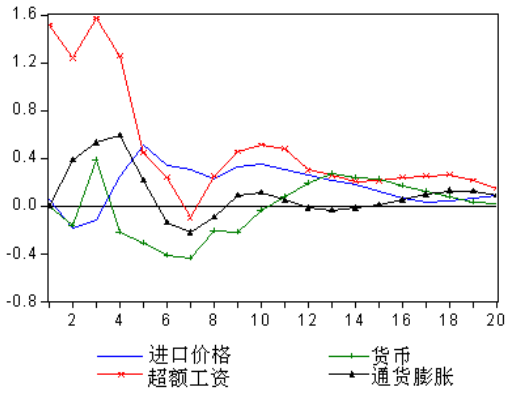
由于各部门工资增长趋势表现出不同的特征，因此有必要对其特点进行更加细致的研究。类似研究总工资指数的方法，本文亦通过多变量回归方法研究通货膨胀和各部门工资增长之间的关系。AFD 检验表明各部门超额工资增长率均为一阶单整过程，在此基础之上我们对各部门超额工资增长率与货币供给和通货膨胀是否存在协整关系进行检验。

（表 4）各部门超额工资、货币供给和通货膨胀的协整关系检验结果[36]

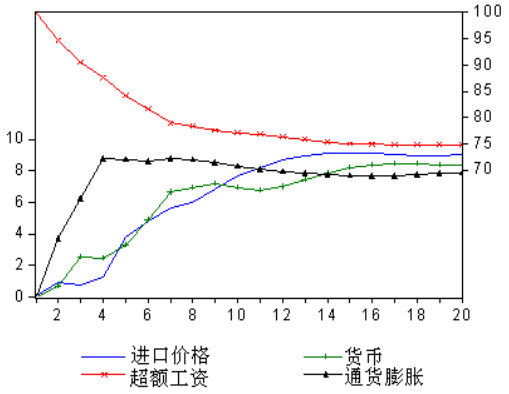
	原假设协整数目	特征值	迹统计量	*P* 值	最大特征根统计量	*P* 值
国有部门	没有	0.715	40.744	0.002	32.679	0.001
	至多一个	0.264	8.065	0.459	7.984	0.381
集体部门	没有	0.676	39.270	0.003	29.308	0.003
	至多一个	0.316	9.963	0.284	9.860	0.221
其他部门	没有	0.426	28.824	0.06	14.436	0.330
	至多一个	0.338	14.389	0.07	10.727	0.168

根据（表 4）的检验结果，从模型稳健性的角度衡量，本文倾向于认为国有部门超额工资、集体部门超额工资增长率与其他两个变量之间存在协整关系而其他部门超额工资增长率而与其他两个变量之间不存在协整关系。我们在研究其他部门超额工资增长率与通货膨胀关系的 VAR 中首先对各变量取差分。各 VAR 模型的脉冲响应函数见下图。

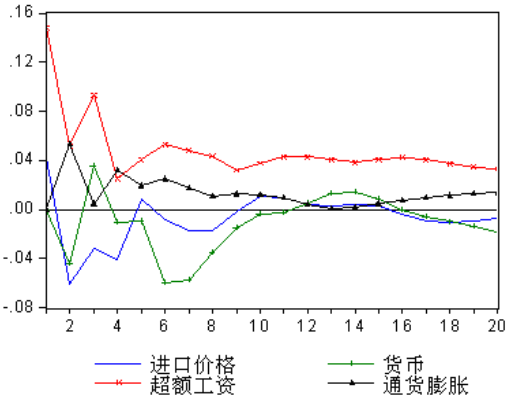
[36] 本表报告滞后 3 阶的检验结果，为了保证结果稳健我们分别滞后 2 阶和 4 阶进行相关检验。结果发现，国有部门超额工资与进口价格、货币供给和通货膨胀的关系较为稳健，滞后 2 阶和 4 阶均发现存在协整关系；集体部门超额工资和其他三个变量在滞后 3 阶和 4 阶时发现协整关系；而其他部门超额工资仅在滞后 4 阶时发现协整关系。



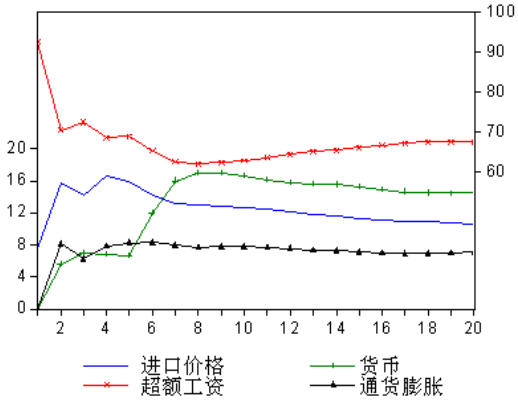
（图17）国有部门超额工资脉冲响应函数



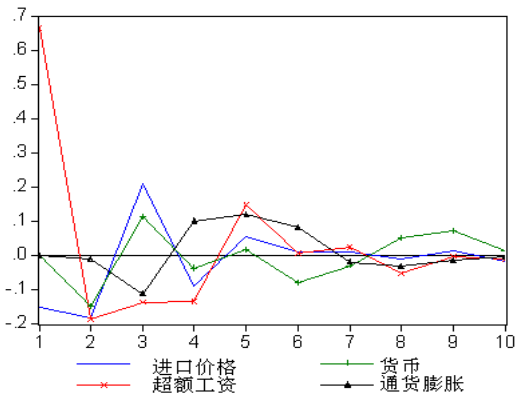
（图18）国有部门超额工资方差分解[37]



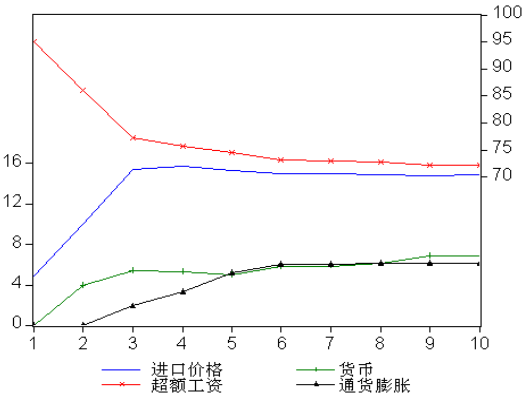
（图19）集体部门超额工资的脉冲响应



（图20）集体部门超额工资的方差分解



（图21）其他部门超额工资脉冲响应函数



（图22）其他部门超额工资方差分解

超额对预期通货膨胀的正反馈是导致通货膨胀——工资螺线上升的必要条件，如果预期通货膨胀是当前通货膨胀的函数，那么超过工资的变化应该与通货膨胀正相关。（图17）至（图22）分别研究了各部门超额工资对其余变量冲击的响应和方差分解。对比研究发现，在三个部门中国有部门工资对通货膨胀比较敏感，当通货膨胀发生1%冲击时，国有部门工资在1年内的反应将超过0.5%，数据

[37] 除超额工资为右轴之外，其余变量为左轴。

表明国有部门超额工资变化在一年内仅有10%是由通货膨胀造成的。除此之外比较研究还发现，城镇集体部门和其他部门超额工资中受进口价格的影响较大，两个部门超额工资变化在1年内有16%左右的份额是由进口价格造成的，进口价格对国有部门超额工资的影响有限。通货部门超额工资分析，我们亦未发现通货膨胀对超额工资的显著影响。

五、结论及政策含义

经过近十年低通货膨胀时期之后，通货膨胀问题在 2007 年再次成为研究的焦点。关于此次通货膨胀的成因，成本推动观点认为工资成本上升是导致此次通货膨胀的主要原因之一。本文通过误差修正模型和向量自回归方法研究了 2000 年以来货币供给、超额工资和通货膨胀的关系。基于对城镇就业人口超额工资的研究，本文并未发现支持超额工资是推动此间通货膨胀上涨主要原因的直接证据。相反，货币供给和通货膨胀却对超额工资具有一定的拉动作用。

从理论角度来看，研究结果表明超额工资或者初级产品价格上涨并非导致通货膨胀的充分条件。要素成本随机冲击背景下，货币当局为保证就业和经济平稳增加货币供给是造成成本推动型通货膨胀的必要原因。工资上涨导致收入和有效需求增加可能是成本推动型通货膨胀的重要的传导渠道。

从中国的实证数据来看，2001 年至 2002 年通货紧缩期间的平均超额工资水平高于 2005 年至 2007 年的水平，导致通货紧缩与超额工资并存的原因在于 2000 年之前货币供给处于较低水平。这印证了超额工资上涨并非导致中国发生通货膨胀的充分或者必要条件。但是当货币供给和超额工资同时快速上升时往往会造成通货膨胀，这正是 2006 年通货膨胀的基本特点。在完全竞争条件下，工资增长速度近似等于平均产出增长率，如果国有部门超额工资长期存在并且保持较高增长速度必然会给通货膨胀造成长期的压力。导致国有部门超额工资增长过快的原因可能来源于政府行政干预或者市场垄断地位，因此市场化改革有助于避免长期的通货膨胀压力。超额工资虽然并非导致通货膨胀的充分或者必要条件。但是在货币供给增长较快的背景下，超额工资仍将起到通货膨胀导火索的作用。从抑制通货膨胀的政策角度衡量，避免国有部门超额工资快速上涨仍然是必要的。

除此之外，由于缺乏部门产出增长速度数据，本文采用统一的产出增长率计算超额工资率，如果私人部门的人均产出增长率高于国有部门假说成立，那

么本文的结果将低估国有部门超额工资的真实情况。其次，本文仅使用城镇就业人口数据，未包含农村就业人口的收入情况。第三，由于数据有限，本文样本区间既包括通货紧缩时期又包括通货膨胀阶段，而在通货紧缩时期工资的变化较多放映出政府对宏观经济的干预，工资对价格水平的影响可能与通货膨胀时期有所差异。以上三个方面是本研究存在不足并可以在今后的研究中进一步拓展。

参考文献

樊纲，《当前宏观经济的焦点问题与政策分析》，《经济研究》，1995年第2期，第3－7页。

国家统计局课题组，《我国新一轮通货膨胀的主要特点及成因》，《统计研究》，2005年第4期，第3－9页。

胡小平、申晓梅和谭孝平，《我国通货膨胀的治理》，《金融研究》，1994年第5期，第28－33页。

金重仁，《试论社会主义经济中的通货膨胀问题》，《经济研究》，1987年第6期，第33－39页。

李云林，《工资增长超经济增长一定引发通货膨胀吗？》，《经济科学》，1997年第2期，第16－20页。

吕江林，《利率到位：治理我国当前通货膨胀的关键一环》，《当代财经》，1995年第4期，第23－28页。

托马斯·萨金特，《宏观经济理论》，王小明、黄险峰、张亚红译，中国经济出版社，北京，1998年。

中国人民银行，《中国货币政策执行报告》，2007年第3季度，中国人民银行网站：http://www.pbc.gov.cn/。

Alan Blinder, “Credit Rationing and Effective Supply Failure”, The Economic Journal, Vol.97, No.386, Jun., 1987, pp.327-352.

Arnold Harberger, “The Dynamics of Inflation in Chile." Mimeo-Graphed paper for the Conference in Inflation and Growth in Latin America, Rio de Janeiro, January 1963.

Batten, Dallas, “Inflation: The Cost-Push Myth,” Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Vol. 63(6), 1981, pp20−26.

Cochrane, J.H., Time Series for Macroeconomics and Finance, Manuscript, University of Chicago, 2005.

Edmund Phelps, “A Test for the Presence of Cost Inflation in the United States, 1955-57," Yale Economic Essays, Spring 1961, 1,28-69.

Edmund Phelps, “Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium”, Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory, New York: W.W. Norton, 1970,pp.124-166.

Edward Nelson, “The Great Inflation of the Seventies: What Really Happened?”, Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper 2004-001

Franklyn D. Holzman, “Inflation: Cost-Push and Demand-Pull”, The American Economic Review, Vol. 50, No. 1.Mar, 1960, pp. 20-42.

Fritz Machlup, “Another View of Cost-Push and Demand-Pull Inflation”, The Review of Economics and

Statistics, Vol. 42, No. 2. May, 1960, pp. 125-139.

Gardner Ackley, “Administered Prices and the Inflationary Process," *The American Economic Review*, Proc., May 1959,49,419-30.

James R. Barth, James T. Bennett, “Cost-push versus Demand-pull Inflation: Some Empirical Evidence: Comment”, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 7, No. 3. Aug., 1975, pp. 391-397.

Joel Popkin, “Consumer and Wholesale Prices in a Model of Price Behavior by Stage of Processing”, The Review of Economics and Statistics, Vol. 56, No. 4. Nov., 1974, pp. 486-501.

Johansen, S. Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Model, Oxford: Oxford University Press, 1995.

Khalifa H. Ghali, “Wage Growth and the Inflation Process: A Multivariate Cointegration Analysis”, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 31, No. 3, Part 1. Aug., 1999, pp. 417-431.

Martin Bronfenbrenner, Franklyn D. Holzman, “Survey of Inflation Theory”, *The American Economic Review*, Vol. 53, No. 4. Sep., 1963, pp. 593-661.

Martin Schmidt, “The Dynamic Behavior of Wages and Prices: Cointegration Tests within a Large Macroeconomic System”, Southern Economic Journal, Vol. 67.No.1. Jul., 2000, pp. 123-236.

Milton Friedman, “The Role of Monetary Policy”, *The American Economic Review* Vol. 58, No. 1, Mar., 1968, pp. 1-17

Otto Eckstein, Gary Fromm, “Steel and the Postwar Inflation”, Study Paper No. 2, Joint Economic Committee, November 6, 1959, pp.1-38.

Richard Selden, “Cost-Push versus Demand-Pull Inflation, 1955-57”, The Journal of Political Economy, Vol. LXVII, Feb 1959, 1-20.

Robert J. Gordon, Robert E. Hall, “Understanding Inflation in the 1980s”, Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1985, No. 1. 1985, pp. 263-302.

Ryota Kojima, Shinya Nakamura, Shinsuke Ohyama, “Inflation Dynamics in China”, Bank of Japan Working Paper Series No.05-E-9, July 2005

Sims, C., Stock, J. and Watson, M., “Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots”, Econometrica 58, No.1, 1990, pp113-44.

Sims, Christopher A. "Money, Income, and Causality." *American Economic Review,*62 September, 1972, 540-52.

Thomas M. Humphrey, “Historical Origins of the Cost-Push Fallacy”, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly Volume 84/3 Summer 1998, pp. 53-74.

Yash Mehra, “Wage-Price Dynamics: Are They Consistent with Cost Push?”, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly Volume 86/3 Summer 2000, pp. 27-43.

Yash P. Mehra, “Wage Growth and the Inflation Process: An Empirical Note”, The American Economic Review, Vol. 81, No. 4. Sep., 1991, pp. 931-937.

分报告 8：

经济结构关系变化与我国当前的物价上涨

内容摘要：本文基于投入产出分析框架，分析我国经济内在结构关系及其变化与当前物价上涨之间的联系，重点是我国当前以结构性价格上涨为特点的相对价格变化。主要分析了技术、工资与收益率变化与相对价格变动之间的关系，农业与资源部门产品价格上涨对其他产品价格，乃至整体经济将带来什么样的影响，以及未来长期相对价格的变化趋势。

通过分析得出对当前物价上涨基本性质的判断是，我国内在结构关系长期变动推动了资源和原材料产品价格的上涨，作为一种长期变化，在较长时期里逐步加深，并对我国价格水平给以持续的压力，而农产品的价格上涨很大程度上表现为输入型和偶然性的特征。工资整体水平的上涨在假定不同部门和不同收入水平不存在上涨差异的情况下，尽管影响总体物价水平，但并不直接对相对价格变化产生推动，但是，在受到技术进步局限的情况下，必将影响到企业收益率的变化，从而可能对农产品价格的上涨起到内在的推动作用。同时，对相对价格的长期趋势分析也表明，农产品价格在长期均衡的调整过程中存在进一步上涨的压力。对价格变动的影响分析则表明，在外部条件没有进一步恶化的情况下，当前比较高的价格涨幅仍可维持在一定的限度内，而不致引发全面的通货膨胀。

一、引言

当前，价格的上涨已成为人们重点关注的经济问题。如何看待当前的价格形势和问题，理论界已经提出了很多的观点，包括成本推动、需求拉动，以及输入型价格上涨等等，但是本文所要关注的是另外一个侧面，也就是我国当前的价格上涨在多大程度上，或是以何种方式与我国经济内在结构关系及其变化相联系。其中的问题涉及到当前价格的上涨是否是由结构关系的长期变化带来的，外在和短期的价格冲击如何受现有结构关系的影响而在整体经济层面反映出来，如此等等。总之，就是要突出从结构的层面来分析当前的价格上涨问题。

从现有数据看，我国当前的价格上涨具有明显的结构性特征。2007 年以来居民消费价格涨幅增大主要是受肉禽蛋类价格大幅上升的带动。今年 3 月份,食品价格同比上涨 21.4%，其中肉禽及其制品价格同比上涨 45.8%，粮食价格上涨 6.8%，鲜菜价格 22.7%。生产资料价格今年 3 月同比上涨 8.7%，其中突出的是矿产品价格，同比上涨 29%。因此，分析中我们首要关注的是相对价格的变化，在很多产品价格都存在上涨的情况下，为什么农产品和资源产品价格上涨的幅度格外大，在这种价格结构变化背后是否有其结构性的原因。

当前的价格变化原因众多，是各种短期因素与长期因素的叠加，分析当前价格上涨是否以及如何受长期结构变化的支持，将有助于辨析当前的价格上涨究竟是一种短期和暂时的现象，还是一个将来长期面对的问题，特别是包括农产品在内的基础产品的上升是否是整个相对价格体系长期变化的一个开始。短期的外部冲击最终可以通过内在结构关系的调整得到化解，而内在结构关系的变化却从根本上决定了长期价格，特别是相对价格的走势。

本文主要利用投入产出分析框架，从经济内在结构关系及其变化的角度，着重分析三个方面的问题：

一是当前以部分农产品和基础原材料产品的价格上涨为主要特征的相对价格变化，是否是我国内在经济结构关系变化的结果，由此对当前价格上涨的性质给出明确的判断；二是部分产品的价格上涨对其他产品价格，乃至整体经济将带来什么样的冲击，其影响究竟会达到什么样的程度；三是未来长期相对价格将面临什么样的调整压力。

通过这三个方面问题的分析，我们试图最终回答当前的价格上涨是否会演变为全面的通货膨胀。

二、技术转变、工资与收益率变化对相对价格的影响

1、长期内相对价格的决定：理论与方法概述

对于目前的物价上涨，工资的上涨被认为是其中一个重要原因，而工资上涨又同近年来所强调的由利润向工资倾斜的收入分配关系的调整这一基本背景密切相关。

在理论方面，工资与利润间的分配关系一直是古典理论传统分析经济问题的一个基本出发点。在列昂惕夫-斯拉法体系中，根据投入产出列向数量关系建立起来的价格模型提供了对相对价格变化从长期的、生产角度展开分析的工具。例如，列昂惕夫（1985）以这一框架分析了美国经济中的技术变革、物价、工资与资本报酬率之间的关系，Duchin & Lange（1992）利用这一框架基础上的动态投入产出价格和收入模型对美国经济中技术转变与要素价格变化对价格与收入所产生的影响进行了分析，Tsoulfidis & Mariolis（2007）则利用含流动资本与劳动的线性生产模型分析了收入分配变动与生产价格之间联系。诸如此类的分析，都是利用了这一分析框架的一个特点，就是让我们能够对工资率与利润率的变化是如何与技术、相对价格三者间形成一种长期的相互影响关系展开系统的考察[38]。

这一分析框架最简单的模型形式可表示为：

$$p = pA + pB\hat{r} + \overline{W}$$

其中 p 为价格行向量，B 是资本系数矩阵，对角阵中的元素 r 是资本的报酬率，$\overline{W}$ 表示单位产出的工资投入。

在我们的分析中，因为准确的资本存量数据难以得到，我们对上式略作变形，把整个增加值分成两部分，一部分是工资，另一部分是剩下的部分，我们统一称之为收益，通过分析工资在初次分配中的比率，从而反映出分配关系及其变化[39]。同时，利用部门劳动力数据，可以计算出各部门工资率，用对角矩阵 $\hat{w}$ 表示各部门单位产出的平均工资，而 l 为劳动投入行向量。我们的公式是：

$$p = pA(I + \hat{\pi}) + l\hat{w}$$

---

[38]在此我们需要强调的是这一分析中价格的长期性质。它主要由生产体系所决定，市场供求关系的影响只是造成价格在短期围绕长期价格进行波动。在新李嘉图理论中这一价格称为正常价格（normal price），在列昂惕夫体系中则被称为成本价格，或者在另一个角度被称为效率价格，以技术选择的无替代性质把需求对价格的影响排除在外。

[39] 这种变形更符合古典斯拉法体系惯用的表述。

其中$\hat{\pi}$为各部门收益率，是以中间物质投入所带来的收益来度量的。上式表明我们所计算的价格等于物质投入系数及其收益率，再加上工资投入系数。如此我们可得到相对价格与工资率、收益率，以及技术之间的关系：

$$p = l\hat{w}[I - A(I + \hat{\pi})]^{-1}$$

上式中，根据考察问题的不同，可能采用一个各部门统一的工资率和利润率，这种统一的比率可以通过计算总的工资率和收益率而得到。

容易看出，上述模型中变量间关系所具有的一个特点是，工资率的变动将带来价格总体水平的变动，但相对价格并不改变，而利润率与技术的变动则会同时对相对价格与总体价格水平产生影响。

从工资率变动的影响来看，假定所有部门工资都按相同幅度上涨，那么这种名义工资的上涨会等比例的提高所有产品的价格，从而以相同的幅度提高生活物价指数，当价格全面上涨之后，以生活费用指数缩减名义工资后所得到的实际工资仍保持在原先的水平上，只是价格水平确停留在较高的水平。从长期来说，工资的上涨只是带来价格的上涨，而实际工资并为改变，从而需求结构，乃至相对价格并不会由此而改变。因此，工资的上涨不仅在供给角度不影响相对价格，在需求角度长期内也未施加显著的影响。我们把这一分析框架下长期内工资同比例上升对相对价格不产生影响的性质称为“工资中性”。

但是在这一分析框架中，如果工资率被认为具有一定的外生性，是收入分配外部政策调整的结果，而利润率更大程度上被看作是一个剩余项，那么在技术水平不变的情况下，工资率的上涨必然带来利润率的相对下降[40]。实际上，在其他条件不变的情况下，利润率的上升必然带来价格总水平的上升，但更具有实际意义的是是利润率提升所带来相对价格的变化。因此，工资率的上升将通过利润率的下降对相对价格体系产生影响。也就是说，工资率的外生变化，通过改变收入分配关系，也就是通过对收益率的影响带来相对价格的改变。

技术本身不仅影响相对价格与总体价格水平，同时，技术的进步为工资率与收益率之间关系的扩展提供了可能，也就是在既定技术下，工资率与收益率是你多我少的反向关系，但随着技术进步，收益率与工资率存在同时上升的可能。

在具体计算中，我们用投入产出数据中的工资投入再除以劳动人数，得到平均工资率，利润率则用营业盈余加折旧得到，实际上本来意义上的利润率是

[40] 利润率与工资率之间的反向关系，是斯拉法体系的一个基本结论。

资本的回报，需要资本存量，为区别见，把我们所计算的利润率称之为收益率。

根据投入产出数据整理得到的我国几个时期的工资率与收益率如下：

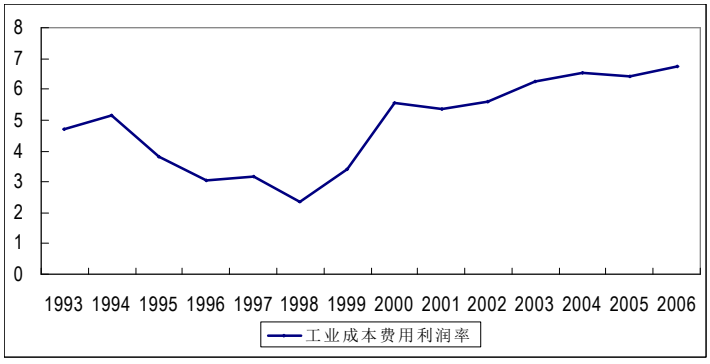
表 1　　不同时期工资率和收益率

时期	1992	1997	2002	2005
工资总额(亿元)	12052.44	41540.35	43853.59	78232.25
劳动人数（万人）	66150.01	69819.33	73739.42	75824.48
平均工资（元/人）	1822	5950	7994	10318
利润总额（亿元）	14591.84	34163.72	47079.75	106786.6
中间投入（亿元）	41819.69	124140.2	167101.9	357743.2
收益率	0.349	0.275	0.328	0.299

2、收益率变动对相对价格的影响

上面利用投入产出数据计算出的收益率表明近年来处于一个上升趋势。从统计数据中的工业成本费用利润率指标也可以大致反映出近年来收益率变化呈 U 型的变动趋势（如图 1 所示）。

图 1　　工业成本费用利润率变化趋势



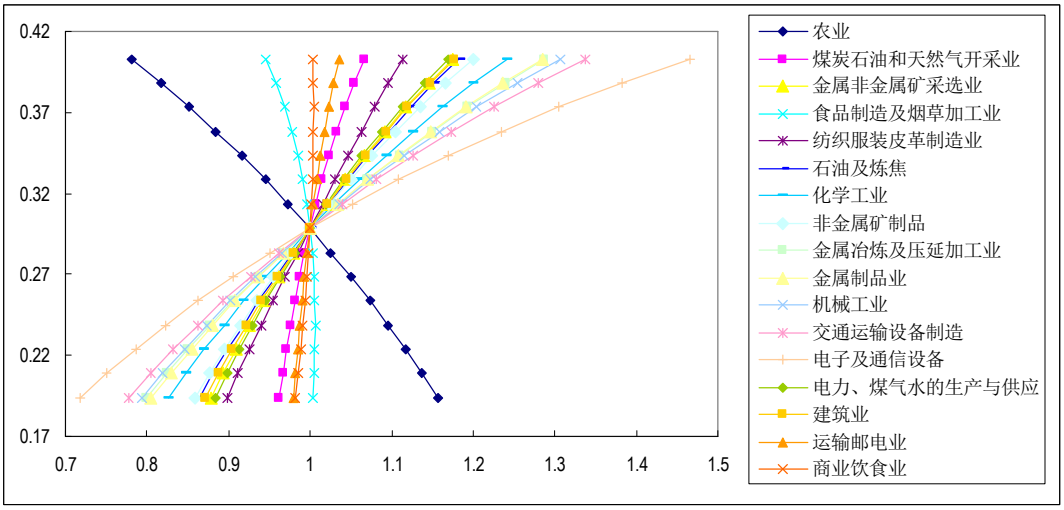
注：数据根据中经网数据库数据整理

那么近年来收益率的持续上升对价格究竟带来什么样的影响？ 我们以最新的投入产出数据，计算了在现有技术经济关系下，收益率变动对各部门相对价格所带来的影响。

结果如图 2 所示，随着收益率的上升，有些部门产品的相对价格是上升的，

表现为曲线向右上倾斜，而有些则是下降的，也就是右下倾斜[41]。

图 2　　收益率变动对部门相对价格的影响（2005 年数据计算）



注：省略一些部门

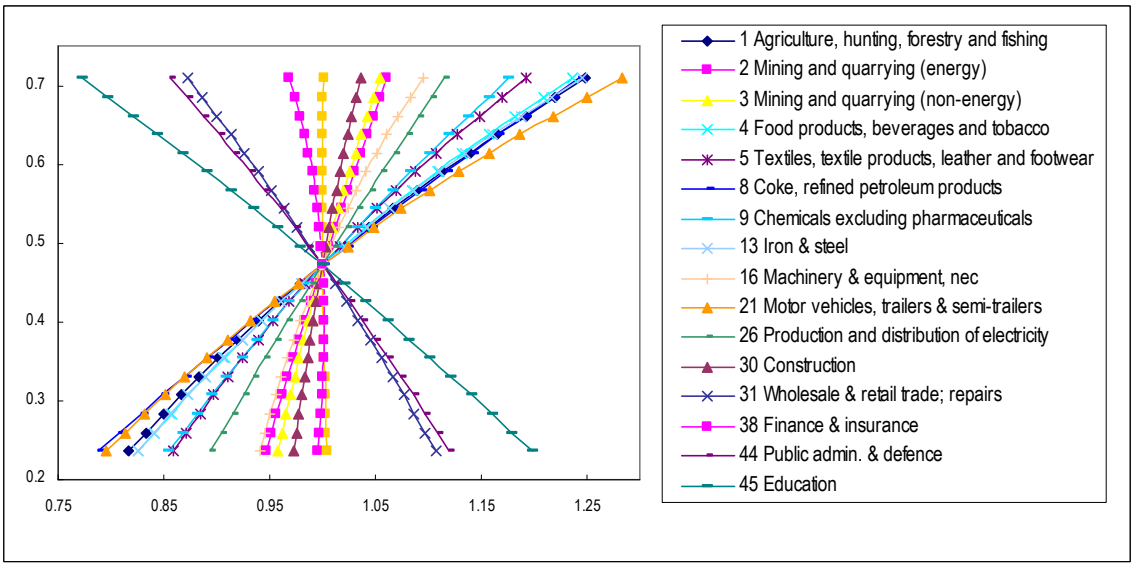
结果表明，随着收益率的上升，农业和食品制造业产品的相对价格是下降的，而另外一些部门的相对价格则是上升的。上升最大的部门包括：电子及通讯设备、仪器及仪表、电气机械、交通运输设备、机械工业、金属制品业、金属冶炼及压延加工业等。实际上，这一分析中部门相对价格上升的原因在于这些部门产品的生产需要更多的资本，而下降的部门则意味着较少的资本和更多的劳动。

对于我们的分析而言，重点考察的农业和食品制造部门的相对价格并不会因收益率的上升而上升，而基础原材料类商品的价格则会有较大程度的上涨。

列昂惕夫（1985）当年对美国经济的分析已表明，美国经济中农业部门正好展示了与我国相反的情形。为进一步验证与对比，我们用美国 1995 年投入产出表，计算了相应结果（图 3），发现美国的农业仍然与我国的情况正相反，在收益率提高的过程中，相对价格将会有较大的上升，同时，相对价格下降的主要是一些服务部门。

[41] 投入产出 05 年实际的收益率计算出的各部门的相对价格计为 1，通过设定不同收益率的变动，所得到的相对价格与 05 年结果相比，所以各条曲线均交于一点。

图 3　　美国收益率的变动对各部门相对价格的影响（1995 年表计算）



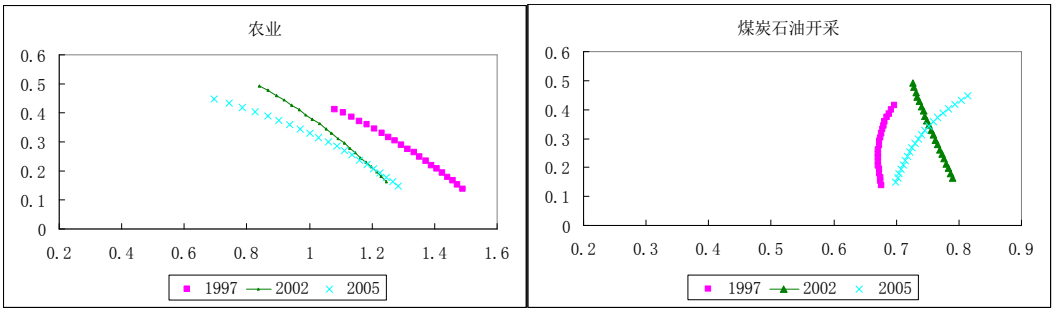
注：省略一些部门

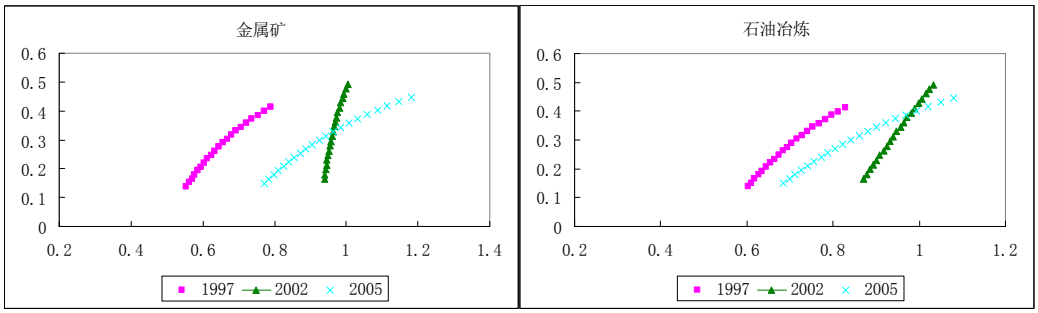
3、技术转变与相对价格变化

上面的分析中我们是在固定的技术下，考察收益率变化所带来的不同部门相对价格变动的不同趋势。现在我们计算同一部门基于不同年份的技术系数所得到的价格及其变动。对于同一部门，每一年份的技术将带给我们一条相对价格随收益率变动的曲线，我们所考察的三个年份将给出三条曲线，我们认为曲线之间所表现出的差异将主要是由技术的变动带来的。特别是当我们把工资变动的影响以“中性”来看待的情况下，这些在某一固定收益率下所表现出来的价格相互间的变动关系，将反映出技术变动的影响。

我们利用不同年份的直接消耗系数计算了收益率变化所带来的各部门相对价格的变动，同时重点考察了农业、煤炭石油开采、金属矿采选和石油冶炼四个部门的情况，结果如下：

图 4：农业等部门技术变动对相对价格的影响



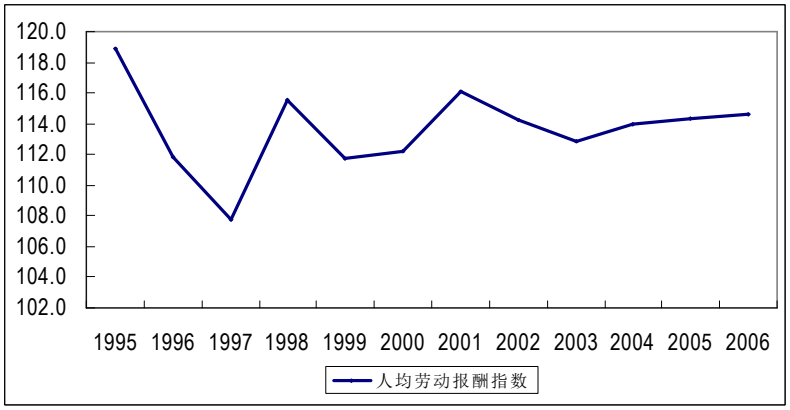


从中我们发现，如果假定所考察的三年都保持在 2002 年的收益率水平，那么技术的变动使得农业部门的相对价格一直处于下降趋势，但是随着收益率的下降，尽管从 1997 到 2002 年相对价格仍是下降的，但从 2002 年到 2005 年相对价格的下降却越来越不明显，甚至近乎相等。例如如果我们假定各年以 2005 年的收益率来考察，2002 至 2005 年间技术变动带来的相对价格下降就很不明显了。对于资源类产品而言，1997 到 2002 年则处于明显的上升趋势，但 2002 到 2005 年情况则复杂一些，总体上来说，维持在各年大致 30%左右的收益率的情况下，相对价格变化不大，其中煤炭石油开采和金属矿开采存在略微上升趋势，而石油冶炼部门则是略微下降，但是在另一面表现出的一个重要特点是相对于 2002 年技术，2005 年的技术带来的是随着收益率的上升，这些产品相对价格更为显著的上升。实际上这意味着 2005 年技术相对于 2002 年技术综合表现出这些产品生产中资本密集度更大幅度的提升，从而对收益率变动更为敏感。

至此，从 97 至 05 年间基于投入产出数据的分析，总体上可以认为，我国经济在收益率上升的基本背景下，资源类产品价格的上涨可以从技术变化中得到一定的解释，但技术的变化在这一期间明显不支持农产品价格的上涨。因此我们判断当前较为突出的农产品价格上涨主要是由于一些外在和短期原因所带来的，包括自然因素、国际因素、市场条件变化以及收入分配调整带来的短期需求结构变动等。

值得注意的是，近年来工资率与利润率已经维持了相当长时期的同时增长，这显然由于技术进步而得以维持。

图 5：近年来人均劳动报酬指数变化趋势



数据来源：国家统计局

但是，如果在收入分配关系调整中，工资份额进一步持续增加，超出技术进步的限度，必然导致收益率的下降，从而必然从相反的方向带来农产品相对价格的上升，以及资源原材料产品的价格的相对下降。

三、农产品与资源产品价格上涨的影响

我们选择近年来涨价幅度较大的几类产品，在现有的结构关系与技术联系下，考察这些产品价格的上涨对我国整体物价指数带来什么样的影响。

1、农产品与资源产品价格上涨的影响分析

我们首先利用投入产出的价格影响模型计算了价格涨幅较大的四类产品，即农产品、原煤原油与天然气、金属矿和成品油价格上涨 10%，对其他部门产品以及整个物价指数的影响，结果如下：

表 2　　各部门产品价格上涨 10%的影响（%）

序号	部门	农产品	煤炭原油及天然气	金属矿	成品油
1	农业	10.00	0.44	0.10	0.37
2	煤炭石油和天然气开采业	0.26	10.00	0.22	0.64
3	金属非金属矿采选业	0.37	1.47	10.00	1.42
4	食品制造及烟草加工业	4.50	0.51	0.13	0.40
5	纺织服装皮革制造业	2.27	0.72	0.17	0.52
6	木材加工及家具制造业	1.97	0.94	0.25	0.73

7	造纸印刷及文教用品制造业	1.01	0.94	0.25	0.69
8	石油及炼焦	0.30	5.92	0.21	10.00
9	化学工业	0.97	1.53	0.49	1.02
10	非金属矿制品	0.39	1.62	0.91	1.12
11	金属冶炼及压延加工业	0.36	1.61	1.79	1.25
12	金属制品业	0.36	1.24	1.08	0.96
13	机械工业	0.38	1.12	0.75	0.85
14	交通运输设备制造	0.38	1.02	0.62	0.77
15	电气机械及器材制造业	0.43	1.09	0.76	0.86
16	电子及通信设备	0.40	0.91	0.43	0.72
17	仪器仪表文化办公用机械制造	0.43	0.94	0.50	0.74
18	其他制造业	1.34	0.72	0.26	0.54
19	电力、煤气水的生产与供应	0.27	3.12	0.24	1.30
20	建筑业	1.29	1.01	0.65	0.86
21	运输邮电业	0.40	1.48	0.17	2.09
22	商业饮食业	1.16	0.43	0.09	0.36
23	其他服务业	0.40	0.59	0.17	0.45

结果表明，受农产品的价格上涨影响比较大的主要是以农业为原料的加工工业，建筑业、商业饮食业等，其中影响最大的是食品工业，价格上涨达到 4.5%，其次为纺织服装皮革羽绒及其制品业，上涨达 2.27%。

受原煤原油天然气价格上涨影响比较大的部门集中在各类原材料加工业，其中受影响最大的是石油加工与炼焦业，价格上涨达到 5.92%，其次为电力蒸汽煤气水的生产和供应业，上涨 3.12%。

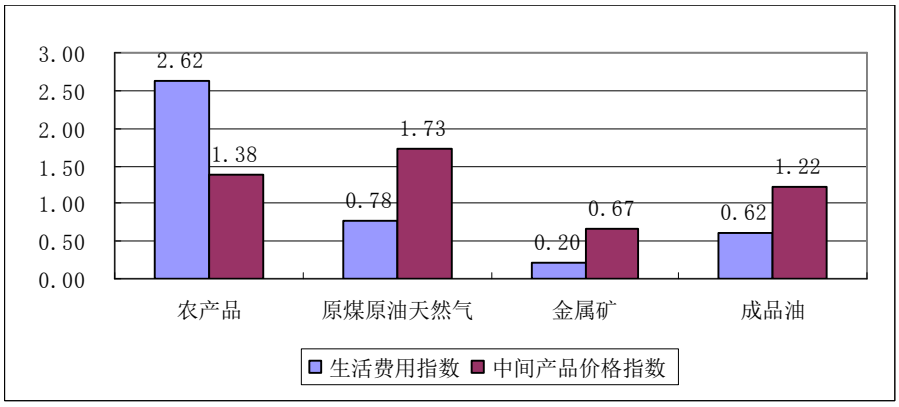
受金属矿产品价格上涨影响比较大的主要是各类原材料加工业和设备制造业，其中受影响最大的是金属冶炼及压延加工业，价格将上涨 1.79%，金属制品业则将上涨 1.08%。

受成品油价格上涨影响比较大的主要也是各类原材料加工业和设备制造业，其中最突出的还是交通运输业，价格将上涨 2.09%，其次为金属非金属矿采选业，将上涨 1.42%。

对整个价格指数的影响方面，从生活费用指数看[42]，农产品影响最大，引起生活费用指数上涨约 2.62%，原煤原油天然气和成品油次之，约为 0.78%和 0.62%，而金属矿产品的影响较小，仅为 0.2%。

从中间产品价格指数（类似于生产资料价格指数）来看，原煤石油天然气影响最大，约为 1.73%，农业和成品油次之，分别约为 1.38%和 1.22%，而金属矿开采的影响最小，约为 0.67%。

图 6　　各部门价格上涨所引起的价格指数的上涨



考虑到这次涨价原煤原油天然气和农产品的价格上涨幅度较大，它们所带来的影响将是主要的。如果我们对于农产品、原煤原油天然气、金属矿和成品油分别按 20%、30%、15%和 10%的上涨幅度做一个估算的话，那么将分别带来生活费用指数 5.23%、2.34%、0.3%和 0.62%的增长，合计达到 8.49%，以及中间产品价格指数 2.76%、5.19%、1%和 1.22%的上涨，合计达到 10.17%。当然，这里利用投入产出价格影响模型计算所得到的是技术不变条件下，得到完全传递的最大可能的上涨幅度，实际的涨幅受多种因素影响，必然远小于该结果。

2、农产品与资源产品通过哪些部门对价格指数形成传导

各部门价格上涨对于价格指数的贡献不仅仅取决于自身的价格涨幅，同时还取决于各自的消费结构和中间使用结构，即使价格上涨幅度很小，但因其在价格加权时的结构相对较大，因此其对指数的贡献也会较大。

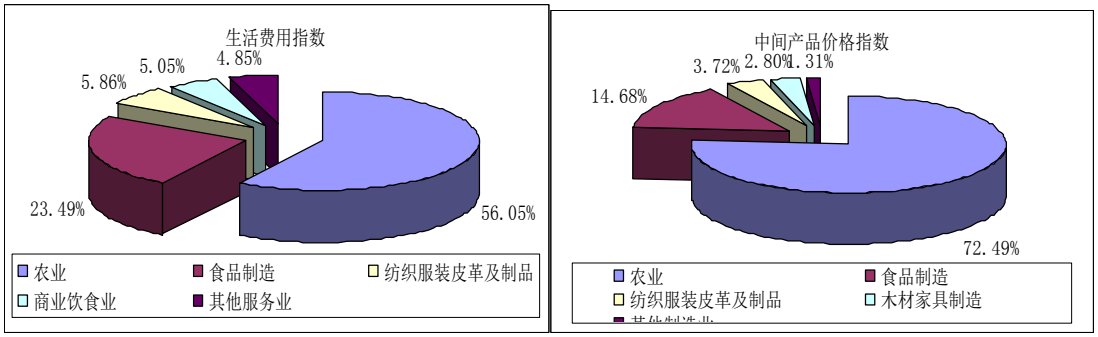
为此在前面分析的基础上，我们进一步考察农产品与资源产品价格上涨所带来的价格指数的上涨中，哪些产品扮演了关键的角色。

结果表明，从农产品价格上涨来说，最主要是通过农业、食品制造和纺织

[42] 以投入产出数据计算的生活费用指数是把上面所计算的各部门价格变动以投入产出表中的居民消费结构加权，类似于 CPI 但并不完全相同。同样，以中间使用结构加权得到的价格指数，类似于生产资料价格指数。

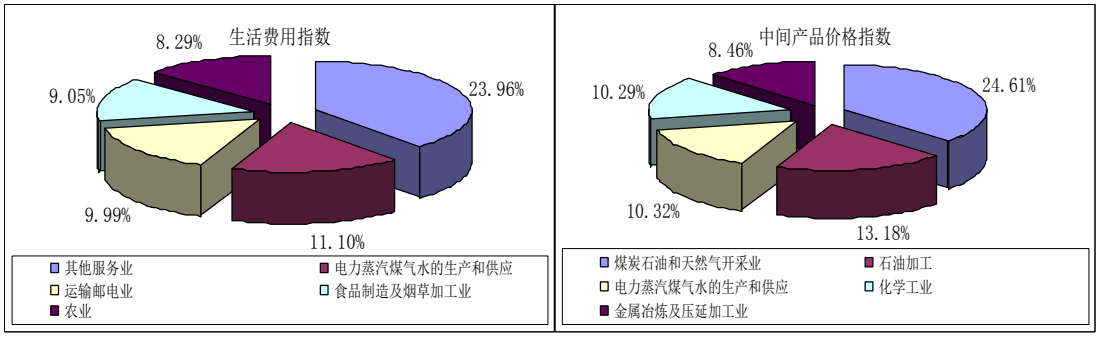
服装皮革制品三个部门的价格上涨直接对生活费用和中间投入产品价格指数产生推动。这三个方面的贡献对于生活费用指数来说占到 85.4%。对生活费用指数影响大还包括商业饮食业和其他服务业，对中间产品费用指数影响大的还包括木材家具制造和其他制造业，在两类总指数中，前 5 类部门都占到总指数的约 95%。

图 7　　农产品价格上涨引发的价格指数上涨中各部门贡献



就煤炭、原油和天然气价格上涨来说，最主要是通过其他服务业、电力蒸汽煤气水的生产和供应、邮电运输业、食品制造及农业几个部门的价格上涨直接对生活费用指数产生推动，这几个方面的贡献对于生活费用指数来说占到 62.39%。而中间产品价格指数来说，主要通过煤炭石油和天然气开采业、石油加工、电力蒸汽煤气水的生产和供应、化学工业、金属冶炼及压延加工业几个部门影响，这几方面的贡献占总中间产品指数的 66.85%。

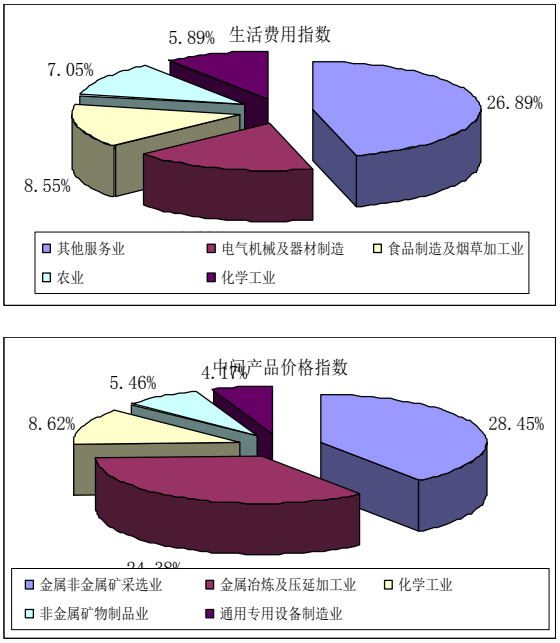
图 8　　煤炭原油天然气价格上涨引发的价格指数上涨中各部门贡献



金属矿开采价格上涨来说，最主要是通过其他服务业、电气、机械及器材制造业、食品制造及烟草加工业、农业和化学工业几个部门的价格上涨直接对生活费用指数产生推动，这几个方面的贡献对于生活费用指数来说占到 58.68%。而中间产品价格指数来说，主要通过金属非金属矿采选业、金属冶炼及压延加工业、化学工业、非金属矿物制品业、通用、专用设备制造业几个部

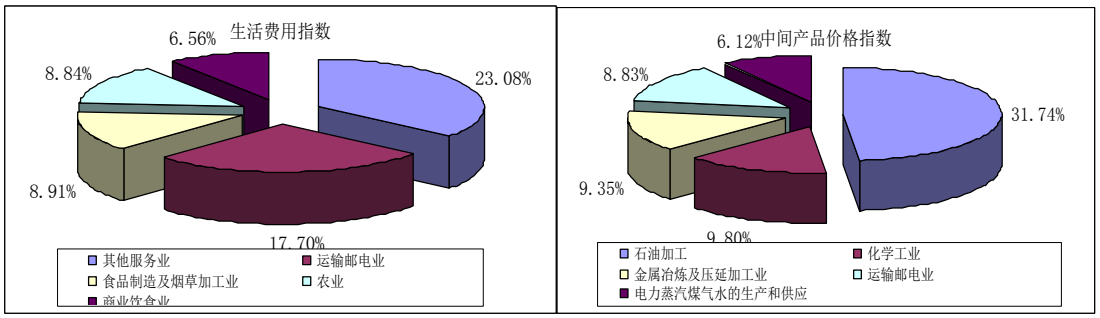
门影响，这几方面的贡献占总中间产品指数的 71.09%。

图 9　　金属矿开采价格上涨引发的价格指数上涨中各部门贡献



石油产品价格上涨来说，最主要是通过其他服务业、运输邮电业、食品制造及烟草加工业、农业、商业饮食业几个部门的价格上涨直接对生活费用指数产生推动，这几个方面的贡献对于生活费用指数来说占到 65.09%。而中间产品价格指数来说，主要通过石油加工、化学工业、金属冶炼及压延加工业、运输邮电业、电力蒸汽煤气水的生产和供应几个部门影响，这几方面的贡献占总中间产品指数的 65.84%。

图 10　　石油产品价格上涨引发的价格指数上涨中各部门贡献



综合起来看，农业对于生活费用的指数影响最大，这也反映了当前农产品价格上涨对于人们生活具有较大的影响，而其他资源性产品对于生活费用指数的影响相对较小。但就关系到生产的中间产品价格指数来说，原煤原油和天然气的价格上涨影响最大，其次为农业和石油产品。

从计算的各项数据综合起来看，如果各种推动价格上涨的外部因素不进一步增强的情况下，现有基础材料和农产品价格上涨所引发的整体价格上涨的幅

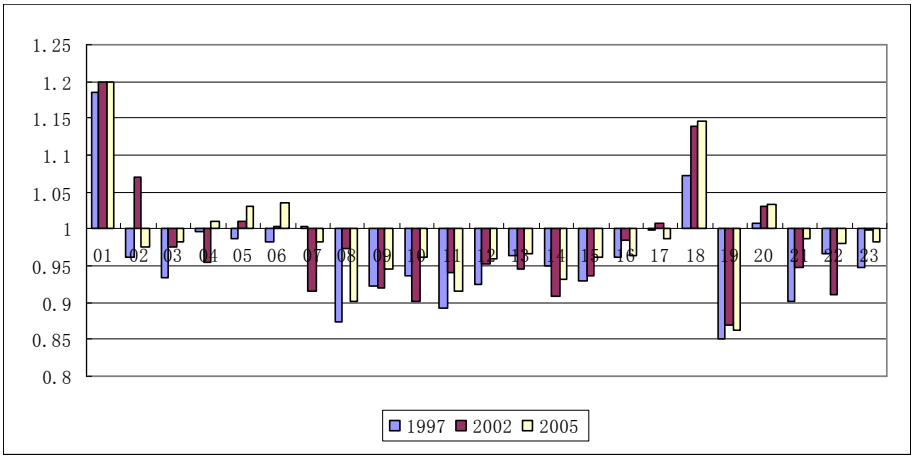
度尚不至于进一步突破性的上升。

四、相对价格的长期变动趋势

在投入产出的价格分析中，人们引入了一种特征价格（eigenprices）分析（Seton,1981，1992，1993）的方法。所计算出来的特征价格主要有两个特点：一是基于消耗系数与分配系数，同时考虑到技术联系与供求关系，因此反映的价格是现有技术与供求联系下，应该有的价格结构关系；二是投入产出的一般价格模型是分析现有的技术经济联系会如何影响相对价格的变化，而特征价格则是利用数学上的特征值和特征向量概念，来回答在现有这样一种技术与供求联系关系下，未来长期内什么样的相对价格是一种合理的价格结构，实际上是竞争均衡假定下应该有的价格。

我们利用了 1997 到 2005 年间的 3 份投入产出表，计算了特征价格，并按照西顿（Francis Seton）的做法对特征价格用最终产品进行了标准化。经过标准化后，特征价格的加权平均等于 1，因此商品的特征价格的值将在 1 左右。数值越高，实际价格就越被低估（Seton，1981，p380-382）。结果用下图表示（具体数据见附录）。

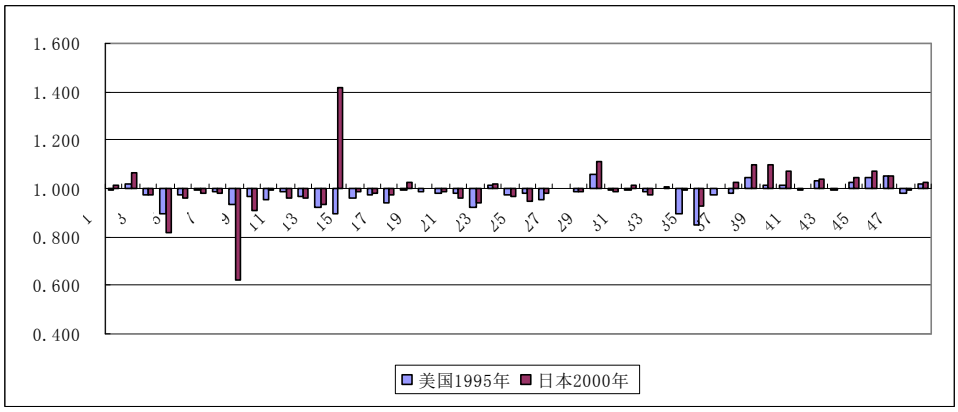
图 11　　各部门特征价格



上述结果表明，农产品、食品加工、纺织服装、木材加工与家具制造、以及建筑业等行业的产品价格存在低估，并且而且这种低估呈现逐步加深的趋势，尤其以农产品最为突出，而基础原材料产品则存在高估现象。显然这一点与人们的直观并不太一致。造成这一结果的可能原因是农业和食品加工等低估部门由于过度的竞争和相对简单的技术而导致价格低于均衡价格。

进一步我们利用美国与日本的投入产出表，计算了 1995 年美国与 2000 日本的情况（部门代码及具体数据见附录）。结果表明从农业的情况看，美日正好相反，美国不存在价格低估，而日本与我国类似存在价格低估，但程度要小很多。能源与矿产品两国都存在价格低估，同时，两国表现出的一个基本特征是第三产业整体存在明显的价格低估。

图 12　　美国与日本各部门特征价格



所以从特征价格的角度来说，在现有的技术与供求关系下，我国农产品和食品加工等产品在未来长期内可能会面临着进一步的价格上涨压力，而能源和其他基础原材料产品从这个角度来说则并不存在类似于农产品那样的长期上涨压力。

五、简要结论

至此，我们把上述三个方面分析的结论综合如下：

首先，基于投入产出分析框架以及 1997 至 2005 年间的投入产出数据，让我们能够对我国长期内技术、工资与收益率变化，以及相对价格相互间关系进行分析。结果表明，我国资源原材料产品的价格上涨在这一期间内明显受到来自内在结构关系的推动，但是农产品的价格上涨显然是由于其他一些偶然的和外部的短期因素所造成的，例如自然因素、国际因素、市场条件变化以及收入分配调整带来的短期需求结构变动等。

形成这一格局的根本原因还在于我国农业相对其他部门仍然是一个较多使用劳动，而较少使用资本的部门。这从根本上决定了农产品相对价格不会在我国收益率的长期上升趋势中随之上升，这也正形成了我国与美国农业的巨大反差。相反，资源产品则由于较多使用资本，而直接受到收益率上升的推动。我们可能会认为农产品价格上涨受到了其他资源产品价格的上涨的影响，实际上

尽管如此仍然无法解释农产品的价格会上升的更快，也就是相对价格会上升。农业部门因为较多使用劳动，使得相对价格不会因收益率上升而上升，那么是否会因为工资率的上升而上升呢？这让我们转到对工资变动影响的分析。

如果各部门的工资以同样的幅度上涨的话，从成本推动的角度会带来所有部门价格的同样幅度的上升，而不会产生相对价格变动。工资上涨需求面的变化则可能带来相对价格的变动，本文中基于投入产出生产面的分析对这一原因并没有做出分析。但是，在我们的分析框架中，工资率的变动可能通过影响收益率而对相对价格产生影响，这进一步需要对技术进步的研究。

技术变动一方面它本身会带来相对价格的变化，我们的分析表明在我们所考察的时期内，技术变化导致了资源类产品相对价格总体上的上涨，尽管这一点在 2002 到 2005 期间表现的并不十分明显，但是比较突出的是近年来技术上资本密集度更高，对收益率的变动更加敏感，随着我国收益率的攀升将对资源类产品相对价格带来持续上升的压力。与资源类产品不同的是，农产品相对价格一直呈现下降趋势。因此，从技术变化的角度我们也很难找到支持当前农产品相对价格上升的原因。

但是在另一方面，技术却成为工资率与收益率关系的一种限制条件。近年来工资率与收益率保持了同时增长，在一定的技术进步范围内，两者的同时上升是可以实现的，但是如果工资率进一步持续上涨，以致突破了现有的技术能力的限制，那么工资率的上升必然导致收益率的下降。如果是这样的话，将给农产品带来价格上升压力。

综合来看，资源产品较大程度受我国结构变化的影响相对价格上升，而农产品则并非如此，因此在现有结构关系不改变的情况下，资源产品价格仍会受到持续上升的压力，而农产品的价格上升会随短期因素的消除而得到缓解，但是，如果工资的上升趋势进一步增强，而收益率相应有所下降的话，就可能带来农产品相对价格的上升，而相应的资源与原材料产品的相对价格上涨会得到缓解。同时，基于特征价格的长期均衡价格分析表明，考虑到农产品价格所存在的比较严重的低估，农产品相对价格就可能面临一个长期上涨的压力。

其次，通过对农产品和部分资源产品价格上涨的影响分析，可以看出，农产品价格上涨对人民的生活影响较大，除自身直接影响外，中间又通过食品加工和纺织服装等环节进一步传导；而能源和矿产品则更多的是对生产产生很大的影响，基础原材料和金属加工是其推动整体价格上涨的主要传导环节。从总

体价格形势看，在外部条件没有进一步恶化的情况下，价格上涨幅度仍可维持在一定的限度内，而不致引发全面的通货膨胀。

最后从政策角度看，需要强调以下几个方面：

一是要加强农业的基础地位，我国农业的基础仍然非常薄弱，难以承受各种外部因素的短期冲击，并会导致农产品价格的较大波动，而农产品价格的稳定不仅是整体价格稳定的基础，也是结构转变顺利推进的重要前提条件。

二是努力推进技术进步，技术的不断扩展是工资率与收益率能够同时提高的前提，只有在技术进步的条件下才能实现经济的平稳增长，同时在当前技术进步要以节能降耗和环境保护为突破口，两者结合起来从而实现可持续发展。

三是收入的提高要更多通过提高劳动力素质来实现。通过提高人的知识、技能，并最终赋予劳动者的创造性，从对生产的贡献中获得收入水平的提高。因此在收入分配政策的调整可以选择一些更为积极的方式，并最终实现经济社会和谐发展。

参考文献

列昂惕夫，《投入产出经济学》（中译本），中国统计出版社 1990

Duchin, F & Lange, G. (1992), Technological choices and prices, and their implications for the US economy 1963-2000, *Economic Systems Research*, 4(1)

Tsoulfidis, L and Mariolis, T (2007)， Labour Values, Prices of Production and the Effects of Income Distribution: Evidence from the Greek Economy，*Economic Systems Research*, 19(4)

Seton, F. (1981) 'A Quasi-competitive price basis for intersystem comparisons of economic structure and performance', *Journal of Comparative Economics*, 5(4)

Seton, F. (1992) *The Economics of Cost, Use and Value. The Evaluation of Performance, Structure and Prices Across Time, Space and Economic Systems,* Oxford, Clarendon Press

Seton, F. (1993) Price Models Based on Input-Output Analysis: East and West, *Economic Systems Research*, 5(2)

附录 1：关于特征价格方法的说明

在投入产出体系中可以用完全消耗系数很方便地把产品的价值还原为初始投入要素劳动的价值 $\tilde{l}' = l'(I - A)^{-1}$，其中 l' 表示直接劳动投入系数行向量，$\tilde{l}'$ 表示完全劳动投入系数行向量。如果同时考虑多个投入要素，我们就需要对这些投入要素的作用进行加权，即：$p' = \frac{1}{\phi} r' C$。其中 $C = B(I - A)^{-1}$ 表示各初始投入要素系数矩阵 B 经过列昂惕夫逆阵放大的完全投入要素系数矩阵，这里用作权数的 r' 表示各种要素的回报率。实际上，上述价格模型是效率价格模型的一般形式，各种“多渠价格”都可以由此转化而得到。

西顿通过一组“完全使用系数”（full-use coefficients），把商品的产出分解为直接的最终产品或对最终产品的贡献，并且对各种最终产品也可以利用产品价格加权，这种价格将不再是成本价格，也不是市场价格，而是从其使用价值上看应该有的价格。通过它们把要素的价格表示为它们对最终产品生产中的分配上的贡献，因此这个过程看起来同成本价格的还原过程正是一个相反的过程。

仿照完全要素投入系数 $B_v = A_v(I - A)^{-1}$ 的公式，在对称的形式上有完全对最终使用的贡献系数 $v_k = (I - D)^{-1}\hat{s}i_k$，其中 $\hat{s}$ 是由直接最终产品分配系数为对角元素的对角矩阵，i_k 表示第 k 个元素为 1，其余为 0 的列向量。

当同时考虑多个有使用价值的最终产品，如多渠价格中以要素价格进行加权相类似，对于选择不同的用来度量使用价值的最终产品，我们可以选择以相应的价格来加权，也就是：$v = (I - D)^{-1}\hat{s}p = Vp$。这样我们得到的列向量 v 是按最终产品贡献度量出来的各种商品的价值。

现在我们可以从最终使用贡献角度来度量初始投入的价值。把要素的使用价值看作是它们对不同商品生产所作贡献的合计，即 $\hat{w}r = Wv$。该式左边表示各要素所得到的回报，右边是以使用价值度量的，按对不同商品生产所做贡献的合计。

用 $E = \hat{w}^{-1}W$ 表示要素各部门使用份额，有 $r = Ev = EVp = E(I - D)^{-1}\hat{s}p$。转置得到：$r' = p'V'E' = p'\hat{s}[(I - D)^{-1}]'E' = p'N$。其中 $N = \hat{s}[(I - D)^{-1}]'E'$，其

中的第 k 行度量的是 m 个初始投入要素对最终产品 y_k 生产所做的贡献来衡量的价值份额。

现在我们有：$p'=\frac{1}{\phi}r'C$，以及 $r'=p'N$。把两式分别代入对方，得到：

$p'=\frac{1}{\phi}p'NC$，$r'=\frac{1}{\phi}r'CN$。它表明，产品的价格 p 与要素的价格 r 是以 ϕ 为特征值，分别是矩阵 NC 和矩阵 CN 的特征向量。

这样一种价格被称为“特征价格”，它表明的是在现有技术条件下，在竞争条件下为获得最优化结果所应该有的价格。通过用现实价格与这种理性价格进行比较可以看到在多大程度上偏离了均衡的体系。

附录 2：中国、美国、日本用最终需求标准化的特征价格

部门	序号	1997	2002	2005
农　　业	01	1.186	1.200	1.199
煤炭石油和天然气开采	02	0.962	1.070	0.976
金属非金属矿采选业	03	0.933	0.974	0.982
食品制造及烟草加工业	04	0.996	0.956	1.009
纺织服装皮革羽绒及其他制品制造	05	0.988	1.011	1.030
木材加工及家具制造业	06	0.982	1.003	1.036
造纸印刷及文教用品制造业	07	1.004	0.915	0.982
石油加工及炼焦业	08	0.873	0.972	0.900
化学工业	09	0.922	0.921	0.944
非金属矿物制品业	10	0.937	0.902	0.961
金属冶炼及压延加工业	11	0.893	0.940	0.916
金属制品业	12	0.925	0.953	0.959
机械工业	13	0.964	0.946	0.966
交通运输设备制造业	14	0.949	0.909	0.931
电气机械及器材制造业	15	0.929	0.936	0.961
电子及通信设备制造业	16	0.961	0.984	0.964
仪器仪表及文化办公用机械制造业	17	0.998	1.007	0.986
其他制造业	18	1.073	1.140	1.147

电力蒸汽煤气水的生产和供应	19	0.851	0.869	0.862
建筑业	20	1.007	1.030	1.033
运输邮电业	21	0.900	0.947	0.987
商业饮食业	22	0.967	0.910	0.981
其他服务业	23	0.949	0.998	0.982

部门	美国 1995	日本 2000
1 Agriculture, hunting, forestry and fishing	0.996	1.016
2 Mining and quarrying (energy)	1.022	1.062
3 Mining and quarrying (non-energy)	0.976	0.971
4 Food products, beverages and tobacco	0.895	0.817
5 Textiles, textile products, leather and footwear	0.974	0.959
6 Wood and products of wood and cork	0.993	0.979
7 Pulp, paper, paper products, printing and publishing	0.989	0.978
8 Coke, refined petroleum products and nuclear fuel	0.934	0.624
9 Chemicals excluding pharmaceuticals	0.966	0.907
10 Pharmaceuticals	0.957	0.996
11 Rubber & plastics products	0.990	0.959
12 Other non-metallic mineral products	0.965	0.962
13 Iron & steel	0.924	0.937
14 Non-ferrous metals	0.898	1.419
15 Fabricated metal products, except machinery & equipment	0.962	0.987
16 Machinery & equipment, nec	0.972	0.978
17 Office, accounting & computing machinery	0.941	0.974
18 Electrical machinery & apparatus, nec	0.994	1.028
19 Radio, television & communication equipment	0.989	1.001
20 Medical, precision & optical instruments	0.980	0.989
21 Motor vehicles, trailers & semi-trailers	0.979	0.962
22 Building & repairing of ships & boats	0.920	0.944
23 Aircraft & spacecraft	1.014	1.017

24 Railroad equipment & transport equip nec.	0.972	0.970
25 Manufacturing nec; recycling (include Furniture)	0.979	0.945
26 Production, collection and distribution of electricity	0.956	0.980
27 Manufacture of gas; distribution of gaseous fuels	1.001	1.001
28 Steam and hot water supply	0.984	0.989
29 Collection, purification and distribution of water	1.061	1.112
30 Construction	0.995	0.985
31 Wholesale & retail trade; repairs	0.997	1.013
32 Hotels & restaurants	0.986	0.973
33 Land transport; transport via pipelines	1.002	1.008
34 Water transport	0.896	0.995
35 Air transport	0.849	0.926
36 Supporting and auxiliary transport activities	0.973	1.002
37 Post & telecommunications	0.979	1.024
38 Finance & insurance	1.048	1.097
39 Real estate activities	1.010	1.097
40 Renting of machinery & equipment	1.012	1.069
41 Computer & related activities	0.992	1.003
42 Research & development	1.031	1.042
43 Other Business Activities	0.995	0.998
44 Public admin. & defence; compulsory social security	1.023	1.047
45 Education	1.045	1.070
46 Health & social work	1.052	1.055
47 Other community, social & personal services	0.979	0.995
48 Private households with employed persons	1.022	1.027

分报告 9：

中国出口与外部需求冲击：来自协整分析的证据

内容摘要：本文运用协整检验和误差纠正模型的分析方法，使用 1995 年以来的月度数据，对中国出口额的影响因素进行了分类别（初级产品和工业制成品、一般贸易出口和加工贸易出口）、分出口目的地（美国、欧洲和日本）的实证分析。主要结论包括：1）中国各类出口几乎都有较高的收入弹性和相对价格弹性。2）不同类别出口的收入弹性和相对价格弹性有所区别。3）加入 WTO 和人民币汇率调整等政策性外生冲击对中国各类出口增长都有显著影响。在目前发达国家经济增长缓慢和人民币实际汇率升值的情况下，本文建议为稳定出口增长，中国应在长期致力于技术进步，在短期控制人民币升值幅度。

一、引论

2007 年下半年以来，美国次贷危机的影响逐渐扩大，引发其国内信贷紧缩和房地产市场泡沫的破裂，其国内的经济增长放缓。并且，美国次贷危机的影响开始向其它发达国家扩散，表现为流动性不足等现象。尽管美国采取了一系列的积极的金融和财政政策，欧美中央银行也联手解决流动性不足的问题，但发达国家仍然面临很大的经济衰退风险。例如，IMF 最近预测的欧洲、美国和日本 2008 年的 GDP 增长率仅分别为 1.4%、0.5%、和 1.4%，对 2009 年的预测也同样悲观。[43]

欧洲、美国和日本是中国最大的三个贸易伙伴，也是中国最大的三个出口市场，占据了中国出口额的 50%以上。而中国有着特殊的经济增长模式，内部需求不足，长期靠投资和出口来拉动经济增长和保持就业市场的稳定。这种特殊的模式使得中国经济容易受到外部冲击的影响，其中出口是最主要的渠道。在这种情形之下，研究中国出口的决定要素，尤其是外部的需求冲击对中国出口的影响，有着重要的现实意义。

根据一般的需求理论分析，消费者的收入水平和商品的相对价格是影响商品需求的两个主要因素。那么，近期发达国家经济增长的减缓加上这些国家价格水平的显著上升会导致其国民实际收入增长缓慢甚至下降，从而会使这些国家对中国出口商品的新增需求减少甚至产生负面的收入效应。同时，进入新世纪以来，我国长期实行的出口导向战略转向更注重贸易平衡和产业结构的战略，体现为人民币对美元名义汇率升值幅度的加大和出口退税政策的调整。并且，国内劳动力成本也在增加。这些因素成为中国出口商品的相对价格上升的推力，从而对中国出口商品的需求产生负面的价格效应。二者相结合，不难推测中国的出口增长面临相当大的挑战。

事实上，进出口需求的收入效应和价格效应是国际经济学中是被广为研究的领域，产生了大量文献。Goldstein 和 Khan（1985）综述了有关理论以及实证结果，其中主要的非完美替代品模型（the Imperfect Substitutes Model）使用动态优化方法，从理论上说明了出口需求和进口国收入之间的正向关联，以及出口需求与出口商品和进口国国内商品的相对价格之间的负向关联。大量的实证研究尽管在模型设定、样本范围和估算方法上存在差别，但基本上都提供了与理论预期相一致的证据。即正的收入效应和负的价格效应。一些研究发

[43] 见 IMF Economic Outlook, 2008, chapter 1..

现发达国家出口需求的收入弹性较高，发展中国家国家出口需求的价格弹性较高（见 Senhadji 和 Montenegro（1999），Reinhart（1994））。针对中国的研究中，殷德生（2004）发现中国总体出口具有很高的收入弹性(4.68)，而朱真丽等（2002）则发现有对中国出口的需求有较低的收入弹性（0.21）。

不过，针对中国的研究中，都是总体水平上的研究，没有考虑到我国贸易结构变化的影响。自 1990 年代以来，我国工业制成品所占比重持续增加，加工贸易方式出口占据一半以上的比重。和农产品、原材料等初级产品相比，工业制成品更具有差异产品的特征。和一般贸易相比，加工贸易更与外国直接投资和跨国公司联系在一起，更具有公司内贸易的特征。由于不同种类的出口具有不同特征，它们的需求的收入效应和价格效应也有可能存在差别，因此有必要进行更细致的研究。

此外，过去针对中国的研究也没有区分不同出口市场。不同地区的消费者在消费偏好、收入水平、国内替代品方面可能会存在差别，相应地，也会影响到中国出口商品在这些市场上的收入效应和价格效应，所以在分析中有必要将它们区别对待。

再次，过去的研究虽然通常考察中国出口的汇率弹性，但很少考察汇率波动性对中国出口可能存在的影响。近年来，人民币对美元名义汇率升值幅度加大，波动性也有所增加，带来相应的汇率不确定性。同时对其他主要货币的名义汇率随着其与美元汇率的变动而变动，基本上体现了市场上的波动性。如果再把国内价格水平变动考虑进来，那么实际汇率的波动就应当更为明显。很多研究已经证实汇率波动程度对贸易流量有或正或负的影响，汇率波动性已经成为研究贸易量变化时惯常使用的变量，所以在研究中国贸易的影响因素时应将其纳入一并考察。[44]

针对上述不足之处，本文在总结有关研究的基础上，结合当前中国出口发展的新情况，利用 1995 年到 2007 年的月度数据，对中国出口的决定要素进行仔细的考察。和过去的研究相比，本文的特色有如下几点：1）按出口类别和出口目的地考察中国出口的决定要素，以求得到更准确、更有意义的估算结果；2）本文采用了一个 GARCH 模型来得到人民币实际汇率的波动程度，作为一个控制变量纳入估算模型；3）本文采用协整的方法，估算了误差纠正模型，同时得到了变量之间的长期均衡关系和短期动态调整的信息。通过这些创新之处，本文

[44] 有关汇率波动性与贸易量的关系，McKenzie（1999)有较为详尽的文献综述。

希望不仅能够对有关经济关系进行检验，同时为决策者提供相关的政策依据。

本文的主要发现主要有四点。首先，中国的出口的国外收入弹性很大，容易受外部经济周期影响。其次，中国的出口的相对价格弹性很大，竞争力体现于价格优势，在出口市场上面临激烈竞争。再次，中国出口需求的收入弹性和价格弹性对不同种类的出口有所区别，在研究中应当区别对待。最后，加入 WTO 和人民币汇率改革对出口的增长有明显的影响。

本文的下一部分简要介绍中国出口增长的特点和其外部环境的变化。在第三部分，我们讨论计量模型的设定和估算问题。本文第四部分就估算结果进行分析和解释。最后一部分作出总结并提出相关政策建议。

二、中国出口状况分析

1．中国出口的长期趋势和近期变化

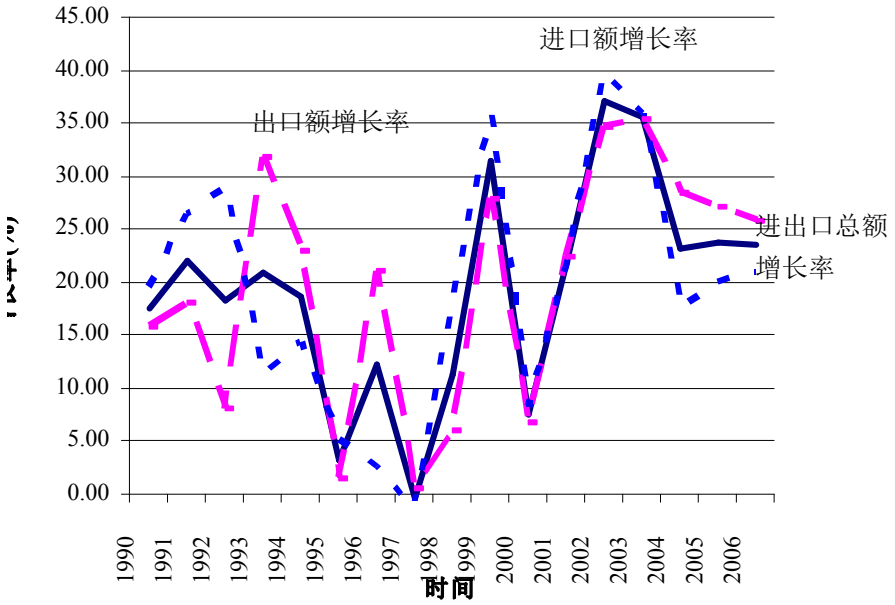
1） 长期保持较为稳定的增长,短期有明显波动

改革开放以来，我国对外贸易额的增速快于 GDP 的增速，使得以进出口总额占 GDP 比例来衡量的外贸依存度不断上升，到 2006 年高达 65%。[45]其中，出口长期以来保持快速的增长。如图 1 所示，除少数几年外，中国的出口额都维持相当快的增速，并在 2002 年和 2003 年达到了 35%左右的水平，之后仍然维持 25%以上的增速。总的说来，从 1990 年到 2007 年期间，虽然有所波动，但出口额的年均增速达到了 19%，远超过同期名义 GDP 的增速。

图 1 也体现出我国出口增长具有较明显的短期波动性。在 1996 年、1998 年和 2001 年，出口增速都出现大幅下降的情形，2005-2006 年出口额的增速也较 2003-2004 年明显下降。考虑到在 1995 年政府调低了出口退税率，在 1997 年发生了亚洲金融危机，在 2000 年发生了国内通货紧缩导致人民币实际汇率升值，以及 2005 年的人民币汇率改革和 2006 年的出口退税政策的全面调整，我们大致可推测出口增长的短期变化受政策等外生性冲击的影响很大。

[45] 以可变价格计算。

图1 中国贸易额(亿美元)年增长率，1990-2007



数据来源：1990-2006 年的数据来自中国统计年鉴（2007 年）；2007 年的数据来自中国商务统计。增长率计算自年度贸易额。

表 1 列出了自 2003 年以来我国出口额的环比季度增长率，从中可看出自 2005 年以来，我国出口额的季度环比增长率保持比较稳定的水平。2007 年第四季度的出口额增长率为近 5 年来的最低点（3.21%），2008 年第一季度的出口额增长率也较低，让人怀疑是否受到 2007 年下半年以来美国次贷危机的影响。但这是否会成为持续的趋势，还有待观察。

表 1 近年中国出口额的季度增长率(经季节性调整,环比,%)

	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年
第一季度	8.80	5.17	4.65	7.45	5.81	4.69
第二季度	6.94	8.57	6.21	5.28	5.62	
第三季度	6.83	5.83	4.14	6.70	5.16	
第四季度	9.47	9.45	4.49	5.66	3.21	

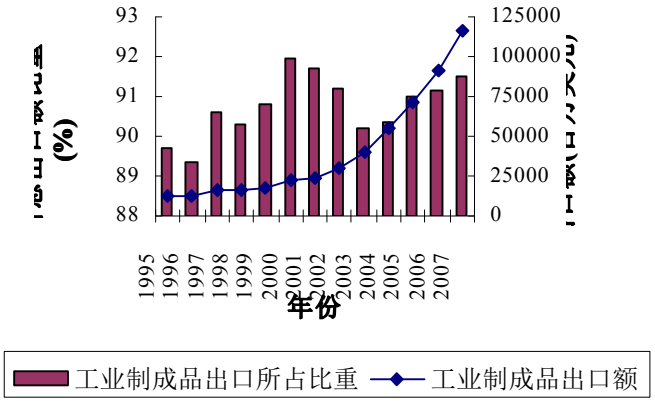
数据来源:根据中经网统计数据库的海关月度数据计算得出

2）中国出口结构的特点：工业制成品占据绝大多数，加工贸易方式占据相当比重，一般贸易也发展迅速，出口市场高度集中。

在出口保持强劲增长的同时，出口结构也发生明显的变化。按产品类别划分，出口可分为初级产品出口和工业制成品出口。图 2 描绘了 1995 年到 2007 年期间我国工业制成品出口额的增长情况以及其占总出口额的比重。容易看出，

我国出口产品中，工业制成品占据了绝对优势，基本上 90%以上的出口产品属于工业制成品，只有不到 10%的出口产品属于初级产品出口。同时，工业制成品出口额从 1995 年的 1272 亿美元增加到 2007 年的 11564 亿美元，增长了 8 倍多。

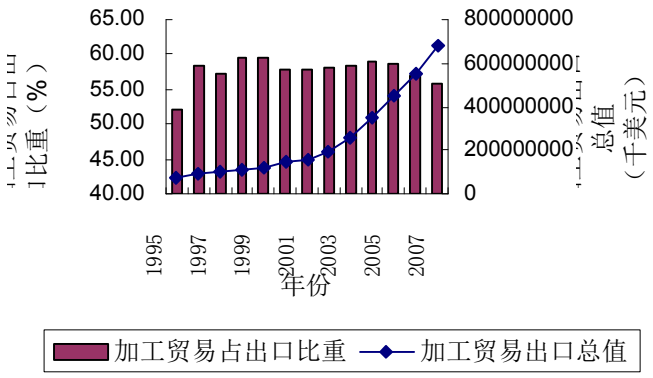
图2 中国的工业制成品出口，1995-2007年



数据来源：中经网统计数据库

按贸易方式分，出口可分为一般贸易和加工贸易。图 3 描绘了 1995 年到 2007 年期间我国以加工贸易方式出口额的增长情况以及其占总出口额的比重。从中可看出，虽然有所波动，但超过一半以上的出口额来自于加工贸易出口。在 1990 年代后期和 2000 年代早期，加工贸易出口都维持在 55%以上的比例。但在 2004 年之后，一般贸易的增速超过加工贸易，使得加工贸易占出口额的比例有所降低。加工贸易方式在 1990 年代的发展说明了我国融入世界分工体系的加深，以及出口退税政策实施后的促进效应。

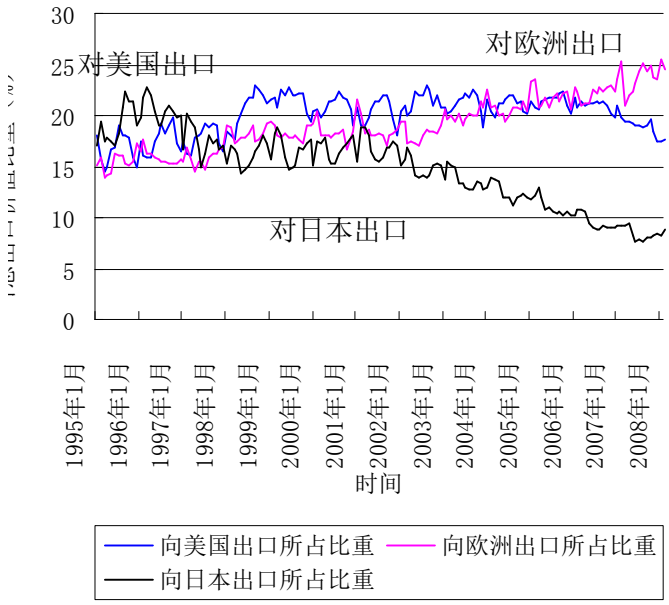
图3 中国加工贸易出口，1995-2007



数据来源：中经网统计数据库

再来分析出口市场的变动。从图 4 可看出，对美国、欧洲和日本的出口合计约占总出口额的 50%左右。在 2002 年 1 月之前，这三个主要出口市场所占比重分别都在 15%以上。但进入新世纪后，对欧洲出口增速明显加快，对日本出口增速有所降低，而美国的增速则相当稳定，使得对欧洲出口比例显著上升，成为我国的第一大贸易伙伴。而日本所占比例持续下降到不足 10%。对美国出口所占比例在 2006 年后也有较明显的下降，很可能体现了人民币对美元升值和出口退税政策的影响。

图4 中国向部分地区出口所占比重
1995：01-2008：01



数据来源：中经网统计数据库

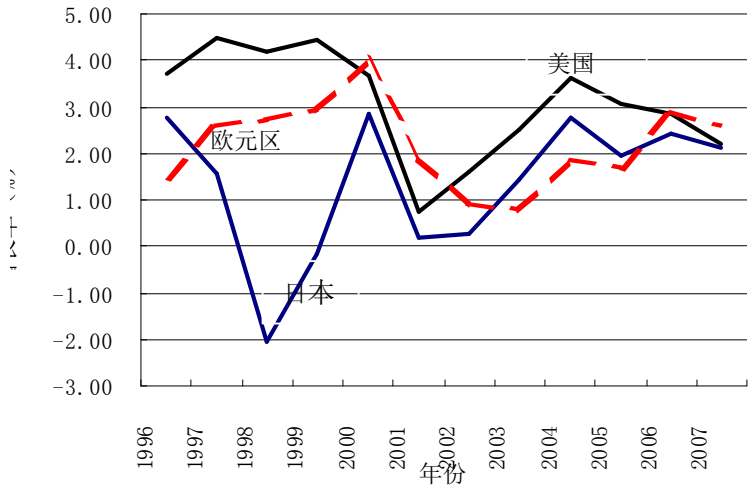
2．外部经济增长与人民币汇率变化

1） 中国主要出口市场的经济增长表现

作为中国的主要出口市场，美国、欧元区和日本的经济表现会直接影响到其居民的实际购买力，从而影响到对中国出口商品的需求。图 5 绘出了 1996 年以来美国、欧元区和日本的实际 GDP 增长率。根据观察，可以得出几个初步结论。首先，自 1990 年代中期以来，这三个中国主要的出口市场经济表现起伏较大。美国和欧元区在经历了 1990 年代下半段的经济繁荣之后，陷入了 2001-2002 年的经济衰退，而后美国在 2004 年之后、欧元区在 2006 年之后实际 GDP 增长又显著回落。日本则是在 1998 年陷入经济负增长，在 2000 年回升到约为 3%的水平后，在 2001 年和 2002 年又陷入经济零增长，然后才缓慢爬升，但从 2006

年之后增速又放缓。其次，图中也显示除了日本在少数几年之外，这段时期这些经济体的经济都维持了正增长。最后，这些经济体的经济增长具有很大程度的同步性。根据上述这些经济体经济增长的特点，对中国出口的需求有可能继续维持增长，但增长的幅度在近期可能会有所回落。

图5 美国、欧元区和日本的实际GDP增长率
（2000年不变价格），1996-2007年



数据来源：根据中经网统计数据库 OECD 年度数据计算。

2）中国汇率水平的变动

另一个影响中国出口需求的因素是中国出口商品的相对价格。理论上，名义汇率被定义成不同货币的相对价格，所以名义汇率的变化会对交易商品的名义相对价格有影响。图 6 绘出了 2002 年以来人民币对美元、日元和欧元名义汇率的变化趋势。2005 年 8 月人民币汇率改革之前，中国实行盯住美元的有管理的浮动汇率制度，对美元维持 1 美元兑换 8.27 元人民币的水平，但由于美元对欧元和日元的市场汇率的持续贬值，人民币对欧元和日元的汇率也体现出贬值的趋势。2005 年的汇率改革将人民币对美元一次性升值 2.1%，并允许人民币对美元、欧元和日元在一定的范围内浮动。其后果表现为 2005 年 8 月之后人民币对美元、日元的持续升值。由于同期欧元对美元的升值幅度较大，人民币对欧元的汇率呈现缓慢贬值的态势。那么相应地，给定其他条件，2005 年 8 月以来人民币汇率的变动趋势会推动中国对美国和日本出口的名义相对价格上升，对欧洲出口的名义相对价格下降。

不过，影响中国出口需求的更重要的是中国出口商品相对于其替代品的实

际相对价格，而非名义相对价格，所以我们更应关注的是中国实际汇率的变化。图 7 绘出了对物价上涨因素调整之后的中国的实际有效汇率。容易看出，人民币实际有效汇率在 2002 年到 2005 年间持续地下降，在 2005 年之后持续地上升。由于实际有效汇率的上升代表着人民币的实际升值，所以从 2002 年以来，人民币也经历了先实际贬值然后再实际升值的过程。那么相应地，总的说来，中国出口商品的实际相对价格在 2005 年之后有所上升，有可能造成对中国出口商品的需求减少。

图6 人民币对主要货币近期汇率

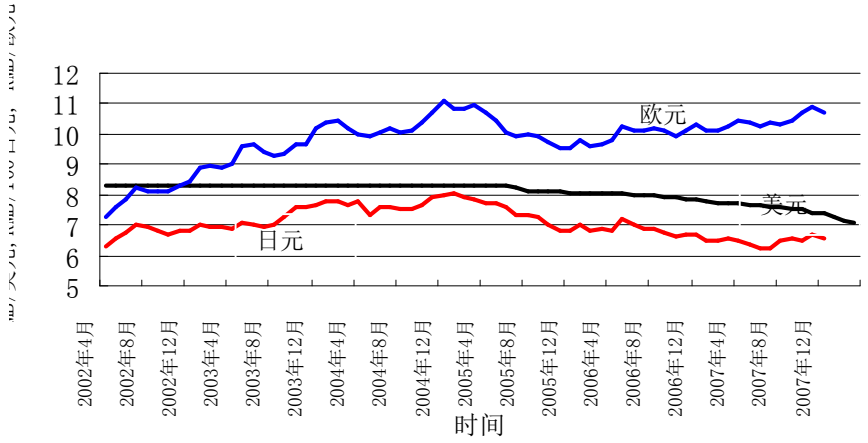


图7 人民币实际有效汇率(2000年=100)，
1994年1月-2008年4月

数据来源：国际清算银行网站

三、计量模型的设定和估算

1 影响中国出口的主要因素

1）进口国的实际收入和中国出口商品的实际相对价格

根据一般的需求理论，影响单个商品需求数量的因素包括消费者的可支配收入、该商品的自身价格、其替代品的价格以及其互补品的价格。一般需求理论的原理可延伸扩展到对一国出口商品需求的分析当中。在运用广泛的非完美替代品模型中（见 Goldstein 和 Khan（1985）），假定消费者具有同质性偏好（homogeneous preference)，不考虑劣等品和进口国内互补品的情形，那么解决了消费者效用优化问题之后，可将进口需求数量表示为进口国收入水平、进口商品的自身价格以及其进口国内替代品的价格的函数：

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

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

$$X_i^d = g\left(Y^*/P^*, PX_i/P^* e\right), g_1 > 0, g_2 < 0 \qquad (2)$$

根据以上结果，我们可以归纳出影响对中国出口需求的两个主要因素：1). 进口国的实际收入,2). 中国出口商品与其替代品的相对价格。其中，中国的出口数量将随着进口国实际收入的增加而增加，即收入效应为正；出口数量随着相对价格的上升而下降，即价格效应为负。

2) 实际汇率的波动性

有关汇率波动性和贸易量的关系，有许多研究（见 McKenzie (1999)）。总结起来，一方面，汇率波动带来的不确定性可能会导致避险型交易商减少交易量。另一方面，如果金融衍生工具较为发达，交易商可较容易规避汇率风险，那么汇率波动应当不会减少贸易量；此外，为避免营业收入因汇率波动而突然下降，交易商也可能在汇率波动时增加交易量，所以汇率波动会和贸易量正相关。由于人民币汇改之后，对美元升值速度加快，名义汇率波动程度有所增加；而将国内外价格变动考虑进去之后，实际汇率的波动也就更为显著。因此，汇率波动性也可能会影响到中国的出口额。

3) 影响中国出口的政策性变化

自 1995 年以来，我国的贸易环境和贸易政策都有较大变化和调整，作为外生性冲击，它们是中国出口额变化的部分原因。首先，中国在 2002 年 1 月成为了 WTO 的成员国，在出口市场上遭受的贸易壁垒有所减少，会对中国出口的增加有促进作用。其次，出口退税政策在 2006 年 9 月被大幅调整，减少了出口退税覆盖的范围和退税率，对中国产品的出口成本有推高的作用。再次，从 2005 年 8 月起，中国的汇率体制进行改革，人民币对美元的名义汇率一次性升值 2.1%，并允许其在一定波动范围内变动，结果人民币对美元持续升值。上述三因素中,后二者会对中国出口商品的价格优势形成负面冲击，从而对中国出口额的增长可能存在负面影响。

2 所估算的计量模型

1) 模型的一般形式

式（2）包含了进口国的实际收入（Y^*/P^*）和出口商品与进口国内商品的相对价格（PX_i/P^*e）。回想实际汇率的定义$q=\frac{eP^*}{P}$，度量的是外国商品与本国商品的相对实际价格，那么排除非贸易品的存在后，可以用本国货币的实际汇率$1/q$来代替PX_i/P^*e。因此，我们可以将式（2）改写为

$$X_i^d=g\left(Y^*/P^*,1/q\right),\quad \frac{\partial X_i^d}{\partial\left(Y^*/P^*\right)}>0,\frac{\partial X_i^d}{\partial q}>0 \tag{2}$$

将汇率波动性和外生变量考虑进去之后，可以将出口需求函数改写为

$$X_i^d=g\left(Y^*/P^*,1/q,V,D\right) \tag{3}$$

其中，V是汇率波动性的度量，D是衡量政策等外生冲击的变量的集合。

2) 变量的定义

出口：中国各类出口额用X_i^d来表示,其中$i=$一般贸易、加工贸易，初级产品，

制成品，美国市场、欧元区市场,日本市场。[46]

进口国的实际收入：理想情况下，可用实际可支配收入或实际 GDP 来度量进口国的实际收入，但由于这些变量没有月度数据的观测值，我们根据文献中惯常的做法，采用外国的工业生产指数（IP_t）来近似代表进口国的实际收入。对于一般贸易出口、加工贸易出口、初级产品出口和制成品出口，用 OECD 国家的 IP 来度量收入；对于对美国、欧元区和日本的出口，分别用美国的 IP、欧元区国家的 IP 和日本的 IP 来度量收入。

政策等外生性冲击：用矩阵 D 来度量可能会影响到出口额的外生性冲击，包括三个虚拟变量 $D1$、$D2$、和 $D3$，分别用来考察加入 WTO、汇率改革和出口退税政策调整的影响，具体定义如下

$$D1=\begin{cases}1 & \text{如果时间在2002年1月之后}\\ 0 & \text{其他情况}\end{cases}$$

$$D2=\begin{cases}1 & \text{如果时间在2005年8月之后}\\ 0 & \text{其他情况}\end{cases}$$

$$D2=\begin{cases}1 & \text{如果时间在2006年9月之后}\\ 0 & \text{其他情况}\end{cases}$$

人民币的实际汇率：用人民币实际有效汇率 $REER$ 来度量。$REER$ 的上升表示人民币的实际升值，$REER$ 的下降表示人民币的实际贬值。

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

$$\Delta REER_t = c+\varepsilon_t \qquad (4)$$

其干扰项 ε_t 具有 GARCH 型方差

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

估算结果表明 GARCH(1,0)模型具有最好的拟和度,所以该模型产生的 GARCH

[46] 有些研究采用出口量作为因变量。由于中国的出口价格指数数据不完全，这里我们采用出口额作为因变量。

方差就作为汇率波动性的度量使用：

$$d(reer_t) = 12.681 + \hat{u}_t$$
$$(0.346)$$
$$\hat{u}_t^2 = 0.787 + 0.805\hat{u}_{t-1}^2$$
$$(0.33)\quad(0.218)$$

数据来源：我们的数据样本包括 1995 年 1 月到 2007 年 12 月的月度数据，一共有 156 个观测点。有关贸易额和工业生产指数的数据收集自中经统计数据网，人民币实际有效汇率的数据收集自国际清算银行（BIS）。

3）所估算的计量模型

依据文献中惯常做法，我们对式（3）采用对数线性模型来估算，以获得收入弹性和价格弹性的度量。由于采用的是时间序列数据，为避免最小二乘法估算中常出现的缪误回归问题，我们进行了协整检验，并在此基础上估算误差纠正模型，以考察变量之间存在的长期均衡关系和短期动态。在存在协整关系的前提下，估算下列模型

$$\begin{aligned}\Delta \ln X_t = {} & \lambda\left(\ln X_{t-1} - Z_{t-1}\beta\right) \\ & + \sum_{s=1}^{p}\alpha_s \Delta \ln X_{t-s} + \sum_{s=1}^{p}\gamma_s \Delta Z_{t-s} + D_t\theta + \varepsilon_t\end{aligned} \qquad (6)$$

其中，在长期均衡，$\ln X_t = Z_t\beta = \beta_0 + \beta_1 \ln IP_t + \beta_2 \ln REER_t + \beta_3 \ln V_t$，所以协整向量为$[1, -\beta_0, -\beta_1, -\beta_2, -\beta_3]$，代表变量之间的长期均衡关系。短期自长期均衡的偏离用$\ln X_{t-1} - Z_{t-1}\beta$表示，$\lambda$代表回归均衡的调整速度。外生政策冲击变量矩阵用$D$表示，$\theta$为相应的参数向量。

四、模型的估算结果

作为时间序列数据处理的必要步骤，我们首先对所使用变量的平稳性进行检验。除非所有变量都是零阶积整，否则常规的最小二乘法估算结果就有谬误回归的危险。而在非零阶积整的情况下，如果变量之间具有协整关系，我们可以进一步估算式（6）中设定的误差纠正模型，以考察其长期均衡关系和短期动

态调整。经检验，所使用的变量都具有单位根，是 I（1）过程。[47]然后我们适用 Johansen 协整检验，发现变量之间具有协整关系。[48]我们进而将长期均衡与短期动态结合起来，分地区、分出口类别地估算误差纠正模型，得到相应的估算结果，并在此对其相应的解释。

1 分出口产品类别估算结果

按照贸易方式，出口产品分为一般贸易出口和加工贸易出口。按照产品种类，出口产品分为初级产品出口和制成品出口。本文对于这些不同类别的出口根据式（6）分别进行估算，以图考察它们的影响因素是否存在差别，所得结果汇报于表 2。

表 2 的 A 部分汇报了针对两种分类，四类出口的协整向量，也就是各类出口与其影响因素之间的长期均衡关系。我们首先关注的是以工业生产指数来反应的收入效应。在四个模型中，一般贸易出口、加工贸易出口和制成品出口的收入效应均为正且具有统计上的显著性，并且三个系数都远大于 1，说明这三类出口对于以工业生产指数衡量的国外收入情况变动具有较高的敏感性。表 2 中的结果也表明，我国的初级产品出口的收入效应在统计上不显著，这说明在其他条件不变的情况下，国外收入情况的变动对初级产品出口没有什么明确影响。此外，我们还可观察到，加工贸易比一般贸易出口有着更高的收入弹性，分别为 5.68 和 3.98。一个可能的解释是我国的加工贸易出口中有大量中档电子类产品，而一般贸易中有大量的纺织品等低端产品，相比而言，前者更偏向于奢侈品，所以收入弹性更高。这样的结果证实了我国的出口额增长受国外经济周期的影响较大。联系近一年来主要出口市场出现的经济增长放缓情形，那么如果其他情况没有发生明显变化，我们有理由预期中国的出口增长会有所回落。

价格效应是我们关注的另一个焦点。表 2 中的结果表明对于以实际汇率表示的相对价格对各类出口都有相当大的影响。給定其他条件，实际有效汇率每上升 1%，各类出口额至少下降 4.7%（加工贸易出口），最多下降达 17%（初级产品））。由于所估算的模型中因变量为出口额的对数，其变化同时反映了出口数量的变化和出口价格的变化。那么我们在将人民币升值带来的出口价格上升影响扣除之后，不难看出出口数量对于人民币实际汇率变化具有更大的弹性。因此，我们的实证结果证实了我国出口产品的竞争力很大程度上体现为价格优

[47] 检验结果见附表。
[48] 检验结果见附表。

势，所以当人民币实际升值时，出口产品相对价格的上升会大幅度减少出口额。此外。结果也表明受价格冲击最大的初级产品出口，很可能是因为初级产品和制成品相比，属于标准化产品，具有近似完美的替代品，所以具有更高的价格弹性。另外，一般贸易出口的价格弹性也比加工贸易的高，这一方面是由于一般贸易出口产品的替代品更为近似，另一方面是由于加工贸易有相当一部分是公司内贸易，受价格变动影响相对更小一些。

我们的估算结果也表明汇率的波动性对各类出口也有在统计上显著的影响，不过对一般贸易和制成品出口影响为正，对加工贸易和初级产品出口则有负面影响。这个结果和理论并不矛盾，因为不同理论对汇率波动性影响有不同预期，所以我们的实证结果与理论并不冲突，并且也和前人的实证结果相一致，比如 Chueng (2003)的结果表明，汇率波动性对不同贸易部门的贸易量的影响不尽一致；Zhang et. al. (2006)也表明汇率波动性影响可能具有非线性，因为不同类别出口的交易商可能会对汇率波动反应的敏感程度不一。

表 2 影响中国出口的因素：分出口类别估算结果

	一般贸易出口	加工贸易出口	初级产品出口	制成品出口
A 部分:协整关系(长期均衡关系)				
OECD 工业生产指数	**3.976**	**5.678**	-6.671	**4.719**
	(1.973)	(2.526)	(9.990)	(2.226)
实际有效汇率	**-5.698**	**-4.704**	**-18.411**	**-5.352**
	(1.592)	(2.160)	(7.967)	(1.745)
汇率波动性	**4.109**	**-3.932**	**-16.824**	**4.585**
	(0.598)	(0.727)	(3.383)	(0.715)
常数项	**22.603**	**14.001**	**136.234**	**18.082**
	(9.273)	(11.325)	(44.836)	(10.003)
B 部分:误差纠正模型(短期动态)				
误差纠正项	**-0.028**	**-0.033**	**-0.006**	**-0.029**
	(0.013)	(0.006)	(0.003)	(0.010)
出口差分(滞后一期)	**-0.690**	**-0.870**	**-0.817**	**-0.729**
	(0.091)	(0.089)	(0.096)	(0.100)
出口差分(滞后二期)	**-0.417**	**-0.893**	**-0.696**	**-0.633**
	(0.109)	(0.108)	(0.122)	(0.119)
工业生产指数差分(滞后两期)				**3.925**
				(1.971)
实际汇率差分(滞后一期)		**0.884**		
		(0.345)		

实际汇率差分(滞后二期)	**-1.301**	**-0.829**		**-1.176**
	(0.553)	(0.354)		(0.446)
汇率波动性差分(滞后一期)	**0.100**	**0.124**		**0.126**
	(0.047)	(0.023)		(0.040)
汇率波动性差分(滞后二期)		**0.098**		**0.097**
		(0.022)		(0.037)
加入 WTO(2002 年 1 月)	**0.036**	**0.080**	**0.030**	**0.062**
	(0.014)	(0.012)	(0.015)	(0.014)
汇率改革(2005 年 8 月)	-0.030	**-0.054**	**-0.051**	**-0.057**
	(0.027)	(0.015)	(0.027)	(0.022)
出口退税调整(2006 年 9 月)	-0.017	0.007	0.044	-0.006
	(0.027)	(0.016)	(0.030)	(0.021)
	0.481	0.612	0.518	0.529
R 平方	0.481	0.612	0.518	0.529
F 统计量	4.120	7.008	3.381	4.159
N	148	148	147	148

注：1. 括号中是标准误差。2. 加黑体的估算值在 0.05 的显著性水平上显著。

3.误差纠正模型中只汇报滞后两期中在统计上显著的差分变量.

尽管汇率波动影响有着不同的符号，我们仍然可以得到一个重要的结论，即汇率波动性确实对出口额有着显著影响，所以对于放宽人民币波动范围的尝试应当在有更多实证证据的前提下谨慎进行。

表 2 的 B 部分汇报的是误差纠正模型的估算结果。在四个模型中，误差纠正项均为负，并在统计上显著，说明短期的偏离均衡会逐渐向长期均衡靠拢。其中，除了初级产品之外，其他三类出口的调整速度都是每个月 3%左右，即一年将近 40%。其次，在具有统计显著性的短期系数中，除极个别之外，绝大多数的符号都符合理论预期，即收入效应为正，价格效应为负。最后，初级产品出口短期对外国收入变化和相对价格变化反应较为缓慢。

误差纠正模型中包含了三个虚拟变量，以考察加入 WTO、人民币汇率改革和出口退税政策调整等外部冲击对中国出口的影响。首先，表 2 的结果表明加入 WTO 对各类出口有在统计上显著的正面作用，其中对加工贸易出口和制成品出口的影响大于对一般贸易和初级产品出口的影响，总体来说，加入 WTO 使得中国各类出口额的增幅上升了约为 3%-8%。其次，2005 年 8 月人民币汇率改革开始，人民币对美元一次性升值 2.1%，并允许人民币在一定范围内波动，是人民币持续对美元升值的开始。我们的估算结果表明人民币汇改对加工贸易、初级产品出口和制成品出口产生了在统计上显著的负面作用。具体说来，给定其他

条件，人民币汇改导致这三类出口额的增速下降了约为5%。出口退税政策调整影响在统计上不显著，可能是实施的时间较短，作用还没有体现出来。这些结果说明，政策调整对我国出口增长的影响很大，原因很可能是我国出口主要依据的是成本优势，而这些政策调整会显著影响到我国出口的成本。

2.分地区估算结果的解释

在对出口的影响因素按出口分类考察之后，我们转而按主要出口目的地-欧洲、美国和日本-来考察中国出口的影响因素，估算结果汇报于表3。

表3中的结果同样给予出口的收入效应较强的支持。在主要三个出口市场上，中国出口额的收入弹性都大于1。并且，对美国和欧洲出口的收入弹性都远大于1，分别达到7.18%和13%。收入弹性差别如此之大的原因可能与中国对这些地区的出口结构有关系，还有待于进一步分析。但是这些结果与分出口类别的估算结果相当一致，共同说明了我国出口容易受到国外经济周期的影响。并且，由于欧洲在我国总出口中所占比重在近期有显著上升，成为我国第一大出口市场，本文的实证结果意味着欧洲的经济表现会对中国的出口增长具有特别的重要性。

其次，給定其他条件，以实际有效汇率表示的出口的相对价格将显著地降低中国对美国和欧洲的出口额，因为价格弹性（实际汇率弹性）分别高达11和6。这些结果也与分出口类别模型的估算结果相一致，说明中国向这些主要出口市场输送的产品的竞争力主要体现在价格优势，面临大量非常相似的替代品的竞争，也就很容易因为外部冲击导致相对价格上升而贸易量增速减缓甚至萎缩。

再次，汇率波动性对出口额的影响在三个模型中都是显著的，但却有着不同的符号，这也和分产品类别的分析结果相一致。在对日本出口中，收入效应和价格效应都不具有统计上的显著性，汇率波动性的系数却在统计上是显著的。一个可能的解释是相当一部分中日贸易属于跨国公司内部半成品和部件在不同国家组装造成的公司内贸易，所以对收入变化和价格变化都不是很敏感。但由于交易商的避险性格，汇率波动带来的风险却使得交易商减少交易量。

表3 影响中国出口的因素:分地区估算结果

	向美国出口	向欧洲出口	向日本出口
A 部分:协整关系(长期均衡关系)			
工业生产指数	**7.181**	**13.872**	1.790
	(3.188)	(3.639)	(3.631)

实际有效汇率	**-10.823**	**-6.091**	-2.585
	(3.402)	(2.408)	(1.924)
汇率波动性	**6.891**	**4.732**	**-3.864**
	(1.138)	(0.819)	(0.537)
常数项	**29.792**	**22.103**	**19.966**
	(15.466)	(13.895)	(20.669)
B 部分:误差纠正模型(短期动态)			
误差纠正项	**-0.016**	**-0.025**	**-0.009**
	(0.005)	(0.009)	(0.005)
出口(滞后一期)	**-0.716**	**-0.888**	**-0.622**
	(0.092)	**(0.095)**	**(0.074)**
出口(滞后二期)	**-0.678**	**-0.678**	**-0.397**
	(0.107)	**(0.122)**	**(0.073)**
工业生产指数差分(滞后二期)			**0.943**
			(0.371)
实际有效汇率差分(滞后二期)	**-1.269**	**-1.213**	**-1.147**
	(0.402)	**(0.506)**	**(0.374)**
汇率波动性差分(滞后一期)	**0.114**	**0.112**	**0.036**
	(0.030)	**(0.038)**	**(0.017)**
汇率波动性差分(滞后二期)	**0.073**	**0.089**	
	(0.027)	**(0.034)**	
加入 WTO(2002 年 1 月)	**0.068**	**0.089**	**0.030**
	(0.012)	(0.017)	(0.009)
汇率改革(2005 年 8 月)	**-0.052**	**-0.067**	-0.020
	(0.018)	(0.024)	(0.017)
出口退税调整(2006 年 9 月)	-0.019	0.013	0.009
	(0.019)	(0.024)	(0.020)
R 平方	0.55	0.53	0.43
F 统计量	5.48	5.07	9.85
N	145	145	148

注: 1. 括号中是标准误差。2. 加黑体的估算值在 0.05 的显著性水平上显著。

3.误差纠正模型中只汇报滞后两期中在统计上显著的差分变量.

此外，表 3 的结果显示，在三个模型中，误差纠正项都为负值并在统计上是显著的，证实了短期偏离向长期均衡的回归。此外，具有统计显著性的短期系数的符号都符合预期，即收入效应为正和价格效应为负。最后，在三个外部冲击变量中，其他条件不变时，加入 WTO 显著地使得中国向美、欧和日本的出口额的增幅上升了约为 7%、9%和 3%；人民币汇率的改革显著使得对美国和欧洲的出口额的增幅减少了约为 5%和 7%。而出口退税政策调整对出口的影响均不显

著，很可能是因为观测点过少的原因。

总结起来，分地区估算结果与分产品类别估算结果都证实收入效应的价格效应的显著性，说明我国出口既容易受到外部经济周期的影响，又面临较为严峻的相似替代品的竞争。同时，结果也说明不同类别产品和不同出口市场的收入弹性和价格弹性存在差别，这说明我国出口的组成部分各有其特点，所以一方面就要求对它们的影响因素分开来考察，另一方面要求制定政策时应有针对性。此外，分地区估算结果与分产品类别估算结果都证实加入 WTO 和人民币汇率改革对我国出口增长的显著影响，说明我国出口主要依靠的是成本优势，政策调整因而会对我国出口的成本有相当大影响。

五、结论和政策建议

鉴于中国经济增长的特殊模式，出口长期以来对中国经济的增长和保持就业的稳定都有非常大的贡献。而出口作为外向型的经济活动，很容易受到外部经济环境变化的影响，比如需求冲击等。研究我国出口的影响因素，特别是影响出口需求的因素，不仅能够检验有关经济理论，并且产生的结果具有重要的政策含义。本文使用 1995 年到 2007 年的月度数据，使用协整和误差纠正模型的估算方法，按出口种类和出口目的地对中国出口的决定要素进行了认真分析，通过估算收入弹性和价格弹性来考察外部经济环境变化对中国出口的影响。本文的主要发现归纳如下。

首先中国的出口，不管是分类别还是分出口目的地，除了少数例外，总的来说都对国外的收入变化有很大的弹性。这就意味着中国的出口增长很大程度上是为国外的需求所拉动，容易受外部经济周期的影响。所以当世界经济增长放缓时，对中国出口的需求会降低增幅，甚至会下降，其后果是如果其他条件没有大的变动，中国出口量的增速会大幅回落，甚至下降，进而会对中国的经济发展有较大的影响。

其次，中国的出口几乎毫无例外地对以实际有效汇率来表示的相对价格有很高的弹性，远大于 1。这也证实了中国出口商品的竞争力主要由价格优势体现的特征。由于相似的替代品众多，只要出口商品的相对价格小幅上升，就会导致对中国出口的需求数量大量减少，因而出口显著减少，进而显著影响到中国的经济发展。

再次，不同类别的出口和面向不同目的地的出口在收入效应和价格效应存

在明显差别。例如，加工贸易出口和制成品出口具有较高的收入弹性，而初级产品出口的收入弹性则不具有统计显著性。另外，针对美国和欧洲的出口具有很高的收入弹性，而向日本出口的收入弹性却不显著。所得证据也表明初级产品比制成品出口具有更高的价格弹性。这些结果一方面表明分析外来的需求冲击对我国出口影响应当具体到部门和行业，得出的结果才具有意义，另一方面也要求我国的贸易政策有很高的针对性。

最后，本文估算结果表明在给定其他条件的情况下，加入 WTO 使得中国各类出口额的增幅上升了至少 3%，2005 年的汇率改革则使得中国各类出口的增幅至少下降了 5%，说明政策调整确实对中国出口的发展有显著的影响。

根据以上结论，在发达国家经济陷入缓慢增长的情形下，对于如何保持我国出口的稳定增长，我们可以提出一些相关的政策建议：

首先，在长期，应进一步致力于提高出口产品的技术含量。在人力成本上升、人民币名义汇率和实际汇率上升以及出口退税政策调整的情况下，只有技术方面的进步才能一方面提高劳动效率，降低单位产品的劳动力成本，另一方面才能提高产品的质量和增加产品种类，从而改变出口结构，减少与竞争产品的相似程度，在出口市场上降低相对价格变动带来的负面影响。

其次，在短期，应避免人民币的过快升值。由于我国出口需求的收入效应和价格效应都很显著，所以在国外需求增长放缓的情况下，人民币升值的幅度应当有所减缓，以避免出口增长大幅减少甚至出口减少情况的发生，从而避免对我国宏观经济的不良冲击。

最后，在未来调整贸易政策时应当具有很强的针对性。由于各类出口具有不同特点，其收入弹性和价格弹性也有所区别，所以有关政策调整应对此加以充分考虑。虽然制定政策时区分产品类别、出口地区存在难度，但还是有可能在出口税率的调整方面有所倾斜，或在商定双边贸易协定时寻求对价格弹性较大类别产品出口的保护。

参考文献：

朱真丽、宁妮，“中国贸易收支弹性分析”，《世界经济》，2002年第11期。

殷德生，“中国贸易收支的汇率弹性和收入弹性”，《世界经济研究》，2004年第11期。

Cheung, Y. W., 2003, “An Analysis of Hong Kong Export Performance,” UC Santa Cruz Economics Working Paper, No. 547, June, http://ssrn.com/abstract=424243.

Goldstein, M., and Khan, M. S., 1985. “Income and Price Effects in Foreign Trade,” *Handbook of*

International Economics, Vol.II, Chp.20，pp. 1041-1105.

McKenzie, M. D., 1999, "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows," *Journal of Economic Survey*, 13, 71-106.

Reinhart, Carmen M.,1994, "Devaluation, Relative Prices, and International Trade: Evidence from Developing Countries," *IMF Working Papers*, WP94/140

Senhadji, A. S., and Montenegro, C. E., 1999, "Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis," *IMF Staff Papers,* 46, 3.

IMF, World Economic Outlook, 2008, Chapter 1.

Zhang, Yanhong, Chang, Hui S., and Gauger, Jean, 2006, "The Threshold Effect of Exchange Rate Volatility on Trade Volume: Evidence from G-7 Countries," *International Economic Journal*, 20(4), 461-476.

附表1 Unit root test (ADF test)

	lex_ussa	lex_eurosa	lex_jpnsa	lex_manu	lex_process	lex_general	lip_ussa	lip_eurosa	lip_jpnsa	lip_oecdsa	lreer_sa	lgarch03
level												
none	5.475	5.269	3.910	5.279	6.448	3.559	5.119	2.055	0.754	2.530	0.818	*-1.686*
intercept	0.850	1.452	0.561	1.807	1.267	1.889	-1.645	-1.057	-1.041	-1.082	*-2.596*	*-3.431*
intercept and trend	-2.442	-1.579	-1.872	-1.909	-1.137	-2.843	-1.367	-2.551	-1.847	-2.257	-2.527	*-3.660*
first difference												
none	**-3.167**	**-19.721**	**-14.457**	**-3.042**	*-1.991*	**-20.024**	**-4.016**	**-3.196**	**-4.398**	**-3.438**	**-9.751**	**-12.510**
intercept	**-14.456**	**-13.537**	**-15.613**	**-13.843**	**-14.833**	**-13.417**	**-6.883**	**-3.876**	**-4.467**	**-4.334**	**-9.812**	**-12.495**
intercept and trend	**-14.535**	**-13.765**	**-15.651**	**-14.226**	**-14.979**	**-14.015**	**-6.969**	***-3.859***	**-7.853**	**-4.346**	**-9.948**	**-12.457**

注：斜体数字表明统计量在10%的显著水平上显著，黑体数字表明统计量在5%的显著性水平上显著。

附表 2　Johansen 协整关系检验

	trace 统计量	最大特征值统计量	trace 统计量	最大特征值统计量	trace 统计量	最大特征值统计量
协整向量数目	模型 1(美国)		模型 2(欧洲)		模型 3(日本)	
0 个	91.88	45.74	74.98	37.28	83.98	43.64
1 个以下	46.14	26.83	34.70	27.29	41.33	24.70
2 个以下						
协整向量数目	(工业制成品出口)		模型 3(加工贸易出口)		模型 3(一般贸易出口)	
0 个	89.94	45.30	89.29	47.5	99.83	43.34
1 个以下	43.64	26.76	41.78	24.54	55.48	34.18
2 个以下	22.480		21.372	17.43	21.30	
协整向量数目	初级产品出口					
0 个	102.79	46.39				
1 个以下	56.4	30.49				
2 个以下	25.92	17.43				

注:仅汇报在5%水平上显著的统计量.

分报告 10：

国际金融冲击下的资本流动性变化

一、引言

目前的流行观点认为，次贷危机所引发的全球性金融动荡，会通过贸易和金融两个渠道对新兴市场和发展中经济体产生负的溢出效应。在贸易渠道上，发达国家经济增长速度的下降和进口需求的减少，导致新兴市场和发展中经济体的出口增速下降，并带动其经济增速下降。在金融渠道上，金融冲击下的全球范围内跨境资本流动规模和结构的急剧变动，导致新兴市场和发展中经济体跨境资本流动方向、规模和结构急剧变化，对其宏观经济和金融稳定性产生负面影响。

迄今为止，实体渠道上的影响并没有完全显示出来。在美国等主要发达经济体和世界经济整体增长速度大幅下降的同时，在中国和印度等国家内部需求强劲增长的带动下，新兴市场和发展中经济依然保持着较为强劲的增长势头。所以，在目前的情况下，新兴市场和发展中经济的最大挑战并不是不断可能出现的世界经济衰退的威胁，而是在国际市场初级产品价格上涨和国内通货膨胀压力不断上升的背景下，国际金融市场不确定性加大所导致的资本跨境流动的易变性及其对宏观经济和金融稳定性的现实影响。

国际间跨境资本流动性的变化，不仅带来现实的对宏观经济稳定性和金融稳定性的负面影响，而且国际资本流动方向的逆转可能促发全球经济失衡状况的强行调整，特别是美国的经常项目失衡状况。净资本流入是维持美国经常项目赤字的必要条件，而美国持续的、大规模的经常项目赤字又是维持新兴市场和发展中经济体非均衡增长战略的必要条件。鉴于这样的判断，国际金融冲击下跨境资本流动性的变化，不仅直接影响新兴市场和发展中经济的宏观经济和金融稳定性，而且影响其非均衡增长战略的基础，进而对其长期经济增长构成威胁和挑战。

从上述逻辑出发，次贷危机影响下的国际间跨境资本流动性的变化，就成为我们分析和思考次贷危机影响的重要线索。跨境资本流动性受到宏观经济内部和外部各种因素的综合影响，要想从资本流动性的各种影响因素中甄别国际

金融动荡的量化影响，是一个非常困难的任务[①]。但幸运的是，国际金融动荡作为一种典型的短期影响因素，对国际资本流动性的影响应该主要体现在短期波动性上。因此，可以通过集中分析金融动荡发生前后资本流动的波动性变化，考察金融动荡的影响。从这样的思路出发，本文希望结合 20 世纪 90 年代后期以来美国和新兴市场资本流动性变化的经验，从中分析国际金融冲击下美国、新兴市场和中国跨境资本流动性的动态特征及其背后的影响因素。

二、国际金融冲击与美国资本流动性的动态特征

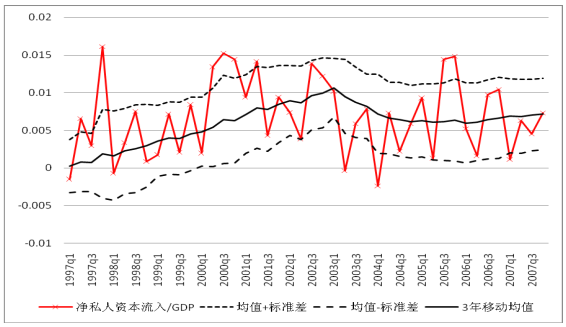
（一）美国净资本流动性的变化

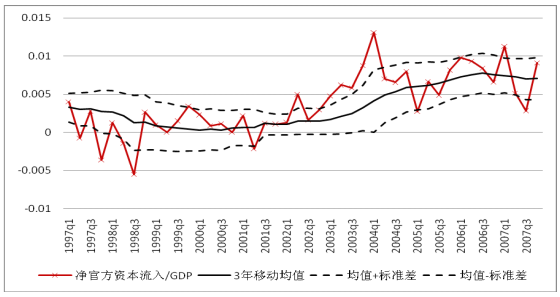
通过考察美国资本流动数据可以发现，官方资本流动和私人资本流动具有不同的行为模式。在金融动荡导致净私人资本流入的绝对规模和相对规模下降的同时，官方资本净流入的绝对规模和相对规模都会呈现明显的增加趋势。这种差异性带来了美国净资本流入的稳定性。此外，金融动荡后的市场调整和政策反应，可以带动净收益流入的增加，不仅直接构成贸易赤字的融资来源，而且有助于降低国际投资者对美国债务负担的担忧，增加美国赤字融资的可持续性。

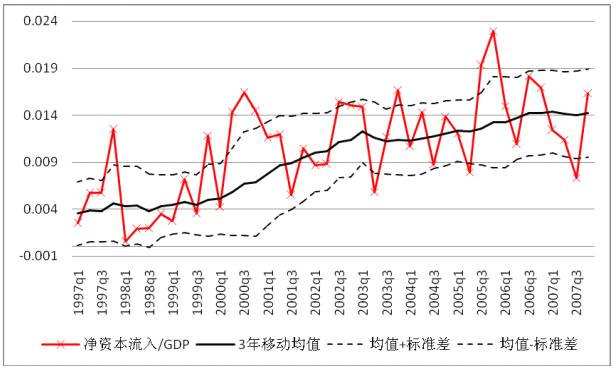
从 90 年代中期以来美国的资本流动数据中可以看出，无论是净私人资本流入占 GDP 的比重，还是净官方资本流入或净资本流入占 GDP 的比重，受金融动荡的冲击并不明显。从变动轨迹中很难看出金融冲击的系统性影响，无论是 1998 年前后还是 2001 年前后，以特定的金融冲击为分界点，三个指标的变动没有明显的趋势，向上和项下偏离潜在趋势项的程度没有明显变化，总体的波动性较少超出正负 1 个标准差，详见图 1。也就是说，金融冲击并没有显著地改变美国净资本流入的易变性。

[①] 关于跨境资本流动性的影响因素的分析，参见：Alfaro, Kalemli-Ozcan and Volosovych (2005); Calvo, and Mendoza (2000); Curcurn, Dvorak and Warnock (2008); Faria, Mauro, Minnoni and Zaklan (2006); Simon (2007); Kose, Prasad, Rogoff and Wei (2006); Portes, and Rey (2005)。

图 1 美国季度资本流动相对规模的变化①



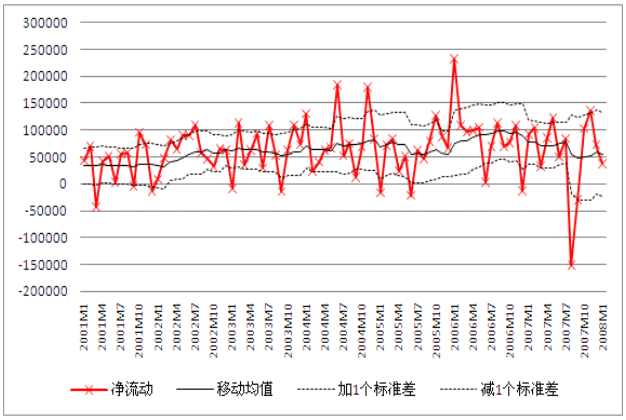


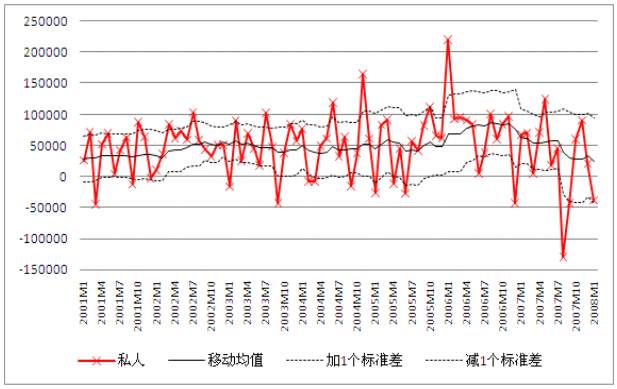


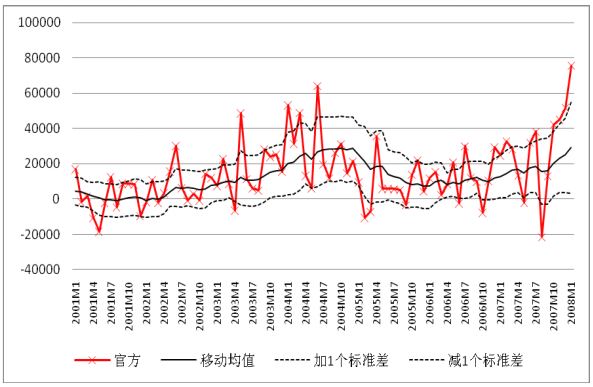
2006 年中期以来，随着次贷危机的爆发和不断深化，美国净资本流入的月度数据波动性有所加大。特别是在 2006 年 8 月份，美国的净资本流入、净私人资本流入和净官方资本流入都为负值，并且向下偏离趋势项的程度都超过了 1 个标准差。但是这种偏离都是暂时的，9 月份官方资本净流入转变为正值；私人资本净流入虽然还是负的，但是净流出规模大幅减少，并在 10 月份转变为正值。进入 2008 年，随着美国一些大型金融机构次贷损失的披露，美国金融市场经历短暂冲击，私人资本净流入急剧减少并变为净流出状态，但是官方资本净流入规模却持续增长，使得美国总资本保持净流入状态。详见图 2。

① 季度资本流动数据和季度 GDP 数据均来自美国商务部经济分析局网站。均值是三年 12 个季度的移动平均值，标准差是三年 12 个季度的移动标准差。

图 2　美国月度资本流动规模（百万美元）①



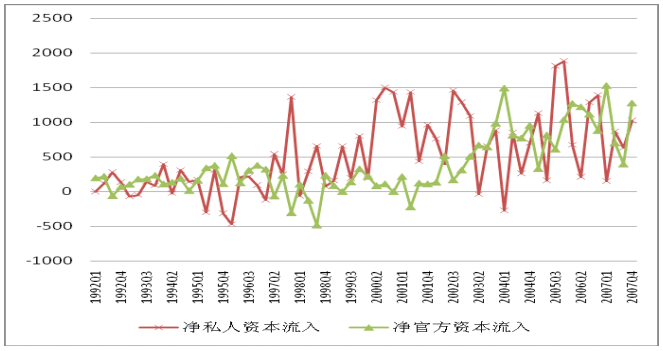




进一步分析可以发现，在美国的资本流入结构中，从 1997 年开始，私人资本净流入超过官方资本流入，成为美国贸易赤字融资的主要来源；2003 年以后，私人资本的地位有所下降，官方资本净流入在美国赤字融资中的地位上升。从两者的变动轨迹来看，存在非常显著的负相关性。在净官方资本流入减少的时候，私人资本净流入会增加；在私人资本净流入减少的时候，官方资本净流入会增加。两者之间存在较为明显的互补性（见图 3）。

① 资本流动规模数据来自美国财政部 Treasury International Capital System。均值是 12 个月移动平均值，标准差是 12 个月移动标准差。

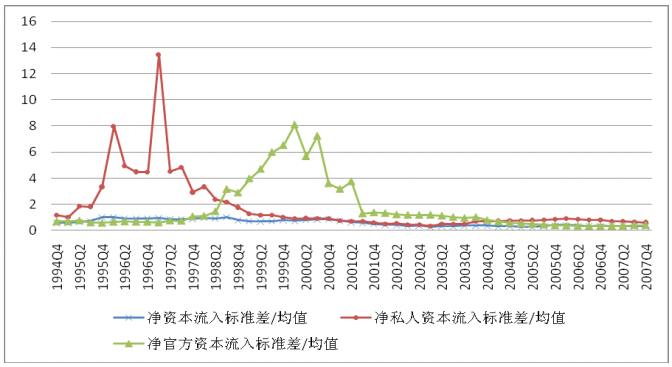
图 3　美国金融项下净资本流动规模和结构（百万美元）①

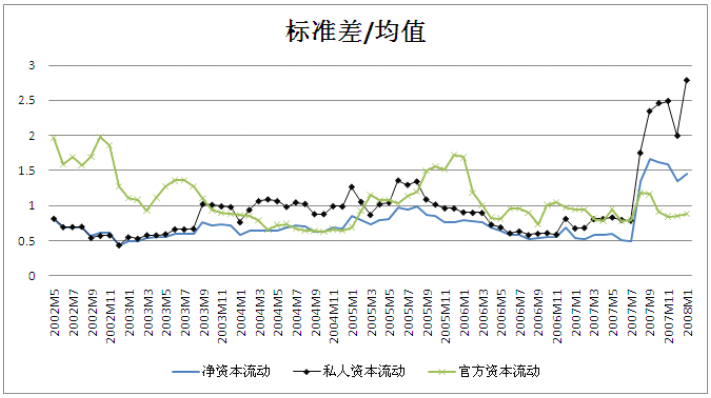


美国私人资本净流入和官方资本净流入两个指标不仅存在互补性，而且各自的波动性都在不断下降。1998 年以前，美国净资本流动具有较高的波动性，这主要来自与私人资本流动的不稳定性。1998 年以后，虽然官方资本流动的波动性上升，但是由于官方资本净流入所占的比重较低，所以，私人资本流入波动性的大幅下降导致美国净资本流入的波动性显著降低。2000 年以后，随着官方和私人资本流动的波动性不断降低，美国净资本流入的波动性被控制在较低的水平上。从目前的情况来看，在季度数据中，无论是总资本的净流入还是私人资本和官方资本的净流入，虽然近期的波动性有所上升，但是与过去相比，特别是与 1998 和 2000 年左右的情况相比，目前的波动性处于历史上较低的水平；在月度数据中，次贷危机后的金融动荡导致美国私人资本净流入的波动性大幅增加，但是由于官方资本流入的波动性与历史相比处于非常低的水平，而且官方资本流入在美国总资本流入中的比重不断上升，所以总资本流入的波动性并没有明显增加。详见图 4。也就是说，美国资本净流入在目前较为稳定，2007 年上半年以来的金融动荡还没有对美国跨境资本流动的易变性产生显著影响。

① 数据来自美国商务部经济分析局网站。

图 4　　美国净资本流入的波动性①



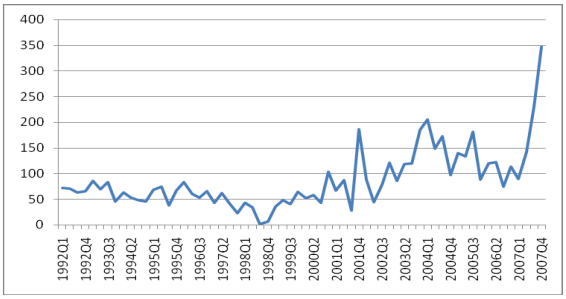


考察一国的资本流动性，不仅要分析资本和金融项下的资本流动问题，还要从一个更宽广的视角出发，分析整个国际收支统计口径下资本流动性的变化。由于美国一直处于经常项目逆差状态，导致美国对外净债务和债务负担不断增加，这就带来人们对于美国偿债能力的担忧。2007 年以来的金融动荡，改变了市场风险和市场参与者的风险厌恶程度，引发风险重新定价的过程。在这个过程中，如果国际投资者对美元资产要求更高的风险溢价，并导致美国的债务负担加剧，那么，国际投资者对于美国贸易赤字可持续性的潜在担忧就会加剧，并与金融市场动荡过程不断增加的不确定性结合在一起，相互强化，最终必然导致美元急剧贬值、国际资本流动的波动性急剧增加和美国净资本流入的大幅减少。但事实上，迄今为止，美国经常项下的收益项一直是正的，正的净收益意味着美国并没有承担实际的债务负担，处于“良性的”债务国位置②。次贷危机发生以后，一方面美国金融资产收益率降低，另一方面美联储大幅度降息，这减少了美国对外支付的收益，使得美国净收益流入增加（详见图 5）。从资本流动性的角度看，净收益流入是对资本和金融项下净资本流入的直接补充。

① 根据美国商务部经济分析局的季度净资本流动规模统计数据和财政部月度净资本流动规模统计数据计算而得。其中，月度数据的均值和标准差是 12 个月移动，季度数据是 3 年 12 个季度移动。

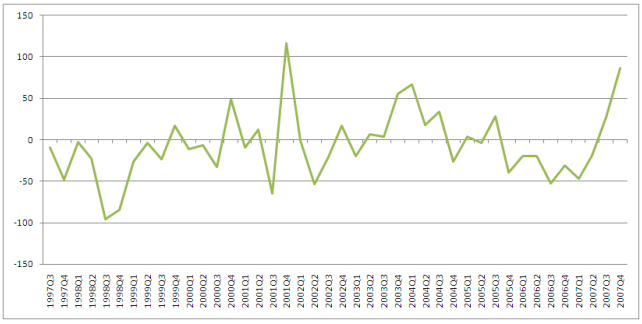
② Curcurn, Dvorak and Warnock (2008)。

图 5　美国经常项目下的净收益（亿美元）①



从净资本流动缺口和净收益缺口的变动情况看，1998 年和 2001 年的金融冲击使得美国净资本流入处于负缺口状态，即净资本流入规模低于长期潜在的趋势；但是另一方面，随着金融冲击的出现，美国资产收益率下降以及为应对金融冲击而实施货币扩张政策，美国净收益向下偏离潜在趋势的缺口变小，并逐步变为正值。详见图 6。这就说明，虽然金融冲击在一定程度上影响了美国的净资本流入，但是随之而出现的净收益增加趋势，可以缓解净资本流入偏少的压力。而且，根据前文的分析，净收益流入的增加本身也可以成为带动资本和金融项下资本流入的增加。

图 6　美国净收益缺口的变化②



（二）资本流动与金融市场主要指标之间的关系分析③

短期中，市场流动性的降低引起官方资本净流入的增加。由于欧美金融市场的高度一体化，在美国金融市场流动下降的同时，欧元区和日本的流动性也会降低。在这种情况下，美国金融市场相对于其他成熟市场的优势反而增强，导致官方资本净流入的增加。长期中，由于官方资本主要是投向美国短期国债市场，所以会导致美国短期政府债券的价格上升并吸引更多的官方资本流入美国短期政府债券市场。

① 数据来自美国商务部经济分析局网站。
② 用净收益的实际值减去净 H-P 滤波得到的趋势值。
③ 除非特别说明，本节的数据均来自 IMF 的国际金融统计数据库、《世界经济展望》和《全球金融稳定报告》。

市场流动性紧缩无论是短期中还是在长期中，对私人资本净流入的负面影响并不显著。股票市场价格指数的持续下降和金融市场风险溢价的持续上升，对私人资本净流入具有显著的抑制作用。但是金融冲击之后政策部门不断增强的刺激措施可以市场的持续低迷和风险溢价的持续上升，所以金融动荡对私人资本净流入的不利影响并没有显著地表现出来。

从不同形式的资本流动的变化来看，金融动荡导致 FDI 流入增加，其原因包括两个方面：首先，成熟市场整体的金融动荡和流动性降低使得国际投资者转向寻求直接投资机会；其次，在面临金融动荡和流动性下降的问题时，美国会放松对外国直接投资的限制。在金融动荡的冲击下，市场波动性的增加会导致证券投资流入的减少。以银行贷款和货币等形式流入美国的资本，与美国短期利率、流动性等收益率或流动性指标之间没有统计上显著的联系，但是美国和日本之间短期利差的上升，能够显著推动美国净私人资本流入的增加，这在一定程度上印证了日元“套利交易”的判断。

私人资本净流入与反映市场流动性的指标 TED[①]之间关系不明显。在短期中两者之间存在微弱的负相关性，但是没有明显的因果联系；在长期中[②]两者之间存在微弱的负相关性，私人资本流入成为 TED 的格兰杰原因。从这种对比中可以看出，在市场流动性相对较低的时期，市场中的风险和不确定性较大，市场参与者的行为存在很大的易变性，所以市场指标和市场行为之间的没有稳定的联系。私人资本流入虽然在资金供给层面有助于改善市场条件，但是由于私人投资者的预期和行为在市场缺乏流动性的条件下具有很大的易变性，所以，即便私人资本流入增加，在短期中也无法扭转市场信心，进而无法显著增加市场流动性。只有私人资本流入的增长趋势能够持续较长时期的情况下，市场信心才能逐步扭转，进而导致市场流动性增加。

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 2000M01 2008M02

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
TED不是私人净资本流入的格兰杰原因	94	0.61823	0.65072

① 3 月期美元 LIBOR 与 3 月期美国政府债券收益率的差额。

② 滞后 4 期以后。

私人资本净流入不是TED的格兰杰原因	2.14511	0.08220

美国股票市场指数的变化与净私人资本流入之间存在一定的正相关性，从同期到滞后 8 期，相关系数为 0.2 至 0.25 之间。在滞后 1 期和 2 期，股票市场指数是净私人资本流入的格兰杰原因，股票市场指数的上升可以导致滞后 1 期和 2 期的净私人资本流入增加。随着滞后期的增加，两者之间因果关系发生变化，在滞后 6 期时，净私人资本流入是股票市场指数的格兰杰原因，这意味着随着私人资本的不断流入，对美国股票市场的影响将不断增加，最终将推动美国股票市场指数的上升。由此可以看出，从美国股票市场指数上升到私人资本净流入增加之间存在相互强化机制。当然，如果股票市场持续低迷，这种相互强化机制会发生逆转。但是，在金融冲击之下，因为美国政府会根据市场发展状况不断增强刺激措施，这就避免了股票市场的持续低迷。而根据格兰杰因果关系分析，股票市场指数的下降只有在持续很长时间以后才会导致净私人资本流入的减少。所以，股票市场持续下降并最终导致私人资本净流入减少的情况，在包括 2007 年以来的次贷危机在内的金融动荡期并没有出现。

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 2002M01 2008M02

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
净私人资本流入不是股票市场指数的格兰杰原因	74	1.17894	0.28124
股票市场指数不是净私人资本流入的格兰杰原因		3.99784	0.04939
Lags: 6			
净私人资本流入不是股票市场指数的格兰杰原因	74	1.93349	0.08963
股票市场指数不是净私人资本流入的格兰杰原因		1.08828	0.37961

在综合反映美国金融市场风险溢价和参与者风险厌恶程度的收益率曲线斜率与净私人资本流入之间的关系方面。首先两者之间存在负相关性，从滞后 1 期到滞后 10 期，相关系数都在-0.2 以下。从滞后 1 期到 4 期，收益率曲线的斜率都是净私人资本流入的格兰杰原因；而净私人资本流入只是在滞后 1 期构

成收益率曲线斜率的原因。这就意味着，在短期中净私人资本流入和美国金融市场风险溢价相互影响，净私人资本流入增加导致风险溢价下降，风险溢价下降导致净私人资本流入增加；在长期中，风险溢价的变化带动净私人资本流入的变化。在金融动荡的冲击下，美国金融市场风险溢价会上升，这会抑制国际私人资本的流入。但是，针对金融动荡采取的各种干预措施可以降低市场的风险[①]和风险溢价，进而可以抑制风险溢价的上升及其对于净私人资本流入的不利影响。

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 2002M01 2008M02

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
收益率曲线斜率不是净私人资本流入的格兰杰原因	74	8.35759	0.00509
净私人资本流入不是收益率曲线斜率的格兰杰原因		3.35242	0.07130
Lags: 4			
收益率曲线斜率不是净私人资本流入的格兰杰原因	74	3.02835	0.02364
净私人资本流入不是收益率曲线斜率的格兰杰原因		1.19420	0.32180

官方资本净流入与3月期美元LIBOR和3月期美国政府债券收益率差(TED)之间存在正的相关性，从同期到滞后6期的相关系数在0.21至0.55之间。两者之间的因果关系随着滞后期的变化而变化。滞后1期至3期，TED构成官方资本净流入的格兰杰原因；滞后期超过4期以后，两者互为因果。这意味着，在短期中，市场流动性的降低引起官方资本净流入的增加；长期中，两者之间相互影响、相互促进。2000年以来，欧美金融市场流动性状况的变化是高度同步的，这反映了欧美金融市场高度的一体化。在美元TED的上升同时，欧元和

① 风险是一个主观概念，依赖于市场参与者赋予各种可能状态的主观概率。在金融动荡时期，政府采取的干预和刺激政策，有助于稳定市场参与者的预期，降低“灾害性事件”风险和风险溢价。关于风险的主观性和“灾害性事件”风险的分析，参见：Arrow (1964)、Cochrane (1997)、Krebs (2001)。

日元 TED 都在上升，详见图 7。在这种情况下，美国金融市场相对于其他成熟市场的优势反而增强，这一方面是因为美国经济和金融体系的整体优势，另一方面是因为美国的官方资本流入主要是来自新兴市场和发展中经济体的官方储备资产。所以，在短期中，美元 TED 的增加反而可以导致官方资本净流入的增加。在长期中，随着官方资本流入的增加，由于官方资本主要是投向美国短期国债市场，所以会导致美国短期政府债券的价格上升和收益率下降，进而推动 TED 的增加。而美国政府债券价格上升带动又会吸引更多的官方资本流入美国短期政府债券市场。

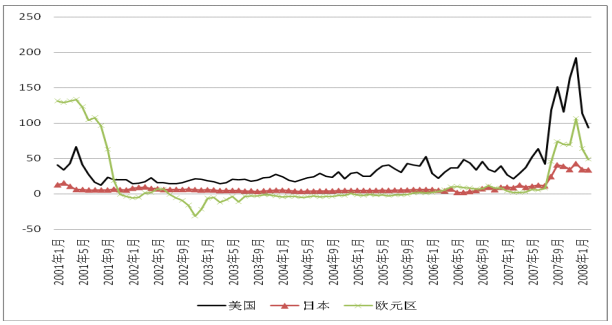
Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 2000M01 2008M02

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
TED不是官方资本净流入的格兰杰原因	97	23.8161	4.3E-06
官方资本净流入不是TED的格兰杰原因		0.00370	0.95164
Lags: 4			
TED不是官方资本净流入的格兰杰原因	94	5.02241	0.00111
官方资本净流入不是TED的格兰杰原因		4.63735	0.00196

图 7　　成熟金融市场的 TED 指标



在 1998 年美国长期资本公司破产和 2001 年 IT 泡沫破灭引发的金融动荡之后，外国官方投资者大幅提高新投资中美国政府证券所占的比重。但是在次贷危机爆发后，在外国官方对美国的投资中，美国政府债券所占比重却不断降低。详见图 8。这说明，次贷危机及其引发的系统性金融冲击并不构成各国官方储备资产管理部门在美国的资产选择的主导因素。对储备资产币种多元化和更高

收益的追求，已经成为影响各国官方投资者资产选择的主导因素，外生金融冲击并没有改变这一主导趋势。

图 8　外国官方对美国投资的结构变化（美国政府债券占比，%）①

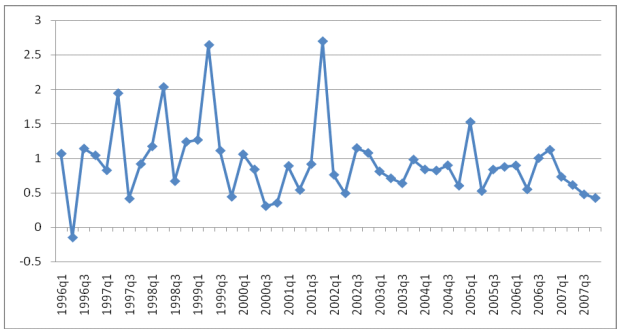
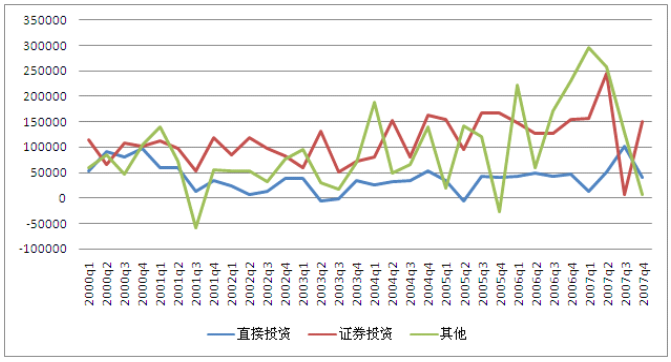


图 9　私人投资者对美投资结构的变化（百万美元）②



进一步分析美国私人资本流入中各个组成部分与金融市场主要指标之间的关系。美国 FDI 流入规模与 TED 之间存在正的相关性，相关系数为 0.5；TED 是 FD 流入的格兰杰原因。这意味着在美国面临金融冲击的情况下 FDI 流入增加。其原因包括两个方面：首先，成熟市场整体的金融动荡和流动性降低使得国际投资者转向寻求直接投资机会；其次，在面临金融动荡和流动性下降的问题时，美国会放松对外国直接投资的限制。③证券投资流入与 S&P500 指数波动性之间存在负的相关性，相关系数为-0.44；并且后者是前者的格兰杰原因。所以，在金融动荡的冲击下，美国市场波动性的增加会导致证券投资流入的减少。

以银行贷款和美元货币等形式流入美国的资本，与美国短期利率、流动性等收益率或流动性指标之间没有统计上显著的联系，但是与美元兑日本的汇率波动性存在较为显著的联系。两者之间的相关系数为-0.47，并且汇率波动性是

① 根据美国商务部经济分析局的数据计算而来。
② 数据来自美国商务部经济分析局。
③ 通过分析 FDI 流入与美国联邦基金利率的关系，可以得出同样的结论。两者之间存在正相关性，并且联邦基金利率构成 FDI 流入的格兰杰原因。这里为了节省篇幅，没有给出具体分析结果。

其他资本流入的格兰杰原因。美国的净私人资本流入与美国和日本的短期利率差[①]之间存在正向相关性，相关系数围 0.27，并且后者是前者的格兰杰原因。前后对比可以看出，提出银行信贷和美元货币等形式的资本流动，主要也就是 FDI 和证券资金流入，在很大程度上符合过去几年中流行的“日元套利交易模式”。

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 2000Q1 2007Q4

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
TED不是直接投资流入的格兰杰原因	30	3.06338	0.06458
直接投资流入不是TED的格兰杰原因		1.14596	0.33406
Lags: 2			
S&P500波动性不是证券投资流入的格兰杰原因	30	5.16831	0.01323
证券投资流入不是S&P500波动性的格兰杰原因		0.27516	0.76172
Lags: 1			
美元-日元汇率波动性不是其他资本流入的格兰杰原因	31	5.81412	0.02271
其他资本流入不是美元-日元汇率波动性的格兰杰原因		0.21183	0.64889
Lags: 1			
美日短期利差不是净私人资本流入的格兰杰原因	31	3.75605	0.06276
净私人资本流入不是美日短期利差的格兰杰原因		0.08888	0.76781

① 3 月期政府债券收益差。

三、国际金融冲击与新兴市场资本流动性的变化

对比 20 世纪 90 年代中后期以来三次较大的金融动荡，我们可以看出，金融动荡是否会对新兴市场的净资本流动性产生显著影响，取决于金融动荡的性质及其发源地。

如果新兴市场作为资金需求方出现了较大金融动荡，其资本流入必然急剧降低，并推动净资本流入的减少，这是 1998 年左右的情况。如果金融动荡主要出现在发达国家——即资金供给方，那么新兴市场的资本流入规模未必会减少。

2001 年左右的金融动荡，因其影响了当时引领世界增长的关键产业——IT 产业，使得新兴市场对于 FDI 的吸引力降低，资本流入减少。但是另一方面，美国自身的金融动荡在一定程度上抑制了新兴市场的资本流出，这就缓和新兴市场净资本流入的降低幅度。

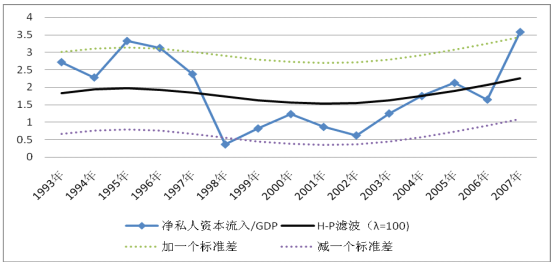
2006年以来源于美国房地产市场调整的次贷危机虽然已经演变成美欧成熟金融市场的整体性动荡，但是对于新兴经济的金融体系的整体影响相对较小。在这种情况下，新兴市场自身的金融体系并没有呈现危机，次贷危机作为一个外因，而且是一个影响比较间接的外因，对其净资本流入没有构成较大的冲击，新兴市场净资本流入占 GDP 的比重在 2007 年不仅没有下降，反而因为美欧金融市场出现问题而导致其对国际资金的吸引力上升，净资本流入增加。

关于新兴市场和发展中经济体的资本流动性的讨论非常多，除了第一部分中对于资本流入影响因素的分析外，近年来的研究越来越关注新兴市场资本流动性的周期特性。研究发现：1）新兴市场的净 FDI 流入规模与美国的商业周期正相关。流向发展中国家的 FDI 集中于一般制造业，该产业的发展依赖于国际市场状况，特别是美国的市场状况。只有国际市场状况较好时，该产业的发展才会较为顺利，进而 FDI 才会流入发展中国家。美国经济增长和就业情况较好时，市场状况较好，外部商品较容易进入美国市场，特别是发展中国家的一般制成品，所以大量 FDI 流向发展中国家的一般制造业。2）流入发展中国家的银行贷款的规模与美国的商业周期负相关，美国经济高涨时，吸引大量的银行贷款，流向发展中国家的规模相应减少。3）流向发展中国家的证券投资与美国的利率、产出增长率负相关。[①]对于国际金融冲击特别是源于外部的成熟金融市

[①] Reinhart (2002)利用主权债券的等级变化来描述新兴市场主权债券利差或溢价的，即发展中国家国际借款成本的变化，得出资本流动的“顺周期”特征。Kaminsky and Reinhart (2002)以及世界银行(2001)的研究都表明，新兴市场资本流入对负面产出冲击的反应程度大于对正面冲击的反应程度，在出现负面冲击时的信用等级下降幅度大于出现正面冲击时的信用等级上升幅度。

场动荡对新兴市场资本流动性的影响，目前还缺乏充分的研究。基于引言部分所给出的原因。我在下面主要是集中分析金融动荡前后资本流动的波动性变化。

图 10　新兴市场净资本流动占 GDP 的比重（%）①



通过对数据的初步分析，可以看出，新兴市场净私人资本流入占 GDP 的比重在 1998 年和 2001 年受到金融动荡的影响而显著降低。特别是在 1998 年，该指标实际值对潜在趋势的向下偏离程度超过 1 个标准差，属于净资本流入“急剧减少”的情况。从 1997 年倒 1998 年，新兴市场净私人流入占 GDP 的比重下降了 2 个百分点以上。2001 年美国 IT 泡沫破灭引发的金融动荡，在一定程度上对新兴市场的净资本流入产生了负面冲击，但是这种负面冲击远小于 1998 年的情况，从 2000 年倒 2001 年，新兴市场净资本流入占 GDP 的比重下降不到 0.5 个百分点。2006 年以后，随着美国次贷危机的出现和不断加深，新兴市场净资本流入占 GDP 的比重急剧上升，向上偏离趋势项的程度超过了 1 个标准差。在美国次贷危机及发达金融市场整体性金融动荡的冲击下，新兴市场出现了净资本流入“急剧增加”的情况。详见图 10。

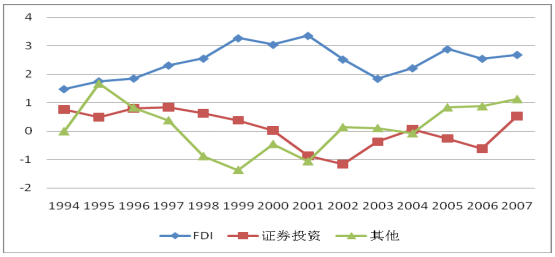
从新兴市场分类资本净流动的相对规模变化中可以看出，1998 年净资本流入大幅降低，主要是因为证券投资和以银行贷款为主的其他资金净流入的大幅减少。而这两类资本净流入的减少趋势在 1998 年以前就已经出现，1998 年美国长期资本公司破产导致的美国金融市场动荡及没有明显减缓、也没有明显加速这种趋势。2001 年以后，在新兴市场分类资本流动中，较为明显的变化是净 FDI 流入/GDP 的减少和其他资金净流入/GDP 的增加，而证券投资净流入/GDP 则是延续着 1997 年就已经出现的不断降低趋势。详见图 11。这反映美国 IT 泡沫破灭后金融动荡的基本特征，首先是美国 IT 产业受到较大打击，导致对新兴市场 IT 产业的直接投资大幅降低；其次，美国为应对危机而采取不断减息的政策，导致流向新兴市场的银行信贷开始增加。在 2006 年以后，随着美国次贷危机的

① 数据来自 IMF2007 年 10 月和 2008 年 4 月的《世界经济展望》，所用的标准差是整个样本期间的历史标准差。

出现和不断加深，新兴市场净证券投资流入占 GDP 的比重大幅增加，并成为新兴市场净资本流入急剧增加的主要原因。

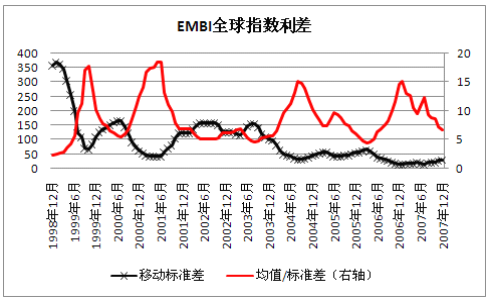
从新兴债券市场和股票市场指标的变化中可以看出，新兴市场证券投资和其他形式资本净流入的变动趋势与 EMBI 指数利差所反映出来的风险和风险报酬具有紧密的联系。1998 年至 2001 年底，EMBI 指数利差的波动性和风险价格[①]的变动呈现非常明显的负相关性。从 1999 年初到 2000 年初，波动性降低和风险溢价上升，这意味着在市场风险程度下降的同时，风险价格上升，这有助于提高新兴市场对于国际上那些具有较高风险厌恶系数的投资者的吸引力，特别是对于国际银行信贷资金的吸引力，所以在此期间新兴市场的银行信贷资金净流入增加。但是另一方面，风险价格上升意味着市场参与者风险厌恶程度的上升，这不利于证券投资的流入。从 2000 年到 2001 年，EMBI 的隐含波动性上升、风险溢价下降的并存，这意味着在风险上升的同时，风险价格下降。在风险增长的同时风险补偿下降，这会抑制新兴市场的证券投资和银行信贷的净流入。2001 年之后，新兴市场的风险程度不断下降，这对于新兴市场吸引国际银行信贷资金是有利的，所以在此以后，新兴市场银行信贷资金净流入不断增加。在波动性和风险趋于下降的同时，新兴市场风险价格依然具有较大的波动性，并成为影响证券投资净流入的主导因素。2002 年至 2004 年，风险价格的上升显著地推动了证券投资的净流入；2004 年到 2006 年，风险价格下降导致证券投资净流入不断减少，并转变为净流出状态。2007 年，随着美国次贷危机的出现，新兴市场的证券资金流出大规模减少，导致净证券资金流出减少。

图 11　　新兴市场分类资本净流入占 GDP 的比重



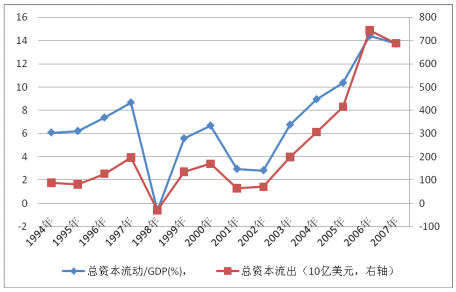
① 用 EMBI 利差的移动均值表示平均的总风险溢价，用移动标准差表示风险程度，所以，均值/标准差就表示单位风险的补偿，即风险价格。

图 12　新兴市场风险和风险溢价的变化①

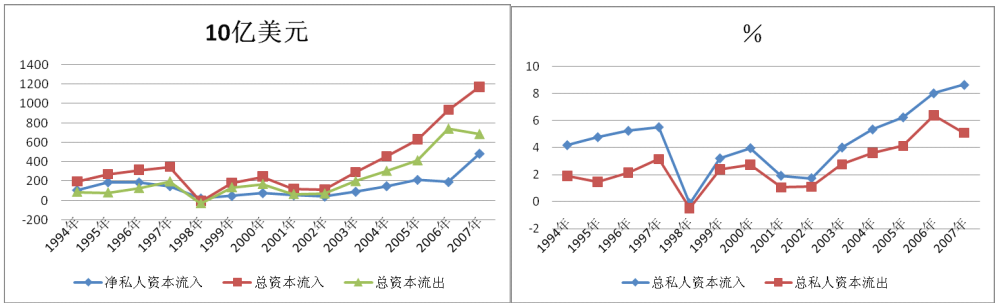


进一步结合新兴市场资本流进和流出的绝对规模和相对规模的变化情况，可以看出，从 1997 年到 1998 年，导致新兴市场净资本流入大幅降低的主要原因是总资本流入的急剧减少，其背后的影响因素首先是新兴市场作为资金需求方出现了严重的金融危机，导致金融市场风险上升，国际资金流入减少；其次是美国所出现的金融动荡在一定程度导致对新兴市场的资金供给减少。需求和供给两方面的金融动荡，共同导致新兴市场净资本流入急剧减少。2001 年左右，虽然美国 IT 泡沫破灭导致的 NASDAQ 市场调整与 911 恐怖袭击事件结合在一起，引发了较大的金融动荡，但是新兴市场自身并没有经历较为严重的金融问题。在这种情况下，新兴市场作为资金需求方，自身并没有出现大的问题，影响其所吸引的国际资金规模的主要因素来自供给方面，所以资本流入规模的降低幅度较小。另一方面，美国金融市场动荡使得新兴市场对美国的投资减少，即资本流出规模减少。这就使得新兴市场净资本流入的绝对规模基本没受影响。

图 13　新兴市场资本流进和流出规模的变化

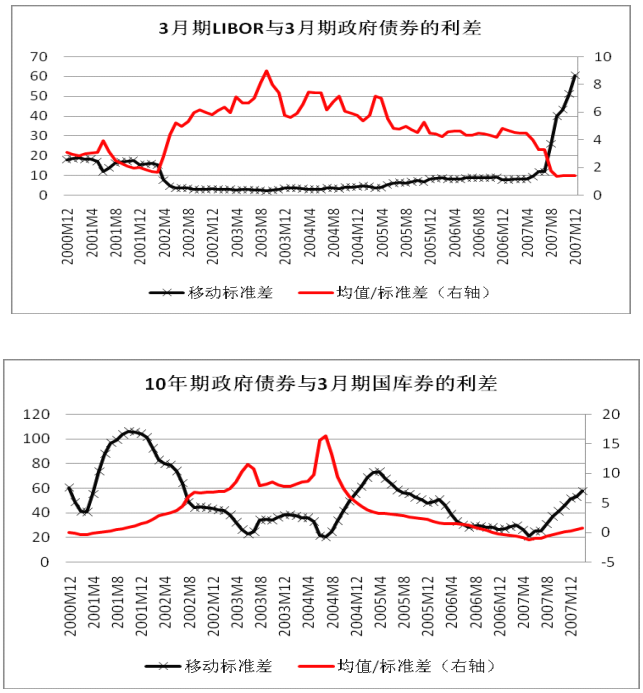


① 这里用 EMBI 的移动标准差表示风险程度，用 EMBI 的均值与标准差的比率表示风险溢价水平。



沿着上述逻辑，继续分析 2006 年以后新兴市场的资本流动情况，可以发现，新兴市场净资本流入的绝对规模、相对规模以及分类资本流动的相对规模都出现了明显的增加。驱动新兴市场净资本流入增加的主要原因资本流出规模的大幅减少，而资本流入延续了 2002 年以来的增长趋势。新兴市场资本流出的减少，最主要的原因是次贷危机后美国金融市场风险增加以及普遍的风险重新定价过程。从图 14 中可以看出，次贷危机爆发以后，美国金融市场的波动性和风险急剧上升，而风险重新定价过程比较缓慢，还没有充分体现对风险的补偿。在这种情况下，从新兴市场流向美国以及其他成熟金融市场的证券资金和银行信贷资金必然大幅减少。

图 14　　美国金融市场风险和风险价格



对比 20 世纪 90 年代中后期以来三次较大的金融动荡，我们可以看出，金融动荡是否会对新兴市场的净资本流动性产生显著影响，取决于金融动荡的性质及其发源地。如果新兴市场作为资金需求方出现了较大金融动荡，其资本流

入必然急剧降低，并推动净资本流入的减少，这是1998年左右的情况。如果金融动荡主要出现在发达国家——即资金供给方，那么新兴市场的资本流入规模未必会减少。2001年左右的金融动荡，因其影响了当时引领世界增长的关键产业——IT产业，使得新兴市场对于FDI的吸引力降低，资本流入减少。但是另一方面，美国自身的金融动荡在一定程度上抑制了新兴市场的资本流出，这就缓和新兴市场净资本流入的降低幅度。2007年出现的次贷危机，对实体经济的负面影响首先表现在房地产这样的非贸易品部门，然后才会通过金融市场对于实体经济的其他领域产生传动效应和间接影响。因此，新兴市场实体经济部门迄今并没有受到明显的负面冲击，金融体系也没有受到明显的负面冲击。这就使得新兴市场总资本流入能够继续维持过去的增长势头。但是，美国以及其他成熟金融市场的动荡却导致这些市场上的金融资产的风险急剧增加，使得新兴市场总资金流出减少。在这种情况下，新兴市场净资本流入急剧增加。对于新兴市场资本流动的总规模而言，无论金融动荡的性质和地理分布如何，资本流动总规模必然会受金融动荡的冲击而减少。

2006年以来源于美国房地产市场调整的次贷危机虽然已经演变成美欧成熟金融市场的整体性动荡，但是对于新兴经济的金融体系的整体影响相对较小。2008年以来，新兴经济的证券市场受次贷危机的冲击也出现了较大的波动。但是，迄今为止，次贷危机在美构成熟市场之所以引发如此大的金融冲击，原因在于次贷危机同时影响了美国和欧洲的证券市场与金融机构，特别是银行体系受到了较大冲击。银行体系和证券市场作为金融体系的两个发动机，两者的信贷创造功能具有相互替代、相互补充的特征，在一方融资功能下降的时候，另一方会弥补进来。在目前的金融动荡中，美国和欧洲面临的问题是两者同时失效，美欧金融市场中日益盛行的“非杠杆化”和“再中介化”趋势，导致银行体系和证券市场的信贷创造功能都受到破坏[①]，金融体系出现严重问题。而新兴市场的银行体系和金融机构受次贷危机的直接影响较小，其信贷创造功能并没有受到严重破坏。在这种情况下，新兴市场自身的金融体系并没有呈现危机，次贷危机作为一个外因，而且是一个影响比较间接的外因，对其净资本流入没有构成较大的冲击，新兴市场净资本流入占GDP的比重在2007年不仅没有下降，反而因为美欧金融市场出现问题而导致其对国际资金的吸引力上升，净资本流入增加。

[①] 参见：Tucker (2007)、IMF(2008)。

四、次贷危机对中国资本流动性的影响

人民币超额收益率、新兴债券市场指数风险溢价、美国金融市场的流动性溢价和风险溢价可以显著地影响中国的非贸易非 FDI 资金流入。在金融动荡的冲击下，金融市场相关收益率、流动性和风险溢价指标波动性的上升，导致中国非贸易非 FDI 资金流入的波动性提高。在目前特定的汇率和外汇管理制度，从短期跨境资本流动到国内货币和金融稳定性之间存在制度性的传导机制。在这种情况下，金融动荡冲击下中国跨境资本流动的波动性增加对国内货币和金融稳定性构成了较大威胁。

从实体经济层面的变化来看，1998 年和 2001 年发生于美国的两次金融动荡及其引发的世界经济调整和全球经济失衡的加速积累，为中国经济过去几年中的高速增长提供了契机[①]。2007 年以来由美国次贷问题所引发的成熟金融市场的系统性金融动荡，对于包括中国实体经济的负面冲击迄今为止并不是很大。虽然在 2008 年前几个月中国的贸易收支和 FDI 出现了异常波动，但是考虑到 2007 年以来中国自身不断强化的政策调整对贸易收支和 FDI 行为的短期影响，即便没有外部的金融冲击，贸易收支和 FDI 流动在短期中也会出现异常波动。所以，对于金融动荡对中国经济的影响，更多的应该关注资本流动性的变化，特别是非贸易非 FDI 资金流动的变化。

从月度数据来看，中国的非贸易非 FDI 资金净流入的波动性在 2007 年以后都是不断加大的。2007 年 8 月至 2008 年 3 月的 8 个月中，非贸易非 FDI 净流入水平向上或向下偏离趋势项的程度超高 1 个标准差的月份有 5 个。用均值进行标准化以后，非贸易非 FDI 净流入的波动性在 2007 年 8 月份以后呈现较为明显的上升趋势。详见图 15。

[①] 参见中国人民大学经济学院经济研究所 2007 年 4 季度的“中国宏观经济分析与预测报告”。

图 15　　中国非贸易非 FDI 资金净流入的波动性①

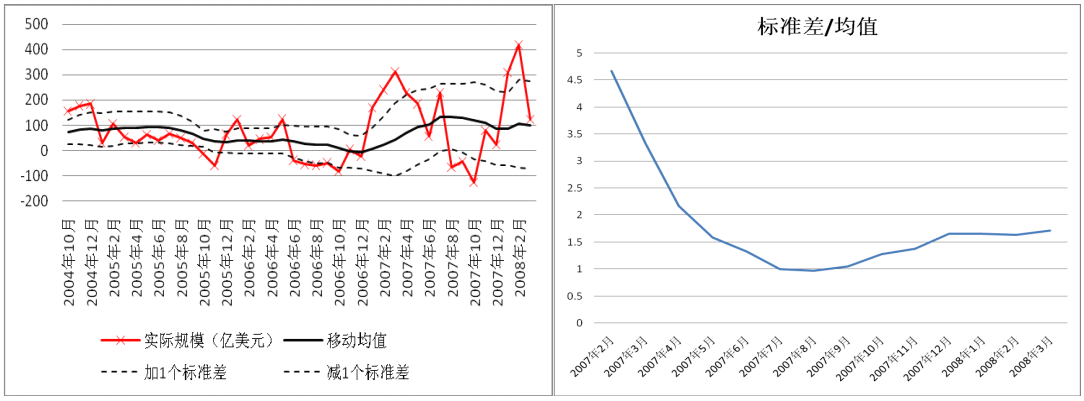
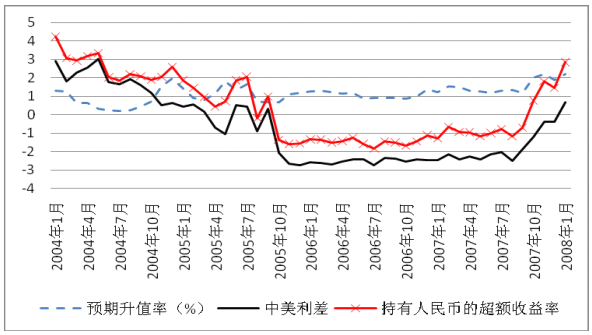


图 16　　人民币对美元的超额收益率②



对 FDI 流入、贸易收支余额和非贸易非 FDI 资金净流入进行初步的 VAR 分析，结果如下③：

变量	含义和数据来源
FDI	月度实际 FDI 完成额
TRADEBAL	月度贸易余额
NONTRADFDI	非贸易非 FDI 资金净流入
INTERESTSPREAD	3 月期 CHIBOR-3 月期美元 LIBOR
APPRECIATION	人民币对美元的预期升值率，用 3 月期 NDF 与人民币即期汇率计算而来
STOCK	上证指数月度收益率
EMBISTD-AVE	新兴债券市场指数利差的移动均值对移动标准差的比率

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

② 中美利差是 3 月期 CHIBOR-3 月期 LIBOR；预期升值率是 $\frac{\text{人民币即期汇率}-NDF}{\text{人民币即期汇率}}$；超额收益率是利差和预期升值率之和。数据来源：中国人民银行网站、国泰安统计数据库和 Bloomberg。

③ 所有内生变量的滞后 4 阶，这里为了节省篇幅，没有给内生变量滞后值的影响系数的估计结果。

OUTPUTGROWTH	中国月度工业增加值同比增长率
TEDSTD-AVE	基于3月期美元LIBOR与3月期美国政府债券的利差，计算出移动均值与移动标准差的比率
YIELDCURVESTD-AVE	基于10年期美国政府债券收益率－3月期美国国库券收益率，计算出移动均值与移动标准差的比率

Vector Autoregression Estimates

Sample (adjusted): 2004M05 2008M01

Included observations: 45 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	NONTRADFDI	FDI	TRADEBAL
C	-471.5121	47.21789	110.4595
	(231.904)	(44.9944)	(165.843)
	[-2.03322]	[1.04942]	[0.66605]
INTERESTSPREAD	14.09729	6.116940	-4.127253
	(12.4503)	(2.41563)	(8.90365)
	[1.13229]	[2.53224]	[-0.46355]
APPRECIATION	102.3021	10.78205	-8.104710
	(31.8406)	(6.17776)	(22.7703)
	[3.21295]	[1.74530]	[-0.35593]
STOCK_CN	0.078547	0.544121	0.061670
	(1.50777)	(0.29254)	(1.07826)
	[0.05210]	[1.85999]	[0.05719]
EMBISTD-AVE	-5.583620	-2.482326	2.205646
	(5.03848)	(0.97758)	(3.60320)
	[-1.10819]	[-2.53927]	[0.61213]
OUTPUTGROWTH	-14.89448	-0.373422	0.744904
	(5.72137)	(1.11007)	(4.09156)

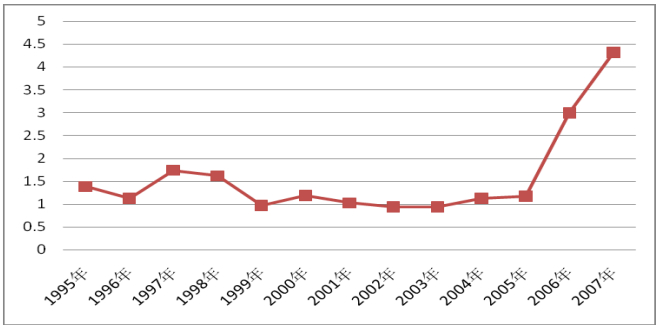
	[-2.60331]	[-0.33639]	[0.18206]
TEDSTD-AVE	25.85098	3.734736	-10.89457
	(17.5861)	(3.41208)	(12.5764)
	[1.46997]	[1.09456]	[-0.86627]
YIELDCURVESTD-AVE	-20.71932	0.792165	0.770611
	(7.92739)	(1.53809)	(5.66917)
	[-2.61364]	[0.51503]	[0.13593]
R-squared	0.805307	0.617724	0.827969
F-statistic	5.442488	2.126202	6.332792
Log likelihood	-234.8810	-161.0906	-219.7933

从中可以看出，过去一段时间中，随着次贷危机的加深，美国的短期利率不断下降，导致中美利率缩小并转变为正值，这导致非贸易非 FDI 资金流入增加；人民币对美元预期升值率的提高上升，导致非贸易非 FDI 资金流入增加。对于国际资金而言，新兴债券市场与中国市场之间存在一定的替代性，其指数价格的上升将吸引国际资金的流入，从而导致中国导致非贸易非 FDI 资金流入的减少。金融动荡后美国金融市场流动性紧缩和市场风险上升引发市场的重新定价过程，美国金融市场流动性导致流动性溢价和风险溢价上升。但是这两者对于中国非贸易非 FDI 的流入具有不同的影响。流动性溢价上升背后的原因是成熟金融市场上交易对手风险增加所导致的信心危机，在这种情况下，成熟金融市场上的金融机构会转向中国市场，导致中国非贸易非 FDI 资金流入增加。美国长期政府债券收益率价差的上升，意味着长期政府债券价格的下降，这会增加美国长期政府债券市场对国际资金的吸引力，使得中国的非贸易非 FDI 资金流入减少。

短期数据中，人民币超额收益率、新兴市场债券指数风险溢价、美国市场流动性溢价和风险溢价的变动，对于中国非贸易非 FDI 资金流入具有显著影响。而在金融动荡的冲击之下，金融市场的这些指标必然会出现较大的波动，从引发中国短期跨境资本流动的波动。在目前特定的汇率制度和外汇管理制度下，非贸易非 FDI 资金流入规模和波动性的提高，通过制度性渠道对中国的宏观经济和金融稳定性产生较大冲击。从外汇市场阻力指数的变动情况来看，

2005 年汇改以来，中国外汇市场的阻力指数[①]显著提高。详见图 17。在这种情况下，从短期跨境资本流动到国内货币和金融的传导效应不断提高，金融动荡冲击下跨境资本流动波动性的提高，必然会对国内货币和金融稳定性构成更大的威胁。

图 17　　中国外汇市场阻力指数[②]



五、结论

国际间的跨境资本流动性受到宏观经济形势、金融市场条件、制度、政策、金融市场发展程度等方面的多种因素的综合影响。围绕着金融动荡的发生、演变和消退，宏观经济和金融的基本面因素同时也在变化，并显示其对资本流动性的影响。由于主要经济体宏观经济管理当局的调控能力和协调能力的增强，所以，现阶段金融动荡是一种相对较为短期的影响因素。基于这样的判断，我们认为可以避开对资本流动性变化背后的各种复杂影响因素的全面分析，而是集中分析在金融动荡的影响下，国际资本流动性的趋势和波动性是否出现突变或逆转。沿着这样的分析思路，本文针对 20 世纪 90 年代后期以来源于美国的三次系统性的金融动荡，对比分析美国和新兴市场资本流动性在金融动荡前后的动态特征，由此得出如下的基本结论。

（一）对于美国资本流动性的影响

在美国的净资本流动构成中，官方资本流动和私人资本流动具有不同的行为模式。在金融动荡导致净私人资本流入的绝对规模和相对规模下降的同时，官方资本净流入的绝对规模和相对规模都会呈现明显的增加趋势。这种差异性带来了美国净资本流入的稳定性。

美国经常项下的收益项一直是正的，正的净收益意味着美国并没有承担实

① 关于外汇市场阻力指数的计算方法参见：IMF2007 年 4 月的《全球金融稳定报告》。
② 计算所用数据分别来自中国人民银行和国家外汇管理局网站。

际的债务负担，处于“良性的”债务国位置。次贷危机发生以后，金融动荡后的市场调整和政策反应，带动净收益流入的大幅增加，这不仅直接构成贸易赤字的融资来源，而且有助于降低国际投资者对美国债务负担的担忧，增加美国赤字融资的可持续性。

金融动荡时期，美国金融市场相对于其他成熟市场的优势进一步增强，导致官方资本净流入的增加。所以，波及主要发达金融市场的动荡，有助于增加美国的官方资本净流入。这在长期中可以推动美国政府债券的价格上升，并吸引更多的官方资本流入。

在 90 年代以来美国的几次金融动荡中，金融市场流动性紧缩无论是短期中还是在长期中，对私人资本净流入的负面影响并不显著。股票市场价格指数的持续下降和金融市场风险溢价的持续上升，对私人资本净流入具有显著的抑制作用。但是金融冲击之后政策部门不断增强的刺激措施可以市场的持续低迷和风险溢价的持续上升，所以金融动荡对私人资本净流入的不利影响并没有显著地表现出来。在次贷危机爆发之后，同样也是如此。

从美国不同形式的资本流动的变化来看，金融动荡导致美国 FDI 流入增加，其原因包括两个方面：首先，成熟市场整体的金融动荡和流动性降低使得国际投资者转向寻求直接投资机会；其次，在面临金融动荡和流动性下降的问题时，美国会放松对外国直接投资的限制。在金融动荡的冲击下，市场波动性的增加会导致证券投资流入的减少。以银行贷款和货币等形式流入美国的资本，与美国短期利率、流动性等收益率或流动性指标之间没有统计上显著的联系，但是美国和日本之间短期利差的上升，能够显著推动美国净私人资本流入的增加。

（二）对于新兴市场资本流动性的影响

对比 20 世纪 90 年代中后期以来三次较大的金融动荡以及新兴市场资本流动性的动态变化，我们可以看出，金融动荡是否会对新兴市场的净资本流动性产生显著影响，取决于金融动荡的性质及其发源地。

如果新兴市场作为资金需求方出现了较大金融动荡，其资本流入必然急剧降低，并推动净资本流入的减少，这是 1998 年左右的情况。如果金融动荡主要出现在发达国家——即资金供给方，那么新兴市场的资本流入规模未必会减少。

2001 年左右的金融动荡，因其影响了当时引领世界增长的关键产业——IT 产业，使得新兴市场对于 FDI 的吸引力降低，资本流入减少。但是另一方面，美国自身的金融动荡在一定程度上抑制了新兴市场的资本流出，这就缓和新兴

市场净资本流入的降低幅度。

次贷危机对于新兴经济的金融体系的整体影响相对较小。在这种情况下，新兴市场自身的金融体系并没有呈现危机，次贷危机作为一个外因，而且是一个影响比较间接的外因，对其净资本流入没有构成较大的冲击，新兴市场净资本流入占 GDP 的比重在 2007 年不仅没有下降，反而因为美欧金融市场出现问题而导致其对国际资金的吸引力上升，净资本流入增加。

（三）次贷危机对中国跨境资本流动性的影响

人民币超额收益率、新兴债券市场指数风险溢价、美国金融市场的流动性溢价和风险溢价可以显著地影响中国的非贸易非 FDI 资金流入。在金融动荡的冲击下，金融市场相关收益率、流动性和风险溢价指标波动性的上升，导致中国非贸易非 FDI 资金流入的波动性提高。在目前特定的汇率和外汇管理制度，从短期跨境资本流动到国内货币和金融稳定性之间存在制度性的传导机制。在这种情况下，金融动荡冲击下中国跨境资本流动的波动性增加对国内货币和金融稳定性构成了较大威胁。

参考文献

1. Arrow, K, J., The Role of Securities in the Optimal Allocation of Risk Bearing, *Review of Economic Studies*, 31, 1964, 91-96.
2. Alfaro, Laura, Sebnem Kalemli-Ozcan, and Vadym Volosovych, Capital Flows in a Globalized World: The Role of Policies and Institutions, NBER Working Paper 11696, October 2005.
3. Calvo, Guillermo and Enrique Mendoza, Contagion, Globalization, and the Volatility of Capital Flows, in Capital Flows and The Emerging Economies, editor: S. Edwards, The University of Chicago Press, Chicago, 2000.
4. Campion, Mary Kathryn & Neumann, Rebecca M., Compositional effects of capital controls: evidence from Latin America, The North American Journal of Economics and Finance, vol. 15(2), 161-178, August 2004.
5. Cochrane, John H., Where is the market going: uncertain facts and novel theories, Economic perspectives, 21, 1997.
6. Curcurn E. Stephanie, Tomas Dvorak and Francis E. Warnock, Cross-border returns differentials, NBER Working Paper 13768, February 2008.
7. Faria, André, Paolo Mauro, Martín Minnoni, and Aleksandar Zaklan, The External Financing of Emerging Market Countries: Evidence from Two Waves of Financial Globalization, IMF Working Paper 2006/205.
8. Johnson Simon, Reaping the Benefits of Financial Globalization, IMF, June 2007.

9. Kose M. Ayhan, Eswar Prasad, Kenneth Rogoff and Shang-Jin Wei, Financial Globalization: a Reappraisal, NBER Working Paper 12484, August 2006.

10. Krebs, Tom, Testable implication of consumption-based asset pricing models with incomplete markets, Brown University, 2001.

11. Portes, Richard and Helene Rey , The Determinants of Cross-Border Equity Transaction Flows, Journal of International Economics 65, 2005, 269-296.

分报告 11：

2008 年下半年稻谷月度价格基本稳定无警

内容摘要：短期内，稻谷供求状况集中体现在稻谷月度价格上。本文以稻谷农产品集贸市场价格为基础，采取一定的方法进行加总综合，得到可以总体反映稻谷供需状况的稻谷月度价格，并采用时间序列预测法和因果关系预测法建立了二个可预测稻谷月度价格的模型，据此对 2008 年下半年稻谷月度价格进行了预测。2008 年下半年稻谷价格将保持在 1.90～1.93 元/公斤的水平，价格波动比较平稳，但还有可能存在小幅上升的趋势。

稻谷是中国最重要的粮食作物，其播种面积、产量、消费量远远高于小麦、玉米等其他粮食作物，大约有65%左右的国人以稻米作为主食，同时中国也是世界上稻谷生产量和消费量最大的国家。从历史经验看，稻谷作为主要口粮，往往是导致我国粮食供求失衡的先导性和敏感性品种[①]，短期内，稻谷供求状况集中体现在稻谷月度价格上。本研究将采用时间序列预测法、因果关系预测法等方法，对2008年下半年稻谷月度价格（价格指数）进行预测，以期及早掌握稻谷价格走势，采取相关措施避免稻谷价格的大起大落。

1、稻谷月度价格的选择

首先要说明的是，稻谷类型和品种甚多，按地理分布、形态特征、生理特征和品种亲缘关系的差异分为籼稻，粳稻；按对光照和温度的反映及生育期长短分早稻，中稻和晚稻；按土壤水分的适应性分水稻，深水稻和陆稻；按米粒内淀粉的性质分粘稻与糯稻[②]。但本研究中，不做稻谷品种的区分，本研究中所谓的“稻谷月度价格”，在一定程度上体现了加权、加总的理念，是稻谷总体供需情况的反映，以下具体说明。

目前我国稻谷市场上的稻谷价格主要包括收购价格、仓储时的入库价格和出库价格、各地区批发市场稻谷（稻米）价格、零售市场价格以及国际贸易中的各种价格（FOB、CFR、CIF[③]）等。在本研究中，我们选用零售市场价格或可反映零售市场价格变动趋势的价格（或环比价格指数）作为我们的研究对象，因为零售市场是最贴近消费者的市场，这一价格最能体现我国当时稻谷的供求状况。我们最终选取稻谷农产品集贸市场价格（或环比价格指数）作为要预测的对象。通常所说的零售价格还包括36个大中城市集市成品粮平均价格，之所以不用该价格主要是因为农产品集贸市场价格可获得的数据时间序列更长，较长的时间序列数据更不易受异常值的影响，另外在本研究中我们**探讨的是原粮，即稻谷而非稻米，**农产品集贸市场价格反映的是原粮价格，而36个大中城市集市成品粮平均价格是对成品粮（也就是贸易粮）而言的，虽然我们可以按一定的出米率将稻米换算为稻谷，但经此折算数据准确性就难以保证（因为出米率在不同品质、种类的稻谷之间相差较大，所以将稻谷折算成大米是比较困难的）。

---

①姜长云：“改革开放以来我国历次粮食供求失衡的回顾与启示”，《中国农村观察》2006（02）P8－15

②夏征农主编，《辞海》，上海辞书出版社1999年版，P4717

③ FOB：Free On Board，不含运输的离岸价格；CFR：Cost and Freight，离岸价加上运输费后的价格；CIF：Cost Insurance Freight，俗称到岸价，是离岸价加运输费用加保险费用后的价格。

农产品集贸市场价格可以反映全国大宗农产品在主产区的价格走势，在相当程度上可以作为对全国稻谷月度零售价格的替代。商务部市场运行调节司生活必需品市场监测系统也将农产品集贸市场价格作为综合价格指数中的重要监控对象，这也从一个侧面说明了该价格的重要性①。另外还要说明一点，农产品集贸市场价格将籼稻和粳稻分开统计，在后面我们对月度稻谷价格进行预测时，会先将籼稻和粳稻价格按照 2：1 的比例进行加权，以此作为本研究最终确定的稻谷月度价格，并对它进行预测。之所以选取这一比例，主要是因为近几年籼稻和粳稻年度产量之比近似为 2:1,2003 年,籼稻产量 9786 万吨,粳稻产量4240 万吨②，2005 年粳稻 5188 万吨，籼稻 12871 万吨③，预计 2007 年粳稻产量约为 5300 万吨，籼稻产量约为 13000 万吨④。

2、2007 年及以前稻谷月度价格运行情况

价格是供求的反映，大体上说，我国的稻谷供给主要包括国内生产、期初库存和进口，稻谷需求主要包括口粮消费需求、饲料用稻、工业用稻、种子用稻，以及出口和新增库存等。鉴于篇幅所限，不能对上述供需各项一一说明（表 2－1 列出了历年我国稻谷种植面积、产量、消费量等基本信息），只做结论性的判断，**2000 年以来，我国稻谷总体上处于供求紧平衡的状态，**但近几年，受支农惠农政策影响和粮油价格普遍上涨的刺激，**稻谷产量连续四年增长，**供给偏紧形势得到明显缓解。

尽管稻谷供需形势明显缓解，但受生产成本提高等种种因素影响，2007 年我国国内稻谷价格仍呈现持续小幅上升走势，从表 2－2 可以看出，国内稻谷价格从 2004 年 3 月开始一直在高位运行，2007 年继续保持这一态势，尤其是在 5 月和 8 月开始涨势有所加大，并将高位价格一直保持到了 2007 年年底。笔者截稿前，2008 年 1、2、3（2、3 月数据是 5 月 19 日刚刚公布的）月稻谷月度价格统计数据刚刚公布，分别为每公斤 1.84、1.85、1.88 元，截至 3 月底，稻谷月度价格比 2007 年 12 月上升了 2.5%。

① http://shscyxs.mofcom.gov.cn/espc/mms/
②2003 年全国农业统计摘要，农业部网站 http://www.agri.gov.cn/
③ http://www.chinariceinfo.com/news/keyan/20070109/3772.asp
④ 国家粮油信息中心，http://www.grain.gov.cn/

表 2－1　　历年中国稻谷种植面积、产量、单位面积产量、消费量、以及大米进出口量

年份	稻谷种植面积（千公顷）	占粮食播种面积的百分比（%）	稻谷产量（万吨）	占粮食产量的百分比（%）	单产（公斤/公顷）	稻谷总消费量（万吨）	大米进口数量（万吨）	大米出口数量（万吨）
1978	34421	28.5%	13693.0	44.9%	3978	17422.5	17.1	143.5
1980	33879	28.9%	13990.5	43.6%	4130	17509.7	14.8	111.5
1985	32070	29.5%	16856.9	44.5%	5256	17857.1	21.1	100.4
1989	32700	29.1%	18013.0	44.2%	5509	18264.0	93.4	31.4
1990	33064	29.1%	18933.1	42.4%	5726	18342.7	5.9	32.6
1991	32590	29.0%	18381.3	42.2%	5640	18395.9	14.0	69.0
1992	32090	29.0%	18622.2	42.1%	5803	18345.7	10.4	95.3
1993	30355	27.5%	17751.4	38.9%	5848	19344.3	10.0	143.0
1994	30171	27.8%	17593.3	39.5%	5831	18860.0	52.0	152.0
1995	30744	27.9%	18522.6	39.7%	6025	18061.9	200.0	5.0
1996	31406	27.9%	19510.3	38.7%	6212	18311.3	76.0	27.0
1997	31765	28.1%	20073.5	40.6%	6319	18433.5	35.9	94.0
1998	31214	27.4%	19871.3	38.8%	6366	18514.2	24.0	375.0
1999	31284	27.7%	19848.7	39.0%	6345	18654.0	17.0	271.0
2000	29962	27.6%	18790.8	40.7%	6272	18726.7	24.0	295.0
2001	28812	27.2%	17758.0	39.2%	6163	18854.5	27.0	186.0
2002	28202	27.2%	17453.9	38.2%	6189	18853.7	24.0	199.0
2003	26508	26.7%	16065.6	37.3%	6061	18577.5	37.1	261.0
2004	28379	27.9%	17908.8	38.2%	6311	18371.8	76.6	89.6
2005	28847	27.7%	18058.8	37.3%	6260	18340.7	52.2	67.2
2006	29200	27.8%	18257.2	36.7%	6233	18431.0	73.0	125.0
2007	29230	27.7%	18650	37.2%	6380	17945	48.7	134.3

数据来源：2007 年稻谷种植面积、产量数据为国家粮油信息中心预测数据（http://www.ahnw.gov.cn/2006schq/html/200802/%7BC517363C-2336-476A-AB7B-65BCACF98F7B%7D.shtml）；2007 年大米进出口量数据来自农业部《2008 年 1 月稻米市场监测信息》(http://www.agri.gov.cn/xxfb/t20080219_973127.htm);稻谷消费量数据为笔者估算；其余数据引自历年《中国统计年鉴》。

表 2—2　　稻谷（中等）月度农产品集贸市场价格①

单位：元 / 公斤

年份 / 月份	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
1 月		1.33	1.35	1.17	1.10	1.05	1.08	1.28	1.62	1.59	1.70	1.84
2 月		1.28	1.40	1.16	1.10	1.05	1.08	1.33	1.62	1.58	1.71	1.85
3 月	1.53	1.27	1.38	1.09	1.11	1.10	1.09	1.63	1.63	1.60	1.71	1.88
4 月	1.46	1.27	1.36	1.09	1.12	1.09	1.09	1.65	1.64	1.61	1.69	
5 月	1.39	1.32	1.35	1.08	1.15	1.10	1.08	1.65	1.63	1.61	1.73	
6 月	1.40	1.44	1.33	1.08	1.17	1.11	1.08	1.65	1.59	1.61	1.75	
7 月	1.35	1.41	1.28	1.06	1.15	1.09	1.08	1.64	1.58	1.62	1.76	
8 月	1.35	1.44	1.24	1.08	1.15	1.08	1.09	1.62	1.57	1.62	1.79	
9 月	1.36	1.41	1.20	1.06	1.18	1.09	1.09	1.64	1.57	1.63	1.80	
10 月	1.36	1.39	1.15	1.08	1.15	1.06	1.13	1.63	1.56	1.63	1.81	
11 月	1.31	1.36	1.14	1.09	1.13	1.05	1.25	1.60	1.56	1.63	1.81	
12 月	1.23	1.37	1.13	1.10	1.15	1.06	1.26	1.60	1.57	1.68	1.83	

数据来源：稻谷价格为笔者根据当月籼稻与粳稻价格按 2：1 的比例加权计算而得，粳籼稻价格数据 2004 年以前的来自《中国农产品价格调查年鉴 2004》，2004 年以后的来自中国价格信息网（http://www.cpic.gov.cn/）

表 2—3：稻谷（中等）月度农产品集贸市场环比价格指数

年份 / 月份	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
1 月		107.8	98.5	103.8	100.0	91.6	102.2	101.5	101.0	100.9	100.8	100.8
2 月		96.2	103.2	98.6	100.6	100.3	99.7	104.0	100.3	99.8	100.7	100.4
3 月		99.5	98.6	94.2	100.6	104.1	101.2	122.9	100.7	101.1	100.4	101.4
4 月	95.6	99.5	99.0	99.7	100.9	99.4	99.7	101.2	100.7	100.2	98.6	
5 月	95.2	104.2	99.3	99.1	103.0	101.2	99.7	99.5	99.2	100.2	102.2	
6 月	100.5	108.8	98.0	100.0	101.2	100.3	99.7	100.4	97.5	100.2	101.2	
7 月	96.9	97.9	96.7	98.1	98.9	98.2	100.0	99.3	99.4	100.4	100.9	

① 在本文中我们在研究绝对价格时没有考虑通货膨胀的因素，因为：一方面，后文对价格进行的都是短期预测，短期内，通货膨胀对价格的影响可以忽略；另一方面，即使考虑通胀因素，将其影响剔除后（用居民消费价格指数代替通货膨胀率），稻谷价格的变化也是非常微小的。

8 月	99.5	102.1	96.9	102.2	100.0	99.4	100.9	98.9	99.0	99.9	101.3	
9 月	100.7	98.1	96.5	98.2	102.0	100.6	100.3	101.4	100.0	100.9	100.6	
10 月	100.0	98.6	95.6	102.2	97.5	97.2	103.1	98.9	99.4	99.8	100.6	
11 月	96.6	97.8	99.4	100.3	98.8	99.1	110.7	98.6	99.9	100.4	100.3	
12 月	94.2	101.0	99.1	100.9	101.2	101.0	101.1	100.0	101.2	102.9	101.0	

3. 2008 年下半年稻谷月度价格预测

预测月度价格的方法很多，但是主要考虑到数据的可获得性，本研究中仅采用时间序列预测法、因果关系预测法，对稻谷价格进行预测。

3.1. 稻谷月度价格（价格指数）预测

3.1.1. 时间序列预测法

用时间序列预测法对某一变量进行预测通常可用趋势模型、季节模型和指数平滑、市场寿命周期、移动平均等方法。为了认识稻谷月度价格的变化规律，我们首先画出稻谷月度农产品集贸市场环比价格指数[①]的折线图，如图 3－1 所示，可见自 2004 年 4 月以来，稻谷农产品集贸市场月度环比价格指数没有太大波动，绝大多数月份都在 99～101 之间，也就是说月度稻谷价格基本保持不变，从长期来看不存在某种所谓的变动趋势。但从表 2－2 可以看出，从 2006 年开始，稻谷月度价格似乎呈现了一种缓慢上升的态势（表现在月环比价格指数上，从 2006 年开始，这一指数基本在 100～101 之间），由于这一上升趋势持续的时间还不长，我们不能判断该趋势是否会持续下去，但在对 2008 年稻谷月度价格的预测上，我们会据此对预测结果作适当修正。

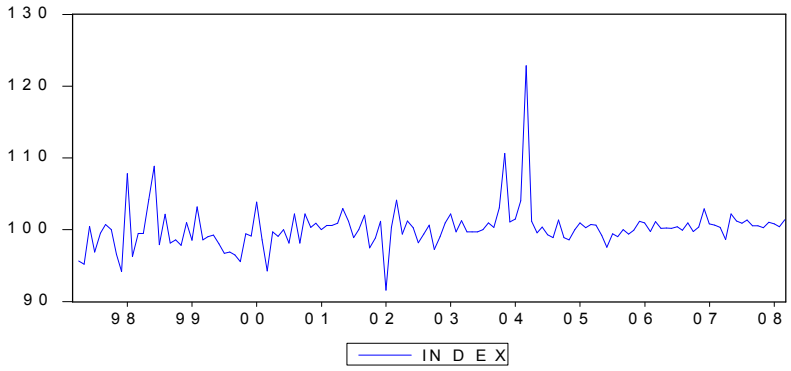


图 3－1　　稻谷月度农产品集贸市场环比价格指数折线图

① 由于从长期来看各时期通货膨胀率大小不同，因此如时间跨度过大，则两期价格不具有可比性，所以在这里我们考虑价格指数，它剔除了通货膨胀的因素。

直观感觉上，稻谷月度价格似乎应存在一定的季节变动规律，但根据笔者以往研究，**稻谷月度农产品集贸市场价格并不存在季节变动规律**。其原因根据笔者的分析及与专家讨论，认为是虽然稻谷在我国收获期比较集中，可能存在一定程度上的供给价格的季节变动，但变动幅度不是很大，再加上国家稻谷储备对月度稻谷供给的调节，可以基本满足稻谷需求，因此体现在需求价格上，已不存在季节变动规律。

指数平滑的方法可以自动追踪数据的变化，不断调整对序列中所含趋势的估计。常用的指数平滑法又分为一次指数平滑、二次指数平滑、Holter-Winter 非季节模型和 Holter-Winter 季节乘积模型，一次指数平滑法适用于平稳序列，二次指数平滑和 Holter-Winter 非季节模型适用于线性趋势预测，Holter-Winter 季节乘积模型适用于既有趋势又有季节波动的数据，所以这里我们仅可以采用一次指数平滑的方法。但这一方法短期预测较灵敏，而不适用于预测期较多的情况，故本研究也不能采用这一方法。至于市场寿命周期预测法，是对产品市场寿命周期的分析研究，显然也不符合本研究的情况。

在本研究中，我们**采用移动平均预测法对稻谷月度价格进行预测**。将最近几期的稻谷月度价格实际值的平均值作为下一期的预测值，其中包含的假设条件是：近期稻谷月度价格对未来价格有决定性影响。经过反复试算，笔者发现，用 **3 个月移动平均法预测得到的稻谷月度价格与实际值差异最小**。用于预测的模型为：

$$\text{本期稻谷价格} = (\text{滞后一期稻谷价格} + \text{滞后二期稻谷价格} + \text{滞后三期稻谷价格}) \div 3$$

这里要指出的是，上面这个模型是根据 1997～2007 年全部数据得出的，而对于我们即将进行预测的 2008 年，考虑到前面提到的可能存在的稻谷月度价格小幅增长的趋势，我们要对上述模型进行修正，**最终用于预测的模型为：**

$$\text{本期稻谷价格} = (\text{滞后一期稻谷价格} + \text{滞后二期稻谷价格} + \text{滞后三期稻谷价格}) \div 3 \times 1.007$$

其中，新加入了的修正系数 1.007，0.7%是 2007 年稻谷月度价格的年均增长率。

3.1.2. 因果关系预测法

前面用时间序列的方法主要是根据某一变量本身的变化规律、变化趋势对该变量未来值进行预测，而因果关系预测法则是试图找出影响某一变量变化的影响因素以及各影响因素对对该变量影响程度的大小，再据此预测这一变量的未来值。

3.1.2.1．稻谷月度价格影响因素分析

具体到月度稻谷农产品集贸市场价格，我们认为**影响它的可能因素主要包括**稻谷生产成本、月度稻谷供求状况、主产区稻谷收购价格、国际稻谷市场价格、稻谷（大米）期货价格、其他粮食品种（主要是小麦）价格、人们的心理预期以及国家政策因素等。但这些影响因素只是理论上分析得出的，是否可以据此建立月度稻谷价格预测模型还要取决于以上影响因素是否可以量化以及相关数据的可获得性，在本研究中，我们主要根据这两点**最终选取了月度小麦价格这个影响因素**。被舍弃的影响因素，很大程度上是因为，数据难以获得，或时间序列太短，不足以进行分析，或难以量化研究。之所以不选用国际稻谷市场价格和稻谷（大米）期货价格，是因为根据笔者以往研究发现，**国际稻谷市场价格对国内稻谷市场价格影响很小，**由于中国每年进出口的稻谷占国内消费、生产量均不足 2%，国际市场价格很难传导到国内。而之所以没有选用稻谷（大米）期货价格这一影响因素是因为：一是我国目前没有大米期货[①]交易，二是考虑到国际期货市场价格对国内现货市场价格的影响，绝大部分可通过国际现货市场价格对国内价格的影响体现出来，前面已经说过，国际稻谷市场价格对国内稻谷市场价格影响很小，因此本研究也不考虑期货价格对稻谷月度价格的影响。以下将对数据难以获得或难以定量研究的、影响月度稻谷价格的因素在 2008 年的走势进行定量判断，这可以有助于我们从大趋势上把握 2008 年下半年稻谷月度价格的走势。

从稻谷生产成本来看，化肥、农药、机械作业、农膜、雇工和土地成本等开支增加，粮食生产总成本在去年的基础上仍将有所上升；从稻谷供求来看，我国稻谷连续四年增产，且稻谷单产也有很大提高空间，再加上近几年我国稻谷库存充裕，预计 2008 年市场稻谷供给会有所增加，供求矛盾会进一步缓和；我国实行粮食最低收购价政策，会在一定程度上抑制稻谷价格的过度下跌；由于稻谷价格近几年一直坚挺，农民对于稻谷价格预期较高，农民的惜售心理强可能导致稻谷价格的上涨；粮食价格上涨过快会损害人民群众，特别是低收入群体的利益，因此政府必将出台一系列政策措施，抑制粮食价格的过快上涨，如我国就已从今年 1 月 1 日起对包括稻谷、小麦、大豆在内的多种粮食征收为期一年的出口关税，诸如此类的政策会在一定程度上起到抑制稻谷价格上涨的

[①]我国目前经中国证监会批准可以上市交易的期货品种有：中国郑州商品交易所：小麦，棉花，白砂糖，PTA，绿豆；大连商品交易所：玉米，黄大豆 1 号，黄大豆 2 号，豆粕，豆油；上海期货交易所：铜，铝，天然橡胶，燃料油，锌。

作用。

综合以上影响因素，我们对 2008 年稻谷月度价格走势的基本判断是：稻谷价格仍将保持 2007 年的高位，而且还有小幅上升的可能，但涨幅不会太大。

3.1.2.1．因果关系预测法

向量自回归（VAR: Vector Autoregression）模型通过对几个时间序列的过去建立模型，从而对相关时间序列系统进行预测。我们认为月度稻谷和月度小麦价格是相互影响的，因此在此建立关于这两个变量的向量自回归模型。由图 3－2 可以看出，月度稻谷价格与月度小麦价格有着大体一致的变动趋势。

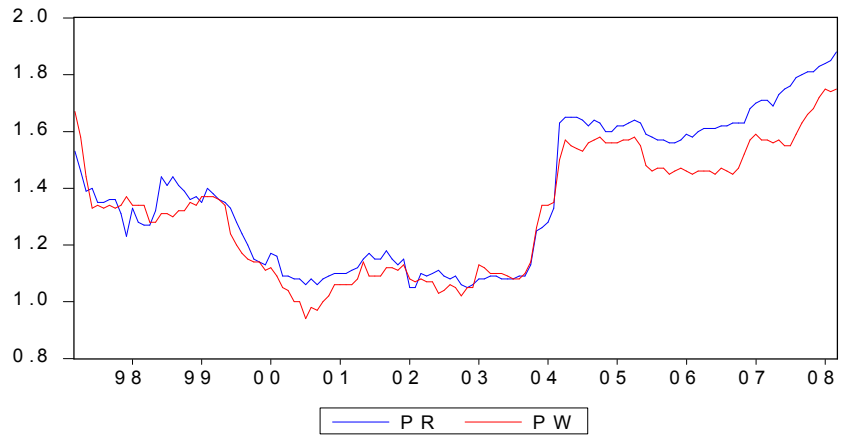


图 3－2：月度稻谷价格、月度小麦价格时间序列图

经多次试验，取二阶滞后，我们**最终建立的稻谷小麦价格 VAR 模型为：**

$$\text{本期稻谷价格} = 0.960 \times \text{滞后一期稻谷价格} - 0.063 \times \text{滞后二期稻谷价格} + 0.333 \times \text{滞后一期小麦价格} - 0.212 \times \text{滞后二期小麦价格} - 0.014$$

$$\text{本期小麦价格} = 0.260 \times \text{滞后一期稻谷价格} - 0.139 \times \text{滞后二期稻谷价格} + 1.154 \times \text{滞后一期小麦价格} - 0.303 \times \text{滞后二期小麦价格} + 0.030$$

为防止稻谷价格与小麦价格时间序列出现伪相关问题，我们又对这两个序列进行了格兰杰（Granger）因果检验，结果见下表：

表 3-1：稻谷小麦价格 VAR 模型格兰杰因果检验结果

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PW does not Granger Cause PR	131	3.78678	0.02529
PR does not Granger Cause PW		6.06122	0.00307

可见，我们不能拒绝原假设(稻谷小麦价格不互为格兰杰成因)，也就是说

可以认为稻谷价格是小麦价格的格兰杰成因，同时小麦价格也是稻谷价格的格兰杰成因。

3.1.3. 2008 年下半年稻谷月度价格最终预测结果

以上我们最终选定了二种方法对稻谷月度价格进行预测，对于分别应用二种方法得到的预测结果，我们采用算术平均的方法进行综合，最后得到对 2008 年下半年稻谷月度价格的最终预测结果。

以下仅以 2008 年 7 月稻谷月度价格预测为例，说明具体预测过程。

根据时间序列预测法，要得到 2008 年 7 月稻谷月度价格预测值，必须先得到 2008 年 4 月、5 月、6 月稻谷月度价格的预估值，这三个月稻谷月度价格预估值的计算也应用时间序列预测法。例如：

$$2008\text{年}4\text{月稻谷价格}=(2008\text{年}1\text{月稻谷价格}+2008\text{年}2\text{月稻谷价格}+2008\text{年}3\text{月稻谷价格})\div 3\times 1.007$$

据此得到 2008 年 4 月、5 月、6 月稻谷价格预估值分别为 1.87 元/公斤、1.88 元/公斤和 1.89 元/公斤，则，

$$\begin{aligned}2008\text{年}7\text{月稻谷价格}=&(2008\text{年}4\text{月稻谷价格预估值}+2008\text{年}5\text{月稻谷价格预估值}+\\&2008\text{年}6\text{月稻谷价格预估值})\div 3\times 1.007\\=&(1.87+1.88+1.89)\div 3\times 1.007=1.89\text{元/公斤}\end{aligned}$$

根据因果关系预测法，要得到 2008 年 7 月稻谷月度价格预测值，必须先得到 2008 年 5 月和 6 月稻谷和小麦价格的预估值，这四个预估价格的计算也应用因果关系预测法，例如：

$$\begin{aligned}2008\text{年}5\text{月稻谷价格}=&0.960\times 2008\text{年}4\text{月稻谷价格预估值}-0.063\times 2008\text{年}3\text{月稻谷价格}+0.333\times 2008\text{年}4\text{月小麦价格预估值}-0.212\times 2008\text{年}3\text{月小麦价格}-0.014\end{aligned}$$

据此得到 2008 年 5 月、6 月稻谷价格预估值为 1.89 元/公斤和 1.89 元/公斤，小麦价格预估值为 1.76 元/公斤和 1.75 元/公斤，则，

$$\begin{aligned}2008\text{年}7\text{月稻谷价格}=&0.960\times 2008\text{年}6\text{月稻谷价格预估值}-0.063\times 2008\text{年}5\text{月稻谷价格预估值}+0.333\times 2008\text{年}6\text{月小麦价格预估值}-0.212\times 2008\text{年}5\text{月小麦价格预估值}-0.014=1.90\text{元/公斤}\end{aligned}$$

对于分别应用时间序列预测法和因果关系预测法得到的对 2008 年 7 月稻谷价格的预测值，我们采用算术平均的方法进行综合，最终得到 2008 年 7 月稻谷价格预测值为 1.87 元/公斤。表 3—2 给出了我们对 2008 年下半年稻谷月度价

格的预测结果（表中 2008 年 1、2、3 月为实际值，其余各月为预测值）。

表 3－2：2008 年下半年稻谷月度价格预测结果

单位：元 / 公斤

	1 月	2 月	3 月	4 月	5 月	6 月	7 月	8 月	9 月	10 月	11 月	12 月
时间序列法	1.84	1.85	1.88	1.87	1.88	1.89	1.89	1.90	1.91	1.91	1.92	1.93
因果关系法	1.84	1.85	1.88	1.89	1.89	1.89	1.90	1.90	1.90	1.90	1.90	1.90
最终结果	1.84	1.85	1.88	1.88	1.89	1.89	1.90	1.90	1.91	1.91	1.91	1.92
环比指数	100.83	100.43	101.36	100.00	100.27	100.27	100.26	100.00	100.26	100.00	100.00	100.26

3.2. 对预测结果的几点说明

前面我们分别采用时间序列和因果关系预测法对 2008 年下半年稻谷月度价格进行了预测，从预测结果不难看出，2008 年下半年稻谷价格将保持在 1.90～1.93 元/公斤的水平，且还有可能存在小幅上升的趋势，这与我们前面分析影响稻谷月度价格因素得出的结论基本一致。对于这一结果，有以下几点需要说明：

一、与绝对价格相比，变动率更为重要。在应用上述预测方法对 2008 年下半年稻谷月度价格进行预测时，得出的结果可能与实际情况并不完全相符，但笔者认为，我们预测价格的最终目的是为了提前掌握稻谷供求状况，与稻谷月度价格的绝对值相比，价格的变动率更能反映稻谷供求。因此，预测稻谷月度价格重点应放在对月度稻谷价格走势以及波动幅度大小的判断上，过分追求绝对价格的准确程度是不现实也没有太大意义的。表 3－2 最后一行给出了 2008 年稻谷月度价格环比指数，根据笔者以往研究，稻谷月环比价格指数在 98.2～102 之间都可以认为稻谷月度价格波动比较稳定，从经济监测预警角度考虑，预报警度为“无警”。

二、在实际对稻谷月度价格预测的过程中，所用数据应及时更新。由于笔者条件所限，以上给出的预测结果，其数据仅更新到 2008 年 3 月，据此对 2008 年下半年稻谷月度价格进行预测确实是有难度的。如果在预测过程中能掌握最新数据，并且能随时间推移及时更新，所得预测结果无疑会更具有说服力。

三、在此还要特别说明的是，以上进行的预测都是建立在“2008 年我国不会出现影响稻谷供需的**重大**突发性事件”这一假设基础上的。某些**重大**突发性事件的发生，比如大范围的自然灾害等，无疑会对稻谷价格产生很大影响，不

过像汶川这样的地震灾害，虽然高达 8 级，影响 500 万以上人口，造成超过 6 万人死亡、30 万人受伤，但依据我们的区域粮食安全[①]研究，其对全国的影响还不能算是重大。至于突发事件的预测，主要依靠专家法，这需要另文研究。

参考文献：

1. 顾海兵著：《实用经济预测方法》，中国人民大学出版社，2005 年版
2. 顾海兵，俞丽亚著：《未雨绸缪 宏观经济预警问题研究》，经济日报出版社，1993 年版
3. 朱希刚，（日）山下宪博等著：《中国的稻米生产和一体化经营》，中国农业科学技术出版社，2004 年版
4. 易丹辉主编：《数据分析与 EViews 应用》，中国统计出版社，2002 年版
5. 姜长云：“改革开放以来我国历次粮食供求失衡的回顾与启示”，《中国农村观察》2006（02）
6. 朱险峰：“2007 年稻米价格走势分析和年走势判断”，《中国经贸导刊》2008（01）
7. 刘笑然：“稻米供求基本平衡后市价格看好”，《中国粮食经济》2007（04）
8. 祝滨滨：“我国稻米中长期供求趋势分析”，《中国粮食经济》2007（06）
9. 武文，张欢：“2007 年 9 月份稻米市场分析”，《农业展望》2007（10）
10. 武文：“国内大米供求失衡状况及因应对策”，《中国稻米》2006（01）
11. 宏观经济研究院产业所课题组：“当前的粮食形势、价格走势及政策建议”，《宏观经济管理》2007（07）
12. 中华人民共和国商务部，http://www.mofcom.gov.cn/
13. 中华人民共和国农业部，http://www.agri.gov.cn/
14. 国家粮食局，http://www.chinagrain.gov.cn/
15. 中国价格信息网，http://www.cpic.gov.cn/

① 区域稻谷安全主要是从稻谷主产区的角度考察该产区稻谷产量的波动幅度，若波动幅度过大，甚至可能在一定程度上影响全国稻谷持续、稳定的供应，进而对全国稻谷安全产生负面影响，则该区域稻谷安全度低。此次汶川地震虽然造成了重大人员伤亡和财产损失，但我国的稻谷产量并未因此大幅波动，因此这次地震并不属于本研究所指的“重大突发事件”。

分报告 12：

2008 年下半年中国小麦月度价格波动仍处在安全区间

内容摘要：我们的预测结果表明：除 2008 年 7 月和 8 月份的小麦月度价格基本与 2007 年 12 月份价格持平外，其它月份的小麦价格预测值均高于 2007 年小麦月度价格的最高值，即 2008 年下半年我国小麦价格仍将高位运行。这个结果与目前多数人的相关研究结果类似，但我们的预警结论表明，虽然各月小麦价格预测值的同比波动较大，但月际间的小麦价格预测值波动很小，仍处于安全即无警区间。

1、导言

从国际视角看[①]，中国是世界上最大的小麦生产国和消费国，小麦生产量一直维持在世界小麦产量17%左右，小麦消费占世界小麦消费的18%左右，近两年降至16%左右[②]。作为一个人口大国，中国小麦安全问题对世界小麦安全的影响力是不言而喻的。另一方面，中国是世界上第一大小麦生产国,但多年来自产小麦供不应求，是世界小麦主要进口国之一[③]。1991年以来，世界小麦贸易一直维持在1.1亿吨左右，我国小麦进口的绝对量及其占世界贸易量的比重都很不稳定,这使得国际小麦市场对中国小麦安全的影响具有不确定性。

从国内视角看，作为我国三大粮食作物之一，小麦的播种面积占粮食总播种面积的22%左右（仅次于稻谷居第二位），产量为粮食总产量的20%左右（除个别年份略低于玉米外，多数年份也处于第二位）[④]。从长远看，由于受到我国资源条件（如人多地少的限制），小麦供给增加的潜力不大。从国内需求角度看，**全国有1/3以上的人口以小麦为主要食粮[⑤]，消费约占粮食总消费量的21%[⑥]**。

2007年下半年，国际社会美元快速贬值，全球农产品价格暴涨，国际小麦价格涨幅最为明显；我国小麦生产实现连续四年的丰收增产，但连续两年出现面粉小麦和面粉的价格的大幅上涨，面对当前的国际、国内小麦价格、供求形势，2008年尤其是下半年的小麦月度价格会有怎样的变动趋势？我们试图对此作简单的预测分析。

2、指标选择

目前我国市场上的价格和价格指数有很多种，公开的小麦价格主要涉及收购价、批发价、零售价、以及国际贸易中的各种价格（FOB、CFR、CIF[⑦]）等,价格指数主要有生产价格指数、集贸市场价格指数等等。本研究中我们**主要分**

---

① 我国小麦的国际贸易以进口主，故这里只讨论我国从世界市场进口小麦时对世界及国内小麦市场的影响。

② 世界小麦需求据美国农业部2006/2007年度,中国数据来自中国统计局网站。

③ 1997年以前，我国小麦进口占粮食进口总量的50%以上，但1997年以后，该比重急速下降（据统计局数据计算）。

④ 据2005年中国统计年鉴计算。

⑤邢素丽等，《我国小麦资源与综合生产能力研究》，[J]，《干旱地区农业研究》，2006年3月。

⑥聂震邦，《2005年国粮食发展报告》，经济管理出版社，2005年8月。

⑦ FOB：Free On Board，不含运输的离岸价格；CFR：Cost and Freight，离岸价加上运输费后的价格；CIF：Cost Insurance Freight，俗称到岸价，是离岸价加运输费用加保险费用后的价格。

析农产品集贸市场小麦价格。所谓农产品集贸市场价格是指全国农产品主产区集贸市场主要农产品的成交价格，这一价格可以反映全国大宗农产品在主产区的价格走势。市场经济条件下，集贸市场交易（含大宗农产品交易和小额交易）价格是最终价格，不仅能及时反映我国小麦供求关系[①]，同时也体现了整个价格体系（含国内、国际现货市场价格、国内、国际期货市场价格）对国内、国际小麦供求的反映。另外，商务部市场运行调节司生活必需品市场监测系统也将农产品集贸市场价格作为综合价格指数中的重要监控对象[②]，其数据较全且有较高的权威性。所以，考虑到可操作性及各种价格指标之间较强的相关性，这里的小麦月度价格主要是指农产品集贸市场小麦月度价格。在本研究的后续研究中，如不明确指出，文中提到的小麦价格均为农产品集贸市场价格。

3、影响因素分析

按照一般的经济理论，影响小麦月度价格稳定度的可能因素主要有以下几个方面：

1、其它粮食品种价格变动的影响。价格体系中各种商品价格之间存在一定的关联性（关联的程度与方向取决于商品之间的关系）。作为粮食品种之一，小麦价格的变动会受到其它粮食品种价格的影响。经过相关系数的计算及格兰杰检验（详见国家粮食局课题：中国粮食安全监测预警模型研究小麦部分），我们发现几个主要粮食品种(水稻、玉米、大豆)的价格及其变动对我国小麦价格的变动有较大影响，而且通过试算，我们发现用 VAR(即向量自回归)法做出的小麦价格预测是多种预测方法中误差最小的一种方法，所以在本研究中我们将继续采用这种方法对小麦价格进行预测。

2、预期因素的影响。上期实际价格和对未来价格的预期也是影响小麦价格波动的重要因素之一。我国 2007 年 CPI 较之 2006 年有了大幅上涨(4.8%)，所以公众对 2008 年的价格预期可能要稍高于 2007 年价格。我们在预测 2008 年小麦价格时会考虑到这一点。

3、季节因素，小麦价格还可能受季节性因素的影响，因为小麦为年生或跨

①粮食安全的本质是供求关系，价格是供求关系的充分体现。
② http://shscyxs.mofcom.gov.cn/espc/mms/

年生植物，生产周期较长，所以收获季节的价格与收获前处于青黄不接时期的价格可能会有较大差异，节日与非节日（如春节与平时）的价格差异也会比较大[①]。

4、小麦生产成本。一般情况下，成本是商品价格构成中基本因素，与商品价格变化具有正相关性。考虑到小麦为一年生或跨年生植物，生产周期较长，其投入成本在一个生产周期内具有整体性，无法具体区分生产中每个月的投入成本，因此我们假定小麦的生产成本不影响小麦月度价格的变化，即一个生产周期内小麦生产成本对其月度价格的影响是衡定的。但年际间生产成本受物价等因素的影响有上升趋势。

5、国际市场价格的影响。目前，我国小麦生产占世界小麦产量 17.5%，消费占世界小麦消费的 16.0%左右[②]，从这个角度看，我国在世界小麦市场的吞吐量会成为影响国际小麦价格的重要因素之一。反过来，国际市场小麦价格是否会对我国国内小麦价格产生重大影响？我们认为可以依据我国小麦进出口量占总消费量的比重来看国际小麦价格对国内小麦价格的影响。近几年我国小麦产量在 1 亿吨左右，从 1997 年始，我国小麦净进口量大幅下滑，多数年份在百万吨以下，2001、2002、2003、2006、2007 年出现小麦净出口。一方面我国小麦价格供给充裕，另一方面我国小麦的进出口贸易量占我国小麦生产、消费的比重不高，所以本文在预测小麦月度价格时**假定国际价格对小麦价格的影响很小**，可以忽略不计(我们在国家粮食局课题中国粮食安全监测预警模型研究中的相关系数分析也证明了这一点)。

6、政策因素。在我们国家，小麦作为主粮品种之一一直对我国国家稳定和经济发展起基础性、战略性影响，国家对于小麦价格的稳定和供求关系的平衡一直发挥重大作用。

4、2008 年下半年中国小麦月度价格预测

目前公开的小麦月度数据截止到 2008 年 2 月份，而要预测 2008 年下半年的小麦价格要跨 4 期，即 2008 年 3-6 月，因而可以将这种预测看作是价格的

① 这些因素由于数据可得性等因素定量分析较困难，但在监测评估的过程中要考虑。
② 据美国农业部 2006/2007 年度中国与世界小麦需求计算。

长期预测。价格变动本身受很多不确定因素的影响，因而这里对长期的价格预测只能是区间预测。

我们的预测主要采用三种方法。方法一：找出年度小麦价格的预估值，再用预估值乘以各月价格的季节指数，得出各月小麦价格的预测值[①]。方法二：直接通过历年的各月小麦价格来预测当月小麦价格[②]。方法三：根据前期小麦价格及其它相关粮食价格来预测 2008 年下半年各月小麦价格。

方法一：利用年度价格的预估值采用季节指数法预测月度价格。

这种预测方法的前提是价格的年际间差异较小。考虑到粮食价格对我国经济稳定的重要性(我国历次通货膨胀都与农产品价格的上升有关----国家不会允许粮价的激烈的波动)及国家调控经济能力的不断增强（国家财政收入占 GDP 比重连年上升），我国小麦价格变动基本符合该前提。

1、2008 年小麦价格年度预估值

目前可以搜集到的 10 年农产品集贸市场小麦年度价格数据，具体变动趋势如图 1 所示，因为样本数量过少且变动规律性不明显，无法用一般的时间序列方法（如自回归法）进行预测。因而这里的预测值实质上是预估值，准确性相对于以预测而言要弱一些。这里我们**直接将上年小麦月度价格的平均值作为下一年价格的低位预估值，将上年小麦月度价格的最高值*（1+调整指数③）做为本年小麦价格的高位预估值。**主要依据：一方面，我国小麦生产与需求比较稳定，且近年来已经由小麦进口国变成小麦净出口国，这样，国内供求及国际小麦供求及价格变动不会对我国小麦年度价格造成大的影响。另外，我们在粮食安全课题中对小麦月度价格的自回归分析也表明，**上期价格是本期价格最主要的影响因素。**考虑预测是一种永远有误差的研究[④]以及月度价格预测的可操作性，我们只能考虑影响小麦月度价格的主要矛盾的主要方面，而不可能面面俱到，因而这种方法是可行的；另一方面，考虑到预期因素（我国目前正处于结构性通胀时期）及农产品价格与国际市场的偏离（低于国际市场价格），我们认为我国小麦价格还会有一定的上涨空间。

---

① 方法一的预测基础是年度小麦价格，关键是找出小麦年度价格的趋势值。
② 方法二的预测基础是月度小麦价格，关键是找出小麦月度价格的趋势值。
③ 这里的调整指数我们用 CPI 的预测值，这里假定 2008 年 CPI 与 2007 年同（很多专家的分析表明，2008 年的 CPI 不会低于 2007 年）。
④ 顾海兵,《实用经济预测方法》，中国人民大学出版社，2004 年。

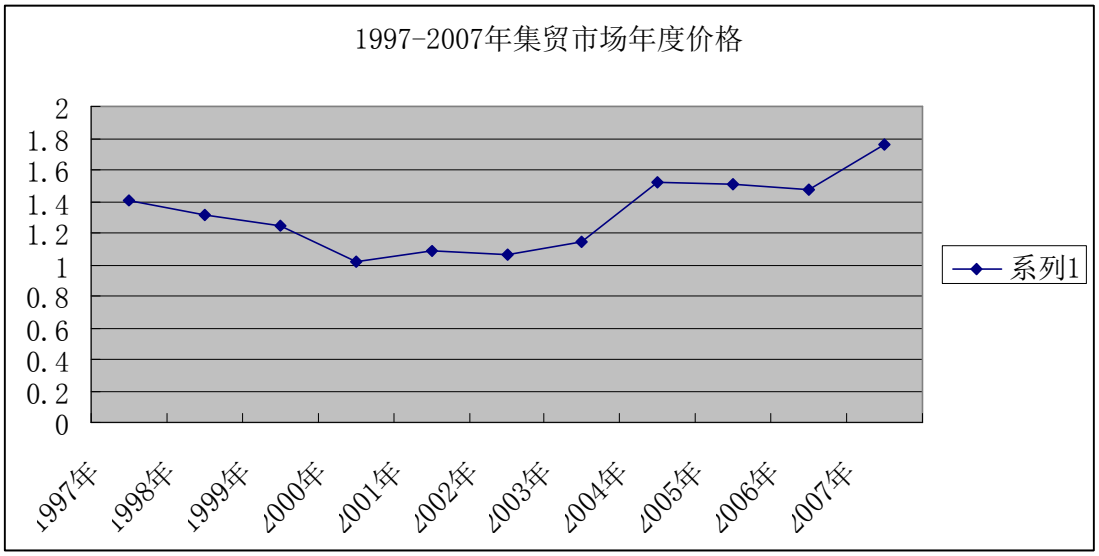


图 1　　1997-2007 年集贸市场小麦年度价格变动示意图(单位：元/公斤)

数据来源：1997-2006 年数据来自：中国统计数据库，INFOBANK；2007 年数据依据中华人民共和国商务部生活必需品市场监测系统 http://shscyxs.mofcom.gov.cn/espc/mms/_news 计算。

2、2008 年下半年小麦月度价格的预估区间。

根据历年各月小麦价格数据(表 1)计算出各月小麦价格的季节指数，再用季节指数乘以前面确定的 2008 年小麦价格年度预估值，得出 2008 年下半年小麦月度价格的预测区间，具体如表 2：

表 1　　1998-2008 年 2 月我国集贸市场小麦月度价格　　单位：元/公斤

		1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
1 月		1.34	1.37	1.12	1.06	1.08	1.13	1.34	1.56	1.46	1.59	1.74
2 月		1.34	1.37	1.09	1.06	1.07	1.12	1.35	1.57	1.45	1.57	1.9
3 月	1.67	1.34	1.37	1.05	1.06	1.08	1.1	1.5	1.57	1.46	1.57	
4 月	1.58	1.28	1.36	1.04	1.08	1.07	1.1	1.57	1.58	1.46	1.55	
5 月	1.44	1.28	1.34	1	1.14	1.07	1.1	1.55	1.55	1.46	1.56	
6 月	1.33	1.31	1.24	1	1.09	1.03	1.09	1.54	1.48	1.45	1.54	
7 月	1.34	1.31	1.2	0.94	1.09	1.04	1.08	1.53	1.46	1.47	1.55	
8 月	1.33	1.3	1.17	0.98	1.09	1.06	1.08	1.56	1.47	1.46	1.59	
9 月	1.34	1.32	1.15	0.97	1.12	1.05	1.1	1.57	1.47	1.45	1.62	
10 月	1.33	1.32	1.14	1	1.12	1.02	1.14	1.58	1.45	1.47	1.66	
11 月	1.34	1.35	1.14	1.02	1.11	1.05	1.26	1.56	1.46	1.52	1.68	
12 月	1.37	1.34	1.11	1.06	1.13	1.05	1.34	1.56	1.47	1.57	1.71	

表 2　　方法一的价格预测结果表：　　单位：元/公斤

时间	季节指数	低位预测	高位预测
2008--07	0.97665	1.56	1.75
2008--08	0.980187	1.57	1.76

2008--09	0.980326	1.57	1.76
2008--10	0.983231	1.57	1.76
2008--11	1.002247	1.6	1.79
2008--12	1.016024	1.63	1.82

季节指数用 Eviews 软件对 1997-03~2007-12 月小麦月度价格计算得

数据来源： 1997-2006 年数据来自：中国统计数据库，INFOBANK；2007 年后的数据依据中华人民共和国商务部生活必需品市场监测系统 http://shscyxs.mofcom.gov.cn/espc/mms/_news 计算。

方法二：直接用历年各月小麦价格预测 2008 年下半年小麦月度价格

我们**将历年小麦月度价格的最高值直接作为下一年本月小麦价格的高位预估值，将最近三年小麦各月价格的平均值做为下一年小麦价格的低位预估值。**主要依据：一方面，2007 年居民消费价格指数的上升会使消费者有一定的通货膨胀预期，而且我国的农产品价格一直低位运行，上涨呼声日高，因而我们估计 2008 年的小麦价格不会低于历史平均值；另一方面，我们在粮食安全课题中的分析表明，**远期价格对当期价格的影很小**，可以忽略不计，因而用近三年小麦各月价格的平均值做为一下年该月小麦价格的低位预估值是合理的。最终预测结果如表 3：

表 3　　方法二的价格预测结果表　　单位：元/公斤

时间	低位预估	高位预估
2008--07	1.49	1.55
2008--08	1.50	1.59
2008--09	1.49	1.62
2008--10	1.50	1.66
2008--11	1.52	1.68
2008--12	1.53	1.71

数据来源：同表 1

方法三：根据前期小麦价格及其它相关粮食预估价格来预测 2008 年下半年各月小麦价格。

小麦价格与其影响因素间存在某种因果关系，可以通过对大量监测数据的分析和处理，找到小麦价格和其影响因素之间的关系和规律，采用因果关系法对小麦价格（价格指数）进行预估。具体步骤如下：首先分析已有的小麦价格数据，确定小麦月度价格的影响因素；其次要确定价格及其影响因素之间的数学关系形式，建立模型并对模型的参数进行检验，分析相关因素对价格的影响程度，确定预测模型；最后代入预测。考虑到价格变动的自回归特性，这里对小麦月度价格的预测采用向量自回归法，即 VAR 法，通过分析相关时间序列系

统的变化对变量系统的动态影响进行预测。

前面的分析表明，影响小麦月度价格的因素主要有国际市场月度价格、其它粮食品种的价格、国际、国内小麦期货价格（不受季节因素影响）等等。综合考虑预测的方便性与准确性，我们这里只选择对小麦月度价格影响较大的因素进行分析。因而在建立 VAR 模型前，首先通过相关系数法选择模型变量（相关系数较大的影响因素），结果如表 4：

表 4　　小麦价格各影响因素与小麦价格的相关系数表

	BP	FP	MP	RP	WORLDP	WP
BP	1.000000	0.648567	0.831332	0.874341	0.611231	0.903246
FP	0.648567	1.000000	0.646171	0.555253	0.457141	0.557065
MP	0.831332	0.646171	1.000000	0.824578	0.518175	0.819103
RP	0.874341	0.555253	0.824578	1.000000	0.401112	0.961215
WORLDP	0.611231	0.457141	0.518175	0.401112	1.000000	0.520631
WP	0.903246	0.557065	0.819103	0.961215	0.520631	1.000000

注：考虑到美国的小麦出口大国地位及与小麦期货品种的一致性，我们选用美国 2 号软红冬麦的月度价格作为国际价格。

数据来源：BP、MP、RP、WP 数据 1997-2003 年数据来自：中国统计数据库，INFOBANK；2003 年后的数据来自中国价格信息网数。

国际小麦价格来自美国农业部网站。

国内期货价格来自《中国证券期货统计年鉴》（1998-2007）。

其中，BP----国内大豆价格（农产品集贸市场价格）；

FP----国内小麦期货价格；

MP----国内玉米价格（农产品集贸市场价格）；

RP----国内稻谷价格（农产品集贸市场价格）；

WP----国内小麦价格（农产品集贸市场价格）；

WORLDP----国际小麦价格

相关系数的取值范围为[-1，1]，其绝对值越接近 1，两个序列的相关性越强，即相互影响越大。从上表可以看出，**小麦月度价格与大豆月度价格、玉米月度价格和稻谷月度价格的相关性较强，**相关系数分别为：0.903246、0.819103 和 0.961215，即几种主要粮食品种价格之间的相互影响比较大、而小麦期货价格和国际市场小麦价格对国内小麦价格的影响力相对较小。

考虑到经济时间序列常出现伪问题，即经济意义表明几乎没有联系的序

列却可能计算出较大的相关系数，我们用格兰杰因果检验考查 RP、MP、BP 是否是 WP 的成因，检验结果如表 5：

表 5　格兰杰因果检验结果：

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 05/06/08　Time: 09:33
Sample: 1997:03 2007:12
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
RP does not Granger Cause WP	128	5.92994	0.00348
WP does not Granger Cause RP		3.58922	0.03055
CP does not Granger Cause WP	128	12.0142	1.7E-05
WP does not Granger Cause CP		1.43354	0.24242
BP does not Granger Cause WP	128	6.51265	0.00205
WP does not Granger Cause BP		2.63744	0.07559
CP does not Granger Cause RP	128	6.67753	0.00177
RP does not Granger Cause CP		5.79147	0.00395
BP does not Granger Cause RP	128	3.13783	0.04687
RP does not Granger Cause BP		0.88020	0.41729
BP does not Granger Cause CP	128	3.85170	0.02385
CP does not Granger Cause BP		1.98334	0.14199

从表 5 可知，对于 RP、MP、BP 不是 WP 成因的原假设，拒绝它犯第一类错误的概率为 0.003、0.00017、0.002，表明 RP、MP、BP 不是 WP 格兰杰成因的概率较小，可以拒绝原假设，表明至少在 99%的置信水平下，可以认为 RP、MP、BP 是 WP 的成因，我们前面的选择的合理的，可以用 RP、MP、BP 和 WP 的历史观测值进行向量自回归。VAR 法集贸市场小麦价格预测公式[①]为：

小麦价格预测值=0.972×滞后一期的小麦月度价格观测值-0.255×滞后两期的小麦月度价格观测值+0.237×滞后一期的稻谷月度价格观测值-0.160×滞后两期的稻谷月度价格观测值+0.048×滞后一期的大豆月度价格观测值-0.003×滞后两期的大豆月度价格观测值-0.135×滞后一期的玉米月度价格观测值+0.249×滞后两期的玉米月度价格观测值+ 0.021

注：上面公式中各种粮食价格均为农产品集贸市场价格。

从上面公式可以看出，影响小麦月度价格的最关键因素是自身上期价格即滞后一期自身价格，滞后两期的自身价格起负面影响，且影响相对较小；对比 VAR 法稻谷月度价格预测公式（具体预测方法详见《2008 年下半年稻谷月度价

① 具体祥见国家粮食安全课题---中国粮食安全监测预警模型研究中小麦安全监测预警部分。

格基本稳定无警》中 VAR 法集贸市场稻谷价格预测公式）可以看出，水稻与小麦价格的相互影响较之其它粮食价格更为明显，其影响方向与自身价格的影响相似，即滞后一期的稻谷（小麦）价格对本期小麦（稻谷）价格产生较大的正面影响，滞后两期的稻谷（小麦）价格对本期小麦（稻谷）价格产生较小的负面影响，说明小麦与稻谷月度价格的关联程度很高，国家在进行相关价格调控的过程中要考虑二者的相互影响。

$$\text{本期稻谷价格} = 0.957 \times \text{滞后一期稻谷价格} - 0.060 \times \text{滞后二期稻谷价格} + 0.337 \times \text{滞后一期小麦价格} - 0.218 \times \text{滞后二期小麦价格} - 0.012$$

对2008年下半年其它粮食品种月度价格的预估可采用方法一，结果如表6：

表6　大米、玉米、大豆月度价格预估值表　　单位：元/公斤

时间	玉米低位预测	玉米高位预测	大豆低位预测	大豆高位预测	大米低位预测	大米高位预测
2008--07	1.62	1.81	3.89	4.99	1.77	1.93
2008--08	1.62	1.80	3.88	4.97	1.76	1.92
2008--09	1.61	1.79	3.86	4.95	1.75	1.91
2008--10	1.57	1.75	3.84	4.92	1.74	1.90
2008--11	1.54	1.72	3.82	4.90	1.74	1.89
2008--12	1.55	1.72	3.82	4.89	1.74	1.89

分别将各粮食品种的低位预测和高位预估值代入公式，得VAR法的小麦月度价格预测值，具体如表7：

表7　var法小麦价格预测结果表　　单位：元/公斤

时间	低位预测	高位预测
2008--07	1.64	1.80
2008--08	1.63	1.79
2008--09	1.64	1.81
2008--10	1.64	1.80
2008--11	1.64	1.80
2008--12	1.66	1.83

综合处理：将以上三种方法的预估结果平均后得出我们的最终预估结果，具体如表8：

表8　2008年下半年小麦月度价格预测最终结果表

时间	低位预测元/公斤	同比指数（%）	环比指数(%)	高位预测元/公斤	同比指数(%)	环比指数(%)
2008--07	1.56	0.88	99.22	1.7	9.75	99.61
2008--08	1.57	-1.61	100.17	1.71	7.61	100.70
2008--09	1.57	-3.49	100.15	1.73	6.44	100.99
2008--10	1.57	-5.33	100.16	1.74	4.95	100.67
2008--11	1.59	-5.46	101.05	1.76	4.67	100.94
2008--12	1.61	-6.17	101.34	1.79	4.15	101.59

按照低位预测，2008 年下半年我国小麦月度价格可能较之 2007 年下半年的月度价格有所下调。国家粮油信息中心的最新预测数据显示，预计 2007 年～2008 年度冬小麦产量 10200 万吨，较上年增加 3.42%，春小麦产量 500 万吨，较上年减少 14.24%。考虑到我国已经取消了 84 类原粮及制粉产品的出口退税并从 2008 年 1 月 1 日起对小麦粉、玉米粉、大米粉等粮食制粉实行出口配额许可证管理，因而我们认为 2008 年小麦总体供给仍然充足。另据国家统计局最新统计，受春节和雪灾等因素影响，2008 年 1 月份和 2 月份我国居民消费价格指数（CPI）同比分别上涨 7.1%和 8.7%，连创 1997 年以来月度新高。与改革开放以来历次物价上涨类似，本次物价上涨也是由食品类价格上涨是推动的，由此我们推断国家可能控制农产品价格的上涨使其回落到价格上涨前的水平（观察 2007 年小麦月度价格的变动趋势我们发现，小麦价格的上涨正是从 2007 年的下半年开始的），以降低物价上涨压力①。但是，考虑到物价上涨情况下农民的切身利益与种植的积极性，以及政府增加农民的收入、维持国家稳定与促进经济社会协调、可持续的发展的长远目标，我们认为政府采用强行手段来降低小麦价格的可能性比较小，政府仍将通过调控政策来维持粮价缓慢稳定上涨。

按照高位预估，2008 年下半年我国小麦月度价格可能较之 2007 年下半年的月度价格有所上升。该判断主要基于如下几个理由：一方面，汽、柴油、化肥、农药等农业生产资料价格的持续走高导致今年小麦生产成本的不断提高；另一方面，我们认为受 2007 年以来 CPI 上涨惯性的影响，2008 年下半年我国小麦月度价格仍会有一定幅度的上升。但随着国家宏观调控措施作用的逐步显现，价格上升幅度将呈下降趋势。经过综合分析，我们倾向于高位预估。

① 为抑制粮食价格上涨过快，2007 年国家出台了包括鼓励生产、投放国家储备、降低进口关税鼓励进口、降低出口退税和征收出口关税抑制出口等一系列政策措施。

表9　　我国小麦月度价格（以上月为100）波动率安全区间、警度区间划分（总平均）

安全度类型	极度安全	高度安全	中度安全	轻度不安全	中度不安全	重度不安全	危机
警度类型	无警警度			轻警警度	中警警度	重警警度	巨警警度
对应区间值	100%~100.1% 或 99.9%~100%	100.1%~100.4% 或 99.7%~99.9%	100.4%~101.9% 或 98.3%~99.7%	101.9%~106.3% 或 96%~98.3%	107%~113% 或 93.5%~96%	113%~118% 或 91%~93.5%	118%以上 91%以下
对应分值	90－100 分	80－89 分	70－79 分	60－69 分	40－59 分	30－39 分	29 分以下
图标	☆☆☆	☆☆	☆	⊙	△	●	!
信号灯							

注：上表中所有区间含上限不含下限。

将预测价格综合后的结果对照我们在中国小麦月度安全预警研究中划定的安全区间与警度区间[①](具体如表 9)：得出 2008 年下半年中国小麦价格变动（环比）预警结果如下：**低位预估与高位预估结果的警度均为无警警度**，得分在 70-88 之间。预警结果表明，2008 年下半年我国小麦价格变动将在安全区间内即无警区间内波动，处于中度安全状态。

参考文献：

[1] 邢素丽等，《我国小麦资源与综合生产能力研究》，[J]，《干旱地区农业研究》，2006 年 3 月。

[2] 聂震邦，《2005 年国粮食发展报告》，经济管理出版社，2005 年 8 月。

[3] 顾海兵，《实用经济预测方法》，中国人民大学出版社，2004 年。

① 详见中国粮食安全监测预警模型研究之小麦篇。

分报告 13：

中国资本市场的对外开放及开放效应分析：2003-2008

内容摘要：2003-2008 年期间，中国资本市场对外开放获得实质性进展，这主要表现为通过 QFII（合格境外机构投资者）项目的实施，有选择地允许国外机构投资者直接进入国内资本市场进行投资，通过 QDII（合格境内机构投资者）项目开通了居民和企业的金融资产投资于国际金融市场的通道，通过成立国有独资投资公司——中国投资有限公司，进行了较大规模的政府外汇储备的境外投资活动。这些改革措施使中国资本市场事实上呈现出一定程度的“双向”开放。虽然这些跨境资本的投资规模有限，但已对国内资本市场和金融资源配置产生了一定影响。对于上证综指与恒生指数、道琼斯指数的相关性实证分析表明，2003 年以来，中国 A 股市场与香港、纽约证券市场的联动性逐渐加强，大陆股市独立于国际资本市场的格局已经发生了变化。另外，QFII 的投资表现出与国内机构投资者不同的价值取向和更广泛的国际视野，对国内机构投资者产生了很强的示范效应，这对中国资本市场的稳定发展和国际化水平提高起到了积极作用。QDII 和政府外汇储备目前的投资虽然基本处于亏损状态，但这一国内资产投资于海外资本市场通道的出现，起到了对冲“热钱”涌入、减缓由于外汇储备增加导致国内流动性被动增加的压力的作用。其明显不同于国内证券市场的价值波动，也显示出分散风险和资产配置多元化的效果，

一、导 言

资本市场的开放包括服务性开放和投资性开放。前者是指允许外国金融中介机构在本国证券市场上为证券投资、融资提供服务和允许本国金融中介机构在他国证券市场提供服务；后者属资本流动范畴，是允许资金在国内与国际资本市场之间的自由流动，包括融资的开放和投资的开放（巴曙松，2003）。在服务性开放方面，近年来，外资参股的中国证券公司、银行以及基金管理公司已经在资本市场上发挥着重要的作用，而中国金融机构的身影也频繁出现在国际资本市场的大规模并购行为中；在投资性开放中，中国政府于2003年推行了QFII（合格的境外机构投资者）项目和QDII（合格的境内机构投资者）项目。这两个项目的实施实际实现了资本项目管制下一定规模资本的境内外自由流动，在一定程度上直接联通了国内和国际证券市场。在服务性开放和投资性开放中，后者对资本市场的冲击是直接而富有实际意义的，是衡量一国资本市场国际化程度的最重要方面，因此本报告对于近年中国资本市场开发的分析将集中在这一方面。

作为金融发展的重要组成部分，资本市场开放被许多研究证明对资本市场发展本身及宏观经济具有明显的影响力。Wurgler(1999)的分析认为发达国家的金融体系比发展中国家更加有效，资本市场开放能够提高发展中国的资源配置效率，有利于经济增长；Kim 和 Signal（1997）的研究证实资本市场开放提高了新兴经济金融市场的有效性，并对市场波动、通货膨胀和汇率水平都产生正面的影响，可以起到稳定宏观经济的作用。但与此同时，也有研究认为资本市场开放使得金融脆弱性暴露，加剧了经济的波动而不是稳定增长（Stiglitz,2000）;资本市场开放在短期可能具有显著的负面效应（Kaminsky and Achmukler,2002)。关于中国资本市场的开放效应分析，无疑是一件困难的工作，原因在于，第一，资本市场开放取得进展的近几年也是中国资本市场自身不断改革和完善的时期（如股权分制改革、融资融券的施行和股指期货的即将实施等），我们很难控制资本市场开放以外因素的干扰，单独分析开放效应；第二，已有的实证研究或者使用跨国面板数据，或者在案例研究中使用较长的数据进行分析，而中国的资本开放才刚刚开始，规模有限，得出明确的结论是很不合实际的想法；第三，国外资本在中国资本市场的投资行为至今为止都基于强烈的人民币升值预期，而实际中的人民币汇率变动加强和实现了这种预期。因此，目前人民币汇率的制度是左右资本流入和流出的重要因素，而这不具有

一般意义上的证券市场投资行为特征。尽管如此，本报告在可得数据的范围内，试图对近年来资本市场的开放效应进行分析。

二、2003-2008 年的资本市场开放

中国从上个世纪 80 年代就已经开始尝试性地发行海外债券，90 年代国内企业发行了 B 股、H 股和 N 股等，为数不少的企业进入到香港和纽约证券市场进行融资。但一直到这个世纪初，中国资本市场所表现出来的国际化仅仅停留在从外部获取融资、解决企业发展中金融资源缺乏的初级阶段，证券市场还基本是一个封闭的、与国际资本市场相互隔绝的独立市场。一直到 2002 年 11 月，证监会等部门联合发布了《关于向外商转让上市公司国有股和法人股有关问题的通知》和《合格境外机构投资者（QFII）境内证券投资管理暂行办法》，才在一定程度上实现了中国上市公司 A 股的非流通股和流通股的对外资开放，正式开启了外资直接投资中国证券市场的通道。随后，经过国内激烈的讨论，2005 年又推出了符合条件的境内金融机构投资于国外金融产品的 QDII 项目，打开了国内资金投资于国际金融市场的一扇门。至此，中国的资本市场与国际资本市场间资金直接流动的渠道被建立起来，虽然目前为止，QFII 和 QDII 的规模还不大，在具体操作中还受到许多严格的限制，但在中国资本市场开放过程中具有着标志性意义，也是中国资本市场渐进式开放的必经之路。

1．向外资敞开的中国资本市场通道：QFII 的实施

QFII 是在资本管制情况下，新兴国家允许境外机构投资者投资本国资本市场而专门设置的一种制度安排。上个世纪 90 年代以来，韩国、印度、马来西亚、巴西、泰国、智利和中国的台湾地区都先后实施了 QFII 制度。自 2003 年瑞士银行（UBS）成为首家获批投资中国资本市场的合格境外机构投资者以来，QFII 已经成为中国资本市场不可小觑的重要机构

投资者。到 2008 年 4 月， 53 家 QFII 已经获得了 100 亿美元的额度，在国内资本市场运作。另外有近 70 家机构向证监会递交了 QFII 的申请，等待批准，而中国外汇管理局尚有 200 亿美元的新额度准备发放。2007 年年底中国 A 股流通股总市值约为 8 万亿元，假设 QFII 全部持仓 A 股，也不超过流通股市值的 1%，因此从规模上来讲，QFII 尚没有成为有重要支配力的机构投资者。

为了防范潜在的风险，同时也为了通过引入 QFII 促进国内资本市场的价值回归和投资理念提升，中国政府设定了较高的 QFII 准入门槛，基本把范围确定

在国际大型金融机构。这一点，从与沪深股市有很大可比性的中国台湾地区的股市引入 QFII 制度时设定的准入门槛的对比中可以明确看出。表 1 给出了大陆和台湾对相关进入门槛的详细规定。

从已获得批准的 QFII 机构（请参考附录 1）的构成来看，有这样三个特点。第一，国际大型金融机构投资者众多。国际知名的投资银行、基金管理公司，如花旗、汇丰、摩根士丹利、高盛、东京三菱等等都在名录当中，这充分反映了中国资本市场的吸引力。对于这些投资机构，平均只有 2 亿美元的投资额度，在其全球可投资的资产中所占比重很小，目前进入中国市场，与其说是为了追求盈利，不如说是为了达到未来全球金融市场布局的目的。第二，机构的种类分布和地域分布广泛。已有的 53 家机构来自美国、英国、法国、德国、澳大利亚、瑞士等主要的欧美国家，和日本、香港、新加坡以及韩国等亚洲重要的金融中心，机构类型包括银行、基金、保险公司等证券公司等，这种广泛的分布体现了监管当局构造未来中国均衡、稳定、国际重要金融市场的出发点。第三，在投资额度的配置中也体现了分布广泛、单个机构投资额度不大的特点。在已获得投资额度的 QFII 机构中，额度最多是瑞士银行，为 8 亿美元，最少的为 5000 万美元，大部分的机构都获得了 1 亿至 2 亿美元的额度。据称，在今年即将审批和发放的新 200 亿美元额度时，证监会和外管局将继续贯彻这一原则。在已有的投资范围内引入较多的机构投资者，尽可能均匀分配投资额度，同时将优先考虑养老基金投资机构等具有长远稳定投资理念的申请者。显然这一做法，可以防止少数外资投资者对中国股市进行操纵的风险，鼓励价值发现和长期投资。

表 1　　中国大陆和台湾地区关于 QFII 准入资格的规定比较

项　目		大　陆	台　湾
投资额度要求		单个投资者投资额度范围 0．5 亿 － 8 亿美元	单个投资者投资额度范围 500 － 5000 万美元
机构资格要求	商业银行	总资产排名 100 名以内，管理的证券资产不少于 100 亿美元	总资产排名 500 名以内，持有证券资产总额 3 亿美元以上
	保险公司	经营历史 30 年以上，管理的证券资产不少于 100 亿美元	经营历史 10 年以上，持有证券资产总额 5 亿美元以上
	基金管理机构	经营基金业务 5 年以上，资产不少于 100 亿美元	成立满 5 年，经营证券投资基金总额 5 亿美元以上
	证券公司	经营证券业务 30 年以上，管理的证券资产不少于 100 亿美元	

资料来源：巴署松，《从台湾经验看 QFII 市场效应发展趋势》，2005 年 5 月 4 日《 中国经济时报》

从整个资本市场开放的历程看，QFII 仅仅是一个渐进的步骤，其发展方向是逐渐降低准入门槛，减少对外资机构投资行为的限制，最终放松对外资进入本土市场的管制。而整个开放进程的推进速度，则取决于国内资本市场、人民币汇率、宏观经济形势等因素。

2．国内资金进入国际金融市场的通道：QDII 的实施和政府外汇储备的海外投资

在 QFII 开始实施以后，外汇管制下允许国内投资者去海外投资的 QDII 机制也很快进入了人们的视野。我国资本项目尚未放开，利率和汇率的管制也将在较长一段时间里存在，所以人民币资本项目下的自由兑换难以在短期内实现。但国内长期的高速经济增长和高储蓄率，使民间和政府都积累了丰富的金融资源，客观上要求在海外寻找多元化的投资渠道。

与 QFII 一样，QDII 的实施也采取了资格和投资额度的审批方式，并且相关的监管部门对不同类型金融机构的投资方向作了相应的规定（表 2）。截止到 2007 年底，共有 7 家银行、3 家证券公司、10 家基金管理公司、2 家保险公司获得了 QDII 境外理财的资格。其中银行类 QDII 机构取得了 161 亿美元的境外投资额度，共推出了 154 个产品。而基金公司自从 2007 年 9 月份推出了 QDII 产品以来，QDII 业务进入快速发展阶段，“资金出海”已成为境内许多居民在考虑投资多元化和分散风险时的一个选择。

从表 2 可以看出，监管部门对银行、保险公司的 DII 投资方向规定比较严格，而对于基金和证券公司的 QDII 产品投资则没有明确的限制，这种差别是与银行和保险公司的“风险规避型”和基金与证券公司追求高收益的“风险偏好型”特征相吻合的。因为缺乏国外资本市场投资的经验、也不具备基本的研究团队作支撑，目前国内的 QDII 投资主要集中在香港，在资产配置中，除了美国和欧洲的国债、企业债券等固定受益的产品外，非固定收益产品的配置主要集中在香港股市，尤其是 H 股和大陆红筹股。因此，QDII 尚没有在真正的意义上走入国际金融市场，通过资产多元化配置实现国内金融资产分散风险、获得稳定收益的目标还远远没有达到，中国的 QDII 还“路漫漫其修远兮”。

表 2　　获得 QDII 资格的金融机构一览表

	公司名称	投资限制
信托系（2 家）	中信信托投资有限责任公司 上海国際信託投資公司	以国债、企业债券、金融债等固定收益产品为主
银行系	中国工商银行　　中国建设银行	以固定收益的产

(7家)	中国银行　　交通银行 香港上海银行　　东亚银行 花旗银行	品为主，股票投资的上限为50%
基金系（10家）	南方基金管理公司　　华夏基金管理公司 嘉实基金管理公司　　上投摩根基金管理有限公司 海富通基金管理有限公司　华宝兴业基金管理公司 长盛基金管理公司　　银华基金管理有限公司 汇添富基金管理有限公司	没有特别限制（但对于股票和基金的投资限于与中国监管机构签订有协议备忘录的国家和地区）
证券系（3家）	中金国际金融有限公司　　招商证券 中信证券	
保险系（2家）	中国平安保险公司 华泰财产保险股份有限公司	股票投资只限于香港，投资金额不超过总资产的5%

资料来源：根据网上资料整理而成

实际上，在2007年，中国的境外投资活动引起世界广泛关注的是被称为中国第一个主权财富基金(Sovereign Wealth Fund)的“中国投资有限公司"（以下简称中投）的成立。主权财富基金是使用政府所有的资金在国际资本市场上进行商业化、市场化运作的基金，近年来，以俄罗斯、阿联酋的“石油美元"基金、瑞士、新加坡的“养老金”基金为代表的主权财富基金在国际资本市场上非常活跃，因其资本规模大、运作机制灵活，这些基金已成为国际资本市场上引人关注的一股力量。中投是中国专门从事外汇资金投资业务的国有投资公司，成立的目的是使用外汇储备在海外投资以缓解中国外汇储备超常增长的压力，在美元贬值人民币升值的情况下实现外汇储备的保值和升值，并解决国内目前流动性过剩的问题，起到稳定宏观经济的作用。虽然中投成立的时间不到一年，但至今已经进行了几笔广泛引起关注的海外投资。

* 2007年5月，中投斥资30亿美元以每股29.605美元收购美国百仕通集团9.9%无投票权的股权单位

* 2007年11月，中投公司投资1亿美元认购在香港上市的中国中铁股份有限公司股份

* 2007年12月，中投公司与摩根士丹利公司达成交易协议，购买约50亿美元摩根士丹利公司发行的可转换股权单位。股权单位全部转换后，中投公司持有摩根士丹利公司的股份将不超过9.9%

* 2008年4月，中国国家外汇管理局已经累计购买了英国石油公司(BP)近

1%的股权[①]，按照市价计算总金额近 20 亿美元

仅上述不完全的统计，近一年来中国外汇储备在海外的投资就已经达到了 100 亿美元，超过了外管局给予境外机构进入中国资本市场 100 亿美元的 QFII 额度。近日，中投公司总经理兼首席投资官高西庆在北京向西方银行家表示，中国 2000 亿美元的主权财富基金将在原有 660 亿美元的基础上增至 900 亿美元资金，专门用于投资海外资产。因此可以相信，在短期内，中国政府在海外资本市场的投资会有大幅度的增加。

通过上述分析可以发现，2003 年以来的中国资本市场的开放是以允许资本在国内和国际资本市场的双向流动为主线而展开的，QFII 制度的引入，使中国 A 股市场第一次迎来了直接的资金流入，QDII 制度的实施，则使中国居民的投资选择范围扩大到国际资本市场，这两项制度的实施是中国资本市场真正意义上开放的开始，而“双 Q”规模的扩大和管制的放松也将是中国资本市场继续开放的必经之路。但是，目前为止，政府严格监管下资本的流入和流出中具有明显的下属特点：第一，在推进资本市场开放这一大的前提下，改革措施的推出服从于国内宏观经济形势的需要。QFII 大规模的审批是在 2004 年，这一年中国资本市场低迷，交易清淡，引入国外资金进场，无疑反映了监管当局借助外力“救市”的企图；而到了 2006 和 2007 年，国内资本市场流动性过剩，股市进入上涨阶段后，QFII 的审批则基本处于停滞阶段。进入 2007 年下半年因为股权分置改革后“大小非”减持等原因造成股市下跌，证监会又开始启动了资格和新额度的审批。在允许资本流出方面，2006 年和 2007 年是 QDII 产品推出的高峰以及中投和其他金融机构在海外投资的活跃期，这个时期正是中国外汇制度改革后人民币稳步升值、外汇储备急剧增加、国内流动性过剩、资本和房地产市场涌现泡沫的阶段。鼓励民间主体和相关政府主体的大规模海外投资，与其说是为了促进资本市场的国际化，不如说是为了解决国内宏观经济中面临的问题。

第二，资本流出的量大于资本流入的量[②]，并且政府的海外投资行为构成了国内资本进入海外资本市场的主体。这一特征，在中国资本市场渐进开放的过程中是非常有转折意义的。因为正如本报告前面提到的，此前中国资本市场的

---

① 此项投资虽然是由中国外汇管理局而不是中国投资有限公司操作进行的，但其资金来源和性质，与中投完全相同。

② 除了本文中提到的正规途径的资本流入、流出外，以其他途径隐蔽流入国内资本市场的“热钱”构成了资本市场的被动性开放。虽然无法统计确切地数字，但相信这个规模远远大于 QFII 的额度。本文在这里的结论不包含“热钱”因素。

开放是以吸引外资、国内企业在国外融资为主要目的的，资本流出规模的扩大似乎可以意味着中国在国际资本市场上从单纯的资本吸收性角色向资本输入输出双向角色的转变。

上述特点对下面将要分析的 2003-2008 年资本市场的开放效应有着直接的关联。

三、资本市场的开放效应分析

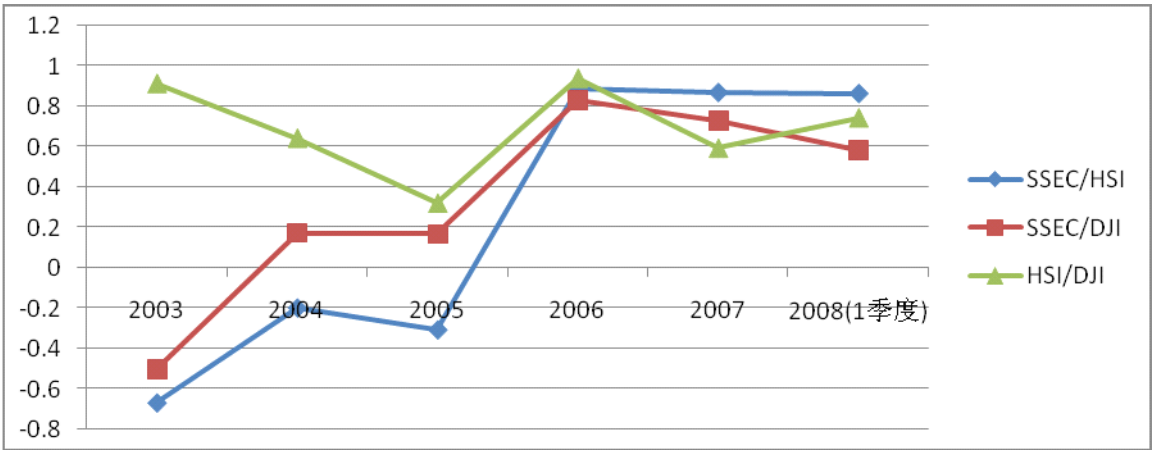
从理论上讲，资本市场的开放效应主要表现在三个方面，一是稳定效应，资本市场开放条件下，各国之间资金流动，市场与市场之间的关联性增强，开放国市场除受到本国经济运行因素的影响外，还不可避免地受到其他国家尤其是发达国家资本市场的影响；二是增长效应。一般认为资本市场开放有利于解决发展中国家的金融抑制，优化金融机构，促进金融体系发展，改善国内资本积累和配置效率，从而促进经济增长；三是公司治理结构改善效应。开放的资本市场可以在更大范围内发挥融资和并购机制，要求有更透明的信息披露制度和规范化的会计制度，从而促进公司治理结构的改善（沈坤荣，2005）。其中增长效应的显现需要较长的一段时间，而中国资本市场开放的规模非常有限，时间也比较短，其分析是比较困难的。况且目前为止，国内许多关于中国资本市场发展与经济增长关系的实证研究（如谭儒勇，1999，庞晓波、赵玉龙，2003）表明了二者之间的弱相关关系，因此即使进行分析，结果可能也是不尽人意的。关于资本开放的公司治理改善效应，在中国目前股权分置改革刚刚结束，还存在相当大比例非流通股的情况下，更是无从谈起。因此本文以下的分析主要集中在资本市场开放的宏观经济稳定效应分析。

1、中国 A 股市场与香港、纽约证券市场联动性提高

表 3　　上证综指（SSEC）、恒生指数（HSI）、道琼斯指数（DJI）相关性分析

相关系数	SSEC / HSI	SSEC / DJI	HIS / DJI
2003 年	-0.6672	-0.5017	0.915
2004 年	-0.1971	0.1744	0.6434
2005 年	-0.3054	0.1692	0.3207
2006 年	0.8891	0.8324	0.9409
2007 年	0.8694	0.7299	0.5934
2008 年（1 季度）	0.8643	0.5834	0.7442

图 1　　2003-2008 年一季度三大股指相关系数的历史动态



注：1.2008 年数据为一季度数据，其相关系数使用每日收盘价格计算，且对上证指数和恒生指数进行了滞后，其中恒生指数滞后道琼斯指数一个交易日，上证指数滞后道琼斯指数两个交易日；

2.2003-2007 年数据均为年度数据，使用每周收盘价格计算。

上述对上证综指（SSEC）、恒生指数（HSI）和道琼斯指数（DJI）相关性分析表明，2003、2004 和 2005 年，A 股市场与香港和纽约证券市场相关度很低，甚至为负，A 股市场基本表现出独立于国际金融市场的走势。但从 2006 年到 2008 年第一季度，上证综指与香港恒生指数的相关系数分别为 0.8891、0.8694 和 0.8643，与道琼斯指数的相关系数分别为 0.8324、0.7299 和 0.5834，表现出明显的正的高度相关性。中国股市与香港和纽约股市关联度提高的直接原因包括两个。第一是中国内地企业在香港和美国等国际资本市场上市数量的增加，使得国内外投资人在一定程度上有了共同的投资目标和价值评估尺度。第二是 QFII 和 QDII 制度的推出建立了资本在中国市场和全球市场进行配置与流动的通道，促进了国内与国际资本市场的融合。虽然，从相对规模上来看，上述因素在国内资本市场上占的比重有限，但具有“自我实现”和“自我加强”特征的投资人预期和理念往往主导着市场的发展，而通过这些通道不断输入的信息和国际通行的投资理念，常常会放大反映到国内资本市场上，使得国内与国际市场的关联度增强。

国内资本市场与国际市场关联性增强的意义是多方面的。首先，从资本市场本身来说，国内资本市场一直表现为投机性强、换手率高、价格波动频繁的特点，联动性增强下，长期中国际资本市场对国内市场应该产生示范效应，促进国内市场稳定性的提高和长期投资价值取向的形成。另外，在资本市场规模不断扩大的背景下，资本市场的变动常常会影响到政府宏观经济政策的实施，反之亦然。因此国内与国际资本市场关联度的提高，使影响国内资本市场变化

从而影响宏观经济形势运行的因素更加多元化，这无疑加大了政府进行宏观调控的复杂性。

2、QFII 投资行为的示范效应：投资的长期性和价值取向

由于 QFII 在中国资本市场投资的时间比较短，规模较小，还不可能对中国资本市场运行、从而对宏观经济产生较大的影响。同时，在可得信息方面，我们也很难准确把握所有 QFII 机构的投资和收益情况，因此只能依据公开媒体披露的信息进行研究。

关于 QFII 投资机构进入中国资本市场波动性的变化，沈坤荣（2005）曾经做过实证分析。他以第一个 QFII（瑞士银行）于 2003 年 7 月 9 日投资国内证券市场为分界标，衡量了在此前后一年国内 A 股市场的波动情况研究。结果如下：

表 4　　QFII 进入中国证券市场前后市场波动情况比较

	QFII 进入前一年	QFII 进入后一年
上证指数收益率		
平均收益率	-0.0249251	0.0078638
方差	1.44043	1.49559
深证指数收益率		
平均收益率	-0. 0563469	-0.0179166
方差	1. 25104	1.32195

资料来源：沈坤荣，2005，《中国资本市场开放研究》

从上面的结果可以看到，QFII 进入中国市场后并没有减缓市场的波动性，相反，在中国宏观经济向好的情况下（2003 年 GDP 为 9.1%，2004 年为 9.5%），上证指数和深证指数日收益率的方差均有放大。在随后的 2005 年、2006 年 2007 年到现在，上证指数经历了从不到两千点上升到 6300 点高位，后又回落到 3300 点的起起伏伏，这些证据似乎说明 QFII 作为一种长期持股理念的机构投资者没有体现出稳定证券市场的积极作用。但是，把这样一个整体资本市场的波动情况直接地与 QFII 的引入直接联系起来是牵强的。原因是首先，QFII 整体的投资额度只有 100 亿美元，按照目前汇率大概是 700 亿元人民币，这相比于中国A股 8 万亿元的市值，其影响力是非常有限的。另外，QFII 进入中国后的五年，国内宏观经济高位运行，上市公司效益不断提高，同时 2004-2005 年又很快基本完成了股权分置改革，解决了困扰中国资本市场股权割据、流通股比率较低的问题，这些国内因素为原本投机性很强的资本市场注入了许多波动性增强的

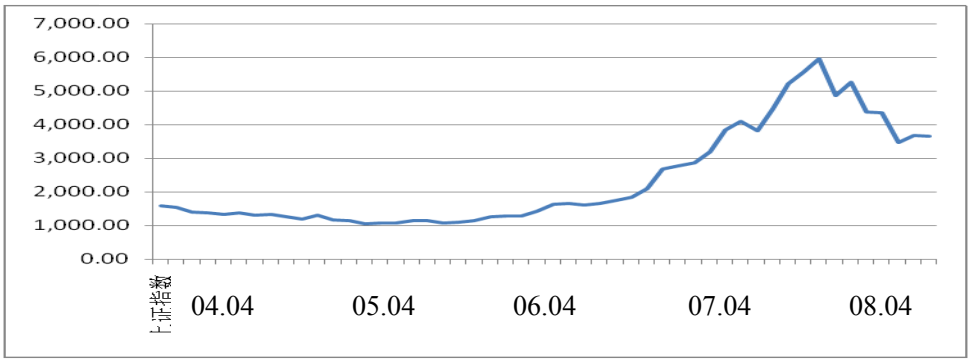
要素。

实际上，从上市公司定期公布的信息和许多分析家透露的情况看，QFII 的进入在促进投资的价值回归和长期投资方面起到了积极的示范作用。这表现为

第一，QFII 的投资行为表现出一定购程度的“羊群效应"，带动了国内市场对大盘蓝筹股的投资倾斜，引领了国内投资者在投资理念上的变化。“羊群效应"是指许多投资机构在资本市场中相互模仿，对同种或同类证券采取相同的投资及交易策略。在国内 A 股市场上，以往小盘股、概念股往往成为市场炒作的热点，而进入中国股市的 QFII 机构，其投资的重点基本集中在市值和流通量大、公司治理与管理层透明度高、盈利增长能力比较强、在行业中居于龙头地位的企业。如 2004 年，QFII 机构集中持有的 10 大重仓股是长江电力、福耀玻璃、中兴通讯、上港集箱、浦发银行、外运发展、燕京啤酒和中金黄金；2007 及 2008 年中国股市大幅波动的时期，QFII 的投资主要集中在中国人寿、中国平安、招商银行、民生银行、中国石油、海螺水泥、中国铁建等金融、石油石化、基建等板块的大盘蓝筹股上。而这些股票基本是近年来市场的热点，反映了 QFII 机构的投资方向对国内投资者的示范效应。

第二，从波段操作方面看，QFII 进入中国市场后奉行“价值为基础”的投资理念，上市公司市盈率为基本判断指标，当市盈率偏离正常水平时抛出股票，回落到合理水平时购入股票，这使中国证券市场一直追涨杀跌的做法得到一定程度的纠正。下图是 2004 年 4 月至 2008 年 4 月上证指数的变动状况，在这几年中，QFII 机构有过在 2005 年 6 月 1000 点左右和 2006 年第一季度 1300 点左右成功抄底的经验。进入 2008 年前三个月，A 股市场经历了幅度达到 45%的下跌，在“大小非”减持形成的市场压力下国内基金纷纷继续看空时，QFII 又在 4 月份纷纷涌入 A 市场。按照 Topview 的统计，在 3300 点左右，汇丰、瑞银、花旗等国际机构发布看好 A 市场的报告，并有大量资金进入中信证券、中国人寿、招商银行等金融类股票，随后，在证监会颁布《上市公司解除限售存量股份转让指导意见》（该意见要求对于大宗转让的存量股份，要到大宗交易系统去做转让）和将印花税从 0.3%降低到 0.1%之后，A 市场出现回暖迹象，近日已上涨到 3700 点左右。虽然，对近日 QDII 近日的做多和国内基金的做空进行评价为时尚早，但可以看到的是左右 QFII 机构投资的理念是“股票的价值和风险"，也是中国目前资本市场健康稳定发展、减少对宏观经济稳定运行的干扰所最需要的投资精神。

图 2　　上证综指 2004 年 4 月-2008 年 4 月走势



3、QDII 投资：账面亏损，但已初显出资产配置多元化和分散风险的作用

与境外投资机构进入中国市场赚得盆满钵满形成鲜明对比的，是国内机构自从走出国门就遭遇“次贷危机”，大部分产品处于亏损状态。下表简单给出了最近媒体所披露的基金和银行系 QDII 产品的净值状况。

中国投资有限公司进行的投资也处于基本相似的状态。以每股 29.61 美元的价格购入的 1.01 亿股百仕通，到 2007 年年底每股浮亏 7.35 美元，总计浮亏约 7.45 亿美元。对中铁和摩根士丹利的投资，在香港和纽约股票市场还没有从“次贷危机”中走出来的情况下，收益情况也不容乐观。

但是，在国际资本市场的投资，对于中国的投资者来讲不过是万里长城刚刚踏出了第一步。其对中国资本市场的发展和宏观经济产生的影响不能仅仅用不到一年的短期投资收益率进行评价，而应该在长期的、整体的视角上予以分析。首先，在金融资产的投资上，“不要把所有的鸡蛋放在一个篮子里”几乎是一个铁律。QDII 的实施为中国投资者规避国内单一市场的系统风险、在全球范围里进行资产组合提供了可能。实际上，QDII 分散国内市场风险的效应在今年一季度已经初步显现。今年 2 月份以来，A 股市场持续大跌，而香港等海外市场却止跌回稳，并率先展开反弹。而且因为一些 QDII 基金积极调整投资区域，加强了对拉美市场的投资比例，减少了日本、欧洲以及亚太地区的投资比例，使 QDII 基金在 2、3、4 月份均跑赢了 A 股基金。

表 5　　QDII 产品净值状况

QDII 产品	时间	净值状况
南方基金管理公司的“南方全球”基金	08．3．26	0．792　（亏损 20%）
华夏基金管理公司的“华夏全球”基金	08．3．26	0．741　（亏损 25%）
嘉实基金管理公司的“嘉实海外”基金	08．3．26	0．656　（亏损 34%）
上投摩根基金管理公司的“亚太优势”	08．3．26	0．675　（亏损 33%）

基金		
民生银行的“港股直通车”	08．3．18	亏损 50%，被迫清盘
东亚银行的“利财通”系列 1 号	08．3．15	亏损 60%
中国银行的“中银美元增强型现金管理”	07 年年底	由于收益率偏低导致巨额赎回，被迫中止

资料来源：整理自《21 世纪经济导报》2008 年 3 月 28 日刊“民生回应清盘：我们不推卸责任”及 2008 年 3 月 29 日刊“海外市场回暖，QDII 基金净值回升”等文。

其次，外汇储备增速过快、央行被动性提供国内市场流动性是近几年宏观调控始终面临的困境，民间和政府的金融资源投向国际市场通道的建立，无疑可以减轻这种压力，并提供更多地调控国际收支的手段。中投近期计划投向海外市场的金额为900亿美元，QDII的海外投资额也超过1000亿元人民币，在今后一段时间国内证券市场前景不明朗、对人民币升值预期逐渐减弱的情况下，估计国内投资者对海外市场的投资仍会逐步增加。

四、结　论

2003-2008 年期间，中国资本市场对外开放获得实质性进展，这主要表现为通过 QFII（合格境外机构投资者）项目的实施，有选择地允许国外机构投资者直接进入国内资本市场进行投资，通过 QDII（合格境内机构投资者）项目开通了居民和企业的金融资产投资于国际金融市场的通道，通过成立国有独资投资公司——中国投资有限公司，进行了较大规模的政府外汇储备的境外投资活动。这些改革措施使中国资本市场事实上呈现出一定程度的“双向”开放。

虽然这些跨境资本的投资规模有限，但已对国内资本市场和宏观经济运行产生了一定影响。对于上证综指与恒生指数、道琼斯指数的相关性实证分析表明，从 2003 年以来，中国 A 股市场与香港、纽约证券市场的联动性逐渐加强，大陆股市独立于国际资本市场的格局已经发生了变化。另外，QFII 的投资表现出与国内机构投资者不同的价值取向和更广泛的国际视野，对国内机构投资者产生了很强的示范效应，这对中国资本市场的稳定发展和国际化水平提高起到了积极作用。QDII 和政府外汇储备目前的投资虽然基本处于亏损状态，但小于国内证券市场的价值波动幅度，使其在一定程度上已经显示出分散风险和资产配置多元化的效果，并且起到了对冲 “热钱”涌入、减缓由于外汇储备增加导致国内流动性被动增加压力的作用。因此，除了通过传

统的国际贸易和 FDI（外商直接投资）的传导渠道，中国宏观经济与世界经济发生相互影响外，资本市场也成为中国直接受到国际经济冲击的重要途径。

参考文献：

1．巴曙松，2003，“论中国资本市场的开放路径选择”，中国社会科学院世界经济与政治研究所网站 www.iwep.org.cn。

----2005，“从台湾经验看 QFII 市场效应发展趋势”，《 中国经济时报》2005 年 5 月 4 日。

2．黄庭钧、陈芳，2007，“2007 年中国资本市场对外开放进程“双向提速””，新华社。

“从台湾经验看 QFII 市场效应发展趋势”。

3．沈坤荣，2005，《中国资本市场开放研究》，人民出版社。

4．谈儒勇，1999，“中国金融发展与经济增长关系的实证研究”，《经济研究》，第 10 期

5．王国刚，2003，《资本账户开放与中国金融改革》，社会科学文献出版社。

6．张春玲，2000，“国际游资的经济影响及我国的对策选择”，《世界经济研究》第 3 期。

7.《中国证券报》2007 年及 2008 年各期

8.《21 世纪经济报道》2008 年各期

9．Kaminsky, Graciela L., and Carmen Sergio L. Schumukler, 2002, “Short-run Pain, Long-run Gain: The Effects of Financial Liberalization”, NBER Working Paper, wp9787.

10．Kim,E. Han, and Singal,Vijay,2000,“Stock Market Openings:Experience of Emerging Economics”,Journal of Business.

11．Stiglitz, Jpsoph E，2000，“Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability”,World Development, Vol.84,No.6.

12．Wurgler, Jeffrey,1999,“Financial Market and the Allocation of Capital”,Yale ICF Working Paper No. 9908.

附录 1．QFII 资格及额度统计表（2008 年 3 月）

QFII 名称	QFII 资格批准时间	外汇额度（亿美元）
瑞士银行	2003.5.23	8
野村证券株式会社	2003.5.23	3.5
摩根士丹利国际有限公司	2003.6.5	4
花旗环球金融有限公司）	2003.6.5	5.5
高盛公司	2003.7.4	3
德意志银行	2003.7.30	4
香港上海汇丰银行有限公司	2003.8.4	4
荷兰商业银行	2003.9.10	3.5
摩根大通银行	2003.9.30	1.5
瑞士信贷（香港）有限公司	2003.10.24	5
渣打银行香港份行	2003.12.11	0.75
日兴资产管理有限公司	2003.12.11	4.5
美林国际	2004.4.30	3
恒生银行有限公司	2004.5.10	1
大和证券 SMBC 株式会社	2004.5.10	0.5
雷曼兄弟国际公司	2004.7.6	2
比尔·盖茨美林达基金	2004.7.19	1
景顺资产管理有限公司	2004.8.4	2.5
荷兰银行有限公司	2004.9.2	1.75
法国兴业银行	2004.9.2	0.5
邓普顿资产管理有限公司	2004.9.14	未批
巴克莱银行	2004.9.15	0.75
德雷斯登银行	2004.9.27	0.75
富通银行	2004.9.29	5
法国巴黎银行	2004.9.29	2
加拿大鲍尔集团	2004.10.15	0.5
东方汇理银行	2004.10.15	0.75
高盛国际资产管理	2005.05.9	2
马丁可利投资管理有限公司	2005.10.25	1.2
新加坡政府投资公司	2005.10.25	1
AIG 全球投资公司	2005.11.14	0.5

淡马锡富敦投资私人有限公司	2005.11.15	1
怡富资产管理有限公司	2005.12.28	1.5
第一生命保险相互会社	2005.12.28	1
星展银行	2006.2.13	1
安保资本投资有限公司	2006.4.10	2
加拿大丰业银行	2006.4.10	1.5
比联金融产品英国有限公司	2006.4.10	1
法国爱德蒙得洛希尔银行	2006.4.10	1
耶鲁大学	2006.4.14	0.5
摩根士丹利投资管理公司	2006.7.7	2
英国保诚资产管理（香港）有限公司	2006.7.7	2
斯坦福大学	2006.8.5	0.5
通用电气资产管理公司	2006.8.5	2
大华银行	2006.8.5	0.5
施罗德投资管理有限公司	2006.8.29	2
汇丰投资管理（香港）有限公司	2006.9.5	2
新光证券株式会社	2006.9.5	0.5
瑞银环球资产管理（新加坡）有限公司	2006.9.25	2
三井住友资产管理株式会社	2006.9.25	2
挪威中央银行	2006.10.24	
百达资产管理有限公司	2006.10.25	
纽约市哥伦比亚大学校董会	2008.3.12	

截至到2008年3月累计批准53家QFII资格，外汇额度101.95亿美元。

中国潜在国民收入与国民收入缺口

China's Potential National Income and National Income Gap

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

选取半朱拉格周期长度的时滞阶数 k = 5，分别在概率函数 w(i)为均匀分布的线性权数系列 w(i) = 1/k = 1/5 与前向负载（front-loaded）的余弦权数系列 w(i) = cos((i－1)·(π/2k)) = cos((i－1)·(π/10))的代表性情形下，使用 OLS 方法在 1978-2007 年间依次拟合中国实际 GDP 指数的幂乘积自回归方程 $Y_t = (\prod^{5}_{i=1} Y_{t-i})^{1/5} \cdot (1+\delta)^{3}$ 与对数线性自回归方程 $\ln Y_t = \sum^{5}_{i=1} \{w(i) \cdot \ln Y_{t-i}\} + \ln(1+\delta) \cdot \sum^{5}_{i=1} \{i \cdot w(i)\}$。

$$Y_t = \prod^{5}_{i=1} (Y_{t-i})^{1/5} \cdot (1 + 0.098753)^{3}$$

$$(40.38901)$$

$R^2 = 0.996348$，S.E.= 23.62223，D.W.= 0.341042。

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

$$(27.61582)$$

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

中国潜在 GDP 自然增长率在线性权数情形下 δ = 9.9753%，在余弦权数情形下 δ = 10.003%。依据实际 GDP 指数幂乘积自回归方程，静态预测实际 GDP 指数；依据实际 GDP 指数对数线性自回归方程，静态预测与动态预测实际 GDP 指数，分情形建立 1983-2007 年间中国潜在国民收入时间序列，进而计算中国国民收入绝对缺口指标(Y－Y*)与相对缺口指标(Y－Y*)/Y*，其最终计算结果分

别如表 1 所示。

表 1(a)　中国国民收入绝对缺口　　（亿元）

年度	线性权数/静态预测		余弦权数/静态预测		余弦权数/动态预测	
	当年价格	2007 年价格	当年价格	2007 年价格	当年价格	2007 年价格
1983	-203.05	-836.61	-152.48	-628.24	-152.48	-628.24
1984	210.45	826.13	257.25	1009.83	204.55	802.96
1985	592.78	2110.96	578.95	2061.72	587.73	2092.99
1986	493.34	1678.19	363.82	1237.62	565.90	1925.02
1987	592.13	1914.97	404.93	1309.57	824.52	2666.54
1988	639.05	1843.38	432.70	1248.17	1198.66	3457.63
1989	-540.31	-1435.84	-674.47	-1792.39	378.67	1006.30
1990	-1575.66	-3957.55	-1608.52	-4040.07	-652.04	-1637.72
1991	-1593.21	-3744.90	-1496.86	-3518.45	-918.11	-2158.06
1992	-511.25	-1110.65	-191.53	-416.09	-144.30	-313.48
1993	1087.10	2050.41	1455.60	2745.46	1070.82	2019.72
1994	3364.14	5260.45	3193.93	4994.29	2855.20	4464.62
1995	4328.04	5952.04	3344.98	4600.11	4144.41	5699.51
1996	3540.00	4574.54	2236.08	2889.56	4858.90	6278.87
1997	1607.09	2045.49	569.62	725.01	4839.26	6159.36
1998	-1068.71	-1372.43	-1692.17	-2173.07	3404.85	4372.48
1999	-3211.18	-4177.43	-3395.15	-4416.76	1606.88	2090.39
2000	-4178.31	-5326.62	-4008.77	-5110.49	322.23	410.78
2001	-4935.63	-6165.71	-4480.74	-5597.45	-1343.30	-1678.08
2002	-4571.17	-5676.67	-3959.25	-4916.75	-2461.96	-3057.36
2003	-3022.28	-3658.48	-2493.83	-3018.80	-2752.85	-3332.33
2004	-1554.58	-1759.88	-1284.82	-1454.49	-3126.48	-3539.37
2005	245.25	266.52	158.12	171.83	-2945.02	-3200.45
2006	4199.90	4419.30	3571.55	3758.12	-367.00	-386.17
2007	8785.82	8785.82	7456.71	7456.71	3863.57	3863.57

表 1(b)　中国国民收入相对缺口　　（%）

年度	线性权数/静态预测	余弦权数/静态预测	余弦权数/动态预测
1983	-3.405388	-2.557219	-2.557219
1984	2.919624	3.568843	2.837767
1985	6.574712	6.421363	6.518768
1986	4.801232	3.540768	5.507398
1987	4.910427	3.358049	6.837628
1988	4.248197	2.876479	7.968336
1989	-3.179710	-3.969285	2.228480
1990	-8.440532	-8.616524	-3.492879
1991	-7.314495	-6.872184	-4.215084
1992	-1.898909	-0.711395	-0.535974
1993	3.076640	4.119555	3.030583
1994	6.979853	6.626695	5.923905
1995	7.119228	5.502179	6.817167
1996	4.973546	3.141598	6.826542
1997	2.034986	0.721288	6.127742
1998	-1.266208	-2.004888	4.034072
1999	-3.580823	-3.785973	1.791852
2000	-4.211389	-4.040506	0.324778
2001	-4.501046	-4.086206	-1.225018
2002	-3.798778	-3.290249	-2.045957
2003	-2.225164	-1.836093	-2.026792
2004	-0.972350	-0.803622	-1.955540
2005	0.133384	0.085994	-1.601705
2006	1.981806	1.685304	-0.173176
2007	3.520946	2.988302	1.548339

1983-2007 年间中国国民收入绝对缺口与相对缺口在线性权数/静态预测、余弦权数/静态预测与余弦权数/动态预测情形下的时间路径，如图 1 所示。图 2 比较 1983-2007 年间各情形中国国民收入相对缺口时间路径，并且基于 2008 年中国经济增长速度预测而外推核算 2008 年各情形中国国民收入相对缺口。

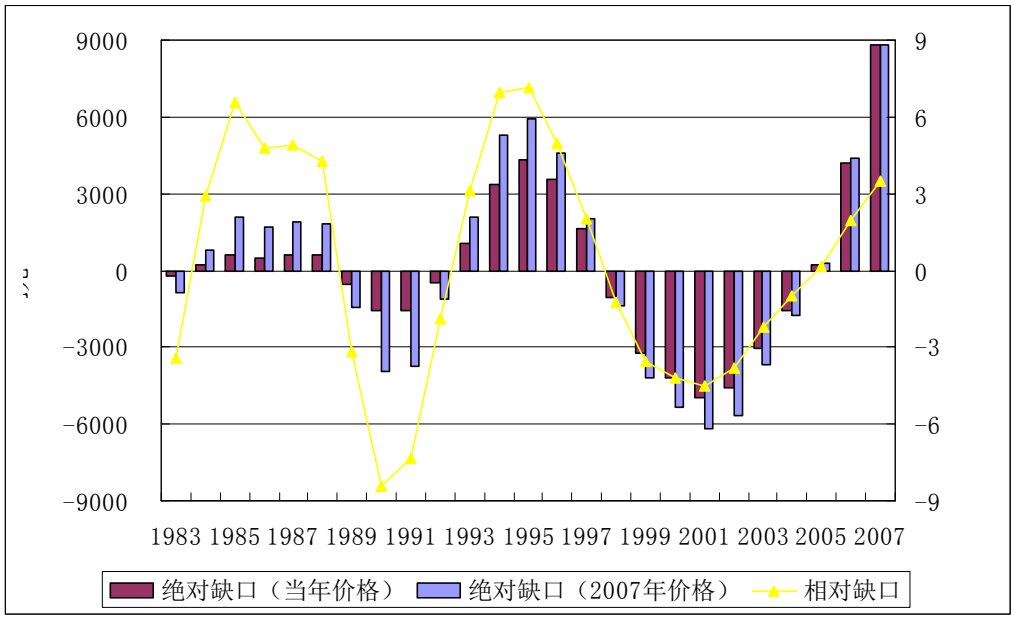


图 1(a)　中国国民收入缺口时间路径：线性权数/静态预测情形

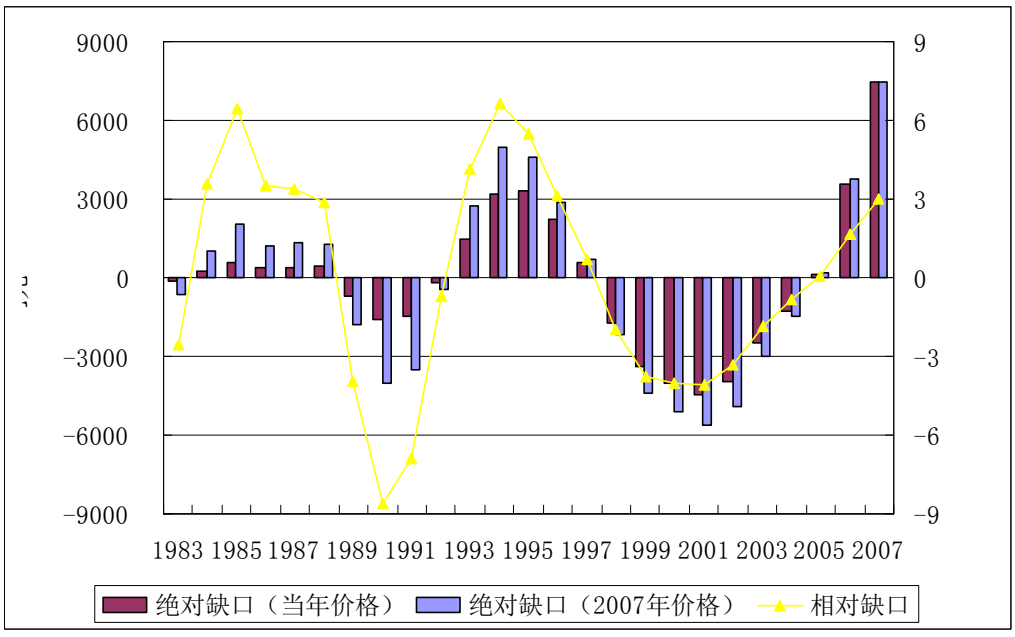


图 1(b)　中国国民收入缺口时间路径：余弦权数/静态预测情形

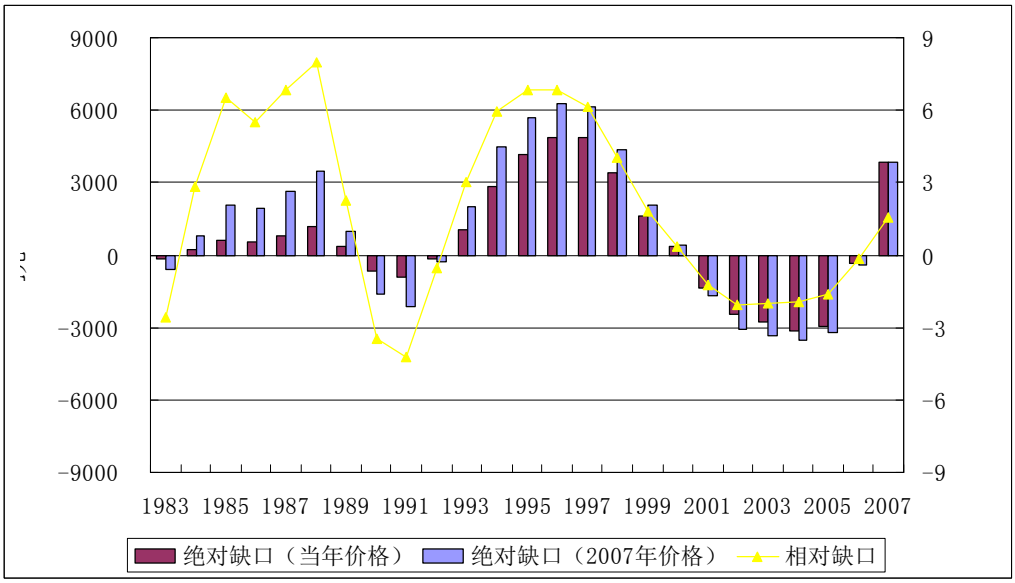


图 1(c)　中国国民收入缺口时间路径：余弦权数/动态预测情形

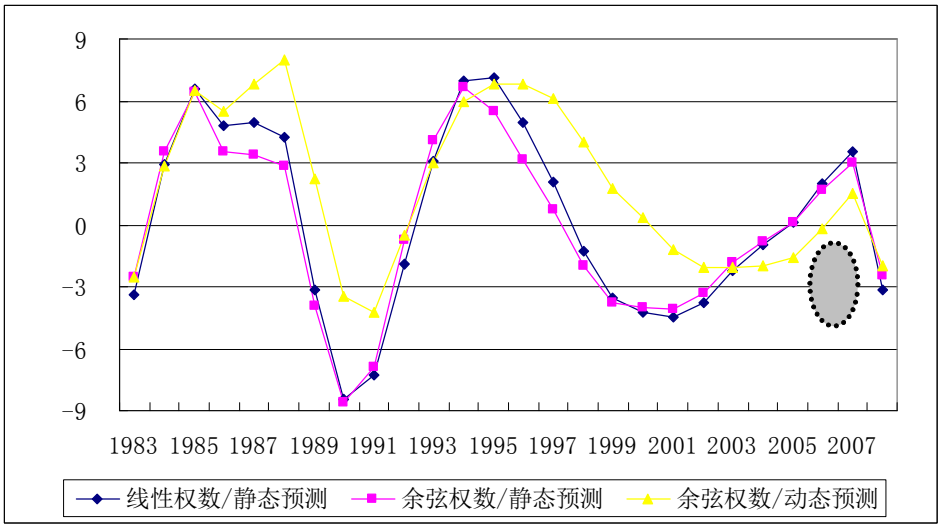


图 2　中国国民收入相对缺口时间路径

如图 2 所示，由于线性权数系列历时平均分配而余弦权数系列向近时期倾斜，余弦权数情形超过线性权数情形的自然增长率反映中国经济加速增长的历史趋势，余弦权数情形的国民收入缺口因而比线性权数情形指示严重的经济收缩过程与缓和的经济扩张过程。同时，由于动态预测方法在实际国民收入 1982 年以前历史数据的支持下滚动模拟实际国民收入 1983-2007 年间历史数据，维持 1982 年以前历史惯性而忽略 1983-2007 年间实际形势，动态预测方法因而比静态预测方法指示滞后的经济收缩过程与缓和的经济萧条程度。

2003-2007年间中国实际GDP年度增长速度均超过其自然增长率并且逐年加速，必然通过滞后效应大幅度提升2008年中国潜在国民收入水平。即使在2008年中国实际GDP增长10.5%而超过其自然增长率的预测条件下，中国国民收入相对缺口也将从2007年的正值逆转为2008年的负值而指示萧条经济景气：线性权数/静态预测情形，-3.1401%；余弦权数/静态预测，-2.4299%；余弦权数/动态预测情形，-1.9676%。

报告总负责人：杨瑞龙 毛振华 朱科敏

分报告 1：张永军　郑超愚

分报告 2：郑超愚　赵　旸

分报告 3：刘凤良　于　泽

分报告 4：雷　达　孙中栋

分报告 5：王晋斌　李　南

分报告 6：刘元春　闫文涛

分报告 7：范志勇

分报告 8：夏　明

分报告 9：章艳红

分报告 10：于春海

分报告 11：顾海兵　刘　玮

分报告 12：顾海兵　王亚红

分报告 13：程 华

附　录　1：郑超愚